



UNIWERSYTET
EKONOMICZNY
W POZNANIU

Szymon Stereńczak

Premia z tytułu płynności akcji na
polskim rynku kapitałowym

Stock liquidity premium on the
Polish capital market

Praca doktorska

Promotor: dr hab. Jarosław Kubiak, prof. nadzw. UEP

Promotor pomocniczy: dr Przemysław Garszka

Pracę przyjęto dnia

Wydział Zarządzania

podpis Promotora

Katedra Finansów Przedsiębiorstw

SPIS TREŚCI

Wstęp.....	4
Rozdział I. Płynność papierów wartościowych	15
I.1 Pojęcie płynności papierów wartościowych	15
I.2 Wymiary płynności papierów wartościowych	23
I.3 Czynniki wpływające na poziom płynności papierów wartościowych	28
I.4 Konsekwencje braku doskonałej płynności na rynkach papierów wartościowych	37
Rozdział II. Pomiar płynności akcji	43
II.1 Problem pomiaru poziomu płynności akcji.....	43
II.2 Klasyfikacja miar płynności	46
II.3 Charakterystyka najważniejszych mierników płynności.....	51
II.4 Ocena możliwości zastosowania istniejących mierników płynności do badania płynności akcji na polskim rynku kapitałowym	57
II.5 Dobroć pomiaru istniejących miar płynności na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.....	65
II.6 Płynność akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2001-2016	89
Rozdział III. Wpływ płynności akcji na stopy zwrotu w świetle dotychczasowych badań	95
III.1 Zależność między poziomem płynności a stopą zwrotu w modelach teoretycznych ...	95
III.2 Badania nad wpływem płynności na stopy zwrotu na zagranicznych rynkach akcji ...	119
III.2.1 Systematyka badań empirycznych nad zależnością między płynnością a stopami zwrotu	120
III.2.2 Badania traktujące płynność jako cechę akcji.....	121
III.2.3 Badania traktujące płynność jako czynnik ryzyka	137
III.2.4 Badania uwzględniające ryzyko płynności	144
III.2.5 Podsumowanie badań zależności między płynnością a stopami zwrotu.....	152
III.3 Badania nad wpływem płynności na stopy zwrotu z akcji na polskim rynku kapitałowym.....	155
III.3.1 Badania traktujące płynność jako cechę akcji.....	155
III.3.2 Badania traktujące płynność jako czynnik ryzyka	158
III.3.3 Badania uwzględniające ryzyko płynności	159
III.3.4 Podsumowanie badań zależności między płynnością a stopami zwrotu.....	160
III.4 Determinanty premii z tytułu płynności akcji w dotychczasowych badaniach	160
Rozdział IV. Badanie nad premią z tytułu płynności na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie	169

IV.1 Charakterystyka próby badawczej oraz hipotezy badawcze.....	172
IV.2 Symulacyjny model zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu.....	180
IV.3 Wpływ płynności akcji na stopy zwrotu z akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.....	193
IV.4 Premia z tytułu płynności akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w okresie hossy i w okresie bessy	240
Zakończenie	263
Bibliografia.....	272
Indeks tabel	299
Indeks schematów	308
Spis wykresów	308
Załącznik A	309
Załącznik B	325
Załącznik C	333
Załącznik D	343
Załącznik E	363
Załącznik F.....	370
Załącznik G.....	375

WSTĘP

Rynek kapitałowy jest miejscem, w którym przedsiębiorstwa mogą pozyskiwać fundusze potrzebne do finansowania swojej działalności. Na rynku tym inwestorzy przekazują środki finansowe przedsiębiorstwom, oczekując w zamian wymiernego zysku, określonego wymaganą stopą zwrotu. Rynki kapitałowe powinny być efektywne, w szczególności powinny zapewniać prawidłową wycenę instrumentów finansowych. Badacze z dziedziny finansów zgodnie podkreślają, że efektywność rynków kapitałowych jest warunkowana między innymi przez płynność. Z tego też względu niemal wszystkie teorie finansów, w szczególności teoria portfela, teoria wyceny aktywów kapitałowych, ale też teoria struktury kapitału przedsiębiorstw, bazują na założeniu idealnej płynności papierów wartościowych dostępnych na rynku. Brak płynności jest zaburzeniem procesu transakcyjnego, które w wymierny sposób wpływa na praktykę inwestowania na rynku papierów wartościowych.

Pomimo upływu wielu lat badań, dość istotnym problemem nadal pozostaje kwestia odpowiedniego zdefiniowania płynności. Podobnie jak kapitał, płynność ma w ekonomii wiele znaczeń. Praca poświęcona jest płynności aktywów, przy czym aktywami, których płynność będzie badana, są akcje spółek notowanych na regulowanym rynku giełdowym. W pracy skoncentrowano się na zależności między płynnością akcji a uzyskiwanymi przez inwestorów giełdowych stopami zwrotu z podejmowanych przez nich inwestycji. Aby rynek kapitałowy znajdował się w stanie równowagi, akcje spółek mniej płynnych powinny przynosić wyższe stopy zwrotu niż akcje spółek bardziej płynnych. Występowanie takiej zależności jest warunkiem koniecznym, ale nie wystarczającym do zaistnienia równowagi rynkowej.

Pierwszym artykułem, w którym empirycznie analizowana była zależność między poziomem płynności akcji a stopami zwrotu był artykuł Amihuda i Mendelzona (1986a). Wyniki ich badań zostały zweryfikowane przez Eleswarapu i Reinganum (1993), którzy stwierdzili, że zaobserwowana zależność ogranicza się wyłącznie do stycznia. Jako jedne z najważniejszych publikacji w tym zakresie należy uznać także artykuły Brennana i Subrahmanyama (1996), Datar, Naika i Radcliffe'a (1998) oraz Amihuda (2002). Kolejny kamień milowy w badaniach nad zależnością między płynnością a stopami zwrotu, poprzez uwzględnienie faktu, że poziom płynności jest zmienny w czasie, położyli Pástor i Stambaugh (2003). Badania Pástora i Stambaugh (2003) zostały rozwinięte w pracy Achary i Pedersena (2005). Ważną częścią światowego nurtu badań w zakresie zależności między płynnością a stopami zwrotu jest także

praca Liu (2006). Ponadto Lee (2011) oraz Amihud, Hameed, Kang i Zhang (2015) testowali występowanie zależności między płynnością a stopami zwrotu w kontekście międzynarodowym.

Fakt, że mniej płynne akcje przynoszą wyższe stopy zwrotu niż akcje bardziej płynne, związany jest z występowaniem premii z tytułu płynności akcji (*liquidity premium*). Jednakże nie wszystkie badania potwierdzają występowanie takiej zależności, w szczególności na stosunkowo mniej rozwiniętych rynkach kapitałowych. Należy również zwrócić uwagę na małą liczbę tego typu badań na wschodzących rynkach kapitałowych, w tym także na rynku polskim.

Artykuł Amihuda i Mendelsoona z 1986 roku pozostaje jedną z najważniejszych prac dotyczących występowania premii z tytułu płynności. Od momentu opublikowania ich pracy można zaobserwować rosnące zainteresowanie tym tematem, przekładające się na znaczną liczbę publikowanych w tym obszarze prac o charakterze zarówno teoretycznym, jak i empirycznym. Niejednokrotnie wnioski z badań teoretycznych stoją w opozycji do wyników badań empirycznych. Badania empiryczne wykazują bowiem występowanie premii z tytułu płynności o wiele wyższej od tej, jaką powinno się obserwować w myśl badań teoretycznych.

W wielu badaniach empirycznych kładziony jest nacisk na wyznaczenie wartości bezwarunkowej (tj. stałej w czasie) premii z tytułu płynności. Jednakże, modele Amihuda i Mendelsoona z 1986 roku, a także Achary i Pedersena z 2005 roku posiadają również swoje postaci warunkowe, zakładające zmienność w czasie premii z tytułu płynności. Można wskazać na artykuły, których autorzy stwierdzają, że premia z tytułu płynności zmienia się w czasie, identyfikując jednak różne czynniki wpływające na jej wysokość. Należą do nich przede wszystkim prace: Eleswarapu i Reinganum (1993), Jensen i Moorman (2010), Hagströmer, Hansson i Nilsson (2013) oraz Ben-Raphael, Kadan i Wohl (2015). Wciąż brakuje jednoznacznej odpowiedzi na pytanie o czynniki wpływające na wysokość tej premii. Sytuacja taka zachęca do podjęcia badań w zakresie czynników determinujących wysokość premii z tytułu płynności. W szczególności interesująca jest odpowiedź na pytanie czy wzrasta ona w czasach kryzysu bądź zmienia się wraz z cyklem koniunkturalnym na giełdzie.

W przeważającej większości badania zależności między płynnością akcji a stopami zwrotu prowadzone były na rynkach amerykańskich (NYSE, AMEX, NASDAQ) i wskazują one na występowanie premii z tytułu płynności akcji. Rynki te są uważane za najbardziej rozwinięte na świecie, co może się przekładać na znaczenie płynności akcji dla inwestorów. W literaturze przedmiotu napotyka się głosy, iż na rynkach relatywnie słabiej rozwiniętych, a więc także o niższym poziomie płynności notowanych na nich papierów wartościowych, płynność

powinna mieć większe znaczenie dla wyceny akcji. Jednakże nie zawsze znajduje to potwierdzenie w badaniach empirycznych.

Badania empiryczne nad premią z tytułu płynności na polskim rynku kapitałowym były dotychczas prowadzone w ograniczonym zakresie. Ich wyniki są zróżnicowane, nie dając jednoznacznego wskazania czy na polskim rynku akcji występuje premia z tytułu płynności. Zachęca to do podjęcia pogłębionych badań w zakresie występowania zależności między płynnością akcji a stopami zwrotu. Dodatkowym czynnikiem skłaniającym do podjęcia badań we wskazanym obszarze jest pewna odmienność polskiego rynku kapitałowego od rynku kapitałowego w USA.

Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie (GPW) jest ważnym obiektem do prowadzenia badań nad zależnością między płynnością a stopami zwrotu z akcji. Rynek ten zaliczany jest do grona rynków wschodzących i jest największą giełdą papierów wartościowych w regionie Europy Środkowo-Wschodniej. Warto zwrócić uwagę na fakt, że od września 2018 roku agencja FTSE Russell traktuje rynek polski jako rozwinięty (FTSE Russell, 2017). Nie zmienia to jednak postrzegania polskiego rynku jako wschodzącego przez inne tego typu instytucje, m.in. Międzynarodowy Fundusz Walutowy czy MSCI. Ponadto, w kilku istotnych aspektach znacząco różni się on od rynku amerykańskiego. Przede wszystkim, w obecnym kształcie istnieje on dopiero od 1991 roku, a więc historia jego funkcjonowania jest o wiele krótsza niż amerykańskiej NYSE, której początki sięgają końca XVIII wieku. Do znaczących różnic między GPW w Warszawie a NYSE zaliczyć można także mniejszą ilość notowanych spółek, wyższy poziom asymetrii informacji, niższy poziom płynności, większą zmienność, a także większą koncentrację własności. Z tym ostatnim czynnikiem w Polsce związany jest również udział Skarbu Państwa w akcjonariacie największych spółek, co także stanowi o specyfice polskiej giełdy.

Istotną różnicą między polskim i amerykańskim rynkiem kapitałowym jest odmienność organizacji rynku. Rynki amerykańskie, w szczególności NYSE oraz Nasdaq, do 1997 roku były rynkami kierowanymi cenami (*quote-driven*), a od 1997 roku są rynkami hybrydowymi kierowanymi cenami (*hybrid quote-driven*). Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie jest rynkiem kierowanym zleceniami (*order-driven*), jednakże należy zaznaczyć, że nie jest to czysty rynek kierowany zleceniami (*pure order-driven*). Różnice w organizacji rynku wpływają na mechanizm kreowania płynności, co może mieć znaczenie dla wpływu płynności na stopy zwrotu z akcji.

Kolejną kwestią odróżniającą rynki amerykańskie od warszawskiej GPW jest różnicowanie otoczenia instytucjonalnego i gospodarczego. W Stanach Zjednoczonych obowiązuje system prawa precedensowego, podczas gdy polski system prawny oparty jest na systemie prawa stanowionego. Różnice w systemach prawnych mają swoje przełożenie na różny poziom ochrony inwestorów w tych krajach. Nie mniej istotne jest to, że w Polsce funkcjonuje odmienny system zasilania kapitałowego przedsiębiorstw, oparty przede wszystkim o finansowanie pośrednie (bankowe), podczas gdy w Stanach Zjednoczonych dominuje finansowanie bezpośrednie. W państwach, w których przedsiębiorstwa w mniejszym stopniu finansują się poprzez rynki kapitałowe, płynność akcji może odgrywać mniejsze znaczenie dla ich wyceny.

Przytoczone powyżej argumenty wskazują, że wyniki badań uzyskane dla polskiego rynku giełdowego mogą różnić się od wyników analogicznych badań prowadzonych na rynku amerykańskim. Co równie istotne, prowadzone dotychczas badania nie pozwoliły sformułować jednoznacznej odpowiedzi na pytanie czy na polskim rynku kapitałowym występuje premia z tytułu płynności akcji. Dotychczasowe badania prowadzone na danych spółek notowanych na GPW w Warszawie były nieliczne, realizowane na małych próbach i obejmowały krótki okres. Można zatem stwierdzić, że istnieje luka badawcza w zakresie identyfikacji wpływu płynności na stopy zwrotu z akcji na polskim rynku kapitałowym. Lukę tę można wypełnić poprzez wprowadzenie zmian metodycznych, w szczególności zastosowanie odmiennego (niż dotychczas stosowany) sposobu uwzględnienia horyzontu inwestycji, poszerzenie analizy o efekty nieoczekiwanych zmian płynności, czy też przeprowadzenie analiz na poziomie pojedynczych akcji, a nie portfeli.

Celem głównym rozprawy jest odpowiedź na pytanie czy na polskim rynku kapitałowym występuje premia z tytułu płynności akcji, a jeżeli tak, to czy premia ta wzrasta w okresach bessy. W toku realizacji celu głównego, zaplanowano następujące cele szczegółowe o charakterze teoretycznym i empirycznym:

1. dokonanie systematyki definicji płynności papierów wartościowych,
2. dokonanie systematyki miar płynności akcji,
3. ocena przydatności miar płynności akcji do badań na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie,
4. usystematyzowanie wyników badań dotyczących wpływu płynności na stopy zwrotu,
5. dokonanie charakterystyki zmian płynności rynku akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2001-2016,

6. ocena zależności między płynnością akcji a stopami zwrotu z akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie,
7. oszacowanie wysokości premii z tytułu płynności akcji w okresach hossy i bessy na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.

Realizacja pierwszego celu szczegółowego pozwala na uporządkowanie kwestii definicyjnych dotyczących płynności akcji. W literaturze napotkać można znaczną liczbę definicji oraz sposobów pojmowania płynności akcji. Usystematyzowanie tego obszaru pozwala na przyjęcie definicji płynności papierów wartościowych stosowanej w ramach niniejszej rozprawy. Przyjęcie określonej definicji płynności umożliwia również realizację trzeciego celu szczegółowego, a więc doboru odpowiedniego narzędzia pomiaru płynności. W celu doboru odpowiedniej miary płynności, konieczne jest także dokonanie systematyki istniejących miar, co stanowi drugi cel cząstkowy niniejszej rozprawy. Chęć i potrzeba dokonania takiej systematyki wynika również z mnogości występujących w literaturze miar płynności papierów wartościowych. Wybór najbardziej odpowiedniej miary do pomiaru płynności akcji na polskim rynku pozwala na dokonanie charakterystyki zmian poziomu płynności akcji na polskiej giełdzie, a więc realizację piątego celu cząstkowego. Realizacja czwartego celu szczegółowego jest konieczna do przygotowania i przeprowadzenia rzetelnego badania empirycznego. Przeprowadzenie badania empirycznego prowadzi do realizacji szóstego i siódmego celu cząstkowego, dopełniając realizację głównego celu niniejszej rozprawy.

W toku realizacji głównego celu pracy, a także szóstego i siódmego celu cząstkowego, zaprojektowane zostało badanie empiryczne, służące weryfikacji dwóch hipotez, które zostały sformułowane na podstawie przeprowadzonych studiów literaturowych. Pierwsza z weryfikowanych hipotez otrzymała następujące brzmienie:

H1: Bardziej płynne akcje przynoszą niższe stopy zwrotu niż mniej płynne akcje.

Warto w tym miejscu wskazać, że występowanie relacji opisanej w hipotezie *H1* jest tożsame z występowaniem premii z tytułu płynności akcji. Dokonując zakupu i sprzedaży akcji, inwestorzy ponoszą bezpośrednie i pośrednie koszty związane z niedoskonałą płynnością akcji (tzw. koszty płynności). Występowanie tych kosztów powoduje obniżenie użyteczności majątku inwestora na koniec trwania inwestycji, w szczególności poprzez obniżenie uzyskanej stopy zwrotu. Zatem, racjonalny inwestor w momencie zakupu akcji dokona takiej ich wyceny,

aby – po uwzględnieniu kosztów płynności – uzyskać wymaganą przez siebie stopę zwrotu z inwestycji. Zakładając długi czas istnienia akcji, powstaje ciąg transakcji, w trakcie których ponoszone są koszty związane z ich płynnością. Na końcu tego ciągu ostatni z posiadaczy otrzyma pewną wartość likwidacyjną tej akcji. Zakładając zatem jednorodność oczekiwań inwestorów względem wartości likwidacyjnej akcji oraz stopy zwrotu z inwestycji, można wskazać, że cena akcji jest wypadkową jej wartości likwidacyjnej, oczekiwanej stopy zwrotu oraz wartości bieżącej kosztów płynności, które będą ponoszone za każdym razem, gdy akcja zmienia właściciela.

Druga z weryfikowanych w ramach badania hipotez odnosi się do zmienności w czasie premii z tytułu płynności akcji i otrzymała następujące brzmienie:

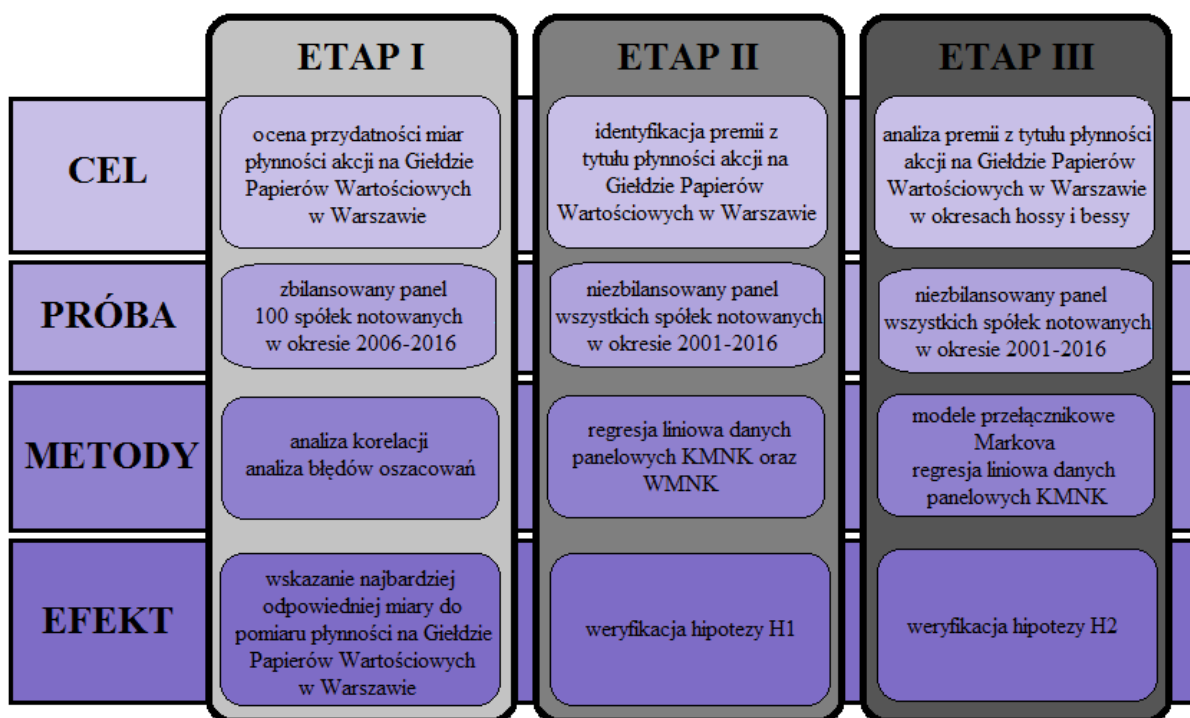
H2: Premia z tytułu płynności akcji jest wyższa w okresie bessy niż w okresie hossy.

Premia z tytułu płynności akcji, a więc siła zależności między poziomem płynności akcji a stopami zwrotu, może zmieniać się w czasie. Zostało to wykazane w kilku badaniach empirycznych, prowadzonych na rynkach amerykańskich. Znaczna część czynników wskazywanych jako determinanty jest bezpośrednio lub pośrednio związana z występującymi okresami hossy i bessy na rynku. Przynajmniej intuicyjnie można wnioskować, że w okresach spadków na rynku, inwestorzy będą oczekiwali wyższego zarobku (stopy zwrotu) związanego z utrzymywaniem inwestycji, z których jest się trudniej wycofać (mniej płynnych).

Badanie empiryczne obejmuje wszystkie spółki, niezależnie od kraju siedziby, notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w okresie od 2001 do 2016 roku. Nieuwzględnienie wcześniejszego okresu podyktowane zostało tym, że w listopadzie 2000 roku wprowadzony został system transakcyjny WARSET, zastąpiony w 2013 roku przez system UTP. Wcześniejszy okres cechował się niskim poziomem płynności, niskim poziomem rozwoju rynku, a także relatywnie niewielką ilością notowanych spółek, co mogłoby negatywnie wpłynąć na jakość wyników. Uwzględniono wszystkie spółki, które w podanym okresie były notowane na warszawskiej GPW, co oznacza, że badanie przeprowadzono na niezbilansowanym panelu spółek.

Dane potrzebne do skonstruowania zestawu zmiennych objaśnianych i objaśniających pochodzą z wielu źródeł. Obejmują one przede wszystkim serwis InfoStrefa, Roczniki Giełdowe GPW, Cedulę GPW, karty spółek na stronie internetowej GPW, pliki archiwum sesji GPW. Ponadto wykorzystano dane pochodzące z serwisu bossa.pl oraz dane dotyczące złożonych

zleceń dostarczone przez Giełdę Papierów Wartościowych w Warszawie za pośrednictwem CAIT Sp. z o.o.. Obliczenia przeprowadzono z wykorzystaniem arkusza kalkulacyjnego Microsoft Excel wraz z zastosowaniem Visual Basic for Applications, środowiska R oraz programu gretl. Badanie empiryczne przeprowadzono w trzech etapach, zaprezentowanych na Schemacie 1.



Schemat 1. Schemat badania empirycznego

Źródło: Opracowanie własne.

Przeglądu literatury w zakresie definiowania i pomiaru płynności papierów wartościowych dokonano przed przeprowadzonym badaniem empirycznym. Wykorzystując stosowane w innych badaniach instrumentarium, wskazano najbardziej odpowiednie narzędzie do pomiaru płynności na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Badanie empiryczne, polegające na analizie korelacji oraz analizie błędów oszacowań, uzupełnione jest krytyczną oceną spełnienia założeń koniecznych do zastosowania każdej z miar. Efektem tego jest kilka propozycji modyfikacji metodycznych w zakresie pomiaru płynności akcji na polskim rynku giełdowym. Przeprowadzenie pierwszego etapu badań pozwala zmniejszyć błędy pomiaru, które mogą pojawić się w późniejszych etapach. Ze względów metodycznych, w celu uniknięcia wykrycia zależności pozornych, próba badawcza na tym etapie została ograniczona w taki sposób, aby jej liczebność i skład były stałe w całym okresie badawczym.

Kolejne etapy badań empirycznych prowadzone są na całej próbie, obejmującej wszystkie spółki notowane w okresie badawczym, dla których możliwe było obliczenie wartości wszystkich zmiennych wykorzystywanych w badaniu. Do weryfikacji obydwu przyjętych hipotez wykorzystano metody ekonometryczne, w szczególności modele regresji liniowej, szacowane z wykorzystaniem Klasycznej Metody Najmniejszych Kwadratów. W celu zminimalizowania możliwości pominięcia niektórych istotnych zmiennych, zastosowane zostało podejście panelowe. O włączeniu lub nie efektów ustalonych lub losowych do postaci modeli zdecydowano na podstawie przeprowadzanych testów diagnostycznych panelu: testu Walda na zróżnicowanie wyrazu wolnego, testu Breuscha-Pagana na zróżnicowanie wariancji składnika losowego oraz testu Hausmana na zgodność estymatora Uogólnionej Metody Najmniejszych Kwadratów. Uzupełniająco, do oszacowania modeli regresji liniowej wykorzystana została również Ważona Metoda Najmniejszych Kwadratów.

W drugim i trzecim etapie badań, jako zmienną objaśnianą w szacowanych modelach regresji wykorzystano stopę zwrotu z akcji, natomiast jako główną zmienną objaśniającą – poziom płynności akcji. Wykorzystano pięć różnych definicji stóp zwrotu, co pozwoliło na przeprowadzenie testów odporności. Hipoteza *H1* weryfikowana była w oparciu o wartość oszacowanego parametru stojącego przy zmiennej reprezentującej poziom płynności. Ostatni etap badań, służący weryfikacji drugiej hipotezy badawczej, wymagał wyodrębnienia okresów hossy i bessy na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Spośród dostępnych metod parametrycznych i semiparametrycznych, zdecydowano o zastosowaniu modeli przełącznikowych Markova. Na tym etapie badań wykorzystano również zmienne interakcyjne, będące iloczynami wartości miary płynności oraz zmiennych binarnych. Zmienne binarne odzwierciedlały stan, w którym znajduje się rynek, tj. hossę lub bessę.

Realizacji celu głównego oraz celów szczegółowych podporządkowana została również struktura pracy. W rozdziale pierwszym zawarte zostały rozważania dotyczące definiowania pojęcia płynności aktywów, w szczególności w odniesieniu do papierów wartościowych. Zaprezentowane zostały poglądy różnych autorów na temat definicji tego zjawiska. Przegląd literatury doprowadził do wyodrębnienia kilku definicji związanych z płynnością, a stosowanych w niniejszej rozprawie. Przede wszystkim wyróżniono pojęcie „doskonałej płynności” oraz „stopnia płynności”, które, choć zbliżone, nie są tożsame. Z pojęciem płynności nierozzerwalnie związana jest także kwestia wymiarów tego zjawiska. Wielu autorów zgodnie twierdzi, że płynność łączy w sobie kilka aspektów dokonywania transakcji na rynku, jednak co do ilości tych aspektów nadal brakuje zgody. Przedstawione zostały poglądy różnych autorów

na ilość wymiarów płynności papierów wartościowych, co także doprowadziło do określenia wymiarów płynności w odniesieniu do stosowanej w rozprawie definicji płynności. Rozdział pierwszy kończy się dwoma podrozdziałami, w których zaprezentowano odpowiednio czynniki wpływające na poziom płynności akcji oraz skutki braku doskonałej płynności akcji na rynku. Obydwie te części pozwalają na zaprezentowanie istotności problemu płynności papierów wartościowych zarówno dla badaczy, jak i dla praktyków inwestujących na rynkach kapitałowych.

Rozdział drugi poświęcony został problemowi pomiaru płynności na rynkach kapitałowych. W pierwszej kolejności przedstawione zostały ogólne problemy związane z pomiarem poziomu płynności, który z różnych względów musi być dokonywany z użyciem zmiennych zastępczych (aproksymant). Zaprezentowane zostały klasyfikacje miar płynności przedstawiane przez różnych autorów, co było wstępem do stworzenia autorskiej klasyfikacji miar płynności, w ramach której sklasyfikowanych zostało przeszło sto mierników. Definicje wszystkich sklasyfikowanych miar zawarte zostały w Załączniku A do niniejszej rozprawy. Najważniejsze z nich zostały pokrótce scharakteryzowane, a także została przeprowadzona krytyczna analiza możliwości ich zastosowania na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Piąty podrozdział poświęcono prezentacji wyników pierwszego etapu badań empirycznych, mającego na celu wskazanie najbardziej odpowiedniej miary służącej do pomiaru płynności na polskim rynku akcji. Rozdział drugi zwieńczony został opisem zmian poziomu płynności akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie z wykorzystaniem miary, która została wskazana jako najbardziej odpowiednia do tego celu.

Rozważania zawarte w trzecim rozdziale pracy skupiają się na zależności między poziomem płynności akcji a stopami zwrotu. Mają one na celu usystematyzowanie badań prowadzonych dotychczas w tym zakresie, co pozwala na lepsze przygotowanie badania empirycznego prowadzonego w ramach niniejszej rozprawy. W pierwszej kolejności przedstawione zostały modele teoretyczne służące określeniu kierunku i siły tej zależności; następnie dokonano przeglądu badań empirycznych prowadzonych dotychczas. Przeglądu tego dokonano w podziale na trzy grupy: badania traktujące płynność jako cechę akcji, badania traktujące płynność jako czynnik ryzyka oraz badania uwzględniające ryzyko płynności. Przegląd ten został dokonany odrębnie dla GPW w Warszawie. Pozwala to dokładniej zaprezentować małą liczbę badań tego typu prowadzonych na polskim rynku akcji, w porównaniu do innych rynków. Rozdział trzeci zakończony jest podrozdziałem, w którym

zaprezentowano czynniki wpływające lub mogące wpływać na wysokość premii z tytułu płynności akcji, wskazywane przez różnych autorów w dotychczasowych badaniach.

Czwarty rozdział ma charakter empiryczny i zawiera przede wszystkim opis i wnioski z przeprowadzonego drugiego i trzeciego etapu badań empirycznych. Opis ten poprzedzony jest charakterystyką próby badawczej, a także szczegółową prezentacją hipotez badawczych. Przedstawiono także efekty symulacji mających na celu wskazanie zależności między poziomem płynności a premią z tytułu płynności przy różnych wartościach oczekiwanej stopy zwrotu, stopy zwrotu wolnej od ryzyka oraz poziomu ryzyka. W dalszej części omówiono kwestie metodyczne związane z badaniem empirycznym, w szczególności kwestię uwzględnienia horyzontu inwestycji przy szacowaniu wartości miary płynności, eliminacji obserwacji odstających, a także zestawu zmiennych kontrolnych. Prezentacji wyników drugiego etapu badania empirycznego poświęcony jest Podrozdział IV.3. W głównym tekście rozprawy zostały zaprezentowane wyniki uzyskane przy wykorzystaniu jednej miary płynności. Wyniki uzyskane z wykorzystaniem pozostałych miar zaprezentowano w załącznikach. Po przedstawieniu oraz omówieniu uzyskanych oszacowań dla modeli z różnymi definicjami stóp zwrotu jako zmiennymi objaśnianymi omówiono kwestie związane z problemem endogeniczności, przyczynowością oraz znaczeniem ekonomicznym uzyskanych wyników. Wyniki trzeciego etapu badania empirycznego przedstawione zostały w Podrozdziale IV.4. W pierwszej kolejności dokonano wyboru sposobu wyodrębnienia stanów hossy i bessy na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Następnie dokonano prezentacji wyników uzyskanych dla wybranego sposobu rozróżnienia między hossą i bessą z wykorzystaniem jednej miary płynności. Wyniki uzyskane dla pozostałych sposobów określania różnych stanów rynku oraz z wykorzystaniem pozostałych miar płynności zaprezentowane zostały w załącznikach do rozprawy. Podsumowanie uzyskanych wyników umożliwiło weryfikację hipotezy $H2$, zarówno w odniesieniu do premii z tytułu płynności przypadającej na jednostkę kosztów płynności oraz całkowitej premii z tytułu płynności.

Praca zawiera łącznie siedem załączników, w których zawarte zostały istotne dla rozprawy zagadnienia oraz testy odporności. Ze względu na chęć zachowania przejrzystości i zwięzłości wywodu, nie zostały one zaprezentowane w głównym tekście pracy. Załącznik A zawiera definicje ponad stu miar płynności, sklasyfikowanych według zaprezentowanej w Podrozdziale II.2 systematyki. W Załączniku C przedstawione zostały badania nad płynnością prowadzone na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Pozostałe Załączniki (B, D, E,

F, G) zawierają testy odporności analiz prowadzonych w ramach pierwszego (Załącznik B), drugiego (Załączniki D oraz E) oraz trzeciego (Załączniki F oraz G) etapu badań.

Badania prowadzone w ramach niniejszej rozprawy doktorskiej zostały sfinansowane ze środków przyznanych przez Narodowe Centrum Nauki na realizację projektów badawczych. Rozdziały pierwszy oraz trzeci, a także Podrozdziały II.1, II.2, II.3, II.4 oraz II.6 zostały sfinansowane ze środków przyznanych na realizację projektu badawczego nr 2015/19/D/HS4/01950. Natomiast rozdział czwarty oraz Podrozdział II.5 zostały sfinansowane ze środków przyznanych na realizację projektu badawczego nr 2017/27/N/HS4/00751.

ROZDZIAŁ I. PŁYNNOŚĆ PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH

„Z pewnością żadna z maksym ortodoksyjnej gospodarki finansowej nie jest bardziej antyspołeczna niż fetysz płynności. W myśl tej doktryny prawdziwą cnotą inwestycji finansowych jest lokowanie zasobów w »płynnych« papierach wartościowych.” (Keynes, 1936, s. 137) Zasadniczym problemem w naukach ekonomicznych jest zdefiniowanie, zdaje się krytykowanej przez Keynesa, płynności. W tym miejscu należy zaznaczyć, że może ona być rozumiana wieloznacznie. Odnosi się ona bowiem do takich zagadnień jak: 1) płynność monetarna, odnosząca się do ilości płynnych aktywów w gospodarce (Krześniak, 2009) powiązanej z agregatami pieniężnymi banku centralnego (Broto i Lamas, 2016), 2) „płynność makro” (*macro liquidity*) rozumianą jako przepływ funduszy między sektorami gospodarki (Chordia, Sarkar i Subrahmanyam, 2005), 3) płynność finansowa (*solvency*) jako zdolność do terminowego regulowania bieżących zobowiązań, 4) płynność instytucji finansowej, rozumianej jako dopasowanie struktury terminowej aktywów do struktury terminowej zobowiązań, 5) płynność finansowania (*funding liquidity*), czyli zdolności do pozyskania finansowania (Brunnermeier i Pedersen, 2009) oraz 6) płynność aktywów.

W niniejszym rozdziale zostanie przedstawiony ostatni z rodzajów płynności – płynność aktywów – w odniesieniu do papierów wartościowych, ze szczególnym uwzględnieniem akcji notowanych na giełdzie papierów wartościowych. W pierwszej kolejności zostaną przedstawione oraz usystematyzowane występujące w światowej literaturze definicje płynności akcji oraz wyjaśnione zostaną związki z pokrewnymi zjawiskami. Płynność papierów wartościowych nie jest czymś jednolitym, lecz zawiera w sobie kilka wymiarów, które zostaną omówione w drugim podrozdziale. Kolejne dwie części rozdziału zostaną poświęcone odpowiednio determinantom płynności oraz jej znaczeniu teoretycznemu i praktycznemu.

I.1 Pojęcie płynności papierów wartościowych

W naukach ekonomicznych jako pierwszy kwestię płynności zidentyfikował J.M. Keynes uznając ją jako jeden z czynników determinujących popyt na pieniądź. Wskazał on, że miarą niechęci do wyrzeczenia się płynności jest wynagrodzenie w postaci stopy procentowej (Keynes, 1936). Płynność należy tutaj rozumieć jako możliwość spieniężenia swoich oszczędności – pieniądź gotówkowy jest bowiem uznawany za idealnie płynny jako doskonale wymienialne aktywo.

Obecnie, płynność aktywów, zwłaszcza w odniesieniu do akcji, zajmuje centralne miejsce w wielu obszarach finansów (O'Hara, 2004). Założenie idealnej płynności stanowi fundament wielu teorii współczesnych finansów, przede wszystkim teorii portfela (Fama i McBeth, 1973; Longstaff, 2001) oraz teorii wyceny (Vayanos i Villa, 1999; Amihud, 2002). Płynność, obok stopy zwrotu i ryzyka, jest najważniejszą cechą opisującą każdą inwestycję. Na współczesnych rynkach kapitałowych istnieje jednak problem braku doskonałej płynności (O'Hara, 2004).

Mimo dużego znaczenia płynności dla współczesnych finansów i wciąż rosnącego zainteresowania jej rolą na rynkach kapitałowych nadal nie została wypracowana uniwersalna definicja płynności (Sarr i Lybek, 2002; von Wyss, 2004; Chen i Sherif, 2016), nawet w kategoriach jakościowych (Kucharski, 2015). Trudność w zdefiniowaniu pojęcia płynności aktywów może wynikać z faktu, że jest ona złożoną koncepcją (Amihud, Mendelson i Pedersen, 2005; Salighehdar, Liu, Bozdog i Florescu, 2017), a także nie jest wprost obserwowalna, na co zwraca uwagę m.in. von Wyss (2004). Problem zdefiniowania płynności przekłada się również na problemy pomiaru tego zjawiska (Gouriéroux, Jasiak i Le Fol, 1999; Aït-Sahalia i Yu, 2009), co jest przedmiotem rozważań w Rozdziale II niniejszej rozprawy.

W literaturze przedmiotu znaleźć można wiele różnych definicji płynności akcji – większość autorów przytacza swoje własne definicje. Warto w tym miejscu przytoczyć pogląd O'Hary (1995, s. 215) na temat definiowania płynności: każdy wie czym to jest, ale nikt nie potrafi tego zdefiniować.

Pojęcie płynności jest blisko powiązane z pojęciem efektywności transakcyjnej, która jest jednym z aspektów efektywności rynku kapitałowego¹. W tym kontekście brak doskonałej płynności można postrzegać jako formę zakłócenia (*friction*) (Chordia, Shivakumar i Subrahmanyam, 2004; Vayanos i Wang, 2012a, 2012b), będącą efektem mikrostruktury rynku. Mikrostruktura rynku odnosi się do procesu i wyników wymiany aktywów na podstawie określonego zestawu zasad (O'Hara, 2001), a więc obejmuje tworzenie cen na rynku, architekturę rynku oraz ujawnianie informacji (Kasprzak-Czelej, 2012). Do najczęściej wymienianych efektów mikrostruktury rynku należą (Doman 2006, 2010):

- występowanie kosztów transakcyjnych,
- spread bid-ask,
- zmienność cen,

¹ Jak zauważa Marcinkiewicz (2012), efektywność rynku jest rozważana najczęściej w trzech aspektach: efektywności informacyjnej, efektywności alokacyjnej oraz efektywności transakcyjnej.

- dyskretność cen,
- stopień informacyjności cen,
- asymetria informacji,
- niesynchroniczne napływanie zleceń na rynek,
- nieregularne interwały między transakcjami,
- obecność dziennych wzorców.

W najbardziej szerokim rozumieniu, w odniesieniu do aktywów, płynność oznacza możliwość ich szybkiej zamiany na gotówkę bez utraty ich wartości (zob.: Amihud i in., 2005; Bogdan, Bareša i Ivanović, 2012; Lischewski i Voronkova, 2012; Langedijk, Monokroussos i Papanagiotou, 2015; Momenbeigi i Sohrabi, 2015). W odniesieniu do papierów wartościowych, w tym akcji, utratę wartości można rozumieć jako zmianę ceny wynikającą z dokonania transakcji. Wielu autorów zwraca uwagę na fakt, że dokonywanie transakcji bardziej płynnymi akcjami powoduje mniejsze ruchy cen tych akcji. Zatem płynność jest często definiowana jako łatwość, z jaką papiery wartościowe są kupowane i sprzedawane bez negatywnego wpływu na cenę (Dufour i Engle, 2000; Sarr i Lybek, 2002; Gonzalez i Rubio, 2007; Otolá i Grabowska, 2012; Syamala, Reddy i Goyal, 2014).

Nieco odmienne podejście prezentują Subrahmanyam (1991), Kluger i Stephan (1997) oraz International Organization of Securities Commissions ([IOSCO], 2007). Nie definiują oni płynności pojedynczego aktywa, ale płynność rynku tego aktywa. Co do zasady podejścia te się nie różnią, o ile rynek akcji potraktuje się jako miejsce, w którym spotykają się kupujący i sprzedający jedną, konkretną akcję (rynek akcji jednej spółki), a nie, w szerszym znaczeniu, jako giełdę papierów wartościowych. W tym rozumieniu płynność to zdolność rynku do absorbowania dużych rozmiarowo transakcji bez powodowania znaczących zmian cen.

Wielu badaczy zgadza się z poglądem, że płynność wiąże się z łatwością dokonywania transakcji kupna i sprzedaży, co wynika bezpośrednio z dużej liczby uczestników rynku (O'Hara, 2004; Frieder i Martell, 2006; Hałaj i Sieradzki 2008; Marcinkiewicz, 2012). W tym rozumieniu rynek jest uważany za płynny, gdy zapewnia szybkie i bezpieczne powiązanie popytu i podaży aktywa (Gabrielsen, Marzo i Zagaglia, 2011). Zatem, jak zauważają Huberman i Halka (2001), płynność odnosi się nie tylko do łatwości, ale także do szybkości dokonywania transakcji.

Na kwestię czasu w definiowaniu płynności zwraca uwagę Porcenałuk (2015). Stwierdza on, że płynność jest czynnikiem decydującym o szybkości otwarcia lub zamknięcia danej pozycji. Z kolei Vovchak (2014) określa płynność jako czas potrzebny, aby zamienić

aktywo na gotówkę bez utraty jego wartości. Możliwość szybkiego dokonania transakcji jest związana z częstotliwością, z jaką są one zawierane (por.: Konieczka i Zaremba, 2014).

Jeszcze inne spojrzenie na płynność prezentują Gârleanu (2009), Chesney i Kempf (2012) oraz Sarkissian (2016). W ich mniemaniu płynność może być opisana jako możliwość kupowania i sprzedawania aktywów przez uczestników rynku. Natomiast brak płynności związany jest z niemożnością dokonywania natychmiastowych transakcji, co może być spowodowane przyjętym systemem notowań bądź prawnymi ograniczeniami w rozporządzaniu akcjami.

W literaturze przedmiotu płynność jest również często odnoszona do kosztów dokonywania transakcji. Brunnermeier i Pedersen (2009) definiują płynność jako różnicę między ceną transakcyjną a wartością fundamentalną akcji. Podobnie płynność rozumieją Ernst, Stange i Kaserer (2009) oraz Stange i Kaserer (2009), którzy określają płynność jako koszt dokonania transakcji w relacji do wartości godziwej akcji. Powyższe definicje nie są pozbawione wad. Pierwszą z nich jest trudność w określeniu wartości fundamentalnej bądź wartości godziwej akcji. Ponadto definiują one płynność w oderwaniu od czasu i wielkości transakcji, na co zwracali uwagę inni autorzy. Jednakże należy zwrócić uwagę na zaletę w postaci wskazania sposobu pomiaru tak rozumianej płynności. Określając koszty transakcyjne można pośrednio wnioskować o poziomie płynności: im wyższe koszty transakcji, tym niższy poziom płynności (por.: Nyborg i Östberg, 2014).

Ciekawą koncepcją rozumienia płynności jest wiązanie jej z niepewnością związaną z dokonywaniem transakcji. Inwestor chce dokonać transakcji kupna bądź sprzedaży określonej ilości akcji, po założonej cenie oraz w określonym przedziale czasu. Płynność może być zatem zdefiniowana jako niepewność bądź ryzyko zawarcia takiej transakcji (zob.: Garsztka, Matuszewski i Wieloch, 2004; Anginer, 2010).

Przedstawione powyżej definicje płynności można jednak uznać za niepełne, gdyż dotyczą tylko niektórych jej obszarów. Tylko pobieżny przegląd definicji płynności papierów wartościowych pozwala stwierdzić, że jest to zjawisko złożone i wielowymiarowe². Zwrócił na to uwagę już Kyle, który wskazał warunki, jakie musi spełniać rynek, by być uznanym za płynny (1985):

- zawsze są oferty kupna i sprzedaży na małe ilości akcji,
- różnica między ofertą kupna i ofertą sprzedaży jest zawsze mała,

² Wymiary płynności będą przedmiotem rozważań w następnym podrozdziale.

- transakcja o dużym wolumenie może być wykonana bez wpływu na ceny, jeżeli jej realizacja jest rozłożona w czasie,
- transakcja o dużym wolumenie może być wykonana natychmiast w zamian za premię/dyskonto, którego wielkość jest zależna od wielkości transakcji.

Definicja Kyle'a odnosi się do rynku pojedynczej akcji, ale można ją rozszerzyć i odnieść do całej giełdy papierów wartościowych. Odchodząc od spojrzenia na płynność przez pryzmat rynku na rzecz płynności odnoszonej do aktywa, uwzględniając definicję Kyle'a można wskazać, że płynność to możliwość dokonywania transakcji kupna i sprzedaży dużymi ilościami akcji szybko, po niskim koszcie i bez wywoływania negatywnych zmian cen (Pástor i Stambaugh, 2003). Wspomniana definicja płynności jest bodajże najczęściej przytaczana w literaturze przedmiotu³. Część autorów (m.in.: Avramov, Chordia i Goyal, 2006; Chordia, Goyal, G. Sadka, R. Sadka i Shivakumar, 2009; Chen i Sherif, 2016) precyzuje, że „duża ilość” oznacza ilość wystarczającą, tzn. taką, którą inwestor chce dokonać transakcji.

W przytoczonej powyżej definicji, poza enigmatycznym stwierdzeniem „duża ilość”, występuje również niejednoznaczne stwierdzenie „szybko”. Jak słusznie zauważają Langedijk i in. (2015), „dokonać transakcji szybko” może oznaczać wykonanie jej w czasie sekund, godzin, dni, tygodni lub nawet miesięcy, w zależności od przyjętego kontekstu. Problemem pozostaje również określenie momentu, od którego mierzy się czas wykonania transakcji. Dalgaard (2009) definiuje płynność jako łatwość, z jaką akcje mogą być sprzedane natychmiast po zakupie. Z kolei Huberman i Halka (2001), Ait-Sahalia i Yu (2009) oraz Ben-Raphael, Kadan i Wohl (2013) uważają, że szybkość powinno się liczyć od momentu, w którym inwestor zechce dokonać transakcji. Takie rozumienie niestety nastrocza trudności w określeniu momentu, w którym inwestor zechce dokonać transakcji: czy jest to nieobserwowalny moment podjęcia decyzji, moment złożenia zlecenia, moment napłynięcia zlecenia na giełdę, czy może jeszcze inny?

Chacko, Jurek i Stafford (2008) zaostrzają definicję płynności do możliwości natychmiastowego dokonania transakcji dowolną ilością akcji po cenie równej dokładnie ich wartości fundamentalnej. Także tym razem powstaje pytanie o moment, od którego należy liczyć natychmiastowość: czy od podjęcia decyzji o dokonaniu transakcji, czy od złożenia zlecenia? Kolejną trudnością jest określenie wartości fundamentalnej akcji, która może

³ Taką, bądź bardzo zbliżoną definicję, przyjęli w swoich badaniach między innymi następujący autorzy: Liu (2006), Wawruszczak (2006), Chou, Ko i Wei (2011), Brennan, Chordia, Subrahmanyam i Tong (2012), Machado i Medeiros (2013), Porcenas (2013, 2015), Kucharski (2015), Kenfack, Dubois, David, Patrick i Olufemi (2016) oraz Salighehdar, Liu, Bozdog i Florescu (2017).

przecież dalece odbiegać od rynkowej wyceny akcji. Być może lepszą propozycją byłoby odejście od „natychmiastowości” na rzecz „dowolnego momentu”, jak zaproponowali Hałaj i Sieradzki (2008), a także odejście od „wartości fundamentalnej” na rzecz „bieżącej wyceny rynkowej”, zgodnie z propozycją Aït-Sahalia i Yu (2009).

Podsumowując dotychczasowe rozważania, można przyjąć, że doskonała płynność oznacza możliwość dokonywania przez inwestorów transakcji kupna i sprzedaży dowolną ilością tych papierów wartościowych, w dowolnym momencie, bez ponoszenia kosztów i wywoływania zmian cen tych papierów wartościowych.

Tak zdefiniowana płynność jest jednak niestopniowalna, co oznacza, że albo jest, albo jej nie ma. Stwarza to możliwość, a w zasadzie konieczność, wprowadzenia kolejnego pojęcia, jakim jest poziom płynności. Przez poziom płynności rozumieć należy stopień, w jakim inwestorzy mogą dokonywać w dowolnym momencie transakcji dużymi ilościami papierów wartościowych, bez ponoszenia kosztów i wywierania wpływu cenowego. Poziom płynności jest zatem rozmiarem odstępstwa od doskonałej płynności zdefiniowanej w poprzednim akapicie. Odstępstwo to może dotyczyć: 1) czasu wykonania transakcji, 2) rozmiaru transakcji, 3) kosztu wykonania transakcji, oraz 4) wpływu cenowego (zmiany ceny spowodowanej transakcją).

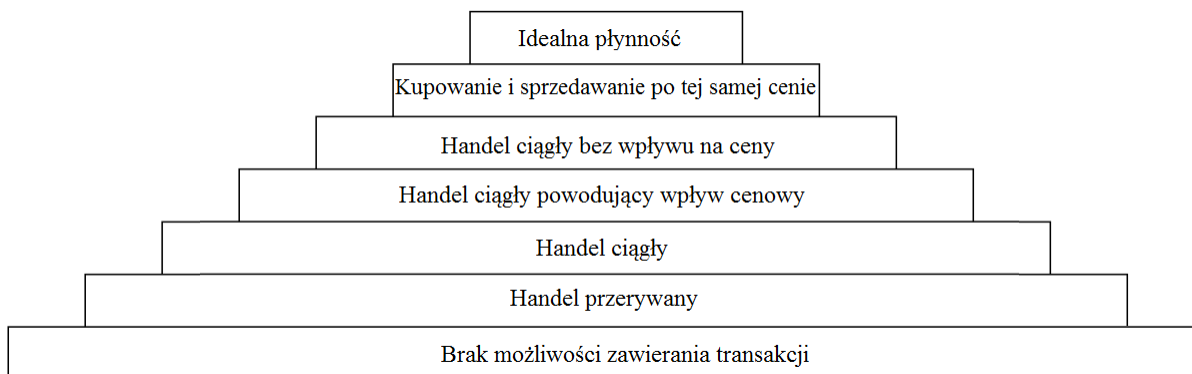
Mając na uwadze powyższe, można wskazać kilka poziomów płynności. Von Wyss (2004, s. 7-8) wskazuje pięć poziomów płynności:

1. możliwość dokonywania transakcji w ogóle,
2. możliwość dokonywania transakcji określoną ilością akcji powodując zmianę ceny,
3. możliwość dokonywania transakcji bez wywoływania zmian cen,
4. możliwość kupowania i sprzedawania po mniej więcej tej samej cenie w tym samym czasie,
5. możliwość wykonywania transakcji z punktów 2 – 4 natychmiastowo.

Z kolei Stange i Kaserer wyróżniają 4 stopnie płynności, które różnią się od poziomów płynności von Wyssa. Poziomy te obejmują (Stange i Kaserer, 2009, s. 4-5):

1. brak handlu danym aktywem,
2. dochodzi do przerywanego handlu aktywem,
3. handel aktywem jest ciągły,
4. handel jest bezkosztowy (co jest tożsame z idealną płynnością).

Przedstawione podejścia nie są ze sobą sprzeczne i można je połączyć w jedno. Połączenie obu podejść zostało zaprezentowane na Schemacie 2.



Schemat 2. Poziomy płynności

Źródło: Opracowanie własne na podstawie (von Wyss, 2004; Stange i Kaserer, 2009).

Poziom płynności często jest zależny od tego, z jakiej klasy papierem wartościowym czy aktywem mamy do czynienia. Innym poziomem płynności charakteryzują się obligacje skarbowe, innym akcje notowane na giełdzie, a jeszcze innym akcje spółek niegiełdowych emitowane w ramach programów pracowniczych. Można zatem stwierdzić, że płynność jest zróżnicowana między różnymi klasami aktywów. Wiele badań wykazało, że płynność aktywów wewnątrz danej klasy również jest zróżnicowana (Chordia, Shivakumar i Subrahmanyam, 2004). Oznacza to, że akcje notowane na regulowanym rynku giełdowym również mogą być zróżnicowane pod względem poziomu płynności.

Płynność akcji odnosi się zarówno do dokonywania transakcji kupna, jak i do dokonywania transakcji sprzedaży danym papierem wartościowym. Płynność będzie się nazywać symetryczną, jeżeli poziom płynności będzie jednakowy dla transakcji kupna i sprzedaży (Tayal i Thomas, 2012). W przeciwnym wypadku, tj. jeżeli poziom płynności dla transakcji kupna (nazywany również płynnością kupna) będzie różny od poziomu płynności dla transakcji sprzedaży (również nazywany płynnością sprzedaży), płynność nazywać się będzie asymetryczną. Jak wynika z badań przeprowadzonych przez innych autorów, płynność akcji nie jest symetryczna. Lesmond, Ogden i Trzcinka (1999), Tayal i Thomas (2012), a także Brennan i in. (2012) wskazują, że płynność sprzedaży jest niższa od płynności kupna, a więc łatwiej jest kupić akcje niż je sprzedać. Z kolei Garsztka i in. (2004) wykazali, że na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie poziom płynności jest wyższy dla transakcji sprzedaży, niż dla transakcji kupna.

Poziom płynności nie jest zróżnicowany tylko między różnymi aktywami (w przekroju), lecz może on również zmieniać się w czasie (Huberman i Halka, 2001). Zmienność płynności

w czasie powoduje powstanie ryzyka płynności, a więc ryzyka, że w momencie, w którym będzie konieczne dokonanie transakcji poziom płynności będzie niski (por.: Longstaff, 2001; Amihud i in., 2005; Akbas, Armstrong i Petkova, 2011; Papavasiliou, 2013; Abdi i Ranaldo, 2017). Część autorów precyzuje, że ryzyko płynności występuje, gdy poziom płynności zmienia się stochastycznie w czasie (Roch i Soner, 2013; Driessen i Xing, 2016).

Badania wskazują, że poziom płynności akcji małych spółek jest o wiele bardziej zmienny od poziomu płynności akcji spółek dużych (Chordia, Shivakumar i Subrahmanyam, 2004). Z kolei Liu (2006), Brunnermeier i Pedersen (2009) oraz Amihud i Mendelson (2008) wskazują, że akcje o niższym poziomie płynności są obciążone wyższym ryzykiem płynności. Wynika to z tego, że w razie spadku poziomu płynności inwestorzy wycofują się z inwestycji w mało płynne akcje i zaczynają inwestować w bardziej płynne akcje, co z kolei przekłada się na dalszy spadek poziomu płynności mniej płynnych akcji. Zjawisko to nazywane jest ucieczką ku płynności (*flight to liquidity*) (Vayanos, 2004; Amihud i Mendelson, 2008; Wu, 2017). Niekiedy spadek poziomu płynności może być na tyle dotkliwy, że rynek dla niektórych akcji tymczasowo zaniknie (Longstaff, 2001).

W literaturze dotyczącej wyceny również pojawia się termin „ryzyko płynności”, jednak nie odnosi się on do zmienności poziomu płynności pojedynczego papieru wartościowego w czasie. Termin ten często jest definiowany jako wrażliwość stóp zwrotu z akcji na zmiany poziomu płynności rynku (Pástor i Stambaugh, 2003). Z kolei Acharya i Pedersen (2005) wyróżniają trzy rodzaje ryzyka płynności, które wynikają ze:

- współzależności między indywidualnym poziomem płynności akcji a poziomem płynności całego rynku, nazywanej też wspólnością w płynności (*commonality in liquidity*),
- współzależności między indywidualnymi stopami zwrotu z akcji a poziomem płynności całego rynku (ryzyko płynności w definicji Pástora i Stambaugh'a (2003)),
- współzależności między indywidualnym poziomem płynności akcji a stopą zwrotu z rynku.

Aby uniknąć nieporozumień oraz uporządkować kwestie dotyczące opisywanego powyżej ryzyka płynności, w dalszej części pracy wprowadzone zostanie następujące rozróżnienie. Ryzyko płynności w rozumieniu zmienności poziomu płynności w czasie będzie nazywane zmiennością płynności. Natomiast termin „ryzyko płynności” odnosić się będzie do wrażliwości stóp zwrotu z akcji na zmiany poziomu płynności rynku. W odniesieniu do

rodzajów ryzyka wyodrębnionych przez Acharyę i Pedersena (2005) zawsze pojawi się stosowna adnotacja z wyszczególnieniem rozważanego rodzaju ryzyka płynności.

Podsumowując, poprzez doskonałą płynność papieru wartościowego rozumie się możliwość dokonywania w dowolnym momencie transakcji kupna lub sprzedaży dowolnej ilości tego papieru wartościowego bez ponoszenia kosztów i wywoływania wpływu na cenę tego papieru wartościowego. W rzeczywistości jednak doskonała płynność nie występuje, nawet w odniesieniu do akcji notowanych na regulowanych rynkach giełdowych. Powoduje to konieczność wyróżnienia kolejnego pojęcia – poziom płynności, który oznacza stopień, w jakim dany papier wartościowy jest doskonale płynny. W dalszej części rozprawy sformułowanie „płynność” odnoszone będzie do poziomu płynności zdefiniowanego wcześniej jako stopień, w jakim inwestorzy mogą dokonywać w dowolnym momencie transakcji dużymi ilościami papierów wartościowych, bez ponoszenia kosztów i wywierania wpływu cenowego. Jak zostało wspomniane, płynność może cechować się asymetrią, tzn. jej poziom może być inny dla transakcji kupna niż dla transakcji sprzedaży. Ponadto, płynność danego papieru wartościowego nie jest stała w czasie, ale podlega zmianom, mniej lub bardziej przewidywalnym. W odniesieniu do tego zjawiska używane będzie określenie „zmiennosc płynności”. Z kolei termin „ryzyko płynności” odnoszony będzie do wrażliwości stóp zwrotu z papieru wartościowego na zmiany poziomu płynności całego rynku.

1.2 Wymiary płynności papierów wartościowych

W poprzedniej części rozdziału zdefiniowano poziom płynności jako stopień, w jakim inwestorzy mogą dokonywać w dowolnym momencie transakcji dużymi ilościami papierów wartościowych, bez ponoszenia kosztów i wywierania wpływu cenowego. Wskazane zostało również, że poziom płynności może być rozumiany jako rozmiar odstępstwa od doskonałej płynności, przy czym odstępstwo to może dotyczyć:

- czasu wykonania transakcji,
- rozmiaru transakcji,
- kosztu wykonania transakcji,
- wpływu transakcji na ceny papieru wartościowego.

Wymienione wyżej obszary bezpośrednio wiążą się z wymiarami płynności papierów wartościowych. W literaturze przedmiotu brakuje zgody co do ilości wymiarów płynności, a także ich nazewnictwa oraz rozumienia (por.: von Wyss, 2004). Istnieje jedynie zgoda co do tego, że płynność jest zjawiskiem o „delikatnej i nieuchwytniej naturze”, którą o wiele łatwiej

jest opisać przy pomocy jej wymiarów, niż zawrzeć w jednej definicji (Portolan i Nicosia, 2016). Wielowymiarowość płynności papierów wartościowych powoduje trudności w jej pomiarze, gdyż żadna miara nie jest w stanie odzwierciedlić wszystkich wymiarów płynności. Niejednorodność zjawiska, jakim jest płynność, została wykazana również w badaniach empirycznych (zob.: Kluger i Stephan, 1997).

Zagadnienie wielowymiarowości zjawiska płynności wprowadził do literatury przedmiotu Kyle w swoim artykule z 1985. Przedstawił on koncepcję trzech wymiarów płynności, nazywanych przez niego „transakcyjnymi właściwościami rynku”. Jak konstatuje von Wyss w swojej rozprawie doktorskiej (2004), tradycyjnie wyróżnia się cztery wymiary płynności, jednakże są one niewystarczające i konieczne jest wyszczególnienie piątego i szóstego wymiaru.

Najmniej rozwiniętą koncepcją dotyczącą wymiarów płynności jest wyróżnienie dwóch wymiarów. Należy zwrócić uwagę, że różni autorzy wskazujący na istnienie dwóch wymiarów płynności, wyodrębniają inne wymiary. I tak, Gabrielsen, Marzo i Zagaglia (2011) podkreślają, że definiując płynność należy odnieść się do czasu i kosztów dokonania transakcji. Podobnie Kempf (1999, za: Stange i Kaserer, 2009) definiuje dwa wymiary płynności: czas i cenę. Te dwie przedstawione koncepcje można uznać za tożsame, o ile założy się, że koszty dokonania transakcji wpływają na cenę transakcji. Wymiar cenowy, odnoszony do kosztów transakcyjnych, pojawia się również w koncepcji Gonzaleza i Rubio (2007), przy czym zamiast wymiaru czasu, kładą oni nacisk na wymiar rozmiaru transakcji. Z kolei Kang i Zhang (2014) uważają, że, poza wymiarem związanym z kosztami transakcyjnymi, płynność charakteryzuje się wymiarem odnoszącym się do łatwości dokonywania transakcji bez wpływania na ceny.

Trzy wymiary płynności pojawiają się między innymi w pracy Lischewski i Voronkovej (2012) oraz Ali, Liu i Su (2017). Wskazują oni na istnienie wymiarów powiązanych z kosztami transakcyjnymi, wpływem transakcji na ceny oraz natychmiastowością dokonania transakcji. Chollete, Næs i Skjeltorp (2008) łączą dwa pierwsze wymiary w jeden, nazywając go odpornością, ale dodają też kolejny – głębokość. Podobny pogląd prezentują Chacko, Jurek i Stafford (2008) oraz Eaton (2015), nazywając te wymiary kolejno wymiarem cenowym, natychmiastowością oraz wymiarem ilości. Analizując wspomniane trzy wymiary, łatwo jest odnaleźć analogię do trzech transakcyjnych właściwości rynku wyszczególnionych przez Kyle'a (1985), a mianowicie:

- ciasności (*tightness*) – odnoszącej się kosztu odwrócenia zajmowanej pozycji w krótkim czasie,

- głębokości (*depth*) – informującej o wielkości zlecenia potrzebnego do wywołania zmiany ceny o zadaną wielkość,
- odporności (*resiliency*) – wskazującej na czas powrotu rynku do równowagi po losowym zaburzeniu o charakterze nieinformacyjnym.

Wyżej wymienione nazwy wymiarów płynności pojawiają się również u innych autorów wyróżniających trzy wymiary, jednak tylko w pracy Syamala, Reddy i Goyal (2014) definiowane są jak w pracy Kyle'a (1985). Roch i Soner (2013) oraz O'Hara (2004) definiują odporność jako stopień, w jakim ceny powracają do poziomu sprzed wykonania transakcji o niewielkich wolumenach. Głębokość jest określana przez Akrama (2014) jako swoboda zrealizowania dużego zlecenia, a w pracy O'Hara (2004) jako ilość akcji, którymi można dokonać transakcji po danej cenie. Natomiast Dong, Kempf i Yadav (2007) definiują głębokość jako zdolność rynku do zaabsorbowania i wykonania dużych zleceń z minimalnym wpływem na ceny, natomiast odpornością określają oni szybkość, z jaką błędy wyceny spowodowane nieinformacyjnym napływem zleceń są korygowane i neutralizowane przez rynek.

Autorzy identyfikujący cztery wymiary płynności najczęściej poszerzają koncepcję Kyle'a o wymiar czasu, w jakim możliwe jest dokonanie transakcji, nazywając ten wymiar natychmiastowością (*immediacy*). Do zwolenników wyodrębniania wymiaru czasu zaliczają się między innymi Dufour i Engle (2000), Hałaj i Sieradzki (2008), Minović (2011), Bogdan i in. (2012), Marcinkiewicz (2012), Tayeh (2016) oraz Będowska-Sójka (2016, 2017b). Niekiedy ciasność określana jest mianem szerokości (*width, breadth*), która u niektórych autorów utożsamiana jest z kolei z głębokością, a niekiedy traktowana jest jako osobny wymiar (zob.: Hałaj i Sieradzki, 2008).

Pięć wymiarów płynności zostało zidentyfikowanych w pracy Sarr i Lybek (2002). Autorzy ci wyodrębnili następujące wymiary płynności:

- ciasność (*tightness*) – określana jako koszty wykonania transakcji,
- natychmiastowość (*immediacy*) – odnosząca się do szybkości wykonania transakcji i jej rozliczenia,
- głębokość (*depth*) – utożsamiana z istnieniem w książce zleceń dużej ilości zleceń kupna i sprzedaży,
- szerokość (*breadth*) – oznaczająca, że zlecenia są duże wolumenowo i zapewniają minimalny wpływ na ceny,

- odporność (*resiliency*) – definiowana jako cecha rynku, dzięki której nowe zlecenia napływają, aby skorygować nierównowagę zleceń, powodującą odchylenie cen od wartości fundamentalnej akcji.

Warto zauważyć, że przedstawiana przez Sarr'a i Lybek'a (2002) koncepcje głębokości i szerokości w zasadzie są do siebie zbliżone. Powstaje zatem pytanie o konieczność wyszczególniania wymiaru szerokości. Połączenie w jeden wymiar głębokości i szerokości w rozumieniu przedstawianym przez Sarr'a i Lybek'a (2002) zbliża tę koncepcję do prezentowanych wcześniej prac, w których wyróżnione były cztery wymiary płynności.

Mnogość koncepcji dotyczących ilości wymiarów płynności oraz nazewnictwa tych wymiarów utrudnia zrozumienie tego zjawiska. Wyodrębniając różne wymiary płynności ważne jest, aby odnosić się do definicji tego zjawiska. Stosowana w ramach niniejszej rozprawy, a opisana w poprzednim podrozdziale, definicja płynności skłania do wyróżnienia czterech jej wymiarów, jednakże nie do końca tożsamy z czterema wymiarami prezentowanymi kilka akapitów wcześniej. Wymiary te są zbliżone do wymiarów wskazywanych przez Liu (2006) oraz McManus'a, Smith'a i Thomas'a (2008) i obejmują:

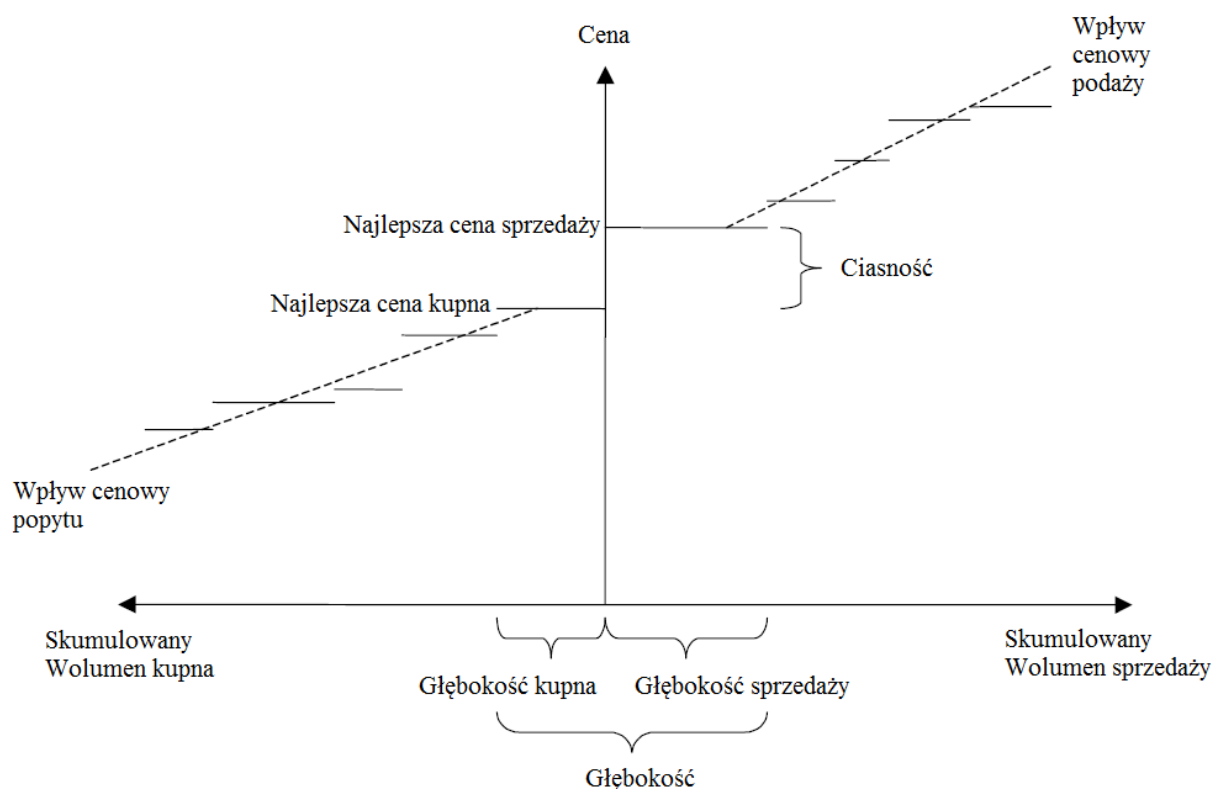
- czas wykonania transakcji (*trading speed*),
- rozmiar transakcji (*trading quantity*),
- koszt wykonania transakcji (*trading cost*),
- wpływ wykonania transakcji na ceny (*price impact*).

Pierwszy ze wspomnianych wymiarów – czas – wiąże się z możliwością dokonania transakcji w dowolnym momencie, a więc z ciągłością dokonywania transakcji, a także potencjalnymi opóźnieniami lub trudnościami w wykonaniu transakcji (por.: Liu 2006). Szybkość wykonania transakcji jest zależna od momentu, w którym zostało złożone zlecenie kupna bądź sprzedaży. Na zorganizowanych rynkach giełdowych transakcje dokonywane są w określonych godzinach, co może stanowić ograniczenie w zakresie możliwości wykonania transakcji w dowolnym momencie.

Drugi z wymiarów, odnoszący się do rozmiaru transakcji, jest związany z możliwością dokonywania transakcji dowolną ilością papierów wartościowych. Ograniczeniem tej możliwości może być brak przeciwnych zleceń o pożądanym rozmiarze. Najczęściej jednak wykonanie transakcji dużych rozmiarów jest możliwe po dokonaniu ustępstwa cenowego (zapropozowania odpowiednio wyższej (niższej) ceny przy kupnie (sprzedaży) walorów), co wiąże się z kolejnymi dwoma wymiarami: kosztem wykonania transakcji oraz wpływem cenowym (por.: Engle i Lange, 1997).

Jak zauważają Stange i Kaserer (2009), wpływ cenowy jest wynikiem niedoskonałej elastyczności krzywych popytu i podaży na dany papier wartościowy (odzwierciedlanych w ilości i wielkości dostępnych zleceń) w danym momencie. Sprawia to, że wpływ cenowy wzrasta wraz z rozmiarem transakcji. Jednakże, co podkreślają niektórzy autorzy, wpływ cenowy można podzielić na tymczasowy, dotyczący ceny tylko jednej, konkretnej transakcji, oraz trwały, wpływający również na ceny następnych transakcji (Huberman i Stanzl, 2005; Stange i Kaserer, 2009; Kociński 2014). W związku z tym, tymczasowy wpływ cenowy może być traktowany jako koszt wykonania transakcji i odzwierciedlać właśnie ten wymiar płynności. Z kolei trwały wpływ cenowy odzwierciedla ostatni z prezentowanych wymiarów.

Dla zapewnienia czytelności dalszych rozważań i chęci uniknięcia zbędnych powtórzeń, dla poszczególnych wymiarów płynności stosowane będą następujące nazwy, nawiązujące do określeń używanych dotychczas w literaturze. Czas wykonania transakcji określany będzie mianem natychmiastowości (*immediacy*). Wymiar płynności związany z rozmiarem transakcji nazywany będzie głębokością (*depth*). Określenie „ciasność” (*tightness*) odnoszone będzie do wymiaru kosztów transakcji, obejmujących również tymczasowy wpływ cenowy. Z kolei do opisywania ostatniego wymiaru, związanego z trwałym wpływem cenowym, używane będzie określenie „odporność” (*resiliency*).



Schemat 3. Wymiary płynności papierów wartościowych
 Źródło: Opracowanie na podstawie (von Wyss, 2004).

Głębokość, ciasność oraz wpływ cenowy zostały przedstawione symbolicznie na Schemacie 3. Wymiar natychmiastowości został pominięty ze względu na trudność w jego przedstawieniu. Poziome odcinki reprezentują zlecenia w książce zleceń: po lewej stronie od osi poziomej znajdują się zlecenia kupna, natomiast po prawej – zlecenia sprzedaży. Wysokość, na której znajduje się dany odcinek reprezentuje limit ceny, z jakim zostało złożone zlecenie, a długość odcinka odzwierciedla wolumen zlecenia.

Należy zwrócić uwagę, że poszczególne wymiary płynności są ze sobą powiązane, co wynika także z prezentowanego schematu. Przykładowo, transakcja o małym rozmiarze może zostać wykonana stosunkowo szybko, z kosztami transakcji nie przekraczającymi różnicy między najlepszą ceną kupna a najlepszą ceną sprzedaży (*bid-ask spread*), oraz bez wywoływania wpływu cenowego. Wraz ze wzrostem rozmiaru transakcji wzrastają koszty transakcyjne – w momencie, gdy rozmiar transakcji przekracza wolumenowo wielkość najlepszego przeciwnego zlecenia w książce zleceń, powstaje wpływ cenowy (por.: Sadka, 2002). Inwestor chcący dokonać transakcji o dużym rozmiarze, który jednocześnie nie chce ponosić wysokich kosztów transakcyjnych (głównie w postaci wpływu cenowego) może podzielić zlecenie na kilka mniejszych transakcji, zwiększając jednak tym samym czas, w którym zostanie wykonana transakcja (Huberman i Stanzl, 2005).

1.3 Czynniki wpływające na poziom płynności papierów wartościowych

Rozważania dotyczące czynników wpływających na poziom płynności akcji warto rozpocząć od opisanie procesu wymiany akcji na rynku giełdowym, gdyż, jak zauważa O'Hara (2001), proces łączenia ze sobą potencjalnych kupców i sprzedawców na rynku jest ściśle powiązany z procesem dostarczania płynności. Jak zauważają Chacko, Jurek i Stafford (2008) jednym z czynników ograniczających swobodne zawieranie transakcji jest niesynchroniczne napływanie na rynek zleceń od kupców i sprzedawców. Tę lukę czasową między napłynięciem zlecenia kupna lub sprzedaży a napłynięciem zlecenia przeciwnego (sprzedaży lub kupna) wypełniają uczestnicy rynku nazywani dostawcami płynności (*liquidity suppliers*) (Dufour i Engle, 2000; Jankowski i Olbryś, 2015).

Na rynkach kierowanych cenami (*quote-driven*), na których handel odbywa się za pośrednictwem kreatora rynku (*market maker*), rolę dostawcy płynności pełni właśnie kreator rynku. Wypełnia on luki czasowe między niesynchronicznie napływającymi zleceniami poprzez dokonywanie transakcji wtedy, gdy przeciwne zlecenie nie nadejdzie na rynek w tym

samym czasie (Demsetz, 1968). Rolą kreatora rynku jest również równoważenie pojawiającej się nierównowagi zleceń kupna i sprzedaży poprzez odpowiednie ustalanie cen oraz gotowość do zawarcia transakcji (Bagehot, 1971).

Na rynkach kierowanych zleceniami (*order-driven*), gdzie transakcje zawierane są bezpośrednio, inwestor chcący dokonać transakcji staje przed wyborem: złożyć zlecenie z limitem ceny (*limit order*) i czekać na wykonanie transakcji po preferowanej przez siebie cenie, lub złożyć zlecenie rynkowe (*market order*) i dokonać transakcji po cenach zleceń aktualnie znajdujących się w książce zleceń (por.: Lischewski i Voronkova, 2012). W takim wypadku transakcja następuje w momencie, w którym zostanie złożone zlecenie rynkowe (Roch i Soner, 2013), natomiast złożenie zlecenia z limitem ceny traktowane jest jako dostarczanie płynności (O'Hara, 2001). Zatem, inwestorzy składający zlecenia z limitem ceny pełnią rolę dostawców płynności (*liquidity suppliers*) dla inwestorów, którzy, pragnąc dokonać transakcji jak najszybciej, składają zlecenia rynkowe (Roşu, 2009). Tych ostatnich nazywa się konsumentami płynności (*liquidity demanders*).

W przedstawionym powyżej kontekście, złożenie zlecenia kupna (sprzedaży) z limitem ceny można potraktować jak wystawienie amerykańskiej opcji sprzedaży (kupna) (Chacko, Jurek i Stafford, 2008). Instrumentem bazowym jest w tym przypadku pewna ilość akcji bądź innego papieru wartościowego, na który zostało wystawione zlecenie. Ceną wykonania opcji jest limit ceny w zleceniu, natomiast czas do wykonania opcji odpowiada dacie ważności wystawionego zlecenia. Wystawienie opcji nierozzerwalnie wiąże się z odebraniem premii opcyjnej, jednakże w tym przypadku nie ma ona charakteru przepływu pieniężnego od nabywcy do wystawcy opcji. Premią za wystawienie opcji (kupna bądź sprzedaży) jest w prezentowanej sytuacji uzyskanie lepszej ceny niż przy złożeniu zlecenia rynkowego (por.: O'Hara, 2001; Roch i Soner, 2013) oraz poniesieniem niższych kosztów wykonania transakcji (por.: Engle i Lange, 1997).

Koszt wykonania transakcji można zdefiniować za Demsetz'em (1968) jako koszt wymiany tytułów własności, a w przypadku giełdy papierów wartościowych – jako koszt wykonania szybkiej wymiany akcji na gotówkę. Wielu autorów wyróżnia koszty bezpośrednio (m.in. podatki, opłaty i prowizje) oraz pośrednio, związane z prezentowanymi wcześniej wymiarami płynności: tymczasowy wpływ cenowy (ciasność), trwały wpływ cenowy (odporność) oraz koszty poszukiwania i opóźnienia (natychmiastowość). Zmniejszając koszty wpływu cenowego (tymczasowego i trwałego) poprzez rozbijanie dużych zleceń na mniejsze,

inwestorzy zwiększają koszty poszukiwania i opóźnienia (Amihud i Mendelson, 2008). Te ostatnie z kolei wynikają z utraty użyteczności spowodowanej oczekiwaniem (Roşu, 2009).

Jeżeli inwestorzy nie handlują ze sobą bezpośrednio, a przez pośrednika, jakim może być *market maker*, to większość kosztów transakcyjnych zawartych jest w spreadzie bid-ask (Dalgaard, 2009). Na tego typu rynkach inwestor chcący dokonać natychmiastowej transakcji dokona jej po zgłaszanych obecnie przez kreatora rynku cenach kupna i sprzedaży. Oferowana przez pośrednika cena kupna (sprzedaży) zawiera w sobie premię (dyskonto) za dokonanie natychmiastowej transakcji (Amihud i Mendelson, 1986a).

Z jednej strony, różnica między oferowaną ceną kupna i oferowaną ceną sprzedaży (spread bid-ask) stanowi przychód *market makera* i jest jego wynagrodzeniem za dostarczenie płynności. Z drugiej strony, wielu autorów zwraca uwagę na fakt, że kreator rynku może ponosić straty wynikające z dokonywania transakcji z inwestorami lepiej poinformowanymi. Wysoki spread bid-ask zniechęca poinformowanych graczy do dokonywania transakcji (Bagehot, 1971). Oferowane przez *market makera* ceny kupna i sprzedaży są więc wynikiem optymalizacji jego zysku (Copeland i Galai, 1983) oraz równoważenia popytu i podaży. Glosten i Harris (1988) oraz Huang i Stoll (1997) podkreślają, że, poza stratami spowodowanymi dokonywaniem transakcji z poinformowanymi inwestorami, kreatorzy rynku ustalają wartość spreadu bid-ask na takim poziomie, aby pokryć koszty utrzymywania pewnego poziomu zapasów akcji, aby mieć możliwość równoważenia nierównowagi zleceń.

Na rynkach kierowanych zleceniami, na których nie występują kreatorzy rynku⁴, wyznaczenie wartości spreadu bid-ask, jako różnicy między najlepszą ceną kupna a najlepszą ceną sprzedaży oferowaną przez tego samego inwestora, jest niemożliwe (Amihud, Mendelson i Lauterbach, 1997). Na rynkach tego typu spread bid-ask ma inne znaczenie, gdyż obliczany może być jako różnica między limitami cen marginalnych zleceń kupna i sprzedaży, które nie mogą być wykonane (Amihud, Mendelson i Lauterbach, 1997). W wartości tak obliczonego spreadu nie będą uwzględnione wszystkie elementy kosztów transakcyjnych, które występują na rynkach kierowanych cenami, w szczególności koszt negatywnej selekcji (Garszka, 2008, s. 410).

Podsumowując rozważania dotyczące prawidłowości zawierania transakcji na rynku, można wskazać kilka czynników wpływających na poziom płynności na rynku. Pierwszym z nich

⁴ Należy zwrócić uwagę, że na rynkach kierowanych zleceniami mogą występować animatorzy rynku, również nazywani *market makerami*, jednakże ich zadaniem jest wspieranie płynności na rynku, nie zaś tworzenie rynku i pośredniczenie w zawieraniu transakcji.

jest wysokość bezpośrednich kosztów transakcyjnych. Konieczność uiszczenia prowizji i opłat zniechęca inwestorów do dokonywania transakcji, i, co za tym idzie – składania zleceń. Kolejnym czynnikiem wpływającym na płynność jest tak zwane ryzyko zapasów (*inventory risk*) dotyczące zapasów papierów wartościowych będących w posiadaniu kreatora rynku. Ryzyko to może być rozumiane przez pryzmat zmienności cen akcji, co z kolei wpływa także na opłacalność składania zlecenia z limitem ceny na rynkach kierowanych zleceniami⁵.

Jako najważniejszy czynnik wpływający na poziom płynności wskazywana jest asymetria informacji między inwestorami na rynku. W wielu modelach tworzonych dla rynków z *market makerem* asymetria informacji stanowi podstawowy czynnik kształtowania się cen i płynności akcji. Jednakże, jak podkreśla Garsztka (2008, s. 410), na rynkach kierowanych zleceniami ryzyko zawarcia transakcji z lepiej poinformowanym graczem ma mniejszy wpływ na cenę transakcji. Wynika to z faktu, że na rynkach kierowanych cenami, po złożeniu zlecenia o danym rozmiarze, *market maker*, z obawy przed zawarciem transakcji z lepiej poinformowanym graczem, może zmienić cenę transakcji. Na rynkach kierowanych zleceniami sytuacja taka nie może mieć miejsca, gdyż preferencje cenowe inwestora określone są w złożonym przez niego zleceniu i nie mogą być modyfikowane przez pośrednika.

Jak zauważają między innymi Demsetz (1968), Ting i Warachka (2003), Aitken i Comerton-Forde (2003), Liu (2006) czy Chai, Faff i Gharghori (2013), płynność polepsza się, gdy wzrasta aktywność inwestorów na rynku. Jest to skutkiem zwiększenia prawdopodobieństwa napłynięcia na rynek przeciwnego zlecenia o podobnych charakterystykach. Wspomniana relacja zanika jednak po dużych informacyjnych szokach (Watanabe, 2014) oraz w okresach dużych spadków cen (Lesmond, 2005; Yeyati, van Horen i Schmukler, 2008; Wang, 2011). Niemniej jednak, najważniejszymi czynnikami wpływającymi bezpośrednio na poziom płynności są czynniki wskazywane wcześniej i wynikające ze sposobu organizacji rynku (jego mikrostruktury). Pozostałe czynniki wpływają na płynność w sposób pośredni, oddziałując na ryzyko związane z utrzymywaniem zapasów papierów wartościowych przez *market makera*, asymetrię informacji czy aktywność inwestorów.

Dla wielu aktywów, płynność jest zdeterminowana przynajmniej częściowo przez cechy charakterystyczne tych aktywów oraz rynku, na którym dokonywane są transakcje tym aktywem (O'Hara, 2004). Ponadto, jak zauważają Brennan i in. (2012), determinanty poziomu płynności kupna i poziomu płynności sprzedaży są podobne.

⁵ Jeżeli złożenie z limitem ceny potraktować jako wystawienie opcji amerykańskiej, to, zgodnie z teorią wyceny opcji, zmienność instrumentu bazowego wpływa na wartość tej opcji.

Najczęściej wskazywanym czynnikiem determinującym płynność akcji jest rozmiar spółki (zob.: Lesmond i in., 1999; Sadka, 2002; Lipson i Mortal, 2007; Tayal i Thomas, 2012; Chen i Sherif, 2016). Akcje większych firm cieszą się większym zainteresowaniem inwestorów, a także wyższym poziomem ujawniania informacji o spółce. Relacja ta dotyczy także spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie (Garsztka i in., 2004; Olbryś, 2013). Huh (2013) wskazuje, że oprócz rozmiaru spółki, mierzonego kapitalizacją, wpływ na płynność ma również wskaźnik wartości księgowej do wartości rynkowej. Im mniejsza wartość BV/MV, tym wyższy jest poziom płynności akcji. Podobne wnioski płyną z badań Liu (2006).

Równie istotnym czynnikiem wpływającym na płynność akcji jest ilość, rodzaj i rozproszenie akcjonariuszy. Wzrost liczby akcjonariuszy prowadzi do poprawy płynności akcji, ze względu na zmniejszenie prawdopodobieństwa poniesienia strat w wyniku dokonania transakcji z lepiej poinformowanym inwestorem. Zwiększenie liczby akcjonariuszy powoduje ponadto zmniejszenie poziomu koncentracji własności, który również wskazywany jest jako czynnik determinujący poziom płynności akcji. Takie zależności wykazują między innymi Kothare (1997), Amihud, Mendelson i Uno (1999), Heflin i Shaw (2000), Lipson i Mortal (2007), a także Udomsirikul, Jumreornvong i Jiraporn (2011). Nie bez znaczenia pozostaje również typ inwestorów będących w posiadaniu akcji spółki. Jak wskazuje Zhou (2011), wyższy udział inwestorów instytucjonalnych w akcjonariacie powoduje wyższy poziom płynności, natomiast wyższy udział menedżerów we własności wywołuje niższą płynność.

Poziom koncentracji własności oraz występowanie poszczególnych typów inwestorów w akcjonariacie są powiązane z jakością nadzoru korporacyjnego. Jak wskazują w swoich badaniach Ali i in. (2017), im lepszy jest nadzór korporacyjny nad spółką, tym niższy jest poziom asymetrii informacji, co z kolei przekłada się na mniejsze problemy negatywnej selekcji i zwiększenie płynności akcji. Podobny wpływ na płynność ma ilość analityków opiniujących spółkę oraz liczba analiz sporządzanych przez tych analityków. Im większa liczba analityków oraz analiz, tym mniejszy poziom asymetrii informacji i, w konsekwencji, wyższy poziom płynności (Brennan i Subrahmanyam, 1995; Lipson i Mortal, 2007; Zhou, 2011).

Kolejnym czynnikiem związanym z poziomem asymetrii informacji, a wpływającym na poziom płynności, jest język raportowania. Niszczota (2013) wskazuje, że akcje zagranicznych spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie, które sporządzają raporty w języku polskim, cechują się wyższą płynnością od akcji spółek zagranicznych publikujących raporty w języku obcym. Efekt ten odnosi się bezpośrednio do asymetrii

informacji: raportowanie w języku innym niż polski powoduje zwiększenie asymetrii informacji, a więc zmniejszenie atrakcyjności akcji spółki.

W literaturze napotkać można także na determinanty poziomu płynności związane ze strukturą kapitału spółki. Wyniki badań w tym zakresie nie są jednoznaczne. Z jednej strony, Frieder i Martell (2006) wskazują, że wzrost poziomu zadłużenia spółki powoduje zwiększenie poziomu płynności akcji tej spółki. Z drugiej strony, Lesmond, O'Connor i Senbet (2008) wskazują na istnienie relacji odwrotnej: spółki korzystające z większego udziału długu mają mniej płynne akcje. Wyniki ich badań zdają się potwierdzać Igan, de Paula i Pinheiro (2011), którzy dowiedli, że akcje spółek wypłacających dywidendy są bardziej płynne od akcji spółek, które dywidend nie wypłacają.

Na rynkach kierowanych cenami, na których handel odbywa się z pośrednictwem kreatora rynku, rozmiar spreadu bid-ask, a więc i poziom płynności, jest zależny również od ilości *market makerów* dla akcji danej spółki (Amihud i Mendelson, 1986a; Lipson i Mortal, 2007). Zwiększenie liczby pośredników powoduje zwiększenie konkurencji między nimi i, w konsekwencji, obniżenie rozmiaru spreadu (polepszenie płynności). Na rynkach kierowanych zleceniami, liczbę *market makerów* można zastąpić liczbą uczestników rynku (por.: Sarr i Lybek, 2002).

Wang (2011), poza wskazanymi powyżej czynnikami wpływającymi na poziom płynności, jako determinanty płynności wymienia również stopę zwrotu oraz nierównowagę zleceń. Pierwszy ze wskazanych czynników wynika z badań Sadki (2002) oraz Korajczyka i Sadki (2004), którzy zauważyli że przeszła zyskowność mierzona stopą zwrotu ma wpływ na poziom płynności akcji. Wskazali oni, że akcje o wyższej przeszłej stopie zwrotu (*winners*) cechują się wyższą płynnością niż akcje o niższej przeszłej stopie zwrotu (*losers*). Z kolei Kang i Lee (2014) wskazali, że akcje o przewadze zleceń sprzedaży (*sell-order driven stocks*) wykazują niższy poziom płynności niż akcje o przewadze zleceń kupna (*buy-order driven stocks*), co wskazuje również, że łatwiej jest kupić akcje, niż je sprzedać.

Opisane wyżej czynniki wpływające na poziom płynności można uznać za czynniki specyficzne dla akcji danej spółki. Poza tymi czynnikami, wyróżnić można determinanty poziomu płynności wspólne dla wszystkich akcji notowanych na danym rynku, rozumianym jako giełda papierów wartościowych. Sarr i Lybek (2002, s. 38) dokonali podziału tego typu czynników na dotyczące polityki makroekonomicznej oraz dotyczące mikrostruktury rynku. Czynniki makro obejmują:

- nierównowagi makroekonomiczne (*vulnerabilities*),

- politykę monetarną (*monetary policy*),
- uwarunkowania prawne (*legislative framework*).

Z kolei czynniki dotyczące mikrostruktury rynku związane są z:

- rodzajem aktywa (*product design*),
- uczestnikami rynku (*market participants*),
- systemami transakcyjnymi (*trading systems*),
- rozliczaniem transakcji (*clearing and settlement of transactions*),
- regulacjami oraz standardami rachunkowości (*regulatory and accounting framework*).

Do czynników makroekonomicznych wpływających na poziom płynności można w pierwszej kolejności zaliczyć poziom rozwoju rynku kapitałowego. Rynki nieduże, młode i dopiero rozwijające się charakteryzują się naturalnie o wiele niższym poziomem płynności (Żelazek, 2008; Minović, 2011) oraz większą zmiennością płynności (Lischewski i Voronkova, 2012) niż rynki dojrzałe. W przypadku warszawskiej GPW jako przyczyny niskiej płynności można wskazać duży udział Skarbu Państwa oraz inwestorów strategicznych w akcjonariacie (Żelazek, 2008). Jak wskazuje IOSCO (2007), poziom rozwoju rynku determinuje nie tylko jego płynność, ale także warunkuje wpływ niektórych innych czynników na poziom płynności.

Do czynników o charakterze makro można również zaliczyć dopływ zagranicznego kapitału. Badania w zakresie wpływu dopływu zagranicznego kapitału na płynność lokalnego rynku przeprowadzili Vagias i van Dijk (2010). Wykazują oni, że pojawienie się zagranicznych inwestorów na rynku skutkuje poprawą poziomu jego płynności. Jak zaznaczyli, większa poprawa następuje wśród spółek o mniejszej kapitalizacji. Większym wzrostem płynności cechują się także rynki bardziej transparentne i mniej rozwinięte. Zaznaczyli przy tym, że możliwe jest, iż taka relacja występuje tylko w okresach dobrej koniunktury, podczas gdy w czasach kryzysów, obecność zagranicznych inwestorów prowadzi do obniżenia poziomu płynności rynku.

Czynnikami polityki monetarnej mającymi wpływ na poziom płynności są przede wszystkim rynkowe stopy procentowe. Paradygmat zapasów, sformułowany przez Demsetza (1968) i rozwijany później przez Stolla (1978) oraz Ho i Stolla (1981) sugeruje, że poziom płynności jest zależny od kosztów finansowania zapasów akcji *market makera* (bądź szerzej – dostawcy płynności) oraz ryzyka związanego z posiadaniem tych akcji. Zatem, w myśl paradygmatu zapasów, poziom płynności powinien być zależny od stóp procentowych i zmienności rynku. Zależność ta została potwierdzona empirycznie (zob.: Chordia, Roll i Subrahmanyam, 2003; Chordia, Sarkar i Subrahmanyam, 2005).

Z polityką monetarną związany jest kolejny czynnik wpływający na poziom płynności. Poza kreatorami rynku na rynkach kierowanych cenami, może istnieć grupa inwestorów nastawionych na czerpanie zysków z dostarczania płynności. Inwestorów czerpiących korzyści z dostarczania płynności nazywa się arbitrażystami (*arbitrageurs*) (Gromb i Vayanos, 2010). Możliwości dostarczania płynności przez *market makerów* i arbitrażystów są zależne od dostępu do finansowania. Brunnermeier i Pedersen (2009) oraz Gromb i Vayanos (2010) wykazują, że poziom płynności rynku jest zależny od kapitału arbitrażystów i wrażliwy na warunki finansowania (*funding liquidity*). Jensen i Moorman (2010) wiążą dostęp pośredników do kapitału z polityką monetarną państwa i wskazują, że prowadzenie ciasnej (rozluźnionej) polityki monetarnej skutkuje mniejszą (większą) płynnością rynku.

Rynki w państwach o słabych systemach politycznych i prawnych cechują się niższym poziomem płynności od rynków znajdujących się w państwach o silnych instytucjach politycznych i prawnych (Switzer i Picard, 2015). Do determinant poziomu płynności o charakterze legislacyjnym należy przede wszystkim poziom ochrony inwestorów. Jak dowodzą Brockman i Chung (2003), wysoki poziom ochrony inwestorów prowadzi do zmniejszenia asymetrii informacji, co z kolei przekłada się na wyższy poziom płynności. Ponadto dodają oni, że uregulowania prawne wpływają na ilość i jakość publicznie dostępnych informacji.

System transakcyjny i związane z nim regulacje również wpływają na poziom płynności Amihud i Mendelson (1991). Ben-Raphael i in. (2013) zauważają, że w XXI wieku płynność na rynkach akcji uległa znaczącej poprawie na skutek serii zmian technologicznych i regulacyjnych. Wprowadzenie ciągłego systemu notowań w miejsce sekwencyjnego zawierania transakcji poprawia płynność (Amihud i in., 1997; Burhop i Gelman, 2011). Na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie wprowadzenie o wiele bardziej wydajnego systemu transakcyjnego (UTP w miejsce WARSET) spowodowało poprawę ogólnej płynności rynku (Będowska-Sójka, 2016; 2018).

Nie bez znaczenia pozostaje także wielkość minimalnego postąpienia ceny (*tick size*). Zmiana regulacji w zakresie minimalnego ruchu ceny na New York Stock Exchange z \$1/8 do \$1/16, a następnie wprowadzenie decymalizacji (zmiany minimalnego ruchu ceny na 1 cent) spowodowała zmniejszenie kosztów transakcyjnych (co wskazuje na wzrost płynności), ale jednocześnie wywołała zmniejszenie rozmiaru składanych zleceń (wskazujące na obniżenie płynności). Wpływ zmiany minimalnego ruchu ceny na poziom płynności był empirycznie

weryfikowany w pracach: Goldstein i Kavajecz (2000), Chordia, Roll i Subrahmanyam (2001), Jones i Lipson (2001), Chordia, Subrahmanyam i Tong (2014) oraz Eaton (2015).

Niektóre uregulowania dotyczące składania zleceń i wykonywania transakcji mogą również mieć wpływ na poziom płynności na rynku. Marshall i Young (2003) oraz Chai i in. (2013) wskazują, że rynki, na których dopuszczalne jest składanie zleceń z limitem ceny (rynki kierowane zleceniami oraz rynki hybrydowe), charakteryzują się wyższą płynnością. Z kolei Marcinkiewicz (2012) oraz Tayal i Thomas (2012) wskazują, że dopuszczenie stosowania krótkiej sprzedaży może wpłynąć pozytywnie na płynność, zwłaszcza w okresach kryzysów na rynku. Amihud i in. (1999) zauważyli natomiast, że zmniejszenie minimalnego rozmiaru transakcji (*minimum trading unit*) w Japonii skutkuje poprawą płynności.

Poza wspomnianymi powyżej czynnikami wpływającymi na poziom płynności, do determinant płynności należy również zaliczyć stan, w którym obecnie znajduje się rynek. O'Hara (2004) oraz Brennan, Huh i Subrahmanyam (2012) stwierdzają, że płynność w okresach wzrostów na rynku różni się od płynności w czasie spadków. Potwierdzają to wyniki badań Chordii, Roll'a i Subrahmanyam'a (2002), Jankowskiego i Olbryś (2015) oraz Tayeh'a (2016) sugerujące, że płynność naśladuje ruchy rynku: ulega pogorszeniu w okresach bessy oraz poprawia się w czasach hossy. Jednakże Chang, Faff i Hwang (2010) nie znajdują takiej relacji.

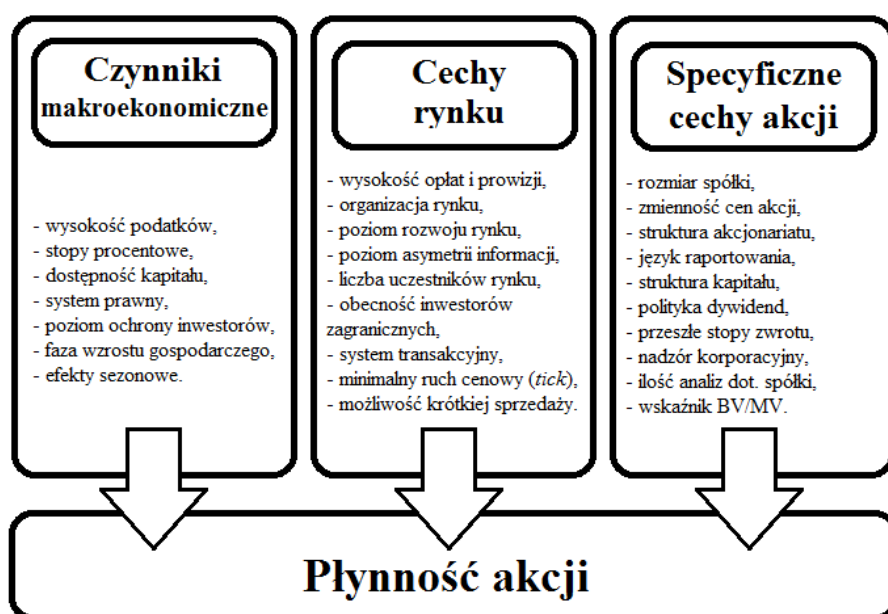
Poziom płynności charakteryzuje się również pewną sezonowością. Chordia i in. (2001) dostrzegli, że zmiany dziennej płynności cechują się ujemną autokorelacją pierwszego rzędu, co oznacza, że dni o niskiej płynności są poprzedzone dniami o wysokiej płynności i na odwrót. Podobne zależności zaobserwował von Wyss (2004) stwierdzając, że okresy wysokiej płynności są poprzedzone okresami niskiej płynności i na odwrót. Zmiany poziomu płynności mogą zatem zostać opisane procesem powrotu do średniej. Jednakże, jak wynika z badań Wu (2017), gdy poziom płynności przekroczy pewną granicę⁶, to przestaje się ona zachowywać zgodnie z wzorcem powrotu do średniej, a zaczyna występować efekt momentum.

Chordia i in. (2001) zauważają, że płynność na rynku akcji obniża się w okolicach głównych świąt, co jest związane z obniżoną aktywnością inwestorów w tych dniach. Poziom płynności jest również wyższy latem i wczesną jesienią (okres lipiec – wrzesień) i niższy w październiku (Chordia i in., 2005). Poziom płynności również nie jest stały w ciągu tygodnia – wtorki uznawane są za dni, w których płynność jest najwyższa, zaś w piątki płynność jest najniższa (Chordia, Roll i Subrahmanyam, 2003). Ponadto, płynność na danym rynku akcji jest

⁶ Wu (2017) nie precyzuje czy chodzi o dolną czy górną granicę, jednak z kontekstu można wnioskować, że ma on na myśli granicę dolną, a więc gdy płynność spadnie poniżej określonego poziomu.

mocno uzależniona od płynności innych rynków, również rynków obligacji (Chordia i in., 2005; Donadelli i Proserpi, 2011).

Reasumując, poziom płynności na rynku papierów wartościowych, w szczególności na rynku akcji, jest uzależniony od wielu czynników. Obejmują one zarówno zmienne o charakterze makroekonomicznym, jak i właściwe dla poszczególnych rynków oraz specyficzne dla pojedynczej akcji. Zostało to zaprezentowane na Schemacie 4. Czynniki zaprezentowane w niniejszym podrozdziale, mogą wpływać na poziom płynności w sposób bezpośredni lub pośredni. Jako najważniejsze determinanty poziomu płynności na rynku należy wskazać sposób organizacji tego rynku oraz liczbę uczestników tego rynku.



Schemat 4. Czynniki wpływające na płynność akcji

Źródło: Opracowanie własne.

1.4 Konsekwencje braku doskonałej płynności na rynkach papierów wartościowych

Istnienie doskonałej płynności papierów wartościowych na rynkach kapitałowych ma istotne znaczenie teoretyczne, jako jedno z podstawowych założeń wielu modeli, oraz praktyczne, ze względu na fakt, że poziom płynności wpływa na niektóre decyzje inwestorów na rynku (Garsztko i Rutkowska-Ziarko, 2012; Porcenaluk, 2015). Klasyczne modele Modiglianiego i Millera dotyczące kształtowania struktury kapitału przedsiębiorstw oraz stosowanej polityki dywidend zakładają istnienie doskonałych rynków kapitałowych. Na doskonałych rynkach kapitałowych: 1) żaden kupujący ani sprzedający nie ma wpływu na ceny na rynku, 2) wszyscy uczestnicy rynku mają równy i darmowy dostęp do informacji, a także

3) nie występują podatki, opłaty, ani inne koszty transakcyjne (Miller i Modigliani, 1961, s. 412). Założenia 1) i 3) odnosić można do zdefiniowanego wcześniej pojęcia doskonałej płynności, natomiast założenie 2) wiąże się z doskonałą płynnością w sposób pośredni. Podobnie, założenie o doskonałej płynności leży u podstaw między innymi modeli wyceny aktywów kapitałowych (Sharpe, 1964), wielookresowej teorii portfela (Merton, 1969, 1973), a także modeli wyceny opcji (Black i Scholes, 1973). Różne badania wskazują, że poziom płynności papierów wartościowych ma także znaczenie dla uczestników rynku kapitałowego i wpływa na ich zachowania (Wawruszczak, 2006). Niespełnienie założenia doskonałej płynności ogranicza wnioski płynące z modeli opartych na tym założeniu. Można zatem stwierdzić, że poziom płynności ma znaczenie dla wyceny aktywów, konstrukcji portfela, a także zarządzania ryzykiem (zob. Będowska-Sójka, 2018).

Istnienie doskonałej płynności na rynkach kapitałowych często jest wskazywane jako warunek efektywności tego rynku. Chordia, Roll i Subrahmanyam (2008) oraz Subrahmanyam (2009) wskazują na istnienie ścisłej zależności między poziomem płynności a stopniem informacyjnej efektywności rynku. Im poziom płynności jest bliższy doskonałej płynności, tym rynek cechuje się wyższą efektywnością informacyjną. Subrahmanyam (2009) wskazuje również, że brak doskonałej płynności powoduje odstępstwa od prawa jednej ceny. Płynność akcji nie pozostaje również bez znaczenia dla alokacyjnej efektywności rynku (Sarr i Lybek, 2002; Kowalke, 2017). De Cesari, Espenlaub i Khurshed (2011) wskazują na przyczyny istnienia tych zależności: zwiększenie poziomu płynności zwiększa dokładność sygnału cenowego oraz efektywność alokacji opartej na tym właśnie sygnale.

Związki między płynnością a efektywnością rynku były przedmiotem badań empirycznych w kontekście tzw. anomalii rynkowych. Ograniczenia w stosowaniu arbitrażu, będące efektem niedoskonałej płynności, powodują, że strategie inwestycyjne oparte na anomaliach rynkowych powinny być mniej zyskowne w okresach wyższej płynności rynku (Avramov, Cheng i Hameed, 2016). Zostało to empirycznie zbadane w pracy Chordia, Subrahmanyam i Tong (2014), gdzie zostało udowodnione, że wzrost płynności obserwowany na początku XXI wieku spowodował zmniejszenie statystycznej istotności i ekonomicznego znaczenia anomalii rynkowych.

Podobne wyniki uzyskali Butt i Virk (2017) w odniesieniu do anomalii związanych z momentum. Ich badania wskazują, że zyski ze strategii momentum są tym wyższe, im niższy jest ogólny poziom płynności rynku. Przeciwnie wyniki uzyskali w swoich badaniach Avramov, Cheng i Hameed (2016) wskazując, że zyski z momentum są wysokie w okresach wysokiej

płynności na rynkach kapitałowych i niskie, gdy rynek kapitałowy jest mało płynny. Dodają oni, że, gdy rynki są płynne, to kontynuacja dotychczasowego trendu cen dominuje nad wpływem płynności na ceny akcji, generując dodatnie zyski ze strategii opartych na momentum.

Również inne badania wiążą płynność z efektywnością rynku, jednakże zdają się wskazywać na relację przeciwną, sugerując, że efektywność rynku gwarantowana jest występowaniem ograniczonej płynności na rynku. Korajczyk i Sadka (2004) pokazują, że istnienie wpływu cenowego (jeden z wymiarów płynności) powoduje obniżenie zyskowności strategii opartych na momentum. Do podobnych wniosków doszli Chen, Stanzl i Watanabe (2002), Sadka (2002, 2006) oraz Goyenko (2006). W myśl wyników tych badań, inwestowanie w strategię oparte na momentum, nie pozwala osiągnąć ponadprzeciętnej stopy zwrotu przez wzgląd na brak doskonałej płynności akcji notowanych na rynku. Chen, Stanzl i Watanabe (2002) wskazali również, że niedoskonała płynność nie pozwala czerpać korzyści z anomalii rynkowych związanych z rozmiarem spółki oraz jej wskaźnikiem wartości księgowej do wartości rynkowej.

Podobne wyniki zaobserwować można w badaniach nad inną anomalią rynkową, a mianowicie – dryftem po ogłoszeniu zysków (*post-earnings-announcement drift*). Chordia, Goyal, G. Sadka, R. Sadka i Shivakumar (2009), zauważyli, że anomalia ta jest obserwowalna głównie w akcjach relatywnie mało płynnych. Wykazali oni również, że koszty związane z niedoskonałą płynnością pochłaniają od 66% do 100% potencjalnych zysków ze strategii opartych na tej anomalii. Sadka (2006) wskazuje natomiast, że zmienność zysków ze strategii momentum i dryftu po ogłoszeniu zysków jest w 40-80% wyjaśniana przez płynność akcji.

Z drugiej strony, Chordia i Subrahmanyam (2004) badając zyskowność strategii polegającej na zajmowaniu pozycji w kierunku nierównowagi zleceń z dnia poprzedniego (nierównowaga zleceń jest zjawiskiem związanym z poziomem płynności) wykazali, że pozwala ona osiągać dodatnie i statystycznie istotne ponadprzeciętne zyski. Jednakże, i tym razem rozmiar tych zysków nie przekraczał poziomu prowizji maklerskich.

Można zatem stwierdzić, że wysoki poziom płynności osłabia występujące na rynku anomalie z jednej strony, a z drugiej – niski poziom płynności i związane z tym wysokie koszty ograniczają zyskowność strategii opartych na anomaliiach rynkowych. Kociński (2014) zwraca uwagę, że poziom płynności pozwala wyjaśnić występowanie niektórych innych zjawisk na rynku kapitałowym, które pozornie świadczą o jego nieefektywności. Jako przykłady podaje on autokorelację stóp zwrotu oraz zależności między wskaźnikami P/BV oraz MV/BV a stopą zwrotu.

Zważywszy na istnienie zależności między poziomem płynności a stopniem efektywności rynku⁷, uprawnione jest stwierdzenie, że poziom płynności walorów notowanych na rynku świadczy o jakości i poziomie rozwoju tego rynku (zob.: Wang, 2011; Kowalke, 2017). Minović (2011) oraz IOSCO (2007) wskazują, że płynność jest bardzo ważną funkcją z punktu widzenia wzrostu i rozwoju rynku. Wysoki poziom płynności na rynku jest pożądanym, gdyż taki stan rzeczy przyciąga inwestorów, w tym zagranicznych (Bekaert, Harvey i Lundblad, 2007; Switzer i Picard, 2015). Vagias i van Dijk (2010) pokazują, że poziom płynności rynku jest czynnikiem decydującym o wejściu zagranicznych inwestorów na lokalne rynki. Biorąc to pod uwagę można stwierdzić, że płynność jest czynnikiem międzynarodowej konkurencji między giełdami papierów wartościowych (por.: Haddad, 2012). Z tego względu słuszny wydaje się pogląd Krześniak (2009), że w masowym obrocie powinny znajdować się tylko te instrumenty, które cechują się odpowiednim poziomem płynności.

Poziom płynności na rynku determinuje efektywność tego rynku nie tylko w kontekście braku możliwości uzyskiwania ponadprzeciętnych stóp zwrotu, ale również w kontekście wyceny papierów wartościowych. Jak zauważają Vagias i van Dijk (2010) oraz Marcinkiewicz (2012), niski poziom płynności utrudnia dokonanie efektywnej wyceny papierów wartościowych, a ponadto ceny mało płynnych walorów zwykle dość znacznie odbiegają od ich wartości fundamentalnej. Brennan, Huh i Subrahmanyam (2012) twierdzą, że płynność dla wyceny aktywów ma większe znaczenie w okresie spadków na rynku, gdyż inwestorzy biorą pod uwagę możliwości szybkiego i bezkosztowego zakończenia inwestycji. Im wyższy jest poziom płynności danego aktywa, tym niższe i mniej zmienne są obserwowane stopy zwrotu z tego aktywa. Skrajnym przykładem może być gotówka jako najbardziej płynne aktywo – cechuje się zerową stopą zwrotu, ale też zerową zmiennością stopy zwrotu (Beaver, Kettler i Scholes, 1970). Znaczenie płynności dla wyceny akcji i osiągniętych stóp zwrotu będzie przedmiotem głębszych rozważań w rozdziale trzecim.

Płynność jest często wymieniana jako czynnik kształtujący strategie inwestycyjne uczestników rynku kapitałowego. Amihud i Mendelson (1986a), na podstawie stworzonego modelu sformułowali efekt klienteli: inwestorzy o krótkim horyzoncie inwestycji utrzymują w swoich portfelach akcje o wysokim poziomie płynności, natomiast inwestorzy o dłuższych horyzontach inwestycji utrzymują mniej płynne aktywa. Zależność ta została empirycznie

⁷ Twierdzenie to dotyczy zarówno wspomnianych we wcześniejszym akapicie form efektywności: informacyjnej i alokacyjnej, lecz także efektywności operacyjnej (transakcyjnej), gdyż pojęcie płynności papierów wartościowych odnosi się bezpośrednio do pojęcia efektywności transakcyjnej rynku.

udowodniona przez Atkinsa i Dyla (1997), Anginera (2010) oraz Vovchaka (2014). Na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie wpływ poziomu płynności na długość horyzontu inwestycji udowodniła Gniadkowska-Szymańska (2016). Jednakże Anginer (2010) uważa, że efekt klienteli jest tworzony w dużej mierze przez inwestorów o znacznej wiedzy i doświadczeniu (*sophisticated investors*), którzy przykładają większą wagę do poziomu płynności aniżeli mniej doświadczeni inwestorzy. Z kolei Brennan i Subrahmanyam (1996) sformułowali drugi efekt klienteli, związany z istnieniem zmiennego komponentu kosztów transakcyjnych: inwestorzy dokonujący transakcji o małych rozmiarach, będą utrzymywali w portfelu akcje o wysokim zmiennym koszcie transakcyjnym (niskiej płynności).

Płynność nie pozostaje bez wpływu na przedsiębiorstwa, których akcje są notowane na giełdach papierów wartościowych. Przez wzgląd na istnienie efektu klienteli, prawdziwe zdaje się twierdzenie Holdena i Subrahmanyama (1995, s. 692), że wzrost płynności zwiększa krótkookresowość (*short-termism*) inwestycji. Jednakże to inwestorzy długoterminowi mają większe zachęty do ustanawiania efektywnego nadzoru nad spółkami (Vovchak, 2014). Oznacza to, że wzrost poziomu płynności akcji spółki może zmniejszyć udział inwestorów długoterminowych w akcjonariacie, co w efekcie może doprowadzić do osłabienia nadzoru nad spółką. Na problem wyboru między płynnością, umożliwiającą szybkie i tanie dokonywanie transakcji oraz, co za tym idzie, tanią dywersyfikację portfela, a ustanawianiem efektywnego nadzoru nad spółką zwraca uwagę między innymi Coffee (1991).

Poziom płynności powinien zatem wpływać na decyzje inwestycyjne inwestorów. Amihud i Mendelson (1986b), Gonzalez i Rubio (2007) oraz Kenfack, Dubois, David, Patrick i Olufemi (2016) postulują, aby inwestorzy, oprócz stopy zwrotu oraz ryzyka, przy podejmowaniu decyzji inwestycyjnych rozważali również płynność akcji dobieranych do portfela. Intuicyjnie, inwestor stojący przed wyborem identycznych pod względem innych cech akcji powinien wybrać te, które cechują się wyższym poziomem płynności (Pereira i Zhang, 2010). Jednak, jak zauważa Liu (2006), w przypadku przewidywania recesji, inwestorzy będą preferowali akcje bardziej płynne. Ponadto, inwestorzy są skłonni zapłacić więcej za akcje, które pozwolą na zamknięcie swojej pozycji szybko i po rozsądnym koszcie (Karolyi, Lee i van Dijk, 2012). Należy bowiem brać pod uwagę nie tylko poziom płynności akcji w momencie rozpoczęcia inwestycji, lecz również w planowanym momencie jej zakończenia (por.: Eleswarapu, 1997; Akbas, Armstrong i Petkova, 2011), a także w trakcie trwania inwestycji, gdy istnieje ryzyko konieczności jej zakończenia przed planowanym terminem (Wu, 2017). Co równie istotne, w przeciwieństwie do ryzyka, poziom płynności i związane z tym

koszty mają charakter addytywny i nie można ich zredukować poprzez odpowiednią dywersyfikację portfela (Amihud i Mendelson, 1986).

Niedoskonała płynność akcji i związane z tym koszty dokonywania transakcji kupna i sprzedaży powodują, że składy portfeli inwestorów odbiegają od optymalnych składów portfeli, jakie powinny wystąpić w przypadku, gdyby akcje były doskonale płynne. Wynika to przede wszystkim z tego, że, napotykając ograniczenia płynności, inwestorzy wybierają mniejsze początkowe udziały akcji w portfelu, a następnie stopniowo zwiększają ilość akcji aż do osiągnięcia docelowego udziału (Longstaff, 2001; Gârleanu, 2009; Huberman i Stanzl, 2005; Pereira i Zhang, 2010; Gârleanu i Pedersen, 2013; Driessen i Xing, 2016).

Ponadto, w przypadku niedoskonałej płynności, inwestorzy nie zmieniają składu portfela zawsze, gdy odchyli się on od optymalnego. Optymalna polityka inwestycyjna narzuca pewien kompromis między kosztami dokonania zmiany składu portfela (*portfolio rebalancing*) a kosztem utraconych korzyści wynikających z posiadania portfela o nieoptymalnym składzie. W takim wypadku inwestor zmieni skład portfela, gdy odchylenie od optymalnego składu przekroczy pewną granicę (Constantinides, 1986; Longstaff, 2001; Lo, Mamaysky i Wang, 2004; Gârleanu, 2009; Næs i Ødegaard, 2009). Wynika to z tego, że zbyt częste dokonywanie transakcji, mających na celu dostosowanie składu portfela do optymalnego, i ponoszenie związanych z tym kosztów może prowadzić do znacznego obniżenia zrealizowanej stopy zwrotu z inwestycji (Chordia, Roll i Subrahmanyam, 2003).

Powyższe twierdzenia dotyczące budowania portfela inwestycyjnego w przypadku niedoskonałej płynności akcji wynikają z tworzonych modeli teoretycznych i przeprowadzonych symulacji. Economides i Schwartz (1995) przeprowadzili badania ankietowe wśród osób zarządzających funduszami inwestycyjnymi. Spośród 150 otrzymanych odpowiedzi, ponad połowa respondentów stwierdziła, że zdarza im się nie dostosować składu portfela, gdy poziom płynności rynku jest zbyt niski. Również ponad połowa respondentów przyznała się do regularnego opóźniania transakcji, aby uzyskać lepszą cenę transakcyjną.

Podsumowując, brak doskonałej płynności na rynku kapitałowym niesie za sobą szereg konsekwencji, zarówno w sferze teoretycznej, jako niespełnienie założeń wielu modeli, oraz w sferze praktycznej, jako czynnik determinujący decyzje inwestycyjne uczestników rynku kapitałowego. Wyniki badań, tak teoretycznych, jak i empirycznych, czasami prowadzą do przeciwnych wniosków, co skłania do prowadzenia dalszych badań w tym kierunku. Bezdyskusyjne zdaje się twierdzenie, że płynność ma duże znaczenie zarówno dla praktyków rynku kapitałowego oraz akademików zajmujących się rynkami finansowymi.

ROZDZIAŁ II. POMIAR PŁYNNOŚCI AKCJI

Podstawowym problemem w badaniach dotyczących płynności akcji jest jej pomiar. Z kilku względów dokładny pomiar poziomu płynności aktywów na rynku jest bardzo trudny. Płynność akcji jest nieuchwytnym zjawiskiem na rynku kapitałowym, tak samo trudnym do zmierzenia, jak i zdefiniowania. Istniejące definicje nie wskazują jednoznacznie w jaki sposób dokonywać pomiaru tak rozumianej płynności (Gouriéroux, Jasiak i Le Fol, 1999). Inna trudność w dokładnym pomiarze poziomu płynności wynika z faktu, że koncepcja ta zawiera w sobie kilka transakcyjnych własności rynku (por.: Kyle, 1985; Zhao i Wang, 2015), co powoduje konieczność stosowania miar aproksymujących jej poziom. Wielowymiarowość płynności wywołuje brak konsensusu co do tego, która z miar jest odpowiednia do pomiaru tego zjawiska (Vagias i van Dijk, 2010). Z kolei Haddad (2012) zwraca uwagę, że pomiar płynności w sposób dokładny i wiarygodny na rynkach mało płynnych jest jeszcze trudniejszy.

W niniejszym rozdziale przedstawione zostaną istniejące i stosowane w literaturze mierniki płynności akcji. Rozważania te zostaną poprzedzone dokonaniem systematyki miar oraz krytyczną oceną każdej z zaproponowanych grup mierników. W kolejnych częściach rozdziału zamieszczono rozważania na temat przydatności poszczególnych aproksymant poziomu płynności w badaniach polskiego rynku giełdowego. Ostatnia część poświęcona jest opisowi zmian płynności akcji notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2001-2016.

II.1 Problem pomiaru poziomu płynności akcji

Pomiar płynności wymaga przyjęcia określonej definicji tego zjawiska, a także odniesienia do konkretnego modelu organizacji rynku kapitałowego. W pierwszej pracy poruszającej kwestię wpływu płynności akcji na stopy zwrotu, Amihud i Mendelson (1986a) przyjęli, że inwestor chcący dokonać transakcji staje przed wyborem: czekać na wykonanie transakcji po oczekiwanej cenie, narażając się na niekorzystne zmiany cen, bądź dokonać kupna lub sprzedaży z kreatorem rynku (*market maker*) po zgłaszanych przez niego cenach kupna i sprzedaży. Podobne założenie zostało poczynione w pracy Hubermana i Stanzla (2005): inwestor chcący dokonać transakcji natychmiast musi odpowiednio obniżyć cenę tak, aby wykonać odpowiednią liczbę zleceń. Koszt natychmiastowego wykonania transakcji pozwala aproksymować poziom płynności akcji (Amihud i Mendelson, 1986a).

Należy zaznaczyć, że poza kosztem natychmiastowego wykonania transakcji, koszty płynności zależne są także od zmienności cen i czasu potrzebnego do wykonania zlecenia o założonym rozmiarze (Gouriéroux, Jasiak i Le Fol, 1999). Koszty płynności powinny zatem być rosnącą funkcją rozmiaru transakcji i malejącą funkcją czasu, w którym transakcja musi zostać zawarta (por.: Garsztka, Matuszewski i Wieloch, 2003, s. 227; Garsztka, Matuszewski i Wieloch, 2004, s. 239-240; Garsztka, 2008, s. 413-414). Amihud i Mendelson (1991, 2008), Stange i Kaserer (2009) oraz Ernst, Stange i Kaserer (2009) twierdzą, że, poza wskazanymi powyżej, do komponentów kosztów płynności należy wliczyć stałe w czasie bezpośrednio koszty transakcyjne. Koszty płynności w momencie t zależne są od rozmiaru transakcji (q), jaką inwestor ma zamiar przeprowadzić, i dane są wzorem (Stange i Kaserer, 2009, s. 2; Ernst, Stange i Kaserer, 2009, s. 2):

$$L_t(q) = T(q) + PI_t(q) + D_t(q) \quad (1)$$

gdzie:

T – stałe w czasie, bezpośrednio koszty transakcyjne, obejmujące opłaty, prowizje i podatki,

PI – wpływ cenowy transakcji, określany jako różnica między ceną transakcyjną a średnią ceną kupna i sprzedaży,

D – koszty opóźnienia, gdy transakcja nie może zostać wykonana natychmiastowo.

Ze względu na wieloaspektowość zjawiska płynności oraz niejednorodności kosztów płynności należy zgodzić się z istniejącym w literaturze poglądem, iż ocena płynności przy wykorzystaniu tylko jednego miernika może być niewystarczająca, gdyż różne mierniki odnoszą się do różnych aspektów płynności (zob.: Sarr i Lybek, 2002, s. 8; Hałaj i Sieradzki, 2008, s. 65; Jensen i Moorman, 2010, s. 12; Otolá i Grabowska, 2012, s. 127; Chou, Ko i Wei, 2013, s. 1; Jankowski i Olbryś, 2015, s. 648). Gouriéroux, Jasiak i Le Fol (1999) postulują, aby różne aspekty płynności objąć wspólnie jedną, zagregowaną miarą płynności.

Faktem, który może wzmacniać konieczność dokonywania pomiaru płynności obejmującego wszystkie jej aspekty są wyniki badań, które wskazują, że różne miary mogą dawać odmienne uporządkowanie akcji według kryterium poziomu płynności (Baker, 1996 za: von Wyss, 2004). Von Wyss (2004) w swoich badaniach wykazuje, że zmiany wartości różnych miar płynności nie zawsze mają ten sam kierunek. Niektóre analizy wskazują, że taka sytuacja występuje w okresach turbulencji na rynku akcji, podczas gdy w okresach stabilności miary płynności dają zbliżone wskazania (Sarr i Lybek, 2002; Yeyati, van Horen i Schmukler, 2008).

Z kolei inni autorzy dowodzą, że, pomimo występujących rozbieżności, systematyczne⁸ elementy różnych miar płynności są ze sobą skorelowane (Korajczyk i Sadka, 2008; Kim i Lee, 2014).

Podsumowując, chcąc dokonać pomiaru płynności, należy przyjąć pewną definicję tego zjawiska oraz określić, w jaki sposób organizacja rynku kapitałowego wpływa na wysokość kosztów płynności. Poziom płynności jest bowiem najczęściej aproksymowany przy wykorzystaniu kosztów płynności, w szczególności kosztów natychmiastowego wykonania transakcji kupna bądź sprzedaży. Pomiar kosztów transakcyjnych może jednak nie być wystarczający do prawidłowej oceny poziomu płynności. Z drugiej strony, wykorzystywanie kilku miar płynności wiąże się z większą ilością potrzebnych danych i czasochłonnością badania, a co za tym idzie, przekłada się na wyższe koszty przeprowadzenia takiego badania.



Schemat 5. Kryteria przydatności miar płynności

Źródło: Opracowanie własne.

Oceniając przydatność miary do pomiaru płynności na danym rynku należy zwrócić uwagę na kilka istotnych kwestii. Przede wszystkim należy ocenić czy miernik może zostać zastosowany do pomiaru poziomu płynności na tym rynku (możliwość zastosowania), a więc czy jest on dopasowany do sposobu organizacji handlu (czy spełnione są założenia poczynione przy konstruowaniu miary), czy są dostępne wymagane dane oraz na ile skomplikowane

⁸ Poprzez systematyczne elementy miar płynności należy rozumieć część wspólną dla wszystkich papierów wartościowych na rynku. Wyodrębnienie komponentu systematycznego i specyficznego miary płynności zostało dokonane między innymi w pracy (Korajczyk i Sadka, 2008).

i czasochłonne są obliczenia. Dwie ostatnie kwestie są istotne głównie z punktu widzenia inwestora giełdowego; w badaniach naukowych mają o wiele mniejsze znaczenie.

Następnie należy odpowiedzieć czy dany miernik dobrze odzwierciedla poziom płynności (dobroć pomiaru), co oznacza, że porządkuje akcje według kryterium płynności zbieżnie z rzeczywistością⁹, a także cechuje się minimalnym błędem oszacowania prawdziwych kosztów płynności. Pierwsze z tych kryteriów jest istotne głównie w badaniach z zakresu wyceny aktywów, gdyż w tego typu badaniach najistotniejsze jest uszeregowanie akcji według kryterium płynności. Z kolei miary cechujące się niskim błędem oszacowania kosztów płynności są przydatne w badaniach z zakresu efektywności rynku oraz finansów przedsiębiorstw, gdyż w tego typu analizach należy uzyskać odpowiednio wyskalowane mierniki kosztów transakcyjnych (Goyenko, Holden i Trzcinka, 2009, s. 155). Kryteria oceny przydatności różnych miar do oceny poziomu płynności na danym rynku zostały zaprezentowane na Schemacie 5.

II.2 Klasyfikacja miar płynności

Poszczególne mierniki płynności odnosi się zazwyczaj do jednego z jej aspektów, co sprawia, że istniejące i stosowane w praktyce aproksymanty poziomu płynności nie stanowią jednorodnej grupy, ale są zróżnicowane. Można wyróżnić kilka kryteriów podziału miar płynności. Jednym z najważniejszych kryteriów jest podział ze względu na typ wykorzystywanych danych w przypadku poszczególnych miar płynności. W ramach tego kryterium można wyróżnić miary wykorzystujące dane wysokiej częstotliwości oraz wykorzystujące dane niskiej częstotliwości. Danymi wysokiej częstotliwości nazywa się dane o wszystkich zleceniach kupna i sprzedaży, które napłynęły na giełdę w danym czasie. Czasami do tej grupy zalicza się także dane o transakcjach z częstotliwością mniejszą niż dzienna (np. godzinową, minutową, sekundową). Z kolei dane niskiej częstotliwości (*low frequency data*) obejmują dane o transakcjach podawane z częstotliwością dzienną. Dla rozróżnienia danych obejmujących zlecenia oraz danych o transakcjach z częstotliwością mniejszą niż dzienna, te pierwsze nazywane będą danymi ultra-wysokiej częstotliwości (*ultra-high frequency data*), podczas gdy te ostatnie – danymi wysokiej częstotliwości (*high frequency data*).

Brak jest konsensusu co do tego, w jaki sposób dokonywać podziału mierników płynności ze względu na aspekt płynności, do którego się odnoszą. Po części może to wynikać

⁹ Jako wzorcowe miary płynności, służące za odzwierciedlenie rzeczywistości wykorzystywane są tzw. miary płynności ultra-wysokiej częstotliwości, które zostaną opisane w dalszej części rozdziału.

z braku jednorodności co do ilości i rodzajów aspektów płynności, co z kolei jest wynikiem niejednoznaczności pojęcia płynności akcji. Jeden z takich podziałów wyróżnia cztery kategorie mierników płynności (Sarr i Lybek, 2002, s. 8):

- miary kosztów transakcyjnych odnoszące się do ciasności rynku,
- miary oparte na wolumenie, które mierzą głównie głębokość rynku,
- miary oparte na cenie równowagi odzwierciedlające odporność rynku,
- miary wpływu cenowego mierzące przede wszystkim odporność rynku.

Z kolei Yeyati, van Horen i Schmukler (2008, s. 670) wyróżniają tylko dwa rodzaje aproksymant poziomu płynności: powiązane z aktywnością inwestorów oraz powiązane z kosztami transakcyjnymi. Ten, zdaje się niepełny, podział starają się uzupełnić Gabrielsen, Marzo i Zagaglia (2011, s. 6-24) wyróżniając dodatkowo grupę wskaźników zmienności cen. Andres i inni (2014, s. 139) z kolei pomijają grupę wskaźników zmienności cen i w jej miejsce wyróżniają grupę miar wpływu napływu nowych zleceń na ceny (*price impact of order flow*). Należy zwrócić uwagę na fakt, że do grup miar aktywności i kosztów transakcyjnych poszczególni autorzy zaklasyfikowali inne mierniki, co wskazuje na to, że zaprezentowane systematyki są rozbieżne. Jeszcze innego podziału dokonali Fong, Holden i Trzcinka (2017), którzy wyodrębnili miary procentowych kosztów transakcyjnych (*percent cost*) oraz miary kosztów transakcyjnych przypadających na wartość obrotu (*cost-per-dollar-volume*).

Salighehdar, Liu, Bozdog i Florescu (2017) dokonali podziału miar płynności wykorzystujących dane o ultra-wysokiej częstotliwości. Do stworzenia klasyfikacji użyli hierarchicznego algorytmu klastrowania, który wykorzystywał wartości współczynników korelacji Pearsona między poszczególnymi miarami. Wyróżnili oni 5 klastrów takich, że wewnątrz klastra znajdowały się miary skorelowane z innymi miarami z klastra na poziomie przynajmniej 0,4, natomiast korelacja z miarami z innych klastrów była słabsza niż 0,4. W ramach każdego z klastrów znajdowały się miary o zbliżonych definicjach (Salighehdar, Liu, Bozdog i Florescu, 2017, s. 4-5).

Wskazane wyżej klasyfikacje obejmowały jednopoziomowy podział miar płynności. Odmienne, dwupoziomowy podział mierników poziomu płynności zaprezentował w swojej rozprawie doktorskiej von Wyss. Dokonał on dwustopniowego podziału różnych miar, opisując szczegółowo oraz kwalifikując do odpowiedniej grupy 31 z nich. Co zaskakujące, większość z tych miar nie jest zbyt szeroko stosowana w literaturze. Klasyfikacja ta przedstawia się następująco (von Wyss, 2004, s. 9-22):

- miary jednowymiarowe (uwzględniające jedną zmienną) obejmujące:

- miary oparte na wolumenie,
- miary oparte na czasie,
- miary oparte na spreadzie,
- miary rozmiaru firmy,
- miary wielowymiarowe (próbujące uchwycić wiele zmiennych w postaci jednego miernika) obejmujące:
 - miary oparte na spreadzie i wolumenie,
 - miary oparte na obrocie i stopach zwrotu (*liquidity ratios*),
 - miary oparte na obrocie i czasie.

Klasyfikacje jednopoziomowe prowadzą często do sytuacji, w których miary znajdujące się w danej klasie są wewnątrznie zróżnicowane, co powoduje niezgodność z zasadami klasyfikacji¹⁰. Z kolei systematyka dokonana przez von Wyssa obejmuje tylko 31 miar płynności, co skłania do stwierdzenia, że nie obejmuje ona wszystkich dostępnych w literaturze miar płynności¹¹. W niniejszej pracy, odnosząc się do dotychczas prezentowanych w literaturze klasyfikacji, zaproponowana została dwupoziomowa systematyka miar płynności. Pierwszy poziom klasyfikacji został wyodrębniony na podstawie dwóch kryteriów:

- rodzaju wykorzystywanych danych, w ramach którego zidentyfikowano miary wykorzystujące dane o zleceniach oraz miary wykorzystujące dane o transakcjach (można je również określić mianem odpowiednio bezpośrednich i pośrednich),
- aspektu płynności, do którego się odnoszą, w ramach którego wyróżnione zostały miary kosztów transakcyjnych, miary aktywności transakcyjnej oraz miary wpływu cenowego.

Dokonując klasyfikacji na podstawie powyższych kryteriów, uzyskuje się sześć grup mierników płynności wykorzystujących ten sam typ danych i odnoszących się do tego samego aspektu płynności. Niestety, część z miar istniejących w literaturze nie może zostać zaklasyfikowana do żadnej z tych grup. W każdej z sześciu grup zostały utworzone podklasy, aby w każdej podklasie uzyskać zbiór miar jednorodnych również pod względem metody

¹⁰ Klasyfikacja, przede wszystkim powinna prowadzić do wyodrębnienia wewnątrznie jednorodnych i rozłącznych zbiorów obiektów – w tym przypadku – miar płynności.

¹¹ W Załączniku A przedstawione zostały definicje zidentyfikowanych w ramach przeglądu literatury ponad stu miar płynności. Klasyfikacja przedstawiona przez von Wyssa (2004) obejmuje zatem niecałą 1/3 wszystkich aproksymant poziomu płynności.

obliczania. Prowadzi to do powstania dwupoziomowej systematyki miar płynności, która została przedstawiona w Tabeli 1.

Do obliczenia niektórych miar płynności potrzebne są dane ultra-wysokiej częstotliwości. Jak zaznacza się w literaturze, mierniki te są najbardziej odpowiednie do celów analizy wpływu płynności na stopy zwrotu (por.: Gao i Wang, 2017, s. 2). Wynika to z samej natury płynności, która zależna jest od równowagi napływających na rynek zleceń kupna i sprzedaży. Zastosowanie tych miar pozwala dokładniej zmierzyć poziom kosztów płynności, a więc pośrednio wnioskować o poziomie płynności akcji i rynku. Jednakże dostęp do danych ultra-wysokiej częstotliwości jest utrudniony lub wręcz niemożliwy na niektórych rynkach. Pozyskanie tego typu danych jest zazwyczaj kosztowne (por.: Lesmond, Ogden i Trzcinka, 1999, s. 1113), a ponadto nie są one dostępne dla dłuższych szeregów czasowych (por.: Acharya i Pedersen, 2005, s. 385). Na uwagę zasługuje fakt, że dla NYSE (New York Stock Exchange) oraz NYSE MKT (dawniej AMEX) dokładne dane o zleceniach są dostępne dopiero dla okresu po 1983 roku (Brennan, Chordia i Subrahmanyam, 1998, s. 350-351). Z kolei dla wielu pozostałych rynków kapitałowych, dane o zleceniach są niedostępne lub ich dostępność jest ograniczona (jak na przykład dla rynku polskiego).

Tabela 1. Systematyka miar płynności

Kryterium podziału		Typ wykorzystywanych danych	
		Miary wykorzystujące dane o zleceniach	Miary wykorzystujące dane o transakcjach
Aspekt płynności	Miary kosztów transakcyjnych	- różne odmiany spreadu,	- miary oparte na zmienności stóp zwrotu, - miary oparte na rozpiętości cen, - miary oparte na dniach z zerowym zwrotem i/lub wolumenem,
	Miary aktywności transakcyjnej	- miary rozkładu zleceń, - miary czasu trwania i oczekiwania, - miary głębokości rynku,	- miary nierównowagi transakcji, - miary oparte na wolumenie obrotu, - miary oparte na wartości obrotu, - miary oparte na liczbie transakcji,
	Miary wpływu cenowego	- λ Kyle'a i jej modyfikacje, - inne miary wpływu cenowego,	- miary liczone wprost (<i>Amihud-type</i>), - miary szacowane z wykorzystaniem regresji (<i>Pástor-Stambaugh-type</i>),

Źródło: Opracowanie własne.

Drugi z wymienionych rodzajów miar płynności akcji, tj. miary wykorzystujące dane niskiej częstotliwości, stanowi alternatywę dla miar wysokiej częstotliwości, lub jest wręcz jedyną opcją, gdy dane ultra-wysokiej lub wysokiej częstotliwości nie są dostępne. Ponadto, wykorzystanie danych dziennych jest znacznie mniej koszt- i czasochłonne, a także pozwala na uzyskanie znacznie dłuższych szeregów czasowych niż w przypadku miar opartych na danych o zleceniach i danych śróddziennych (por.: Hasbrouck, 2009, s. 1475; Nyborg i Östberg, 2010, s. 9; Tobek, 2016, s. 2). Jak zauważają Goyenko i inni (2009) miary niskiej częstotliwości są tak samo skuteczne jak miary wykorzystujące dane o wyższej częstotliwości. Do podobnych wniosków prowadzą badania Fonga, Holdena i Trzcinki (2017). O popularności i użyteczności miar niskiej częstotliwości świadczy fakt, że stały się one powszechne w badaniach skupiających się na rynku amerykańskim, dla którego dostępne są dane ultra-wysokiej częstotliwości (Bekaert, Harvey i Lundblad, 2007, s. 1790).

Miary płynności wykorzystujące dane ultra-wysokiej częstotliwości można określić mianem miar opartych na zleceniach (*order-based measures*) lub bezpośrednich miar płynności. Z kolei miary wykorzystujące dane wysokiej i niskiej częstotliwości nazwać można miarami opartymi na transakcjach (*trade-based measures*) (por.: Aitken, Comerton-Forde, 2003, s. 46-48; Khediri i Daadaa, 2011, s. 13) lub pośrednimi miarami płynności. Miary płynności oparte na transakcjach odzwierciedlają zrealizowany poziom płynności (płynność *ex-post*), podczas gdy miary oparte na zleceniach odzwierciedlają dostępność i koszt płynności przed zawarciem transakcji (płynność *ex-ante*) (Chollete, Næs i Skjeltorp, 2008). Podział ten zdaje się być bardziej klarowny, a w razie potrzeby, spośród miar opartych na transakcjach można wyróżnić miary wykorzystujące daneienne oraz miary wykorzystujące dane śróddziennie.

Podział mierników płynności na bezpośrednie i pośrednie zdaje się być uzasadniony, gdyż różnią się one już w swoich podstawach. Niemniej uzasadnione jest dokonanie podziału aproksymant poziomu płynności akcji według kryterium aspektu, do którego miernik ten się odnosi. W przyjętej systematyce wyróżniono miary kosztów transakcyjnych, miary aktywności transakcyjnej oraz miary wpływu cenowego. Pierwsza z grup miar odnosi się bezpośrednio do ciasności rynku (*tightness*), a więc niskich kosztów transakcyjnych. Miary aktywności inwestorów są powiązane z natychmiastowością (*immediacy*) oraz głębokością (*depth*), natomiast miary wpływu cenowego dotyczą ciasności (*tightness*) i odporności (*resiliency*).

Zidentyfikowane i stosowane w badaniach mierniki poziomu płynności zostały opisane według utworzonej systematyki w Załączniku A. Na uwagę zasługuje fakt, że spośród ponad 100 miar, których definicje zostały zamieszczone w Załączniku, tylko dwie nie zostały zaklasyfikowane do żadnej z grup miar płynności¹². Wynikło to z faktu, że mierniki te nie spełniały kryteriów przynależności do żadnej z grup wyszczególnionych ze względu na aspekt płynności, tj. miar kosztów transakcyjnych, miar aktywności inwestorów i miar wpływu cenowego. Z kolei do mierników będących kombinacjami różnych miar zakwalifikowane zostały trzy miary. Oznacza to, że w ramach sześciu grup i piętnastu podgrup zawartych zostało około stu miar płynności, których możliwość i przydatność zastosowania w badaniach na polskim rynku są zróżnicowane.

II.3 Charakterystyka najważniejszych mierników płynności

W dotychczasowych badaniach nad płynnością rynku wykorzystywano różne mierniki jej poziomu. Niektóre z nich stosowano w pojedynczych badaniach, inne okazały się bardziej popularne. W niniejszym podrozdziale przedstawione zostały najczęściej używane w badaniach mierniki płynności akcji.

Pierwszym z artykułów poświęconych pomiarowi płynności był artykuł Kyle'a z 1985 roku. Analizował on wpływ zleceń składanych przez poinformowanych graczy na cenę akcji oraz rozmiar dokonywanych transakcji. W modelach tworzonych dla pojedynczych transakcji zawieranych w trybie aukcyjnym (*single auction*), sekwencyjnych aukcji (*sequential auctions*) oraz transakcji zawieranych w trybie ciągłym (*continuous auction*) Kyle uwzględnił dominującą rolę kreatora rynku (*market maker*) w procesie kształtowania się równowagi na rynku. W warunkach równowagi zmiana ceny jest wynikiem rozmiaru nowych zleceń od inwestorów poinformowanych oraz niepoinformowanych (szumowych) oraz współczynnika λ , który został nazwany „odwrotnością głębokości rynku” (Kyle, 1985).

Podobnie jak λ Kyle'a (1985), również spread bid-ask jest mocno związany z obecnością na rynku poinformowanych graczy. Stosowanie różnicy między najlepszą ceną kupna a najlepszą ceną sprzedaży podawaną przez kreatora rynku jako miary płynności wynika z możliwości, jakie posiada inwestor chcący dokonać transakcji kupna lub sprzedaży. Każda z tych możliwości jest związana z poniesieniem określonych kosztów, toteż inwestor zamierzający kupić lub sprzedać akcje staje przed wyborem między oczekiwaniem aż możliwe

¹² Salighehdar, Liu, Bozdog i Florescu (2017) w ramach stworzonej przez siebie klasyfikacji również wyróżnili kilka miar „problemowych”, których nie dało się bezspornie zakwalifikować do jednego w klastrów.

będzie dokonanie transakcji po preferowanej przez siebie cenie a dokonaniem transakcji natychmiast z market makerem po ogłaszanych przez niego cenach kupna lub sprzedaży. Pierwsza z możliwości naraża inwestora na ryzyko niekorzystnych zmian cen, natomiast transakcja natychmiastowa wiąże się z wyższym poziomem kosztów transakcyjnych wynikających z różnicy między ceną kupna a ceną sprzedaży. Zgłoszona przez market makera cena kupna zawiera bowiem w sobie premię za natychmiastowe kupno akcji, natomiast zgłoszona cena sprzedaży zawiera dyskonto za natychmiastową sprzedaż (por.: Amihud i Mendelson, 1986a; Kluger i Stephan, 1997).

Związek między spreadem bid-ask a obecnością na rynku poinformowanych graczy może wydawać się nieoczywisty. Jednakże, ustalając ceny kupna i sprzedaży, a więc także wysokość spreadu, kreator rynku pragnie zrekompensować ewentualne straty wynikające z dokonywania transakcji z graczem lepiej poinformowanym. Glosten i Harris (1988) stworzyli model do szacowania komponentów spreadu, wśród których wyróżnili koszty negatywnej selekcji oraz składnik przejściowy, który z kolei jest składową kosztów utrzymywania zapasów akcji by niwelować nierównowagę zleceń (*inventory costs*), opłat rozliczeniowych (*clearing fees*) oraz zysków monopolisty (*monopoly profits*).

Warto zaznaczyć, że spread bid-ask nie jest jedyną składową kosztów transakcyjnych, co powinno czynić go miarą przybliżającą wysokość tych kosztów (Balduzzi i Lynch, 1999; Lesmond, Ogden i Trzcinka, 1999; Sarr i Lybek 2002). Pozostałe składowe kosztów transakcyjnych (tj. prowizje maklerskie, podatki, itp.) są niezależne od czasu, w jakim transakcja ma zostać wykonana, zatem nie wpływają znacząco na koszty płynności. Mniejsza przydatność spreadu jako miary płynności wynika również z faktu, że jego wartość odzwierciedla koszty transakcyjne tylko dla zleceń o małych rozmiarach (Brennan i Subrahmanyam, 1996, s. 442; Lipson i Mortal, 2007, s. 345; Tayal i Thomas, 2012, s. 3). O ile transakcje małe wolumenowo nie wywołują zmiany ceny większej aniżeli wynika to ze spreadu bid-ask, to transakcje o wolumenie większym niż wolumen zleceń z najlepszą ceną (głębokość rynku) już do takiej zmiany prowadzą (por.: Brennan i Subrahmanyam, 1996, s. 442; Gouriéroux, Jasiak i Le Fol, 1999, s. 195).

Dla transakcji o dużym wolumenie, które prowadzą do większej zmiany ceny, niżby to wynikało z najlepszych cen kupna i sprzedaży (generujących wpływ cenowy) odpowiednią aproksymantą kosztów transakcyjnych jest spread efektywny (Hasbrouck, 2009; Zhao i Wang, 2015). Spread efektywny obliczany jest jako różnica między średnią ceną, po jakiej nastąpiło wykonanie transakcji, a średnią najlepszych cen kupna i sprzedaży. Podobnie jak spread bid-

ask, odzwierciedla koszt, jaki musi ponieść inwestor chcący natychmiastowo kupić lub sprzedać akcje. Spread efektywny charakteryzuje się przy tym pożądaną dla miar płynności właściwością, tj. przybiera większe wartości dla transakcji o większym wolumenie oraz wykonywanych szybciej (por.: Chan i Lakonishok, 1995; Huberman i Stanzl, 2005).

Jako, że do oszacowania wysokości efektywnego kosztu dokonania natychmiastowej transakcji kupna lub sprzedaży potrzebne są dane dotyczące wszystkich zleceń znajdujących się w książce zleceń na dany moment, szacowanie tak określonych kosztów płynności jest trudne dla długich szeregów czasowych (por.: Datar, Naik i Radcliffe, 1998, s. 205; Chai, Faff i Ghargori, 2013, s. 3). Dlatego też jako aproksymantę spreadu efektywnego stosowano często spread bid-ask. Jednakże, dokonana na NYSE w lipcu 1997, zmiana minimalnego postąpienia ceny z $\$1/8$ do $\$1/16$, a następnie, w 2001 roku, wprowadzenie decymalizacji, obniżyło zarówno wartości spreadów bid-ask jak i wolumenów zleceń dla najlepszych cen kupna i sprzedaży (Goldstein i Kavajecz, 2000; Jones i Lipson, 2001; Goyenko, Holden i Trzcinka, 2009). Jak zauważają Goyenko, Holden i Trzcinka (2009), a także Barardehi, Bernhardt i Davies (2016) czyni to spread bid-ask zniekształconą miarą płynności. Jest to jeden z powodów, dla których zaczęto stosować rozmaite estymatory spreadu.

Przyjmując wartość spreadu bid-ask lub spreadu efektywnego jako wysokość kosztów transakcyjnych należy przyjąć szereg założeń, które zazwyczaj nie są spełnione (Ting i Warachka, 2003, s. 6-7):

1. market makerzy i inwestorzy składający zlecenia z limitem ceny mają możliwość ustalania cen *bid* i *ask* tak, by prawdziwa wartość akcji znajdowała się wewnątrz tych kwotowań,
2. ceny *bid* i *ask* są jedynymi dostępnymi cenami na rynku,
3. średnia cen *bid* i *ask* jest równa prawdziwej wartości akcji,
4. wszystkie transakcje, niezależnie od rozmiaru i kierunku, są traktowane tak samo w każdym czasie.

W praktyce spełnienie tych założeń jest trudne, zwłaszcza w zmiennych warunkach rynkowych. Główny problem związany jest z pojęciem prawdziwej wartości. Jak zauważają Ting i Warachka (2003, s. 7) średnia cen *bid* i *ask* rzadko kiedy odzwierciedla prawdziwą wartość akcji; ta prawdziwa wartość może nawet nie znajdować się wewnątrz cen *bid* i *ask*. Oznacza to brak spełnienia wymaganych założeń, co czyni spread zniekształconą miarą kosztów transakcyjnych.

Historycznie pierwszą pośrednią miarą efektywnego spreadu jest, oparta na autokowariancji zmian cen, miara zaproponowana przez Rolla (1984). Do wyznaczenia tej miary wymagane jest założenie, że akcje są notowane na rynku efektywnym informacyjnie, a rozkład prawdopodobieństwa obserwowanych zmian cen jest stacjonarny (Roll, 1984, s. 1127). Zakładając dalej, że na rynek nie napłyne żadna nowa informacja dotycząca akcji, następujące po sobie transakcje mają równe prawdopodobieństwo, że będą inicjowane przez kupującego i sprzedającego. W takim wypadku zmiany cen w kolejnych transakcjach mogą przybierać wartość $-s$, 0 lub $+s$, gdzie s oznacza wartość spreadu bid-ask. Kilku autorów podjęło się prób modyfikacji miernika Rolla poprzez uchylenie założenia o równości prawdopodobieństwa, że następujące po sobie transakcje będą inicjowane przez kupującego i sprzedającego (Choi, Salandro i Shastri, 1988; Chu, Ding i Pyun, 1996), wyeliminowanie ujemnych wartości oszacowań kowariancji (Goyenko, Holden i Trzcinka, 2009; Olbryś, 2014b) czy zastosowanie podejścia numerycznego wykorzystującego losowanie Gibbsa (Hasbrouck, 2004, 2009).

Nie mniej ważną miarą efektywnych kosztów transakcyjnych jest miara zaproponowana przez Lesmoda, Ogdena i Trzcinkę (1999) wykorzystująca dni o zerowych stopach zwrotu. Według założenia przyjętego przez autorów miary, do zawierania transakcji na rynku dochodzi tylko wówczas, gdy wartość sygnału informacyjnego przekracza wysokość kosztów transakcyjnych. Zatem, im wyższy jest poziom kosztów transakcyjnych, tym rzadziej będzie dochodziło do transakcji i więcej będzie dni sesyjnych, w których cena akcji nie zmieni się (Lesmond, Ogden i Trzcinka, 1999, s. 1115). Do stworzenia wskazanej miary wykorzystali oni model zmiennej ograniczonej (*limited dependend variable*) przedstawiający zależności między prawdziwą a obserwowaną stopą zwrotu. Obserwowana stopa zwrotu jest zależna od prawdziwej stopy zwrotu oraz tzw. wartości progowych przy napływie pozytywnej informacji i przy pojawieniu się negatywnej informacji na rynku. Różnica między tymi wartościami progowymi jest wartością efektywnego spreadu.

Inną istotną grupą estymatorów kosztów transakcyjnych są estymatory oparte na dziennej rozpiętości obserwowanych cen akcji. Najbardziej znanym jest estymator Corwina i Schultza (2012), który bazuje na założeniu, że dzienna rozpiętość cen odzwierciedla zmienną w czasie zmienność cen akcji oraz stały w czasie spread. Ponadto, jak zauważają autorzy miernika, dzienne najwyższe (najniższe) ceny są prawie zawsze wynikiem transakcji inicjowanej przez kupującego (sprzedającego). Zatem wykorzystanie najwyższych i najniższych

cen dziennych pozwala uwzględnić również wpływ zleceń dużych rozmiarów na ceny (Corwin i Schultz, 2012).

Do estymatorów opartych na dziennej rozpiętości cen można również zaliczyć estymator łączący podejścia Corwina i Schultza (2012) oraz Rolla (1984). Miernik ten wykorzystuje większy zakres informacji niż estymator Rolla (wykorzystujący tylko informacje o cenach zamknięcia) oraz estymator Corwina-Schultza (oparty na informacjach o najwyższych i najniższych cenach w ciągu dwóch dni). Miernik ten wykorzystuje dane o cenach zamknięcia, najwyższych i najniższych i, jak twierdzą autorzy, w przeciwieństwie do miernika Rolla jest niezależny od dynamiki kierunku transakcji (Abdi i Ranaldo, 2017).

Zupełnie odmienną charakterystyką cechują się miary aktywności transakcyjnej. Ich stosowanie jako aproksymant poziomu płynności jest uzasadnione przede wszystkim wynikami badań Amihuda i Mendelzona (1986a). Wykazali oni, że, w warunkach równowagi, akcje o niższym spreadzie bid-ask cieszą się zainteresowaniem inwestorów krótkoterminowych, natomiast te o wyższej różnicy między najlepszą ceną kupna i sprzedaży zazwyczaj są dobierane do portfela przez inwestorów długoterminowych. Zatem im niższa jest wartość spreadu, czy ogólnie – kosztów transakcyjnych, tym częściej dochodzi do transakcji danymi papierami wartościowymi. Potwierdzają to wyniki badań, m.in. Chordia, Roll i Subrahmanyam (2000). Jak słusznie zauważa Olbryś (2014b, s. 516) mierniki aktywności transakcyjnej są najprostszymi miarami płynności.

Miary aktywności transakcyjnej mogą być wyrażone w sposób bezwzględny lub względny, w odniesieniu do ilości wyemitowanych akcji, do wartości kapitalizacji lub w jednostce czasu (por.: von Wyss, 2004, s. 9). Do najważniejszych miar w tej grupie należy zaliczyć wartość obrotu oraz wskaźnik obrotu (por.: Datar, Naik i Radcliffe, 1998, s. 205; Chordia, Subrahmanyam i Anshuman, 2001, s. 3). Chordia, Subrahmanyam i Anshuman (2001) uważają, że również zmienność aktywności inwestorów może być miernikiem zróżnicowania okresu utrzymywania akcji w portfelu. Należy zauważyć, że efekt klienteli wykazany przez Amihuda i Mendelzona (1986a) występował w warunkach równowagi na rynku. Dlatego też poziom płynności może być lepiej szacowany przy użyciu miar nierównowagi zleceń niż z wykorzystaniem miar aktywności inwestorów (Chordia, Roll i Subrahmanyam, 2002, s. 112; Chordia, Sarkar i Subrahmanyam, 2005, s. 88).

Wielu spośród badaczy zgadza się, że aproksymanty płynności oparte na wolumenie i wartości obrotów odnoszą się do głębokości rynku. Miary wolumenowe były również

wykorzystywane jako wskaźniki nastroju inwestorów (*sentiment indicator*) (Baker i Stein, 2004).

Ostatnia z grup miar płynności – miary wpływu cenowego – nawiązuje bezpośrednio do stworzonego przez Kyle'a (1985) współczynnika λ z tą jedną różnicą, że wykorzystuje dane o transakcjach, zamiast danych o zleceniach. Miary te odzwierciedlają zmiany ceny wynikające z poziomu płynności, tj. spowodowane napływaniem nowych zleceń i rozmiarami transakcji, a nie ogólnymi warunkami rynkowymi czy nadejściem nowej informacji (Sarr i Lybek, 2002, s. 8). Najczęściej wykorzystywanymi miarami płynności należącymi do grupy miar wpływu cenowego należą konwencjonalny miernik płynności (nazywany również miarą Amivest (por: Olbryś, 2014b, s. 78)) oraz miernik ograniczonej płynności Amihuda (2002) (*illiquidity ratio*). Oba wskaźniki są podobne w konstrukcji, jednak pierwszy z nich może być wyznaczany tylko z wykorzystaniem danych z dni o niezerowej stopie zwrotu, podczas gdy miara Amihuda opiera się na danych z dni o dodatnim wolumenie obrotu.

Najbardziej popularnym miernikiem poziomu płynności pozostaje miara Amihuda (2002). Zarówno badania autora tej miary, jak i innych badaczy, wskazują, że jest ona silnie skorelowana z miarami płynności wykorzystującymi dane ultra-wysokiej częstotliwości – λ Kyle'a oraz ze stałą częścią kosztów transakcyjnych (Amihud, 2002, s. 35; Hasbrouck, 2009). Miara ta ma również prostą interpretację: jest to oczekiwana wartość względnej zmiany ceny spowodowanej dokonaniem transakcji o wartości 1\$ (podobnie interpretuje się wartość miary Amivest). Pozwala to na dokonywanie porównań między płynnością poszczególnych akcji, a nawet między płynności różnych rynków (Wang, 2011, s. 7). Przy porównaniach wartości miar Amihuda w czasie należy je przeskalować o inflację lub kapitalizację (Ben-Raphael, Kadan i Wohl, 2015, s. 220; Kim i Lee, 2014).

Chcąc jeszcze lepiej uchwycić nierównowagę zleceń, Brennan, Huh i Subrahmanyam (2012) dokonali dekompozycji miary Amihuda, umożliwiając liczenie jej osobno dla dni o ujemnej i osobno dla dni o dodatniej stopie zwrotu, a także dla transakcji inicjowanych przez kupującego i inicjowanych przez sprzedającego. Opierając się jednak na danych dotyczących transakcji, obliczenie miar „pół-Amihuda” (*half-Amihud*) i „kierunkowych miar pół-Amihuda” (*directional half-Amihud*) wymaga zastosowania odpowiedniego algorytmu klasyfikującego transakcje na zawierane z inicjatywy kupującego i zawierane z inicjatywy sprzedającego. Olbryś i Mursztyn (2015) wskazują na istnienie następujących algorytmów identyfikujących kierunek transakcji: reguła cenowa (*quote rule*) wraz z dwiema modyfikacjami, reguła tickowa

(*tick rule*), algorytm Lee i Ready'ego (LR) wraz z modyfikacją, algorytm Ellisa, Michaely'ego i O'Hara (EMO) oraz metoda klasyfikacji wolumenowej (*Bulk Volume Classification – BVC*).

Inną istotną aproksymantą poziomu płynności akcji jest γ stworzona przez Pástora i Stambaugh (2003). Bazuje ona na założeniu, że, w przypadku braku idealnej płynności, zmiana ceny towarzysząca dużym transakcjom powinna przynajmniej częściowo odwrócić się w przyszłości. Miernik ten szacowany jest z wykorzystaniem regresji (Klasyczną Metodą Najmniejszych Kwadratów), w której wartość nadwyżkowej stopy zwrotu (ponad stopę zwrotu z rynku) objaśnia się między innymi poprzez wartość obrotu pomnożoną przez znak nadwyżkowej stopy zwrotu w dniu poprzednim („*volume signed with by the (...) return on the stock in excess of the market*”) (Pástor i Stambaugh, 2003, s. 647). Zastosowanie nadwyżkowej stopy zwrotu oraz jej znaku pozwala lepiej wyizolować wpływ zmian cen związanych z wielkością transakcji (por.: Kucharski, 2010b, s. 190).

Autorzy miernika, Pástor i Stambaugh, wskazują również, że ich miara, poza wskazanym wariantem, może być szacowana w 23 innych formach, z wykorzystaniem różnych definicji zmiennych objaśnianych i objaśniających. Jednakże jako najlepszą z możliwości wskazano właśnie tę wykorzystaną w badaniu. Standardowo γ szacowana jest dla okresów miesięcznych dla akcji, które były notowane przynajmniej przez 15 dni w miesiącu. Oczekuje się, że współczynnik γ będzie przybierał wartości ujemne, aczkolwiek zdarzają się przypadki, w których γ jest dodatnia. Im większa jest bezwzględna wartość współczynnika, tym niższy jest poziom płynności, a konkretnie – szerokość rynku (Pástor i Stambaugh, 2003, s. 647; Kucharski, 2010a, s. 459).

II.4 Ocena możliwości zastosowania istniejących mierników płynności do badania płynności akcji na polskim rynku kapitałowym

Możliwość zastosowania konkretnego miernika do pomiaru płynności na danym rynku należy oceniać pod względem jego dopasowania do organizacji handlu, dostępności danych oraz skomplikowania obliczeń. Aby ocenić miarę pod względem dopasowania do organizacji rynku, powinno się odnieść do sposobu realizacji zleceń kupna i sprzedaży na tym rynku (por.: O'Hara, 2004, s. 1-2). Na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie notowania akcji oraz praw do akcji odbywają się w dwóch systemach: systemie notowań ciągłych oraz systemie notowań jednolitych z jednokrotnym lub dwukrotnym określaniem kursu (fixingiem) (Regulamin Giełdy, 2016). W systemie notowań ciągłych wyróżnia się następujące fazy notowań (Szczegółowe Zasady Obrotu Giełdowego, 2016):

- faza przed otwarciem,
- faza otwarcia,
- faza notowań ciągłych,
- faza przed zamknięciem,
- faza zamknięcia,
- faza dogrywki.

W każdej z faz zasady realizowania zleceń są inne, co powinno rzutować nie tylko na poziom płynności akcji, lecz także na jego pomiar. W fazach przed otwarciem i przed zamknięciem nie są realizowane żadne zlecenia, jednak mogą być składane. Nie dochodzi zatem do żadnych transakcji, co niejako automatycznie wyklucza pomiar płynności. W fazie otwarcia i w fazie zamknięcia następuje określenie kursu otwarcia lub zamknięcia, a transakcje są zawierane tylko po tym kursie; nowe zlecenia nie są przyjmowane. Kurs otwarcia i zamknięcia ustalany jest według następujących reguł (Regulamin Giełdy, 2016):

- maksymalizacji wolumenu obrotu,
- minimalizacji różnicy między liczbą akcji w zleceniach sprzedaży i zleceniach kupna możliwych do zrealizowania po określonym kursie,
- minimalizacji różnicy między kursem określany a kursem odniesienia.

Faza notowań ciągłych cechuje się tym, że nowe zlecenia składane na giełdę realizowane są z priorytetem ceny, a następnie czasu przyjęcia do arkusza zleceń; transakcje zawierane są po kursie najlepszej ceny kupna lub najlepszej ceny sprzedaży¹³. W fazie dogrywki transakcje zawierane są po kursie ostatniej transakcji. W systemie notowań jednolitych wyszczególnia się tylko trzy fazy: przed otwarciem, otwarcia oraz dogrywki (Szczegółowe Zasady Obrotu Giełdowego, 2016). Nawiązując do systematyki Kyle'a (1985), notowania w systemie jednolitym można zaliczyć do aukcji sekwencyjnych (*sequential auctions*). W systemie notowań ciągłych faza otwarcia i faza zamknięcia są pojedynczymi aukcjami (*single auction*), natomiast faza notowań ciągłych może zostać uznana za aukcję ciągłą (*continuous auction*), przy czym występują pewne istotne różnice. W fazach przed otwarciem i przed zamknięciem nie dochodzi do transakcji, dlatego płynność w tych fazach jest zerowa. W fazie dogrywki płynność można uznać za idealną w sensie braku wpływu rozmiaru transakcji na cenę, gdyż wszystkie transakcje, bez względu na rozmiar, zawierane są po tej samej cenie.

¹³ Jest to najczęściej spotykany sposób realizacji zleceń na rynkach akcji (O'Hara, 2015).

W myśl modelu Kyle'a (1985) transakcje na giełdzie zawierane są za pośrednictwem kreatora rynku (*market maker*) nawet, jeżeli handel odbywa się w formie aukcji ciągłej. Na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w fazie notowań ciągłych transakcje zawierane są z pominięciem pośrednika, jednakże Regulamin Giełdy dopuszcza udział animatorów rynku (*market maker*). Ich zadaniem nie jest jednak stwarzanie warunków do dokonywania transakcji, lecz wspieranie płynności obrotu. Animator rynku zobowiązany jest do tego, by utrzymywać w arkuszu zleceń jedno zlecenie kupna i jedno zlecenie sprzedaży danego instrumentu finansowego (Regulamin Giełdy, 2016). Minimalna wartość oraz maksymalna różnica między oferowaną ceną kupna i oferowaną ceną sprzedaży określana jest przez giełdę w umowie. Po przekroczeniu zawartych w umowie limitów zaangażowania, animator rynku zostaje zwolniony ze swoich obowiązków w danym dniu sesyjnym (Szczegółowe Zasady Obrotu Giełdowego, 2016).

Wielkości oraz limity cen zleceń kupna i sprzedaży składanych przez animatorów rynku na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie nie są specjalnie oznaczane w arkuszu zleceń. Co więcej, zlecenia składane przez animatorów mogą być składane jako zlecenia z wielkością ujawnianą (WUJ), co oznacza, że tylko część zlecenia jest widoczna w arkuszu. Uniemożliwia to dokonanie bezpośredniego pomiaru spreadu bid-ask. W takiej sytuacji teoretycznie może on zostać obliczony na podstawie limitów cen zleceń kupna i sprzedaży, które nie mogą być w danym momencie wykonane (Amihud i in., 1997, s. 380). Jak zauważa Garszka (2008, s. 410) spread bid-ask może w dobry sposób tłumaczyć płynność akcji na rynkach kierowanych cenami, lecz niekoniecznie na rynkach kierowanych zleceniami.

Obliczając wysokość różnicy między najlepszą ceną kupna i najlepszą ceną sprzedaży na GPW w Warszawie należałoby posiadać szczegółowe dane dotyczące dokonanych transakcji i zleceń, które napłynęły na giełdę. Poza faktem, że dane takie nie są ogólnodostępne¹⁴, to obliczenie wartości spreadu byłoby uciążliwe ze względu na ilość takich danych. Trudności w dostępie do danych potrzebnych do wyznaczenia spreadu bid-ask dla długich okresów czasowych nie występują tylko i wyłącznie na rynkach wschodzących, jakim jest między innymi warszawska GPW¹⁵ (por.: Datar, Naik i Radcliffe, 1998, s. 205; Vayanos

¹⁴ Dane o zleceniach i transakcjach na GPW w Warszawie można uzyskać bezpośrednio od Giełdy bądź za pośrednictwem bazy danych Thomson Reuters Tick History.

¹⁵ W klasyfikacji z września 2017 roku, FTSE Russell zakwalifikowała polską giełdę do grona zaawansowanych rynków wschodzących (*Advanced Emerging*) z adnotacją, że we wrześniu 2018 roku zostanie ona zakwalifikowana do grona rynków rozwiniętych (*Developed*) (FTSE Russell, 2017). Docelowy zakres czasowy badania empirycznego obejmuje lata 2001-2016, w których Polska była zaliczana do rynków wschodzących.

i Wang, 2012a, s. 53; Chai, Faff i Ghargori, 2013, s. 3). Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie nie publikuje wartości dziennego spreadu bid-ask po zakończeniu sesji (Porcenałuk, 2015, s. 403), jednakże jego przeciętne miesięczne i roczne wartości, wraz z wartością obrotów, udziałem w obrotach, wskaźnikiem obrotu, średnim dziennym wolumenem oraz średnią dzienną liczbą transakcji, są udostępniane w Statystykach GPW. Dodatkową słabością spreadu bid-ask jako miary płynności na GPW jest fakt, iż pojawienie się nowej spółki na rynku wpływa znacznie na inwestorów (Milo i Wawruszczak, 2005, s. 28).

Rozwiązaniem problemu braku danych potrzebnych do obliczenia wartości spreadu bid-ask jest wykorzystanie estymatorów kosztów transakcyjnych opartych na danych o transakcjach. Estymatory spreadu umożliwiają, na podstawie kształtowania się przeszłych transakcji, oszacowanie wielkości efektywnych kosztów transakcyjnych. Pozwalają zatem pominąć problem szacowania różnicy między najlepszą ceną kupna i najlepszą ceną sprzedaży na GPW w Warszawie. Trudność z tym związana wynika przede wszystkim z ograniczonego dostępu do danych, lecz także z braku specjalisty, który publikowałby informacje o składanych przez siebie zleceniach. Z badań Porcenałuka (2015) wynika jednak, że estymatory kosztów transakcyjnych oparte na kowariancji (miernik Rolla i jego modyfikacje) oraz na dziennej rozpiętości cen (miernik Corwina i Schultza i podobne) cechują się niską efektywnością w sensie wartości błędów szacunku: średniego błędu, średniego absolutnego błędu oraz kwadratu błędów. W przypadku estymatora Corwina i Schultza nieefektywność można tłumaczyć wynikami badań Abdi i Rinaldo (2017), którzy zauważyli, że estymator ten niedoszacowuje efektywnego spreadu dla akcji o niższej płynności.

Badania Lesmonda (2005) wykazały, że miara oparta na proporcji dni o zerowych stopach zwrotu dobrze aproksymuje poziom spreadu na rynkach wschodzących, w tym polskim. Badanie obejmowało lata 1991-2000, a więc początki funkcjonowania Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie, i było przeprowadzone na podstawie danych pochodzących z bazy danych Datastream.

Zastosowanie estymatorów kosztów transakcyjnych opisanych powyżej nie jest jedyną możliwością aproksymowania poziomu kosztów transakcyjnych. W myśl wyników badań Amihuda i Mendelsona (1986a), przy założeniu równowagi na rynku kapitałowym, miary aktywności transakcyjnej powinny być ujemnie skorelowane z poziomem kosztów płynności. Brennan, Chordia i Subrahmanyam (1998, s. 351) uważają, że, ze względu na dostępność i częstotliwość danych, wartość obrotu jest lepszą miarą płynności niż spread bid-ask. Trudno nie zgodzić się z faktem, że dane potrzebne do obliczenia miar aktywności transakcyjnej dla

akcji notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie są łatwo dostępne. Po zakończeniu sesji giełdowej publikowane są dane dotyczące wolumenu i wartości obrotu oraz liczby transakcji dla każdej spółki, których akcje znajdują się w obrocie giełdowym.

Jednakże wartość obrotu jest silnie skorelowana z rynkową kapitalizacją spółki (por.: Chan i Faff, 2005, s. 434), której to wady nie posiada wskaźnik obrotu (*turnover ratio*) (Olbryś, 2013, s. 67). Oznacza to, że wartość obrotu może wskazywać na poziom płynności wyższy niż w rzeczywistości. Kolejną słabością miar opartych na wolumenie i wartości obrotu jest wykorzystywanie informacji tylko o przeszłych transakcjach z pominięciem nierównowagi zleceń (Gabrielsen, Marzo i Zagaglia, 2011, s. 12). Warto w tym miejscu przytoczyć pogląd, iż koncepcja nierównowagi zleceń ma sens tylko na rynku, na którym występują pośrednicy akumulujący presję kupna i sprzedaży wywieraną przez pozostałych inwestorów (Chordia i Subrahmanyam, 2004). Jako, że na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie nie występują pośrednicy, którzy mieliby za zadanie akumulować nierównowagę zleceń, istnienie takiej nierównowagi może nie powodować zniekształcenia pomiaru płynności przy wykorzystaniu miar aktywności transakcyjnej.

Istotnym ograniczeniem stosowania miar aktywności inwestorów jako aproksymant poziomu płynności jest fakt, że są skorelowane z poziomem kosztów transakcyjnych tylko w sytuacji występowania równowagi na rynku. Wskaźniki aktywności transakcyjnej wzrastają po dużym informacyjnym szoku, jednak nie oddaje to zmian w poziomie kosztów transakcyjnych (por.: Watanabe, 2014, s. 3). Ponadto, ujemne skorelowanie aktywności transakcyjnej z kosztami transakcyjnymi zanika w okresach turbulencji na rynku oraz dużych spadków cen (zob.: Lesmond, 2005; Yeyati, van Horen i Schmukler, 2008; Wang, 2011). Ponadto, z badania Doman (2010) można wnioskować, że miary oparte na wartości obrotów nie są dobrymi miarami płynności dla GPW w Warszawie. Należy zaznaczyć, że badanie to obejmowało wyłącznie akcje PeKaO SA, co znacząco ogranicza możliwość uogólniania tych wniosków.

Miary wpływu cenowego pozbawione są wielu wad, którymi obarczone są miary kosztów transakcyjnych oraz aktywności transakcyjnej. Jedną z najczęściej wykorzystywanych miar tego typu jest miernik ograniczonej płynności Amihuda (2002), który przyjmuje jedną wartość oznaczającą przeciętną zmianę ceny wywoływaną wykonaniem transakcji o wartości 1\$. Zakłada on również stałą szybkość wykonywania transakcji w każdym czasie, podczas gdy wartości obrotów mogą dość mocno wahać się w kolejnych dniach (Barardehi, Bernhardt i Davies, 2016). Sprawia to, że miara ta całkowicie pomija kwestie związane z czasem

dokonywania transakcji. W tradycyjnej formie, obliczana jako średnia zmiana ceny wywołana wolumenem transakcji o wartości 1\$, pomija również zmiany płynności w trakcie dnia, efekty dużych zleceń złożonych w ciągu sesji, które zdążyły zaniknąć przed końcem sesji, a także zmiany cen wynikające z ogólnej tendencji na rynku. Oznacza to, że miara Amihuda niedoważa zmienności płynności w ciągu dnia, co może oznaczać, że być może jest ona zdolna do odzwierciedlenia wpływu cenowego tylko w długim okresie, nazywanego też trwałym wpływem cenowym (por.: Barardehi, Bernhardt i Davies, 2016, s. 33; Tobek, 2016, s. 10). Jak zauważają Lou i Shu (2017), zaletą miary Amihuda jest jej prosta konstrukcja, jednak, jak pokazują wyniki ich badań, zróżnicowanie wartości tej miary wynika w dużej mierze ze zróżnicowania wartości obrotów, będących jej komponentem.

Tobek (2016) proponuje, aby w liczniku miary Amihuda stopę zwrotu zamienić dziennym rozstępem ceny, co pozwoli lepiej uchwycić krótkoterminową presję cenową (związaną z tymczasowym wpływem cenowym), która zanika przed zakończeniem dnia. Inną możliwością uwzględnienia krótkoterminowej presji cenowej w wartości miernika ograniczonej płynności jest dokonywanie pomiaru z częstotliwością większą niż dzienna, np. godzinną lub minutową. Wyeliminowanie wpływu ogólnej tendencji rynku na wartość miary Amihuda może nastąpić poprzez zastąpienie stopy zwrotu z akcji różnicą między tą stopą zwrotu a stopą zwrotu z szerokiego indeksu rynkowego, który może służyć za przybliżenie portfela rynkowego.

Zastąpienie w liczniku miary Amihuda stopy zwrotu różnicą między faktyczną stopą zwrotu a stopą zwrotu z indeksu rynkowego pozwolić może nie tylko na wyizolowanie zmian cen wynikających z dokonywanych transakcji, ale także pozwala wyeliminować obserwacje z zerowymi stopami zwrotu. Jak zauważyli Lesmond, Ogden i Trzcinka (1999) akcje o niższej płynności cechują się częstszym występowaniem dni o zerowych stopach zwrotu. W takich dniach stosunek zmiany ceny do wartości obrotu wynosi 0, a więc wskazuje jakoby akcja była idealnie płynna. Występowanie dużej ilości takich dni może zaniżyć faktyczną wartość miary wpływu cenowego w skali okresu, dla którego miernik ten jest liczony. W przypadku zastosowania stopy zwrotu nadwyżkowej ponad stopę zwrotu z indeksu rynkowego, w dniach o zerowych faktycznych stopach zwrotu, stosunek zmiany ceny do wartości obrotu będzie wyższy od zera, zatem wartości miary Amihuda będą wskazywały na niższą płynność akcji, co jest zgodne z założeniami Lesmonda, Ogdena i Trzcinki (1999).

W celu uwzględnienia w pomiarze płynności akcji specyfiki organizacji handlu na GPW w Warszawie z użyciem miernika Amihuda należałoby w mianowniku tej miary uwzględnić

wartość transakcji zawartych tylko w fazach otwarcia, notowań ciągłych oraz zamknięcia, z pominięciem transakcji zawartych w fazie dogrywki. Wynika to z faktu, że w fazie dogrywki przyjmowane i realizowane są tylko zlecenia z limitem ceny równym cenie ostatniej transakcji, tj. kursowi zamknięcia w systemie notowań ciągłych i ostatniemu kursowi jednolitemu w systemie notowań jednolitych. Wymaga to dostępu do danych o transakcjach udostępnianych z częstotliwością częstszą niż dzienna. Nie stanowi to jednak problemu na Giełdzie Papierów w Warszawie, gdyż dane takie są dostępne¹⁶.

Wpływu ogólnej tendencji rynku na wartość miernika poziomu płynności jest natomiast pozbawiony miernik opracowany przez Pástora i Stambaugh (2003). Miernik ten szacowany jest przy pomocy regresji z wykorzystaniem Klasycznej Metody Najmniejszych Kwadratów. Stanowi to pewnego rodzaju problem przy pomiarze płynności akcji wielu spółek w długim okresie, gdyż wymaga estymacji dużej liczby równań (por.: Kucharski, 2010b, s. 197). Kucharski przeprowadził badania mające na celu zbadanie stabilności oszacowania wartości współczynnika γ na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Wyniki badań wskazują, że oszacowanie to jest stabilne, tj. niezależne od przyjętego okresu estymacji (Kucharski, 2010a, s. 467). Miernik Pástora-Stambaugh może nie być przydatny do pomiaru płynności na polskim rynku, gdyż, jak zauważają Milo i Wawruszczak (2005), wartości obliczone dla warszawskiej GPW sugerują, że jest ona bardziej płynnym rynkiem aniżeli NYSE.

Reasumując, zastosowanie spreadu bid-ask jako miernika kosztów płynności nie jest w pełni uzasadnione ze względu na sposób organizacji handlu na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie, abstrahując nawet od trudności w pozyskaniu odpowiednich danych. Ponadto, wiele wskazuje na to, że spread bid-ask nie jest już odpowiednim miernikiem płynności nawet na innych rynkach, w tym kierowanych cenami. Spread bid-ask jest uznawany za miarę przybliżającą poziom kosztów płynności na rynkach, na których handel odbywa się z pośrednictwem kreatora rynku (*market maker*). Na rynkach, na których transakcja zawierana jest bezpośrednio (w tym GPW w Warszawie), przybliżenie to jest mniej dokładne.

Bardziej dokładnym miernikiem kosztów transakcji na GPW w Warszawie byłby spread efektywny, który odzwierciedla poziom ustępstwa cenowego, jakie musi poczynić inwestor chcący dokonać transakcji kupna bądź sprzedaży. Obliczanie spreadu efektywnego wymaga przyjęcia założenia, że średnia cena najlepszych zleceń kupna i sprzedaży odzwierciedla wartość fundamentalną akcji, co nie zawsze jest spełnione, zwłaszcza w zmiennych warunkach

¹⁶ Jednym z serwisów udostępniających dane o transakcjach z częstotliwością minutową jest serwis bossa.pl

rynkowych. Słabością spreadu efektywnego jest również fakt, że mierzy średnie ustępstwo cenowe dla różnych rozmiarów transakcji. Istotne jest również to, że do obliczenia tej miary wymagane są dane o zleceniach, których dostępność dla polskiej giełdy jest ograniczona.

Z kolei różne estymatory efektywnych kosztów transakcji, wykorzystujące inne założenia co do efektywności i struktury rynku oraz tworzone i testowane na rynkach rozwiniętych, nie są efektywne (w sensie minimalizacji błędów estymatora) na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Jedynie miernik Lesmonda, Ogdena i Trzcinki cechował się dobrym skorelowaniem z wartościami kosztów transakcyjnych, jednakże badanie obejmowało początkowy etap działalności warszawskiej GPW.

Wykorzystanie miar aktywności transakcyjnej do pomiaru płynności akcji na GPW w Warszawie nie jest trudne, gdyż dane potrzebne do obliczenia większości miar tego typu są udostępniane do publicznej wiadomości, także z częstotliwością większą niż dzienna. Należy jednak mieć na uwadze fakt, że polska giełda jest rynkiem wschodzącym, o wiele bardziej zmiennym niż giełdy rozwinięte, takie jak NYSE, NYSE MKT (dawniej AMEX) czy NASDAQ. Oznacza to, że negatywne skorelowanie między poziomem kosztów płynności a aktywnością inwestorów, wynikające z modelu Amihuda i Mendelsoona (1986a), na GPW w Warszawie może nie występować, co wskazywałoby na nieużyteczność miar aktywności inwestorów do pomiaru kosztów płynności.

Ze względu na harmonogram sesji giełdowych i występowanie fazy dogrywki, podczas której transakcje dokonywane są po cenie ostatniej transakcji, do obliczania miary Amihuda należałoby wykorzystać dzienną wartość obrotów pomniejszoną o wartość transakcji zawartych w fazie dogrywki. Ponadto, miara Amihuda nie eliminuje wpływu rynku na zmianę ceny, więc, chcąc wyizolować wpływ wielkości transakcji na zmianę ceny, należy zastąpić stopę zwrotu z akcji albo dziennym rozstępem ceny, albo stopą zwrotu z akcji pomniejszoną o stopę zwrotu z rynku.

Pomimo wskazanych ułomności, miernik Amihuda zdaje się być najbardziej dopasowanym do organizacji GPW w Warszawie miernikiem poziomu płynności (spośród istniejących w literaturze). Odzwierciedla on przeciętny koszt dokonania transakcji kupna lub sprzedaży o wartości 1 złotego. Na warszawskiej GPW natychmiastowe wykonanie transakcji kupna (sprzedaży) wymaga takiego podniesienia (obniżenia) ceny, by odpowiednia liczba przeciwnych zleceń znajdujących się w arkuszu zleceń została wykonana. Oznacza to, że czym większa jest transakcja, tym większa powinna być zmiana ceny. Ponadto, dane potrzebne do

jej obliczenia są łatwo dostępne, zaś sam proces jej szacowania nie wymaga dużej ilości obliczeń.

II.5 Dobroć pomiaru istniejących miar płynności na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie

Oprócz możliwości zastosowania, która była tematem poprzedniej części rozdziału, miara, aby być przydatna dla badaczy, musi również szeregować akcje według kryterium płynności zgodnie z rzeczywistością oraz mierzyć płynność z jak najmniejszym błędem. Jako odzwierciedlenie rzeczywistego poziomu płynności w badaniach na całym świecie stosuje się miary ultra-wysokiej częstotliwości, w szczególności spread efektywny. W niniejszym podrozdziale przedstawione zostaną wyniki badań zbieżności miar niskiej częstotliwości z miarami ultra-wysokiej częstotliwości oraz błędów oszacowania poziomu płynności za pomocą miar niskiej częstotliwości na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Testowane będą mierniki istniejące w literaturze przedmiotu, jak i modyfikacje niektórych z nich. Badania tego typu prowadzone są głównie w odniesieniu do nowo tworzonych estymatorów spreadu (bid-ask lub efektywnego) celem zweryfikowania ich przydatności, bądź w odniesieniu do istniejących miar płynności w celu wskazania najlepszych aproksymant płynności w badaniach międzynarodowych lub globalnych. Jak już wskazano, do odzwierciedlenia rzeczywistego poziomu płynności stosuje się miary ultra-wysokiej częstotliwości.

Do najczęściej stosowanych miar zbieżności aproksymant z rzeczywistym poziomem płynności należą:

- przeciętna korelacja przekrojowa z benchmarkiem płynności (m.in. Goyenko, Holden i Trzcinka, 2009; Holden 2009; Corwin i Schultz, 2012; Zhao i Wang, 2015; Barardehi, Bernhardt i Davies, 2016; Będowska-Sójka, 2018; Abdi i Rinaldo, 2017; Fong, Holden i Trzcinka, 2017; Fong, Holden i Tobek, 2017),
- przeciętna przekrojowa korelacja rang z benchmarkiem płynności (Fong, Holden i Tobek, 2017)
- przeciętna korelacja czasowa z benchmarkiem płynności (Fong, Holden i Trzcinka, 2017; Fong, Holden i Tobek, 2017),
- portfelowa korelacja czasowa z benchmarkiem płynności (m.in. Goyenko, Holden i Trzcinka, 2009; Holden, 2009; Fong, Holden i Trzcinka, 2017),

- portfelowa korelacja czasowa pierwszych różnic z benchmarkiem płynności (Fong, Holden i Tobek, 2017),
- korelacja przekrojowo-czasowa z benchmarkiem płynności (Holden 2009),
- dopasowanie do wzorców, m.in. korelacja z rozmiarem spółki lub zmiennością cen (m.in. Lesmond 2005; Kang i Zhang, 2014).

Natomiast błędy pomiaru najczęściej określane są przy wykorzystaniu następujących mierników:

- przeciętny błąd oszacowania (m.in. Goyenko, Holden i Trzcinka, 2009; Lin, 2014; Porcenałuk, 2015; Zhao i Wang, 2015; Li, Lambe i Adegbite, 2017),
- pierwiastek średniego kwadratu błędu oszacowania (*root mean squared error*) (m.in. Goyenko, Holden i Trzcinka, 2009; Holden, 2009; Bleaney i Li, 2015; Porcenałuk, 2015; Fong, Holden i Trzcinka, 2017; Fong, Holden i Tobek, 2017; Li, Lambe i Adegbite, 2017).

Badania prowadzone dotychczas z użyciem danych z Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie zaliczają się do drugiego ze wspomnianych wcześniej nurtów badań nad dobrocią pomiaru miar płynności niskiej częstotliwości. Są to badania Fonga, Holdena i Trzcinki (2017) oraz Fonga, Holdena i Tobeka (2017).

Badanie Fonga, Holdena i Trzcinki (2017) objęło 42 giełdy papierów wartościowych z 38 krajów na całym świecie w latach 1996-2014. W próbie znalazła się między innymi GPW w Warszawie, natomiast dane były dostępne dla lat 2000-2014, co dało w ostateczności 837 obserwacji (jedna obserwacja to jedna spółka w jednym roku). Autorzy wykazali, że najlepszą miesięczną aproksymantą procentowych kosztów transakcyjnych jest procentowy spread zgłoszony na koniec dnia (Percent Quoted Closing Spread), a w przypadku gdy ten jest niedostępny wykorzystywać należy estymator Corwina i Schultza (2012) oraz estymator Fonga, Holdena i Trzcinki (2017) oparty na proporcji dni o zerowej stopie zwrotu (w dalszej części oznaczany jako FHT). Jako najlepsze miary kosztów przypadających na dolar wartości transakcji wskazali miarę Amihuda (2002), procentowy spread zgłoszony na koniec dnia podzielony przez wartość obrotów, miarę LOT-Mixed podzieloną przez wartość obrotów, estymator Corwina i Schultza (2012) podzielony przez wartość obrotów oraz estymator FHT podzielony przez wartość obrotów. Jako najlepsze dzienne miary kosztów procentowych oraz kosztów przypadających na dolar wartości transakcji wskazali odpowiednio dzienne wersje procentowego spreadu zgłoszonego na koniec dnia oraz miary Amihuda (2002).

Badanie Fonga, Holdena i Tobeka (2017) obejmuje taki sam zakres podmiotowo-czasowy jak badanie Fonga, Holdena i Trzcinki (2017), ale testuje również nowe miary

płynności, nazywane ogólnie „zmiennosc ponad obrót” (*volatility over volume*). Wyniki wskazują, że zarówno dzienne, jak i miesięczne wersje tych miar cechują się lepszą dobrocią pomiaru od istniejących miar płynności.

Porcenaluk (2015) badał błędy oszacowania spreadu bid-ask sześciu różnych estymatorów spreadu (Rolla; Thompsona i Wallera; Choi, Salandro i Schastri; Chu, Ding i Pyun; Corwina i Schultza – w dwóch wersjach). Wskazał on, że wspomniane estymatory charakteryzują się dużymi błędami szacunku na polskim rynku kapitałowym, a także zauważył, że, ze względu na występowanie dodatnich autokorelacji stóp zwrotu, uzasadnione jest stosowanie estymatorów opartych na rozpiętości cen transakcyjnych. Poza wspomnianymi wyżej badaniami, należy przywołać artykuł Będowskiej-Sójki (2018). Wykorzystując dane 52 spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2009-2016 Autorka wskazała, że najlepszymi miarami płynności na polskiej giełdzie są miara Amihuda (2002), dzienna rozpiętość cen oraz estymator Corwina i Schultza (2012).

Dotychczas badania nad dobrocią pomiaru płynności przez poszczególne mierniki dla Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie prowadzone były w ograniczonym zakresie. Mając na celu wskazanie najbardziej przydatnego miernika płynności na polskim rynku, zostało przeprowadzone badanie empiryczne na grupie spółek notowanych na GPW w Warszawie. Próba badawcza składała się z akcji 100 spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie nieprzerwanie między 2005 a 2016 rokiem, dla których możliwe było obliczenie miar niskiej oraz ultra-wysokiej częstotliwości zgodnie z wymaganiami przedstawionymi w dalszej części podrozdziału. Można zatem stwierdzić, że w próbie znalazły się najbardziej płynne spółki notowane na polskiej giełdzie. Próba była taka sama w każdym okresie analizy, aby uniknąć wykrycia pozornych zależności, które mogłyby się pojawić przy zmianie składu próby. Ze względu na dostępność danych potrzebnych do obliczenia miar ultra-wysokiej częstotliwości (dane o zleceniach i transakcjach), zakres czasowy analizy został ograniczony do lat 2006-2016.

Do porównania miar płynności niskiej częstotliwości pod względem dobroci pomiaru kosztów transakcyjnych wytypowanych zostało 19 aproksymant płynności, które były porównywane z czterema miarami ultra-wysokiej częstotliwości stanowiącymi benchmarki płynności. Dobór miar niskiej częstotliwości oparty był przede wszystkim na kryterium częstości ich wykorzystywania w badaniach nad płynnością na innych rynkach. Ponadto, część miar została dobrana ze względu na dobrą, zdaniem autora, ocenę możliwości ich zastosowania na polskim rynku. Kilka aproksymant wykorzystanych w badaniu jest

modyfikacjami istniejących, mającymi na celu lepsze dopasowanie miary do organizacji handlu na polskiej giełdzie. Z kolei miary ultra-wysokiej częstotliwości, służące jako benchmarki płynności, wybrano na podstawie innych badań (m.in. Goyenko, Holden i Trzcinka, 2009; Fong, Holden i Trzcinka, 2017) nad dobrocią pomiaru poziomu płynności.

Dobroć pomiaru płynności była oceniana ze względu na kilka kryteriów, wspomnianych powyżej i najczęściej wykorzystywanych w innych badaniach tego typu. Dla uściślenia, aby miara została uznana za najlepiej mierzącą płynność, musiała mieć:

- 1) najwyższą przeciętną korelację przekrojową z benchmarkiem płynności,
- 2) najwyższą przeciętną przekrojową korelację rang Spearmana z benchmarkiem płynności,
- 3) najwyższą przeciętną korelację czasową z benchmarkiem płynności (na poziomie pojedynczych akcji),
- 4) najwyższą korelację czasową z benchmarkiem płynności (na poziomie portfela złożonego ze wszystkich akcji),
- 5) najwyższą korelację czasową pierwszych różnic z benchmarkiem płynności (na poziomie portfela złożonego ze wszystkich akcji),
- 6) najwyższą przeciętną korelację przekrojowo-czasową z benchmarkiem płynności,
- 7) najniższy pierwiastek oczekiwanej wartości kwadratu błędu oszacowania benchmarku płynności (oznaczany dalej jako RMSE):

$$RMSE = \sqrt{E\left(\frac{estymator - benchmark}{benchmark}\right)^2} \quad (2)$$

- 8) najniższą wartość średniego błędu oszacowania:

$$Err = E\left(\frac{estymator - benchmark}{benchmark}\right) \quad (3)$$

Pierwszą z miar niskiej częstotliwości poddanych analizie jest miara Amihuda (2002), która jest chyba najczęściej wykorzystywaną miarą płynności w badaniach nad zależnością między płynnością a stopą zwrotu. Była ona stosowana również przez polskich badaczy, m.in. Olbryś (2013, 2014a, 2014b), Włosik (2017) czy Piotrowskiego (2015) po modyfikacjach. Miara ta dana jest wzorem (Amihud, 2002, s. 34):

$$ILLIQ_{im} = \frac{1}{D_{im}} \sum_{t=1}^{D_{im}} \frac{|r_{imt}|}{Vol_{imt}} \quad (4)$$

gdzie: D_{im} oznacza liczbę dni, dla których dostępne są dane dla spółki i w miesiącu m , r oznacza stopę zwrotu, natomiast Vol – wartość obrotu wyrażoną w tysiącach złotych. Aby zaliczyć

spółkę do próby, wymagane było, aby dane potrzebne do obliczenia miary Amihuda były dostępne przynajmniej dla 15 dni każdego miesiąca okresu badania.

Ze względu na różne słabości powyższej miary, wskazywane między innymi przez Tobeka (2016), wykorzystane zostały jej modyfikacje, polegające na zmianie licznika i/lub mianownika, bądź na zmianie częstotliwości jej obliczania. Pierwszą z modyfikacji jest pomniejszenie stopy zwrotu z akcji o stopę zwrotu z rynku:

$$ILLIQ_{im}^E = \frac{1}{D_{im}} \sum_{t=1}^{D_{im}} \frac{|r_{imt} - r_{Mmt}|}{Vol_{imt}} \quad (5)$$

gdzie r_M oznacza stopę zwrotu z rynku, aproksymowaną przez procentową dzienną zmianę wartości indeksu WIG. Zabieg taki pozwala na wyeliminowanie zmian cen wynikających z ogólnej tendencji rynku oraz zerowych oszacowań wskaźnika dla mniej płynnych akcji. Oczekuje się, że $ILLIQ^E$ będzie przyjmował wartości wyższe od $ILLIQ$ dla mniej płynnych spółek oraz niższe od $ILLIQ$ dla bardziej płynnych spółek.

Kolejna z modyfikacji ma za zadanie wyeliminować niedoszacowanie krótkookresowej presji popytu lub podaży na ceny, która zanika przed końcem dnia i nie znajduje odzwierciedlenia w dziennej stopie zwrotu. Modyfikacja ta polega na zastąpieniu stopy zwrotu w równaniu (4) logarytmem dziennego rozstępu ceny:

$$ILLIQ_{im}^R = \frac{1}{D_{im}} \sum_{t=1}^{D_{im}} \frac{\left| \ln \left(\frac{p_{imt}^H}{p_{imt}^L} \right) \right|}{Vol_{imt}} \quad (6)$$

gdzie p^H oraz p^L oznaczają odpowiednio najwyższą i najniższą cenę obserwowaną danego dnia.

Następne dwie modyfikacje poczyniono w celu uwzględnienia specyfiki harmonogramu i organizacji sesji giełdowej. Jak zostało wspomniane w Podrozdziale II.4., po zamknięciu sesji odbywa się faza dogrywki, w trakcie której dokonywane są transakcje po stałej cenie, niezależnie od rozmiaru tych transakcji. Aby zatem miara składała się z adekwatnych składników, z wartości obrotów w mianowniku postanowiono wyłączyć wartość obrotów z fazy dogrywki, a następnie stopę zwrotu z akcji pomniejszyć o stopę zwrotu z rynku. Modyfikacje te dane są wzorami:

$$ILLIQ_{im}^D = \frac{1}{D_{im}} \sum_{t=1}^{D_{im}} \frac{|r_{imt}|}{Vol_{imt} - Vol_{imt}^D} \quad (7)$$

$$ILLIQ_{im}^{ED} = \frac{1}{D_{im}} \sum_{t=1}^{D_{im}} \frac{|r_{imt} - r_{Mmt}|}{Vol_{imt} - Vol_{imt}^D} \quad (8)$$

gdzie Vol^P oznacza wartość obrotów z fazy dogrywki¹⁷.

Ostatnia zaproponowana modyfikacja miary Amihuda dotyczy częstotliwości pomiaru. Zamiast na dziennych, pomiar był dokonywany na minutowych interwałach. Miara była uśredniana dla całego miesiąca i nie obejmowała fazy dogrywki. W dalszej części będzie ona oznaczana jako ILLIQ¹.

Drugą z analizowanych miar płynności niskiej częstotliwości jest miara Amivest, będąca odwrotnością miary Amihuda, z tą różnicą, że może być ona liczona tylko dla dni o niezerowej stopie zwrotu, podczas gdy miarę Amihuda można wyznaczać dla dni o dodatniej wartości obrotów. Miara Amivest dana jest wzorem:

$$Amivest_{im} = \frac{1}{D_{im}} \sum_{t=1}^{D_{im}} \frac{Vol_{imt}}{|r_{imt}|} \quad (9)$$

Badaniu poddano również inne miary należące do grupy miar wpływu cenowego. Należą do nich:

- indeks Martina (Martin, 1975):

$$MLI_{im} = \sum_{t=1}^{D_{im}} \frac{(P_{imt} - P_{imt-1})^2}{Vol_{imt}} \quad (10)$$

- wskaźnik elastyczności obrotu (Datar, 2000):

$$CET_{im} = \sum_{t=1}^{D_{im}} \frac{\% \Delta Vol_t}{\% \Delta p_t} \quad (11)$$

- indeks płynności dostosowany do rynku (*market-adjusted liquidity index*) – γ_{m2} , oznaczany dalej jako M-AL (Gabrielsen, Marzo i Zagaglia, 2011):

$$u_{it}^2 = \gamma_{m1} + \gamma_{m2} (\% \Delta Vol_{it}) + e_{it} \quad (12)$$

gdzie u_{it} są składnikami resztowymi modelu $r_{it} = \alpha + \beta r_{Mt} + u_{it}$,

- miernik Pástora-Stambaugh - γ_{im} , oznaczany dalej jako P-S (Pástor i Stambaugh, 2003):

$$r_{i,d+1,m}^e = \theta_{im} + \phi_{im} r_{idm} + \gamma_{im} \text{sign}(r_{idm}^e) Vol_{idm} + \varepsilon_{i,d+1,m} \quad (13)$$

Oprócz miar wpływu cenowego, opisanych powyżej, w badaniu analizowano również miary kosztów transakcyjnych, należące do grup miar opartych na stopach zwrotu, na rozpiętości cen oraz na dniach o zerowym zwrocie. Do pierwszej z tych grup zalicza się miernik

¹⁷ W trakcie okresu badania uległ zmianie harmonogram sesji, w szczególności godziny, w których odbywała się faza dogrywki. Przed wprowadzeniem systemu UTP (15.04.2013 r.) obroty z fazy dogrywki w danym okresie były jako obroty z transakcji dokonanych po godzinie 16:20. Po wprowadzeniu systemu UTP dogrywka odbywa się w godzinach 17:00-17:05.

Marsha i Rocka oraz estymator Rolla oparty na autokowariancji zmian cen. Miernik Marsha i Rocka obliczony został z wykorzystaniem następującego wzoru (Marsh, 1986):

$$MR_{im} = \frac{1}{D_{im}} \sum_{n=1}^{D_{im}} \left| \frac{p_n - p_{n-1}}{p_{n-1}} \right| \quad (14)$$

Estymator Rolla dany jest z kolei wzorem (Roll, 1984):

$$s_{Roll} = 2\sqrt{-\text{cov}(\Delta p_t; \Delta p_{t-1})} \quad (15)$$

Obliczenie miernika Rolla dla każdego ze 132 miesięcy okresu badania dla każdej ze spółek zakwalifikowanych do próby nie było możliwe ze względu na występujące dodatnie wartości autokowariancji stóp zwrotu. Występowanie dodatnich autokowariancji uniemożliwia obliczenie pierwiastka występującego w równaniu (15), gdyż jego wartość nie należy wtedy do zbioru liczb rzeczywistych, lecz do zbioru liczb zespolonych. W związku z powyższym, aby wyeliminować tę niedogodność wykorzystana została jedna autorska modyfikacja oraz dwie istniejące już w literaturze. Każda z tych modyfikacji stanowi odstępstwo od pierwotnego modelu Rolla, dlatego też każda zostanie zbadana pod kątem dobroci pomiaru kosztów płynności na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.

Pierwsza z modyfikacji, zaproponowana przez Goyenkę, Holdena i Trzcinkę (2009), polega na zastąpieniu pozytywnych wartości autokowariancji stóp zwrotu wartościami zerowymi. W takim wypadku, jeżeli występuje dodatnia autokowariancja stóp zwrotu, przyjmuje się, że koszty transakcyjne są zerowe. Formalnie, modyfikacja ta dana jest wzorem (Goyenko, Holden i Trzcinka, 2009):

$$Roll^0 = \begin{cases} 2\sqrt{-\text{cov}(\Delta p_t; \Delta p_{t-1})} & , \text{ gdy } \text{cov}(\Delta p_t; \Delta p_{t-1}) < 0 \\ 0 & , \text{ gdy } \text{cov}(\Delta p_t; \Delta p_{t-1}) \geq 0 \end{cases} \quad (16)$$

Kolejna zmiana, mająca na celu wyeliminowanie dodatnich autokowariancji i ominięcie konieczności wyciągania pierwiastka kwadratowego z liczby ujemnej, polega na zastąpieniu wartości przeciwnej do autokowariancji, jej wartością bezwzględną, tzn.:

$$Roll^{Abs} = 2\sqrt{|\text{cov}(\Delta p_t; \Delta p_{t-1})|} \quad (17)$$

Podobne rozwiązanie zaproponowała Olbryś (2014b). Polega ono na wymnożeniu wyrażenia po prawej stronie równania (17) przez odwrotność znaku autokowariancji stóp zwrotu. Rozwiązanie takie posiada dość poważną wadę polegającą na tym, że w przypadku wystąpienia w danym okresie dodatniej wartości autokowariancji stóp zwrotu, przyjmuje się, że efektywny spread w tym okresie przyjął wartość ujemną. Co do zasady, spread nie powinien przyjmować wartości mniejszych od zera. Modyfikacja zaproponowana przez Olbryś może

zatem posłużyć do przybliżenia poziomu płynności, ale nie do szacowania kosztów transakcyjnych, będących składową kosztów płynności. Dana jest ona wzorem (Olbryś, 2014b):

$$Roll^{Olbrys} = -2 \operatorname{sgn}[\operatorname{cov}(\Delta p_t; \Delta p_{t-1})] \sqrt{|\operatorname{cov}(\Delta p_t; \Delta p_{t-1})|} \quad (18)$$

Jako jedyną miarę z grupy miar opartych na rozpiętości wykorzystano estymator spreadu Corwina i Schultza (2012) dany wzorem:

$$HL = \frac{2(e^\alpha - 1)}{1 + e^\alpha} \quad (19)$$

gdzie:

$$\begin{aligned} \alpha &= \frac{\sqrt{2\beta} - \sqrt{\beta}}{3 - 2\sqrt{2}} - \sqrt{\frac{\gamma}{3 - 2\sqrt{2}}} \\ \beta &= \sum_{j=0}^1 \left[\ln \left(\frac{p_{t+j}^H}{p_{t+j}^L} \right) \right]^2 \\ \gamma &= \left[\ln \left(\frac{p_{t,t+1}^H}{p_{t,t+1}^L} \right) \right]^2 \end{aligned} \quad (20)$$

Dla każdego dnia w miesiącu obliczone zostały wartości α , β , γ oraz wyrażenia HL zgodnie z równaniami (19) i (20). Następnie, zgodnie z zaleceniami autorów estymatora, ujemne oszacowania wyrażenia HL zostały zastąpione wartościami zerowymi (Corwin i Schultz, 2012, s. 10). Pozwala to wyeliminować możliwość ujemnego oszacowania spreadu, który liczony jest jako średnia wartości HL w danym miesiącu.

Kolejna miara zaliczana jest do grupy miar opartych na dniach o zerowych zwrotach. Jej podstawą jest model zależności między obserwowaną (r) a „prawdziwą” (r^*) stopą zwrotu (Lesmond, Ogden i Trzcinka, 1999, s. 1121):

$$\begin{aligned} r_{jt}^* &= \beta_j r_{mt} + \varepsilon_{jt} \quad (21) \\ r_{jt} &= r_{jt}^* - \alpha_{1j} \quad \text{gdy } r_{jt}^* < \alpha_{1j} \\ r_{jt} &= 0 \quad \text{gdy } \alpha_{1j} < r_{jt}^* < \alpha_{2j} \\ r_{jt} &= r_{jt}^* - \alpha_{2j} \quad \text{gdy } r_{jt}^* > \alpha_{2j} \end{aligned}$$

gdzie α_{1j} i α_{2j} oznaczają progi dla transakcji odpowiednio przy negatywnej i pozytywnej informacji. Parametry modelu szacuje się Metodą Największej Wiarygodności, natomiast logarytm funkcji wiarygodności ma postać (Lesmond, Ogden i Trzcinka, 1999, s. 1122):

$$\sum_{t \in U_1} \left\{ -\frac{1}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} (r_t + \alpha_1 - \beta r_{mt})^2 \right\} + \sum_{t \in U_2} \left\{ -\frac{1}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} (r_t + \alpha_2 - \beta r_{mt})^2 \right\} + \sum_{t \in U_0} \ln \left(\phi \left(\frac{\alpha_2 - \beta r_{mt}}{\sigma} \right) - \phi \left(\frac{\alpha_1 - \beta r_{mt}}{\sigma} \right) \right) \rightarrow \max \quad (22)$$

Wartość estymatora spreadu obliczana jest następująco (Lesmond, Ogden i Trzcinka, 1999):

$$LOT = \alpha_2 - \alpha_1 \quad (23)$$

W swoim artykule Lesmond, Ogden i Trzcinka (1999) do zerowego obszaru (U_0) zaliczali dni, w których stopa zwrotu z akcji była zerowa ($r_t=0$), do pierwszego obszaru (U_1) należały dni z ujemną stopą zwrotu z rynku i niezerową stopą zwrotu z akcji ($r_t \neq 0, r_{mt} < 0$); ostatni obszar (U_2) obejmował dni z dodatnim rynkowym zwrotem i niezerową stopą zwrotu z akcji ($r_t \neq 0, r_{mt} > 0$). Goyenko, Holden i Trzcinka (2009) zaproponowali nieco odmienny podział: obszar U_0 obejmuje dni, w których stopa zwrotu z akcji była zerowa ($r_t=0$), obszar U_1 obejmuje dni z ujemną ($r_t < 0$), a obszar U_2 – z dodatnią ($r_t > 0$) stopą zwrotu z akcji.

Jak wynika z badań Zhao i Wang (2015) metoda proponowana przez Lesmonda, Ogdena i Trzcinkę generuje duże zniekształcenia, których nie eliminuje nawet zwiększenie liczebności próby, co wskazuje na niezgodność estymatora. Z kolei metoda Goyenki, Holdena i Trzcinki jest bardziej efektywna i ekonometrycznie poprawna (Zhao i Wang, 2015). W celu wskazania najlepszej dla polskiej giełdy miary płynności niskiej częstotliwości, w badaniu wykorzystano obydwie wersje estymatora LOT. Wersja oryginalna w dalszej części oznaczana będzie jako LOT-Mixed, natomiast wersja Goyenki, Holdena i Trzcinki (2009) oznaczana będzie jako LOT-Y-split.

Bazująca na podobnym założeniu co estymator LOT, ale mniej wymagającą pod względem obliczeniowym jest miara zaproponowana przez Fonga, Holdena i Trzcinkę. Nie wymaga ona maksymalizowania funkcji wiarygodności, natomiast wykorzystuje dystrybuantę standaryzowanego rozkładu normalnego. Miara ta dana jest wzorem (Fong, Holden i Trzcinka, 2017):

$$FHT_m = 2\sigma_m \phi^{-1} \left[\frac{1 + Zero_m}{2} \right] \quad (24)$$

gdzie: *Zero* oznacza proporcję dni o zerowej stopie zwrotu w danym miesiącu, σ jest odchyleniem standardowym stopy zwrotu, a $\Phi(\cdot)$ jest dystrybuantą standaryzowanego rozkładu normalnego.

Opisane wyżej miary niskiej częstotliwości porównywane były z miarami ultra-wysokiej częstotliwości, które stanowiły benchmarki płynności. Według klasyfikacji Fonga, Holdena i Trzcinki (2017) trzy z tych miar można zaklasyfikować do miar kosztów procentowych, natomiast jedną – do miar kosztów przypadających na jednostkę wartości transakcji. Jednakże według klasyfikacji przedstawionej w niniejszej rozprawie trzy miary należy zaliczyć do miar kosztów transakcyjnych, a jedną – do miar wpływu cenowego. Pierwszą z tych miar jest relatywny spread bid-ask, który obliczany jest według wzoru:

$$s_t = \frac{p_t^A - p_t^B}{p_t^M} \quad (25)$$

gdzie p^A , p^B oraz p^M oznaczają odpowiednio najlepszą cenę sprzedaży, najlepszą cenę kupna oraz cenę środkową (*midquote*) będącą średnią arytmetyczną cen sprzedaży i kupna.

Wartości spreadu bid-ask zostały obliczone dla każdej transakcji. Wylimitowane zostały zerowe oraz ujemne wartości spreadu, które świadczyłyby o tym, że najlepsza cena kupna jest niższa od najlepszej ceny sprzedaży bądź jest jej równa, co z kolei oznaczałoby, że powinno dojść do transakcji. Spread bid-ask w ujęciu miesięcznym został obliczony jako średnia arytmetyczna wartości spreadu dla wszystkich transakcji w danym miesiącu. Na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie obliczony w ten sposób spread bid-ask odzwierciedla poziom ustępstwa cenowego (kosztu wykonania transakcji), jakie musi poczynić inwestor chcący dokonać transakcji o rozmiarze nieprzekraczającym wolumenu najlepszego zlecenia kupna lub najlepszego zlecenia sprzedaży.

W badaniu, jako miarę ultra-wysokiej częstotliwości, wykorzystano również spread efektywny dany wzorem:

$$s_t^{eff} = \frac{|p_t - p_t^M|}{p_t^M} \quad (26)$$

gdzie p oznacza cenę transakcji.

Wartości spreadu efektywnego zostały obliczone dla każdej transakcji, a następnie uśrednione w skali miesiąca. Wykorzystana została średnia arytmetyczna oraz średnia ważona wolumenem transakcji. Pierwsza z wersji będzie w dalszej części oznaczana jako s^{eff} , natomiast druga – jako $s^{eff,V}$.

Powyższe miary płynności wysokiej częstotliwości pozwalają zmierzyć poziom ustępstwa cenowego, jakie musi zaakceptować inwestor chcący dokonać transakcji. Wartość spreadu bid-ask lub efektywnego spreadu obliczona w sposób podany w równaniach (25) i (26) informuje o wysokości ponoszonych przez inwestora kosztów transakcyjnych, jednakże bez

uwzględniania rozmiaru transakcji. Rozmiar transakcji ma wpływ na wysokość kosztów płynności (*vide* równanie (1)), dlatego też zaproponowana została miara uwzględniająca rozmiar transakcji. Miara ta dana jest wzorem:

$$PI_t = \frac{S_t^{eff}}{Vol_t} \quad (27)$$

Miara opisana równaniem (27) została obliczona dla każdej transakcji, natomiast jej wartość w ujęciu miesięcznym obliczono jako średnią arytmetyczną.

Do obliczenia wszystkich miar płynności potrzebne były zarówno dane o zleceniach, jak i dane o transakcjach z częstotliwością dzienną i śróddzienną. Dane o zleceniach zostały udostępnione przez Giełdę Papierów Wartościowych w Warszawie za pośrednictwem CAIT Sp. z o.o. i obejmowały okres od 1.01.2006 r. do 31.12.2016 r. Baza danych zawierała informacje o pięciu najlepszych zleceniach kupna oraz pięciu najlepszych zleceniach sprzedaży przy każdej transakcji. Ponadto zawierała dane o wolumenie, cenie oraz czasie transakcji. Dane o zleceniach zostały wykorzystane do obliczenia miar ultra-wysokiej częstotliwości. Dane o transakcjach z częstotliwością większą niż dzienna pochodzą z serwisu bossa.pl i zawierają notowania z częstotliwością minutową. Zostały one wykorzystane do obliczenia wartości obrotów z fazy dogrywki oraz miary Amihuda w wersji śróddziennej. Były więc przydatne do obliczenia miar ILLIQ^D, ILLIQ^{ED} oraz ILLIQ^I, będących modyfikacjami miary Amihuda.

Dzienne notowania cen akcji, potrzebne do obliczenia miar płynności niskiej częstotliwości, zostały pobrane z serwisu GPWInfoStrefa. Notowania zostały skorygowane o przeprowadzone operacje na papierach wartościowych (wypłaty dywidend, emisje praw poboru, podziały i scalenia akcji). Wymagało to stworzenia bazy danych tych operacji, która została stworzona przez autora na podstawie informacji zawartych w kartach spółek, rocznikach giełdowych, archiwum sesji GPW w Warszawie, Cedula GPW oraz serwisie GPWInfoStrefa. Obliczenia były prowadzone głównie w arkuszu kalkulacyjnym Microsoft Excel wraz z zastosowaniem Visual Basic for Applications, natomiast do obliczenia miar LOT wykorzystany został program R. Zoperacjonalizowanie danych o zleceniach wymagało użycia programu do filtracji kwotowań.

W Tabeli 2 zawarte są statystyki opisowe miar płynności obliczonych dla próby 100 spółek w okresie styczeń 2006 – grudzień 2016. Zostały one obliczone przekrojowo dla każdego ze 132 miesięcy, a następnie dla każdej ze statystyk obliczone zostały średnie arytmetyczne.

Tabela 2. Statystyki opisowe miar płynności na GPW w Warszawie

Miara	Średnia	Odch. standardowe	Wsp. zmienności	Q1	Q2	Q3
ILLIQ	0,00888	0,040077	3,9248	$2,78 \times 10^{-5}$	0,00015	0,00148
ILLIQ ^E	0,01166	0,047048	3,8585	$2,91 \times 10^{-5}$	0,00018	0,00223
ILLIQ ^R	0,00549	0,027111	3,3448	$6,08 \times 10^{-5}$	0,00029	0,00143
ILLIQ ^D	0,01108	0,038498	3,6576	$3,45 \times 10^{-5}$	0,00020	0,00215
ILLIQ ^{ED}	0,03520	0,189569	4,2390	$3,58 \times 10^{-5}$	0,00023	0,00343
ILLIQ ^I	0,15367	0,430588	2,5913	0,00317	0,01360	0,07605
Amivest	1202938	4585543	3,7730	20026,5	65602,1	283866,3
MLI	0,16857	0,912072	5,1993	$3,07 \times 10^{-5}$	0,00055	0,00682
CET	3035,07	18201,62	4,0849	80,0064	188,1299	662,0431
M-AL	0,00272	0,000893	3,0233	$6,26 \times 10^{-6}$	$3,38 \times 10^{-5}$	0,00017
P-S	$9,89 \times 10^{-5}$	0,000451	3,0315	$1,12 \times 10^{-6}$	$6,87 \times 10^{-5}$	$3,85 \times 10^{-5}$
MR	0,01901	0,011585	0,6174	0,01283	0,01685	0,02182
Roll ⁰	0,02276	0,023679	0,9670	0,01175	0,01796	0,02620
Roll ^{Abs}	0,02201	0,021743	0,9587	0,01143	0,01774	0,02629
Roll ^{Olbrzyś}	0,00542	0,030794	3,9762	-0,01310	0,00718	0,01986
HL	0,00897	0,006746	0,7156	0,00557	0,00774	0,01064
LOT-Mixed	0,03527	0,087325	1,6023	0,01206	0,02071	0,03375
LOT-Y-split	0,01799	0,062900	2,3622	0,00235	0,00641	0,01329
FHT	0,00989	0,022513	1,8259	0,00191	0,00509	0,01012
s	0,01449	0,019549	1,1432	0,00620	0,01060	0,01730
s ^{eff}	0,00770	0,011957	1,1973	0,00332	0,00552	0,00874
s ^{eff,V}	0,00740	0,009966	1,1699	0,00319	0,00531	0,00845
PI	0,00161	0,011741	3,6462	$5,31 \times 10^{-6}$	$1,73 \times 10^{-5}$	$9,05 \times 10^{-5}$

Źródło: Opracowanie własne.

Średnie większości miar znajdują się w przedziale od 0,00161 do 0,03527. Oczywisty wyjątek, ze względu na odmienną konstrukcję, stanowi miara Amivest oraz miernik elastyczności obrotu (CET). Znacznie wyższą średnią charakteryzują się miary MLI oraz ILLIQ^I, natomiast miara P-S ma średnią o wiele niższą od pozostałych miar. Na uwagę zasługują zwłaszcza wartości miary ILLIQ^I w porównaniu ze standardową wersją miary Amihuda. Miara obliczana z częstotliwością większą niż dzienna przyjmuje znacznie wyższe wartości niż miara obliczana z dzienną częstotliwością, co może oznaczać, że na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie krótkoterminowa presja cenowa zanika przed zakończeniem dnia, co sprawia, że miara Amihuda niedoszacowuje zmienności płynności w ciągu dnia. Z drugiej strony, inna z modyfikacji miernika Amihuda mająca wychwycić występującą w trakcie dnia krótkoterminową presję cenową – ILLIQ^R – przyjmuje wartości niższe w porównaniu z oryginalną wersją, co może z kolei oznaczać, że występujące w trakcie dnia presje popytu i podaży występują naprzemiennie, równoważąc swoje skutki.

Miary ILLIQ^D oraz ILLIQ^{ED}, zgodnie z oczekiwaniami przyjmują wartości wyższe od ILLIQ. Nie powinno to dziwić, gdyż mianownik dwóch pierwszych miar jest co najwyżej równy mianownikowi tej ostatniej. Co zaskakujące, wartości ILLIQ^E są wyższe i mniej zróżnicowane od wartości ILLIQ, o czym świadczą średnie i współczynniki zmienności tych miar. W założeniu, ILLIQ^E miała przyjmować wartości niższe od ILLIQ dla akcji bardziej płynnych oraz wyższe dla akcji mniej płynnych, co nakazuje oczekiwać jej większego przekrojowego zróżnicowania niż w przypadku ILLIQ. ILLIQ^E cechuje się jedynie wyższym odchyleniem standardowym, rozstępem oraz rozstępem międzykwartylowym, jednakże biorąc pod uwagę średnie wartości, należy stwierdzić, że jest ona mniej zróżnicowana przekrojowo niż ILLIQ.

Nie powinna również dziwić znacznie niższa średnia estymatora Rolla szacowanego z modyfikacją zaproponowaną przez Olbryś (Roll^{Olbryś}). Konstrukcja tego miernika, jako jedynego wśród wszystkich 23 miar, dopuszcza występowanie wartości ujemnych, co przekłada się na niższą średnią tej miary. Ujemne wartości stanowią 39,5% wszystkich obserwacji.

Warto również zwrócić uwagę na wartości miar LOT-Mixed oraz LOT-Y-split. Pierwsza z nich przyjmuje wyższe wartości od tej ostatniej, na co wskazują średnia oraz wartości poszczególnych kwartyli rozkładu. LOT-Y-split jest również bardziej zróżnicowana od LOT-Mixed. Wyniki te są zbieżne z wynikami Zhao i Wanga (2015), którzy wykorzystali dane z giełd w Szanghaju i Shenzhen, jednakże w ich badaniu różnice w średnich i współczynnikach zmienności były znacznie większe. W przypadku GPW średnia LOT-Mixed jest prawie dwa razy wyższa od średniej LOT-Y-split (prawie 4,5 razy wyższa w badaniu Zhao i Wanga), natomiast współczynnik zmienności LOT-Y-split jest o połowę wyższy niż LOT-Mixed (ponad 5 razy wyższy w badaniu Zhao i Wanga).

Przeciętne wartości spreadu efektywnego są niższe od wartości spreadu bid-ask. Wskazuje to na fakt, że transakcje zazwyczaj dokonywane są po cenach wyższych od cen najlepszych zleceń kupna bądź niższych od cen najlepszych zleceń sprzedaży znajdujących się w książce zleceń przed transakcją. Wartości spreadu efektywnego nie różnią się znacznie od wartości spreadu efektywnego ważonego wolumenem transakcji. Na tej podstawie można wnioskować, że transakcje na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w trakcie danego miesiąca mają zbliżony rozmiar.

W zasadzie w przypadku wszystkich miar (wyjątek stanowi Roll^{Olbryś}) średnie są wyższe od median, a w niektórych przypadkach – nawet od trzeciego kwartyla rozkładu. Skrajnym przypadkiem jest miara PI, której średnia jest aż 93 razy wyższa od mediany oraz 18 razy

wyższa od trzeciego kwartyła. Wartości te świadczą o dużej asymetrii rozkładu i silnym wpływie skrajnych wartości (a więc najmniej płynnych akcji) na wartość średniej arytmetycznej. Może to wskazywać na nieużyteczność tego rodzaju średniej w badaniach płynności rynku i konieczność wykorzystania średniej ważonej.

W Tabelach 3 – 10 zaprezentowane zostały wartości współczynników korelacji miar płynności niskiej częstotliwości z miarami ultra-wysokiej częstotliwości oraz wartości błędów oszacowania. Pogrubioną czcionką zostały zaznaczone najwyższe wartości współczynników korelacji oraz najniższe wartości błędów oszacowania. Ze względu na fakt, że miary Amivest oraz CET, w przeciwieństwie do pozostałych miar, mają charakter stymulant (ich wyższa wartość świadczy o lepszej płynności), współczynniki korelacji zostały zaprezentowane z przeciwnym znakiem. Prezentowane wartości są uśrednione dla całego okresu. W celu sprawdzenia czy badane zależności są względnie stałe w czasie, badanie przeprowadzono również w trzech, równolicznych podokresach. Wyniki zaprezentowano w Załączniku B.

Tabela 3. Przeciętna korelacja przekrojowa miar płynności z benchmarkiem

Miara	s	s^{eff}	$s^{eff,V}$	PI
ILLIQ	0,4397	0,4047	0,3757	0,2782
ILLIQ ^E	0,4311	0,3946	0,3637	0,2711
ILLIQ ^R	0,5374	0,4984	0,4582	0,4092
ILLIQ ^D	0,4021	0,3668	0,3383	0,2373
ILLIQ ^{ED}	0,3607	0,3290	0,3010	0,2121
ILLIQ ^I	0,4547	0,4405	0,4121	0,7227
Amivest	0,2653	0,2683	0,2448	0,0952
MLI	0,1130	0,0965	0,0864	0,0218
CET	0,1421	0,1195	0,1143	-0,0191
M-AL	0,0804	0,0975	0,1099	0,1295
P-S	0,4840	0,4625	0,4334	0,3605
MR	0,3208	0,3299	0,3367	0,3135
Roll ⁰	0,4451	0,4426	0,4289	0,3708
Roll ^{Abs}	0,3902	0,3878	0,3848	0,3324
Roll ^{Olbrys}	0,3803	0,3618	0,3487	0,3013
HL	0,3198	0,3228	0,3100	0,3928
LOT-Mixed	0,5720	0,5505	0,5369	0,4496
LOT-Y-split	0,5812	0,5526	0,5344	0,4697
FHT	0,6102	0,5823	0,5639	0,4838

Źródło: Opracowanie własne.

Najwyższą przeciętną korelacją przekrojową ze spreadem bid-ask, spreadem efektywnym oraz spreadem efektywnym ważonym wolumenem obrotu charakteryzuje się

miara Fonga, Holdena i Trzcinki (FHT). Nieco niższą korelacją cechują się miary LOT, zarówno w wersji oryginalnej (Mixed), jak i zmodyfikowanej (Y-split). Wspomniane mierniki są również dobrze powiązane z miarą PI, która obrazuje koszt transakcyjny w przeliczeniu na wartość transakcji. Jednakże z miarą PI najlepiej jest skorelowana miara Amihuda liczona dla interwałów minutowych.

Warto zaznaczyć, że współczynniki korelacji miar ILLIQ oraz HL ze spreadem efektywnym ważonym wolumenem transakcji są zbliżone do tych, które w swoim badaniu wykazała Będowska-Sójka (2018). W jej próbie miara Amihuda była skorelowana ze spreadem na poziomie 0,3523 (w niniejszym badaniu 0,3757), zaś miara Corwina i Schultza (HL) miała współczynnik korelacji 0,3378 (w niniejszym badaniu 0,3100). Jednakże korelacje dla dwóch innych mierników różnią się dość znacznie od siebie. Estymator Rolla (w niniejszej pracy wersja oznaczana jako Roll⁰) u Będowskiej-Sójki (2018) był skorelowany ze spreadem efektywnym ważonym wolumenem na poziomie 0,1279, a miara LOT (wersja oryginalna – Mixed) na poziomie 0,2739. Odpowiednie współczynniki dla próby w niniejszym badaniu wynoszą 0,4289 oraz 0,5369. Rozbieżności są zapewne efektem różnic w zakresie podmiotowym i czasowym obu badań.

Tabela 4. Przeciętna korelacja przekrojowa rang miar płynności z benchmarkiem

Miara	s	s ^{eff}	s ^{eff,V}	PI
ILLIQ	0,8806	0,8706	0,8153	0,7296
ILLIQ ^E	0,8797	0,8674	0,8119	0,7198
ILLIQ ^R	0,8937	0,8858	0,8303	0,7788
ILLIQ ^D	0,8758	0,8642	0,8084	0,7169
ILLIQ ^{ED}	0,8727	0,8593	0,8031	0,7053
ILLIQ ^I	0,7509	0,7574	0,7203	0,9430
Amivest	0,8087	0,8166	0,7902	0,8217
MLI	0,4193	0,3895	0,3390	0,0326
CET	-0,3261	-0,2892	-0,2321	-0,0284
M-AL	-0,2658	-0,2299	-0,1750	-0,0314
P-S	0,6928	0,7014	0,6865	0,7099
MR	0,1388	0,1678	0,1803	0,2393
Roll ⁰	-0,0300	-0,0163	-0,0093	0,0103
Roll ^{Abs}	0,2140	0,2290	0,2307	0,2467
Roll ^{Olbryś}	0,2343	0,2305	0,2140	0,2001
HL	0,1872	0,2118	0,2149	0,3520
LOT-Mixed	0,5132	0,5163	0,5072	0,5188
LOT-Y-split	0,5077	0,5010	0,4860	0,4911
FHT	0,5318	0,5256	0,5076	0,5219

Źródło: Opracowanie własne.

W swoim badaniu Będowska-Sójka (2018) wykazała, że wartości współczynników korelacji między miarami płynności przed zmianą systemu notowań na system UTP (kwiecień 2013 r.) różnią się od analogicznych wartości po wprowadzeniu tego systemu. Średnie współczynniki korelacji w niniejszym badaniu również przyjmowały odmienne wartości w różnych podokresach badania. Różnice były na tyle duże, że nie w każdym podokresie miara FHT była najlepiej skorelowana z miarami spreadu, a miara ILLIQ^I z miarą PI.

Analizę przekrojowej korelacji wartości miar płynności uzupełnia analiza korelacji rang Spearmana. Najwyższą korelacją rang z miarami spreadu w całym okresie badania wykazywała się miara ILLIQ^R. Niewiele niższe wartości współczynników korelacji posiadają pozostałe wersje miary Amihuda, za wyjątkiem ILLIQ^I. Ta ostatnia jest z kolei najlepiej powiązana z miarą PI, podobnie jak w przypadku korelacji Pearsona. Warto zaznaczyć, że wspomniane miary były najlepiej skorelowane z benchmarkami płynności w każdym z trzech podokresów. Co istotne, miara ILLIQ^R cechuje się również najwyższą korelacją Pearsona z miarami spreadu w pierwszym podokresie (styczeń 2006 – sierpień 2009). W całym okresie natomiast miała czwartą najwyższą korelację Pearsona.

Tabela 5. Przeciętna korelacja czasowa miar płynności z benchmarkiem (na poziomie pojedynczej akcji)

Miara	s	s ^{eff}	s ^{eff,V}	PI
ILLIQ	0,4073	0,3486	0,2943	0,3802
ILLIQ ^E	0,4121	0,3519	0,3068	0,3969
ILLIQ ^R	0,4695	0,3984	0,3539	0,4581
ILLIQ ^D	0,3457	0,2911	0,2563	0,3139
ILLIQ ^{ED}	0,2946	0,2497	0,2330	0,2539
ILLIQ ^I	0,5606	0,4692	0,3749	0,6370
Amivest	0,3012	0,2756	0,2447	0,2280
MLI	0,2206	0,1879	0,1406	0,1584
CET	0,0706	0,0576	0,0441	0,0679
M-AL	-0,0681	-0,0539	-0,0317	-0,0551
P-S	0,3353	0,2940	0,2659	0,3297
MR	0,2141	0,1999	0,1835	0,0606
Roll ⁰	0,2545	0,2411	0,1977	0,1479
Roll ^{Abs}	0,2109	0,1989	0,1773	0,1006
Roll ^{Olbryś}	0,1470	0,1367	0,1147	0,1280
HL	0,2202	0,2046	0,1766	0,1151
LOT-Mixed	0,3294	0,2906	0,2791	0,1903
LOT-Y-split	0,3657	0,3090	0,2883	0,2365
FHT	0,4087	0,3471	0,3264	0,2609

Źródło: Opracowanie własne.

Biorąc pod uwagę korelację w czasie, najsilniej powiązana z miarami płynności ultra-wysokiej częstotliwości na poziomie pojedynczej akcji jest miara ILLIQ^I. W dalszej kolejności są to miary ILLIQ^R, ILLIQ^E, FHT, ILLIQ oraz LOT-Y-split. W poszczególnych podokresach najlepiej skorelowana w czasie z miernikami spreadu i miarą PI jest również miara Amihuda obliczana z minutowymi interwałami. Także pozostałe wersje tej miary cechują się wysoką korelacją czasową w podokresach.

Tabela 6. Korelacja czasowa miar płynności z benchmarkiem (na poziomie portfela)

Miara	s	s ^{eff}	s ^{eff,v}	PI
ILLIQ	0,6948	0,4948	0,6725	0,4484
ILLIQ ^E	0,7083	0,4989	0,6847	0,3931
ILLIQ ^R	0,7013	0,4882	0,6726	0,4501
ILLIQ ^D	0,7197	0,5211	0,7087	0,3424
ILLIQ ^{ED}	0,4020	0,2836	0,4017	0,1108
ILLIQ ^I	0,8434	0,6216	0,8090	0,2943
Amivest	0,4593	0,2715	0,4351	0,0644
MLI	0,4959	0,2832	0,4603	0,1915
CET	0,1833	0,0971	0,2065	0,1853
M-AL	-0,2428	-0,1154	-0,2665	-0,1658
P-S	0,6228	0,4761	0,6202	0,4569
MR	0,0898	0,0558	0,0793	-0,0698
Roll ⁰	0,6562	0,4725	0,6143	0,3994
Roll ^{Abs}	0,4114	0,3119	0,3912	0,1813
Roll ^{Olbrys}	0,4754	0,3511	0,4449	0,3630
HL	0,1822	0,1345	0,1689	-0,1281
LOT-Mixed	0,3838	0,2812	0,3617	0,1815
LOT-Y-split	0,8279	0,5696	0,8051	0,6353
FHT	0,9373	0,6348	0,9016	0,6121

Źródło: Opracowanie własne.

Na poziomie portfela, którego płynność była mierzona jako średnia arytmetyczna płynności wszystkich akcji, najlepiej skorelowana z miernikami spreadu okazuje się miara FHT. Nieznacznie słabsze powiązanie wykazują miary ILLIQ^I oraz LOT-Y-split, a także pozostałe wersje miary Amihuda. Z miarą PI najlepiej skorelowane są miary LOT-Y-split oraz FHT, jednak kolejność ta zmienia się w każdym z trzech podokresów. Zmiany płynności na poziomie portfela najlepiej oddają miary Roll^{Abs} oraz ILLIQ^E. Pierwsza z nich dobrze odzwierciedla zmiany w poziomie mierników spreadu, natomiast ta druga – w poziomie miary PI. Sytuacja taka nie jest jednak stabilna w podokresach. W zależności od tego, który z podokresów i którą miarę wysokiej częstotliwości weźmie się pod uwagę, najlepszą korelacją pierwszych różnic cechują się miary Roll^{Abs}, FHT, P-S, M-AL, HL oraz ILLIQ^E.

Tabela 7. Korelacja czasowa pierwszych różnic miar płynności z benchmarkiem (na poziomie portfela)

Miara	s	s ^{eff}	s ^{eff,V}	PI
ILLIQ	0,1971	0,0098	0,1215	0,2468
ILLIQ ^E	0,2174	0,0085	0,1060	0,2780
ILLIQ ^R	0,2143	0,0438	0,1297	0,2036
ILLIQ ^D	0,2699	0,0295	0,1815	0,2142
ILLIQ ^{ED}	0,1849	0,0114	0,1094	0,0937
ILLIQ ^I	0,4525	0,0445	0,3269	0,1659
Aminvest	0,2188	0,0269	0,1304	-0,0060
MLI	0,1529	-0,0159	0,0133	0,0304
CET	0,1821	0,0284	0,1640	0,0860
M-AL	0,0553	0,0535	0,0462	-0,0207
P-S	0,1578	0,1014	0,1758	0,2371
MR	0,4990	0,0947	0,4475	-0,0091
Roll ⁰	0,4444	0,1623	0,4133	0,1500
Roll ^{Abs}	0,5283	0,1951	0,5273	0,0824
Roll ^{Olbrys}	-0,0887	0,0181	-0,1279	0,0886
HL	0,4678	0,0653	0,4685	-0,0404
LOT-Mixed	-0,0602	0,0018	-0,0376	-0,0980
LOT-Y-split	0,1265	-0,0230	0,0699	0,1180
FHT	0,4798	-0,0042	0,3508	0,2225

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 8. Korelacja przekrojowo-czasowa miar płynności z benchmarkiem

Miara	s	s ^{eff}	s ^{eff,V}	PI
ILLIQ	0,4474	0,2345	0,3928	0,3699
ILLIQ ^E	0,4435	0,2325	0,3906	0,3518
ILLIQ ^R	0,4430	0,2287	0,3886	0,4882
ILLIQ ^D	0,3563	0,1865	0,3161	0,2306
ILLIQ ^{ED}	0,1078	0,0577	0,0955	0,0670
ILLIQ ^I	0,4510	0,2388	0,4111	0,2729
Aminvest	0,1038	0,0535	0,0973	0,0108
MLI	0,0395	0,0166	0,0281	0,0214
CET	0,0101	0,0049	0,0039	-0,0022
M-AL	0,1532	0,0872	0,1535	0,0580
P-S	0,4301	0,2264	0,3903	0,3108
MR	0,5943	0,3175	0,5654	0,3280
Roll ⁰	0,8248	0,4357	0,7835	0,4736
Roll ^{Abs}	0,7498	0,4034	0,7019	0,4225
Roll ^{Olbrys}	0,6222	0,3378	0,5775	0,3197
HL	0,4392	0,2394	0,4311	0,1772
LOT-Mixed	0,3909	0,2134	0,3632	0,1568
LOT-Y-split	0,8174	0,4410	0,7501	0,5260
FHT	0,9367	0,5058	0,8717	0,5711

Źródło: Opracowanie własne.

Miara FHT ma również najwyższe wartości współczynników korelacji przekrojowo-czasowej z trzema miernikami spreadu oraz miarą PI. Niewiele niższe wartości tych współczynników można zaobserwować przy miarach Roll⁰ oraz LOT-Y-split. Badając korelację przekrojowo-czasową w poszczególnych podokresach, prawie w każdym przypadku najlepsza okazuje się miara FHT. Co zaskakujące, w przypadkach, w których najlepsza nie jest miara FHT, nie jest nią również żadna z wcześniej wymienionych miar (Roll⁰, LOT-Y-split), lecz ILLIQ^I, która, biorąc pod uwagę cały okres badania, plasuje się na 6 – 10 miejscu, w zależności od przyjętego benchmarku.

Ze względu na to, że miary Amivest oraz CET są miarami o zupełnie innym rzędzie wielkości co miary ultra-wysokiej częstotliwości, zostały one wyłączone z badania w tej części, w której analizowane są błędy oszacowania. Warto zaznaczyć, że nie zmieni to wyboru miary płynności najlepszej dla polskiej giełdy, gdyż miary te nie wykazały się ponadprzeciętnym skorelowaniem z miarami płynności ultra-wysokiej częstotliwości. Oznacza to, że najprawdopodobniej nie są to miary, które należałoby wykorzystywać do pomiaru płynności akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.

Tabela 9. Pierwiastek przeciętnej wartości kwadratu błędu oszacowania

Miara	s	s ^{eff}	s ^{eff,V}	PI
ILLIQ	1,3027	2,1941	2,526	139,215
ILLIQ ^E	1,4845	2,6643	2,8012	179,908
ILLIQ ^R	1,1197	1,5563	1,6204	54,202
ILLIQ ^D	1,7268	3,1990	3,3936	944,037
ILLIQ ^{ED}	8,1118	16,6453	18,4906	6074,38
ILLIQ ^I	13,0104	26,8263	29,0302	1008,02
MLI	70,4226	143,4886	159,1753	765996
M-AL	0,9783	0,9817	0,9814	200,212
P-S	0,9972	0,9945	0,9944	2,4536
MR	3,6097	6,3069	6,3835	11382,4
Roll ⁰	2,7818	4,8853	5,0162	7849,58
Roll ^{Abs}	3,9266	6,9200	7,0432	11646,5
Roll ^{Olbrys}	4,5317	7,5442	7,6663	11646,9
HL	1,3237	2,3958	2,4281	4947,61
LOT-Mixed	3,4049	6,6718	6,9283	8594,85
LOT-Y-split	1,4923	2,9064	3,1636	2514,15
FHT	0,7773	1,2854	1,3795	1822,95

Źródło: Opracowanie własne.

Pierwiastek przeciętnej wartości kwadratu błędu oszacowania (RMSE) danego miernika płynności warto analizować wspólnie z wartościami przeciętnego błędu szacunku. Na podstawie samej wartości RMSE nie można odpowiedzieć czy wynika ona z tego, że miara ma zupełnie inny rząd wielkości niż benchmark, czy też jest efektem niedokładnego odzwierciedlenia poziomu płynności mierzonego miarą wysokiej częstotliwości. Im niższa wartość RMSE oraz niższa wartość bezwzględna przeciętnego błędu szacunku, tym lepiej miara niskiej częstotliwości odzwierciedla koszty płynności mierzone z użyciem miar wysokiej częstotliwości.

Zarówno według kryterium RMSE, jak i przeciętnego błędu szacunku najlepszą aproksymantą miary PI, a więc kosztów płynności w przeliczeniu na wartość transakcji, jest miernik Pástora-Stambaugh. Co równie istotne, utrzymuje się to dla wszystkich trzech podokresów, co świadczy o tym, że wartości P-S są mocno zbliżone do wartości PI niezależnie od okresu, jaki przyjmie się do analizy. Przeciętny błąd oszacowania wynosi -0,0676, co oznacza, że wartości P-S są średnio o 6,76% niższe od odpowiednich wartości PI.

Tabela 10. Przeciętny błąd oszacowania

Miara	s	s ^{eff}	s ^{eff,V}	PI
ILLIQ	-0,7627	-0,4955	-0,4572	42,389
ILLIQ ^E	-0,6645	0,2932	-0,2342	58,226
ILLIQ ^R	-0,8613	-0,7082	-0,6854	25,246
ILLIQ ^D	-0,6067	-0,1741	-0,1084	156,434
ILLIQ ^{ED}	0,3830	1,8806	2,1583	802,12
ILLIQ ^I	4,5892	10,2146	10,8545	850,37
MLI	11,3581	24,1088	26,6152	91747
M-AL	-0,9616	-0,9324	-0,9336	46,571
P-S	-0,9972	-0,9943	-0,9941	-0,0676
MR	1,6805	3,7970	3,8850	4440,4
Roll ⁰	0,5425	1,8041	1,8915	2443,7
Roll ^{Abs}	1,8185	4,0733	4,1814	4515,8
Roll ^{Olbrys}	-0,73334	-0,4650	-0,3984	371,52
HL	0,1942	1,1491	1,1905	1929,3
LOT-Mixed	1,7578	4,1401	4,2955	3584,4
LOT-Y-split	-0,0507	0,8096	0,8901	985,04
FHT	-0,3429	0,2490	0,2998	739,31

Źródło: Opracowanie własne.

Miernik Pástora-Stambaugh charakteryzuje się również relatywnie niskimi RMSE w relacji do miar spreadu, jednakże biorąc pod uwagę przeciętny błąd oszacowania, wartość ta wynika z tego, że ma ona o wiele mniejszy rząd wielkości i daje oszacowania średnio

o 99,5%¹⁸ niższe od wartości spreadu. Podobna sytuacja ma się w przypadku indeksu płynności dostosowanego do rynku (M-AL). Zatem, pomimo cechowania się najniższym RMSE przy szacowaniu spreadu efektywnego oraz spreadu efektywnego ważonego wolumenem transakcji, nie można miary M-AL uznać za dobrze odzwierciedlającą poziom kosztów płynności. To samo dotyczy miary P-S, która ma drugą najmniejszą wartość RMSE przy szacowaniu s^{eff} oraz $s^{eff,V}$. W tym przypadku, rozpatrując kryterium RMSE, najlepszą miarą przybliżającą wartość miar spreadu (również spreadu bid-ask) jest miara FHT.

Miarę FHT należy uznać za dobrze odzwierciedlającą poziom kosztów płynności według kryterium przeciętnego błędu estymacji, choć są miary, które w tym zestawieniu są lepsze. Przy szacowaniu spreadu bid-ask najlepszą okazuje się miara LOT-Y-split, która cechuje się najmniejszym błędem szacunku również w trzech podokresach. Miara FHT, zarówno analizując cały okres, jak i podokresy, jest co najmniej piątym najlepszym estymatorem spreadu bid-ask. Szacując spread efektywny bądź spread efektywny ważony wolumenem transakcji, również można wykorzystać miarę FHT, gdyż jest ona co najmniej trzecim najlepszym estymatorem tych miar. W całym okresie najlepiej prezentuje się miara ILLIQ^D, jednak sytuacja taka nie występuje we wszystkich podokresach.

Chcąc dobrać miarę płynności niskiej częstotliwości tak, aby dokładnie odzwierciedlała poziom kosztów płynności, równie ważna jak przeciętny błąd oszacowania, jest względna stałość tego błędu w czasie. Biorąc pod uwagę również to kryterium, za najlepsze aproksymanty miar spreadu należy uznać miary LOT-Y-split oraz FHT. Z kolei miara PI jest najdokładniej odzwierciedlana przez miarę P-S.

Podsumowując wyniki badania dobroci pomiaru płynności przez miary niskiej częstotliwości można wskazać kilka aproksymant, które cechują się najlepszym skorelowaniem z benchmarkami oraz najniższymi błędami szacunku. Jako najlepsze pod tym względem należy wskazać miary: FHT, ILLIQ^I, ILLIQ^R, LOT-Y-split oraz P-S. Ostatnia ze wspomnianych miar wykazała się wysoką dobrocią pomiaru głównie dzięki temu, że cechuje się niskimi wartościami błędów oszacowania.

Należy zaznaczyć, że wysoka korelacja estymatora z benchmarkiem jest istotna głównie w badaniach z zakresu wyceny aktywów, gdyż w tego typu badaniach skala miernika nie odgrywa pierwszorzędного znaczenia. Z kolei miary cechujące się niskim błędem oszacowania benchmarku są przydatne w badaniach z zakresu efektywności rynku oraz finansów

¹⁸ Należy przy tym zaznaczyć, że przyjmując dla danej miary wartość 0 w każdym miesiącu, RMSE wynosiłby 1, natomiast średni błąd predykcji byłby równy -1. Wartość -0,995 należy zatem uznać za niedopuszczalnie dużą.

przedsiębiorstw, gdyż w tego typu analizach należy uzyskać odpowiednio wyskalowane mierniki kosztów transakcyjnych (Goyenko, Holden i Trzcinka, 2009, s. 155).

Podsumowując rozważania nad przydatnością poszczególnych wskaźników do pomiaru poziomu płynności na polskim rynku giełdowym należy zestawić możliwość zastosowania danego miernika z dobrocią, z jaką mierzy on płynność. W Tabeli 11 zostało zaprezentowane porównanie miar płynności niskiej częstotliwości. Każda miara została punktowo oceniona pod względem możliwości jej zastosowania oraz dobroci pomiaru. Każdemu z kryterium została przydzielona waga odpowiadająca istotności danego kryterium przy ocenie przydatności miary w szacowaniu poziomu płynności akcji. Wagi do każdego z kryteriów oceny przypisywane były z perspektywy znaczenia tych kryteriów dla przeprowadzenia badania zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Najbardziej istotne jest zatem, aby miara porządkowała akcje według płynności zbieżnie z rzeczywistością. Ze względu na wykorzystanie sześciu różnych mierników zbieżności, każde z tych kryteriów otrzymało wagę 10%.

Istotnym kryterium jest również spełnienie założeń przyjmowanych przy konstrukcji miary, a więc dopasowanie do organizacji rynku – kryterium temu przypisano wagę 15%. Kryterium dostępności i ilości danych wymaganych do obliczenia miary została przypisana waga 10%. Nie jest to bardzo istotne kryterium, jednak przy konstruowaniu zestawu wag, brano również pod uwagę, choć w mniejszym zakresie, przydatność miar płynności dla potrzeb inwestorów. Obydwu kryteriom odnoszącym się do błędów oszacowań przypisano wagi po 5%, ze względu na fakt, że w badaniach z zakresu zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu, dokładność oszacowania kosztów płynności ma drugorzędne znaczenie. Najmniejsza waga została przypisana do kryterium czasochłonności i stopnia skomplikowania obliczeń, ze względu na fakt, że kryterium to jest istotne przede wszystkim dla inwestorów i ma mniejsze znaczenie z perspektywy badań naukowych.

W ramach każdego z kryterium przyznawane było od 0 do 4 punktów. Punkty w ramach możliwości zastosowania miary zostały przyznane tak, aby liczba przyznanych punktów odzwierciedlała jak najbardziej obiektywną ocenę. Miary skorelowane z benchmarkiem słabiej niż na poziomie 0,2 otrzymywały 0 punktów; korelacja między 0,2 a 0,4 oznaczała 1 punkt; między 0,4 a 0,6 – 2 punkty; między 0,6 a 0,8 – 3 punkty; powyżej 0,8 – 4 punkty. Najlepsza pod względem błędów oszacowań miara otrzymywała 4 punkty, dwie kolejne miary otrzymywały 3 punkty, miarom na miejscach 4 – 7 przyznano 2 punkty, miary z miejsc od 8. do 12. – 1 punkt, a pozostałe – 0 punktów. Do tabeli została wpisana

średnia liczby punktów uzyskanych przy porównaniu z każdym z czterech benchmarków. W przedostatniej kolumnie umieszczono średnią liczbę przyznanych punktów w ramach wszystkich kryteriów, z zachowaniem określonych wag. W ostatniej kolumnie zaprezentowano analogiczne zestawienie, z pominięciem kryterium błędów oszacowania, według którego nie były oceniane miary Amivest oraz CET.

W prezentowanym zestawieniu najwięcej punktów zostało przyznanych mierze FHT. Jako druga w kolejności została sklasyfikowana miara ILLIQ^R. Trzecie miejsce w klasyfikacji uwzględniającej błędy oszacowań przypadło śróddziennej wersji miary Amihuda (ILLIQ^I). Pomijając punktację za wartości błędów oszacowań najlepszą miarą okazuje się ILLIQ^I, a następnie miary FHT oraz ILLIQ^R. Miara FHT odzwierciedla przeciętny poziom odstępstwa cenowego, jakie musi poczynić inwestor chcący dokonać transakcji kupna lub sprzedaży akcji, całkowicie pomijając wpływ rozmiaru transakcji na wielkość tego odstępstwa. Fakt, że, pod względem zbieżności z miarami ultra-wysokiej częstotliwości oraz minimalizacji błędów oszacowania, miara ta okazała się lepsza chociażby od miary Amihuda, która uwzględnia wpływ rozmiaru transakcji, może wynikać z dwóch powodów. Po pierwsze, rozmiar transakcji i koszty transakcyjne na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie mogą być względnie stałe w czasie dla danego papieru wartościowego. Drugim możliwym wyjaśnieniem może być fakt, że, jak sugerują Lou i Shu (2017), zmienność miary Amihuda wynika w większości ze zmienności wartości obrotów, co może wskazywać, że jest ona miarą aktywności transakcyjnej.

Ze względu na wyniki przeprowadzonego badania, w dalszej części rozprawy jako podstawowa miara płynności akcji będzie wykorzystywana miara Fonga, Holdena i Trzcinki (2017). Jej przydatność na wielu rynkach, w tym polskim, została potwierdzona również przez autorów tej miary. W celu uzupełnienia analiz prowadzonych w późniejszej części, w szczególności przy testowaniu odporności wyników, wykorzystana zostanie miara Amihuda w wersji śróddziennej (ILLIQ^I) oraz w wersji, w której wartość bezwzględna stopy zwrotu w liczniku zastąpiona jest logarytmem dziennego rozstępu ceny (ILLIQ^R). Przydatność miary ILLIQ w mierzeniu płynności potwierdzili w swoich badaniach Fong, Holden i Trzcinka (2017) oraz Będowska-Sójka (2018). Można stwierdzić, że wskazanie miary ILLIQ^R jako przydatnej w pomiarze płynności na polskiej giełdzie jest niesprzeczne z wynikami badań Będowskiej-Sójki (2018), które wykazały, że najlepszymi aproksymantami płynności na GPW w Warszawie są miary oparte na rozpiętości cen. Podejście takie łączy bowiem cechy miary opartej na rozpiętości cen z cechami miary Amihuda.

Tabela 11. Porównanie przydatności miar płynności niskiej częstotliwości

Waga	15%	10%	5%	10%	10%	10%	10%	10%	10%	5%	5%	100%	
Miara	Dopasowanie do rynku	Dostępność i ilość wymaganych danych	Skomplikowanie i czasochłonność obliczeń	Korelacja przekrojowa	Korelacja przekrojowa rang	Korelacja czasowa (poziom akcji)	Korelacja czasowa (poziom portfela)	Korelacja czasowa pierwszych różnic	Korelacja przekrojowo-czasowa	RMSE	Przeciętny błąd oszacowania	RAZEM	RAZEM (bez błędów oszacowań)
ILLIQ	2	4	4	1,5	3,75	1,25	2,5	0,25	1,25	2,25	2	2,1625	1,95
ILLIQ ^E	3	3,5	3,5	1,25	3,75	1,25	2,25	0,5	1,25	2	2,5	2,225	2
ILLIQ ^R	2,5	3,5	3,5	2	3,75	1,5	2,5	0,5	1,5	2,25	2	2,2875	2,075
ILLIQ ^D	2,5	2	3	1,25	3,75	1	2,25	0,5	0,75	1,25	3	1,8875	1,675
ILLIQ ^{ED}	3,5	2	3	1	3,75	1	1,25	0,5	0	0,25	1,25	1,7	1,625
ILLIQ ^I	4	2	3	2,25	3,25	2	3	0,75	1,5	0,5	0,25	2,2625	2,225
Amivest	2	4	4	0,75	3,75	1	1,25	0,25	0	-	-	-	1,6
MLI	2	4	4	0	1	0,25	1,25	0	0	0	0	1,15	1,15
CET	3	4	3	0	0,75	0	0,25	0	0	-	-	-	1,1
M-AL	3	3	2	0	0,5	0	0	0	0	3,25	1,25	1,125	0,9
P-S	3	3	2	1,75	3	1	2,5	0,25	1,25	3,25	1,75	2,075	1,825
MR	2	3	4	1	0,25	0,25	0	1	1,5	0,75	0	1,3375	1,3
Roll ⁰	1	4	3,5	1,75	0	0,5	2,25	1	2,75	1	1	1,65	1,55
Roll ^{Abs}	1	4	3,5	1	1	0,25	1	1	2,5	0	0	1,4	1,4
Roll ^{0lbryś}	1	4	3	1	1	0	1,5	0	1,75	0	1,75	1,3125	1,225
HL	4	3	3	1	0,75	0,5	0	1	1,25	1,75	1,5	1,6625	1,5
LOT-Mixed	3	3	1	2	2	0,75	0,75	0	0,75	0,75	0	1,4625	1,425
LOT-Y-split	3	3	1	2	2	1	3,25	0	2,75	1	2,25	2,0625	1,9
FHT	3	3	2,5	2,25	2	1,25	3,5	1	3	2,75	2,5	2,4375	2,175

Źródło: Opracowanie własne.

II.6 Płynność akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2001-2016

Badania nad poziomem płynności na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie stają się coraz bardziej popularne. Pierwsze tego typu badania, według wiedzy autora, powstały na początku XXI wieku. Dotychczas powstało przynajmniej 60 prac podejmujących tę tematykę. Ich zestawienie, w podziale na cztery grupy¹⁹, zostało zaprezentowane w Załączniku C. W badaniach tych wykorzystywano różne mierniki płynności; swoim zakresem obejmowały inne spółki oraz inne okresy. W dalszej części zaprezentowane zostaną pokrótce badania opisujące dynamikę płynności akcji na polskim rynku giełdowym. Następnie zostaną zaprezentowane wyniki dokonanego przez autora pomiaru płynności rynku akcji notowanych na GPW w Warszawie w latach 2001 – 2016 z wykorzystaniem miary Fonga, Holdena i Trzcinki (2017).

Milo i Wawruszczak (2005), używając autorskiej modyfikacji miernika Pástora-Stambaugh (2003) badali przeciętną płynność GPW w Warszawie w okresie od stycznia 1998 do grudnia 2004. Do badania wybrali spółki wchodzące w skład indeksu WIG20, jako najbardziej płynne spółki notowane na polskiej giełdzie. Z oszacowanych wartości miar wywnioskowali oni, że płynność badanych spółek podlegała dużym wahaniom w czasie, bez wskazywania konkretnej tendencji. Podobne badanie przeprowadził również Wawruszczak (2007), przy czym okres badania obejmował dodatkowo pierwsze półrocze 2005 roku. Inną była również próba badawcza, która obejmowała spółki wchodzące w skład indeksów WIG20, MidWIG oraz WIG. Wnioski były bardzo zbliżone do wniosków Milo i Wawruszczaka (2005). Dużą zmienność płynności rynku wykazały również badania Kucharskiego (2009), który wykorzystał miernik Pástora-Stambaugh, aby ocenić płynność GPW w Warszawie na podstawie 60 spółek o największej kapitalizacji (należących do segmentu 250 plus) w okresie od października 2005 do marca 2008.

Przybylska-Kapuścińska (2008) analizowała wartość obrotów i wskaźnik płynności GPW w Warszawie na tle innych giełd europejskich w latach 2000 – 2007. Z przytoczonych przez nią danych wynika, że wartość obrotów na polskiej giełdzie malała w latach 2000 – 2002, a następnie, od roku 2003 aż do roku 2007, systematycznie wzrastała. Z kolei wskaźnik płynności²⁰ malał w latach 2000 – 2004, by w kolejnych trzech latach wzrastać. Autorka zaznaczyła przy tym, że w badanym okresie polski rynek rozwinął się najmocniej spośród

¹⁹ Wyodrębnione grupy obejmują artykuły dotyczące pomiaru i opisu płynności, badania determinant poziomu płynności, badania nad wpływem płynności na stopy zwrotu oraz badania nad innymi efektami płynności.

²⁰ Obliczany jako stosunek wartości obrotów do kapitalizacji.

wszystkich analizowanych rynków. Podobny trend wykazały badania Gruszczyńskiej-Broźbar (2010), które obejmowały lata 1996 – 2008. Wartość obrotów cechowała się delikatnym trendem wzrostowym w latach 1996 – 2000, by przez następne dwa lata obniżyć się. Lata 2003 – 2007 były latami stabilnego wzrostu wartości obrotów. Sytuacja odwróciła się dopiero w 2008 roku, kiedy to wartość obrotów dość znacznie się obniżyła.

Otola i Grabowska (2012) analizowały płynność akcji spółek wchodzących w skład indeksu WIG20 w latach 2005 – 2009 wykorzystując do tego celu trzy mierniki: miarę Amihuda, spread bid-ask oraz wskaźnik obrotu. W badanych spółkach miara Amihuda utrzymywała się na stosunkowo wysokim poziomie w 2005 roku, by w 2006 roku obniżyć się i utrzymywać się na w miarę stabilnym poziomie aż do drugiej połowy 2008 roku. W drugiej połowie 2008 roku nastąpił stopniowy wzrost wartości miary (spadek płynności), który postępował do początku roku 2009, kiedy to trend się odwrócił i miernik Amihuda zaczął przybierać wartości sprzed wzrostu. Wartość spreadu bid-ask malała od stycznia 2005 do pierwszej połowy 2008 roku, a następnie, podobnie jak miara Amihuda, wzrastała do początku 2009 roku, po czym wróciła do wartości sprzed wzrostu. Podobne zachowanie można wyróżnić w przypadku wskaźnika płynności.

Większą liczbę wskaźników wykorzystał w swoim badaniu Porcenałuk (2013), który analizował płynność GPW w Warszawie na podstawie 92 spółek w latach 2001 – 2011. W badanym okresie spread bid-ask malał, za wyjątkiem lat 2003, 2006 i 2011, kiedy to zanotowano nieznaczny wzrost tego wskaźnika. Z kolei średnia liczba transakcji w sesji nieznacznie malała w latach 2001 – 2004, a następnie znacznie wzrastała, za wyjątkiem lat 2007 i 2010. Średni dzienny wolumen wykazywał tendencję wzrostową w całym okresie, oprócz lat 2006 i 2010, natomiast średnia wartość obrotów zmalała tylko w 2007 roku.

Przedstawione powyżej badania obejmowały okres maksymalnie 11 lat, do roku 2011. Według wiedzy autora, brakuje badań, w których kompleksowo opisywano płynność całej Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie po roku 2011. Warto zwrócić uwagę na to, że w latach 2012 – 2016 doszło do przynajmniej dwóch istotnych zmian, które mogły mieć znaczący wpływ na poziom płynności akcji na polskim rynku kapitałowym. Pierwszą z nich jest zmiana systemu notowań na GPW: w kwietniu 2013 roku miejsce systemu WARSET zajął o wiele bardziej wydajny system UTP (*Universal Trading Platform*). Drugą zmianą jest reforma Otwartych Funduszy Emerytalnych, która weszła w życie 1. lutego 2014 roku (Ustawa z dnia 6. grudnia 2013 r.). Wpływ tej reformy na poziom płynności akcji na polskim rynku giełdowym

wynika ze stopniowego wprowadzania, do końca 2017 roku, ograniczeń dotyczących utrzymywania przez OFE akcji w swoich portfelach.

Do opisanie płynności Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie wykorzystano miarę FHT, która okazała się być najlepszą aproksymantą kosztów płynności na polskiej giełdzie. Okres analizy obejmuje lata 2001 – 2016, natomiast do obliczenia miar płynności wykorzystano dane wszystkich spółek notowanych na GPW w badanym okresie. Oznacza to, że liczba spółek w poszczególnych miesiącach analizy jest zmienna²¹. Wartości miary FHT zostały obliczone dla każdej spółki w każdym miesiącu, a następnie uśrednione w danym miesiącu. Tak uzyskana wartość obrazuje przeciętną płynność rynku.

Problemem pozostaje jednak wybór metody uśredniania wartości miar dla spółek, aby uzyskać wartość tej miary dla rynku. W wymienionych wcześniej badaniach była stosowana głównie średnia arytmetyczna (Milo i Wawruszczak, 2005; Kucharski, 2009; Otoła i Grabowska, 2012), ale również średnia ważona wartością obrotów (Porcenaluk, 2013) oraz estymacja bezpośrednia z wykorzystaniem danych panelowych (Wawruszczak, 2007). Ze względu na specyfikę miary FHT, ostatnia ze wspomnianych metod nie może być zastosowana. Oba rodzaje średniej zdają się być uzasadnione do oceny płynności rynku, ale też mają swoje wady. Średnia arytmetyczna odzwierciedla przeciętną płynność akcji notowanych na danym rynku, ale jest nieodporna na obserwacje skrajne, a więc na wartości miar dla najmniej płynnych akcji²². Z kolei średnia ważona wartością obrotów pozwala określić wielkość zrealizowanych kosztów płynności uwzględniając częstotliwość dokonywania transakcji różnymi akcjami. Należy jednak zwrócić uwagę, że średnia ważona wartością obrotów przypisuje większą wagę bardziej płynnym spółkom, co może powodować zaniżanie wartości miary FHT (wskazywanie wyższego poziomu płynności).

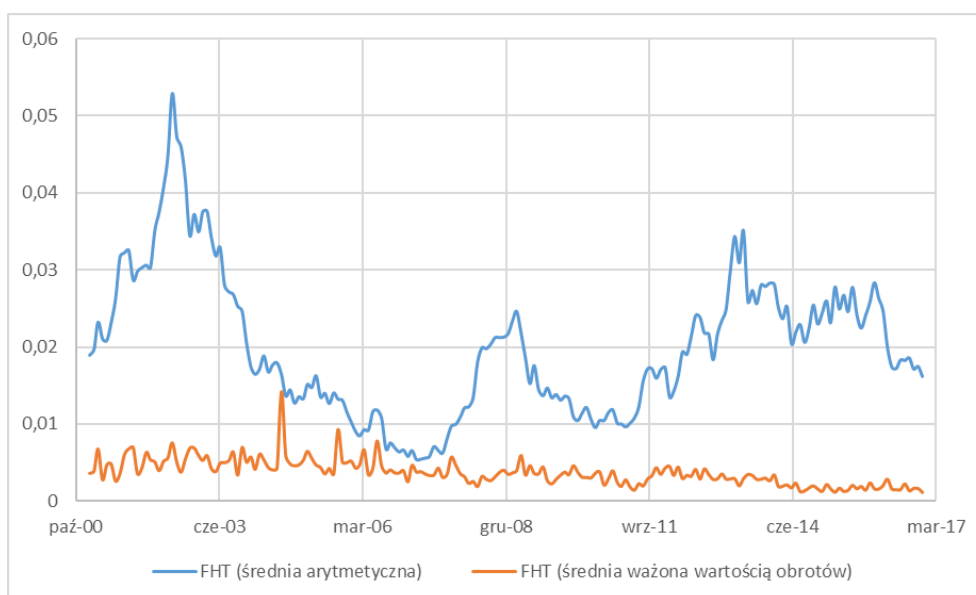
W analizie, jako miara płynności rynku, wykorzystana zostanie średnia arytmetyczna wartości miary FHT dla wszystkich spółek w danym miesiącu. Dla porównania zostaną zaprezentowane również wartości średniej ważonej wartością obrotów. Dynamika zmian płynności Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2001 – 2016 została

²¹ Ograniczenie próby do spółek notowanych w całym okresie nie zmienia wniosków płynących z analizy.

²² Należy zaznaczyć, że wartości miar płynności najbardziej płynnych akcji nie wpływają na wartość średniej arytmetycznej tej miary tak mocno, jak odpowiednie wartości dla najmniej płynnych akcji. Wynika to z możliwego zakresu wartości, jakie miara może przyjąć. Minimalna wartość tej miary (tj. 0) wpłynie na średnią (wynoszącą przykładowo 0,01) w znacznie mniejszym stopniu niż jej maksymalna wartość (która dla miary FHT teoretycznie może wynieść 1). W przypadku innych miar, których wartości maksymalne mogą być znacznie wyższe, wpływ najmniej płynnych akcji na średnią arytmetyczną może być jeszcze bardziej znaczący.

przedstawiona na Wykresie 1. Zgodnie z przewidywaniami, wartości średniej ważonej wartością obrotów są znacznie niższe niż wartości średniej arytmetycznej. W wartościach średniej ważonej trudniej jest również doszukać się wyraźnych zmian w poziomie płynności rynku, jak to ma miejsce w przypadku średniej arytmetycznej.

Płynność polskiej giełdy malała na początku XXI wieku, aż do sierpnia 2002 roku, o czym świadczą rosnące wartości miary FHT²³. Jest to zgodne z wynikami wcześniejszych badań (Przybylska-Kapuścińska, 2008; Gruszczyńska-Broźbar, 2010). Jako przyczynę niskiej płynności wskazać można pęknięcie tzw. „bańki internetowej”, co doprowadziło do załamania na giełdach całego świata, które trwało mniej więcej do czwartego kwartału 2002 roku (najniższą wartość indeks Nasdaq Composite osiągnął 9. października 2002 roku – 1114,11 pkt²⁴). Lata 2000 – 2002 to również okres, w którym Warszawski Indeks Giełdowy przyjmował najniższe wartości w całym analizowanym okresie.



Wykres 1. Płynność GPW w Warszawie w latach 2001-2016

Źródło: Opracowanie własne.

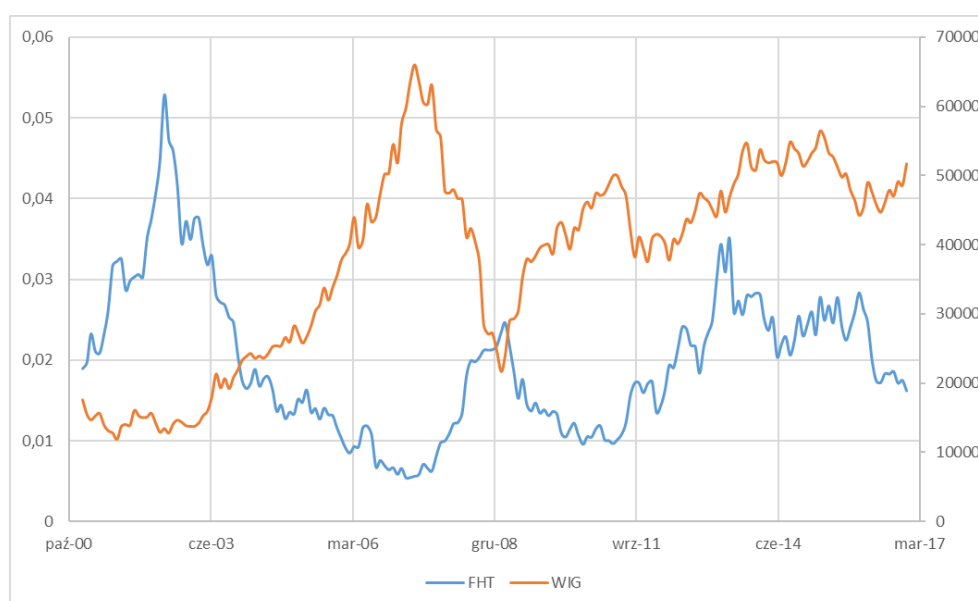
Po osiągnięciu maksimum w sierpniu 2002 roku, wartości FHT dla rynku systematycznie malały mniej więcej do połowy 2007 roku, kiedy to trend uległ odwróceniu. Spadek płynności po drugiej połowie 2007 roku był spowodowany wystąpieniem kryzysu finansowego, którego ramy są określane na okres październik 2007 – luty 2009 (Olbryś i Majewska, 2014). Koniec

²³ Warto w tym miejscu jeszcze raz przypomnieć, że miara Fonga, Holdena i Trzcinki (2017) pozwala aproksymować koszty płynności. Wyższy poziom kosztów płynności jest efektem niższego poziomu płynności. Dlatego też wysokie wartości miary FHT świadczą o niskim poziomie płynności.

²⁴ Wartości indeksu Nasdaq Composite pochodzą z bazy danych serwisu stooq.pl.

kryzysu roku 2007 jest związany ze wzrostem płynności na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie, który postępował do połowy 2011 roku. Następny spadek poziomu płynności rozpoczął się właśnie w połowie 2011 roku i trwał kolejne dwa lata. W kwietniu 2013 roku został wprowadzony system notowań UTP, co pozytywnie przełożyło się na płynność rynku. W 2016 roku koszty płynności uległy kolejnemu obniżeniu.

Analizując zmiany płynności polskiego rynku giełdowego można wysnuć wniosek, że są one silnie powiązane z koniunkturą gospodarczą oraz giełdową. Zależność ta jest jeszcze lepiej widoczna, jeżeli porówna się wartości miary płynności dla całego rynku z wartościami indeksu WIG, co zostało zaprezentowane na Wykresie 2. Miara FHT przyjmuje najwyższe (najniższe) wartości w miesiącach, w których indeks WIG przyjmuje najniższe (najwyższe) wartości. Oznacza to, że poziom płynności jest dodatnio skorelowany z indeksem rynku. Potwierdzają to wartości współczynników korelacji między miarami płynności dla rynku a indeksem WIG, których wartości zostały przedstawione w Tabeli 12.



Wykres 2. Płynność GPW w Warszawie i indeks WIG w latach 2001-2016

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 12. Korelacja między indeksem WIG a płynnością rynku

Współczynnik korelacji	Korelacja pomiędzy indeksem WIG a miarą FHT dla rynku	
	Średnia arytmetyczna	Średnia ważona obrotami
r -Pearsona	-0,5122	-0,5828
ρ -Spearmana	-0,3638	-0,6520
τ -Kendalla	-0,2713	-0,4702

Źródło: Opracowanie własne.

Korelacja pomiędzy wartością indeksu WIG a płynnością rynku mierzoną miarą FHT jest silniejsza dla miary obliczanej na podstawie średniej ważonej obrotami niż dla zwykłej średniej arytmetycznej. Niemniej jednak wszystkie prezentowane w Tabeli 12 wartości współczynników korelacji są istotne statystycznie na poziomie istotności 0,01. Niestacjonarność prezentowanych szeregów czasowych indeksu WIG oraz miary płynności nie wpływa na interpretację uzyskanego wyniku. Płynność Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie jest skorelowana z koniunkturą, odzwierciedlaną przez poziom indeksu WIG.

Podsumowując, poziom płynności Giełdy Papierów Wartościowych ulegał zmianom, które zazwyczaj postępowały w tym samym kierunku, co wartości Warszawskiego Indeksu Giełdowego. Koszty płynności były najwyższe (płynność najniższa) w okresach występowania kryzysów na rynkach giełdowych. Jest to zgodne z intuicją, że w okresach spadków inwestorzy wycofują się z rynku, co z kolei prowadzi do powstawania większych trudności w znalezieniu drugiej strony transakcji. Powoduje to wzrost kosztów wpływu cenowego oraz kosztów opóźnienia, które stanowią znaczną część kosztów płynności opisanych równaniem (1).

ROZDZIAŁ III. WPŁYW PŁYNNOŚCI AKCJI NA STOPY ZWROTU W ŚWIETLE DOTYCHCZASOWYCH BADAŃ

W Podrozdziale I.4 zostały przedstawione konsekwencje braku doskonałej płynności dla teorii rynków kapitałowych oraz praktyki inwestowania na tych rynkach. Jako jeden z obszarów, którego dotyczy brak doskonałej płynności, zostało wskazane kształtowanie się cen oraz stóp zwrotu z akcji. Z racji tego, że jest to obszar, w który wpisuje się niniejsza rozprawa doktorska, został mu poświęcony osobny rozdział. Ma to na celu bardziej dokładne opisanie tych zależności oraz uzasadnienie podjęcia tego tematu w badaniach empirycznych prowadzonych w ramach rozprawy.

Wpływ poziomu płynności na stopy zwrotu jest przedmiotem zainteresowań badaczy od bez mała trzydziestu lat. Prowadzone badania mają zarówno charakter teoretyczny, symulacyjny, jak i empiryczny. W modelach teoretycznych, mających wyjaśnić kierunek oraz siłę wpływu płynności na stopy zwrotu i ceny akcji, przyjmowane są różne założenia, z czego wynika dość duża liczba tego typu badań. W pierwszej części niniejszego rozdziału przedstawione zostaną wybrane modele teoretyczne wpływu płynności na wycenę papierów wartościowych. Druga część rozdziału poświęcona została zaprezentowaniu badań o charakterze empirycznym. Ze względu na niejednorodność tych badań, zarówno pod względem metodologicznym, jak i podmiotowym, przedstawiona została również ich systematyka. Kolejna część rozdziału zawiera przegląd badań empirycznych prowadzonych na polskim rynku kapitałowym. W ostatnim podrozdziale zawarte są rozważania nad czynnikami wpływającymi na wysokość premii z tytułu płynności.

III.1 Zależność między poziomem płynności a stopą zwrotu w modelach teoretycznych

Teoretyczne badania zależności między poziomem płynności a stopą zwrotu najczęściej mają na celu wskazanie optymalnej strategii inwestycyjnej w warunkach niedoskonałej płynności akcji. Tworzone modele są modelami równowagi całkowitej (*equilibrium model*) lub częściowej (*partial-equilibrium model*), w zależności od przyjętych założeń. W niniejszym podrozdziale przedstawione zostaną obydwa typy modeli w kolejności ich powstawania.

Kyle (1985)

Pierwszym modelem opisującym strategię inwestora, gdy płynność akcji nie jest doskonała, jest model Kyle'a (1985). Co prawda nie opisuje on wprost zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu, ale wskazuje sposób, w jaki poziom płynności wpływa na poziom cen. W modelu przyjęto założenie, że uczestników rynku można podzielić na trzy grupy: poinformowanych (*informed traders*), szumowych (*noise traders*) oraz kreatora rynku (*market maker*), przy czym tylko poinformowani gracze znają prawdziwą wartość akcji. Gracze poinformowani oraz szumowi, na podstawie obserwacji ceny (\tilde{p}), składają zlecenia o wolumenie odpowiednio \tilde{x} oraz \tilde{u} , przy czym gracze poinformowani znają tylko \tilde{x} , a gracze szumowi tylko \tilde{u} . Kreator rynku zna tylko sumę \tilde{x} i \tilde{u} , ale nie wie jaka część zleceń pochodzi od graczy poinformowanych, a jaka od szumowych. Równowaga została określona jako para X, P (gdzie X oznacza strategię gracza poinformowanego, a P funkcję ceny) taka, że spełnione są dwa warunki: maksymalizacji zysku oraz efektywności rynku.

Cena oraz wolumen transakcji ustalane są przez kreatora rynku po zaobserwowaniu wolumenu zleceń złożonych przez pozostałych uczestników rynku. Kyle przedstawił trzy wersje modelu: jedną dla pojedynczych transakcji zawieranych w trybie aukcyjnym (*single auction*), jedną dla sekwencyjnych aukcji (*sequential auctions*) oraz jedną dla transakcji zawieranych w trybie ciągłym (*continuous auction*). W przedstawionym teoremacie Kyle wskazuje, że dla aukcji sekwencyjnych istnieje liniowa równowaga, w której istnieją stałe β_n , λ_n , α_n , δ_n oraz Σ_n takie, że (Kyle, 1985, s. 1322):

$$\begin{aligned}\Delta\tilde{x}_n &= \beta_n (\tilde{v} - \tilde{p}_{n-1}) \Delta t_n \\ \Delta\tilde{p}_n &= \lambda_n (\Delta\tilde{x}_n + \Delta\tilde{u}_n) \\ \Sigma_n &= \text{var}(\tilde{v} | \Delta\tilde{x}_1 + \Delta\tilde{u}_1, \dots, \Delta\tilde{x}_n + \Delta\tilde{u}_n) \\ E\{\tilde{\pi}_n | p_1, \dots, p_{n-1}, v\} &= \alpha_{n-1} (v - p_{n-1})^2 + \delta_{n-1}\end{aligned}\tag{28}$$

gdzie: \tilde{v} jest wartością likwidacyjną akcji ex post, o średniej p_0 oraz wariancji Σ_0 , natomiast λ_n określana jest jako odwrotność głębokości rynku, czyli napływu zleceń potrzebnego do tego, by spowodować, że cena wzrośnie lub spadnie o jednego dolara. Ponieważ głębokość jest jednym z wymiarów płynności papierów wartościowych, uprawnione zdaje się twierdzenie, że poziom płynności wpływa na proces kształtowania się cen na rynku. W opisanym wyżej modelu Kyle'a, im większa jest głębokość rynku, tym mniejsza zmiana ceny jest wywoływana przez dokonywane transakcje. Wniosek ten jest o tyle istotny, że w późniejszych modelach poziom płynności bywa określany właśnie jako wpływ cenowy (*price impact*), czyli wpływ

dokonywania transakcji na ceny akcji. Podejmując decyzje o kupnie lub sprzedaży akcji inwestorzy powinni zatem brać pod uwagę fakt, że cena transakcji może odbiegać od obecnej ceny rynkowej.

Amihud i Mendelson (1986a)

Podobnie jak w modelu Kyle'a, również w modelu Amihuda i Mendelсона (1986a) zostało przyjęte założenie, że transakcje na rynku akcji zawierane są za pośrednictwem kreatorów rynku, podających ceny kupna i sprzedaży akcji. Każdego z graczy na rynku można zaklasyfikować do danej grupy $i=1, 2, \dots, M$ takiej, że $\mu_1^{-1} \leq \mu_2^{-1} \leq \dots \leq \mu_M^{-1}$, gdzie μ^{-1} oznacza oczekiwany czas utrzymywania akcji przez inwestora (*holding period*). Na rynku dostępnych jest $N+1$ aktywów, takich, że $0 = S_0 \leq S_1 \leq \dots \leq S_N \leq 1$, gdzie S_j oznacza spread bid-ask j -tego aktywa, co odzwierciedla poziom jego płynności. Cena, po której inwestorzy kupują akcje oznaczana jest jako V_j , natomiast cenę, po której sprzedają, oznacza się poprzez $V_j(1-S_j)$. Dokonując wyboru portfela inwestor typu i rozwiązuje następujący problem (Amihud i Mendelson, 1986a, s. 226):

$$\max \sum_{j=0}^N x_{ij} \left[d_j + \mu_i V_j (1 - S_j) \right] \quad (29)$$

przy warunkach ograniczających:

$$\begin{aligned} \sum_{j=0}^N x_{ij} V_j &\leq W_i \\ x_{ij} &\geq 0 \end{aligned} \quad (30)$$

gdzie: d_j jest stałym przepływem generowanym przez aktywo j co okres, W_i jest majątkiem inwestora typu i , a x_{ij} oznacza ilość akcji typu j będących w posiadaniu inwestora typu i . Ponadto wprowadzony został standardowy warunek czyszczący rynek (*market clearing condition*) w postaci (Amihud i Mendelson, 1986a, s. 226):

$$\sum_{i=1}^M m_i x_{ij} = 1 \quad \text{dla każdego } j = 1, 2, \dots, N \quad (31)$$

gdzie m_i jest oczekiwaną liczbą inwestorów typu i obecną na rynku.

Zakładając, że każdy z inwestorów oczekuje rekompensaty za ponoszone koszty transakcyjne, to inwestor typu i oczekuje stopy zwrotu z aktywa j (tzw. stopa zwrotu skorygowana o spread) danej wzorem (Amihud i Mendelson, 1986a, s. 227):

$$r_{ij} = \frac{d_j}{V_j} - \mu_i S_j \quad (32)$$

gdzie d_j/V_j jest stopą zwrotu brutto (obserwowaną) z aktywa j . Zatem stopa zwrotu skorygowana o spread jest zależna zarówno od aktywa, jak i typu inwestora. Zakładając racjonalność inwestorów, każdy z nich dobierze do portfela to aktywo, które zapewni mu maksymalną stopę zwrotu daną:

$$r_i^* = \max_{j=0,1,2,\dots,N} r_{ij} \quad (33)$$

W dalszej części Amihud i Mendelson (1986a) wskazali, że $r_1^* \leq r_2^* \leq r_3^* \leq \dots \leq r_M^*$, a stopa zwrotu brutto wymagana przez inwestora typu i z akcji j dana jest jako $r_i^* + \mu_i S_j$. Z kolei cena aktywa j w warunkach równowagi może być zapisana jako różnica między wartością bieżącą strumieni pieniężnych generowanych przez to aktywo (d_j) oraz wartością bieżącą oczekiwanych kosztów transakcyjnych dla wszystkich obecnych i przyszłych jego posiadaczy.

Analizując stan równowagi, autorzy wskazali dwa wnioski dotyczące zależności między stopami zwrotu, spreadem bid-ask oraz okresem utrzymywania akcji. Wniosek pierwszy dotyczy tzw. efektu klienteli i wskazuje, że w równowadze aktywa z wyższym spreadem są alokowane do portfeli z (takim samym lub) dłuższym oczekiwanym okresem utrzymywania. W myśl wniosku drugiego obserwowane na rynku stopy zwrotu brutto (przed uwzględnieniem kosztu transakcji) są rosnącą i wklęsłą (*concave*) funkcją względnego spreadu bid-ask. Relacja ta może być opisana wzorem (Amihud i Mendelson, 1986b, s. 44-45):

$$R = r + f(s) \quad (34)$$

gdzie R jest obserwowaną stopą zwrotu, r wymaganą stopą zwrotu netto (po uwzględnieniu kosztów transakcji) wynikającą z ryzyka akcji, s jest wartością względnego spreadu bid-ask, natomiast f jest rosnącą i wklęsłą funkcją, np. $f(s) = \ln(s)$.

Constantinides (1986)

Kolejny z modeli, stworzony przez Constantinidesa (1986) zakłada z kolei istnienie dwóch aktywów na rynku: wolnego od ryzyka (oznaczanego numerem 0) oraz ryzykownego (oznaczanego jako 1). Inwestorzy nie mogą wpływać na ceny i mogą dokonywać transakcji w każdym momencie, jednak przy dokonywaniu transakcji aktywem ryzykownym ponoszą

koszty transakcyjne o stałej stopie wynoszącej k^{25} . Obydwa papiery wartościowe nie generują dywidend, natomiast nieopodatkowane zyski kapitałowe dane są wzorami (Constantinides, 1986, s. 844-845):

$$dP_0(t) = P_0(t) r dt \quad (35)$$

$$dP_1(t) = P_1(t) [\mu dt + \sigma dw(t)] \quad (36)$$

gdzie r , μ oraz σ są stałymi²⁶, a $dw(t)$ jest przyrostem procesu Wienera. Dynamika majątku inwestora dana jest wzorem (Constantinides, 1986, s. 845):

$$dW(t) = \{[(\mu - r)\alpha(t) + r]W(t) - c(t)\} dt + \sigma\alpha(t)W(t)dw(t) \quad (37)$$

natomiast oczekiwana użyteczność dana jest wzorem:

$$E_0 \int_0^\infty e^{-\rho t} \gamma^{-1} c^\gamma(t) dt \quad (38)$$

gdzie $\alpha(t)$ oznacza część majątku alokowaną w ryzykownym papierze wartościowym, a $c(t)dt$ jest rozmiarem konsumpcji inwestora w czasie $[t, t+dt]$, E_0 jest oczekiwaną w momencie zero wartością wynikającą z procesu Wienera, ρ jest czynnikiem niecierpliwości, a $1-\gamma$ jest współczynnikiem awersji do ryzyka.

Po wyznaczeniu równowagi, Constantinides (1986) zdefiniował doskonale płynny odpowiednik aktywa ryzykownego. Obydwa aktywa ryzykowne mają idealnie skorelowane stopy zwrotu oraz równe wariancje tych stóp zwrotu. Dokonywanie transakcji jednym z aktywów powoduje poniesienie proporcjonalnego kosztu k , natomiast dokonywanie transakcji drugim takiego kosztu nie wywołuje. Jeżeli obydwa aktywa byłyby utrzymywane w równowadze, to pierwsze z nich powinno przynosić wyższą stopę zwrotu niż jego doskonale płynny odpowiednik. Tym sposobem została zdefiniowana premia z tytułu płynności ($\delta(k)$) jako wysokość obniżenia średniej stopy zwrotu z ryzykownego aktywa (μ), która, w połączeniu z wyeliminowaniem kosztów transakcyjnych, nie zmienia oczekiwanej użyteczności inwestora.

Wyciągając wnioski z modelu Constantinides (1986, s. 859) wskazuje, że napotykając koszty transakcyjne inwestorzy drastycznie redukują częstotliwość oraz rozmiary transakcji. Drugim wnioskiem Constantinidesa (1986) jest to, że oczekiwana użyteczność inwestora jest niewrażliwa na odchylenia od optymalnych proporcji portfela, stąd oczekiwana premia z tytułu płynności jest niewielka. Jednakże, im wyższa jest wariancja stopy zwrotu z aktywa

²⁵ Proporcjonalne koszty transakcji w rozumieniu Constantinidesa można rozumieć jako proporcjonalny spread bid-ask, stosowany w modelu Amihuda i Mendelzona (1986a).

²⁶ Z kontekstu wnioskować można, że oznaczają one kolejno stopę zwrotu wolną od ryzyka, oczekiwaną stopę zwrotu z aktywa ryzykownego oraz odchylenie standardowe stopy zwrotu z aktywa ryzykownego.

ryzykownego, tym częściej dochodzi do transakcji tym aktywnym, co powoduje zwiększenie premii z tytułu płynności.

Zatem z modelu Constantinidesa (1986) wynika, że poziom płynności, odzwierciedlany poprzez koszty dokonywania transakcji, ma tylko niewielki wpływ na oczekiwane przez inwestorów stopy zwrotu. Jest to wynikiem tego, że będąc świadomymi występowania tych kosztów, inwestorzy nie są skłonni do częstej zmiany składu portfela i unikają dokonywania transakcji. W związku z tym, nawet wysokie koszty transakcyjne prowadzą do powstania niewielkiej premii z tytułu płynności. Wniosek ten co do zasady nie jest sprzeczny z wnioskami Amihuda i Mendelsoona (1986a), którzy sformułowali efekt klienteli, w myśl którego transakcje aktywami mniej płynnymi (o wyższym spreadzie bid-ask) dokonywane będą rzadziej.

Longstaff (1995)

Longstaff (1995) w swoim modelu opisał maksymalny poziom dyskonta w cenie z tytułu braku płynności, rozumianej jako możliwość dokonywania transakcji w ogóle (*marketability*). Oznaczył on przez V obecną wartość papieru wartościowego, który jest notowany na rynku bez zakłóceń (idealnie płynnym). Dynamika ceny tego papieru wartościowego jest procesem stochastycznym danym wzorem (Longstaff, 1995, s. 1768):

$$dV = \mu V dt + \sigma V dZ \quad (39)$$

gdzie μ i σ są stałymi, natomiast Z jest standardowym procesem Wienera.

Zakładając, że inwestor nie może sprzedać akcji przez okres T , wartość tego papieru wartościowego jest równa wartości bieżącej V_T , którą otrzyma właśnie w momencie T . Następnie Longstaff (1995) przyjął, że inwestor posiada umiejętność sprzedawania aktywów ryzykownych i reinwestowania w aktywa pozbawione ryzyka w takim momencie τ , który maksymalizuje wartość jego portfela. Jako $M_T = \max_{0 \leq \tau \leq T} (e^{r(T-\tau)} V_\tau)$ można oznaczyć wartość, jaką inwestor otrzymałby w momencie T , jeżeli by sprzedał papier wartościowy w optymalnym momencie τ . Jeżeli inwestor nie może sprzedać tego papieru wartościowego przez okres T , to nie może uzyskać korzyści ze swoich umiejętności wycucia rynku (*market timing*).

Wartość możliwości dokonywania transakcji (*marketability*) można określić zatem jako różnicę między wartością jaką inwestor osiągnąłby mogąc dokonywać transakcji (M_T), a wartością jaką inwestor osiągnie, jeżeli nie może dokonać transakcji. Powyższe założenia uprawniają do spojrzenia na różnicę $M_T - V_T$ jako na wypłatę z europejskiej opcji kupna wystawionej na M_T z ceną wykonania V_T i momentem wykonania T . W związku z powyższym,

maksymalną wartość płynności można oszacować z wykorzystaniem metod stosowanych przy wycenie opcji. Dana jest ona wzorem (Longstaff, 1995, s. 1770):

$$F(V, T) = V \left(2 + \frac{\sigma^2 T}{2} \right) N \left(\frac{\sqrt{\sigma^2 T}}{2} \right) + V \sqrt{\frac{\sigma^2 T}{2\pi}} e^{\left(-\frac{\sigma^2 T}{8} \right)} - V \quad (40)$$

gdzie $N(\cdot)$ jest dystrybuantą rozkładu normalnego.

Wartość dyskonta z tytułu braku możliwości dokonywania transakcji jest zależna od bieżącej wartości papieru wartościowego V , a także długości okresu T , przez który nie można dokonywać transakcji. Ponadto, na wartość tego dyskonta wpływa zmienność stóp zwrotu z tego papieru wartościowego. Longstaff (1995, s. 1772) wykazał wartości procentowego dyskonta w cenie w zależności od długości okresu T oraz zmienności stóp zwrotu (σ). Z zaprezentowanych analiz wynika, że dyskonto to może wynosić nawet 65%. Jednakże dla najmniej skrajnych sytuacji, w przypadku braku możliwości sprzedania akcji przez jeden dzień (5 dni) dyskonto w cenie zawiera się w przedziale 0,421% - 1,268% (0,944% - 2,852%). Są to sytuacje dość często spotykane, jeżeli dochodzi do zawieszenia notowań spółki na dzień lub tydzień. Model Longstaffa (1995) może okazać się pomocny przy wyjaśnianiu stóp zwrotu występujących w okolicach zawieszenia obrotu, a także w przypadkach braku możliwości dokonania transakcji ze względu na brak drugiej strony transakcji.

Vayanos (1998)

Model Vayanosa (1998), podobnie jak model Amihuda i Mendelsona (1986a) zakłada, że na rynku dostępnych jest $N+1$ aktywów, przy czym ostatnie z nich ($N+1$ -sze) jest pozbawioną ryzyka i doskonale płynną obligacją, która dodatkowo może być przedmiotem krótkiej sprzedaży. Pierwsze N aktywów to ryzykowne akcje, których właściciele uzyskują dywidendy wypłacane według stopy D_{it} , która określona jest procesem Ornsteina-Uhlenbecka (Vayanos, 1998, s. 5):

$$dD_{it} = -\kappa_i (D_{it} - \bar{D}_i) dt + \sigma_i db_{it} \quad (41)$$

gdzie stałe \bar{D}_i , κ_i oraz σ_i oznaczają odpowiednio długoterminową średnią, wskaźnik powrotu oraz natychmiastowe odchylenie standardowe stopy dywidendy, natomiast proces b_t jest ruchem Browna. Autor zakłada, że procesy b_{it} oraz b_{jt} (dla $i \neq j$) są ze sobą skorelowane. Ponadto, dokonywanie transakcji kupna lub sprzedaży x_i sztuk akcji powoduje konieczność poniesienia kosztu w wysokości $\varepsilon_i x_i$. W dalszej kolejności została określona dynamika ceny w warunkach równowagi (Vayanos, 1998, s. 6-7):

$$P_{it} = \bar{P}_i + \frac{D_{it} - \bar{D}_i}{r + \kappa_i} \quad (42)$$

oraz dynamika majątku inwestora (Vayanos, 1998, s. 7):

$$dW_t = \sum_{i=1}^N (\bar{D}_i - r\bar{P}_i) x_{it} dt + \sum_{i=1}^N x_{it} db_{it} + rW_t dt - c_t dt - \sum_{i=1}^N \varepsilon_i \left| \frac{dx_{it}}{dt} \right| dt \quad (43)$$

gdzie r jest stopą zwrotu wolną od ryzyka, a c_t stopą konsumpcji w momencie t .

Znajdując równowagę Vayanos (1998, s. 17) wskazuje przede wszystkim, że, co do zasady, długoterminowa średnia ceny akcji (\bar{P}_i) maleje wraz ze wzrostem kosztów transakcyjnych (ε_i), jednakże jeżeli czas obecności inwestora na rynku (T) jest długi, a ε_i niewielkie, to cena wzrasta. Dalej, wskazuje on również, że, co do zasady, akcje o krótszym minimalnym okresie utrzymywania (t_i) doświadczają bardziej negatywnych skutków wzrostu kosztów transakcyjnych. W tym wypadku wskazany jest jednak wyjątek – jeżeli czas obecności inwestora na rynku (T) jest długi, a ε_i niewielkie, to akcje o mniejszym t_i doświadczają mniej negatywnych skutków wzrostu kosztów transakcyjnych.

Kolejny wniosek z modelu zdaje się potwierdzać wnioski z modeli Amihuda i Mendelzona (1986a) oraz Constantinidesa (1986). Vayanos (1998, s. 21) zauważa bowiem, że wskaźnik obrotów akcji i maleje wraz ze wzrostem kosztów transakcyjnych akcji i oraz wzrasta wraz ze wzrostem kosztów transakcyjnych akcji j (dla $i \neq j$). Im mniejsza jest wartość wskaźnika obrotów, tym *ceteris paribus* dłuższy okres utrzymywania akcji oraz mniejsza częstotliwość dokonywania transakcji.

Vayanos dokonał również kalibracji modelu przy założeniu, że okres obecności inwestorów na rynku wynosi 40 lat, a stopa zwrotu wolna od ryzyka wynosi 5%. W przypadku doskonale płynnych akcji, wymagana stopa zwrotu została przyjęta na poziomie 10%. Analizując wpływ rozmiaru kosztów transakcyjnych na stopy zwrotu można zauważyć, że nawet w przypadku występowania znaczących kosztów transakcyjnych, stopy zwrotu wzrastają tylko nieznacznie. Obecność kosztów transakcyjnych określanych jako część długoterminowej średniej dywidendy (ε_i/\bar{D}_i) na poziomie 0,3 powoduje wzrost wymaganej stopy zwrotu o 0,26 p.p. oraz spadek wartości wskaźnika obrotu o 12,26% (Vayanos, 1998, s. 25-26). Obydwa wnioski są zbieżne z wnioskami z modelu Constantinidesa (1986). Ponadto, w przeciwieństwie do wniosku z modelu Amihuda i Mendelzona (1986, s. 228), Vayanos (1998, s. 26-27) konkluduje, że wpływ kosztów transakcyjnych na ceny akcji jest mniejszy niż wartość bieżąca tych kosztów.

Vayanos i Vila (1999)

Vayanos i Vila (1999) w swoim modelu przyjęli, że na rynku dostępne są dwa aktywa pozbawione ryzyka, które generują dywidendy według stałej stopy D . Jedno z aktywów jest doskonale płynne, natomiast dokonywanie transakcji drugim powoduje powstanie kosztów transakcyjnych proporcjonalnych do wartości transakcji $\varepsilon > 0$. Ceny obydwu aktywów są stałe i dane odpowiednio p oraz P , a aktywa te przynoszą stopy zwrotu odpowiednio $r = D/p$ i $R = D/P$. Inwestor o wieku t utrzymuje odpowiednio x_t oraz X_t aktywa idealnie płynnego i niedoskonale płynnego, co powoduje, że wartość jego majątku ulokowana w płynnych aktywach wynosi $a_t = px_t$, natomiast wartość majątku ulokowana w aktywach niedoskonale płynnych dana jest jako $A_t = PX_t$ (łącznie majątek inwestora dany jest jako $w_t = a_t + A_t$).

Inwestor otrzymuje wynagrodzenie za pracę w wysokości $y_t > 0$ (Vayanos i Vila, 1999, s. 513). Zadaniem inwestora jest maksymalizacja użyteczności z konsumpcji następującej w ciągu całego życia. Dokonując optymalizacji dla wersji modelu z kosztami transakcyjnymi, Vayanos i Vila (1999, s. 516) założyli, że $R > r$, co wynika z intuicji i wyników wcześniejszych badań. Ponadto, zdefiniowali oni premię z tytułu płynności jako różnicę między stopą zwrotu z aktywa niedoskonale płynnego a stopą zwrotu z aktywa doskonale płynnego ($\mu = R - r$), a także premię z tytułu płynności przypadającą na jednostkę kosztów transakcyjnych ($m = \mu/\varepsilon$). Następnie, wyprowadzili oni zależność między premią z tytułu płynności a minimalnym okresem utrzymywania akcji (Vayanos i Vila, 1999, s. 516):

$$m = r \frac{1 + e^{-r\Delta}}{1 - e^{-r\Delta}} \quad (44)$$

gdzie Δ jest minimalnym okresem utrzymywania akcji. Z równania (44) wynika, że minimalny okres utrzymywania akcji wzrasta wraz z wielkością kosztów transakcyjnych (ε) i maleje wraz ze wzrostem premii z tytułu płynności (μ).

Równanie (44) można przekształcić, mnożąc obydwie strony przez wartość kosztów transakcyjnych (Vayanos i Villa, 1999, s. 519):

$$\mu = r \frac{1 + e^{-r\Delta}}{1 - e^{-r\Delta}} \varepsilon \quad (45)$$

Określając Δ jako okres utrzymywania akcji przez marginalnego inwestora, można wyznaczyć premię z tytułu płynności (μ), która powinna wystąpić w przypadku równowagi. Z równania (45) wynika, że premia z tytułu płynności jest rosnącą funkcją stopy zwrotu z doskonale płynnego aktywa (r) oraz kosztów transakcyjnych (ε), a także malejącą funkcją

okresu utrzymywania akcji (Δ). W dalszej części, przekształcając równanie (45) poprzez użycie cen zamiast stóp zwrotu, Vayanos i Vila uzyskali następujące równanie (1999, s. 519):

$$p - P = P \frac{1 + e^{-r\Delta}}{1 - e^{-r\Delta}} \varepsilon = \sum_{\ell=0}^{\infty} P \varepsilon (1 + e^{-r\Delta}) e^{-r\ell\Delta} \quad (46)$$

Jak zauważają autorzy, równanie to ma prostą interpretację: inwestor, który utrzymuje akcje przez okres Δ jest obojętny wobec wyboru między aktywem doskonale i niedoskonale płynnym, tzn. jest inwestorem marginalnym. Dla takiego inwestora cena aktywa niedoskonale płynnego musi być niższa od ceny aktywa doskonale płynnego o wartość bieżącą kosztów transakcyjnych (Vayanos i Vila, 1999, s. 519), co jest zbieżne z modelem Amihuda i Mendelzona (1986a).

Jacoby, Fowler i Gottesman (2000)

Jacoby, Fowler i Gottesman (2000) z kolei rozwinęli jednookresowy model CAPM poprzez dodanie niepewności co do przyszłej wartości spreadu bid-ask. Model zakłada, że koszty transakcyjne zawarte są w spreadzie bid-ask (podobnie jak w modelu Amihuda i Mendelzona (1986a)), a różne aktywa cechują się różnym poziomem płynności. Ponadto, poziom płynności jest zmienny w czasie, co powoduje, że wartość spreadu bid-ask na zakończenie okresu jest zmienną losową. Inwestorzy nie mogą wpływać zarówno na poziom cen, jak i poziom kosztów transakcyjnych. Jedynym aktywem doskonale płynnym jest aktywo wolne od ryzyka. Przyjęto założenie, że stopy zwrotu netto (po potrąceniu kosztów transakcyjnych) mają rozkład normalny (Jacoby, Fowler i Gottesman, 2000, s. 73).

Problem wyboru portfela przez inwestora przedstawiony jest następująco (Jacoby, Fowler i Gottesman, 2000, s. 73):

$$\max_{B, V_j} \left\{ E \left[u_i \left(\tilde{Y}_i \right) \right] \right\} \quad (47)$$

przy warunkach ograniczających:

$$\begin{aligned} W_i &= B + \sum_{j=1}^N V_j (1 + S_j) \\ \tilde{Y}_i &= R_f B + \sum_{j=1}^N V_j \tilde{R}_j (1 - \tilde{S}_j) \end{aligned} \quad (48)$$

gdzie u_i jest rosnącą i wklęsłą funkcją użyteczności, W_i oraz \tilde{Y}_i oznaczają odpowiednio początkową i końcową wartość majątku i -tego inwestora, B oraz V_j to wartość majątku zainwestowana odpowiednio w aktywo wolne od ryzyka oraz j -te aktywo ryzykowne, \tilde{R}_j jest

stopą zwrotu (jeden plus stopa zwrotu) z j -tego aktywa ryzykownego przed poniesieniem kosztów transakcyjnych, R_f jest stopą zwrotu (jeden plus stopa zwrotu) wolną od ryzyka, a S_j oraz \tilde{S}_j oznaczają spread bid-ask j -tego aktywa odpowiednio na początek i na koniec okresu.

Zakładając, że inwestor może przyjmować zarówno pozycje długie, jak i krótkie (brak ograniczeń w krótkiej sprzedaży), równanie (47) można zapisać następująco (Jacoby, Fowler i Gottesman, 2000, s. 74):

$$\max_{V_j} \left\{ E \left[u_i \left(R_f \left[W_i - \sum_{j=1}^N V_j (1 + S_j) \right] + \sum_{j=1}^N V_j \tilde{R}_j (1 - \tilde{S}_j) \right) \right] \right\} \quad (49)$$

co po wielu przekształceniach pozwala uzyskać wzór na oczekiwaną stopę zwrotu z j -tego aktywa ryzykownego (Jacoby, Fowler i Gottesman, 2000, s. 75):

$$E[\tilde{R}_j^*] = R_f + \beta_j^* [E[R_m^*] - R_f] \quad (50)$$

gdzie:

$$E[\tilde{R}_j^*] = E \left[\tilde{R}_j \frac{(1 - \tilde{S}_j)}{(1 + S_j)} \right] \quad E[\tilde{R}_m^*] = E \left[\frac{(\tilde{R}_m - \tilde{C}_m)}{(1 + S_m)} \right]$$

$$\beta_j^* = \frac{\text{cov} \left(\frac{(\tilde{R}_m - \tilde{C}_m)}{(1 + S_m)}, \tilde{R}_j \frac{(1 - \tilde{S}_j)}{(1 + S_j)} \right)}{\text{var} \left(\frac{(\tilde{R}_m - \tilde{C}_m)}{(1 + S_m)} \right)} \quad (51)$$

gdzie \tilde{C}_m to wartość kosztów transakcyjnych na koniec okresu w relacji do dzisiejszej wartości portfela rynkowego, a $S_m = \sum_j S_j \omega_j$, gdzie ω_j jest wartością j -tego aktywa w relacji do wartości portfela rynkowego.

Model Jacoby, Fowlera i Gottesmana (2000) jest modelem jednookresowym, w którym przyjęte zostało założenie, że wszystkie aktywa są utrzymywane przez cały okres. W związku z tym częstotliwość transakcji dokonywanych tymi aktywami (i jednocześnie częstotliwość ponoszenia kosztów transakcyjnych) jest taka sama dla wszystkich aktywów. Założenie to neguje występowanie efektu klienteli sformułowanego przez Amihuda i Mendelzona (1986a). Prowadzi to do wniosku, że oczekiwana stopa zwrotu przed poniesieniem kosztów transakcyjnych jest rosnącą i wypukłą (*convex*) funkcją oczekiwanego spreadu bid-ask na koniec okresu. Jest to wniosek przeciwny do wniosku z modelu Amihuda i Mendelzona (1986a), którzy wykazali rosnącą i wklęsłą zależność między stopą zwrotu a spreadem bid-ask.

Longstaff (2001)

Longstaff (2001), podobnie jak Constantinides (1986), zakłada istnienie rynku, na którym dostępne są dwa aktywa: pozbawione ryzyka oraz ryzykowne. Dynamika ceny aktywa pozbawionego ryzyka opisana jest procesem (Longstaff, 2001, s. 411):

$$dB(t) = r(t)B(t)dt \quad (52)$$

gdzie $r(t)$ jest stopą wolną od ryzyka, której poziom dla każdego t został przyjęty jako 0, co oznacza, że cena aktywa pozbawionego ryzyka jest stała. Z kolei dynamika ceny aktywa ryzykownego opisana jest procesem (Longstaff, 2001, s. 411):

$$dS(t) = (\mu + \lambda V^2(t))S(t)dt + V(t)S(t)dZ_1(t) \quad (53)$$

gdzie μ i λ są stałymi, $V(t)$ jest natychmiastową zmiennością stopy zwrotu, a $Z_1(t)$ jest standardowym ruchem Browna. Natychmiastowa zmienność stopy zwrotu opisana jest procesem dynamicznym:

$$dV(t) = \sigma V(t)dZ_2(t) \quad (54)$$

gdzie σ jest stałą, a $Z_2(t)$ standardowym ruchem Browna, niezależnym od $Z_1(t)$.

Inwestor posiada majątek początkowy o wartości W_0 oraz skończony horyzont inwestycyjny T . W swoich decyzjach kieruje się maksymalizacją oczekiwanej użyteczności majątku końcowego (W_T) danej jako logarytm naturalny wartości majątku. Majątek inwestora w momencie t określony jest wzorem (Longstaff, 2001, s. 412):

$$W(t) = N(t)S(t) + M(t) \quad (55)$$

gdzie $N(t)$ oraz $M(t)$ oznaczają liczbę posiadanych przez inwestora udziałów odpowiednio w aktywie ryzykownym i pozbawionym ryzyka. Zatem, oznaczając jako $\omega(t) = N(t)S(t)/W(t)$ udział aktywa ryzykownego w portfelu, dynamika majątku inwestora dana jest następującym wzorem (Longstaff, 2001, s. 412):

$$dW(t) = (\mu + \lambda V^2(t))\omega(t)W(t)dt + V(t)\omega(t)W(t)dZ_1(t) \quad (56)$$

Longstaff (2001) zakłada, że inwestor może wybrać początkowy skład portfela, ale później może dokonywać tylko nieznacznych zmian składu portfela. Ograniczenie w płynności akcji modelowane jest w taki sposób, że dynamika liczby akcji w posiadaniu inwestora opisana jest procesem (Longstaff, 2001, s. 415):

$$dN(t) = \gamma(t)dt \quad (57)$$

gdzie $-\infty < -\alpha \leq \gamma(t) \leq \alpha < \infty$, a α jest pewną dodatnią stałą. Oznacza to, że liczba ryzykownych akcji, którą w danym momencie może kupić lub sprzedać inwestor jest ograniczona.

Po zastosowaniu przykładu numerycznego do swojego modelu, Longstaff (2001, s. 422) zauważył, że w przypadku występowania ograniczeń w ilości akcji, którą może kupić lub sprzedać inwestor, decyduje się on początkowo na wybór mniejszego udziału aktywa ryzykownego w portfelu ($\omega(0)$) w porównaniu do sytuacji, w której te ograniczenia nie występują. Różnica między $\omega(0)$ w sytuacji z ograniczeniem płynności a $\omega(0)$ bez ograniczeń płynności maleje wraz ze wzrostem ilości akcji, które inwestor może kupić lub sprzedać w każdym momencie.

Longstaff (2001) wskazuje, że istnienie ograniczeń w dokonywaniu transakcji przez inwestora zmniejsza uzyskaną przez niego użyteczność. W związku z tym, powinien on zostać wynagrodzony dodatkowym majątkiem, który by to rekompensował. Wartość tego dodatkowego majątku została nazwana jako ciemny koszt płynności (*shadow cost of illiquidity*). Longstaff (2001, s. 425) zaprezentował rozmiar dyskonta w cenie niedoskonale płynnego aktywa (w stosunku do ceny jakie aktywo by miało będąc doskonale płynne) w zależności od przyjętych wartości parametrów modelu. Wartość tego dyskonta waha się od 0% do nawet 79,898%.

Huang (2003)

Huang (2003) rozważał model, w którym w każdym momencie każdy inwestor z prawdopodobieństwem λ doświadcza szoku płynności (*liquidity shock*) w rozumieniu konieczności pozyskania gotówki. Doświadczenie takiego szoku powoduje, że inwestor jest zmuszony do zamknięcia swoich pozycji w papierach wartościowych i opuszczenia rynku. Na rynku dostępne są dwie, pozbawione ryzyka obligacje wieczyste (konsole), które wypłacają w każdym okresie stałą dywidendę według stopy d . Jedna z obligacji jest płynna, a jej cena oznaczana jest jako p , natomiast druga z obligacji nie jest płynna. Cena tej obligacji oznaczona jest jako P , a inwestor chcący dokonać transakcji kupna lub sprzedaży x sztuk tej obligacji ponosi koszty transakcyjne w wysokości $\epsilon x P$. Założenie dotyczące rynku jest zatem zbliżone do założeń poczynionych w modelach Vayanos (1998) oraz Vayanos i Vili (1999). Huang (2003) zakłada również brak możliwości dokonywania krótkiej sprzedaży.

Stopa zwrotu z obligacji płynnej obliczana jest jako $r = d/p$, natomiast stopa zwrotu z obligacji niepłynnej obliczana jest podobnie jako $R = d/P$. Huang (2003, s. 108) zdefiniował premię z tytułu płynności jako różnicę między stopą zwrotu z obligacji niepłynnej a stopą zwrotu z obligacji płynnej ($R-r$). Dodał ponadto, że, aby płynna konsola nie zdominowała na rynku konsoli niepłynnej, musi zachodzić następująca relacja: $R \geq (1+\varepsilon)r$. Każdy z inwestorów dokonuje wyborów na podstawie oczekiwanej użyteczności z konsumpcji w końcowym momencie T , który jest zmienną losową, zależną od doświadczenia (bądź nie) przez inwestora szoku płynności. Użyteczność charakteryzowana jest przez stały, nieujemny współczynnik preferencji czasowej β (*time-preference rate*) oraz stałą względną awersję do ryzyka γ (*constant relative risk aversion*).

Każdy inwestor posiada początkowy majątek W_0 oraz otrzymuje pewien dochód y_t w momencie t . Uczestnik rynku inwestuje majątek początkowy, otrzymany dochód oraz odsetki z posiadanych obligacji (Huang, 2003, s. 108). Znajdując równowagę w sytuacji, w której inwestor nie otrzymuje dochodów ($y_t=0$), wykazane zostało, że premia z tytułu płynności powinna spełniać następujący warunek (Huang, 2003, s. 114):

$$2\left(\beta + \lambda + \gamma r - \frac{r}{2}\right) < \frac{R-r}{\varepsilon} < \frac{2}{1 - \frac{2\varepsilon}{1+\varepsilon}\gamma} \left(\beta + \lambda + \frac{\gamma r}{1+\varepsilon} - \frac{r}{2}\right) \quad (58)$$

natomiast, jeżeli wszyscy inwestorzy są neutralni względem ryzyka, premia z tytułu płynności dana jest wzorem (Huang, 2003, s. 114):

$$R-r = 2\varepsilon \left(\beta + \lambda - \frac{r}{2}\right) \quad (59)$$

W dalszej części Huang (2003, s. 114) zauważa, że jeżeli inwestorzy byliby niechętni do podjęcia ryzyka, premia z tytułu płynności byłaby nieznacznie wyższa. Jako przykład Autor wskazuje, że jeżeli proporcjonalne koszty transakcyjne wynosiły (ε) 1%, a stopa zwrotu z płynnej obligacji (r) byłaby równa 4%, to wzrost współczynnika awersji do ryzyka z 0 do 1 spowodowałby wzrost premii z tytułu płynności o 8 p.b. Znajdując równowagę w sytuacji, w której inwestor otrzymuje dodatni dochód ($y_t > 0$) Huang (2003, s. 119-120) wskazuje, że współczynnik premii z tytułu płynności K (określony jako stosunek premii z tytułu płynności do proporcjonalnych kosztów transakcyjnych – $(R-r)/\varepsilon$) wzrasta wraz ze wzrostem awersji inwestorów do ryzyka. Ponadto, z zaprezentowanych wyników można wnioskować, że

inwestorzy, będąc niepewni co do horyzontu inwestycji, wymagają o wiele wyższej premii z tytułu płynności niż w przypadku pewności co do okresu trwania inwestycji.

Lo, Mamaysky i Wang (2004)

Model Lo, Mamaysky'ego i Wanga (2004) zakłada istnienie dwóch aktywów na rynku. Pierwszym z nich jest wolna od ryzyka obligacja, ze stałymi wypłatami według stopy procentowej r . Dokonywanie transakcji obligacją nie generuje kosztów. Drugie aktyw to ryzykowna akcja, dająca łączną dywidendę D_t , gdzie (Lo, Mamaysky i Wang, 2004, s. 1057):

$$D_t = \bar{a}_D t + \sigma_D B_{1t} \quad (60)$$

gdzie \bar{a}_D oraz σ_D są stałymi, natomiast B_{1t} jest ruchem Browna. Każda transakcja dokonywana akcjami obarczona jest stałymi kosztami transakcyjnymi κ , które są niezależne od rozmiaru transakcji. Koszty te rozkładają się między kupującego (κ^+) oraz sprzedającego (κ^-) w taki sposób, że $\kappa^+ + \kappa^- = \kappa$.

Na rynku obecni są dwaj inwestorzy, a każdy z nich w momencie początkowym posiada $\bar{\theta}$ akcji oraz nie posiada żadnych obligacji. Ponadto, inwestor i otrzymuje strumień nieoczekiwanego ryzykownego dochodu (*nontraded risky income*) o łącznym przepływie (Lo, Mamaysky i Wang, 2004, s. 1057-1058):

$$\begin{aligned} N_t^i &= -\int_0^t (-1)^i X_s dB_{1s} \\ X_t &= \sigma_X B_{2t} \end{aligned} \quad (61)$$

gdzie σ_X jest dodatnią stałą, a B_2 ruchem Browna. Co istotne, $X_t^1 + X_t^2 = 0$ dla każdego t , a ponadto zakłada się, że X_t^i jest doskonale skorelowane z wypłatami dywidend. Każdy z inwestorów wybiera strategię konsumpcji i inwestowania mając na celu maksymalizację oczekiwanej użyteczności z konsumpcji w ciągu całego życia, która dana jest wzorem (Lo, Mamaysky i Wang, 2004, s. 1059):

$$u(c) = E_0 \left[-\int_0^\infty e^{-\rho t - \gamma c_t} dt \right] \quad (62)$$

gdzie ρ i γ są stałymi oznaczającymi odpowiednio współczynnik preferencji czasowej i współczynnik awersji do ryzyka, a c_t jest konsumpcją w momencie t .

W przypadku, gdyby nie występowały koszty transakcyjne, inwestorzy ciągle dokonują transakcji, aby utrzymać ryzyko na optymalnym poziomie. Jeżeli koszty transakcyjne są dodatnie, utrzymywanie zawsze optymalnego poziomu ryzyka jest kosztowne. Do transakcji dochodzi dopiero wtedy, gdy odchylenie od optymalnego poziomu jest zbyt duże (Lo,

Mamaysky i Wang, 2004, s. 1073). W odpowiedzi na ten negatywny wpływ kosztów transakcyjnych na popyt inwestorów, ceny akcji muszą się dostosować, co powoduje powstanie dyskonta z tytułu braku doskonałej płynności (*illiquidity discount*). Dla małych wartości kosztów transakcyjnych, dyskonto to dane jest wzorem (Lo, Mamaysky i Wang, 2004, s. 1077, 1081):

$$\pi = \left(\frac{1}{\sqrt{6}} \right) r^{1/2} \gamma^{3/2} \sigma_x \bar{p}_0 \kappa^{1/2} \quad (63)$$

gdzie \bar{p}_0 jest ceną akcji w równowadze, przy założeniu, że akcja jest idealnie płynna ($\kappa=0$).

Z równania (63) wynika, że zależność między kosztami transakcyjnymi a dyskontem w cenie z tytułu płynności ma charakter rosnący i wklęsły. To oznacza również, że *ceteris paribus* zależność między stopami zwrotu a kosztami transakcyjnymi ma charakter rosnący i wklęsły, podobnie jak ma to miejsce w modelu Amihuda i Mendelsoona (1986a). Wniosek ten stoi w opozycji do modeli Vayanosy i Vili (1999) oraz Huang (2003), gdzie przedstawiona zależność ma charakter liniowy, a także do modelu Jacoby, Fowlera i Gottesmana (2000), w którym zależność między oczekiwaną stopą zwrotu a kosztami transakcyjnymi ma charakter rosnący i wypukły.

Jang, Koo, Liu i Loewenstein (2007)

Jang, Koo, Liu i Loewenstein (2007) jako podstawę swoich rozważań przyjęli rynek papierów wartościowych, na którym inwestor ma możliwość zainwestowania w pozbawioną ryzyka obligację oraz w ryzykowną akcję. Tym, co odróżnia ich model od poprzednich, jest przyjęcie możliwości wystąpienia dwóch stanów rynku (*market regime*), w których podstawowe parametry ulegają zmianie. Wyróżnione przez nich stany rynku to stan wzrostu (*bull regime*) oznaczany jako B oraz stan spadku (*bear regime*) oznaczany jako b . W stanie rynku i ($i \in \{B, b\}$) stopa zwrotu wolna od ryzyka wynosi r_i , a inwestor może kupić akcje po cenie $S_t^A = (1 + \theta_i) S_t$ oraz sprzedać je po cenie $S_t^B = (1 - \alpha_i) S_t$, gdzie $\theta_i \geq 0$ i $0 \leq \alpha_i \leq 1$ odzwierciedlają proporcjonalny koszt transakcji²⁷. Z kolei wartość akcji S_t spełnia warunek (Jang, Koo, Liu i Loewenstein, 2007, s. 2333):

$$\frac{dS_t}{S_t} = \mu_i dt + \sigma_i dw_t \quad (64)$$

²⁷ Sumę $\alpha_i + \theta_i$ traktować można jako spread bid-ask.

gdzie wszystkie parametry są stałymi, a $\mu_i > r_i$.

Jako x_t oznaczona została wartość majątku zainwestowana w obligacje, natomiast przez y_t oznaczono wartość majątku zainwestowaną w akcje. Dynamikę zmian tych wartości opisać można następującymi równaniami (Jang i in., 2007, s. 2333):

$$\begin{aligned} dx_t &= r_t x_t dt - (1 - \theta_t) dI_t + (1 - \alpha_t) dD_t - c_t dt \\ dy_t &= \mu_t y_t dt + \sigma_t y_t dw_t + dI_t - dD_t \end{aligned} \quad (65)$$

gdzie c_t oznacza stopę konsumpcji, a D oraz I odzwierciedlają odpowiednio łączną wartość sprzedaży i łączną wartość zakupów akcji. Optymalna strategia inwestycji i konsumpcji dana jest jako zbiór (c, D, I) , który maksymalizuje użyteczność inwestora.

Autorzy modelu zdefiniowali premię z tytułu płynności jako maksymalną wartość oczekiwanej stopy zwrotu, z jakiej jest skłonny zrezygnować inwestor w stanie wzrostu i w stanie spadku rynku, aby nie ponosić kosztów transakcyjnych (Jang i in., 2007, s. 2341). Zauważyli również, że premia z tytułu płynności może być różna w okresie spadku rynku i w okresie wzrostu rynku. Znajdując optymalną strategię inwestora odkryli, że wysokość premii z tytułu płynności w większym stopniu jest zależna od zmienności stanów rynku (częstotliwości zmiany stanu rynku), aniżeli od poziomu kosztów transakcyjnych (Jang i in., 2007, s. 2346). Wynika to z faktu, że częstsze zmiany stanu rynku wywołują częstsze zmiany optymalnego składu portfela inwestora, co powoduje konieczność częstszego dokonywania transakcji.

Gârleanu (2009)

Gârleanu (2009) również rozważa gospodarkę z dwoma aktywami: wolnym od ryzyka oraz ryzykownym. Aktywo wolne od ryzyka przynosi stopę zwrotu równą r i cechuje się doskonale elastyczną podażą. Aktywo ryzykowne przynosi łączne dywidendy, których przyrosty opisane są wzorem (Gârleanu, 2009, s. 535):

$$dD(t) = m_D dt + \sigma_D dB(t) \quad (66)$$

gdzie m_D oraz σ_D są stałymi, a B jest standardowym ruchem Browna. Ponadto, na rynku obecnych jest wielu inwestorów, z których inwestor i posiada łączne uposażenie opisane procesem (Gârleanu, 2009, s. 535):

$$d\eta^i(t) = m_\eta dt + \sigma_\eta dB^i(t) \quad (67)$$

gdzie standardowy ruch Browna B^i jest zdefiniowany jako (Gârleanu, 2009, s. 535-536):

$$dB^i(t) = \rho^i(t) dB(t) + \sqrt{1 - \rho^i(t)^2} dZ^i(t) \quad (68)$$

gdzie standardowy ruch Browna Z^i jest niezależny od B , a ρ^i jest współczynnikiem korelacji natychmiastowej między dywidendą a uposażeniem inwestora i . Współczynnik korelacji opisany jest procesem Markowa, a zmiany jego wartości powodują u inwestorów chęć dokonania transakcji. Jednakże, ze względu na niedoskonałą płynność, transakcja ta nie może być wykonana natychmiastowo. W modelu jest to uwzględnione poprzez możliwość dokonywania transakcji tylko w określonych przedziałach czasu (Gârleanu, 2009, s. 536).

Z przedstawionych przez Gârleanu (2009, s. 545) efektów numerycznych oszacowań modelu wynika, że nadwyżkowa stopa zwrotu $(m_D/P - r)$ zmienia się wraz z poziomem płynności. Jak zauważa sam autor, nawet dla niskiego poziomu płynności, wpływ płynności na stopy zwrotu jest niewielki. Zależność między poziomem płynności a stopą zwrotu ma charakter malejący, tzn. im wyższy jest poziom płynności, tym niższa stopa zwrotu, co jest zgodne ze wskazaniami wcześniejszych modeli. Dla wysokiego poziomu płynności, przyjmuje ona charakter zależności wypukłej, podobnie jak w modelu Jacoby i in. (2000). Natomiast dla niższych poziomów płynności ma ona charakter zależności wklęsłej, jak wskazuje m.in. model Amihuda i Mendelzona (1986a).

Konkludując Gârleanu (2009, s. 554) stwierdza, że częstotliwość dokonywania transakcji nie wpływa znacząco na dyskonto w cenie papierów wartościowych. Rezultaty stworzonego przez niego modelu są zbliżone do wniosków Constantinidesa (1986), który stwierdził, że ten niewielki wpływ płynności na ceny i stopy zwrotu wynika z niewrażliwości majątku inwestora na płynność.

Pereira i Zhang (2010)

Model stworzony przez Pereirę i Zhanga (2010) posłużył do określenia, w jaki sposób płynność akcji wpływa na optymalną strategię inwestycyjną oraz stopę zwrotu z tej akcji. Rozważyli oni rynek, na którym dostępne są dwa aktywa: wolne od ryzyka obligacje oraz ryzykowne akcje. W każdym momencie inwestor posiada N_t jednostek akcji oraz M_t jednostek obligacji. Cena obligacji opisana jest dyskretnym procesem (Pereira i Zhang, 2010, s. 1080):

$$B_{t+1} - B_t = rB_t \quad (69)$$

gdzie r jest stopą zwrotu wolną od ryzyka. Obligacja jest doskonale płynna, natomiast akcja cechuje się ograniczoną płynnością w takim sensie, że dokonanie w momencie t transakcji o wolumenie jednej akcji powoduje trwałą zmianę ceny o ψ_t . Ze względu na niedoskonałą płynność, akcje powinny przynosić dodatkową stopę zwrotu kompensującą inwestorom

niedoskonałą płynność, tj. premię z tytułu płynności λ . Cena niedoskonale płynnej akcji opisana jest procesem (Pereira i Zhang, 2010, s. 1081):

$$S_{t+1} - S_t = S_t [\mu + \lambda + \sigma \varepsilon_{t+1} + \psi_{t+1} (N_{t+1} - N_t)] \quad (70)$$

gdzie μ i σ są stałe, natomiast $\varepsilon_{t+1} \sim N(0,1)$. Współczynnik wpływu cenowego ψ_{t+1} nie jest stały, lecz zmienia się stochastycznie w czasie, zachowując się zgodnie z wzorcem powrotu do średniej (*mean-reverting process*) (Pereira i Zhang, 2010, s. 1081):

$$\psi_{t+1} = \bar{\psi} + \rho(\psi_t - \bar{\psi}) + \varphi \varepsilon_{t+1}^\psi \quad (71)$$

gdzie $\bar{\psi}$ jest długoterminową średnią wpływu cenowego, ρ współczynnikiem autokorelacji pierwszego rzędu, φ oznacza zmienność poziomu płynności, a $\varepsilon_{t+1}^\psi \sim N(0,1)$.

Przed dokonaniem transakcji inwestor obserwuje cenę przed transakcją $\bar{S}_{t+1} = S_t [1 + \mu + \lambda + \sigma \varepsilon_{t+1}]$ oraz współczynnik wpływu cenowego. Następnie wybiera ilość akcji, którą chce nabyć bądź sprzedać, co powoduje powstanie nowej ceny S_{t+1} . Zadaniem inwestora jest wybór takiej strategii $\{N_t\}_{t=0}^T$, która maksymalizowałaby oczekiwaną użyteczność jego końcowego majątku W_T (Pereira i Zhang, 2010, s. 1083):

$$\max_{\{N_t\}_{t=0}^T} E_0 [u(W_T)] \quad (72)$$

przy warunkach ograniczających:

$$\begin{aligned} W_{t+1} &= W_t (1+r) + N_t S_t [\mu + \lambda - r + \sigma \varepsilon_{t+1} + \psi_{t+1} (N_{t+1} - N_t)] \\ S_{t+1} &= S_t [1 + \mu + \lambda + \sigma \varepsilon_{t+1} + \psi_{t+1} (N_{t+1} - N_t)] \\ \psi_{t+1} &= \bar{\psi} + \rho(\psi_t - \bar{\psi}) + \varphi \varepsilon_{t+1}^\psi \\ N_0 &= N_T = 0 \end{aligned} \quad (73)$$

gdzie premia z tytułu płynności λ jest taka, aby maksymalna oczekiwana użyteczność majątku była taka sama jak w przypadku, gdyby akcje były doskonale płynne.

Pereira i Zhang (2010) przeprowadzili symulacje numeryczne w celu określenia zależności między poziomem i zmiennością płynności a premią z tytułu płynności. Wyniki w dużej części potwierdziły wnioski wynikające z wcześniej omawianych modeli. Poziom płynności wpływa na wysokość premii z tytułu płynności i zależność ta jest dodatnia – im wyższy poziom wpływu cenowego, tym wyższa premia z tytułu płynności. Ponadto, im krótszy horyzont inwestycyjny, tym wyższa powinna być premia z tytułu płynności (Pereira i Zhang, 2010, s. 1086). Poza wynikami potwierdzającymi wnioski wynikające z wcześniejszych modeli, symulacje numeryczne potwierdziły obserwacje empiryczne poczynione przez Chordię,

Subrahmanyama i Anshumana (2001), że premia z tytułu płynności obniża się wraz ze wzrostem zmienności płynności. Ponadto, Pereira i Zhang (2010, s. 1089-1090) zauważają, że spadek ten jest tym mniejszy, im wyższy jest współczynnik autokorelacji współczynnika wpływu cenowego ρ .

Chesney i Kempf (2012)

Chesney i Kempf (2012), podobnie jak Longstaff (1995), stworzyli model służący wycenie możliwości dokonywania transakcji akcjami (*tradeability*). Rozważają oni dwie alternatywne względem siebie sytuacje, w których inwestor posiadający akcję poszukuje najlepszej strategii, aby ją sprzedać. Po sprzedaży, inwestor nie ma możliwości dokonywania innych transakcji. W pierwszej sytuacji, w której akcje są płynne, inwestor musi sprzedać akcje nie później niż w momencie T , natomiast w drugiej, w której akcje nie są płynne, inwestor musi je sprzedać dokładnie w momencie T . Jeżeli akcje są płynne, to inwestor sprzedaje je w momencie $\tau < T$ tylko wtedy, gdy będą przewartościowane, czyli cena będzie wyższa od wartości godziwej ($S > \vartheta$). Wartość godziwa zmienia się losowo w czasie (Chesney i Kempf, 2012, s. 198):

$$d\theta_t = \gamma dB_t \quad (74)$$

gdzie B_t jest ruchem Browna, a γ określa napływ istotnych informacji. Cena akcji zmienia się wokół wartości godziwej zgodnie z procesem Ornsteina-Uhlenbecka (Chesney i Kempf, 2012, s. 198):

$$dS_t = k(\theta_t - S_t)dt + \sigma dW_t \quad (75)$$

Wartość płynności, rozumianej jako możliwość dokonywania transakcji, została określona jako różnica między oczekiwaną wypłatą z optymalnej strategii dokonywania transakcji, gdy akcja jest płynna a oczekiwaną wypłatą ze strategii dokonywania transakcji, gdy akcja jest niepłynna. Definicja ta jest zbliżona do definicji zaproponowanej przez Longstaffa (1995). Również w modelu Chesney'a i Kempfa (2012) możliwość dokonywania transakcji traktowana jest jak opcja kupna, przy czym ceną wykonania opcji jest wartość godziwa akcji, która ponadto jest zmienna w czasie.

Chesney i Kempf (2012) wykazali, że im większe jest odchylenie ceny od wartości godziwej, tym płynność, rozumiana jako możliwość sprzedania akcji, jest bardziej wartościowa. Wartość płynności wzrasta wraz ze wzrostem efektywności cenowej rynku

(*pricing efficiency*). Im szybciej zła wycena (*mispricing*) jest niwelowana przez rynek, tym większa zachęta do dokonania transakcji i, tym samym, większa wartość płynności.

Ponadto, im dłuższy okres, przez który akcja nie może być sprzedana, tym większe powinno być dyskonto w cenie z tytułu braku płynności. Wniosek ten jest tożsamy z wnioskiem z modelu Longstaffa (1995). Występowanie dodatniej wartości płynności oznacza, że aktywo, którego nie można sprzedać, powinno być sprzedawane z dyskontem względem aktywa doskonale płynnego. Zatem dyskonto to wzrasta wraz ze wzrostem przeszacowania wartości akcji oraz wzrostem efektywności cenowej rynku, a także z wydłużaniem się okresu, przez który nie można dokonywać transakcji.

Driessen i Xing (2016)

Model Driessena i Xinga (2016), podobnie jak model Pereiry i Zhanga (2010), jest modelem dynamicznego wyboru portfela inwestycyjnego. W modelu założono, że na rynku dostępne są dwa aktywa. Stopa zwrotu wolna od ryzyka jest stała w całym okresie i wynosi r_f , z kolei stopa zwrotu z aktywa ryzykownego dana jest wzorem (Driessen i Xing, 2016, s. 10):

$$r_{t+1} = \mu_t + \sigma_r u_{t+1} \quad (76)$$

gdzie σ_r jest parametrem zmienności, $u_{t+1} \sim N(0,1)$, a μ_t jest warunkową średnią stopy zwrotu, zależną od nieobserwowalnej zmiennej stanu (*latent state variable*) F_t , która jest opisana procesem AR(1) o średniej 0 i standardowymi szokami o rozkładzie normalnym v_{t+1} (Driessen i Xing, 2016, s. 10):

$$F_{t+1} = \rho F_t + v_{t+1} \quad (77)$$

$$\mu_t = \mu_0 + aF_t \quad (78)$$

Wykonywanie transakcji o wolumenie V_t powoduje powstanie proporcjonalnego kosztu c_t , zależnego od rozmiaru transakcji, zmienności stóp zwrotu σ_r oraz parametru wpływu cenowego λ_t (Driessen i Xing, 2016, s. 11):

$$c_t = \frac{1}{2} V_t \sigma_r^2 \lambda_t \quad (79)$$

gdzie λ_t zmienia się stochastycznie w czasie i jest zależna od długoterminowej średniej λ_0 oraz zmiennej F_t :

$$\ln \lambda_t = \ln \lambda_0 + bF_t \quad (80)$$

Inwestor dysponuje początkowym majątkiem wartości W_0 oraz cechuje się stałą względną awersją do ryzyka γ . Celem inwestora jest dobór takiej strategii dynamicznej

opisanej jako $(\alpha_1, \dots, \alpha_{T-1})$, gdzie α jest wagą ryzykownego aktywa w portfelu, która maksymalizowałaby oczekiwaną użyteczność końcowego majątku W_T inwestora (Driessen i Xing, 2016, s. 10):

$$\max_{\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_{T-1}} E_0 \left(\frac{W_T^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \right) \quad (81)$$

gdzie majątek inwestora w momencie t opisany jest następująco (Driessen i Xing, 2016, s. 12):

$$W_{t+1} = (1 - \alpha_t) W_t e^{r_f} + \left(\alpha_t W_t - \frac{1}{2} ((\alpha_t - \alpha_{t-}) W_t)^2 \sigma_r^2 \lambda_t \right) e^{r_{t+1}} \quad (82)$$

gdzie α_t oznacza udział aktywów ryzykownych w portfelu w momencie t przed dokonaniem transakcji.

Driessen i Xing (2016, s. 17) zdefiniowali premię z tytułu poziomu płynności (*liquidity level premium*) jako wzrost długoterminowej oczekiwanej stopy zwrotu μ_0 , której inwestor wymaga, aby być obojętnym wobec wyboru między aktywem ryzykownym idealnie płynnym a aktywem ryzykownym niedoskonale płynnym. Podobnie zdefiniowali oni premię za ryzyko płynności (*liquidity risk premium*) jako wzrost długoterminowej oczekiwanej stopy zwrotu μ_0 , której inwestor wymaga, aby być obojętnym wobec wyboru między aktywem ryzykownym o stałym poziomie płynności a aktywem ryzykownym o zmiennej w czasie płynności (Driessen i Xing, 2016, s. 17). W myśl definicji przedstawionej w Rozdziale I niniejszej rozprawy premia za ryzyko płynności w rozumieniu Driessena i Xinga (2016) powinna być rozumiana jako premia z tytułu zmienności płynności.

Po skalibrowaniu modelu autorzy wykazali istnienie premii z tytułu poziomu płynności w wysokości od 0,157% do 0,165%, co, jak zauważają, jest znacznie mniejszą wartością niż wielkość ponoszonych kosztów wpływu cenowego, wynoszących 0,65% (Driessen i Xing, 2016, s. 21). Wyniki te są zbieżne ze wskazaniem modelu Constantinidesa (1986), który również wykazał, że premia z tytułu płynności jest o wiele niższa niż koszty ponoszone przy dokonywaniu transakcji. Zarówno Driessen i Xing (2016), jak i Constantinides (1986) wskazują, że wynika to z obniżenia przez inwestorów częstotliwości dokonywanych transakcji.

W odróżnieniu od autorów wcześniejszych modeli, Driessen i Xing (2016) pokusili się o dokonanie dekompozycji premii z tytułu poziomu płynności na część rekompensującą ponoszone koszty transakcyjne i część rekompensującą koszty utraconej użyteczności. Pierwsza część jest relatywnie niewielka i wynosi 0,0418%, natomiast druga część premii równa jest 0,127% (Driessen i Xing, 2016, s. 21). Jest to wynikiem, wspomnianego w poprzednim akapicie, obniżenia częstotliwości dokonywanych transakcji. Przez to, że

transakcje dokonywane są rzadziej, skład portfela odchyła się bardziej od optymalnego, generując utratę możliwej do uzyskania użyteczności.

Autorzy modelu wyznaczyli również wartości premii za ryzyko płynności, które zawierały się w przedziale od -0,0062% do -0,0010% (Driessen i Xing, 2016, s. 19). Wartości te są niewielkie i przez to pomijalne. To, że premia za ryzyko płynności przyjmuje wartości ujemne, może wydawać się zaskakujące. Jest to jednak zgodne zarówno z wcześniejszymi obserwacjami empirycznymi (zob. Chordia, Subrahmanyam i Anshuman, 2001), jak i z modelem Pereiry i Zhanga (2010). W obydwu tych badaniach wykazano, że wyższa zmienność płynności (u Driessena i Xinga nazywana ryzykiem płynności) skutkuje niższymi oczekiwanymi stopami zwrotu.

W załączniku do swojego artykułu, autorzy prezentują wykresy przedstawiające zależność między długoterminową średnią współczynnika wpływu cenowego λ_0 (poziomym płynności) a łączną premią z tytułu płynności. Łączna premia z tytułu płynności jest rozumiana jako suma premii z tytułu poziomego płynności i premii za ryzyko płynności. Z jednego z przedstawionych wykresów (Driessen i Xing, 2016, s. 34) wynika, że zależność ta jest rosnąca i wklęsła, co jest zgodne ze wskazaniem modelu Amihuda i Mendelsoona (1986a). Zmienność wartości premii wynika jednak w dużej mierze ze zmienności premii z tytułu poziomego płynności, gdyż zmienność premii za ryzyko płynności jest niewielka. Ponadto, zależność między poziomem płynności a premią za ryzyko płynności nie jest monotoniczna (Driessen i Xing, 2016, s. 38).

Bouchard, Fukusawa, Herdegen i Muhle-Karbe (2018)

W modelu Boucharda, Fukusawy, Herdegena i Muhle-Karbe'a (2018) zostało przyjęte, że na rynku dostępnych jest $1+d$ aktywów. Jedno z aktywów jest pozbawione ryzyka, natomiast pozostałe d aktywów jest ryzykownych, a dynamika ich cen opisana jest ruchem Browna (Bouchard, Fukusawa, Herdegen i Muhle-Karbe, 2018, s. 3):

$$dS_t = \mu_t dt + \sigma dW_t \quad (83)$$

Na rynku obecnych jest N inwestorów, z których każdy otrzymuje łączne uposażenie, którego dynamika dana jest procesem (Bouchard i in., 2018, s. 3):

$$dY_t^n = v_t^n dt + (\zeta_t^n) \sigma dW_t + dM^{\perp, n} \quad (84)$$

gdzie v^n oznacza stopę zmiany uposażenia inwestora n , ζ^n opisuje narażenie uposażenia na szokowe zmiany cen aktywów, a $M^{\perp, n}$ odzwierciedla szoki, przed którymi nie można się zabezpieczyć.

Dokonywanie transakcji powoduje powstanie kosztów transakcyjnych proporcjonalnych do kwadratu napływu zleceń (rozmiaru transakcji). Tak zdefiniowane koszty transakcyjne można potraktować jako tymczasowy wpływ cenowy zależny od rozmiaru i szybkości dokonywania transakcji (Bouchard i in., 2018, s. 4). Zakłada się, że współczynnik wpływu cenowego dla każdego aktywa m ($m=1, 2, \dots, d$), oznaczony jako λ^m , jest dodatni.

Premia z tytułu płynności w warunkach równowagi została zdefiniowana jako różnica między stopami zwrotu w warunkach równowagi z występującymi kosztami transakcyjnymi, a stopami zwrotu w warunkach równowagi na idealnym rynku (Bouchard i in., 2018, s. 8). Autorzy wykazali, że jeżeli na rynku nie ma tzw. graczy szumowych (*noise traders*), a wszyscy strategiczni inwestorzy cechują się tym samym stopniem awersji do ryzyka, to w warunkach równowagi premia z tytułu płynności nie występuje. Jednakże warunki te nie zawsze mogą być spełnione, co prowadzi do powstania premii z tytułu płynności (Bouchard i in., 2018, s. 9). W najbardziej ogólnym przypadku premia z tytułu płynności jest zależna od stopnia zróżnicowania inwestorów pod względem awersji do ryzyka i rozmiaru zajmowanych pozycji, stopy dyskontowej oraz stopy kosztów transakcyjnych (Bouchard i in., 2018, s. 11).

Podsumowując, modele teoretyczne i symulacyjne tworzone na przestrzeni ostatnich 30 lat nie dają jednoznacznych wskazań co do zależności między płynnością a stopami zwrotu, a także co do siły tej zależności. Prace Constantinidesa (1986), Vayanos (1998), Gârleanu (2009) oraz Driessena i Xinga (2016) wskazują, że premia z tytułu płynności jest niewielka, ze względu na fakt, że pojawienie się kosztów transakcyjnych powoduje zmniejszenie częstotliwości dokonywania transakcji, więc także częstotliwości ponoszenia tych kosztów. Z kolei Amihud i Mendelson (1986a), a także Vayanos i Vila (1999) wskazują, że rozmiar premii z tytułu płynności jest zależny od okresu utrzymywania akcji przez inwestorów. Im okres ten jest krótszy, tym częściej ponoszone są koszty transakcyjne i wyższa wymagana stopa zwrotu z akcji. Wysokie wartości dyskonta w cenie spowodowane brakiem doskonałej płynności zostały wykazane w pracach Longstaffa (1995, 2001) oraz Chesney'a i Kempf'a (2012).

Omówione w niniejszym podrozdziale modele również nie dają jasnej wskazówki co do kształtu zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu. Z części modeli, m.in.

Amihuda i Mendelsoń (1986a), Lo i in. (2004) oraz Driessena i Xinga (2016), wynika, że stopy zwrotu są rosnącymi i wklęstymi funkcjami kosztów płynności. Inne z modeli, jak np. przedstawione w pracach Vayanosy i Vili (1999) oraz Huang (2003), wskazują, że relacja między stopami zwrotu a płynnością ma charakter liniowy. Wspomnieć należy, że pierwszy ze wspomnianych modeli uwzględnia również okres utrzymywania akcji przez inwestorów, co komplikuje tę relację. Jedynie model Jacoby, Fowlera i Gottesmana (2000) przedstawia zależność między oczekiwanymi stopami zwrotu a wysokością spreadu bid-ask jako zależność rosnącą i wypukłą. Należy jednak zwrócić uwagę, że pomija on zupełnie częstotliwość dokonywania transakcji. Poza wspomnianymi wyżej, na podstawie wyników analiz numerycznych modelu Gârleanu (2009), można zauważyć, że dla małych wartości kosztów transakcyjnych stopy zwrotu są rosnącą i wypukłą funkcją tych kosztów, a dla większych wartości kosztów transakcyjnych zależność ta ma charakter wklęsty.

Sprzeczność wniosków płynących z omówionych modeli nie wynika z niedostatków teorii, lecz ze zróżnicowania poczynionych założeń, a także celu, dla którego model był tworzony. Opisane modele są zarówno modelami z czasem ciągłym, jak i dyskretnym; są modelami równowagi rynkowej, jak i modelami częściowej równowagi; uwzględniają poziom konsumpcji inwestorów bądź nie. W końcu, przyjmują różne definicje premii z tytułu płynności, a także implementują różne rozumienie płynności i, co za tym idzie, różne miary kosztów związanych z niedoskonałą płynnością.

Różnorodność wniosków z modeli opisanych w niniejszym podrozdziale skłania do prowadzenia dalszych badań w tym zakresie, zarówno o charakterze teoretycznym, jak i empirycznym. Niektóre z omówionych w niniejszym podrozdziale modeli zostały zweryfikowane empirycznie, zarówno przez ich autorów, jak i innych badaczy. Badaniom empirycznym poświęconym zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu poświęcony jest kolejny podrozdział niniejszej pracy.

III.2 Badania nad wpływem płynności na stopy zwrotu na zagranicznych rynkach akcji

Empiryczne badania nad wpływem płynności na stopy zwrotu zostały zapoczątkowane przez Amihuda i Mendelsoń ponad 30 lat temu, w 1986 roku. Badania prowadzone od tego momentu na rynkach amerykańskich, innych rynkach rozwiniętych oraz rynkach wschodzących dają niejednoznaczne wyniki. W niektórych przypadkach są one zależne od przyjętej miary płynności (Yeyati, van Horen i Schmuckler, 2008, s. 668-669; Chordia, Huh i Subrahmanyam, 2009, s. 3629), jednak, bez względu na przyczynę tych rozbieżności,

powodują one trudności w zinterpretowaniu i wyciągnięciu ogólnych wniosków płynących z tych badań. Z drugiej strony, jak wskazują Korajczyk i Sadka (2008, s. 47), trudno rozstrzygnąć, czy fakt, że płynność mierzona w różny sposób wpływa na stopy zwrotu, jest wynikiem istnienia wielu rodzajów premii z tytułu płynności, czy też każda z użytych miar jest estymatorem pojedynczego wymiaru płynności.

III.2.1 Systematyka badań empirycznych nad zależnością między płynnością a stopami zwrotu

Asparouhova, Bessembinder i Kalcheva (2010) oraz Bradrania i Peat (2014) wskazują, że w literaturze istnieją dwa podejścia do wpływu płynności na stopy zwrotu. W pierwszym z nich płynność traktowana jest jako indywidualna cecha akcji, natomiast w drugim jest ona uznawana za zmienną w czasie cechę rynku i, w związku z tym, czynnik ryzyka systematycznego. Pogląd ten zdają się podzielać Ben-Raphael, Kadan i Wohl (2013), którzy wyróżniają dwa rodzaje premii z tytułu płynności: specyficzną (związaną z płynnością konkretnej akcji) oraz systematyczną (związaną z wrażliwością stóp zwrotu na zmiany płynności rynku).

O ile badania traktujące płynność jako cechę konkretnej akcji są w miarę jednorodne, to badania zaliczające się do drugiej ze wspomnianych grup można podzielić na badania, w których szacowane są Uogólnione Modele Wyceny Skorygowane o Płynność (*Generalised Liquidity-Adjusted Asset Pricing*) oraz badania, w których wykorzystuje się Model Wyceny Aktywów Kapitałowych Skorygowany o Płynność (*Liquidity-Adjusted Capital Asset Pricing Model – LCAPM*) autorstwa Achary i Pedersena (2005). Podział ten został zaproponowany przez Holdena i Nama (2016), którzy wyróżnili te dwa typy modeli. Dla większej przejrzystości oraz dokonania pewnej systematyki, w dalszej części pracy wyróżnione zostaną badania, w których:

1. badana jest zależność między płynnością rozumianą jako cecha akcji a stopami zwrotu,
2. badana jest zależność między płynnością rozumianą jako czynnik ryzyka a stopami zwrotu,
3. badana jest zależność między ryzykiem płynności a stopami zwrotu.

Do badań pierwszego typu zaliczane będą w szczególności te badania, w których tworzone modele ekonometryczne objaśniają stopy zwrotu z akcji na podstawie jej cech. Modele tego typu zapisać można ogólnym wzorem:

$$R_{jt}^* = \delta_{ot} + \sum_{k=1}^K \delta_{kt} X_{jkt} + \varepsilon_{jt} \quad (85)$$

gdzie R_{jt}^* oznacza stopę zwrotu z j -tej akcji w okresie t , a X_{jkt} oznacza wartość k -tej cechy akcji j w okresie t . Jedną z badanych cech akcji powinien być poziom ich płynności.

Do drugiego typu badań będą zaliczane w szczególności badania, w których wykorzystywane będą czynnikiowe modele wyceny, w których jednym z czynników będzie czynnik płynności. Ogólny wzór takich modeli wygląda następująco:

$$R_{jt} - Rf_t = \sum_{m=1}^M \beta_{jm} F_{mt} + \varepsilon_{jt} \quad (86)$$

gdzie R_{jt} oznacza stopę zwrotu z akcji j w okresie t , Rf_t jest stopą zwrotu wolną od ryzyka, a F_{mt} oznacza wartość premii wynikającej z m -tego czynnika.

Z kolei do badań z trzeciego obszaru zaliczane będą badania, w których zmienną objaśniającą stopy zwrotu z akcji będzie między innymi wrażliwość stóp zwrotu na zmiany płynności całego rynku. Badania takie są najmniej liczne spośród wszystkich prezentowanych w dalszej części rozdziału.

III.2.2 Badania traktujące płynność jako cechę akcji

Po stworzeniu teoretycznego modelu zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu z akcji, Amihud i Mendelson (1986a) przetestowali go empirycznie, a wyniki zawarli w dwóch pracach (Amihud i Mendelson, 1986a, 1986b). Próbę badawczą stanowiły spółki notowane na NYSE w latach 1960-1980. W pierwszej kolejności oszacowali oni współczynnik β dla każdej ze spółek. Na podstawie wstępnych oszacowań stworzyli 49 (7x7) równolicznych portfeli opartych na ryzyku oraz spreadzie bid-ask. Następnie zostały wyznaczone współczynniki β oraz wartości przeciętnego spreadu bid-ask dla portfeli w okresie formacji portfela. Okres testowy obejmował rok po okresie tworzenia portfela. W celu zbadania relacji zachodzących między spreadem bid-ask a stopą zwrotu, oszacowany został model następującej postaci (Amihud i Mendelson, 1986a, s. 236):

$$R_{pn}^e = a_0 + a_1 \beta_{pn} + \sum_{i=1}^7 b_i \hat{S}_{pn}^i + \sum_{i=1}^7 \sum_{j=1}^7 c_{ij} DP_{ij} + \sum_{n=1}^{19} d_n DY_n + \varepsilon_{pn} \quad (87)$$

gdzie R^e jest nadwyżkową stopą zwrotu, β_{pn} oznacza współczynnik β portfela p w roku n , DP_{ij} są zmiennymi binarnymi dla portfeli, DY_n są zmiennymi binarnymi dla lat, natomiast \hat{S}_{pn}^i jest skorygowanym o średnią i -tej grupy spreadem bid-ask ($\hat{S}_{pn}^i = S_{pn}^i - \bar{S}^i$).

Testy empiryczne potwierdziły wskazania modelu teoretycznego, tj., że stopy zwrotu są rosnącą i wklęsłą funkcją spreadu bid-ask. Zatem, wraz ze wzrostem spreadu bid-ask stopa zwrotu wzrasta, przy czym kolejne przyrosty są coraz mniejsze. Podobny wniosek, przy czym wyciągnięty na podstawie oszacowania innego modelu, wynika z innego badania Amihuda i Mendelzona (1986b). Oszacowali oni model, mniej skomplikowany niż opisany równaniem (87), dany wzorem (Amihud i Mendelson, 1986b, s. 45):

$$R_j = a_0 + a_1\beta_j + a_2 \log S_j + \varepsilon_j \quad (88)$$

Funkcja logarytmiczna jest funkcją rosnącą i wklęsłą, co pozwala ująć dodatni wpływ spreadu bid-ask na stopy zwrotu, a jednocześnie uwzględnić fakt, że kolejne przyrosty są coraz mniejsze. Po oszacowaniu modelu danego równaniem (88) okazało się, że współczynnik a_1 jest nieistotny statystycznie, podczas gdy współczynnik a_2 wykazywał statystyczną istotność. W związku z tym Amihud i Mendelson (1986b, s. 45-46) oszacowali podobny model, bez uwzględniania współczynnika β jako zmiennej objaśniającej, zarówno dla całego okresu, jak i dwóch podokresów badania. Wyniki potwierdziły hipotezę, że stopy zwrotu są rosnącą i wklęsłą funkcją spreadu bid-ask.

Kilka lat później, Amihud i Mendelson (1989) rozszerzyli zestaw zmiennych objaśniających wysokość stóp zwrotu z akcji. Oprócz współczynnika β oraz spreadu bid-ask, badali wpływ rozmiaru spółki oraz ryzyka specyficznego (*residual risk*) na stopy zwrotu. Do osiągnięcia wskazanego celu oszacowali model następującej postaci (Amihud i Mendelson, 1989, s. 482):

$$R_{pn} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_{pn} + \gamma_2\sigma_{pn} + \gamma_3SZ_{pn} + \gamma_4S_{pn} + \sum_{i=1}^{19} d_n DY_n + \varepsilon_{pn} \quad (89)$$

gdzie σ_{pn} jest odchyleniem standardowym składnika resztowego z modelu CAPM dla portfela p w roku n , odzwierciedlającym ryzyko specyficzne wynikające z niedoskonałej dywersyfikacji, SZ_{pn} jest przeciętną kapitalizacją spółek w portfelu p , S_{pn} oznacza przeciętny spread akcji znajdujących się w portfelu p , a DY_n są zmiennymi binarnymi dla lat.

Oszacowane wartości parametrów modelu pozwalają wnioskować, że na stopy zwrotu wpływ mają współczynnik β oraz poziom płynności. Zmienne odpowiadające za rozmiar spółki oraz ryzyko specyficzne okazały się nieistotne statystycznie (Amihud i Mendelson, 1989, s. 483-484). Wspomniane badanie empiryczne potwierdza wskazanie modelu teoretycznego w tym zakresie, że uzyskiwane stopy zwrotu wzrastają wraz ze spadkiem poziomu płynności (wzrostem spreadu bid-ask).

W kolejnym artykule Amihud i Mendelson (1991) zaprezentowali wyniki badań nad zależnością między płynnością a stopami zwrotu z obligacji skarbowych oraz akcji. Badając wspomnianą zależność dla akcji oszacowali oni model opisany równaniem (88). Co zaskakujące, pomimo tego, że próba badawcza była taka sama jak w badaniu z 1986 roku (Amihud i Mendelson, 1986a, 1986b), to oszacowane wartości były zgoła odmienne od tych, które zostały zaprezentowane w 1986 roku. Z przedstawionych wyników można wnioskować, że zarówno poziom płynności, jak i współczynnik β wpływają na osiągnięte stopy zwrotu.

Eleswarapu i Reinganum (1993) w swoich badaniach bazowali na modelu i metodologii Amihuda i Mendelona (1986a). Celem ich badań było zbadanie efektu sezonowości premii z tytułu płynności, tj. sprawdzenie czy zależność między poziomem płynności a stopami zwrotu występuje w ciągu całego roku, czy jest ograniczona tylko do stycznia. Ponadto, ich celem było zbadanie czy wyniki Amihuda i Mendelona (1986a) nie były efektem zastosowanej metodologii badania. Próba badawcza również składała się ze spółek notowanych na NYSE, jednak okres badania został wydłużony o dziesięć lat i obejmował lata 1960-1990.

Po sformowaniu portfeli akcji zgodnie z metodologią Amihuda i Mendelona (1986a), Eleswarapu i Reinganum (1993, s. 377-378) porównali stopy zwrotu uzyskiwane z poszczególnych portfeli w styczniu ze stopami zwrotu z portfeli w pozostałych miesiącach. Autorzy wnioskuje, że zależność wykryta przez Amihuda i Mendelona (1986a) występuje tylko w styczniu, podczas gdy w pozostałych miesiącach nie ma zależności między płynnością a stopami zwrotu. W celu formalnego potwierdzenia swojej hipotezy, oszacowali oni model (Eleswarapu i Reinganum, 1993, s. 379):

$$R_{pt} = e_0 + e_1\beta_{pt} + e_2S_{pt} + e_3 \log(SZ_{pt}) + e_{pt} \quad (90)$$

dla wszystkich miesięcy, oraz osobno dla stycznia i pozostałych miesięcy, zarówno w całym okresie badania, jak i w okresie 1981-1990, który nie mieścił się w oryginalnym badaniu Amihuda i Mendelona (1986a).

Wpływ spreadu bid-ask na stopy zwrotu był istotnie statystyczny wyłącznie w modelach tworzonych dla stycznia, podczas gdy w modelach tworzonych dla pozostałych miesięcy oraz wszystkich miesięcy, zmienna ta była nieistotna statystycznie. W modelach szacowanych z użyciem danych z miesięcy innych niż styczni, wartości parametrów stojących przy zmiennej odzwierciedlającej poziom płynności były ujemne, jednakże nieistotnie różne od zera. Wskazuje to, że wyniki uzyskane przez Amihuda i Mendelona (1986a) mogą być efektem występowania wysokiej premii z tytułu płynności z styczniu (Eleswarapu i Reinganum,

1993, s. 379-380). Badanie zostało następnie powtórzone z zastosowaniem mniej restrykcyjnych kryteriów włączenia spółek do próby, co pozwoliło na powiększenie próby badawczej. Wnioski dotyczące wpływu poziomu płynności na stopy zwrotu z rynku pozostały niezmiennione: premia z tytułu płynności występuje tylko w styczniu (Eleswarapu i Reinganum, 1993, s. 384-385).

Chen i Kan (1995) w swoim badaniu zastosowali taką samą metodę formowania portfeli jak Amihud i Mendelson (1986a), jednakże wykorzystali inne formalne metody testowania zależności między spreadem bid-ask a stopami zwrotu. Szacowali oni modele zbliżone do modelu opisanego równaniem (88), aczkolwiek z uwzględnieniem stochastycznej natury parametrów modeli wyceny aktywów, w szczególności parametru β . Do oszacowania modeli wykorzystali oni cztery możliwości uwzględnienia zmienności parametru β : 1) podejście Famy i MacBetha, 2) modele wielorównaniowe SUR (*Seemingly Unrelated Regressions*), 3) bezwarunkowe podejście dwustopniowe oraz 4) bezpośrednie modelowanie ryzyka (Chen i Kan, 1995, s. 2).

Próba badawcza oraz okres badania były takie same jak w badaniu Amihuda i Mendelona (1986a), co pozwala na dokonanie bezpośredniego porównania wyników obydwu badań. Chen i Kan (1995, s. 11) konkludują, że nie znaleźli oni jednoznacznej relacji między stopami zwrotu skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu CAPM (*CAPM risk-adjusted returns*) a spreadem bid-ask, będącym aproksymantą poziomu płynności. Jest to kolejne, po Eleswarapu i Reinganum (1993), badanie, które zdaje się dowodzić, że uzyskane przez Amihuda i Mendelona (1986a) wyniki empiryczne mogą być efektem zastosowanej metodologii.

Eleswarapu (1997), stosując metodologię mocno zbliżoną do tej, która została wykorzystana w pracy Eleswarapu i Reinganum (1993), podjął się zbadania zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu z akcji notowanymi na Nasdaq. Okres badania objął lata 1973-1990, co po części pozwala na porównanie z wcześniejszymi badaniami, prowadzonymi na NYSE. Do zbadania wspomnianej zależności wykorzystany został model opisany równaniem (90), szacowany dla wszystkich miesięcy, wyłącznie dla stycznia oraz wyłącznie dla pozostałych miesięcy. Oszacowane wartości parametrów wskazują, że na Nasdaq premia z tytułu płynności występuje w ciągu całego roku, jednakże w styczniu jest ona znacząco wyższa (Eleswarapu 1997, s. 2118-2122). Nie oznacza to jednak sprzeczności z wynikami uzyskanymi dla NYSE. Należy bowiem uwzględnić dwie zasadnicze kwestie. Z jednej strony trzeba zauważyć, że na Nasdaq obowiązują inne zasady dokonywania transakcji

niż na NYSE (Sadka, 2006, s. 314). Z drugiej strony Nasdaq jest rynkiem, który cechuje się o wiele niższym poziomem płynności niż NYSE. Porównując wyniki badań Eleswarapu i Reinganum (1993, s. 376) z badaniami Eleswarapu (1997, s. 2117) można zauważyć, że średnie wartości spreadu bid-ask na Nasdaq są około ośmiu razy wyższe niż na NYSE.

Badanie Brennana i Subrahmanyama (1996) jest bodaj pierwszym, w którym wyodrębnione zostały stałe i zmienne składniki kosztów transakcyjnych. Do wyodrębnienia stałych oraz zmiennych kosztów transakcyjnych wykorzystany został model Glostena-Harrisa (Brennan i Subrahmanyam, 1996, s. 444):

$$\Delta p_t = \lambda q_t + \psi [D_t - D_{t-1}] + y_t \quad (91)$$

oraz model Hasbroucka-Fostera-Viswanathana (Brennan i Subrahmanyam, 1996, s. 445):

$$q_t = \alpha_q + \sum_{j=1}^5 \beta_j \Delta p_{t-j} + \sum_{j=1}^5 \gamma_j q_{t-j} + \tau_t \quad (92)$$

$$\Delta p_t = \alpha_p + \psi [D_t - D_{t-1}] + \lambda \tau_t + v_t$$

gdzie q_t oznacza wolumen nowych zleceń (*order flow*), Δp_t jest zmianą ceny, λ oznacza odwrotność głębokości rynku (zmienną część kosztów transakcyjnych), D_t to znak nadchodzącego zlecenia (+1 dla transakcji inicjowanej przez kupującego, -1 dla transakcji inicjowanej przez sprzedającego), ψ jest stałą częścią kosztów transakcyjnych, a τ odnosi się do stopnia informacyjności transakcji.

Oszacowane wartości parametrów modeli opisanych równaniami (91) i (92) posłużyły do wyznaczenia wartości kosztów transakcyjnych. Stałe koszty transakcyjne są odnoszone do ceny danej akcji i opisane jako ψ/P . Ponadto zastosowane zostały dwie miary zmiennych kosztów transakcyjnych: $C_q = \lambda q/P$ oraz $C_n = \lambda n/P$, gdzie q jest przeciętnym rozmiarem transakcji, a n oznacza liczbę dostępnych akcji (Brennan i Subrahmanyam, 1996, s. 446-447). Kolejną wykorzystaną miarą płynności był proporcjonalny spread bid-ask.

W pierwszej kolejności spółki wchodzące w skład próby badawczej (spółki notowane na NYSE w latach 1984-1991) zostały podzielone na 30 portfeli tworzonych na bazie kapitalizacji oraz współczynnika λ . Następnie dla każdego portfela oszacowano parametry trójczynnika modelu Famy-Frencha i wyznaczono wartości stałych (α). Test Gibbonsa, Rossa i Shankena wskazał, że wszystkie wartości stałych są łącznie różne od zera, co oznacza, że czynniki rozmiaru i wartości nie aproksymują efektu kosztów transakcyjnych (Brennan i Subrahmanyam, 1996, s. 452). W dalszej kolejności autorzy oszacowali modele następującej postaci (Brennan i Subrahmanyam, 1996, s. 455-456):

$$R_{it} = \alpha_i + \sum_{k=2}^5 \gamma_k L_{ik} + \beta_i MKT_t + \delta_i SMB_t + \kappa_i HML_t + \varepsilon_{it} \quad (93)$$

$$R_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^N \gamma_k L_{ik} + \beta_i MKT_t + \delta_i SMB_t + \kappa_i HML_t + \varepsilon_{it} \quad (94)$$

gdzie L w modelu (93) oznaczają zmienne binarne dla danej grupy portfeli wyodrębnionej ze względu na wartość parametru λ , natomiast w modelu (94) oznacza zmienne odnoszące się do poziomu płynności.

Konkludując Brennan i Subrahmanyam (1996, s. 463) wskazali, że występuje istotna premia związana zarówno ze stałą, jak i zmienną częścią kosztów transakcyjnych. Relacja między stopami zwrotu i zmiennym kosztem transakcyjnym ma charakter wklęsły, co jest zgodne ze wskazaniami modelu Amihuda i Mendelzona (1986a). Jednocześnie zależność między stopami zwrotu a stałą częścią kosztów transakcyjnych jest wypukła, co z kolei stoi w sprzeczności z efektem klienteli wynikającym z modelu Amihuda i Mendelzona (1986a). Ponadto, nie wykryto żadnej sezonowości w występowaniu czy rozmiarze premii z tytułu płynności.

Kluger i Stephan (1997) jako miarę płynności wykorzystali względny iloraz szans (*relative odds ratio*) z regresji logitowej, w której zmienną objaśnianą było prawdopodobieństwo zmiany ceny o 3 procent, a zmiennymi objaśniającymi między innymi udział akcji w posiadaniu *insiderów*, udział akcji w posiadaniu inwestorów instytucjonalnych, rozmiar spółki, przynależność do sektora (na podstawie klasyfikacji SIC) oraz częstotliwość ujawniania informacji publicznych. Badanie objęło 697 spółek notowanych²⁸ w okresie lipiec-sierpień 1986. Do zbadania zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu oszacowali oni kilka modeli postaci (Kluger i Stephan, 1997, s. 31):

$$r = a + b_1 \beta + b_2 L \quad (95)$$

gdzie β jest wyznaczana według KMNK, a L oznacza miarę płynności. Jako aproksymanty poziomu płynności wykorzystane zostały: rozmiar firmy, wskaźnik płynności, spread bid-ask oraz względny iloraz szans. Wykazali oni, że zarówno spread bid-ask, jak i względny iloraz szans mają wpływ na oczekiwane stopy zwrotu.

Z kolei Chalmers i Kadlec (1998) badali zależność między stopami zwrotu a spreadem zamortyzowanym. Próba badawcza objęła akcje spółek notowanych na NYSE oraz AMEX

²⁸ Niestety autorzy badania nie wskazują wprost na jakim rynku spółki te były notowane. Wiadomo jedynie, że dane pochodzą z bazy Francis Emory Fitch Inc.

w latach 1983-1992. Szacowany model zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu był następującej postaci (Chalmers i Kadlec, 1998, s. 177-180):

$$r_{jt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_j + \gamma_{2t}ME_{jt-1} + \gamma_{3t}BM_{jt-1} + \gamma_{4t}\sigma_{jt-1} + \gamma_{5t}TC_{t-1} + e_{jt} \quad (96)$$

gdzie r_{jt} oznacza stopę zwrotu z akcji j w roku t pomniejszoną o stopę zwrotu wolną od ryzyka, β_j jest miarą ryzyka rynkowego j -tej spółki, ME_{jt-1} oznacza logarytm naturalny kapitalizacji spółki j w roku $t-1$, BM_{jt-1} jest równe stosunkowi wartości księgowej kapitału własnego do jego wartości rynkowej na koniec roku $t-1$ jeżeli była ona dodatnia i zero w przeciwnym wypadku, σ_{jt-1} jest odchyleniem standardowym miesięcznych stóp zwrotu z pięciu lat poprzedzających rok t , a TC_{t-1} odzwierciedla oczekiwane koszty transakcyjne mierzone spreadem efektywnym i spreadem zamortyzowanym.

Wyniki badań Chalmersa i Kadleca (1998) wskazują, że zarówno spread efektywny, jak i spread zamortyzowany wpływają na stopy zwrotu z akcji. Warto podkreślić, że oszacowane wartości parametrów γ_5 modelu (96) są wyższe dla spreadu zamortyzowanego niż dla spreadu efektywnego (Chalmers i Kadlec, 1998, s. 181-182). W zasadzie jest to zgodne ze wskazaniami modelu Amihuda i Mendelzona (1986a), gdyż wartość spreadu zamortyzowanego uwzględnia przeciętny okres utrzymywania akcji przez inwestorów. Zatem konstrukcja spreadu zamortyzowanego uwzględnia wskazania efektu klienteli wynikającego z modelu Amihuda i Mendelzona (1986a).

Datar, Naik i Radcliffe (1998) jako zmienną aproksymującą poziom płynności przyjęli wskaźnik obrotu (*turnover ratio*). Jak wynika z modelu Amihuda i Mendelzona (1986a), w warunkach równowagi wskaźnik obrotu powinien być negatywnie skorelowany ze spreadem bid-ask. Im wyższe wartości wskaźnika obrotu, tym krótszy przeciętny okres utrzymywania akcji przez inwestora, co wynika również z mniejszej wartości spreadu bid-ask. Do zbadania zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu oszacowali oni następujący model (Datar, Naik i Radcliffe, 1998, s. 207):

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \sum_{k=1}^K \gamma_{kt}x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (97)$$

gdzie R_{it} oznacza stopę zwrotu z i -tej akcji w miesiącu t , K oznacza liczbę uwzględnionych cech akcji oznaczanych jako x_{it} . Uwzględnione cechy akcji to: wskaźnik obrotu, rozmiar spółki, wskaźnik wartości księgowej do wartości rynkowej oraz współczynnik β .

Badanie objęło wszystkie niefinansowe spółki notowane na NYSE w okresie między 31. lipca 1961 a 31. grudnia 1991. Wartości parametru stojącego przy zmiennej

aproksymującej poziom płynności akcji wskazują, że spadek wartości wskaźnika obrotu o 1% jest związany ze wzrostem stopy zwrotu przeciętnie o 4,5 p.b. w ujęciu miesięcznym (Datar i in., 1998, s. 216). Co równie ważne, zależność ta występuje we wszystkich miesiącach, nie tylko w styczniu. Można zatem stwierdzić, że wyniki badania są zbieżne z wynikami Brennana i Subrahmanyama (1998) i stoją w opozycji do wyników uzyskanych przez Eleswarapu i Reinganum (1993).

Chordia, Subrahmanyam i Anshuman (2001) jako aproksymanty poziomu przyjęli, podobnie jak Datar i in. (1998), miary aktywności transakcyjnej, mianowicie wartość obrotu oraz wskaźnik obrotu. Ponadto wykorzystali również współczynniki zmienności tych miar. Oszacowali oni model zbliżony postacią do modelu opisanego równaniem (85), przyjmując jako zmienne objaśniane nadwyżkowe stopy zwrotu (ponad stopę zwrotu wolną od ryzyka) oraz stopę zwrotu skorygowaną o ryzyko na podstawie trójczynnika modelu Fama-Frencha. Zestaw cech akcji objaśniających stopy zwrotu obejmował rozmiar spółki, wskaźnik BV/MV, cenę akcji, stopę dywidendy oraz przeszłe stopy zwrotu (Chordia, Subrahmanyam i Anshuman, 2001, s. 8-9). Z zaprezentowanych wartości parametrów wynika, że wyższe wartości miar aktywności transakcyjnej, wskazujące na wyższy poziom płynności, powodują występowanie niższych stóp zwrotu (Chordia, Subrahmanyam i Anshuman, 2001, s. 14). Podobna zależność została wykazana w przypadku zmienności aktywności transakcyjnej, także modelowanej przy wykorzystaniu modelu GARCH (Chordia, Subrahmanyam i Anshuman, 2001, s. 16, 18). Co ciekawe, w toku dalszych analiz wykazano, że wpływ zmienności poziomu płynności ma silniejszy wpływ na stopy zwrotu w okresach spadków cen akcji (Chordia, Subrahmanyam i Anshuman, 2001, s. 24-25).

Opisane dotychczas badania koncentrowały się na badaniu przekrojowej zależności między płynnością a stopami zwrotu. Amihud (2002) w swoim badaniu, poza efektami przekrojowymi, zbadał również zależności w czasie. Do zbadania zależności w przekroju wykorzystał model zbliżony do modelu (97)²⁹. Jako miarę płynności przyjął stworzoną nową miarę wpływu cenowego, liczoną jako średni (w danym okresie) stosunek bezwzględnej wartości stopy zwrotu do wartości obrotu. Podobnie jak w artykule z 1986 roku (Amihud i Mendelson, 1986a), wartości miary zostały skorygowane o średnią, przy czym tym razem była to średnia dla wszystkich spółek w danym okresie. Jako zmienne kontrolne w badaniu

²⁹ Datar i in. (1998) do opisanie wartości zmiennej zależnej w momencie t użyli zmiennych objaśniających w momencie t , jednak z późniejszego opisu wynika, że są to zmienne liczone na podstawie danych z wcześniejszych okresów. Amihud (2002) w postaci modelu wprost wskazuje, że zmienne objaśniające są opóźnione względem zmiennej objaśnianej.

wykorzystane zostały: współczynnik β , przeszłe stopy zwrotu, rozmiar spółki, odchylenie standardowe stóp zwrotu oraz stopa dywidendy. Wartości oszacowanych parametrów oraz wartości statystyk t-Studenta wskazują, że poziom płynności ma wpływ na stopy zwrotu (Amihud, 2002, s. 41).

W badaniu wpływu płynności na stopy zwrotu w czasie przyjęte zostały dwie hipotezy (Amihud, 2002, s. 43): 1) stopy zwrotu *ex ante* są rosnącą funkcją oczekiwanego poziomu kosztów płynności oraz 2) nieoczekiwany poziom kosztów płynności ma negatywny wpływ na obecne stopy zwrotu. Oznacza to, że im wyższy jest poziom płynności akcji, tym niższej stopy zwrotu oczekują inwestorzy inwestując w te akcje. Jednakże inwestorzy powinni brać pod uwagę również poziom płynności w momencie sprzedaży akcji. Jeżeli w momencie sprzedaży poziom płynności będzie wyższy (niższy) od oczekiwanego, inwestorzy osiągną wyższą (niższą) stopę zwrotu od zakładanej.

Do zweryfikowania postawionych hipotez posłużyła estymacja modelu o następującej postaci (Amihud, 2002, s. 44):

$$(RM - Rf)_y = g_0 + g_1 \ln AILLIQ_{y-1} + g_2 \ln AILLIQ_y^U + w_y \quad (98)$$

gdzie RM oraz Rf oznaczają odpowiednio stopę zwrotu z portfela rynkowego oraz stopę zwrotu wolną od ryzyka, $\ln AILLIQ_{y-1}$ jest logarytmem naturalnym średniej wartości miary płynności wszystkich spółek w roku $y-1$, natomiast $\ln AILLIQ_y^U$ odnosi się do nieoczekiwanego poziomu kosztów płynności, który jest resztą v_y z modelu AR(1) (Amihud, 2002, s. 43):

$$\ln AILLIQ_y = c_0 + c_1 \ln AILLIQ_{y-1} + v_y \quad (99)$$

Obydwie hipotezy zostały zweryfikowane pozytywnie. Co więcej, wpływ zarówno oczekiwanego, jak i nieoczekiwanego poziomu płynności na stopy zwrotu jest silniejszy w małych spółkach (Amihud, 2002, s. 52-53). Amihud (2002, s. 53) wskazuje, że może to być przynajmniej częściowym wyjaśnieniem „efektu małych spółek”.

Marshall i Young (2003) podjęli się zbadania zależności między poziomem płynności a stopą zwrotu na rynku innym niż amerykański. Australijska Giełda Papierów Wartościowych jest uznawana, podobnie jak rynki amerykańskie, za rynek rozwinięty, jednak jest czystym rynkiem kierowanym zleceniami (*pure order-driven market*). Próba badawcza składała się ze spółek notowanych na Australijskiej Giełdzie Papierów Wartościowych w latach 1994-1998. Jako miary płynności zostały wykorzystane: spread bid-ask, wskaźnik obrotu oraz spread zamortyzowany. Na podstawie wartości każdej z miar w roku $y-1$ zostało stworzonych dziesięć

portfeli. Miesięczne stopy zwrotu w roku y z tych portfeli stanowiły zmienne objaśniane w modelach regresji następującej postaci (Marshall i Young, 2003, s. 179):

$$R_{pt} = \alpha + \gamma_1 Spr_{pt} + \gamma_2 Size_{pt} + \beta_p R_{mt} + \gamma_3 Jan_{pt} + \gamma_4 JanSpr_{pt} + \gamma_5 JanSize_{pt} + \eta_{pt} \quad (100)$$

gdzie R_{pt} jest nadwyżkową stopą zwrotu w portfela p w miesiącu t , Spr_{pt} jest średnią wartością spreadu bid-ask dla akcji w portfelu p w miesiącu t , $Size_{pt}$ jest logarytmem przeciętnego rozmiaru spółek w portfelu p w miesiącu t , R_{mt} jest nadwyżkową stopą zwrotu z portfela rynkowego, Jan_{pt} jest zmienną binarną przyjmującą wartość 1 dla stycznia i 0 dla pozostałych miesięcy, a $JanSpr$ i $JanSize$ są zmiennymi interakcyjnymi.

W kolejnych modelach zmienna odzwierciedlająca wartość spreadu bid-ask została zastąpiona zmienną odzwierciedlającą wskaźnik obrotu oraz zamortyzowany spread. W przeciwieństwie do wyników poprzednich badań, prowadzonych na rynkach amerykańskich, Marshall i Young (2003) wykazali istnienie ujemnej zależności między spreadem bid-ask a stopami zwrotu. Wykryta została negatywna i istotna zależność między stopami zwrotu a wskaźnikiem obrotu, co jest zgodne z wynikami uzyskanymi przez Datarą i in. (1998). Z kolei między zamortyzowanym spreadem a stopami zwrotu nie wykryto żadnej istotnej zależności. Wyniki badań na rynku australijskim różnią się od wyników podobnych badań na rynkach amerykańskich, co może być spowodowane innym sposobem organizacji tych rynków. Australijska GPW jest rynkiem kierowanym zleceniami, a rynki takie są uznawane za bardziej płynne niż rynki kierowane cenami (Marshall i Young, 2003, s. 186).

Chordia i Subrahmanyam (2004) badali zależność między nierównowagą zleceń a dziennymi stopami zwrotu spółek notowanych na NYSE w latach 1988-1998. Szacowany model miał postać (Chordia i Subrahmanyam, 2004, s. 498-499):

$$R_{it} - R_{mt} = a_i + \sum_{k=0}^5 b_{ik} OIB_{it-k} + e_{it} \quad (101)$$

gdzie R_{it} oraz R_{mt} oznaczają odpowiednio stopę zwrotu z akcji i oraz równoważoną średnią stopę zwrotu ze wszystkich akcji w dniu t , a OIB jest miarą nierównowagi zleceń. Model (101) został oszacowany zarówno dla całej próby, jak i dla czterech podgrup wyodrębnionych na podstawie kryterium wielkości spółki. Niezależnie od rozmiaru spółki, bieżąca nierównowaga zleceń ma dodatni i pozytywny wpływ na obecne stopy zwrotu. Nierównowagi zleceń z dni poprzednich mają w większości nieistotny statystycznie wpływ na obecne stopy zwrotu, a w większości przypadków, w których zależność ta jest statystycznie istotna, wartość parametru jest ujemna (Chordia i Subrahmanyam, 2004, s. 500-503).

Subrahmanyam (2008) przeprowadził badanie podobne do badania Chordii i Subrahmanyama (2004), z tym, że analizy prowadził w ujęciu przekrojowym, a nie czasowym, z krokiem miesięcznym, zamiast dziennego. Wnioski z badania Subrahmanyama (2008) są podobne do wyników Chordii i Subrahmanyama (2004), tzn. nierównowaga zleceń wpływa negatywnie na przyszłe stopy zwrotu. Zależność ta jest silniejsza dla większych firm oraz w przypadku występowania ujemnej nierównowagi zleceń³⁰ (Subrahmanyam, 2008, s. 637).

W swoich badaniach Goyenko (2006) badał zależności między stopami zwrotu z akcji a poziomem płynności na rynku akcji i rynku obligacji. W próbie badawczej znalazły się akcje notowane na NYSE, AMEX oraz Nasdaq, a także obligacje skarbowe notowane między czerwcem 1962 a grudniem 2003 roku. Wykorzystane zostały trzy miary płynności, a mianowicie efektywne postąpienie ceny (*effective tick*), LOT-Y-Split oraz LOT-Mixed. W celu zbadania krzyżowej zależności między płynnością rynku akcji i rynku obligacji na stopy zwrotu osiąmane na rynku akcji, oszacowany został następujący model (Goyenko, 2006, s. 50):

$$(RM - Rf)_t = \alpha + \beta_1 LiqS_{t-1} + \beta_2 LiqS_t^U + \beta_3 LiqB_{t-1} + \beta_4 LiqB_t^U + e_t \quad (102)$$

gdzie RM oznacza stopę zwrotu z rynku akcji, Rf jest stopą wolną od ryzyka, $LiqS$ odnosi się do miary płynności rynku akcji, $LiqB$ odnosi się do miary płynności rynku obligacji, a superskrypt U oznacza nieoczekiwany poziom płynności, obliczany podobnie jak w pracy Amihuda (2002).

Modele w postaci równania (102) zostały oszacowane dla wszystkich trzech wspomnianych wcześniej miar. Następnie zostały one oszacowane dla dziesięciu portfeli tworzonych na podstawie kryterium rozmiaru spółki, przy czym zmienną objaśnianą była stopa zwrotu z danego portfela. W dalszej kolejności stworzono zostało 25 portfeli na podstawie kryterium rozmiaru i wskaźnika BV/MV, a stopy zwrotu skorygowane o ryzyko na podstawie modeli wyceny: CAPM, trójczynnikowego modelu Famy-Frencha oraz czteroczynnikowego modelu Carharta. Goyenko (2006, s. 50-56) wykazał, że występuje krzyżowy wpływ płynności na rynku akcji i rynku obligacji na stopy zwrotu osiąmane na tych rynkach, tzn., że stopy zwrotu na rynku akcji są zależne nie tylko od poziomu płynności na rynku akcji, ale też od poziomu płynności na rynku obligacji. Dotyczy to zarówno nadwyżkowej stopy zwrotu, jak i części stopy zwrotu niewyjaśnionej przez model Famy-Frencha.

Dong, Kempf i Yadav (2007) w swoich badaniach skoncentrowali się z kolei na (jak sami to określili) zaniedbywanym dotąd wymiarze płynności, a mianowicie – odporności (*resiliency*) i jej wpływie na stopy zwrotu. W próbie badawczej znalazło się 100 najbardziej płynnych

³⁰ Ujemna nierównowaga zleceń powstaje, gdy występuje przewaga zleceń sprzedaży nad zleceniami kupna.

spółek notowanych na NYSE w okresie styczeń 2000 – marzec 2001. W badaniu zależności między odpornością rynku a stopami zwrotu wykorzystali oni model zbliżony do modelu (94), przy czym stopy zwrotu były liczone z częstotliwością dzienną, a także model dany wzorem (Dong, Kempf i Yadav, 2007, s. 23):

$$R_{it} = \alpha_t + \sum_{j=1}^n a_{ij} L_{itj} + b_{1t} SIZE_{it} + b_{2t} BM_{it} + b_{3t} BETA_{it} + \varepsilon_{it} \quad (103)$$

gdzie L_{itj} oznacza wartość j -tej miary płynności dla i -tej akcji w dniu t , a n jest liczbą wykorzystanych miar płynności.

Wartości parametrów stojących przy zmiennej odzwierciedlającej poziom odporności były ujemne i statystycznie istotne, niezależnie od przyjętego zestawu zmiennych kontrolnych (Dong, Kempf i Yadav, 2007, s. 45-47). Oznacza to, że im wyższa jest wartość miary odporności rynku, tym niższe są osiągnięte stopy zwrotu. Warto zaznaczyć, że wykorzystana przez autorów miara jest skonstruowana tak, że wyższe jej wartości świadczą o wyższym poziomie odporności. Zatem, im wyższy jest poziom odporności, a więc płynności, tym niższe są uzyskiwane stopy zwrotu. Jest to więc zgodne z wynikami wcześniejszych badań, w myśl których mniej płynne akcje przynoszą wyższe stopy zwrotu.

Bekaert, Harvey i Lundblad (2007) w swoim badaniu analizowali zależność między poziomem płynnością a stopami zwrotu na 19 wschodzących rynkach akcji³¹. W ramach badania oszacowali oni model wektorowej autoregresji pierwszego rzędu – VAR(1) (Bekaert, Harvey i Lundblad, 2007, s. 1797):

$$\mathbf{x}_{it} = \mu_{it-1} + (\mathbf{A}_0 + Lib_{it-1} \mathbf{A}_1)(\mathbf{x}_{it-1} - \mu_{it-1}) + (\mathbf{B}_0 + Lib_{it-1} \mathbf{B}_1)(\mathbf{x}_{wt-1} - \mu_{wt-1}) + \sum_{it-1}^{1/2} \varepsilon_{it} \quad (104)$$

gdzie x_{it} jest wektorem zmiennych dla kraju i w okresie t , składający się ze stóp zwrotu r_{it} oraz poziomu płynności L_{it} , Lib jest zmienną mierzącą „otwartość” rynku na zagranicznych inwestorów, a subskrypt w odnosi się do zmiennych dla rynku amerykańskiego, służących jako aproksymanty czynników globalnych. Poziom płynności mierzony był z wykorzystaniem proporcji dni z zerową stopą zwrotu. Na badanych rynkach wschodzących poziom płynności ma ujemny wpływ na przyszłe stopy zwrotu, a nieoczekiwane zmiany płynności mają pozytywny wpływ na obecne stopy zwrotu (Bekaert, Harvey i Lundblad, 2007, s. 1827). Wniosek ten jest tożsamy z wynikami badań Amihuda (2002).

Dalgaard (2009) wykorzystując dane spółek notowanych w latach 1991-2008 badał zależność między płynnością a stopami zwrotu w Danii. W swoim badaniu wykorzystał on

³¹ W próbie badawczej nie znalazła się Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie.

dwustopniową procedurę Famy i MacBetha. Oszacował on parametry następującego modelu przekrojowego (Dalgaard, 2009, s. 40):

$$R_{it} - R_{ft} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_i + \gamma_{2t}s_i + \gamma_{3t}h_i + \gamma_{4t}LIQ_i + u_{it} \quad (105)$$

gdzie R_{it} oznacza stopę zwrotu z akcji i w miesiącu t , a R_{ft} jest stopą zwrotu wolną od ryzyka, LIQ_i oznacza wartość miary płynności akcji i , a β_i , s_i oraz h_i są parametrami oszacowanego modelu Famy-Frencha.

Jako miary płynności zostały wykorzystane spread bid-ask oraz wskaźnik obrotu. Zarówno w przypadku wykorzystania spreadu bid-ask, jak i wskaźnika obrotu jako miary płynności, nie została wykryta zależność między poziomem płynności a stopami zwrotu. O ile jednak wyniki badania dla spreadu bid-ask są odporne na sposób formacji portfela, to w przypadku wskaźnika obrotu zmiana metody formowania portfeli wpływa na uzyskiwane wyniki.

Celem badania Chordii, Huh'a i Subrahmanyama (2009) było sprawdzenie, czy stworzone przez nich, na podbudowie teoretycznej, miary płynności znajdują odzwierciedlenie w stopach zwrotu. Wykorzystując dane spółek notowanych w latach 1976-2002 na NYSE oraz AMEX oszacowali model w postaci (85). Podobnie jak Chordia, Subrahmanyam i Anshuman (2001) przyjęli oni jako zmienną objaśnianą stopę zwrotu ponad stopę zwrotu wolną od ryzyka oraz stopę zwrotu skorygowaną o ryzyko na podstawie trójczynnika modelu Famy-Frencha. Zestaw dodatkowych zmiennych, będących cechami akcji, nie różni się od cech wykorzystanych w badaniu Chordii, Subrahmanyama i Anshumana (2001).

W pierwszej kolejności przeanalizowane zostały przeciętne stopy zwrotu z portfeli tworzonych w oparciu o rozmiar spółki oraz poziom płynności, a także wartości stałych (α) z modelu Famy-Frencha dla tych portfeli. Z zaprezentowanych wyników analizy regresji można wnioskować, że akcje o niższym poziomie płynności przynoszą wyższe stopy zwrotu. Ze względu na użycie w modelu transformacji zmiennych poziomu płynności poprzez uwzględnienie pierwiastka jej wartości, można stwierdzić, że zależność ta jest, zgodnie ze wskazaniami modelu Amihuda i Mendelzona (1986a), rosnąca i wklęsła (Chordia, Huh i Subrahmanyam, 2009, s. 3649-3650).

Hasbrouck (2009) wykorzystał w swoich badaniach estymator Bayessowski z losowaniem Gibbsa (*Gibbs sampling*) do wyznaczenia wartości estymatora Rolla (1984). Miernik ten został wykorzystany jako podstawowa zmienna objaśniająca wysokość stopy

zwrotu w modelu zbliżonym do modelu (100), przy czym dodatkowymi zmiennymi objaśniającymi były parametry modelu Famy-Frencha. Estymowany model miał zatem następującą postać (Hasbrouck, 2009, s. 1464):

$$\begin{aligned}
 r_{it} - r_{ft} = & \delta_0 + \lambda_m \beta_i^m + \lambda_{smb} \beta_i^{smb} + \lambda_{hml} \beta_i^{hml} + \delta_{Jan} JanDum_t + \\
 & + \left[\begin{array}{c} \delta_c c_{it}^{Gibbs} \\ \delta_{c \times Jan} (c_{it}^{Gibbs} \times JanDum_t) + \delta_{c \times \sim Jan} (c_{it}^{Gibbs} \times (1 - JanDum_t)) \end{array} \right] + \\
 & + \delta_{LRMC \times Jan} (LRMC_{it} \times JanDum_t) + \delta_{LRMC \times \sim Jan} (LRMC_{it} \times (1 - JanDum_t))
 \end{aligned} \tag{106}$$

gdzie $LRMC_{it}$ oznacza względny logarytm kapitalizacji spółki i w miesiącu t . Górne i dolne wyrażenie w nawiasie kwadratowym wzajemnie się wykluczają.

Próba badawcza obejmowała spółki notowane na NYSE w latach 1926-2006, notowane na AMEX w latach 1963-2006 oraz notowane na Nasdaq w latach 1985-2006. Wykazana została dodatnia i istotna statystycznie zależność między użytym estymatorem kosztów transakcyjnych i oczekiwanymi stopami zwrotu (Hasbrouck, 2009, s. 1475). Jednakże, podobnie jak w badaniach Eleswarapu i Reinganum (1993), zależność ta jest ograniczona do stycznia.

Chang, Faff i Hwang (2010), podobnie jak Chordia, Subrahmanyam i Anshuman (2001) wykorzystali model (85), jako zmienną objaśnianą przyjmując stopę zwrotu skorygowaną o ryzyko na podstawie trójczynnikowego modelu Famy-Frencha. Zestaw uwzględnionych cech akcji był również zbliżony. Wykorzystanych zostało sześć miar płynności: miara Amihuda (2002), miara Liu (2006), proporcja dni o zerowym zwrocie, proporcja dni o zerowym wolumenie, wskaźnik obrotu oraz wartość obrotu. Wyniki badań można podsumować stwierdzeniem, że akcje cechujące się wyższym poziomem płynności przynoszą niższe stopy zwrotu niż akcje cechujące się niższym poziomem płynności. Ponadto, zmienność poziomu płynności negatywnie wpływa na stopy zwrotu, co jest zbieżne z wynikami Chordii, Subrahmanyama i Anshumana (2001) (Chang, Faff i Hwang, 2010, s. 113-114).

Pereira i Zhang (2010) dokonali empirycznej weryfikacji wskazań swojego modelu optymalizacyjnego. W tym celu oszacowali model zbliżony do modelu (97), przy czym zmienną objaśnianą była stopa zwrotu skorygowana o ryzyko według modelu Famy-Frencha. Jako cechy akcji przyjęli oni rozmiar spółki, wskaźnik BV/MV, logarytm odwrotności ceny, stopę dywidendy oraz przeszłe stopy zwrotu (Pereira i Zhang, 2010, s. 1098). Ponadto, wykorzystali oni trzy miary płynności: wartość obrotów, wskaźnik obrotów oraz miarę Amihuda (2002). Oprócz wpływu poziomu płynności na stopy zwrotu, badali także, podobnie jak w modelu

optymalizacyjnym, wpływ zmienności płynności na stopy zwrotu. Zmienność płynności była mierzona współczynnikiem zmienności miar płynności. Przedstawione wyniki analizy regresji (Pereira i Zhang, 2010, s. 1100) wskazują, że zarówno wartość, jak i wskaźnik obrotu mają negatywny wpływ na osiągnięte stopy zwrotu, co jest zgodne z wynikami badań Datara i in. (1998). Z kolei płynność mierzona miarą Amihuda ma dodatni wpływ na osiągnięte stopy zwrotu (Pereira i Zhang, 2010, s. 1102), co jest zbieżne z wynikami Amihuda (2002).

Li, Sun i Wang (2014) w swoim badaniu, prowadzonym na akcjach spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Tokio w latach 1975-2006, posłużyli się metodologią stworzoną przez Amihuda (2002). Wykazali oni istnienie dodatniej zależności między poziomem kosztów płynności a stopami zwrotu z akcji. Zależność ta jest silniejsza i wykazuje większą istotność statystyczną w okresach, w których występuje dodatnia rynkowa premia za ryzyko (Li, Sun i Wang, 2014, s. 138). Podobnie też jak u Amihuda (2002), wykazane zostało, że nieoczekiwany poziom kosztów płynności ma negatywny wpływ na obecne stopy zwrotu, niezależnie od wybranego podokresu badania (Li, Sun i Wang, 2014, s. 141-142).

Machado i Medeiros (2011) badali wpływ poziomu płynności na stopy zwrotu w Brazylii, na podstawie danych spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w São Paulo w okresie od czerwca 1995 do czerwca 2008. Poziom płynności był mierzony na podstawie pięciu miar płynności: wskaźnika obrotu, wartości obrotu, ilości transakcji, miary Liu (2006) oraz miary zbywalności (*negotiability*). W pierwszej kolejności badali oni przeciętne surowe stopy zwrotu z pięciu portfeli tworzonych na podstawie kwintyli rozkładu każdej z użytych miar płynności. Następnie, dla każdego portfela oszacowany został model CAPM oraz trójczynnikiowy model Famy-Frencha, co pozwoliło na analizę wektora stałych (α). Przedstawione wyniki badań (Machado i Medeiros, 2011, s. 13-21) wskazują, że na brazylijskim rynku akcji występuje premia z tytułu płynności, niezależnie od użytej miary płynności. Dotyczy to zarówno surowych stóp zwrotu, jak i skorygowanych o ryzyko na podstawie modelu CAPM i modelu Famy-Frencha.

Brennan, Chordia, Subrahmanyam i Tong (2012) zainteresowali się wpływem płynności sprzedaży oraz płynności kupna na stopy zwrotu. Próba badawcza składała się z akcji spółek notowanych na NYSE w latach 1983-2008. W badaniu wykorzystana została analiza regresji, a oszacowany model miał postać równania (85), w którym zmienną objaśnianą była stopa zwrotu skorygowana o ryzyko na podstawie trójczynnikiowego modelu Famy-Frencha. Poza miarą płynności sprzedaży i miarą płynności kupna, zmiennymi objaśniającymi były: rozmiar spółki, wskaźnik BV/MV, wskaźnik obrotu oraz przeszłe stopy zwrotu. Wykazane zostało, że

płynność sprzedaży ma znacznie silniejszy wpływ na stopy zwrotu niż płynność kupna. Różnica w sile wpływu jest na tyle duża, że premia z tytułu płynności wynika głównie z płynności sprzedaży (Brennan, Chordia, Subrahmanyam i Tong, 2012, s. 539).

Z kolei Huh (2014) wykorzystał w swoich badaniach cztery miary wpływu cenowego, wyznaczane na podstawie danych o zleceniach. Zastosowane miary to: λ Kyle'a, zmienny składnik kosztów transakcyjnych oszacowany na podstawie modelu Glostena i Harrisa, zmienny składnik kosztów transakcyjnych oszacowany na podstawie modelu Fostera i Viswanathana oraz przejściowy koszt zmienny (*transitory variable cost*) szacowany na podstawie modelu Sadki. Badanie objęło akcje notowane na NYSE i AMEX w latach 1983-2009. Szacowany model miał postać taką samą jak w pracy Brennana i in. (2014) z tym, że zmienną objaśnianą była stopa zwrotu skorygowana o ryzyko na podstawie modelu Carharta. Zaprezentowane wartości parametrów wskazują, że im niższy jest poziom płynności, tym wyższą stopę zwrotu można uzyskać z akcji (Huh, 2014, s. 20-21).

Akram (2014) z kolei, badał zależność między poziomem płynności a stopami zwrotu na przykładzie dziesięciu spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Karaczi w latach 2005-2012. Jako miarę płynności przyjął on spread bid-ask, a do zbadania zależności wykorzystał model w postaci równania (88). Zaprezentowane wyniki analizy regresji (Akram, 2014, s. 68) nie pozwalają wyciągnąć wniosku o występowaniu dodatniej zależności między spreadem bid-ask i oczekiwanymi stopami zwrotu. Wartości parametrów stojących zarówno przy współczynniku β , jak i przy spreadzie, są ujemne, co może być spowodowane zbyt małą liczbą obserwacji.

Występowanie premii z tytułu płynności na podstawie danych pochodzących z 45 rynków akcji na całym świecie w okresie od 1990 do 2011 roku badali Amihud, Hameed, Kang i Zhang (2015). Wśród 45 rynków poddanych analizie, 19 było zaliczanych do grupy tzw. rynków wschodzących (na podstawie Dochodu Narodowego Brutto *per capita*), a pozostałe 26 było rynkami rozwiniętymi. Co równie istotne, badanie objęło Giełdę Papierów Wartościowych w Warszawie, a dane z polskiego rynku pochodziły z lat 1998-2011 i obejmowały łącznie 391 spółek, średnio 132 w każdym miesiącu (Amihud i in., 2015, s. 353). Jako miara płynności została wykorzystana miara Amihuda (2002).

W pierwszej części badań, jako miarę wysokości premii z tytułu płynności przyjęli oni współczynnik α następującego modelu (Amihud i in., 2015, s. 356):

$$IML_{ct} = \alpha_c + \beta_{1c} RM_{gt} + \beta_{2c} SMB_{gt} + \beta_{3c} HML_{gt} + \beta_{4c} RM_{ct} + \beta_{5c} SMB_{ct} + \beta_{6c} HML_{ct} + e_{ct}$$

(107)

gdzie IML_{ct} jest różnicą między stopami zwrotu z portfela najmniej płynnych akcji i portfela najbardziej płynnych akcji w kraju c w miesiącu t , RM , SMB oraz HML są czynnikami modelu Famy-Frencha, subskrypty g odnoszą się do czynników o charakterze globalnym, a subskrypty c – do czynników o charakterze regionalnym dla danego kraju c . W dalszej części badań oszacowany został model zbliżony do modelu oszacowanego przez Amihuda (2002).

Niezależnie od sposobu formowania portfeli akcji i konwencji szacowania stóp zwrotu z tych portfeli, średnia współczynników α dla wszystkich krajów jest dodatnia i istotna statystycznie. Średnie wartości tych współczynników dla rynków wschodzących są mniej więcej dwa razy wyższe od średnich dla rynków rozwiniętych (Amihud i in., 2015, s. 355), co może wskazywać na to, że premia z tytułu płynności jest wyższa w krajach rozwijających się. Jednakże rynki wschodzące cechują się niższym poziomem płynności, co naturalnie skłania do wniosku, że w tych krajach premia z tytułu płynności będzie wyższa. Jak pokazują dalsze wyniki badań (Amihud i in., 2015, s. 356), również względna (uwzględniająca przeciętny poziom i zróżnicowanie płynności w danym kraju) premia z tytułu płynności jest wyższa w krajach wschodzących. Wnioski z dalszych badań (Amihud i in., 2015, s. 359) są zbieżne z wnioskami przedstawionymi powyżej.

Harris i Amato (2017) dokonali replikacji badania Amihuda (2002) oraz jego rozszerzenia o analizę tej zależności w okresie obejmującym lata 1998-2015. Cała metoda badania opierała się na metodzie Amihuda (2002), wliczając w to kryteria doboru spółek do próby, okres badania, definicje zmiennych oraz postać analityczną szacowanych modeli. Uzyskane przez nich wyniki dla okresu 1963-1997, pokrywającego się z okresem badania Amihuda (2002), są zbliżone jakościowo oraz wartościowo do wyników badań Amihuda (Harris i Amato, 2017, s. 6-8). Pozwala to uznać, że zastosowana przez nich metoda jest zbieżna z metodą Amihuda. Badania przeprowadzone dla lat 1998-2015 wykazały jednak, że wpływ płynności na stopy zwrotu jest znacznie słabszy w tym okresie, w porównaniu do lat 1963-1997 (Harris i Amato, 2017, s. 6-8).

III.2.3 Badania traktujące płynność jako czynnik ryzyka

W badaniach nazywanych na potrzeby rozprawy traktującymi płynność jako czynnik ryzyka jedną ze zmiennych objaśniających wysokość stopy zwrotu nie jest poziom płynności, jak w badaniach prezentowanych w poprzedniej części, a różnica w stopach zwrotu między portfelem spółek najmniej płynnych, a portfelem spółek najbardziej płynnych, nazywana czynnikiem płynności. W różnych badaniach napotkać można odmienne sposoby wyznaczania

wartości czynnika płynności, co przekłada się na mnogość tego typu badań i różnice w otrzymywanych wynikach.

Chan i Faff (2005) testowali czteroczynnikowy model wyceny, który zawierał, poza czynnikami trójczynnikowego modelu Famy-Frencha, czynnik płynności (Chan i Faff, 2005, s. 434):

$$E(R_i) - R_f = b_i [E(R_m) - R_f] + s_i E(SMB) + h_i E(HML) + l_i E(IMV) \quad (108)$$

gdzie R_i , R_f oraz R_m oznaczają odpowiednio stopę zwrotu z akcji i , stopę zwrotu wolną od ryzyka oraz stopę zwrotu z portfela rynkowego, a SMB , HML oraz IMV odnoszą się do premii czynnikowych związanych z rozmiarem, wartością oraz płynnością.

Wartości premii czynnikowej związanej z płynnością zostały wyznaczone w następujący sposób. Na podstawie 12 wartości miesięcznego wskaźnika obrotu z roku $t-1$, akcje zostały uporządkowane i podzielone na portfele akcji bardzo płynnych (V), przeciętnie płynnych (N) oraz mało płynnych (I). Do portfela bardzo płynnych spółek zostało przydzielonych 30% akcji o najwyższym przeciętnym wskaźniku obrotu, a do portfela spółek niepłynnych trafiło 30% akcji o najniższym przeciętnym wskaźniku obrotu. Biorąc pod uwagę podział spółek ze względu na płynność, a także ze względu na rozmiar i wartość³², powstało łącznie 18 portfeli. Czynniki płynności (IMV) został wyznaczony w każdym miesiącu jako różnica między średnią arytmetyczną stóp zwrotu z sześciu portfeli najmniej płynnych akcji i średnią arytmetyczną stóp zwrotu z sześciu portfeli najbardziej płynnych akcji (Chan i Faff, 2005, s. 437-438).

Próbie badawczą stanowiły akcje spółek notowanych na Australijskiej Giełdzie Papierów Wartościowych w latach 1989-1998. Estymacja parametrów modelu (108) pozwoliła stwierdzić, że dobrze opisuje on osiągnięte stopy zwrotu. Jako, że oszacowane wartości czynnika płynności są w większości dodatnie, to można stwierdzić, że płynność odgrywa znaczącą rolę w wycenie akcji (Chan i Faff, 2005, s. 456).

W pracy Liu (2006), czynnik płynności był dodatkowym czynnikiem wyceny uwzględnionym w modelu CAPM. Stworzony model opisywał oczekiwaną nadwyżkową stopę zwrotu z akcji bądź portfela w następujący sposób (Liu, 2006, s. 651):

$$E(r_i) - r_f = \beta_{mi} [E(r_m) - r_f] + \beta_{li} E(LIQ) \quad (109)$$

gdzie r_i , r_f oraz r_m oznaczają kolejno stopę zwrotu z akcji i , stopę zwrotu wolną od ryzyka oraz stopę zwrotu z portfela rynkowego, a LIQ jest czynnikiem płynności. Czynniki płynności tworzony jest na bazie autorskiej miary Liu (2006, s. 635), która jest standaryzowanym,

³² Podział akcji ze względu na wielkość i wartość nastąpił zgodnie z procedurą Famy-Frencha.

skorygowanym o wskaźnik obrotu odsetkiem dni o zerowej stopie zwrotu w poprzednich x miesiącach.

W celu wyznaczenia premii związanej z czynnikiem płynności, stworzone zostały dwa portfele: akcji o wysokiej płynności (*HL*) oraz akcji o niskiej płynności (*LL*). Do portfela akcji o wysokiej płynności dobierane były najbardziej płynne akcje z NYSE i AMEX, w oparciu o 35 percentyl płynności na NYSE oraz 15% najbardziej płynnych akcji z Nasdaq. Do portfela akcji o niskiej płynności trafiły najmniej płynne akcje z NYSE i AMEX, określone na podstawie 15-tego percentyla płynności na NYSE oraz 35% najmniej płynnych akcji z Nasdaq. Tworzone portfele były utrzymywane przez okres sześciu miesięcy, a czynnik płynności określony był jako miesięczny zysk z zakupu jednego dolara równoważonego portfela *LL* oraz krótkiej sprzedaży jednego dolara równoważonego portfela *HL* (Liu, 2006, s. 650-651).

Stworzony przez Liu (2006) model dwuczynnikowy dobrze opisuje przekrojowe zróżnicowanie stóp zwrotu z akcji. Poza tym, że zdaje się odzwierciedlać wpływ płynności na stopy zwrotu, którego ani model CAPM ani trójczynnikowy model Famy-Frencha nie jest w stanie wychwycić, to pozwala wyjaśnić różne zidentyfikowane anomalie rynkowe (Liu, 2006, s. 667).

Marcelo i Quirós (2006) stworzyli czynnik płynności w taki sam sposób jak Chan i Faff (2005), przy czym wykorzystali do tego miarę Amihuda (2002). Dane pochodziły z rynku hiszpańskiego z lat 1994-2002. W swoich badaniach zastosowali dwuetapową procedurę Famy-McBetha. W pierwszej kolejności oszacowali wartości parametrów modelu CAPM oraz trójczynnikowego modelu Famy-Frencha z dodatkowym czynnikiem płynności (modele zatem przybrały postać równań (109) oraz (108)), a następnie oszacowali model przekrojowy (Marcelo i Quirós, 2006, s. 263):

$$r_{jt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_{jmt} + \gamma_{2t}\beta_{jSMBt} + \gamma_{3t}\beta_{jHMLt} + \gamma_{4t}\beta_{jIMVt} + w_{jt} \quad (110)$$

gdzie r_{jt} oznacza stopę zwrotu z portfela j w miesiącu t , a β_{jmt} , β_{jSMBt} , β_{jHMLt} oraz β_{jIMVt} są oszacowanymi wartościami parametrów modeli (109) i (108).

Przeciętne oszacowane wartości parametrów γ_4 są dodatnie i istotne statystycznie, co pozwala wyciągnąć wniosek, że czynnik płynności znajduje swoje odzwierciedlenie w stopach zwrotu. Jednakże, uśredniając parametr γ_4 dla stycznia oraz dla pozostałych miesięcy można zauważyć, że, pomimo, że jest dodatni, to dla miesięcy innych niż styczeń, wartość γ_4 jest nieistotnie różna od zera (Marcelo i Quirós, 2006, s. 264). Wskazuje to na sezonowość

występowania premii z tytułu płynności, na co zwracali uwagę już Eleswarapu i Reinganum (1993).

Hearn i Piesse (2008), Hearn (2009) oraz Hearn, Piesse i Strange (2010) testowali model CAPM wzbogacony o czynnik rozmiaru spółki oraz płynności akcji na rynkach afrykańskich. Hearn i Piesse (2008) objęli badaniami giełdy w Johannesburgu i Nairobi, a także w Swazilandzie i Mozambiku. Hearn (2009) skupił się na rynkach Afryki wschodniej: Ugandzie, Tanzanii i Kenii, porównując je z giełdami w Londynie i Johannesburgu. Z kolei Hearn, Piesse i Strange (2010) analizowali giełdy w RPA, Kenii, Egipcie i Maroku. Szacowany model miał postać (Hearn, Piesse i Strange, 2010, s. 492):

$$E(R_p) - R_f = \beta_p [E(R_m) - R_f] + S_p E(SMB) + H_p E(ILLIQ) \quad (111)$$

gdzie R_p , R_f oraz R_m oznaczają kolejno stopę zwrotu z portfela p , stopę zwrotu wolną od ryzyka oraz stopę zwrotu z portfela rynkowego, a SMB oraz $ILLIQ$ odnoszą się do czynników rozmiaru spółki oraz płynności akcji. Czynnik płynności zdefiniowany został jako różnica między stopą zwrotu z portfela najmniej płynnych akcji i stopy zwrotu z portfela najbardziej płynnych akcji. Płynność określana była przy pomocy miary Amihuda (2002) (Hearn, Piesse i Strange, 2010, s. 492).

Na giełdach w RPA i Kenii czynnik płynności znajduje odzwierciedlenie w stopach zwrotu, podczas gdy na giełdach w Swazilandzie i Mozambiku efekt ten jest słabszy (Hearn i Piesse, 2008, s. 21). Hearn (2009, s. 575) wskazuje, że zastosowanie modelu (111) na rynkach Kenii, Ugandy i Tanzanii pozwala uzyskać znacznie lepszą moc objaśniającą stopy zwrotu w porównaniu ze standardowym modelem CAPM, podczas gdy zastosowanie tego modelu na giełdach w Londynie i Johannesburgu poprawia moc objaśniającą stopy zwrotu tylko nieznacznie. Z kolei Hearn, Piesse i Strange (2010, s. 500-501) stwierdzają, że na giełdach w RPA, Kenii, Egipcie i Maroku zarówno premia za ryzyko rynkowe, jak i premie za wielkość spółki i płynność akcji są istotne dla wyceny akcji.

Florackis, Gregoriou i Kostakis (2011) szukali zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu na Giełdzie Papierów Wartościowych w Londynie. Badanie obejmuje okres 1991-2008, a jako miara płynności została zastosowana modyfikacja miary Amihuda polegająca na zastąpieniu wartości obrotów w mianowniku wskaźnikiem obrotów. W pierwszej kolejności dokonana została analiza przeciętnych stóp zwrotu oraz stałych (α) z modelu CAPM, trójczynnikowego modelu Famy-Frencha oraz modelu Carharta dla dziesięciu portfeli opartych na decylach rozkładu miary płynności. Wykazali oni, że akcje o niższym

poziomie płynności przynoszą znacząco wyższe stopy zwrotu niż akcje o wyższej płynności (Florackis, Gregoriou i Kostakis, 2011, s. 3349).

Następnie oszacowany został pięcioczynnikowy model wyceny, który składał się z czynników Famy-Frencha, czynnika momentum zaproponowanego przez Carharta oraz czynnika wpływu cenowego. Wskazany model był testowany przy wykorzystaniu procedury Famy-McBetha (Florackis, Gregoriou i Kostakis, 2011, s. 3344):

$$r_{pt} - r_{ft} = \lambda_0 + \lambda_{MKT} \beta_{pMKT} + \lambda_{SMB} \beta_{pSMB} + \lambda_{HML} \beta_{pHML} + \lambda_{MOM} \beta_{pMOM} + \lambda_{PI} \beta_{pPI} + w_{pt} \quad (112)$$

gdzie r_{pt} i r_{ft} oznaczają stopę zwrotu z portfela p w okresie t i stopę zwrotu wolną od ryzyka, a β_{pMKT} , β_{pSMB} , β_{pHML} , β_{pMOM} i β_{pPI} są oszacowanymi parametrami modelu (Florackis, Gregoriou i Kostakis, 2011, s. 3344):

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha_p + \beta_{pMKT} MKT_t + \beta_{pSMB} SMB_t + \beta_{pHML} HML_t + \beta_{pMOM} MOM_t + \beta_{pPI} PI_t + e_{pt} \quad (113)$$

gdzie MKT_t , SMB_t , HML_t , MOM_t oraz PI_t oznaczają kolejno nadwyżkową stopę zwrotu z portfela rynkowego, czynnik rozmiaru, czynnik wartości, czynnik momentum i czynnik płynności. Ten ostatni definiowany jest jako różnica w stopach zwrotu z ważonych kapitalizacją portfeli opartych na skrajnych decylach rozkładu miary płynności. Drugi etap badania potwierdził wyniki z etapu wcześniejszego (Florackis, Gregoriou i Kostakis, 2011, s. 3349).

Donadelli i Proserpi (2011) usiłowali wskazać rolę płynności w objaśnianiu premii za ryzyko inwestycji w akcje (*equity risk premium*) na 12 rozwiniętych i 19 wschodzących rynkach akcji³³. W tym celu oszacowali dla każdego kraju i następujący model (Donadelli i Proserpi, 2011, s. 26):

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{im} (R_{mt} - R_{ft}) + \delta_i [(R_{mt} - R_{ft}) \cdot Vol_{t-1}] + \varepsilon_{it} \quad (114)$$

gdzie r_{it} , r_{ft} oraz r_{mt} oznaczają odpowiednio stopę zwrotu w kraju i , stopę zwrotu wolną od ryzyka oraz globalną stopę zwrotu z portfela rynkowego, a Vol jest wartością obrotu. W większości analizowanych krajów współczynnik δ_i jest dodatni i istotny statystycznie, jednak w niektórych krajach zależność taka nie występuje³⁴ (Donadelli i Proserpi, 2011, s. 30).

Chai, Faff i Gharghori (2013) zastosowali model zbliżony do modelu (113), przy czym czynnik płynności skonstruowany był podobnie do czynnika HML w metodologii Famy-Frencha (Chai, Faff i Gharghori, 2013, s. 385). Jako miarę płynności przyjęli oni autorski miernik będący sumą standaryzowanych wartości trzech cech transakcyjnych. Próbę badawczą stanowiły

³³ Jednym z analizowanych rynków wschodzących była Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie w okresie marzec 1994 – styczeń 2011.

³⁴ Jednym z krajów, w którym parametr δ_i był nieistotny, była Polska.

spółki notowane na Australijskiej Giełdzie Papierów Wartościowych w latach 1982-2010. Wyniki badań pozwalają wyciągnąć wniosek, że płynność odgrywa znaczącą rolę w wycenie aktywów, jednak dodanie czynnika płynności do modeli wyceny skutkuje tylko nieznaczną poprawą mocy objaśniającej modeli (Chai, Faff i Gharghori, 2013, s. 394).

W swoich badaniach Amihud (2014) skonstruował czynnik płynności w sposób zupełnie odmienny od wcześniejszych. Na podstawie danych z okresu trzech miesięcy poprzedzających miesiąc t wyznaczył on miarę Amihuda dla każdej akcji j ($ILLIQ_{jt}$). Akcje zostały następnie podzielone na terylowe portfele według odchylenia standardowego dziennych stóp zwrotu, a następnie wewnątrz każdego tercyla dzielone na kwintyle według wartości miary płynności. Stopy zwrotu z portfeli są liczone dla miesiąca $t+3$ oraz ważone kapitalizacją. Czynnik płynności (IML) jest wyznaczany jako różnica między średnią arytmetyczną stóp zwrotu z trzech portfeli o najwyższych wartościach miary Amihuda a średnią arytmetyczną stóp zwrotu z trzech portfeli o najniższych wartościach miary Amihuda (Amihud, 2014, s. 2-3).

Amihud (2014), podobnie jak Florackis, Gregoriou i Kostakis (2011), wykorzystał procedurę Famy-McBetha oraz model Carharta wzbogacony o czynnik płynności (IML), aby zweryfikować, czy płynność znajduje odzwierciedlenie w stopach zwrotu. Modele (112) i (113) zostały oszacowane zarówno w wersji bezwarunkowej, jak i warunkowej w postaci (Amihud, 2014, s. 7):

$$\begin{aligned} (r_j - rf)_t = & \beta_{0j} + \beta_{RMrfj} RMrf_t + \beta_{SMBj} SMB_t + \beta_{HMLj} HML_t + \beta_{UMDj} UMD_t + \\ & + \beta_{IMLj} IML_t + \beta_{ZIMLj} Z_{t-1} IML_t + \beta_{Zj} Z_{t-1} \end{aligned} \quad (115)$$

$$\begin{aligned} r_{jt} = & \gamma_{0t} + \gamma_{RMrfj} \beta_{RMrfj} + \gamma_{SMBj} \beta_{SMBj} + \gamma_{HMLj} \beta_{HMLj} + \gamma_{UMDj} \beta_{UMDj} + \\ & + \gamma_{IMLj} \beta_{IMLj} + \gamma_{ZIMLj} \beta_{ZIMLj} + \gamma_{Zj} \beta_{Zj} \end{aligned} \quad (116)$$

gdzie Z_t jest odchyleniem od bezwarunkowej średniej zmiennej warunkującej z_t . Jako zmienne warunkujące zostały wykorzystane: różnica między stopami dochodu (*yield spread*) obligacji o ratingu BAA i obligacji o ratingu AAA oraz miesięczna zmiana różnicy w stopach dochodu z tych obligacji (Amihud, 2014, s. 8).

Próba badawcza objęła wszystkie spółki notowane na NYSE i AMEX w latach 1950-2012. Badanie wykazało występowanie w tym okresie dodatniej i istotnie różnej od zera premii z tytułu płynności. Ponadto zostało wykazane, że czynnik płynności IML znajduje

odzwierciedlenie w stopach zwrotu, ale jest statystycznie istotny tylko w czasach obniżonych możliwości finansowania³⁵ (Amihud, 2014, s. 15).

Bradrania i Peat (2014), podobnie jak Liu (2006), zastosowali model dwuczynnikowy opisany równaniem (109), przy czym czynnik płynności został skonstruowany w inny sposób. Wykorzystaną miarą płynności było efektywne postąpienie ceny (*effective tick*) zaproponowane przez Holden (2009). Konstrukcja czynnika płynności jest jednak zbliżona nie do czynnika konstruowanego przez Liu (2006), lecz do konstrukcji czynnika SMB w trójczynnikowym modelu Fama-Frencha. Akcje dzielone są na trzy portfele względem współczynnika β z modelu CAPM, a następnie, wewnątrz każdego z trzech portfeli, akcje są sortowane w oparciu o wartość efektywnego postąpienia ceny i dzielone na kolejne trzy portfele. Powstaje zatem dziewięć portfeli, których skład jest zmieniany w czerwcu każdego roku. Wartość premii związanej z czynnikiem płynności liczona jest jako różnica w średnich stopach zwrotu między trzema portfelami akcji mało płynnych a trzema portfelami akcji wysoce płynnych (Bradrania i Peat, 2014, s. 84-85).

Próbie badawczą stanowiły wszystkie spółki notowane na NYSE w latach 1926-2008. Z przedstawionych wyników autorzy wnioskują, że czynnik płynności znajduje odzwierciedlenie w stopach zwrotu. Ich zdaniem premia z tytułu płynności jest zależna od czynnika płynności, a nie poziomu płynności rozumianego jako cecha akcji (Bradrania i Peat, 2014, s. 94). Wyniki tych badań stoją niejako w opozycji do wyników Chou, Ko i Wei (2013), którzy starali się sprawdzić czy premia z tytułu płynności jest lepiej objaśniana przez płynność rozumianą jako cecha akcji, czy płynność rozumianą jako czynnik ryzyka. Przedział czasowy badania był zbliżony (1926-2006), przy czym, oprócz spółek z NYSE, badanie obejmowało także spółki z AMEX i Nasdaq (Chou, Ko i Wei, 2013, s. 4). Autorzy wykazali, że premia z tytułu płynności jest lepiej objaśniana przez modele, w których płynność jest traktowana jako cecha akcji, a nie jako czynnik ryzyka (Chou, Ko i Wei, 2013, s. 27). Różnice w uzyskanych wynikach mogą być jednak efektem zastosowania innych miar płynności.

Kenfack, Dubois, David, Patrick i Olufemi (2016) testowali model opisany równaniem (108) na podstawie danych 32 spółek notowanych na Regionalnej Giełdzie Papierów Wartościowych w Abidżanie (BRVM) w latach 1998-2008. Czynnik płynności tworzony był na podstawie sześciu portfeli: trzech tworzonych na podstawie wskaźnika obrotu oraz dwóch,

³⁵ Amihud (2014) użył sformułowania *increased funding illiquidity*, jednak ze względu na fakt, że pojęcie „płynność finansowania” nie została dokładnie określona w niniejszej rozprawie, zdecydowano się uprościć użyte sformułowanie, co nie powoduje utraty jego sensu.

tworzonych niezależnie, na podstawie wartości współczynnika β . Stosując procedurę Famy-McBetha, autorzy najpierw oszacowali parametry modelu (108), a następnie oszacowane wartości wykorzystali jako zmienne objaśniające w modelu przekrojowym (110). Autorzy wskazują, że płynność zdaje się być najważniejszym czynnikiem wyceny na BRVM (Kenfack, Dubois, David, Patrick i Olufemi, 2016, s. 140).

Z kolei Chen i Sherif (2016) wykorzystali model pięcioczynnikowy opisany równaniem (113) w celu zbadania występowania premii z tytułu płynności na Londyńskiej Giełdzie Papierów Wartościowych w okresie 1990-2012. Czynniki płynności definiowane są jako różnica w stopach zwrotu między portfelami akcji tworzonymi na podstawie skrajnych decyli miary płynności, która została skonstruowana na podstawie pierwszej głównej składowej, wskazanej z wykorzystaniem analizy głównych składowych (Chen i Sherif, 2016, s. 53). Z przedstawionych wyników można wnioskować, że czynnik płynności zwiększa moc objaśniającą modeli wyceny (Chen i Sherif, 2016, s. 62-63).

Badając występowanie premii z tytułu płynności na Giełdzie Papierów Wartościowych w Wietnamie Phong (2016) wykorzystał model (108). Czynniki płynności tworzony był na podstawie dwóch miar płynności³⁶, jako różnica stóp zwrotu między portfelem akcji o niskim poziomie płynności a portfelem akcji o wysokim poziomie płynności według danej miary. Autor wykazał, że czynnik płynności ma duży wpływ na stopy zwrotu z akcji (Phong, 2016, s. 42-43). Co ciekawe, wartości parametru stojącego przy czynniku płynności są ujemne, co wskazuje na to, że na Giełdzie Papierów Wartościowych w Wietnamie zależność między płynnością a stopami zwrotu ma przeciwny kierunek niż w poprzednich badaniach, tzn. wyższe stopy zwrotu przynoszą akcje o wyższym poziomie płynności.

III.2.4 Badania uwzględniające ryzyko płynności

W Rozdziale I ryzyko płynności zostało zdefiniowane jako wrażliwość stóp zwrotu z pojedynczej akcji na zmiany płynności rynku (Pástor i Stambaugh, 2003). Wskazano również, że Acharya i Pedersen (2005) wyróżnili trzy rodzaje ryzyka płynności, które są wynikiem zależności między płynnością rynku a płynnością akcji, płynnością rynku a stopami zwrotu z akcji oraz stopą zwrotu z portfela rynkowego a płynnością akcji. W badaniach nad odzwierciedleniem ryzyka płynności w stopach zwrotu z akcji dominuje w zasadzie model Achary i Pedersena (2005), choć zdarzają się badania charakteryzujące się innym podejściem.

³⁶ Wykorzystane miary to wartość obrotu i wskaźnik obrotu.

Jednym z badań, w których prezentowane jest wspomniane wcześniej odmienne podejście jest badanie Pástora i Stambaucha (2003). W swoim badaniu zastosowali oni nową miarę płynności, wyznaczaną w oparciu o analizę regresji, która odzwierciedla wpływ rozmiaru transakcji w dniu t na stopy zwrotu z akcji w dniu $t+1$. Poziom płynności rynku wyznaczany jest jako średnia arytmetyczna wartości miary płynności wszystkich akcji notowanych na rynku (Pástor i Stambaugh, 2003, s. 650):

$$\hat{\gamma}_t = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \hat{\gamma}_{it} \quad (117)$$

gdzie $\hat{\gamma}_{it}$ oznacza oszacowaną wartość miary płynności dla i -tej akcji w okresie t , a N jest liczbą uwzględnionych akcji.

Na podstawie szeregów czasowych miar płynności rynku wyznaczone zostały nieoczekiwane zmiany poziomu płynności (*innovations in liquidity*) (Pástor i Stambaugh, 2003, s. 652):

$$L_t = \frac{1}{100} \hat{u}_t \quad (118)$$

gdzie \hat{u}_t jest dopasowanym składnikiem resztowym z modelu:

$$\Delta \hat{\gamma}_t = a + b \Delta \hat{\gamma}_{t-1} + c \left(\frac{m_{t-1}}{m_1} \right) \hat{\gamma}_{t-1} + u_t \quad (119)$$

gdzie m_t oznacza całkowitą wartość na koniec miesiąca $t-1$ wszystkich uwzględnionych akcji, a m_1 odnosi się do pierwszego miesiąca badania. Zmiany płynności rynku $\Delta \hat{\gamma}_t$ wyznaczane są następująco:

$$\Delta \hat{\gamma}_t = \left(\frac{m_t}{m_1} \right) \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} (\hat{\gamma}_{it} - \hat{\gamma}_{it-1}) \quad (120)$$

Na potrzeby badania wpływu ryzyka płynności na stopy zwrotu autorzy oszacowali następujący model (Pástor i Stambaugh, 2003, s. 663):

$$r_{it} = \beta_i^0 + \beta_i^L L_t + \beta_i^M MKT_t + \beta_i^S SMB_t + \beta_i^H HML_t + \varepsilon_{it} \quad (121)$$

gdzie MKT oznacza nadwyżkową stopę zwrotu z portfela rynkowego, a SMB i HML są czynnikami modelu Famy-Frencha. Ryzyko płynności mierzone jest współczynnikiem β_i^L , nazywanym przez autorów współczynnikiem beta płynności (*liquidity beta*). Wyznaczenie współczynników beta płynności posłużyło do zbadania ich determinant w celu predykcji przyszłych ich wartości na podstawie modelu (Pástor i Stambaugh, 2003, s. 664):

$$\beta_{it}^L = \psi_{1i} + \psi_{2i}' \mathbf{Z}_{it-1} \quad (122)$$

gdzie Z_{it-1} jest wektorem siedmiu cech akcji obejmującym: historyczny współczynnik beta płynności szacowany na podstawie danych z miesięcy od $t-36$ do $t-1$, przeciętną wartość $\hat{\gamma}_{it}$ w miesiącach od $t-6$ do $t-1$, przeciętną wartość obrotu w miesiącach od $t-6$ do $t-1$, skumulowaną stopę zwrotu w miesiącach od $t-6$ do $t-1$, odchylenie standardowe miesięcznych stóp zwrotu w miesiącach od $t-6$ do $t-1$, cenę akcji z miesiąca $t-1$ oraz liczbę wyemitowanych akcji w miesiącu $t-1$.

Na podstawie decyli przewidywanych współczynników beta płynności tworzonych było 10 portfeli akcji, które stanowiły podstawę dalszej analizy³⁷. Dla każdego portfela wyznaczone były wartości stałych (α) wyznaczanych na podstawie modelu CAPM, trójczynnika modelu Fama-Frencha oraz czteroczynnikowego modelu Carharta. Badania wykazały, że oczekiwane stopy zwrotu z akcji są zależne od wrażliwości stóp zwrotu z tych akcji na zmiany w poziomie płynności rynku: akcje o wyższym ryzyku płynności cechują się znacząco wyższymi oczekiwanymi stopami zwrotu, nawet po uwzględnieniu ekspozycji na ryzyko rynkowe oraz czynnika rozmiaru, wartości i momentum (Pástor i Stambaugh, 2003, s. 683).

Acharya i Pedersen (2005) stworzyli Model Wyceny Aktywów Kapitałowych Skorygowany o Płynność (*Liquidity-Adjusted Capital Asset Pricing Model – L-CAPM*). Model ma na celu objaśnienie w jaki sposób oczekiwana stopa zwrotu z danego aktywa zależna jest od względnego kosztu płynności tego aktywa, stopy zwrotu z portfela rynkowego oraz względnego poziomu płynności rynku (Acharya i Pedersen, 2005, s. 380). W warunkach równowagi rynkowej, warunkowa oczekiwana stopa zwrotu netto (po uwzględnieniu kosztów transakcyjnych) z akcji i dana jest wzorem (Acharya i Pedersen, 2005, s. 381):

$$E_t(r_{t+1}^i - c_{t+1}^i) = r^f + \lambda_t \frac{\text{cov}_t(r_{t+1}^i - c_{t+1}^i, r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)}{\text{var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} \quad (123)$$

gdzie $\lambda_t = E_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M - r^f)$ oznacza premię za ryzyko. Na podstawie równania (123) można zapisać równoważnie, że oczekiwana stopa zwrotu brutto (przed uwzględnieniem kosztów płynności) dana jest wzorem:

$$E_t(r_{t+1}^i) = r^f + E_t(c_{t+1}^i) + \lambda_t \frac{\text{cov}_t(r_{t+1}^i, r_{t+1}^M)}{\text{var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} + \lambda_t \frac{\text{cov}_t(c_{t+1}^i, c_{t+1}^M)}{\text{var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} - \lambda_t \frac{\text{cov}_t(r_{t+1}^i, c_{t+1}^M)}{\text{var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} - \lambda_t \frac{\text{cov}_t(c_{t+1}^i, r_{t+1}^M)}{\text{var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} \quad (124)$$

³⁷ W ramach badania analizowano również portfele tworzone w oparciu o wartości rzeczywistych współczynników beta płynności.

W wersji bezwarunkowej równanie (124) można zapisać następująco (Acharya i Pedersen, 2005, s. 385):

$$E(r_t^i - r_t^f) = E(c_t^i) + \lambda\beta^{1i} + \lambda\beta^{2i} - \lambda\beta^{3i} - \lambda\beta^{4i} \quad (125)$$

gdzie $\lambda = E(\lambda_t) = E(r_t^M - c_t^M - r^f)$ oznacza oczekiwaną premię za ryzyko, a β^{1i} , β^{2i} , β^{3i} oraz β^{4i} są wyznaczone następująco:

$$\beta^{1i} = \frac{\text{cov}(r_t^i, r_t^M - E_{t-1}(r_t^M))}{\text{var}(r_t^M - E_{t-1}(r_t^M) - [c_t^M - E_{t-1}(c_t^M)])} \quad (126)$$

$$\beta^{2i} = \frac{\text{cov}(c_t^i - E_{t-1}(c_t^i), c_t^M - E_{t-1}(c_t^M))}{\text{var}(r_t^M - E_{t-1}(r_t^M) - [c_t^M - E_{t-1}(c_t^M)])} \quad (127)$$

$$\beta^{3i} = \frac{\text{cov}(r_t^i, c_t^M - E_{t-1}(c_t^M))}{\text{var}(r_t^M - E_{t-1}(r_t^M) - [c_t^M - E_{t-1}(c_t^M)])} \quad (128)$$

$$\beta^{4i} = \frac{\text{cov}(c_t^i - E_{t-1}(c_t^i), r_t^M - E_{t-1}(r_t^M))}{\text{var}(r_t^M - E_{t-1}(r_t^M) - [c_t^M - E_{t-1}(c_t^M)])} \quad (129)$$

β^{2i} rozumiana może być jako tzw. wspólność w płynności (*commonality in liquidity*) i odnosi się do pierwszego z trzech typów ryzyka płynności. Drugi typ ryzyka płynności, mierzony współczynnikiem β^{3i} , odpowiada ryzyku płynności w rozumieniu przedstawianym przez Pástora i Stambaugh (2003), czyli wrażliwości stóp zwrotu z akcji na zmiany płynności całego rynku. Trzeci typ ryzyka płynności, mierzony współczynnikiem β^{4i} , wskazuje na wrażliwość płynności pojedynczej akcji na stopy zwrotu z portfela rynkowego. Warto zaznaczyć, że model L-CAPM, oprócz wskazanych trzech rodzajów ryzyka płynności, uwzględnia również poziom płynności.

W celu zbadania, czy ryzyko płynności wpływa na stopy zwrotu, Acharya i Pedersen (2005, s. 392) uprościli model L-CAPM do następującej postaci:

$$E(r_t^p - r_t^f) = \alpha + \kappa E(c_t^p) + \lambda\beta^{net,p} \quad (130)$$

gdzie $\beta^{net,p} = \beta^{1p} + \beta^{2p} - \beta^{3p} - \beta^{4p}$ oznacza współczynnik beta netto (*net beta*) portfela p .

Autorzy modelu L-CAPM zweryfikowali model z wykorzystaniem danych o akcjach wszystkich spółek notowanych na NYSE i AMEX w okresie lipiec 1962 – grudzień 1999. Jako miarę poziomu płynności (c_t^i) wykorzystana została miara Amihuda (2002), znormalizowana według formuły (Acharya i Pedersen, 2005, s. 386):

$$c_t^i = \min(0,25 + 0,30ILLIQ_t^i P_{t-1}^M; 30,00) \quad (131)$$

gdzie P_{t-1}^M jest stosunkiem kapitalizacji portfela rynkowego na koniec miesiąca $t-1$ do kapitalizacji portfela rynkowego na koniec pierwszego miesiąca analizy. Z formalnego punktu widzenia P_{t-1}^M potraktować można jak wyrażenie (m_t/m_1) stosowane przez Pástora i Stambaugh (2003), opisane w modelach (119) oraz (120).

Autorzy modelu L-CAPM wykazali, że opisuje on stopy zwrotu lepiej niż standardowy model CAPM. Jednocześnie wskazali, że ryzyko płynności jest nieznacznie bardziej istotne dla wyceny akcji niż ryzyko rynkowe i poziom płynności. Ryzyko płynności odpowiada tylko za 1,1% przekrojowego zróżnicowania stóp zwrotu, a 80% tego efektu wynika z wrażliwości stóp zwrotu z akcji na zmiany płynności rynku (β^{3l}) (Acharya i Pedersen, 2005, s. 405).

Bekaert, Harvey i Lundblad (2007) badali zarówno wpływ płynności jako cechy akcji na stopy zwrotu, jak i wpływ ryzyka płynności na stopy zwrotu. Część badania poświęcona pierwszemu ze wspomnianych zagadnień została zaprezentowana we wcześniejszej części podrozdziału. Natomiast do zbadania zależności między globalnym i lokalnym ryzykiem płynności a stopami zwrotu posłużył im następujący model (Bekaert, Harvey i Lundblad, 2007, s. 1815):

$$\begin{aligned} E_t[r_{it+1}^{brutto}] - r_t^f &= \gamma_w \text{cov}_t[r_{it+1}^{brutto}, r_{wt+1}^{brutto}] + (\gamma_{Lw} - \gamma_w v_w) \text{cov}_t[r_{it+1}^{brutto}, L_{wt+1}] + v_i E_t[L_{it+1}] \\ &+ v_i \text{cov}_t[L_{it+1}, r_{it+1}^{brutto}] - v_i \gamma_w \text{cov}_t[L_{it+1}, r_{it+1}^{brutto}] + (\gamma_w v_i v_w - \gamma_{Lw} v_i) \text{cov}[L_{it+1}, L_{wt+1}] \\ &- \frac{1}{2} \text{var}_t[r_{it+1}^{brutto}] - \frac{1}{2} v_i^2 \text{var}_t[L_{it+1}] \end{aligned} \quad (132)$$

gdzie L jest miarą płynności, r stopą zwrotu, a subskrypty w oraz i odnoszą się odpowiednio do wielkości globalnych oraz krajowych.

Pierwsza część równania (132) odpowiada globalnemu ryzyku rynkowemu; drugi składnik odnosi się do globalnego ryzyka płynności; trzeci jest poziomem płynności rynku krajowego. Czwarty składnik równania odnosi się do krajowego ryzyka płynności, a piąty odnosi się do krzyżowego wpływu płynności na stopy zwrotu. Szósty składnik równania wskazuje na tzw. wspólność w płynności, a ostatnie dwa są składnikami nierówności Jensena (*Jensen's inequality terms*).

Podsumowując uzyskane wyniki autorzy wskazują, że płynność krajowego rynku jest istotną determinantą oczekiwanych stóp zwrotu na rynkach wschodzących. Wpływ płynności na stopy zwrotu nie osłabł nawet na skutek procesu liberalizacji zachodzącego na tych

rynkach³⁸. Również krajowe ryzyko płynności zdaje się być istotne w objaśnianiu stóp zwrotu. Co więcej, ryzyko płynności jest o wiele bardziej istotne w tej kwestii od ryzyka rynkowego (Bekaert, Harvey i Lundblad, 2007, s. 1826-1828).

Li, Sun i Wang (2014) testowali model L-CAPM wykorzystując dane spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Tokio w latach 1975-2006. W zasadzie cała metodologia opierała się na oryginalnej metodologii Achary i Pedersena (2005). Podobnie uzyskane wyniki są zbieżne: model LCAPM jest lepszym modelem do objaśniania stóp zwrotu od modelu CAPM, jednakże ryzyko płynności nie jest wyceniane ponad poziom płynności i ryzyko rynkowe (Li, Sun i Wang, 2014, s. 149-150).

Lee (2011) dokonał weryfikacji modelu LCAPM na poziomie globalnym, wykorzystując dane z 22 rozwiniętych i 28 wschodzących rynków akcji³⁹. Podobnie jak Bekaert, Harvey i Lundblad (2007), poszczególne analizy prowadził on dla globalnego ryzyka płynności (powiązanego z przeciętną płynnością na wszystkich rynkach) oraz lokalnego ryzyka płynności (związanego z przeciętnym poziomem płynności na rynku w danym kraju). Jednocześnie, w przeciwieństwie do badań Bekaerta, Hervey'a i Lubdlada (2007), badanie Lee (2011) było prowadzone na poziomie pojedynczych akcji, a nie całego rynku.

Wyniki badań Lee (2011) po części potwierdzają wyniki wcześniejszych badań. Co raczej nie powinno dziwić, akcje notowane na rynkach wschodzących cechują się niższym poziomem płynności od akcji notowanych na rynkach rozwiniętych (Lee, 2011, s. 144). Współczynnik beta płynności netto (opisany w równaniu (130)) znajduje odzwierciedlenie w stopach zwrotu, jednak wyłącznie na rynku amerykańskim oraz na rynkach wschodzących. Współczynnik $\beta^{2,L}$, wskazujący na wrażliwość płynności akcji na zmiany płynności rynku w danym kraju, jest wycenianym czynnikiem na rynkach wschodzących, ale nie na rynkach rozwiniętych. Ponadto, inwestorzy żądają wyższych stop zwrotu z akcji, których poziom płynności jest wrażliwy na zmiany w stopach zwrotu z portfela składającego się ze wszystkich akcji notowanych na rynku w danym kraju. Z kolei wartość współczynnika β^3 nie znajduje odzwierciedlenia w stopach zwrotu na żadnym w rynków, niezależnie czy jest on mierzony na poziomie globalnym, czy krajowym (Lee, 2011, s. 148).

Hagströmer, Hansson i Nillson (2013) z kolei testowali wersję warunkową modelu LCAPM, opisaną równaniem (124). Wykorzystali oni dane akcji spółek notowanych na NYSE

³⁸ Autorzy definiują liberalizację jako umożliwienie zagranicznym inwestorom dostępu do krajowego rynku kapitałowego.

³⁹ Co warto zaznaczyć, jednym z analizowanych rynków wschodzących był rynek polski. Badanie objęło jednak łącznie tylko 224 spółki notowane w latach 1993-2007.

i AMEX w okresie 1927-2010, a jako miarę płynności użyto efektywnego postąpienia ceny. Na podstawie zaprezentowanych wyników można wnioskować, że całkowita premia związana z płynnością wynosi od 1,74 do 2,08%, w zależności od specyfikacji modelu, przy czym 2/3 tej premii wynika z rekompensaty za poziom płynności. Pozostała 1/3 jest premią związaną z trzema rodzajami ryzyka płynności, z czego największa część wynika ze współzależności między płynności akcji a stopą zwrotu z portfela rynkowego (β^4) (Hagströmer, Hansson i Nillson, 2013, s. 4482-4483).

Opisane wyżej wyniki są zgodne z wynikami Achary i Pedersena (2005) w tym zakresie, że udział poszczególnych premii związanych z poziomem i ryzykiem płynności jest zbliżony (Hagströmer, Hansson i Nillson, 2013, s. 4483). Ponadto autorzy wykazali, że zarówno całkowita premia związana z płynnością oraz jej składowe (premia związana z poziomem płynności oraz premia związana z ryzykiem płynności) zmieniają się w czasie. Poszczególne składowe całkowitej premii związanej z płynnością są ze sobą dodatnio skorelowane, a premia związana z ryzykiem płynności jest bardziej zmienna od premii związanej z poziomem płynności (Hagströmer, Hansson i Nillson, 2013, s. 4485-4486).

Kim i Lee (2013) również testowali model LCAPM z wykorzystaniem danych o akcjach spółek notowanych na NYSE i AMEX w okresie od lipca 1962 do grudnia 2011. Wykorzystali oni osiem miar płynności: miarę Amihuda (2002), miernik Pástora-Stambaugh (2003), proporcję dni o zerowym zwrocie, miernik Liu (2006), miarę LOT (Lesmond, Ogden i Trzcinka, 1999), miernik Corwina-Schultza (2012), estymator Rolla (1984) oraz efektywne postąpienie ceny (Goyenko, Holden i Trzcinka, 2009). Uzyskane wyniki są zróżnicowane i zależne od wykorzystanej miary płynności. Po zastosowaniu analizy głównych składowych i uzyskaniu głównej składowej wszystkich miar wykorzystanych płynności, Kim i Lee (2011, s. 127) wykazali, że ryzyko płynności oparte na wspólnym komponencie płynności znajduje istotne odzwierciedlenie w stopach zwrotu, nawet biorąc pod uwagę poziom płynności i ryzyko rynkowe.

Holden i Nam (2016) testowali dwa szczególne wskazania modelu LCAPM. Pierwszym z nich jest wskazanie, że współczynnik κ w modelu (130) powinien być równy przeciętnemu wskaźnikowi obrotu. Drugim ze wskazań jest, że współczynnik λ^1 powinien być równy współczynnikowi λ^5 , który odpowiada $\beta^{5i} = \beta^{2i} - \beta^{3i} - \beta^{4i}$. W celu zbadania tych wskazań oszacowany został następujący model (Holden i Nam, 2016, s. 4):

$$E(r_t^i - r_t^f) = \alpha^i + \kappa E(c_t^i) + \lambda^1 \beta^{1i} + \lambda^5 \beta^{5i} \quad (133)$$

Próba badawcza objęła akcje spółek notowanych na NYSE i AMEX w okresie 1962-2015 oraz, osobno, notowane na Nasdaq w okresie 1971-2015. Wykorzystane zostały cztery miary płynności: estymator Corwina-Schultza (2012), procentowy zgłoszony spread na koniec dnia, miara Amihuda (2002) oraz proporcja dni o zerowym zwrocie. Obydwa badane wskazania modelu LCAPM zostały odrzucone jako nieprawdziwe, niezależnie od wykorzystanej miary płynności oraz podokresu analizy. Wskazuje to, że w analizie wpływu płynności na stopy zwrotu należy stosować inne modele, nazywane przez autorów Uogólnionymi Modelami Wyceny Skorygowanymi o Płynność (*Generalized Liquidity-Adjusted Asset Pricing*) (Holden i Nam, 2016, s. 14), które zostały opisane we wcześniejszej części niniejszego rozdziału.

Trochę inne podejście do ryzyka płynności prezentuje Wu (2017). Wykorzystując nową miarę ryzyka płynności – prawdopodobieństwo wystąpienia „ekstremalnej płynności”⁴⁰ – analizuje jego wpływ na stopy zwrotu akcji spółek notowanych na NYSE i AMEX w latach 1968-2014. Analizowane były przeciętne surowe stopy zwrotu oraz wartości stałych (α) z modeli Famy-Frencha, Carharta oraz modelu (121). Ponadto wykorzystane zostały przekrojowe równania Famy-McBetha, aby uwzględnić również inne cechy akcji. Wyniki wskazują, że ryzyko wystąpienia „ekstremalnej płynności” wpływa na stopy zwrotu z akcji, przynosząc istotną premię (Wu, 2017, s. 37-41).

Butt, Badsah i Suleman (2017) badali zależność między ryzykiem płynności a stopami zwrotu na australijskim rynku akcji. Analizą objęty został okres od lutego 1988 roku do czerwca 2014 roku. Jako miary płynności wykorzystane zostały miara Amihuda (2002) oraz proporcja dni o zerowym zwrocie, a testowanym modelem był model LCAPM (Acharya i Pedersen, 2005). Uzyskane wyniki są uzależnione od miary płynności, na podstawie której szacowane były parametry modelu. Model LCAPM oszacowany na podstawie miary Amihuda pozwala przewidzieć niemal 100% wartości premii z tytułu płynności na rynku australijskim. Wykorzystując proporcję dni o zerowej stopie zwrotu do oszacowania modelu LCAPM, uzyskuje się znacznie gorsze wyniki (Butt, Badsah i Suleman, 2017, s. 125-126). Jest to kolejny dowód na to, że wybór miary płynności może wpłynąć na uzyskane wyniki badań.

M. Miralles-Quiros, J. Miralles-Quiros i Oliveira (2017) badali zależność między ryzykiem płynności a stopami zwrotu na rynku portugalskim. Badanie objęło wszystkie spółki

⁴⁰ „Ekstremalną płynność” definiowana jest przez Wu (2017) jako wartość miary Amihuda (2002) powyżej pewnej ustalonej granicy. Formalnie zatem prawdopodobieństwo wystąpienia „ekstremalnej płynności” dane jest jako

$$P\left(ILLIQ_{id}^i > x \mid ILLIQ_{id}^i > p_t^*, F_t\right) \sim \left(x/p_t^*\right)^{-d\gamma_t}.$$

notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Lizbonie w latach 1988-2013, a wykorzystaną miarą płynności była proporcja dni o zerowym zwrocie. Analizy były prowadzone również w oparciu o model LCAPM. Z zaprezentowanych wyników można wnioskować, że na rynku portugalskim poziom płynności znajduje odzwierciedlenie w stopach zwrotu. Żaden z rodzajów ryzyka płynności jednak nie wpływa na stopy zwrotu na Giełdzie Papierów Wartościowych w Lizbonie. Badanie było prowadzone również dla dwóch podokresów: okresu, w którym rynek portugalski był uznawany za rynek wschodzący i okresu, w którym rynek ten był już uznawany za rozwinięty. Opisane wyżej wyniki są niezależne od przyjętego okresu badania (M. Miralles-Quiros, J. Miralles-Quiros i Oliveira, 2017, s. 201-202).

III.2.5 Podsumowanie badań zależności między płynnością a stopami zwrotu

Jak zostało to zaprezentowane, istnieje wiele różnych modeli służących empirycznej weryfikacji zależności między płynnością akcji i stopami zwrotu. Co ciekawe, nawet ten sam model zastosowany dla danych o akcjach notowanych na tym samym rynku może dać różne wyniki, co nierzadko jest skutkiem zastosowania innej miary płynności czy wykorzystania innych metod badawczych. Jest zatem bardzo istotne, aby w badaniach empirycznych z zakresu wpływu płynności na stopy zwrotu dobierać mierniki poziomu płynności adekwatne do architektury rynku i uwzględniając dobroć pomiaru, a także starannie dobrać postać szacowanego modelu.

Podsumowując rezultaty badań empirycznych opisanych w ramach niniejszego podrozdziału można wyciągnąć następujące wnioski. Co do zasady, jako cecha akcji, płynność wpływa na stopy zwrotu zarówno na rynkach rozwiniętych, jak i wschodzących. Zależność ta zdaje się być znacznie silniejsza na rynkach dopiero co rozwijających się, uważanych za mniej płynne. Uwzględnienie w modelach wyceny czynnika płynności również wskazuje na to, że poziom płynności ma wpływ na stopy zwrotu z akcji. W tym przypadku jednak ma to miejsce głównie na rynkach rozwiniętych, podczas gdy na rynkach wschodzących wyniki są zróżnicowane. W Tabeli 13 zebrano najważniejsze informacje dotyczące empirycznych badań zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu. W ostatniej kolumnie tabeli przedstawiono kierunek zależności między kosztami płynności a stopami zwrotu wynikający z przeprowadzonych badań. Zatem określenie „pozytywna” wskazuje, że mniej płynne akcje (tj. akcje o wyższych kosztach płynności) przynoszą wyższe stopy zwrotu.

Tabela 13. Badania zależności między poziomem płynności a stopą zwrotu

Autorzy	Giełda	Okres badania	Kierunek zależności
Badania traktujące płynność jako cechę akcji			
(Amihud i Mendelson, 1986a)	NYSE	1960-1980	pozytywny
(Amihud i Mendelson, 1989)	NYSE	1960-1980	pozytywny
(Amihud i Mendelson, 1991)	NYSE	1960-1980	pozytywny
(Eleswarapu i Reinganum, 1993)	NYSE	1960-1990	pozytywny tylko w styczniu
(Chen i Kan, 1995)	NYSE	1960-1980	brak
(Eleswarapu, 1997)	NASDAQ	1973-1990	pozytywny, silniejsza w styczniu
(Brennan i Subrahmanyam, 1996)	NYSE	1984-1991	pozytywny
(Kluger i Stephan, 1997)	Nie podano (697 spółek)	VII – VIII 1986	pozytywny
(Chalmers i Kadlec, 1998)	NYSE, AMEX	1983-1992	pozytywny
(Datar i in., 1998)	NYSE	31.07.1961 – 31.12.1991	pozytywny
(Chordia i in., 2001)	NYSE, AMEX	1966-1995	pozytywny
(Amihud, 2002)	NYSE	1963-1997	pozytywny
(Marshall i Young, 2003)	ASX (Australia)	1994-1998	brak
(Chordia i Subrahmanyam, 2004)	NYSE	1988-1998	brak
(Subrahmanyam, 2008)	NYSE	1993-2002	ujemny
(Goyenko, 2006)	NYSE, AMEX, NASDAQ	VI 1962 – XII 2003	pozytywny
(Dong i in., 2007)	NYSE	I 2000 – III 2001	pozytywny
(Bekaert i in., 2007)	19 rynków wschodzących	1993-2003	pozytywny
(Dalgaard, 2009)	CSE (Dania)	I 1987 – XI 2008	brak
(Chordia i in., 2009)	NYSE, AMEX	1976-2002	pozytywny
(Hasbrouck, 2009)	NYSE AMEX NASDAQ	1926-2006 1963-2006 1985-2006	pozytywny tylko w styczniu
(Chang i in., 2010)	TSE (Japonia)	1975-2004	pozytywny
(Pereira i Zhang, 2010)	NYSE, AMEX	1963-2005	pozytywny
(Li, Sun i Wang, 2014)	TSE (Japonia)	1975-2006	pozytywny
(Machado i Medeiros, 2011)	BOVESPA (Brazylia)	VI 1995 – VI 2008	pozytywny
(Brennan i in., 2012)	NYSE	1983-2008	pozytywny
(Huh, 2014)	NYSE, AMEX	1983-2009	pozytywny
(Akram, 2014)	KSE (Pakistan)	2005-2012	ujemny
(Amihud i in., 2015)	45 rynków	1990-2011	pozytywny
(Harris i Amato, 2017)	NYSE	1963-2015	pozytywny
Badania traktujące płynność jako czynnik ryzyka			
(Chan i Faff, 2005)	ASX (Australia)	1989-1998	pozytywny
(Liu, 2006)	NYSE, AMEX NASDAQ	1960-2003	pozytywny

(Marcelo i Quirós, 2006)	MSE (Hiszpania)	1994-2002	pozytywny tylko w styczniu
(Hearn i Piesse, 2008)	JSE (RPA), NSE (Kenia), SSE (Swaziland), BVM (Mozambik)	1991-2007	pozytywny
(Hearn, 2009)	USE (Uganda), DSE (Tanzania), NSE (Kenia), LSE (Wielka Brytania), JSE (RPA)	2000-2008	pozytywny
(Hearn i in., 2010)	JSE (RPA), NSE (Kenia), CASE (Egipt), NSE (Maroko)	1996-2007	pozytywny
(Florackis i in., 2011)	LSE (Wielka Brytania)	1991-2008	pozytywny
(Donadelli i Prospero, 2011)	31 rynków	1994-2010	zależnie od kraju
(Chai i in., 2013)	ASX (Australia)	1982-2010	pozytywny
(Amihud, 2014)	NYSE, AMEX	1950-2012	pozytywny
(Bradrania i Peat, 2014)	NYSE	1926-2008	pozytywny
(Chou i in., 2013)	NYSE, AMEX, NASDAQ	1926-2008	pozytywny
(Kenfack i in., 2016)	BRVM (Abidżan)	1998-2008	pozytywny
(Chen i Sherif, 2016)	LSE (Wielka Brytania)	1990-2012	pozytywny
(Phong, 2016)	HSX (Wietnam)	2006-2011	ujemny
Badania uwzględniające ryzyko płynności			
(Pástor i Stambaugh, 2003)	NYSE, AMEX, NASDAQ	1966-1999	pozytywny
(Acharya i Pedersen, 2005)	NYSE, AMEX	VII 1962 – XII 1999	brak
(Bekaert i in., 2007)	19 rynków wschodzących	1993-2003	pozytywny
(Li i in., 2014)	TSE (Japonia)	1975-2006	brak
(Lee, 2011)	50 rynków	1988-2007	brak
(Hagströmer i in., 2013)	NYSE, AMEX	1927-2010	brak
(Kim i Lee, 2013)	NYSE, AMEX	VII 1962 – XII 2011	brak
(Holden i Nam, 2016)	NYSE, AMEX NASDAQ	1962-2015 1971-2015	brak
(Wu, 2017)	NYSE, AMEX	1968-2014	pozytywny
(Butt i in., 2017)	ASX (Australia)	II 1988 – VI 2014	brak
(M. Miralles-Quiros i in., 2017)	Bolsa (Portugalia)	1988-2013	brak

Źródło: Opracowanie własne.

Największa rozbieżność wyników badań występuje w przypadku analizy wpływu ryzyka płynności na stopy zwrotu. Po części może to wynikać ze zdefiniowania tego pojęcia, które w literaturze jest rozumiane wieloznacznie. Jednak nawet wyniki testów tego samego modelu, jakim jest model LCAPM, są wieloznacznie i w dużej mierze zależne od przyjętej miary płynności oraz konwencji wyznaczania zmian poziomu płynności rynku. Niezależnie od tego, wyniki testów tego modelu są zróżnicowane w zależności od rynku, jaki został poddany analizie.

III.3 Badania nad wpływem płynności na stopy zwrotu z akcji na polskim rynku kapitałowym

Badania nad zależnością między płynnością a stopami zwrotu z akcji były prowadzone również na polskim rynku kapitałowym. Rezultaty tych badań są zróżnicowane i często zależne od przyjętej metody badań. Podobnie jak w przypadku badań prezentowanych w poprzednim podrozdziale, również analizy prowadzone na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie zostaną przedstawione w podziale na badania traktujące płynność jako cechę akcji, traktujące płynność jako czynnik ryzyka oraz uwzględniające ryzyko płynności. Tak samo jak w badaniach prowadzonych na innych rynkach, zarówno rozwiniętych jak i wschodzących, najliczniejszą grupę stanowią badania z pierwszego obszaru.

III.3.1 Badania traktujące płynność jako cechę akcji

Pierwszą próbą znalezienia zależności między płynnością a stopami zwrotu były badania prowadzone przez Łuniewską i Tarczyńskiego (Łuniewska i Tarczyński, 2007; Tarczyński i Łuniewska, 2008; Tarczyński, 2009a, 2009b). Badania zostały przeprowadzone na próbie 20 spółek wchodzących w skład indeksu WIG20. Spółki te są uznawane za największe i cechujące się najwyższym poziomem płynności akcji. Zakres czasowy badania obejmował okres trzech miesięcy od 2.01.2007 r. do 30.03.2007 r., zaś samo badanie opierało się na tygodniowych stopach zwrotu. Jako mierniki płynności wykorzystane zostały wolumen i wartość obrotu.

Analiza zależności między płynnością a stopami zwrotu ograniczała się do zbadania korelacji między wspomnianymi wielkościami. Oszacowane współczynniki w znakomitej większości nie różniły się w statystycznie istotny sposób od zera, co wskazuje na brak zależności między wolumenem i wartością obrotów a stopami zwrotu w spółkach z indeksu WIG20. Jedynie dla dwóch spółek korelacja ta okazała się istotna: PGNiG SA oraz Prokom Software SA. Wartości współczynników korelacji między wartością obrotu a stopami zwrotu wyniosła dla obu spółek 0,49, zaś między wolumenem obrotu a stopami zwrotu dla obu spółek wyniosła 0,47 (Tarczyński, 2009b, s. 413).

Pomimo krótkiego horyzontu czasowego oraz ograniczonej próby badawczej, a także niezastosowania zaawansowanych metod analizy, badania Łuniewskiej i Tarczyńskiego są pierwszymi, według najlepszej wiedzy autora, badaniami nad zależnością między płynnością a stopami zwrotu prowadzonymi na GPW w Warszawie. Co również warto zaznaczyć, badanie to powstało po ponad dwudziestu latach od publikacji artykułu Amihuda i Mendelsoona (1986).

Jednym z czynników ograniczających tego typu badania na polskiej giełdzie zapewne był zbyt niski stopień rozwoju polskiego rynku kapitałowego we wczesnych latach jego funkcjonowania oraz związany z tym bardzo niski poziom jego płynności.

W dalszej kolejności badaniu zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu poświęcili się Gajdka, Gniadkowska i Schabek (Gajdka, Gniadkowska i Schabek, 2010; Gniadkowska, 2012). Ich badanie było bardziej zaawansowane pod każdym względem, gdyż objęło 104 spółki notowane w całym okresie badania, tj. od stycznia 2000 do grudnia 2008 roku. Badanie prowadzone było na miesięcznych oraz rocznych stopach zwrotu. W pierwszej kolejności, na podstawie danych z pięciu lat wstecz, wyznaczone zostały współczynniki β dla 13 portfeli stworzonych na podstawie wartości miar płynności, którymi były spread bid-ask oraz średnia wartość obrotu. Okres testowy obejmował 5 lat od 2004 do 2008 roku (Gajdka, Gniadkowska i Schabek, 2010, s. 601-602).

Do badania zależności wykorzystany został model w postaci równania (88), przy czym uwzględnione zostały dodatkowo zmienne binarne dla lat. Model został oszacowany zarówno w wersji opisanej równaniem (88), jak i w postaci zmodyfikowanej. Pierwsza z modyfikacji polegała na wyłączeniu współczynnika β ze zmiennych objaśniających, druga natomiast – na zamianie logarytmu naturalnego wartości spreadu na przeciętną wartość obrotu. Z przedstawionych przez autorów oszacowań wartości parametrów modeli wynika, że spread wpływa pozytywnie na miesięczne stopy zwrotu (Gajdka, Gniadkowska i Schabek, 2010, s. 602-603) oraz, że nie występuje statystycznie istotna zależność między wartością obrotów a miesięcznymi i rocznymi stopami zwrotu, a także między spreadem a rocznymi stopami zwrotu (Gniadkowska, 2012, s. 567-569).

Garsztka i Rutkowska-Ziarko (2012) na podstawie notowań dziesięciu spółek z pierwszego kwartału 2011 roku utworzyli portfel Markowitza oraz cztery grupy portfeli fundamentalnych, opierających się na Taksonomicznym Mierniku Atrakcyjności Inwestycji (TMAI) utworzonym na podstawie wskaźnika P/E oraz miary płynności Amihuda (2002). Traktując miarę Amihuda jako destymulantę⁴¹ atrakcyjności inwestycji i wykorzystując ją przy tworzeniu portfela akcji można osiągnąć lepsze wyniki w porównaniu z klasycznym modelem Markowitza (Garsztka i Rutkowska-Ziarko, 2012, s. 79-80), co wskazuje na występowanie premii z tytułu płynności akcji w badanych spółkach.

⁴¹ Potraktowanie miary *ILLIQ* jako destymulanty oznacza, że wyższa wartość miary wpływa negatywnie na atrakcyjność inwestycji. Jest to zgodne z logiką, gdyż wyższa wartość miary Amihuda wskazuje na niższy poziom płynności akcji, a więc również mniejszą atrakcyjność dla inwestorów.

Stereńczak (2016) analizował zależność między poziomem płynności a stopami zwrotu wykorzystując dane łącznie 425 spółek notowanych na GPW w Warszawie w latach 2011-2015. Analizowane były stopy zwrotu w ujęciu rocznym oraz miesięcznym, co dało łącznie 1577 obserwacji rocznych oraz 14 705 obserwacji miesięcznych. W pierwszej kolejności oszacowane zostały modele w postaci równania (97) dla miesięcznych i rocznych stóp zwrotu. Jako zmienne objaśniające wykorzystano miarę Amihuda (2002) jako miarę płynności, wskaźnik BV/MV oraz logarytm naturalny kapitalizacji spółki jako miarę rozmiaru spółki. Wykazana została dodatnia i statystycznie istotna zależność między miarą Amihuda a rocznymi stopami zwrotu (Stereńczak, 2016, s. 369).

Uzyskane wyniki dla miesięcznych stóp zwrotu były niejednoznaczne, gdyż wartości parametrów przy zmiennej płynności były zarówno dodatnie i istotne statystycznie, nieistotne statystycznie, oraz ujemne i istotne statystycznie, w zależności od oszacowanego modelu (Stereńczak, 2016, s. 369-370). Skłoniło to autora do innego zdefiniowania zmiennych objaśniających i ponownego oszacowania modelu dla danych miesięcznych. W pierwotnej wersji wartości zmiennych objaśniających określone były, podobnie jak w badaniach Amihuda (2002) na koniec roku poprzedzającego dany miesiąc, podczas gdy zmiana polegała na przyjęciu wartości zmiennych objaśniających z miesiąca poprzedzającego badany miesiąc, podobnie jak w badaniach Datar i in. (1998). Wartości uzyskanych parametrów pozwalają na stwierdzenie dodatniej i istotnej zależności między miarą Amihuda a stopami zwrotu z akcji (Stereńczak, 2016, s. 370). Autor wykorzystał również model (98) do oceny wpływu nieoczekiwanej płynności na stopy zwrotu. Wyniki są zbieżne z analizami przeprowadzonymi przez Amihuda (2002) (Stereńczak, 2016, s. 371).

Z kolei Włosik (2017) wykorzystwała w swoim badaniu dane akcji spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie nieprzerwanie od 2000 roku do końca lutego 2017 roku, co dało autorce próbę 87 spółek. Zakres czasowy badania został jednak ograniczony do lat 2008-2017, a jako miara płynności została wykorzystana miara Amihuda (2002). Badanie zostało przeprowadzone w dwóch podokresach: od początku 2008 roku do sierpnia 2011 roku oraz od września 2011 do lutego 2017 roku, co było spowodowane zwiększeniem zmienności wartości miary Amihuda w późniejszym okresie. Ze względu na niestacjonarność szeregu czasowego miary Amihuda, autorka posłużyła się jej pierwszymi przyrostami (Włosik, 2017, s. 135).

W pierwszej kolejności oszacowane zostały wartości parametrów trójczynnika modelu Fama-Frencha dla sześciu portfeli stworzonych według kryterium rozmiaru oraz

wskaźnika BV/MV dla obydwu podokresów. Następnie model został oszacowany z uwzględnieniem zmiennej reprezentującej płynność. Uwzględnienie tej zmiennej nie wpłynęło znacząco na wartości parametrów przy czynnikach modelu i nie spowodowało również znaczących zmian w wartościach R^2 oszacowanych modeli. O ile w pierwszym podokresie wartości parametrów stojących przy zmiennej płynności są istotne statystycznie, to tylko w czterech przypadkach są one dodatnie. W pozostałych dwóch przypadkach parametry te przyjmują ujemne wartości. W drugim podokresie wszystkie wartości parametrów przy zmiennej płynności są ujemne, ale nieistotne statystycznie (Włosik, 2017, s. 138-139). Przeprowadzone badania nie pozwoliły zatem na stwierdzenie występowania jednoznacznej zależności między płynnością a stopami zwrotu na polskim rynku akcji.

Nowak (2017) analizowała zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu z akcji dziesięciu spółek zaliczanych do indeksu WIG20 w okresie od 17.11.2000 do 30.06.2016 roku. Wykorzystała ona wskaźniki nierównowagi zleceń, aby zweryfikować, czy sam fakt występowania nierównowagi zleceń wpływa na osiągnięte stopy zwrotu w przyszłości. Szacowane modele były modelami szeregów czasowych, co jest rzadko spotykane w tego typu analizach. Podsumowując uzyskane wyniki autorka stwierdza, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że włączenie zmiennej odnoszącej się do występowania nierównowagi zleceń do modelu poprawia właściwości opisowe tego modelu w przypadku wykorzystania tzw. nocnych oraz śróddziennych stóp zwrotu. W przypadku wykorzystania stóp zwrotu opartych na cenach zamknięcia, hipotezę tę należy odrzucić (Nowak, 2017, s. 99).

III.3.2 Badania traktujące płynność jako czynnik ryzyka

W zasadzie jedynym (według najlepszej wiedzy autora) badaniem zależności między płynnością a stopami zwrotu na GPW w Warszawie, w którym płynność traktowana jest jako czynnik ryzyka jest badanie przeprowadzone przez Lischewski i Voronkovą (2012). Badanie to objęło wszystkie krajowe spółki notowane w okresie od stycznia 1996 do marca 2009, co dawało minimum 64 obserwacje w każdym miesiącu. W badaniu testowane były modele opisane równaniami (109) oraz (108), w których czynnik płynności jest różnicą między średnią stopą zwrotu z sześciu portfeli akcji o niskim poziomie płynności i średnią stopą zwrotu z sześciu portfeli akcji o wysokim poziomie płynności (Lischewski i Vorokova, 2012, s. 16).

Wartości parametrów modeli CAPM i Famy-Frencha z dodatkowym czynnikiem płynności zostały oszacowane dla pięciu portfeli zbudowanych na podstawie kwintyli miary płynności, osobno dla każdej z wykorzystanych miar płynności. Pozwoliło to na porównanie

wartości stałych (α) między portfelami o różnym poziomie płynności. Wykorzystane zostały w tym celu następujące miary: proporcja dni o zerowym zwrocie, proporcja dni o zerowym zwrocie i zerowym wolumenie, miara Amihuda (2002) wraz z trzema jej modyfikacjami, miara LOT, estymator Rolla oraz miara Liu. Uzyskane wyniki wskazują, że czynnik płynności nie jest istotny dla wyceny akcji na polskim rynku kapitałowym.

III.3.3 Badania uwzględniające ryzyko płynności

Pierwszym badaniem nad zależnością między ryzykiem płynności a stopami zwrotu na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie jest badanie Olbryś (2014a, 2014b). W analizach wykorzystany został model LCAPM zaproponowany przez Acharyę i Pedersena (2005). W badaniu uwzględnione zostały łącznie 174 spółki notowane nieprzerwanie od stycznia 2007 roku do grudnia 2012 roku. Do określenia poziomu płynności wykorzystana została miara Amihuda (2002), przeskalowana za pomocą deflatora (Olbryś, 2014b, s. 255):

$$P_{t-1}^M = \frac{WIG_{t-1}}{WIG_1} \quad (134)$$

Badanie zostało wykonane zgodnie z oryginalną metodologią zaproponowaną przez Acharyę i Pedersena (2005). Uzyskane wyniki pozwalają wnioskować, że w większości przypadków parametry modelu nie różnią się w sposób istotny od zera, co wskazuje na fakt, że ryzyko płynności nie znajduje odzwierciedlenia w stopach zwrotu na polskim rynku kapitałowym. Co równie istotne, również poziom płynności okazał się nie wpływać istotnie na stopy zwrotu ze skonstruowanych portfeli (Olbryś, 2014b, s. 267-268).

Do nieco odmiennych wniosków doszedł Piotrowski (2015), który w swoich badaniach również wykorzystał model LCAPM oraz miarę Amihuda przeskalowaną o zmianę kapitalizacji badanych spółek. Badanie to objęło 294 spółki notowane na GPW w Warszawie w latach 2000-2014 (Piotrowski, 2015, s. 199-200). Zaprezentowane wyniki (Piotrowski, 2015, s. 202) wskazują, że oszacowane wartości parametrów są nieistotne statystycznie, choć sam autor twierdzi inaczej (Piotrowski, 2015, s. 207). Pomimo tego, warto zwrócić uwagę na to, że uwzględnienie ryzyka płynności w modelu CAPM zwiększa dokładność oszacowania oczekiwanych stóp zwrotu (w porównaniu do standardowego CAPM), ale tylko dla portfeli o wysokim poziomie płynności (Piotrowski, 2015, s. 206).

III.3.4 Podsumowanie badań zależności między płynnością a stopami zwrotu

Wyniki badań nad zależnością między płynnością a stopami zwrotu na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie są bardzo niejednoznaczne. W dużej mierze uzyskany wynik jest zależny od wykorzystanej miary płynności oraz sposobu uwzględnienia płynności w modelu. Zróżnicowanie dotyczy także zakresu podmiotowego i czasowego badań, co również może mieć wpływ na uzyskiwane wyniki. Można jednak stwierdzić, że brakuje pogłębionych badań nad wspomnianą zależnością na polskim rynku giełdowym, uwzględniając nawet analizy prowadzone przez zagranicznych naukowców w ramach badań, w których zestawiane są wyniki z poszczególnych rynków w ujęciu międzynarodowym. Zestawienie badań zależności między płynnością a stopami zwrotu na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie zostało zaprezentowane w Tabeli 14.

Tabela 14. Badania zależności między płynnością a stopami zwrotu na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie

Autorzy	Próba badawcza	Okres badania	Kierunek zależności
Badania traktujące płynność jako cechę akcji			
(Łuniewska i Tarczyński, 2007; Tarczyński i Łuniewska, 2008; Tarczyński, 2009a, 2009b)	spółki z indeksu WIG20	02.01.2007 – 30.03.2007	brak
(Gajdka i in., 2010; Gniadkowska, 2012)	104 spółki	2004-2008	pozytywny
(Garsztka i Rutkowska-Ziarko, 2012)	10 spółek	1. kwartał 2011 roku	pozytywny
(Stereńczak, 2016)	425 spółek	2011-2015	pozytywny
(Włosik, 2017)	87 spółek	2008-2017	brak
(Nowak, 2017)	spółki z indeksu WIG20	17.11.2000 – 30.06.2016	brak
Badania traktujące płynność jako czynnik ryzyka			
(Lischewski i Voronkova, 2012)	wszystkie spółki z GPW	01.1996 – 03.2009	brak
Badania uwzględniające ryzyko płynności			
(Olbryś, 2014a, 2014b)	174 spółki	2007-2012	brak
(Piotrowski, 2015)	294 spółki	2000-2014	brak

Źródło: Opracowanie własne.

III.4 Determinanty premii z tytułu płynności akcji w dotychczasowych badaniach

Rozważania na temat determinant premii z tytułu płynności warto zacząć od jej zdefiniowania. W literaturze przedmiotu napotkać można wiele różnych definicji i metod pomiaru tego typu premii, co przekłada się również na niejednoznaczność wyników badań z zakresu czynników wpływających na jej wartość. W najbardziej ogólny sposób premię z tytułu płynności można zdefiniować jako różnicę w stopach zwrotu między akcją

o niedoskonałej płynności a akcją doskonale płynną (Huang, 2003; Vayanos i Villa, 1999; Bouchard, Fukusawa, Herdegen i Muhle-Karbe, 2018). Constantinides (1986) oraz Lo, Mamaysky i Wang (2004) doprecyzowują, że jest to różnica w oczekiwanych stopach zwrotu z tych akcji.

Niekiedy premia z tytułu płynności definiowana jest jako maksymalna wartość oczekiwanej stopy zwrotu, z jakiej inwestor jest skłonny zrezygnować, aby nie ponosić kosztów płynności (Longstaff, 1995; Jang, Koo, Liu i Loewenstein, 2007; Driessen i Xing, 2016). Definiując premię z tytułu płynności w ten sposób automatycznie wiąże się wysokość tej premii z poziomem awersji inwestorów do utrzymywania akcji o niedoskonałej płynności. Podobnie bywa definiowana premia za ryzyko płynności – jako maksymalna wartość oczekiwanej stopy zwrotu, którą jest skłonny poświęcić inwestor, aby wyeliminować czasową zmienność poziomu płynności⁴² (Driessen i Xing, 2016).

Przez niektórych autorów premia z tytułu płynności nie jest definiowana w kategoriach stóp zwrotu, ale w kategoriach cen akcji. I tak, Longstaff (2001) określa ją jako cenę płynności, czyli dyskonto w cenie niedoskonale płynnego aktywa, która kompensuje inwestorowi ograniczenia płynności. Z kolei Vayanos (2004) wskazuje, że premia z tytułu płynności to różnica w cenie między aktywami o różnym poziomie płynności, ale o bardzo zbliżonych do siebie innych cechach. Zakładając zatem, że wartość końcowa obydwu aktywów (doskonale płynnego i niedoskonale płynnego) jest taka sama (ze względu na zbliżone do siebie pozostałe cechy), to aktywo o niższym poziomie płynności (wyceniane z dyskontem względem aktywa o wyższym poziomie płynności) powinno przynosić wyższe stopy zwrotu.

Pereira i Zhang (2010) definiują premię z tytułu płynności jako dodatkową stopę zwrotu, którą niedoskonale płynna akcja musi przynieść, aby inwestor uzyskał ten sam poziom użyteczności jak w przypadku inwestycji w doskonale płynną akcję. W definicji tej autorzy odchodzą nieco od perspektywy inwestora, wskazując na wiodącą rolę akcji, a nie inwestora w określeniu wysokości premii z tytułu płynności. Bazując na wcześniej przytoczonych definicjach można zatem stwierdzić, że premia z tytułu płynności akcji to dodatkowa wartość oczekiwanej przez inwestora stopy zwrotu, która rekompensuje mu niedoskonałą płynność aktywa, w które inwestuje. Jak słusznie zauważają Driessen i Xing (2016) inwestorzy powinni

⁴² Należy jednak zaznaczyć, że w rozumieniu definicji zaprezentowanych w Rozdziale I, tak zdefiniowana premia powinna być nazwana premią z tytułu zmienności płynności.

uzyskać rekompensatę zarówno za ponoszone koszty płynności, jak i za utratę użyteczności spowodowaną utrzymaniem nieoptymalnego składu portfela⁴³.

Jednym ze sposobów pomiaru premii z tytułu płynności jest obliczenie różnicy między stopą zwrotu z portfela akcji o najniższym poziomie płynności a stopą zwrotu z portfela akcji o najwyższym poziomie płynności. Portfele te jednak są różnie budowane: w niektórych badaniach oparte są na tercylach (Switzer i Picard, 2015), kwintylach (Machado i Medeiros, 2015; Amihud, Hameed, Kang i Zhang, 2015) lub decylach (Liu, 2006) rozkładu miary płynności. W drugim podejściu jako wartość premii z tytułu płynności przyjmuje się wartość współczynnika kierunkowego przekrojowej regresji stóp zwrotu z akcji i miary płynności. Podejście takie stosowane było m.in. przez Eleswarapu i Reinganum (1993) oraz Amihuda i in. (2015). Drugie z prezentowanych podejść nie mierzy wprost premii z tytułu płynności, a wskazuje na to, o ile wzrośnie wymagana stopa zwrotu, jeżeli wartość danej miary płynności wzrośnie o jednostkę.

W wielu badaniach empirycznych kładziony jest nacisk na wyznaczenie wartości bezwarunkowej (tj. stałej w czasie) premii z tytułu płynności. Jednakże, jak słusznie zwracają uwagę Jensen i Moorman (2010), modele Amihuda i Mendelsoona (1986a) oraz Achary i Pedersena (2005) posiadają również swoją postać warunkową, zakładającą zmienną w czasie premię z tytułu płynności. Amihud (2014, s. 7) stwierdza, że kilka badań wskazuje na to, że wpływ płynności na ceny akcji i stopy zwrotu z tych akcji jest zmienny w czasie. Hagströmer, Hansson i Nilsson (2013) wykazali, że premia z tytułu płynności akcji w stosunku do premii za ryzyko płynności wzrosła nieznacznie od lat 70. XX wieku. Z kolei Ben-Raphael, Kadan i Wohl (2015) wykazali, że premia z tytułu płynności w ostatnich czterdziestu latach uległa znacznemu obniżeniu.

Istnieją badania, w których dowodzona jest sezonowość wpływu płynności na stopy zwrotu. Najczęściej dotyczy do tzw. efektu stycznia. Po raz pierwszy do takiego wniosku doszli Eleswarapu i Reinganum (1993). Udowodnili oni, że premia z tytułu płynności, mierzona współczynnikiem regresji stojącym przy spreadzie, jest statystycznie istotnie różna od zera wyłącznie w przypadku, w którym uwzględnia się tylko pierwsze miesiące w roku. W pozostałych miesiącach premia z tytułu płynności nie występuje (Eleswarapu i Reinganum,

⁴³ Warto przypomnieć, że w wielu badaniach z zakresu alokacji akcji w portfelu w warunkach niedoskonałej płynności (opisanych w Podrozdziale III.1) wykazuje się, że w przypadku braku doskonałej płynności skład portfela znacząco odbiega od optymalnego.

1993, s. 385). Do tego samego wniosku doszli Lou i Shu (2017), przy czym wykorzystali oni miarę Amihuda (2002) zamiast spreadu.

Z kolei Eleswarapu (1997) oraz Liu (2006) wykazali, że premia z tytułu płynności występuje w ciągu całego roku, ale jest wyższa w styczniu. Liu (2006, s. 632) stwierdził, że różnica ta wynosi 2 p.p. W opozycji do wskazanych wyżej badań stoją wyniki przedstawione przez Datara, Naika i Radcliffe'a (1998) oraz Lou i Shu (2017), którzy jako miary płynności wykorzystali miary aktywności transakcyjnej (odpowiednio wskaźnik oraz wartość obrotu). W ich badaniach wykryta została całoroczna zależność między płynnością a stopami zwrotu z akcji.

Z badań Amihuda, Hameeda, Kanga i Zhanga (2015) wynika, że wysokość premii z tytułu płynności w danym kraju jest powiązana z wartościami globalnych i regionalnych wartości premii z tytułu płynności. Tworzy to tzw. wspólność premii płynności. Oznacza to, że wartość premii z tytułu płynności w danym kraju jest zależna od wysokości tej premii w innych krajach. Amihud i in. (2015) wykazali, że wspólność premii płynności jest wyższa na rynkach bardziej otwartych na zagranicznych inwestorów i bardziej zintegrowanych z globalnym rynkiem finansowym. Amihud i in. (2015) wskazali również, że premia z tytułu płynności akcji jest wyższa na rynkach wschodzących niż na rynkach rozwiniętych. Ten sam wniosek wynika z badań Bekaerta, Harvey'a i Lundblada (2007) oraz Ben-Raphaela, Kadana i Wohla (2015).

Wyższa wartość premii z tytułu płynności na rynkach wschodzących niż na rynkach rozwiniętych wynikać może z faktu, że te pierwsze cechują się niższym poziomem płynności od tych drugich. Na rynkach bardziej rozwiniętych, o wyższym poziomie płynności, płynność staje się mniej cenna w stosunku do płynności na rynkach wschodzących, o niższym poziomie płynności. Skutkuje to tym, że na rynkach rozwijających się premia z tytułu płynności jest wyższa. Pośrednio potwierdzają to wyniki badań A. Watanabe i M. Watanabe (2008), którzy stwierdzili występowanie premii z tytułu płynności tylko w portfelach spółek o wysokim ryzyku płynności (niskim poziomie płynności). Podobne zależności obserwowane są nie tylko w przekroju, ale również w czasie: w okresach wyższej płynności rynku premia z tytułu płynności ulega obniżeniu (Jensen i Moorman, 2010; Ben-Raphael, Kadan i Wohl, 2015).

Wpływu płynności rynku na wysokość premii z tytułu płynności nie należy utożsamiać z wpływem poziomu płynności danej akcji na wysokość premii, której oczekuje inwestor za inwestycję w tę akcję. Zależność ta zdaje się być oczywista, gdyż im większe odstępstwo od idealnej płynności, tym wyższa powinna być premia związana z niedoskonałą płynnością. Jednakże biorąc pod uwagę premię z tytułu płynności mierzoną współczynnikiem regresji,

zależność ta nie jest już tak oczywista. Jak wynika bowiem między innymi z modelu Amihuda i Mendelсона (1986a), wraz ze spadkiem poziomu płynności krańcowy przyrost dodatkowej stopy zwrotu powinien się zmniejszać. Jest to ściśle związane ze wspomnianym już niejednokrotnie efektem klienteli.

W myśl efektu klienteli, akcje o niskim poziomie płynności będą preferowane przez inwestorów długoterminowych, podczas gdy inwestorzy krótkoterminowi będą preferowali akcje o wysokim poziomie płynności. Wynika to z faktu, że inwestor długoterminowy może rozłożyć ponoszone koszty płynności na większą liczbę okresów niż inwestor krótkoterminowy (Amihud, Mendelson i Pedersen, 2005, s. 282). Wymagana przez inwestora stopa zwrotu, zawierająca w sobie oczekiwaną premię z tytułu płynności, będzie zatem zależna od oczekiwanego okresu utrzymywania akcji w portfelu: im dłuższy jest okres utrzymywania akcji, tym niższa oczekiwana premia z tytułu płynności (Chalmers i Kadlec, 1998; Vayanos, 1998; Huang, 2003; Anginer, 2010; Pereira i Zhang, 2010; Beber, Driessen i Tuij, 2012).

Na wartość oczekiwanej premii z tytułu płynności wpływa nie tylko oczekiwany okres utrzymywania akcji w portfelu, ale również niepewność co do długości tego okresu (Huang, 2003). Anginer (2010) oraz Pereira i Zhang (2010) wskazują, że im większe jest prawdopodobieństwo wystąpienia konieczności dokonania nagłej dezinvestycji, tym większa jest oczekiwana premia z tytułu płynności. Wynika to z faktu, że poniesione koszty płynności mogą zostać rozłożone na mniejszą liczbę okresów niż oczekiwana. Jednakże, jak wskazuje Huang (2003), niepewność co do okresu trwania inwestycji powinna wpływać na wysokość premii z tytułu płynności tylko w okresach, w których inwestorzy mają ograniczenia w zaciąganiu długu. Z kolei Portolan i Nicosia (2016) wskazują ponadto na sytuację majątkową inwestora jako czynnik wpływający na poziom premii z tytułu płynności.

Z oczekiwanym okresem utrzymywania akcji w portfelu nierozdzielnie związana jest częstotliwość dokonywania transakcji. Akcje o dłuższym okresie utrzymywania będą charakteryzowały się niższą częstotliwością transakcji. Z przeprowadzonych badań, tak teoretycznych, jak i empirycznych, wynika, że im większa częstotliwość dokonywania transakcji (związana z krótszym terminem utrzymywania akcji), tym wyższy jest poziom premii z tytułu płynności (Constantinides, 1986; Lo, Mamaysky i Wang, 2004; Næs i Ødegaard, 2009; Florackis, Gregoriou i Kostakis, 2011; Driessen i Xing, 2016).

Związek między ograniczeniami w pożyczaniu a wysokością premii z tytułu płynności akcji został wykazany w kilku badaniach. Zależność ta wynika z faktu, że potrzeba nagłej dezinvestycji pojawia się zazwyczaj w momencie, w którym inwestor pilnie potrzebuje

gotówki. Nie mogąc jej uzyskać poprzez zaciągnięcie długu lub poprzez sprzedaż o wiele bardziej płynnych obligacji, będzie zmuszony sprzedać akcje przed planowanym terminem. Dostęp do zewnętrznego finansowania długiem stanowi zatem substytut sprzedaży akcji (Huang, Sun, Yao i Yu, 2014, s. 2). Longstaff (2001) wskazuje, że najwyższe dyskonto w cenie akcji niepłynnych występuje, gdy możliwości zaciągania pożyczek są ograniczone. Z kolei Amihud (2014) wykazał, że płynność znajduje odzwierciedlenie w stopach zwrotu w czasach zwiększających się trudności w pożyczaniu.

Jak już zostało wspomniane, Portolan i Nicosia (2016) upatrywali związku między sytuacją majątkową inwestora a wysokością premii z tytułu płynności. Podobnie też poczynili Pereira i Zhang (2010) wskazując, że im większy majątek początkowy posiada inwestor, tym wyższej premii z tytułu płynności będzie on oczekiwał. Wynika to z tego, że chcąc osiągnąć docelową strukturę portfela będzie musiał nabyć większą ilość akcji i, w związku z tym, ponieść wyższe koszty płynności. Z kolei Lynch i Tan (2011) dowodzą, że im wyższy jest przyrost dochodów inwestorów z pracy, tym wyższa jest premia z tytułu płynności, co jest efektem częstszego dokonywania transakcji.

Wśród badań nad zależnością między poziomem płynności a stopami zwrotu można wskazać takie, które odwołują się do awersji inwestorów do ryzyka. Machado i Medeiros (2013, s. 1) stwierdzają wprost, że zależność między płynnością a stopą zwrotu wynika z hipotezy awersji inwestora do ryzyka. Jednakże w badaniach zależność między awersją do ryzyka a wielkością premii z tytułu płynności nie jest tak jednoznaczna. Bouchard, Fukusawa, Herdegen i Muhle-Karbe (2018, s. 11) dowodzą, że rozmiar premii z tytułu płynności jest zależny nie tyle od poziomu awersji inwestorów do ryzyka, co od stopnia zróżnicowania awersji do ryzyka wśród inwestorów. Inni autorzy (m.in. Constantinides, 1986; Huang, 2003; Lo, Mamaysky i Wang, 2004) wskazują, że premia z tytułu płynności wzrasta wraz z poziomem awersji inwestorów do ryzyka. Do przeciwnego wniosku dochodzą Pereira i Zhang (2010), stwierdzając, że bardziej niechętni ryzyku inwestorzy inwestują mniej w ryzykowne i niedoskonale płynne akcje, więc są mniej narażeni na efekty płynności, stąd wymagają niższej premii z tytułu płynności.

Niektórzy badacze dowodzą związku pomiędzy występowaniem i rozmiarem premii z tytułu płynności a rozmiarem premii za ryzyko oraz ogólnie rozmiarem tego ryzyka. Ait-Sahalia i Yu (2009) wykazali istnienie zależności między stopą zwrotu niewyjaśnioną przez model CAPM ($CAPM \alpha$) a płynnością, jednak podobnej zależności nie wykryli w przypadku użycia trójczynnиковego modelu Famy-Frencha ($FF3 \alpha$). Sugeruje to, że premia z tytułu

płynności przynajmniej w pewnym stopniu może być powiązana z czynnikami rozmiaru oraz wartości spółki. Podobne wnioski wyciągają Florackis, Gregoriou i Kostakis (2011), przy czym większą rolę przypisują czynnikowi rozmiaru spółki. Niejako w opozycji do tych wniosków można postawić wyniki badań Amihuda (2014), który wykazał, że premia z tytułu płynności jest dodatnio i istotnie skorelowana z czynnikiem wartości.

W zasadzie w literaturze przedmiotu istnieje konsensus, że premia z tytułu płynności jest silnie związana z panującymi warunkami rynkowymi. W okresach spadków na rynku premia z tytułu płynności znacząco wzrasta (Vayanos, 2004; Jang, Koo, Liu i Loewenstein, 2007; Brennan, Huh i Subrahmanyam, 2012; Acharya, Amihud i Bharath, 2013). Inni wskazują na wysoką ujemną korelację między premią z tytułu płynności a nadwyżkową stopą zwrotu z portfela rynkowego (Liu, 2006; Amihud, 2014; Amihud, Hameed, Kang i Zhang, 2015). Papavasiliou (2013) stwierdził, że premia z tytułu płynności zwiększa się w okresach turbulentnych, co jest związane nie tylko ze spadkami na rynku, ale również ze zwiększoną zmiennością. Zależność ta jest przedstawiana i weryfikowana przez kilku autorów. W stworzonym przez Constantinidesa (1986) modelu wzrost wariacji stopy zwrotu prowadzi do zwiększenia częstotliwości dokonywania transakcji i, w efekcie, powoduje wzrost wymaganej premii z tytułu płynności. Kolejni badacze potwierdzili istnienie dodatkowej zależności między premią z tytułu płynności akcji a zmiennością stóp zwrotu z akcji (Longstaff, 1995, 2001; Pereira i Zhang, 2010; Chesney i Kempf, 2012) oraz zmiennością rynku (Vayanos, 2004; Jang, Koo, Liu i Loewenstein, 2007).

Z warunkami rynkowymi powiązana jest również jego efektywność w zakresie wyceny. Chesney i Kempf (2012) dowodzą, że premia z tytułu płynności jest wyższa, gdy akcje są przewartościowane. Premia ta jest tym większa, im wyższa jest efektywność rynku, w sensie czasu dokonania korekty błędnej wyceny akcji. Im szybciej korygowane są błędy w wycenie, tym szybciej inwestor będzie chciał dokonać transakcji sprzedaży, co sprowadza to zagadnienie do omawianego kilka akapitów wcześniej zagadnienia okresu utrzymywania akcji w portfelu. Z kolei Lynch i Tan (2011) wskazują, że przewidywalność stóp zwrotu powoduje zwiększenie premii z tytułu płynności. Przewidywalność stóp zwrotu powoduje zmiany optymalnych wag portfela, co skłania do dokonania transakcji i poniesienia kosztów płynności, powodując zwiększenie premii z tytułu płynności.

Do szeroko pojętych warunków rynkowych można zaliczyć także zmienność poziomu płynności. Lee, Jang i Lee (2014, s. 24) wykazali, że to właśnie zmiany poziomu płynności wpływają na zmiany wysokości premii z tytułu płynności. Z jednej strony, jak zauważają

Chordia, Subrahmanyam i Anshuman (2001), inwestorzy cechujący się awersją do ryzyka powinni oczekiwać wyższej premii z tytułu płynności za utrzymywanie akcji cechujących się wyższą zmiennością płynności. Wyższa zmienność płynności powoduje bowiem, że istnieje większe prawdopodobieństwo, że akcja będzie bardzo mało płynna w momencie, w którym inwestor będzie chciał ją sprzedać. Z drugiej strony, na co zwracają uwagę Pereira i Zhang (2010), wyższa zmienność płynności zapewnia większe możliwości dokonania sprzedaży akcji w momencie, w którym będzie ona wysoce płynna. Zarówno badania Chordii, Subrahmanyama i Anshumana (2001), jak i Pereiry i Zhanga (2010) wykazały, że premia z tytułu płynności akcji zmniejsza się wraz ze wzrostem zmienności płynności. Zmniejszenie premii z tytułu płynności jest tym większe, im mniejsza jest autokorelacja poziomu płynności (Pereira i Zhang, 2010).

Wartość premii z tytułu płynności nie jest zależna wyłącznie od czynników rynkowych, lecz również od innych niż płynność cech akcji. Ben-Raphael, Kadan i Wohl (2015) zwracają uwagę, że premia z tytułu płynności dotyczy przede wszystkim akcji małych spółek. Podobne wnioski prezentują Chordia, Hu, Subrahmanyam i Tong (2017). Wykazali oni, że wpływ zmienności nierównowagi zleceń na stopy zwrotu jest silniejszy dla firm o małej kapitalizacji oraz małym udziale inwestorów instytucjonalnych we własności.

Tabela 15. Czynniki wpływające na wysokość premii z tytułu płynności akcji

Czynnik	Badania, w których dany czynnik został zidentyfikowany
Efekt stycznia	(Eleswarapu i Reinganum (1993); Lou i Shu (2017); Eleswarapu (1997); Liu (2006)
Poziom płynności rynku	A. Watanabe i M. Watanabe (2008); Jensen i Moorman (2010); Ben-Raphael i in. (2015)
Horyzont inwestycji	Chalmers i Kadlec (1998); Vayanos (1998); Huang (2003); Anginer (2010); Pereira i Zhang (2010); Beber i in. (2012); Huang (2003)
Częstotliwość transakcji	Constantinides (1986); Lo i in. (2004); Næs i Ødegaard (2009); Florackis i in. (2011); Driessen i Xing (2016)
Ograniczenia w dostępie do kapitału	Huang i in. (2014); Longstaff (2001); Amihud (2014)
Stopa zwrotu z portfela rynkowego	Vayanos (2004); Liu (2006); Jang i in. (2007); Brennan i in. (2012); Amihud i in. (2013); Papavasiliou (2013); Amihud (2014); Amihud i in. (2015)
Zmienność rynku	Constantinides (1986); Longstaff (1995, 2001); Vayanos (2004); Jang i in. (2007); Pereira i Zhang (2010); Chesney i Kempf (2012); Papavasiliou (2013)
Zmienność płynności	Chordia i in. (2001); Pereira i Zhang (2010); Lee i in. (2014)

Źródło: Opracowanie własne.

Podsumowując, z całą pewnością można stwierdzić, że premia z tytułu płynności jest zmienna w czasie. Wciąż brakuje jednoznacznej odpowiedzi na pytanie o czynniki wpływające na wysokość tej premii. Po części wynika to z niejednoznacznego definiowania premii z tytułu płynności oraz sposobu jej pomiaru. W literaturze przedmiotu można znaleźć różne badania, zarówno teoretyczne, jak i empiryczne, próbujące wyjaśnić wysokość premii z tytułu płynności. Wyniki tych badań są zróżnicowane, co zachęca do dalszego poszukiwania determinant premii z tytułu płynności akcji. Problem ten dostrzegają również Holden, Jacobsen i Subrahmanyam (2014, s. 349) stwierdzając, że zmienność w czasie premii z tytułu płynności wymaga dalszych analiz. W szczególności najistotniejsza jest odpowiedź na pytanie od czego zależy jej wielkość, na przykład czy wzrasta w czasach kryzysu bądź zmienia się wraz z cyklem gospodarczym. W Tabeli 15 zestawiono najczęściej wspominane w literaturze czynniki mające lub mogące mieć wpływ na wysokość premii z tytułu płynności akcji. Warto w tym miejscu zwrócić uwagę, że znaczną część wymienionych czynników można pośrednio lub bezpośrednio powiązać z okresami hossy oraz bessy na rynku. W okresach hossy poziom płynności rynku jest wyższy niż w okresie bessy, wyższe są stopy zwrotu z portfela rynkowego, mniejsze ograniczenia w dostępie do kapitału, niższa zmienność rynku (ryzyko), a także niższa jest zmienność płynności.

ROZDZIAŁ IV. BADANIE NAD PREMIĄ Z TYTUŁU PŁYNNOŚCI NA GIEŁDZIE PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH W WARSZAWIE

Jak zostało opisane w Rozdziale III, w ciągu minionych trzydziestu lat temat wpływu płynności na stopy zwrotu z akcji cieszył się rosnącym zainteresowaniem badaczy na całym świecie. Niemniej jednak w dalszym ciągu dostrzec można występującą na tym polu lukę badawczą, w szczególności w odniesieniu do badań na rynkach wschodzących, do grona których zaliczana jest Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie.

Wcześniej prowadzone badania nad zależnością między płynnością akcji a stopami zwrotu nie dały jednoznacznych rezultatów, nawet w odniesieniu do rynków rozwiniętych, w tym rynków amerykańskich (NYSE, AMEX oraz Nasdaq). Rozbieżność wyników badań można zaobserwować analizując przegląd tych badań przedstawiony w Podrozdziale III.2, ale problem ten dostrzegają również inni badacze, m.in. Butler, Grullon i Weston (2005), Chordia, Huh i Subrahmanyam (2009) czy Akram (2014). Ta niejednoznaczność wyników po części może wynikać z wykorzystania w badaniach różnych miar płynności (por.: Aitken i Comerton-Forde, 2003; Yeyati, van Horen i Schmuckler, 2008). To z kolei prowadzi do pytania postawionego przez Korajczyka i Sadkę (2008) o to, czy fakt, że różne miary płynności w różny sposób wpływają na stopy zwrotu z akcji wynika z tego, że występuje więcej niż jedna premia z tytułu płynności, czy też każda z miar odzwierciedla płynność w zniekształcony sposób.

W przeważającej większości badania prowadzone na rynkach amerykańskich wskazują jednak na występowanie premii z tytułu płynności akcji. Jak zauważają Chan i Faff (2005) oraz Bekaert, Harvey i Lundblad (2007), na rynkach innych niż amerykańskie, a więc również mniej płynnych, płynność powinna mieć większe znaczenie dla wyceny akcji, co jednak nie zawsze jest potwierdzane wynikami badań empirycznych. Jako szczególny przypadek można wskazać tutaj grupę rynków wschodzących. Cechują się one niskim poziomem rozwoju, a więc przede wszystkim mniejszą ilością notowanych spółek (Griffin, 2010), niskim poziomem płynności oraz nieregularnymi transakcjami (Minović, 2011), wyższym poziomem asymetrii informacji i koncentracji własności (Udomsirikul, Jumreornvong i Jaraporn, 2011), a także większą zmiennością (Bekaert i Harvey, 1997). Sprawia to, że wyników badań prowadzonych na rynkach rozwiniętych, w szczególności amerykańskich, nie można wprost rozciągnąć na rynki wschodzące.

Należy zwrócić uwagę, na fakt, że na rynkach wschodzących premia za ryzyko jest znacząco wyższa niż na rynkach rozwiniętych (Donadelli i Prospero, 2011), co po części wynika z wyższego poziomu ryzyka. Podobnie powinno zatem być w przypadku premii związanej z poziomem płynności akcji – skoro rynki wschodzące są mniej płynne, to premia z tytułu płynności powinna być na nich wyższa niż na rynkach rozwiniętych. Istnienie takiej zależności zostało empirycznie potwierdzone przez Amihuda i in. (2015). Jednakże w niektórych innych badaniach (m.in. Hearn i Piesse, 2008; Dalgaard, 2009; Donadelli i Prospero, 2011; Lischewski i Voronkova, 2012; Akram, 2014; Olbryś, 2014b; Piotrowski, 2015; Włosik, 2017; Nowak, 2017) prowadzonych na rynkach wschodzących nie została wykazana ujemna relacja między płynnością akcji a stopami zwrotu.

Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie jest ważnym obiektem do prowadzenia badań zależności między płynnością a stopami zwrotu z akcji. Do niedawna rynek ten zaliczany był przez liczące się instytucje (Międzynarowy Fundusz Walutowy, MSCI, FTSE Russell) do grona rynków wschodzących. Od września 2018 roku agencja indeksowa FTSE Russell uznaje go za rynek rozwinięty (FTSE Russell, 2017). W kilku istotnych aspektach znacząco różni się on od rynków amerykańskich. Przede wszystkim, w obecnym kształcie GPW w Warszawie istnieje dopiero od 1991 roku, a więc historia jej funkcjonowania jest znacznie krótsza niż amerykańskiej NYSE, której początki sięgają końca XVIII wieku. Do znaczących różnic między GPW w Warszawie a NYSE zaliczyć można także wspomniane już wcześniej: mniejszą ilość notowanych spółek, wyższy poziom asymetrii informacji, niższy poziom płynności, większą zmienność, a także większą koncentrację własności. Ten ostatni czynnik w Polsce związany jest również z udziałem Skarbu Państwa w akcjonariacie największych spółek, co także stanowi o specyfice polskiej giełdy. Warto również przytoczyć pogląd Chacko i in. (2005), że najbardziej interesującymi rynkami do badań płynności są te, na których tej płynności brakuje. W tym kontekście GPW w Warszawie, jako relatywnie mniej rozwinięty rynek, stanowi ciekawy obiekt badań w zakresie płynności.

Istotną różnicą, na którą należy wskazać, jest odmienny sposób organizacji rynku. Jak wskazują Marshall i Young (2003), fakt, że dany rynek jest inaczej zorganizowany, stanowi wystarczającą przesłankę do podjęcia nowych badań z zakresu wpływu płynności na stopy zwrotu. Rynki amerykańskie, w szczególności NYSE oraz Nasdaq, do 1997 roku były rynkami kierowanymi cenami (*quote-driven*), a od 1997 roku są rynkami hybrydowymi kierowanymi cenami (*hybrid quote-driven*) (Marshall i Young, 2003). Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie jest rynkiem kierowanym zleceniami (*order-driven*), jednakże należy zaznaczyć,

że nie jest to czysty rynek kierowany zleceniami (*pure order-driven*). Jak zaznaczają Brockman i Chung (2002, s. 522), na czystych rynkach kierowanych zleceniami nie występuje obowiązek składania zleceń z limitem ceny, ani nie występuje kreator rynku, a zmiany cen są nieograniczone. Na GPW w Warszawie występują animatorzy rynku zobligowani (na podstawie umowy) do składania zleceń kupna i sprzedaży akcji, a także występują ograniczenia w zmianie ceny w określonym przedziale czasu (widełki statyczne i dynamiczne).

Różnice w organizacji rynku, jak zostało to zaprezentowane w Podrozdziale 1.3, wpływają na mechanizm kreowania płynności na rynku oraz czynniki determinujące jej poziom. Na rynkach kierowanych zleceniami nierównowaga zleceń składanych przez uczestników rynku rozprasza się pomiędzy wielu dostawców płynności, a nie kumuluje się na osobie jednego *market makera*, jak na rynkach kierowanych cenami (Brockman i Chung, 2002, s. 522). Różnice te mogą mieć znaczenie dla wpływu płynności na stopy zwrotu z akcji. Różnice w systemach rozliczeń transakcji były również przyczyną, dla której badacze rynków amerykańskich zdecydowali się objąć badaniem jeden z rynków. Przykładowo, Chordia, Roll i Subrahmanyam (2001), Sadka (2006) oraz Chollete, Næs i Skjeltorp (2008) objęli badaniem wyłącznie spółki notowane na NYSE, pomijając spółki notowane na Nasdaq.

Kolejną kwestią, której nie można pominąć zwracając uwagę na różnice między rynkami amerykańskimi a warszawską GPW, jest zróżnicowanie otoczenia instytucjonalnego i gospodarczego. USA oraz Polska charakteryzują się innymi systemami prawnymi. W Stanach Zjednoczonych obowiązuje system prawa precedensowego, podczas gdy polski system prawny oparty jest na systemie prawa stanowionego. Różnice w systemach prawnych mają swoje przełożenie na różny poziom ochrony inwestorów w tych krajach. Co nie mniej istotne, w Polsce funkcjonuje odmienny system zasilania kapitałowego przedsiębiorstw, oparty przede wszystkim o finansowanie pośrednie (bankowe), podczas gdy w Stanach Zjednoczonych dominuje finansowanie bezpośrednie. W państwach, w których przedsiębiorstwa w mniejszym stopniu polegają na finansowaniu się poprzez rynki kapitałowe, płynność akcji może odgrywać mniejsze znaczenie dla ich wyceny.

Przytoczone powyżej argumenty wskazują, że wyniki badań uzyskane dla polskiego rynku giełdowego mogą różnić się od wyników analogicznych badań prowadzonych na rynku amerykańskim. Z jednej strony, jako, że GPW w Warszawie jest rynkiem mniej płynnym oraz mniej rozwiniętym, płynność akcji powinna mieć większy wpływ na stopy zwrotu niż na rynku amerykańskim. Z drugiej strony, fakt, że warszawska GPW jest rynkiem kierowanym zleceniami powinien osłabiać tę zależność. Co równie istotne, prowadzone dotychczas

badania nie pozwoliły sformułować jednoznacznej odpowiedzi na pytanie czy na polskim rynku kapitałowym występuje premia z tytułu płynności akcji. Dotychczasowe badania prowadzone z wykorzystaniem danych spółek notowanych na GPW w Warszawie nie miały charakteru badań wyczerpujących. Można zatem stwierdzić, że istnieje luka badawcza w zakresie identyfikacji wpływu płynności na stopy zwrotu z akcji na polskim rynku kapitałowym.

Zidentyfikowanie luki badawczej skłoniło do przeprowadzenia badań empirycznych nad premią z tytułu płynności akcji, obejmujących spółki notowane na GPW w Warszawie. Wyniki badania zostały zaprezentowane w niniejszym rozdziale. Pierwszy podrozdział poświęcony jest opisowi próby badawczej oraz przedstawieniu postawionych hipotez i metod ich weryfikacji. Drugi podrozdział poświęcony jest prezentacji symulacji numerycznych mających na celu wskazanie wysokości premii z tytułu płynności, jaka powinna być obserwowana na GPW w Warszawie. Trzeci podrozdział poświęcony jest empirycznej identyfikacji premii z tytułu płynności akcji na GPW w Warszawie, natomiast w ostatniej części opisane zostało badanie premii z tytułu płynności akcji w okresach hossy i bessy.

IV.1 Charakterystyka próby badawczej oraz hipotezy badawcze

Ze względu na zidentyfikowaną lukę badawczą przyjęty został cel główny rozprawy, którym jest odpowiedź na pytanie czy na polskim rynku kapitałowym występuje premia z tytułu płynności akcji, a jeżeli tak, to czy premia ta wzrasta w okresach bessy. W toku realizacji tego celu zaprojektowane zostało badanie empiryczne na próbie spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2001-2016. Uwzględnione zostały wszystkie spółki, które w podanym okresie były notowane na warszawskiej GPW, co oznacza, że badanie przeprowadzono na niezbilansowanym panelu spółek. Przyjęcie takiego zakresu czasowego badania pozwala na dokonanie analizy wpływu niektórych zdarzeń, m.in. akcesji Polski do Unii Europejskiej, kryzysu finansowego *subprime* z roku 2008, kryzysu greckiego roku 2011, reformy Otwartych Funduszy Emerytalnych, czy wprowadzenia nowego systemu transakcyjnego UTP na badane relacje. Nieuwzględnienie wcześniejszego okresu podyktowane zostało tym, że w listopadzie 2000 roku wprowadzony został system transakcyjny WARSET. Wcześniejszy okres cechował się niskim poziomem płynności oraz niskim poziomem rozwoju rynku, co mogłoby negatywnie wpłynąć na jakość uzyskanych wyników badań.

Dane potrzebne do skonstruowania zmiennych objaśnianych i objaśniających, w szczególności stóp zwrotu z akcji oraz miar płynności akcji, pochodzą z wielu źródeł. Dane

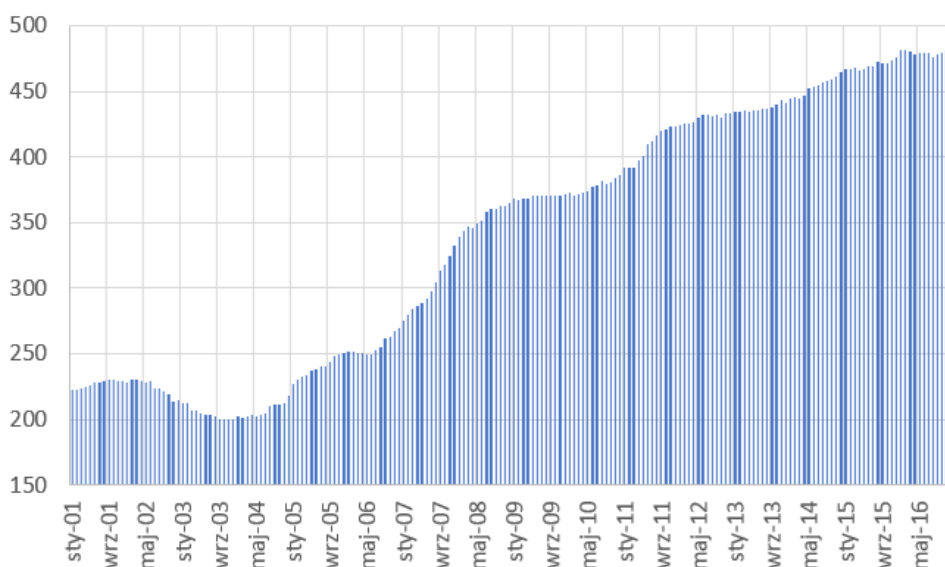
o dziennych notowaniach akcji pobrane zostały z serwisu InfoStrefa, współprowadzonego przez Polską Agencję Prasową i Giełdę Papierów Wartościowych w Warszawie. Dostępne notowania są notowaniami surowymi, tzn. nieskorygowanymi o operacje na papierach wartościowych, a więc wypłaty dywidend, emisje praw poboru, podziały oraz scalenia akcji⁴⁴. Konieczne zatem było dokonanie korekty notowań o wspomniane wyżej operacje, co również wymagało skonstruowania bazy danych tych operacji. Do skonstruowania tej bazy wykorzystano i połączono dane pochodzące z Roczników Giełdowych GPW w Warszawie, kart spółek dostępnych na stronie GPW w Warszawie, plików archiwum sesji dostarczonych przez GPW w Warszawie oraz, uzupełniająco, Ceduły GPW. Ostatecznie w całym okresie badania zidentyfikowano 2230 operacji na papierach wartościowych w Warszawie.

Do obliczenia miar płynności wymagany był dostęp do dziennych oraz śróddziennych danych o transakcjach. Te ostatnie pobrane zostały z serwisu bossa.pl. Poza dziennymi oraz śróddziennymi danymi o transakcjach, obejmującymi ceny otwarcia, zamknięcia, maksymalną oraz minimalną, wolumeny oraz wartości dokonanych transakcji, do przeprowadzenia badania potrzebne były dane o kapitalizacji spółki, jej wartości księgowej, ilości wyemitowanych akcji oraz stopie dywidendy. Wskazane dane posłużyły do konstrukcji zmiennych kontrolnych w modelach ekonometrycznych, jak również do obliczenia wartości czynników wyceny potrzebnych do oszacowania parametrów trójczynnika modelu Famy-Frencha oraz czterocynnika modelu Carharta. Powyższe dane zostały pozyskane z Ceduły GPW, przy czym do wyznaczenia wartości czynników wyceny dla roku 2001 zgodnie z procedurą Famy-Frencha wymagane były dane na koniec roku 1999.

Próba badawcza objęła wszystkie spółki notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w okresie od stycznia 2001 do grudnia 2016 roku. Ze względu na zbyt krótką historię notowań wykluczone zostały dwie spółki notowane od grudnia 2016: Biuro Inwestycji Kapitałowych SA oraz Celon Pharma SA, a także jedna spółka notowana od listopada 2016 roku: Artifex Mundi SA. Ostatecznie w próbie uwzględnione zostały 663 spółki, przy czym w poszczególnych miesiącach badania liczba spółek w próbie wahała się od 200 (w ostatnich czterech miesiącach 2003 roku) do 482 (w styczniu 2016 roku). Liczebność próby w kolejnych miesiącach badania została zaprezentowana na Wykresie 3, natomiast w Tabeli 16 przedstawione zostały statystyki opisowe spółek uwzględnionych w badaniu.

⁴⁴ Skorygowane notowania są dostępne w serwisie stooq.pl, jednak nie obejmują one spółek, które zostały już wykluczone z notowań. Zastosowanie tych danych ograniczyłoby próbę wyłącznie do spółek notowanych na koniec 2016 roku.

Statystyki opisowe obliczone zostały zbiorczo dla wszystkich obserwacji (obserwacją stanowi spółka w danym miesiącu).



Wykres 3. Liczebność próby badawczej w kolejnych miesiącach badania
Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 16. Wybrane charakterystyki próby badawczej

Cecha	Logarytmiczna stopa zwrotu	Kapitalizacja (mln zł)	Wartość księgowa (mln zł)	BV/MV	BV/MV (bez ujemnych)	P/E (bez ujemnych)
Średnia	-0,598%	1700,342	1427,412	0,462	1,218	42,469
Odchylenie standardowe	16,278%	9205,954	16780,969	11,864	2,223	352,790
Współczynnik zmienności	27,229	5,414	11,756	25,680	1,825	8,307
Skośność	-0,140	20,065	111,390	-35,062	62,814	52,452
Kurtoza	16,437	629,709	19647,644	1882,977	8170,796	4355,319
Minimum	-247,8%	0,120	-1707,140	-888,611	0	0
Kwartyl 1	-7,241%	42,590	38,078	0,415	0,450	9,200
Mediana	-0,537%	135,790	108,690	0,783	0,813	14,400
Kwartyl 3	6,168%	519,703	346,330	1,392	1,422	24,600
Maksimum	298,2%	399320,64	3144387,76	328,441	328,441	39678,173
Liczba obserwacji	65 154	63 069	63 068	63 068	60 937	45 573

Źródło: Opracowanie własne.

Próba badawcza jest dość mocno zróżnicowana, szczególnie w zakresie stóp zwrotu, dla których współczynnik zmienności wynosi 27,229. Pozostałe cechy również wykazują dość znaczne zróżnicowanie. Podobnie jak stopy zwrotu, również wskaźnik wartości księgowej do wartości rynkowej cechuje się współczynnikiem zmienności wynoszącym 25,68. Przeciętna kapitalizacja spółek objętych badaniem w całym okresie wyniosła 1,7 mld zł, jednak należy zwrócić uwagę, że rozkład tej cechy jest bardzo niesymetryczny. Mediana rynkowej wartości kapitału własnego wynosi bowiem 135,8 mln zł, a więc ponad 10 razy mniej niż średnia. Warto także podkreślić, że w 75% obserwacji kapitalizacja nie przekroczyła 520 mln zł, co jeszcze wyraźniej pokazuje asymetrię rozkładu tej cechy. Wynika to z obecności kilku spółek, głównie zagranicznych, o dużej kapitalizacji. Największa zaobserwowana rynkowa wartość kapitału własnego (399 mld zł) dotyczy Banco Santander S.A. i wystąpiła na koniec marca 2015 roku. Wyłączając Banco Santander, najwyższa kapitalizacja wystąpiła u włoskiego Unicredit S.P.A. na koniec marca 2014 roku (162,5 mld zł) oraz u czeskiej spółki Čez A.S. na koniec czerwca 2008 roku (111 mld zł).

Prawostronną asymetrię w rozkładzie kapitalizacji potwierdza współczynnik skośności tej cechy, wynoszący 20,065. Jeszcze większą prawostronną asymetrię cechuje się wartość księgowa, wskaźnik BV/MV (z wyłączeniem wartości ujemnych) oraz wskaźnik P/E (również wyłączający obserwacje z ujemnym zyskiem netto), dla których współczynniki skośności wyniosły odpowiednio 111,39, 62,814 oraz 52,452. Wskaźnik wartości księgowej do wartości rynkowej cechuje się lewostronną asymetrią, na co wskazuje ujemna wartość wskaźnika skośności. Rozkład stóp zwrotu jest najbardziej symetryczny ze wszystkich, chociaż wykazuje się lekką asymetrią lewostronną. Rozkłady wszystkich prezentowanych cech są rozkładami leptokurtycznymi, bardziej skupionymi wokół średniej aniżeli przy rozkładzie normalnym. Ponownie, najmniejszą kurtozą charakteryzują się stopy zwrotu.

W toku badania empirycznego weryfikowane będą dwie hipotezy badawcze dotyczące zależności między poziomem płynności akcji a stopami zwrotu z tych akcji. Hipotezy zostały sformułowane na podstawie przeprowadzonych badań literaturowych, które zostały zaprezentowane w Rozdziale III niniejszej rozprawy. Badania teoretyczne i empiryczne wskazują, że im niższy jest poziom płynności akcji, tym wyższe stopy zwrotu powinny te akcje przynosić, co wskazuje na występowanie premii związanej z poziomem płynności akcji. O ile wpływ płynności na stopy zwrotu i kierunek tego wpływu jest rzeczą raczej bezsporną, to brakuje wciąż konsensusu co do jego siły oraz kształtu zależności między płynnością a stopami zwrotu z akcji. Pierwsza z weryfikowanych hipotez badawczych brzmi:

H1: Bardziej płynne akcje przynoszą niższe stopy zwrotu niż mniej płynne akcje.

Występowanie relacji opisanej w hipotezie *H1* wiąże się z istnieniem premii z tytułu płynności. Koszty związane z niedoskonałą płynnością akcji ponoszone są przez inwestorów w momencie rozpoczęcia i zakończenia inwestycji. Ich występowanie obniża stopy zwrotu uzyskane z danej inwestycji, zatem racjonalny inwestor dokona w momencie zakupu akcji takiej wyceny, która zapewni mu uzyskanie wymaganej przez siebie stopy zwrotu. Dokonując wyceny, a więc określając maksymalną cenę, którą jest skłonny zapłacić za daną akcję, powinien on wziąć pod uwagę koszty płynności ponoszone przy zakupie i sprzedaży, a także cenę, za którą będzie mógł sprzedać tę akcję. Ta ostatnia z kolei zależna jest od kosztów płynności i oczekiwanej stopy zwrotu inwestora, który w przyszłości nabędzie tę akcję. Zakładając długi czas istnienia akcji, powstaje ciąg transakcji, w trakcie których ponoszone są koszty związane z płynnością akcji. Na końcu tego ciągu ostatni z posiadaczy otrzyma pewną wartość likwidacyjną tej akcji.

Zakładając zatem, że oczekiwania inwestorów co do wartości likwidacyjnej akcji są homogeniczne oraz, że wymagają oni takiej samej stopy zwrotu ze swoich inwestycji, można wskazać, że cena akcji jest wypadkową jej wartości likwidacyjnej, oczekiwanej stopy zwrotu oraz wartości bieżącej kosztów płynności, które będą ponoszone za każdym razem, gdy akcja zmienia właściciela. Podobny wniosek, zawężony jedynie do jednego ze składników kosztów płynności, został przedstawiony już przez Amihuda i Mendelсона (1986a, s. 228).

Jest więc racjonalne, aby uważać, że w momencie zakupu inwestor będzie brał pod uwagę przyszły poziom płynności akcji (por. Eleswarapu, 1997, s. 2122). Jednakże, co wynika z wielu badań empirycznych, poziom płynności zmienia się w czasie, co powoduje, że inwestor nie ma pewności co do tego, jakie koszty płynności będzie musiał ponieść w momencie sprzedaży akcji (Amihud, Mendelson i Pedersen, 2005, s. 286). Powoduje to także zwiększenie się niepewności co do ceny, za którą inwestor będzie miał możliwość sprzedać akcje. Jest racjonalne, aby uważać, że, dokonując wyceny akcji, inwestor weźmie pod uwagę obecny poziom płynności oraz oczekiwany poziom płynności w momencie sprzedaży.

Odchylenia od oczekiwanego przez inwestora poziomu płynności wpłyną na stopę zwrotu, którą zrealizuje. Jak zauważają Sadka (2006, s. 323) oraz Amihud i Mendelson (2008, s. 34), nieoczekiwane zmiany płynności powinny mieć większy wpływ na wycenę akcji niż oczekiwane zmiany. Można to również odnieść do nieoczekiwanego poziomu płynności, co zostało potwierdzone przez Amihuda (2002), Bekaerta, Harvey'a i Lundblada (2007) oraz

Harrisa i Amato (2017) na poziomie całego rynku: oczekiwany poziom kosztów płynności wpływa pozytywnie na stopy zwrotu, natomiast nieoczekiwany ich poziom ma wpływ odwrotny. Można zatem wyodrębnić oczekiwaną premię z tytułu płynności akcji, wynikającą z oczekiwanego poziomu płynności, oraz zrealizowaną premię z tytułu płynności akcji, zależną również od nieoczekiwanego poziomu płynności (por.: Acharya, Amihud i Bharath, 2013, s. 359). Pierwsza z nich nigdy nie powinna być ujemna, jednak, ze względu na nieprzewidziane zmiany płynności, zrealizowana premia z tytułu płynności może być ujemna (Li, Sun i Wang, 2014, s. 137).

Do formalnego zweryfikowania zależności między poziomem płynności akcji a stopami zwrotu wykorzystać można następujący model regresji:

$$r_{it}^* = a + b_1 Liq_{it-1} + b_2 Liq_{it}^E + b_3 Liq_{it}^U + \boldsymbol{\beta}' \mathbf{X}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (135)$$

gdzie Liq_{it} oznacza wartość miary płynności dla i -tej akcji w miesiącu t , natomiast superskrypty E oraz U odnoszą się odpowiednio do oczekiwanej i nieoczekiwanej wartości miary płynności, natomiast \mathbf{X}_{it} jest wektorem zmiennych kontrolnych.

Nieoczekiwany poziom płynności najczęściej ustalany jest w oparciu o model autoregresji, co oznacza, że Liq_{it-1} oraz Liq_{it}^E cechują się współliniowością, gdyż:

$$Liq_{it} = c_1 + c_2 Liq_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (136)$$

Pierwszą część prawej strony modelu można zapisać jako $Liq_{it}^E = c_1 + c_2 Liq_{it-1}$, natomiast składnik losowy jest płynnością nieoczekiwaną ($Liq_{it}^U = \varepsilon_{it}$). Zatem model opisany równaniem (135) można zapisać następująco:

$$r_{it}^* = \tilde{a} + \tilde{b}_1 Liq_{it-1} + b_3 Liq_{it}^U + \boldsymbol{\beta}' \mathbf{X}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (137)$$

gdzie $\tilde{a} = a + c_1 b_2$ oraz $\tilde{b}_1 = b_1 + b_2 c_2$.

Model dany w postaci równania (137) posłuży do weryfikacji hipotezy $H1$: aby móc uznać hipotezę za zweryfikowaną pozytywnie oszacowanie parametru \hat{b}_1 powinno być statystycznie istotnie różne od zera oraz dodatnie. Wszystkie trzy zastosowane w badaniu miary płynności mają charakter destymulant, tzn. wyższa wartość tej miary świadczy o niższym poziomie płynności. Zatem im wyższa wartość wykorzystanych miar płynności (co świadczy o niższym poziomie płynności), tym wyższa powinna być stopa zwrotu, co wskazuje na dodatnią zależność między wykorzystanymi miarami a stopami zwrotu. Oszacowanie parametru \hat{b}_3 powinno być z kolei ujemne, co świadczyłoby o tym, że nieoczekiwany poziom płynności wpływa na stopy zwrotu przeciwnie do oczekiwanego. Model (137) zostanie

oszacowany w kilku wersjach, w których stopa zwrotu z akcji (r^*) będzie różnie definiowana. W szczególności wykorzystane zostaną surowe stopy zwrotu (pomniejszone o stopę zwrotu wolną od ryzyka), nadwyżkowe stopy zwrotu ponad stopę zwrotu z portfela rynkowego oraz stopy zwrotu skorygowane o ryzyko na podstawie różnych modeli wyceny. W tym celu wykorzystane zostaną modele: CAPM, trójczynnikiowy model Famy-Frencha oraz czterocynnikiowy model Carharta.

Wykorzystanie kilku, zamiast jednego, rodzajów stóp zwrotu pozwoli dogłębniej zbadać analizowane relacje i wzmocnić uzyskane wnioski. Jak wskazują Chordia i Subrahmanyam (2004), wykorzystanie stopy zwrotu nadwyżkowej ponad stopę zwrotu z rynku pozwala zredukować przekrojową korelację błędów standardowych w modelu. Jak wynika z badań empirycznych, poziom płynności jest silnie dodatnio skorelowany z rozmiarem spółki, zatem wykorzystanie trójczynnikiowego modelu Famy-Frencha, uwzględniającego premię za wielkość spółki, pozwoli odróżnić efekt wielkości spółki od efektu płynności. Ponadto, zastosowanie modelu Carharta, zawierającego czynnik momentum, pozwoli w pewnym stopniu ograniczyć endogeniczność modelu. Poziom płynności wpływa na stopy zwrotu, jednak uzyskiwane w przeszłości stopy zwrotu mogą wpływać na poziom płynności akcji, co wskazuje na możliwą wzajemną przyczynowość. Wykorzystanie czynnika momentum pozwoli odróżnić efekt momentum od efektu płynności.

Z jednej strony zatem wykorzystanie różnych rodzajów stóp zwrotu ma swoje uzasadnienie metodyczne. Z drugiej strony należy zauważyć, że różny sposób szacowania stóp zwrotu prowadzi do uzyskiwania w poszczególnych badaniach odmiennych wniosków w odniesieniu do występowania premii z tytułu płynności. Co ważne, niekiedy nawet wnioski te są przeciwne przy stosowaniu tego samego podejścia do określania stopy zwrotu. Chen i Kan (1995) nie znaleźli zależności między stopą zwrotu skorygowaną o ryzyko na podstawie modelu CAPM a poziomem płynności. Z kolei Ait-Sahalia i Yu (2009) oraz Florackis, Gregoriou i Kostakis (2011) dowiedli istnienia takiej zależności, wskazując jednak, że wykorzystanie stóp zwrotu skorygowanych o ryzyko na podstawie trójczynnikiowego modelu Famy-Frencha lub modelu Carharta powoduje, że wpływ płynności na stopy zwrotu staje się nieistotny. Jako przyczynę wskazują oni uwzględnienie czynnika wielkości spółki w określaniu stóp zwrotu. To z kolei stoi w opozycji do wyników Avramova i Chordii (2006) oraz Goyenki (2006), którzy wskazali, że premia z tytułu płynności występuje nawet, gdy wykorzystano stopy zwrotu skorygowane o ryzyko na podstawie trójczynnikiowego modelu Famy-Frencha oraz modelu

Carharta. Machado i Medeiros (2013) zauważyli z kolei, że po skorygowaniu stóp zwrotu o ryzyko obserwuje się silniejszą premię z tytułu płynności.

Druga z weryfikowanych w ramach badania hipotez odnosi się do zmienności w czasie premii z tytułu płynności akcji i otrzymała następujące brzmienie:

H2: Premia z tytułu płynności akcji jest wyższa w okresie bessy niż w okresie hossy.

Jak zostało to przedstawione w Podrozdziale III.4, premia z tytułu płynności może być zmienna w czasie, co zostało empirycznie wykazane w kilku badaniach. Większość z czynników, które w dotychczasowych badaniach zostały wskazane jako wpływające na wysokość premii z tytułu płynności można odnieść bezpośrednio bądź pośrednio do koniunktury gospodarczej, a ściślej ujmując – do okresu hossy oraz bessy na rynku giełdowym. Do czynników takich zaliczyć można przede wszystkim stopy zwrotu z portfela rynkowego, poziom zmienności rynku, poziom płynności rynku, zmienność poziomu płynności, a także ograniczenia w dostępie do zewnętrznego kapitału. W celu weryfikacji hipotezy H2 oszacowane zostaną modele wykorzystujące zmienne interakcyjne postaci:

$$r_{it}^* = \tilde{a} + \tilde{b}_1^H Liq_{it-1} \times H_t + \tilde{b}_1^B Liq_{it-1} \times B_t + b_3^H Liq_{it}^U \times H_t + b_3^B Liq_{it}^U \times B_t + \beta' \mathbf{X}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (138)$$

gdzie H_t oraz B_t są zmiennymi binarnymi, które przyjmują wartość 1, gdy miesiąc t zaliczany jest odpowiednio do okresu hossy oraz bessy, oraz 0 w przeciwnym wypadku. Zastosowanie zmiennych interakcyjnych wymaga zidentyfikowania okresów hossy oraz bessy na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w badanym okresie. W tym celu wykorzystane zostaną modele przełącznikowe Markova.

Hipotezę H2 będzie można uznać za zweryfikowaną pozytywnie, jeżeli oszacowanie parametru \hat{b}_1^B będzie statystycznie istotnie wyższe od oszacowania parametru \hat{b}_1^H . Ze względu na oczekiwany przeciwny wpływ płynności nieoczekiwanej na stopy zwrotu oczekuje się także, że oszacowanie parametru \hat{b}_3^B będzie statystycznie istotnie niższe od oszacowania parametru \hat{b}_3^H . Uzyskanie takich właśnie oszacowań parametrów (tj. $\hat{b}_1^B > \hat{b}_1^H$ oraz $b_3^B < b_3^H$) oznaczać będzie, że w okresie bessy inwestorzy oczekują wyższej premii związanej z płynnością akcji, a także że stopy zwrotu silniej reagują na zmiany poziomu płynności akcji.

IV.2 Symulacyjny model zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu

Badania empiryczne nad premią z tytułu płynności akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie poprzedzone zostanie analizami z wykorzystaniem modelu symulacyjnego. Skalibrowanie jego parametrów na poziomie wielkości przeciętnych dla polskiej giełdy pozwala na wstępne zweryfikowanie hipotez badawczych. Przeprowadzenie symulacji z różnymi wartościami parametrów wejściowych umożliwia ocenę zależności, jakie powinny występować między wartościami tych parametrów a wysokością premii z tytułu płynności akcji. W szczególności analizowane będą związki zachodzące między poziomem ryzyka oraz oczekiwaną stopą zwrotu z portfela rynkowego a wartością premii z tytułu płynności. Poziom ryzyka oraz oczekiwana stopa zwrotu posłużą bowiem w późniejszym badaniu empirycznym do rozróżnienia stanów rynku między hossą i bessą.

Założmy, że inwestor ma możliwość zainwestowania w dwa rodzaje aktywów. Pierwsze z nich (obligacja) jest wolne od ryzyka oraz doskonale płynne, a dynamika jego ceny opisana jest następującym procesem dyskretnym:

$$B_{t+1} = B_t + rB_t \quad (139)$$

gdzie r jest stopą zwrotu wolną od ryzyka. Drugie z dostępnych aktywów jest ryzykowne i niedoskonale płynne (akcja). Dynamika jego ceny, w przypadku, gdyby było ono idealnie płynne, opisana jest następującym procesem:

$$P_{t+1} = P_t + P_t(\mu + \sigma_\mu \varepsilon_{t+1}^\mu) \quad (140)$$

gdzie μ oznacza oczekiwaną stopę zwrotu netto (tj. po uwzględnieniu kosztów płynności), σ_μ jest odchyleniem standardowym stopy zwrotu (ryzyko akcji), a ε_{t+1}^μ jest składnikiem losowym o rozkładzie normalnym $\varepsilon_{t+1}^\mu \sim N(0,1)$. Zarówno obligacja, jak i akcja, mają nieograniczoną podaż, co oznacza, że inwestor może posiadać nieskończoną ilość każdego aktywa.

Jednakże, dokonywanie transakcji ryzykownym aktywem powoduje powstanie trwałych zmian cen, zarówno bieżących, jak i przyszłych. Zmiana ceny jest funkcją wolumenu transakcji oraz współczynnika wpływu cenowego:

$$\frac{P_{t+1} - P_t}{P_t} = \psi_{t+1} (N_{t+1} - N_t) \quad (141)$$

gdzie ψ_{t+1} jest współczynnikiem wpływu cenowego przyjmującym dodatnie wartości, a N_t jest liczbą akcji będących w posiadaniu inwestora w momencie t . Zatem, $(N_{t+1} - N_t)$ oznacza wolumen transakcji, gdzie dodatnie wartości oznaczają zakup, a ujemne – sprzedaż akcji. Zakup akcji w założeniu ma powodować wzrost ceny akcji, podczas gdy sprzedaż – jej spadek.

Współczynnik trwałego wpływu cenowego zmienia się w czasie w sposób stochastyczny, a jego wartości opisane są procesem powrotu do średniej (*mean-reverting*):

$$\psi_{t+1} = \psi_t + \rho^\psi (\bar{\psi} - \psi_t) + \sigma_\psi \varepsilon_{t+1}^\psi \quad (142)$$

gdzie $\bar{\psi}$ jest długoterminową średnią współczynnika trwałego wpływu cenowego, ρ^ψ oznacza współczynnik autokorelacji współczynnika trwałego wpływu cenowego, σ_ψ jest zmiennością współczynnika trwałego wpływu cenowego, a ε_{t+1}^ψ jest składnikiem losowym o rozkładzie normalnym $\varepsilon_{t+1}^\psi \sim N(0,1)$. Biorąc pod uwagę, że inwestorzy powinni wymagać premii związanej z występowaniem wpływu cenowego, uwzględnienie tej premii oraz wpływu cenowego spowoduje, że cena akcji opisana będzie następującym procesem:

$$P_{t+1} = P_t + P_t \left[\mu + \lambda + \sigma_\mu \varepsilon_{t+1}^\mu + \psi_{t+1} (N_{t+1} - N_t) \right] \quad (143)$$

gdzie λ jest premią z tytułu płynności, tj. dodatkową oczekiwaną przez inwestorów stopą zwrotu mającą na celu skompensowanie im utratę oczekiwanej użyteczności końcowego majątku spowodowaną niedoskonałą płynnością.

Poza trwałym wpływem cenowym, dokonywanie transakcji akcjami powoduje powstanie tymczasowego wpływu cenowego, który wpływa wyłącznie na cenę jednej transakcji. Tymczasowy wpływ cenowy powoduje, że cena transakcji zmienia się w następujący sposób:

$$\tilde{P}_{t+1} - P_{t+1} = \delta_{t+1} (N_{t+1} - N_t) \quad (144)$$

i natychmiastowo powraca do stanu sprzed transakcji, skorygowanego o trwały wpływ cenowy. δ_{t+1} jest dodatnim współczynnikiem tymczasowego wpływu cenowego, którego wartość zmienia się stochastycznie w czasie. Jego wartości opisane są procesem powrotu do średniej:

$$\delta_{t+1} = \delta_t + \rho^\delta (\bar{\delta} - \delta_t) + \sigma_\delta \varepsilon_{t+1}^\delta \quad (145)$$

gdzie $\bar{\delta}$ jest długoterminową średnią współczynnika tymczasowego wpływu cenowego, ρ^δ oznacza współczynnik autokorelacji współczynnika tymczasowego wpływu cenowego, σ_δ jest zmiennością współczynnika tymczasowego wpływu cenowego, a ε_{t+1}^δ jest składnikiem losowym o rozkładzie normalnym $\varepsilon_{t+1}^\delta \sim N(0,1)$.

Biorąc pod uwagę wszystkie wspomniane powyżej kwestie, cena, po której dojdzie do transakcji akcjami, opisana jest następującym procesem:

$$\tilde{P}_{t+1} = P_t \left[1 + \mu + \lambda + \sigma_\mu \varepsilon_{t+1}^\mu + (\psi_{t+1} + \delta_{t+1}) (N_{t+1} - N_t) \right] \quad (146)$$

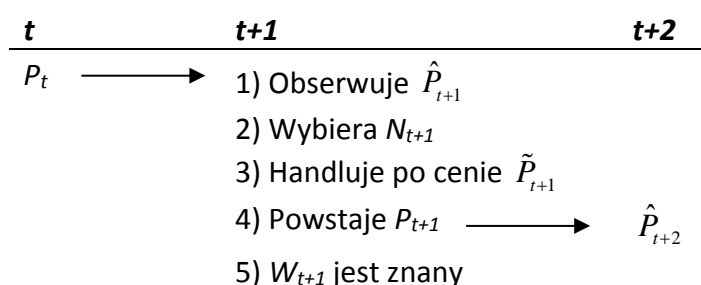
Rozważmy inwestora, który posiada początkowy majątek W_0 oraz cechuje się stałą względną awersją do ryzyka (*Constant Relative Risk Aversion – CRRA*) z logarymiczną funkcją użyteczności. Strategia dokonywania transakcji przez inwestora jest określona egzogenicznie i opisana jako $\{\alpha_0, \dots, \alpha_T\}$, gdzie α_t oznacza udział majątku inwestora zainwestowany w ryzykowne aktywo w momencie t oraz $\alpha_0 = \alpha_T = 0$. Pozostała część majątku inwestora ulokowana jest w wolnych od ryzyka oraz doskonale płynnych obligacjach. W danym momencie $t+1$ inwestor obserwuje cenę akcji, opisaną procesem:

$$\hat{P}_{t+1} = P_t \left[1 + \mu + \lambda + \sigma_\mu \varepsilon_{t+1}^\mu \right] \quad (147)$$

Na podstawie obserwowanej ceny oraz ustalonej strategii transakcyjnej, inwestor wybiera liczbę akcji, jaką chce dokonać transakcji ($N_{t+1} - N_t$), gdzie N_{t+1} jest wyznaczana ze wzoru:

$$N_{t+1} = \frac{\alpha_{t+1} \hat{W}_{t+1}}{\hat{P}_{t+1}} \quad (148)$$

gdzie \hat{W}_{t+1} jest wartością majątku inwestora w momencie $t+1$ przed zawarciem transakcji. Współczynniki wpływu cenowego ψ_{t+1} oraz δ_{t+1} są nieznane inwestorowi przed dokonaniem transakcji, dlatego nie bierze on pod uwagę ich wielkości przy ustalaniu rozmiaru transakcji. Transakcja zachodzi po cenie transakcyjnej \tilde{P}_{t+1} opisanego równaniem (146), a następnie cena akcji natychmiastowo powraca do stanu sprzed transakcji, skorygowanego o trwały wpływ cenowy (P_{t+1}) i opisanego równaniem (143). Zachowanie inwestora zostało zobrazowane na Schemacie 6.



Schemat 6. Zachowanie inwestora i zależności między zmiennymi modelu
Źródło: Opracowanie własne.

Po dokonaniu transakcji znana jest wartość majątku inwestora. Wartość ta opisana jest równaniem:

$$W_{t+1} = M_t B_{t+1} + N_t P_{t+1} - |N_{t+1} - N_t| \cdot \left| \hat{P}_{t+1} - P_{t+1} \right| \quad (149)$$

gdzie M_t oznacza liczbę obligacji w portfelu inwestora. Znaki wartości bezwzględnych zostały wykorzystane w miejsce nawiasów w celu uniknięcia problemów z oznaczeniami. Jak zauważają Pereira i Zhang (2010), N_{t+1} wpływa na majątek inwestora w momencie $t+1$ jedynie pośrednio, poprzez potransakcyjną cenę akcji P_{t+1} oraz tymczasowy wpływ cenowy. A zatem, N_{t+1} wpływa na W_{t+1} poprzez zmianę transakcyjnej i potransakcyjnej ceny akcji. Ze względu na fakt, że $W_t = M_t B_t + N_t P_t$, liczba obligacji w portfelu może zostać zapisana jako:

$$M_t = \frac{W_t - N_t P_t}{B_t} \quad (150)$$

co pozwala na zastąpienie M_t w równaniu (149) równaniem (150). Zastąpienie B_{t+1} równaniem (139) oraz wstawienie równań (143) i (146) odpowiednio w miejsce P_{t+1} oraz \tilde{P}_{t+1} skutkuje uzyskaniem następującej formuły na obliczenie wartości majątku inwestora:

$$W_{t+1} = \frac{W_t - N_t P_t}{B_t} B_t (1+r) + N_t P_t \left[1 + \mu + \lambda + \sigma_\mu \varepsilon_{t+1}^\mu + \psi_{t+1} (N_{t+1} - N_t) \right] - |N_{t+1} - N_t| \cdot \left[P_t \left[1 + \mu + \lambda + \sigma_\mu \varepsilon_{t+1}^\mu + (\psi_{t+1} + \delta_{t+1}) (N_{t+1} - N_t) \right] - P_t \left[1 + \mu + \lambda + \sigma_\mu \varepsilon_{t+1}^\mu + \psi_{t+1} (N_{t+1} - N_t) \right] \right] \quad (151)$$

co z kolei można zapisać jako:

$$W_{t+1} = W_t (1+r) - N_t P_t (1+r) + N_t P_t \left[1 + \mu + \lambda + \sigma_\mu \varepsilon_{t+1}^\mu + \psi_{t+1} (N_{t+1} - N_t) \right] - |N_{t+1} - N_t| \cdot \left[P_t \left[1 + \mu + \lambda + \sigma_\mu \varepsilon_{t+1}^\mu + \psi_{t+1} (N_{t+1} - N_t) \right] + P_t \delta_{t+1} (N_{t+1} - N_t) - P_t \left[1 + \mu + \lambda + \sigma_\mu \varepsilon_{t+1}^\mu + \psi_{t+1} (N_{t+1} - N_t) \right] \right] \quad (152)$$

co znowu pozwala skrócić wzór następująco:

$$W_{t+1} = W_t (1+r) + N_t P_t \left[-1 - r + 1 + \mu + \lambda + \sigma_\mu \varepsilon_{t+1}^\mu + \psi_{t+1} (N_{t+1} - N_t) \right] - P_t \delta_{t+1} (N_{t+1} - N_t)^2 = \\ = W_t (1+r) + N_t P_t \left[\mu - r + \lambda + \sigma_\mu \varepsilon_{t+1}^\mu + \psi_{t+1} (N_{t+1} - N_t) \right] - P_t \delta_{t+1} (N_{t+1} - N_t)^2 \quad (153)$$

Inwestor dokonuje transakcji w oparciu o ustaloną strategię oraz czerpie użyteczność z końcowego majątku. Funkcja użyteczności ma następującą postać:

$$u(W_T) = \ln(W_T) \quad (154)$$

Premia z tytułu płynności λ wyrażona w równaniu (143) powinna być zatem taka, aby oczekiwana użyteczność majątku inwestora w przypadku występowania wpływu cenowego była taka sama, jak w przypadku, gdyby akcja była doskonale płynna.

W podstawowej wersji model został skalibrowany tak, aby odzwierciedlał cechy akcji notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Średnia miesięczna stopa

zwrotu z portfela rynkowego aproksymowana jest poprzez procentową miesięczną zmianę wartości Warszawskiego Indeksu Giełdowego (WIG) w okresie od stycznia 2001 do grudnia 2016 roku, która wynosi 0,75%. Z racji tego, że w modelu inwestor dokonuje transakcji raz w miesiącu, oczekiwana stopa zwrotu została ustalona na poziomie $\mu=0.75\%$ w ujęciu miesięcznym, co daje $0,75\%*12=9\%$ w ujęciu rocznym. Odchylenie standardowe miesięcznych stóp zwrotu wynosi 0,06161, co jest równe w przybliżeniu $0,060622*\sqrt{12} = 21\%$ w ujęciu rocznym. Zatem, miesięczna zmienność została ustalona na poziomie $\sigma_{\mu}=0.060622$. Stopa zwrotu wolna od ryzyka w rozważanym okresie, aproksymowana na pomocą stopy WIBOR 1M wynosi około 5% rocznie. Miesięczna stopa zwrotu wolna od ryzyka została ustalona na poziomie $r=0,05/12=0,004167=0,4167\%$. Początkową wartość majątku inwestora ustalono na $W_0=1000000$, natomiast początkową cenę akcji na $P_0=100$. Obie te wielkości są denominowane w polskich złotych (PLN). Horyzont inwestycyjny wynosi dwa lata, tj. $T=24$.

Strategia inwestora została określona w następujący sposób. Raz w miesiącu inwestor dokonuje transakcji akcjami aż do osiągnięcia maksymalnego udziału majątku zainwestowanego w akcje (α_{max}), co następuje w połowie horyzontu inwestycyjnego. Następnie zaczyna obniżać udział majątku zainwestowanego w akcje tak, aby na koniec inwestycji nie posiadać żadnych akcji. Stąd, w pierwszej połowie horyzontu inwestycyjnego, w każdym kolejnym miesiącu docelowa część majątku zainwestowana w akcje wzrasta, a w drugiej połowie spada o $2 \cdot \alpha_{max} / T$. Maksymalny udział majątku zainwestowanego w akcje ustalono na $\alpha_{max}=0.5$.

Poza pierwotnymi wartościami parametrów wejściowych, do wyznaczenia wysokości premii z tytułu płynności wykorzystane zostały również inne wartości. Pozwala to przeanalizować zależności między wartościami tych parametrów a wysokością premii z tytułu płynności. Poza podstawową wartością, przyjęto cztery inne wartości oczekiwanej stopy zwrotu (5%, 7%, 11% oraz 13% w skali roku), odchylenia standardowego stopy zwrotu (11%, 16%, 26% oraz 31% w ujęciu rocznym) oraz stopy zwrotu wolnej od ryzyka (1%, 2%, 3% oraz 4% w skali roku). Ponadto, przyjęte zostały dwie alternatywne długości horyzontu inwestycji (12 oraz 6 miesięcy), a także różne poziomy maksymalnej części majątku zainwestowanego w akcje (0,2, 0,35, 0,75 oraz 0,9).

Parametry modelu związane ze współczynnikiem trwałego wpływu cenowego ustalone zostały w oparciu o wartości miary Amihuda (2002). W tym celu wykorzystano miary ILLIQ obliczone dla łącznie 40 spółek notowanych na GPW Warszawie nieprzerwanie w okresie od

stycznia 2001 roku do grudnia 2016 roku, dla których w każdym ze 192 miesięcy tego okresu liczba dni sesyjnych wynosiła przynajmniej 15. Dla każdego miesiąca obliczona została miara płynności dla rynku, jako średnia arytmetyczna miary Amihuda. Średnia wartość miar płynności dla rynku została wykorzystana do określenia długoterminowej średniej współczynnika trwałego wpływu cenowego. Średnia wartość miary ILLIQ dla rynku wynosi 0,0372, co oznacza, że transakcja o wartości 1000 PLN zmienia cenę przeciętnie o 0,0372%. Ze względu na fakt, że w prezentowanym modelu współczynnik wpływu cenowego jest określany jako funkcja wolumenu transakcji, a nie jej wartości, biorąc pod uwagę, że początkowa cena akcji wynosi 100 PLN, dokonanie transakcji jedną akcją powinno zmienić cenę akcji przeciętnie o 0,00372%. Zatem, długoterminowa średnia współczynnika trwałego wpływu cenowego została ustalona na poziomie $\bar{\psi} = 0,0000372$.

Odchylenie standardowe miesięcznych miar ILLIQ dla rynku wynosi 0,052288, co oznacza, że wynosi około 1,4 długoterminowej średniej. Zatem, zmienność współczynnika trwałego wpływu cenowego została określona jako $\sigma_{\psi} = 1,4\bar{\psi} = 0,0000521$. Współczynnik autokorelacji ρ^{ψ} wyznaczono na podstawie oszacowania KMNK równania (142); jego wartość wynosi 0,4.

Parametry tymczasowego wpływu cenowego zostały ustalone w podobny sposób, przy czym zamiast miary Amihuda wykorzystano miarę wpływu cenowego wysokiej częstotliwości, służącą w pierwszym etapie badania empirycznego za jeden z benchmarków płynności:

$$PI_{im} = \frac{1}{N_{im}} \sum_{n=1}^N \frac{effspread_{imn}}{Vol_{imn}} \quad (155)$$

gdzie N_{im} jest liczbą transakcji akcją i w miesiącu m , $effspread_{imn}$ oznacza efektywny spread dla n -tej transakcji akcją i w miesiącu m , a Vol_{imn} odpowiada wolumenowi tej transakcji. Ze względu na dostępność danych, wartości tej miary zostały ustalone w oparciu o dane pochodzące z okresu od stycznia 2006 do grudnia 2016. Długoterminowa średnia współczynnika tymczasowego wpływu cenowego ustalona została zatem na poziomie $\bar{\delta} = 0,000011$, zmienność współczynnika tymczasowego wpływu cenowego na poziomie $\sigma_{\delta} = 2,15\bar{\delta} = 0,00002365$, a wartość współczynnika autokorelacji na poziomie $\rho^{\delta} = 0.85$.

Do wyznaczenia wysokości premii z tytułu płynności akcji λ wykorzystano symulacje numeryczne stworzone za pomocą Visual Basic for Applications. Na początku zasymulowanych zostało 150 000 ścieżek cen (*price path*) w przypadku, gdyby akcje charakteryzowały się idealną płynnością. Dla każdej ścieżki obliczono użyteczność majątku końcowego w celu

wyznaczenia jej wartości oczekiwanej (U^{LIQ}). Następnie, dla dwudziestu różnych poziomów premii z tytułu płynności λ , zasymulowanych zostało 150 000 ścieżek cen z uwzględnieniem wpływu cenowego, dzięki czemu możliwe było określenie oczekiwanej użyteczności majątku końcowego przy danej wielkości premii ($U^{LLIQ,\lambda}$). Oczekiwana użyteczność końcowego majątku inwestora jest liniową funkcją premii z tytułu płynności – im wyższa jest premia z tytułu płynności, tym wyższa oczekiwana użyteczność majątku. Do wyznaczenia wysokości premii z tytułu płynności takiej, dla której oczekiwana użyteczność majątku w przypadku występowania wpływu cenowego byłaby taka sama jak w przypadku doskonale płynnych akcji, wykorzystana została regresja liniowa z wykorzystaniem KMNK. Zmienną objaśnianą była oczekiwana użyteczność majątku końcowego (U^{LLIQ} ; wartości – $U^{LLIQ,\lambda}$ – uzyskano w symulacjach), a jedyną zmienną objaśniającą była premia z tytułu płynności (wartości λ wykorzystane w symulacjach). Po oszacowaniu równania, szukano takiej λ , aby $U^{LLIQ,\lambda} = U^{LIQ}$. Wartości współczynników determinacji R^2 oszacowanych równań wynoszą przynajmniej 0,999, co świadczy o uzyskaniu precyzyjnych oszacowań premii z tytułu płynności.

Tabela 17. Oszacowane wartości miesięcznej premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji oczekiwanej stopy zwrotu i ryzyka

Oczekiwana stopa zwrotu $\mu (\cdot 1/12)$	Zmienność stóp zwrotu $\sigma_{\mu} (\cdot \sqrt{1/12})$				
	11,00%	16,00%	21,00%	26,00%	31,00%
5,00%	0,294%	0,304%	0,310%	0,327%	0,346%
7,00%	0,294%	0,308%	0,315%	0,325%	0,347%
9,00%	0,304%	0,310%	0,320%	0,330%	0,343%
11,00%	0,307%	0,313%	0,320%	0,328%	0,347%
13,00%	0,308%	0,316%	0,325%	0,330%	0,350%

Źródło: Opracowanie własne.

W Tabeli 17 zaprezentowane zostały oszacowane wartości premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji oczekiwanej stopy zwrotu oraz zmienności stóp zwrotu. W podstawowym przypadku, zaznaczonym pogrubieniem, premia z tytułu płynności wynosi 0,320% w ujęciu miesięcznym, co daje 3,835% rocznie. Jest to znacząca wielkość, gdyż oznacza, że, aby uzyskać ten sam poziom użyteczności w przypadku niedoskonale płynnych akcji, inwestorzy powinni oczekiwać stopy zwrotu o około 43% wyższej niż w przypadku, gdyby akcje były doskonale płynne. Dla wszystkich pięciu wartości parametru zmienności premia ta wzrasta wraz ze wzrostem oczekiwanej stopy zwrotu, jednakże dla dwóch najwyższych wartości zmienności wzrost ten nie jest ściśle monotoniczny. Podobna sytuacja występuje dla różnych wartości

oczekiwanej stopy zwrotu – we wszystkich pięciu przypadkach premia z tytułu płynności wzrasta wraz ze wzrostem poziomu ryzyka. Wzrost ten jest ściśle monotoniczny we wszystkich pięciu przypadkach.

Tabela 18. Oszacowane wartości miesięcznej premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji oczekiwanej stopy zwrotu i stopy zwrotu wolnej od ryzyka

Oczekiwana stopa zwrotu $\mu(\cdot/12)$	Stopa zwrotu wolna od ryzyka $r(\cdot/12)$				
	1,00%	2,00%	3,00%	4,00%	5,00%
5,00%	0,319%	0,318%	0,310%	0,314%	0,310%
7,00%	0,323%	0,320%	0,317%	0,319%	0,315%
9,00%	0,318%	0,322%	0,318%	0,321%	0,320%
11,00%	0,324%	0,327%	0,325%	0,322%	0,320%
13,00%	0,328%	0,326%	0,329%	0,325%	0,325%

Źródło: Opracowanie własne.

Wartości premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji oczekiwanej stopy zwrotu oraz stopy zwrotu wolnej od ryzyka zaprezentowane zostały w Tabeli 18. Ponownie, wartość premii dla podstawowych wartości parametrów pogrubiono. Jak można zauważyć, wzrost stopy zwrotu wolnej od ryzyka powoduje obniżenie premii z tytułu płynności, niezależnie od wartości oczekiwanej stopy zwrotu. Niemniej jednak, zmienność premii z tytułu płynności wynikająca ze zmian stopy zwrotu wolnej od ryzyka jest niewielka. Największa różnica między premią z tytułu płynności dla najwyższej i najniższej stopy zwrotu wolnej od ryzyka wynosi 0,009% miesięcznie.

Tabela 19. Oszacowane wartości miesięcznej premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji zmienności stóp zwrotu i stopy zwrotu wolnej od ryzyka

Zmienność stóp zwrotu $\sigma_{\mu}(\cdot\sqrt{1/12})$	Stopa zwrotu wolna od ryzyka $r(\cdot/12)$				
	1,00%	2,00%	3,00%	4,00%	5,00%
11,00%	0,311%	0,310%	0,308%	0,306%	0,304%
16,00%	0,316%	0,315%	0,313%	0,312%	0,310%
21,00%	0,318%	0,322%	0,318%	0,321%	0,320%
26,00%	0,337%	0,331%	0,332%	0,332%	0,330%
31,00%	0,352%	0,351%	0,350%	0,347%	0,343%

Źródło: Opracowanie własne.

Wyniki zaprezentowane w Tabeli 19 potwierdzają wcześniejsze rezultaty, tj., że zmienność premii z tytułu płynności wynikająca ze zmienności stopy zwrotu wolnej od ryzyka jest niewielka. Rozważając Tabele 18 i 19 łącznie, można również potwierdzić wnioski wynikające z analizy Tabeli 17. Wzrost oczekiwanej stopy zwrotu jest związany ze wzrostem wartości premii z tytułu płynności. Taka sama relacja występuje dla zmienności stóp zwrotu: im większa zmienność, tym wyższa premia związana z występowaniem wpływu cenowego.

Tabela 20. Oszacowane wartości miesięcznej premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji oczekiwanej stopy zwrotu i horyzontu inwestycji

Oczekiwana stopa zwrotu $\mu(\cdot/12)$	Horyzont inwestycji		
	T=6	T=12	T=24
5,00%	4,249%	1,177%	0,310%
7,00%	4,215%	1,181%	0,315%
9,00%	4,208%	1,176%	0,320%
11,00%	4,202%	1,173%	0,320%
13,00%	4,186%	1,170%	0,325%

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 21. Oszacowane wartości miesięcznej premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji zmienności stóp zwrotu i horyzontu inwestycji

Zmienność stóp zwrotu $\sigma_{\mu}(\cdot\sqrt{1/12})$	Horyzont inwestycji		
	T=6	T=12	T=24
11,00%	4,184%	1,155%	0,304%
16,00%	4,209%	1,164%	0,310%
21,00%	4,208%	1,176%	0,320%
26,00%	4,243%	1,195%	0,330%
31,00%	4,265%	1,202%	0,343%

Źródło: Opracowanie własne.

Wzrost premii z tytułu płynności spowodowany wzrostem oczekiwanej stopy zwrotu nie jest odporny na zmianę horyzontu inwestycji. Dla dwuletniego horyzontu, premia z tytułu płynności wzrasta wraz ze wzrostem oczekiwanej stopy zwrotu, ale, jak zaprezentowano w Tabeli 20, nie jest to prawdziwe dla innych horyzontów inwestycji. Analizując wartości premii z tytułu płynności w przypadku horyzontu inwestycyjnego wynoszącego jeden rok ($T=12$) nie można zaobserwować jednoznacznej relacji między oczekiwaną stopą zwrotu a premią z tytułu płynności. Co bardziej zaskakujące, skrócenie horyzontu inwestycji do sześciu

miesiący ($T=6$) powoduje, że zależność między premią z tytułu płynności a oczekiwaną stopą zwrotu przybiera odwrotny kierunek niż dla horyzontu dwuletniego. W tym przypadku im niższa jest oczekiwana stopa zwrotu, tym wyższa jest premia z tytułu płynności.

Wyniki zaprezentowane w Tabeli 21 wskazują, że zmiana długości horyzontu inwestycji nie zmienia zależności między zmiennością stóp zwrotu i premią z tytułu płynności. Im wyższa zmienność stóp zwrotu, tym wyższa premia z tytułu płynności. W Tabeli 22 przedstawiono oszacowane wartości premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji stóp zwrotu wolnych od ryzyka i horyzontu inwestycji. Można zauważyć, że dla horyzontu inwestycji wynoszącego dwa lata ($T=24$) lub rok ($T=12$) nie występuje żadna wyraźna relacja, a dla $T=6$ premia z tytułu płynności wzrasta wraz ze wzrostem stopy zwrotu wolnej od ryzyka. Wniosek ten stoi w opozycji do wyników zaprezentowanych w Tabelach 18 i 19, wskazujących, że premia z tytułu płynności maleje ze wzrostem stopy zwrotu wolnej od ryzyka. Można zatem stwierdzić, że skrócenie horyzontu inwestycji komplikuje zależności występujące między stopą zwrotu wolną od ryzyka i oczekiwaną stopą zwrotu a wysokością premii z tytułu płynności.

Tabela 22. Oszacowane wartości miesięcznej premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji stopy zwrotu wolnej od ryzyka i horyzontu inwestycji

Stopa zwrotu wolna od ryzyka $r(\cdot 1/12)$	Horyzont inwestycji		
	T=6	T=12	T=24
1,00%	4,193%	1,174%	0,318%
2,00%	4,190%	1,177%	0,322%
3,00%	4,215%	1,175%	0,318%
4,00%	4,211%	1,176%	0,321%
5,00%	4,208%	1,176%	0,320%

Źródło: Opracowanie własne.

Zgodnie z oczekiwaniami wszystkie wyniki zaprezentowane w Tabelach 20 – 22 wskazują, że im krótszy jest horyzont inwestycji, tym wyższa jest premia z tytułu płynności. Związane jest to z dwoma czynnikami. Po pierwsze, ze względu na fakt, że maksymalny udział akcji w portfelu jest stały, im krótszy jest horyzont inwestycyjny, tym większych transakcji musi dokonać inwestor, ponosząc przy tym wyższe koszty płynności. Po drugie, im krótszy jest horyzont inwestycyjny, tym mniej czasu pozostaje, aby zrekompensować inwestorowi poniesione koszty płynności.

Wartości premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji oczekiwanej stopy zwrotu i maksymalnego udziału akcji w portfelu przedstawione zostały w Tabeli 23. Podobnie jak

w przypadku różnych horyzontów inwestycji, zastosowanie różnych strategii dokonywania transakcji powoduje, że obserwowane zależności między oczekiwaną stopą zwrotu a premią z tytułu płynności nie są jednoznaczne. Dla wartości α_{max} wynoszących 0,2, 0,35 oraz 0,5 wzrost oczekiwanej stopy zwrotu powoduje wzrost wysokości premii z tytułu płynności. Jeżeli α_{max} równe jest 0,75 relacja ta nie ma wyraźnego kierunku, natomiast gdy α_{max} wynosi 0,9 relacja przyjmuje kierunek odwrotny: im wyższa oczekiwana stopa zwrotu, tym niższa premia z tytułu płynności.

Tabela 23. Oszacowane wartości miesięcznej premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji oczekiwanej stopy zwrotu i maksymalnego udziału akcji w portfelu

Oczekiwana stopa zwrotu $\mu(\cdot/12)$	Maksymalny udział akcji w portfelu (α_{max})				
	0,2	0,35	0,5	0,75	0,9
5,00%	0,126%	0,214%	0,310%	0,499%	0,634%
7,00%	0,129%	0,221%	0,315%	0,500%	0,632%
9,00%	0,132%	0,215%	0,320%	0,495%	0,625%
11,00%	0,126%	0,226%	0,320%	0,497%	0,625%
13,00%	0,134%	0,224%	0,325%	0,501%	0,625%

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 24. Oszacowane wartości miesięcznej premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji oczekiwanej stopy zwrotu i maksymalnego udziału akcji w portfelu

Zmienność stóp zwrotu $\sigma_{\mu}(\cdot\sqrt{1/12})$	Maksymalny udział akcji w portfelu (α_{max})				
	0,2	0,35	0,5	0,75	0,9
11,00%	0,126%	0,216%	0,304%	0,458%	0,563%
16,00%	0,130%	0,219%	0,310%	0,476%	0,590%
21,00%	0,132%	0,215%	0,320%	0,495%	0,625%
26,00%	0,128%	0,224%	0,330%	0,524%	0,682%
31,00%	0,135%	0,234%	0,343%	0,560%	0,748%

Źródło: Opracowanie własne.

Tabele 24 oraz 25 potwierdzają wcześniejsze wnioski dotyczące zależności między premią z tytułu płynności a zmiennością stóp zwrotu i stopą zwrotu wolną od ryzyka. Oznacza to, że im wyższe jest ryzyko związane z inwestowaniem w akcje, tym wyższa powinna być premia z tytułu płynności. Zależność między stopą zwrotu wolną od ryzyka a premią z tytułu płynności ma odwrotny kierunek, tj. premia z tytułu płynności maleje wraz ze wzrostem stopy zwrotu wolnej od ryzyka. Należy ponadto odnotować fakt, że wzrost α_{max} jest związany ze

wzrostem premii z tytułu płynności. Wynika to z tego, że, aby osiągnąć wyższy udział akcji w portfelu, inwestor musi dokonywać transakcji o większym wolumenie, ponosząc przy tym wyższe koszty płynności.

Tabela 25. Oszacowane wartości miesięcznej premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji oczekiwanej stopy zwrotu i maksymalnego udziału akcji w portfelu

Stopa zwrotu wolna od ryzyka $r(\cdot 1/12)$	Maksymalny udział akcji w portfelu (α_{\max})				
	0,2	0,35	0,5	0,75	0,9
1,00%	0,136%	0,230%	0,318%	0,500%	0,630%
2,00%	0,134%	0,228%	0,322%	0,501%	0,628%
3,00%	0,130%	0,223%	0,318%	0,495%	0,626%
4,00%	0,132%	0,223%	0,321%	0,488%	0,621%
5,00%	0,132%	0,215%	0,320%	0,495%	0,625%

Źródło: Opracowanie własne.

W rozważanym modelu uwzględnione zostały dwa wymiary płynności: trwały wpływ cenowy odnosi się do wymiaru odporności (*resiliency*), natomiast tymczasowy wpływ cenowy jest częścią wymiaru kosztów transakcji – ciasności (*tightness*). Prezentowane dotychczas wartości premii z tytułu płynności są związane z tymi dwoma wymiarami rozważanymi łącznie. Rozważenie ich oddzielnie pozwoli odpowiedzieć na pytanie o to, który z wymiarów płynności ma większe znaczenie i powoduje powstanie wyższej premii z tytułu płynności. Z tego względu przeprowadzone zostały symulacje dla dwóch modyfikacji prezentowanego modelu.

Pierwsza z modyfikacji przewiduje istnienie wyłącznie tymczasowego wpływu cenowego. Wykonanie transakcji powoduje zmianę ceny o wartość $\delta_{t+1}(N_{t+1} - N_t)$, która natychmiastowo po transakcji powraca to poziomu sprzed transakcji. Jest to tożsame z tym, że wszystkie parametry trwałego wpływu cenowego są równe zero ($\bar{\psi} = \sigma_{\psi} = \rho^{\psi} = 0$). Wartości premii z tytułu płynności związanej z tymczasowym wpływem cenowym dla różnych kombinacji oczekiwanej stopy zwrotu i ryzyka zaprezentowano w Tabeli 26. W przypadku, gdy rozważy się wyłącznie tymczasowy wpływ cenowy, premia z tytułu płynności jest znacznie niższa niż w przypadku, gdy uwzględną się zarówno trwały, jak i tymczasowy wpływ cenowy. Premia z tytułu płynności w przypadku zerowego trwałego wpływu cenowego wynosi od 36,5% do 53% wartości premii z tytułu płynności w podstawowym wariacie modelu, w zależności od wartości oczekiwanej stopy zwrotu i poziomu ryzyka. Wartość premii z tytułu

płynności wzrasta wraz ze wzrostem zmienności stóp zwrotu, a także, w przeciwieństwie do poprzednich wyników, maleje wraz ze wzrostem oczekiwanej stopy zwrotu.

Tabela 26. Oszacowane wartości miesięcznej premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji oczekiwanej stopy zwrotu i ryzyka: wyłącznie tymczasowy wpływ cenowy

Oczekiwana stopa zwrotu $\mu(\cdot 1/12)$	Zmienność stóp zwrotu $\sigma_{\mu}(\cdot\sqrt{1/12})$				
	11,00%	16,00%	21,00%	26,00%	31,00%
5,00%	0,114%	0,124%	0,140%	0,161%	0,183%
7,00%	0,115%	0,127%	0,138%	0,159%	0,181%
9,00%	0,117%	0,125%	0,138%	0,154%	0,172%
11,00%	0,115%	0,123%	0,136%	0,149%	0,172%
13,00%	0,112%	0,122%	0,134%	0,149%	0,166%

Źródło: Opracowanie własne.

Druga z modyfikacji modelu polega na ustawieniu zerowych wartości parametrów tymczasowego wpływu cenowego ($\bar{\delta} = \sigma_{\delta} = \rho^{\delta} = 0$). Wyniki zaprezentowano w Tabeli 27. Premia z tytułu płynności związana wyłącznie z trwałym wpływem cenowym jest niższa niż premia z tytułu płynności w podstawowym wariacie modelu i wynosi od 53% do 70% jej wartości, w zależności od wartości oczekiwanej stopy zwrotu i poziomu zmienności. W przypadku występowania wyłącznie trwałego wpływu cenowego, premia z tytułu płynności wzrasta wraz ze wzrostem oczekiwanej stopy zwrotu oraz maleje wraz ze wzrostem ryzyka, co jest przeciwne do wyników zaprezentowanych w Tabeli 17.

Tabela 27. Oszacowane wartości miesięcznej premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji oczekiwanej stopy zwrotu i ryzyka: wyłącznie trwały wpływ cenowy

Oczekiwana stopa zwrotu $\mu(\cdot 1/12)$	Zmienność stóp zwrotu $\sigma_{\mu}(\cdot\sqrt{1/12})$				
	11,00%	16,00%	21,00%	26,00%	31,00%
5,00%	0,198%	0,193%	0,193%	0,189%	0,183%
7,00%	0,202%	0,190%	0,190%	0,193%	0,187%
9,00%	0,205%	0,205%	0,202%	0,200%	0,198%
11,00%	0,207%	0,208%	0,203%	0,204%	0,202%
13,00%	0,215%	0,213%	0,208%	0,209%	0,206%

Źródło: Opracowanie własne.

Rozważając oba przypadki (modelu wyłącznie z trwałym i wyłącznie z tymczasowym wpływem cenowym) łącznie, można wskazać, który z wymiarów płynności ma większy wpływ na wysokość premii z tytułu płynności. Po pierwsze, wskazać można, że obecność trwałego wpływu cenowego obniża premię związaną z tymczasowym wpływem cenowym i na odwrót. Wynika to z faktu, że suma premii z tytułu płynności wyznaczonych dla modelu wyłącznie z tymczasowym wpływem cenowym (λ^{TPI}) i modelu wyłącznie z trwałym wpływem cenowym (λ^{PPI}) jest wyższa od premii z tytułu płynności wyznaczonej dla podstawowego wariantu modelu (λ). Ten efekt wzajemnego osłabiania premii z tytułu płynności nie jest silny, gdyż suma λ^{TPI} i λ^{PPI} jest równa od 103% do 108,5% λ . Ponadto, zależność występująca między wysokością premii z tytułu płynności a oczekiwaną stopą zwrotu powstaje głównie jako efekt trwałego wpływu cenowego, podczas gdy zależność między wysokością premii z tytułu płynności a ryzykiem jest przede wszystkim efektem tymczasowego wpływu cenowego.

Pomimo, że wartości λ^{TPI} i λ^{PPI} są porównywalne, nie można stwierdzić, że wysokość premii z tytułu płynności (λ) jest w równym stopniu zależna od tymczasowego i trwałego wpływu cenowego. Spowodowane jest to tym, że parametry trwałego i tymczasowego wpływu cenowego mają różne wartości. Aby rozwiązać tę kwestię, obliczone zostały wartości jednostkowej premii z tytułu płynności, tj. wartości premii z tytułu płynności λ^{TPI} i λ^{PPI} podzielone przez długoterminowe średnie odpowiednio tymczasowego i trwałego wpływu cenowego. Dla podstawowego wariantu parametrów wejściowych (oczekiwana stopa zwrotu równa 9% rocznie oraz roczna zmienność stóp zwrotu wynosząca 21%), jednostkowa premia z tytułu płynności związana z tymczasowym (trwałym) wpływem cenowym jest około 125,78 (54,33) razy wyższa od długoterminowej średniej. Uprawnione jest zatem twierdzenie, że tymczasowy wpływ cenowy ma większy wpływ na wysokość premii z tytułu płynności niż trwały wpływ cenowy. Jednostkowa premia z tytułu płynności związana z tymczasowym wpływem cenowym jest bowiem około 2,3 razy wyższa od analogicznej premii związanej z trwałym wpływem cenowym.

IV.3 Wpływ płynności akcji na stopy zwrotu z akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie

Niniejszy podrozdział poświęcony jest prezentacji wyników badania nad identyfikacją premii z tytułu płynności na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Ma to na celu dokonanie weryfikacji hipotezy $H1$ opisanej w pierwszym podrozdziale oraz, co za tym idzie, realizację szóstego celu cząstkowego rozprawy. Próba badawcza oraz źródła danych zostały

opisane również w pierwszym podrozdziale. Weryfikacja pierwszej hipotezy badawczej nastąpi poprzez oszacowanie modeli opisanych równaniem (137) z wykorzystaniem danych panelowych (przekrojowo-czasowych), co pozwoli wyeliminować niektóre niedostatki modeli wykorzystujących wyłącznie dane przekrojowe, w szczególności problem pominiętej zmiennej.

Na potrzeby badania stopy zwrotu liczone są z wykorzystaniem kroku miesięcznego jako logarytmiczne stopy zwrotu. Obliczenie stóp zwrotu poprzedzone było korektą notowań o dokonane operacje na papierach wartościowych, aby stopy zwrotu odzwierciedlały faktyczne zyski przynoszone przez akcje, nie zaś wyłącznie zmiany cen tych akcji. Dla miesiąca t stopa zwrotu liczona była w następujący sposób:

$$r_{it} = \ln \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \quad (156)$$

gdzie P_t oraz P_{t-1} oznaczają skorygowane ceny akcji na zamknięcie ostatniego dnia z notowaniem odpowiednio w miesiącu t oraz $t-1$. Zatem, stopy zwrotu w danym miesiącu obliczone zostały dla spółek, które były notowane najpóźniej od ostatniego dnia poprzedzającego ten miesiąc. W celu uniknięcia błędów pomiaru, wykluczone zostały stopy zwrotu odpowiadające wzrostowi ceny akcji o ponad 100% lub spadek ceny akcji o ponad 50%. Liczba wyeliminowanych obserwacji wyniosła odpowiednio 163 oraz 193.

Do obliczeń konieczne było również wyznaczenie stopy zwrotu z inwestycji wolnych od ryzyka. Ze względu na brak regularnych emisji 52-tygodniowych bonów skarbowych w Polsce, jako stopę zwrotu wolną od ryzyka przyjęto jednomiesięczną stopę oprocentowania pożyczek międzybankowych (WIBOR 1M) dostosowaną do horyzontu miesięcznego. Podobne podejście jest stosowane w badaniach przez Zarembę (2017) oraz Czapiewskiego (2016). Pierwszy z nich jako stopę zwrotu wolną od ryzyka przyjmuje średnią jednomiesięcznych stóp WIBOR oraz WIBID. Z kolei Czapiewski (2016) stosuje średnią stóp oprocentowania pożyczek międzybankowych WIBOR: tygodniowej (1W), miesięcznej (1M), kwartalnej (3M), półrocznej (6M), dziewięciomiesięcznej (9M) oraz rocznej (1Y). Na potrzeby badania notowania WIBOR-u w danym miesiącu zostały zebrane z serwisu money.pl.

Do pomiaru płynności wykorzystane zostały trzy miary płynności. Są to miary, które zostały wskazane jako najlepsze do pomiaru płynności akcji na polskim rynku kapitałowym na podstawie przeprowadzonego badania, które zostało przedstawione w Rozdziale II. Jako podstawową wykorzystano miarę Fonga, Holdena i Trzcinki (2017) (oznaczaną dalej FHT), będącą uproszczeniem miary LOT, zaproponowanej przez Lesmonda, Ogdena i Trzcinkę (1999). Uzupełniająco wykorzystano dwie modyfikacje miary Amihuda (2002): pierwsza

polega na liczeniu wartości miary z wykorzystaniem danych śróddziennych (dalej ILLIQ^l), natomiast w drugiej stopa zwrotu w liczniku miary zastąpiona została logarytmem dziennego rozstępu ceny (oznaczana dalej jako ILLIQ^R).

W celu zminimalizowania wpływu obserwacji odstających na identyfikację badanych zależności wartości każdej z miar płynności zostały poddane winsoryzacji. Pozwala to zminimalizować prawdopodobieństwo wykrycia pozornych zależności wynikających właśnie z istnienia obserwacji odstających i wynikającego z tego zniekształcenia oszacowanej premii z tytułu płynności. Jednakże eliminacja obserwacji odstających obniża moc testów (zob.: Asparouhova, Bessembinder i Kalcheva, 2010). W innych badaniach zależności między płynnością a stopami zwrotu najczęściej spotykaną metodą eliminacji obserwacji odstających jest winsoryzacja na 1 i 99 percentylu (m.in. Korajczyk i Sadka, 2008; Chang i in., 2010; Kim i Lee, 2014; Lou i Shu, 2017), a także winsoryzacja na 0,5 oraz 99,5 percentylu (m.in. Brennan i in., 2012; Huh, 2014; Chordia i in., 2014).

Rozważane były dwa sposoby identyfikacji obserwacji odstających. Pierwszym z nich było uznanie za obserwacje odstające 2,5% obserwacji o najwyższych i 2,5% obserwacji o najniższych wartościach miary w danym miesiącu⁴⁵. Drugim rozważanym sposobem było uznanie za odstające obserwacji, dla których miara przyjmowała wartość poniżej $\bar{x} - 1,96\sigma_x$ lub powyżej $\bar{x} + 1,96\sigma_x$, gdzie \bar{x} oraz σ_x są odpowiednio średnią i odchyleniem standardowym miary w danym miesiącu. Jeżeli przekrojowy rozkład miary w każdym miesiącu byłby rozkładem normalnym, to obydwie sposoby dałyby ten sam rezultat⁴⁶.

Aby rozstrzygnąć pomiędzy dwoma rozważanymi wariantami winsoryzacji, opisanymi w poprzednim akapicie, porównano statystyki rozkładu każdej miary płynności, w szczególności skośności i kurtozy. Kryterium wyboru metody było jak największe zbliżenie rozkładu zmiennej do rozkładu normalnego, a więc wartości współczynników skośności i kurtozy powinny przyjmować wartości jak najbliższe zeru. Wartości statystyk opisowych dla surowych oraz zwinsoryzowanych miar płynności zostały zaprezentowane w Tabeli 28. Ze względu na uzyskane rezultaty zdecydowano, aby winsoryzacji miar FHT oraz ILLIQ^R dokonać na podstawie pierwszego z opisywanych sposobów, natomiast miara ILLIQ^l została zwinsoryzowana na podstawie drugiego sposobu.

⁴⁵ Uznanie większej ilości obserwacji za odstające niż zazwyczaj jest to czynione w badaniach światowych wynika z tego, że polski rynek cechuje się bardzo niskim poziomem płynności, a liczba obserwacji jest niewielka i wyeliminowanie 1-2% skrajnych obserwacji mogłoby nie przynieść pożądanych rezultatów.

⁴⁶ W rozkładzie normalnym w przedziale $(\bar{x} - 1,96\sigma_x; \bar{x} + 1,96\sigma_x)$ znajduje się 95% wszystkich obserwacji.

Tabela 28. Statystyki opisowe zwinsoryzowanych miar płynności

Miara	Średnia	Mediana	Odchylenie standardowe	Wsp. zmienności	Skośność	Kurtoza
<i>Wartości niezwinsoryzowane</i>						
FHT	0,019633	0,008235	0,050437	2,5690	11,276	178,45
ILLIQ ^R	0,011028	0,000629	0,079524	7,2110	28,176	1240,4
ILLIQ ^I	0,25532	0,028826	0,73460	2,8772	4,8519	25,433
<i>Wartości zwinsoryzowane na podstawie kryterium 2,5%</i>						
FHT	0,016580	0,008235	0,024383	1,4706	3,1937	12,593
ILLIQ ^R	0,006775	0,000629	0,023022	3,3983	6,7667	59,608
ILLIQ ^I	0,23430	0,028800	0,64718	2,7622	4,8948	27,175
<i>Wartości zwinsoryzowane na podstawie średniej i odchylenia standardowego</i>						
FHT	0,016581	0,008235	0,024849	1,4987	3,4909	16,134
ILLIQ ^R	0,007303	0,000628	0,027137	3,7161	8,3501	98,146
ILLIQ ^I	0,20016	0,028826	0,46315	2,3138	3,6589	14,493

Źródło: Opracowanie własne.

Zastosowanie dwóch, nieco odmiennych, metod eliminacji obserwacji odstających do różnych miar ogranicza możliwości swobodnego porównywania wyników otrzymanych przy pomocy tych miar. Wybór taki jest jednak powodowany kilkoma względami. Pierwszym z nich jest fakt, że, stosując do miary ILLIQ^I winsoryzację na podstawie kryterium 2,5% otrzymuje się gorsze wyniki niż w przypadku niedokonania wygładzenia wartości skrajnych, co zdaje się paradoksalne. Zastosowanie winsoryzacji na podstawie średniej i odchylenia standardowego pozwala znacząco zmniejszyć współczynniki skośności i kurtozy. Z kolei dla dwóch pozostałych miar lepszym sposobem winsoryzacji okazuje się wygładzenie 2,5% najwyższych i 2,5% najniższych wartości. Co jest również istotne, jak już zostało wspomniane, miara ILLIQ^I będzie wykorzystana uzupełniająco, dla potwierdzenia solidności wyników, zatem ograniczenie możliwości porównania wyników uzyskanych przy wykorzystaniu miar FHT i ILLIQ^I nie stanowi znaczącej przeszkody. Ponadto, w przypadku uzyskania zbliżonych wyników z wykorzystaniem tych dwóch miar, dopuszczalne będzie twierdzenie, że uzyskane wyniki są odporne na zmianę metody winsoryzacji.

W badaniu zależności między płynnością a stopami zwrotu równie istotne, co pomiar płynności, jest przyjęcie odpowiedniego horyzontu inwestycji. Jak wynika z wcześniejszych badań (m.in. Amihud i Mendelson, 1986a; Chalmers i Kadlec, 1998; Næs i Ødegaard, 2009; Anginer, 2010; Florackis, Gregoriou i Kostakis, 2011), siła wpływu płynności na stopy zwrotu jest zależna nie tylko od rozmiaru kosztów płynności, ale również od częstotliwości dokonywania transakcji, a więc ponoszenia tych kosztów. Jest to bezpośrednio związane

z długością utrzymywania akcji w portfelu. Koszty płynności ponoszone są bowiem tylko przy zakupie i sprzedaży, co oznacza, że im dłuższy jest okres utrzymywania akcji w portfelu, tym na więcej okresów można rozłożyć ponoszone koszty płynności, więc wymagana rekompensata w stopach zwrotu w skali jednego okresu powinna się zmniejszać wraz z wydłużaniem horyzontu inwestycji. Jak słusznie zauważa Vovchak (2014), przyjęcie nieprawidłowego horyzontu inwestycji w analizach może skutkować zafałszowaniem otrzymanych wyników.

W prowadzonym badaniu stopy zwrotu mierzone są z interwałami miesięcznymi dla wszystkich akcji. Również miary płynności są liczone z pominięciem oczekiwanego horyzontu inwestycji, zatem, dla zapewnienia poprawności wyników, wartości miar należy odpowiednio zmodyfikować, aby odpowiadały one ponoszonym kosztom płynności przypadającym na miesiąc utrzymywania akcji w portfelu. Aby uwzględnić różnorodność horyzontu inwestycji w wartości miary płynności, należy ją „zamortyzować”, czyli rozłożyć na ilość okresów utrzymywania akcji przez inwestora. Jedną z możliwości dokonania takiej „amortyzacji” jest pomnożenie przez wartość wskaźnika obrotu, który często przyjmowany jest jako odwrotność horyzontu inwestycji. Jednak, jak wskazują Næs i Ødegaard (2009), wskaźnik obrotu może nie być odpowiednią aproksymantą horyzontu inwestycji, gdyż jest on cechą akcji, podczas gdy horyzont inwestycji jest indywidualną decyzją inwestora. Drugą z możliwości jest dokonanie przekształcenia wartości miary tak, aby reprezentowała funkcję rosnącą i wklęsłą. To drugie podejście wynika z modelu Amihuda i Mendelzona (1986a), zaś najczęstszą formą przekształcenia jest zlogarytmowanie wartości miary.

W jednym z poprzednich badań na polskim rynku (Gajdka, Gniadkowska i Schabek, 2010; Gniadkowska, 2012) podejście wykorzystujące logarytmowanie miary płynności było już wykorzystywane. Niemniej jednak, rynek polski, wciąż młody i rozwijający się (okres badania obejmuje wyłącznie okres, w którym GPW w Warszawie była uznawana za rynek wschodzący), cechuje się niskim poziomem płynności. Może to skutkować tym, że zależności między kosztami płynności a horyzontem inwestycji mogą nie być tak silne, jakby to wynikało z modelu Amihuda i Mendelzona (1986a). Z tego względu zdecydowano się wykorzystać zamortyzowane wartości miar płynności. Jako aproksymantę okresu trwania inwestycji wykorzystano wskaźnik obrotu.

Dla potrzeb „zamortyzowania” kosztów płynności przyjęto następujące założenia. Pewien marginalny inwestor podejmuje decyzję inwestycyjną pod koniec miesiąca $t-1$. Znając poziom płynności w miesiącu $t-1$, a więc i koszty płynności ponoszone przy zakupie akcji,

prognozuje poziom płynności w przyszłości, w momencie sprzedaży. Następnie podejmuje on decyzję odnośnie czasu, na który podejmuje inwestycję i , biorąc pod uwagę oczekiwaną przez siebie stopę zwrotu oraz ponoszone koszty płynności rozłożone na czas trwania inwestycji, dokonuje odpowiedniej wyceny akcji. Wycenę tę można zaobserwować pośrednio, analizując stopę zwrotu w miesiącu t . Również sama decyzja marginalnego inwestora o czasie trwania inwestycji jest wprost nieobserwowalna. Pośrednio można wnioskować o jego wyborze obserwując wskaźnik obrotu w miesiącu t – im dłuższy będzie przeciętny czas trwania inwestycji, tym niższy będzie wskaźnik obrotu w tym miesiącu.

Kolejną istotną kwestią w badaniu jest wybór metody służącej określeniu nieoczekiwanego poziomu płynności. W tym przypadku również możliwe jest zastosowanie kilku metod. W większości przypadków nieoczekiwany poziom płynności rynku określany jest jako reszta z prostego modelu autoregresji pierwszego (Goyenko, 2006; Lee, 2011; Belkhir, Saad i Samet, 2018) lub drugiego rzędu (A. Watanabe i M. Watanabe, 2008; Kim i Lee, 2014; Chen i Sherif, 2016; Butt i Virk, 2017). Zdarzają się również przypadki wykorzystania innych modeli, np. wektorowej autoregresji drugiego rzędu – VAR (Burhop i Gelman, 2011) czy modelu autoregresyjnego ze zintegrowaną średnią ruchomą – ARIMA (Sadka, 2006). Ponadto, można również przyjąć założenie, że inwestorzy nie oczekują zmian w poziomie płynności, zatem każda jej zmiana będzie nieoczekiwana. W takim przypadku jako nieoczekiwany poziom płynności można przyjąć pierwsze przyrosty wartości miar płynności. To podejście jednak byłoby uzasadnione tylko w przypadku, gdyby nie dało się w żaden sposób przewidzieć zmian płynności akcji.

Wybór metody szacowania nieoczekiwanego poziomu płynności dokonany był według kryterium najlepszego dopasowania do danych. W tym celu dla każdej spółki w próbie oszacowane zostały modele autoregresji trzech miar płynności pierwszego i drugiego rzędu, co pozwoliło na dokonanie wskazania lepszej metody prognozowania poziomu płynności. Wartości parametrów szacowane były na ruchomych okienkach obejmujących ostatnich 36 miesięcy. Spowodowało to, że próba badawcza została ograniczona do akcji, dla których w okresie 2001-2016 możliwe było wyznaczenie miar płynności dla przynajmniej 37 miesięcy z rzędu.

Wielkość próby oraz zakres czasowy spowodowały, że dla miar FHT oraz ILLIQ^R oszacowanych zostało po 42 197 oraz 42 590 modeli AR(1) oraz AR(2), natomiast dla miary ILLIQ^I, ze względu na braki danych dla niektórych spółek, liczba oszacowanych modeli każdego rodzaju wyniosła 37 358. W Tabeli 29 przedstawiono ile z oszacowanych modeli jest

nieistotnych na poziomie istotności 0,1. Oceny istotności dokonano na podstawie wartości statystyki F dla każdego modelu. Można zaobserwować, że statystyki lepiej przedstawiają się dla modeli autoregresyjnych pierwszego rzędu, zatem właśnie te modele zostaną wykorzystane do oszacowania nieoczekiwanego poziomu płynności. Ze względu na uzyskane w niektórych modelach oszacowania parametru φ_1 wyższe od jedności (lub mniejsze od -1), obserwacje, których dotyczył ten problem zostały usunięte z próby⁴⁷. Jednocześnie, biorąc pod uwagę wysoki odsetek modeli nieistotnych, w celu wyeliminowania potencjalnego błędu, uzupełniając, w ramach testów odporności, do określenia nieoczekiwanego poziomu płynności wykorzystane zostaną bezwzględne zmiany poziomu płynności.

Tabela 29. Statystyki modeli autoregresyjnych dla miar płynności

Model	AR(1)		AR(2)	
	% nieistotnych	L. modeli	% nieistotnych	L. modeli
Miara				
FHT	63,42%	42 197	65,79%	42 197
ILLIQ ^R	43,69%	42 590	45,55%	42 590
ILLIQ ^I	28,42%	37 358	33,34%	37 358

Źródło: Opracowanie własne.

Model (135), szacowany na potrzeby weryfikacji hipotezy *H1* zawiera również zmienne kontrolne, co jest konieczne, aby uwzględnić wpływ innych cech akcji na stopy zwrotu. Wykorzystane zmienne kontrolne obejmują te cechy akcji, które najczęściej występują w badaniach tego typu. Ze względu na fakt, że zmienną objaśnianą będzie stopa zwrotu pomniejszona o stopę zwrotu wolną od ryzyka ($r_{it}^* = r_{it} - rf_t$), podstawową zmienną kontrolną powinno być ryzyko danej akcji. Jedną z możliwych miar ryzyka jest odchylenie standardowe przeszłych stóp zwrotu, wykorzystywane między innymi przez Amihuda i Mendelsoona (1989), Chalmersa i Kadleca (1998), Amihuda (2002), Amihuda i in. (2015) czy Barardehi, Bernhardta i Daviesa (2016). Na potrzeby niniejszego badania odchylenie standardowe liczone było na podstawie miesięcznych stóp zwrotu z poprzednich trzech lat.

Ryzyko akcji można podzielić na część systematyczną oraz specyficzną. Często przyjmowaną przez innych badaczy (m.in. Amihud i Mendelson, 1986a, 1989; Datar, Naik i Radcliffe, 1998; Amihud, 2002; Dong, Kempf i Yadav, 2007) miarą ryzyka systematycznego jest współczynnik β z modelu CAPM. Współczynnik ten można szacować na dwa sposoby: używając całego dostępnego zakresu danych bądź wykorzystywać dane z ostatniego okresu

⁴⁷ Problem ten, w zależności od wykorzystanej miary płynności, dotyczył od 0,5% do 2% obserwacji.

(Huh, 2013). W momencie podejmowania decyzji inwestor nie zna przyszłych notowań, zatem stosowanie całego zakresu danych mogłoby zniekształcić oszacowanie wartości parametru β . Na potrzeby badania współczynnik β szacowano z wykorzystaniem danych z poprzednich 36 miesięcy, co jest zbieżne z podejściem wykorzystanym u Florackisa, Gregoriou i Kostkisa (2011). Jako stopę zwrotu z portfela rynkowego przyjęto, podobnie jak Kenfack, Dubois, David, Patrick i Olufemi (2016), stopę zwrotu z szerokiego indeksu giełdowego. Wykorzystano w tym celu notowania indeksu WIG.

Specyficzne ryzyko akcji jest często odzwierciedlane przez odchylenie standardowe składnika losowego w oszacowanym modelu wyceny (zob.: Benston i Hagerman, 1974; Amihud i Mendelson, 1989; Switzer i Picard, 2015). Wynika to z tego, że wariancję składnika losowego można zredukować poprzez uwzględnienie stóp zwrotu z portfela kilku akcji, co jest prawdziwe również dla ryzyka niesystematycznego. Zatem jako miarę ryzyka specyficznego wykorzystano błąd standardowy składnika losowego z modelu CAPM oszacowanego w celu uzyskania oszacowania parametru β . Szczegóły estymacji zostały przedstawione w poprzednim akapicie. Przyjęty sposób pomiaru ryzyka akcji, podobnie jak sposób pomiaru nieoczekiwanego poziomu płynności, ograniczył próbę badawczą do spółek notowanych w okresie 2001-2016 nieprzerwanie przez przynajmniej 37 miesięcy.

Fama i French (1992, 1993) wykazali, że model CAPM nie objaśnia stóp zwrotu w dostateczny sposób i wskazali, że stopy zwrotu z akcji są zależne od dodatkowych dwóch czynników: rozmiaru i wartości. Zatem uwzględnienie wielkości spółki oraz wskaźnika wartości księgowej do wartości rynkowej (BV/MV) jest konieczne, aby wziąć pod uwagę te czynniki jako wpływające na ryzyko inwestycji w akcje. Uwzględnienie wielkości spółki w zestawie zmiennych kontrolnych, jak już zostało wspomniane, jest istotne również ze względu na wysoką korelację między poziomem płynności a rozmiarem spółki. Brak takiego uwzględnienia powodowałby, że oszacowana premia z tytułu płynności mogłaby być niedoszacowana ze względu na zniekształcenie spowodowane rozmiarem spółki. Jednocześnie, uwzględnienie wielkości spółki w zestawie zmiennych objaśniających stopy zwrotu może doprowadzić do powstania współliniowości w modelu (por.: Cui i Wu, 2007).

Najczęściej przyjmowaną miarą rozmiaru spółki jest logarytm naturalny rynkowej wartości kapitału własnego (zob.: Amihud i Mendelson, 1989; Chalmers i Kadlec, 1998; Datar, Naik i Radcliffe, 1998; Amihud, 2002; Dong, Kempf i Yadav, 2007; Pereira i Zhang, 2010; Amihud, Hameed, Kang i Zhang, 2015; Barardehi, Bernhardt i Davies, 2016). Wartości kapitalizacji, jak i wartości księgowej, potrzebne do obliczenia wielkości spółki oraz wskaźnika

BV/MV pochodzą z Ceduły GPW. Jako kapitalizację dla danego miesiąca przyjęto wartość rynkową kapitału własnego na zamknięcie ostatniego dnia z notowaniem w miesiącu poprzedzającym ten miesiąc. Wartość księgową dla danego miesiąca to wartość księgową ze sprawozdania finansowego opublikowanego jako ostatnie przed tym miesiącem, więc ostatnia znana oficjalnie wartość księgową w ostatnim dniu miesiąca poprzedniego.

Kolejną z często stosowanych zmiennych kontrolnych są przeszłe stopy zwrotu, mające na celu uchwycenie efektu momentum zaobserwowanego przez Jegadeesha i Titmana (1993). Jak podsumowują Korajczyk i Sadka (2004), w krótkich horyzontach (tygodniowych czy miesięcznych) stopy zwrotu są ujemnie skorelowane, ale w dłuższych okresach (3-12 miesięcy) występuje efekt momentum. W badaniach zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu z akcji, dla zobrazowania efektu momentum, przyjmuje się jako zmienne kontrolne skumulowane stopy zwrotu z wcześniejszych miesięcy. Amihud (2002) przyjął dwie takie stopy zwrotu: z ostatnich 100 dni roku ($R100$) oraz z dni od początku roku do 100 dni przed jego końcem ($R100YR$). Pereira i Zhang (2010) z kolei wykorzystali skumulowane stopy zwrotu z miesięcy od $t-3$ do $t-2$, od $t-6$ do $t-4$ oraz od $t-12$ do $t-7$. Natomiast Barardehi, Bernhardt i Davies (2016) skonstruowali skumulowane stopy zwrotu z miesięcy $t-12$ do $t-5$ oraz z miesięcy od $t-4$ do $t-1$. Do wykorzystania w niniejszym badaniu rozważano skumulowane stopy zwrotu z miesięcy $t-12$ do $t-1$, od $t-12$ do $t-7$, od $t-6$ do $t-1$, a także od $t-6$ do $t-4$ oraz od $t-3$ do $t-1$.

Tabela 30. Macierz korelacji skumulowanych stóp zwrotu

Zmienna	$r_{t-12-t-1}$	$r_{t-12-t-7}$	$r_{t-6-t-1}$	$r_{t-3-t-1}$	$r_{t-6-t-4}$
$r_{t-12-t-1}$	1,000	0,753	0,759	0,554	0,587
$r_{t-12-t-7}$		1,000	0,143	0,081	0,137
$r_{t-6-t-1}$			1,000	0,756	0,752
$r_{t-3-t-1}$				1,000	0,137
$r_{t-6-t-4}$					1,000

Źródło: Opracowanie własne.

W Tabeli 30 zaprezentowane zostały współczynniki korelacji między skumulowanymi stopami zwrotu z różnych okresów. Warto zwrócić uwagę, że skumulowana stopa zwrotu z ostatnich dwunastu miesięcy jest dobrze skorelowana ze skumulowaną stopą zwrotu z ostatnich sześciu miesięcy i stopą zwrotu z miesięcy od $t-12$ do $t-7$. Stopy zwrotu z miesięcy od $t-12$ do $t-7$, od $t-6$ do $t-4$ oraz od $t-3$ do $t-1$ są ze sobą słabo skorelowane, co pozwala uwzględnić wszystkie te skumulowane stopy zwrotu w zestawie zmiennych kontrolnych.

Niemniej jednak, warto również zauważyć, że wysoka korelacja między wspomnianymi stopami zwrotu a stopą zwrotu z ostatnich dwunastu miesięcy umożliwia uwzględnienie tylko tej ostatniej bez utraty informacji. Mając na względzie jak największą prostotę modelu, w zestawie zmiennych kontrolnych uwzględniona zostanie tylko skumulowana stopa zwrotu z ostatnich dwunastu miesięcy ($r_{t-12-t-1}$).

W kontekście zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu z akcji dość istotną zmienną kontrolną zdaje się być stopa dywidendy. Jak wynika z badań empirycznych (m.in. Banerjee, Gatchev i Spindt, 2007; Griffin, 2010; Igan, de Paula i Pinheiro, 2011; Stereńczak, 2018b), wypłata dywidendy zaspokaja popyt inwestorów na płynność, obniżając ich zależność od poziomu płynności akcji. Może to skutkować osłabieniem relacji między płynnością a stopami zwrotu, szczególnie w przypadku najmniej płynnych akcji. Stopa dywidendy była stosowana jako zmienna kontrolna m.in. przez Amihuda (2002), Pereirę i Zhanga (2010) czy Barardehi, Bernhardta i Daviesa (2016). Wartości stopy dywidendy na potrzeby badania zaczerpnięto ponownie z Ceduły GPW: dla danego miesiąca jest to stopa dywidendy prezentowana dla ostatniego dnia z notowaniem z miesiąca poprzedniego.

Rozważany zestaw zmiennych kontrolnych przed dokonaniem ostatecznej selekcji został zweryfikowany przy wykorzystaniu analizy korelacji. Ma to na celu wykluczenie zmiennych wysoce ze sobą skorelowanych, aby uniknąć problemu współliniowości w szacowanych modelach. Macierz korelacji dla rozważanych zmiennych została przedstawiona w Tabeli 31. Stosowane w tabeli oznaczenia $\ln(MV)$, BV/MV , DY , $r_{t-12-t-1}$, σ , σ_ϵ oraz β odnoszą się odpowiednio do logarytmu naturalnego kapitalizacji spółki, wskaźnika wartości księgowej do wartości rynkowej, stopy dywidendy, skumulowanej stopy zwrotu z ostatnich dwunastu miesięcy, odchylenia standardowego stopy zwrotu, odchylenia standardowego składnika losowego z modelu CAPM oraz współczynnik β akcji.

Tabela 31. Macierz korelacji zmiennych kontrolnych

Zmienna	$\ln(MV)$	BV/MV	DY	$r_{t-12-t-1}$	σ	σ_ϵ	β
$\ln(MV)$	1,000	0,098	0,099	0,219	-0,421	-0,466	-0,028
BV/MV		1,000	0,014	0,062	-0,149	-0,158	-0,010
DY			1,000	0,005	-0,166	-0,159	-0,065
$r_{t-12-t-1}$				1,000	-0,118	-0,107	-0,083
σ					1,000	0,974	0,332
σ_ϵ						1,000	0,175
β							1,000

Źródło: Opracowanie własne.

Spośród wskazanych par zmiennych, tylko korelacja między stopą dywidendy a skumulowaną stopą zwrotu (0,005) jest statystycznie nieistotnie różna od zera. Pozostałe współczynniki korelacji są istotne statystycznie, choć, poza nielicznymi przypadkami, siła tej korelacji nie jest znacząca. To, co zdaje się najbardziej istotne, to silna, prawie idealna korelacja między odchyleniem standardowym stóp zwrotu a ryzykiem specyficznym akcji. Również wysoka jest korelacja między współczynnikiem β akcji a odchyleniem standardowym stóp zwrotu. W celu uniknięcia problemu współliniowości między tymi zmiennymi, w modelu regresji uwzględnione zostanie tylko odchylenie standardowe stopy zwrotu, z pominięciem dwóch pozostałych zmiennych odnoszących się do ryzyka specyficznego i systematycznego.

Spośród pozostałych zmiennych, problematyczne może być równoczesne uwzględnienie w modelu regresji rozmiaru spółki i odchylenia standardowego stopy zwrotu. Umiarkowana ujemna korelacja między tymi zmiennymi (-0,421) wskazuje, że duże spółki charakteryzują się również mniejszą zmiennością stóp zwrotu. Uwzględnienie obydwu tych zmiennych zdaje się być konieczne, choć potencjalnie może spowodować problemy z jakością uzyskanych szacunków. W związku z tym, w dalszych analizach odchylenie standardowe stóp zwrotu będzie uwzględniane jako zmienna kontrolna wyłącznie w przypadku, gdyby miało to poprawić jakość oszacowań parametrów modeli. Biorąc pod uwagę powyższe rozważania, ostateczny zestaw zmiennych kontrolnych składa się z następujących cech akcji:

- logarytm naturalny kapitalizacji ($\ln(MV)$),
- wskaźnik wartości księgowej do wartości rynkowej (BV/MV),
- stopa dywidendy (DY),
- skumulowana stopa zwrotu z ostatnich dwunastu miesięcy ($r_{t-12-t-1}$),
- odchylenie standardowe miesięcznych stóp zwrotu z ostatnich trzydziestu sześciu miesięcy (σ) – opcjonalnie.

W pierwszym z szacowanych modeli zmienną objaśnianą jest stopa zwrotu z akcji pomniejszona o stopę zwrotu wolną od ryzyka, aproksymowaną przez stopę oprocentowania pożyczek międzybankowych (WIBOR 1M). Ze względu na wykorzystanie danych panelowych, do wyboru postaci modelu wykorzystano trzy testy diagnostyczne:

- test Walda na zróżnicowanie wyrazu wolnego między jednostkami panelu – do wskazania czy właściwszy jest model regresji łącznej czy model z efektami ustalonymi,
- test Breuscha-Pagana na zróżnicowanie wariancji składnika losowego między jednostkami panelu – do wskazania czy właściwszy jest model regresji łącznej czy model z efektami losowymi,

- test Hausmana na zgodność estymatora Uogólnionej Metody Najmniejszych Kwadratów (UMNK) – do wskazania czy właściwszy jest model z efektami ustalonymi czy model z efektami losowymi.

W Tabeli 32 przedstawione zostały oszacowania parametrów modelu uzyskane Klasyczną Metodą Najmniejszych Kwadratów z błędami standardowymi dla oszacowań parametrów odpornych na heteroskedastyczność i autokorelację (wykorzystano estymator Arellano). Modele M1 oraz M4 są modelami regresji łącznej, wykorzystującymi dane panelowe, jednak bez zastosowania efektów indywidualnych dla spółek czy efektów dla miesięcy. Modele M2 i M5 są modelami jednokierunkowymi, w których zastosowano efekty dla spółek, natomiast modele M3 i M6 są modelami dwukierunkowymi, uwzględniającymi zarówno efekty dla spółek, jak i dla miesięcy.

Z przeprowadzonych testów diagnostycznych panelu wynika, że właściwszym modelem do zastosowania w obydwu przypadkach jest model z efektami ustalonymi, zarówno w porównaniu z modelem regresji łącznej (modele M1 i M4), jak i w porównaniu z modelem z efektami losowymi. Modele M2 i M5 zostały oszacowane jako modele z efektami ustalonymi dla jednostek panelu, z kolei w modelach M3 i M6 wykorzystano dodatkowo efekty ustalone dla jednostek czasu. Test Walda wykazał w obydwu modelach łączną istotność zmiennych binarnych dla jednostek czasu.

W każdym z oszacowanych modeli parametr stojący przy zmiennej płynności jest dodatni i istotny statystycznie na poziomie 0,01. Uwzględnienie obydwu efektów powoduje, że wpływ nieoczekiwanej płynności na stopy zwrotu staje się nieistotny statystycznie. Co zaskakujące, parametr przy zmianie wartości miary FHT (alternatywny sposób wyznaczania płynności nieoczekiwanej) w modelach M4 i M5 jest ujemny, lecz nieistotny statystycznie. Z kolei w modelu M6, uwzględniającym efekty indywidualne dla akcji, jak i efekty dla miesięcy, parametr ten przyjmuje wartość dodatnią i istotnie różną od zera na poziomie istotności 0,01.

Znaki parametrów stojących w modelach M1-M6 przy zmiennych kontrolnych są zgodne z przewidywaniami. Większe spółki przynoszą niższe stopy zwrotu, co jest zgodne ze wskazaniami trójczynnika modelu Famy-Frencha (1992, 1993). Podobnie, dodatnia wartość parametru stojącego przy wskaźniku BV/MV jest zgodna ze wskazaniami modelu Famy-Frencha. Jednakże ten parametr w modelach M4 - M6 jest nieistotny statystycznie. Parametr stojący przy skumulowanej stopie zwrotu z ostatnich dwunastu miesięcy jest dodatni i istotny statystycznie, co wskazuje na występowanie efektu momentum (Jegadeesh i Titman, 1993). Efekt ten słabnie jednak znacząco (co wnioskuje się po znaczącym spadku

wartości parametru), gdy w modelu uwzględnia się efekty dla miesięcy. Spółki wypłacające dywidendy przynoszą wyższe stopy zwrotu, o czym świadczy dodatni parametr przy stopie dywidendy, jednak należy wskazać, że prawdopodobnie jest to efekt skorelowania wypłaty dywidend z innymi, nieobserwowalnymi i nieuwzględnionymi w modelu, cechami spółek. Wynika to z faktu, że w modelach uwzględniających efekty dla spółek parametr stojący przy stopie dywidendy staje się nieistotny statystycznie.

Tabela 32. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji uzyskane KMNK

Zmienna	M1	M2	M3	M4	M5	M6
Stała	0,018*** (5,373)	0,160*** (16,59)	0,116*** (10,79)	0,018*** (5,186)	0,159*** (15,10)	0,116*** (10,18)
lnMV	-0,002*** (4,358)	-0,029*** (17,15)	-0,019*** (11,82)	-0,002*** (4,612)	-0,029*** (15,54)	-0,020*** (10,71)
BV/MV	0,0004** (2,448)	0,001*** (3,112)	0,001*** (3,297)	0,000 (0,345)	0,000 (0,700)	0,000 (0,718)
DY	0,041*** (2,973)	0,014 (1,312)	0,000 (0,025)	0,042*** (3,086)	0,015 (1,389)	0,000 (0,039)
$r_{t-12-t-1}$	0,020*** (14,03)	0,022*** (13,15)	0,008*** (4,021)	0,019*** (13,52)	0,021*** (12,72)	0,008*** (3,696)
σ	-0,131*** (7,865)	-0,120*** (6,222)	-0,082*** (3,747)	-0,119*** (7,134)	-0,116*** (5,707)	-0,083*** (3,502)
$amFHT_{t-1}$	2,898*** (4,459)	3,489*** (4,764)	2,636*** (4,164)	2,388*** (5,306)	2,713*** (5,342)	1,977*** (4,269)
FHT^U	-0,376*** (3,666)	-0,257** (2,461)	-0,010 (0,102)			
ΔFHT				-0,087 (0,944)	-0,054 (0,599)	0,183** (2,080)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	41110	41110	41110	42297	42297	42297
R ²	0,017	0,029	0,209	0,014	0,027	0,199
F	54,799	69,636	25,293	46,210	55,917	19,060
Statystyka D-W	1,861	1,874	1,980	1,873	1,885	1,989
Kryt. Akaike'a	-47342,64	-47713,44	-55844,32	-46994,23	-47400,24	-55335,48

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Jedynym oszacowaniem niezgodnym z przewidywaniami jest oszacowanie parametru stojącego przy zmienności stóp zwrotu, odzwierciedlającej ryzyko inwestycji w akcje. Parametr ten jest ujemny i istotny statystycznie na poziomie 0,01, co wskazuje na to, że inwestorzy

żądadą niższych stóp zwrotu z akcji bardziej ryzykownych, a więc cechują się skłonnością, a nie awersją do ryzyka. W celu przeprowadzenia bardziej dokładnej analizy uzyskanego ujemnego oszacowania parametru przy zmiennej odnoszącej się do ryzyka akcji, oszacowano modele M1-M6 w kilku innych wariantach, w których:

- 1) ryzyko zostało zortogonalizowane względem płynności⁴⁸ – wynika to z faktu, że płynność i zmienność często nie są zmiennymi niezależnymi (por. m.in. Będowska-Sójka i Kliber, 2018),
- 2) ryzyko zostało zortogonalizowane względem rozmiaru spółki⁴⁹ – ze względu na wysoką korelację pomiędzy tymi dwoma zmiennymi (por. Tabela 31),
- 3) pominięto zmienną związaną z ryzykiem,
- 4) pominięto zmienne związane z poziomem płynności,
- 5) okres badania podzielono na różne podokresy.

Dla zachowania ciągłości i przejrzystości wywodu, ze względu na to, że ryzyko akcji stanowi jedynie zmienną kontrolną, wyniki oszacowań tych modeli zostały zaprezentowane w Załączniku E do niniejszej rozprawy. W każdym przypadku oszacowanie parametru przy zmienności stóp zwrotu pozostaje ujemne, natomiast oszacowanie parametru przy zamortyzowanej mierze FHT pozostaje dodatnie. Uzyskane ujemne oszacowanie parametru przy zmiennej opisującej ryzyko nie jest zatem efektem współzależności między zmiennymi. Wytłumaczenia uzyskanych wartości można by szukać prawdopodobnie na gruncie finansów behawioralnych, jednak, jak już zostało wspomniane, ryzyko inwestycji w akcje jest wyłącznie zmienną kontrolną w szacowanych modelach i nie leży w głównym nurcie niniejszej rozprawy.

W celu weryfikacji założeń modelu przeprowadzony został w pierwszej kolejności test na homoskedastyczność składnika losowego. Dla modeli M1 oraz M4 wykonany został test White'a, natomiast dla pozostałych modeli wykonano test Walda. W każdym przypadku hipotezę o homoskedastyczności składnika losowego należało odrzucić. Występowanie heteroskedastyczności reszt w modelu obciąża estymator wariancji parametrów modelu, obarczając błędem wnioskowanie o istotności parametrów. W celu wyeliminowania tego

⁴⁸ Ortogonalizację przeprowadzono w następujący sposób: w pierwszym etapie oszacowano model postaci $\sigma = a + b_1 amFHT + \varepsilon$. Reszty z oszacowanego modelu ($\hat{\varepsilon}$) są częścią ryzyka akcji nieobjaśnianą przez płynność akcji, co oznacza, że są ortogonalne względem płynności. Dopasowane reszty ($\hat{\varepsilon}$) posłużyły do zastąpienia zmiennej σ w oryginalnym modelu.

⁴⁹ Ortogonalizacja została przeprowadzona w podobny sposób, z tym, że oszacowany w pierwszym etapie model miał postać $\ln MV = a + b_1 amFHT + \varepsilon$.

błądu wykorzystana została Ważona Metoda Najmniejszych Kwadratów, w której jako wagi przyjęto stopy zwrotu z poprzedniego okresu⁵⁰ (por.: Asparouhova, Bessembinder i Kalcheva, 2010; Huh, 2014). Wyniki oszacowań z błędami standardowymi odpornymi na heteroskedastyczność i autokorelację zostały zaprezentowane w Tabeli 33.

Tabela 33. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji uzyskane WMNK ze stopami zwrotu z poprzedniego okresu jako wagi

Zmienna	M1a	M2a	M3a	M4a	M5a	M6a
Stała	0,020*** (5,874)			0,258*** (5,017)		
lnMV	-0,002*** (4,382)	-0,030*** (20,48)	-0,020*** (13,75)	-0,002*** (4,684)	-0,029*** (20,98)	-0,021*** (14,22)
BV/MV	0,0004** (2,008)	0,001** (2,475)	0,001** (2,419)	0,000 (0,577)	0,000 (0,600)	0,000 (0,549)
DY	0,030** (2,054)	0,002 (0,145)	-0,009 (0,707)	0,027* (1,947)	0,002 (0,136)	-0,010 (0,771)
$r_{t-12-t-1}$	0,019*** (9,798)	0,020*** (10,22)	0,008*** (3,469)	0,017*** (7,673)	0,020*** (10,27)	0,007*** (3,332)
σ	-0,135*** (8,086)	-0,127*** (6,330)	-0,103*** (4,986)	-0,160*** (6,138)	-0,136*** (6,800)	-0,118*** (5,711)
$amFHT_{t-1}$	1,941*** (3,162)	2,501*** (3,783)	1,850*** (3,098)	1,716*** (3,601)	2,093*** (4,276)	1,456*** (3,257)
FHT^U	-0,412*** (4,042)	-0,285*** (2,753)	-0,022 (0,216)			
ΔFHT				-0,101 (1,091)	-0,049 (0,571)	0,192** (2,318)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	41110	41110	41110	42297	42297	42297
R ²	0,014	0,036	0,208	0,013	0,040	0,205
F	84,804	3,971	17,084	78,173	4,290	16,907
Kryt. Akaike'a	-46519,52	-46942,33	-54887,46	-46089,59	-46741,68	-54565,91

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Poza zastosowaniem stóp zwrotu z poprzedniego okresu jako wag w Ważonej Metodzie Najmniejszych Kwadratów, wykorzystano również inną korektę heteroskedastyczności. Po oszacowaniu standardowego modelu KMNK, dokonano

⁵⁰ Zmienna ważąca musi przyjmować wartości wyłącznie dodatnie, dlatego wykorzystuje się tzw. stopy zwrotu brutto, tj. 1 + stopa zwrotu (prosta).

oszacowania wariancji składnika losowego dla każdej z jednostek panelu. Jako zmienną ważącą wykorzystano odwrotności oszacowanych wartości wariancji reszt dla jednostek panelu. Wyniki oszacowania uzyskane tą metodą zaprezentowane zostały w Tabeli 34 jako modele M1b-M6b.

Tabela 34. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji uzyskane WMNK z oszacowaniem wariancji jako wagi

Zmienna	M1b	M2b	M3b	M4b	M5b	M6b
Stała	0,012*** (4,485)			0,013*** (4,890)		
lnMV	-0,001*** (3,424)	-0,031*** (27,54)	-0,021*** (18,69)	-0,001*** (3,888)	-0,031*** (28,39)	-0,021*** (19,64)
BV/MV	0,001*** (3,652)	0,001*** (4,170)	0,001*** (4,088)	0,000 (0,748)	0,000 (1,638)	0,000 (1,314)
DY	0,045*** (4,207)	0,017 (1,423)	0,003 (0,287)	0,044*** (4,206)	0,018 (1,461)	0,003 (0,243)
$r_{t-12-t-1}$	0,019*** (16,43)	0,022*** (17,42)	0,009*** (6,351)	0,018*** (16,45)	0,021*** (17,29)	0,008*** (5,774)
σ	-0,096*** (8,520)	-0,111*** (7,151)	-0,060*** (3,811)	-0,089*** (8,158)	-0,106*** (6,971)	-0,061*** (3,953)
$amFHT_{t-1}$	3,656*** (13,95)	4,346*** (15,89)	3,343*** (13,56)	2,777*** (12,90)	3,166*** (14,06)	2,387*** (11,61)
FHT^U	-0,246*** (3,873)	-0,205*** (1,978)	0,125** (2,024)			
ΔFHT				-0,030 (0,567)	-0,017 (0,322)	0,265*** (5,278)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	41110	41110	41110	42297	42297	42297
R ²	0,013	0,037	0,228	0,011	0,033	0,223
F	80,781	4,015	19,029	68,276	3,756	18,711
Kryt. Akaike'a	116644,7	119096,3	119534,1	120023,7	121081,3	121070,7

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Przedstawione w Tabelach 33 i 34 wyniki w zasadzie nie zmieniają wniosków płynących z Tabeli 32. Znaki oszacowanych parametrów modeli pozostały niezmienione; nieznacznej zmianie uległy jedynie oszacowane wartości tych parametrów. Przeciętna wartość parametru stojącego przy zamortyzowanej mierze FHT wynosi 2,4, co oznacza, że inwestorzy żądają rekompensaty ponad dwukrotnie wyższej od poniesionych kosztów transakcyjnych,

rozłożonych na przeciętny okres inwestycji. Jest to w zasadzie uzasadnione z tego względu, że koszty płynności są ponoszone przez inwestora dwa razy: w momencie zakupu i w momencie sprzedaży. Jako, że parametr przy zamortyzowanym koszcie płynności dotyczy kosztów płynności ponoszonych zarówno przy kupnie, jak i przy sprzedaży⁵¹, należałoby oczekiwać, że parametr ten będzie zbliżony do 2.

Jednakże, jak już zostało wspomniane, inwestorzy powinni uzyskać rekompensatę nie tylko za poniesione koszty płynności, lecz także za utratę użyteczności spowodowaną tym, że rozmiar inwestycji będzie mniejszy o wartość poniesionych przy zakupie kosztów płynności. Ponadto, oczekiwany horyzont inwestycji jest obarczony ryzykiem konieczności wcześniejszego jej zakończenia. Realizacja tego ryzyka spowodowałaby, że koszty płynności rozłożyłyby się na mniejszą liczbę okresów niż inwestor przewidywał przed rozpoczęciem inwestycji, co przełożyłoby się na zrealizowanie stopy zwrotu niższej niż oczekiwana. Z tego powodu przeciętną wartość parametru równą 2,4 należy uznać za uzasadnioną i racjonalną.

Minimalną wartością parametru stojącego przy zamortyzowanym koszcie płynności jest 1,456, natomiast maksymalną – 4,346. Oznacza to, że w zależności od modelu, przeciętna wartość premii z tytułu płynności (wartość oszacowanego parametru pomnożona przez medianę zamortyzowanej miary płynności) wynosi od 0,011% (0,134%) do 0,033% (0,399%) w ujęciu miesięcznym (rocznym). Biorąc pod uwagę średnią miesięczną stopę zwrotu w badanym okresie, stanowi to 2,7% tej wartości. Z kolei wzrost wartości zamortyzowanej miary FHT od pierwszego do trzeciego kwartyła rozkładu, powoduje wzrost oczekiwanej stopy zwrotu o od 0,033% (0,458%) do 0,114% (1,366%) w ujęciu miesięcznym (rocznym), co stanowi 9,21% średniej stopy zwrotu.

Uzupełniająco w badaniu wykorzystano miary ILLIQ^R oraz ILLIQ^I. Dla przejrzystości wyводу, wartości oszacowanych parametrów modeli analogicznych do przedstawionych w Tabelach 32, 33 i 34, z wykorzystaniem tych miar, zostały zaprezentowane w Załączniku D. Pierwsza z miar została użyta w modelach M1c-M6e, natomiast miara ILLIQ^I wykorzystana została w modelach M1f-M6h. Wykorzystanie innych miar płynności nie zmienia wniosków płynących z wcześniejszych analiz. Również w przypadku zastosowania miar ILLIQ^R oraz ILLIQ^I oszacowania parametrów przy zmiennej płynności są dodatnie i istotne statystycznie.

Minimalna wartość parametru przy zamortyzowanej mierze ILLIQ^R wynosi 5,298, zaś maksymalna – 11,598. Przeciętna wartość tego parametru w osiemnastu modelach wynosi

⁵¹ Wynika to bezpośrednio z modelu przedstawionego w postaci równania (137).

8,12. Wynika to zapewne z tego, że miara ILLIQ^R ma inny rząd wielkości jak miara FHT. Jak się okazuje, wzrost zamortyzowanej wartości miary ILLIQ^R z pierwszego do trzeciego kwartyła rozkładu powoduje wzrost wymaganej stopy zwrotu o od 0,017% (0,199%) do 0,036% (0,435%) w ujęciu miesięcznym (rocznym), a więc znacznie mniej niż w przypadku miary FHT. Podobne wartości uzyskuje się dla miary ILLIQ^I: wzrost zamortyzowanej wartości tej miary z pierwszego do trzeciego kwartyła rozkładu powoduje, w zależności od modelu, wzrost oczekiwanej stopy zwrotu o od 0,020% (0,242%) do 0,034% (0,410%) w ujęciu miesięcznym (rocznym). Przeciętna wartość parametru stojącego przy zamortyzowanej wartości miary ILLIQ^I wynosi 0,134. Jest więc ona o wiele niższa od przeciętnych wartości parametrów stojących przy pozostałych dwóch miarach, co jest prawdopodobnie efektem innych rządów wielkości tych miar.

W przypadku zastosowania w modelach miary FHT, nieoczekiwany poziom płynności miał nieistotny (lub nawet sprzeczny z oczekiwaniami) wpływ na stopy zwrotu, jeżeli uwzględniono efekty dla miesięcy. Podobnie miało to miejsce w przypadku, gdy jako nieoczekiwany poziom płynności wykorzystano przyrosty wartości tej miary. Wykorzystując miary ILLIQ^R oraz ILLIQ^I sytuacje takie nie mają miejsca. W każdym z modeli, niezależnie od zastosowanej metody estymacji oraz wykorzystania efektów indywidualnych dla spółek oraz efektów dla miesięcy, parametry stojące przy zmiennej obrazującej nieoczekiwany poziom płynności są, zgodnie z przewidywaniami, ujemne i istotnie statystycznie. Dotyczy to zarówno nieoczekiwanego poziomu płynności określanego na podstawie modelu AR(1) oraz na podstawie przyrostów miar płynności. Sytuacja taka może być spowodowana tym, że miara FHT ma odmienną konstrukcję niż miary ILLIQ^R oraz ILLIQ^I; przede wszystkim dotyczy to uwzględnienia wartości obrotu w konstrukcji dwóch ostatnich miar.

Jak już zostało wspomniane, do zweryfikowania hipotezy *H1* z wykorzystaniem modelu (137), jako zmienne objaśniane wykorzystane zostaną również nadwyżkowe stopy zwrotu, tj. stopy zwrotu z akcji pomniejszone o stopę zwrotu z portfela rynkowego ($r_{it}^* = r_{it} - r_{mt}$). Jako przybliżenie wartości portfela rynkowego posłużyły wartości indeksu giełdowego WIG, zatem logarytmiczna stopa zwrotu z portfela rynkowego w miesiącu t obliczona została w następujący sposób:

$$r_{mt} = \ln \left(\frac{WIG_t}{WIG_{t-1}} \right) \quad (157)$$

gdzie WIG_t oraz WIG_{t-1} oznaczają wartości indeksu WIG na zamknięcie ostatniego dnia notowań odpowiednio w miesiącu t oraz $t-1$.

Tabela 35. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a nadwyżkowymi stopami zwrotu z akcji uzyskane KMNK

Zmienna	M7	M8	M9	M10	M11	M12
Stała	0,008*** (2,687)	0,107*** (12,08)	0,054*** (4,967)	0,009*** (2,965)	0,105*** (11,46)	0,053*** (4,461)
$\ln MV$	-0,000 (1,244)	-0,020*** (13,27)	-0,019*** (11,51)	-0,000 (1,237)	-0,020*** (12,48)	-0,019*** (10,41)
BV/MV	0,001*** (2,677)	0,001*** (3,375)	0,001*** (3,451)	0,0003** (2,262)	0,001*** (3,704)	0,001*** (3,877)
DY	0,034** (2,435)	0,007 (0,661)	0,001 (0,083)	0,034** (2,475)	0,007 (0,659)	0,001 (0,109)
$r_{t-12-t-1}$	0,013*** (9,125)	0,012*** (7,748)	0,009*** (4,350)	0,013*** (9,533)	0,012*** (8,037)	0,009*** (4,549)
σ	-0,110*** (7,194)	-0,074*** (4,039)	-0,081*** (3,772)	-0,118*** (7,367)	-0,089*** (4,902)	-0,099*** (4,551)
$amFHT_{t-1}$	2,309*** (3,870)	3,019*** (4,565)	2,667*** (4,208)	1,955*** (4,734)	2,381*** (5,139)	2,144*** (4,819)
FHT^U	-0,219** (2,101)	-0,087 (0,826)	-0,001 (0,010)			
ΔFHT				0,038 (0,398)	0,081 (0,857)	0,167* (1,811)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	41117	41117	41117	42315	42315	42315
R ²	0,011	0,018	0,076	0,011	0,017	0,072
F	28,732	39,699	24,525	28,369	34,808	20,061
Statystyka D-W	1,939	1,958	1,986	1,951	1,968	1,995
Kryt. Akaike'a	-53319,85	-53607,29	-55798,82	-52760,90	-53044,44	-55198,75

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Stosowanie nadwyżkowych stóp zwrotu jest uzasadnione przynajmniej z dwóch powodów. Jak wskazują Chordia i Subrahmanyam (2004, s. 498), podejście takie pozwala zmniejszyć przekrojową korelację składnika losowego pomiędzy poszczególnymi akcjami. Drugim powodem jest intuicja, że dokonując wyceny akcji w momencie zakupu, inwestor uwzględnia przede wszystkim przeciętną stopę zwrotu możliwą do osiągnięcia na rynku w danym momencie. W myśl tego, wszystkie cechy spółki i akcji uwzględnione dotychczas w trakcie analiz (tj. wielkość, wskaźnik BV/MV , stopa dywidendy, momentum, ryzyko oraz

poziom płynności) wpływają na nadwyżkową stopę zwrotu z akcji. W Tabeli 35 przedstawione zostały oszacowania parametrów modelu (137) z nadwyżkową stopą zwrotu jako zmienną objaśnianą uzyskane Klasyczną Metodą Najmniejszych Kwadratów.

Tabela 36. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a nadwyżkowymi stopami zwrotu z akcji uzyskane WMNK ze stopami zwrotu z poprzedniego okresu jako wagi

Zmienna	M7a	M8a	M9a	M10a	M11a	M12a
Stała	0,012*** (3,601)			0,018*** (3,858)		
$\ln MV$	-0,001* (1,728)	-0,021*** (15,50)	-0,021*** (13,77)	-0,001** (1,995)	-0,020*** (15,01)	-0,020*** (13,22)
BV/MV	0,0004** (2,232)	0,001*** (2,584)	0,001** (2,567)	0,0004** (2,078)	0,001** (2,398)	0,001** (2,318)
DY	0,024* (1,889)	-0,003 (0,201)	-0,008 (0,634)	0,020* (1,642)	-0,004 (0,298)	-0,009 (0,709)
$r_{t-12-t-1}$	0,012*** (7,313)	0,012*** (6,543)	0,009*** (3,758)	0,012*** (5,982)	0,012*** (6,692)	0,009*** (3,873)
σ	-0,121*** (7,802)	-0,091*** (4,922)	-0,103*** (4,969)	-0,164*** (6,882)	-0,121*** (6,296)	-0,140*** (6,448)
$amFHT_{t-1}$	1,546*** (2,719)	2,190*** (3,550)	1,900*** (3,199)	1,422*** (3,216)	1,880*** (4,127)	1,643*** (3,714)
FHT^U	-0,239** (2,361)	-0,109 (1,069)	-0,012 (0,124)			
ΔFHT				0,059 (0,635)	0,111 (1,282)	0,204** (2,387)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	41117	41117	41117	42315	42315	42315
R ²	0,009	0,029	0,083	0,012	0,037	0,087
F	55,855	3,385	6,506	74,049	4,048	6,908
Kryt. Akaike'a	-52322,94	-52652,41	-54829,99	-51506,10	-52063,63	-54188,12

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Podobnie jak w przypadku analizy zależności między płynnością a surowymi stopami zwrotu z akcji, również w przypadku analizy zależności między płynnością akcji a nadwyżkowymi stopami zwrotu, właściwszymi modelami do analizy są modele panelowe z efektami ustalonymi, co jednoznacznie wynika z przeprowadzonych testów: Walda, Breuscha-Pagana oraz Hausmana. Modele M7 oraz M10 są modelami regresji łącznej, bez zastosowania efektów indywidualnych zarówno dla akcji, jak i dla poszczególnych miesięcy.

W modelach M8 oraz M11 zastosowano wyłącznie efekty ustalone dla jednostek panelu, natomiast w modelach M9 oraz M12 wykorzystano dodatkowo zmienne binarne dla poszczególnych miesięcy. Dla obydwu tych modeli test Walda wykazał łączną istotność zmiennych zero-jedynkowych dla jednostek czasu.

Przeprowadzone testy homoskedastyczności składnika losowego wskazują na odrzucenie hipotezy o stałości wariancji resztowej w każdym z modeli. W związku z tym ponownie wykorzystano Ważoną Metodę Najmniejszych Kwadratów z dwoma systemami wag. Pierwszym z nich jest przyjęcie stopy zwrotu z poprzedniego okresu jako zmiennej ważącej (zob.: Asparouhova, Bessembinder i Kalcheva, 2010). Oszacowane tą metodą wartości parametrów przedstawione są w Tabeli 36. Drugi system wag oparty jest na oszacowanej wariancji składnika losowego, zaś uzyskane wyniki zaprezentowano w Tabeli 37.

Tabela 37. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a nadwyżkowymi stopami zwrotu z akcji uzyskane WMNK oszacowaniem wariancji jako wagi

Zmienna	M7b	M8b	M9b	M10b	M11b	M12b
Stała	0,005** (2,086)			0,007*** (2,804)		
$\ln MV$	-0,000 (0,560)	-0,020*** (19,71)	-0,021*** (18,80)	-0,000 (0,863)	-0,020*** (20,12)	-0,021*** (19,24)
BV/MV	0,001*** (3,870)	0,001*** (4,235)	0,001*** (4,185)	0,001*** (3,258)	0,001*** (3,693)	0,001*** (3,891)
DY	0,031*** (3,262)	0,009 (0,843)	0,003 (0,316)	0,030*** (3,115)	0,008 (0,765)	0,003 (0,278)
$r_{t-12-t-1}$	0,011*** (10,28)	0,011*** (9,347)	0,009*** (6,558)	0,010*** (10,39)	0,010*** (3,216)	0,009*** (6,475)
σ	-0,079*** (7,346)	-0,069*** (4,883)	-0,058*** (3,664)	-0,085*** (8,144)	-0,077*** (9,216)	-0,068*** (4,410)
$amFHT_{t-1}$	2,814*** (11,60)	3,616*** (14,24)	3,267*** (13,39)	2,196*** (11,32)	2,714*** (13,37)	2,490*** (12,66)
FHT^U	-0,016 (0,258)	0,067 (1,055)	0,123** (1,991)			
ΔFHT				0,177*** (3,317)	0,199*** (3,771)	0,256*** (5,039)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	41117	41117	41117	42315	42315	42315
R ²	0,007	0,025	0,078	0,007	0,024	0,077
F	43,231	3,041	6,186	44,091	2,986	6,193
Kryt. Akaike'a	116647,4	117705,8	117712,5	120048,0	121130,1	121101,8

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Parametry modeli, w których zmienną objaśnianą są nadwyżkowe stopy zwrotu (M7-M12) co do zasady nie różnią się znacząco od parametrów modeli, w których zmienną objaśnianą są stopy zwrotu z akcji pomniejszone o stopę zwrotu wolną od ryzyka (M1-M6). Różnice są dostrzegalne w przypadku rozmiaru spółki w modelach regresji łącznej – w modelach M7 oraz M10 zmienna ta jest nieistotna statystycznie. Odmienne jest w przypadku wskaźnika BV/MV – w każdym z modeli M7-M12 parametr stojący przy tej zmiennej jest istotny statystycznie na poziomie 0,01. Również oszacowania parametrów stojących przy zamortyzowanej zmiennej reprezentującej poziom płynności są niższe w modelach M7-M12 niż w modelach M1-M6, co świadczyć może o tym, że część premii z tytułu płynności akcji zawarta jest w oczekiwanej stopie zwrotu z portfela rynkowego. Jest prawdopodobne, aczkolwiek na tym etapie analizy niemożliwe do sprawdzenia, że ta część premii z tytułu płynności akcji wynika z przeciętnego poziomu płynności wszystkich akcji na rynku.

Modele M7-12 różnią się jednak od modeli M1-M6 jakością dopasowania do danych empirycznych. Zastosowanie nadwyżkowej stopy zwrotu w miejsce stopy zwrotu pomniejszonej o stopę zwrotu wolną od ryzyka, zgodnie z oczekiwaniami pozwoliło zredukować autokorelację składnika losowego. Można to zaobserwować po tym, że w modelach M7-M12 statystyki Durбина-Watsona przybierają wartości bliższe 2. W szczególności jest to dostrzegalne w modelach regresji łącznej i modelach z efektami wyłącznie dla jednostek panelu. Poprawę jakości modelu można dostrzec również analizując wartości kryteriów informacyjnych Akaike'a, jednak nie dotyczy to modeli, w których wykorzystane zostały zmienne binarne dla poszczególnych miesięcy.

Niestety poprawa jakości modeli nie nastąpiła w każdym z analizowanych kryteriów. Przede wszystkim należy zwrócić uwagę na fakt, że w modelach wykorzystujących nadwyżkową stopę zwrotu jako zmienną objaśnianą, współczynniki determinacji R^2 są znacznie niższe niż w modelach M1-M6. Wskazuje to na słabszą moc tych modeli w objaśnianiu zmienności nadwyżkowych stóp zwrotu z akcji. Niższe wartości R^2 przekładają się również na niższe wartości statystyk testu F na łączną istotność statystyczną wszystkich parametrów modelu (za wyjątkiem stałej). Zatem poprawa statystyk dotyczących autokorelacji składnika losowego została osiągnięta kosztem gorszego dopasowania modelu do danych empirycznych.

Dość kłopotliwe w świetle weryfikacji hipotezy $H1$ są dodatnie oszacowania parametrów stojących przy nieoczekiwanej zmianie poziomu płynności pojawiające się

w niektórych modelach M7-M12, szczególnie w przypadku przyjęcia przyrostu miary FHT jako miary nieoczekiwanego poziomu płynności. W myśl zaprezentowanego modelu oraz wcześniejszych badań empirycznych, parametr stojący przy nieoczekiwanym poziomie płynności powinien mieć znak przeciwny do znaku parametru stojącego przy poziomie płynności. W niektórych modelach M7-M12 obydwa te parametry są dodatnie i statystycznie istotnie różne od zera. Można to wytłumaczyć wyłącznie tym, że nieoczekiwany poziom płynności jest ujmowany w modelach bezpośrednio, nie zaś, jak to ma miejsce w przypadku poziomu płynności, z uwzględnieniem horyzontu inwestycji.

Istnieje wysokie prawdopodobieństwo, że zmiana poziomu płynności, szczególnie nieoczekiwana, wpływa na horyzont noworozpoczynanych inwestycji, przy czym zmiana ta nie jest taka sama dla każdej akcji. Zmiana kosztów płynności o jednostkę powinna wywołać mniejszy skutek w przypadku mniej płynnych akcji niż w przypadku akcji bardziej płynnych. Wzrost kosztów płynności o jednostkę w przypadku mniej płynnych akcji będzie bowiem związany z mniejszym procentowym wzrostem tych kosztów niż w przypadku bardziej płynnych akcji. Zatem wpływ nieoczekiwanych zmian płynności na zmiany okresu trwania inwestycji może być zależny od początkowego poziomu płynności akcji. Nieuwzględnienie zmian w przeciętnym okresie noworozpoczynanych inwestycji może być właśnie przyczyną uzyskania dodatnich oszacowań parametru stojącego przy zmianie płynności w modelach M7-M12.

Należy zaznaczyć, że występowanie dodatnich oszacowań parametrów stojących przy nieoczekiwanym poziomie płynności występuje wyłącznie w modelach, w których poziom płynności jest odzwierciedlany za pomocą miary FHT. W Załączniku D zaprezentowane zostały modele analogiczne do modeli zaprezentowanych w Tabelach 35, 36 i 37, z tym, że płynność została odzwierciedlona za pomocą dwóch pozostałych miar – ILLIQ^R oraz ILLIQ^I. Modele wykorzystujące pierwszą ze wspomnianych miar zostały zaprezentowane jako modele M7c-M12e, natomiast modele, w których zastosowano miarę ILLIQ^I oznaczone są jako M7f-M12h. Wnioski płynące z tych modeli są zbliżone do wniosków wyciągniętych wcześniej na podstawie analizy oszacowań modeli, w których płynność była opisywana przy wykorzystaniu miary FHT. Wyjątek stanowią parametry stojące przy nieoczekiwanym poziomie płynności – we wszystkich modelach oznaczonych jako M7c-M12h parametry te są ujemne i istotne statystycznie na poziomie 0,01.

W dalszej kolejności zweryfikowano zależność między płynnością akcji a stopami zwrotu skorygowanymi o ryzyko (*risk-adjusted returns*) na podstawie różnych modeli wyceny.

Jak zaobserwowali Machado i Medeiros (2013), po skorygowaniu stóp zwrotu o ryzyko obserwuje się wyższą premię z tytułu płynności. Z analizy innych badań (m.in. Chen i Kan, 1995; Aït-Sahalia i Yu, 2009; Florackis, Gregoriou i Kostakis, 2011) wynika, że wpływ płynności na stopy zwrotu skorygowane o ryzyko jest uzależniony od wykorzystanego modelu wyceny. Ogólny wzór na stopę zwrotu skorygowaną o ryzyko przedstawia się następująco (Brennan, Chordia, Subrahmanyam i Tong, 2012, s. 534):

$$r_{it}^* = r_{it} - rf_t - \sum_{k=1}^K \beta_{ikt} F_{kt} \quad (158)$$

gdzie β_{ikt} jest wrażliwością stopy zwrotu z akcji i na k -ty czynnik ryzyka, a F_{kt} jest oczekiwaną premią związaną z k -tym czynnikiem. Stopa zwrotu skorygowana o ryzyko jest zatem nadwyżkową stopą zwrotu oszacowaną na podstawie konkretnego modelu wyceny.

Pierwszym z modeli wyceny wykorzystanych do wyznaczenia stóp zwrotu skorygowanych o ryzyko jest model CAPM, stworzony przez Sharpe'a (1964), Lintnera (1965) i Mossina (1966). Model ten, pomimo swoich wad i ograniczeń, pozostaje jednym z najchętniej wykorzystywanych modeli wyceny. Opisuje on oczekiwaną stopę zwrotu z akcji jako funkcję oczekiwanej stopy zwrotu z portfela rynkowego i współczynnika β :

$$E(r_{it}) = rf_t + \beta_i [E(r_{mt}) - rf_t] \quad (159)$$

Stopa zwrotu skorygowana o ryzyko na podstawie modelu CAPM dana jest zatem wzorem:

$$r_{it}^* = r_{it} - rf_t - \beta_{it} (r_{mt} - rf_t) \quad (160)$$

gdzie współczynnik β_{it} jest szacowany z wykorzystaniem danych pochodzących z ostatnich 36 miesięcy poprzedzających miesiąc t . Współczynnik β może zatem przybierać różne wartości w kolejnych miesiącach.

Skorygowanie stopy zwrotu (zmiennej objaśnianej) o ryzyko na podstawie modelu CAPM pociąga za sobą konieczność korekty zestawu zmiennych objaśniających. W zasadzie jako zmienna kontrolna nie powinno być już wykorzystywane odchylenie standardowe stóp zwrotu, gdyż część ryzyka (ryzyko systematyczne) została już uwzględniona w stopie zwrotu. Zatem uwzględnić należy wyłącznie ryzyko specyficzne akcji, mierzone w tym przypadku odchyleniem standardowym składnika losowego z oszacowanego modelu CAPM. Pozostałe zmienne kontrolne pozostaną niezmiennione, aby wyeliminować niedoskonałości modelu na polskim rynku wskazane przez Czapiewskiego (2015). Wyniki oszacowań modeli uzyskane Klasyczną Metodą Najmniejszych Kwadratów zostały zaprezentowane w Tabeli 38.

Tabela 38. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu CAPM uzyskane KMNK

Zmienna	M13	M14	M15	M16	M17	M18
<i>Stała</i>	0,005 (1,642)	0,094*** (10,28)	0,058*** (5,170)	0,007** (2,046)	0,094*** (10,03)	0,058*** (4,904)
<i>lnMV</i>	-0,000 (0,805)	-0,018*** (12,03)	-0,017*** (10,06)	-0,000 (0,931)	-0,018*** (11,38)	-0,017*** (9,148)
<i>BV/MV</i>	0,001*** (2,588)	0,001*** (3,664)	0,001*** (3,737)	0,000 (0,898)	0,000 (1,275)	0,000 (1,364)
<i>DY</i>	0,037** (2,545)	0,012 (1,061)	0,004 (0,351)	0,037*** (2,616)	0,012 (1,098)	0,005 (0,397)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,011*** (7,276)	0,009*** (5,496)	0,005** (2,369)	0,012*** (7,741)	0,009*** (5,844)	0,005*** (2,602)
<i>σ_ε</i>	-0,103*** (6,250)	-0,053** (2,265)	-0,069*** (2,749)	-0,109*** (6,754)	-0,069*** (3,162)	-0,086*** (3,623)
<i>amFHT_{t-1}</i>	2,169*** (3,657)	2,943*** (4,468)	2,571*** (4,066)	1,778*** (4,323)	2,266*** (4,866)	1,999*** (4,493)
<i>FHT^U</i>	-0,278*** (2,657)	-0,130 (1,229)	-0,028 (0,271)			
<i>ΔFHT</i>				-0,006 (0,069)	0,047 (0,508)	0,141 (1,562)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	41146	41146	41146	42354	42354	42354
R ²	0,009	0,015	0,075	0,008	0,013	0,071
F	19,321	30,264	18,457	20,036	25,322	14,068
Statystyka D-W	1,936	1,954	1,983	1,946	1,963	1,991
Kryt. Akaike'a	-52302,25	-52560,80	-54825,37	-51806,50	-52057,31	-54287,36

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Przeprowadzone testy diagnostyczne panelu (test Walda, test Breuscha-Pagana oraz test Hausmana) po raz kolejny wykazały, że właściwszym modelem do zastosowania jest model z efektami ustalonymi, zarówno w porównaniu z modelem regresji łącznej, jak i z modelem z efektami losowymi. Modele M13 i M16 są modelami regresji łącznej, traktującymi wszystkie obserwacje jak obserwacje przekrojowe. W modelach M14 i M17 uwzględnione są wyłącznie efekty ustalone dla jednostek panelu (spółek), natomiast modele M15 oraz M18 wykorzystują dodatkowo efekty ustalone dla poszczególnych miesięcy. Test Walda wykazał łączną istotność zmiennych zerojedynkowych dla jednostek czasu, zatem zastosowanie modelu dwukierunkowego było również w tym przypadku uzasadnione.

Podobnie jak w poprzednich dwu przypadkach, problemem okazała się heteroskedastyczność składnika losowego, która obciąża estymatory wariancji oszacowań parametrów. W celu wyeliminowania tej niedogodności zastosowano, poza Klasyczną Metodą Najmniejszych Kwadratów, również dwie inne metody estymacji stosowane we wcześniejszych przypadkach. Obydwie z nich są oparte na Ważonej Metodzie Najmniejszych Kwadratów, przy czym pierwsza z nich wykorzystuje jako wagi stopy zwrotu z poprzedniego okresu, natomiast druga – oszacowania wariancji składnika losowego dla danej jednostki. Oszacowania uzyskane sposobem Asparouhovej, Bessembindera i Kalchevej (2010) przedstawione zostały w Tabeli 39, natomiast oszacowania modeli uzyskane z wykorzystaniem oszacowań wariancji reszt jako wagi umieszczono w Tabeli 40.

Podobnie jak to miało miejsce w poprzednich dwóch przypadkach, oszacowania wartości premii z tytułu płynności uzyskane sposobem Asparouhovej, Bessembindera i Kalchevej (2010) są niższe od oszacowań uzyskanych KMNK. Z kolei oszacowania wartości tej premii otrzymane WMNK z oszacowaniem wariancji jako wagą są ponownie wyższe od oszacowań otrzymanych KMNK. Nadal jednak wpływ zamortyzowanych kosztów płynności na stopy zwrotu jest dodatni i istotny statystycznie na poziomie 0,01.

Wartym zauważenia jest fakt, że oszacowania parametru stojącego przy zamortyzowanym koszcie płynności są niższe w modelach, w których stopy zwrotu są skorygowane o ryzyko na podstawie modelu CAPM niż w poprzednich modelach. Potwierdza to wcześniejszą hipotezę, że premia za ryzyko rynkowe akcji po części rekompensuje inwestorom ograniczoną płynność akcji i związane z tym koszty płynności. W tym miejscu warto być może wysnuć kolejną, o wiele bardziej śmiałą hipotezę, że również premie związane z innymi czynnikami ryzyka przynajmniej w jakimś stopniu rekompensują inwestorom ponoszone koszty płynności. Jest to o tyle możliwe, że różne modele wyceny powstawały w oparciu o założenie idealnej płynności papierów wartościowych. Jeżeli płynność jest skorelowana z innymi cechami akcji i spółek je emitujących, to uzasadnione jest przypuszczać, że premie związane z konkretnymi cechami przedsiębiorstw są skorelowane z premią z tytułu płynności akcji. Hipoteza ta będzie możliwa do zweryfikowania dzięki wykorzystaniu jako zmiennych objaśnianych stóp zwrotu skorygowanych o ryzyko na podstawie trójczynnиковego modelu Famy-Frencha oraz modelu Carharta.

Tabela 39. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu CAPM uzyskane WMNK ze stopami zwrotu z poprzedniego okresu jako wagi

Zmienna	M13a	M14a	M15a	M16a	M17a	M18a
Stała	0,009*** (2,644)			0,017*** (3,200)		
$\ln MV$	-0,001 (1,432)	-0,020*** (14,22)	-0,018*** (12,29)	-0,001** (2,009)	-0,019*** (14,06)	-0,018*** (11,94)
BV/MV	0,0004** (2,292)	0,001*** (2,757)	0,001*** (2,811)	0,000 (0,928)	0,000 (0,857)	0,000 (0,902)
DY	0,027** (2,099)	0,002 (0,152)	-0,005 (0,368)	0,023* (1,895)	0,001 (0,097)	-0,005 (0,407)
$r_{t-12-t-1}$	0,011*** (6,389)	0,009*** (5,206)	0,005** (2,112)	0,011*** (5,205)	0,009*** (5,392)	0,005** (2,237)
σ_ε	-0,115*** (6,611)	-0,073*** (3,445)	-0,089*** (3,989)	-0,162*** (5,881)	-0,107*** (4,903)	-0,126*** (5,486)
$amFHT_{t-1}$	1,427** (2,473)	2,113*** (3,364)	1,808*** (2,965)	1,219*** (2,638)	1,722*** (3,589)	1,462*** (3,132)
FHT^U	-0,291*** (2,837)	-0,148 (1,433)	-0,037 (0,361)			
ΔFHT				0,016 (0,169)	0,075 (0,859)	0,175** (2,039)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	41146	41146	41146	42354	42354	42354
R^2	0,008	0,027	0,082	0,009	0,033	0,085
F	46,942	3,206	6,486	56,913	3,721	6,785
Kryt. Akaike'a	-51313,65	-51614,72	-53870,66	-50572,52	-51081,52	-53296,15

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Warty odnotowania jest też fakt, że wykorzystanie stóp zwrotu skorygowanych o ryzyko na podstawie modelu CAPM jako zmiennych objaśnianych, spowodowało obniżenie jakości modeli. Przede wszystkim należy zwrócić uwagę na pogorszenie się współczynników determinacji R^2 , co automatycznie przełożyło się również na zmniejszenie się wartości statystyk F. Nadal jednak wszystkie parametry prezentowanych modeli są łącznie istotnie różne od zera. Pogorszenie jakości modeli, poza dopasowaniem do danych empirycznych, dotyczy również statystyk Durбина-Watsona. W modelach M13-M18 ich wartości są mniejsze (znajdują się dalej od wartości postulowanej, czyli 2) niż w modelach M7-M12, ale większe niż w modelach M1-M6. Podobny wzorec jest obserwowany w przypadku kryterium

informacyjnego Akaike'a. Również pod tym względem najlepszymi modelami były te, w których zmienną objaśnianą była nadwyżkowa stopa zwrotu z akcji.

Tabela 40. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu CAPM uzyskane WMNK z oszacowaniem wariancji jako wagi

Zmienna	M13b	M14b	M15b	M16b	M17b	M18b
Stała	0,005* (1,798)			0,007*** (2,858)		
$\ln MV$	-0,000 (0,974)	-0,019*** (18,56)	-0,019*** (16,86)	-0,000 (1,567)	-0,020*** (19,31)	-0,019*** (17,49)
BV/MV	0,001*** (3,569)	0,001*** (3,897)	0,001*** (3,862)	0,000 (1,281)	0,0002* (1,847)	0,0002** (1,987)
DY	0,036*** (3,747)	0,017 (1,574)	0,008 (0,780)	0,035*** (3,591)	0,017 (1,521)	0,008 (0,760)
$r_{t-12-t-1}$	0,010*** (9,394)	0,009*** (7,807)	0,006*** (4,144)	0,010*** (9,519)	0,009*** (7,870)	0,006*** (4,086)
σ_ε	-0,075*** (6,527)	-0,055*** (3,519)	-0,049*** (2,964)	-0,084*** (7,438)	-0,067*** (4,329)	-0,060*** (3,683)
$amFHT_{t-1}$	2,693*** (10,96)	3,541*** (13,72)	3,157*** (12,78)	2,057*** (10,19)	2,632*** (12,39)	2,355*** (11,50)
FHT^U	-0,068 (1,102)	0,008 (0,129)	0,091 (1,465)			
ΔFHT				0,118** (2,253)	0,138*** (2,665)	0,220*** (4,283)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	41146	41146	41146	42354	42354	42354
R^2	0,006	0,024	0,072	0,006	0,023	0,070
F	37,674	2,930	5,729	35,154	2,851	5,638
Kryt. Akaike'a	116733,2	117790,7	117772,2	120167,4	121243,6	121195,2

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Wnioski płynące z analizy modeli M13-M18 nie ulegają zmianie, jeżeli wykorzystana się pozostałe dwie miary płynności – ILLIQ^R oraz ILLIQ^I. Oszacowania parametrów modeli, w których wykorzystano te miary zostały zaprezentowane w Załączniku D. Modele, w których poziom płynności był mierzony za pomocą pierwszej ze wspomnianych miar zostały przedstawione jako modele M13c-M18e, natomiast modele wykorzystujące śróddzienną wersję miary Amihuda zostały oznaczone jako modele M13f-M18h. Również w przypadku tych modeli dostrzegalny jest wzorec zgodnie z którym skorygowanie o ryzyko powoduje

obniżenie obserwowanej premii z tytułu płynności akcji. Modele M13c-M18h cechują się również gorszą jakością w stosunku do modeli M7c-M12h, w których zmienną objaśnianą była nadwyżkowa stopa zwrotu z akcji.

Jak już zostało to wspomniane, stopy zwrotu zostaną skorygowane o ryzyko również na podstawie trójczynnika modelu Fama-Frencha (1992, 1993). W modelu tym stopa zwrotu z akcji objaśniana jest przez stopę zwrotu z rynku, premie za wielkość i wartość, a także odpowiadające im współczynniki β . Model ten można zapisać w postaci równania:

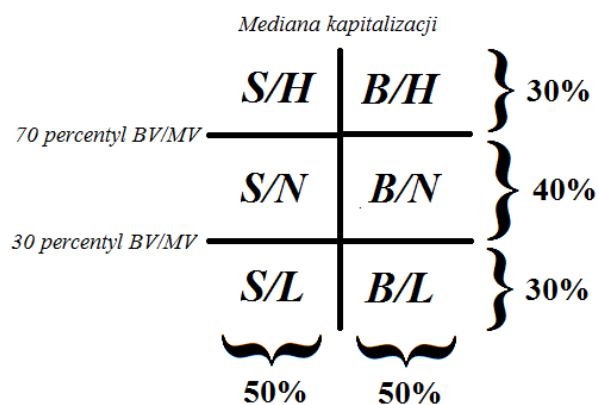
$$E(r_{it}) = \alpha + \beta_i^{MKT} [E(r_{mt} - rf_t)] + \beta_i^{SMB} E(SMB_t) + \beta_i^{HML} E(HML_t) \quad (161)$$

gdzie SMB_t oraz HML_t oznaczają odpowiednio premię związaną z czynnikiem rozmiaru oraz premię związaną z czynnikiem wartości (wskaźnikiem wartości księgowej do wartości rynkowej). Stopa zwrotu skorygowana o ryzyko na podstawie trójczynnika modelu Fama-Frencha (w dalszej części pracy również oznaczany jako FF3) obliczana jest w następujący sposób:

$$r_{it}^* = r_{it} - rf_t - \beta_i^{MKT} (r_{mt} - rf_t) - \beta_i^{SMB} SMB_t - \beta_i^{HML} HML_t \quad (162)$$

Parametry modelu FF3 zostały oszacowane na podstawie danych pochodzących z ostatnich 36 miesięcy poprzedzających miesiąc t . W tym celu konieczne było wyznaczenie wartości premii związanych z rozmiarem (SMB) oraz wskaźnikiem BV/MV (HML). Posłużono się przy tym oryginalną metodologią przedstawioną przez twórców modelu (Fama i French, 1993, s. 8-9). Procedura obliczania premii czynnikowych na potrzeby badania przedstawia się następująco. W czerwcu każdego z lat badania (2001-2016) dzielono akcje na sześć portfeli⁵² tworzonych niezależnie na podstawie kapitalizacji spółki oraz wskaźnika BV/MV. Do portfela dużych spółek zakwalifikowanych zostało 50% spółek, których kapitalizacja była wyższa od mediany, natomiast do portfela spółek małych zaliczono pozostałe spółki. Następnie akcje zostały uszeregowane według rosnących wartości wskaźnika BV/MV; do portfela spółek o najwyższych wartościach zaliczono 30% akcji, podobnie jak do portfela spółek o najniższych wartościach tego wskaźnika. Sposób podziału akcji na portfele został zaprezentowany na Schemacie 7.

⁵² W podziale na portfele brały udział akcje spełniające łącznie cztery kryteria: były notowane przez cały okres, w którym portfel był utrzymywany (tj. od końca czerwca danego roku do końca czerwca kolejnego roku); posiadały dane dotyczące kapitalizacji i wskaźnika BV/MV na koniec roku poprzedniego; posiadały nieujemny wskaźnik BV/MV na koniec roku poprzedniego.



Schemat 7. Sposób tworzenia portfeli na potrzeby obliczenia premii w modelu Famy-Frencha
Źródło: Opracowanie własne.

Portfele były tworzone jako portfele ważone kapitalizacją na koniec miesiąca poprzedniego, zatem w każdym miesiącu proporcje portfela ulegały nieznacznym korektom. W każdym miesiącu od lipca danego roku do czerwca kolejnego roku wyznaczone zostały stopy zwrotu dla każdego z portfeli. Wartości SMB dla każdego miesiąca obliczono jako:

$$SMB^{FF3} = \frac{S/H + S/N + S/L}{3} - \frac{B/H + B/N + B/L}{3} \quad (163)$$

natomiast HML obliczono następująco:

$$HML^{FF3} = \frac{S/H + B/H}{2} - \frac{S/L + B/L}{2} \quad (164)$$

gdzie S/H, S/N, S/L, B/H, B/N oraz B/L oznaczają stopy zwrotu z poszczególnych portfeli.

W Tabeli 41 zawarte są oszacowania parametrów modeli, w których zmienną objaśnianą jest stopa zwrotu z akcji skorygowana o ryzyko na podstawie trójczynnikowego modelu Famy-Frencha, uzyskane Klasyczną Metodą Najmniejszych Kwadratów. Modele te oznaczone są jako modele M19-M24, przy czym modele M22-M24 wykorzystują zmianę wartości miary FHT jako nieoczekiwany poziom płynności. Modele M19 i M22 są modelami regresji łącznej, natomiast modele oznaczone jako M20, M21, M23 oraz M24 wykorzystują efekty dla spółek i/lub miesięcy.

Również w przypadku wykorzystania stopy zwrotu skorygowanej o ryzyko na podstawie trójczynnikowego modelu Famy-Frencha, postanowiono nie zmieniać znacząco zestawu zmiennych kontrolnych. Co do zasady, model FF3 uwzględnia już wpływ rozmiaru spółki oraz wskaźnika BV/MV na stopy zwrotu, gdyż zawiera w swojej konstrukcji premie związane z tymi dwoma wielkościami. Jednakże, Czapiewski (2015) wykazał istnienie anomalii trójczynnikowego modelu Famy-Frencha związanych z posiadaniem przez spółki pewnych

określonych cech fundamentalnych, między innymi kapitalizacji i wskaźnika BV/MV. Jak można zauważyć w Tabeli 41, zastosowanie tych zmiennych w modelach oznaczonych jako M19-M24 było słuszne, gdyż pozostają one istotne statystycznie, co wskazuje na fakt, że model FF3 nie uwzględnia w całości efektu rozmiaru i wartości spółki. Ponadto, w modelach M19-M24, przez σ_ε oznaczone zostało odchylenie standardowe składnika losowego oszacowanego modelu (ryzyko specyficzne spółki określone na podstawie modelu Famy-Frencha).

Modele, w których zmienną objaśnianą była stopa zwrotu skorygowana o ryzyko na podstawie modelu FF3 cechują się lepszymi, w porównaniu do wcześniejszych modeli, wartościami statystyki Durбина-Watsona, informującej o autokorelacji reszt. Jednakże pod każdym innym względem należy je uznać za gorsze pod względem jakościowym. Cechują się niższymi wartościami R^2 , statystyk F, a także wyższymi wartościami kryterium informacyjnego Akaike'a. Choć to ostatnie kryterium nie służy formalnie do oceny modeli różniących się zmienną objaśnianą, to oparte jest na odwrotności wartości logarytmu funkcji wiarygodności⁵³ i, biorąc pod uwagę równą liczbę predyktorów w obydwu modelach, pośrednio pozwala wnioskować, że modele o wyższych wartościach kryterium Akaike'a cechują się niższą wartością logarytmu wiarygodności.

Bolączką modeli szacowanych z wykorzystaniem KMNK, również tych, w których zmienną objaśnianą jest stopa zwrotu skorygowana o ryzyko na podstawie trójczynnikowego modelu Famy-Frencha, jest heteroskedastyczność składnika losowego, obciążająca wariancję estymatorów parametrów modelu. W związku z tym ponownie wykorzystano alternatywne metody estymacji z zastosowaniem Ważonej Metody Najmniejszych Kwadratów. W Tabeli 42 zaprezentowane zostały modele oznaczone jako M19a-M24a, które były szacowane z wykorzystaniem stóp zwrotu z poprzedniego okresu jako zmiennej ważącej (por.: Asparouhova, Bessembinder i Kalcheva, 2010). Modele wykorzystujące korektę heteroskedastyczności opartą na wykorzystaniu oszacowań wariancji jako zmiennej ważącej, oznaczone jako modele M19b-M24b, zaprezentowano w Tabeli 43.

⁵³ Kryterium informacyjne Akaike'a oblicza się ze wzoru (Akaike, 1973, s. 276): $AIC = -2 \sum_{i=1}^N \log f(x_i | \hat{\theta}) + 2k$, gdzie $f(x_i | \hat{\theta})$ jest funkcją wiarygodności, natomiast k jest liczbą szacowanych parametrów modelu.

Tabela 41. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu FF3 uzyskane KMNK

Zmienna	M19	M20	M21	M22	M23	M24
<i>Stała</i>	0,008** (2,310)	0,078*** (9,316)	0,081*** (7,347)	0,009*** (2,838)	0,078*** (9,159)	0,081*** (6,947)
<i>lnMV</i>	-0,001 (1,424)	-0,015*** (10,60)	-0,016*** (9,647)	-0,001* (1,650)	-0,015*** (10,01)	-0,016*** (8,768)
<i>BV/MV</i>	0,0004* (1,729)	0,001*** (3,468)	0,001*** (3,340)	0,000 (0,811)	0,0002* (1,648)	0,0002* (1,731)
<i>DY</i>	0,030** (2,270)	0,005 (0,475)	0,004 (0,371)	0,030** (2,310)	0,005 (0,459)	0,004 (0,403)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (5,047)	0,005*** (2,906)	0,003 (1,499)	0,008*** (5,273)	0,005*** (2,909)	0,003 (1,521)
σ_ε	-0,081*** (4,454)	-0,033 (1,378)	-0,045* (1,713)	-0,089*** (5,255)	-0,051** (2,353)	-0,063** (2,560)
$amFHT_{t-1}$	1,825*** (3,347)	2,590*** (4,326)	2,460*** (4,151)	1,458*** (3,770)	1,938*** (4,536)	1,838*** (4,331)
FHT^U	-0,071 (0,712)	0,068 (0,676)	0,086 (0,835)			
ΔFHT				0,142 (1,519)	0,194** (2,103)	0,201** (4,331)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	41142	41142	41142	42347	42347	42347
R ²	0,005	0,011	0,030	0,005	0,009	0,028
F	9,649	21,884	17,933	11,544	17,789	13,341
Statystyka D-W	1,984	2,005	1,996	1,988	2,008	2,000
Kryt. Akaike'a	-51741,64	-51921,23	-52419,18	-51157,39	-51307,58	-51806,58

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Oszacowania parametru stojącego przy zamortyzowanym koszcie płynności w modelach, w których jako zmienną objaśnianą przyjęto stopę zwrotu skorygowaną o ryzyko na podstawie modelu FF3, są dodatnie i istotne statystycznie na poziomie istotności 0,01. Oszacowania te są jednak niższe niż w modelach objaśniających nadwyżkowe stopy zwrotu z akcji bądź stopy zwrotu z akcji skorygowane o ryzyko na podstawie modelu CAPM. Stanowi to potwierdzenie, że premia z tytułu płynności jest po części aproksymowana przez premię związaną z innymi czynnikami, w szczególności wielkością i wartością spółki. Z drugiej strony należy zwrócić uwagę, że czynniki te nie objaśniają całości wartości premii związanej z poziomem płynności akcji. Gdyby tak było, oszacowania parametru stojącego przy zmiennej reprezentującej poziom płynności w modelach M19-M24 byłyby nieistotne statystycznie.

Można stwierdzić, że wyniki oszacowań modeli są zgodne z wynikami poprzednich badań, m.in. Goyenki (2006), który wskazał, że poziom płynności jest odzwierciedlany w stopach zwrotu nawet jeżeli jest ona skorygowana o ryzyko na podstawie modelu FF3. Z drugiej strony uzyskane wyniki można uznać za zbieżne z wnioskami Ait-Sahalii i Yu (2009) oraz Florackisa, Gregoriou i Kostakisa (2011), którzy wykazali zależność między płynnością a stopą zwrotu skorygowaną o ryzyko na podstawie modelu CAPM, jednak nie znaleźli takiej zależności, gdy zastosowali stopy zwrotu skorygowane o ryzyko na podstawie modelu FF3. W prezentowanym badaniu zależność między płynnością a stopą zwrotu skorygowaną o ryzyko na podstawie modelu FF3 co prawda istnieje i jest istotna statystycznie, jednak jest słabsza niż w przypadku stóp zwrotu skorygowanych o ryzyko na podstawie modelu CAPM.

Tabela 42. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu FF3 uzyskane WMNK ze stopami zwrotu z poprzedniego okresu jako wagi

Zmienna	M19a	M20a	M21a	M22a	M23a	M24a
Stała	0,011*** (3,170)			0,015*** (4,207)		
$\ln MV$	-0,001* (1,746)	-0,016*** (11,65)	-0,017*** (11,21)	-0,001** (2,116)	-0,015*** (11,21)	-0,017*** (10,88)
BV/MV	0,000 (1,441)	0,0004** (2,326)	0,0004** (2,305)	0,000 (0,885)	0,000 (1,001)	0,000 (1,014)
DY	0,021 (1,642)	-0,003 (0,202)	-0,003 (0,234)	0,019 (1,570)	-0,004 (0,299)	-0,003 (0,284)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (4,111)	0,005*** (2,590)	0,003 (1,094)	0,007*** (4,403)	0,004** (2,412)	0,002 (1,008)
σ_ε	-0,103*** (5,580)	-0,055** (2,440)	-0,067*** (2,740)	-0,128*** (6,954)	-0,089*** (3,859)	-0,102*** (4,143)
$amFHT_{t-1}$	1,035* (1,814)	1,709*** (2,792)	1,645*** (2,775)	0,764* (1,658)	1,244*** (2,648)	1,181*** (2,576)
FHT^U	-0,064 (0,636)	0,078 (0,767)	0,097 (0,952)			
ΔFHT				0,208** (2,305)	0,255*** (2,914)	0,257*** (2,954)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	41142	41142	41142	42347	42347	42347
R ²	0,004	0,021	0,037	0,005	0,023	0,038
F	22,840	2,723	3,346	32,410	2,892	3,469
Kryt. Akaike'a	-50709,97	-50934,50	-51448,39	-50064,74	-50317,85	-50832,15

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 43. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu FF3 uzyskane WMNK z oszacowaniem wariancji jako wagi

Zmienna	M19b	M20b	M21b	M22b	M23b	M24b
Stała	0,010*** (4,052)			0,012*** (5,005)		
$\ln MV$	-0,001*** (3,128)	-0,016*** (15,48)	-0,018*** (15,48)	-0,001*** (3,652)	-0,016*** (16,11)	-0,018*** (16,07)
BV/MV	0,0004** (2,574)	0,001*** (3,485)	0,001*** (3,420)	0,000 (0,815)	0,0002* (1,763)	0,0002** (1,993)
DY	0,028*** (2,916)	0,010 (0,931)	0,007 (0,608)	0,027*** (2,762)	0,010 (0,884)	0,006 (0,573)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (6,251)	0,005*** (4,172)	0,003** (2,259)	0,006*** (5,904)	0,004*** (3,691)	0,003** (1,989)
σ_ε	-0,069*** (5,521)	-0,044*** (2,652)	-0,040** (2,260)	-0,077*** (6,395)	-0,057*** (3,535)	-0,052*** (3,050)
$amFHT_{t-1}$	2,130*** (8,575)	3,016*** (11,56)	2,857*** (11,06)	1,586*** (7,777)	2,154*** (10,04)	2,042*** (9,581)
FHT^U	0,067 (1,061)	0,153** (2,413)	0,161** (2,509)			
ΔFHT				0,218*** (4,085)	0,243*** (4,593)	0,247*** (4,643)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	41142	41142	41142	42347	42347	42347
R ²	0,003	0,019	0,034	0,003	0,018	0,033
F	20,598	2,516	3,164	20,312	2,428	3,092
Kryt. Akaike'a	116741,3	117784,4	117907,4	120160,4	121227,7	121328,7

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

W Załączniku D zostały zaprezentowane również modele M19c-M24e, w których do pomiaru płynności wykorzystana została miara ILLIQ^R oraz modele M19f-M24h, w których poziom płynności odzwierciedlany jest za pomocą miary ILLIQ^I. Wnioski płynące z analizy oszacowań parametrów tych modeli są tożsame z wnioskami przedstawionymi dotychczas. Premia z tytułu płynności akcji jest niższa, jeżeli jako zmienną objaśnianą wykorzystana jest stopa zwrotu skorygowane o ryzyko na podstawie modelu FF3, niż w przypadku wykorzystania stóp zwrotu nadwyżkowych lub skorygowanych o ryzyko na podstawie modelu CAPM. Wskazuje to jednoznacznie, że premie związane z oczekiwaną stopą zwrotu z portfela rynkowego, kapitalizacją spółki oraz wskaźnikiem BV/MV przynajmniej po części odzwierciedlają premię związaną z ponoszonymi przez inwestora kosztami płynności.

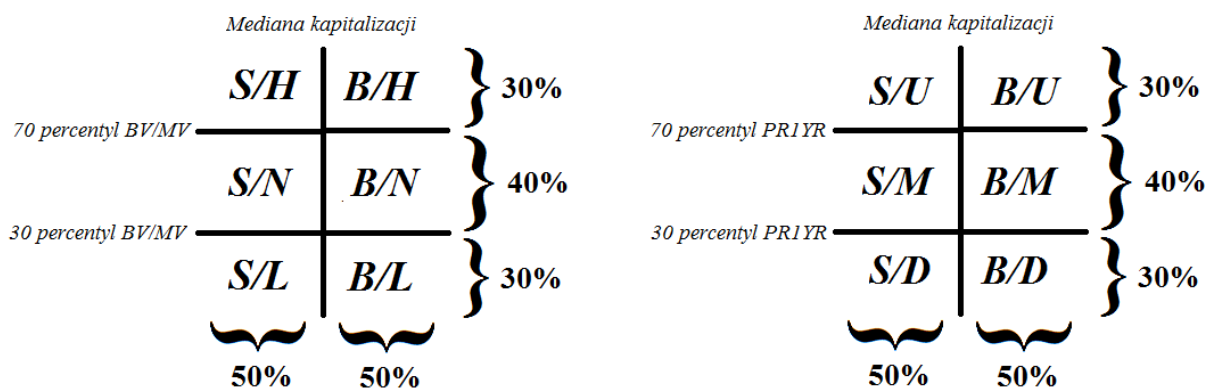
W dalszej kolejności jako zmienna objaśniana wykorzystana zostanie stopa zwrotu skorygowana o ryzyko na podstawie modelu Carharta (1997), w którym, oprócz czynnika rozmiaru i wartości spółki, występuje czynnik związany z momentum, zaobserwowanym m.in. przez Jegadeesha i Titmana (1993). Model ten można zapisać w następującej postaci:

$$E(r_{it}) = \alpha + \beta_i^{MKT} [E(r_{mt} - rf_t)] + \beta_i^{SMB} E(SMB_t) + \beta_i^{HML} E(HML_t) + \beta_i^{UMD} E(UMD_t) \quad (165)$$

gdzie *UMD* jest czynnikiem momentum, natomiast *SMB* oraz *HML* są odpowiednio czynnikiem rozmiaru i wartości spółki. Stopę zwrotu skorygowaną o ryzyko na podstawie modelu Carharta oblicza się zatem w następujący sposób:

$$r_{it}^* = r_{it} - rf_t - \beta_i^{MKT} (r_{mt} - rf_t) - \beta_i^{SMB} SMB_t - \beta_i^{HML} HML_t - \beta_i^{UMD} UMD_t \quad (166)$$

Na potrzeby sparametryzowania modelu Carharta dla wszystkich spółek w całym okresie badania potrzebne było wyznaczenie premii związanych z czynnikiem momentum w latach 2001-2016. Do wyznaczenia wartości tych premii wykorzystano sposób zaprezentowany przez Carharta (1997, s. 61). Akcje zostały podzielone niezależnie na podstawie kryterium rozmiaru spółki na dwie części oraz na podstawie skumulowanej przeszłej stopy zwrotu na trzy części. Skumulowana stopa zwrotu dla miesiąca *t* liczona była z jedenastu poprzedzających miesięcy, tj. z miesięcy od *t-12* do *t-2*. Portfele akcji konstruowane były na koniec miesiąca *t-1* i utrzymywane do końca miesiąca *t*, kiedy to następowała zmiana składu poszczególnych portfeli. Zatem, obliczanie wartości premii związanej z czynnikiem momentum odbiega nieznacznie od sposobu obliczania premii związanych z rozmiarem i wartością spółki. Ponadto, przy wyznaczaniu wartości premii SMB dokonano nieznacznych korekt. Sposób formowania portfeli na potrzeby obliczenia premii związanych z SMB, HML oraz UMD został przedstawiony na Schemacie 8.



Schemat 8. Sposób tworzenia portfeli na potrzeby obliczenia premii w modelu Carharta
Źródło: Opracowanie własne.

Każdy z portfeli tworzony był jako portfel ważony kapitalizacją spółki na koniec miesiąca $t-1$. Następnie, dla każdego z dwunastu portfeli, w każdym miesiącu wyznaczona została stopa zwrotu, która posłużyła do wyznaczenia premii czynnikowych:

$$SMB^{Carhart} = \frac{1}{2} \left[\left(\frac{S/H + S/N + S/L}{3} - \frac{B/H + B/N + B/L}{3} \right) + \left(\frac{S/U + S/M + S/D}{3} - \frac{B/U + B/M + B/D}{3} \right) \right] \quad (167)$$

$$HML^{Carhart} = \frac{S/H + B/H}{2} - \frac{S/L + B/L}{2} \quad (168)$$

$$UMD^{Carhart} = \frac{S/U + B/U}{2} - \frac{S/D + B/D}{2} \quad (169)$$

gdzie S/H , S/N , S/L , B/H , B/N , B/L , S/U , S/M , S/D , B/U , B/M oraz B/D są stopami zwrotu z poszczególnych portfeli. Warto podkreślić, że zmiana sposobu liczenia premii związanej z czynnikiem rozmiaru na potrzeby parametryzacji modelu Carharta nie wpłynęła znacząco na uzyskane wartości. Współczynnik korelacji Pearsona między SMB^{FF3} a $SMB^{Carhart}$ wynosi 0,96, co pozwala wnioskować, że obliczone wartości premii za wielkość spółki są raczej odporne na zmianę sposobu ich obliczania.

Oszacowania modeli, w których zmienną objaśnianą jest stopa zwrotu skorygowana o ryzyko na podstawie modelu Carharta, uzyskane Klasyczną Metodą Najmniejszych Kwadratów, zostały zaprezentowane w Tabeli 44 i oznaczone jako modele M25-M30. Przeprowadzone testy panelu (test Walda, test Breuscha-Pagana, test Hausmana) ponownie wykazały, że znacznie lepszym do zastosowania w tym przypadku jest model panelowy z efektami ustalonymi, zarówno w porównaniu z modelem regresji łącznej, jak i modelem panelowym z efektami losowymi. Efekty ustalone zastosowano w modelach M26, M27, M29 oraz M30, przy czym modele M27 oraz M30 zawierają ponadto efekty ustalone dla poszczególnych miesięcy. Test Walda wykazał łączną istotność wszystkich zmiennych binarnych dla jednostek czasu.

W poprzednich modelach, oznaczonych jako M1-M24, problemem było niespełnienie założenia o stałości wariancji składnika losowego. Nie inaczej jest w przypadku modeli M25-M30, na co wskazują przeprowadzone testy na heteroskedastyczność. Po raz kolejny zastosowano więc Ważoną MNK z dwiema różnymi zmiennymi ważącymi. Oszacowania modeli ze stopą zwrotu z poprzedniego okresu jako zmienną ważącą zaprezentowano w Tabeli 45 i oznaczono jako modele M25a-M30a. Z kolei w Tabeli 46 zamieszczone zostały

modele oznaczone symbolami M25b-M30b, oszacowane z wykorzystaniem oszacowania wariacji składnika losowego.

Tabela 44. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu Carharta uzyskane KMNK

Zmienna	M25	M26	M27	M28	M29	M30
<i>Stała</i>	0,014*** (3,759)	0,099*** (10,71)	0,097*** (8,152)	0,016*** (4,407)	0,097*** (10,73)	0,093*** (7,832)
<i>lnMV</i>	-0,001*** (3,815)	-0,018*** (11,69)	-0,020*** (11,00)	-0,001*** (3,905)	-0,018*** (11,35)	-0,019*** (10,44)
<i>BV/MV</i>	0,000 (1,247)	0,001*** (2,941)	0,001*** (2,984)	0,000 (1,296)	0,001*** (2,985)	0,001*** (3,506)
<i>DY</i>	0,028** (2,020)	0,000 (0,020)	-0,002 (0,126)	0,027** (2,015)	-0,001 (0,044)	-0,002 (0,139)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,008*** (5,000)	0,006*** (3,469)	0,004* (1,867)	0,008*** (5,200)	0,005*** (3,179)	0,004 (1,605)
<i>σ_ε</i>	-0,078*** (3,957)	-0,048* (1,834)	-0,053* (1,839)	-0,095*** (4,865)	-0,074*** (2,897)	-0,082*** (2,848)
<i>amFHT_{t-1}</i>	1,817*** (3,324)	2,538*** (4,457)	2,394*** (4,227)	1,539*** (4,035)	2,022*** (4,982)	1,911*** (4,761)
<i>FHT^U</i>	-0,078 (0,783)	0,053 (0,520)	0,076 (0,744)			
<i>ΔFHT</i>				0,137 (1,581)	0,192** (2,246)	0,208** (2,421)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	41140	41140	41140	42343	42343	42343
R ²	0,004	0,012	0,033	0,005	0,012	0,031
F	9,711	23,483	20,737	11,785	22,073	18,795
Statystyka D-W	1,956	1,976	1,973	1,959	1,979	1,976
Kryt. Akaike'a	-49753,45	-49942,81	-50496,79	-49298,76	-49480,42	-50029,69

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Warto zwrócić uwagę, na fakt, że wyniki uzyskane w modelach, w których zmienną objaśnianą jest stopa zwrotu skorygowana o ryzyko na podstawie modelu Carharta, różnią się od wyników poprzednich modeli (M1-M24). We wcześniejszych modelach oszacowania parametru stojącego przy zamortyzowanym koszcie płynności malały wraz ze wzrostem liczby czynników w modelu. Stosując model Carharta do skorygowania stóp zwrotu o ryzyko otrzymuje się oszacowania premii z tytułu płynności akcji wyższe niż w modelach M19-M24,

w których zmienną objaśnianą była stopa zwrotu skorygowana o ryzyko na podstawie modelu FF3. Dotyczy to większości oszacowanych modeli, także biorąc pod uwagę modele, w których poziom płynności odzwierciedlany był za pomocą miar ILLIQ^R oraz ILLIQ^I. Można to próbować wytłumaczyć tym, że premia związana z czynnikiem momentum jest ujemnie skorelowana z premią z tytułu płynności akcji. Na razie pozostaje to jednak w obszarze przypuszczeń.

Tabela 45. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu Carharta uzyskane WMNK ze stopami zwrotu z poprzedniego okresu jako wagi

Zmienna	M25a	M26a	M27a	M28a	M29a	M30a
Stała	0,017*** (4,688)			0,020*** (5,288)		
lnMV	-0,002*** (4,060)	-0,019*** (13,55)	-0,021*** (13,22)	-0,002*** (4,021)	-0,018*** (12,66)	-0,019*** (12,39)
BV/MV	0,000 (1,043)	0,0004* (1,829)	0,0004* (1,831)	0,000 (1,017)	0,000 (1,233)	0,000 (1,334)
DY	0,019 (1,486)	-0,007 (0,574)	-0,008 (0,664)	0,017 (1,365)	-0,009 (0,710)	-0,009 (0,750)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,997)	0,006*** (3,104)	0,003 (1,357)	0,007*** (4,158)	0,005*** (2,714)	0,003 (1,057)
σ_ε	-0,099*** (5,082)	-0,067*** (2,836)	-0,071*** (2,792)	-0,128*** (6,139)	-0,109*** (4,475)	-0,119*** (4,550)
$amFHT_{t-1}$	1,002* (1,815)	1,654*** (2,830)	1,579*** (2,771)	0,750 (1,501)	1,262** (2,507)	1,191** (2,409)
FHT^U	-0,067 (0,649)	0,068 (0,649)	0,090 (0,867)			
ΔFHT				0,233** (2,511)	0,278*** (3,103)	0,286*** (3,211)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	41140	41140	41140	42343	42343	42343
R ²	0,003	0,021	0,039	0,005	0,024	0,041
F	19,056	2,690	3,463	29,338	2,967	3,667
Kryt. Akaike'a	-48721,30	-48955,45	-49561,94	-47951,62	-48265,15	-48870,18

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Oszacowania premii z tytułu płynności w modelach M25-M30 (ze stopami zwrotu skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu Carharta jako zmienną objaśnianą) są wyższe od premii oszacowanych na podstawie modeli M19-M24 (gdzie stopy zwrotu były skorygowane o ryzyko na podstawie modelu FF3). Jednakże oszacowania tej premii

w modelach M25-M30 są niższe od oszacowań uzyskanych w pozostałych modelach, w szczególności oznaczonych jako M13-M18, w których zmienną objaśnianą była stopa zwrotu skorygowana o ryzyko na podstawie modelu CAPM. Na tej podstawie można zatem stwierdzić, że premia związana z efektem momentum nie eliminuje całości efektów związanych z rozmiarem i wartością spółki.

Tabela 46. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu Carharta uzyskane WMNK z oszacowaniem wariancji jako wagi

Zmienna	M25b	M26b	M27b	M28b	M29b	M30b
Stała	0,014*** (5,398)			0,016*** (6,339)		
$\ln MV$	-0,001*** (4,887)	-0,019*** (17,67)	-0,021*** (17,80)	-0,001*** (5,318)	-0,019*** (17,96)	-0,021*** (18,03)
BV/MV	0,0004** (2,018)	0,001*** (2,880)	0,001*** (2,812)	0,0002* (1,733)	0,001*** (2,820)	0,001*** (3,157)
DY	0,029*** (2,883)	0,008 (0,695)	0,003 (0,304)	0,027*** (2,701)	0,007 (0,616)	0,003 (0,254)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (6,266)	0,006*** (5,255)	0,005*** (3,072)	0,006*** (6,018)	0,005*** (4,688)	0,004*** (2,715)
σ_ε	-0,066*** (5,080)	-0,060*** (3,465)	-0,045** (2,474)	-0,077*** (6,183)	-0,075*** (4,480)	-0,063*** (3,551)
$amFHT_{t-1}$	2,040*** (7,985)	2,838*** (10,57)	2,679*** (10,05)	1,600*** (7,681)	2,135*** (9,791)	2,023*** (9,324)
FHT^U	0,064 (0,987)	0,146** (2,266)	0,163** (2,489)			
ΔFHT				0,215*** (3,939)	0,252*** (4,721)	0,262*** (4,833)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	41140	41140	41140	42343	42343	42343
R ²	0,003	0,018	0,036	0,003	0,018	0,035
F	19,400	2,489	3,269	21,110	2,475	3,221
Kryt. Akaike'a	116742,7	117780,9	117925,7	120157,4	121218,6	121341,7

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Należy jednak zwrócić uwagę na to, że nie wszystkie powyższe obserwacje znajdują potwierdzenie, jeżeli jako miary płynności wykorzystana się miarę ILLIQ^R albo ILLIQ^I. Oszacowania parametrów przy zmiennej płynności w modelach wykorzystujących stopy zwrotu skorygowane o ryzyko na podstawie modelu Carharta (modele M25c-M30h

zaprezentowane w Załączniku D) są wyższe od analogicznych oszacowań w modelach wykorzystujących stopy zwrotu skorygowane o ryzyko na podstawie modelu FF3, podobnie jak to ma miejsce, jeżeli płynność jest mierzona z wykorzystaniem miary FHT. W przeciwieństwie jednak do tego, co zostało napisane w poprzednim akapicie, w modelach M25c-M30c oraz M25f-M30f, wykorzystujących miary ILLIQ^R oraz ILLIQ^I, oszacowane wartości premii z tytułu płynności są wyższe od tych oszacowanych w analogicznych modelach, w których zmienną objaśnianą była stopa zwrotu skorygowana o ryzyko na podstawie modelu CAPM, a także nadwyżkowa stopa zwrotu (w przypadku modeli wykorzystujących miarę ILLIQ^R).

Uzyskanie niejednoznacznych wyników, zależnych od wykorzystanej miary płynności może być kłopotliwe do zinterpretowania. Niemniej jednak, jak wielokrotnie wspomniano, należy pamiętać, że płynność papierów wartościowych jest zjawiskiem wielowymiarowym - w niniejszej pracy zidentyfikowano cztery wymiary płynności (Podrozdział I.2). Wykorzystane miary płynności w zasadzie odnoszą się do różnych wymiarów płynności⁵⁴, co sankcjonuje uzyskanie wyników nieco odmiennych, w zależności od wykorzystanej miary płynności. Rodzi to jednak pytanie, na które trudno znaleźć odpowiedź, mimo wielu prób jej znalezienia: Czy fakt, że miary odzwierciedlające różne wymiary płynności znajdują odzwierciedlenie w stopach zwrotu jest efektem istnienia więcej niż jednej premii związanej z płynnością akcji, czy też każda z wykorzystanych miar w sposób niedoskonały pozwala aproksymować jedną, prawdziwą premię z tytułu płynności akcji?

W dotychczasowych rozważaniach nie była brana pod uwagę bardzo istotna kwestia, pojawiająca się często w badaniach wykorzystujących metody mikroekonometrii, mianowicie kwestia endogeniczności w modelach regresji. Jak wskazuje Gruszczynski (2012, 2018), endogeniczność to sytuacja, w której zmienna objaśniająca jest skorelowana ze składnikiem losowym w modelu. Problem endogeniczności w modelu może powstać, jeżeli:

- 1) pominięto istotne zmienne w zestawie zmiennych objaśniających,
- 2) zmienne zastępcze dla nieobserwowalnych cech mierzą te cechy z błędem,
- 3) występuje wzajemna przyczynowość zmiennej objaśniającej i zmiennej objaśnianej.

Rozważając kwestię endogeniczności wynikającą z pominięcia istotnych zmiennych należy zwrócić uwagę, że w zasadzie niemożliwe jest określenie zestawu wszystkich

⁵⁴ Miara FHT, w założeniu mierząca efektywny koszt transakcji, odnosi się do wymiaru nazwanego ciasnością (*tightness*), z kolei pozostałe miary odnoszą się do ciasności oraz w pewnym zakresie do odporności (*resiliency*) i głębokości (*depth*) rynku.

zmiennych, które wpływają na poziom zmiennej objaśnianej (por.: Osińska, 2008, s. 25). Z drugiej strony, postulat uwzględnienia wszystkich istotnych zmiennych (bądź – w rozumieniu Zielińskiego (1991, za: Osińska, 2008) – wystarczającego wektora przyczyn) stoi niejako w opozycji do postulatu Gruszczyńskiego (2018, s. 30), aby nie włączać do modelu nadmiernej liczby zmiennych objaśniających. Jednakże, w zaprezentowanych modelach M1-M30 problem pominiętej zmiennej został zminimalizowany dzięki zastosowaniu danych panelowych. Wykorzystanie efektów dla jednostek panelu i jednostek czasu pozwala wyeliminować obciążenie estymatorów parametrów modelu wynikające z pominięcia istotnych zmiennych (Gruszczyński, 2012, s. 269).

Istotnym problemem w zaprezentowanych modelach może być błąd pomiaru, wynikający z zastosowania aproksymant poziomu płynności. Jak już zostało wspomniane, poziom płynności jest zmienną nieobserwowalną i z tego powodu należy jej poziom przybliżać za pomocą różnych innych zmiennych. Stosowane miary płynności zazwyczaj nie są w stanie precyzyjnie odzwierciedlić poziomu płynności, co może skutkować powstaniem problemu endogeniczności. Niemniej jednak, w niniejszym badaniu dołożono wszelkich starań, aby zminimalizować błąd pomiaru płynności. W tym celu właśnie przeprowadzone zostało badanie najlepszej miary płynności na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie, którego efekty zostały zaprezentowane w Podrozdziale II.5.

Problem endogeniczności w przedstawionych modelach M1-M30 może również powstać jako efekt wzajemnej przyczynowości zmiennej objaśnianej i objaśniającej. W tym przypadku endogeniczność występuje, jeżeli poziom płynności wpływa na stopy zwrotu, a stopy zwrotu wpływają na poziom płynności. Różne badania empiryczne (opisane w Podrozdziale III.2) wskazują, że poziom płynności wpływa na oczekiwane i uzyskiwane stopy zwrotu. Z drugiej strony, istnieją badania dowodzące istnienia relacji odwrotnej, tj., że osiągnięte stopy zwrotu wpływają na poziom płynności. W tym nurcie należy wymienić chociażby badania Chordii, Rolla i Subrahmanyama (2001, 2003, 2011), Chordii, Shivakumara i Subrahmanyama (2004), a także Sadki (2002) oraz Będowskiej-Sójki (2016, 2017a).

W tym miejscu warto również zastanowić się, czy niniejsze badanie dowodzi relacji przyczynowo-skutkowej występującej między poziomem płynności a oczekiwanymi stopami zwrotu. Gruszczyński (2018, s. 27) stwierdza, że „w modelu regresji co najwyżej pokazuje się współwystępowanie, asocjacje, skorelowanie zmiennej X ze zmienną Y ”, jednakże dalej zaznacza, że „często ich [modeli regresyjnych] wyniki zbliżają się do potwierdzenia przyczynowości, szczególnie jeśli korzysta się z podejścia panelowego” (Gruszczyński, 2018,

s. 28). W niniejszym badaniu zastosowano właśnie podejście panelowe, co zbliża do uprawnionego stwierdzenia relacji przyczynowej zachodzącej między płynnością a stopami zwrotu.

Odpowiedź na pytanie, czy zaprezentowane modele M1-M30 dowodzą istnienia relacji przyczynowej między poziomem płynności a stopami zwrotu, staje się jeszcze trudniejsza do uzyskania, jeżeli zastanowić się nad tym, czym jest owa przyczynowość. Bardzo obszerny i interesujący przegląd koncepcji przyczynowości i jej testowania w naukach ekonomicznych przedstawiła Osińska (2008). Wskazuje ona, że pojęcie przyczynowości nie jest jednoznaczne ani uniwersalne oraz że w ekonomii analiza związków przyczynowych nie jest możliwa w oderwaniu od teorii (Osińska, 2008, s. 62). W naukach ekonomicznych dodatkową trudnością jest fakt, że zależności przyczynowe nie realizują się bezpośrednio, ale z udziałem decydenta, który nie musi działać w sposób racjonalny (Osińska, 2008, s. 26-28). Koncepcja pełnej racjonalności podejmujących decyzje zakłada poszukiwanie optymalnego rozwiązania, podczas gdy z prac Simona (1955) wynika, że decydenci nie poszukują rozwiązania optymalnego, lecz satysfakcjonującego.

Interesującą koncepcją przyczynowości zdaje się być koncepcja przyczynowości Grangera (1969), kładąca nacisk na następstwo czasowe skutku względem przyczyny. W tym kontekście w przedstawionych modelach poziom płynności można uznać za przyczynę poziomu stóp zwrotu, ze względu na fakt, że zmienna odzwierciedlająca płynność była opóźniona względem zmiennej objaśnianej. Jednakże, jak podkreśla Osińska (2008, s. 42), większy nacisk powinien być kładziony na następstwo logiczne, aniżeli czasowe. Ponadto, koncepcja Grangera (1969) dopuszcza symetryczność relacji przyczynowej, tj. zjawisko *P* jest przyczyną i jednocześnie skutkiem zjawiska *S*. Dlatego też Osińska (2008, s. 55-56) wskazuje, że z przyczynowością w sensie Grangera związane jest raczej pojęcie wspólnej dynamiki, a więc skorelowania pewnych zjawisk. Tym samym znowuż należy powrócić do twierdzenia Gruszczyńskiego (2018, s. 27), że modele regresyjne dowodzą wyłącznie istnienia związku typu asocjacyjnego.

Co jest również istotne, zarówno wpływ poziomu płynności na stopy zwrotu z akcji, jak i relacja odwrotna, czyli wpływ osiąganych stóp zwrotu na płynność akcji, mają podwaliny teoretyczne. W obydwu przypadkach są zatem spełnione dwie zasadnicze cechy związku przyczynowo-skutkowego, mianowicie: wynikają one z teorii oraz występuje następstwo logiczne. Zatem, problem endogeniczności w zaprezentowanych modelach, wynikający z występowania wzajemnej przyczynowości, może być obecny. Mógłby on zostać

wyeliminowany na przykład poprzez zastosowanie zmiennej instrumentalnej, jednak najlepszym instrumentem dla płynności byłby rozmiar spółki, który już został uwzględniony w modelu jako zmienna kontrolna.

Podsumowując rozważania dotyczące problemu endogeniczności i, związanego z nim, zagadnienia przyczynowości, w prezentowanym badaniu nieuprawnione zdaje się twierdzenie, że na podstawie przedstawionych modeli dowodzi się relacji przyczynowej. O wiele bardziej uprawnione jest twierdzenie o występowaniu związku korelacyjnego między poziomem płynności a stopami zwrotu. Co równie istotne, występowanie tego typu związku jest wystarczające do zweryfikowania hipotezy *H1*, w której zakłada się istnienie zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu, jednak nie wskazuje się jednoznacznie istnienia związku przyczynowo-skutkowego między tymi zmiennymi.

Na podstawie wyników przeprowadzonego badania oraz powyższych rozważań uprawnione jest stwierdzenie, że hipoteza *H1* została zweryfikowana pozytywnie, tzn. na polskim rynku kapitałowym występuje premia z tytułu płynności akcji. Należy jednak pamiętać, że teza ta nie ma charakteru uniwersalnego i trzeba ją rozpatrywać w kategorii „tu i teraz” (por.: Gruszczyński, 2018, s. 25). Oznacza to, że stwierdzenie występowania premii związanej z płynnością akcji na podstawie przeprowadzonego badania jest prawdziwe wyłącznie dla Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie, niekoniecznie zaś dla innych segmentów rynku kapitałowego w Polsce, np. Alternatywnego Systemu Obrotu NewConnect. Ponadto, wyciągnięte wnioski ograniczają się do okresu, który był objęty niniejszym badaniem, tj. od stycznia 2004 do grudnia 2016 roku. W innym okresie, w tym w bliżej nieokreślonej przyszłości, premia z tytułu płynności akcji może zaniknąć lub stać się bardziej znacząca na GPW w Warszawie.

Na pozytywną weryfikację hipotezy *H1* nie wpływa stosunkowo słabe dopasowanie oszacowanych modeli do danych empirycznych, mierzone współczynnikiem R^2 . Jak podkreśla Gruszczyński (2012, s. 80; 2018, s. 30), ze względu na heterogeniczność jednostek, w modelach ekonometrycznych wykorzystujących mikrodane, wartości R^2 są niskie. Wynika to z rozmiaru próby badawczej i trudności w dopasowaniu hiperpłaszczyzny rozkładu do dużej liczby obserwacji. Niskie wartości R^2 nie przesądzają zatem o słabości oszacowanych modeli i niemożności weryfikacji hipotez na podstawie tych modeli.

Jak słusznie zauważył Gruszczyński (2018, s. 32), w bardzo licznych zbiorach mikrodanych, uzyskanie statystycznej istotności parametrów jest niemal pewne. W oszacowanych modelach parametry stojące przy zmiennej reprezentującej poziom

płynności cechują się jednymi z najwyższych wartości statystyk testowych i, tym samym, jednymi z najniższych wartości *p-value* spośród wszystkich parametrów modelu. Jednakże w takich przypadkach o wiele bardziej istotne jest znaczenie ekonomiczne otrzymanego wyniku. Wartości parametrów stojących przy zamortyzowanym koszcie płynności (mierzonym miarą FHT) wskazują, że inwestorzy oczekują przynajmniej 1,5-krotnej rekompensaty za ponoszone koszty płynności, rozłożone na oczekiwany okres inwestycji. Maksymalna wartość tego parametru wynosi 2,916⁵⁵, co wskazuje, że w niektórych przypadkach inwestorzy oczekują trzykrotnej rekompensaty za ponoszone koszty. Jak już zostało wspomniane, racjonalnie byłoby uznać, że inwestorzy powinni oczekiwać rekompensaty równej ponoszonym kosztom, co wskazuje, że parametr ten powinien oscylować wokół 2 lub być nieznacznie wyższy.

Tabela 47. Przeciętna premia z tytułu płynności wyrażona w punktach procentowych

Miara	Stopy zwrotu	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$	Średnia
FHT	min	0,011% (0,134%)	0,011% (0,130%)	0,009% (0,112%)	0,006% (0,070%)	0,006% (0,069%)	0,009% (0,103%)
	średnie	0,020% (0,241%)	0,018% (0,215%)	0,017% (0,203%)	0,014% (0,171%)	0,014% (0,168%)	0,017% (0,200%)
	max	0,033% (0,399%)	0,028% (0,332%)	0,027% (0,325%)	0,023% (0,277%)	0,022% (0,260%)	0,027% (0,319%)
ILLIQ ^R	min	0,004% (0,046%)	0,003% (0,039%)	0,003% (0,035%)	0,003% (0,038%)	0,004% (0,048%)	0,003% (0,041%)
	średnie	0,006% (0,070%)	0,005% (0,063%)	0,005% (0,061%)	0,005% (0,061%)	0,005% (0,067%)	0,005% (0,065%)
	max	0,008% (0,100%)	0,008% (0,091%)	0,007% (0,090%)	0,008% (0,094%)	0,008% (0,092%)	0,008% (0,093%)
ILLIQ ^I	min	0,004% (0,042%)	0,003% (0,039%)	0,003% (0,033%)	0,002% (0,029%)	0,003% (0,038%)	0,003% (0,036%)
	średnie	0,005% (0,056%)	0,004% (0,052%)	0,004% (0,049%)	0,004% (0,044%)	0,004% (0,050%)	0,004% (0,050%)
	max	0,006% (0,071%)	0,005% (0,064%)	0,005% (0,061%)	0,004% (0,053%)	0,005% (0,058%)	0,005% (0,061%)

Źródło: Opracowanie własne.

W Tabelach 47 – 49 zamieszczono zestawienia mające na celu ukazać znaczenie ekonomiczne premii z tytułu płynności. Wartości w komórkach Tabel 47 i 48 oznaczają odpowiednio przeciętną premię z tytułu płynności wyrażoną w procentach (obliczoną jako

⁵⁵ Dotyczy to wyłącznie parametrów uzyskanych KMNK.

iloczyn parametru przy zamortyzowanej mierze płynności oraz mediany zamortyzowanej miary płynności) oraz wzrost stopy zwrotu wynikający ze zwiększenia zamortyzowanego kosztu płynności z wartości równej pierwszemu kwartylowi do wartości równej kwartylowi trzeciemu. Wartości stóp zwrotu zaprezentowano w ujęciu miesięcznym oraz rocznym (wartości w nawiasach). Dla każdej miary oraz rodzaju stopy zwrotu podano minimalną, średnią i maksymalną wartość wzrostu stopy zwrotu związanej ze zwiększeniem zamortyzowanego kosztu płynności. Dla każdej z miar i stóp zwrotu wartości te są najniższymi, średnimi oraz maksymalnymi spośród wszystkich oszacowanych modeli (dla każdego przypadku było ich 18).

W Tabeli 49 zaprezentowano wartości z Tabel 47 oraz 48 w odniesieniu do przeciętnej stopy zwrotu, odpowiednio surowej stopy zwrotu, nadwyżkowej stopy zwrotu oraz stóp zwrotu skorygowanych o ryzyko na podstawie modeli wyceny (CAPM, Famy-Frencha, Carharta). Zaprezentowano wyłącznie wartości premii (bądź zwiększenia stopy zwrotu wynikającego z obniżenia płynności) obliczonej dla średniej wartości parametru dla danej miary oraz danej stopy zwrotu. Wartości górne odnoszone są do średniej stopy zwrotu, natomiast dolne (w nawiasie) odnoszone są do mediany stopy zwrotu.

Tabela 48. Zwiększenie oczekiwanej stopy zwrotu związane ze zmniejszeniem płynności

Miara	Stopy zwrotu	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$	Średnia
FHT	min	0,038% (0,458%)	0,037% (0,447%)	0,032% (0,383%)	0,020% (0,240%)	0,020% (0,236%)	0,029% (0,353%)
	średnie	0,069% (0,826%)	0,061% (0,736%)	0,058% (0,697%)	0,049% (0,584%)	0,048% (0,576%)	0,057% (0,684%)
	max	0,114% (1,366%)	0,095% (1,136%)	0,093% (1,113%)	0,079% (0,948%)	0,074% (0,892%)	0,091% (1,091%)
ILLIQ ^R	min	0,017% (0,199%)	0,014% (0,168%)	0,013% (0,151%)	0,014% (0,164%)	0,017% (0,209%)	0,015% (0,178%)
	średnie	0,025% (0,305%)	0,023% (0,275%)	0,022% (0,264%)	0,022% (0,267%)	0,024% (0,291%)	0,023% (0,280%)
	max	0,036% (0,435%)	0,033% (0,394%)	0,032% (0,390)	0,034% (0,407%)	0,033% (0,400%)	0,034% (0,405%)
ILLIQ ^I	min	0,020% (0,242%)	0,019% (0,223%)	0,016% (0,192%)	0,014% (0,168%)	0,018% (0,216%)	0,017% (0,208%)
	średnie	0,027% (0,320%)	0,025% (0,299%)	0,023% (0,281%)	0,021% (0,250%)	0,024% (0,289%)	0,024% (0,288%)
	max	0,034% (0,410%)	0,031% (0,367%)	0,029% (0,347%)	0,025% (0,302%)	0,028% (0,333%)	0,029% (0,352%)

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 49. Ekonomiczne znaczenie premii z tytułu płynności

Stopy zwrotu	Przeciętna premia z tytułu płynności			Zwiększenie oczekiwanej stopy zwrotu wskutek obniżenia płynności		
	FHT	ILLIQ ^R	ILLIQ ^I	FHT	ILLIQ ^R	ILLIQ ^I
$r_{it}-r_{ft}$	2,69% (2,54%)	0,78% (0,74%)	0,62% (0,59%)	9,21% (8,70%)	3,40% (3,21%)	3,57% (3,37%)
$r_{it}-r_{Mt}$	2,05% (1,67%)	0,60% (0,49%)	0,50% (0,40%)	7,03% (5,71%)	2,62% (2,13%)	2,85% (2,32%)
$r_{it}-r_{CAPMt}$	2,32% (1,77%)	0,69% (0,53%)	0,56% (0,43%)	7,96% (6,08%)	3,01% (2,30%)	3,21% (2,45%)
$r_{it}-r_{FF3t}$	4,04% (2,49%)	1,46% (0,90%)	1,03% (0,64%)	13,85% (8,54%)	6,32% (3,90%)	5,92% (3,65%)
$r_{it}-r_{Carhartt}$	7,79% (1,86%)	3,11% (0,74%)	2,34% (0,56%)	26,67% (6,36%)	13,49% (3,22%)	13,40% (3,20%)
Średnia	2,89% (2,21%)	0,93% (0,71%)	0,73% (0,55%)	9,89% (7,56%)	4,05% (3,10%)	4,16% (3,18%)

Źródło: Opracowanie własne.

Przeciętna premia z tytułu płynności akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie stanowi średnio od 0,73% do 2,89% przeciętnej stopy zwrotu. Stanowi to obiektywnie niewielki odsetek i nakazuje stwierdzić, że poziom płynności akcji nie wpływa w ekonomicznie istotny sposób na stopy zwrotu na polskim rynku akcji. Jest to wynikiem niewielkiej skali kosztów związanych z płynnością, ponoszonych przez inwestorów w momencie zakupu i sprzedaży akcji, a rozkładanych przez nich (amortyzowanych) na cały horyzont inwestycji.

Najwyższe wartości zwiększenia stopy zwrotu wynikającego ze wzrostu kosztów płynności występują w przypadku wykorzystania miary FHT. W przypadku miar ILLIQ^R oraz ILLIQ^I uzyskuje się podobne wartości. Biorąc pod uwagę przeciętne stopy zwrotu osiągnęte na GPW w Warszawie, wzrost stopy zwrotu towarzyszący zwiększeniu kosztów płynności z pierwszego do trzeciego kwartyła wynosi od 7% do 26,7% średniej oraz od 5,71% do 8,54% mediany stopy zwrotu, biorąc pod uwagę miarę FHT. Rozważając pozostałe dwie miary, analizowany przyrost stopy zwrotu wynosi od 2,62% do 13,5% średniej oraz od 2,13% do 3,9% mediany stóp zwrotu.

Przeciętnie zwiększenie wartości zamortyzowanej miary płynności z pierwszego do trzeciego kwartyła towarzyszy wzrostowi średniej pięciu zastosowanych stóp zwrotu⁵⁶

⁵⁶ Średnia ta liczona była jako średnia surowej stopy zwrotu, nadwyżkowej stopy zwrotu, stopy zwrotu skorygowanej o ryzyko na podstawie modelu CAPM, stopy zwrotu skorygowanej o ryzyko na podstawie modelu FF3 oraz stopy zwrotu skorygowanej o ryzyko na podstawie modelu Carharta.

o 0,057 p.p. (0,684 p.p.) w ujęciu miesięcznym (rocznym) przy zastosowaniu miary FHT oraz 0,023 p.p. (0,285 p.p.) w ujęciu miesięcznym (rocznym), jeżeli wziąć pod uwagę pozostałe dwie miary. Stanowi do odpowiednio 9,9% (7,56%) oraz 4,1% (3,15%) średniej (mediany) tych średnich stóp zwrotu. Można zatem stwierdzić, że przeciętna premia z tytułu płynności akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w okresie od 2004 do 2016 roku nie wpływa znacząco na poziom stóp zwrotu. Trudno jednoznacznie wskazać czy jest to zjawisko pozytywne czy negatywne. Z jednej strony relatywnie niewielkie znaczenie ekonomiczne premii z tytułu płynności, przy relatywnie niskim poziomie płynności całego rynku, może wskazywać, że niski poziom płynności rynku nie stanowił przeszkody w jego rozwoju. Jednakże z drugiej strony sytuacja taka może wskazywać na dwa alternatywne fakty: albo inwestorzy w Polsce nie są świadomi roli płynności w procesie inwestycyjnym na rynku papierów wartościowych, albo są świadomi i celowo sterują długością horyzontu inwestycyjnego, zmniejszając wysokość premii z tytułu płynności akcji.

Na słowo komentarza zasługuje znaczna dysproporcja pomiędzy przeciętnym wzrostem stopy zwrotu związanym ze zwiększeniem kosztów płynności w przypadku zastosowania miary FHT a przypadkiem zastosowania pozostałych dwóch miar. Wartości wzrostu uzyskiwane dla miary FHT są około dwukrotnie wyższe od wartości wynikających z zastosowania miary ILLIQ^R czy ILLIQ^I. Warto w tym miejscu przypomnieć, że miara FHT ma na celu pomiar kosztu związanego z kupnem i natychmiastową sprzedażą akcji (*round-trip transaction costs*). Odnosi się ona zatem do obustronnych kosztów płynności, podczas gdy pozostałe dwie zastosowane miary odnoszą się do jednostronnego kosztu płynności. Uprawnione jest zatem stwierdzenie, że wyznaczone na podstawie wszystkich trzech miar wartości wzrostu stopy zwrotu wynikającego ze zwiększenia zamortyzowanego kosztu płynności z pierwszego do trzeciego kwartyła są zbliżone.

Wyniki badań empirycznych warto odnieść do rezultatów przeprowadzonych symulacji numerycznych, zaprezentowanych w Podrozdziale IV.2. W obu przypadkach wykazano występowanie premii z tytułu płynności akcji. Niemniej jednak w badaniach empirycznych wykazany poziom tej premii jest znacząco niższy niżby wynikało to z przeprowadzonych symulacji. W podstawowej wersji modelu przeprowadzone symulacje wykazały, że, aby uzyskać taki sam poziom oczekiwanej użyteczności majątku końcowego jak w przypadku idealnie płynnych akcji, inwestorzy powinni oczekiwać premii z tytułu płynności wynoszącej 0,320% w skali miesiąca. Stanowi to wzrost oczekiwanej stopy zwrotu o ok. 43%. Badania empiryczne wykazały, że w skali miesiąca premia z tytułu płynności wynosi od 0,004% do

0,033% w zależności od wykorzystanej miary płynności i postaci szacowanego modelu, co stanowi przeciętne zwiększenie oczekiwanej stopy zwrotu o od 0,73% do 2,89%.

Prezentowane różnice mogą być efektem nieadekwatnego skalibrowania modelu na potrzeby symulacji. Podstawowe parametry modelu zostały przyjęte na poziomie przeciętnym dla polskiego rynku w okresie badania empirycznego. Przyjęty horyzont inwestycyjny (24 miesiące) jest również zbliżony do przeciętnego okresu utrzymywania akcji na GPW w Warszawie w okresie 2001-2016 (21,9 miesiąca). Na uzyskane wyniki nie powinna wpływać także przyjęta wartość parametru α_{max} , odzwierciedlającego pośrednio rozmiary transakcji dokonywanych przez inwestora. Aby osiągnąć w zamierzonym okresie pewien udział akcji w portfelu, inwestor powinien dokonywać bowiem transakcji o odpowiednim rozmiarze. W podstawowym wariantcie modelu, wartość pierwszej transakcji wynosi 41 667 zł; wartości następnych są zależne od zmian cen w kolejnych okresach. Przeciętny rozmiar transakcji na GPW w Warszawie w okresie od 2001 do 2016 roku wynosi 21 600 zł, co jest wartością mniejszą od przyjętej w podstawowej wersji modelu. Niemniej jednak, przyjęte alternatywne wartości α_{max} pozwalają na porównanie wartości premii uzyskanych w symulacjach i badaniach empirycznych. Dla α_{max} równego 0,2 wartość pierwszej transakcji wynosi 16 667 zł, natomiast dla α_{max} wynoszącego 0,35 – 29 167 zł. W obu tych przypadkach, premia z tytułu płynności uzyskana w symulacjach jest znacząco wyższa od tej, która wynika z badań empirycznych.

Różnica w uzyskanych wynikach może jednak być rezultatem różnic w zachowaniu inwestorów. W modelu symulacyjnym inwestorzy kupują i sprzedają swoje akcje w kilku okresach, osiągając stopniowo maksymalny udział akcji w portfelu, by następnie stopniowo ten udział zmniejszać do zera. Powoduje to, że w swoim portfelu inwestor posiada akcje zakupione w większej liczbie transakcji, a tym samym rozmiar jego inwestycji w ryzykowne aktywa jest większy niż wartość pojedynczej transakcji. W rzeczywistym świecie, odzwierciedlonym w badaniu empirycznym, niemożliwe jest określenie dokładnego zachowania inwestorów; wynika to w szczególności z niejednorodności tych zachowań, tj. poziomu awersji do ryzyka, horyzontu inwestycji czy strategii inwestycyjnej.

IV.4 Premia z tytułu płynności akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w okresie hossy i w okresie bessy

Poprzedni podrozdział poświęcony był weryfikacji hipotezy *H1*. Wykazano, że na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie występuje premia z tytułu płynności akcji,

niezależnie od wykorzystanej miary płynności oraz definicji stopy zwrotu. Zaobserwowano, że siła zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu zmniejsza się wraz ze wzrostem liczby czynników wykorzystanych do predykcji tych stóp zwrotu, co wskazuje, że premia z tytułu płynności jest częściowo objaśniana przez stopę zwrotu z portfela rynkowego, premię za ryzyko rynkowe, premię za wielkość oraz premię za wartość spółki. Pomimo występowania istotnej statystycznie zależności między płynnością a stopami zwrotu, związek ten ma niewielkie znaczenie ekonomiczne, gdyż premia z tytułu płynności stanowi do 3% osiągniętych stóp zwrotu.

W niniejszej części rozprawy przedstawiono wyniki badań przeprowadzonych w celu weryfikacji hipotezy *H2*. Weryfikacja tej hipotezy wymaga zidentyfikowania okresów hossy oraz bessy na GPW w Warszawie. Istnieją różne możliwe do zastosowania metody identyfikacji stanów rynku, obejmujące zarówno grupę metod semiparametrycznych oraz grupę metod parametrycznych. Metody semiparametryczne skupiają się wyłącznie na średniej stopie zwrotu w danym stanie rynku, podczas gdy metody parametryczne biorą pod uwagę również wariancję stopy zwrotu (Kole i van Dijk, 2017, s. 120). W toku badania zdecydowano o wykorzystaniu modeli przełącznikowych Markova (*Markov switching model*), zaliczanych do grupy metod parametrycznych.

Modele przełącznikowe Markova są klasą modeli, które na podstawie stóp zwrotu pozwalają na oszacowanie parametrów dla różnych stanów rynku. Dla każdej obserwacji (okresu) przypisywane jest ponadto prawdopodobieństwo przynależenia do jednego z *K* stanów rynku oraz prawdopodobieństwo przejścia w inny stan. Do identyfikacji stanów hossy oraz bessy wykorzystano trzy różne typy modeli przełącznikowych, w szczególności modele autoregresyjne stóp zwrotu z portfela rynkowego⁵⁷ ze zmienną wariancją składnika losowego (*state-dependent variance model*) (Maheu i McCurdy, 2000, s. 105):

$$\begin{aligned}
 r_t &= \mu(S_t) + \sum_{i=1}^l \phi_i r_{t-i} + \sigma(S_t) v_t \\
 v_t &\sim NID(0,1) \\
 S_t &= 1, 2
 \end{aligned}
 \tag{170}$$

w których liczbę opóźnień stóp zwrotu (*l*) określono na 1 (oznaczany dalej jako AR(1)) oraz 0 (brak autoregresji – oznaczany dalej jako AR(0)). Ponadto wykorzystano model z warunkową heteroskedastycznością – ARCH (Maheu i McCurdy, 2000, s. 105):

⁵⁷ Stopy zwrotu z portfela rynkowego aproksymowane były, podobnie jak w poprzednim podrozdziale, za pomocą procentowej zmiany wartości indeksu WIG.

$$\begin{aligned}
r_t &= \mu(S_t) + \sum_{i=1}^l \phi_i r_{t-i} + \varepsilon_t \\
\varepsilon_t &= \sqrt{h_t(S_t)} v_t \\
h_t(S_t) &= \omega(S_t) + \sum_{k=1}^K \alpha_k \tilde{\varepsilon}_{t-k} \\
\tilde{\varepsilon}_t &= r_t - E_{t-1}(r_t) \\
v_t &\sim NID(0,1) \\
S_t &= 1, 2
\end{aligned} \tag{171}$$

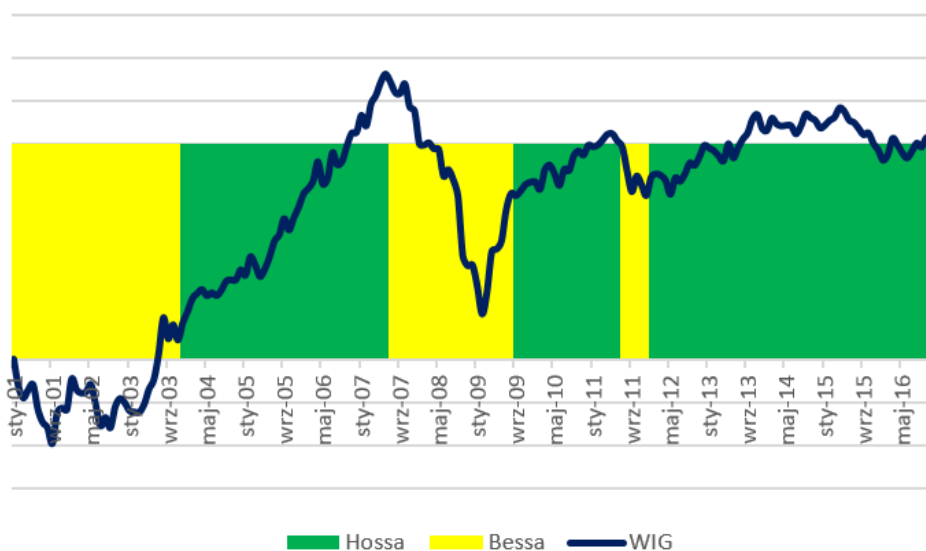
w którym liczbę opóźnień stóp zwrotu (l) określono na 0 (brak autoregresji – oznaczany dalej jako ARCH), natomiast liczbę opóźnień składnika losowego (k) określono na 1 (ARCH(1)). Uzupełniająco wykorzystano również podział przeprowadzony na podstawie miesięcznej stopy zwrotu z portfela rynkowego.

Dzięki oszacowaniu modelu przełącznikowego Markova uzyskuje się oszacowania oczekiwanej stopy zwrotu oraz wariancji stopy zwrotu dla każdego stanu rynku. Na potrzeby niniejszego badania wybrano modele, w których liczba stanów rynku wynosi dwa (hossa oraz bessa), jednak możliwe jest oszacowanie modeli z większą liczbą stanów rynku. Okres hossy charakteryzuje się wyższą oczekiwaną stopą zwrotu i niższą zmiennością stóp zwrotu niż okres bessy. Można zatem stwierdzić, że stan i będzie okresem hossy, jeżeli spełnione będą łącznie dwa warunki: $\mu(S_t = i) > \mu(S_t = j)$ oraz $\sigma(S_t = i) < \sigma(S_t = j)$.

Jak już zostało wspomniane, modele przełącznikowe Markova pozwalają każdemu okresowi (w niniejszym badaniu okres równy jest krokowi miesięcznemu) przypisać prawdopodobieństwo, że przynależy on do jednego z dwóch stanów. Standardowo model przyporządkowuje okres t do stanu i , jeżeli prawdopodobieństwo, że okres t przynależy do stanu i jest większe od 50%. Nic nie stoi jednak na przeszkodzie, aby dla wzmocnienia uzyskanych wyników wprowadzić inny próg przynależności. Dla zbadania odporności wyników ustalono dodatkowo dwa progi na poziomie 75% oraz 95%. W tych przypadkach część okresów nie zostanie przyporządkowana jednoznacznie ani do stanu hossy, ani do stanu bessy.

Do oszacowania modeli przełącznikowych Markova wykorzystano pakiety MSwM oraz MSGARCH dostępne dla środowiska R. Po przyporządkowaniu miesięcznych okresów badania do stanów hossy i bessy, porównano efekty przyporządkowania z wartościami indeksu WIG. Miało to na celu zweryfikowanie sensu ekonomicznego takiego przyporządkowania. Za najbardziej dopasowane pod tym względem wskazane zostały te, które zostały dokonane na podstawie modelu AR(1) z progiem 50%. Okresy hossy i bessy zidentyfikowane na tej

podstawie przedstawione zostały na Wykresie 4. W dalszej części przedstawione zostaną wyniki badań przeprowadzonych na podstawie tego podziału. Pozostałe wyniki posłużą za testy odporności. Wykresy przedstawiające przyporządkowanie do stanów hossy oraz bessy na podstawie pozostałych modeli i progów przynależności zawarto w Załączniku F do niniejszej rozprawy.



Wykres 4. Okresy hossy i bessy zidentyfikowane na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progami 50%
Źródło: Opracowanie własne.

Na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) w okresie od 2001 do 2016 roku zidentyfikowane zostały trzy okresy bessy oraz trzy okresy hossy. Pierwszy okres bessy, przypadający na okres do listopada 2003 roku włącznie, związany jest z kryzysem wywołanym pęknięciem tzw. „bańki internetowej” (*dot-com bubble*) na początku 2000 roku. Następujący okres hossy, trwający od grudnia 2003 roku został przerwany w lipcu 2007 roku, wyprzedzając globalny kryzys finansowy końca lat dwutysięcznych. Okres bessy trwał do sierpnia 2009 roku. Warto w tym miejscu zaznaczyć, że na podstawie modelu przełącznikowego AR(1) zidentyfikowany okres globalnego kryzysu finansowego rozpoczyna się wcześniej i kończy później niż wskazały Olbryś i Majewska (2014). Wskazały one, że okres kryzysu finansowego rozpoczął się w październiku 2007 roku a skończył w lutym 2009 roku. Kolejny zidentyfikowany okres bessy to przypadający od lipca do grudnia 2011 roku tzw. kryzys grecki. Przypisanie niektórych miesięcy do okresu hossy bądź bessy może wydawać się dyskusyjne, np. od lutego do sierpnia 2009 roku. Było to jedną z przyczyn, dla których

zdecydowano się w ramach testów odporności wykorzystać inne progi przynależności do danego stanu rynku. Niemniej jednak, wskazany formalny podział na okresy hossy i bessy zdaje się dobrze odzwierciedlać ekonomiczne okresy dobrej i złej koniunktury na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.

Hipoteza $H2$ zostanie zweryfikowana na podstawie oszacowań modelu w postaci danej równaniem (138). Zestaw zmiennych kontrolnych obejmuje te same zmienne co w modelach szacowanych w celu weryfikacji hipotezy $H1$, a więc:

- logarytm naturalny kapitalizacji ($\ln(MV)$),
- wskaźnik wartości księgowej do wartości rynkowej (BV/MV),
- stopa dywidendy (DY),
- skumulowana stopa zwrotu z ostatnich dwunastu miesięcy ($r_{t-12-t-1}$),
- odchylenie standardowe miesięcznych stóp zwrotu z ostatnich trzydziestu sześciu miesięcy (σ).

Ze względu na dużą ilość modeli, oszacowane zostaną one wyłącznie z wykorzystaniem Klasycznej Metody Najmniejszych Kwadratów z błędami standardowymi odpornymi na heteroskedastyczność i autokorelację (HAC). Podobnie jak w przypadku modeli służących weryfikacji hipotezy $H1$ wykorzystane zostanie podejście Arellano. Pominięte zostaną modele szacowane Ważoną Metodą Najmniejszych Kwadratów w obydwu wariantach wag. Podobnie, prezentowane modele będą wyłącznie modelami panelowymi dwukierunkowymi z efektami stałymi dla poszczególnych akcji oraz dla jednostek czasu.

W Tabeli 50 przedstawiono oszacowania modeli opisanych równaniem (138), w których poziom płynności aproksymowany jest przy wykorzystaniu miary FHT, a płynność nieoczekiwana określana jest na podstawie modelu autoregresyjnego. Oszacowania analogicznych modeli, w których płynność nieoczekiwana określana jest na podstawie przyrostu miary FHT, przedstawione zostały w Tabeli 51. Okresy hossy i bessy zidentyfikowano na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1). Zmienne H oraz B są zmiennymi binarnymi, których wartość wynosi 1, jeżeli miesiąc t został określony jako przynależący odpowiednio do stanu hossy lub bessy i 0 w przeciwnym wypadku.

Pogrubioną czcionką zaznaczono pary oszacowań parametrów istotnie różnych od siebie. Dwa parametry zostały uznane za istotnie różne od siebie, jeżeli ich przedziały ufności dla 5% poziomu istotności są rozłączne. Przedział ufności dla parametru zdefiniowany jest następująco:

$$P\left(|b_j - \beta_j| \leq t_{0,05;n-k-1} \cdot S(b_j)\right) = 95\% \quad (172)$$

gdzie b_j jest oszacowaniem nieznanego parametru β_j , a $S(b_j)$ jest błędem standardowym tego oszacowania; $t_{0,05;n-k-1}$ jest wartością krytyczną rozkładu t-Studenta dla poziomu istotności 0,05 oraz $n-k-1$ stopni swobody. Przedział ufności dla oszacowania parametru ma zatem postać:

$$\left\langle b_j - t_{0,05;n-k-1} \cdot S(b_j); b_j + t_{0,05;n-k-1} \cdot S(b_j) \right\rangle \quad (173)$$

Tabela 50. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progim 50%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,115*** (10,78)	0,054*** (4,947)	0,057*** (5,158)	0,081*** (7,346)	0,097*** (8,154)
<i>lnMV</i>	-0,019*** (11,82)	-0,019*** (11,52)	-0,017*** (10,07)	-0,016*** (9,655)	-0,020*** (11,01)
<i>BV/MV</i>	0,001*** (3,309)	0,001*** (3,461)	0,001*** (3,742)	0,001*** (3,330)	0,0004*** (2,973)
<i>DY</i>	0,000 (0,019)	0,001 (0,077)	0,004 (0,345)	0,004 (0,368)	-0,002 (0,128)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,946)	0,009*** (4,270)	0,005** (2,288)	0,003 (1,453)	0,004* (1,826)
σ	-0,082*** (3,741)	-0,081*** (3,762)			
σ_ε			-0,067*** (2,750)	-0,045* (1,718)	-0,053* (1,844)
<i>amFHT_{t-1}*H</i>	2,648*** (3,816)	2,660*** (3,855)	2,523*** (3,678)	2,392*** (3,723)	2,349*** (3,804)
<i>amFHT_{t-1}*B</i>	2,501** (2,569)	2,653** (2,426)	2,851** (2,463)	2,919** (2,410)	2,690** (2,469)
<i>FHT^U*H</i>	-0,093 (0,860)	-0,081 (0,733)	-0,110 (0,990)	0,037 (0,340)	0,032 (0,291)
<i>FHT^U*B</i>	0,575** (2,412)	0,082** (2,446)	0,542** (2,293)	0,414* (1,371)	0,378 (1,556)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	41110	41117	41146	41142	41140
R ²	0,209	0,076	0,075	0,030	0,033
F	21,107	20,177	15,852	14,590	16,516
Statystyka D-W	1,981	1,986	1,983	1,996	1,973
Kryt. Akaike'a	-55853,02	-55807,00	-54833,85	-52420,07	-50496,28

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 51. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progim 50%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,116*** (10,19)	0,053*** (4,449)	0,058*** (4,888)	0,081*** (6,932)	0,092*** (7,811)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,73)	-0,019*** (10,43)	-0,017*** (9,149)	-0,016*** (8,766)	-0,019*** (10,44)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,711)	0,0004*** (3,864)	0,000 (1,363)	0,0002* (1,729)	0,0003*** (3,493)
<i>DY</i>	0,000 (0,032)	0,001 (0,100)	0,005 (0,391)	0,004 (0,397)	-0,002 (0,146)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,739)	0,009*** (4,572)	0,005*** (2,615)	0,003 (1,536)	0,004 (1,621)
σ	0,084*** (3,521)	-0,100*** (4,568)			
σ_{ε}			-0,087*** (3,633)	-0,064** (2,575)	-0,083*** (2,870)
$amFHT_{t-1} * H$	2,295*** (4,596)	2,443*** (5,386)	2,263*** (4,561)	2,069*** (4,324)	2,152*** (4,727)
$amFHT_{t-1} * B$	0,782 (1,139)	0,994 (1,269)	1,057 (1,465)	1,013 (1,367)	1,028 (1,599)
$\Delta FHT * H$	0,139 (1,489)	0,124 (1,270)	0,089 (0,938)	0,159 (1,634)	0,173* (1,885)
$\Delta FHT * B$	0,539*** (2,659)	0,525** (2,236)	0,551** (2,355)	0,540** (2,281)	0,500** (2,305)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	42297	42315	42354	42347	42343
R ²	0,200	0,073	0,071	0,028	0,032
F	16,260	17,138	12,089	11,486	15,537
Statystyka D-W	1,989	1,995	1,991	1,999	1,975
Kryt. Akaike'a	-55356,70	-55219,42	-54304,09	-51816,85	-50039,12

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Oszacowania parametrów przy zamortyzowanym koszcie płynności w okresie hossy wartościowo odbiegają od oszacowań analogicznych parametrów dla okresu bessy. Zauważalny jest pewien interesujący wzorzec, poniekąd występujący już w modelach szacowanych na potrzeby weryfikacji hipotezy *H1*. Wraz ze wzrostem liczby czynników objaśniających stopy zwrotu (tj. wykorzystanie stóp zwrotu skorygowanych o ryzyko) następuje obniżenie premii z tytułu płynności w okresie hossy (za wyjątkiem modeli, w których

zmienną objaśnianą jest stopa zwrotu skorygowana o ryzyko na podstawie modelu Carharta). Identyfikacyjny wzorzec był dostrzegalny w modelach oznaczonych jako M1 – M30. Co ciekawe, w okresie bessy zaobserwować można trend przeciwny – premia z tytułu płynności wzrasta wraz ze zwiększaniem liczby czynników objaśniających normalne stopy zwrotu. Wzrost ten jest na tyle wyraźny, że dla stóp zwrotu skorygowanych o ryzyko w przypadku, gdy nieoczekiwany poziom płynności będzie aproksymowany z wykorzystaniem modelu autoregresyjnego, premia z tytułu płynności w okresie bessy jest wyższa niż premia z tytułu płynności w okresie hossy. Jeżeli płynność nieoczekiwana jest określana na podstawie zmian wartości miary FHT, premia z tytułu płynności akcji w okresie bessy jest zawsze niższa od premii z tytułu płynności w okresie hossy. Co jest równie istotne, wszelkie różnice w wartościach parametrów stojących przy zamortyzowanym koszcie płynności są nieistotne statystycznie na poziomie istotności 0,05. Należy zatem przyjąć, że z prawdopodobieństwem wynoszącym 95% premia z tytułu płynności z okresie bessy jest równa premii z tytułu płynności w okresie hossy.

W przeciwieństwie do modeli szacowanych na potrzeby weryfikacji hipotezy *H1*, zastosowanie dwóch pozostałych miar płynności nie daje takich samych rezultatów. Oszacowania tych modeli zaprezentowano w Załączniku G do niniejszej rozprawy. Stosując miarę ILLIQ^R można zauważyć, że premia z tytułu płynności, zarówno w okresie hossy, jak i w okresie bessy, maleje wraz ze wzrostem liczby czynników objaśniających normalne stopy zwrotu. Ponadto, w większości modeli oszacowana premia z tytułu płynności w okresie bessy jest wyższa od oszacowanej premii z tytułu płynności w okresie hossy. Wyjątek stanowią modele, w których zmienną objaśnianą jest stopa zwrotu skorygowana o ryzyko na podstawie modelu Fama-Frencha oraz modelu Carharta, gdy płynność nieoczekiwana określana jest na podstawie modelu autoregresyjnego. Ponownie jednak różnice w oszacowaniach parametrów nie są istotne statystycznie na poziomie istotności 0,05.

Jeżeli jako miarę płynności wykorzystać miarę ILLIQ^I, to uzyskane wyniki różnią się zarówno od uzyskanych przy wykorzystaniu miary FHT, jak i uzyskanych z wykorzystaniem miary ILLIQ^R. W każdym z oszacowanych modeli, oszacowana premia z tytułu płynności jest niższa w okresie bessy niż w okresie hossy. Dotyczy to zarówno modeli, w których nieoczekiwany poziom płynności określano na podstawie modelu autoregresyjnego, jak i na podstawie przyrostów wartości miary. Podobnie jak w dwóch poprzednich przypadkach różnice te nie są istotne statystycznie na poziomie istotności 0,05.

Hipotezę *H2* weryfikować można również na podstawie oszacowań parametrów stojących przy nieoczekiwanym poziomie płynności w okresie hossy i w okresie bessy. Te

powinny być niższe dla okresu bessy niż dla okresu hossy, co świadczyłoby o tym, że ceny akcji bardziej negatywnie reagują na spadek płynności w okresie bessy niż w okresie hossy. Wykorzystując jako aproksymantę poziomu płynności miarę FHT, oszacowania przy nieoczekiwanym poziomie płynności są wyższe dla okresu bessy niż dla okresu hossy, zarówno w modelach, w których nieoczekiwany poziom płynności jest określany na podstawie modelu autoregresji, jak i w modelach, w których do tego celu wykorzystywane są przyrosty wartości miary. Co zaskakujące, w okresie bessy spadkowi płynności, odzwierciedlanemu przez wzrost wartości miary, towarzyszy wzrost cen akcji, przekładający się na uzyskiwanie wyższych stóp zwrotu.

Nieco odmienne wyniki uzyskuje się, jeżeli jako miarę płynności wykorzystana jest ILLIQ^R. W znacznej większości modeli oszacowanie parametru przy nieoczekiwanej płynności są niższe dla okresu bessy niż dla okresu hossy. Wskazuje to na fakt, że wzrostowi wartości miary, który odzwierciedla spadek poziomu płynności, w okresie bessy towarzyszy silniejszy spadek cen akcji niż w okresie hossy. Jest to zgodne ze wskazaniem hipotezy H2. Zastosowanie miary ILLIQ^I do pomiaru płynności daje wyniki zbliżone do uzyskanych z wykorzystaniem miary FHT, przy czym oszacowania parametrów stojących przy nieoczekiwanym poziomie płynności zarówno w okresie hossy, jak i w okresie bessy są ujemne, co oznacza, że spadek poziomu płynności jest związany ze spadkiem cen akcji. Należy zaznaczyć, że wszystkie różnice w wartościach parametrów są nieistotne statystycznie na poziomie istotności 0,05. Zatem, pomimo tego, że wartości oszacowań parametrów są w niektórych przypadkach potwierdzają hipotezę H2, nie można jej uznać za prawdziwą ze względu na brak statystycznej istotności różnic.

Jak już zostało wspomniane, dla sprawdzenia odporności uzyskanych wyników, postanowiono zmienić sposób identyfikacji stanów hossy i bessy poprzez zmianę progu przynależności na 75% lub 95%. Powoduje to, że część miesięcy nie będzie jednoznacznie zaliczana ani do stanu hossy, ani do stanu bessy. Powoduje to konieczność uzupełnienia postaci szacowanego modelu o zmienne odpowiadające za poziom płynności i nieoczekiwaną płynność w miesiącach niezakwalifikowanych ani do stanu hossy ani do stanu bessy. Szacowany model ma zatem postać:

$$r_{it}^* = \tilde{a} + \tilde{b}_1 Liq_{it-1} + \tilde{b}_1^H Liq_{it-1} \times H_t + \tilde{b}_1^B Liq_{it-1} \times B_t + b_3 Liq_{it}^U + b_3^H Liq_{it}^U \times H_t + b_3^B Liq_{it}^U \times B_t + \beta' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (174)$$

W takim przypadku oszacowania parametrów \hat{b}_1 oraz \hat{b}_3 odzwierciedlać będą wpływ zamortyzowanych kosztów płynności oraz nieoczekiwany poziom płynności na stopy zwrotu

w okresach niezakwalifikowanych ani do stanu hossy ani do stanu bessy. Z kolei oszacowania parametrów \hat{b}_1^H , \hat{b}_1^B , \hat{b}_3^H oraz \hat{b}_3^B będą wskazywały o ile silniejszy bądź słabszy jest ten związek w okresach hossy i bessy. Aby ustalić zatem wartość premii z tytułu płynności w okresie hossy i w okresie bessy należy zsumować oszacowane współczynniki – \hat{b}_1 oraz \hat{b}_1^H , aby uzyskać oszacowanie premii z tytułu płynności dla okresu hossy, a \hat{b}_1 oraz \hat{b}_1^B , aby uzyskać oszacowanie premii z tytułu płynności dla okresu bessy. Oszacowania modelu danego wzorem (174) dla progu przynależności wynoszącego 75% przedstawiono w Tabelach 52 i 53, a dla progu przynależności 95% - w Tabelach 54 oraz 55.

Zmiana kryterium identyfikowania okresów hossy i bessy na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w zasadzie nie wpływa na wnioski. W dalszym ciągu oszacowania premii z tytułu płynności są wyższe dla okresu hossy niż dla okresu bessy, jednak różnice te nie są istotne statystycznie. W niektórych modelach, w których okresy hossy i bessy określone były na podstawie progu 75% oraz 95% różnice w oszacowaniach parametrów stojących przy nieoczekiwanym poziomie płynności dla okresu hossy są istotnie niższe niż dla okresu bessy. Można zatem stwierdzić, że zaostrenie kryterium zaliczania danego miesiąca do stanu hossy lub bessy potwierdza wnioski wcześniej sformułowane.

Wykorzystanie pozostałych dwóch miar płynności, tj. ILLIQ^R oraz ILLIQ^I, w przypadku określenia hossy i bessy na podstawie progu przynależności wynoszącego 75% oraz 95% również nie zmienia wniosków z wcześniejszych analiz. Jeżeli jako miarę płynności przyjąć ILLIQ^R, to oszacowana premia z tytułu płynności jest wyższa, a nieoczekiwany poziom płynności ma bardziej negatywny wpływ na stopy zwrotu w okresach bessy. Co istotne, w trzech modelach, w których zmienną objaśnianą były surowe stopy zwrotu, różnice w oszacowanej premii z tytułu płynności akcji są statystycznie istotne, tj. ich 95% przedziały ufności nie zachodzą na siebie. Z kolei, jeżeli jako miarę płynności wykorzystać ILLIQ^I, to oszacowana premia z tytułu płynności jest niższa dla okresów bessy niż dla okresów hossy. Różnice te nie są jednak istotne statystycznie na poziomie istotności 0,05.

Tabela 52. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progmem 75%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,115*** (10,80)	0,054*** (4,961)	0,057*** (5,152)	0,081*** (7,334)	0,096*** (8,149)
<i>lnMV</i>	-0,019*** (11,85)	-0,019*** (11,56)	-0,017*** (10,10)	-0,016*** (9,677)	-0,020*** (11,03)
<i>BV/MV</i>	0,001*** (3,317)	0,001*** (3,459)	0,001*** (3,741)	0,001*** (3,346)	0,0005*** (2,990)
<i>DY</i>	-0,000 (0,003)	0,001 (0,054)	0,004 (0,318)	0,004 (0,337)	-0,002 (0,155)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,898)	0,008*** (4,209)	0,005** (2,271)	0,003 (1,459)	0,004* (1,846)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,081*** (3,703)	-0,080*** (3,741)	-0,069*** (2,740)	-0,045* (1,714)	-0,053* (1,849)
$amFHT_{t-1}$	3,114* (1,730)	3,100* (1,714)	2,407 (1,350)	1,747 (1,091)	1,604 (1,061)
$amFHT_{t-1}^*H$	-0,476 (0,260)	-0,493 (0,272)	0,154 (0,086)	0,798 (0,493)	0,927 (0,604)
$amFHT_{t-1}^*B$	-1,581 (0,790)	-0,749 (0,358)	0,351 (0,175)	1,028 (0,539)	0,781 (0,448)
FHT^U	0,189 (0,583)	0,179 (0,521)	0,053 (0,164)	0,096 (0,291)	0,042 (0,128)
FHT^U^*H	-0,329 (0,942)	-0,309 (0,843)	-0,207 (0,593)	-0,105 (0,301)	-0,054 (0,153)
FHT^U^*B	0,755* (1,699)	0,770* (1,694)	0,905** (2,049)	0,763* (1,693)	0,801* (1,825)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1}^*H$	2,638*** (3,796)	2,607*** (3,785)	2,561*** (3,776)	2,545*** (4,008)	2,532*** (4,147)
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1}^*B$	1,533* (1,906)	2,351** (2,039)	2,757*** (2,617)	2,775** (2,519)	2,385** (2,560)
$FHT^U + FHT^U^*H$	-0,140 (1,230)	-0,131 (1,113)	-0,154 (1,319)	-0,009 (0,080)	-0,012 (0,101)
$FHT^U + FHT^U^*B$	0,944*** (3,537)	0,949*** (3,539)	0,958*** (3,384)	0,859*** (2,900)	0,844*** (2,896)
N	41110	41117	41146	41142	41140
R ²	0,210	0,076	0,076	0,030	0,033
F	17,995	17,514	14,027	12,535	13,898
Statystyka D-W	1,981	1,986	1,983	1,997	1,973
Kryt. Akaike'a	-55866,61	-55818,57	-54845,26	-52430,02	-50506,51

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 53. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progmem 75%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,116*** (10,21)	0,053*** (4,466)	0,058*** (4,893)	0,080*** (6,936)	0,092*** (7,810)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,76)	-0,019*** (10,47)	-0,017*** (9,176)	-0,016*** (8,786)	-0,019*** (10,45)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,700)	0,0004*** (3,826)	0,000 (1,360)	0,0002* (1,727)	0,0003*** (3,467)
<i>DY</i>	0,000 (0,036)	0,001 (0,106)	0,005 (0,391)	0,004 (0,390)	-0,002 (0,151)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,695)	0,009*** (4,521)	0,005*** (2,612)	0,003 (1,559)	0,004* (1,654)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,084*** (3,533)	-0,100*** (4,584)	-0,087*** (3,645)	-0,064*** (2,590)	-0,083*** (2,884)
$amFHT_{t-1}$	3,009* (1,871)	3,243* (1,936)	2,454 (1,491)	1,759 (1,185)	1,806 (1,260)
$amFHT_{t-1}*H$	-0,735 (0,450)	-0,857 (0,513)	-0,189 (0,115)	0,389 (0,254)	0,444 (0,299)
$amFHT_{t-1}*B$	-2,617 (1,545)	-2,495 (1,389)	-1,579 (0,903)	-0,947 (0,591)	-1,040 (0,685)
ΔFHT	0,676** (2,412)	0,721** (2,512)	0,450* (1,748)	0,381 (1,444)	0,398 (1,550)
$\Delta FHT*H$	-0,593** (2,029)	-0,661** (2,169)	-0,409 (1,490)	-0,260 (0,956)	-0,265 (0,992)
$\Delta FHT*B$	0,072 (0,198)	0,028 (0,074)	0,386 (1,021)	0,425 (1,145)	0,376 (1,065)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1}*H$	2,274*** (4,585)	2,387*** (5,380)	2,264*** (4,635)	2,148*** (4,466)	2,250*** (4,945)
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1}*B$	0,392 (0,779)	0,748 (1,046)	0,875 (1,350)	0,812 (1,243)	0,766 (1,469)
$\Delta FHT + \Delta FHT*H$	0,083 (0,858)	0,060 (0,595)	0,041 (0,411)	0,121 (1,223)	0,133 (1,413)
$\Delta FHT + \Delta FHT*B$	0,749*** (3,367)	0,750*** (2,777)	0,836*** (3,009)	0,806*** (2,917)	0,774*** (3,024)
N	42297	42315	42354	42347	42343
R ²	0,200	0,073	0,072	0,029	0,032
F	15,007	14,961	10,762	10,033	13,296
Statystyka D-W	1,989	1,995	1,991	2,000	1,975
Kryt. Akaike'a	-55378,67	-55240,23	-54317,00	-51826,07	-50049,39

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 54. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progiem 95%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,115*** (10,78)	0,054*** (4,962)	0,057*** (5,164)	0,081*** (7,345)	0,097*** (8,151)
<i>lnMV</i>	-0,019*** (11,94)	-0,020*** (11,66)	-0,017*** (10,18)	-0,016*** (9,702)	-0,020*** (11,03)
<i>BV/MV</i>	0,001*** (3,323)	0,001*** (3,463)	0,001*** (3,782)	0,001*** (3,332)	0,0005*** (2,940)
<i>DY</i>	0,000 (0,008)	0,001 (0,066)	0,004 (0,337)	0,004 (0,358)	-0,002 (0,142)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,724)	0,008*** (4,034)	0,005** (2,114)	0,003 (1,380)	0,004* (1,789)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,082*** (3,756)	-0,081*** (3,774)	-0,069*** (2,773)	-0,045* (1,727)	-0,053* (1,861)
$amFHT_{t-1}$	3,675*** (3,858)	3,729*** (3,919)	3,360*** (3,402)	2,622*** (2,802)	2,264*** (2,598)
$amFHT_{t-1} * H$	-1,648 (1,578)	-1,775* (1,747)	-1,433 (1,366)	-0,440 (0,455)	0,083 (0,085)
$amFHT_{t-1} * B$	-1,627 (1,080)	-0,872 (0,536)	0,057 (0,035)	0,896 (0,556)	0,807 (0,558)
FHT^U	-0,050 (0,283)	-0,017 (0,090)	-0,097 (0,527)	0,080 (0,442)	0,046 (0,253)
$FHT^U * H$	-0,063 (0,296)	-0,100 (0,453)	-0,032 (0,147)	-0,096 (0,453)	-0,055 (0,250)
$FHT^U * B$	1,159*** (2,700)	1,124** (2,570)	1,221*** (2,714)	0,887** (1,980)	0,878** (1,982)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1} * H$	2,027* (2,759)	1,954*** (2,691)	1,928*** (2,681)	2,181*** (3,259)	2,348*** (3,335)
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1} * B$	2,049* (1,738)	2,857** (2,156)	3,417*** (2,682)	3,518*** (2,713)	3,071*** (2,675)
$FHT^U + FHT^U * H$	-0,113 (0,898)	-0,116 (0,896)	-0,128 (1,008)	-0,015 (0,125)	-0,009 (0,067)
$FHT^U + FHT^U * B$	1,109*** (3,051)	1,108*** (3,006)	1,125*** (2,913)	0,968** (2,473)	0,925** (2,398)
N	41110	41117	41146	41142	41140
R ²	0,210	0,077	0,076	0,030	0,033
F	18,343	18,301	14,271	12,846	14,061
Statystyka D-W	1,980	1,986	1,983	1,996	1,973
Kryt. Akaike'a	-55879,86	-55837,57	-54860,38	-52431,27	-50503,47

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 55. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progiem 95%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,116*** (10,16)	0,053*** (4,469)	0,058*** (4,882)	0,081*** (6,933)	0,092*** (7,818)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,76)	-0,019*** (10,52)	-0,017*** (9,213)	-0,016*** (8,801)	-0,019*** (10,47)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,709)	0,0004*** (3,846)	0,000 (1,373)	0,0002* (1,727)	0,0003*** (3,459)
<i>DY</i>	0,000 (0,033)	0,001 (0,096)	0,005 (0,398)	0,004 (0,400)	-0,002 (0,144)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,568)	0,009*** (4,376)	0,005** (2,449)	0,003 (1,485)	0,004 (1,605)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,083*** (3,500)	-0,099*** (4,520)	-0,085*** (3,857)	-0,064** (2,570)	-0,083*** (2,879)
$amFHT_{t-1}$	3,100*** (4,231)	3,289*** (5,426)	3,132*** (4,359)	2,325*** (3,287)	2,225*** (3,264)
$amFHT_{t-1}*H$	-1,291 (1,526)	-1,514** (2,025)	-1,468* (1,785)	-0,439 (0,554)	-0,089 (0,111)
$amFHT_{t-1}*B$	-2,723*** (2,855)	-2,550** (2,564)	-2,236** (2,116)	-1,466 (1,379)	-1,464 (1,551)
ΔFHT	0,205 (1,496)	0,237* (1,688)	0,132 (0,945)	0,185 (1,329)	0,194 (1,398)
$\Delta FHT*H$	-0,103 (0,603)	-0,175 (0,986)	-0,079 (0,447)	-0,057 (0,333)	-0,053 (0,305)
$\Delta FHT*B$	0,797** (2,422)	0,762** (2,289)	0,997*** (2,863)	0,872** (2,485)	0,820** (2,350)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1}*H$	1,809*** (3,126)	1,775*** (3,035)	1,665*** (2,890)	1,886*** (3,493)	2,136*** (3,973)
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1}*B$	0,388 (0,701)	0,739 (0,968)	0,897 (1,266)	0,859 (1,205)	0,761 (1,399)
$\Delta FHT + \Delta FHT*H$	0,102 (0,907)	0,062 (0,531)	0,053 (0,462)	0,128 (1,123)	0,141 (1,289)
$\Delta FHT + \Delta FHT*B$	1,003*** (3,520)	0,999*** (3,153)	1,129*** (3,416)	1,057*** (3,196)	1,014*** (3,206)
N	42297	42315	42354	42347	42343
R ²	0,200	0,074	0,072	0,029	0,032
F	16,119	16,282	11,790	10,802	14,155
Statystyka D-W	1,989	1,995	1,991	1,999	1,975
Kryt. Akaike'a	-55387,48	-55255,36	-54337,80	-51828,32	-50050,19

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

W ramach testów odporności, dokonano oszacowań modeli danych równaniami (138) oraz (174) z okresami hossy i bessy określonymi na podstawie modeli przełącznikowych Markova AR(0) oraz ARCH, a także miesięcznej zmiany wartości indeksu WIG. W przypadku wyróżniania stanów rynku na podstawie modeli przełącznikowych AR(0) i ARCH zastosowano, podobnie jak w przypadku modelu AR(1), trzy progi przynależności, tj. 50%, 75% oraz 95%. Wyniki oszacowań zaprezentowane zostały w Załączniku G do niniejszej rozprawy. Zastosowanie innych podziałów na okresy hossy oraz bessy na GPW w Warszawie daje rezultaty zbliżone do uzyskanych przy podziale z wykorzystaniem modelu przełącznikowego Markova AR(1). W dalszym ciągu statystyczna istotność różnic w oszacowaniach parametrów występuje sporadycznie, dlatego wszystkie dalsze analizy będą prowadzone z wykorzystaniem tych oszacowań, mając jednak na względzie, że większość różnic w oszacowanych parametrach jest nieistotna statystycznie.

W Tabeli 56 zaprezentowano odsetek modeli, w których oszacowania parametrów przy zamortyzowanym koszcie płynności są zgodne ze wskazaniem hipotezy $H2$ w zależności od wykorzystanej miary płynności oraz sposobu rozróżnienia między stanem hossy i stanem bessy. Pominięto przy tym statystyczną istotność różnic w uzyskanych oszacowaniach parametrów. Dla każdego z tych przypadków oszacowanych zostało po dziesięć modeli, tj. dla pięciu różnych definicji stóp zwrotu oraz dla dwóch sposobów określania nieoczekiwanego poziomu płynności. Jak można zauważyć, najwięcej zgodnych z oczekiwaniami rezultatów uzyskuje się, jeżeli płynność mierzona jest z wykorzystaniem miary ILLIQ^R. Poza miesięczną zmianą wartości indeksu WIG, w 100% modeli oszacowania parametrów przy zamortyzowanej wartości tej miary są zgodne z oczekiwaniami. Na przeciwległym biegunie, co może dziwić przez wzgląd na podobieństwo tych miar, znajduje się miara ILLIQ^I, dla której w znakomitej większości przypadków oszacowania są przeciwne do oczekiwań. W zasadzie, zastosowanie każdej z trzech miar wykorzystywanych w ramach badania ujawnia inny wzorzec zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu w okresach hossy i bessy.

Tabela 56. Odsetek modeli z oszacowaniami parametrów przy zamortyzowanym koszcie płynności zgodnymi z hipotezą $H2$

Model	AR(0)			AR(1)			ARCH			Δ WIG	
	Próg	50%	75%	95%	50%	75%	95%	50%	75%		95%
FHT		0%	20%	40%	30%	20%	50%	40%	30%	50%	20%
ILLIQ ^R		100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	50%
ILLIQ ^I		0%	20%	0%	0%	0%	0%	60%	40%	0%	0%

Źródło: Opracowanie własne.

Jak już zostało wspomniane, hipotezę $H2$ można weryfikować również poprzez analizę oszacowań parametrów stojących przy nieoczekiwanym poziomie płynności. Zgodnie z przyjętą hipotezą oszacowanie przy zmiennej odzwierciedlającej nieoczekiwany poziom płynności powinno być niższe dla okresu bessy niż dla okresu hossy. Wskazywałoby to, że w okresie spadków na rynku obniżenie poziomu płynności (odzwierciedlane we wzroście wartości miary płynności) powoduje bardziej negatywną reakcję cen akcji, widoczną w obniżeniu stóp zwrotu z tych akcji. W Tabeli 57 zaprezentowany został odsetek modeli, w których oszacowania parametrów przy nieoczekiwanym poziomie płynności są zgodne ze wskazaniami hipotezy $H2$, w zależności od wykorzystanej miary płynności oraz sposobu rozróżnienia między stanem hossy i bessy, z pominięciem statystycznej istotności różnic w uzyskanych oszacowaniach parametrów.

Tabela 57. Odsetek modeli z oszacowaniami parametrów przy nieoczekiwanym poziomie płynności zgodnymi z hipotezą $H2$

Model	AR(0)			AR(1)			ARCH			ΔWIG
	50%	75%	95%	50%	75%	95%	50%	75%	95%	
FHT	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	90%
ILLIQ ^R	80%	90%	80%	70%	70%	80%	50%	90%	80%	50%
ILLIQ ^I	10%	100%	0%	10%	80%	0%	100%	90%	50%	0%

Źródło: Opracowanie własne.

Podobnie jak w przypadku oszacowań premii z tytułu płynności, również oszacowania parametrów stojących przy zmiennej odzwierciedlającej nieoczekiwany poziom płynności prezentują różne wzorce w zależności od wykorzystanej miary płynności. Oszacowania tych parametrów w żadnym z modeli wykorzystujących miarę FHT do pomiaru płynności nie są zgodne ze wskazaniami hipotezy $H2$, za wyjątkiem modeli, w których stany hossy i bessy identyfikowane były na podstawie miesięcznej zmiany wartości indeksu WIG. Rozważany odsetek modeli, w przypadku wykorzystania miary ILLIQ^R, jest w miarę stabilny – oszacowania parametrów przy nieoczekiwanym poziomie płynności są zgodne z hipotezą $H2$ w od 50% do 90% tych modeli. W modelach wykorzystujących miarę ILLIQ^I odsetek oszacowań zgodnych z hipotezą $H2$ jest bardzo zmienny i, w zależności od sposobu definiowania stanów hossy i bessy, waha się pomiędzy 0% a 100%.

Jeszcze inaczej przedstawia się sytuacja, jeżeli obydwa warunki potrzebne do potwierdzenia hipotezy $H2$ rozpatrzy się łącznie, tj. przeanalizuje odsetek modeli, w których

$\hat{b}_1^B > \hat{b}_1^H$ oraz $b_3^B < b_3^H$. Odsetek modeli spełniających wspomniany warunek został

zaprezentowany w Tabeli 58. Ponownie pominięta została statystyczna istotność różnic w wartościach oszacowań parametrów. Analizując odsetek modeli, w których oszacowania obydwu parametrów stojących przy zmiennych związanych z poziomem płynności są zgodne ze wskazaniami hipotezy $H2$ znajduje się jeszcze mniej poparcia dla wspomnianej hipotezy. Wykorzystując miarę FHT jedynie w modelach, w których stan hossy i bessy był identyfikowany przy wykorzystaniu miesięcznej zmiany wartości indeksu WIG, można doszukać się potwierdzenia hipotezy $H2$ (sytuacja dotyczy 20%, czyli 2 modeli).

Tabela 58. Odsetek modeli z oszacowaniami obydwu parametrów przy zmiennych związanych z płynnością zgodnymi z hipotezą $H2$

Model	AR(0)			AR(1)			ARCH			ΔWIG	
	Próg	50%	75%	95%	50%	75%	95%	50%	75%		95%
FHT		0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	20%
ILLIQ ^R		80%	90%	80%	50%	70%	80%	50%	90%	80%	50%
ILLIQ ^I		0%	20%	0%	0%	0%	0%	60%	40%	0%	0%

Źródło: Opracowanie własne.

Podobne wnioski można wyciągnąć, jeżeli jako miarę płynności wykorzysta się ILLIQ^I. Odsetek modeli, w których poziom płynności jest aproksymowany z wykorzystaniem tej miary, i w których oszacowania są zgodne z hipotezą $H2$, jest nieco wyższy, ale również niewystarczający do pozytywnej weryfikacji przyjętej hipotezy. Po raz kolejny zupełnie inne wnioski można wysnuć, jeżeli do pomiaru płynności wykorzysta się miarę ILLIQ^R. Wśród modeli wykorzystujących tę miarę, w od 50% do 90% z nich oszacowania obydwu parametrów stojących przy zmiennych związanych z poziomem płynności są zgodne ze wskazaniem hipotezy $H2$. Niemniej jednak, w większości modeli różnice w uzyskanych oszacowaniach są nieistotne statystycznie. Nie pozwala to zatem na pozytywne zweryfikowanie hipotezy $H2$.

W oszacowanych modelach wartość parametru przy zamortyzowanym koszcie płynności nie jest wyrażoną wprost premią z tytułu płynności, lecz wartością premii przypadającą na jednostkę tych kosztów. Co istotne, w okresie bessy poziom płynności jest zazwyczaj niższy niż w okresie hossy⁵⁸, co przekłada się na wyższe koszty związane z płynnością. Warto zatem rozważyć, czy całkowita premia z tytułu płynności jest wyższa w okresie bessy niż w okresie hossy. W Tabeli 59 przedstawiono średnie wartości zamortyzowanych miar płynności w okresach hossy i bessy w zależności od wykorzystanego sposobu identyfikacji stanów rynku.

⁵⁸ Ujemna korelacja między wartością indeksu WIG a miarą FHT dla całego rynku akcji zaprezentowana została w Podrozdziale II.6.

Tabela 59. Średnie wartości zamortyzowanych miar płynności w okresach hossy i bessy (wartości pomnożone przez 10³)

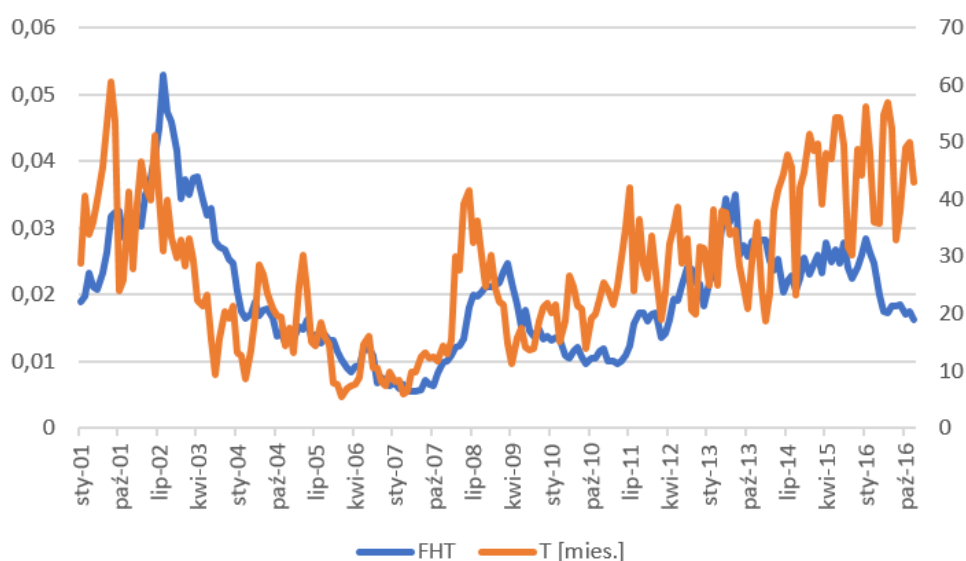
Miara	Hossa/ Bessa	AR(0)			AR(1)			ARCH			ΔWIG
		50%	75%	95%	50%	75%	95%	50%	75%	95%	
FHT	Hossa	0,71	0,66	0,66	0,73	0,70	0,68	0,71	0,66	0,66	0,87
	Bessa	0,79	0,76	0,77	0,77	0,75	0,77	0,81	0,70	0,65	0,60
ILLIQ ^R	Hossa	0,14	0,15	0,18	0,13	0,14	0,17	0,15	0,15	0,17	0,13
	Bessa	0,09	0,07	0,09	0,11	0,08	0,08	0,06	0,05	0,05	0,11
ILLIQ ^I	Hossa	9,97	10,1	11,5	9,32	10,0	11,5	10,7	10,4	11,4	10,4
	Bessa	8,00	7,14	6,39	9,22	8,19	8,49	5,79	4,95	5,75	8,14

Źródło: Opracowanie własne.

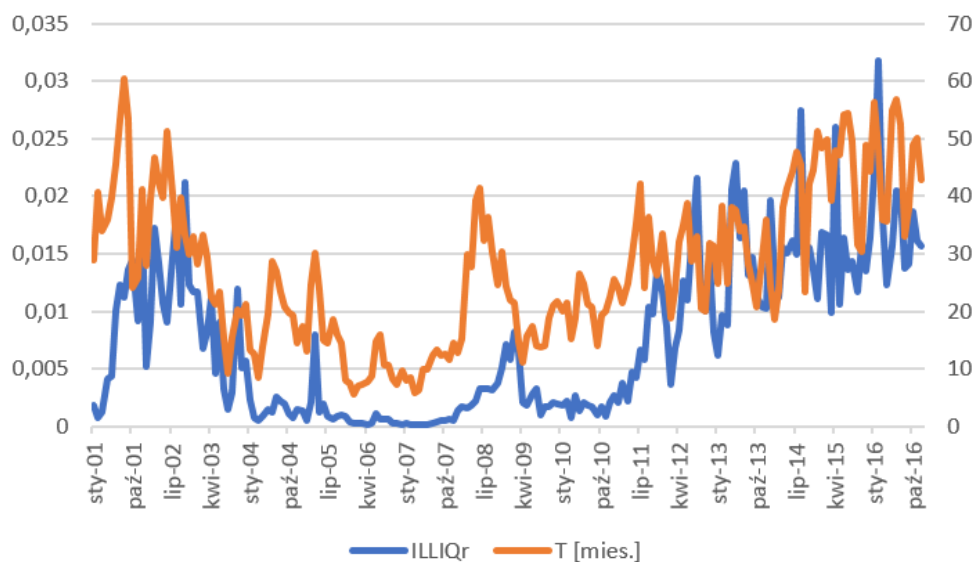
W przypadku miary FHT, zamortyzowane, tj. rozłożone na jeden okres trwania inwestycji, wartości są wyższe dla okresów bessy niż dla okresów hossy, co jest w zasadzie zgodne z oczekiwaniami oraz tym, co zostało zaprezentowane w Podrozdziale II.6 niniejszej rozprawy. Wyjątkiem od tego są wartości zamortyzowanej miary płynności w przypadku, gdy stan hossy i bessy identyfikowany jest za pomocą modelu przełącznikowego ARCH z progami 95% oraz na podstawie miesięcznej zmiany wartości indeksu WIG. W tych dwu przypadkach zamortyzowana wartość miary FHT jest wyższa dla okresów hossy niż dla okresów bessy. Podobna sytuacja występuje, jeżeli jako miarę płynności wykorzystana jest ILLIQ^R lub ILLIQ^I. Uzyskanie właśnie takich wartości zamortyzowanych miar płynności, będących wypadkową miary płynności oraz oczekiwanego horyzontu inwestycji nasuwa dość ciekawy wniosek dotyczący zachowania inwestorów na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Mianowicie, jeżeli bezwzględne wartości miar płynności przybierają w okresie bessy wyższe wartości niż w okresie hossy, a zamortyzowane wartości tych miar są wyższe w stanie hossy niż w stanie bessy, to zaobserwowana różnica wynikać może wyłącznie z oczekiwanego okresu inwestycji i, związanej z tym, częstotliwości dokonywania transakcji. Wynika z tego, że w okresach bessy inwestorzy wydłużają okres, na który dokonują inwestycji, zmniejszając tym samym częstotliwość dokonywania transakcji oraz ponoszenia kosztów związanych z płynnością. Obniżenie częstotliwości transakcji prowadzi z kolei do obniżenia premii z tytułu płynności. Jest to zgodne ze wskazaniem modelu Constantinidesa (1986), w myśl którego napotykać koszty transakcyjne, inwestorzy drastycznie obniżają częstotliwość transakcji, przez co premia z tytułu płynności jest niewielka.

Przypuszczenie o wydłużaniu przez inwestorów oczekiwanego horyzontu inwestycji w okresach niższej płynności akcji w celu zmniejszenia częstotliwości ponoszenia kosztów płynności potwierdza obserwacja Wykresów 5 – 7. Zaprezentowano na nich średnie wartości

miar płynności na GPW w Warszawie w okresie od stycznia 2001 do grudnia 2016 wraz z odpowiadającymi im przeciętnymi wartościami horyzontu inwestycji, aproksymowanego przez odwrotność wskaźnika obrotu. Na wykresach tych dość wyraźnie widać, że długość okresu, na który inwestorzy decydują się zakupić akcje, wydłuża się wraz ze wzrostem kosztów płynności, niezależnie od wykorzystanej miary płynności. Na uwagę zasługują również wysokie współczynniki korelacji miar płynności i przeciętnego horyzontu inwestycji. Wartości współczynników korelacji r -Pearsona, ρ -Spearmana oraz τ -Kendalla pomiędzy tymi zmiennymi zaprezentowane zostały w Tabeli 60. Wszystkie wartości współczynników korelacji są istotne statystycznie na poziomie istotności 0,01. Na tej podstawie można wnioskować, że, w zależności od wykorzystanej miary płynności, zależność między poziomem płynności a horyzontem inwestycji na rynku akcji w Polsce jest umiarkowanie silna lub silna. Na ten wniosek nie wpływa możliwa niestacjonarność szeregów czasowych zarówno miar płynności, jak i przeciętnego okresu inwestycji.

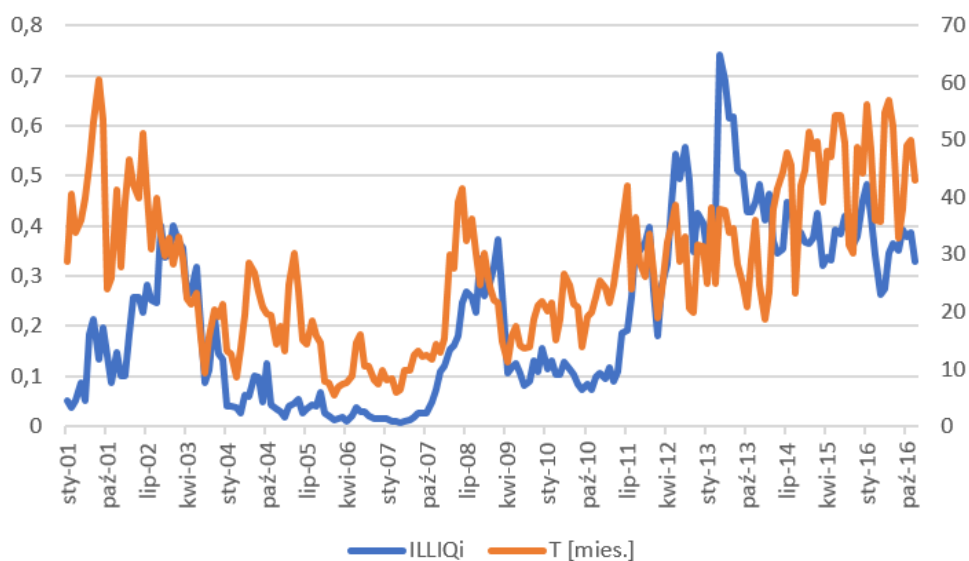


Wykres 5. Płynność GPW w Warszawie mierzona miarą FHT i przeciętny horyzont inwestycji
Źródło: Opracowanie własne.



Wykres 6. Płynność GPW w Warszawie mierzona miarą ILLIQ^R i przeciętny horyzont inwestycji

Źródło: Opracowanie własne.



Wykres 7. Płynność GPW w Warszawie mierzona miarą ILLIQ^I i przeciętny horyzont inwestycji

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 60. Korelacja między płynnością akcji a horyzontem inwestycji

Współczynnik korelacji	Korelacja pomiędzy horyzontem inwestycji a miarami płynności		
	FHT	ILLIQ ^R	ILLIQ ^I
<i>r</i> -Pearsona	0,5265	0,7402	0,6115
ρ -Spearmana	0,6021	0,8052	0,6963
τ -Kendalla	0,4247	0,6159	0,5098

Źródło: Opracowanie własne.

W Tabeli 61 zaprezentowany został odsetek modeli, w których wartości premii z tytułu płynności w okresach hossy i bessy są zgodne ze wskazaniami hipotezy H_2 , czyli w których w okresie bessy premia ta była wyższa niż w okresie hossy. Również w tym przypadku pominięto statystyczną istotność różnic w uzyskanych oszacowaniach parametrów. Premia z tytułu płynności została obliczona jako iloczyn wartości oszacowanego parametru stojącego przy zamortyzowanej mierze płynności w okresie hossy lub bessy oraz średniej wartości zamortyzowanej miary płynności w tym okresie. Podobnie jak poprzednio, uzyskane wyniki są zależne od wykorzystanej miary płynności. Wyniki najbardziej odstające od oczekiwanych uzyskuje się wykorzystując do pomiaru płynności miarę ILLIQ^I. Pomijając istotność statystyczną różnic w uzyskanych oszacowaniach parametrów, tylko na podstawie jednego ze stu oszacowanych modeli można potwierdzić hipotezę H_2 . Na drugim biegunie znowu znajduje się miara ILLIQ^R, ze względu na fakt, że aż 89% modeli wykorzystujących tę miarę pozwala uznać hipotezę H_2 za prawdziwą. Zastosowanie miary FHT pozwala pozytywnie zweryfikować hipotezę H_2 na podstawie 34% modeli. W ogólnym rozrachunku, wartości premii z tytułu płynności w okresie hossy i w okresie bessy potwierdzające hipotezę H_2 uzyskuje się w 41% wszystkich oszacowanych modeli.

Tabela 61. Odsetek modeli z wartościami premii z tytułu płynności zgodnymi z hipotezą H_2

Model	AR(0)			AR(1)			ARCH			ΔWIG
	50%	75%	95%	50%	75%	95%	50%	75%	95%	
FHT	30%	30%	40%	30%	30%	50%	50%	30%	50%	0%
ILLIQ ^R	100%	70%	100%	70%	100%	100%	100%	100%	100%	50%
ILLIQ ^I	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	10%	0%	0%

Źródło: Opracowanie własne.

Podsumowując, przeprowadzone w celu weryfikacji hipotezy H_2 badanie nie pozwoliło na uznanie jej za prawdziwą. W większości przypadków brakuje podstaw do jej przyjęcia, dlatego należy ją odrzucić. Zaprezentowane analizy pozwoliły jednak na wyciągnięcie innych wniosków związanych z płynnością na GPW w Warszawie oraz premią z nią związaną. W szczególności należy wspomnieć o wydłużaniu przez inwestorów horyzontu inwestycji i, tym samym, zmniejszeniu częstotliwości transakcji, w okresach bessy, związanych z obniżeniem poziomu płynności. Różnice w uzyskanych wynikach w zależności od wykorzystanej miary płynności jeszcze mocniej skłaniają do pytań o naturę premii z tytułu płynności, postawione pod koniec poprzedniego podrozdziału. Czy fakt, że miary odzwierciedlające różne wymiary płynności znajdują odzwierciedlenie w stopach zwrotu jest

efektem istnienia więcej niż jednej premii związanej z płynnością akcji, czy też każda z wykorzystanych miar w sposób niedoskonały pozwala aproksymować jedną, prawdziwą premię z tytułu płynności akcji?

Uzyskane wyniki badań empirycznych są zbieżne ze wskazaniem teoretycznych modeli Constantinidesa (1986), Vayanos (1998), Gârleanu (2009) oraz Driessena i Xinga (2016). W modelach tych występowanie kosztów transakcyjnych prowadzi do obniżenia częstotliwości transakcji, co z kolei powoduje, że premia z tytułu płynności jest niewielka. Niemniej jednak z modelu Constantinidesa (1986) wynika, że wzrostowi ryzykowności aktywa towarzyszy wzrost częstotliwości dokonywania transakcji tym aktywem, prowadząc do wzrostu premii z tytułu płynności. Nie znajduje to jednak odzwierciedlenia w obserwacji empirycznej – w okresach bessy, którym towarzyszy wzrost ogólnego poziomu ryzyka, inwestorzy zmniejszają częstotliwość dokonywania transakcji. W tym względzie wyniki badań empirycznych bardziej przystają do wniosków z modelu Vayanos i Vili (1999).

Porównując wyniki badań empirycznych nad premią z tytułu płynności akcji w okresach hossy i bessy z rezultatami symulacji numerycznych zaprezentowanych w Podrozdziale IV.2 można wskazać kilka istotnych kwestii. W badaniach empirycznych podział okresu badawczego na stany hossy i bessy odbywał się z wykorzystaniem modeli przełącznikowych Markova na podstawie kryterium oczekiwanej stopy zwrotu oraz zmienności, mierzonej odchyleniem standardowym składnika losowego w modelu. Te dwa kryteria stanowią dwa podstawowe parametry modelu symulacyjnego, co skłania do porównań. Analizując wyniki symulacji uzyskanych dla różnych wartości oczekiwanej stopy zwrotu i ryzyka (Tabela 17) można wskazać, że w okresie bessy, charakteryzującym się niższymi stopami zwrotu oraz wyższym ryzykiem, powinny występować dwa efekty: zwiększenie premii z tytułu płynności związane ze wzrostem ryzyka oraz obniżenie premii z tytułu płynności na skutek obniżenia oczekiwanej stopy zwrotu.

Do efektów związanych z zależnością między premią z tytułu płynności a oczekiwaną stopą zwrotu oraz ryzykiem należy dodać kolejny, związany z wydłużeniem horyzontu inwestycji. Jak wykazano w Tabeli 20, wydłużenie horyzontu inwestycji powoduje znaczące zmniejszenie premii z tytułu płynności. Ponadto, należy mieć na względzie wzrost premii z tytułu płynności wynikający z obniżenia poziomu płynności (wzrostu kosztów płynności). Jak wykazali Pereira i Zhang (2010, s. 1086), zwiększenie współczynnika wpływu cenowego powoduje wzrost premii z tytułu płynności. Zatem, różne czynniki w okresach hossy i bessy oddziałują na wartość premii z tytułu płynności w przeciwnych kierunkach. Badanie

empiryczne wykazało, że łączny wpływ tych czynników, tj. oczekiwanych stóp zwrotu, ryzyka, horyzontu inwestycji oraz poziomu płynności, powoduje, że różnica w wartości premii z tytułu płynności akcji między okresem hossy i okresem bessy jest nieistotna statystycznie.

Wyniki badań premii z tytułu płynności w okresach hossy i bessy na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie skłaniają do tego, by uznać je za pośrednio wspierające hipotezę niezmienności mikrostruktury rynku (*market microstructure invariance*) zaproponowaną przez Kyle'a i Obizhaevą (2016). W myśl tej hipotezy, rozkład transferu ryzyka oraz koszty transakcyjne są stałe dla każdego aktywa, jeżeli mierzone są w jednostce czasu biznesowego. Jednostka czasu biznesowego z kolei definiowana jest również jako „szybkość rynku” (*market velocity*) – tempo, z jakim nowe transfery ryzyka napływają na rynek. To z kolei związane jest z częstotliwością transakcji i horyzontem inwestycji. Zatem, na podstawie zaobserwowanego wydłużania horyzontu inwestycji w okresach bessy i związanego z tym obniżenia częstotliwości transakcji, wnioskować można, że koszty płynności na jednostkę czasu są stałe. Może to być również jedną z przyczyn, dla których premia z tytułu płynności akcji w okresach bessy nie jest istotnie wyższa od premii z tytułu płynności akcji w okresach hossy.

ZAKOŃCZENIE

Płynność akcji na rynku kapitałowym jest niezmiernie istotnym czynnikiem warunkującym efektywność jego funkcjonowania. Płynność jest ściśle związana z efektywnością transakcyjną rynku, ale także z efektywnością informacyjną oraz alokacyjną. Wiąże się ona również z efektywną wyceną instrumentów finansowych. Ma ona zatem ogromne znaczenie tak dla badaczy, jak i dla inwestorów na rynku kapitałowym, o czym świadczy przede wszystkim duża liczba publikacji w tym zakresie. W światowej literaturze zaczynają pojawiać się artykuły, w których analizuje się również wpływ płynności akcji na funkcjonowanie emitujących je przedsiębiorstw, w szczególności na nadzór korporacyjny, politykę dywidend oraz kształtowanie struktury kapitału. Założenie doskonałej płynności papierów wartościowych leży u podstaw wielu współczesnych teorii nauki o finansach, przede wszystkim teorii portfela, teorii wyceny aktywów kapitałowych, modeli wyceny opcji czy też teorii struktury kapitału. W badaniach dotyczących poziomu płynności analizuje się wpływ braku doskonałej płynności na różne aspekty funkcjonowania rynków finansowych, w szczególności na alokację aktywów w portfelach inwestorów oraz na wycenę i stopy zwrotu z papierów wartościowych.

Tematyka niniejszej rozprawy wpisuje się w ostatni ze wspomnianych obszarów, którym jest wpływ płynności na stopy zwrotu z akcji. W toku prowadzonych obszernych studiów literaturowych zidentyfikowana została luka badawcza w zakresie występowania zależności między płynnością a stopami zwrotu z akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Występowanie ujemnej zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu związane jest z istnieniem premii z tytułu płynności. Głównym celem rozprawy była odpowiedź na pytanie czy na polskim rynku kapitałowym występuje premia z tytułu płynności akcji, a jeżeli tak, to czy premia ta wzrasta w okresach bessy. W toku realizacji celu głównego przyjętych zostało siedem celów cząstkowych, zarówno o charakterze teoretycznym, jak i empirycznym. W ramach przeprowadzonego badania empirycznego przyjęte zostały dwie hipotezy badawcze.

Pierwszy cel cząstkowy rozprawy odnosił się do dokonania systematyki definicji płynności papierów wartościowych. Pomimo wielu lat badań, wciąż brakuje jednej, powszechnie akceptowanej definicji płynności. Mnogość znaczeń i definicji utrudnia również porównywanie badań prowadzonych przez różnych autorów. W toku realizacji pierwszego

celu cząstkowego przeprowadzone zostały rozległe studia literaturowe, w których nacisk kładziony był przede wszystkim na usystematyzowanie stosowanych przez innych badaczy definicji płynności akcji oraz wyróżnianych przez nich wymiarów płynności. Efektem tych rozważań jest wskazanie dwóch definicji – „doskonałej płynności” oraz „poziomu płynności”. Definicje przedstawionych pojęć są stosunkowo elastyczne i możliwe do zastosowania nie tylko w odniesieniu do akcji czy innych papierów wartościowych. W zasadzie definicję płynności przyjętą w niniejszej rozprawie zastosować można do każdego rodzaju aktywów, także tych relatywnie najmniej płynnych, m.in. nieruchomości. Przyjęta w rozprawie definicja tego zjawiska niejako narzuca wyróżnienie czterech wymiarów płynności odnoszących się odpowiednio do: czasu oczekiwania na wykonanie transakcji, możliwego rozmiaru transakcji, kosztu przeprowadzenia transakcji oraz wpływu przeprowadzenia transakcji na przyszłe ceny aktywa. Uwzględnienie tych czterech wymiarów płynności (niezależnie od kwestii ich nazewnictwa) pozwala dokonać bardziej kompleksowej analizy tego zjawiska.

Kwestia definicji i wymiarów płynności papierów wartościowych ma fundamentalne znaczenie dla pomiaru poziomu płynności. W literaturze przedmiotu znaleźć można znaczną liczbę miar płynności stosowanych dla różnych instrumentów finansowych, w szczególności akcji. Dokonanie systematyki tych miar stanowiło drugi cel cząstkowy rozprawy. W pierwszej kolejności dokonana została prezentacja problemów związanych z pomiarem poziomu płynności. Zaprezentowano kilka systematyk miar płynności proponowanych przez innych autorów. Dzięki krytycznej ocenie istniejących klasyfikacji, zaproponowana została autorska systematyka, w ramach której wskazanych zostało łącznie piętnaście grup mierników, podzielonych na sześć rodzajów wyróżnionych na podstawie kryterium typu wykorzystywanych danych oraz aspektu płynności, do którego odnoszą się miary. Na podstawie zaproponowanej systematyki oraz dokonanego przeglądu literatury sklasyfikowanych zostało ponad sto miar płynności. Ilość zidentyfikowanych i przedstawionych miar płynności podkreśla zasadność dokonania ich systematyki. Efekty dokonanej klasyfikacji zaprezentowane zostały w Załączniku A.

Kolejnym celem cząstkowym była ocena przydatności istniejących i stosowanych dotychczas miar płynności akcji w badaniach na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. W toku realizacji tego celu stworzony został autorski zestaw kryteriów oceny każdej z miar. Kryteria te obejmują dwie grupy: możliwość zastosowania danej miary oraz dobroć odzwierciedlania poziomu płynności przez tę miarę. W kwestii możliwości zastosowania należy rozpatrzyć przede wszystkim, czy są spełnione założenia potrzebne do

obliczenia danej miary, jak skomplikowane i czasochłonne są obliczenia, a także czy są dostępne wymagane dane. Zastosowanie niektórych miar płynności wymaga większej ilości danych, które nie zawsze są dostępne, szczególnie w odniesieniu do relatywnie mniej rozwiniętych rynków giełdowych. W ramach kryterium dobroci pomiaru wyróżnione zostało kryterium zbieżności z miarami wysokiej częstotliwości oraz kryterium minimalizacji błędu oszacowania. Każde ze wspomnianych pięciu kryteriów ma inne znaczenie w zależności od celu pomiaru płynności (w szczególności należy wyróżnić pomiar płynności na potrzeby prowadzenia badań naukowych oraz na potrzeby podejmowania decyzji przez inwestorów), dlatego ich wykorzystanie pozwala wskazać najbardziej uniwersalną miarę.

Krytycznej oceny możliwości wykorzystania najczęściej stosowanych w innych badaniach mierników płynności na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie dokonano z uwzględnieniem zasad dokonywania transakcji, w szczególności harmonogramu sesji. W związku z przeprowadzoną oceną możliwości zastosowania, zaproponowanych zostało kilka modyfikacji metodycznych w konstrukcji wybranych miar płynności. Modyfikacje te były następnie testowane, wraz z podstawowymi wersjami tych miar pod kątem dobroci pomiaru płynności na polskiej giełdzie. Empiryczne badanie dobroci pomiaru zostało przeprowadzone z wykorzystaniem dziesiętnastu miar płynności. Efektem tej części pracy, wypracowanym zarówno poprzez krytyczny przegląd literatury jak i analizę korelacji oraz błędów oszacowania, jest ranking przydatności miar płynności na GPW w Warszawie. W myśl tego rankingu, najlepszym narzędziem do pomiaru płynności na polskim rynku akcji jest miara zaproponowana przez Fonga, Holdena i Trzcinkę (2017), a następnie dwie z zaproponowanych modyfikacji miary Amihuda (2002). Ranking stworzony został na podstawie kryteriów obiektywnych (wartości współczynników korelacji oraz błędów oszacowania) oraz subiektywnych (skomplikowanie obliczeń, dostępność danych oraz dopasowanie do organizacji rynku). Kryteriom tym przypisano autorski system wag. By ograniczyć subiektywizm ich określania, większą wagę przypisywano tym kryteriom, które są najbardziej istotne z punktu widzenia realizacji głównego celu niniejszej rozprawy.

Dokonanie systematyki badań dotyczących zależności między płynnością a stopami zwrotu z akcji stanowiło czwarty cel części rozprawy. W pierwszej kolejności zaprezentowane zostały modele teoretyczne, które często prowadzą do przeciwnych wniosków. Niektóre z zaprezentowanych modeli wskazują bowiem, że premia z tytułu płynności powinna być niewielka ze względu na fakt, że w przypadku występowania kosztów płynności inwestorzy zmniejszają częstotliwość dokonywania transakcji. Z kolei w modelach

wskazujących na występowanie znaczącej premii z tytułu płynności, kształt zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu jest zróżnicowany – wykazuje się zależność liniową, wklęsłą lub wypukłą. Różnorodność, a niekiedy sprzeczność, wniosków płynących z modeli jest głównie efektem poczynionych założeń. Przegląd badań empirycznych nad zależnością między poziomem płynności a stopami zwrotu został przeprowadzony z wykorzystaniem zaproponowanego autorskiego podziału tego typu badań. Wyróżnione zostały trzy typy badań nad tą zależnością, różniące się spojrzeniem na płynność akcji oraz sposobem jej ujęcia w modelu ekonometrycznym: 1) badania, w których płynność traktowana jest jak cecha akcji, 2) badania, w których płynność traktowana jest jak czynnik ryzyka oraz 3) badania uwzględniające ryzyko płynności. Najważniejsze informacje dotyczące prezentowanych badań prowadzonych na rynkach innych niż polski, w szczególności zakres przedmiotowo-czasowy badań oraz stwierdzoną zależność między płynnością a stopą zwrotu, zostały przedstawione w formie tabelarycznej. Tego typu informacje zebrano także w odniesieniu do badań prowadzonych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. W głównym tekście rozprawy przedstawiono badania zależności między płynnością a stopami zwrotu, natomiast w Załączniku C zaprezentowano dodatkowo pozostałe badania płynności prowadzone na polskiej giełdzie. Dokonany przegląd badań nad zależnością między poziomem płynności a stopami zwrotu umożliwił nie tylko zrealizowanie czwartego celu częściowego, ale także odpowiednie przygotowanie badania empirycznego.

Wykorzystując miarę Fonga, Holdena i Trzcinki (2017), wskazaną jako najbardziej odpowiednią do pomiaru płynności akcji na GPW w Warszawie, dokonano opisu zmian płynności akcji na polskim rynku giełdowym. Dokonanie charakterystyki zmian płynności akcji na GPW w Warszawie w latach 2001-2016 stanowiło piąty cel częściowy niniejszej rozprawy. Wyniki tej części badań pokrywają się z wnioskami prezentowanymi przez innych autorów w ramach badań prowadzonych we wcześniejszych latach. Zaobserwowano, że średni poziom płynności akcji na polskim rynku jest silnie związany z koniunkturą giełdową, określaną przez wartości Warszawskiego Indeksu Giełdowego. Wraz ze spadkiem wartości indeksu WIG obniżeniu ulega ogólny poziom płynności akcji. Obserwację tę potwierdzają wartości współczynników korelacji między wskazanymi zmiennymi.

Dla realizacji głównego celu rozprawy podstawowe znaczenie miała weryfikacja pierwszej hipotezy badawczej, w myśl której bardziej płynne akcje przynoszą niższe stopy zwrotu niż mniej płynne akcje (co wskazuje na występowanie premii z tytułu płynności akcji). Wyniki przeprowadzonych analiz nie dały podstaw do odrzucenia tej hipotezy na poziomie

istotności wynoszącym 0,01. Wyniki te są odporne na wybór miary płynności, sposób określania nieoczekiwanego poziomu płynności, definicję stopy zwrotu jako zmiennej objaśnianej oraz zastosowanej metody estymacji. W toku drugiego etapu badania empirycznego oszacowanych zostało łącznie 312 modeli ekonometrycznych wykorzystujących dane panelowe obejmujące około 40 tysięcy obserwacji.

Przeprowadzone badanie empiryczne pozwoliło również wskazać, że premia z tytułu płynności jest przynajmniej częściowo uwzględniona w stopie zwrotu z portfela rynkowego, a także w premiach za wielkość i wartość spółki. Wynika to z faktu, że wzięcie pod uwagę wskazanych wyżej czynników objaśniających stopy zwrotu z akcji powoduje, że oszacowania parametrów stojących przy zmiennej reprezentującej koszty płynności są mniejsze niż w przypadku, gdy czynników tych się nie uwzględni. Jednakże, uwzględnienie czynnika momentum przynosi efekt przeciwny. W zależności od wykorzystanej miary płynności oraz definicji stopy zwrotu jako zmiennej objaśnianej przeciętna wysokość premii z tytułu płynności akcji na GPW w Warszawie w badanym okresie waha się pomiędzy 0,05% a 0,20% w skali roku. Stanowi to od 0,73% do 2,89% przeciętnej stopy zwrotu w tym okresie, co świadczy o tym, że premia z tytułu płynności na GPW w Warszawie nie ma dużego znaczenia ekonomicznego.

Niewielkie znaczenie ekonomiczne oszacowanej premii z tytułu płynności akcji na polskim rynku kapitałowym może wydawać się zaskakujące, zważywszy na fakt, że jest to rynek o wiele mniej płynny od rynków amerykańskich, na których premia z tytułu płynności jest bardziej znacząca. Warto jednak zwrócić uwagę na fakt, że niska płynność akcji, przekładająca się również na wydłużenie okresu, na który inwestorzy dokonują zakupu tych akcji, zachęca akcjonariuszy do ustanowienia bardziej efektywnego nadzoru nad spółką (por. Coffee, 1991). To z kolei może skutkować zmniejszeniem kosztów agencji, prowadząc także do zmniejszenia wymaganej przez inwestorów stopy zwrotu z akcji. Równie istotny jest fakt, że na GPW w Warszawie nierównowaga zleceń składanych przez uczestników rynku nie kumuluje się na jednym kreatorze rynku (*market maker*), lecz rozprasza na większą liczbę dostawców płynności (*liquidity suppliers*), co także może mieć wpływ na wysokość premii z tytułu płynności akcji. Niemniej jednak, niewielka wysokość premii z tytułu płynności akcji może być rozpatrywana jako empiryczne potwierdzenie teoretycznych modeli stworzonych przez Constantinidesa (1986), Vayanos (1998), Gârleanu (2009) oraz Driessena i Xinga (2016). Warto zwrócić uwagę na fakt, że w modelach tych przyczyną niewielkiego wpływu poziomu płynności na stopy zwrotu było przede wszystkim zredukowanie przez inwestorów częstotliwości dokonywania transakcji.

Oszacowane w trakcie drugiego etapu badania modele ekonometryczne mogą być obciążone problemem endogeniczności, objawiającym się skorelowaniem zmiennej objaśniającej ze składnikiem losowym. Wykorzystanie danych panelowych pozwoliło jednak przynajmniej częściowo zmniejszyć możliwość pominięcia istotnych zmiennych w zestawie zmiennych objaśniających. Problem błędu pomiaru, również mogący powodować endogeniczność, został zminimalizowany poprzez zastosowanie miar płynności wskazanych jako najlepsze dla polskiego rynku. Nie eliminuje to jednak zupełnie możliwości wystąpienia w modelach endogeniczności wynikającej z błędu pomiaru. Ostatnim z możliwych źródeł endogeniczności jest wzajemna przyczynowość zmiennej objaśnianej i objaśniającej. Niestety w tym przypadku problem ten może występować. Endogeniczność w modelach regresji może rzutować na uzyskane wyniki i konstruowane na ich podstawie wnioski.

Należy również mieć na uwadze, że na podstawie przeprowadzonego badania empirycznego nie można jednoznacznie wypowiadać się co do występowania zależności przyczynowo-skutkowych między płynnością a stopami zwrotu z akcji. Oszacowane modele ekonometryczne pozwoliły wyłącznie stwierdzić istnienie zależności o charakterze asocjacyjnym między tymi zmiennymi, bez wskazywania, która z nich jest przyczyną, a która skutkiem. Jakkolwiek przyjęta do estymacji postać modelu zakłada występowanie następstwa czasowego między płynnością a stopą zwrotu, to następstwo czasowe nie jest wystarczające dla stwierdzenia przyczynowości (por. Osińska, 2008, s. 42). Do stwierdzenia takowej bardziej istotne jest następstwo logiczne, wynikające najczęściej z danej teorii. Pomimo pewnych ograniczeń przeprowadzonego badania, hipotezę *H1* uznano za zweryfikowaną pozytywnie.

Weryfikacja drugiej hipotezy badawczej możliwa była dzięki przeprowadzeniu trzeciego etapu badań empirycznych. Uzyskane oszacowania stosownych parametrów dały podstawy do odrzucenia hipotezy *H2*. W znakomitej większości przypadków (spośród łącznie 300 oszacowanych modeli ekonometrycznych) oszacowanie parametru stojącego przy zmiennej reprezentującej koszty płynności jest wyższe dla okresów hossy niż dla okresów bessy. Ponadto, w większości przypadków, w których oszacowania tych parametrów są zgodne z brzmieniem hipotezy *H2*, tj. w okresie bessy są wyższe niż w okresie hossy, różnice te okazują się nieistotne statystycznie. Uzyskane oszacowanie parametru odzwierciedla wysokość premii z tytułu płynności akcji przypadającej na jednostkę kosztów płynności, nie zaś całkowitą premię z tytułu płynności. Pomimo tego, że w okresach bessy ogólny poziom płynności jest niższy niż w okresie hossy, całkowita premia z tytułu płynności (uzyskana jako iloczyn oszacowania parametru oraz średniej wartości kosztów płynności) jest niższa w okresie bessy

niż w okresie hossy. Uzyskane wyniki są odporne na wybór miary płynności, definicję stopy zwrotu jako zmiennej objaśnianej, sposób określania nieoczekiwanego poziomu płynności, a także zastosowaną metodę identyfikacji stanów hossy i bessy na rynku.

Uzyskane wyniki skłoniły do dokonania analiz dotyczących zachowania inwestorów w odniesieniu do przeciętnego horyzontu inwestycji w okresach hossy i bessy. Wskazują one, że w okresach bessy, w których maleje ogólny poziom płynności, inwestorzy wydłużają horyzont inwestycyjny, redukując częstotliwość dokonywania transakcji i, tym samym, ponoszenia kosztów płynności. Stanowi to wprost poparcie niektórych modeli teoretycznych, w szczególności modelu Constantinidesa (1986). W myśl tego modelu, napotykać koszty transakcyjne, inwestorzy redukują częstotliwość dokonywania transakcji w celu uniknięcia ponoszenia tych kosztów. Wnioski te można również przedstawić w kontekście wzrostu kosztów płynności i, towarzyszącemu mu, spadku częstotliwości transakcji. Niemniej jednak Constantinides (1986) wskazuje, że wzrost poziomu ryzyka mierzonego wariancją stopy zwrotu powoduje wzrost częstotliwości dokonywania transakcji przez inwestorów, prowadząc do wzrostu premii z tytułu płynności. W okresach bessy ogólny poziom ryzyka jest wyższy niż w okresie hossy, zatem należałoby oczekiwać, że premia z tytułu płynności w tych okresach będzie wyższa. Przeprowadzone badanie nasuwa jednak wniosek, że wpływ wzrostu kosztów płynności (i związanego z tym wydłużania horyzontu inwestycji) na premię z tytułu płynności jest silniejszy od wpływu wzrostu ryzyka na wartość tej premii.

Badanie empiryczne prowadzone było z wykorzystaniem trzech różnych miar płynności. Wyniki uzyskane przy wykorzystaniu każdej z tych miar różnią się od siebie nieznacznie, szczególnie w zakresie uzyskanych oszacowań parametrów stojących przy zmiennych reprezentujących poziom płynności w okresach hossy i bessy. Różnice w wynikach pojawiają się również w oszacowaniach stojących przy nieoczekiwanym poziomie płynności, czy też uzyskanych oszacowaniach dla modeli z różnymi definicjami stopy zwrotu jako zmiennej objaśnianej. Wspomniane różnice nasuwają, obecne już w naukowej dyskusji dotyczącej premii z tytułu płynności, pytanie o naturę tej premii. Mianowicie, czy fakt, że miary odzwierciedlające różne wymiary płynności znajdują odzwierciedlenie w stopach zwrotu jest efektem istnienia więcej niż jednej premii związanej z płynnością akcji, czy też każda z wykorzystanych miar w sposób niedoskonały pozwala aproksymować jedną, prawdziwą premię z tytułu płynności akcji?

Podsumowując całokształt uzyskanych w trakcie badania empirycznego wyników należy zauważyć, że, pomimo występowania znaczących kosztów płynności na Giełdzie

Papierów Wartościowych w Warszawie, premia związana z poziomem płynności akcji ma małe znaczenie ekonomiczne, gdyż stanowi zaledwie niewielki odsetek stóp zwrotu. Z drugiej strony, spadek poziomu płynności akcji w okresach bessy nie wiąże się z istotnym statystycznie wzrostem premii z tytułu płynności akcji, a jedynie z wydłużeniem horyzontu inwestycji przez inwestorów. Skoro obniżenie poziomu płynności akcji nie skutkuje znaczącym wzrostem kosztu kapitału własnego (wymaganej przez inwestorów stopy zwrotu), to spółki notowane na GPW w Warszawie nie mają żadnej zachęty do tego, aby poprawić poziom płynności emitowanych przez siebie akcji. W tym przypadku zachęty takie powinny być tworzone przez podmioty sprawujące nadzór nad rynkiem kapitałowym. Inspiruje to również do zadania kolejnego pytania, na które wciąż brakuje jednoznacznej odpowiedzi – jaki poziom płynności jest odpowiedni? Należy zwrócić uwagę, że wśród badaczy zajmujących się finansami, w szczególności mikrostrukturą rynku finansowego oraz stabilnością systemu finansowego, brakuje zgodności w ocenie płynności jako cechy rynków finansowych. Dobry przegląd poglądów na ten temat przedstawiła O'Hara (2004). Przeprowadzone w ramach niniejszej rozprawy badania można traktować jako kolejny głos w tej dyskusji. Jeśli inwestorzy oczekiwaliby zwiększenia poziomu płynności akcji na rynku, ich oczekiwania zostałyby odzwierciedlone w wyższej premii z tytułu płynności. Doprowadziłoby to do wzrostu kosztu kapitału dla przedsiębiorstw notowanych na GPW w Warszawie, co z kolei stanowiłoby asumpt do podjęcia działań mających na celu zwiększenie poziomu płynności swoich akcji.

Niewielki wpływ poziomu płynności na stopy zwrotu z akcji pozwala na wysunięcie pytań o znaczenie płynności akcji dla podejmowania decyzji finansowych przez przedsiębiorstwa. Stanowi to możliwy obszar rozwinięcia badań przeprowadzonych i zaprezentowanych w ramach niniejszej rozprawy. W istniejących badaniach z tego zakresu zaznacza się, że niski poziom płynności, skutkujący wyższym kosztem kapitału własnego, powinien przekładać się na mniejsze wykorzystanie kapitału własnego. To z kolei przejawiać się powinno wyższym poziomem wypłacanych dywidend, dokonywanych wykupów akcji własnych w celu ich umorzenia, zaciąganiem relatywnie większego długu, a także rzadszym dokonywaniem emisji akcji. Wyższy koszt kapitału własnego, będący następstwem niższego poziomu płynności, powinien także zmniejszać poziom inwestycji w przedsiębiorstwach ze względu na ich nieoptycalność (ujemną NPV). Brak ekonomicznego znaczenia premii z tytułu płynności może rzutować również na brak istotnych zależności między poziomem płynności akcji a decyzjami finansowymi podejmowanymi przez przedsiębiorstwo.

W tym kontekście interesujące mogłyby również być badania dotyczące premii z tytułu płynności na rynku obligacji korporacyjnych. Należy zwrócić uwagę, że, w przypadku obligacji mającej (w przeciwieństwie do akcji) określony termin wykupu, ciąg transakcji kupna i sprzedaży jest krótszy niż w przypadku akcji. Ponadto, obligacje korporacyjne są instrumentami o stałym dochodzie i mniej ryzykownymi niż akcje. Może to skutkować tym, że mechanizm i siła zależności między poziomem płynności a wymaganą przez inwestorów stopą dochodu z obligacji są zgoła odmienne od mechanizmu i siły zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu z akcji. Podobnie odmienny może być wpływ poziomu płynności obligacji na decyzje finansowe podejmowane przez przedsiębiorstwa.

Podjęcie badań we wskazanych powyżej obszarach związanych z płynnością akcji (tj. w zakresie występowania premii z tytułu płynności na rynku obligacji, w szczególności korporacyjnych, oraz wpływu płynności papierów wartościowych emitowanych przez przedsiębiorstwo na decyzje finansowe tego przedsiębiorstwa) byłoby interesujące nie tylko dla rynku polskiego. Uwzględnienie w analizach większej ilości rynków giełdowych pozwoliłoby na dokonanie porównania znaczenia płynności dla podejmowania decyzji przez inwestorów giełdowych oraz przez spółki, których akcje znajdują się w publicznym obrocie na tych rynkach. Możliwe byłoby przy tym wskazanie różnych grup rynków o różnym stopniu znaczenia płynności dla ich uczestników. Wyodrębnienie takich grup pozwoliłoby na wskazanie cech rynku determinujących znaczenie płynności dla inwestorów i emitentów. Przeprowadzenie takiego badania w skali międzynarodowej stanowiłoby dość spore wyzwanie, przede wszystkim w kwestii pomiaru płynności. W szczególności należałoby uwzględnić specyfikę dokonywania transakcji na wszystkich analizowanych rynkach, co wpłynęłoby na wybór najbardziej odpowiedniego narzędzia służącego do pomiaru płynności na tych rynkach.

BIBLIOGRAFIA

- Abdi, F. i Ranaldo, A. (2017). A simple estimation of bid-ask spread from daily close, high and low prices. *The Review of Financial Studies*, 30(12), 4437–4480. doi:10.1093/rfs/hhx084
- Acharya, V.V., Amihud, Y. i Bharath, S.T. (2013). Liquidity risk of corporate bond returns: conditional approach. *Journal of Financial Economics*, 110(2), 358-386. doi:10.1016/j.jfineco.2013.08.002
- Acharya, V.V. i Pedersen, L.H. (2005). Asset pricing with liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 77(2), 375-410. doi:10.1016/j.jfineco.2004.06.007
- Aitken, M. i Comerton-Forde, C. (2003). How should liquidity be measured?. *Pacific-Basin Finance Journal*, 11(1), 45-59. doi:10.1016/S0927-538X(02)00093-8
- Aït-Sahalia, Y. i Yu, J. (2009). High frequency market microstructure noise estimates and liquidity measures. *The Annals of Applied Statistics*, 3(1), 422-457. doi:10.1214/08-AOAS200
- Akaike, H. (1973). Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. W: B.N. Petrov i F. Csaki (Eds.), *Proceedings of the 2nd International Symposium on Information Theory* (s. 267-281). Budapest: Akademiai Kiado.
- Akbas, F., Armstrong, W.J. i Petkova, R. (2011). The volatility of liquidity and expected stock returns. doi:10.2139/ssrn.1786991
- Akram, N. (2014). The effect of liquidity on stock returns: An evidence from Pakistan. *IOSR Journal of Business and Management*, 16(2), 66-69. doi:10.9790/487X-16216669
- Ali, S., Liu, B. i Su, J.J. (2017) Corporate governance and stock liquidity dimensions: Panel evidence from pure order-driven Australian market. *International Review of Economics & Finance*, 50(C), 275-304. doi:10.1016/j.iref.2017.03.005
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns. Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31-56. doi:10.1016/S1386-4181(01)00024-6
- Amihud, Y. (2014). *The pricing of the illiquidity factor's systematic risk* (Working paper). doi:10.2139/ssrn.2411856
- Amihud, Y., Hameed, A., Kang, W. i Zhang, H. (2015). The illiquidity premium: International evidence. *Journal of Financial Economics*, 117(2), 350-368. doi:10.1016/j.jfineco.2015.04.005
- Amihud, Y. i Mendelson, H. (1986a). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 17(2), 223-249. doi:10.1016/0304-405X(86)90065-6

- Amihud, Y. i Mendelson, H. (1986b). Liquidity and stock returns. *Financial Analysts Journal*, 42(3), 43-48. doi:10.2469/faj.v42.n3.43
- Amihud, Y. i Mendelson, H. (1989). The effects of beta, bid-ask spread, residual risk, and size on stock returns. *The Journal of Finance*, 44(2), 479-486. doi:10.1111/j.1540-6261.1989.tb05067.x
- Amihud, Y. i Mendelson, H. (1991). Liquidity, asset prices and financial policy. *Financial Analysts Journal*, 47(6), 56-66. doi:10.2469/faj.v47.n6.56
- Amihud, Y. i Mendelson, H. (2008). Liquidity, the value of the firm, and corporate finance. *Journal of Applied Corporate Finance*, 20(2), 32-45. doi:10.1111/j.1745-6622.2008.00179.x
- Amihud, Y., Mendelson, H. i Lauterbach, B. (1997). Market microstructure and securities values: Evidence from the Tel Aviv Stock Exchange. *Journal of Financial Economics*, 45(3), 365-390. doi:10.1016/S0304-405X(97)00021-4
- Amihud, Y., Mendelson, H. i Pedersen, L.H. (2005). Liquidity and asset prices. *Foundations and Trends in Finance*, 1(4), 269-364. doi:10.1561/05000000003
- Amihud, Y., Mendelson, H. i Uno, J. (1999). Number of Shareholders and Stock Prices. Evidence from Japan. *The Journal of Finance*, 54(3), 1169-1184. doi:10.1111/0022-1082.00141
- Andres, C., Cumming, D., Karabiber, T. i Schweizer, D. (2014). Do markets anticipate capital structure decisions? — Feedback effects in equity liquidity. *Journal of Corporate Finance*, 27(C), 133-156. doi:10.1016/j.jcorpfin.2014.02.006
- Anginer, D. (2010). *Liquidity clienteles: Transaction Costs and Investment Decisions of Individual Investors* (World Bank Policy Research Working Paper No. 5318). Pobrane z <https://ssrn.com/abstract=1616476>
- Asparouhova, E., Bessembinder, H. i Kalcheva, I. (2010). Liquidity biases in asset pricing tests. *Journal of Financial Economics*, 96(2), 215-237. doi:10.1016/j.jfineco.2009.12.011
- Atkins, A.B. i Dyl, E.A. (1997). Transactions costs and holding periods for common stocks. *The Journal of Finance*, 52(1), 309-325. doi:10.1111/j.1540-6261.1997.tb03817.x
- Avramov, D., Cheng, S. i Hameed, A. (2016). Time-varying liquidity and momentum profits. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 51(6), 1897-1923. doi:10.1017/S0022109016000764
- Avramov, D. i Chordia, T. (2006). Asset pricing models and financial market anomalies. *The Review of Financial Studies*, 19(3), 1001-1040. doi:10.1093/rfs/hhj025
- Avramov, D., Chordia, T. i Goyal, A. (2006). Liquidity and autocorrelations in individual stock returns. *The Journal of Finance*, 61(5), 2635-2394. doi:10.1111/j.1540-6261.2006.01060.x

- Bagehot, W. (1971). The only game in town. *Financial Analysts Journal*, 27(2), 12-14, 22. doi: 10.2469/faj.v27.n2.12
- Baker, H.K. (1996). *Trading location and liquidity: An analysis of U.S. dealer and agency markets for common stocks*. Cambridge: Blackwell Pubs.
- Baker, M. i Stein, J. (2004). Market liquidity as a sentiment indicator. *Journal of Financial Markets*, 7(3), 271-299. doi:10.1016/j.finmar.2003.11.005
- Balduzzi, P. i Lynch, A.W. (1999). Transaction costs and predictability: Some utility cost calculations. *Journal of Financial Economics*, 52(1), 47-78. doi:10.1016/S0304-405X(99)00004-5
- Banerjee, S., Gatchev, V.A. i Spindt, P.A. (2007). Stock market liquidity and firm dividend policy. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42(2), 369-397. doi:10.1017/S0022109000003318
- Barardehi, Y.H., Bernhardt, D. i Davies, R.J. (2016). *Trade-time based measures of liquidity* (Working Paper). Pobrane z <https://ssrn.com/abstract=2749732>
- Beaupain, R. i Joliet, R. (2011). Corporate drivers of market liquidity on the Warsaw Stock Exchange. *International Economics*, 125, 83-104. doi:10.1016/S2110-7017(13)60026-8
- Beaver, W., Kettler, P. i Scholes, M. (1970). The association between market determined and accounting determined risk measures. *The Accounting Review*, 45(4), 654-682.
- Beber, A., Driessen, J. i Tuijp, P. (2012). *Pricing liquidity risk with heterogeneous investment horizons* (Netspar Discussion Paper No. 11/2011-120). doi:10.2139/ssrn.2065907
- Bekaert, G. i Harvey, C.R. (1997). Emerging equity market volatility. *Journal of Financial Economics*, 43(1), 29-77. doi:10.1016/S0304-405X(96)00889-6
- Bekaert, G., Harvey, C.R. i Lundblad, C. (2007). Liquidity and stock returns: Lessons from emerging markets. *The Review of Financial Studies*, 20(6), 1783-1831. doi:10.1093/rfs/hhm030
- Belkhir, M., Saad, M. i Samet, A. (2018). Stock extreme liquidity and the cost of capital. *Journal of Banking and Finance*, Article in press. doi:10.1016/j.jbankfin.2018.01.005
- Ben-Raphael, A., Kadan, O. i Wohl, A. (2015). The diminishing liquidity premium. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 50(1-2), 197-229. doi:10.1017/S0022109015000071
- Benston, G.J. i Hagerman, R.L. (1974). Determinants of bid-asked spreads in the over-the-counter market. *Journal of Financial Economics*, 1(4), 353-364. doi:10.1016/0304-405X(74)90014-2

- Będowska-Sójka, B. (2016). Liquidity Dynamics Around Jumps: The Evidence from the Warsaw Stock Exchange. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(12), 2740-2755. Doi: 10.1080/1540496X.2016.1216937
- Będowska-Sójka, B. (2017a). How jumps affect liquidity? Evidence from Poland. *Czech Journal of Economics and Finance (Finance a úvěr)*, 67(1), 39-52.
- Będowska-Sójka, B. (2017b). *Liquidity, spreads and volatility across the German and the Polish stock markets* (Working Paper). doi:10.13140/RG.2.2.36394.41925
- Będowska-Sójka, B. (2017c). Porównanie miesięcznych miar płynności akcji spółek notowanych na GPW wyznaczanych na podstawie danych niskiej częstotliwości. *Problemy Zarządzania*, 15(1), 178-192. doi:10.7172/1644-9584.66.11
- Będowska-Sójka, B. (2018). The coherence of liquidity measures. The evidence from the emerging market. *Finance Research Letters*, Article in press. doi:10.1016/j.frl.2018.02.014
- Będowska-Sójka, B. i Kliber, A. (2018). *The causality between liquidity and volatility – the evidence from the Warsaw Stock Exchange* (Working Paper). doi:10.13140/RG.2.2.21698.89283
- Black, F. i Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, 81(3), 637-654. doi:10.1086/260062
- Bleaney, M. i Li, Z. (2015). The performance of bid-ask spread estimators under less than ideal conditions. *Studies in Economics and Finance*, 32(1), 98-127. doi:10.1108/SEF-04-2014-0075
- Bogdan, S., Bareša, S. i Ivanović, S. (2012). Measuring liquidity on stock market: Impact on liquidity ratio. *Tourism and Hospitality Management*, 18(2), 183-193.
- Bouchard, B., Fukusawa, M., Herdegen, M. i Muhle-Karbe, J. (2018). Equilibrium returns with transaction costs. *Finance and Stochastics*, 1, 1-33. doi:10.1007/s00780-018-0366-6
- Bradrania, M.R. i Peat, M. (2014). Characteristic liquidity, systematic liquidity and expected returns. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 33, 78-98. doi:10.1016/j.intfin.2014.07.013
- Breen, W.J., Hodrick, L.S. i Korajczyk, R.A. (2002). Predicting equity liquidity. *Management Science*, 48(4), 470-483. doi:10.1287/mnsc.48.4.470.210
- Brennan, M.J., Chordia, T. i Subrahmanyam, A. (1998). Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 49(3), 345-373. doi:10.1016/S0304-405X(98)00028-2

- Brennan, M.J., Chordia, T., Subrahmanyam, A. i Tong, Q. (2012). Sell-order liquidity and the cross-section of expected returns. *Journal of Financial Economics*, 105(3), 523-541. doi:10.1016/j.jfineco.2012.04.006
- Brennan, M.J., Huh, S.-W. i Subrahmanyam, A. (2012). An analysis of the Amihud illiquidity premium. *The Review of Asset Pricing Studies*, 3(1), 133-176. doi:10.1093/rapstu/ras017
- Brennan, M.J. i Subrahmanyam, A. (1995). Investment analysis and price formation in securities markets. *Journal of Financial Economics*, 38(3), 361-381. doi:10.1016/0304-405X(94)00811-E
- Brennan, M.J. i Subrahmanyam, A. (1996). Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns. *Journal of Financial Economics*, 41(3), 441-464. doi:10.1016/0304-405X(95)00870-K
- Brockman, P. i Chung, D.Y. (2002). Commonality in liquidity: Evidence from an order-driven market structure. *The Journal of Financial Research*, 25(4), 521-539. doi:10.1111/1475-6803.00035
- Brockman, P. i Chung, D.Y. (2003). Investor protection and firm liquidity. *The Journal of Finance*, 58(2), 921-937. doi:10.1111/1540-6261.00551
- Broto, C. i Lamas, M. (2016). Measuring market liquidity in US fixed income markets: A new synthetic indicator. *The Spanish Review of Financial Economics*, 14(1), 15-21. doi:10.1016/j.srfe.2016.01.001
- Brunnermeier, M.K. i Pedersen, L.H. (2009). Market liquidity and funding liquidity. *The Review of Financial Studies*, 6(1), 2201-2238. doi:10.1093/rfs/hhn098
- Brzeszczyński, J., Gajdka, J. i Schabek, T. (2008). "Efekt interwałowy" w estymacji parametru beta dla akcji notowanych na giełdzie papierów wartościowych w warszawie. Rola intensywności transakcji giełdowych oraz kapitalizacji spółek. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 14, 421-431.
- Burhop, C. i Gelman, S. (2011). *Liquidity measures, liquidity drivers and expected returns on an early call auction market* (MPI Collective Goods Preprint, No. 2011/19). doi:10.2139/ssrn.1919522
- Butler, A.W., Grullon, G. i Weston, J.P. (2005). Stock market liquidity and the cost of issuing liquidity. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40(2), 331-348. doi:10.1017/S0022109000002337

- Butt, H.A., Badshah, I.U. i Suleman, M.T. (2017). Illusory nature of pricing of illiquidity risk: The test case of Australian Stock Market. *Journal of Finance & Economic Research*, 2(2), 115-129. doi:10.20547/jfer1702202
- Butt, H.A. i Virk, N.S. (2017). Momentum profits and time-varying illiquidity effect. *Finance Research Letters*, 20, 253-259. doi:10.1016/j.frl.2016.10.010
- Carhart, M.M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 57-82. doi:10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x
- Chacko, G.G., Jurek, J.W. i Stafford, E. (2008). The price of immediacy. *The Journal of Finance*, 63(3), 1253-1290. doi:10.1111/j.1540-6261.2008.01357.x
- Chacko, G., Mahanti, S., Mallik, G. i Subrahmanyam, M. (2005). *The determinants of liquidity in the corporate bond market: An application of latent liquidity* (NYU Working Paper No. FIN-05-037). Pobrane z <https://ssrn.com/abstract=1294173>
- Chai, D., Faff, R. i Gharghori, P. (2013). Liquidity in asset pricing: New Australian evidence using low frequency data. *Australian Journal of Management*, 38(2), 375-400. doi:10.1177/0312896213489143
- Chalmers, J.M.R. i Kadlec, G.B. (1998). An empirical examination of the amortized spread. *Journal of Financial Economics*, 48(2), 159-188. doi:10.1016/S0304-405X(98)00007-5
- Chan, H.W. i Faff, R.W. (2005). Asset Pricing and the Illiquidity Premium. *The Financial Review*, 40(4), 429-458. doi:10.1111/j.1540-6288.2005.00118.x
- Chan, L.K.C. i Lakonishok, J. (1995). The behavior of stock prices around institutional trades. *The Journal of Finance*, 50(4), 1147-1174. doi:10.1111/j.1540-6261.1995.tb04053.x
- Chang, Y.Y., Faff, R. i Hwang, C.-Y. (2010). Liquidity and stock returns in Japan: New evidence. *Pacific-Basin Finance Journal*, 18(1), 90-115. doi:10.1016/j.pacfin.2009.09.001
- Chen, N.-F. i Kan, R. (1995). *Expected return and the bid-ask spread* (Working paper). doi:10.1.1.25.2753
- Chen, Z., Stanzl, W. i Watanabe, M. (2002). *Price impact costs and the limit of arbitrage* (EFA 2002 Berlin Meetings Presented Paper; Yale ICF Working Paper No. 00-66). doi:10.2139/ssrn.302065
- Chen, J. i Sherif, M. (2016). Illiquidity premium and expected returns in the UK: A new approach. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 458, 52-66. doi:10.1016/j.physa.2016.03.035
- Chesney, M. i Kempf, A. (2012). The value of tradeability. *Review of Derivatives Research*, 15(3), 193-216. doi:10.1007/s11147-012-9074-0

- Choi, J.Y., Salandro, D. i Shastri, K. (1988). On the estimation of bid ask spreads: Theory and evidence. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 23(2), 219-230. doi:10.2307/2330882
- Chollete, L., Næs, R. i Skjeltorp, J.A. (2008). *The risk components of liquidity* (EFA 2008 Athens Meeting Paper). doi:10.2139/ssrn.1102205
- Chordia, T., Goyal, A., Sadka, G., Sadka, R. i Shivakumar, L. (2009). Liquidity and the post-earnings-announcement-drift. *Financial Analysts Journal*, 65(4), 18-32. doi:10.2469/faj.v65.n4.3
- Chordia, T., Hu, J., Subrahmanyam, A. i Tong, Q. (2017). Order flow volatility and equity cost of capital. *Management Science*, Article in advance. doi:10.1287/mnsc.2017.2848
- Chordia, T., Huh, S.-W. i Subrahmanyam, A. (2009). Theory-based illiquidity and asset pricing. *The Review of Financial Studies*, 22(9), 3629-3668. doi:10.1093/rfs/hhn121
- Chordia, T., Roll, R. i Subrahmanyam, A. (2000). Commonality in liquidity. *Journal of Financial Economics*, 56(1), 3-28. doi:10.1016/S0304-405X(99)00057-4
- Chordia, T., Roll, R. i Subrahmanyam, A. (2001). Market liquidity and trading activity. *The Journal of Finance*, 56(2), 501-530. doi:10.1111/0022-1082.00335
- Chordia, T., Roll, R. i Subrahmanyam, A. (2002). Order imbalance, liquidity and market returns. *Journal of Financial Economics*, 65(1), 111-130. doi:10.1016/S0304-405X(02)00136-8
- Chordia, T., Roll, R. i Subrahmanyam, A. (2003). Determinants of daily fluctuations of liquidity and trading activity. *Latin American Journal of Economics*, 40(121), 728-751.
- Chordia, T., Roll, R. i Subrahmanyam, A. (2008). Liquidity and market efficiency. *Journal of Financial Economics*, 87(2), 249-268. doi:10.1016/j.jfineco.2007.03.005
- Chordia, T., Roll, R. i Subrahmanyam, S. (2011). Recent trends in trading activity and market quality. *Journal of Financial Economics*, 101(2), 243-263. doi:10.1016/j.jfineco.2011.03.008
- Chordia, T., Sarkar, A. i Subrahmanyam, A. (2005). An empirical analysis of stock and bond market liquidity. *The Review of Financial Studies*, 18(1), 85-129. doi:10.1093/rfs/hhi010
- Chordia, T., Shivakumar, L. i Subrahmanyam, A. (2004). Liquidity dynamics across small and large firms. *Economic Notes*, 33(1), 111-143.
- Chordia, T. i Subrahmanyam, A. (2004). Order imbalance and individual stock returns: Theory and evidence. *Journal of Financial Economics*, 72(3), 485-518. doi:10.1016/S0304-405X(03)00175-2
- Chordia, T., Subrahmanyam, A. i Anshuman, V.R. (2001). Trading activity and expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 59(1), 3-32. doi:10.1016/S0304-405X(00)00080-5

- Chordia, T., Subrahmanyam, A. i Tong, Q. (2014). Have capital market anomalies attenuated in the recent era of high liquidity and trading activity?. *Journal of Accounting and Economics*, 58(1), 41-58. doi:10.1016/j.jacceco.2014.06.001
- Chou, P.-H., Ko, K.-C. i Wei, K.C.J. (2013). *What drives the liquidity premium: Factors or characteristics?* (Working Paper). Pobrane z <http://ssrn.com/abstract=1765003>
- Chu, Q.C., Ding, D.K. i Pyun, C.S. (1996). Bid ask bounce and spreads in the foreign exchange futures market. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 6(1), 19-37. doi:10.1007/BF00290794
- Coffee, J.C. (1991). Liquidity versus control: The institutional investor as corporate monitor. *Columbia Law Review*, 91(6), 1277-1368. doi:10.2307/1123064
- Constantinides, G.M. (1986). Capital market equilibrium with transaction costs. *Journal of Political Economy*, 94(4), 842-862. doi:10.1086/261410
- Copeland, T.E. i Galai, D. (1983). Information effects on the bid-ask spread. *The Journal of Finance*, 38(5), 1457-1469. doi:10.2307/2327580
- Corwin, S.A. i Schultz, P. (2012). A simple way to estimate bid-ask spread from daily high and low prices. *The Journal of Finance*, 67(2), 719-759. doi:10.1111/j.1540-6261.2012.01729.x
- Cui, R. i Wu, Y. (2007). *Disentangling liquidity and size effects in stock returns: Evidence from China* (Working paper). doi:10.2139/ssrn.910248
- Czapiewski, L. (2015). Model CAPM i trójczynnikiowy model Famy-Frencha w analizie zdarzeń na polskim rynku kapitałowym. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 73, 609-620.
- Czapiewski, L. (2016). Wykorzystanie pięcioczynnikowego modelu Famy-Frencha na polskim rynku kapitałowym. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 82/2, 71-83. doi:10.18276/frfu.2016.4.82/2-05
- Dalgaard, R. (2009). *Liquidity and stock returns: Evidence from Denmark* (Niepublikowana praca magisterska). Kopenhaga: Copenhagen Business School. Pobrane z http://studenttheses.cbs.dk/bitstream/handle/10417/740/rune_dalgaard.pdf?sequence=1
- Datar, M.K. (2000). *Stock market liquidity: Measurement and implications* (Proceedings of the 4th Capital Market Conference). Pobrane z <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.198.9599&rep=rep1&type=pdf>
- Datar, V.T., Naik, N.Y. i Radcliffe, R. (1998). Liquidity and stock returns: An alternative test. *Journal of Financial Markets*, 1(2), 203-219. doi:10.1016/S1386-4181(97)00004-9

- De Cesari, A., Espenlaub, S. i Khurshed, A. (2011). Stock repurchases and treasury share sales: Do they stabilize price and enhance liquidity?. *Journal of Corporate Finance*, 17(5), 1558-1579. doi:10.1016/j.jcorpfin.2011.08.002
- Demsetz, H. (1968). The cost of transacting. *The Quarterly Journal of Economics*, 82(1), 33-53. doi:10.2307/1882244
- Doman, M. (2006). Modelowanie mikrostruktury polskiego rynku kapitałowego. *Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Poznaniu*, 78, 149-167.
- Doman, M. (2010). Liquidity and market microstructure noise: Evidence from the Pekao data. *Dynamic Econometric Models*, 10, 5-14. doi:10.12775/DEM.2010.001
- Donadelli, M. i Prosperi, L. (2011). *The equity risk premium: Empirical evidence from emerging markets* (Working Paper CASMEF No. 1291). doi:10.2139/ssrn.1893378
- Dong, J., Kempf, A. i Yadav, P.K. (2007). *Resiliency, the neglected dimension of market liquidity: Empirical evidence from the New York Stock Exchange* (Working paper). doi:10.2139/ssrn.967262
- Driessen, J. i Xing, R. (2016). *Who is afraid of liquidity risk? Dynamic portfolio choice with stochastic price impact* (Netspar Discussion Paper No. 12/2015-049). doi:10.2139/ssrn.2711718
- Dufour, A. i Engle, R. (2000). Time and the price impact of a trade. *The Journal of Finance*, 55(6), 2467-2498. doi:10.1111/0022-1082.00297
- Eaton, G.W. (2015). *The effects of market liquidity on the firm: Does liquidity impact firm value?* (Working paper). doi:10.2139/ssrn.2756563
- Economides, N. i Schwartz, R.A. (1995). Equity trading practices and market structure: Assessing asset managers' demand for immediacy. *Financial Markets, Institutions and Instruments*, 4(4), 1-46. Pobrane z <http://www.stern.nyu.edu/networks/95-08abs.html>
- Eleswarapu, V.R. (1997). Cost of transacting and expected returns in the Nasdaq market. *The Journal of Finance*, 52(5), 2113-2127. doi:10.1111/j.1540-6261.1997.tb02754.x
- Eleswarapu, V.R. i Reinganum, M.R. (1993). The seasonal behaviour of the liquidity premium in asset pricing. *Journal of Financial Economics*, 34(3), 373-386. doi:10.1016/0304-405X(93)90032-7
- Ernst, C., Stange, S. i Kaserer, C. (2009). *Measuring market liquidity risk – which model works best?* (CEFS Working Paper Series 2009 No. 01). doi:10.2139/ssrn.1328480
- Fama, E.F. i French, K.R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47(2), 427-465. Doi:10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x

- Fama, E.F. i French, K.R. (1993). Common risk factors in the returns on stock and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56. doi:10.1016/0304-405X(93)90023-5
- Fama, E.F. i McBeth, J.D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636. doi:10.1086/260061
- Florackis, C., Gregoriou, A. i Kostakis, A. (2011). Trading frequency and asset pricing on the London Stock Exchange: Evidence from a new price impact ratio. *Journal of Banking & Finance*, 35(12), 3335-3350. doi:10.1016/j.jbankfin.2011.05.014
- Fong, K.Y.L., Holden, C.W. i Tobek, O. (2017). *Are volatility over volume liquidity proxies useful for global or US research?* (Kelley School of Business Research Paper No. 17-49). Pobrane z <https://ssrn.com/abstract=2989367>
- Fong, K.Y.L., Holden, C.W. i Trzcinka, C.A. (2017). What are the best liquidity proxies for global research?. *Review of Finance*, 21(4), 1355-1401. doi:10.1093/rof/rfx003
- Frieder, L. i Martell, R. (2006). *On capital structure and the liquidity of a firm's stock* (Working paper). doi:10.2139/ssrn.880421
- FTSE Russell. 2017. *FTSE Annual Country Classification Review*. Pobrane z <http://www.ftse.com/products/downloads/FTSE-Country-Classification-Update-2017.pdf>
- Gabrielsen, A., Marzo, M. i Zagaglia, P. (2011). *Measuring market liquidity: An introduction survey* (The Rimini Centre for Economic Analysis Working Paper Series No. 02-12). Pobrane z <https://arxiv.org/pdf/1112.6169.pdf>
- Gajdka, J., Gniadkowska, A. i Schabek, T. (2010). Płynność obrotu a stopa zwrotu z akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu*, 142, 597-605.
- Gao, Y. i Wang, M. (2017). *A new effective spread estimator based on price range* (Working paper). doi:10.2139/ssrn.2895360
- Gârleanu, N. (2009). Portfolio choice and pricing in illiquid markets. *Journal of Economic Theory*, 144(2), 532-564. doi:10.1016/j.jet.2008.07.006
- Gârleanu, N. i Pedersen, L.H. (2013). Dynamic trading with predictable returns and transaction costs. *The Journal of Finance*, 68(6), 2309-2340. doi:10.1111/jofi.12080
- Garsztka, P. (2007). Zastosowanie analizy dyskryminacyjnej i modelu Glostena-Harrisa do oceny płynności akcji notowanych na GPW w Warszawie. *Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Poznaniu*, 84, 77-98.

- Garsztka, P. (2008). Rozkład prawdopodobieństwa zawarcia transakcji jako narzędzie oceny płynności akcji notowanych na GPW w Warszawie. *Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego*, 10, 409-422.
- Garsztka, P. (2012). Konstrukcja portfela papierów wartościowych z uwzględnieniem płynności walorów. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu*, 242, 56-68.
- Garsztka, P. i Burzyński, M. (2010). Ryzyko płynności w zarządzaniu portfelem akcji – modyfikacja zadania Sharpe’a uwzględniające redukcję ryzyka płynności. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 28, 329-341.
- Garsztka, P. i Hołubowicz, K. (2015). The application of asymmetric liquidity risk measure in modelling the risk of investment. *Folia Oeconomica Stetinensia*, 15(1), 83-100.
- Garsztka, P., Matuszewski, P. i Wieloch, K. (2003). Analiza płynności papierów wartościowych notowanych w systemie WARSET. *Acta Universitatis Lodzianensis. Folia Oeconomica*, 166, 225-239.
- Garsztka, P., Matuszewski, P. i Wieloch, K. (2004). Analiza płynności papierów wartościowych notowanych w systemie WARSET – czas. *Acta Universitatis Lodzianensis. Folia Oeconomica*, 177, 239-254.
- Garsztka, P. i Kliber, P. (2018). Information asymmetry, liquidity and the dynamic volume-return relation in panel data analysis. W: K. Jajuga, H. Locarek-Junge i L.T. Orłowski (Eds.), *Contemporary Trends and Challenges in Finance. Proceedings from the 3rd Wrocław International Conference in Finance* (s. 3-11). Cham: Springer International Publishing. doi:10.1007/978-3-319-76228-9_1
- Garsztka, P. i Rutkowska-Ziarko, A. (2012). Budowa portfela akcji przy wykorzystaniu wskaźnika cena/zysk oraz płynności transakcyjnej. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu*, 242, 69-82.
- George, T.J., Kaul, G. i Nimalendran, M. (1991). Estimation of the bid-ask spread and its components: A new approach. *Review of Financial Studies*, 4(4), 623-656. doi:10.1093/rfs/4.4.623
- Glosten, L.R. i Harris, L.E. (1988). Estimating the components of the bid/ask spread. *Journal of Financial Economics*, 21(1), 123-142. doi:10.1016/0304-405X(88)90034-7
- Gniadkowska, A. (2012). Wpływ płynności obrotu na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. *Zarządzanie i Finanse*, 10(1), 563-570.

- Gniadkowska-Szymańska, A. (2016). Analysis of the impact of trading liquidity on the development of investment time horizon on the example of the Warsaw Stock Exchange. *Acta Universitatis Lodzianis. Folia Oeconomica*, 324(4), 139-150. doi:10.18778/0208-6018.324.09
- Gniadkowska-Szymańska, A. (2017). Impact of a company's dividend policy on the liquidity of shares listed on the Warsaw Stock Exchange. *e-Finanse*, 13(3), 24-32. doi:10.1515/fiqf-2016-0027
- Gonzalez, A. i Rubio, G. (2007). Portfolio choice and the effects of illiquidity. *SERIEs*, 2(1), 53-74. doi:10.1007/s13209-010-0025-4
- Goldstein, M. i Kavajecz, K.A. (2000). Eights, sixteenths, and market depth: Changes in tick size and liquidity provision on the NYSE. *Journal of Financial Economics*, 56(1), 125-149. doi:10.1016/S0304-405X(99)00061-6
- Gouriéroux, C., Jasiak, J. i Le Fol, G. (1999). Intra-day market activity. *Journal of Financial Markets*, 2(3), 193-226. doi:10.1016/S1386-4181(99)00004-X
- Goyenko, R. (2006). *Stock and bond pricing with liquidity risk* (EFA 2005 Moscow Meetings). doi:10.2139/ssrn.669921
- Goyenko, R.Y., Holden, C.W. i Trzcinka, C.A. (2009). Do liquidity measures measure liquidity?. *Journal of Financial Economics*, 92(2), 153-181. doi:10.1016/j.jfineco.2008.06.002
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. doi:10.2307/1912791
- Griffin, C.H. (2010). Liquidity and dividend policy: International evidence. *International Business Research*, 3(3), 3-9. doi:10.5539/ibr.v3n3p3
- Gromb, D. i Vayanos, D. (2010). A model of financial market liquidity based on intermediary capital. *Journal of the European Economic Association*, 8(2-3), 456-466. doi:10.1111/j.1542-4774.2010.tb00516.x
- Gruszczyńska-Broźbar, E. (2010). Płynność jako wyznacznik rozwoju Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 1996-2008. *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny*, LXXII(1), 137-149.
- Gruszczyński, M. (red.). (2012). *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych* (wydanie II rozszerzone). Warszawa: Oficyna a Wolters Kluwer business.
- Gruszczyński, M. (2018). Badania ilościowe w finansach przedsiębiorstw i rachunkowości – wyzwania metodyczne. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 91, 23-34. doi:10.18276/frfu.2018.91-02

- Haddad, F.S. (2012). Stock liquidity and capital structure: An empirical study on Amman Stock Exchange. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 47, 79-89.
- Hagströmer, B., Hansson, B. i Nillson, B. (2013). The components of the illiquidity premium: An empirical analysis of US stocks 1927-2010. *Journal of Banking & Finance*, 37(11), 4476-4487. doi:10.1016/j.jbankfin.2013.01.029
- Hałaj, G. i Sieradzki, R. (2008). Metody pomiaru płynności rynku akcji. W: S. Buczek i A. Fierla (red.), *Rynek kapitałowy w Polsce i na świecie – jak mądrze inwestować* (s. 65-74). Warszawa: Szkoła Główna Handlowa.
- Hamernik, N. i Krawczyk, R. (2011). Wpływ splitów na płynność akcji spółek notowanych w alternatywnym systemie obrotu NewConnect. *Nauki o Finansach*, 4(9), 22-35.
- Harris, L. i Amato, A. (2017). *Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects: A replication* (Marshall School of Business Working Paper No. 17-13). doi:10.2139/ssrn.2901327
- Hasbrouck, J. (2004). Liquidity in the futures pits: Inferring market dynamics from incomplete data. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39(2), 305-326. doi:10.1017/S0022109000003082
- Hasbrouck, J. (2009). Trading costs and returns for US equities: Estimating effective costs from daily data. *The Journal of Finance*, 64(3), 1445-1477. doi:10.1111/j.1540-6261.2009.01469.x
- Hearn, B. (2009). Liquidity and valuation in East African Securities Markets. *South African Journal of Economics*, 77(4), 553-576. doi:10.1111/j.1813-6982.2009.01229.x
- Hearn, B. i Piesse, J. (2008). *Pricing Southern African shares in the presence of illiquidity: A Capital Asset Pricing Model Augmented by Size and Liquidity Premiums* (Kings College London Department of Management Research Paper No. 47). doi:10.2139/ssrn.1262956
- Hearn, B., Piesse, J. i Strange, R. (2010). Market liquidity and stock size premia in emerging financial markets: The implications for foreign investment. *International Business Review*, 19(5), 489-501. doi:10.1016/j.ibusrev.2009.02.009
- Heflin, F. i Shaw, K.W. (2000). Blockholder Ownership and Market Liquidity. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35(4), 621-633. doi:10.2307/2676258
- Ho, T. i Stoll, H.R. (1981). Optimal dealer pricing under transactions and return uncertainty. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 47-73. doi:10.1016/0304-405X(81)90020-9
- Holden, C.W. (2009). New low-frequency spread measures. *Journal of Financial Markets*, 12(4), 778-813. doi:10.1016/j.finmar.2009.07.003

- Holden, C.W., Jacobsen, S. i Subrahmanyam, A. (2014). The empirical analysis of liquidity. *Foundations and Trends in Finance*, 8(4), 263-365. doi:10.1561/05000000044
- Holden, C.W. i Nam, J. (2016). *Testing the LCAPM vs. Generalized Liquidity-Adjusted Asset Pricing: New evidence and new perspectives* (Working paper). doi:10.2139/ssrn.2848373
- Holden, C.W. i Subrahmanyam, A. (1995). Risk aversion, liquidity, and endogenous short horizon. *The Review of Financial Studies*, 9(2), 691-722. doi:10.1093/rfs/9.2.691
- Huang, M. (2003). Liquidity shocks and equilibrium liquidity premia. *Journal of Economic Theory*, 109(1), 104-129. doi:10.1016/S0022-0531(02)00039-X
- Huang, R.D. i Stoll, H.R. (1997). The components of the bid-ask spread: A general approach. *The Review of Financial Studies*, 10(4), 995-1034. doi:10.1093/rfs/10.4.995
- Huang, J.-Z., Sun Z., Yao, T. i Yu, T. (2014). *Liquidity premium in the eye of the beholder: An analysis of the clientele effect in the corporate bond market* (Asian Finance Association 2013 Conference Paper). doi:10.2139/ssrn.2269894
- Huberman, G. i Halka, D. (2001). Systematic liquidity. *The Journal of Financial Research*, 24(2), 161-178. doi:10.1111/j.1475-6803.2001.tb00763.x
- Huberman, G. i Stanzl, W. (2005). Optimal liquidity trading. *Review of Finance*, 9(2), 165-200. doi:10.1007/s10679-005-7591-5
- Huh, S.-W. (2014). Price impact and asset pricing. *Journal of Financial Markets*, 19, 1-38. doi:10.1016/j.finmar.2013.02.001
- Hui, B. i Heubel, B. (1984). *Comparative liquidity advantages among major U.S. stock markets* (DRI Financial Information Group Series).
- Igan, D., de Paula, A. i Pinheiro, M. (2011). *Liquidity and dividend policy* (MPRA Paper No. 29409). Pobrane z https://mpra.ub.uni-muenchen.de/29409/1/MPRA_paper_29409.pdf
- International Organization of Securities Commissions. 2007. *Factors influencing liquidity in emerging markets*. Pobrane z <https://www.iosco.org/library/pubdocs/pdf/IOSCOPD258.pdf>
- Jacoby, G., Fowler, D.J. i Gottesman, A.A. (2000). The capital asset pricing model and the liquidity effect: A theoretical approach. *Journal of Financial Markets*, 3(1), 69-81. doi:10.1016/S1386-4181(99)00013-0
- Jang, B.-G., Koo, H.K., Liu, H. i Loewenstein, M. (2007). Liquidity premia and transaction costs. *The Journal of Finance*, 62(5), 2329-2366. doi:10.1111/j.1540-6261.2007.01277.x

- Jankowski, R. i Olbryś, J. (2015). Wymiary płynności rynku papierów wartościowych. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 73, 645-658.
- Jegadeesh, N. i Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1), 65-91. doi:10.1111/j.1540-6261.1993.tb04702.x
- Jensen, G.R. i Moorman, T. (2010). Inter-temporal variation in the illiquidity premium. *Journal of Financial Economics*, 98(2), 338-358. doi:10.1016/j.jfineco.2010.05.008
- Jones, C.M. i Lipson, M.L. (2001). Sixteenths: direct evidence on institutional execution costs. *Journal of Financial Economics*, 59(2), 253-278. doi:10.1016/S0304-405X(00)00087-8
- Kang, M. i Lee, B.-S. (2014). Order flows and stock returns: Compensation for market makers with inventory concerns. *The Financial Review*, 49(3), 511-538. doi:10.1111/fire.12046
- Kang, W. i Zhang, H. (2014). Measuring liquidity in emerging markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 27, 49-71. doi:10.1016/j.pacfin.2014.02.001
- Karolyi, G.A., Lee, K.-H. i van Dijk, M.A. (2012). Understanding commonality in liquidity around the world. *Journal of Financial Economics*, 105(1), 82-112. doi:10.1016/j.jfineco.2011.12.008
- Kasprzak-Czelej, A. (2012). Obszary badań nad mikrostrukturą rynku giełdowego. *Annales Univeristatis Mariae Curie-Skłodowska. Sectio H, Oeconomica*, 46(4), 299-307.
- Kenfack, H., Dubois, P., David, K., Patrick, B.M.H. i Olufemi, A.P. (2016). The pricing of illiquidity risk on emerging exchange markets: A portfolio panel data analysis. *Journal of Economics and International Finance*, 8(8), 127-141. doi:10.5897/JEIF2015.0715
- Keynes, J.M. (1936). *Ogólna teoria zatrudnienia, procentu i pieniądza* (Wydanie III). tłum. M. Kalecki, S. Rączkowski. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Khediri, K.M. i Daadaa, W. (2011). Stock trading and capital structure in Tunisian Stock Exchange. *Journal of Business Studies Quarterly*, 3(2), 10-24.
- Kim, S.-H. i Lee, K.-H. (2014). Pricing of liquidity risks: Evidence from multiple liquidity measures. *Journal of Empirical Finance*, 25, 112-133. doi:10.1016/j.jempfin.2013.11.008
- Kluger, B.D. i Stephan, J. (1997). Alternative liquidity measures and stock returns. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 8(1), 19-36. doi:10.1023/A:100828851
- Kociński, M. (2014). Struktura i szacowanie kosztów transakcyjnych na rynku akcji. *Roczniki Ekonomiczne Kujawsko-Pomorskiej Szkoły Wyższej w Bydgoszczy*, 7, 142-152.

- Kole, E. i van Dijk, D. (2017). How to identify and forecast bull and bear markets?. *Journal of Applied Econometrics*, 32, 120-139. doi:10.1002/jae.2511
- Kołodziejczyk, M., Lasota, J. i Piechota, P. (2013). Dyskonto z tytułu braku płynności w wycenie spółek notowanych na GPW. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 60, 59-68.
- Konieczka, P. i Zaremba, A. (2014). Premie za wartość, wielkość i momentum na rynkach Europy Środkowo-Wschodniej. *Studia Ekonomiczne, LXXXII(3)*, 333-360.
- Kopańska-Bródka, D. Michalska, E. i Dudzińska-Baryła, R. (2014). Miara relatywnej atrakcyjności rynkowej instrumentu finansowego. *Zeszyty Naukowe Politechniki Śląskiej. Organizacja i Zarządzanie*, 68, 189-198.
- Korajczyk, R.A. i Sadka, R. (2004). Are momentum profits robust to trading costs?. *The Journal of Finance*, 56(3), 1039-1082. doi:10.1111/j.1540-6261.2004.00656.x
- Korajczyk, R.A. i Sadka, R. (2008). Pricing the commonality across alternative liquidity measures of liquidity. *Journal of Financial Economics*, 87(1), 45-72. doi:10.1016/j.jfineco.2006.12.003
- Kothare, M. (1997). The effects of equity issues on ownership structure and equity liquidity: A comparison of rights and public offerings. *Journal of Financial Economics*, 43(1), 131-148. doi:10.1016/S0304-405X(96)00892-6
- Kowalke, K. (2017). Płynność obrotu Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie na tle płynności giełd europejskich. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 86, 273-286. doi:10.18276/frfu.2017.86-23
- Krześniak, A. (2009). Brak płynności i transparentności jako wybrane przyczyny zaburzeń w latach 2007-2008. *Finanse. Czasopismo Komitetu Nauk o Finansach PAN*, 1(1), 27-50.
- Krzysztoń, M. (2015). Wpływ popytu na akcje na Giełdzie Papierów w Warszawie na płynność rynku - analiza spółek z indeksu WIG30. W: E. Wrońska-Bukalska (red.), *Finanse przedsiębiorstw i rynki finansowe z perspektywy młodego ekonomisty. Wybrane problemy* (s. 85-94). Lublin: Wydawnictwo Uniwersytetu Marii Curie-Skłodowskiej.
- Kucharski, A. (2009). Badanie szerokości rynku akcji notowanych na polskiej giełdzie. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 60, 235-241.
- Kucharski, A. (2010a). Stabilność oszacowania szerokości rynku na polskiej giełdzie. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 28, 457-468.

- Kucharski, A. (2010b). Wybór metody estymacji w badaniu szerokości rynku za pomocą wskaźnika Pástora-Stambaugh. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 117, 189-197.
- Kucharski, R. (2015). Zbieżność strategii optymalnych na rynkach finansowych z ograniczeniami płynności. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, 219, 28-40.
- Kyle, A.S. (1985). Continuous auctions and insider trading. *Econometrica*, 53(6), 1315-1335. doi:10.2307/1913210
- Kyle, A.S. i Obizhaeva, A.A. (2016). Market microstructure invariance: Empirical hypotheses. *Econometrica*, 84(4), 1345-1404. doi:10.3982/ECTA10486
- Langedijk, S., Monokroussos, G. i Papanagiotou, E. (2015). *Benchmarking liquidity proxies: Accounting for dynamics and frequency issues* (Working paper). doi:10.2139/ssrn.2560220
- Lee, K.-H. (2011). The world price of liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 99(1), 136-161. doi:10.1016/j.jfineco.2010.08.003
- Lee, H.-T., Jang, B.-G. i Lee, B.-S. (2014). *Stock prices, changes in liquidity and liquidity premia* (Working paper). doi:10.2139/ssrn.2404671
- Lesmond, D.A. (2005). Liquidity of emerging markets. *Journal of Financial Markets*, 77(2), 411-452. doi:10.1016/j.jfineco.2004.01.005
- Lesmond, D.A., O'Connor, P.F. i Senbet, L.W. (2008). *Capital structure and equity liquidity* (Robert H. Smith School Research Paper No. RHS 06-067). doi:10.2139/ssrn.1107660
- Lesmond, D.A., Ogden, J.P. i Trzcinka, C.A. (1999). A new estimate of transaction costs. *The Review of Financial Studies*, 12(5), 1113-1141. doi:10.1093/rfs/12.5.1113
- Li, B., Sun, Q. i Wang, C. (2014). Liquidity, liquidity risk and stock returns: Evidence from Japan. *European Financial Management*, 20(1), 126-151. doi:10.1111/j.1468-036X.2011.00629.x
- Li, Z., Lambe, B.J. i Adegbite, E. (2017). *New bid-ask spread estimators from daily high and low prices* (Working paper). doi:10.2139/ssrn.2967117
- Lin, C.-C. (2014). Estimation accuracy of high-low spread estimator. *Finance Research Letters*, 11(1), 54-62. doi:10.1016/j.frl.2013.05.004
- Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37. doi:10.2307/1924119

- Lipson, M.L. i Mortal, S. (2007). Liquidity and firm characteristics: Evidence from mergers and acquisitions. *Journal of Financial Markets*, 10(4), 342-361. doi:10.1016/j.finmar.2006.09.004
- Lischewski, J. i Voronkova, S. (2012). Size, value and liquidity. Do they really matter on an emerging stock market?. *Emerging Markets Review*, 13(1), 8-25. doi:10.1016/j.ememar.2011.09.002
- Liu, W. (2006). A liquidity-augmented capital asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 82(3), 631-671. doi:10.1016/j.jfineco.2005.10.001
- Lo, A.W., Mamaysky, H. i Wang, J. (2004). Asset prices and trading volume under fixed transactions costs. *Journal of Political Economy*, 112(5), 1054-1090. doi:10.1086/422565
- Longstaff, F.A. (1995). How much can marketability affect security values?. *The Journal of Finance*, 50(5), 1767-1774. doi:10.1111/j.1540-6261.1995.tb05197.x
- Longstaff, F.A. (2001). Optimal portfolio choice and the valuation of illiquid securities. *The Review of Financial Studies*, 14(2), 407-431. doi:10.1093/rfs/14.2.407
- Lou, X. i Shu, T. (2017). Price impact or trading volume: Why is the Amihud (2002) measure priced?. *The Review of Financial Studies*, 30(12), 4481-4520. doi:10.1093/rfs/hhx072
- Lynch, A.W. i Tan, S. (2011). Explaining the magnitude of liquidity premia: The roles of returns predictability, wealth shocks, and state-dependent transaction costs. *The Journal of Finance*, 66(4), 1329-1368. doi:10.1111/j.1540-6261.2011.01662.x
- Łuniewska, M. i Tarczyński, W. (2007). Wpływ wskaźników i informacji rynkowych na atrakcyjność inwestycyjną spółek giełdowych. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 7, 371-378.
- Machado, M.A.V. i Medeiros, O.R. (2013). *Does the Liquidity Effect Exist in the Brazilian Stock Market?* (Working paper). doi:10.2139/ssrn.2217941
- Maheu, J.M. i McCurdy, T.H. (2000). Identifying bull and bear markets in stock returns. *Journal of Business and Economic Statistics*, 18(1), 100-112. doi:10.2307/1392140
- Marcelo, J.L.M. i Quirós, M.M.M. (2006). The role of an illiquidity risk factor in asset pricing: Empirical evidence from the Spanish stock market. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46(2), 254-267. doi:10.1016/j.qref.2005.08.002
- Marcinkiewicz, E. (2012). Wpływ krótkiej sprzedaży na efektywność transakcyjną rynku kapitałowego w kontekście płynności. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 261, 218-230.

- Marsh, T.A. (1986). *Exchange listing and liquidity: A comparison of the American Stock Exchange with the NASDAQ National Market System*. Nowy Jork: American Stock Exchange.
- Marshall, B.R. i Young, M. (2003). Liquidity and stock returns in pure-order-driven markets: Evidence from Australian stock market. *International Review of Financial Analysis*, 12(2), 173-188. doi:10.1016/S1057-5219(03)00006-1
- Martin, P. (1975). *Analysis of the impact of competitive rates on the liquidity of NYSE stocks* (Economic Staff Paper, Securities and Exchanges Commission).
- McInish, T.H. i Wood, R.A. (1992). An analysis of intraday patterns in bid/ask spreads for NYSE stocks. *The Journal of Finance*, 47(2), 753-764. doi:10.1111/j.1540-6261.1992.tb04408.x
- McManus, I.D., Smith, P.N. i Thomas, S. (2008). *Trading probability and turnover as measures of liquidity risk: Evidence from the UK stock market* (21st Australasian Finance and Banking Conference 2008 Paper). doi:10.2139/ssrn.1302850
- Merton, R. (1969). Lifetime portfolio selection under uncertainty: The continuous time model. *Review of Economics and Statistics*, 51(3), 247-257. doi:10.2307/1926560
- Merton, R. (1973). An Intertemporal Capital Asset Pricing Model. *Econometrica*, 41(5), 867-887. doi:10.2307/1913811
- Miller, M.H. i Modigliani, F. (1961). Dividend policy, growth, and the valuation of shares. *The Journal of Business*, 34(4), 411-433. doi:10.1086/294442
- Milo, W. i Wawruszczak, M. (2005). Analiza płynności finansowej GPW w Warszawie. *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu*, 1088, 27-35.
- Milo, W. i Wawruszczak, M. (2006). Płynność finansowa Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie (na przykładzie spółek WIG20). *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej w Katowicach. Metody matematyczne, ekonometryczne i informatyczne w finansach i ubezpieczeniach. Część 1*, 85-92.
- Minović, J. (2011). Liquidity measuring of financial market in Western Balkan region: The case of Serbia. W: Š.B. Šalej, D. Eric, S. Redžepagic i I. Stošić (red.), *Contemporary Issues in the Integration Processes of Western Balkan Countries in the European Union* (s. 443-459). Ljubljana: International Center for Promotion in Enterprises.
- Miralles- Quirós, M.M., Miralles- Quirós, J.L. i Oliveira, C. (2017). The role of liquidity in asset pricing: The special case of the Portuguese Stock Market. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 22(43), 191-206. doi:10.1108/JEFAS-12-2016-0001

- Momenbeigi, S. i Sohrabi, S. (2015). Investigating the effect of liquidity on capital structure of listed companies in Tehran Stock Exchange. *Journal of Applied Environmental and Biological Sciences*, 4(5S), 180-184.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 34, 768-783. doi:10.2307/1910098
- Næs, R. i Ødegaard, B.A. (2009). *Liquidity and asset pricing: Evidence on the role of investor holding period* (EFA 2008 Athens Meetings Paper). doi:10.2139/ssrn.1095226
- Niszczoła, P. (2013). Wpływ języka raportowania na płynność spółek zagranicznych notowanych na GPW. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 323, 232-240.
- Nowak, S. (2017). Order imbalance indicators in asset pricing: Evidence from the Warsaw Stock Exchange. W: K. Jajuga, L.T. Orłowski i K. Staehr (Eds.), *Contemporary Trends and Challenges in Finance. Proceedings from the 2nd Wroclaw International Conference in Finance* (s. 91-102). Cham: Springer International Publishing. doi:10.1007/978-3-319-54885-2_9
- Nowak, S. i Olbryś, J. (2015). Day-of-the-week effects in liquidity on the Warsaw Stock Exchange. *Dynamic Econometric Models*, 15, 49-69.
- Nyborg, K.G. i Östberg, P. (2014). Money and liquidity in financial markets. *Journal of Financial Markets*, 112(1), 30-52. doi:10.1016/j.jfineco.2013.12.003
- O'Hara, M. (1995). *Market microstructure theory*. Cambridge: Blackwell Publishers.
- O'Hara, M. (2001). Overview: market structure issues in market liquidity. W: Bank for International Settlements, *Market liquidity: proceedings of a workshop held at the BIS* (s. 1-8).
- O'Hara, M. (2004). *Liquidity and financial market stability* (National Bank of Belgium Working Paper No. 55). doi:10.2139/ssrn.1691574
- O'Hara, M. (2015). High frequency market microstructure. *Journal of Financial Economics*, 116(2), 257-270. doi:10.1016/j.jfineco.2015.01.003
- Olbryś, J. (2013). Zastosowanie wybranych miar płynności aktywów kapitałowych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie SA. *Zarządzanie i Finanse*, 11(3), 65-77.
- Olbryś, J. (2014a). Is illiquidity risk priced? The case of Polish medium-size emerging stock market. *Bank i Kredyt*, 45(6), 513-536.
- Olbryś, J. (2014b). *Wycena aktywów kapitałowych na rynku z zakłóceniami w procesach transakcyjnych*. Warszawa: Wydawnictwo Difin.

- Olbryś, J. (2017). Interaction between market depth and market tightness on the Warsaw Stock Exchange: A preliminary study. W: K. Jajuga, L.T. Orłowski i K. Staehr (Eds.), *Contemporary Trends and Challenges in Finance. Proceedings from the 2nd Wroclaw International Conference in Finance* (s. 103-111). Cham: Springer International Publishing. doi:10.1007/978-3-319-54885-2_10
- Olbryś, J. (2018). Testing stability of correlations between liquidity proxies derived from intraday data on the Warsaw Stock Exchange. W: K. Jajuga, H. Locarek-Junge i L.T. Orłowski (Eds.), *Contemporary Trends and Challenges in Finance. Proceedings from the 3rd Wroclaw International Conference in Finance* (s. 67-79). Cham: Springer International Publishing. doi:10.1007/978-3-319-76228-9_7
- Olbryś, J. i Majewska, E. (2014). Direct Identification of Crisis Periods on the CEE Stock Markets: The Influence of the 2007 U.S. Subprime Crisis. *Procedia Economics and Finance*, 14, 461-470. doi:10.1016/S2212-5671(14)00735-7
- Olbryś, J. i Mursztyn, M. (2015). Comparison of selected trade classification algorithms on the Warsaw Stock Exchange. *Advances in Computer Science Research*, 12, 37-52.
- Olbryś, J. i Mursztyn, M. (2016). Głębokość rynku jako jeden z wymiarów płynności Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie SA. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 79, 101-112. doi:10.18276/frfu.2016.79-07
- Olbryś, J. i Mursztyn, M. (2017a). Measurement of stock market liquidity supported by an algorithm inferring the initiator of a trade. *Operations Research and Decisions*, 27(4), 111-127. doi:10.5277/ord170406
- Olbryś, J. i Mursztyn, M. (2017b). Pomiar naprężenia rynku na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie SA. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 85, 389-398. doi:10.18276/frfu.2017.1.85-31
- Olbryś, J. i Mursztyn, M. (2018). Liquidity proxies based on intraday data: The case of Polish order-driven stock market. W: N. Tsounis i A. Vlachvei (eds.), *Advances in Panel Data Analysis in Applied Economics Research. ICOAE 2017* (s. 113-128). Cham: Springer International Publishing. doi:10.1007/978-3-319-70055-7_9
- Osińska, M. (2008). *Ekonometryczna analiza zależności przyczynowych*. Toruń: Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika.
- Otola, I. i Grabowska, M. (2012). Empiryczna analiza płynności rynku akcji w oparciu o wybrane mierniki. *Acta Universitatis Lodzianensis. Folia Oeconomica*, 262, 125-137.

- Papavasiliou, V.G. (2013). A new method for estimating liquidity risk: Insights from a liquidity-adjusted CAPM framework. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 24, 184-197. doi:10.1016/j.intfin.2012.12.003
- Pástor, L. i Stambaugh, R.F. (2003). Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy*, 111(3), 642-685. doi:10.1086/374184
- Pereira, J.P. i Zhang, H.H. (2010). Stock returns and the volatility of liquidity. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(4), 1077-1110. doi:10.1017/S0022109010000323
- Phong, N.A. (2016). Pricing model with liquidity risk in Vietnam's Stock Market. *International Research Journal of Finance and Economics*, 152, 38-45.
- Piotrowski, S. (2015). Model CAPM z ryzykiem płynności na polskim rynku kapitałowym. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Współczesne Problemy Ekonomiczne. Globalizacja. Liberalizacja. Etyka*, 11, 195-208.
- Porcenałuk, P. (2013). Analiza wybranych miar ryzyka płynności dla akcji notowanych na GPW w Warszawie. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 323, 289-297.
- Porcenałuk, P. (2015). Zastosowanie kowariancji do szacowania spreadu bid-ask dla akcji notowanych na GPW w Warszawie. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 75, 403-410. doi:10.18276/frfu.2015.75-33
- Porcenałuk, P. (2016). Wpływ efektu dyspozycji na płynność akcji debiutujących w okresie 2005-2012 na GPW w Warszawie. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, 295, 80-88.
- Portolan, S. i Nicosia, C. (2016). *Portfolio liquidity risk: A practitioner perspective* (Working paper). doi:10.2139/ssrn.2755778
- Przybylska-Kapuścińska, W. (2008). Rozwój polskiego rynku giełdowego na tle sytuacji giełd europejskich w XXI wieku. *Roczniki Ekonomiczne Kujawsko-Pomorskiej Szkoły Wyższej w Bydgoszczy*, 1, 117-137.
- Regulamin Giełdy z dnia 1.09.2016 r. (Uchwała nr 1/1110/2006 Rady Giełdy z dnia 4.01.2006 r. z późniejszymi zmianami).
- Roch, A. i Soner, H.M. (2013). Resilient price impact of trading and the cost of illiquidity. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 16(6), 67-93. doi:10.1142/S0219024913500374
- Roll, R. (1984). A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market. *The Journal of Finance*, 39(4), 1127-1139. doi:10.1111/j.1540-6261.1984.tb03897.x

- Roşu, I. (2009). A dynamic model of the limit order book. *The Review of Financial Studies*, 22(11), 4601-4641. doi:10.1093/rfs/hhp011
- Rudnicki, J. (2016). *Wpływ podziału akcji na płynność obrotu oraz stopę zwrotu dla akcjonariuszy* (Niepublikowana rozprawa doktorska). Wrocław: Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu.
- Sadka, R. (2002). *The seasonality of momentum: Analysis of tradability* (Northwestern University Department of Finance Working Paper No. 277). doi:10.2139/ssrn.306371
- Sadka, R. (2006). Momentum and post-earnings-announcement drift anomalies: The role of liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 80(2), 309-349. doi:10.1016/j.jfineco.2005.04.005
- Salighehdar, A., Liu, Y., Bozdog, D. i Florescu, I. (2017). Cluster analysis of liquidity measures in a stock market using high frequency data. *Journal of Management Science and Business Intelligence*, 2(2), 1-8.
- Sarkissian, J. (2016). *Risk valuation for securities with limited liquidity* (Working paper). doi:10.2139/ssrn.2891669
- Sarr, A. i Lybek, T. (2002). *Measuring liquidity in financial markets* (IMF Working Paper No. 02/232). Pobrane z <https://ssrn.com/abstract=880932>
- Schestag, R., Shuster, P. i Uhrig-Homburg, M. (2015). Measuring liquidity in bond markets. *The Review of Financial Studies*, 29(5), 1170-1219. doi:10.1093/rfs/hhv132
- Sharpe, W.F. (1964). Capital Asset Prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442. doi:10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x
- Simon, H. (1955). A behavioral model of rational choice. *The Quarterly Journal of Economics*, 69(1), 99-118. doi:10.2307/1884852
- Stange, S. i Kaserer, C. (2009). *Market liquidity: An overview* (CEFS Working Paper No. 2009-04). Pobrane z <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/48415/1/605089116.pdf>
- Stereńczak, S. (2014a). Determinanty płynności obrotu na Warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. W: M. Buszko, A. Huterska i D. Piotrowski (red.), *PERSPEKTYWA. Wyzwania współczesnych finansów i bankowości* (s. 215-226). Toruń: Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika.
- Stereńczak, S. (2014b). Split akcji jako narzędzie zwiększenia płynności obrotu. W: A. Krzysztofek i J. Rogalska (red.), *Współczesne problemy ekonomii* (s. 183-192). Kraków: AT Wydawnictwo.

- Stereńczak, S. (2015a). Czynniki wpływające na płynność obrotu na warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych. W: E. Wrońska-Bukalska (red.), *Finanse przedsiębiorstw i rynki finansowe z perspektywy młodego ekonomisty. Wybrane problemy* (s. 95-104). Lublin: Wydawnictwo Uniwersytetu Marii Curie-Skłodowskiej.
- Stereńczak, S. (2015b). Pomiar płynności obrotu z wykorzystaniem metod porządkowania liniowego. W: M. Buszko, D. Krupa i A. Drews (red.), *PERSPEKTYWA. Wyzwania współczesnej gospodarki. Tom 1* (s. 255-269). Toruń: Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika.
- Stereńczak, S. (2016). Problemy pomiaru płynności transakcyjnej w kontekście jej wieloaspektowości. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 79, 125-136. doi:10.18276/frfu.2016.79-09
- Stereńczak, S. (2017). Stock market liquidity and returns on the Warsaw Stock Exchange: An introductory survey. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 86, 363-374. doi:10.18276/frfu.2017.86-30
- Stereńczak, S. (2018a). Stock liquidity on the Warsaw Stock Exchange in the 21st century: Time-series and cross-sectional dependencies. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, (91), 281-292. doi:10.18276/frfu.2018.91-23
- Stereńczak, S. (2018b). Stock market liquidity and company decisions to pay dividends: Evidence from the Warsaw Stock Exchange. W: J. Mizerka i T. Choudhry (Eds.), *Contemporary Trends in Accounting, Finance and Financial Institutions: Proceedings from the International Conference on Accounting, Finance and Financial Institutions (ICAFFI)* (s. 27-42). Cham: Springer International Publishing. doi:10.1007/978-3-319-72862-9_3
- Stoll, H.R. (1978). The supply of dealer services in securities markets. *The Journal of Finance*, 33(4), 1133-1151. doi:10.1111/j.1540-6261.1978.tb02053.x
- Subrahmanyam, A. (2008). Lagged order flows and returns: A longer-term perspective. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 48(3), 623-640. doi:10.1016/j.qref.2006.10.001
- Subrahmanyam, A. (2009). The implications of liquidity and order flows for neoclassical finance. *Pacific-Basin Finance Journal*, 17(5), 527-532. doi:10.1016/j.pacfin.2008.08.001
- Switzer, L. i Picard, A. (2015). Idiosyncratic volatility, momentum, liquidity, and expected returns in developed and emerging markets. *Multinational Finance Journal*, 19(3), 169-221.
- Syamala, S.R., Reddy, V.N. i Goyal, A. (2014). Commonality in liquidity: An empirical examination of emerging order-driven equity and derivatives market. *Journal of*

International Financial Markets, Institutions and Money, 33, 317-334.
doi:10.1016/j.intfin.2014.09.001

Szczegółowe Zasady Obrotu Giełdowego z dnia 28.12.2016 r. (Uchwała nr 1038/2012 Zarządu Giełdy z dnia 17.10.2012 r. z późniejszymi zmianami).

Tarczyński, W. (2009a). Badanie wpływu cash-flow i wybranych wskaźników rynkowych na stopy zwrotu spółek giełdowych. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 19, 399-410.

Tarczyński, W. (2009b). Ocena wpływu kapitalizacji i płynności na stopę zwrotu spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej w Katowicach. Metody matematyczne, ekonometryczne i komputerowe w finansach i ubezpieczeniach*, 409-418.

Tarczyński, W. i Łuniewska, M. (2008). Próba oceny wpływu kapitalizacji i płynności na opłacalność inwestowania na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. *Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania*, 9, 133-142.

Tayal, R. i Thomas, S. (2012). *Measuring and explaining the asymmetry of liquidity* (Indira Gandhi Institute of Development Research, Mumbai Working Papers No. 2012-011).
doi:10.2139/ssrn.2239492

Tayeh, M. (2016). Determinants of market liquidity: Evidence from the Jordanian Stock Market. *International Journal of Economics and Finance*, 8(10), 48-59.
doi:10.5539/ijef.v8n10p48

Thompson, S.R. i Waller, M.L. (1987). The execution cost of trading in commodity futures markets. *Food Research Institute Studies*, 20(2), 141-163.

Ting, C. i Warachka, M. (2003). *A new methodology for measuring liquidity-induced transaction costs* (Working paper). Pobrane z <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download;jsessionid=6A2C9CB57AE7588C9F46850C2003499C?doi=10.1.1.200.299&rep=rep1&type=pdf>

Tobek, O. (2016). *Liquidity proxies based on trading volume* (Working paper). Pobrane z <https://ssrn.com/abstract=2736584>

Udomsirikul, P., Jumreornvong, S. i Jiraporn, P. (2011). Liquidity and capital structure: The case of Thailand. *Journal of Multinational Financial Management*, 21(2), 106-117.
doi:10.1016/j.mulfin.2010.12.008

- Ustawa z dnia 6. grudnia 2013r. o zmianie niektórych ustaw w związku z określeniem zasad wypłaty emerytur ze środków zgromadzonych w otwartych funduszach emerytalnych (Dz.U. z 2013r., poz. 1717).
- Vagias, D, i van Dijk, M.A. (2010). *International capital flows and liquidity* (Working paper). doi:10.2139/ssrn.1571858
- Vayanos, D. (1998). Transaction costs and asset prices: A dynamic equilibrium model. *The Review of Financial Studies*, 11(1), 1-58. doi:10.1093/rfs/11.1.1
- Vayanos, D. (2004). *Flight to quality, flight to liquidity and the pricing of risk* (NBER Working Paper No. 10327). doi:10.3386/w10327
- Vayanos, D. i Vila, J.-L. (1999). Equilibrium interest rate and liquidity premium with transaction costs. *Economic Theory*, 13(3), 509-539. doi:10.1007/s001990050
- Vayanos, D. i Wang, J. (2012a). *Market liquidity. Theory and empirical evidence* (NBER Working Paper No. 18251). doi:10.3386/w18251
- Vayanos, D. i Wang, J. (2012b). Theories of liquidity. *Foundations and Trends in Finance*, 6(4), 221-317. doi:10.1561/05000000014
- von Wyss, R. (2004). *Measuring and predicting liquidity in the stock market* (Niepublikowana rozprawa doktorska). St. Gallen: Universität St. Gallen.
- Vovchak, V. (2014). *Liquidity and investment horizon* (Swiss Finance Institute Research Paper No. 14-02). doi:10.2139/ssrn.2241056
- Vidović, J., Poklepović, T. i Aljinović, Z. (2014). How to measure illiquidity on European emerging stock markets?. *Business Systems Research Journal*, 5(3), 67-81. doi:10.2478/bsrj-2014-0020
- Wang, J.-X. (2011). *A multi-factor measure for cross-market liquidity commonality* (Asian Development Bank Economics Working Paper Series No. 230). doi:10.2139/ssrn.1783128
- Watanabe, M. (2014). *A model of stochastic liquidity* (Yale ICF Working Paper No. 03-18). Pobrane z <https://ssrn.com/abstract=413983>
- Watanabe, A. i Watanabe, M. (2008). Time-varying liquidity risk and the cross-section of stock returns. *The Review of Financial Studies*, 21(6), 2449-2486. doi:10.1093/rfs/hhm054
- Wawruszczak, M. (2007). O płynności finansowej Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 6(2), 487-494.

- Włosik, K. (2017). Płynność przy wycenie akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny*, LXXIX(2), 127-141. doi:10.14746/rpeis.2017.79.2.11
- Wu, Y. (2017). *Asset pricing with extreme liquidity risk* (Stevens Institute of Technology School of Business Research Paper No. 2850278). doi:10.2139/ssrn.2850278
- Yeyati, E.L., van Horen, N. i Schmukler, S.L. (2008). Emerging market liquidity and crises. *Journal of European Economic Association*, 6(2-3), 668-682. doi:10.1162/JEEA.2008.6.2-3.668
- Zaremba, A. (2017). *Asset pricing factors for the Polish market (monthly)*. Pobrane z: <http://adamzaremba.pl/data/uploads/pl-factors-2017-05-31.xlsx>
- Zhao, W. i Wang, M. (2015). On the computation of LOT liquidity measure. *Economics Letters*, 136, 76-80. doi:10.1016/j.econlet.2015.08.030
- Zhou, D. (2011). Ownership structure, liquidity and trade informativeness. *Journal of Finance and Accountancy*, 6, 1-17.

INDEKS TABEL

Tabela 1. Systematyka miar płynności	49
Tabela 2. Statystyki opisowe miar płynności na GPW w Warszawie	76
Tabela 3. Przeciętna korelacja przekrojowa miar płynności z benchmarkiem	78
Tabela 4. Przeciętna korelacja przekrojowa rang miar płynności z benchmarkiem	79
Tabela 5. Przeciętna korelacja czasowa miar płynności z benchmarkiem (na poziomie pojedynczej akcji)	80
Tabela 6. Korelacja czasowa miar płynności z benchmarkiem (na poziomie portfela)	81
Tabela 7. Korelacja czasowa pierwszych różnic miar płynności z benchmarkiem (na poziomie portfela)	82
Tabela 8. Korelacja przekrojowo-czasowa miar płynności z benchmarkiem	82
Tabela 9. Pierwiastek przeciętnej wartości kwadratu błędu oszacowania	83
Tabela 10. Przeciętny błąd oszacowania	84
Tabela 11. Porównanie przydatności miar płynności niskiej częstotliwości	88
Tabela 12. Korelacja między indeksem WIG a płynnością rynku	93
Tabela 13. Badania zależności między poziomem płynności a stopą zwrotu	153
Tabela 14. Badania zależności między płynnością a stopami zwrotu na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie	160
Tabela 15. Czynniki wpływające na wysokość premii z tytułu płynności akcji	167
Tabela 16. Wybrane charakterystyki próby badawczej	174
Tabela 17. Oszacowane wartości miesięcznej premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji oczekiwanej stopy zwrotu i ryzyka	186
Tabela 18. Oszacowane wartości miesięcznej premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji oczekiwanej stopy zwrotu i stopy zwrotu wolnej od ryzyka	187
Tabela 19. Oszacowane wartości miesięcznej premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji zmienności stóp zwrotu i stopy zwrotu wolnej od ryzyka	187
Tabela 20. Oszacowane wartości miesięcznej premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji oczekiwanej stopy zwrotu i horyzontu inwestycji	188
Tabela 21. Oszacowane wartości miesięcznej premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji zmienności stóp zwrotu i horyzontu inwestycji	188
Tabela 22. Oszacowane wartości miesięcznej premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji stopy zwrotu wolnej od ryzyka i horyzontu inwestycji	189
Tabela 23. Oszacowane wartości miesięcznej premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji oczekiwanej stopy zwrotu i maksymalnego udziału akcji w portfelu	190
Tabela 24. Oszacowane wartości miesięcznej premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji oczekiwanej stopy zwrotu i maksymalnego udziału akcji w portfelu	190
Tabela 25. Oszacowane wartości miesięcznej premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji oczekiwanej stopy zwrotu i maksymalnego udziału akcji w portfelu	191
Tabela 26. Oszacowane wartości miesięcznej premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji oczekiwanej stopy zwrotu i ryzyka: wyłącznie tymczasowy wpływ cenowy	192
Tabela 27. Oszacowane wartości miesięcznej premii z tytułu płynności dla różnych kombinacji oczekiwanej stopy zwrotu i ryzyka: wyłącznie trwałe wpływ cenowy	192
Tabela 28. Statystyki opisowe zwinsoryzowanych miar płynności	196
Tabela 29. Statystyki modeli autoregresyjnych dla miar płynności	199

Tabela 30. Macierz korelacji skumulowanych stóp zwrotu	201
Tabela 31. Macierz korelacji zmiennych kontrolnych	202
Tabela 32. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji uzyskane KMNK	205
Tabela 33. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji uzyskane WMNK ze stopami zwrotu z poprzedniego okresu jako wagi.....	207
Tabela 34. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji uzyskane WMNK z oszacowaniem wariancji jako wagi.....	208
Tabela 35. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a nadwyżkowymi stopami zwrotu z akcji uzyskane KMNK	211
Tabela 36. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a nadwyżkowymi stopami zwrotu z akcji uzyskane WMNK ze stopami zwrotu z poprzedniego okresu jako wagi.....	212
Tabela 37. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a nadwyżkowymi stopami zwrotu z akcji uzyskane WMNK oszacowaniem wariancji jako wagi	213
Tabela 38. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu CAPM uzyskane KMNK	217
Tabela 39. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu CAPM uzyskane WMNK ze stopami zwrotu z poprzedniego okresu jako wagi	219
Tabela 40. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu CAPM uzyskane WMNK z oszacowaniem wariancji jako wagi	220
Tabela 41. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu FF3 uzyskane KMNK	224
Tabela 42. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu FF3 uzyskane WMNK ze stopami zwrotu z poprzedniego okresu jako wagi	225
Tabela 43. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu FF3 uzyskane WMNK z oszacowaniem wariancji jako wagi	226
Tabela 44. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu Carharta uzyskane KMNK	229
Tabela 45. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu Carharta uzyskane WMNK ze stopami zwrotu z poprzedniego okresu jako wagi	230
Tabela 46. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu Carharta uzyskane WMNK z oszacowaniem wariancji jako wagi	231
Tabela 47. Przeciętna premia z tytułu płynności wyrażona w punktach procentowych	236

Tabela 48. Zwiększenie oczekiwanej stopy zwrotu związane ze zmniejszeniem płynności ..	237
Tabela 49. Ekonomiczne znaczenie premii z tytułu płynności	238
Tabela 50. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progami 50%.....	245
Tabela 51. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progami 50%	246
Tabela 52. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progami 75%.....	250
Tabela 53. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progami 75%	251
Tabela 54. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progami 95%.....	252
Tabela 55. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progami 95%	253
Tabela 56. Odsetek modeli z oszacowaniami parametrów przy zamortyzowanym koszcie płynności zgodnymi z hipotezą H_2	254
Tabela 57. Odsetek modeli z oszacowaniami parametrów przy nieoczekiwanym poziomie płynności zgodnymi z hipotezą H_2	255
Tabela 58. Odsetek modeli z oszacowaniami obydwu parametrów przy zmiennych związanych z płynnością zgodnymi z hipotezą H_2	256
Tabela 59. Średnie wartości zamortyzowanych miar płynności w okresach hossy i bessy (wartości pomnożone przez 10^3).....	257
Tabela 60. Korelacja między płynnością akcji a horyzontem inwestycji.....	259
Tabela 61. Odsetek modeli z wartościami premii z tytułu płynności zgodnymi z hipotezą H_2	260
Tabela 62. Przeciętna korelacja przekrojowa miar płynności w podokresach	325
Tabela 63. Przeciętna korelacja przekrojowa rang miar płynności z benchmarkiem w podokresach	326
Tabela 64. Przeciętna korelacja czasowa miar płynności z benchmarkiem w podokresach (na poziomie pojedynczej akcji).....	327
Tabela 65. Korelacja czasowa miar płynności z benchmarkiem w podokresach (na poziomie portfela).....	328
Tabela 66. Korelacja czasowa pierwszych różnic miar płynności z benchmarkiem w podokresach (na poziomie portfela)	329
Tabela 67. Korelacja przekrojowo-czasowa miar płynności z benchmarkiem w podokresach	330

Tabela 68. Pierwiastek przeciętnej wartości kwadratu błędu oszacowania w podokresach	331
Tabela 69. Przeciętny błąd oszacowania w podokresach	332
Tabela 70. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R a stopami zwrotu z akcji	343
Tabela 71. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji	344
Tabela 72. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I a stopami zwrotu z akcji	345
Tabela 73. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji	346
Tabela 74. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R a nadwyżkowymi stopami zwrotu z akcji	347
Tabela 75. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a nadwyżkowymi stopami zwrotu z akcji	348
Tabela 76. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I a nadwyżkowymi stopami zwrotu z akcji	349
Tabela 77. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a nadwyżkowymi stopami zwrotu z akcji	350
Tabela 78. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu CAPM	351
Tabela 79. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu CAPM.....	352
Tabela 80. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu CAPM	353
Tabela 81. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu CAPM.....	354
Tabela 82. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu FF3.....	355
Tabela 83. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu FF3	356
Tabela 84. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu FF3.....	357
Tabela 85. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu FF3	358
Tabela 86. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu Carharta	359
Tabela 87. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu Carharta.....	360
Tabela 88. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu Carharta	361

Tabela 89. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu Carharta.....	362
Tabela 90. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji – ryzyko zortogonalizowane względem płynności	363
Tabela 91. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji – ryzyko zortogonalizowane względem rozmiaru	364
Tabela 92. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji – pominięcie zmiennej związanej z ryzykiem	365
Tabela 93. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji – pominięcie zmiennych związanych z płynnością	366
Tabela 94. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji – okres 2004-2009	367
Tabela 95. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji – okres 2010-2016	368
Tabela 96. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji – okres V 2013 – XII 2016 (po wprowadzeniu systemu notującego UTP)	369
Tabela 97. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progim 50%.....	375
Tabela 98. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progim 50%	376
Tabela 99. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progim 50%.....	377
Tabela 100. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progim 50%	378
Tabela 101. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progim 75%.....	379
Tabela 102. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progim 75%	380
Tabela 103. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progim 75%.....	381
Tabela 104. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy	

i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progiem 75%	382
Tabela 105. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progiem 95%.....	383
Tabela 106. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progiem 95%	384
Tabela 107. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progiem 95%.....	385
Tabela 108. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progiem 95%	386
Tabela 109. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progiem 50%.....	387
Tabela 110. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progiem 50%	388
Tabela 111. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progiem 50%.....	389
Tabela 112. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progiem 50%	390
Tabela 113. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progiem 50%.....	391
Tabela 114. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progiem 50%	392
Tabela 115. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progiem 75%.....	393
Tabela 116. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progiem 75%	394

Tabela 117. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progami 75%.....	395
Tabela 118. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progami 75%	396
Tabela 119. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progami 75%.....	397
Tabela 120. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progami 75%	398
Tabela 121. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progami 95%.....	399
Tabela 122. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progami 95%	400
Tabela 123. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progami 95%.....	401
Tabela 124. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progami 95%	402
Tabela 125. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progami 95%.....	403
Tabela 126. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progami 95%	404
Tabela 127. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progami 50%.....	405
Tabela 128. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progami 50%	406
Tabela 129. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progami 50%.....	407

Tabela 130. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progami 50%	408
Tabela 131. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progami 50%.....	409
Tabela 132. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progami 50%	410
Tabela 133. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progami 75%.....	411
Tabela 134. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progami 75%	412
Tabela 135. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progami 75%.....	413
Tabela 136. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progami 75%	414
Tabela 137. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progami 75%.....	415
Tabela 138. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progami 75%	416
Tabela 139. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progami 95%.....	417
Tabela 140. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progami 95%	418
Tabela 141. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progami 95%.....	419
Tabela 142. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy	

i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progiem 95%	420
Tabela 143. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progiem 95%.....	421
Tabela 144. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progiem 95%	422
Tabela 145. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie miesięcznej procentowej zmiany wartości indeksu WIG	423
Tabela 146. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie miesięcznej procentowej zmiany wartości indeksu WIG	424
Tabela 147. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie miesięcznej procentowej zmiany wartości indeksu WIG	425
Tabela 148. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie miesięcznej procentowej zmiany wartości indeksu WIG	426
Tabela 149. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie miesięcznej procentowej zmiany wartości indeksu WIG	427
Tabela 150. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ ^I (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie miesięcznej procentowej zmiany wartości indeksu WIG	428

INDEKS SCHEMATÓW

Schemat 1. Schemat badania empirycznego	10
Schemat 2. Poziomy płynności	21
Schemat 3. Wymiary płynności papierów wartościowych	27
Schemat 4. Czynniki wpływające na płynność akcji	37
Schemat 5. Kryteria przydatności miar płynności	45
Schemat 6. Zachowanie inwestora i zależności między zmiennymi modelu.....	182
Schemat 7. Sposób tworzenia portfeli na potrzeby obliczenia premii za wielkość i wartość	222
Schemat 8. Sposób tworzenia portfeli na potrzeby obliczenia premii za wielkość, wartość i momentum	227

SPIS WYKRESÓW

Wykres 1. Płynność GPW w Warszawie w latach 2001-2016	92
Wykres 2. Płynność GPW w Warszawie i indeks WIG w latach 2001-2016.....	93
Wykres 3. Liczebność próby badawczej w kolejnych miesiącach badania	174
Wykres 4. Okresy hossy i bessy zidentyfikowane na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progiem 50%	243
Wykres 5. Płynność GPW w Warszawie mierzona miarą FHT i przeciętny horyzont inwestycji	258
Wykres 6. Płynność GPW w Warszawie mierzona miarą ILLIQ ^R i przeciętny horyzont inwestycji	259
Wykres 7. Płynność GPW w Warszawie mierzona miarą ILLIQ ^I i przeciętny horyzont inwestycji	259
Wykres 8. Okresy hossy i bessy zidentyfikowane na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progiem 75%	370
Wykres 9. Okresy hossy i bessy zidentyfikowane na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progiem 95%	370
Wykres 10. Okresy hossy i bessy zidentyfikowane na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progiem 50%	371
Wykres 11. Okresy hossy i bessy zidentyfikowane na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progiem 75%	371
Wykres 12. Okresy hossy i bessy zidentyfikowane na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progiem 95%	372
Wykres 13. Okresy hossy i bessy zidentyfikowane na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progiem 50%.....	372
Wykres 14. Okresy hossy i bessy zidentyfikowane na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progiem 75%.....	373
Wykres 15. Okresy hossy i bessy zidentyfikowane na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progiem 95%.....	373
Wykres 16. Okresy hossy i bessy zidentyfikowane na podstawie miesięcznej procentowej zmiany wartości indeksu WIG	374

ZAŁĄCZNIK A

Nazwa miernika	Definicja	Źródło
Miary wykorzystujące dane o zleceniach		
Miary kosztów transakcyjnych		
<i>Spread</i>		
Spread absolutny (zgłoszony spread)	$s_t^{abs} = p_t^A - p_t^B$	(von Wyss, 2004)
Logarytmiczny spread absolutny	$\log s_t^{abs} = \ln(p_t^A - p_t^B)$	(von Wyss, 2004)
Relatywny spread	$s_t^{rel} = \frac{p_t^A - p_t^B}{p_t}$	(von Wyss, 2004)
Relatywny spread (2 wersja)	$s_t^{relM} = \frac{2(p_t^A - p_t^B)}{p_t^A + p_t^B}$	(von Wyss, 2004; Abdi i Rinaldo, 2017)
Relatywny spread logarytmicznych cen	$s_t^{rellog} = \ln\left(\frac{p_t^A}{p_t^B}\right)$	(von Wyss, 2004)
Logarytmiczny relatywny spread logarytmicznych cen	$\log s_t^{rellog} = \ln\left(\ln\left(\frac{p_t^A}{p_t^B}\right)\right)$	(von Wyss, 2004)
Spread efektywny	$s_t^{eff} = p_t - p_t^M $	(von Wyss, 2004)
Relatywny efektywny spread	$s_t^{releff} = \frac{ p_t - p_t^M }{p_t}$	(von Wyss, 2004)
Relatywny efektywny spread (2 wersja)	$s_t^{releffM} = \frac{ p_t - p_t^M }{p_t^M}$	(von Wyss, 2004; Hasbrouck, 2009; Tayal i Thomas, 2012)

Spread ważony czasem	$S_{TW} = \sum_{i=1}^N \frac{s_i^{rel^M} (t_{i+1} - t_i)}{T' - T}$	(McInish i Wood, 1992)
Spread zamortyzowany	$AS_t = s_t^{eff} \cdot Tn_t$	(Chalmers i Kadlec, 1998)
Względny ważony spread	$s_t^{rel^W} = \frac{2(p_t^A - p_t^B)}{p_t^A + p_t^B} q_t$	(Kołodziejczyk, Lasota i Piechota, 2013)
Zrealizowany spread	$s_t^{realized} = 2TD_t (\ln(p_t) - \ln(p_{t+5}^M))$	(Fong, Holden i Trzcinka, 2017)
Wpływ rynkowy	$MI_t^{V*} = p_t^{A,V*} - p_t^{B,V*}$	(von Wyss, 2004)
Miary aktywności transakcyjnej		
<i>Miary rozkładu zleceń</i>		
Nachylenie zleceń (<i>quote slope</i>)	$QS_t = \frac{p_t^A - p_t^B}{\ln(q_t^A) + \ln(q_t^B)}$	(von Wyss, 2004; Langedijk, Monokroussos i Papanagiotou, 2015)
Logarytmiczne nachylenie zleceń	$\log QS_t = \frac{\ln\left(\frac{p_t^A}{p_t^B}\right)}{\ln(q_t^A q_t^B)}$	(von Wyss, 2004)
Dostosowane logarytmiczne nachylenie zleceń	$\log QS_t^{adj} = \frac{\ln\left(\frac{p_t^A}{p_t^B}\right)}{\ln(q_t^A q_t^B) \left(1 + \left \ln\left(\frac{q_t^B}{q_t^A}\right)\right \right)}$	(von Wyss, 2004)
Złożony wskaźnik płynności	$CL_t = \frac{2(p_t^A - p_t^B)}{p_t^M (q_t^A p_t^A + q_t^B p_t^B)}$	(von Wyss, 2004)
<i>Miary czasu trwania i oczekiwania</i>		
Intensywność transakcji	$\lambda_t = \frac{1}{D} \sum_{d=1}^D \sum_{n=1}^{ND} \frac{1}{h} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\left(\frac{t_{n-1} - t}{\sqrt{2h}}\right)^2\right]$ gdzie h oznacza pewne pasmo czasu;	(Gourieroux, Jasiak i Le Fol, 1999)

Czas oczekiwania na transakcję	$\tau_n = t_n - t_{n-1}$	(Gourieroux, Jasiak i Le Fol, 1999)
Czas trwania wolumenu obrotu	$Dur^{V^*} = \inf \left(Dur : \sum_{i=1}^{N+Dur} V_i \geq \sum_{i=1}^N V_i + V^* \right)$	(von Wyss, 2004; Kołodziejczyk, Lasota i Piechota, 2013)
Czas trwania wartości obrotu	$Dur^{Vol^*} = \inf \left(Dur : \sum_{i=1}^{N+Dur} Vol_i \geq \sum_{i=1}^N Vol_i + Vol^* \right)$	(von Wyss, 2004; Kołodziejczyk, Lasota i Piechota, 2013)
Liczba zleceń na jednostkę czasu	Nq_t	(von Wyss, 2004)
Miara przepływu	$FR_t = \frac{\sum_{t=1}^N p_t \cdot q_t}{\frac{1}{N-1} \sum_{n=2}^N t_n - t_{n-1}}$	(von Wyss, 2004)
<i>Miary głębokości rynku</i>		
Głębokość rynku	$D_t = q_t^A + q_t^B$	(von Wyss, 2004; Vayanos i Wang, 2012a)
Logarytmiczna głębokość	$\log D_t = \ln(q_t^A q_t^B)$	(von Wyss, 2004)
Głębokość wartościowa	$D_t^{Vol} = \frac{q_t^A p_t^A + q_t^B p_t^B}{2}$	(von Wyss, 2004)
Wskaźnik zleceń	$OR_t = \frac{ q_t^B - q_t^A }{p_t \cdot q_t}$	(von Wyss, 2004)
<i>Miary wpływu cenowego</i>		
<i>λ Kyle'a i jej modyfikacje</i>		
λ Kyle'a	$\Delta p_t = \lambda_t (\Delta q_t^{ins} + \Delta q_t^{noise})$ gdzie q^{ins} – wielkość zlecenia poinformowanego gracza, q^{noise} – wielkość zlecenia niepoinformowanego gracza;	(Kyle, 1985)
Modyfikacja λ Kyle'a – α_{1i}	$\Delta p_{it} = \mu_i + \alpha_{1i} OR_{t-1} + \alpha_{2i} OR_{t-1}^2 + COR_{t-1} + \varepsilon_{it}$	(Dong, Kempf i Yadav, 2007)

	gdzie COR – skumulowany (od początku dnia) wskaźnik zleceń;	
Miara wpływu cenowego	$\Delta p_t = \lambda \left(signed \sqrt{Vol_t} \right) + \varepsilon_t$	(Goyenko, Holden i Trzcinka, 2009; Hasbrouck, 2009; Tobek, 2016)
Miara wpływu cenowego sprzedaży/kupna	$\Delta p_t = \alpha + \lambda_{buy} (q_t TD_t = 1) + \lambda_{sell} (q_t TD_t < 1) + \psi (TD_t - TD_{t-1}) + \varepsilon_t$	(Brennan i inni, 2012)
Miara wpływu cenowego (β^P)	$\frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}} = \alpha_{it} + \beta_{it}^P NTO_{it} + \varepsilon_{it}$ gdzie NTO_{it} oznacza różnicę między wskaźnikiem obrotu zainicjowanego przez kupującego i wskaźnikiem obrotu zainicjowanego przez sprzedającego pomnożoną przez 1000 w 5-cio lub 30-to minutowym interwale;	(Breen, Hodrick i Korajczyk, 2002)
Miara wpływu cenowego (β^Q)	$\frac{P_{it}^M - P_{it-1}^M}{P_{it-1}^M} = \alpha_{it} + \beta_{it}^Q NTO_{it} + \varepsilon_{it}$ gdzie NTO_{it} oznacza różnicę między wskaźnikiem obrotu zainicjowanego przez kupującego i wskaźnikiem obrotu zainicjowanego przez sprzedającego pomnożoną przez 1000 w 5-cio lub 30-to minutowym interwale;	(Breen, Hodrick i Korajczyk, 2002)
<i>Inne miary wpływu cenowego</i>		
Miernik nie płynności 1	$IL_1 = \frac{\sqrt{N^{ins}} \sigma}{(N^{ins} + 1) \sigma_z}$ gdzie N^{ins} – liczba poinformowanych graczy, σ_z – odchylenie standardowe popytu niepoinformowanych graczy;	(Chordia, Huh i Subrahmanyam, 2009)
Miernik nie płynności 2	$IL_2 = p^{-1} \frac{\sigma_p^2}{(N^{ins} + 1) \sigma_p^2 + 2\sigma_s^2} \sqrt{\frac{N^{ins} (\sigma_p^2 + \sigma_s^2)}{\sigma_z^2}}$ gdzie σ_p – odchylenie standardowe wypłaty z aktywa, σ_s – odchylenie standardowe wartości nowego sygnału;	(Chordia, Huh i Subrahmanyam, 2009)

	Miara odporności - α	$\Delta Y(t) = -\alpha Y(t-1) + \phi(t)$ gdzie $Y(t)$ jest błędem wyceny w momencie t , a $\phi(t)$ to biały szum;	(Dong, Kempf i Yadav, 2007)
	Procentowy wpływ cenowy	$PI_t = 2TD_t \left(\ln(p_{t+5}^M) - \ln(p_t^M) \right)$	(Fong, Holden i Trzcinka, 2017)
Miary wykorzystujące dane o transakcjach			
Miary kosztów transakcyjnych			
<i>Miary oparte na stopach zwrotu</i>			
	Miernik Rolla	$s_{Roll} = 2\sqrt{-\text{cov}(\Delta p_t; \Delta p_{t-1})}$	(Roll, 1984)
	Miernik Thompsona i Wallera	$s_{TW} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \Delta p_i$	(Thompson i Waller, 1987)
	Miernik Choi, Salandro i Shastri	$s_{CSS} = \sqrt{\frac{-\text{cov}(\Delta p_t; \Delta p_{t-1})}{(1-\delta)}}$ gdzie δ - prawdopodobieństwo, że przyszła transakcja będzie taka sama jak obecna;	(Choi, Salandro i Shastri, 1988)
	Miernik Chu, Ding i Pyun	$s_{CDP} = \sqrt{\frac{-\text{cov}(\Delta p_t; \Delta p_{t-1})}{(1-\delta)(1-\alpha)}}$ gdzie α – prawdopodobieństwo, że obecna transakcja będzie taka sama jak poprzednia;	(Chu, Ding i Pyun, 1996)
	Modyfikacja miernika Rolla 1	$\hat{s} = \begin{cases} 2\sqrt{-\text{cov}(\Delta p_t; \Delta p_{t-1})} & : \text{cov}(\Delta p_t; \Delta p_{t-1}) < 0 \\ 0 & : \text{cov}(\Delta p_t; \Delta p_{t-1}) \geq 0 \end{cases}$	(Goyenko, Holden i Trzcinka, 2009)
	Modyfikacja miernika Rolla 2	$s = -2 \text{sgn}[\text{cov}(\Delta p_t; \Delta p_{t-1})] \sqrt{ \text{cov}(\Delta p_t; \Delta p_{t-1}) }$	(Olbryś, 2014b)
	Estymator Bayessowski z losowaniem Gibbisa	$\Delta p_t = c\Delta TD_t + \beta r_{mt} + \varepsilon_t$	(Hasbrouck, 2004, 2009; Jensen i Moorman, 2010)
	Miernik odporności	$MEC = \frac{\text{Var}(R_t)}{T(\text{Var}(r_t))}$	(Sarr i Lybek, 2002)

	gdzie R – stopa zwrotu w długim okresie, r – stopa zwrotu w krótkim okresie, T – liczba krótkich okresów w długim;	
Dodatkowa zmienność stopy zwrotu	$\gamma = \frac{D^2(u)}{D^2(v) + D^2(u)}$ <p>gdzie u – odchylenia stóp zwrotu od linii charakterystycznej spowodowane ryzykiem płynności, v – ryzyko specyficzne;</p>	(Garsztka, 2012)
Miernik Schestag, Shuster i Uhrig-Homburg	różnica w cenie transakcji występująca w okienku 15-minutowym;	(Schestag, Shuster i Uhrig-Homburg, 2016)
Miara George'a, Kaula i Nimalendrana	$s_i = 2\sqrt{-\text{cov}(\eta_{it}, \eta_{it-1})}$ <p>gdzie η_{it} są resztami z modelu: $R_{iTt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}E_{pt} + \eta_{it}$ w którym: R_{iTt} – stopa zwrotu z akcji, E_{pt} – oczekiwana stopa zwrotu z portfela, do którego należy akcja, obliczana w modelu AR(1): $E_{pt} = \mu_p + \phi_{pe}E_{pt-1} + \varepsilon_{pt}$</p>	(George, Kaul i Nimalendran, 1991)
Spread szacowany w modelu Huanga i Stolla	$\Delta p_t = \frac{S}{2}TD_t + (\alpha + \beta - 1)\frac{S}{2}TD_{t-1} - \alpha(1 - \pi)\frac{S}{2}TD_{t-2} + \varepsilon_t$ <p>gdzie: α – część spreadu odpowiadająca negatywnej selekcji, β – część spreadu odpowiadająca kosztom zapasów, π – prawdopodobieństwo, że transakcja w momencie t będzie miała inny kierunek niż transakcja w momencie t-1, szacowane z regresji: $TD_{t-1} = (1 - 2\pi)TD_{t-2} + \varepsilon_t$</p>	(Huang i Stoll, 1997)
Miernik Marsha-Rocka	$LR_{MR} = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \left \frac{p_n - p_{n-1}}{p_{n-1}} \right $	(Marsh, 1986; Gabrielsen, Marzo i Zagaglia, 2011)
<i>Miary oparte na rozpiętości cen</i>		

Dzienna rozpiętość cen	$Range = \ln \left(\frac{p_t^H - p_t^L}{p_{t-1}^C} \right)$	(Będowska-Sójka, 2018)
Estymator spreadu H-L	$s_{HL} = \frac{2(e^\alpha - 1)}{1 + e^\alpha}$ <p>gdzie</p> $\alpha = \frac{\sqrt{2\beta} - \sqrt{\beta}}{3 - 2\sqrt{2}} - \sqrt{\frac{\gamma}{3 - 2\sqrt{2}}}$ $\beta = \sum_{j=0}^1 \left[\ln \left(\frac{p_{t+j}^H}{p_{t+j}^L} \right) \right]^2$ $\gamma = \left[\ln \left(\frac{p_{t,t+1}^H}{p_{t,t+1}^L} \right) \right]^2$	(Corwin i Schultz, 2012; Kim i Lee, 2014)
Estymator spreadu H-L wersja 2	$s_{HL} = \frac{E \left[\sqrt{2} (p_t^H - p_t^L) - (p_{t,t+1}^H - p_{t,t+1}^L) \right]}{\sqrt{2} - 1}$	(Li, Lambe i Adegbite, 2017)
Estymator spreadu C-H-L	$s_{CHL} = 2\sqrt{E(p_t^C - \eta_t)(p_t^C - \eta_{t+1})}$ <p>gdzie $\eta_t = \frac{p_t^L + p_t^H}{2}$</p>	(Abdi i Ranaldo, 2017)
Estymator QMLE	$\sum_{t=1}^n \left[\ln(PR_t - s) + 5,86(\ln(PR_t - s) - 0,425 - \ln \sigma^2) \right] \rightarrow \max$	(Gao i Wang, 2017)
Efektywne postąpienie ceny	$s_{effTick} = \frac{\sum_{j=1}^J \hat{\gamma}_j S_j}{\bar{p}}$ <p>gdzie</p>	(Goyenko, Holden i Trzcinka, 2009; Holden, 2009)

	$S_j = \$1/8, \$1/4, \$1/2, \1 $\hat{\gamma}_j = \begin{cases} \min[\max(U_j, 0), 1], & j=1 \\ \min[\max(U_j, 0), 1 - \sum_{k=1}^{j-1} \hat{\gamma}_k], & j=2, \dots, J \end{cases}$ $U_j = \begin{cases} 2F_j, & j=1 \\ 2F_j - F_{j-1}, & j=2, \dots, J-1 \\ F_j - F_{j-1}, & j=J \end{cases}$ $F_j = \frac{N_j}{\sum_{j=1}^J N_j}$ <p>N_j – liczba transakcji odpowiadających j-temu rozmiarowi spreadu;</p>	
<i>Miary oparte na dniach o zerowym zwrocie lub wolumenie</i>		
Proporcja dni z zerowym zwrotem	$Zero1_t = \frac{D_t^{r=0}}{D_t}$	(Lesmond, Ogden i Trzcinka, 1999; Olbryś, 2013)
Proporcja dni z zerowym zwrotem i niezerowym wolumenem	$Zero2_t = \frac{D_t^{r=0; Vol>0}}{D_t}$	(Lesmond, Ogden i Trzcinka, 1999; Olbryś, 2013)
Miara FHT	$s_t^{FHT} = 2\sigma_t \phi^{-1} \left[\frac{1 + Zero1_t}{2} \right]$ <p>gdzie $\Phi(\cdot)$ jest dystrybuantą standaryzowanego rozkładu normalnego;</p>	(Fong, Holden i Trzcinka, 2017)
LOT-Mixed	$s_{LOT} = \alpha_2 - \alpha_1$ <p>gdzie</p>	(Lesmond, Ogden i Trzcinka, 1999; Zhao i Wang, 2015)

	$\sum_{i \in U_1} \left\{ -\frac{1}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} (r_i + \alpha_1 - \beta r_{mt})^2 \right\} +$ $\sum_{i \in U_2} \left\{ -\frac{1}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} (r_i + \alpha_2 - \beta r_{mt})^2 \right\} +$ $\sum_{i \in U_0} \ln \left(\phi \left(\frac{\alpha_2 - \beta r_{mt}}{\sigma} \right) - \phi \left(\frac{\alpha_1 - \beta r_{mt}}{\sigma} \right) \right) \rightarrow \max$ $U_0 \rightarrow \{t : r_t = 0\}$ $U_1 \rightarrow \{t : r_t \neq 0, r_{mt} < 0\}$ $U_2 \rightarrow \{t : r_t \neq 0, r_{mt} > 0\}$	
LOT-Y-split	$s_{LOT} = \alpha_2 - \alpha_1$ <p>gdzie</p> $\sum_{i \in U_1} \left\{ -\frac{1}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} (r_i + \alpha_1 - \beta r_{mt})^2 \right\} +$ $\sum_{i \in U_2} \left\{ -\frac{1}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} (r_i + \alpha_2 - \beta r_{mt})^2 \right\} +$ $\sum_{i \in U_0} \ln \left(\phi \left(\frac{\alpha_2 - \beta r_{mt}}{\sigma} \right) - \phi \left(\frac{\alpha_1 - \beta r_{mt}}{\sigma} \right) \right) \rightarrow \max$ $U_0 \rightarrow \{t : r_t = 0\}$ $U_1 \rightarrow \{t : r_t < 0\}$ $U_2 \rightarrow \{t : r_t > 0\}$	(Lesmond, Ogden i Trzcinka, 1999; Goyenko, Holden i Trzcinka, 2009; Zhao i Wang, 2015)
Estymator oparty na dniach o zerowych obrotach	gdzie	$s = l + u$ <p>(Tobek, 2016)</p>

		$\prod_{Vol=0}^u \int_{-l} F(x) \frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{x - \beta r_{mt}}{\sigma}\right) dx \cdot \prod_{Vol \neq 0}^{\infty} \int_{-\infty} (1 - F(x)) \frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{x - \beta r_{mt}}{\sigma}\right) dx \rightarrow \max$	
Estymator oparty na proporcji dni o zerowych obrotach		$s_t = \sigma_t \phi^{-1} \left[1 - \frac{1 - z_t}{4} \right]$ gdzie z – proporcja dni z zerową wartością obrotu	(Tobek, 2016)
Miary aktywności transakcyjnej			
<i>Miary nierównowagi</i>			
Wskaźnik nierównowagi wg wolumenu		$OIB_t^{SHR} = \frac{V_t^{buy} - V_t^{sell}}{V_t^{buy} + V_t^{sell}}$	(Chordia i inni, 2017)
Wskaźnik nierównowagi wg liczby transakcji		$OIB_t^{NUM} = \frac{N_t^{buy} - N_t^{sell}}{N_t^{buy} + N_t^{sell}}$	(Chordia i inni, 2017)
Miesięczny wskaźnik nierównowagi		$OI_t = \frac{\sum_{j=1}^{N_t} TD_j V_j}{SO_t}$	(Korajczyk i Sadka, 2008)
Wskaźnik nierównowagi		$OR_t = \frac{ V_t^{buy} - V_t^{sell} }{V_t}$	(Olbrys i Mursztyn, 2016)
<i>Miary oparte na wolumenie obrotu</i>			
Wolumen obrotu		V_t	(Sarr i Lybek, 2002)
Średni wolumen transakcji		$VT_t = \frac{V_t}{N_t}$	(Porcenaluk, 2013)
Wskaźnik obrotu		$Tn_t = \frac{V_t}{SO_t}$	(Sarr i Lybek, 2002)
Zmodyfikowany wolumen obrotu		$V_Y = \ln \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T V_t \right)$	(Yeyati, van Horen i Schmukler, 2008)

Zmodyfikowany wskaźnik obrotu	$MT_t = \frac{V_t}{SO_t \cdot \sigma_t}$	(Udomsirikul, Jumreornvong i Jiraporn, 2011)
Miernik Liu	$LM_t = \left[D_t^{V=0} + \frac{1/Tn_t}{Deflator_t} \right] \times \frac{21}{NoTD_t}$ gdzie NoTD – liczba dni notowań w okresie;	(Liu, 2006)
Przeciętny okres utrzymywania akcji w portfelu	$HP_t = \frac{SO_t}{V_t}$	(Datar, Naik i Radcliffe, 1998)
<i>Miary oparte na wartości obrotu</i>		
Wartość obrotu	Vol_t	(Sarr i Lybek, 2002)
Zmodyfikowana wartość obrotu	$L_t = \ln \left(1 + \frac{Vol_t}{\sigma_t} \right)$	(Wang, 2011)
Względna zmiana obrotu	gdzie $RDCV_t = \frac{ Vol_t - Vol_{t-1} }{\sum_{t=1}^D Vol_t / D}$	(Vidović, Pokleповić i Ajlinović, 2014)
Względna miara płynności	Miarą siły atrakcyjności rynkowej spółki jest wartość indeksu Shapleya-Shubika obliczanego dla średnich wartości transakcji akcjami spółki	(Kopańska-Bródka, Michalska i Dudzińska-Bryła, 2014)
Względna miara płynności (2 wersja)	Miarą siły atrakcyjności rynkowej spółki jest wartość indeksu Banzhafa obliczanego dla średnich wartości transakcji akcjami spółki	(Kopańska-Bródka, Michalska i Dudzińska-Bryła, 2014)
<i>Miary oparte na liczbie transakcji</i>		
Liczba transakcji	N_t	(Kołodziejczyk, Lasota i Piechota, 2013)
Proporcja dni z zerowym wolumenem	$Zero_t^V = \frac{D_t^{V=0}}{D_t}$	(Tobek, 2016)

	Prawdopodobieństwo handlu	$PT_t = \frac{1}{1 + D_t^{V=0}}$	(McManus, Smith i Thomas, 2008)
Miary wpływu cenowego			
<i>Miary obliczane wprost</i>			
	Konwencjonalny miernik płynności 1	$LR_1 = \frac{\sum_{t=1}^T p_t V_t}{ r_t }$	(von Wyss, 2004; Gabrielsen, Marzo i Zagaglia, 2011)
	Konwencjonalny miernik płynności 2	$LR_2 = \frac{LR_1}{SO_t}$	(von Wyss, 2004)
	Konwencjonalny miernik płynności 3	$LR_3 = \frac{\sum_{i=1}^N r_i }{N}$	(von Wyss, 2004)
	Miara Amivest	$Amivest_{im} = \frac{1}{D_{im}} \sum_{t=1}^{D_{im}} \frac{Vol_{imt}}{ r_{imt} }$	(Olbryś, 2014b)
	Zmodyfikowany wskaźnik płynności	$MLR = \frac{\sum_{t=1}^T Vol_t}{\sum_{t=1}^T r_t \cdot \sigma}$	(Udomsirikul, Jumreornvong i Jiraporn, 2011)
	Wskaźnik elastyczności obrotu	$CET_t = \frac{\% \Delta Vol_t}{\% \Delta p_t}$	(Datar, 2000)
	Zmienność ponad obrót	$s_t^{VoV} = \frac{\sqrt{\sigma_t}}{\sqrt[4]{Vol_t}}$	(Tobek, 2016)
	Zmienność ponad obrót 2	$s_t^{VoVd} = \frac{\sqrt{\log\left(\frac{p_t^H}{p_t^L}\right)}}{\sqrt[4]{Vol_t}}$	(Tobek, 2016)
	Indeks Martina	$MLI_{im} = \sum_{t=1}^{D_{im}} \frac{(p_{imt} - p_{imt-1})^2}{Vol_{imt}}$	(Martin, 1975)

Miernik Hui-Heubela	$L_{HH} = \frac{\left(\frac{p_t^H - p_t^L}{p_t^L} \right)}{\left(\frac{Vol_t}{SO_t \cdot \bar{p}_t} \right)}$	(Hui i Heubel, 1984)
Miara Amihuda	$ILLIQ_{im} = \frac{1}{D_{im}} \sum_{t=1}^{D_{im}} \frac{ r_{imt} }{Vol_{imt}}$	(Amihud, 2002)
Miara Amihuda oparta na wskaźniku obrotu 1	$ILLIQ_{im}^{Tn} = \frac{1}{D_{im}} \sum_{t=1}^{D_{im}} \frac{ r_t }{Tn_t}$	(Florackis, Gregoriou i Kostakis, 2011)
Miara Amihuda oparta na wskaźniku obrotu 2	$ILLIQ_{im}^{Tn} = \frac{1}{D_{im}} \sum_{t=1}^{D_{im}} \frac{ r_t }{Tn_t} \left(\frac{1}{MV} \right)$	(Brennan, Huh i Subrahmanyam, 2012)
Miara „pół-Amihuda”	$ILLIQ^+ = \frac{1}{D} \sum_{t=1}^D \frac{r_t^+}{Tn_t} \left(\frac{1}{MV} \right) \quad r \geq 0$ $ILLIQ^- = \frac{1}{D} \sum_{t=1}^D \frac{-r_t^-}{Tn_t} \left(\frac{1}{MV} \right) \quad r < 0$	(Brennan, Huh i Subrahmanyam, 2012)
Zmodyfikowana miara Amihuda	$LIQ_t = \frac{v_t}{Vol_{t-1}} \sum_{d=1}^D \frac{ r_d }{Vol_d}$ gdzie v – średnia kapitalizacja spółek;	(Piotrowski, 2015)
Zmodyfikowana miara wpływu cenowego	$LIQ = -\log \left(1 + \frac{ r_t }{Vol_t} \right)$	(Vagias i van Dijk, 2010; Karolyi, Lee i van Dijk, 2012)
Miara Illiq-Zero	$IlliqZero_m = \left[\ln \left(\frac{1}{N_m} \sum_{t=1}^{N_m} \frac{ r_t }{Vol_t} \right) \right] \times (1 + Zero1_m)$ gdzie: N_m – liczba dni o niezerowej wartości obrotów.	(Kang i Zhang, 2014)
Miara czasowo-wolumenowa	$BBD = \frac{\sum_{k \in K} DIMP_k}{\#k}$	(Barardehi, Bernhardt i Davies, 2016)

	gdzie K – zbiór sekwencji transakcji o wartości ustalonej części kapitalizacji, $DIMP_k = \frac{ r_k }{Vol_k}$	
Ważona miara czasowo-wolumenowa	gdzie $WDIMP_k = \frac{ wr_k }{Vol_k}$ $wr_k = \frac{VWAP_k}{p_{k-1}}$ $VWAP_k = \frac{\sum_{n=N_{k-1}+1}^{N_k} p_n V_n}{\sum_{n=N_{k-1}+1}^{N_k} V_n}$ $BBD = \frac{\sum_{k \in K} WDIMP_k}{\#k}$	(Barardehi, Bernhardt i Davies, 2016)
Względny wskaźnik płynności	gdzie $ILLIQ^M = \frac{1}{N_m} \sum_{i=1}^{N_m} ILLIQ_i$ $ILLIQ^s = \frac{ILLIQ}{ILLIQ^M}$ N_m – liczba spółek;	(Vovchak, 2014)
<i>Miary szacowane z użyciem regresji</i>		
Indeks płynności dostosowany do rynku (γ_2)	$u_{it}^2 = \gamma_1 + \gamma_2 (\% \Delta Vol_{it}) + e_{it}$ gdzie $r_{it} = \alpha + \beta r_{Mt} + u_{it}$	(Sarr i Lybek, 2002; Gabrielsen, Marzo i Zagaglia, 2011)
Miernik Páстора-Stambaugh (γ)	$r_{i,d+1,t}^e = \theta_{it} + \phi_{it} r_{idt} + \gamma_{it} sign(r_{idt}^e) Vol_{idt} + \varepsilon_{i,d+1,t}$ gdzie $r_{idt}^e = r_{idt} - r_{mdt}$	(Pástor i Stambaugh, 2003)

	Zmodyfikowany miernik Pástora-Stambaugh 1	$r_{i,d+1,t}^e = \theta_{it} + \phi_{it} r_{idt} + \gamma_{it} w_{idt}^{-1} \text{sign}(r_{idt}^e) \text{Vol}_{idt} + \varepsilon_{i,d+1,t}$ gdzie $w_{idt}^{-1} = 10 \max_{dt} \{w_{idt}\}$	(Milo i Wawruszczak, 2005, 2006; Wawruszczak, 2007)
	Zmodyfikowany miernik Pástora-Stambaugh 2	$r_{i,d+1,t}^e = \theta_{it} + \phi_{it} r_{idt}^e + \gamma_{it} w_{idt}^{-1} \text{sign}(r_{idt}^e) \text{Vol}_{idt} + \varepsilon_{i,d+1,t}$	(Milo i Wawruszczak, 2005)
	Zmodyfikowany miernik Pástora-Stambaugh 3	$r_{i,d+1,t}^e = \theta_{it} + \phi_{it} r_{idt} + \gamma_{it} w_{idt}^{-1} r_{idt}^e \text{Vol}_{idt} + \varepsilon_{i,d+1,t}$	(Milo i Wawruszczak, 2005)
	Spread płynności	$\hat{L}(x) = xP(t, x) \left(1 - \frac{1}{\exp(\varphi(x; \theta))} \right)$ gdzie: x – kierunkowy wolumen transakcji (dodatni dla transakcji kupna, ujemny dla transakcji sprzedaży), φ – funkcja podaży, θ – parametry funkcji podaży.	(Ting i Warachka, 2003)
Miary będące kombinacją różnych mierników			
	Miernik syntetyczny oparty na mierze rozwoju Hellwiga	$d_i = 1 - \frac{c_{i0}}{c_0}$ gdzie $c_{i0} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (z_{ij} - z_{0j})^2}$ $z_{ij} = \frac{x_{1j} - x_j}{\sigma_j}$ $c_0 = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n c_{i0} + 2 \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (c_{i0} - \bar{c}_0)^2}$ x – mierniki płynności: liczba transakcji, wolumen obrotu, czas trwania wolumenu obrotu, wartość obrotu, wskaźnik obrotu, czas trwania wartości obrotu, względny ważony spread;	(Kołodziejczyk, Lasota i Piechota, 2013)

	Miernik braku płynności	$IM = \left(\frac{1}{p}\right)^s + \Delta p^s + Beedles^s$ gdzie Beedles – miara niedostatecznego handlu, a subskrypt s oznacza standaryzację;	(Chai, Faff i Ghargori, 2013)
	Indeks płynności	$L_i = \frac{1}{No} \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K Rank_k(X_{ik})$ gdzie No – liczba obserwacji, K – liczba mierników płynności, Rank – pozycja przy szeregowaniu od najmniej płynnej, X – spread bid-ask, miernik Rolla, względny efektywny spread, głębokość rynku, wartość obrotu, wskaźnik obrotu, wolumen obrotu;	(Butler, Grullon i Weston, 2005)
Pozostałe miary płynności			
	Procentowy koszt natychmiastowego wykonania transakcji	$IC^{S/B} = -\frac{1}{\phi - (\lambda^{S/B})}$ gdzie $\lambda^{S/B}$ – prawdopodobieństwo napłynięcia zlecenia sprzedaży/kupna, Φ – rozwiązanie równania: $r\phi + \frac{\sigma^2}{2}\phi(\phi-1) - (r + \lambda^{S/B}(Q)) = 0$ gdzie r – stopa zwrotu wolna od ryzyka, Q – wielkość zlecenia;	(Chacko, Jurek i Stafford, 2008)
	Prawdopodobieństwo zawarcia transakcji	$P(Tr) = \frac{1}{1 + e^{-x/\beta}}$ gdzie x – rozmiar transakcji, odstępstwo od ceny, czas oczekiwania na transakcję;	(Garsztka, Matuszewski i Wieloch, 2004)

O ile nie zostało wskazane inaczej w tabeli przyjęto następujące oznaczenia: p – cena transakcji, p^B – cena bid, p^A – cena ask, p^M – średnia cen bid i ask, p^C – cena zamknięcia, p^H – najwyższa cena, p^L – cena najniższa, p^{B,V^*} – cena bid dla zlecenia o wartości V^* , p^{A,V^*} – cena ask dla zlecenia o wartości V^* , q^A – liczba zleceń po cenie ask, q^B – liczba zleceń po cenie bid, t – czas, D – liczba dni, TD – znak nadchodzącego zlecenia (+1 dla kupna, -1 dla sprzedaży), r – stopa zwrotu, SO – liczba dostępnych akcji, MV – kapitalizacja spółki, σ – odchylenie standardowe.

ZAŁĄCZNIK B

Tabela 62. Przeciętna korelacja przekrojowa miar płynności w podokresach

Miara	ILLIQ	ILLIQ ^E	ILLIQ ^R	ILLIQ ^D	ILLIQ ^{ED}	ILLIQ ^I	Amivest	MLI	CET	M-AL	P-S	MR	RoII ⁰	RoII ^{Abs}	RoII ⁰ brzyś	HL	LOT-Mixed	LOT-Y-split	FHT
styczeń 2006 – sierpień 2009																			
s	0,465	0,446	0,616	0,458	0,446	0,354	0,358	0,232	0,240	-0,1	0,447	-0,04	0,102	0,036	0,146	0,085	0,279	0,313	0,327
s ^{eff}	0,418	0,398	0,569	0,410	0,397	0,369	0,355	0,204	0,197	-0,07	0,422	0,002	0,119	0,057	0,136	0,116	0,270	0,294	0,308
s ^{eff,v}	0,358	0,339	0,503	0,353	0,341	0,327	0,326	0,175	0,193	-0,04	0,360	0,020	0,106	0,062	0,119	0,107	0,260	0,271	0,283
PI	0,205	0,194	0,360	0,193	0,184	0,845	0,139	0,114	-0,02	0,035	0,329	0,102	0,124	0,092	0,084	0,309	0,177	0,174	0,171
wrzesień 2009 – kwiecień 2013																			
s	0,382	0,389	0,475	0,350	0,291	0,552	0,326	0,081	0,172	-0,05	0,450	0,204	0,335	0,265	0,232	0,447	0,530	0,513	0,547
s ^{eff}	0,349	0,352	0,436	0,312	0,262	0,514	0,336	0,064	0,145	-0,04	0,441	0,213	0,322	0,263	0,217	0,433	0,505	0,475	0,512
s ^{eff,v}	0,334	0,332	0,395	0,295	0,250	0,477	0,312	0,068	0,148	-0,03	0,412	0,210	0,295	0,249	0,198	0,404	0,476	0,443	0,481
PI	0,171	0,170	0,287	0,148	0,115	0,809	0,096	-0,05	-0,01	0,042	0,246	0,146	0,196	0,144	0,147	0,424	0,395	0,433	0,443
maj 2013 – grudzień 2016																			
s	0,472	0,458	0,521	0,399	0,345	0,457	0,112	0,027	0,015	0,390	0,555	0,796	0,898	0,869	0,763	0,428	0,907	0,918	0,957
s ^{eff}	0,448	0,434	0,490	0,378	0,328	0,438	0,113	0,021	0,016	0,393	0,525	0,774	0,887	0,843	0,732	0,420	0,877	0,888	0,927
s ^{eff,v}	0,435	0,420	0,476	0,366	0,312	0,433	0,096	0,016	0,002	0,396	0,528	0,779	0,885	0,844	0,729	0,418	0,875	0,889	0,928
PI	0,458	0,450	0,581	0,370	0,337	0,513	0,050	0,006	-0,02	0,311	0,507	0,693	0,793	0,761	0,673	0,445	0,777	0,802	0,838

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 63. Przeciętna korelacja przekrojowa rang miar płynności z benchmarkiem w podokresach

Miara	ILLIQ	ILLIQ ^F	ILLIQ ^R	ILLIQ ^D	ILLIQ ^{ED}	ILLIQ ^I	Aminvest	MLI	CET	M-AL	P-S	MR	Roll ⁰	Roll ^{Abs}	Roll ^{Olbrys}	HL	LOT-Mixed	LOT-Y-split	FHT
styczeń 2006 – sierpień 2009																			
s	0,873	0,872	0,881	0,875	0,873	0,661	0,754	0,509	-0,41	-0,28	0,619	-0,04	-0,10	0,039	0,151	0,085	0,332	0,328	0,352
s ^{eff}	0,873	0,868	0,884	0,873	0,868	0,684	0,776	0,478	-0,36	-0,24	0,638	0,008	-0,09	0,063	0,145	0,122	0,345	0,325	0,350
s ^{eff,V}	0,823	0,818	0,834	0,822	0,818	0,648	0,750	0,432	-0,32	-0,18	0,624	0,028	-0,09	0,079	0,138	0,127	0,341	0,313	0,336
PI	0,677	0,660	0,721	0,674	0,656	0,944	0,764	0,098	0,012	0,070	0,652	0,162	-0,02	0,145	0,116	0,332	0,348	0,278	0,313
wrzesień 2009 – kwiecień 2013																			
s	0,857	0,858	0,882	0,847	0,842	0,788	0,796	0,407	-0,29	-0,25	0,673	0,181	-0,01	0,229	0,232	0,321	0,519	0,511	0,536
s ^{eff}	0,843	0,841	0,871	0,829	0,823	0,794	0,809	0,368	-0,24	-0,20	0,689	0,217	0,006	0,249	0,233	0,352	0,525	0,506	0,532
s ^{eff,V}	0,790	0,788	0,815	0,778	0,772	0,758	0,782	0,334	-0,20	-0,16	0,670	0,217	0,013	0,241	0,206	0,341	0,514	0,492	0,515
PI	0,691	0,681	0,754	0,669	0,655	0,958	0,820	0,008	0,012	-0,01	0,704	0,275	0,024	0,243	0,182	0,477	0,530	0,517	0,546
maj 2013 – grudzień 2016																			
s	0,911	0,909	0,918	0,905	0,903	0,804	0,876	0,342	-0,28	-0,27	0,787	0,270	0,021	0,374	0,319	0,156	0,688	0,685	0,708
s ^{eff}	0,896	0,894	0,903	0,890	0,886	0,795	0,865	0,322	-0,26	-0,25	0,777	0,279	0,032	0,374	0,313	0,161	0,679	0,671	0,695
s ^{eff,V}	0,833	0,829	0,842	0,825	0,820	0,754	0,839	0,251	-0,18	-0,18	0,766	0,296	0,045	0,372	0,298	0,177	0,667	0,653	0,672
PI	0,821	0,818	0,861	0,808	0,805	0,928	0,881	-0,01	-0,11	-0,16	0,774	0,280	0,027	0,353	0,302	0,247	0,678	0,679	0,706

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 64. Przeciętna korelacja czasowa miar płynności z benchmarkiem w podokresach (na poziomie pojedynczej akcji)

Miara	ILLIQ	ILLIQ ^E	ILLIQ ^R	ILLIQ ^D	ILLIQ ^{ED}	ILLIQ ^I	Aminvest	MLI	CET	M-AL	P-S	MIR	Roll ⁰	Roll ^{Abs}	Roll ^{Olbrys}	HL	LOT-Mixed	LOT-Y-split	FHT
styczeń 2006 – sierpień 2009																			
s	0,501	0,486	0,600	0,498	0,484	0,595	0,391	0,284	-0,09	-0,08	0,360	0,166	0,169	0,109	0,086	0,224	0,206	0,240	0,261
s ^{eff}	0,473	0,444	0,570	0,470	0,442	0,564	0,387	0,269	-0,07	-0,06	0,345	0,205	0,181	0,130	0,074	0,249	0,201	0,215	0,233
s ^{eff,v}	0,378	0,355	0,466	0,374	0,352	0,465	0,320	0,182	-0,06	-0,03	0,285	0,181	0,142	0,113	0,055	0,205	0,178	0,191	0,209
PI	0,485	0,468	0,599	0,479	0,464	0,803	0,358	0,150	-0,07	-0,05	0,372	0,119	0,137	0,094	0,074	0,182	0,145	0,188	0,193
wrzesień 2009 – kwiecień 2013																			
s	0,464	0,452	0,550	0,413	0,373	0,600	0,379	0,337	-0,06	-0,05	0,329	0,299	0,257	0,254	0,053	0,337	0,293	0,308	0,339
s ^{eff}	0,408	0,403	0,476	0,363	0,338	0,536	0,348	0,292	-0,05	-0,02	0,298	0,296	0,269	0,259	0,054	0,327	0,290	0,287	0,315
s ^{eff,v}	0,370	0,374	0,417	0,318	0,311	0,429	0,307	0,253	-0,04	-0,01	0,261	0,249	0,209	0,217	0,042	0,281	0,263	0,250	0,275
PI	0,400	0,402	0,469	0,353	0,314	0,660	0,289	0,246	-0,05	-0,05	0,298	0,137	0,184	0,153	0,083	0,221	0,195	0,212	0,226
maj 2013 – grudzień 2016																			
s	0,437	0,436	0,471	0,403	0,370	0,501	0,343	0,317	-0,04	-0,02	0,285	0,269	0,265	0,241	0,159	0,232	0,247	0,240	0,288
s ^{eff}	0,355	0,348	0,371	0,327	0,296	0,413	0,293	0,267	-0,03	-0,02	0,234	0,233	0,249	0,214	0,144	0,196	0,214	0,207	0,251
s ^{eff,v}	0,265	0,263	0,291	0,253	0,226	0,296	0,275	0,193	0,012	0,035	0,246	0,218	0,205	0,192	0,108	0,166	0,219	0,205	0,242
PI	0,344	0,363	0,439	0,324	0,297	0,584	0,256	0,204	-0,07	-0,04	0,252	0,082	0,135	0,105	0,097	0,133	0,128	0,154	0,182

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 65. Korelacja czasowa miar płynności z benchmarkiem w podokresach (na poziomie portfela)

Miara	ILLIQ	ILLIQ ^F	ILLIQ ^R	ILLIQ ^D	ILLIQ ^{ED}	ILLIQ ^I	Aminvest	MLI	CET	M-AL	P-S	MR	Roll ⁰	Roll ^{Abs}	Roll ^{Olbrys}	HL	LOT-Mixed	LOT-Y-split	FHT
styczeń 2006 – sierpień 2009																			
s	0,724	0,754	0,767	0,741	0,762	0,894	-0,42	0,663	0,557	-0,25	0,812	0,557	0,526	0,573	0,032	0,606	0,645	0,517	0,760
s ^{eff}	0,189	0,211	0,198	0,195	0,216	0,244	0,104	0,101	0,110	-0,05	0,189	0,120	0,127	0,148	0,092	0,191	0,012	-0,04	-0,01
s ^{eff,V}	0,664	0,720	0,708	0,678	0,726	0,844	-0,25	0,580	0,500	-0,27	0,756	0,529	0,433	0,524	-0,01	0,603	0,543	0,416	0,627
PI	0,440	0,481	0,482	0,449	0,488	0,529	-0,19	0,261	0,268	-0,1	0,459	0,259	0,271	0,276	0,023	0,361	0,508	0,294	0,423
wrzesień 2009 – kwiecień 2013																			
s	0,856	0,887	0,850	0,783	0,620	0,901	-0,60	0,569	-0,03	0,462	0,903	0,668	0,816	0,741	-0,06	0,823	0,863	0,781	0,912
s ^{eff}	0,590	0,563	0,579	0,527	0,338	0,717	-0,40	0,264	-0,06	0,582	0,712	0,485	0,651	0,600	-0,05	0,579	0,702	0,547	0,643
s ^{eff,V}	0,833	0,837	0,830	0,749	0,568	0,873	-0,59	0,520	-0,02	0,456	0,892	0,670	0,803	0,756	-0,11	0,808	0,841	0,743	0,878
PI	0,642	0,540	0,597	0,520	0,325	0,758	-0,24	0,174	-0,04	0,341	0,676	0,211	0,438	0,344	0,166	0,432	0,642	0,563	0,590
maj 2013 – grudzień 2016																			
s	-0,07	-0,14	0,123	-0,19	-0,09	0,299	0,056	0,016	0,342	0,478	-0,02	0,686	0,739	0,738	0,354	0,495	0,005	0,599	0,839
s ^{eff}	-0,07	-0,14	0,021	-0,16	0,055	0,109	-0,04	-0,01	0,268	0,304	0,152	0,513	0,551	0,568	0,320	0,353	0,065	0,488	0,682
s ^{eff,V}	-0,07	-0,13	0,058	-0,12	0,017	0,091	-0,1	-0,05	0,409	0,340	0,047	0,580	0,593	0,617	0,240	0,357	-0,02	0,545	0,687
PI	0,100	-0,01	0,122	-0,08	-0,05	-0,23	0,287	0,072	0,266	-0,09	0,173	0,148	0,346	0,292	0,281	-0,07	-0,03	0,482	0,558

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 66. Korelacja czasowa pierwszych różnic miar płynności z benchmarkiem w podokresach (na poziomie portfela)

Miara	ILLIQ	ILLIQ ^F	ILLIQ ^R	ILLIQ ^D	ILLIQ ^{ED}	ILLIQ ^I	Aminvest	MLI	CET	M-AL	P-S	MR	Roll ⁰	Roll ^{Abs}	Roll ^{Olbrys}	HL	LOT-Mixed	LOT-Y-split	FHT
styczeń 2006 – sierpień 2009																			
s	-0,17	-0,07	0,014	-0,09	-0,00	0,567	-0,38	0,363	-0,06	0,056	0,163	0,720	0,509	0,748	-0,18	0,656	0,255	-0,12	0,405
s ^{eff}	-0,04	-0,02	-0,02	-0,03	-0,01	0,092	0,088	0,000	-0,00	-0,00	0,027	0,048	0,112	0,138	0,045	0,030	-0,25	-0,15	-0,22
s ^{eff,V}	-0,16	0,037	-0,07	-0,10	0,094	0,417	-0,20	0,198	-0,14	0,065	0,154	0,539	0,307	0,595	-0,31	0,422	0,020	-0,29	0,130
PI	-0,01	0,020	0,054	-0,00	0,034	0,218	-0,19	-0,13	-0,05	-0,26	0,015	0,062	0,023	0,002	-0,07	0,095	0,207	0,147	0,345
wrzesień 2009 – kwiecień 2013																			
s	0,328	0,389	0,375	0,069	0,213	0,627	-0,15	0,185	0,064	-0,18	0,540	0,440	0,484	0,435	-0,17	0,708	0,203	0,246	0,579
s ^{eff}	-0,38	-0,32	-0,23	-0,16	-0,06	-0,10	-0,14	-0,03	0,001	0,380	0,245	0,197	0,216	0,290	-0,16	0,075	0,221	-0,08	-0,09
s ^{eff,V}	0,245	0,223	0,324	0,023	0,093	0,444	-0,13	0,145	0,058	-0,15	0,613	0,381	0,327	0,434	-0,23	0,604	0,163	0,125	0,423
PI	0,075	-0,03	0,131	-0,07	-0,09	0,304	0,079	-0,06	0,063	-0,18	0,467	-0,09	-0,06	-0,03	0,238	0,128	0,005	-0,02	-0,23
maj 2013 – grudzień 2016																			
s	0,279	0,297	0,300	0,472	0,316	0,357	-0,21	0,036	0,487	0,271	0,202	0,255	0,378	0,361	0,166	0,172	-0,12	0,205	0,512
s ^{eff}	0,170	0,152	0,236	0,280	0,332	0,226	-0,19	-0,05	0,218	0,074	0,364	0,230	0,391	0,389	0,341	0,208	0,051	0,068	0,437
s ^{eff,V}	0,158	0,123	0,161	0,307	0,237	0,260	-0,10	-0,14	0,419	0,167	0,213	0,511	0,545	0,575	0,229	0,421	-0,06	0,157	0,431
PI	0,252	0,287	0,205	0,247	0,247	0,193	0,005	0,046	0,159	-0,04	0,235	-0,02	0,231	0,176	0,207	-0,07	-0,10	0,124	0,278

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 67. Korelacja przekrojowo-czasowa miar płynności z benchmarkiem w podokresach

Miara	ILLIQ	ILLIQ ^E	ILLIQ ^R	ILLIQ ^D	ILLIQ ^{ED}	ILLIQ ^I	Aminvest	MLI	CET	M-AL	P-S	MR	Roll ⁰	Roll ^{Abs}	Roll ^{Olbrzyś}	HL	LOT-Mixed	LOT-Y-split	FHT
styczeń 2006 – sierpień 2009																			
s	0,282	0,232	0,347	0,282	0,238	0,413	0,286	0,212	-0,16	-0,07	0,398	0,031	0,124	0,068	0,145	0,141	0,293	0,146	0,348
s ^{eff}	0,029	0,023	0,036	0,029	0,023	0,045	0,017	0,020	-0,02	-0,01	0,040	-0,00	0,005	0,004	0,026	0,015	0,032	0,019	0,046
s ^{eff,V}	0,156	0,125	0,203	0,157	0,129	0,268	0,191	0,108	-0,10	-0,03	0,218	0,051	0,080	0,064	0,095	0,115	0,206	0,094	0,232
PI	0,070	0,063	0,091	0,068	0,063	0,212	0,024	0,037	-0,00	-0,00	0,097	0,021	0,019	0,014	0,030	0,084	0,046	0,030	0,056
wrzesień 2009 – kwiecień 2013																			
s	0,310	0,336	0,347	0,311	0,089	0,595	0,223	0,050	-0,03	-0,01	0,372	0,342	0,468	0,370	0,240	0,562	0,611	0,396	0,638
s ^{eff}	0,076	0,084	0,083	0,074	0,024	0,152	0,068	0,008	-0,01	-0,01	0,095	0,091	0,132	0,121	0,081	0,139	0,173	0,107	0,173
s ^{eff,V}	0,250	0,282	0,279	0,246	0,070	0,487	0,206	0,035	-0,01	0,002	0,303	0,304	0,385	0,323	0,204	0,476	0,520	0,328	0,535
PI	0,041	0,042	0,113	0,041	0,006	0,288	0,017	-0,01	0,003	0,009	0,065	0,078	0,127	0,104	0,078	0,171	0,193	0,133	0,202
maj 2013 – grudzień 2016																			
s	0,448	0,441	0,444	0,361	0,231	0,450	0,093	0,022	-0,00	0,380	0,431	0,808	0,893	0,872	0,797	0,475	0,396	0,848	0,963
s ^{eff}	0,417	0,411	0,406	0,337	0,219	0,425	0,095	0,016	-0,00	0,388	0,403	0,771	0,871	0,828	0,753	0,464	0,384	0,812	0,921
s ^{eff,V}	0,401	0,396	0,396	0,325	0,208	0,417	0,080	0,013	0,004	0,383	0,400	0,780	0,867	0,831	0,754	0,476	0,376	0,795	0,915
PI	0,372	0,357	0,491	0,252	0,168	0,312	0,018	0,030	0,006	0,130	0,309	0,445	0,511	0,486	0,413	0,204	0,155	0,534	0,583

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 68. Pierwiastek przeciętnej wartości kwadratu błędu oszacowania w podokresach

Miara	ILLIQ	ILLIQ ^F	ILLIQ ^R	ILLIQ ^D	ILLIQ ^{ED}	ILLIQ ^I	MLI	M-AL	P-S	MIR	Roll ^O	Roll ^{Abs}	Roll ^O brnys	HL	LOT-Mixed	LOT-Y-split	FHT
styczeń 2006 – sierpień 2009																	
s	0,989	1,048	0,980	0,993	1,059	4,990	34,858	0,971	0,999	3,620	2,697	4,009	4,765	1,109	3,527	1,351	0,844
s ^{eff}	1,029	1,225	0,974	1,049	1,257	9,879	73,777	0,996	0,998	7,110	5,204	7,828	8,578	2,378	7,100	2,598	1,478
s ^{eff,V}	1,033	1,223	0,975	1,054	1,255	10,091	84,036	0,992	0,998	7,710	5,642	8,416	9,149	2,649	7,512	2,927	1,610
PI	61,960	87,112	32,874	77,66	102,74	939,251	165728	270,12	1,615	10207	6951,7	10465	10466	3965	7810,8	2543	1885,1
wrzesień 2009 – kwiecień 2013																	
s	1,134	1,243	0,991	1,882	16,399	13,244	79,749	0,984	0,998	3,463	2,849	3,771	4,306	1,339	3,007	1,513	0,758
s ^{eff}	2,126	2,436	1,363	3,988	35,374	27,869	165,419	0,979	0,995	6,400	5,216	6,948	7,483	2,598	5,903	2,917	1,298
s ^{eff,V}	1,733	2,060	1,163	3,665	38,175	27,977	177,766	0,979	0,995	7,100	5,859	7,736	8,241	2,941	6,380	3,160	1,422
PI	165,3	218,5	76,78	1845	14991	1183,7	698733	136,65	2,560	10524	7800	10644	10644	4494	7947	2803	1976
maj 2013 – grudzień 2016																	
s	1,784	2,162	1,388	2,306	6,878	20,797	96,661	0,980	0,995	3,746	2,799	3,999	4,524	1,523	3,681	1,613	0,730
s ^{eff}	3,428	4,331	2,332	4,561	13,305	42,731	191,270	0,970	0,990	5,411	4,236	5,983	6,571	2,211	7,012	3,204	1,080
s ^{eff,V}	3,992	5,121	2,723	5,462	16,042	49,023	215,724	0,973	0,990	4,341	3,547	4,978	5,609	1,695	6,893	3,403	1,106
PI	190,4	234,1	52,9	909,4	3129	901,08	1433527	193,8	3,19	13415	8797	13830	13830	6383	10027	2197	1608

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 69. Przeciętny błąd oszacowania w podokresach

Miara	ILLIQ	ILLIQ ^E	ILLIQ ^R	ILLIQ ^D	ILLIQ ^{ED}	ILLIQ ^I	MLI	M-AL	P-S	MR	Roll ⁰	Roll ^{Abs}	Roll ^{Olbrnys}	HL	LOT-Mixed	LOT-Y-split	FHT
styczeń 2006 – sierpień 2009																	
s	-0,965	-0,942	-0,973	-0,960	-0,936	1,430	5,328	-0,935	-0,999	2,087	2,230	0,574	-1,082	0,267	2,026	-0,080	-0,334
s ^{eff}	-0,926	-0,877	-0,946	-0,917	-0,863	3,705	12,254	-0,880	-0,998	4,767	5,050	1,972	-1,107	1,378	4,742	0,764	0,282
s ^{eff,V}	-0,922	-0,870	-0,943	-0,912	-0,857	3,827	13,682	-0,880	-0,998	5,067	5,354	2,137	-1,079	1,512	4,991	0,859	0,343
PI	18,80	26,64	15,72	21,68	30,16	832,7	22298	71,92	-0,346	5095	5173	2563	-46,99	2053	4305	1215	911
wrzesień 2009 – kwiecień 2013																	
s	-0,831	-0,767	-0,894	-0,563	1,508	4,966	11,764	-0,974	-0,998	1,528	1,665	0,588	-0,488	0,204	1,679	-0,029	-0,312
s ^{eff}	-0,594	-0,462	-0,758	-0,028	4,369	11,070	25,367	-0,954	-0,995	3,582	3,839	1,910	-0,020	1,203	3,978	0,839	0,302
s ^{eff,V}	-0,630	-0,498	-0,774	-0,053	4,694	11,117	27,758	-0,954	-0,995	3,850	4,126	2,113	0,099	1,331	4,173	0,905	0,349
PI	50,17	69,25	33,71	290,8	1937	991,7	83250	30,35	0,012	3995	4072,5	2461,1	849,7	1783	3371	1045	786,8
maj 2013 – grudzień 2016																	
s	-0,493	-0,285	-0,717	-0,297	0,576	7,372	16,982	-0,977	-0,995	1,426	1,561	0,465	-0,631	0,111	1,569	-0,043	-0,383
s ^{eff}	0,034	0,459	-0,421	0,423	2,136	15,868	34,705	-0,963	-0,990	3,042	3,330	1,531	-0,268	0,867	3,700	0,826	0,163
s ^{eff,V}	0,180	0,666	-0,339	0,640	2,637	17,620	38,406	-0,967	-0,989	2,738	3,064	1,425	-0,215	0,728	3,723	0,907	0,208
PI	58,20	78,79	26,31	156,8	438,8	726,7	169693	37,44	0,131	4231	4302	2307	311,8	1952	3077	695,2	520,1

Źródło: Opracowanie własne.

ZAŁĄCZNIK C

Źródło	Próba badawcza	Okres badania	Cel główny badania
<i>Artykuły dotyczące pomiaru i opisu płynności</i>			
(Garsztka, Matuszewski i Wieloch, 2003)	6 spółek	brak dokładnego określenia	„W artykule zaproponowano miarę płynności, opartą na prawdopodobieństwie zawarcia transakcji, w sposób bezpośredni odwołującą się do intuicyjnej definicji tego pojęcia.”
(Garsztka, Matuszewski i Wieloch, 2004)	5 spółek	brak dokładnego określenia	„W prezentowanym artykule przedstawiono wyniki badań dotyczące płynności papierów wartościowych oraz prawdopodobieństw zawarcia transakcji na określonej liczbie papierów wartościowych po ustalonej cenie w założonym terminie.”
(Milo i Wawruszczak, 2005)	20 spółek wchodzących w skład WIG20	5.01.1998 – 31.12.2004	„W niniejszym opracowaniu skupiono się na płynności WIG20 oszacowanej na podstawie analizy płynności pojedynczych spółek wchodzących w skład tego indeksu.”
(Doman, 2006)	1 spółka (Agora SA)	2.12.2002 – 4.11.2005	„W niniejszej pracy podejmujemy próbę opisanego tego właśnie aspektu mikrostruktury rynku (czas trwania ceny) w przypadku Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie.”
(Milo i Wawruszczak, 2006)	20 spółek wchodzących w skład WIG20	5.01.1998 – 30.06.2004	„Objaśnimy też konstrukcję miary płynności finansowej będącej modyfikacją miary Wanga. Następnie przedstawimy wyniki badań empirycznych i omówimy otrzymane wyniki.”
(Garsztka, 2007)	23 spółki		„W artykule przeprowadzono analizę dyskryminacyjną akcji 23 spółek notowanych na GPW w Warszawie, na podstawie wielkości średniego bid-ask spreadu, średniego wolumenu transakcji i średniej częstotliwości zawierania transakcji. Wybrane do analizy dyskryminacyjnej charakterystyki papierów wartościowych mają za zadanie zmierzyć łatwość handlowania danym papierem wartościowym.”

(Wawruszczak, 2007)	Spółki z indeksów WIG20, MIDWIG oraz WIG	5.01.1998 – 30.06.2005	„Celem niniejszych badań jest zbadanie płynności finansowej GPW w Warszawie.”
(Garszka, 2008)	5 spółek	luty – październik 2006	„W artykule zaproponowano inny sposób obliczania prawdopodobieństwa zawarcia transakcji pozwalający uzyskać empiryczny rozkład prawdopodobieństwa.”
(Przybylska-Kapuścińska, 2008)	całość GPW	2000 – 2007	„Przedmiotem niniejszego opracowania będzie analiza głównych charakterystyk ilościowych rynków giełdowych w Europie i na ich tle przedstawienia pozycji GPW w Warszawie.”
(Kucharski, 2009)	60 spółek	01.2005 – 03.2008	„Dokonyjemy pomiaru szerokości rynku akcji giełdy warszawskiej w kolejnych miesiącach, wykorzystując do tego celu wskaźnik Páстора-Stambaugh’a.”
(Gruszczyńska-Brozbar, 2010)	całość GPW	1996 – 2008	„Celem artykułu jest przybliżenie rozwoju GPW w Warszawie przez pryzmat zmian płynności giełdowego rynku akcji w latach 1996-2008.”
(Kucharski, 2010a)	20 spółek wchodzących w skład WIG20	2.02.2009 – 26.02.2010	„W prezentowanej pracy postanowiliśmy zbadać stabilność oszacowania szerokości rynku, wykorzystując do tego celu kilka testów statystycznych bazujących na resztach rekursywnych”
(Kucharski, 2010b)	20 spółek wchodzących w skład WIG20	2.01.2008 – 31.03.2009	„Pástor i Stambaugh wykorzystali metodę najmniejszych kwadratów podczas estymacji parametrów równania ekonometrycznego będącego podstawą ich rozważań. W niniejszej pracy przetestowano również inne metody i modele estymacji oraz sprawdzono, czy lepiej sprawdzają się one w badaniu szerokości rynku.”
(Otoła i Grabowska, 2012)	20 spółek wchodzących w skład WIG20	2005 - 2009	„Zasadniczym celem opracowania jest pomiar i analiza płynności rynku akcji przeprowadzona na podstawie wybranych mierników płynności.”
(Olbryś, 2013)	81 spółek	01.2007 – 12.2012	„Celem pracy jest identyfikacja problemu ograniczonej płynności aktywów poprzez pomiar płynności/niepłynności, z

			wykorzystaniem wybranych miar, na polskim rynku kapitałowym.”
(Porcenałuk, 2013)	92 spółki	2001-2011	„Celem niniejszego opracowania jest analiza wartości wybranych wskaźników płynności dla akcji, które były notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w całym okresie 2001–2011.”
(Kociński, 2014)	30 spółek	2013 rok	„Celem pracy jest charakterystyka źródeł kosztów za transakcje ze szczególnym uwzględnieniem polskiego rynku kapitałowego oraz zastosowanie dla danych z polskiego rynku metody estymacji spreadu S. A. Corwina i P. Schultza.”
(Kopańska-Bródka, Michalska i Dudzińska-Baryła, 2014)	13 banków	2.01.2013 – 30.04.2013	„Celem artykułu jest zaproponowanie sposobu mierzenia siły atrakcyjności spółki w powiązaniu ze stopniem płynności innych spółek.”
(Olbrzyś, 2014b)	81 spółek	2.01.2007 – 28.12.2012	„Zaproponowano weryfikację następującej hipotezy badawczej: Na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie S.A. występuje problem ograniczonej płynności aktywów kapitałowych.”
(Jankowski i Olbrzyś, 2015)	147 spółek	01.2005 – 12.2014	„Głównym celem pracy była analiza teoretyczna wymiarów płynności oraz badanie empiryczne na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie SA. Dodatkowym celem była analiza wrażliwości uzyskanych wyników na wybór okresu badania, z uwzględnieniem całej próby statystycznej oraz trzech jednakowo licznych podokresów: przed kryzysem, kryzys, po kryzysie.”
(Porcenałuk, 2015)	87 spółek	2001-2013	„Głównym celem niniejszego badania będzie porównanie efektywności estymatorów wykorzystujących kowariancję oraz pozostałych estymatorów w celu wskazania najlepszego rozwiązania.”

(Stereńczak, 2015b)	30 spółek	2014 rok	„Celem niniejszego artykułu jest przedstawienie możliwości wykorzystania wielowymiarowej analizy porównawczej do pomiaru płynności obrotu na rynku giełdowym.”
(Olbryś i Mursztyn, 2016)	53 spółki	01.2005 – 06.2015	„Głównym celem pracy była analiza empiryczna głębokości rynku jako jednego z wymiarów płynności Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie SA. Dodatkowym celem było badanie wrażliwości uzyskanych wyników na wybór okresu, z uwzględnieniem całej próby statystycznej (styczeń 2005–czerwiec 2015) oraz trzech jednakowo licznych podokresów: przed kryzysem, kryzys, po kryzysie.”
(Stereńczak, 2016)	60 spółek	2015 rok	„Celem artykułu jest dokonanie charakterystyki istniejących mierników płynności rynku kapitałowego oraz zbadanie, czy ich wartości są ze sobą pozytywnie skorelowane.”
(Będowska-Sójka, 2017c)	22 spółki	2000-2015	„Celem niniejszego artykułu jest zbadanie zależności między miarami płynności wyznaczanymi na podstawie ogólnodostępnych danych niskiej częstotliwości, takich jak cztery ceny, najwyższa, najniższa, otwarcia i zamknięcia, oraz wielkość obrotu.”
(Kowalke, 2017)	po 30 spółek z każdej z 10 giełd	I półrocze 2015 roku	„Celem artykułu będzie analiza i ocena płynności obrotu akcjami na polskim rynku akcji oraz porównanie jej z płynnością na innych giełdach europejskich.”
(Olbryś i Mursztyn, 2017a)	53 spółki	01.2005 – 06.2015	„Głównym celem tego artykułu jest ocena i analiza wybranych miar płynności/niepłynności opartych na danych śróddziennych dla 53 spółek notowanych na GPW w Warszawie podzielonych na trzy grupy pod względem rozmiaru.”
(Olbryś i Mursztyn, 2017b)	53 spółki	01.2005 – 06.2015	„Głównym celem pracy była analiza empiryczna naprężenia rynku (<i>market tightness</i>) jako jednego z wymiarów płynności Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie SA. Dodatkowym celem było badanie wrażliwości uzyskanych wyników na wybór okresu, z uwzględnieniem całej próby statystycznej (styczeń

			2005–czerwiec 2015) oraz trzech jednakowo licznych podokresów: przed kryzysem, kryzys, po kryzysie.”
(Olbryś, 2017)	20 spółek	01.2005 – 06.2015	„Głównym celem artykułu jest wstępne badanie zależności między głębokością i ciasnością rynku na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.”
(Stereńczak, 2018a)	664 spółki	01.2001 – 12.2016	„Celem badania jest opisanie zmian płynności rynku oraz przekrojowego zróżnicowania płynności akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2001–2016.”
(Będowska-Sójka, 2018)	52 spółki	01.2009 – 12.2016	„Celem artykułu jest zbadanie która miara płynności obliczona z wykorzystaniem publicznie dostępnych danych o dziennych cenach i wolumenach jest dobrą aproksymantą prawdziwych kosztów transakcyjnych, reprezentowanych przez spread bid-ask na wschodzącym rynku kierowanym zleceniami, a dokładniej – Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.”
(Olbryś i Mursztyn, 2018)	53 spółki	01.2005 – 06.2015	„Celem tego artykułu jest oszacowanie wybranych miar płynności wykorzystujących dane śróddzienne oraz ocena ich wielkości na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.”
(Olbryś, 2018)	53 spółki	01.2005 – 06.2015	„Celem tego artykułu jest zbadanie relacji opartej na korelacji pomiędzy różnymi miarami płynności uzyskanymi z danych śróddziennych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.”
<i>Badania determinant poziomu płynności</i>			
(Hamernik i Krawczyk, 2011)	13 spółek notowanych na NewConnect	2008 - 2010	„Celem niniejszego artykułu jest próba określenia związków pomiędzy operacją podziału akcji a jego wpływem na płynność obrotu tych akcji.”
(Beaupain i Joliet, 2011)	225 spółek	rok 2010	„Artykuł nawiązuje do literatury poprzez przyjęcie nowego spojrzenia na korporacyjne determinanty kosztów transakcyjnych i głębokości rynku dla papierów wartościowych notowanych w segmencie akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.”

(Marcinkiewicz, 2012)	5 spółek	1.07.2009 – 30.06.2011	„Celem artykułu jest charakterystyka wpływu krótkiej sprzedaży na efektywność rynku kapitałowego ze szczególnym uwzględnieniem płynności, jako istotnego czynnika efektywności transakcyjnej.”
(Niszczota, 2013)	41 spółek	2004 – 2012	„W pracy testowana jest hipoteza mówiąca o tym, że fakt wykorzystania przez spółkę w swoich raportach lub prospekcie emisyjnym języka innego niż język polski powinno mieć negatywne przełożenie na zainteresowanie inwestorów tymi spółkami, gdyż doprowadza do zwiększenia asymetrii informacyjnej między spółką a inwestorami.”
(Stereńczak, 2014a)	74 spółki	2013 rok	„Głównym celem artykułu jest zaprezentowanie wyników badań nad czynnikami determinującymi płynność obrotu akcjami na krajowym rynku giełdowym. Dodatkowym celem jest przedstawienie teoretycznych zagadnień związanych z istotą, znaczeniem oraz sposobami pomiaru płynności i jej wpływu na jakość inwestycji oraz osiąganą stopę zwrotu z tej inwestycji.”
(Stereńczak, 2014b)	56 spółek	1997 – 2013	„Niniejszy artykuł ma celu zweryfikowanie użyteczności splitu akcji jako narzędzia, które umożliwia zwiększenie płynności obrotu.”
(Krzysztoń, 2015)	30 spółek	2004 – 2011	„Celem opracowania jest przedstawienie problematyki płynności akcji, przejawiającej się w momencie wprowadzenia nowej spółki do obrotu giełdowego.”
(Nowak i Olbryś, 2015)	53 spółki	01.2005 – 12.2014	„Celem badania jest zbadanie efektów dnia w tygodniu w płynności na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie z wykorzystaniem dziennego wskaźnika obrotu jako miary płynności.”
(Stereńczak, 2015a)	74 spółki	2013 rok	„Celem badania jest zweryfikowanie związku między płynnością obrotu a czynnikami takimi jak cena akcji, kapitalizacja spółki czy wskaźnik wartości księgowej do wartości rynkowej.”

(Będowska-Sójka, 2016)	6 spółek	01.10.2012 – 01.10.2013	„Celem badania jest zbadanie dynamiki obrotów oraz liczby transakcji wokół skoków wykrytych w śróddziennych stopach zwrotu.”
(Będowska-Sójka, 2017a)	6 spółek	01.10.2012 – 01.10.2013	„Celem artykułu jest ocena zmian płynności wokół skoków na poziomie śróddziennym.”
(Porcenałuk, 2016)	205 spółek	2005 – 2012	„Głównym celem niniejszego opracowania jest zastosowanie koncepcji finansów behawioralnych w analizie płynności akcji spółek, debiutujących na GPW w Warszawie w okresie 2005-2012.”
(Rudnicki, 2016)	41 spółek	2006 – 2012	„Podstawowym celem niniejszej pracy jest dokonanie analizy wpływu podziału akcji na płynność obrotu oraz stopę zwrotu dla akcjonariuszy walorów spółek notowanych na GPW w Warszawie.”
(Garsztka i Kliber, 2018)	52 spółki	2006 - 2016	„W artykule sprawdzane jest jak asymetria informacji wpływa na ryzyko płynności na polskim rynku akcji.”
<i>Badania nad wpływem płynności na stopy zwrotu i wycenę akcji</i>			
(Łuniewska i Tarczyński, 2007)	20 spółek wchodzących w skład WIG20	02.02.2007 – 30.03.2007	„Celem prezentowanych w artykule wyników badań jest próba odpowiedzi na pytanie, czy na polskim rynku kapitałowym na obecnym etapie jego rozwoju występują prawidłowości statystyczne w zakresie zależności stopy zwrotu z inwestycji z takimi miarami rynkowymi jak płynność obrotu akcjami i kapitalizacja spółki.”
(Tarczyński i Łuniewska, 2008)	20 spółek wchodzących w skład WIG20	02.01.2007 – 30.03.2007	„Celem prezentowanych w artykule wyników badań jest próba odpowiedzi na pytanie, czy na polskim rynku kapitałowym na obecnym etapie jego rozwoju występują prawidłowości statystyczne w zakresie zależności stopy zwrotu z inwestycji z takimi miarami rynkowymi jak płynność obrotu akcjami i kapitalizacja spółki.”

(Tarczyński, 2009)	20 spółek wchodzących w skład WIG20	02.02.2007 – 30.03.2007	„W artykule podjęto próbę zbadania istotności wpływu na stopę zwrotu akcji takich czynników jak <i>cash flow</i> , kapitalizacja, płynność oraz wskaźniki rynkowe cena do zysku (<i>P/E</i>) i cena do wartości księgowej (<i>P/BV</i>).”
(Gajdka, Gniadkowska i Schabek, 2010)	104 spółki	31.01.2004 – 31.12.2008	„W poniższym artykule przedstawiono wyniki wstępnych badań dotyczących tej kwestii (relacja między płynnością a stopą zwrotu), przeprowadzonych na danych pochodzących z Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie (GPW).”
(Gniadkowska, 2012)	104 spółki	31.01.2004 – 31.12.2008	„Głównym celem przeprowadzonego badania jest stwierdzenie, czy stopa zwrotu z akcji zwiększa się wraz z płynnością akcji i czy krańcowy przerost stopy zwrotu z tego tytułu zmniejsza się wraz ze wzrostem płynności.”
(Lischewski i Voronkova, 2012)	wszystkie spółki z GPW; dokładnej liczby nie sprecyzowano	01.1996 – 03.2009	„Artykuł rozszerza dowody na czynniki determinujące ceny akcji na rynkach wschodzących poprzez skupienie się na najbardziej rozwiniętym rynku akcji w Europie Środkowo-Wschodniej, rynku polskim.”
(Kołodziejczyk, Lasota i Piechota, 2013)	9 spółek	2012 rok	„Celem niniejszego artykułu jest próba omówienia jednego z najważniejszych paradygmatów (przesłanek) dotyczących stosowania DLDM, to jest faktu notowania przedsiębiorstwa na rynku regulowanym, na przykładzie spółek debiutujących na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w 2012 roku.”
(Olbryś, 2014a)	174 spółki	2.01.2007 – 28.12.2012	„Celem artykułu jest przetestowanie hipotezy, że ryzyko płynności nie jest wyceniane w przypadku polskiego, średniego rozmiaru, wschodzącego rynku akcji.”
(Olbryś, 2014b)	174 spółki	2.01.2007 – 28.12.2012	„Celem badania jest weryfikacja hipotezy badawczej, zgodnie z którą, z powodu występowania zakłóceń w procesach transakcyjnych, w przypadku polskiego rynku kapitałowego adekwatne jest nieklasyczne podejście do wyceny aktywów kapitałowych.”

(Piotrowski, 2015)	294 spółki	2001 – 2014	„Głównym celem badań jest weryfikacja modelu CAPM z ryzykiem płynności pod względem poprawności szacowania wartości oczekiwanej stóp zwrotu portfeli zróżnicowanych kosztami płynności.”
(Stereńczak, 2017)	425 spółek	2011 – 2015	„Celem artykułu jest zbadanie zależności między poziomem płynności a stopami zwrotu z akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2011–2015.”
(Włosik, 2017)	87 spółek	01.2008 – 02.2017	„Celem tego artykułu jest oszacowanie trójczynnikowego modelu Famy i Frencha dla najnowszych danych pochodzących z Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie, wzbogacenie go o dodatkową zmienną objaśniającą, którą jest wybrana miara płynności oraz weryfikacja hipotezy zakładającej, że poziom płynności ma znaczenie przy wycenie akcji notowanych na niej spółek.”
(Nowak, 2017)	10 spółek	17.11.2000 – 30.06.2016	„Artykuł jest poświęcony opisowi stóp zwrotu akcji spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w oparciu o informacje o nierównowadze zleceń.”
<i>Badania nad innymi efektami płynności</i>			
(Brzeszczyński, Gajdka i Schabek, 2008)	166 spółek	2003 – 2006	„Artykuł prezentuje analizę »efektu interwałowego« wśród akcji notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie (GPW) oraz wskazuje na czynniki od których zjawisko to zależy i które wpływają na jego wielkość oraz siłę, tj. kapitalizacja spółek oraz płynność ich akcji mierzona intensywnością obrotów (w postaci liczby dziennych transakcji giełdowych).”
(Doman, 2010)	1 spółka (Pekao SA)	8.08.2006 – 13.02.2009	„Głównym celem jest oddzielenie szumu mikrostrukturalnego od ceny fundamentalnej oraz ocena udziału tego szumu w obserwowanych wartościach dziennej zrealizowanej wariacji.”
(Garsztka i Burzyński, 2010)	24 spółki	10.2009 – 12.2009	„W artykule zaproponowane zostanie podejście do konstrukcji portfela papierów wartościowych, w którym obok ryzyka systematycznego uwzględnione zostanie również – jako część

			ryzyka specyficznego – ryzyko płynności oraz pozostałe ryzyko związane z danym walorem.”
(Garsztka, 2012)	10 spółek	1.07.2010 – 15.03.2012	„Celem artykułu jest zaproponowanie pewnej miary płynności walorów i wykorzystanie jej do konstrukcji portfela inwestycyjnego.”
(Garsztka i Rutkowska-Ziarko, 2012)	10 spółek	01.2011 – 09.2011	„Celem badania było sprawdzenie, czy uwzględnienie przy konstruowaniu portfela akcji zgodnego z podejściem H. Markowitza dodatkowej informacji o atrakcyjności inwestycyjnej spółek przynosi oczekiwany efekt w postaci wyższych stóp zwrotu w momencie sprzedaży portfela.”
(Garsztka i Hołubowicz, 2015)	20 spółek	3.09.2012 – 3.09.2013	„W artykule przetestowano czy zwiększone ryzyko płynności w rozumieniu Garsztki (2012) może być symptomem zwiększenia ryzyka specyficznego.”
(Gniadkowska-Szymańska, 2016)	100 spółek	31.01.2000 – 31.12.2012	„Celem badania jest zaprezentowanie zależności występujących między horyzontem inwestycji, asymetrią informacji i płynnością akcji spółki.”
(Gniadkowska-Szymańska, 2017)	100 spółek	2000 - 2012	„Celem badania jest ukazanie zależności występujących między polityką dywidend oraz płynnością akcji spółek.”
(Będowska-Sójka, 2017b)	15 spółek	2001 - 2016	„Celem artykułu jest porównanie płynności i zmienności na dwóch rynkach akcji, które są na różnym etapie rozwoju.”
(Stereńczak, 2018b)	432 spółki	2011 - 2016	„Celem artykułu jest zbadanie zależności między płynnością akcji a skłonnością przedsiębiorstw do wypłaty dywidend i wysokością wypłat dywidend.”

ZAŁĄCZNIK D

Tabela 70. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R a stopami zwrotu z akcji

Zmienna	M1c	M2c	M3c	M1d	M2d	M3d	M1e	M2e	M3e
<i>Stała</i>	0,016*** (4,654)	0,160*** (15,33)	0,115*** (10,37)	0,021*** (5,705)			0,010*** (3,951)		
<i>lnMV</i>	-0,001*** (3,773)	-0,029*** (15,63)	-0,020*** (10,92)	-0,002*** (3,936)	-0,030*** (20,93)	-0,021*** (14,14)	-0,001*** (2,974)	-0,031*** (27,70)	-0,021*** (18,98)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,215)	0,000 (0,561)	0,000 (0,557)	-0,000 (0,117)	0,000 (0,019)	-0,000 (0,006)	0,000 (0,776)	0,000 (1,407)	0,000 (1,195)
<i>DY</i>	0,039*** (2,980)	0,015 (1,326)	0,001 (0,060)	0,027* (1,945)	0,003 (0,196)	-0,009 (0,669)	0,041*** (3,896)	0,016 (1,349)	0,002 (0,229)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,018*** (12,12)	0,020*** (11,69)	0,007*** (2,930)	0,018*** (9,318)	0,019*** (9,670)	0,006*** (2,726)	0,017*** (15,33)	0,020*** (16,35)	0,007*** (5,081)
<i>σ</i>	-0,113*** (7,165)	-0,103*** (4,924)	-0,079*** (3,268)	-0,136*** (7,770)	-0,116*** (5,721)	-0,108*** (5,109)	-0,080*** (7,236)	-0,092*** (6,078)	-0,055*** (3,530)
<i>amILLIQ^R_{t-1}</i>	9,370*** (4,059)	9,473*** (4,094)	8,899*** (3,923)	7,998*** (3,816)	8,222*** (3,854)	8,108*** (3,973)	11,442*** (11,53)	11,598*** (11,43)	10,807*** (11,29)
<i>ILLIQ^{RU}</i>	-0,267*** (5,335)	-0,214*** (4,092)	-0,134*** (2,675)	-0,265*** (5,750)	-0,216*** (4,693)	-0,138*** (3,125)	-0,259*** (7,515)	-0,222*** (6,295)	-0,151*** (4,506)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	40879	40879	40879	40879	40879	40879	40879	40879	40879
R ²	0,015	0,026	0,204	0,014	0,036	0,207	0,012	0,034	0,223
F	41,631	61,974	24,529	84,997	3,958	16,770	72,162	3,736	18,373
Statystyka D-W	1,859	1,876	1,989						
Kryt. Akaike'a	-46932,57	-47260,12	-55194,79	-46188,91	-46607,62	-54405,02	116003,3	117040,0	117039,0

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 71. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQR (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji

Zmienna	M4c	M5c	M6c	M4d	M5d	M6d	M4e	M5e	M6e
<i>Stała</i>	0,016*** (4,479)	0,160*** (15,11)	0,116*** (9,934)	0,024*** (4,591)			0,011*** (4,161)		
<i>lnMV</i>	-0,002*** (4,311)	-0,029*** (15,72)	-0,020*** (10,59)	-0,002*** (4,535)	-0,030*** (21,00)	-0,021*** (14,03)	-0,001*** (3,713)	-0,031*** (28,54)	-0,022*** (19,54)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,393)	0,000 (0,882)	0,000 (0,870)	0,000 (0,558)	0,000 (0,648)	0,000 (0,606)	0,000 (0,870)	0,0002* (1,829)	0,000 (1,511)
<i>DY</i>	0,041*** (3,062)	0,016 (1,425)	0,001 (0,103)	0,027* (1,947)	0,003 (0,196)	-0,009 (0,682)	0,044*** (4,147)	0,018 (1,494)	0,003 (0,336)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,018*** (3,062)	0,020*** (12,47)	0,007*** (3,289)	0,017*** (7,580)	0,020*** (10,26)	0,007*** (3,113)	0,017*** (16,02)	0,021*** (17,01)	0,007*** (5,344)
<i>σ</i>	-0,097*** (6,115)	-0,102*** (5,142)	-0,075*** (3,222)	-0,140*** (5,436)	-0,123*** (6,172)	-0,112*** (5,443)	-0,071*** (6,600)	-0,093*** (6,163)	-0,054*** (9,569)
<i>amILLIQ^R_{t-1}</i>	6,603** (2,358)	6,722** (2,345)	6,358** (2,232)	5,298** (2,368)	5,460** (2,393)	5,470** (2,380)	8,138*** (9,534)	8,280*** (9,484)	7,901*** (9,569)
<i>ΔILLIQ^R</i>	-0,183*** (3,641)	-0,172*** (3,611)	-0,054 (1,157)	-0,202*** (4,437)	-0,188*** (4,231)	-0,069 (1,606)	-0,171*** (5,318)	-0,163*** (1,734)	-0,062** (2,041)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	42372	42372	42372	42372	42372	42372	42372	42372	42372
R ²	0,012	0,025	0,198	0,012	0,038	0,204	0,010	0,032	0,221
F	37,451	57,432	19,593	75,743	4,153	16,854	63,406	3,625	18,536
Statystyka D-W	1,867	1,878	1,986						
Kryt. Akaike'a	-46958,22	-47319,70	-55307,38	-46103,11	-46701,74	-54568,23	120240,5	121296,5	121280,4

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 72. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^l a stopami zwrotu z akcji

Zmienna	M1f	M2f	M3f	M1g	M2g	M3g	M1h	M2h	M3h
Stała	0,012*** (3,315)	0,171*** (14,02)	0,118*** (9,863)	0,013*** (3,762)			0,007*** (2,709)		
InMV	-0,001* (1,652)	-0,030*** (13,95)	-0,020*** (10,33)	-0,001 (1,486)	-0,031*** (20,65)	-0,020*** (13,78)	-0,000 (1,441)	-0,032*** (25,75)	-0,021*** (17,52)
BV/MV	0,000 (0,327)	0,000 (0,824)	0,000 (0,781)	0,000 (0,222)	0,000 (0,538)	0,000 (0,360)	0,000 (1,264)	0,0003* (1,893)	0,000 (1,598)
DY	0,039*** (3,282)	0,013 (1,191)	0,001 (0,057)	0,031** (2,296)	0,003 (0,174)	-0,007 (0,586)	0,044*** (4,024)	0,014 (1,138)	0,03 (0,288)
$r_{t-12-t-1}$	0,018*** (11,17)	0,021*** (11,08)	0,007*** (3,039)	0,017*** (9,650)	0,020*** (10,50)	0,008*** (3,601)	0,016*** (13,31)	0,020*** (14,51)	0,007*** (4,266)
σ	-0,128*** (7,547)	-0,124*** (5,780)	-0,086*** (3,491)	-0,135*** (8,045)	-0,130*** (6,316)	-0,112*** (5,226)	-0,086*** (7,263)	-0,098*** (5,944)	-0,053*** (3,100)
$amILLIQ^l_{t-1}$	0,140*** (5,228)	0,158*** (5,622)	0,126*** (4,946)	0,119*** (5,424)	0,140*** (6,305)	0,116*** (5,756)	0,147*** (9,804)	0,171*** (10,96)	0,134*** (9,410)
$ILLIQ^u$	-0,040*** (13,01)	-0,039*** (12,86)	-0,028*** (10,27)	-0,038*** (13,33)	-0,038*** (13,14)	-0,027*** (10,01)	-0,035*** (16,33)	-0,035*** (16,04)	-0,026*** (12,70)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	36355	36355	36355	36355	36355	36355	36355	36355	36355
R ²	0,023	0,035	0,219	0,021	0,045	0,222	0,017	0,040	0,237
F	69,031	61,256	32,212	114,370	4,411	16,830	91,716	3,998	18,266
Statystyka D-W	1,873	1,891	1,994						
Kryt. Akaike'a	-44251,40	-44595,99	-51978,80	-44314,08	-44705,78	-51999,68	103159,9	104158,4	104210,6

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 73. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^l (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji

Zmienna	M4f	M5f	M6f	M4g	M5g	M6g	M4h	M5h	M6h
<i>Stała</i>	0,016*** (4,648)	0,170*** (14,92)	0,121*** (9,686)	0,024*** (4,473)			0,011*** (4,329)		
<i>lnMV</i>	-0,002*** (3,850)	-0,030*** (14,91)	-0,021*** (10,04)	-0,002*** (4,110)	-0,031*** (20,85)	-0,022*** (14,27)	-0,001*** (3,217)	-0,032*** (27,86)	-0,022** (19,23)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,408)	0,000 (0,807)	0,000 (0,681)	0,000 (0,623)	0,000 (0,649)	0,000 (0,500)	0,000 (1,034)	0,000 (1,568)	0,000 (1,051)
<i>DY</i>	0,040*** (3,089)	0,014 (1,284)	-0,000 (0,027)	0,027** (2,020)	0,002 (0,125)	-0,009 (0,772)	0,042*** (3,944)	0,016 (1,338)	0,003 (0,256)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,019*** (12,70)	0,022*** (13,09)	0,008*** (3,615)	0,017*** (7,098)	0,021*** (10,48)	0,008*** (3,396)	0,017*** (15,58)	0,022*** (17,20)	0,008*** (5,515)
<i>σ</i>	-0,113*** (6,988)	-0,126*** (6,200)	-0,093*** (3,750)	-0,154*** (5,557)	-0,144*** (7,109)	-0,130*** (6,162)	-0,085*** (7,686)	-0,108*** (6,977)	-0,064*** (4,049)
<i>amILLIQ_{t-1}</i>	0,126*** (5,067)	0,143*** (5,492)	0,116*** (4,780)	0,101*** (4,369)	0,121*** (5,147)	0,101*** (4,727)	0,144*** (10,21)	0,167*** (11,40)	0,135*** (10,05)
<i>ΔILLIQ^l</i>	-0,036*** (11,18)	-0,034*** (10,87)	-0,023*** (7,997)	-0,037*** (13,04)	-0,035*** (12,90)	-0,024*** (9,203)	-0,033*** (15,61)	-0,031*** (15,01)	-0,021*** (11,01)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	40098	40098	40098	40098	40098	40098	40098	40098	40098
R ²	0,021	0,034	0,210	0,020	0,047	0,216	0,016	0,038	0,230
F	48,627	77,272	33,732	118,578	4,858	17,404	96,004	4,068	18,787
Statystyka D-W	1,868	1,881	1,984						
Kryt. Akaike'a	-45899,72	-46277,38	-54052,09	-45169,90	-45797,26	-53436,99	113787,3	114816,9	114828,5

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 74. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R a nadwyżkowymi stopami zwrotu z akcji

Zmienna	M7c	M8c	M9c	M7d	M8d	M9d	M7e	M8e	M9e
<i>Stała</i>	0,008** (2,524)	0,105*** (11,65)	0,051*** (4,585)	0,014*** (4,047)			0,005* (1,888)		
<i>InMV</i>	-0,000 (0,636)	-0,020*** (12,61)	-0,019*** (10,88)	-0,000 (1,074)	-0,020*** (15,08)	-0,020*** (13,27)	-0,000 (0,191)	-0,020*** (19,47)	-0,021*** (18,59)
<i>BV/MV</i>	0,0003** (1,998)	0,001*** (2,707)	0,001*** (2,931)	0,0003* (1,865)	0,0004** (2,365)	0,0004** (2,448)	0,001*** (2,965)	0,001*** (3,233)	0,001*** (3,305)
<i>DY</i>	0,030** (2,344)	0,007 (0,674)	0,001 (0,108)	0,020 (1,601)	-0,003 (0,213)	-0,008 (0,624)	0,029*** (2,987)	0,008 (0,772)	0,003 (0,259)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,012*** (8,601)	0,011*** (7,084)	0,007*** (3,587)	0,012*** (6,989)	0,011*** (6,021)	0,007*** (3,049)	0,010*** (9,209)	0,009*** (8,160)	0,008*** (5,560)
<i>σ</i>	-0,112*** (7,556)	-0,072*** (3,909)	-0,088*** (4,075)	-0,145*** (8,616)	-0,010*** (5,099)	-0,125*** (5,634)	-0,075*** (7,089)	-0,064*** (4,603)	-0,060*** (3,844)
<i>amILLIQ_{t-1}^R</i>	7,966*** (3,800)	8,419*** (3,966)	8,136*** (3,829)	7,182*** (3,809)	7,659*** (3,919)	7,561*** (3,786)	9,793*** (10,19)	10,494*** (10,68)	10,002*** (10,52)
<i>ILLIQ^{RU}</i>	-0,261*** (4,801)	-0,212*** (3,798)	-0,180*** (3,201)	-0,268*** (5,435)	-0,224*** (4,563)	-0,188*** (3,905)	-0,233*** (6,813)	-0,205*** (5,840)	-0,174*** (5,155)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	40892	40892	40892	40892	40892	40892	40892	40892	40892
R ²	0,012	0,016	0,074	0,013	0,032	0,085	0,008	0,024	0,078
F	33,657	38,071	24,682	77,416	3,616	6,658	45,812	2,914	6,106
Statystyka D-W	1,944	1,967	1,996						
Kryt. Akaike'a	-52640,63	-52806,46	-55001,74	-51534,39	-51833,39	-53993,52	116020,8	118495,9	117060,2

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 75. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a nadwyżkowymi stopami zwrotu z akcji

Zmienna	M10c	M11c	M12c	M10d	M11d	M12d	M10e	M11e	M12e
<i>Stała</i>	0,008** (2,466)	0,106*** (11,48)	0,054*** (4,457)	0,017*** (3,512)			0,005** (2,123)		
<i>lnMV</i>	-0,000 (1,201)	-0,020*** (12,59)	-0,019*** (10,43)	-0,001* (1,899)	-0,021*** (15,16)	-0,020*** (13,25)	-0,000 (0,638)	-0,020*** (20,22)	-0,021*** (19,16)
<i>BV/MV</i>	0,0004** (2,476)	0,001*** (3,869)	0,001*** (4,044)	0,0004** (2,105)	0,0005** (2,348)	0,0005** (2,316)	0,001*** (3,423)	0,001*** (3,720)	0,001*** (3,941)
<i>DY</i>	0,033** (2,443)	0,007 (0,693)	0,002 (0,151)	0,020 (1,616)	-0,003 (0,239)	-0,008 (0,634)	0,030*** (3,103)	0,009 (0,833)	0,004 (0,364)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,013*** (8,973)	0,011*** (7,714)	0,008*** (4,068)	0,012*** (5,845)	0,011*** (6,588)	0,008*** (3,606)	0,010*** (10,06)	0,010*** (8,931)	0,008*** (5,975)
<i>σ</i>	-0,101*** (6,733)	-0,077*** (4,373)	-0,091*** (4,265)	-0,149*** (6,348)	-0,110*** (5,755)	-0,133*** (6,158)	-0,071*** (6,920)	-0,067*** (4,832)	-0,060*** (3,911)
<i>amILLIQ^R_{t-1}</i>	5,360** (1,944)	5,845** (2,046)	5,765** (2,073)	4,487** (2,011)	4,926** (2,163)	5,020** (2,215)	7,320*** (8,735)	8,067*** (9,401)	7,668*** (9,248)
<i>ΔILLIQ^R</i>	-0,136*** (2,724)	-0,122** (2,470)	-0,082 (1,631)	-0,154*** (3,196)	-0,136*** (2,939)	-0,093** (2,043)	-0,112*** (3,494)	-0,100*** (3,161)	-0,076** (2,498)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	42388	42388	42388	42388	42388	42388	42388	42388	42388
R ²	0,010	0,014	0,070	0,012	0,035	0,086	0,006	0,023	0,075
F	24,223	33,828	20,213	72,266	3,862	6,800	39,679	2,848	6,039
Statystyka D-W	1,949	1,966	1,994						
Kryt. Akaike'a	-52758,36	-52971,65	-55155,03	-51555,17	-52030,21	-54182,45	120264,8	121339,7	121304,6

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 76. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^l a nadwyżkowymi stopami zwrotu z akcji

Zmienna	M7f	M8f	M9f	M7g	M8g	M9g	M7h	M8h	M9h
<i>Stała</i>	0,004 (1,299)	0,113*** (10,48)	0,055*** (4,458)	0,007** (2,073)			0,002 (0,911)		
<i>InMV</i>	0,000 (0,974)	-0,021*** (11,13)	-0,019*** (9,910)	0,000 (0,861)	-0,021*** (15,44)	-0,020*** (13,62)	0,000 (0,959)	-0,020*** (18,13)	-0,021*** (17,35)
<i>BV/MV</i>	0,001*** (3,553)	0,001*** (4,879)	0,001*** (5,114)	0,001*** (2,693)	0,001*** (3,225)	0,001*** (3,063)	0,001*** (3,576)	0,001*** (3,918)	0,001*** (3,982)
<i>DY</i>	0,032** (2,545)	0,005 (0,472)	0,001 (0,062)	0,024** (2,009)	-0,003 (0,272)	-0,007 (0,582)	0,031*** (3,153)	0,007 (0,641)	0,003 (0,291)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,011*** (7,115)	0,010*** (6,042)	0,008*** (3,877)	0,011*** (6,619)	0,010*** (5,973)	0,009*** (4,032)	0,008*** (7,459)	0,008*** (6,506)	0,007*** (4,600)
<i>σ</i>	-0,118*** (7,564)	-0,086*** (4,257)	-0,096*** (3,913)	-0,132*** (8,281)	-0,101*** (5,292)	-0,120*** (5,486)	-0,078*** (6,855)	-0,067*** (4,470)	-0,057*** (3,332)
<i>amILLIQ_{t-1}</i>	0,112*** (4,532)	0,139*** (5,237)	0,131*** (5,208)	0,098*** (4,659)	0,125*** (5,751)	0,122*** (5,874)	0,112*** (7,931)	0,147*** (10,08)	0,139*** (9,741)
<i>ILLIQ^U</i>	-0,034*** (11,76)	-0,033*** (11,59)	-0,029*** (10,18)	-0,033*** (11,65)	-0,032*** (11,46)	-0,028*** (10,31)	-0,030*** (14,40)	-0,029*** (13,97)	-0,026*** (12,84)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	36362	36362	36362	36362	36362	36362	36362	36362	36362
R ²	0,018	0,024	0,077	0,018	0,038	0,087	0,012	0,034	0,082
F	46,420	46,707	35,901	94,656	3,916	6,305	64,581	3,532	5,957
Statystyka D-W	1,946	1,972	1,998						
Kryt. Akaike'a	-49992,92	-50234,09	-51977,66	-49848,54	-50138,76	-51873,46	103163,9	104180,9	104224,6

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 77. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^l (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a nadwyżkowymi stopami zwrotu z akcji

Zmienna	M10f	M11f	M12f	M10g	M11g	M12g	M10h	M11h	M12h
Stała	0,008** (2,519)	0,111*** (11,26)	0,057*** (4,463)	0,016*** (3,416)			0,005** (2,210)		
lnMV	-0,000 (0,741)	-0,020*** (12,04)	-0,019*** (9,998)	-0,001 (1,447)	-0,021*** (15,00)	-0,020*** (13,32)	-0,000 (0,290)	-0,021*** (19,72)	-0,021*** (18,74)
BV/MV	0,0004** (2,451)	0,001*** (3,239)	0,001*** (3,358)	0,0005** (2,004)	0,0004** (2,074)	0,0004** (1,989)	0,001*** (3,292)	0,001*** (3,239)	0,001*** (3,346)
DY	0,031** (2,423)	0,006 (0,559)	0,000 (0,039)	0,019 (1,622)	-0,004 (0,324)	-0,009 (0,701)	0,029*** (2,977)	0,008 (0,726)	0,003 (0,303)
$r_{t-12-t-1}$	0,012*** (8,547)	0,012*** (7,751)	0,009*** (4,431)	0,011*** (5,187)	0,012*** (6,512)	0,009*** (3,811)	0,010*** (9,314)	0,010*** (8,750)	0,009*** (6,119)
σ	-0,112*** (7,507)	-0,092*** (4,923)	-0,108*** (4,741)	-0,159*** (6,338)	-0,123*** (6,335)	-0,149*** (6,739)	-0,080*** (7,551)	-0,076*** (5,379)	-0,070*** (4,425)
$amILLIQ'_{t-1}$	0,110*** (4,882)	0,134*** (5,707)	0,128*** (5,736)	0,093*** (4,306)	0,118*** (5,485)	0,115*** (5,585)	0,122*** (9,542)	0,153*** (11,55)	0,146*** (11,38)
$\Delta ILLIQ'$	-0,028*** (9,017)	-0,026*** (8,543)	-0,023*** (7,672)	-0,028*** (9,801)	-0,026*** (9,540)	-0,023*** (8,502)	-0,025*** (12,27)	-0,023*** (11,58)	-0,021*** (10,97)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	40112	40112	40112	40112	40112	40112	40112	40112	40112
R ²	0,016	0,022	0,077	0,017	0,041	0,091	0,010	0,027	0,079
F	36,468	47,430	33,296	102,651	4,346	6,952	60,811	3,181	6,135
Statystyka D-W	1,940	1,960	1,986						
Kryt. Akaike'a	-51705,46	-51922,75	-53925,46	-50675,07	-51158,87	-53125,37	113809,9	114858,3	114851,1

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 78. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu CAPM

Zmienna	M13c	M14c	M15c	M13d	M14d	M15d	M13e	M14e	M15e
<i>Stała</i>	0,006* (1,759)	0,092*** (10,09)	0,054*** (4,829)	0,013*** (3,489)			0,005** (2,171)		
<i>lnMV</i>	-0,000 (0,296)	-0,018*** (11,31)	-0,017*** (9,443)	-0,000 (1,114)	-0,019*** (13,98)	-0,018*** (11,87)	-0,000 (0,891)	-0,019*** (18,65)	-0,019*** (16,84)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,547)	0,000 (0,684)	0,000 (0,768)	0,000 (0,193)	0,000 (0,153)	0,000 (0,225)	0,000 (1,094)	0,000 (1,414)	0,000 (1,469)
<i>DY</i>	0,034** (2,485)	0,013 (1,106)	0,005 (0,400)	0,023* (1,855)	0,002 (0,167)	-0,004 (0,318)	0,033*** (3,421)	0,016 (1,496)	0,008 (0,713)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,010*** (6,798)	0,008*** (4,894)	0,004* (1,686)	0,010*** (6,137)	0,009*** (4,732)	0,003 (1,445)	0,009*** (8,342)	0,008*** (6,783)	0,005*** (3,156)
<i>σ_ε</i>	-0,110*** (6,593)	-0,053** (2,334)	-0,074*** (3,052)	-0,147*** (7,806)	-0,087*** (3,873)	-0,112*** (4,681)	-0,078*** (6,796)	-0,055*** (3,558)	-0,053*** (3,238)
<i>amILLIQ^R_{t-1}</i>	7,799*** (3,856)	8,331*** (4,040)	8,066*** (3,890)	6,939*** (3,706)	7,443*** (3,816)	7,384*** (3,748)	9,567*** (9,804)	10,380*** (10,38)	9,830*** (10,15)
<i>ILLIQ^{RU}</i>	-0,277*** (5,404)	-0,234*** (4,555)	-0,195*** (3,750)	-0,281*** (5,783)	-0,241*** (5,044)	-0,200*** (4,261)	-0,239*** (7,068)	-0,214*** (6,142)	-0,180*** (5,310)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	40923	40923	40923	40923	40923	40923	40923	40923	40923
R ²	0,010	0,014	0,073	0,011	0,030	0,085	0,007	0,023	0,071
F	24,696	28,714	18,226	66,859	3,424	6,601	40,918	2,842	5,618
Statystyka D-W	1,939	1,961	1,994						
Kryt. Akaike'a	-51778,50	-51933,07	-54177,43	-50727,33	-51002,91	-53224,49	116115,0	117167,2	117133,1

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 79. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu CAPM

Zmienna	M16c	M17c	M18c	M16d	M17d	M18d	M16e	M17e	M18e
<i>Stała</i>	0,005 (1,608)	0,094*** (10,01)	0,059*** (4,857)	0,015*** (2,932)			0,005** (2,206)		
<i>lnMV</i>	-0,000 (0,795)	-0,018*** (11,45)	-0,017*** (9,156)	-0,001* (1,840)	-0,019*** (14,15)	-0,018*** (11,90)	-0,000 (1,231)	-0,020*** (19,41)	-0,019*** (17,42)
<i>BV/MV</i>	0,000 (1,015)	0,000 (1,393)	0,000 (1,521)	0,000 (0,970)	0,000 (0,847)	0,000 (0,932)	0,000 (1,517)	0,0002* (1,925)	0,0002** (2,118)
<i>DY</i>	0,036*** (2,579)	0,013 (1,120)	0,006 (0,432)	0,023* (1,859)	0,002 (0,143)	-0,004 (0,338)	0,034*** (3,556)	0,017 (1,577)	0,009 (0,838)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,011*** (7,332)	0,009*** (5,586)	0,004** (2,178)	0,010*** (5,143)	0,009*** (5,334)	0,005** (2,033)	0,009*** (9,268)	0,009*** (7,617)	0,005*** (3,636)
<i>σ_ε</i>	-0,094*** (5,955)	-0,057*** (2,660)	-0,076*** (3,321)	-0,149*** (5,504)	-0,096*** (4,459)	-0,119*** (5,232)	-0,071*** (6,363)	-0,056*** (3,667)	-0,052*** (3,203)
<i>amILLIQ^R_{t-1}</i>	4,934* (1,760)	5,471* (1,872)	5,367* (1,872)	4,029* (1,825)	4,466** (1,988)	4,554** (2,025)	6,892*** (8,092)	7,735*** (8,859)	7,321*** (8,670)
<i>ΔILLIQ^R</i>	-0,156*** (3,079)	-0,143*** (2,849)	-0,099* (1,936)	-0,176*** (3,651)	-0,159*** (3,421)	-0,113** (2,458)	-0,122*** (3,834)	-0,110*** (3,504)	-0,080*** (2,625)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	42431	42431	42431	42431	42431	42431	42431	42431	42431
R ²	0,008	0,012	0,070	0,010	0,032	0,085	0,005	0,021	0,069
F	16,889	25,969	14,741	59,527	3,628	6,743	33,693	2,759	5,585
Statystyka D-W	1,944	1,961	1,989						
Kryt. Akaike'a	-51836,55	-52024,82	-54280,45	-50648,54	-51092,18	-53328,50	120392,3	121461,6	151409,9

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 80. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^l a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu CAPM

Zmienna	M13f	M14f	M15f	M13g	M14g	M15g	M13h	M14h	M15h
<i>Stała</i>	0,001 (0,411)	0,101*** (8,975)	0,059*** (4,590)	0,006 (1,558)			0,003 (1,000)		
<i>lnMV</i>	0,000 (1,175)	-0,019*** (9,865)	-0,017*** (8,406)	0,000 (0,767)	-0,020*** (14,04)	-0,018*** (12,05)	0,000 (0,353)	-0,019*** (17,17)	-0,019*** (15,58)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,921)	0,000 (1,163)	0,000 (1,205)	0,000 (0,638)	0,000 (0,726)	0,000 (0,733)	0,0003* (1,872)	0,0003** (2,223)	0,0003** (2,260)
<i>DY</i>	0,035*** (2,690)	0,010 (0,908)	0,004 (0,331)	0,027** (2,263)	0,001 (0,109)	-0,004 (0,297)	0,035*** (3,543)	0,014 (1,281)	0,008 (0,697)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,009*** (5,809)	0,007*** (4,350)	0,004** (2,095)	0,009*** (5,446)	0,008*** (4,449)	0,005** (2,269)	0,007*** (6,573)	0,006*** (5,169)	0,004** (2,320)
<i>σ_ε</i>	-0,111*** (6,460)	-0,075*** (2,934)	-0,088*** (3,146)	-0,134*** (7,109)	-0,099*** (4,367)	-0,116*** (4,827)	-0,079*** (6,343)	-0,061*** (3,615)	-0,050*** (2,783)
<i>amILLIQ^l_{t-1}</i>	0,107*** (4,252)	0,136*** (4,990)	0,129*** (4,945)	0,092*** (4,139)	0,120*** (5,184)	0,118*** (5,299)	0,106*** (7,397)	0,143*** (9,665)	0,133*** (9,243)
<i>ILLIQ^{lU}</i>	-0,033*** (11,84)	-0,033*** (11,59)	-0,029*** (10,19)	-0,032*** (11,29)	-0,031*** (11,07)	-0,028*** (9,964)	-0,029*** (14,12)	-0,029*** (13,68)	-0,025*** (12,32)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	36383	36383	36383	36383	36383	36383	36383	36383	36383
R ²	0,016	0,021	0,075	0,015	0,035	0,084	0,010	0,028	0,072
F	35,142	39,171	29,390	80,436	3,626	6,129	54,696	3,112	5,330
Statystyka D-W	1,949	1,973	1,997						
Kryt. Akaike'a	-49152,98	-49355,57	-51128,95	-49017,54	-49266,34	-51035,52	103228,6	104242,5	104276,7

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 81. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^l (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu CAPM

Zmienna	M16f	M17f	M18f	M16g	M17g	M18g	M16h	M17h	M18h
<i>Stała</i>	0,005 (1,542)	0,098*** (9,668)	0,061*** (4,699)	0,015*** (2,793)			0,006** (2,200)		
<i>lnMV</i>	-0,000 (0,407)	-0,019*** (10,74)	-0,017*** (8,667)	-0,001 (1,460)	-0,020*** (13,88)	-0,018*** (11,91)	-0,000 (0,916)	-0,020*** (18,85)	-0,020*** (16,97)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,869)	0,000 (0,946)	0,000 (1,027)	0,000 (0,872)	0,000 (0,636)	0,000 (0,668)	0,000 (1,346)	0,000 (1,377)	0,000 (1,466)
<i>DY</i>	0,035** (2,569)	0,011 (0,983)	0,004 (0,289)	0,022* (1,878)	0,001 (0,057)	-0,005 (0,432)	0,033*** (3,421)	0,016 (1,431)	0,008 (0,735)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,010*** (6,861)	0,009*** (5,566)	0,005** (2,477)	0,009*** (4,407)	0,009*** (5,193)	0,005** (2,223)	0,009*** (8,329)	0,008*** (7,260)	0,005*** (3,669)
<i>σ_ε</i>	-0,103*** (6,445)	-0,067*** (2,977)	-0,087*** (3,579)	-0,158*** (5,413)	-0,105*** (4,740)	-0,129*** (5,509)	-0,078*** (6,759)	-0,062*** (3,950)	-0,056*** (3,369)
<i>amILLIQ_{t-1}</i>	0,096*** (3,843)	0,125*** (4,717)	0,118*** (4,656)	0,080*** (3,506)	0,110*** (4,677)	0,106*** (4,748)	0,109*** (8,024)	0,145*** (10,29)	0,136*** (9,992)
<i>ΔILLIQ^l</i>	-0,028*** (9,659)	-0,026*** (9,100)	-0,023*** (8,172)	-0,028*** (9,931)	-0,026*** (9,550)	-0,023*** (8,441)	-0,024*** (12,01)	-0,023*** (11,33)	-0,020*** (10,29)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	40141	40141	40141	40141	40141	40141	40141	40141	40141
R ²	0,013	0,018	0,074	0,015	0,038	0,089	0,009	0,026	0,071
F	28,997	39,417	28,302	85,413	4,080	6,845	50,527	3,040	5,612
Statystyka D-W	1,937	1,957	1,983						
Kryt. Akaike'a	-50634,66	-50835,91	-52894,21	-49599,53	-50069,77	-52102,94	113896,5	114941,0	114916,5

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 82. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu FF3

Zmienna	M19c	M20c	M21c	M19d	M20d	M21d	M19e	M20e	M21e
<i>Stała</i>	0,008** (2,437)	0,078*** (9,277)	0,080*** (7,166)	0,014*** (3,871)			0,010*** (4,128)		
<i>lnMV</i>	-0,000 (1,073)	-0,015*** (9,994)	-0,016*** (9,172)	-0,001 (1,484)	-0,016*** (11,34)	-0,017*** (11,00)	-0,001*** (2,837)	-0,016*** (15,45)	-0,018*** (15,50)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,862)	0,0003* (1,681)	0,0003* (1,812)	0,000 (0,366)	0,000 (0,596)	0,000 (0,658)	0,000 (1,231)	0,0003** (2,113)	0,0003** (2,299)
<i>DY</i>	0,028** (2,185)	0,006 (0,563)	0,006 (0,499)	0,018 (1,440)	-0,002 (0,169)	-0,002 (0,138)	0,026*** (2,724)	0,010 (0,930)	0,007 (0,675)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,007*** (4,520)	0,004** (2,316)	0,002 (0,938)	0,006*** (3,726)	0,004** (2,008)	0,001 (0,482)	0,005*** (5,152)	0,004*** (3,056)	0,002 (1,335)
<i>σ_ε</i>	-0,086*** (4,888)	-0,034 (1,526)	-0,050** (2,021)	-0,134*** (6,752)	-0,073*** (3,048)	-0,090*** (3,497)	-0,070*** (5,759)	-0,045*** (2,757)	-0,045*** (2,592)
<i>amILLIQ_{t-1}^R</i>	7,368*** (3,154)	7,844*** (3,287)	7,725*** (3,232)	6,722*** (3,522)	7,127*** (3,509)	7,112*** (3,459)	9,978*** (9,870)	10,831*** (10,41)	10,418*** (10,11)
<i>ILLIQ^{RU}</i>	-0,184*** (3,612)	-0,146*** (2,820)	-0,156*** (2,961)	-0,193*** (3,995)	-0,158*** (3,314)	-0,169*** (3,570)	-0,171*** (4,991)	-0,145*** (4,120)	-0,157*** (4,461)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	40922	40922	40922	40922	40922	40922	40922	40922	40922
R ²	0,006	0,010	0,029	0,007	0,024	0,040	0,005	0,019	0,034
F	11,897	19,229	16,314	44,623	2,969	3,535	27,845	2,487	3,132
Statystyka D-W	1,985	2,012	2,005						
Kryt. Akaike'a	-51041,28	-51134,90	-51627,08	-50018,06	-50217,40	-50729,57	116116,4	117160,2	117274,3

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 83. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu FF3

Zmienna	M22c	M23c	M24c	M22d	M23d	M24d	M22e	M23e	M24e
<i>Stała</i>	0,008** (2,360)	0,079*** (8,974)	0,081*** (6,838)	0,013*** (3,721)			0,011*** (4,436)		
<i>lnMV</i>	-0,001 (1,325)	-0,015*** (9,915)	-0,016*** (8,674)	-0,001 (1,636)	-0,015*** (11,14)	-0,017*** (10,74)	-0,001*** (3,243)	-0,016*** (16,06)	-0,018*** (15,96)
<i>BV/MV</i>	0,000 (1,002)	0,0002* (1,767)	0,0002* (1,859)	0,000 (1,005)	0,000 (1,031)	0,000 (1,065)	0,000 (1,142)	0,0002* (1,959)	0,0002** (2,208)
<i>DY</i>	0,029** (2,264)	0,005 (0,494)	0,005 (0,453)	0,019 (1,528)	-0,003 (0,247)	-0,003 (0,207)	0,026*** (2,736)	0,010 (0,928)	0,007 (0,669)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,008*** (5,005)	0,004*** (2,621)	0,002 (1,109)	0,007*** (4,367)	0,004** (2,303)	0,002 (0,793)	0,006*** (5,731)	0,004*** (3,457)	0,002 (1,595)
<i>σ_ε</i>	-0,077*** (4,668)	-0,043** (1,988)	-0,057** (2,329)	-0,122*** (6,682)	-0,083*** (3,663)	-0,098*** (4,041)	-0,067*** (5,714)	-0,049*** (3,013)	-0,046*** (2,689)
<i>amILLIQ^R_{t-1}</i>	5,208* (1,949)	5,715** (2,033)	5,609** (2,014)	4,378** (2,062)	4,785** (2,188)	4,779** (2,168)	6,977*** (8,103)	7,915*** (8,918)	7,491*** (8,536)
<i>ΔILLIQ^R</i>	-0,082* (1,694)	-0,073 (1,526)	-0,074 (1,530)	-0,105** (2,198)	-0,093** (2,028)	-0,096** (2,113)	-0,066** (2,052)	-0,054* (1,691)	-0,062* (1,952)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	42425	42425	42425	42425	42425	42425	42425	42425	42425
R ²	0,005	0,008	0,028	0,006	0,023	0,038	0,003	0,017	0,032
F	8,850	17,657	13,594	38,533	2,863	3,466	21,328	2,390	3,079
Statystyka D-W	1,988	2,007	1,999						
Kryt. Akaike'a	-51165,44	-51254,87	-51769,89	-50115,87	-50311,60	-50838,57	120382,5	121445,2	121541,7

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 84. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^l a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu FF3

Zmienna	M19f	M20f	M21f	M19g	M20g	M21g	M19h	M20h	M21h
<i>Stała</i>	0,007** (2,064)	0,088*** (8,374)	0,084*** (6,584)	0,011*** (3,049)			0,010*** (4,015)		
<i>lnMV</i>	-0,000 (0,178)	-0,016*** (8,968)	-0,016*** (8,143)	-0,000 (0,428)	-0,016*** (11,50)	-0,017*** (10,98)	-0,001** (2,470)	-0,017*** (14,83)	-0,018*** (14,59)
<i>BV/MV</i>	0,000 (1,316)	0,0004** (2,075)	0,0003** (2,155)	0,000 (0,820)	0,000 (1,006)	0,000 (1,014)	0,0002* (1,867)	0,0004*** (2,720)	0,0004*** (2,913)
<i>DY</i>	0,027** (2,250)	0,002 (0,169)	0,001 (0,108)	0,020* (1,646)	-0,005 (0,396)	-0,005 (0,395)	0,027*** (2,737)	0,006 (0,506)	0,003 (0,313)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,008*** (4,589)	0,004** (2,481)	0,003 (1,326)	0,007*** (4,238)	0,005** (2,574)	0,003 (1,435)	0,005*** (4,754)	0,003*** (2,759)	0,001 (0,928)
<i>σ_ε</i>	-0,106*** (6,084)	-0,076*** (2,918)	-0,085*** (2,877)	-0,137*** (6,934)	-0,104*** (4,391)	-0,116*** (4,586)	-0,084*** (6,328)	-0,072*** (4,034)	-0,065*** (3,383)
<i>amILLIQ_{t-1}^l</i>	0,093*** (3,849)	0,122*** (4,671)	0,118*** (4,616)	0,083*** (4,022)	0,111*** (5,102)	0,108*** (5,028)	0,089*** (6,176)	0,125*** (8,368)	0,119*** (8,004)
<i>ILLIQ^{lU}</i>	-0,030*** (9,288)	-0,029*** (9,158)	-0,028*** (8,859)	-0,028*** (9,784)	-0,028*** (9,603)	-0,027*** (9,269)	-0,026*** (12,37)	-0,026*** (12,04)	-0,025*** (11,60)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	36375	36375	36375	36375	36375	36375	36375	36375	36375
R ²	0,012	0,016	0,036	0,012	0,029	0,045	0,007	0,023	0,039
F	27,321	29,767	26,000	62,819	3,164	3,590	39,457	2,743	3,249
Statystyka D-W	1,997	2,023	2,016						
Kryt. Akaike'a	-48580,37	-48691,26	-49120,62	-48389,51	-48536,96	-48976,07	103212,8	104220,4	104357,1

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 85. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^l (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu FF3

Zmienna	M22f	M23f	M24f	M22g	M23g	M24g	M22h	M23h	M24h
<i>Stała</i>	0,007** (2,132)	0,080*** (8,321)	0,080*** (6,413)	0,012*** (3,515)			0,011*** (4,189)		
<i>lnMV</i>	-0,000 (1,076)	-0,015*** (9,116)	-0,016*** (8,071)	-0,001 (1,414)	-0,016*** (11,07)	-0,017*** (10,74)	-0,001*** (3,000)	-0,017*** (15,62)	-0,018*** (15,61)
<i>BV/MV</i>	0,000 (1,100)	0,0002* (1,702)	0,0002* (1,751)	0,000 (1,078)	0,000 (1,058)	0,000 (1,057)	0,000 (1,349)	0,0002* (1,948)	0,0003** (2,155)
<i>DY</i>	0,029** (2,266)	0,004 (0,358)	0,003 (0,274)	0,019 (1,606)	-0,004 (0,320)	-0,004 (0,324)	0,027*** (2,752)	0,009 (0,802)	0,006 (0,519)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,008*** (4,990)	0,005*** (2,962)	0,004* (1,670)	0,007*** (4,413)	0,005*** (2,775)	0,003 (1,425)	0,006*** (5,549)	0,004*** (3,691)	0,003** (2,060)
<i>σ_ε</i>	-0,080*** (4,723)	-0,047** (1,999)	-0,063** (2,341)	-0,121*** (6,505)	-0,085*** (3,633)	-0,102*** (4,077)	-0,068*** (5,568)	-0,049*** (2,933)	-0,045** (2,544)
<i>amILLIQ_{t-1}</i>	0,086*** (3,444)	0,112*** (4,366)	0,108*** (4,284)	0,070*** (3,277)	0,098*** (4,549)	0,096*** (4,467)	0,093*** (6,636)	0,126*** (8,651)	0,120*** (8,357)
<i>ΔILLIQ^l</i>	-0,025*** (8,082)	-0,023*** (7,608)	-0,022*** (7,411)	-0,025*** (8,864)	-0,023*** (8,395)	-0,022*** (8,142)	-0,021*** (10,42)	-0,020*** (9,802)	-0,019*** (9,475)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	40134	40134	40134	40134	40134	40134	40134	40134	40134
R ²	0,009	0,013	0,032	0,010	0,027	0,043	0,006	0,020	0,036
F	19,090	31,724	27,185	59,086	3,171	3,668	33,055	2,596	3,201
Statystyka D-W	1,982	2,003	1,995						
Kryt. Akaike'a	-49992,84	-50089,38	-50570,51	-49113,37	-49311,39	-49805,53	113883,0	114922,1	115020,4

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 86. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu Carharta

Zmienna	M25c	M26c	M27c	M25d	M26d	M27d	M25e	M26e	M27e
<i>Stała</i>	0,015*** (4,184)	0,097*** (10,54)	0,093*** (7,963)	0,022*** (5,706)			0,015*** (5,750)		
<i>lnMV</i>	-0,001*** (3,386)	-0,018*** (11,07)	-0,019*** (10,49)	-0,001*** (3,740)	-0,018*** (12,79)	-0,020*** (12,56)	-0,001*** (4,607)	-0,018*** (17,28)	-0,021*** (17,50)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,549)	0,000 (1,370)	0,0002* (1,681)	0,000 (0,188)	0,000 (0,416)	0,000 (0,535)	0,000 (0,760)	0,000 (1,506)	0,0003* (1,765)
<i>DY</i>	0,025* (1,874)	0,000 (0,042)	-0,000 (0,027)	0,014 (1,173)	-0,008 (0,610)	-0,008 (0,608)	0,026*** (2,599)	0,007 (0,630)	0,004 (0,320)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,007*** (4,282)	0,005*** (2,595)	0,002 (1,028)	0,006*** (3,405)	0,004** (2,280)	0,001 (0,555)	0,005*** (5,096)	0,005*** (3,899)	0,003** (1,980)
<i>σ_ε</i>	-0,096*** (4,795)	-0,060** (2,339)	-0,072** (2,509)	-0,145*** (6,955)	-0,098*** (3,869)	-0,112*** (4,062)	-0,075*** (5,946)	-0,067*** (3,958)	-0,059*** (3,289)
<i>amILLIQ_{t-1}^R</i>	8,124*** (5,213)	8,335*** (4,794)	7,971*** (4,556)	6,976*** (3,999)	7,271*** (3,937)	7,077*** (3,778)	10,095*** (10,06)	10,645*** (10,32)	10,077*** (9,842)
<i>ILLIQ^{RU}</i>	-0,212*** (4,296)	-0,167*** (3,354)	-0,170*** (3,322)	-0,220*** (4,406)	-0,179*** (3,607)	-0,184*** (3,711)	-0,186*** (5,336)	-0,155*** (4,337)	-0,151*** (4,237)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	40918	40918	40918	40918	40918	40918	40918	40918	40918
R ²	0,007	0,012	0,033	0,008	0,025	0,043	0,005	0,019	0,036
F	13,516	24,967	22,188	45,656	3,037	3,719	29,998	2,505	3,238
Statystyka D-W	1,954	1,981	1,979						
Kryt. Akaike'a	-49201,14	-49310,14	-49854,22	-47952,35	-48179,19	-48776,14	116116,1	117153,7	117289,2

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 87. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu Carharta

Zmienna	M28c	M29c	M30c	M28d	M29d	M30d	M28e	M29e	M30e
<i>Stała</i>	0,014*** (3,799)	0,096*** (10,54)	0,092*** (7,693)	0,018*** (4,686)			0,014*** (5,642)		
<i>lnMV</i>	-0,001*** (3,302)	-0,018*** (11,42)	-0,019*** (10,45)	-0,001*** (3,327)	-0,018*** (12,55)	-0,019*** (12,22)	-0,001*** (4,736)	-0,019*** (17,89)	-0,021*** (17,90)
<i>BV/MV</i>	0,000 (1,338)	0,0002*** (2,760)	0,0002*** (3,314)	0,000 (0,996)	0,000 (1,083)	0,000 (1,222)	0,0002* (1,772)	0,0003*** (2,638)	0,0003*** (2,988)
<i>DY</i>	0,027** (1,984)	0,000 (0,028)	-0,001 (0,049)	0,017 (1,349)	-0,008 (0,621)	-0,008 (0,640)	0,027*** (2,687)	0,008 (0,693)	0,004 (0,349)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,008*** (4,966)	0,005*** (2,964)	0,003 (1,253)	0,007*** (4,160)	0,005*** (2,618)	0,002 (0,870)	0,006*** (5,880)	0,005*** (4,456)	0,003** (2,333)
<i>σ_ε</i>	-0,081*** (4,269)	-0,060** (2,459)	-0,069** (2,554)	-0,121*** (5,822)	-0,099*** (4,104)	-0,111*** (4,272)	-0,067*** (5,501)	-0,064*** (3,850)	-0,054*** (3,067)
<i>amILLIQ_{t-1}^R</i>	6,692*** (3,220)	7,028*** (3,104)	6,733*** (3,038)	5,577*** (2,822)	5,929*** (2,794)	5,777*** (2,116)	8,147*** (9,391)	8,843*** (9,901)	8,310*** (9,379)
<i>ΔILLIQ^R</i>	-0,079* (1,761)	-0,072*** (1,580)	-0,068 (1,495)	-0,087* (1,811)	-0,076 (1,604)	-0,074 (1,592)	-0,063* (1,937)	-0,050 (1,537)	-0,046 (1,431)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	42420	42420	42420	42420	42420	42420	42420	42420	42420
R ²	0,006	0,011	0,031	0,006	0,024	0,041	0,004	0,018	0,035
F	9,713	23,276	19,728	38,613	2,969	3,673	25,487	2,440	3,216
Statystyka D-W	1,962	1,981	1,978						
Kryt. Akaike'a	-49357,51	-49464,24	-50019,93	-48044,25	-48293,91	-48902,61	120377,7	121434,5	121557,5

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 88. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^l a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu Carharta

Zmienna	M25f	M26f	M27f	M25g	M26g	M27g	M25h	M26h	M27h
<i>Stała</i>	0,014*** (3,584)	0,112*** (10,12)	0,103*** (7,741)	0,018*** (4,681)			0,015*** (5,430)		
<i>lnMV</i>	-0,001** (2,394)	-0,020*** (10,57)	-0,020*** (9,703)	-0,001*** (2,787)	-0,020*** (13,66)	-0,021*** (13,12)	-0,001*** (4,137)	-0,020*** (16,96)	-0,022*** (16,78)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,865)	0,000 (1,630)	0,0003* (1,937)	0,000 (0,411)	0,000 (0,634)	0,000 (0,736)	0,000 (1,056)	0,0003* (1,735)	0,0003** (2,012)
<i>DY</i>	0,026** (2,024)	-0,003 (0,216)	-0,004 (0,318)	0,018 (1,502)	-0,009 (0,753)	-0,010 (0,796)	0,028*** (2,803)	0,004 (0,347)	0,001 (0,067)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,007*** (4,685)	0,006*** (3,506)	0,005** (2,067)	0,008*** (3,898)	0,006*** (3,405)	0,005** (1,983)	0,006*** (4,939)	0,005*** (4,006)	0,003* (1,946)
<i>σ_ε</i>	-0,111*** (5,350)	-0,095*** (3,222)	-0,096*** (2,900)	-0,143*** (6,444)	-0,124*** (4,887)	-0,129*** (4,730)	-0,087*** (6,348)	-0,093*** (5,060)	-0,076*** (3,864)
<i>amILLIQ^l_{t-1}</i>	0,116*** (5,681)	0,137*** (6,378)	0,131*** (6,258)	0,102*** (4,974)	0,124*** (5,775)	0,120*** (5,747)	0,111*** (8,046)	0,139*** (9,711)	0,132*** (9,256)
<i>ILLIQ^{lU}</i>	-0,029*** (9,229)	-0,028*** (8,845)	-0,027*** (8,513)	-0,027*** (9,314)	-0,027*** (9,154)	-0,026*** (8,865)	-0,026*** (11,92)	-0,025*** (11,66)	-0,024*** (11,11)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	36374	36374	36374	36374	36374	36374	36374	36374	36374
R ²	0,012	0,020	0,040	0,011	0,031	0,049	0,008	0,024	0,041
F	24,027	34,683	29,901	61,400	3,306	3,844	41,603	2,774	3,370
Statystyka D-W	1,969	1,997	1,995						
Kryt. Akaike'a	-46888,12	-47037,18	-47523,36	-46491,01	-46716,95	-47245,73	103221,8	104220,0	104373,3

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 89. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^l (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji skorygowanymi o ryzyko na podstawie modelu Carharta

Zmienna	M28f	M29f	M30f	M28g	M29g	M30g	M28h	M29h	M30h
Stała	0,014*** (3,717)	0,100*** (10,42)	0,095*** (7,674)	0,018*** (4,580)			0,014*** (5,540)		
lnMV	-0,001*** (3,115)	-0,018*** (11,14)	-0,019*** (10,21)	-0,001*** (3,168)	-0,018*** (12,67)	-0,020*** (12,34)	-0,001*** (4,525)	-0,019*** (17,59)	-0,021*** (17,65)
BV/MV	0,0002* (1,772)	0,0002*** (2,835)	0,0002*** (3,358)	0,000 (1,185)	0,000 (1,129)	0,000 (1,235)	0,0002* (1,825)	0,0003** (2,256)	0,0003** (2,564)
DY	0,026** (1,961)	-0,002 (0,163)	-0,003 (0,258)	0,016 (1,370)	-0,009 (0,767)	-0,010 (0,802)	0,026*** (2,647)	0,006 (0,497)	0,002 (0,156)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (5,100)	0,006*** (3,472)	0,004* (1,903)	0,008*** (4,233)	0,006*** (3,145)	0,004 (1,519)	0,006*** (5,672)	0,006*** (4,692)	0,004*** (2,783)
σ_ε	-0,090*** (4,608)	-0,071*** (2,747)	-0,081*** (2,809)	-0,125*** (5,782)	-0,107*** (4,308)	-0,120*** (4,485)	-0,072*** (5,680)	-0,069*** (4,054)	-0,058*** (3,188)
$amILLIQ'_{t-1}$	0,107*** (5,520)	0,128*** (6,494)	0,123*** (6,319)	0,090*** (4,451)	0,116*** (5,724)	0,112*** (5,635)	0,113*** (8,628)	0,139*** (10,25)	0,133*** (9,808)
$\Delta ILLIQ'$	-0,023*** (7,023)	-0,021*** (6,559)	-0,020*** (6,386)	-0,023*** (7,589)	-0,021*** (7,168)	-0,020*** (7,039)	-0,020*** (9,539)	-0,019*** (9,021)	-0,018*** (8,760)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	40130	40130	40130	40130	40130	40130	40130	40130	40130
R ²	0,010	0,016	0,037	0,010	0,029	0,047	0,006	0,021	0,038
F	17,873	32,819	29,190	58,073	3,354	3,936	35,994	2,643	3,345
Statystyka D-W	1,951	1,975	1,972						
Kryt. Akaike'a	-48232,14	-48377,67	-48909,00	-47090,80	-47387,30	-47961,76	113879,8	114913,9	115035,4

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

ZAŁĄCZNIK E

Tabela 90. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji – ryzyko zortogonalizowane względem płynności

Zmienna	M1i	M2i	M3i	M4i	M5i	M6i
<i>Stała</i>	-0,000 (0,155)	0,143*** (16,04)	0,104*** (10,27)	0,001 (0,495)	0,143*** (14,73)	0,104*** (9,675)
<i>lnMV</i>	-0,002*** (4,358)	-0,029*** (17,15)	-0,019*** (11,82)	-0,002*** (4,612)	-0,029*** (15,54)	-0,020*** (10,71)
<i>BV/MV</i>	0,0004** (2,448)	0,001*** (3,112)	0,001*** (3,297)	0,000 (0,345)	0,000 (0,700)	0,000 (0,718)
<i>DY</i>	0,041*** (2,973)	0,014 (1,312)	0,000 (0,025)	0,042*** (3,086)	0,015 (1,389)	0,000 (0,039)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,020*** (14,03)	0,022*** (13,15)	0,008*** (4,021)	0,019*** (13,52)	0,021*** (12,72)	0,008*** (3,696)
<i>σ^{ortog}_{amFHT}</i>	-0,131*** (7,865)	-0,120*** (6,222)	-0,082*** (3,747)	-0,119*** (7,134)	-0,116*** (5,707)	-0,083*** (3,502)
<i>amFHT_{t-1}</i>	2,585*** (4,028)	3,202*** (4,448)	2,441*** (3,920)	2,104*** (4,737)	2,437*** (4,855)	1,780*** (3,900)
<i>FHT^U</i>	-0,376*** (3,666)	-0,257** (2,461)	-0,010 (0,102)			
<i>ΔFHT</i>				-0,087 (0,944)	-0,054 (0,599)	0,183** (2,080)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	41110	41110	41110	42297	42297	42297
R ²	0,017	0,029	0,209	0,014	0,027	0,199
F	54,799	69,636	25,293	46,210	55,917	19,060
Statystyka D-W	1,861	1,874	1,980	1,873	1,885	1,989
Kryt. Akaike'a	-47342,64	-47713,44	-55844,32	-46994,23	-47400,24	-55335,48

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 91. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji – ryzyko zortogonalizowane względem rozmiaru

Zmienna	M1j	M2j	M3j	M4j	M5j	M6j
<i>Stała</i>	-0,010*** (4,194)	0,134*** (15,13)	0,098*** (9,599)	-0,008*** (3,335)	0,134*** (14,01)	0,098*** (9,017)
<i>lnMV</i>	0,000 (0,651)	-0,027*** (16,30)	-0,018*** (11,31)	-0,000 (0,117)	-0,027*** (14,85)	-0,019*** (10,23)
<i>BV/MV</i>	0,0004** (2,448)	0,001*** (3,112)	0,001*** (3,297)	0,000 (0,345)	0,000 (0,700)	0,000 (0,718)
<i>DY</i>	0,041*** (2,973)	0,014 (1,312)	0,000 (0,025)	0,042*** (3,086)	0,015 (1,389)	0,000 (0,039)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,020*** (2,973)	0,022*** (13,15)	0,008*** (4,021)	0,019*** (13,52)	0,021*** (12,72)	0,008*** (3,696)
<i>σ_{ortog_lnMV}</i>	-0,131*** (7,865)	-0,120*** (6,222)	-0,082*** (3,747)	-0,119*** (7,134)	-0,116*** (5,707)	-0,083*** (3,502)
<i>amFHT_{t-1}</i>	2,898*** (4,459)	3,489*** (4,764)	2,636*** (4,164)	2,388*** (5,306)	2,713*** (5,342)	1,977*** (4,269)
<i>FHT^U</i>	-0,376*** (3,666)	-0,257** (2,461)	-0,010 (0,102)			
<i>ΔFHT</i>				-0,087 (0,944)	-0,054 (0,599)	0,183** (2,080)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	41110	41110	41110	42297	42297	42297
R ²	0,017	0,029	0,209	0,014	0,027	0,199
F	54,799	69,636	25,293	46,210	55,917	19,060
Statystyka D-W	1,861	1,874	1,980	1,873	1,885	1,989
Kryt. Akaike'a	-47342,64	-47713,44	-55844,32	-46994,23	-47400,24	-55335,48

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 92. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji – pominięcie zmiennej związanej z ryzykiem

Zmienna	M1k	M2k	M3k	M4k	M5k	M6k
<i>Stała</i>	-0,008*** (3,338)	0,134*** (23,74)	0,098*** (11,41)	-0,007*** (2,817)	0,134*** (24,46)	0,098*** (11,49)
<i>lnMV</i>	-0,000 (0,472)	-0,028*** (25,58)	-0,018*** (16,45)	-0,000 (0,794)	-0,027*** (26,21)	-0,018*** (17,14)
<i>BV/MV</i>	0,001*** (3,754)	0,001*** (5,247)	0,001*** (5,291)	0,000 (0,782)	0,0002** (2,383)	0,0002** (2,334)
<i>DY</i>	0,060*** (3,369)	0,021 (1,536)	0,003 (0,274)	0,060*** (3,446)	0,021 (1,521)	0,004 (0,278)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,020*** (14,56)	0,021*** (17,13)	0,008*** (5,359)	0,019*** (13,67)	0,020*** (16,95)	0,007*** (4,883)
<i>σ</i>	- -	- -	- -	- -	- -	- -
<i>amFHT_{t-1}</i>	2,590*** (4,186)	3,396*** (16,34)	2,579*** (13,63)	2,166*** (5,070)	2,637*** (15,58)	1,929*** (12,46)
<i>FHT^U</i>	-0,307*** (2,993)	-0,206*** (3,008)	0,021 (0,335)			
<i>ΔFHT</i>				-0,094 (1,036)	-0,055 (0,937)	0,184*** (3,435)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	41110	41110	41110	42297	42297	42297
R ²	0,014	0,027	0,209	0,011	0,026	0,199
F	45,541	191,25	66,205	38,703	183,093	64,102
Statystyka D-W	1,860	1,875	1,982	1,873	1,886	1,991
Kryt. Akaike'a	-47228,90	-47657,32	-55819,27	-46892,19	-47345,31	-55307,94

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 93. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji – pominięcie zmiennych związanych z płynnością

Zmienna	M1I	M2I	M3I	M4I	M5I	M6I
<i>Stała</i>	0,018*** (5,175)	0,168*** (25,37)	0,121*** (13,13)	0,019*** (5,363)	0,167*** (25,83)	0,121*** (13,17)
<i>lnMV</i>	-0,002*** (5,373)	-0,031*** (28,01)	-0,021*** (18,25)	-0,002*** (5,588)	-0,031*** (28,57)	-0,021*** (18,88)
<i>BV/MV</i>	0,0004** (2,475)	0,001*** (4,703)	0,001*** (4,859)	0,000 (0,379)	0,0002* (1,818)	0,0002* (1,891)
<i>DY</i>	0,041*** (2,968)	0,015 (1,081)	-0,000 (0,011)	0,041*** (2,999)	0,014 (1,019)	-0,000 (0,013)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,021*** (14,98)	0,022*** (18,41)	0,008*** (5,380)	0,018*** (12,77)	0,020*** (16,85)	0,007*** (4,674)
<i>σ</i>	-0,099*** (6,195)	-0,098*** (6,189)	-0,068*** (4,314)	-0,096*** (6,020)	-0,101*** (6,526)	-0,072*** (4,666)
<i>amFHT_{t-1}</i>	-	-	-	-	-	-
<i>FHT^U</i>	-	-	-	-	-	-
<i>ΔFHT</i>				-	-	-
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	41110	41110	41110	42297	42297	42297
R ²	0,011	0,022	0,205	0,009	0,021	0,196
F	64,862	180,195	65,306	50,279	177,501	63,431
Statystyka D-W	1,855	1,868	1,978	1,868	1,880	1,989
Kryt. Akaike'a	-47099,87	-47415,77	-55651,64	-46776,84	-47138,54	-55169,88

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 94. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji – okres 2004-2009

Zmienna	M1m	M2m	M3m	M4m	M5m	M6m
<i>Stała</i>	0,063*** (6,129)	0,235*** (12,80)	0,104*** (4,955)	0,066*** (6,639)	0,215*** (10,80)	0,088*** (4,069)
<i>lnMV</i>	-0,007*** (6,662)	-0,036*** (11,80)	-0,023*** (6,772)	-0,007*** (7,409)	-0,033*** (11,17)	-0,021*** (6,474)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,326)	0,000 (0,178)	0,001 (0,969)	0,000 (0,151)	0,000 (0,045)	0,001 (0,860)
<i>DY</i>	0,018 (1,320)	0,003 (0,196)	-0,033 (1,400)	0,016 (1,272)	0,003 (0,211)	-0,034 (1,458)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,035*** (11,66)	0,033*** (9,101)	-0,000 (0,008)	0,035*** (13,19)	0,031*** (9,889)	-0,002 (0,485)
<i>σ</i>	-0,286*** (6,799)	-0,384*** (7,537)	-0,220*** (4,936)	-0,287*** (7,149)	-0,347*** (6,295)	-0,186*** (3,833)
<i>amFHT_{t-1}</i>	4,836*** (3,120)	6,175*** (3,237)	4,409** (2,489)	3,941*** (3,616)	4,746*** (3,835)	3,361*** (2,977)
<i>FHT^U</i>	-0,297 (1,301)	0,104 (0,418)	0,492** (2,202)			
<i>ΔFHT</i>				0,371** (1,961)	0,473** (2,548)	0,708*** (4,334)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	10455	10455	10455	10838	10838	10838
R ²	0,053	0,067	0,269	0,048	0,060	0,258
F	53,212	43,024	13,548	41,985	33,530	12,339
Statystyka D-W	1,800	1,836	1,901	1,794	1,831	1,903
Kryt. Akaike'a	-9631,67	-9669,09	-12110,91	-9770,42	-9781,78	-12230,15

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 95. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji – okres 2010-2016

Zmienna	M1n	M2n	M3n	M4n	M5n	M6n
<i>Stała</i>	-0,003 (0,807)	0,132*** (8,838)	0,055*** (3,096)	-0,003 (0,932)	0,136*** (8,700)	0,070*** (3,601)
<i>lnMV</i>	0,001** (2,297)	-0,027*** (9,782)	-0,023*** (10,25)	0,001** (2,026)	-0,028*** (9,588)	-0,024*** (9,708)
<i>BV/MV</i>	0,001*** (3,255)	0,001*** (3,380)	0,001*** (3,577)	0,000 (0,522)	0,000 (1,007)	0,000 (0,732)
<i>DY</i>	0,055*** (2,695)	0,012 (0,850)	0,004 (0,379)	0,059*** (2,807)	0,012 (0,928)	0,004 (0,375)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,008*** (4,083)	0,007*** (2,994)	0,007** (2,404)	0,008*** (4,009)	0,008*** (3,186)	0,007** (2,451)
<i>σ</i>	-0,072*** (4,194)	-0,006 (0,237)	-0,071** (2,389)	-0,062*** (3,378)	-0,012 (0,413)	-0,079** (2,360)
<i>amFHT_{t-1}</i>	2,034*** (3,151)	2,831*** (3,948)	2,351*** (3,849)	1,734*** (3,769)	2,378*** (5,127)	1,924*** (4,618)
<i>FHT^U</i>	-0,412*** (3,436)	-0,352*** (2,877)	-0,088 (0,759)			
<i>ΔFHT</i>				-0,202** (1,974)	-0,161 (1,603)	0,079 (0,809)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	30655	30655	30655	31459	31459	31459
R ²	0,008	0,019	0,180	0,006	0,019	0,172
F	12,572	20,568	20,000	9,003	19,994	16,928
Statystyka D-W	1,891	1,912	2,010	1,906	1,922	2,018
Kryt. Akaike'a	-38412,36	-38732,75	-44050,55	-37867,59	-38241,78	-43380,17

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

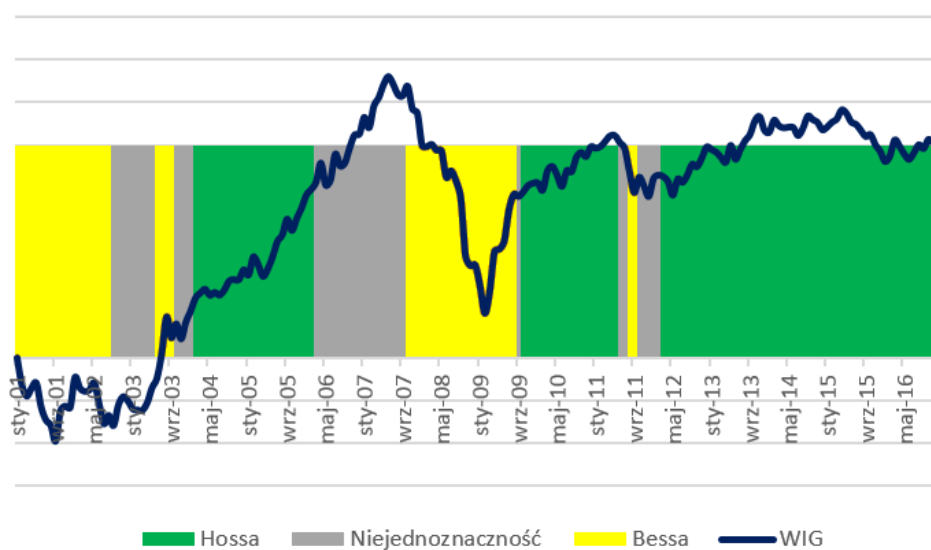
Tabela 96. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji – okres V 2013 – XII 2016 (po wprowadzeniu systemu notującego UTP)

Zmienna	M1o	M2o	M3o	M4o	M5o	M6o
<i>Stała</i>	0,010** (2,154)	0,315*** (8,841)	0,355*** (10,31)	0,011** (2,274)	0,316*** (8,301)	0,367*** (9,620)
<i>lnMV</i>	-0,000 (0,419)	-0,061*** (9,775)	-0,056*** (9,756)	-0,000 (0,773)	-0,059*** (8,844)	-0,056*** (8,755)
<i>BV/MV</i>	0,001*** (2,947)	0,001*** (5,719)	0,001*** (6,361)	0,000 (0,506)	0,000 (0,817)	0,000 (0,723)
<i>DY</i>	0,025 (1,299)	-0,015 (1,134)	-0,014 (1,033)	0,027 (1,389)	-0,015 (1,114)	-0,013 (0,949)
<i>r_{t-12-t-1}</i>	0,010*** (3,319)	0,005 (1,101)	0,006 (1,366)	0,007** (2,332)	0,006 (1,252)	0,007 (1,502)
<i>σ</i>	-0,105*** (4,361)	-0,044 (0,662)	-0,009 (0,123)	-0,102*** (4,039)	-0,144 (1,580)	-0,122 (1,244)
<i>amFHT_{t-1}</i>	2,176** (2,523)	3,207*** (3,412)	2,988*** (3,676)	2,091*** (3,590)	2,751*** (4,934)	2,569*** (5,179)
<i>FHT^U</i>	-0,085 (0,603)	-0,011 (0,081)	0,050 (0,365)			
<i>ΔFHT</i>				0,076 (0,588)	0,091 (0,758)	0,175 (1,476)
Efekty dla akcji	NIE	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	NIE	NIE	TAK	NIE	NIE	TAK
N	15910	15910	15910	16448	16448	16448
R ²	0,009	0,041	0,128	0,008	0,039	0,121
F	7,383	19,825	21,209	5,609	13,436	13,521
Statystyka D-W	1,955	1,968	2,023	1,967	1,977	2,025
Kryt. Akaike'a	-21700,10	-22042,45	-23466,57	-21152,40	-21495,86	-22873,75

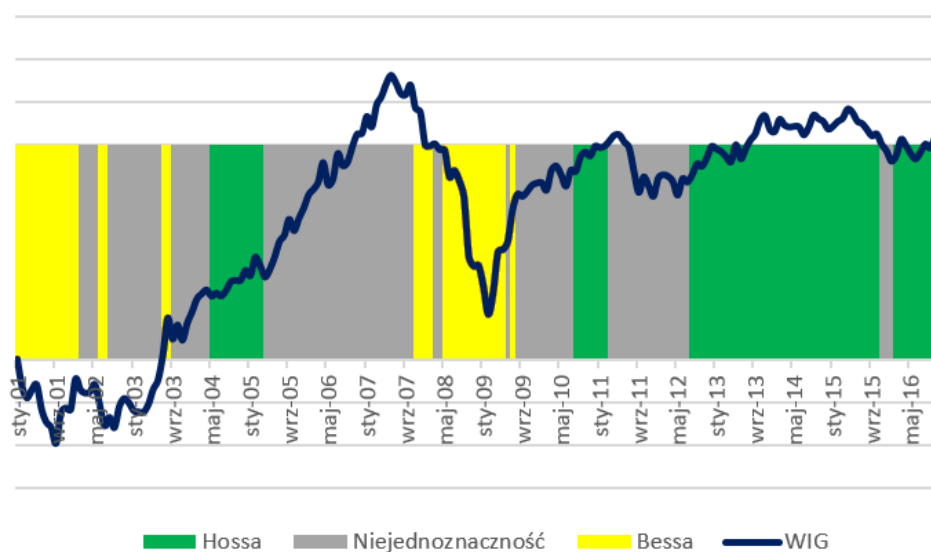
W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

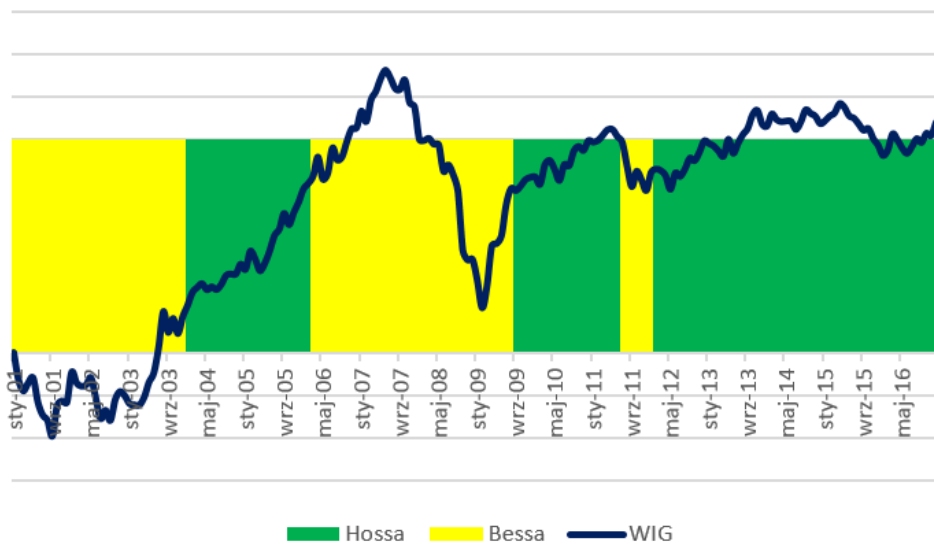
ZAŁĄCZNIK F



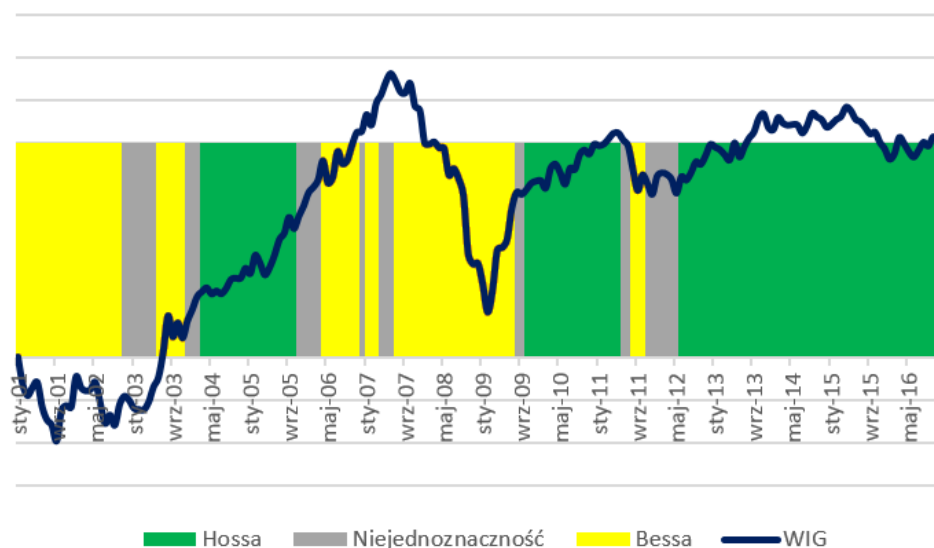
Wykres 8. Okresy hossy i bessy zidentyfikowane na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progami 75%
Źródło: Opracowanie własne.



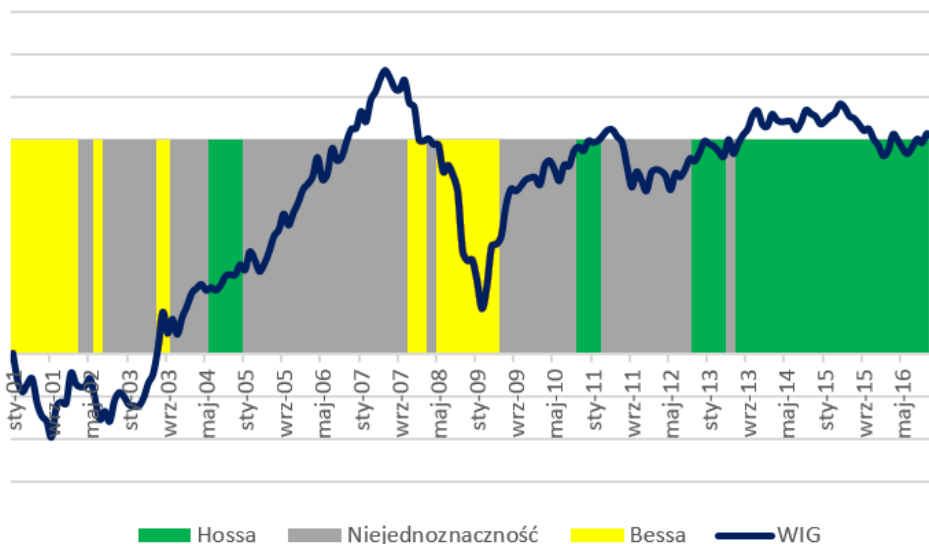
Wykres 9. Okresy hossy i bessy zidentyfikowane na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progami 95%
Źródło: Opracowanie własne.



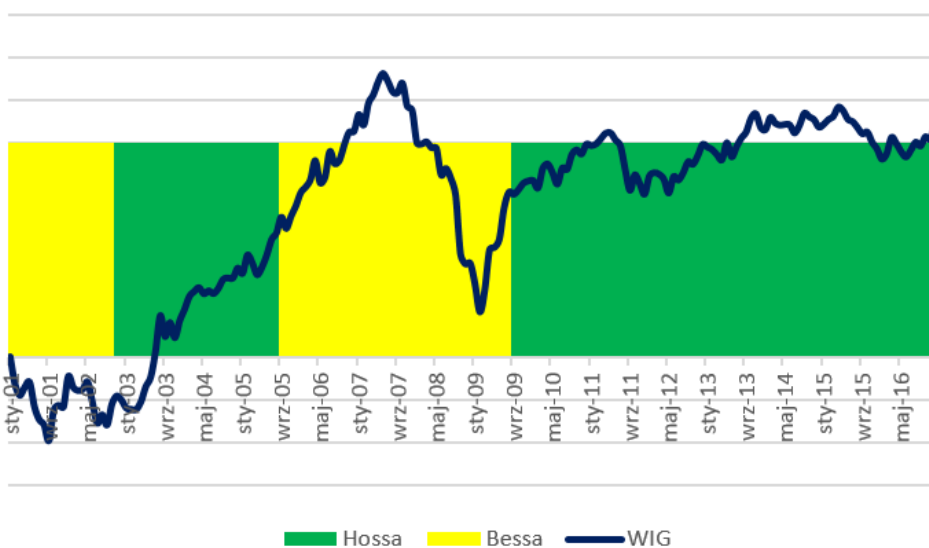
Wykres 10. Okresy hossy i bessy zidentyfikowane na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progiem 50%
Źródło: Opracowanie własne.



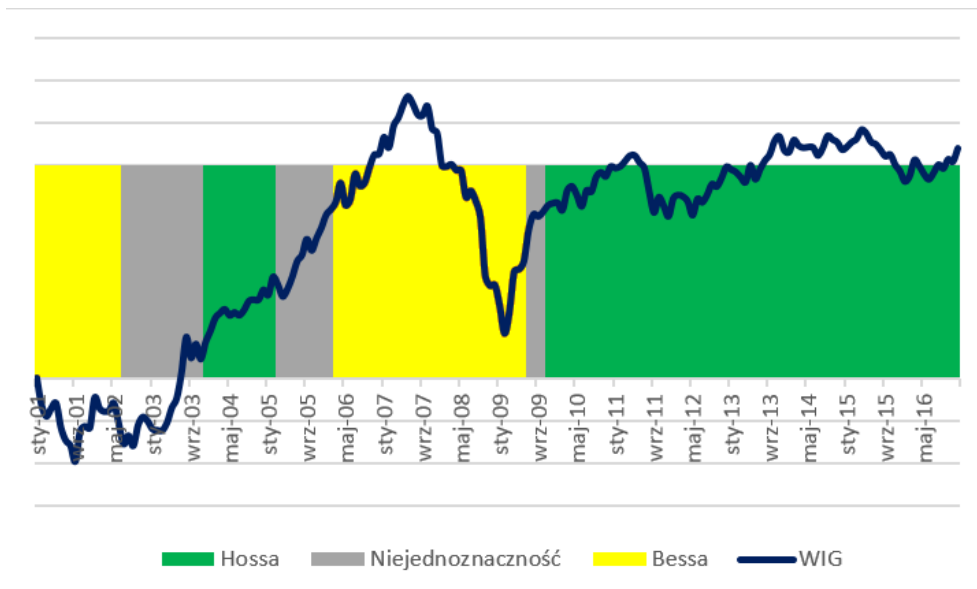
Wykres 11. Okresy hossy i bessy zidentyfikowane na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progiem 75%
Źródło: Opracowanie własne.



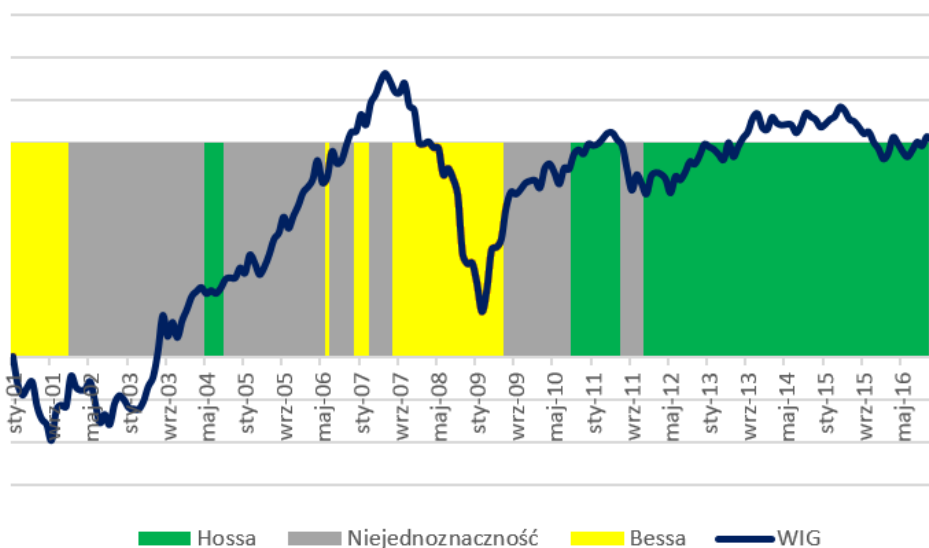
Wykres 12. Okresy hossy i bessy zidentyfikowane na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progmem 95%
Źródło: Opracowanie własne.



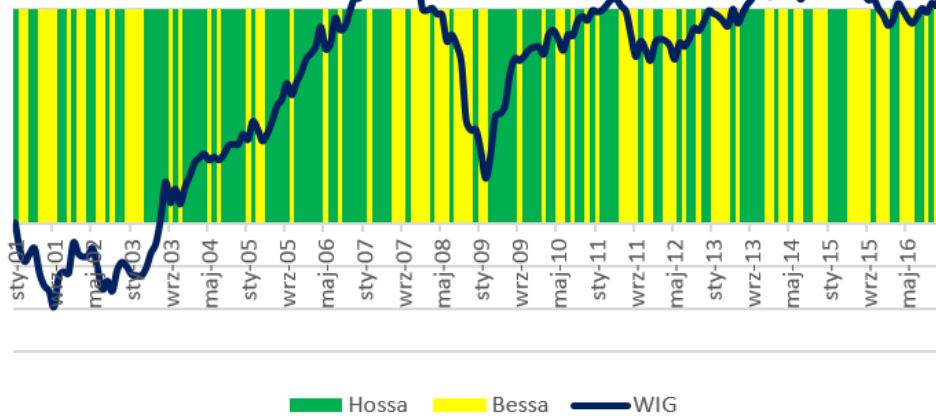
Wykres 13. Okresy hossy i bessy zidentyfikowane na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progmem 50%
Źródło: Opracowanie własne.



Wykres 14. Okresy hossy i bessy zidentyfikowane na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progmem 75%
Źródło: Opracowanie własne.



Wykres 15. Okresy hossy i bessy zidentyfikowane na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progmem 95%
Źródło: Opracowanie własne.



Wykres 16. Okresy hossy i bessy zidentyfikowane na podstawie miesięcznej procentowej zmiany wartości indeksu WIG
Źródło: Opracowanie własne.

ZAŁĄCZNIK G

Tabela 97. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progim 50%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stata</i>	0,115*** (10,37)	0,051*** (4,590)	0,054*** (4,842)	0,080*** (7,177)	0,093*** (7,976)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,92)	-0,019*** (10,88)	-0,017*** (9,451)	-0,016*** (9,177)	-0,019*** (10,50)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,547)	0,0004*** (2,913)	0,000 (0,762)	0,0003* (1,804)	0,0002* (1,670)
<i>DY</i>	0,001 (0,073)	0,001 (0,107)	0,005 (0,392)	0,006 (0,488)	-0,000 (0,037)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (2,989)	0,007*** (3,601)	0,004* (1,695)	0,002 (0,940)	0,002 (1,034)
σ	-0,079*** (3,280)	-0,089*** (4,080)			
σ_{ε}			-0,074*** (3,069)	-0,051** (2,036)	-0,072** (2,522)
$amILLIQ^R_{t-1} * H$	8,711*** (3,904)	8,093*** (3,811)	8,057*** (3,841)	7,749*** (3,190)	7,973*** (4,492)
$amILLIQ^R_{t-1} * B$	28,176 (1,507)	12,661 (0,846)	8,259 (0,922)	5,682 (0,649)	7,324 (0,768)
$ILLIQ^{RU} * H$	-0,133*** (2,600)	-0,175*** (3,051)	-0,187*** (3,508)	-0,147*** (2,729)	-0,161*** (3,053)
$ILLIQ^{RU} * B$	-0,165 (0,771)	-0,350 (1,511)	-0,500** (2,207)	-0,467** (2,022)	-0,500** (2,148)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	40879	40892	40923	40922	40918
R ²	0,204	0,074	0,073	0,029	0,033
F	19,621	19,351	14,671	12,982	18,070
Statystyka D-W	1,988	1,996	1,994	2,005	1,979
Kryt. Akaike'a	-55200,55	-54998,94	-54175,48	-51625,15	-49852,37

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 98. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progami 50%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,116*** (9,950)	0,054*** (4,462)	0,059*** (4,865)	0,081*** (6,842)	0,092*** (7,700)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,61)	-0,019*** (10,44)	-0,017*** (9,165)	-0,016*** (8,680)	-0,019*** (10,46)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,866)	0,0004*** (4,034)	0,000 (1,518)	0,0002* (1,858)	0,0002*** (3,305)
<i>DY</i>	0,001 (0,111)	0,002 (0,155)	0,006 (0,435)	0,005 (0,455)	-0,001 (0,048)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,321)	0,008*** (4,084)	0,004** (2,187)	0,002 (1,114)	0,003 (1,258)
σ	-0,075*** (3,207)	-0,090*** (4,253)			
σ_{ε}			-0,076*** (3,314)	-0,056** (2,324)	-0,069** (2,550)
$amILLIQ^R_{t-1}*H$	6,091** (2,128)	5,618** (1,993)	5,228* (1,789)	5,514* (1,937)	6,635*** (2,935)
$amILLIQ^R_{t-1}*B$	15,495** (2,474)	11,033*** (3,125)	9,770*** (2,939)	8,584** (2,356)	9,726** (2,575)
$\Delta ILLIQ^R*H$	-0,060 (1,247)	-0,083 (1,633)	-0,099* (1,915)	-0,073 (1,496)	-0,066 (1,430)
$\Delta ILLIQ^R*B$	0,137 (0,618)	-0,032 (0,133)	-0,087 (0,351)	-0,098 (0,380)	-0,126 (0,522)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	42372	42388	42431	42425	42420
R ²	0,198	0,070	0,070	0,028	0,031
F	16,327	16,967	12,757	11,401	16,259
Statystyka D-W	1,985	1,993	1,989	1,999	1,978
Kryt. Akaike'a	-55311,36	-55153,53	-54278,53	-51766,88	-50017,05

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 99. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ¹ a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progmem 50%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,117*** (9,834)	0,055*** (4,447)	0,059*** (4,578)	0,083*** (6,576)	0,103*** (7,731)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,30)	-0,019*** (9,898)	-0,017*** (8,401)	-0,016*** (8,139)	-0,020*** (9,722)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,779)	0,001*** (5,106)	0,000 (1,202)	0,0003** (2,149)	0,0003* (1,931)
<i>DY</i>	0,001 (0,057)	0,001 (0,061)	0,004 (0,331)	0,001 (0,108)	-0,004 (0,320)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,052)	0,008*** (3,872)	0,004** (2,087)	0,003 (1,321)	0,005** (2,059)
σ	-0,087*** (3,504)	-0,096*** (3,916)			
σ_{ε}			-0,089*** (3,143)	-0,085*** (2,873)	-0,097*** (2,916)
$amILLIQ'_{t-1} * H$	0,136*** (4,668)	0,138*** (4,833)	0,137*** (4,684)	0,124*** (4,350)	0,141*** (6,291)
$amILLIQ'_{t-1} * B$	0,063* (1,857)	0,091** (2,355)	0,083** (2,338)	0,079** (2,221)	0,062** (1,974)
$ILLIQ^{U*H}$	-0,029*** (9,550)	-0,029*** (9,386)	-0,029*** (9,505)	-0,028*** (8,173)	-0,027*** (7,909)
$ILLIQ^{U*B}$	-0,026*** (3,300)	-0,027*** (3,543)	-0,025*** (3,345)	-0,025*** (3,468)	-0,025*** (3,507)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	36355	36362	36383	36375	36374
R ²	0,219	0,077	0,075	0,036	0,041
F	25,200	28,000	22,961	20,412	24,103
Statystyka D-W	1,994	1,998	1,997	2,015	1,995
Kryt. Akaike'a	-51981,83	-51976,62	-51129,27	-49119,26	-47526,76

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 100. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ' (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progim 50%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,121*** (9,697)	0,057*** (4,455)	0,060*** (4,691)	0,080*** (6,418)	0,094*** (7,665)
<i>lnMV</i>	-0,021*** (10,08)	-0,019*** (10,01)	-0,017*** (8,697)	-0,016*** (8,111)	-0,019*** (10,25)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,679)	0,0004*** (3,353)	0,000 (1,018)	0,0002* (1,737)	0,0002*** (3,344)
<i>DY</i>	-0,000 (0,031)	0,000 (0,036)	0,004 (0,287)	0,003 (0,270)	-0,003 (0,263)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,651)	0,009*** (4,446)	0,005** (2,493)	0,004* (1,685)	0,004* (1,911)
σ	-0,094*** (3,769)	-0,109*** (4,743)			
σ_{ε}			-0,088*** (3,587)	-0,064** (2,355)	-0,083*** (2,832)
$amILLIQ'_{t-1}*H$	0,127*** (4,649)	0,136*** (5,498)	0,130*** (4,674)	0,120*** (4,345)	0,135*** (6,653)
$amILLIQ'_{t-1}*B$	0,044 (1,061)	0,075* (1,845)	0,050 (1,005)	0,041 (0,811)	0,038 (0,885)
$\Delta ILLIQ'*H$	-0,023*** (7,530)	-0,023*** (7,232)	-0,023*** (7,498)	-0,022*** (6,739)	-0,021*** (5,885)
$\Delta ILLIQ'*B$	-0,024*** (2,693)	-0,020** (2,484)	-0,019** (2,164)	-0,019** (2,167)	-0,018** (2,032)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	40098	40112	40141	40134	40130
R ²	0,210	0,077	0,075	0,032	0,037
F	26,288	27,183	23,029	22,438	24,655
Statystyka D-W	1,984	1,986	1,983	1,995	1,971
Kryt. Akaike'a	-54057,33	-53927,09	-52900,14	-50575,18	-48917,87

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 101. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progmem 75%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,115*** (10,38)	0,050*** (4,572)	0,054*** (4,846)	0,080*** (7,176)	0,093*** (7,972)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,88)	-0,019*** (10,84)	-0,017*** (9,437)	-0,016*** (9,152)	-0,019*** (10,47)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,506)	0,0004*** (2,822)	0,000 (0,739)	0,0003* (1,771)	0,000 (1,619)
<i>DY</i>	0,001 (0,094)	0,002 (0,142)	0,005 (0,410)	0,006 (0,507)	-0,000 (0,025)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,026)	0,007*** (3,624)	0,004* (1,698)	0,002 (0,947)	0,002 (1,046)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,081*** (3,359)	-0,089*** (4,081)	-0,075*** (3,098)	-0,051** (2,053)	-0,073** (2,550)
$amILLIQ^R_{t-1}$	35,097*** (2,590)	34,542*** (3,400)	19,823** (2,193)	16,055* (1,089)	13,793* (1,687)
$amILLIQ^R_{t-1} * H$	-26,634*** (2,590)	-26,716*** (2,596)	-11,997 (1,267)	-8,507 (0,910)	-5,985 (0,703)
$amILLIQ^R_{t-1} * B$	39,322** (1,963)	-1,422 (0,048)	10,950 (0,502)	10,671 (0,519)	27,044 (1,197)
$ILLIQ^{RU}$	-0,636*** (2,671)	-0,642*** (2,676)	-0,604** (2,461)	-0,465* (1,925)	-0,513** (2,018)
$ILLIQ^{RU} * H$	0,509** (2,074)	0,473* (1,894)	0,421* (1,660)	0,319 (1,268)	0,352 (1,335)
$ILLIQ^{RU} * B$	0,897* (1,879)	0,561 (1,023)	0,110 (0,200)	0,043 (0,081)	0,157 (0,300)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * H$	8,463*** (3,877)	7,826*** (3,792)	7,826*** (3,807)	7,548*** (3,157)	7,808*** (4,479)
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * B$	74,419*** (3,783)	33,119 (1,214)	30,773 (1,509)	26,726 (1,447)	40,836* (1,918)
$ILLIQ^{RU} + ILLIQ^{RU} * H$	-0,127** (2,476)	-0,169*** (2,927)	-0,183*** (3,416)	-0,146*** (2,695)	-0,161*** (3,040)
$ILLIQ^{RU} + ILLIQ^{RU} * B$	0,261 (0,668)	-0,081 (0,168)	-0,494 (1,080)	-0,422 (0,957)	-0,356 (0,839)
N	40879	40892	40923	40922	40918
R ²	0,205	0,075	0,074	0,029	0,033
F	19,745	18,922	13,347	11,822	15,893
Statystyka D-W	1,988	1,995	1,993	2,005	1,978
Kryt. Akaike'a	-55247,19	-55022,12	-54183,72	-51626,87	-49856,44

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 102. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progmem 75%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,116*** (9,947)	0,054*** (4,460)	0,059*** (4,866)	0,081*** (6,846)	0,092*** (7,698)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,58)	-0,019*** (10,43)	-0,017*** (9,158)	-0,016*** (8,672)	-0,019*** (10,44)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,843)	0,0004*** (4,000)	0,000 (1,504)	0,0002* (1,846)	0,0002*** (3,260)
<i>DY</i>	0,001 (0,125)	0,002 (0,166)	0,006 (0,442)	0,005 (0,460)	-0,001 (0,043)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,394)	0,008*** (4,113)	0,005** (2,210)	0,002 (1,131)	0,003 (1,286)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,075*** (3,249)	-0,090*** (4,227)	-0,076*** (3,304)	-0,056** (2,316)	-0,069** (2,554)
$amILLIQ^R_{t-1}$	18,077*** (3,283)	17,728*** (3,392)	14,578*** (4,118)	12,511*** (3,799)	12,293*** (3,893)
$amILLIQ^R_{t-1} * H$	-12,163** (1,968)	-12,317** (2,090)	-9,522** (2,070)	-7,134* (1,649)	-5,773 (1,508)
$amILLIQ^R_{t-1} * B$	36,293 (1,579)	1,605 (0,065)	5,072 (0,273)	2,930 (0,164)	14,226 (0,725)
$\Delta ILLIQ^R$	0,012 (0,062)	0,032 (0,168)	-0,016 (0,090)	-0,057 (0,315)	-0,089 (0,482)
$\Delta ILLIQ^R * H$	-0,070 (0,352)	-0,114 (0,578)	-0,081 (0,438)	-0,012 (0,064)	0,028 (0,145)
$\Delta ILLIQ^R * B$	0,376 (0,819)	0,184 (0,335)	-0,317 (0,571)	-0,378 (0,665)	-0,270 (0,534)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * H$	5,915** (2,089)	5,411* (1,947)	5,056* (1,748)	5,377* (1,909)	6,520*** (2,915)
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * B$	54,370** (2,317)	19,333 (0,817)	19,65 (1,081)	15,441 (0,892)	26,519 (1,377)
$\Delta ILLIQ^R + \Delta ILLIQ^R * H$	-0,058 (1,209)	-0,082 (1,607)	-0,096* (1,855)	-0,069 (1,398)	-0,061 (1,335)
$\Delta ILLIQ^R + \Delta ILLIQ^R * B$	0,388 (0,931)	-0,152 (0,295)	-0,332 (0,631)	-0,434 (0,796)	-0,359 (0,752)
N	42372	42388	42431	42425	42420
R ²	0,199	0,071	0,070	0,028	0,032
F	14,507	14,471	11,717	10,935	14,766
Statystyka D-W	1,985	1,993	1,989	1,998	1,978
Kryt. Akaike'a	-55333,07	-55161,60	-54284,11	-51769,42	-50019,71

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1. Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 103. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^l a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progmem 75%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,117*** (9,835)	0,055*** (4,453)	0,059*** (4,580)	0,083*** (6,582)	0,103*** (7,735)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,30)	-0,019*** (9,915)	-0,017*** (8,413)	-0,016*** (8,147)	-0,020*** (9,732)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,773)	0,001*** (5,086)	0,000 (1,199)	0,0003** (2,150)	0,0003* (1,934)
<i>DY</i>	0,001 (0,076)	0,001 (0,079)	0,004 (0,343)	0,001 (0,114)	-0,004 (0,316)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,082)	0,008*** (3,911)	0,004** (2,114)	0,003 (1,333)	0,005** (2,066)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,087*** (3,483)	-0,096*** (3,903)	-0,088*** (3,123)	-0,085*** (2,862)	-0,097*** (2,908)
$amILLIQ'_{t-1}$	0,223*** (2,677)	0,240*** (2,879)	0,204*** (2,755)	0,145** (2,242)	0,118* (1,927)
$amILLIQ'_{t-1}*H$	-0,094 (1,097)	-0,110 (1,281)	-0,072 (0,932)	-0,024 (0,349)	0,022 (0,343)
$amILLIQ'_{t-1}*B$	-0,166* (1,841)	-0,151* (1,654)	-0,128 (1,574)	-0,066 (0,883)	-0,060 (0,883)
$ILLIQ^U$	-0,027*** (2,881)	-0,026*** (2,797)	-0,025*** (2,874)	-0,027*** (3,157)	-0,027*** (3,229)
$ILLIQ^U*H$	-0,001 (0,142)	-0,003 (0,248)	-0,004 (0,452)	-0,001 (0,061)	0,0001 (0,013)
$ILLIQ^U*B$	-0,001 (0,052)	-0,007 (0,448)	-0,005 (0,368)	-0,002 (0,146)	-0,002 (0,127)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ'_{t-1} + amILLIQ'_{t-1}*H$	0,129*** (4,485)	0,131*** (4,642)	0,132*** (4,526)	0,121*** (4,230)	0,140*** (6,198)
$amILLIQ'_{t-1} + amILLIQ'_{t-1}*B$	0,057 (1,446)	0,089* (1,943)	0,076* (1,914)	0,079* (1,890)	0,058* (1,691)
$ILLIQ^U + ILLIQ^U*H$	-0,028*** (9,288)	-0,029*** (9,140)	-0,029*** (9,257)	-0,028*** (7,933)	-0,027*** (7,703)
$ILLIQ^U + ILLIQ^U*B$	-0,028** (2,496)	-0,033*** (2,900)	-0,030** (2,507)	-0,029** (2,419)	-0,029** (2,376)
N	36355	36362	36383	36375	36374
R ²	0,219	0,078	0,075	0,036	0,041
F	20,878	23,018	18,904	16,771	19,701
Statystyka D-W	1,993	1,998	1,997	2,015	1,995
Kryt. Akaike'a	-51980,87	-51977,93	-51127,09	-49114,65	-47521,50

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 104. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^l (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progmem 75%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stafa</i>	0,121*** (9,703)	0,057*** (4,470)	0,061*** (4,703)	0,080*** (6,429)	0,094*** (7,672)
<i>lnMV</i>	-0,021*** (10,09)	-0,019*** (10,02)	-0,017*** (8,711)	-0,016*** (8,133)	-0,019*** (10,26)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,678)	0,0004*** (3,350)	0,000 (1,023)	0,0002* (1,743)	0,0002*** (3,354)
<i>DY</i>	-0,000 (0,022)	0,001 (0,043)	0,004 (0,284)	0,003 (0,264)	-0,003 (0,268)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,652)	0,009*** (4,443)	0,005** (2,479)	0,004* (1,669)	0,004* (1,895)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,093* (3,753)	-0,108*** (4,726)	-0,088*** (3,574)	-0,063** (2,351)	-0,083*** (2,827)
$amILLIQ^l_{t-1}$	0,149* (1,837)	0,175** (2,296)	0,090 (0,945)	0,048 (0,523)	0,045 (0,573)
$amILLIQ^l_{t-1}*H$	-0,028 (0,334)	-0,045 (0,565)	0,035 (0,359)	0,070 (0,748)	0,089 (1,118)
$amILLIQ^l_{t-1}*B$	-0,107 (1,214)	-0,095 (1,127)	-0,015 (0,153)	0,025 (0,262)	0,013 (0,151)
$\Delta ILLIQ^l$	-0,022** (2,115)	-0,017* (1,887)	-0,021** (2,355)	-0,023*** (2,581)	-0,022** (2,571)
$\Delta ILLIQ^l*H$	-0,001 (0,073)	-0,005 (0,536)	-0,002 (0,227)	0,001 (0,093)	0,001 (0,124)
$\Delta ILLIQ^l*B$	-0,008 (0,515)	-0,011 (0,728)	-0,004 (0,231)	0,0004 (0,023)	0,003 (0,195)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ^l_{t-1} + amILLIQ^l_{t-1}*H$	0,121*** (4,433)	0,130*** (5,226)	0,126*** (4,476)	0,117*** (4,209)	0,134*** (6,561)
$amILLIQ^l_{t-1} + amILLIQ^l_{t-1}*B$	0,043 (1,124)	0,080* (1,866)	0,075** (1,992)	0,073* (1,882)	0,057* (1,762)
$\Delta ILLIQ^l + \Delta ILLIQ^l*H$	-0,023*** (7,475)	-0,023*** (7,185)	-0,023*** (7,480)	-0,022*** (6,737)	-0,020*** (5,890)
$\Delta ILLIQ^l + \Delta ILLIQ^l*B$	-0,030** (2,418)	-0,028** (2,278)	-0,024* (1,812)	-0,022 (1,638)	-0,019 (1,373)
N	40098	40112	40141	40134	40130
R ²	0,210	0,077	0,075	0,032	0,037
F	21,313	21,662	18,722	18,252	21,076
Statystyka D-W	1,984	1,986	1,983	1,995	1,972
Kryt. Akaike'a	-54051,16	-53922,12	-52889,56	-50567,38	-48911,19

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1. Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 105. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progiem 95%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,117*** (10,33)	0,052*** (4,607)	0,055*** (4,870)	0,081*** (7,216)	0,095*** (8,036)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,94)	-0,019*** (10,89)	-0,017*** (9,461)	-0,016*** (9,167)	-0,019*** (10,46)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,522)	0,0004*** (2,890)	0,000 (0,746)	0,0003* (1,771)	0,000 (1,610)
<i>DY</i>	0,000 (0,040)	0,001 (0,095)	0,005 (0,386)	0,005 (0,483)	-0,001 (0,045)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,020)	0,007*** (3,614)	0,004* (1,732)	0,002 (0,987)	0,002 (1,086)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,082*** (3,427)	-0,090*** (4,133)	-0,076*** (3,113)	-0,052** (2,103)	-0,074*** (2,592)
$amILLIQ^R_{t-1}$	4,227 (0,646)	4,139 (0,630)	3,573 (0,590)	2,842 (0,487)	2,972 (0,556)
$amILLIQ^R_{t-1} * H$	5,324 (0,755)	4,711 (0,666)	5,291 (0,811)	5,749 (0,903)	5,523 (1,033)
$amILLIQ^R_{t-1} * B$	86,363*** (4,550)	34,218 (0,814)	32,584 (1,195)	36,589 (1,379)	53,759* (1,948)
$ILLIQ^{RU}$	-0,065 (0,760)	-0,136 (1,566)	-0,122 (1,471)	-0,083 (1,058)	-0,087 (1,088)
$ILLIQ^{RU} * H$	-0,093 (0,957)	-0,054 (0,558)	-0,092 (0,928)	-0,092 (0,994)	-0,107 (1,134)
$ILLIQ^{RU} * B$	0,248 (0,443)	-0,443 (0,545)	-0,894 (1,195)	-0,888 (1,280)	-0,564 (0,865)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * H$	9,551*** (4,205)	8,850*** (2,177)	8,864*** (4,235)	8,591*** (3,438)	8,795*** (5,485)
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * B$	90,589*** (5,023)	38,358 (0,933)	36,157 (1,371)	39,432 (1,546)	56,731** (2,117)
$ILLIQ^{RU} + ILLIQ^{RU} * H$	-0,158*** (2,771)	-0,190*** (3,014)	-0,213*** (3,503)	-0,175*** (2,841)	-0,194*** (3,239)
$ILLIQ^{RU} + ILLIQ^{RU} * B$	0,183 (0,328)	-0,580 (0,714)	-1,015 (1,357)	-0,971 (1,404)	-0,651 (1,013)
N	40879	40892	40923	40922	40918
R ²	0,205	0,075	0,074	0,029	0,033
F	19,227	16,010	12,136	11,050	15,599
Statystyka D-W	1,988	1,996	1,993	2,004	1,978
Kryt. Akaike'a	-55238,34	-55005,52	-54186,71	-51637,88	-49869,39

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 106. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progmem 95%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,116*** (9,869)	0,054*** (4,430)	0,059*** (4,826)	0,081*** (6,852)	0,093*** (7,728)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,56)	-0,019*** (10,41)	-0,017*** (9,132)	-0,016*** (8,661)	-0,019*** (10,43)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,846)	0,0004*** (4,033)	0,000 (1,504)	0,0002* (1,840)	0,0002*** (3,260)
<i>DY</i>	0,001 (0,100)	0,002 (0,147)	0,005 (0,428)	0,005 (0,448)	-0,001 (0,055)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,348)	0,008*** (4,063)	0,004** (2,188)	0,002 (1,130)	0,003 (1,287)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,077*** (3,304)	-0,091*** (4,247)	-0,077*** (3,316)	-0,057** (2,373)	-0,070*** (2,612)
$amILLIQ^R_{t-1}$	5,111 (0,846)	5,275 (0,856)	4,757 (0,817)	3,918 (0,699)	4,491 (0,840)
$amILLIQ^R_{t-1} * H$	1,284 (0,186)	0,540 (0,077)	0,671 (0,100)	1,917 (0,300)	2,533 (0,431)
$amILLIQ^R_{t-1} * B$	59,801** (2,430)	15,445 (0,465)	17,976 (0,757)	19,153 (0,826)	31,750 (1,330)
$\Delta ILLIQ^R$	0,053 (0,589)	0,050 (0,554)	0,023 (0,247)	-0,047 (0,517)	-0,024 (0,276)
$\Delta ILLIQ^R * H$	-0,132 (1,227)	-0,1550 (1,426)	-0,141 (1,278)	-0,026 (0,232)	-0,047 (0,465)
$\Delta ILLIQ^R * B$	0,457 (0,687)	-0,522 (0,627)	-0,764 (0,906)	-0,912 (1,069)	-0,669 (0,932)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * H$	6,396** (2,029)	5,816* (1,875)	5,429* (1,695)	5,584* (1,878)	7,025*** (2,899)
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * B$	64,913*** (2,681)	20,720 (0,639)	22,733 (0,993)	23,071 (1,033)	36,241 (1,562)
$\Delta ILLIQ^R + \Delta ILLIQ^R * H$	-0,079 (1,460)	-0,105* (1,825)	-0,118** (2,032)	-0,073 (1,298)	-0,071 (1,395)
$\Delta ILLIQ^R + \Delta ILLIQ^R * B$	0,510 (0,770)	-0,472 (0,566)	-0,741 (0,875)	-0,959 (1,122)	-0,693 (0,964)
N	42372	42388	42431	42425	42420
R ²	0,199	0,070	0,070	0,028	0,032
F	13,772	13,195	9,867	9,263	13,425
Statystyka D-W	1,985	1,993	1,989	1,999	1,978
Kryt. Akaike'a	-55327,77	-55153,15	-54280,89	-51771,06	-50023,62

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1. Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 107. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^l a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progiem 95%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,115*** (9,619)	0,053*** (4,274)	0,057*** (4,434)	0,082*** (6,425)	0,102*** (7,640)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,28)	-0,019*** (9,898)	-0,017*** (8,395)	-0,016*** (8,117)	-0,020*** (9,700)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,760)	0,001*** (5,037)	0,000 (1,188)	0,0003** (2,135)	0,0003* (1,910)
<i>DY</i>	0,001 (0,083)	0,001 (0,088)	0,004 (0,356)	0,001 (0,134)	-0,004 (0,298)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,066)	0,008*** (3,904)	0,005** (2,119)	0,003 (1,349)	0,005** (2,077)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,086*** (3,467)	-0,095*** (3,892)	-0,087*** (3,104)	-0,084*** (2,839)	-0,096*** (2,880)
$amILLIQ'_{t-1}$	0,256*** (3,002)	0,268*** (3,044)	0,260*** (3,002)	0,231*** (2,683)	0,214*** (2,580)
$amILLIQ'_{t-1}*H$	-0,140 (1,588)	-0,149 (1,635)	-0,141 (1,574)	-0,124 (1,409)	-0,086 (1,006)
$amILLIQ'_{t-1}*B$	-0,181* (1,865)	-0,160 (1,617)	-0,164* (1,720)	-0,134 (1,419)	-0,134 (1,498)
$ILLIQ^U$	-0,031*** (6,553)	-0,031*** (6,557)	-0,030*** (6,406)	-0,028*** (6,166)	-0,028*** (5,567)
$ILLIQ^U*H$	0,003 (0,579)	0,002 (0,411)	0,001 (0,203)	0,0005 (0,082)	-0,0001 (0,023)
$ILLIQ^U*B$	0,022 (1,493)	0,014 (0,949)	0,016 (1,004)	0,013 (0,810)	0,012 (0,769)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ'_{t-1} + amILLIQ'_{t-1}*H$	0,117*** (4,146)	0,118*** (4,265)	0,118*** (4,145)	0,107*** (3,896)	0,129*** (5,724)
$amILLIQ'_{t-1} + amILLIQ'_{t-1}*B$	0,076* (1,673)	0,108** (2,066)	0,096** (2,094)	0,097** (2,072)	0,080** (2,009)
$ILLIQ^U + ILLIQ^U*H$	-0,028*** (8,392)	-0,029*** (8,429)	-0,029*** (8,504)	-0,028*** (7,213)	-0,027*** (7,255)
$ILLIQ^U + ILLIQ^U*B$	-0,009 (0,682)	-0,017 (1,210)	-0,014 (0,941)	-0,016 (1,040)	-0,015 (0,960)
N	36355	36362	36383	36375	36374
R ²	0,219	0,078	0,076	0,036	0,041
F	23,044	23,944	20,094	18,162	20,147
Statystyka D-W	1,993	1,997	1,996	2,014	1,994
Kryt. Akaike'a	-51997,27	-51994,06	-51143,66	-49128,32	-47526,18

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 108. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^l (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(1) z progmem 95%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stafa</i>	0,120*** (9,478)	0,056*** (4,400)	0,060*** (4,597)	0,080*** (6,282)	0,094*** (7,599)
<i>lnMV</i>	-0,021*** (9,984)	-0,019*** (10,01)	-0,017*** (8,635)	-0,016*** (8,035)	-0,019*** (10,20)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,669)	0,0004*** (3,356)	0,000 (1,022)	0,0002* (1,750)	0,0002*** (3,339)
<i>DY</i>	-0,000 (0,017)	0,001 (0,043)	0,004 (0,300)	0,003 (0,278)	-0,003 (0,252)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,658)	0,009*** (4,449)	0,005** (2,501)	0,004* (1,693)	0,004* (1,924)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,093*** (3,731)	-0,107*** (4,706)	-0,087*** (3,542)	-0,062** (2,316)	-0,081*** (2,798)
$amILLIQ'_{t-1}$	0,198*** (2,929)	0,194*** (4,910)	0,190** (2,501)	0,167** (2,124)	0,171** (2,297)
$amILLIQ'_{t-1}*H$	-0,090 (1,254)	-0,083* (1,722)	-0,082 (1,033)	-0,067 (0,829)	-0,051 (0,661)
$amILLIQ'_{t-1}*B$	-0,129 (1,602)	-0,090 (1,473)	-0,091 (1,054)	-0,075 (0,859)	-0,092 (1,116)
$\Delta ILLIQ'$	-0,027*** (5,318)	-0,026*** (5,515)	-0,025*** (5,136)	-0,026*** (5,171)	-0,023*** (4,603)
$\Delta ILLIQ'*H$	0,005 (0,875)	0,005 (0,851)	0,003 (0,467)	0,005 (0,771)	0,003 (0,562)
$\Delta ILLIQ'*B$	0,013 (0,749)	0,013 (0,761)	0,013 (0,679)	0,011 (0,583)	0,013 (0,691)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ'_{t-1} + amILLIQ'_{t-1}*H$	0,107*** (3,847)	0,111*** (3,934)	0,108*** (3,803)	0,100*** (3,619)	0,120*** (5,794)
$amILLIQ'_{t-1} + amILLIQ'_{t-1}*B$	0,069 (1,574)	0,103** (2,112)	0,099** (2,194)	0,092** (2,137)	0,080** (2,129)
$\Delta ILLIQ' + \Delta ILLIQ'*H$	-0,022*** (6,589)	-0,022*** (6,330)	-0,022*** (6,833)	-0,021*** (5,833)	-0,020*** (5,201)
$\Delta ILLIQ' + \Delta ILLIQ'*B$	-0,014 (0,850)	-0,013 (0,789)	-0,012 (0,651)	-0,014 (0,779)	-0,010 (0,546)
N	40098	40112	40141	40134	40130
R ²	0,210	0,077	0,075	0,032	0,037
F	22,477	23,187	19,320	18,822	20,772
Statystyka D-W	1,984	1,986	1,983	1,995	1,971
Kryt. Akaike'a	-54061,13	-53935,54	-52898,02	-50570,82	-48908,21

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1. Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 109. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progim 50%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,115*** (10,78)	0,054*** (4,948)	0,057*** (5,143)	0,081*** (7,327)	0,096*** (8,138)
<i>lnMV</i>	-0,019*** (11,82)	-0,019*** (11,54)	-0,017*** (10,08)	-0,016*** (9,661)	-0,020*** (11,01)
<i>BV/MV</i>	0,001*** (3,325)	0,001*** (3,473)	0,001*** (3,781)	0,001*** (3,383)	0,0005*** (3,032)
<i>DY</i>	0,000 (0,006)	0,001 (0,066)	0,004 (0,330)	0,004 (0,353)	-0,002 (0,140)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (4,041)	0,009*** (4,350)	0,005** (2,378)	0,003 (1,527)	0,004* (1,912)
σ	-0,080*** (3,652)	-0,079*** (3,687)			
σ_{ε}			-0,067*** (2,672)	-0,044* (1,659)	-0,051* (1,792)
$amFHT_{t-1}*H$	2,691*** (3,941)	2,668*** (3,940)	2,612*** (3,916)	2,571*** (4,140)	2,543*** (4,254)
$amFHT_{t-1}*B$	2,417* (1,920)	2,646** (2,117)	2,403* (1,796)	2,050 (1,607)	1,840 (1,577)
FHT^U*H	-0,119 (1,060)	-0,108 (0,921)	-0,136 (1,169)	0,015 (0,137)	0,011 (0,098)
FHT^U*B	0,538** (2,618)	0,533** (2,567)	0,514** (2,315)	0,446** (2,007)	0,415* (1,818)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	41110	41117	41146	41142	41140
R ²	0,209	0,076	0,075	0,030	0,033
F	20,768	20,234	15,862	14,557	16,534
Statystyka D-W	1,980	1,986	1,983	1,997	1,973
Kryt. Akaike'a	-55856,83	-55810,12	-54836,97	-52422,91	-50500,53

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 110. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progmem 50%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,116*** (10,18)	0,053*** (4,446)	0,058*** (4,885)	0,081*** (6,927)	0,092*** (7,799)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,72)	-0,019*** (10,43)	-0,017*** (9,152)	-0,016*** (8,771)	-0,019*** (10,43)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,700)	0,0004*** (3,844)	0,000 (1,358)	0,0002* (1,726)	0,0003*** (3,467)
<i>DY</i>	0,000 (0,027)	0,001 (0,097)	0,005 (0,385)	0,004 (0,388)	-0,002 (0,152)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,807)	0,009*** (4,649)	0,005*** (2,696)	0,003 (1,618)	0,004* (1,708)
σ	-0,084*** (3,522)	-0,100*** (4,570)			
σ_{ε}			-0,087*** (3,652)	-0,064*** (2,593)	-0,083*** (2,884)
$amFHT_{t-1}*H$	2,288*** (4,659)	2,409*** (5,502)	2,286*** (4,756)	2,154*** (4,546)	2,244*** (4,986)
$amFHT_{t-1}*B$	1,183 (1,497)	1,431* (1,645)	1,294 (1,637)	1,055 (1,439)	1,058 (1,613)
$\Delta FHT*H$	0,093 (0,961)	0,073 (0,729)	0,051 (0,519)	0,132 (1,333)	0,143 (1,536)
$\Delta FHT*B$	0,679*** (3,656)	0,685*** (3,222)	0,641*** (3,025)	0,593*** (2,822)	0,579*** (2,911)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	42297	42315	42354	42347	42343
R ²	0,200	0,073	0,072	0,029	0,032
F	16,477	17,233	12,360	11,622	15,743
Statystyka D-W	1,990	1,995	1,991	2,000	1,976
Kryt. Akaike'a	-55361,80	-55224,23	-54311,00	-51824,33	-50047,14

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 111. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progmem 50%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,115*** (10,38)	0,051*** (4,590)	0,054*** (4,850)	0,080*** (7,183)	0,093*** (7,982)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,91)	-0,019*** (10,87)	-0,017*** (9,454)	-0,016*** (9,176)	-0,019*** (10,50)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,532)	0,0004*** (2,862)	0,000 (0,754)	0,0003* (1,792)	0,0002* (1,657)
<i>DY</i>	0,001 (0,090)	0,002 (0,124)	0,005 (0,403)	0,006 (0,500)	-0,000 (0,028)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,027)	0,007*** (3,625)	0,004* (1,686)	0,002 (0,932)	0,002 (1,023)
σ	-0,079*** (3,292)	-0,089*** (4,091)			
σ_{ε}			-0,075*** (3,088)	-0,051** (2,048)	-0,072** (2,533)
$amILLIQ_{t-1}^R * H$	8,570*** (3,895)	7,943*** (3,806)	7,936*** (3,828)	7,650*** (3,176)	7,891*** (4,485)
$amILLIQ_{t-1}^R * B$	38,560*** (2,611)	26,633** (2,277)	15,657* (1,763)	11,968 (1,402)	12,588 (1,378)
$ILLIQ^{RU} * H$	-0,129** (2,517)	-0,172*** (2,974)	-0,186*** (3,466)	-0,148*** (2,720)	-0,161*** (3,039)
$ILLIQ^{RU} * B$	-0,259 (1,311)	-0,410* (1,917)	-0,492** (2,327)	-0,412** (1,968)	-0,453** (2,084)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	40879	40892	40923	40922	40918
R ²	0,205	0,075	0,073	0,029	0,033
F	20,400	20,050	15,076	13,197	18,296
Statystyka D-W	1,988	1,996	1,993	2,005	1,979
Kryt. Akaike'a	-55218,39	-55009,39	-54178,78	-51625,67	-49853,23

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 112. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progmem 50%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,116*** (9,957)	0,054*** (4,465)	0,059*** (4,869)	0,081*** (6,847)	0,092*** (7,705)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,61)	-0,019*** (10,45)	-0,017*** (9,172)	-0,016*** (8,684)	-0,019*** (10,47)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,860)	0,0004*** (4,018)	0,000 (1,514)	0,0002* (1,855)	0,0002*** (3,297)
<i>DY</i>	0,001 (0,117)	0,002 (0,161)	0,006 (0,440)	0,005 (0,459)	-0,001 (0,044)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,339)	0,008*** (4,104)	0,004** (2,198)	0,002 (1,122)	0,003 (1,266)
σ	-0,075*** (3,203)	-0,090*** (4,244)			
σ_{ε}			-0,076*** (3,308)	-0,056** (2,319)	-0,069** (2,547)
$amILLIQ^R_{t-1}*H$	5,977** (2,104)	5,496** (1,967)	5,133* (1,767)	5,440* (1,923)	6,571*** (3,925)
$amILLIQ^R_{t-1}*B$	19,177*** (2,656)	15,189*** (3,726)	12,594*** (3,892)	10,759*** (3,332)	11,564*** (3,357)
$\Delta ILLIQ^R * H$	-0,059 (1,236)	-0,083 (1,628)	-0,098* (1,878)	-0,071 (1,435)	-0,063 (1,365)
$\Delta ILLIQ^R * B$	0,122 (0,623)	-0,012 (0,058)	-0,102 (0,494)	-0,143 (0,655)	-0,168 (0,816)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	42372	42388	42431	42425	42420
R ²	0,198	0,070	0,070	0,028	0,031
F	16,375	17,472	13,686	12,225	17,040
Statystyka D-W	1,985	1,993	1,989	1,998	1,978
Kryt. Akaike'a	-55319,30	-55159,41	-54282,42	-51769,25	-50019,13

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 113. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^l a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progim 50%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,117*** (9,844)	0,055*** (4,453)	0,059*** (4,582)	0,084*** (6,578)	0,103*** (7,732)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,31)	-0,019*** (9,903)	-0,017*** (8,400)	-0,016*** (8,139)	-0,020*** (9,714)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,780)	0,001*** (5,110)	0,000 (1,203)	0,0003** (2,151)	0,0003* (1,934)
<i>DY</i>	0,001 (0,057)	0,001 (0,062)	0,004 (0,330)	0,001 (0,107)	-0,004 (0,322)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,044)	0,008*** (3,877)	0,004** (2,090)	0,003 (1,322)	0,005** (2,059)
σ	-0,087*** (3,492)	-0,096*** (3,910)			
σ_{ε}			-0,089*** (3,139)	-0,085*** (2,870)	-0,097*** (2,912)
$amILLIQ'_{t-1} * H$	0,130*** (4,536)	0,132*** (4,702)	0,133*** (4,576)	0,121*** (4,261)	0,139*** (6,233)
$amILLIQ'_{t-1} * B$	0,102*** (2,613)	0,128*** (2,855)	0,110*** (2,624)	0,098** (2,478)	0,076** (2,233)
$ILLIQ^{U*H}$	-0,029*** (9,513)	-0,029*** (9,357)	-0,029*** (9,465)	-0,028*** (8,115)	-0,027*** (7,901)
$ILLIQ^{U*B}$	-0,026*** (3,433)	-0,027*** (3,654)	-0,025*** (3,552)	-0,025*** (3,589)	-0,025*** (3,667)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	36355	36362	36383	36375	36374
R ²	0,219	0,077	0,075	0,036	0,041
F	25,192	27,963	22,947	20,362	23,994
Statystyka D-W	1,994	1,998	1,997	2,015	1,995
Kryt. Akaike'a	-51976,21	-51973,81	-51126,28	-49117,56	-47524,46

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 114. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ' (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progami 50%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,121*** (9,692)	0,057*** (4,460)	0,061*** (4,695)	0,080*** (6,417)	0,094*** (7,668)
<i>lnMV</i>	-0,021*** (10,06)	-0,019*** (10,00)	-0,017*** (8,687)	-0,016*** (8,101)	-0,019*** (10,24)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,681)	0,0004*** (3,358)	0,000 (1,023)	0,0002* (1,743)	0,0002*** (3,354)
<i>DY</i>	-0,004 (0,031)	0,000 (0,037)	0,004 (0,285)	0,003 (0,267)	-0,003 (0,267)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,629)	0,009*** (4,433)	0,005** (2,482)	0,004* (1,676)	0,004* (1,903)
σ	-0,093*** (3,754)	-0,108*** (4,732)			
σ_{ε}			-0,088*** (3,576)	-0,063** (2,345)	-0,082*** (2,825)
$amILLIQ'_{t-1}*H$	0,122*** (4,479)	0,130*** (5,328)	0,126*** (4,534)	0,117*** (4,239)	0,133*** (6,573)
$amILLIQ'_{t-1}*B$	0,083* (1,875)	0,114** (2,530)	0,078 (1,469)	0,062 (1,172)	0,054 (1,200)
$\Delta ILLIQ'*H$	-0,023*** (7,420)	-0,023*** (7,125)	-0,023*** (7,422)	-0,022*** (6,695)	-0,021*** (5,883)
$\Delta ILLIQ'*B$	-0,026*** (3,084)	-0,023*** (2,883)	-0,022*** (2,636)	-0,021** (2,541)	-0,019** (2,363)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	40098	40112	40141	40134	40130
R ²	0,210	0,077	0,075	0,032	0,037
F	25,829	26,523	22,658	22,171	24,353
Statystyka D-W	1,984	1,986	1,983	1,995	
Kryt. Akaike'a	-54050,26	-53921,86	-52893,80	-50570,90	

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 115. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progmem 75%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,116*** (10,83)	0,054*** (4,990)	0,057*** (5,172)	0,081*** (7,311)	0,096*** (8,101)
<i>lnMV</i>	-0,019*** (11,88)	-0,020*** (11,59)	-0,017*** (10,11)	-0,016*** (9,650)	-0,020*** (10,98)
<i>BV/MV</i>	0,001*** (3,323)	0,001*** (3,466)	0,001*** (3,784)	0,001*** (3,381)	0,0005*** (3,011)
<i>DY</i>	0,000 (0,004)	0,001 (0,061)	0,004 (0,327)	0,004 (0,345)	-0,002 (0,151)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,965)	0,009*** (4,256)	0,005** (2,308)	0,003 (1,494)	0,004* (1,913)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,080*** (3,668)	-0,079*** (3,700)	-0,067*** (2,678)	-0,043 (1,623)	-0,051* (1,766)
$amFHT_{t-1}$	3,776*** (3,877)	3,782*** (3,992)	3,068*** (3,158)	2,213** (2,082)	1,439 (1,436)
$amFHT_{t-1}^*H$	-1,259 (1,136)	-1,307 (1,275)	-0,611 (0,584)	0,332 (0,297)	1,203 (1,061)
$amFHT_{t-1}^*B$	-1,650 (1,067)	-1,276 (0,798)	-0,481 (0,280)	0,113 (0,063)	0,661 (0,391)
FHT^U	0,229 (0,795)	0,189 (0,616)	0,122 (0,400)	0,421 (1,272)	0,387 (1,186)
FHT^U^*H	-0,370 (1,233)	-0,322 (1,019)	-0,276 (0,876)	-0,469 (1,371)	-0,434 (1,277)
FHT^U^*B	0,388 (0,992)	0,473 (1,161)	0,492 (1,172)	0,208 (0,468)	0,194 (0,449)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1}^*H$	2,517*** (3,558)	2,475*** (3,534)	2,457*** (3,546)	2,545*** (3,919)	2,641*** (4,069)
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1}^*B$	2,125 (1,529)	2,507* (1,802)	2,587* (1,689)	2,326 (1,572)	2,099 (1,551)
$FHT^U + FHT^U^*H$	-0,141 (1,229)	-0,133 (1,130)	-0,154 (1,314)	-0,048 (0,419)	-0,048 (0,411)
$FHT^U + FHT^U^*B$	0,233*** (2,656)	0,662*** (2,848)	0,614** (2,451)	0,629** (2,432)	0,580** (2,200)
N	41110	41117	41146	41142	41140
R ²	0,210	0,076	0,075	0,030	0,033
F	17,788	17,508	13,549	12,603	13,967
Statystyka D-W	1,981	1,986	1,983	1,997	1,974
Kryt. Akaike'a	-55862,39	-55817,17	-54836,73	-52427,41	-50507,11

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 116. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progmem 75%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stata</i>	0,116*** (10,20)	0,053*** (4,48)	0,058*** (4,902)	0,080*** (6,909)	0,092*** (7,769)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,75)	-0,019*** (10,48)	-0,017*** (9,166)	-0,016*** (8,759)	-0,019*** (10,41)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,705)	0,0004*** (3,859)	0,000 (1,363)	0,0002* (1,715)	0,0003*** (3,407)
<i>DY</i>	0,000 (0,028)	0,001 (0,098)	0,005 (0,388)	0,004 (0,384)	-0,002 (0,160)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,754)	0,009*** (4,560)	0,006*** (2,634)	0,004 (1,630)	0,004* (1,748)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,084*** (3,527)	-0,100*** (4,554)	-0,087*** (3,634)	-0,064*** (2,595)	-0,083*** (2,898)
$amFHT_{t-1}$	2,898*** (3,772)	3,105*** (6,601)	2,630*** (4,124)	1,481** (2,028)	1,066* (1,648)
$amFHT_{t-1}*H$	-0,674 (0,832)	-0,859 (1,485)	-0,428 (0,600)	0,798 (1,015)	1,398* (1,809)
$amFHT_{t-1}*B$	-2,025* (1,852)	-1,940* (1,952)	-1,428 (1,356)	-0,456 (0,403)	-0,043 (0,044)
ΔFHT	0,473* (1,830)	0,475* (1,790)	0,386 (1,482)	0,424 (1,531)	0,442 (1,609)
$\Delta FHT*H$	-0,408 (1,515)	-0,439 (1,560)	-0,369 (1,328)	-0,330 (1,154)	-0,336 (1,170)
$\Delta FHT*B$	0,308 (0,946)	0,347 (1,017)	0,409 (1,187)	0,342 (0,964)	0,296 (0,839)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1}*H$	2,224*** (4,253)	2,246*** (4,265)	2,202*** (4,202)	2,279*** (4,616)	2,463*** (5,132)
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1}*B$	0,872 (1,198)	1,165 (1,383)	1,201 (1,497)	1,026 (1,336)	1,022 (1,508)
$\Delta FHT + \Delta FHT*H$	0,065 (0,651)	0,036 (0,347)	0,017 (0,171)	0,094 (0,932)	0,106 (1,097)
$\Delta FHT + \Delta FHT*B$	0,781*** (4,090)	0,822*** (3,676)	0,795*** (3,525)	0,766*** (3,377)	0,737*** (3,421)
N	42297	42315	42354	42347	42343
R ²	0,200	0,073	0,072	0,029	0,032
F	15,067	16,667	11,480	10,246	13,632
Statystyka D-W	1,990	1,995	1,991	2,000	1,976
Kryt. Akaike'a	-55373,23	-55239,66	-54316,81	-51831,52	-50060,05

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1. Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 117. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progmem 75%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,115*** (10,34)	0,050*** (4,543)	0,054*** (4,834)	0,080*** (7,166)	0,093*** (7,960)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,84)	-0,019*** (10,79)	-0,017*** (9,432)	-0,016*** (9,165)	-0,019*** (10,47)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,508)	0,0004*** (2,835)	0,000 (0,752)	0,0003* (1,777)	0,0002* (1,642)
<i>DY</i>	0,001 (0,108)	0,002 (0,148)	0,006 (0,425)	0,006 (0,521)	-0,000 (0,008)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,076)	0,008*** (3,663)	0,004* (1,704)	0,002 (0,976)	0,002 (1,066)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,080*** (3,345)	-0,089*** (4,075)	-0,074*** (3,059)	-0,050** (2,003)	-0,071** (2,493)
$amILLIQ^R_{t-1}$	32,313*** (2,799)	31,663*** (2,746)	27,851** (2,521)	24,189** (2,268)	22,183** (1,989)
$amILLIQ^R_{t-1} * H$	-23,877** (2,058)	-23,865** (2,060)	-20,061* (1,805)	-16,862 (1,546)	-14,424 (1,283)
$amILLIQ^R_{t-1} * B$	52,930** (2,559)	20,336 (0,639)	-12,597 (0,779)	-11,417 (0,705)	-5,852 (0,327)
$ILLIQ^{RU}$	-0,124 (0,677)	-0,174 (0,936)	-0,144 (0,787)	0,182 (0,870)	0,112 (0,559)
$ILLIQ^{RU} * H$	-0,008 (0,041)	0,001 (0,006)	-0,045 (0,231)	-0,349 (1,544)	-0,291 (1,346)
$ILLIQ^{RU} * B$	-0,235 (0,686)	-0,363 (0,934)	-0,559 (1,416)	-0,661 (1,535)	-0,538 (1,224)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * H$	8,437*** (3,883)	7,798*** (3,798)	7,790*** (3,811)	7,507*** (3,155)	7,759*** (4,477)
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * B$	85,244*** (4,589)	51,999* (1,843)	15,254 (1,310)	12,772 (1,085)	16,331 (1,178)
$ILLIQ^{RU} + ILLIQ^{RU} * H$	-0,132** (2,510)	-0,173*** (2,932)	-0,189*** (3,442)	-0,166*** (2,920)	-0,179*** (3,233)
$ILLIQ^{RU} + ILLIQ^{RU} * B$	-0,359 (1,152)	-0,537 (1,520)	-0,703** (1,966)	-0,478 (1,303)	-0,427 (1,097)
N	40879	40892	40923	40922	40918
R ²	0,205	0,075	0,074	0,029	0,033
F	18,600	17,619	13,046	11,293	15,151
Statystyka D-W	1,988	1,995	1,993	2,004	1,978
Kryt. Akaike'a	-55252,26	-55023,65	-54185,71	-51631,37	-49855,77

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 118. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progmem 75%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,116*** (9,927)	0,054*** (4,447)	0,059*** (4,870)	0,081*** (6,848)	0,092*** (7,702)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,55)	-0,019*** (10,42)	-0,017*** (9,174)	-0,016*** (8,683)	-0,019*** (10,46)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,843)	0,0004*** (4,007)	0,000 (1,515)	0,0002* (1,857)	0,0002*** (3,295)
<i>DY</i>	0,002 (0,139)	0,002 (0,175)	0,006 (0,445)	0,005 (0,463)	-0,000 (0,040)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,398)	0,008*** (4,126)	0,004** (2,208)	0,002 (1,130)	0,003 (1,273)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,075*** (3,228)	-0,090*** (4,226)	-0,075*** (3,287)	-0,056** (2,302)	-0,069** (2,535)
$amILLIQ^R_{t-1}$	19,254*** (3,305)	19,735*** (3,214)	17,554*** (3,741)	15,466*** (4,082)	15,472*** (4,253)
$amILLIQ^R_{t-1} * H$	-13,386** (2,081)	-14,401** (2,151)	-12,557** (2,314)	-10,141** (2,212)	-9,012** (2,177)
$amILLIQ^R_{t-1} * B$	34,253 (1,064)	6,846 (0,294)	-6,965 (0,664)	-7,946 (0,777)	-4,301 (0,376)
$\Delta ILLIQ^R$	0,208 (1,064)	0,230 (1,169)	0,158 (0,882)	0,140 (0,802)	0,091 (0,543)
$\Delta ILLIQ^R * H$	-0,272 (1,321)	-0,318 (1,542)	-0,261 (1,366)	-0,215 (1,157)	-0,158 (0,891)
$\Delta ILLIQ^R * B$	0,002 (0,006)	-0,407 (0,940)	-0,497 (1,194)	-0,543 (1,266)	-0,469 (1,215)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * H$	5,868** (2,078)	5,334* (1,929)	4,998* (1,733)	5,325* (1,896)	6,460*** (2,900)
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * B$	53,506** (2,438)	26,581 (1,182)	10,589 (1,113)	7,520 (0,802)	11,171 (1,028)
$\Delta ILLIQ^R + \Delta ILLIQ^R * H$	-0,064 (1,310)	-0,088* (1,708)	-0,102* (1,940)	-0,075 (1,500)	-0,067 (1,427)
$\Delta ILLIQ^R + \Delta ILLIQ^R * B$	0,211 (0,581)	-0,177 (0,436)	-0,338 (0,849)	-0,403 (0,971)	-0,378 (1,011)
N	42372	42388	42431	42425	42420
R ²	0,199	0,071	0,070	0,028	0,032
F	14,267	13,981	10,950	10,461	14,399
Statystyka D-W	1,985	1,993	1,989	1,999	1,978
Kryt. Akaike'a	-55338,93	-55170,18	-54288,34	-51772,32	-50020,44

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1. Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 119. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^l a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progmem 75%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,117*** (9,849)	0,055*** (4,459)	0,059*** (4,585)	0,084*** (6,588)	0,103*** (7,749)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,31)	-0,019*** (9,913)	-0,017*** (8,408)	-0,016*** (8,152)	-0,020*** (9,737)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,779)	0,001*** (5,103)	0,000 (1,203)	0,0003** (2,153)	0,0003* (1,938)
<i>DY</i>	0,001 (0,062)	0,001 (0,066)	0,004 (0,335)	0,001 (0,105)	-0,004 (0,326)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,054)	0,008*** (3,887)	0,004** (2,101)	0,003 (1,327)	0,005** (2,065)
σ/σ_ϵ	-0,087*** (3,497)	-0,096*** (3,921)	-0,089*** (3,137)	-0,085*** (2,873)	-0,097*** (2,919)
$amILLIQ'_{t-1}$	0,159 (1,599)	0,166 (1,598)	0,147 (1,593)	0,079 (1,060)	0,052 (0,791)
$amILLIQ'_{t-1} * H$	-0,030 (0,291)	-0,034 (0,320)	-0,014 (0,149)	0,044 (0,559)	0,089 (1,296)
$amILLIQ'_{t-1} * B$	-0,070 (0,638)	-0,048 (0,425)	-0,045 (0,452)	0,017 (0,204)	0,025 (0,344)
$ILLIQ^U$	-0,027*** (3,497)	-0,025*** (3,417)	-0,023*** (3,333)	-0,021*** (2,991)	-0,016** (2,473)
$ILLIQ^U * H$	-0,002 (0,188)	-0,004 (0,438)	-0,006 (0,790)	-0,007 (0,912)	-0,011 (1,454)
$ILLIQ^U * B$	-0,007 (0,552)	-0,012 (0,930)	-0,011 (0,801)	-0,014 (1,086)	-0,021 (1,591)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ'_{t-1} + amILLIQ'_{t-1} * H$	0,129*** (4,450)	0,132*** (4,618)	0,132*** (4,493)	0,123*** (4,223)	0,141*** (6,192)
$amILLIQ'_{t-1} + amILLIQ'_{t-1} * B$	0,089** (2,150)	0,117** (2,413)	0,101** (2,252)	0,095** (2,167)	0,077* (1,947)
$ILLIQ^U + ILLIQ^U * H$	-0,028*** (9,022)	-0,029*** (8,884)	-0,029*** (9,005)	-0,028*** (7,749)	-0,027*** (7,649)
$ILLIQ^U + ILLIQ^U * B$	-0,034*** (3,049)	-0,038*** (3,368)	-0,034*** (2,970)	-0,035*** (3,127)	-0,037*** (3,319)
N	36355	36362	36383	36375	36374
R ²	0,219	0,077	0,075	0,036	0,041
F	21,001	23,101	19,246	16,913	19,779
Statystyka D-W	1,994	1,998	1,997	2,016	1,996
Kryt. Akaike'a	-51973,51	-51971,80	-51123,25	-49115,91	-47525,76

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 120. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^l (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progmem 75%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stata</i>	0,121*** (9,716)	0,057*** (4,481)	0,061*** (4,707)	0,080*** (6,431)	0,094*** (7,676)
<i>lnMV</i>	-0,021*** (10,08)	-0,019*** (10,03)	-0,017*** (8,701)	-0,016*** (8,122)	-0,019*** (10,24)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,679)	0,0004*** (3,369)	0,000 (1,026)	0,0002* (1,747)	0,002*** (3,355)
<i>DY</i>	-0,000 (0,028)	0,000 (0,039)	0,004 (0,286)	0,003 (0,266)	-0,003 (0,269)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,619)	0,009*** (4,432)	0,005** (2,472)	0,004* (1,665)	0,004* (1,895)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,093*** (3,747)	-0,108*** (4,720)	-0,088*** (3,563)	-0,063** (2,336)	-0,082*** (2,812)
$amILLIQ'_{t-1}$	0,136 (1,396)	0,159*** (3,890)	0,097 (0,875)	0,061 (0,544)	0,068 (0,634)
$amILLIQ'_{t-1}*H$	-0,020 (0,195)	-0,038 (0,773)	0,023 (0,203)	0,051 (0,445)	0,062 (0,569)
$amILLIQ'_{t-1}*B$	-0,040 (0,357)	-0,029 (0,416)	0,024 (0,192)	0,049 (0,384)	0,030 (0,247)
$\Delta ILLIQ'$	-0,024*** (2,943)	-0,020*** (2,720)	-0,021*** (2,932)	-0,022*** (2,916)	-0,017** (2,449)
$\Delta ILLIQ'*H$	0,001 (0,140)	-0,003 (0,382)	-0,002 (0,224)	0,000 (0,004)	-0,003 (0,395)
$\Delta ILLIQ'*B$	-0,007 (0,531)	-0,010 (0,709)	-0,003 (0,181)	-0,003 (0,187)	-0,006 (0,426)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ'_{t-1} + amILLIQ'_{t-1}*H$	0,117*** (4,230)	0,121*** (4,385)	0,120*** (4,258)	0,112*** (4,040)	0,130*** (6,405)
$amILLIQ'_{t-1} + amILLIQ'_{t-1}*B$	0,096** (2,126)	0,130** (2,532)	0,121** (2,388)	0,110** (2,236)	0,098** (2,134)
$\Delta ILLIQ' + \Delta ILLIQ'*H$	-0,022*** (7,214)	-0,022*** (6,981)	-0,023*** (7,339)	-0,022*** (6,481)	-0,020*** (5,731)
$\Delta ILLIQ' + \Delta ILLIQ'*B$	-0,031*** (2,662)	-0,029** (2,518)	-0,024* (1,939)	-0,024* (1,913)	-0,024* (1,836)
N	40098	40112	40141	40134	40130
R ²	0,210	0,077	0,074	0,032	0,037
F	21,047	21,214	18,797	18,540	20,229
Statystyka D-W	1,984	1,987	1,983	1,995	1,972
Kryt. Akaike'a	-54045,90	-53920,53	-52886,79	-50564,71	-48905,11

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1. Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 121. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progiem 95%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,116*** (10,89)	0,055*** (5,057)	0,058*** (5,256)	0,082*** (7,427)	0,097*** (8,216)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (12,01)	-0,020*** (11,73)	-0,017*** (10,25)	-0,016*** (9,768)	-0,020*** (11,07)
<i>BV/MV</i>	0,001*** (3,319)	0,001*** (3,458)	0,001*** (3,802)	0,001*** (3,375)	0,0005*** (2,992)
<i>DY</i>	0,001 (0,043)	0,001 (0,103)	0,005 (0,365)	0,004 (0,396)	-0,001 (0,111)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,881)	0,008*** (4,193)	0,005** (2,234)	0,003 (1,459)	0,004* (1,866)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,079*** (3,610)	-0,078*** (3,606)	-0,066*** (2,645)	-0,042 (1,607)	-0,051* (1,771)
$amFHT_{t-1}$	3,418*** (3,681)	3,476*** (3,606)	3,145*** (3,211)	2,643*** (2,798)	2,281*** (2,588)
$amFHT_{t-1}^*H$	-1,317 (1,346)	-1,465 (1,460)	-1,152 (1,131)	-0,471 (0,488)	0,118 (0,116)
$amFHT_{t-1}^*B$	-1,923 (1,121)	-0,916 (0,498)	0,050 (0,029)	0,689 (0,388)	0,577 (0,359)
FHT^U	0,215 (1,335)	0,247 (1,482)	0,170 (0,996)	0,333* (1,938)	0,281* (1,646)
FHT^U^*H	-0,456** (2,202)	-0,493** (2,309)	-0,428** (2,005)	-0,477** (2,257)	-0,407* (1,889)
FHT^U^*B	0,755* (1,715)	0,721 (1,604)	0,834* (1,790)	0,501 (1,084)	0,540 (1,182)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1}^*H$	2,102*** (2,973)	2,012*** (2,892)	1,993*** (2,896)	2,172*** (3,436)	2,399*** (3,391)
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1}^*B$	1,495 (1,077)	2,560* (1,665)	3,195** (2,209)	3,332** (2,285)	2,858** (2,206)
$FHT^U + FHT^U^*H$	-0,241* (1,817)	-0,247* (1,801)	-0,257* (1,927)	-0,144 (1,125)	-0,126 (0,954)
$FHT^U + FHT^U^*B$	0,970** (2,537)	0,968** (2,481)	1,004** (2,480)	0,834** (2,039)	0,821** (2,015)
N	41110	41117	41146	41142	41140
R ²	0,210	0,077	0,076	0,031	0,033
F	18,349	18,005	14,299	13,454	14,676
Statystyka D-W	1,981	1,986	1,983	1,996	1,973
Kryt. Akaike'a	-55879,21	-55836,89	-54857,75	-52436,85	-50507,31

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 122. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progmem 95%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stata</i>	0,116*** (10,17)	0,053*** (4,480)	0,058*** (4,907)	0,081*** (6,966)	0,093*** (7,858)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,72)	-0,019*** (10,48)	-0,017*** (9,180)	-0,017*** (8,773)	-0,019*** (10,44)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,690)	0,0004*** (3,850)	0,000 (1,367)	0,0002* (1,732)	0,0003*** (3,398)
<i>DY</i>	0,000 (0,029)	0,001 (0,097)	0,005 (0,390)	0,004 (0,393)	-0,002 (0,151)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,687)	0,009*** (4,477)	0,005** (2,545)	0,003 (1,542)	0,004* (1,656)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,084*** (3,517)	-0,100*** (4,537)	-0,086*** (3,606)	-0,064*** (2,579)	-0,083*** (2,892)
$amFHT_{t-1}$	2,718*** (3,627)	2,977*** (4,696)	2,726*** (3,626)	2,091*** (2,843)	1,974*** (2,896)
$amFHT_{t-1} * H$	-0,613 (0,762)	-0,914 (1,268)	-0,750 (0,938)	0,015 (0,019)	0,370 (0,475)
$amFHT_{t-1} * B$	2,500*** (2,655)	-2,385** (2,402)	-1,977* (1,893)	-1,393 (1,330)	-1,349 (1,459)
ΔFHT	0,410*** (3,056)	0,422*** (2,954)	0,332** (2,444)	0,420*** (2,896)	0,432*** (3,036)
$\Delta FHT * H$	-0,411** (2,414)	-0,459** (2,434)	-0,379** (2,180)	-0,412** (2,341)	-0,414** (2,303)
$\Delta FHT * B$	0,496 (1,435)	0,476 (1,285)	0,701* (1,843)	0,549 (1,418)	0,505 (1,327)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1} * H$	2,105*** (3,967)	2,064*** (3,685)	1,976*** (3,720)	2,106*** (4,280)	2,344*** (4,592)
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1} * B$	0,219 (0,441)	0,593 (0,809)	0,749 (1,118)	0,698 (1,046)	0,625 (1,224)
$\Delta FHT + \Delta FHT * H$	-0,002 (0,018)	-0,037 (0,303)	-0,047 (0,409)	0,008 (0,070)	0,185 (0,168)
$\Delta FHT + \Delta FHT * B$	0,905*** (3,014)	0,898*** (2,606)	1,033*** (2,912)	0,970*** (2,703)	0,937*** (2,733)
N	42297	42315	42354	42347	42343
R ²	0,200	0,074	0,072	0,029	0,032
F	16,556	16,680	12,037	11,807	16,162
Statystyka D-W	1,989	1,995	1,991	2,000	1,976
Kryt. Akaike'a	-55386,80	-55252,53	-54330,02	-51837,35	-50062,65

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1. Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 123. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progiem 95%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,114*** (10,10)	0,050*** (4,397)	0,053*** (4,673)	0,079*** (7,011)	0,093*** (7,779)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,86)	-0,019*** (10,80)	-0,017*** (9,383)	-0,016*** (9,124)	-0,019*** (10,41)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,504)	0,0004*** (2,820)	0,000 (0,734)	0,0003* (1,754)	0,000 (1,600)
<i>DY</i>	0,001 (0,073)	0,002 (0,129)	0,005 (0,414)	0,006 (0,508)	-0,000 (0,021)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,082)	0,008*** (3,702)	0,004* (1,792)	0,002 (1,016)	0,003 (1,117)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,080*** (3,331)	-0,088*** (4,023)	-0,073*** (3,013)	-0,050** (2,007)	-0,071** (2,505)
$amILLIQ^R_{t-1}$	13,418** (2,172)	13,244** (2,166)	12,324** (2,348)	10,559* (1,868)	10,533** (2,038)
$amILLIQ^R_{t-1} * H$	-5,114 (0,960)	-5,611 (1,049)	-4,710 (1,023)	-3,158 (0,676)	-2,881 (0,572)
$amILLIQ^R_{t-1} * B$	76,314*** (4,035)	23,041 (0,551)	22,219 (0,816)	26,724 (1,007)	44,316 (1,589)
$ILLIQ^{RU}$	-0,024 (0,255)	-0,055 (0,494)	-0,054 (0,552)	-0,045 (0,387)	-0,052 (0,439)
$ILLIQ^{RU} * H$	-0,140 (1,296)	-0,153 (1,268)	-0,173 (1,550)	-0,137 (1,134)	-0,147 (1,150)
$ILLIQ^{RU} * B$	0,221 (0,405)	-0,532 (0,664)	-0,920 (1,232)	-0,878 (1,255)	-0,548 (0,839)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * H$	8,304*** (3,910)	7,634*** (3,804)	7,615*** (3,791)	7,401*** (3,238)	7,652*** (4,451)
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * B$	89,732*** (4,935)	36,286 (0,891)	34,543 (1,311)	37,283 (1,467)	54,849** (2,029)
$ILLIQ^{RU} + ILLIQ^{RU} * H$	-0,165*** (2,895)	-0,208*** (3,404)	-0,227*** (3,854)	-0,181*** (3,268)	-0,199*** (3,624)
$ILLIQ^{RU} + ILLIQ^{RU} * B$	0,197 (0,361)	-0,587 (0,731)	-0,974 (1,301)	-0,923 (1,324)	-0,600 (0,935)
N	40879	40892	40923	40922	40918
R ²	0,205	0,075	0,074	0,029	0,033
F	19,431	16,344	12,355	11,297	15,689
Statystyka D-W	1,988	1,995	1,993	2,004	1,978
Kryt. Akaike'a	-55233,62	-55006,04	-54183,23	-51629,32	-49860,37

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 124. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progmem 95%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,114*** (9,868)	0,052*** (4,327)	0,057*** (4,727)	0,080*** (6,748)	0,091*** (7,536)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,59)	-0,019*** (10,44)	-0,017*** (9,149)	-0,016*** (8,667)	-0,019*** (10,40)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,859)	0,0004*** (4,138)	0,000 (1,523)	0,0002* (1,850)	0,0002*** (3,292)
<i>DY</i>	0,001 (0,122)	0,002 (0,171)	0,006 (0,448)	0,005 (0,466)	-0,000 (0,039)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,427)	0,008*** (4,176)	0,005** (2,267)	0,002 (1,174)	0,003 (1,319)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,076*** (3,248)	-0,089*** (4,189)	-0,075*** (3,258)	-0,056** (2,293)	-0,069** (2,538)
$amILLIQ^R_{t-1}$	11,634*** (2,860)	11,955*** (2,937)	11,172*** (3,006)	10,088** (2,548)	10,519*** (2,777)
$amILLIQ^R_{t-1} * H$	-5,880 (1,296)	-6,767 (1,495)	-6,364 (1,471)	-4,915 (1,167)	-4,183 (1,035)
$amILLIQ^R_{t-1} * B$	52,733** (2,180)	7,575 (0,230)	10,525 (0,445)	11,636 (0,505)	24,629 (1,035)
$\Delta ILLIQ^R$	0,153** (1,981)	0,174** (1,985)	0,147* (1,823)	0,124 (1,406)	0,120 (1,343)
$\Delta ILLIQ^R * H$	-0,255*** (2,703)	-0,310*** (3,178)	-0,296*** (3,127)	-0,236** (2,392)	-0,226** (2,210)
$\Delta ILLIQ^R * B$	0,373 (0,570)	-0,650 (0,786)	-0,898 (1,057)	-1,081 (1,259)	-0,794 (1,115)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * H$	5,755** (1,966)	5,188* (1,812)	4,808 (1,613)	5,173* (1,799)	6,336*** (2,754)
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * B$	64,368*** (2,645)	19,529 (0,606)	21,697 (0,943)	21,724 (0,971)	35,148 (1,505)
$\Delta ILLIQ^R + \Delta ILLIQ^R * H$	-0,103* (1,860)	-0,136** (2,440)	-0,149** (2,575)	-0,112** (2,080)	-0,106** (2,075)
$\Delta ILLIQ^R + \Delta ILLIQ^R * B$	0,526 (0,801)	-0,476 (0,573)	-0,751 (0,880)	-0,957 (1,111)	-0,674 (0,943)
N	42372	42388	42431	42425	42420
R ²	0,199	0,071	0,070	0,028	0,032
F	14,256	14,362	10,732	9,483	13,715
Statystyka D-W	1,985	1,993	1,989	1,998	1,977
Kryt. Akaike'a	-55338,45	-55170,19	-54296,29	-51779,87	-50028,87

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1. Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 125. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^l a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progiem 95%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,116*** (9,724)	0,054*** (4,353)	0,058*** (4,475)	0,083*** (6,500)	0,102*** (7,663)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,30)	-0,019*** (9,902)	-0,017*** (8,390)	-0,016*** (8,124)	-0,020*** (9,694)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,755)	0,001*** (5,078)	0,000 (1,184)	0,0003** (2,135)	0,0003* (1,913)
<i>DY</i>	0,001 (0,088)	0,001 (0,093)	0,005 (0,358)	0,001 (0,124)	-0,004 (0,302)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,108)	0,008*** (3,955)	0,005** (2,170)	0,003 (1,365)	0,005** (2,096)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,086*** (3,465)	-0,095*** (3,883)	-0,087*** (3,095)	-0,084*** (2,847)	-0,096*** (2,888)
$amILLIQ'_{t-1}$	0,215*** (3,358)	0,226*** (3,488)	0,220*** (3,248)	0,164** (2,474)	0,176*** (2,642)
$amILLIQ'_{t-1}*H$	-0,094 (1,441)	-0,104 (1,546)	-0,099 (1,444)	-0,049 (0,752)	-0,043 (0,661)
$amILLIQ'_{t-1}*B$	-0,152* (1,798)	-0,130 (1,584)	-0,136* (1,898)	-0,079 (1,118)	-0,108 (1,614)
$ILLIQ^U$	-0,027*** (5,511)	-0,027*** (5,522)	-0,027*** (5,490)	-0,026*** (4,813)	-0,025*** (5,013)
$ILLIQ^U*H$	-0,002 (0,389)	-0,003 (0,546)	-0,002 (0,363)	-0,003 (0,476)	-0,002 (0,390)
$ILLIQ^U*B$	0,018 (1,172)	0,010 (0,654)	0,013 (0,796)	0,010 (0,578)	0,010 (0,609)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ'_{t-1} + amILLIQ'_{t-1}*H$	0,121*** (4,249)	0,122*** (4,372)	0,122*** (4,342)	0,115*** (4,222)	0,133*** (6,178)
$amILLIQ'_{t-1} + amILLIQ'_{t-1}*B$	0,063 (1,378)	0,097* (1,860)	0,085** (2,072)	0,085** (2,042)	0,068** (2,039)
$ILLIQ^U + ILLIQ^U*H$	-0,030*** (8,769)	-0,030*** (8,742)	-0,030*** (8,474)	-0,029*** (7,603)	-0,028*** (7,057)
$ILLIQ^U + ILLIQ^U*B$	-0,009 (0,662)	-0,017 (1,183)	-0,014 (0,936)	-0,016 (1,054)	-0,015 (0,969)
N	36355	36362	36383	36375	36374
R ²	0,219	0,078	0,076	0,036	0,041
F	21,904	23,075	19,672	17,085	20,183
Statystyka D-W	1,993	1,997	1,996	2,015	1,995
Kryt. Akaike'a	-51989,46	-51985,49	-51136,71	-49118,07	-47523,18

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 126. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ' (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova AR(0) z progmem 95%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stata</i>	0,120*** (9,527)	0,056*** (4,416)	0,060*** (4,620)	0,080*** (6,322)	0,094*** (7,610)
<i>lnMV</i>	-0,021*** (10,01)	-0,019*** (10,01)	-0,017*** (8,655)	-0,016*** (8,055)	-0,019*** (10,20)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,659)	0,0004*** (3,318)	0,000 (1,011)	0,0002* (1,740)	0,0002*** (3,338)
<i>DY</i>	-0,000 (0,003)	0,001 (0,058)	0,004 (0,306)	0,003 (0,286)	-0,003 (0,246)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,662)	0,009*** (4,477)	0,005** (2,499)	0,004* (1,688)	0,004* (1,922)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,093*** (3,732)	-0,107*** (4,702)	-0,087*** (3,540)	-0,062** (2,315)	-0,081*** (2,794)
$amILLIQ'_{t-1}$	0,165*** (2,589)	0,176*** (4,647)	0,158** (2,226)	0,135* (1,821)	0,154** (2,232)
$amILLIQ'_{t-1}*H$	-0,052 (0,780)	-0,060 (1,314)	-0,044 (0,603)	-0,030 (0,397)	-0,031 (0,446)
$amILLIQ'_{t-1}*B$	-0,109 (1,337)	-0,083 (1,354)	-0,070 (0,912)	-0,054 (0,689)	-0,086 (1,210)
$\Delta ILLIQ'$	-0,027*** (4,994)	-0,024*** (4,254)	-0,025*** (4,790)	-0,023*** (4,166)	-0,020*** (3,782)
$\Delta ILLIQ'*H$	0,005 (0,837)	0,002 (0,272)	0,003 (0,531)	0,002 (0,263)	-0,0004 (0,055)
$\Delta ILLIQ'*B$	0,013 (0,722)	0,011 (0,601)	0,013 (0,660)	0,008 (0,422)	0,010 (0,501)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ'_{t-1} + amILLIQ'_{t-1}*H$	0,113*** (4,053)	0,116*** (4,145)	0,114*** (4,065)	0,106*** (3,980)	0,123*** (6,172)
$amILLIQ'_{t-1} + amILLIQ'_{t-1}*B$	0,056 (1,265)	0,093* (1,897)	0,088** (2,181)	0,081** (2,102)	0,068** (2,162)
$\Delta ILLIQ' + \Delta ILLIQ'*H$	-0,022*** (6,378)	-0,022*** (6,549)	-0,022*** (6,546)	-0,021*** (6,072)	-0,021*** (5,444)
$\Delta ILLIQ' + \Delta ILLIQ'*B$	-0,014 (0,848)	-0,013 (0,782)	-0,012 (0,668)	-0,015 (0,798)	-0,010 (0,560)
N	40098	40112	40141	40134	40130
R ²	0,210	0,077	0,075	0,032	0,037
F	22,529	21,986	19,318	18,679	20,431
Statystyka D-W	1,984	1,986	1,983	1,995	1,971
Kryt. Akaike'a	-54055,48	-53928,44	-52892,34	-50565,37	-48906,47

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1. Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 127. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progami 50%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,115*** (10,81)	0,054*** (4,989)	0,057*** (5,180)	0,081*** (7,343)	0,096*** (8,126)
<i>lnMV</i>	-0,019*** (11,85)	-0,020*** (11,60)	-0,017*** (10,13)	-0,016*** (9,679)	-0,020*** (11,00)
<i>BV/MV</i>	0,001*** (3,333)	0,001*** (3,472)	0,001*** (3,853)	0,001*** (3,450)	0,0005*** (3,123)
<i>DY</i>	-0,000 (0,011)	0,001 (0,048)	0,004 (0,317)	0,004 (0,336)	-0,002 (0,159)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,930)	0,009*** (4,222)	0,004** (2,285)	0,003 (1,454)	0,004* (1,879)
σ	-0,079*** (3,641)	-0,078*** (3,665)			
σ_{ε}			-0,066*** (2,650)	-0,042 (1,616)	-0,050* (1,752)
$amFHT_{t-1} * H$	2,499*** (3,787)	2,420*** (3,611)	2,365*** (3,590)	2,339*** (3,836)	2,419*** (3,971)
$amFHT_{t-1} * B$	3,127** (2,575)	3,422*** (2,981)	3,203*** (2,595)	2,834** (2,465)	2,302** (2,220)
$FHT^U * H$	-0,144 (1,326)	-0,142 (1,269)	-0,167 (1,512)	-0,040 (0,372)	-0,040 (0,369)
$FHT^U * B$	0,790*** (3,151)	0,835*** (3,375)	0,792*** (3,001)	0,825*** (3,008)	0,769*** (2,691)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	41110	41117	41146	41142	41140
R ²	0,210	0,077	0,076	0,031	0,033
F	21,085	21,350	16,536	15,135	17,096
Statystyka D-W	1,980	1,986	1,983	1,996	1,972
Kryt. Akaike'a	-55870,72	-55831,70	-54854,81	-52439,19	-50511,97

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 128. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progmem 50%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stata</i>	0,116*** (10,13)	0,052*** (4,432)	0,058*** (4,869)	0,080*** (6,904)	0,092*** (7,777)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,67)	-0,019*** (10,40)	-0,017*** (9,130)	-0,016*** (8,743)	-0,019*** (10,40)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,691)	0,0004*** (3,829)	0,000 (1,350)	0,0002* (1,714)	0,0003*** (3,400)
<i>DY</i>	0,000 (0,018)	0,001 (0,092)	0,005 (0,380)	0,004 (0,379)	-0,002 (0,165)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,778)	0,009*** (4,550)	0,006*** (2,634)	0,004 (1,613)	0,004* (1,727)
σ	-0,084*** (3,525)	-0,100*** (4,567)			
σ_{ε}			-0,086*** (3,643)	-0,064*** (2,583)	-0,083*** (2,883)
$amFHT_{t-1}*H$	2,286*** (4,640)	2,304*** (4,503)	2,204*** (4,319)	2,194*** (4,589)	2,363*** (5,093)
$amFHT_{t-1}*B$	1,468** (1,993)	1,968*** (2,635)	1,690** (2,286)	1,253** (2,056)	1,094** (2,204)
$\Delta FHT*H$	0,048 (0,499)	0,026 (0,268)	-0,004 (0,045)	0,067 (0,698)	0,078 (0,868)
$\Delta FHT*B$	1,096*** (5,700)	1,106*** (4,980)	1,109*** (4,693)	1,110*** (4,791)	1,104*** (5,012)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	42297	42315	42354	42347	42343
R ²	0,200	0,073	0,072	0,029	0,033
F	19,031	18,212	13,736	12,858	16,907
Statystyka D-W	1,989	1,994	1,990	1,999	1,975
Kryt. Akaike'a	-55387,54	-55246,10	-54338,84	-51856,60	-50084,01

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 129. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progami 50%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,113*** (10,04)	0,049*** (4,315)	0,052*** (4,616)	0,078*** (6,947)	0,091*** (7,727)
<i>lnMV</i>	-0,019*** (10,52)	-0,019*** (10,43)	-0,016*** (9,119)	-0,016*** (8,899)	-0,019*** (10,17)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,531)	0,0004*** (2,857)	0,000 (0,755)	0,0003* (1,749)	0,000 (1,623)
<i>DY</i>	0,001 (0,066)	0,001 (0,119)	0,005 (0,417)	0,006 (0,512)	-0,000 (0,020)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,005)	0,007*** (3,613)	0,004* (1,720)	0,002 (1,001)	0,002 (1,091)
σ	-0,082*** (3,406)	-0,091*** (4,116)			
σ_{ε}			-0,076*** (3,151)	-0,052** (2,087)	-0,074*** (2,606)
$amILLIQ_{t-1}^R * H$	8,529*** (3,917)	7,914*** (3,823)	7,833*** (3,863)	7,493*** (3,196)	7,708*** (4,536)
$amILLIQ_{t-1}^R * B$	141,698*** (6,268)	135,302*** (4,251)	107,848*** (3,770)	105,747*** (4,095)	123,308*** (5,472)
$ILLIQ^{RU} * H$	-0,136*** (2,738)	-0,178*** (3,179)	-0,196*** (3,757)	-0,159*** (3,002)	-0,172*** (3,364)
$ILLIQ^{RU} * B$	-0,0003 (0,001)	-0,222 (0,440)	-0,287 (0,579)	0,067 (0,142)	-0,130 (0,268)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	40879	40892	40923	40922	40918
R ²	0,207	0,076	0,075	0,030	0,034
F	25,125	22,972	16,713	15,719	22,577
Statystyka D-W	1,988	1,994	1,992	2,003	1,977
Kryt. Akaike'a	-55335,72	-55089,46	-54244,13	-51685,91	-49933,99

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 130. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progmem 50%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,114*** (9,721)	0,052*** (4,271)	0,057*** (4,714)	0,080*** (6,706)	0,091*** (7,541)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,31)	-0,019*** (10,11)	-0,017*** (8,927)	-0,016*** (8,494)	-0,019*** (10,22)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,843)	0,0004*** (3,943)	0,000 (1,489)	0,0002* (1,825)	0,0002*** (3,228)
<i>DY</i>	0,001 (0,127)	0,002 (0,178)	0,006 (0,455)	0,005 (0,477)	-0,000 (0,030)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,360)	0,008*** (4,143)	0,005** (2,232)	0,002 (1,160)	0,003 (1,315)
σ	-0,078*** (3,356)	-0,092*** (4,325)			
σ_{ε}			-0,077*** (3,393)	-0,058** (2,403)	-0,071*** (2,644)
$amILLIQ^R_{t-1}*H$	6,109** (2,186)	5,601** (2,039)	5,219* (1,838)	2,475** (1,985)	6,565*** (3,004)
$amILLIQ^R_{t-1}*B$	110,018*** (5,257)	105,292*** (3,507)	81,148*** (3,283)	75,202*** (3,351)	91,280*** (4,528)
$\Delta ILLIQ^R*H$	-0,056 (1,187)	-0,078 (1,571)	-0,093* (1,835)	-0,067 (1,395)	-0,061 (1,360)
$\Delta ILLIQ^R*B$	0,475 (0,629)	-0,017 (0,019)	-0,581 (0,646)	-0,787 (0,882)	-0,560 (0,739)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	42372	42388	42431	42425	42420
R ²	0,200	0,072	0,071	0,029	0,033
F	20,050	18,503	14,124	13,165	19,246
Statystyka D-W	1,985	1,992	1,989	1,998	1,977
Kryt. Akaike'a	-55405,93	-55228,16	-54333,27	-51814,82	-50079,17

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 131. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^l a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progmem 50%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,117*** (9,854)	0,055*** (4,458)	0,059*** (4,589)	0,084*** (6,584)	0,103*** (7,738)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,32)	-0,019*** (9,913)	-0,017*** (8,408)	-0,016*** (8,144)	-0,020*** (9,715)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,781)	0,001*** (5,119)	0,000 (1,205)	0,0003** (2,155)	0,0003* (1,935)
<i>DY</i>	0,001 (0,059)	0,001 (0,063)	0,004 (0,332)	0,001 (0,109)	-0,004 (0,314)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,048)	0,008*** (3,877)	0,004** (2,097)	0,003 (1,328)	0,005** (2,073)
σ	-0,087*** (3,489)	-0,096*** (3,909)			
σ_{ε}			-0,088*** (3,137)	-0,085*** (2,869)	-0,096*** (2,905)
$amILLIQ'_{t-1} * H$	0,128*** (4,645)	0,131*** (4,837)	0,131*** (4,688)	0,119*** (4,351)	0,136*** (6,251)
$amILLIQ'_{t-1} * B$	0,108** (2,086)	0,136** (2,174)	0,116** (2,015)	0,107** (1,983)	0,086* (1,862)
$ILLIQ^{U*H}$	-0,028*** (9,979)	-0,029*** (9,785)	-0,029*** (9,904)	-0,028*** (8,623)	-0,027*** (8,309)
$ILLIQ^{U*B}$	-0,030** (2,142)	-0,036** (2,530)	-0,031** (2,076)	-0,029* (1,916)	-0,029* (1,866)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	36355	36362	36383	36375	36374
R ²	0,219	0,077	0,075	0,036	0,040
F	25,102	27,942	22,901	20,260	23,649
Statystyka D-W	1,994	1,998	1,997	2,016	1,995
Kryt. Akaike'a	-51975,20	-51974,14	-51125,17	-49116,75	-47521,60

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 132. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ¹ (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progmem 50%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,121*** (9,693)	0,057*** (4,478)	0,061*** (4,701)	0,080*** (6,414)	0,094*** (7,672)
<i>lnMV</i>	-0,021*** (10,05)	-0,019*** (10,01)	-0,017*** (8,662)	-0,016*** (8,065)	-0,019*** (10,19)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,682)	0,0004*** (3,386)	0,000 (1,031)	0,0002* (1,760)	0,0002*** (3,360)
<i>DY</i>	-0,000 (0,028)	0,000 (0,036)	0,004 (0,291)	0,003 (0,275)	-0,003 (0,259)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,584)	0,009*** (4,386)	0,005** (2,450)	0,004* (1,646)	0,004* (1,892)
σ	-0,093*** (3,746)	-0,107*** (4,732)			
σ_{ε}			-0,087*** (3,578)	-0,062** (2,338)	-0,081*** (2,808)
$amILLIQ'_{t-1}*H$	0,111*** (4,258)	0,116*** (4,515)	0,110*** (4,105)	0,100*** (3,763)	0,119*** (5,890)
$amILLIQ'_{t-1}*B$	0,155** (2,515)	0,172*** (5,154)	0,177** (2,402)	0,168** (2,398)	0,162** (2,226)
$\Delta ILLIQ'*H$	-0,023*** (7,660)	-0,022*** (7,381)	-0,022*** (7,912)	-0,021*** (7,162)	-0,020*** (6,224)
$\Delta ILLIQ'*B$	-0,040** (2,408)	-0,038** (2,288)	-0,035** (2,006)	-0,036** (2,014)	-0,031* (1,758)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	40098	40112	40141	40134	40130
R ²	0,210	0,077	0,075	0,032	0,037
F	25,166	26,604	21,779	20,896	22,458
Statystyka D-W	1,985	1,987	1,984	1,995	1,972
Kryt. Akaike'a	-54053,22	-53930,63	-52897,13	-50573,67	-48908,12

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 133. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progmem 75%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,116*** (10,89)	0,054*** (5,036)	0,058*** (5,212)	0,081*** (7,387)	0,096*** (8,165)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (11,97)	-0,020*** (11,72)	-0,017*** (10,19)	-0,017*** (9,745)	-0,020*** (11,07)
<i>BV/MV</i>	0,001*** (3,408)	0,001*** (3,515)	0,001*** (3,996)	0,001*** (3,582)	0,0005*** (3,226)
<i>DY</i>	-0,000 (0,011)	0,001 (0,045)	0,004 (0,310)	0,004 (0,337)	-0,002 (0,158)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (4,063)	0,009*** (4,334)	0,005** (2,364)	0,003 (1,506)	0,004* (1,908)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,078*** (3,525)	-0,076*** (3,534)	-0,065** (2,575)	-0,041 (1,558)	-0,049* (1,706)
$amFHT_{t-1}$	5,658*** (5,682)	5,797*** (5,823)	4,969*** (4,392)	4,748*** (3,346)	3,766** (2,195)
$amFHT_{t-1}^*H$	-3,208*** (2,795)	-3,431*** (2,919)	-2,633** (2,071)	-2,479* (1,650)	-1,409 (0,777)
$amFHT_{t-1}^*B$	-3,528** (2,189)	-3,153* (1,726)	-2,408 (1,247)	-2,422 (1,118)	-1,702 (0,733)
FHT^U	1,081** (2,445)	1,252*** (2,804)	1,039** (2,241)	1,079** (2,315)	0,874* (1,907)
FHT^U^*H	-1,268*** (2,790)	-1,445*** (3,167)	-1,252*** (2,661)	-1,147** (2,406)	-0,938** (1,991)
FHT^U^*B	-0,342 (0,632)	-0,481 (0,879)	-0,262 (0,451)	-0,378 (0,683)	-0,185 (0,336)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1}^*H$	2,450*** (3,678)	2,366*** (3,495)	2,337*** (3,498)	2,269*** (3,703)	2,357*** (3,833)
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1}^*B$	2,130 (1,625)	2,643* (1,937)	2,561* (1,733)	2,325* (1,646)	2,064 (1,619)
$FHT^U + FHT^U^*H$	-0,187* (1,663)	-0,193* (1,676)	-0,212* (1,858)	-0,068 (0,621)	-0,063 (0,572)
$FHT^U + FHT^U^*B$	0,740*** (2,674)	0,771*** (2,746)	0,777*** (2,612)	0,701** (2,356)	0,690** (2,220)
N	41110	41117	41146	41142	41140
R ²	0,210	0,078	0,076	0,031	0,034
F	19,097	20,210	14,963	13,136	14,383
Statystyka D-W	1,982	1,987	1,984	1,996	1,973
Kryt. Akaike'a	-55902,20	-55865,98	-54875,41	-52452,91	-50515,52

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 134. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progmem 75%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stafa</i>	0,116*** (10,16)	0,053*** (4,461)	0,058*** (4,894)	0,080*** (6,929)	0,092*** (7,794)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,72)	-0,019*** (10,47)	-0,017*** (9,165)	-0,016*** (8,771)	-0,019*** (10,42)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,707)	0,0004*** (3,887)	0,000 (1,371)	0,0002* (1,735)	0,0003*** (3,409)
<i>DY</i>	0,000 (0,008)	0,001 (0,079)	0,005 (0,368)	0,004 (0,367)	-0,002 (0,174)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,801)	0,009*** (4,590)	0,006*** (2,645)	0,003 (1,594)	0,004* (1,702)
σ/σ_ϵ	-0,084*** (3,521)	-0,100*** (4,530)	-0,087*** (3,652)	-0,064*** (2,593)	-0,083*** (2,886)
$amFHT_{t-1}$	3,047** (2,211)	3,251*** (3,726)	3,140*** (2,817)	2,362* (1,798)	1,904* (1,681)
$amFHT_{t-1}*H$	-0,794 (0,566)	-0,997 (1,026)	-0,972 (0,817)	-0,243 (0,180)	0,386 (0,319)
$amFHT_{t-1}*B$	-2,133 (1,269)	-1,995 (1,464)	-1,924 (1,255)	-1,325 (0,779)	-0,875 (0,582)
ΔFHT	1,331*** (4,436)	1,352*** (4,339)	1,324*** (4,348)	1,497*** (4,604)	1,462*** (4,415)
$\Delta FHT*H$	-1,311*** (4,212)	-1,369*** (4,242)	-1,357*** (4,344)	-1,461*** (4,405)	-1,412*** (4,187)
$\Delta FHT*B$	-0,413 (1,075)	-0,406 (0,984)	-0,392 (0,992)	-0,633 (1,535)	-0,620 (1,449)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1}*H$	2,253*** (4,491)	2,254*** (4,326)	2,168*** (4,150)	2,119*** (4,367)	2,290*** (4,848)
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1}*B$	0,913 (1,247)	1,256 (1,430)	1,216 (1,511)	1,036 (1,382)	1,029 (1,551)
$\Delta FHT + \Delta FHT*H$	0,019 (0,198)	-0,007 (0,068)	-0,033 (0,346)	0,036 (0,367)	0,050 (0,549)
$\Delta FHT + \Delta FHT*B$	0,918*** (4,235)	0,946*** (3,582)	0,932*** (3,508)	0,864*** (3,250)	0,842*** (3,277)
N	42297	42315	42354	42347	42343
R ²	0,201	0,074	0,073	0,030	0,033
F	16,148	16,523	12,376	11,314	15,426
Statystyka D-W	1,990	1,995	1,991	2,000	1,976
Kryt. Akaike'a	-55404,85	-55270,33	-54353,62	-51864,70	-50085,07

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1. Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 135. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progmem 75%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,110*** (9,424)	0,046*** (3,937)	0,050*** (4,244)	0,076*** (6,613)	0,089*** (7,363)
<i>lnMV</i>	-0,019*** (9,929)	-0,018*** (9,846)	-0,016*** (8,598)	-0,016*** (8,530)	-0,019*** (9,753)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,600)	0,0005*** (3,099)	0,000 (0,796)	0,0003* (1,898)	0,0002* (1,827)
<i>DY</i>	0,001 (0,079)	0,002 (0,134)	0,006 (0,428)	0,006 (0,536)	-0,000 (0,004)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (2,978)	0,007*** (3,589)	0,004* (1,692)	0,002 (0,963)	0,002 (1,082)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,079*** (3,179)	-0,088*** (3,842)	-0,073*** (2,954)	-0,051** (2,020)	-0,072** (2,516)
$amILLIQ^R_{t-1}$	210,081*** (6,282)	209,102*** (6,417)	186,329*** (4,750)	186,519*** (5,321)	201,883*** (6,187)
$amILLIQ^R_{t-1} * H$	-201,628*** (6,026)	-201,267*** (6,176)	-178,568*** (4,554)	-179,089*** (5,105)	-194,238*** (5,955)
$amILLIQ^R_{t-1} * B$	-83,706** (2,039)	-105,905* (1,948)	-103,333** (2,070)	-103,223** (2,196)	-102,804** (2,420)
$ILLIQ^{RU}$	0,588** (2,007)	0,469 (1,635)	0,538* (1,841)	0,199 (0,672)	0,130 (0,403)
$ILLIQ^{RU} * H$	-0,733** (2,490)	-0,655** (1,635)	-0,731** (2,556)	-0,358 (1,213)	-0,304 (0,962)
$ILLIQ^{RU} * B$	-0,876 (1,424)	-1,000 (1,315)	-1,206 (1,594)	-0,704 (0,985)	-0,450 (0,642)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * H$	8,454*** (3,914)	7,834*** (3,823)	7,761*** (3,857)	7,430*** (3,189)	7,645*** (4,535)
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * B$	126,376*** (5,541)	103,197** (2,411)	82,996*** (2,689)	83,296*** (2,878)	99,079*** (3,770)
$ILLIQ^{RU} + ILLIQ^{RU} * H$	-0,145*** (2,854)	-0,186*** (3,273)	-0,203*** (3,858)	-0,160*** (2,992)	-0,174*** (3,400)
$ILLIQ^{RU} + ILLIQ^{RU} * B$	-0,288 (0,550)	-0,532 (0,806)	-0,678 (1,052)	-0,506 (0,869)	-0,320 (0,544)
N	40879	40892	40923	40922	40918
R ²	0,208	0,078	0,076	0,032	0,036
F	21,193	19,255	14,360	14,460	19,219
Statystyka D-W	1,988	1,995	1,992	2,003	1,977
Kryt. Akaike'a	-55395,23	-55149,09	-54298,69	-51736,70	-49985,25

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 136. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progiem 75%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,114*** (9,559)	0,052*** (4,182)	0,057*** (4,608)	0,079*** (6,584)	0,090*** (7,385)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,13)	-0,019*** (9,930)	-0,017*** (8,733)	-0,016*** (8,328)	-0,019*** (9,981)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,862)	0,0004*** (4,077)	0,000 (1,526)	0,0002* (1,876)	0,0002*** (3,326)
<i>DY</i>	0,001 (0,123)	0,002 (0,173)	0,006 (0,453)	0,005 (0,476)	-0,004 (0,031)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,370)	0,008*** (4,138)	0,005** (2,230)	0,002 (1,163)	0,003 (1,316)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,077*** (3,288)	-0,091*** (4,209)	-0,077*** (3,319)	-0,057** (2,357)	-0,070*** (2,596)
$amILLIQ^R_{t-1}$	69,643 (1,240)	79,455 (1,631)	67,452 (1,396)	70,717 (1,481)	78,169 (1,595)
$amILLIQ^R_{t-1} * H$	-63,573 (1,132)	-73,897 (1,517)	-62,275 (1,288)	-65,299 (1,367)	-71,660 (1,462)
$amILLIQ^R_{t-1} * B$	21,605 (0,339)	-15,867 (0,269)	-11,476 (0,210)	-16,315 (0,324)	-11,211 (0,225)
$\Delta ILLIQ^R$	-2,873 (1,524)	-2,944 (1,492)	-3,182* (1,712)	-2,795 (1,430)	-3,149 (1,488)
$\Delta ILLIQ^R * H$	2,817 (1,497)	2,866 (1,455)	3,089* (1,665)	2,728 (1,398)	3,088 (1,461)
$\Delta ILLIQ^R * B$	3,405* (1,904)	2,723 (1,550)	2,604 (1,473)	2,022 (1,075)	2,615 (1,310)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * H$	6,070** (2,176)	5,558** (2,028)	5,177* (1,826)	5,418** (1,971)	6,508*** (2,988)
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * B$	91,248*** (3,983)	63,588* (1,794)	55,976** (2,126)	54,403** (2,163)	66,958*** (2,819)
$\Delta ILLIQ^R + \Delta ILLIQ^R * H$	-0,055 (1,179)	-0,078 (1,563)	-0,093* (1,834)	-0,067 (1,398)	-0,061 (1,365)
$\Delta ILLIQ^R + \Delta ILLIQ^R * B$	0,533 (0,776)	-0,221 (0,255)	-0,578 (0,661)	-0,773 (0,877)	-0,534 (0,729)
N	42372	42388	42431	42425	42420
R ²	0,200	0,072	0,071	0,029	0,033
F	15,510	14,699	11,457	10,421	14,830
Statystyka D-W	1,986	1,993	1,990	1,999	1,978
Kryt. Akaike'a	-55389,98	-55214,52	-54329,63	-51818,03	-50078,80

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1. Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 137. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^l a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progmem 75%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,117*** (9,809)	0,054*** (4,411)	0,058*** (4,539)	0,083*** (6,536)	0,102*** (7,684)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,28)	-0,019*** (9,876)	-0,017*** (8,355)	-0,016*** (8,095)	-0,020*** (9,645)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,778)	0,001*** (5,098)	0,000 (1,203)	0,0003** (2,153)	0,0003* (1,931)
<i>DY</i>	0,001 (0,057)	0,001 (0,061)	0,004 (0,332)	0,001 (0,113)	-0,004 (0,313)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,053)	0,008*** (3,899)	0,004** (2,108)	0,003 (1,345)	0,005** (2,083)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,007*** (3,497)	-0,096*** (3,925)	-0,088*** (3,132)	-0,084*** (2,864)	-0,096*** (2,896)
$amILLIQ'_{t-1}$	0,733*** (2,984)	0,742*** (3,061)	0,646*** (2,819)	0,574*** (2,581)	0,541** (2,525)
$amILLIQ'_{t-1} * H$	-0,606** (2,477)	-0,612** (2,524)	-0,516** (2,256)	-0,456** (2,056)	-0,406* (1,906)
$amILLIQ'_{t-1} * B$	-0,649** (2,570)	-0,626*** (2,703)	-0,547*** (2,694)	-0,477** (2,460)	-0,466** (2,518)
$ILLIQ^U$	-0,106*** (2,730)	-0,104*** (2,691)	-0,083** (2,140)	-0,050 (1,302)	-0,067* (1,652)
$ILLIQ^U * H$	0,077** (1,986)	0,076* (1,946)	0,055 (1,399)	0,023 (0,583)	0,040 (0,990)
$ILLIQ^U * B$	0,080** (2,011)	0,072* (1,798)	0,055 (1,323)	0,021 (0,518)	0,039 (0,940)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ'_{t-1} + amILLIQ'_{t-1} * H$	0,127*** (4,637)	0,130*** (4,829)	0,130*** (4,679)	0,117*** (4,329)	0,135*** (6,228)
$amILLIQ'_{t-1} + amILLIQ'_{t-1} * B$	0,084* (1,823)	0,116** (2,034)	0,099** (2,077)	0,097** (2,048)	0,075** (2,005)
$ILLIQ^U + ILLIQ^U * H$	-0,028*** (9,933)	-0,029*** (9,744)	-0,029*** (9,867)	-0,028*** (8,592)	-0,027*** (8,274)
$ILLIQ^U + ILLIQ^U * B$	-0,026* (1,844)	-0,032** (2,250)	-0,028* (1,855)	-0,029* (1,881)	-0,028* (1,820)
N	36355	36362	36383	36375	36374
R ²	0,219	0,078	0,076	0,036	0,041
F	23,618	25,413	20,789	17,800	20,647
Statystyka D-W	1,994	1,998	1,997	2,015	1,995
Kryt. Akaike'a	-52003,30	-52000,59	-51142,47	-49126,66	-47530,17

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 138. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^l (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progmem 75%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stafa</i>	0,121*** (9,697)	0,057*** (4,507)	0,061*** (4,706)	0,080*** (6,423)	0,094*** (7,680)
<i>lnMV</i>	-0,021*** (10,04)	-0,019*** (10,05)	-0,017*** (8,668)	-0,016*** (8,071)	-0,019*** (10,21)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,686)	0,0004*** (3,402)	0,000 (1,034)	0,0002* (1,763)	0,0002*** (3,368)
<i>DY</i>	-0,000 (0,018)	0,000 (0,037)	0,004 (0,297)	0,003 (0,283)	-0,003 (0,249)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,590)	0,009*** (4,384)	0,005** (2,443)	0,004 (1,640)	0,004* (1,885)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,093*** (3,753)	-0,107*** (4,727)	-0,087*** (3,593)	-0,063** (2,359)	-0,082*** (2,835)
$amILLIQ'_{t-1}$	0,449*** (3,871)	0,190*** (4,228)	0,461*** (4,417)	0,481*** (4,668)	0,522*** (6,212)
$amILLIQ'_{t-1}*H$	-0,339*** (2,922)	-0,075 (1,542)	-0,351*** (3,332)	-0,382*** (3,706)	-0,405*** (4,822)
$amILLIQ'_{t-1}*B$	-0,359*** (2,742)	-0,066 (0,928)	-0,344*** (3,298)	-0,371*** (3,382)	-0,429*** (4,979)
$\Delta ILLIQ'$	-0,151*** (3,514)	-0,170*** (4,089)	-0,134*** (3,213)	-0,111** (2,371)	-0,111*** (2,593)
$\Delta ILLIQ'*H$	0,128*** (2,994)	0,148*** (3,563)	0,112*** (2,680)	0,090* (1,917)	0,091** (2,132)
$\Delta ILLIQ'*B$	0,118*** (2,605)	0,139*** (3,132)	0,105** (2,289)	0,080 (1,573)	0,085* (1,835)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ'_{t-1} + amILLIQ'_{t-1}*H$	0,110*** (4,233)	0,115*** (4,476)	0,110*** (4,085)	0,099*** (3,729)	0,118*** (5,849)
$amILLIQ'_{t-1} + amILLIQ'_{t-1}*B$	0,090* (1,903)	0,124** (2,222)	0,117** (2,217)	0,110** (2,161)	0,093** (2,117)
$\Delta ILLIQ' + \Delta ILLIQ'*H$	-0,022*** (7,594)	-0,022*** (7,327)	-0,022*** (7,855)	-0,021*** (7,110)	-0,020*** (6,168)
$\Delta ILLIQ' + \Delta ILLIQ'*B$	-0,033** (1,961)	-0,031* (1,841)	-0,029 (1,586)	-0,031* (1,681)	-0,026 (1,468)
N	40098	40112	40141	40134	40130
R ²	0,211	0,077	0,076	0,033	0,038
F	23,348	26,362	20,824	20,768	23,856
Statystyka D-W	1,985	1,988	1,984	1,995	1,972
Kryt. Akaike'a	-54096,82	-53950,49	-52933,77	-50607,86	-48949,51

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1. Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 139. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progiem 95%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,116*** (10,82)	0,055*** (5,031)	0,058*** (5,230)	0,083*** (7,424)	0,098*** (8,231)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (11,98)	-0,020*** (11,71)	-0,017*** (10,21)	-0,017*** (9,760)	-0,020*** (11,07)
<i>BV/MV</i>	0,001*** (3,388)	0,001*** (3,521)	0,001*** (3,878)	0,001*** (3,416)	0,0005*** (3,048)
<i>DY</i>	0,001 (0,051)	0,001 (0,111)	0,005 (0,374)	0,005 (0,419)	-0,001 (0,091)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,901)	0,009*** (4,211)	0,005** (2,245)	0,003 (1,487)	0,004* (1,911)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,077*** (3,519)	-0,076*** (3,533)	-0,064** (2,575)	-0,040 (1,530)	-0,048* (1,687)
$amFHT_{t-1}$	3,815*** (3,307)	3,851*** (3,172)	3,425*** (2,785)	2,772** (2,375)	2,314** (2,208)
$amFHT_{t-1}^*H$	-1,715 (1,469)	-1,802 (1,473)	-1,414 (1,148)	-0,667 (0,579)	-0,031 (0,029)
$amFHT_{t-1}^*B$	-1,402 (0,815)	-0,859 (0,473)	0,086 (0,049)	1,011 (0,581)	1,053 (0,674)
FHT^U	0,384* (1,856)	0,418** (1,980)	0,334 (1,482)	0,573** (2,564)	0,539** (2,413)
FHT^U^*H	-0,598** (2,498)	-0,634*** (2,601)	-0,567** (2,213)	-0,699*** (2,758)	-0,665** (2,548)
FHT^U^*B	0,358 (0,885)	0,337 (0,822)	0,433 (1,032)	0,020 (0,048)	0,027 (0,063)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1}^*H$	2,100*** (2,977)	2,049*** (2,930)	2,011*** (2,933)	2,106*** (3,357)	2,282*** (3,512)
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1}^*B$	2,413** (2,191)	2,992** (2,474)	3,511*** (3,048)	3,783*** (3,218)	3,366*** (3,181)
$FHT^U + FHT^U^*H$	-0,214* (1,766)	-0,215* (1,714)	-0,233* (1,884)	-0,126 (1,055)	-0,125 (1,010)
$FHT^U + FHT^U^*B$	0,742** (2,326)	0,755** (2,357)	0,767** (2,332)	0,593* (1,749)	0,566* (1,651)
N	41110	41117	41146	41142	41140
R ²	0,210	0,077	0,076	0,031	0,034
F	18,116	17,894	14,249	12,962	14,247
Statystyka D-W	1,981	1,987	1,984	1,997	1,973
Kryt. Akaike'a	-55883,09	-55841,84	-54861,18	-52445,17	-50514,37

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 140. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progmem 95%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stafa</i>	0,117*** (10,21)	0,054*** (4,541)	0,059*** (4,968)	0,082*** (7,031)	0,094*** (7,933)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,75)	-0,019*** (10,54)	-0,017*** (9,218)	-0,016*** (8,810)	-0,019*** (10,47)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,711)	0,0004*** (3,915)	0,000 (1,383)	0,0002* (1,749)	0,0003*** (3,399)
<i>DY</i>	0,000 (0,020)	0,001 (0,088)	0,005 (0,379)	0,004 (0,387)	-0,002 (0,154)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,647)	0,009*** (4,454)	0,005** (2,501)	0,003 (1,522)	0,004* (1,657)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,084*** (3,523)	-0,100*** (4,550)	-0,086*** (3,631)	-0,064*** (2,594)	-0,083*** (2,905)
$amFHT_{t-1}$	3,203*** (3,424)	3,360*** (4,377)	3,173*** (3,439)	2,346*** (2,657)	2,096*** (2,666)
$amFHT_{t-1}^*H$	-1,244 (1,313)	-1,399* (1,708)	-1,313 (1,391)	-0,407 (0,453)	0,082 (0,100)
$amFHT_{t-1}^*B$	-2,648** (2,197)	-2,467** (2,097)	-2,121* (1,685)	-1,288 (1,021)	-1,065 (0,956)
ΔFHT	0,821*** (4,717)	0,810*** (4,718)	0,752*** (4,260)	0,868*** (4,790)	0,848*** (4,754)
ΔFHT^*H	-0,856*** (4,278)	-0,864*** (4,284)	-0,839*** (4,121)	-0,897*** (4,361)	-0,855*** (4,155)
ΔFHT^*B	-0,182 (0,549)	-0,176 (0,492)	-0,027 (0,074)	-0,215 (0,582)	-0,251 (0,685)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1}^*H$	1,959*** (3,722)	1,961*** (3,677)	1,861*** (3,497)	1,939*** (3,918)	2,177*** (4,500)
$amFHT_{t-1} + amFHT_{t-1}^*B$	0,554 (0,894)	0,893 (1,105)	1,052 (1,386)	1,058 (1,349)	1,031 (1,560)
$\Delta FHT + \Delta FHT^*H$	-0,035 (0,327)	-0,054 (0,493)	-0,086 (0,821)	-0,029 (0,272)	-0,007 (0,069)
$\Delta FHT + \Delta FHT^*B$	0,639*** (2,593)	0,634** (2,104)	0,725** (2,420)	0,652** (2,126)	0,597** (2,063)
N	42297	42315	42354	42347	42343
R ²	0,201	0,074	0,072	0,029	0,033
F	16,619	16,940	12,450	11,930	15,439
Statystyka D-W	1,989	1,995	1,991	1,999	1,976
Kryt. Akaike'a	-55406,73	-55271,81	-54349,18	-51853,35	-50071,37

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1. Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 141. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progmem 95%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,105*** (8,977)	0,040*** (3,473)	0,047*** (3,987)	0,072*** (6,292)	0,087*** (7,165)
<i>lnMV</i>	-0,019*** (10,52)	-0,019*** (10,49)	-0,016*** (9,201)	-0,016*** (8,955)	-0,019*** (10,29)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,519)	0,0004*** (2,917)	0,000 (0,749)	0,0003* (1,777)	0,000 (1,612)
<i>DY</i>	0,001 (0,118)	0,002 (0,179)	0,006 (0,445)	0,006 (0,551)	0,000 (0,011)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,025)	0,007*** (3,583)	0,004* (1,682)	0,002 (0,924)	0,002 (1,055)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,080*** (3,304)	-0,089*** (4,031)	-0,075*** (3,071)	-0,052** (2,076)	-0,073** (2,539)
$amILLIQ^R_{t-1}$	42,834*** (4,667)	42,293*** (4,585)	31,531*** (3,247)	30,762*** (3,100)	30,383*** (3,105)
$amILLIQ^R_{t-1} * H$	-34,761*** (3,727)	-34,851*** (3,721)	-24,094** (2,372)	-23,662** (2,265)	-23,033** (2,260)
$amILLIQ^R_{t-1} * B$	55,116*** (2,794)	8,635 (0,213)	12,980 (0,467)	17,351 (0,643)	33,854 (1,223)
$ILLIQ^{RU}$	-0,119 (1,115)	-0,232* (1,736)	-0,216* (1,894)	-0,219* (1,649)	-0,157 (1,093)
$ILLIQ^{RU} * H$	-0,007 (0,064)	0,074 (0,516)	0,035 (0,279)	0,083 (0,611)	-0,006 (0,041)
$ILLIQ^{RU} * B$	0,195 (0,376)	-0,316 (0,426)	-0,656 (0,962)	-0,734 (1,152)	-0,515 (0,864)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * H$	8,073*** (3,820)	7,442*** (3,748)	7,437*** (3,727)	7,100*** (3,060)	7,350*** (4,393)
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * B$	97,951*** (5,580)	50,928 (1,301)	44,512* (1,738)	48,112** (1,985)	64,237** (2,529)
$ILLIQ^{RU} + ILLIQ^{RU} * H$	-0,127** (2,364)	-0,159*** (2,666)	-0,181*** (3,245)	-0,137** (2,516)	-0,163*** (3,093)
$ILLIQ^{RU} + ILLIQ^{RU} * B$	0,075 (0,144)	-0,548 (0,739)	-0,872 (1,279)	-0,954 (1,515)	-0,671 (1,138)
N	40879	40892	40923	40922	40918
R ²	0,206	0,076	0,074	0,030	0,034
F	22,470	18,522	14,090	12,746	16,579
Statystyka D-W	1,988	1,995	1,993	2,004	1,977
Kryt. Akaike'a	-55292,50	-55061,71	-54214,80	-51663,59	-49890,68

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 142. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progmem 95%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,111*** (9,253)	0,048*** (3,929)	0,054*** (4,433)	0,077*** (6,462)	0,088*** (7,305)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,43)	-0,019*** (10,30)	-0,017*** (9,061)	-0,016*** (8,602)	-0,019*** (10,37)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,838)	0,0004*** (4,022)	0,000 (1,505)	0,0002* (1,844)	0,0002*** (3,242)
<i>DY</i>	0,002 (0,130)	0,002 (0,182)	0,006 (0,454)	0,005 (0,480)	-0,000 (0,027)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,355)	0,008*** (4,097)	0,004** (2,193)	0,002 (1,125)	0,003 (1,275)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,075*** (3,235)	-0,089*** (4,179)	-0,075*** (3,263)	-0,056** (2,300)	-0,069** (2,545)
$amILLIQ^R_{t-1}$	23,904*** (3,030)	24,424*** (3,057)	21,220*** (3,468)	20,442*** (3,470)	20,870*** (3,648)
$amILLIQ^R_{t-1} * H$	-18,280** (2,210)	-19,332** (2,317)	-16,483** (2,448)	-15,427** (2,365)	-14,733** (2,404)
$amILLIQ^R_{t-1} * B$	43,363* (1,779)	0,374 (0,011)	4,470 (0,189)	6,644 (0,292)	19,136 (0,823)
$\Delta ILLIQ^R$	0,131 (0,878)	0,133 (0,890)	0,137 (0,929)	0,064 (0,475)	0,058 (0,430)
$\Delta ILLIQ^R * H$	-0,194 (1,254)	-0,220 (1,423)	-0,242 (1,583)	-0,135 (0,963)	-0,124 (0,875)
$\Delta ILLIQ^R * B$	0,327 (0,506)	-0,632 (0,762)	-0,911 (1,071)	-1,009 (1,166)	-0,761 (1,045)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * H$	5,634** (2,020)	5,092* (1,871)	4,737* (1,663)	5,015* (1,817)	6,137*** (2,812)
$amILLIQ^R_{t-1} + amILLIQ^R_{t-1} * B$	67,267*** (2,825)	24,798 (0,788)	25,689 (1,141)	27,085 (1,244)	40,006* (1,767)
$\Delta ILLIQ^R + \Delta ILLIQ^R * H$	-0,063 (1,296)	-0,087* (1,686)	-0,105** (2,005)	-0,072 (1,436)	-0,065 (1,401)
$\Delta ILLIQ^R + \Delta ILLIQ^R * B$	0,458 (0,718)	-0,499 (0,607)	-0,773 (0,916)	-0,945 (1,102)	-0,703 (0,979)
N	42372	42388	42431	42425	42420
R ²	0,199	0,071	0,070	0,028	0,032
F	14,782	14,479	11,578	11,004	15,330
Statystyka D-W	1,985	1,993	1,989	1,998	1,978
Kryt. Akaike'a	-55362,19	-55191,09	-54311,51	-51797,36	-50045,86

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1. Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 143. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^l a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progiem 95%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,115*** (9,576)	0,052*** (4,219)	0,057*** (4,393)	0,081*** (6,365)	0,101*** (7,526)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,28)	-0,019*** (9,904)	-0,017*** (8,387)	-0,016*** (8,103)	-0,020*** (9,669)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,772)	0,001*** (5,088)	0,000 (1,200)	0,0003** (2,150)	0,0003* (1,929)
<i>DY</i>	0,001 (0,100)	0,001 (0,104)	0,005 (0,359)	0,002 (0,141)	-0,003 (0,284)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,084)	0,008*** (3,931)	0,005** (2,139)	0,003 (1,367)	0,005** (2,090)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,086*** (3,458)	-0,095*** (3,885)	-0,087*** (3,110)	-0,084*** (2,837)	-0,096*** (2,878)
$amILLIQ'_{t-1}$	0,311*** (3,485)	0,328*** (3,658)	0,295*** (3,782)	0,276*** (3,482)	0,259*** (3,307)
$amILLIQ'_{t-1}*H$	-0,189** (2,094)	-0,204** (2,253)	-0,171** (2,124)	-0,165** (2,035)	-0,128 (1,621)
$amILLIQ'_{t-1}*B$	-0,242** (2,348)	-0,226** (2,255)	-0,206** (2,467)	-0,187** (2,243)	-0,191** (2,473)
$ILLIQ^U$	-0,035*** (4,142)	-0,035*** (4,087)	-0,031*** (3,835)	-0,030*** (3,755)	-0,032*** (4,007)
$ILLIQ^U*H$	0,008 (0,826)	0,007 (0,752)	0,003 (0,325)	0,003 (0,318)	0,006 (0,713)
$ILLIQ^U*B$	0,017 (1,074)	0,009 (0,584)	0,008 (0,480)	0,005 (0,318)	0,009 (0,542)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ'_{t-1} + amILLIQ'_{t-1}*H$	0,121*** (4,297)	0,123*** (4,468)	0,124*** (4,318)	0,111*** (3,975)	0,131*** (5,841)
$amILLIQ'_{t-1} + amILLIQ'_{t-1}*B$	0,069 (1,560)	0,102* (1,954)	0,089** (2,084)	0,090** (2,052)	0,068** (2,041)
$ILLIQ^U + ILLIQ^U*H$	-0,028*** (9,107)	-0,028*** (9,032)	-0,028*** (9,197)	-0,027*** (7,899)	-0,026*** (7,667)
$ILLIQ^U + ILLIQ^U*B$	-0,018 (1,347)	-0,025* (1,823)	-0,023 (1,557)	-0,025* (1,647)	-0,023 (1,551)
N	36355	36362	36383	36375	36374
R ²	0,219	0,078	0,076	0,036	0,041
F	22,225	23,743	19,914	17,541	19,863
Statystyka D-W	1,993	1,998	1,997	2,015	1,994
Kryt. Akaike'a	-51998,11	-51996,32	-51140,26	-49128,61	-47529,60

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 144. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^l (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie modelu przełącznikowego Markova ARCH z progmem 95%

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stafa</i>	0,118*** (9,189)	0,055*** (4,324)	0,058*** (4,441)	0,078*** (6,089)	0,092*** (7,373)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (9,893)	-0,019*** (10,02)	-0,017*** (8,599)	-0,016*** (7,969)	-0,019*** (10,16)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,673)	0,0004*** (3,383)	0,000 (1,027)	0,0002* (1,758)	0,0002*** (3,338)
<i>DY</i>	0,000 (0,017)	0,001 (0,065)	0,004 (0,322)	0,003 (0,315)	-0,003 (0,214)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,631)	0,009*** (4,416)	0,005** (2,486)	0,004* (1,678)	0,004* (1,924)
$\sigma/\sigma_\varepsilon$	-0,092*** (3,702)	-0,107*** (4,693)	-0,086*** (3,542)	-0,061** (2,297)	-0,081*** (2,779)
$amILLIQ'_{t-1}$	0,297*** (2,737)	0,230*** (4,461)	0,313*** (3,270)	0,305*** (3,065)	0,316*** (3,240)
$amILLIQ'_{t-1}*H$	-0,193* (1,770)	-0,122** (2,235)	-0,210** (2,244)	-0,213** (2,218)	-0,203** (2,142)
$amILLIQ'_{t-1}*B$	-0,235** (2,003)	-0,134* (1,911)	-0,219** (2,182)	-0,216** (2,085)	-0,245** (2,468)
$\Delta ILLIQ'$	-0,036*** (4,093)	-0,036*** (4,546)	-0,028*** (3,502)	-0,030*** (3,699)	-0,032*** (3,872)
$\Delta ILLIQ'*H$	0,015 (1,578)	0,015* (1,768)	0,006 (0,753)	0,009 (1,088)	0,013 (1,481)
$\Delta ILLIQ'*B$	0,011 (0,578)	0,012 (0,624)	0,005 (0,275)	0,005 (0,265)	0,012 (0,627)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
$amILLIQ'_{t-1} + amILLIQ'_{t-1}*H$	0,105*** (3,939)	0,108*** (4,088)	0,103*** (3,756)	0,092*** (3,423)	0,113*** (5,497)
$amILLIQ'_{t-1} + amILLIQ'_{t-1}*B$	0,062 (1,457)	0,096** (1,989)	0,094** (2,180)	0,089** (2,106)	0,072** (2,135)
$\Delta ILLIQ' + \Delta ILLIQ'*H$	-0,021*** (7,077)	-0,021*** (6,798)	-0,022*** (7,442)	-0,021*** (6,626)	-0,019*** (5,695)
$\Delta ILLIQ' + \Delta ILLIQ'*B$	-0,025 (1,571)	-0,024 (1,492)	-0,023 (1,292)	-0,025 (1,392)	-0,020 (1,138)
N	40098	40112	40141	40134	40130
R ²	0,211	0,077	0,075	0,033	0,038
F	21,393	21,679	18,727	17,609	19,256
Statystyka D-W	1,984	1,987	1,984	1,996	1,972
Kryt. Akaike'a	-54088,17	-53951,79	-52927,03	-50603,77	-48942,76

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1. Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 145. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie miesięcznej procentowej zmiany wartości indeksu WIG

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,115*** (10,72)	0,054*** (4,875)	0,057*** (5,118)	0,081*** (7,319)	0,097*** (8,133)
<i>lnMV</i>	-0,019*** (11,80)	-0,019*** (11,50)	-0,017*** (10,05)	-0,016*** (9,639)	-0,020*** (10,99)
<i>BV/MV</i>	0,001*** (3,364)	0,001*** (3,534)	0,001*** (3,795)	0,001*** (3,377)	0,0005*** (3,005)
<i>DY</i>	0,001 (0,047)	0,001 (0,111)	0,005 (0,362)	0,004 (0,389)	-0,001 (0,117)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,951)	0,009*** (4,261)	0,005** (2,325)	0,003 (1,495)	0,004* (1,868)
σ	-0,081*** (3,720)	-0,079*** (3,731)			
σ_{ε}			-0,068*** (2,731)	-0,044* (3,775)	-0,052* (1,831)
$amFHT_{t-1} * H$	3,530*** (4,380)	3,774*** (4,768)	3,143*** (4,101)	2,821*** (3,775)	2,582*** (3,615)
$amFHT_{t-1} * B$	1,564** (2,419)	1,274* (1,946)	1,856** (2,572)	2,004*** (2,945)	2,169*** (3,282)
$FHT^U * H$	0,006 (0,045)	0,015 (0,115)	-0,040 (0,302)	0,157 (1,219)	0,118 (0,899)
$FHT^U * B$	-0,037 (0,275)	-0,032 (0,235)	-0,022 (0,160)	0,007 (0,053)	0,030 (0,218)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	41110	41117	41146	41142	41140
R ²	0,210	0,077	0,075	0,030	0,033
F	20,660	20,783	15,152	14,425	16,371
Statystyka D-W	1,980	1,986	1,983	1,996	1,973
Kryt. Akaike'a	-55872,12	-55847,22	-54834,99	-52421,78	-50494,56

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 146. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą FHT (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie miesięcznej procentowej zmiany wartości indeksu WIG

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,116*** (10,23)	0,053*** (4,501)	0,059*** (4,942)	0,081*** (6,986)	0,093*** (7,867)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,72)	-0,019*** (10,47)	-0,017*** (9,157)	-0,016*** (8,758)	-0,019*** (10,42)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,698)	0,0004*** (3,759)	0,000 (1,344)	0,0002* (1,705)	0,0003*** (3,427)
<i>DY</i>	0,000 (0,027)	0,001 (0,098)	0,005 (0,380)	0,004 (0,381)	-0,002 (0,158)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,706)	0,009*** (4,520)	0,005*** (2,618)	0,003 (1,564)	0,004* (1,653)
σ	-0,083*** (3,508)	-0,099*** (4,543)			
σ_{ε}			-0,086*** (3,644)	-0,064*** (2,593)	-0,083*** (2,891)
$amFHT_{t-1}*H$	2,090*** (3,590)	2,450*** (4,434)	2,009*** (3,837)	1,694*** (3,371)	1,676*** (3,666)
$amFHT_{t-1}*B$	1,762*** (3,054)	1,470** (2,494)	1,989*** (3,087)	2,139*** (3,520)	2,387*** (3,953)
$\Delta FHT*H$	0,359*** (3,173)	0,396*** (3,434)	0,335*** (3,943)	0,401*** (3,514)	0,374*** (3,368)
$\Delta FHT*B$	0,003 (0,028)	-0,072 (0,582)	-0,053 (0,430)	0,007 (0,054)	0,049 (0,403)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	42297	42315	42354	42347	42343
R ²	0,200	0,073	0,071	0,029	0,032
F	15,329	16,669	11,578	11,370	15,539
Statystyka D-W	1,989	1,995	1,991	2,000	1,976
Kryt. Akaike'a	-55343,29	-55222,65	-54296,46	-51818,18	-50040,23

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 147. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie miesięcznej procentowej zmiany wartości indeksu WIG

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,115*** (10,35)	0,050*** (4,521)	0,053*** (4,766)	0,079*** (7,095)	0,093*** (7,859)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,97)	-0,019*** (10,93)	-0,017*** (9,480)	-0,016*** (9,179)	-0,019*** (10,46)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,567)	0,0004*** (2,970)	0,000 (0,788)	0,0003* (1,843)	0,0002* (1,690)
<i>DY</i>	0,001 (0,062)	0,001 (0,111)	0,005 (0,406)	0,006 (0,504)	-0,000 (0,025)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (2,919)	0,007*** (3,590)	0,004* (1,671)	0,002 (0,923)	0,002 (1,024)
σ	-0,079*** (3,278)	-0,089*** (4,094)			
σ_{ε}			-0,074*** (3,071)	-0,051** (2,033)	-0,072** (2,513)
$amILLIQ_{t-1}^R * H$	9,012** (2,219)	9,656** (2,211)	8,953** (2,289)	8,099* (1,807)	8,713*** (2,595)
$amILLIQ_{t-1}^R * B$	8,821*** (3,422)	7,009*** (2,969)	7,431*** (2,974)	7,459*** (2,854)	7,449*** (3,162)
$ILLIQ^{RU} * H$	-0,163** (2,119)	-0,191** (2,409)	-0,266*** (3,304)	-0,217*** (2,672)	-0,192** (2,540)
$ILLIQ^{RU} * B$	-0,106** (1,991)	-0,169*** (2,770)	-0,131** (2,373)	-0,101* (1,802)	-0,151** (2,532)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	40879	40892	40923	40922	40918
R ²	0,204	0,074	0,073	0,029	0,033
F	19,980	19,382	14,522	13,174	17,328
Statystyka D-W	1,989	1,996	1,993	2,004	1,979
Kryt. Akaike'a	-55191,53	-55001,96	-54178,86	-51626,07	-49851,46

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 148. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ^R (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie miesięcznej procentowej zmiany wartości indeksu WIG

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,116*** (10,00)	0,054*** (4,484)	0,059*** (4,898)	0,081*** (6,895)	0,092*** (7,707)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,58)	-0,019*** (10,46)	-0,017*** (9,173)	-0,016*** (8,693)	-0,019*** (10,48)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,835)	0,0004*** (4,019)	0,000 (1,519)	0,0002* (1,845)	0,0002*** (3,261)
<i>DY</i>	0,001 (0,107)	0,002 (0,150)	0,006 (0,433)	0,005 (0,454)	-0,001 (0,051)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,268)	0,008*** (4,053)	0,004** (2,158)	0,002 (1,087)	0,003 (1,237)
σ	-0,074*** (3,177)	-0,090*** (4,237)			
σ_{ε}			-0,075*** (3,281)	-0,056** (2,293)	-0,069** (2,537)
$amILLIQ^R_{t-1}*H$	4,204 (1,124)	4,874 (1,240)	3,817 (0,992)	3,917 (1,052)	5,660* (1,815)
$amILLIQ^R_{t-1}*B$	9,254*** (3,653)	7,077*** (3,039)	7,494*** (3,067)	7,954*** (3,146)	8,111*** (3,475)
$\Delta ILLIQ^R*H$	-0,026 (0,344)	-0,022 (0,283)	-0,063 (0,795)	-0,031 (0,410)	-0,019 (0,282)
$\Delta ILLIQ^R*B$	-0,091* (1,700)	-0,149*** (2,665)	-0,142** (2,526)	-0,127** (2,255)	-0,124** (2,232)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	42372	42388	42431	42425	42420
R ²	0,199	0,070	0,070	0,028	0,032
F	16,744	16,880	12,481	11,340	15,819
Statystyka D-W	1,986	1,994	1,990	1,999	1,978
Kryt. Akaike'a	-55327,15	-55160,24	-54290,40	-51782,21	-50023,80

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 149. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ¹ a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie miesięcznej procentowej zmiany wartości indeksu WIG

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stała</i>	0,117*** (9,853)	0,054*** (4,434)	0,059*** (4,569)	0,083*** (6,559)	0,102*** (7,690)
<i>lnMV</i>	-0,020*** (10,36)	-0,019*** (9,964)	-0,017*** (8,422)	-0,016*** (8,146)	-0,020*** (9,697)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,801)	0,001*** (5,169)	0,000 (1,220)	0,0003** (2,165)	0,0003* (1,960)
<i>DY</i>	0,001 (0,055)	0,001 (0,059)	0,004 (0,329)	0,001 (0,106)	-0,004 (0,319)
$r_{t-12-t-1}$	0,007*** (3,023)	0,008*** (3,873)	0,004** (2,091)	0,003 (1,323)	0,005** (2,065)
σ	-0,086*** (3,469)	-0,085*** (3,891)			
σ_{ε}			-0,088*** (3,140)	-0,085*** (2,869)	-0,096*** (2,890)
$amILLIQ'_{t-1} * H$	0,147*** (4,596)	0,161*** (4,771)	0,140*** (4,391)	0,123*** (3,834)	0,149*** (5,003)
$amILLIQ'_{t-1} * B$	0,094*** (2,876)	0,086*** (3,007)	0,111*** (3,402)	0,108*** (3,577)	0,111*** (5,087)
$ILLIQ^{U*H}$	-0,033*** (8,057)	-0,033*** (7,985)	-0,033*** (8,137)	-0,032*** (6,909)	-0,033*** (7,428)
$ILLIQ^{U*B}$	-0,025*** (6,906)	-0,026*** (6,910)	-0,025*** (6,619)	-0,025*** (6,140)	-0,022*** (5,338)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	36355	36362	36383	36375	36374
R ²	0,219	0,078	0,076	0,036	0,041
F	25,483	28,677	23,234	20,481	23,525
Statystyka D-W	1,994	1,999	1,998	2,016	1,995
Kryt. Akaike'a	-51986,59	-51992,53	-51131,57	-49120,45	-47529,64

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 150. Wyniki estymacji modeli zależności między płynnością mierzoną miarą ILLIQ' (zmiana płynności jako płynność nieoczekiwana) a stopami zwrotu z akcji w okresach hossy i bessy na rynku określonych na podstawie miesięcznej procentowej zmiany wartości indeksu WIG

Zmienna objaśniana	$r_{it}-r_{ft}$	$r_{it}-r_{Mt}$	$r_{it}-r_{CAPMt}$	$r_{it}-r_{FF3t}$	$r_{it}-r_{Carhartt}$
<i>Stata</i>	0,121*** (9,696)	0,057*** (4,462)	0,060*** (4,695)	0,080*** (6,407)	0,094*** (7,651)
<i>lnMV</i>	-0,021*** (10,07)	-0,019*** (10,06)	-0,017*** (8,688)	-0,016*** (8,083)	-0,019*** (10,22)
<i>BV/MV</i>	0,000 (0,688)	0,0004*** (3,375)	0,000 (1,027)	0,0002* (1,744)	0,0002*** (3,358)
<i>DY</i>	-0,000 (0,030)	0,000 (0,034)	0,004 (0,286)	0,003 (0,269)	-0,003 (0,262)
$r_{t-12-t-1}$	0,008*** (3,594)	0,009*** (4,405)	0,005** (2,467)	0,004* (1,662)	0,004* (1,890)
σ	-0,093*** (3,742)	-0,107*** (4,726)			
σ_{ε}			-0,087*** (3,580)	-0,062** (2,339)	-0,081*** (2,804)
$amILLIQ'_{t-1}*H$	0,137*** (4,630)	0,155*** (5,799)	0,133*** (4,486)	0,119*** (3,861)	0,136*** (5,598)
$amILLIQ'_{t-1}*B$	0,083** (2,505)	0,077*** (2,589)	0,093*** (2,607)	0,090** (2,573)	0,103*** (3,909)
$\Delta ILLIQ'*H$	-0,024*** (5,735)	-0,024*** (5,598)	-0,024*** (5,718)	-0,024*** (5,093)	-0,022*** (4,373)
$\Delta ILLIQ'*B$	-0,022*** (6,120)	-0,021*** (5,859)	-0,021*** (5,743)	-0,020*** (5,589)	-0,019*** (4,931)
Efekty dla akcji	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Efekty dla miesięcy	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
N	40098	40112	40141	40134	40130
R ²	0,210	0,077	0,075	0,032	0,037
F	25,678	26,525	22,208	21,711	24,203
Statystyka D-W	1,984	1,987	1,983	1,995	1,972
Kryt. Akaike'a	-54056,94	-53940,84	-52895,69	-50569,92	-48909,54

W nawiasach podane zostały wartości statystyki t dla oszacowania parametru. ***, ** oraz * oznaczają istotność statystyczną na poziomie 0,01, 0,05 oraz 0,1.

Źródło: Opracowanie własne.