



UNIWERSYTET EKONOMICZNY W POZNANIU
WYDZIAŁ EKONOMII
KATEDRA MAKROEKONOMII I BADAŃ NAD ROZWOJEM

Michał Adam

**DETERMINANTY KSZTAŁTOWANIA SIĘ SPREADÓW
SWAPÓW RYZYKA KREDYTOWEGO
WYSTAWIONYCH NA POLSKIE OBLIGACJE SKARBOWE**

Rozprawa doktorska

Promotor: **Prof. dr hab. Marek Ratajczak, prof. zw. UEP**

Promotor pomocniczy: **Dr Agata Kliber**

Poznań 2016

SPIS TREŚCI

WSTĘP.....	4
1. CHARAKTERYSTYKA KONTRAKTÓW I RYNKU SCDS.....	12
1.1. Elementy kontraktu.....	12
1.2. Powstanie rynku i przyczyny rozkwitu handlu ryzykiem kredytowym.	18
1.3. Wybrane szanse i zagrożenia związane z popularyzacją instrumentu.	21
1.4. Rozwój rynku i charakterystyka jego uczestników.	24
1.5. Konsekwencje reformy infrastruktury rynku instrumentów pochodnych.	29
1.6. Cele i efekty zakazu zawierania niepokrytych transakcji na rynku europejskim.	34
1.7. Własności statystyczne i ewolucja w czasie wielkości spreadów SCDS.	36
1.8. Zmiany wielkości i płynności rynku SCDS.	44
1.9. Podsumowanie.....	50
2. DETERMINANTY ZMIAN SPREADÓW KONTRAKTÓW SCDS WYSTAWIONYCH NA POLSKIE OBLIGACJE SKARBOWE.....	53
2.1. Model zredukowany a model strukturalny wyceny swapu.	54
2.2. Zmienne lokalne.	58
2.3. Zmienne globalne.	64
2.4. Ocena znaczenia wybranych determinant globalnych i lokalnych zmian spreadów SCDS wystawionych na polskie obligacje skarbowe.	71
2.4.1. Opis danych wykorzystanych w badaniu.	71
2.4.2. Wyniki estymacji modelu regresji wielorakiej.....	79
2.4.3. Wyniki estymacji modelu regresji kwantylowej.....	94
2.5. Podsumowanie.....	103
3. DETERMINANTY I ASYMETRIA ZMIENNOŚCI SPREADÓW KONTRAKTÓW SCDS WYSTAWIONYCH NA POLSKIE OBLIGACJE SKARBOWE.	105
3.1. Zmienność jako autoregresyjna heteroskedastyczność warunkowa.....	106
3.2. Czynniki globalne, mikrostrukturalne i lokalne wpływające na zmienność.	110
3.3. Asymetria wpływu szoków na zmienność.....	116
3.4. Ocena znaczenia wybranych determinant i asymetrii zmienności spreadów SCDS wystawionych na polskie obligacje skarbowe.....	123
3.4.1. Fakty empiryczne dla zmian spreadów i opis danych wykorzystanych w badaniu.	124
3.4.2. Wyniki estymacji modelu ARMA-GARCH ze zmiennymi egzogenicznymi.	135
3.4.3. Wyniki testowania efektów asymetrycznych w zmienności.....	145
3.5. Podsumowanie.....	155

4. POWIAZANIA MIĘDZY ZMIANAMI SPREADÓW KONTRAKTÓW SCDS WYSTAWIONYCH NA POLSKIE I ZAGRANICZNE OBLIGACJE SKARBOWE.	157
4.1. Kanały propagacji zmian.	158
4.2. Rozróżnienie między współzależnością a zarażaniem.	168
4.3. Wybrane metody badania powiązań.	171
4.3.1. Korelacja rangowa Spearmana oraz współczynnik korelacji cząstkowej.	172
4.3.2. Współczynnik ogonowy kopuli dwuwymiarowej.	174
4.3.3. Indeks przenoszenia zmian.	178
4.4. Ocena wielkości i dynamiki powiązań między spreadami SCDS wystawionymi na polskie i zagraniczne obligacje skarbowe.	181
4.4.1. Wyniki badania zależności korelacyjnych.	181
4.4.2. Wyniki badania efektu zarażania za pomocą regresji kwantylowej.	188
4.4.3. Wyniki badania efektu zarażania za pomocą funkcji łączących.	192
4.4.4. Wyniki badania własności dynamicznych powiązań za pomocą indeksu przenoszenia.	198
4.5. Podsumowanie.	209
ZAKOŃCZENIE	212
BIBLIOGRAFIA	218
SPIS TABEL	231
SPIS WYKRESÓW	234
SUMMARY	237

WSTĘP

W nauce o finansach często wyróżnia się dwa kluczowe rodzaje ryzyka: rynkowe i kredytowe. Pierwsze z nich dotyczy zmian wszelakich cen: akcji, obligacji, surowców, stóp procentowych czy kursów walutowych. Ryzyko kredytowe można z kolei określić jako ryzyko tego, że uzgodnione przyszłe płatności związane ze zobowiązaniem danego podmiotu, wynikającym na przykład z obligacji lub kredytu, nie zostaną zrealizowane. Składa się ono z dwóch komponentów: wystąpienia niewypłacalności w odniesieniu do danego instrumentu i ryzyka niepełnego odzyskania należności w przypadku materializacji niewypłacalności. Jako wynagrodzenie za poniesienie ryzyka kredytowego obligacja zazwyczaj oferuje wyższą rentowność niż podobny instrument o niższym ryzyku kredytowym. W tym kontekście spread kredytowy jest miarą nadwyżki rentowności obligacji ryzykownej nad stopę wolną od ryzyka¹.

W subdyscyplinie wiedzy o instrumentach pochodnych początek zainteresowania ryzykiem kredytowym przypada na ostatnie lata XX w. Kontrakt swapu ryzyka kredytowego (ang. *credit default swap, CDS*) jest instrumentem pochodnym pozwalającym na wydzielenie i transfer ryzyka kredytowego, a tym samym ubezpieczenie od ryzyka wystąpienia zdarzenia kredytowego w odniesieniu do instrumentu bazowego. Szczególnym przypadkiem CDS jest swap ryzyka kredytowego opiewający na obligację skarbową lub agencyjną (ang. *sovereign credit default swap, SCDS*).

Kupno ochrony ubezpieczeniowej w transakcji SCDS umożliwia nabywcom papierów skarbowych zabezpieczanie się przed ryzykiem kredytowym krajów, a wystawcom ochrony ubezpieczeniowej – wyrażanie opinii o wielkości tego ryzyka i zyski spekulacyjne. Dynamiczny wzrost wielkości rynku derywatów kredytowych w początkowej fazie jego funkcjonowania wiązał się z zaletami tych instrumentów. Redukując koszty transakcyjne i stanowiąc alternatywne względem ocen agencji ratingowych źródło wyceny ryzyka kredytowego, SCDS zwiększają bowiem efektywność, transparentność i elastyczność rynków finansowych. Jednocześnie jednak powyższe zalety są charakterystyczne dla kontraktów będących przedmiotem rozprawy przede wszystkim w tzw. normalnych warunkach rynkowych. Wielu autorów kwestionuje natomiast użyteczność SCDS w okresach zmian

¹ W klasycznych finansach obligacje, zwłaszcza skarbowe, są często traktowane jako instrumenty bezpieczne, czyli pozbawione ryzyka kredytowego. Optyka ta ulega jednak w ostatnich latach zmianie, do czego przyczynił się kryzys finansowy oraz towarzyszące mu problemy zadłużeniowe wielu krajów, także rozwiniętych. Egzemplifikacją zachodzących zmian stanowi pojawienie się instrumentów zabezpieczających przed ryzykiem kredytowym takich krajów jak Stany Zjednoczone, czy Niemcy.

kryzysowych – gdy obniża się płynność, zwiększa się awersja do ryzyka i zmniejsza się skłonność do zawierania transakcji – obciążając je odpowiedzialnością za pogłębianie negatywnych tendencji na rynkach instrumentów bazowych. W tym aspekcie zwraca się uwagę, że kontrakty SCDS mogą prowadzić do występowania samospełniających się prognoz, pełniąc rolę wehikułu służącego spekulacji na pogorszenie się wiarygodności kredytowej kraju. Istotnym problemem na rynku swapów ryzyka kredytowego w trakcie ostatniego kryzysu finansowego i gospodarczego okazały się powiązania kapitałowe i handlowe między względnie małą liczbą uczestników rynku, a także koncentracja jednostronnych pozycji, co stanowiło niebagatelny problem w momencie wzrostu ryzyka kredytowego kontrahenta i skumulowanego wystąpienia zdarzeń kredytowych w odniesieniu do podmiotów referencyjnych.

W szerszym kontekście dynamiczny rozwój rynku SCDS można interpretować jako jedną z przesłanek postępującego procesu finansyzacji, rozumianego w jednym z ujęć jako rosnąca i szczególna rola sfery finansowej w funkcjonowaniu gospodarki [Ratajczak 2012]. W procesie tym ma miejsce między innymi wzrost znaczenia innowacji finansowych, w tym instrumentów pochodnych, kapitału niecierpliwego (ang. *hot money*), a także siły i dotkliwości kryzysów finansowych. Wspomniany wyżej problem uzależnienia możliwości zaspokajania potrzeb pożyczkowych państw od premii za ryzyko kredytowe wyceniane na rynku SCDS wpisuje się w kontekst negatywnych skutków finansyzacji, obok rosnącego stopnia komplikacji nadzoru finansowego, trudności z egzekwowaniem norm ostrożnościowych, czy rosnącego, także wskutek pomocy publicznej instytucjom finansowym, ciężaru długu publicznego [Marszałek 2012].

Niewypłacalność, moratorium, restrukturyzacja i inne fakty, które pociągają za sobą wypłatę sumy ubezpieczenia w ramach SCDS, są wydarzeniami wielokrotnie udokumentowanymi w historii gospodarczej. Jednocześnie procesy globalizacji, umiędzynarodowienia przedsiębiorstw, liberalizacji przepływów kapitałowych i emisji długu przez państwa na zagranicznych rynkach, spowodowały, że ryzyko kredytowe poszczególnych państw, bądź też jego percepcja, stały się problemami coraz bardziej ważkimi. Na tym tle wspomniany dynamiczny rozwój rynku SCDS w pierwszych latach XXI w., a zwłaszcza kryzys finansowy zapoczątkowany w latach 2007-2008 r. w Stanach Zjednoczonych, wraz z jego przekształceniem się w kolejnych latach w kryzys zadłużeniowy w strefie euro, zwiększyły zainteresowanie badanym segmentem rynku finansowego przez jego uczestników, nadzorców, a także kraje emitujące papiery dłużne.

Można argumentować, że dla trzech grup wyżej wymienionych podmiotów kluczowe są uwarunkowania kształtowania się spreadów kredytowych krajów, w tym determinanty wielkości i zmienności spreadów oraz wielkość i dynamika powiązań ze spreadami kredytowymi innych krajów. Dla inwestora zabezpieczającego pozycje na rynku kasowym wielkość spreadu SCDS reprezentuje koszt zabezpieczenia pozycji, a wiedza o zmienności i powiązaniach ze spreadami innych krajów umożliwia optymalizację struktury portfela obligacji. Inwestor spekulacyjny jest zainteresowany maksymalizacją zysku w krótkim okresie, stąd wielkość spreadu, jego zmienność i powiązania ze spreadami innych krajów są kluczowymi przesłankami przy zajmowaniu odpowiedniej pozycji w ryzyku kredytowym. Nadzorcy mają na uwadze efektywność i bezpieczeństwo funkcjonowania rynku finansowego. Nadmierne straty niektórych uczestników rynku lub zbyt silne powiązania ryzyka kredytowego danego kraju ze spreadami kredytowymi innych krajów zwiększają ryzyko systemowe. Wiedza w tym temacie umożliwia zarządzanie rzeczonym ryzykiem.

Skarb państwa jest zainteresowany minimalizacją kosztów obsługi zadłużenia. Wiedza o determinantach wielkości spreadu kredytowego umożliwia decydentowi optymalizację polityki gospodarczej pod tym kątem. Państwa dążą jednocześnie do minimalizacji wrażliwości na negatywne szoki zewnętrzne. W tym aspekcie szczególnie istotne jest prawidłowe zdiagnozowanie źródeł wzrostu percepcji ryzyka kredytowego danego kraju w podziale na źródła lokalne i globalne. Wydaje się bowiem, że inne powinny być działania podejmowane przez międzynarodowe instytucje pomocowe i politykę gospodarczą w kraju, który stał się ofiarą kryzysu zaufania, a inne w przypadku kraju, którego dotyczy kryzys związany z niedomaganiem fundamentów makroekonomicznych. Cohen i Portes [2006] wskazują na przykład, że w przypadku nieuzasadnionego fundamentalnie spadku zaufania w gospodarce odpowiednie mogą być działania instytucji takich jak Międzynarodowy Fundusz Walutowy w charakterze pożyczkodawcy ostatniej szansy (ang. *lender of last resort*). Ponadto jeżeli występuje problem egzogenicznej zmiennej, która koordynuje przekonania uczestników rynku o wiarygodności kredytowej państwa, wymagana może być interwencja w charakterze pożyczkodawcy pierwszej instancji (ang. *lender of first resort*), zanim jeszcze kraj utraci dostęp do finansowania rynkowego. Jeżeli natomiast spready kredytowe odzwierciedlają słabość krajowych fundamentów, na przykład niemożliwą do zrównoważenia relację długu do PKB, niezbędnymi mogą być inne procedury, takie jak redukcja zadłużenia lub ogłoszenie bankructwa. Powiązaną kwestią jest zdiagnozowanie przyczyn określonego poziomu zmienności rynków finansowych, która poprzez wpływ na

decyzje inwestycyjne i konsumpcyjne podmiotów gospodarczych oddziałuje na perspektywy przyszłej koniunktury gospodarczej.

W literaturze przedmiotu brak jest badań, które w sposób kompleksowy i wyczerpujący zajmowałyby się zarysowanym zagadnieniem determinant kształtowania się spreadów swapów ryzyka kredytowego wystawionych na polskie obligacje skarbowe. Dotychczasowe badania koncentrowały się głównie na spreadach krajów rozwiniętych i spreadach największych krajów wschodzących. Jednocześnie wnioski płynące z analizy literaturowej są niejednokrotnie sprzeczne, co nie może pozostawać bez wyjaśnienia, biorąc pod uwagę doniosłość zagadnienia dla krajowej gospodarki. Na tym tle badania dotyczące polskich spreadów SCDS koncentrują się zazwyczaj na jednym z trzech zarysowanych zagadnień: determinant wielkości, zmienności lub powiązań międzynarodowych spreadów SCDS. W rozprawie podnosi się wszystkie zagadnienia, zachowując spójność źródła danych statystycznych, metod badawczych i okresu badania dotyczącego lat 2000-2015. Przeprowadzone w rozprawie badania determinant polskich spreadów SCDS objęły zmienne o charakterze finansowym klasyfikowane w literaturze przedmiotu jako determinanty spreadów SCDS, a także spready płynnych globalnych kontraktów SCDS, wystawionych na inne kraje, zaliczane do grupy krajów rozwiniętych i wschodzących.

Celem głównym rozprawy jest określenie znaczenia głównych determinant kształtowania się spreadów swapów ryzyka kredytowego, wystawionych na polskie obligacje skarbowe. Realizacja celu głównego, który ma charakter poznawczy, umożliwiła pogłębienie wiedzy na temat funkcjonowania badanego segmentu rynku finansowego w aspekcie wyceny i percepcji ryzyka kredytowego kraju. Urzeczywistnieniu celu głównego sprzyjało osiągnięcie następujących celów szczegółowych:

1. Zidentyfikowanie zbioru determinant zmian spreadów SCDS wraz z jego podziałem na podzbiory determinant globalnych i lokalnych.
2. Dokonanie oceny istotności i udziału poszczególnych podzbiorów determinant zmian spreadów SCDS na przestrzeni czasu, a także w normalnych uwarunkowaniach rynkowych względem okresów turbulentnych.
3. Zidentyfikowanie zbioru determinant zmienności spreadów SCDS wraz z jego podziałem na podzbiory determinant globalnych, lokalnych i mikrostrukturalnych.
4. Dokonanie oceny istotności poszczególnych podzbiorów determinant zmienności spreadów SCDS na przestrzeni czasu.
5. Określenie występowania asymetrii wpływu szoków na zmienność spreadów SCDS.

6. Skwantyfikowanie wielkości współzależności między spreadami SCDS wystawionymi na polskie obligacje skarbowe a spreadami SCDS dla innych krajów.
7. Zidentyfikowanie faktu występowania i określenie wielkości efektu zarażania między spreadami SCDS dla innych krajów i spreadami SCDS dla polskich obligacji skarbowych.
8. Określenie dynamiki przenoszenia zmian między spreadami SCDS dla innych krajów i spreadami SCDS dla polskich obligacji skarbowych.

W rozprawie przyjęto hipotezę główną, zgodnie z którą determinanty zewnętrzne, w tym zmienne o charakterze globalnym oraz powiązania ze spreadami płynnych globalnych kontraktów swapów ryzyka kredytowego wystawionych na inne kraje, mają dominujące znaczenie dla kształtowania się spreadów swapów ryzyka kredytowego, wystawionych na polskie obligacje skarbowe. Biorąc pod uwagę realizację celów szczegółowych rozprawy sformułowano następujące hipotezy pomocnicze:

- H1. Znane w literaturze przedmiotu zmienne w ograniczonym stopniu wyjaśniają zmiany spreadów SCDS polskich obligacji skarbowych.
- H2. Istotność statystyczna i ekonomiczna poszczególnych determinant zmian spreadów wykazuje niestabilność w czasie.
- H3. W okresach kryzysowych zmienne globalne w większym stopniu wyjaśniają zmiany spreadów SCDS polskich obligacji skarbowych niż zmienne lokalne.
- H4. Heteroskedastyczność warunkowa spreadów SCDS jest determinowana głównie przez zmienne globalne i mikrostrukturalne, podczas gdy zmienne lokalne mają niewielkie znaczenie.
- H5. Szoki informacyjne mają asymetryczny wpływ na heteroskedastyczność warunkową spreadów SCDS.
- H6. Występuje istotna korelacja spreadów SCDS polskich obligacji skarbowych ze spreadami SCDS innych krajów. Jest ona w dużej mierze pochodną oddziaływania czynnika globalnego.
- H7. Występuje istotny efekt zarażania między spreadami SCDS dla innych krajów i spreadami SCDS dla Polski. Jest on największy w grupie SCDS krajów wchodzących w skład tego samego koszyka SCDS.
- H8. Powiązania między spreadami SCDS wykazują tendencję do wzrostu w okresach kryzysowych i do spadku w normalnych uwarunkowaniach rynkowych.

Badania empiryczne poprzedziła analiza literatury przedmiotu w zakresie zagadnienia ryzyka kredytowego i wykorzystywanych metod ekonometrii finansowych szeregów

czasowych. Poza artykułami naukowymi w literaturze branżowej, wykorzystano opracowania międzynarodowych instytucji finansowych, w tym Międzynarodowego Funduszu Walutowego, Banku Rozrachunków Międzynarodowych, Organizacji Współpracy Gospodarczej i Rozwoju, czy International Swaps and Derivatives Association, a także artykuły publikowane w prasie branżowej (Financial Times i The Economist). Znakomita większość wykorzystywanych źródeł literaturowych ma proveniencję zagraniczną i opublikowana została w języku angielskim. Wynika to z większego zainteresowania i zaawansowania prac nad ryzykiem kredytowym zagranicznych autorów. Uwzględniono także nieliczne pozycje autorów krajowych ukazujące się w języku angielskim i polskim.

W rozprawie wykorzystano zróżnicowane metody badawcze, o odmiennym stopniu komplikacji. Do badania determinant spreadów wystawionych na polskie obligacje skarbowe zastosowano model regresji wielorakiej. Zaimplementowano także model regresji kwantylowej pozwalającej rozszerzyć i uszczegółwić badanie na poszczególne kwantyle zmiennej objaśnianej. Badanie determinant zmienności spreadów SCDS i asymetrii wpływu informacji pozytywnych i negatywnych na zmienność przeprowadzono w środowisku modeli heteroskedastyczności warunkowej typu autoregresyjnego (ARCH) stanowiących standard opisu zmienności rozumianej jako wariancja warunkowa, względnie warunkowe odchylenie standardowe zmiennej losowej. Oceny współzależności między spreadami SCDS dokonano na podstawie wnioskowania o korelacji rangowej Spearmana, tak bezwarunkowej, jak i cząstkowej, warunkowanej czynnikiem globalnym uzyskanym za pomocą analizy głównych składowych. Fakt występowania i znaczenie efektu zarażania zdiagnozowano za pomocą dwóch metod. Pierwszą metodę oparto na regresji kwantylowej, która umożliwia oszacowanie współzależności w różnych kwantylach rozkładów zmiennych losowych, odpowiadających uwarunkowaniom małych, bądź dużych zmian na rynku, a następnie na testowaniu różnic między zależnością w poszczególnych kwantylach. W drugiej metodzie wykorzystano funkcje łączące rozkłady jednowymiarowe, zwane również kopułami, w celu oszacowania współczynników ogonowych obrazujących prawdopodobieństwo wystąpienia ekstremalnie dużej zmiany na jednym rynku pod warunkiem wystąpienia ekstremalnie dużej zmiany na drugim rynku. Zastosowanie dwóch alternatywnych metod badania było podyktowane szczególnym znaczeniem problemu zarażania dla uczestników rynku i stabilności finansowej. Badanie zjawiska zmienności w czasie powiązań między spreadami SCDS przeprowadzono z użyciem metody indeksu przenoszenia Diebolda-Yilmaza [2012] konstruowanego na podstawie modelu wektorowej autoregresji i wariantu uogólnionej

dekompozycji wariancji błędu prognozy Pesarana-Shin [1998], w przeciwieństwie do faktoryzacji Cholesky'ego odpornego na uporządkowanie zmiennych w modelu VAR.

W rozprawie istotne znaczenie miały dane statystyczne stanowiące materiał, na podstawie badania którego przeprowadzono wnioski i weryfikację hipotez statystycznych. Szeregi czasowe wykorzystywanych zmiennych, w szczególności dotyczących spreadów SCDS o tenorze 5-letnim, pochodzą z systemów informacyjnych Bloomberga i Thomson Reuters. Przyjmuje się, że źródła te są obecnie najlepszymi w przypadku międzynarodowych danych finansowych. W aspekcie wielkości, płynności i głębokości rynku SCDS oraz charakterystyki jego uczestników użyto ponadto bazy danych Banku Rozrachunków Międzynarodowych dotyczącej półrocznej statystyki instrumentów pochodnych i bazy danych Depository Trust Clearing Corporation, a także danych udostępnianych przez Ministerstwo Finansów RP. W częściach empirycznych pracy wykorzystano pakiety statystyczno-ekonometryczne MATLAB w wersji 2013a, EViews w wersji 8.1, OxMetrics w wersji 6.20 i WinRATS w wersji 8. Na potrzeby rozprawy przygotowano autorskie programy zaaplikowane we wskazanych pakietach.

Rozprawa składa się z czterech rozdziałów. W pierwszym rozdziale zarysowano elementy kontraktu swapu ryzyka kredytowego, opisano przyczyny powstania, wielkość i rozwój rynku ryzyka kredytowego z uwzględnieniem reformy infrastruktury rynku zapoczątkowanej w 2009 r. oraz zakazu zawierania niepokrytych transakcji SCDS, mającego istotny wpływ na tendencje obserwowane na rynku. W kolejnych podrozdziałach scharakteryzowano uczestników rynku, przedstawiono szanse i zagrożenia związane z upowszechnieniem się handlu ryzykiem kredytowym kraju, a także własności statystyczne i ewolucję w czasie spreadów i płynności kontraktów SCDS badanych w pracy.

Rozdział drugi poświęcono zagadnieniu determinant zmian spreadów SCDS wystawionych na polskie obligacje skarbowe. Przedstawiono różnice w podejściu strukturalnym i zredukowanym wyceny swapu ryzyka kredytowego, a także dokonano przeglądu literatury i dyskusji nad znaczeniem determinant spreadów SCDS, który pozwolił wyodrębnić podzbiory zmiennych lokalnych i globalnych. Ich znaczenie dla polskich obligacji skarbowych zbadano za pomocą modeli regresji wielorakiej i kwantylowej. W rozdziale tym dokonano weryfikacji hipotez pomocniczych H1-H3.

W trzecim rozdziale poruszono zagadnienie modelowania zmienności spreadów SCDS dla polskich obligacji skarbowych rozumianej jako zależny od czasu drugi moment rozkładu warunkowego, czyli heteroskedastyczność warunkowa. Uwagę skupiono na zagadnieniu determinant zmienności oraz asymetrycznym wpływie informacji negatywnych

i pozytywnych na zmienność. Przeprowadzono dyskusję pojęcia zmienności w ekonometrii finansowej, badań literaturowych na temat determinant zmienności i sposobu, w jaki można mierzyć asymetrię wpływu informacji na zmienność. W dalszej kolejności przedstawiono fakty empiryczne dla szeregów zwrotów spreadów SCDS dla polskich obligacji skarbowych, które usankcjonowały zastosowanie modeli z rodziny GARCH w badaniu zmienności spreadów. Badając determinanty zmienności, w równaniu wariancji warunkowej umieszczono dwie grupy egzogenicznych zmiennych finansowych: zmienne globalne, lokalne oraz zmienne o charakterze mikrostrukturalnym. Testowanie efektu asymetrii pozwoliło na konstrukcję odpowiedniej krzywej wpływu informacji [Engle i Ng 1993]. W rozdziale tym dokonano weryfikacji hipotez pomocniczych H4-H5.

Rozdział czwarty przeznaczono na badanie powiązań spreadów SCDS wystawionych na polskie obligacje skarbowe ze spreadami SCDS wystawionymi na inne kraje. Przedstawiono w nim znane w literaturze przedmiotu kanały propagacji zmian na rynkach finansowych, ze szczególnym uwzględnieniem rynku swapów ryzyka kredytowego. Zwrócono uwagę na różnice między współzależnością a zarażaniem w kontekście alternatywnych definicji ostatniego zjawiska. Za pomocą współczynników korelacji rangowej Spearmana zbadano znaczenie współzależności między spreadami SCDS. Przy pomocy regresji kwantylowej i kopul wnioskowano o występowaniu i wielkości efektu zarażania polskich spreadów SCDS. Zastosowanie metody indeksu przenoszenia wraz z odpowiednimi testami pozwoliło wnioskować o charakterystykach szeregów czasowych przenoszenia zmian pochodzących od globalnych spreadów SCDS. W rozdziale czwartym dokonano weryfikacji hipotez pomocniczych H6-H8.

W zakończeniu rozprawy podsumowano przeprowadzone badania pod kątem weryfikacji poszczególnych hipotez pomocniczych i hipotezy głównej. Umożliwiło to odpowiedź na pytanie o realizację celu głównego pracy. Sformułowano także ogólne wnioski użyteczne z punktu widzenia polityki gospodarczej oraz uczestników rynku swapów ryzyka kredytowego.

1. CHARAKTERYSTYKA KONTRAKTÓW I RYNKU SCDS.

Swapy ryzyka kredytowego są instrumentami pochodnymi o specyficznej konstrukcji. Ich szerokie możliwości zastosowania i względnie niewielkie zainteresowanie nadzorców w początkowej fazie rozwoju rynku spowodowały dynamiczny wzrost wykorzystania, sprawiając, że są obecnie najpopularniejszym kredytowym instrumentem pochodnym. Swapy ryzyka kredytowego stanowią nie tylko istotną część rynku kredytowych instrumentów pochodnych, ale są także podstawą dla indeksów kredytowych, a także instrumentów koszykowych (ang. *basket CDS*), na przykład obligacji zabezpieczonych długiem.

Swap ryzyka kredytowego wystawiony na dług rządowy lub agencyjny, czyli SCDS, jest specyficznym przypadkiem swapu ryzyka kredytowego. W większości przypadków swapy ryzyka kredytowego są wystawiane na dług korporacyjny. Charakterystyki obydwu typów instrumentów są często zbliżone. W dalszej części pracy przyjmuje się, że gdy opis dotyczy przypadku ogólnego, wówczas używany jest skrót CDS, a gdy istotnym dla dyskursu jest to, że podmiotem referencyjnym swapu jest skarbiec państwa lub odpowiednia agencja – używa się wcześniej zdefiniowanego skrótu SCDS.

W rozdziale przedstawiono elementy kontraktu CDS, opisano przyczyny powstania, rozwój, wielkość i uczestników rynku (S)CDS, przeanalizowano szanse i zagrożenia związane z upowszechnieniem się handlu ryzykiem kredytowym kraju, a także scharakteryzowano własności statystyczne i ewolucję w czasie spreadów i płynności kontraktów SCDS.

1.1. Elementy kontraktu.

Podstawową definicję swapu ryzyka kredytowego można sformułować następująco: jest to dwustronny kontrakt, w którym nabywca uiszcza okresowe płatności na rzecz wystawcy (sprzedawcy) w zamian za jednorazową płatność warunkowaną wystąpieniem zdarzenia kredytowego w odniesieniu do obligacji referencyjnej.

CDS jest instrumentem pochodnym stanowiącym ubezpieczenie od ryzyka zdarzenia kredytowego, które może wystąpić w odniesieniu do obligacji wyemitowanej przez dany podmiot referencyjny. W ujęciu ogólnym zdarzenie kredytowe dotyczy niewykonania przez podmiot referencyjny zobowiązania co do instrumentu bazowego, będącego w przypadku SCDS najczęściej obligacją skarbową lub agencyjną. W umowie wyspecyfikowany jest rodzaj długu, którego dotyczy ubezpieczenie, w szczególności czy jest to dług

uprzywilejowany, określany także mianem senioralnego (ang. *senior*), czy podporządkowany (ang. *subordinated*).

Z ekonomicznego punktu widzenia kontrakt CDS jest podobny do umowy ubezpieczenia. Wystawca otrzymuje wynagrodzenie *ex ante* w zamian za zgodę na wypłatę sumy ubezpieczenia *ex post*. Nabywca ubezpieczenia może za pomocą kontraktu CDS zabezpieczyć ekspozycję kredytową na podmiot referencyjny lub *de facto* zająć krótką pozycję w ryzyku kredytowym. Przyjmuje się, że druga z tych możliwości ma miejsce wówczas, gdy nabywca CDS nie ma ekspozycji na podmiot referencyjny, uzyskanej na przykład przez zakup obligacji (wówczas jest to określane jako tzw. „naga” lub niepokryta pozycja w CDS, ang. *naked CDS position*) lub jego ekspozycja jest mniejsza od wartości, na którą opiewa kontrakt CDS (jest to określane również jako „nadubezpieczenie”). Tym samym kontrakt CDS pozwala, co do zasady, ubezpieczyć ryzyko, którego się nie ponosi, co odróżnia go od polisy ubezpieczeniowej. Inną różnicą jest to, że sprzedawcy CDS nie obowiązują wymogi kapitałowe jakim podlegają towarzystwa ubezpieczeniowe. Drugą z popularnych analogii dla CDS jest zakład między stronami kontraktu co do prawdopodobieństwa wypłacalności podmiotu referencyjnego. Brak wystąpienia niewypłacalności oznacza „wygraną” dla wystawcy CDS, a wystąpienie niewypłacalności – „wygraną” dla nabywcy.

Nabywca oraz wystawca CDS uzgadniają w momencie transakcji premię płaconą w trakcie umowy. Premia ta jest także określana mianem spreadu i jest wyrażana jako roczny procent wartości nominalnej (ang. *notional amount*) obligacji referencyjnej. Płatność premii przyjmuje najczęściej postać rat kwartalnych 20 dnia ostatniego miesiąca kwartału (marca, czerwca, września i grudnia). W uproszczonym podejściu teoretycznym spread CDS powinien być równy spreadowi kredytowemu, czyli różnicy rentowności obligacji referencyjnej oraz stopy wolnej od ryzyka.

Wraz z upowszechnieniem się postanowień ISDA² Master Confirmation Agreement, powyższy tzw. spread konwencjonalny, który może być różny dla każdego kontraktu, zyskał określenie spreadu nominalnego (ang. *par spread*) lub godziwego (ang. *fair spread*) i przestał pełnić rolę kwotowania rynkowego CDS. Został on zastąpiony przez stały kupon. W nowym formacie obowiązują ustalone standardowe spready (por. Tabela 1.1) wraz z płatnością z góry (ang. *up-front*), która wynika z faktu, że spread nominalny może się różnić od standardowego.

² Ang. *International Swaps and Derivatives Association* – organizacja uczestników rynku instrumentów pochodnych mająca siedzibę w Nowym Jorku. Głównym osiągnięciem organizacji jest opracowanie dokumentu Master Agreement, umowy ramowej ustalającej standardy obsługi transakcji na rynku OTC instrumentów pochodnych. Obecnie ISDA koncentruje się na obsłudze i rozwijaniu infrastruktury operacyjnej rynku derywatów, wskazując jako pozostałe obszary działania redukcję ryzyka kredytowego kontrahenta i zwiększanie przejrzystości na rynku.

Jeżeli na przykład spread godziwy wynosi 140 pb, wówczas standardowa premia 100 pb jest za niską ceną ubezpieczenia, stąd nabywca jest zobowiązany do dopłaty z góry przy zawarciu kontraktu pewnej rekompensaty³. *Up-front* staje się nową konwencją kwotowania CDS. Organizacje ISDA i Markit zapewniają standardowe narzędzia do konwersji spreadów konwencjonalnych na kupon wraz z płatnością *up-front*. Wielkość płatności kuponowej jest określona następującym wzorem [ISDA 2011]:

$$\frac{C}{360} \cdot D \cdot N \quad 1.1$$

gdzie C oznacza roczny standardowy kupon wyrażony w procentach, D – liczbę dni w okresie odsetkowym, N – wartość nominalną.

Tabela 1.1. Założenia w modelu standardowym ISDA dla kalkulacji przepływów w trakcie trwania kontraktu SCDS.

Region	Staly kupon (w punktach bazowych)	Stopa odzysku dla długu zwykłego	Stopa odzysku dla długu podporządkowanego
Europa Zachodnia	25 / 100 / 300* / 500 / 750* / 1000	40%	20%
Kraje rozwijające się Europy i Środkowego Wschodu (EMEA)	100 / 500	25%	25%
Kraje rozwijające się Ameryki Południowej	100 / 500	25%	25%
Azja (bez Japonii)	100 / 500	40%	20%
Japonia	25 / 100 / 500	35%	15%
Oceania (Australia i Nowa Zelandia)	100 / 500	40%	20%

Uwaga: Gwiazdką (*) oznaczono kupony używane w kompresji pozycji CDS między stronami.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie ISDA <http://www.cdsmodel.com/cdsmodel/fee-computations.html> [dostęp 1.01.2016].

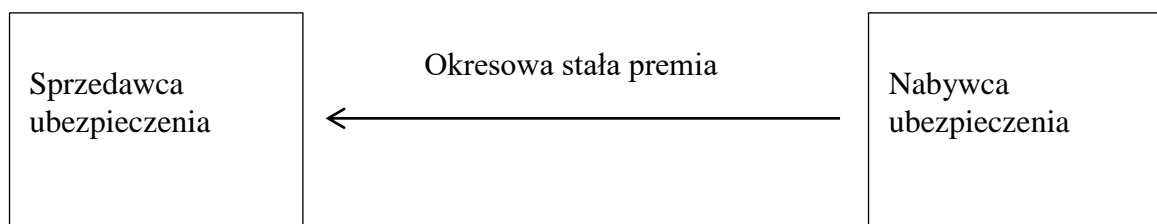
Płatności premii na rzecz sprzedającego odbywają się do zakończenia kontraktu lub do momentu wystąpienia zdarzenia kredytowego, w zależności od tego, która sytuacja ma miejsce wcześniej. W przypadku zdarzenia kredytowego rozliczenie może mieć formę fizycznej dostawy (ang. *physical delivery*), kiedy sprzedawca CDS wypłaca nabywcy wartość nominalną instrumentu referencyjnego w zamian za jego fizyczną dostawę. Alternatywą jest rozrachunek w postaci gotówkowej. Wówczas wypłacana jest różnica między wartością nominalną pomniejszoną o wartość odzysku, która jest ustalana na podstawie ankiety wśród

³ Jeżeli z kolei spread godziwy jest mniejszy niż 100 pb, wówczas to wystawca CDS płaci *up-front*.

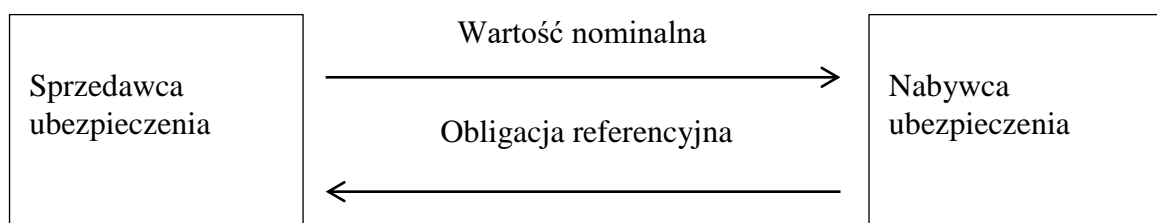
dealerów swapowych w pewnym odstępie czasu po wystąpieniu zdarzenia kredytowego. Wykres 1.1 przedstawia przepływ środków między sprzedawcą a nabywcą ubezpieczenia w przypadku zastosowania fizycznej dostawy obligacji.

Wykres 1.1. Płatności w swapie ryzyka kredytowego.

Do momentu wystąpienia zdarzenia kredytowego:



W momencie wystąpienia zdarzenia kredytowego:



Źródło: Opracowanie własne na podstawie [Sundaram i Das 2011].

Wartość odzysku w stosunku do wartości nominalnej jest określana mianem stopy odzysku (ang. *recovery rate*, *RR*). Standardową praktyką jest obecnie przyjmowanie założeń odnośnie RR określonych w Tabeli 1.1. W przypadku SCDS wystawionych na polskie obligacje skarbowe praktyką rynkową jest przyjmowanie RR równej 25%.

O ile u zarania handlu CDS fizyczna dostawa była często spotykaną formą rozliczenia, to obecnie dominuje rozliczenie gotówkowe, które upowszechniło się wraz z wprowadzeniem *Master Confirmation Agreement*. Jest to spowodowane tym, że pewna część pozycji CDS jest pozycjami „nagimi”, a wartość nominalna CDS przekracza wartość emisji długu. W tych uwarunkowaniach wymóg fizycznej dostawy w przypadku zdarzenia kredytowego powodowałby nagły wzrost popytu nabywców CDS na obligacje referencyjne, w celu przedstawienia ich wystawcom kontraktów, a niedopasowanie popytu do sztywnej podaży skutkowałoby znacznymi wzrostami cen, które należałoby określić jako „sztuczne”. Wówczas niektórzy nabywcy ubezpieczenia prawdopodobnie nie byłiby w stanie skorzystać z niego z powodu niemożności zakupu obligacji. Mechanizm aukcji stanowi tym samym bardziej

uporządkowany sposób postępowania w przypadku wystąpienia zdarzenia kredytowego, gdyż nie zaburza wyceny obligacji.

Dużą rolę w standaryzacji kontraktów CDS pełni ISDA. Jednym z ważniejszych osiągnięć organizacji jest wypracowanie definicji zdarzenia kredytowego. Zgodnie z definicjami, następujące sześć sytuacji może zostać zakwalifikowane jako zdarzenie kredytowe [IOSCO 2012]:

1. Bankructwo podmiotu referencyjnego.
2. Przyspieszenie spłaty obligacji referencyjnej (ang. *obligation acceleration*) – polegające na uzyskaniu przez obligację statusu wymagalności, najczęściej w wyniku niewypłacalności podmiotu referencyjnego, *przed* terminem, w którym w innych okolicznościach obligacja taki status by uzyskała.
3. Niewypłacalność obligacji referencyjnej (ang. *obligation default*) – mająca miejsce w sytuacji, gdy obligacja nabywa możliwość bycia określoną jako wymagalna w wyniku niewypłacalności podmiotu referencyjnego przed terminem, w którym w innych okolicznościach obligacja status taki by nabyła.
4. Brak uiszczenia przez podmiot referencyjny płatności związanej z obligacją (ang. *failure to pay*).
5. Repudiacja/moratorium – polegające na nieuznaniu przez podmiot referencyjny płatności związanych z obligacją.
6. Restrukturyzacja – polegająca na pogorszeniu warunków dla obligatariuszy (np. wydłużenie terminu spłaty, *haircut*⁴) wiążąca wszystkich wierzycieli (wyłączone są przypadki dobrowolnej restrukturyzacji).

Zdarzeniem kredytowym w odniesieniu do SCDS jest zazwyczaj sytuacja opisana w punktach 4-6. Ang i Longstaff [2013] zwracają jednak uwagę na następujące różnice w specyfice SCDS względem CDS wystawianych na przedsiębiorstwa w kontekście procedury postępowania przy wystąpieniu zdarzenia kredytowego:

1. Prowadzenie „postępowanie upadłościowego”. Wierzyciele przedsiębiorstwa mogą domagać się jako zadośćuczynienia jego aktywów. Kraje, w razie niewypłacalności, *de facto* nie zwykły zobowiązywać się wydania aktywów.

⁴ Termin rozumiany jako pomniejszenie wartości rynkowej lub nominalnej obligacji będącej przedmiotem restrukturyzacji.

2. Kraje są chronione koncepcją suwerenności. Immunitet ten w zasadzie nie pozwala na pozywanie ich przez indywidualnych inwestorów⁵.
3. Proces postępowania w wypadku niewypłacalności kraju jest bardzo złożony. Restrukturyzacja długu państwa jest przedsięwzięciem specyficznym i nie ma wypracowanego ogólnego mechanizmu w tej kwestii.

Fakt wystąpienia zdarzenia kredytowego jest określany przez *Determinations Committee*, organ powołany do życia 2009 r. przez organizację ISDA, na wniosek dowolnego uczestnika rynku. Komitet określa także sposób przeprowadzenia aukcji określającej cenę obligacji po wystąpieniu zdarzenia kredytowego.

Poza wystąpieniem zdarzenia kredytowego znane są również inne sposoby zamknięcia ekspozycji na ryzyko kredytowe w kontrakcie CDS. Pierwszym z nich jest nowacja, instytucja polegająca na zastąpieniu co najmniej jednej ze stron kontraktu innym podmiotem. W procesie nowacji jeden z podmiotów przejmuje zobowiązania pierwotnej strony kontraktu, po uzgodnionej cenie. Druga możliwość jest związana z klauzulą, w której, na skutek bankructwa jednej ze stron, kontrakt zostaje zakończony. Trzeci sposób wynika z mechanizmów kompresji nakierowanych na wyeliminowanie zbędnych kontraktów przez pozycje przeciwstawne. Te same podmioty, które były stronami w pierwotnym kontrakcie, mogą zawrzeć pozycje przeciwstawne lub też jedna ze stron może zawrzeć pozycję przeciwstawną z podmiotem trzecim. Różnica względem nowacji polega na tym, że pierwotny kontrakt nie ulega rozwiązaniu. Ponadto mechanizm kompresji, w którym uczestniczy trzeci podmiot, przyczynia się do powstania sieci wzajemnych powiązań i wzrostu ryzyka kredytowego kontrahenta. Ostatnim, bardziej naturalnym, sposobem jest zakończenie kontraktu przez obopólną zgodę stron. Wówczas jedna ze stron płaci wartość rynkową kontraktu drugiej ze stron. Zaletą tego podejścia jest to, że unika się w nim możliwych przyszłych sporów prawnych, na przykład wokół zdarzenia kredytowego.

Niewypłacalności kraju towarzyszy najczęściej deprecjacja waluty, stąd w celu uniknięcia korelacji między zmianą wartości waluty a kosztem ubezpieczenia, kontrakt CDS jest najczęściej denominowany w innej walucie niż obligacja referencyjna. Odmianą CDS denominowanego w tej samej walucie, co obligacja referencyjna, jest *quanto* CDS, który jest zwykle kwotowany z dyskontem w relacji do klasycznego CDS. Spread *quanto* CDS względem klasycznego CDS odzwierciedla ryzyko deprecjacji waluty kraju ulegającego niewypłacalności.

⁵ Jak wskazuje przypadek Argentyny w 2014 r., czy Peru w 2016 r. – procesy takie jednak zdarzają się.

1.2. Powstanie rynku i przyczyny rozkwitu handlu ryzykiem kredytowym.

Ryzyko kredytowe towarzyszy działalności gospodarczej od wieków, jednak instrumenty pochodne zabezpieczające przed nim pojawiły się i rozwinęły dopiero pod koniec ubiegłego stulecia. Można wskazać kilka tego przyczyn [Sundaram i Das 2011]:

1. Pojawienie się ilościowych metod analizy portfelowej zwróciło uwagę inwestorów posiadających portfele kredytowe. Techniki optymalizacji portfeli kredytowych wymagały jednak płynnych rynków, w celu umożliwienia inwestorom zajmowania krótkich i długich pozycji, podczas gdy rynki kredytowe nie były wówczas dostatecznie rozwinięte. Pochodne kredytowe umożliwiły optymalizację portfeli kredytów i pożyczek za pomocą syntetycznych pozycji.
2. Znaczny wzrost emisji długu. Do 1970 r. agencja S&P opublikowała ratingi zaledwie ośmiu krajów, natomiast w 2007 r. liczba ta wzrosła do 116. Dynamicznemu wzrostowi emisji towarzyszyło jednak pogorszenie jakości kredytowej długu.
3. Pojawienie się instytucji poza- i parabankowych oferujących pożyczki na rynku spowodowało spadek zysków i jakości portfeli kredytowych banków. Pochodne kredytowe były naturalną odpowiedzią na potrzebę pozbycia się niechcianego ryzyka kredytowego.
4. Pojawienie się regulacji prawnych, w szczególności Bazylei III i wymogów kapitałowych.

Derywaty kredytowe zostały przedstawione po raz pierwszy jako instrument pochodny przez organizację ISDA w 1992 r. Jak przypuszcza Tett [2009], pierwsza transakcja, w której doszło do przeniesienia ryzyka kredytowego za wynagrodzeniem, została zawarta prawdopodobnie pod koniec 1994 r. pomiędzy bankiem inwestycyjnym JPMorgan a Europejskim Bankiem Odbudowy i Rozwoju (EBOR). Bank inwestycyjny przeniósł wówczas ryzyko kredytowe firmy Exxon na EBOR. Transakcja mogła dojść do skutku dzięki obopólnym korzyściom z niej wynikającym. JPMorgan udzielił wówczas dużej linii kredytowej Exxonowi, która mocno obciążyla limity kredytowe banku i spowodowała konieczność utworzenia znacznej rezerwy kapitałowej. Bank poszukiwał więc sposobności scedowania ryzyka kredytowego bez jednoczesnej sprzedaży pożyczki dla Exxona, gdyż sprzedaż taka nadwyrężyłaby zaufanie klienta, któremu została udzielona. EBOR był tymczasem zainteresowany transakcją ze względu na posiadanie dużych możliwości kredytowych. Jednocześnie transakcja ta, postrzegana jako mało ryzykowna ze względu na ograniczone ryzyko kredytowe Exxona, zwiększała zyskowność EBORu dostarczając

stabilnego strumienia premii. Mniej więcej w tym samym czasie, jak podaje Tett [2009], JPMorgan zawarł podobny kontrakt z Citibankiem, w którym pozbył się ryzyka kredytowego zawartego w obligacjach rządowych Belgii, Włoch i Szwecji. Były to prawdopodobnie pierwsze transakcje typu SCDS.

Kontrakty SCDS były na tyle cenione przez inwestorów, że wypierały inne instrumenty służące zabezpieczeniu ryzyka kredytowego i spekulacji. Skinner i Nuri [2007] wskazują, że SCDS wystawione na obligacje Brady'ego Brazylii, Meksyku i Argentyny zastąpiły z czasem kontrakty *futures* na te obligacje. Brak zainteresowania inwestorów zmusił Chicago Mercantile Exchange do wycofania z obrotu kontraktów *futures*, mimo iż miało to miejsce w 2001 r., kiedy percepcja ryzyka kredytowego na rynkach finansowych była wysoka i należałoby się spodziewać dużego zainteresowania tymi instrumentami. Skinner i Nuri [2007] sugerują, że przyczyną tego procesu były lepsze własności SCDS jako instrumentów zabezpieczających przed ryzykiem. Kontrakty SCDS z czasem osiągnęły większą efektywność jako element strategii zabezpieczających.

Atrakcyjność CDS jako instrumentu redukującego koncentrację ryzyka kredytowego w instytucjach kredytowych dostrzegli także nadzorcy rynków finansowych. Ich specyficzna konstrukcja sprawiła jednak, że w Stanach Zjednoczonych ani SEC (ang. *U.S. Securities and Exchange Commission*), ani CFTC (ang. *U.S. Commodity Futures Trading Commission*), instytucje o charakterze nadzorczym względem rynku finansowego, nie były zainteresowane monitorowaniem tego segmentu rynku finansowego. Można argumentować, że brak regulacji i rozmycie odpowiedzialności pomiędzy regulatorów przyczyniły się do dynamicznego rozkwitu handlu CDS. Dopiero eskalacja kryzysu finansowego w 2008 r. ujawniła niebezpieczeństwa z tym związane. Zgodnie z ankietą przeprowadzoną przez agencję ratingową Fitch [2011] wśród szerokiego grona uczestników rynku, wzrost zainteresowania SCDS w ostatnich latach wynikał z przekształcenia się globalnego kryzysu finansowego w kryzys zadłużeniowy w strefie euro, mimo iż obserwowano wysoką niepewność odnośnie związaną z regulacjami.

Zgodnie z pierwotnym celem SCDS, jego nabywca pozbywa się ekspozycji na ryzyko kredytowe podmiotu referencyjnego pomimo posiadania w bilansie instrumentu wyemitowanego przez ten podmiot. Instrument ten pozwala zatem na zabezpieczenie ekspozycji kredytowej na podmiot referencyjny, redukując tym samym koncentrację kredytową oraz uwalniając linie kredytowe. Bank pozbywający się ryzyka kredytowego podmiotu referencyjnego może chcieć jednak zachować ryzyko stopy procentowej związane z pożyczką, więc nie pozbywa się pożyczki *per se*. Ponadto, zabezpieczenie pozycji

kredytowej pozwala zredukować kapitał, jaki bank jest zobowiązany przez regulacje bazylejskie utrzymywać w związku z udzieloną pożyczką. Jako motyw zabezpieczenia może być uznany także fakt nabycia kontraktu w celu uniknięcia niekorzystnych zmian cen w odniesieniu do innych instrumentów, skorelowanych z SCDS. Niektórzy uczestnicy rynku zabezpieczają się w ten sposób przed zmianami w szeroko pojętych perspektywach gospodarczych kraju, które mają odzwierciedlenie w ich portfelach złożonych z obligacji, akcji i walut. Gdy nabywca kontraktu nie posiada jednak obligacji, która mogłaby zostać przedstawiona wystawcy w razie wystąpienia zdarzenia kredytowego, wówczas pozycja w SCDS, jak wskazano wcześniej, jest określana jako „naga”⁶. Wykorzystanie swapu jako instrumentu spekulacyjnego umożliwi nabywcy zajęcie pozycji w wypadku negatywnej oceny kredytowej podmiotu referencyjnego, tzw. krótkiej pozycji kredytowej lub krótkiej pozycji w ryzyku kredytowym (ang. *short credit*), poprzez zakup ochrony w oczekiwaniu na wzrost ceny zabezpieczenia przed ryzykiem kredytowym podmiotu referencyjnego.

Wystawca SCDS przyjmuje natomiast ekspozycję na podmiot referencyjny bez konieczności zakupu obligacji referencyjnej. W tym kontekście SCDS daje wystawcy możliwość dywersyfikacji portfela kredytowego przy redukcji kosztów pokrycia pożądanej pozycji kredytowej, pełniąc rolę tzw. syntetycznej pożyczki. Wystawca SCDS może tym samym osiągnąć zysk w związku z danym instrumentem nie posiadając tego waloru *per se*. Motyw spekulacyjny umożliwi więc zajęcie długiej pozycji kredytowej w oczekiwaniu na spadek ceny zabezpieczenia przed ryzykiem kredytowym podmiotu referencyjnego. Pozycja taka może zostać dopasowana do pożądanego okresu jej utrzymywania (np. gdy na rynku dostępne są tylko obligacje o zapadalności 2-letniej, a wystawca chce uzyskać ekspozycję 5-letnią). Fundusze hedgingowe, banki i zarządzający portfelami często są jednocześnie zarówno nabywcami, jak i wystawcami SCDS. Może być to element strategii gry na relatywne zmiany w wiarygodności kredytowej dwóch krajów, które odzwierciedlają się w spreadach kredytowych.

Mimo iż w transakcji CDS przenoszone jest przede wszystkim ryzyko kredytowe podmiotu referencyjnego, to strony wchodzące w transakcję przyjmują także ekspozycję na kontrahenta. Nabywca SCDS przyjmuje ryzyko kredytowe wystawcy, a wystawca – nabywcy.

W rezultacie problemów płynnościowych wystawcy i jednoczesnego wystąpienia zdarzenia kredytowego, nabywca ryzykuje brakiem wypłaty wartości nominalnej pomniejszonej

⁶ Od 2012 r. na rynku europejskim zabronione jest zajmowanie „nagich” pozycji w CDS. Szczegóły zakazu zostały przedstawione w punkcie 1.6 pracy.

o wartość odzysku. Z kolei problemy płynnościowe nabywcy SCDS mogą skutkować utratą płatności premiowych.

1.3. Wybrane szanse i zagrożenia związane z popularyzacją instrumentu.

Derywaty kredytowe pozwalają na oddzielenie ryzyka kredytowego od innych rodzajów ryzyka występującego na rynku finansowym. Pozwala to inwestorom na zarządzanie ryzykiem kredytowym w oderwaniu od, na przykład, ryzyka rynkowego zmiany wyceny instrumentu. Jest to tym samym przykład działania nowoczesnych rynków finansowych wydzielających poszczególne elementy ryzyka, co pozwala handlować nim na coraz bardziej wyspecjalizowanych rynkach hurtowych i łączyć w produkty bardziej odpowiadające zapotrzebowaniu inwestorów [Rule 2011].

Niewątpliwą zaletą swapów ryzyka kredytowego jest umożliwienie oceny wiarygodności emitentów papierów dłużnych, alternatywnej wobec ocen nadawanych przez agencje ratingowe. Częstotliwość ich kwotowań, w przypadku niektórych walorów nawet śróddzienna, jest wielokrotnie większa od poddawanych weryfikacji zazwyczaj raz na kilka miesięcy ratingów kredytowych, co umożliwia szybszą ocenę wiarygodności kredytowej. Ponadto instrumenty te można traktować jako uzupełniające narzędzie oceny ryzyka, o charakterze rynkowym. Jest ono ważną alternatywą, gdyż to sami inwestorzy w procesie rynkowego ustalania cen wyrażają opinie o ryzyku kredytowym podmiotów referencyjnych. Tak rozumiane CDS są instrumentami zwiększającymi efektywność, transparentność i elastyczność rynków finansowych. Ze względu na płynność rynku i szybkość dostosowań cenowych swapy są w stanie szybciej uwzględniać napływające informacje. Bezpośrednią konsekwencją jest zmniejszenie niepewności odnośnie poziomu ryzyka kredytowego podmiotów referencyjnych. Potwierdza to badanie [Ismailescu i Phillips 2015] dla swapów wystawionych na obligacje skarbowe, w którym dowodzi się, że inicjacji handlu CDS towarzyszy wzrost efektywności rynku długu, który zaczyna szybciej uwzględniać napływające informacje. Ponadto następuje obniżenie kosztów emisji długu, zwłaszcza krajów o niskiej ocenie wiarygodności kredytowej.

Ważnym aspektem zwiększenia efektywności rynku jest redukcja kosztów transakcyjnych. Jeden kontrakt CDS może zastąpić trudną do replikacji w niektórych uwarunkowaniach, wynikających na przykład z niedostatecznego rozwoju rynku finansowego, transakcję na rynku kasowym. Przykładem może być bardziej naturalna możliwość uzyskania krótkiej pozycji w ryzyku kredytowym danego kraju. Tym samym

aktywność spekulacyjna może być oceniana jako pozytywna także dla emitentów długu, gdyż ułatwia i zwiększa efektywność wyceny nowych emisji poprzez redukcję niepewności z tym związanej.

Kontakty CDS są produktami oferującymi teoretycznie dowolną zapadalność. Oznacza to, że w wybranym momencie uczestnik rynku może kupić lub sprzedać ochronę ubezpieczeniową na uzgodniony w umowie termin, najczęściej od 6 miesięcy do nawet 30 lat. W przypadku SCDS na obligacje skarbowe Polski, krzywa spreadów obejmuje standardowo terminy od 6 miesięcy do 10 lat z najbardziej płynnym terminem 5-letnim⁷. Rynek kasowy tego nie umożliwia. Obligacje są emitowane w mniej regularnych odstępach czasowych, a ich zapadalność zmniejsza się wraz z upływem czasu [Augustin 2014].

Powyższe zalety, jak wskazują Revoltella, Mucci i Mihaljek [2010], są jednak charakterystyczne dla kontraktów CDS w normalnych warunkach rynkowych. W okresach podwyższonej awersji do ryzyka efektywność informacyjna swapów może być ograniczona. Wiąże się to z oligopolistyczną strukturą rynku, na którym dominuje mała liczba dużych podmiotów charakteryzujących się koncentracją i powiązaniem kapitałowymi. W okresach tych następuje często również istotny spadek płynności CDS. Wówczas swoboda wyboru zapadalności CDS może być w wielu przypadkach iluzoryczna, gdyż handel koncentruje się wprawdzie w wyżej wskazanych tenorach, ale największy dotyczy CDS o tenorze 5-letnim.

Powyższa oligopolistyczna struktura rynku sprzyja występowaniu asymetrii informacyjnej i zjawiska *insider tradingu*. Banki udzielające kredytu podmiotom referencyjnym posiadają prywatną informację na temat zdolności kredytowej tych podmiotów, którą mogą skonsumować na rynku swapów ryzyka kredytowego. Na przykład bank X, posiadający informację o pogarszającej się zdolności kredytowej firmy Y może wykorzystać tę informację kupując ochronę za pomocą CDS od podmiotu Z posiadającego mniejszą, ograniczoną do informacji publicznie dostępnej, informację, na temat podmiotu Y. Istnienie *insider tradingu* na rynku CDS potwierdza badanie Achary i Johnsona [2007]. Skalę problemu potęguje fakt, że w badaniu tym stwierdzono *insider trading* jednostronny, to znaczy mający miejsce tylko w przypadku posiadania prywatnej informacji o pogarszającej się zdolności kredytowej podmiotu referencyjnego. Tym samym na straty narażeni są głównie kontrahenci sprzedający ochronę ubezpieczeniową. Świadomość zagrożenia jednostronnym *insider tradingiem* na badanym rynku może podnosić premię żadaną w swapie.

⁷ Nie wyklucza to możliwości zawarcia kontraktu na bardziej niestandardowy termin, jeżeli strony kontraktu to uzgodnią.

Z faktem, iż na dany podmiot referencyjny wystawiony zostaje kontrakt CDS, wiążą się także konsekwencje dla tego podmiotu *per se*. Pogląd zwolenników ograniczenia „nagich” SCDS sprowadza się do tego, że rynki swapów ryzyka kredytowego mogą okazać się destabilizujące, a oczekiwania spekulantów – działać jak samospełniające się prognozy. W konsekwencji emitent długu może stać się niewypłacalny tylko dlatego, że premia za ryzyko kredytowe została ustalona na zbyt wysokim poziomie, uniemożliwiając rolowanie długu.

Problem ten sprowadza się w zasadzie do określenia kierunku przyczynowości między rynkiem kasowym długu a rynkiem pochodnych kredytowych. Calice, Chen i Williams [2013] wskazują, że w okresie kryzysu zadłużeniowego w strefie euro to SCDS były determinantą rentowności papierów skarbowych, a komponent płynnościowy SCDS zawarty w spreadzie transakcyjnym bid-ask istotnie wpływał na spread kredytowy zawarty dochodowości obligacji skarbowych. Wnioski te są zgodne z badaniami Delatte, Gexa i López-Villavicencio [2012] oraz Coudert i Gexa [2013] dotyczącymi zależności między rynkiem obligacji i SCDS dla grupy krajów strefy euro. Wyniki powyższych badań sugerują, że rynek kasowy ma dominującą rolę tylko w przypadku krajów rdzenia strefy euro w okresach spokojnych. W przypadku krajów peryferyjnych, zarówno w okresach spokojnych, jak i kryzysowych, to SCDS pełnią wiodącą rolę w procesie ustalania cen. Autorzy podsumowują, że w okresie największych turbulencji na rynkach finansowych SCDS mogą pełnić zatem rolę wehikułu służącego spekulacji na pogorszenie się wiarygodności kredytowej kraju, a interakcje między krótką sprzedażą obligacji i kupnem SCDS mogą się nasilać. Istotne znaczenie wydaje się mieć to, że w wyniku działalności spekulacyjnej na rynku SCDS może dojść do wzrostu kosztów obsługi długu danego kraju przy *nowych* emisjach obligacji.

Z drugiej jednak strony badanie Criado i in. [2010] na zlecenie Komisji Europejskiej nie potwierdza powyższych wniosków podkreślając wysoką bieżącą korelację między rynkiem długu i SCDS i brak wiodącej roli żadnego z nich w dłuższym okresie czasu. Badania przeprowadzone na zlecenie instytucji europejskich ([Criado i in. 2010], [Schroeder i in. 2011]) także bądź nie potwierdziły jakoby kontrakty SCDS powodowały wyższe koszty obsługi długu państw członkowskich Unii Europejskiej, bądź *explicite* wskazały, że ograniczanie płynności rynku przyczynia się do wzrostu tych kosztów⁸.

⁸ Subrahmanyam, Tang i Wang [2014] dowodzą z kolei, dla rynku korporacyjnych CDS, że po rozpoczęciu handlu kontraktem CDS ryzyko kredytowe podmiotu referencyjnego ma tendencję do wzrostu. Ponadto podmioty z aktywnym rynkiem CDS częściej ogłaszają bankructwo. Według autorów przyczyna tego związana

O ile względna swoboda wyboru terminu ochrony ubezpieczeniowej w transakcji CDS jest zaletą, to nie eliminuje ona ryzyka bazy czy niedopasowania posiadanego instrumentu kasowego do specyfikacji CDS [Mengle 2007]. Nie zwalnia to zatem kontrahentów od zwracania uwagi na wiele aspektów o charakterze technicznym.

Jak wskazały doświadczenia ostatniego kryzysu finansowego, zbyt duża koncentracja ryzyka w jednym podmiocie może prowadzić do poważnych konsekwencji o charakterze systemowym w przypadku wzrostu prawdopodobieństwa wystąpienia zdarzenia kredytowego wielu podmiotów i jego korelacji, co ma miejsce w okresach kryzysowych. Przykładem mogą być problemy amerykańskiej grupy ubezpieczeniowej AIG (ang. *American International Group*), która występowała w zasadzie tylko w charakterze sprzedawcy ochrony, realizując strategię rozszerzenia podstawowej działalności ubezpieczeniowej na ryzyko kredytowe podmiotów referencyjnych. Spadek cen nieruchomości w Stanach Zjednoczonych w 2008 r. spowodował konieczność uwzględnienia tego zjawiska w obniżonej wycenie portfela hipotecznych listów zastawnych (ang. *mortgage-based security*) posiadanego przez AIG, co skutkowało obniżką ratingu kredytowego firmy i żądaniem dodatkowego zabezpieczenia przez kontrahentów CDS. AIG stanęła u krawędzi niewypłacalności u progu kryzysu finansowego ze względu na dużą wartość niezabezpieczonych pozycji w CDS. Problem ten dotyczył także innych podmiotów, szybko zyskując charakter systemowy ze względu na sieć powiązań handlowych i kapitałowych dużych instytucji finansowych.

1.4. Rozwój rynku i charakterystyka jego uczestników.

Bank Rozrachunków Międzynarodowych (ang. *Bank for International Settlements, BIS*) prowadzi szczegółowe statystyki dotyczące rynku OTC (ang. *over-the-counter market*, rynek pozagiełdowy) instrumentów pochodnych⁹. Wartość nominalna jest najczęściej stosowaną miarą do oceny wielkości rynku. Określa ona wartość nominalną nabytej ochrony kredytowej i jest używana do określenia wielkości okresowych płatności kuponowych. Powodem popularności tej miary jest jej stałość w czasie trwania kontraktu oraz porównywalność do rynku kasowego. BIS publikuje dane o wartościach nominalnych brutto i netto. Wartość nominalna brutto określa sumę wartości CDS nabytych, co odpowiada

jest z wykorzystaniem CDS jako zabezpieczenia ekspozycji na dany podmiot. Wówczas pożyczkodawca niejako „sprzyja” bankructwu podmiotu referencyjnego w tym większym stopniu, im większa jest wypłata z CDS ponad spłatę zadłużenia wraz z odsetkami. Postawa ta może objawiać się w usztywnieniu stanowiska negocjacyjnego w procesie restrukturyzacyjnym. Opisany problem znajduje swoje odzwierciedlenie w zwiększonej premii CDS.

⁹ W ostatnich latach, w związku z inicjatywami mającymi na celu przeniesienie handlu CDS na platformy elektroniczne, BIS rozpoczął monitorowanie także tego segmentu rynku.

w przybliżeniu sumie wartości sprzedanych. Każdy kontrakt jest liczony pojedynczo, co oznacza brak podwójnego liczenia CDS nabytych i sprzedanych. Z kolei wartość nominalna netto to wartość netto ochrony nabytej przez nabywców netto¹⁰. Tym samym uwzględnia ona fakt, zgodnie z którym dany podmiot może być, w różnych kontraktach, jednocześnie nabywcą i sprzedawcą CDS dotyczącego tego samego podmiotu referencyjnego. Wartość nominalną brutto można interpretować jako wielkość rynku w kategoriach ryzyka kontrahenta, gdyż sumuje ona wartość wszystkich zwartych transakcji. Wartość nominalna netto będzie wówczas stanowiła wielkość rynku w kategoriach realokacji ryzyka kredytowego, gdyż określa maksymalny transfer pieniężny między nabywcami netto ochrony a wystawcami netto ochrony, który wystąpiłby w przypadku wystąpienia zdarzenia kredytowego w odniesieniu do wszystkich podmiotów referencyjnych przy stopie odzysku równej zero¹¹.

Bardziej obrazowa niż wielkość absolutna rynku instrumentu pochodnego jest jego wielkość względem rynku kasowego. Jak wskazuje raport IOSCO [2012], wartość nominalna brutto SCDS stanowi średnio 5% wartości nominalnej rynku obligacji, a wartość netto – zaledwie 0,5%. W odniesieniu do CDS wystawionych na banki wielkości te są zbliżone (odpowiednio 9% i 0,7%), a w odniesieniu do instrumentów wystawionych na firmy niefinansowe – dużo mniejsze (odpowiednio blisko 120% i 8%). W odosobnionych przypadkach rynek swapów kredytowych może być bardziej płynny od rynku kasowego [Stulz 2010], co może wynikać z trzech charakterystyk CDS:

1. Standaryzacji ułatwiającej wycenę.
2. Możliwości zabezpieczania nie tylko obligacji podmiotu referencyjnego, ale też innych strumieni płatności, w szczególności pożyczkowych, tego podmiotu.
3. Łatwości zajęcia krótkiej pozycji w instrumencie w porównaniu z rynkiem kasowym.

Poza wartością nominalną w ujęciu względnym i bezwzględnym znaczenie ma także ich dynamika w czasie, która obrazuje rozwój rynku. Z danych BIS [2015] wynika, że na koniec pierwszej połowy 2015 r. wielkość rynku kontraktów SCDS wystawionych na pojedyncze podmioty (ang. *single name*), mierzona wartością nominalną brutto kontraktów nabytych, wynosiła 1,5 bln USD, co stanowiło 28% szerokiego rynku *single name* CDS

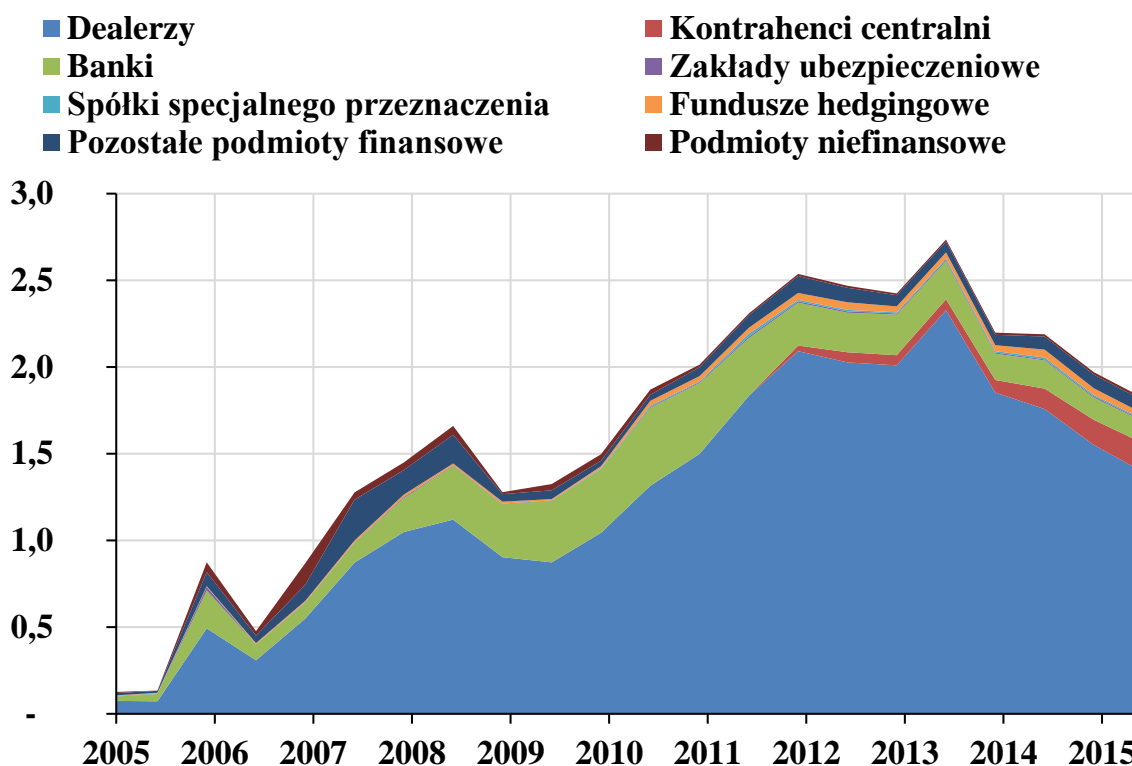
¹⁰ Jest to jednocześnie wartość ochrony zapewnionej przez wystawców netto.

¹¹ Założenie o jednoczesnym wystąpieniu zdarzenia kredytowego w odniesieniu do wszystkich podmiotów i braku jakiegokolwiek wartości odzysku są jednak na tyle nierealne, że traktowanie wartości nominalnej jako miary ryzyka w całym systemie finansowym nie znajduje uzasadnienia. Wartość ta odzwierciedla przypadek ekstremalny, mający miejsce przy szczególnie niekorzystnym obrocie spraw, oznaczający w zasadzie całkowite załamanie się systemu finansowego.

(poza kontraktami na podmioty będące krajami uwzględniającego ponadto kontrakty wystawione na firmy finansowe i niefinansowe), szacowanego na 6,4 bln USD i jednocześnie mniej niż 1% całego rynku OTC instrumentów pochodnych, w którym największy udział mają pochodne na stopę procentową. Większą część rynku CDS stanowiły kontrakty wystawione na firmy, w tym finansowe (24%), jak i niefinansowe (48%).

Na Wykresie 1.2 przedstawiono zmiany w czasie wielkości rynku swapów ryzyka kredytowego wystawionych na kraje, w podziale na rodzaje podmiotów będących stronami kontraktów. Można zauważyć wzrost wielkości rynku w latach 2004-2013. W tym czasie wartość nominalna nabytych kontraktów zwiększyła się ze 124 mld USD na koniec 2004 r. do 2,734 bln USD na koniec pierwszej połowy 2013 r. Procesowi temu sprzyjały problemy zadłużeniowe niektórych krajów, zarówno wschodzących, jak i rozwijających się. Część z nich poniosła ciężar pomocy finansowej instytucjom finansowym, a część doświadczyła problemów z odpływem kapitału z rynków długu i wzrostem kosztów finansowania. Wspólną konsekwencją był wzrost percepcji ryzyka kredytowego rzeczonych krajów, co zwiększyło popyt na ochronę ubezpieczeniową, względnie zwiększyło popyt spekulacyjny.

Wykres 1.2. Wartość nominalna brutto nabytych kontraktów SCDS (w bln USD) przez poszczególnych uczestników rynku w latach 2005-2015.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie statystyk rynku OTC instrumentów pochodnych BIS dostępnych na stronie <http://www.bis.org/statistics/derdetailed.htm> [dostęp 1.03.2016].

Jak wskazuje ISDA [2011], ważną przyczyną wzrostu wielkości rynku SCDS we wspomnianym okresie do 2013 r. były regulacje bazylejskie, które narzucają na banki konieczność zabezpieczenia ekspozycji na ryzyko kredytowe kraju. Ma to znaczenie na przykład przy transakcjach z instytucjami kraju, z którymi wchodzi one w transakcje. Regulacje Bazylea III zwiększają wymogi kapitałowe na ryzyko kredytowe kontrahenta, wprowadzając między innymi dodatkowy wymóg kapitałowy (tzw. *CVA capital charge*) mający uwzględnić ryzyko strat związanych z wyceną *mark-to-market* na skutek pogorszenia się jakości kredytowej kontrahenta, odzwierciedlonej na przykład w rozszerzeniu się jego spreadów kredytowych. Wzrost wielkości rynku wynikał przede wszystkim ze wzrostu popytu na ochronę ubezpieczeniową ze strony tych podmiotów, które zawierały z państwami transakcje swapujące płatności ze stopą stałą na płatności ze stopą zmienną.

Zgodnie z regulacjami Bazylei II i III, bank jest zobowiązany przypisać określoną wagę do ryzyka kraju. W przypadku podejścia standardowego (ang. *Standardised Approach*) bank może polegać na ratingu kredytowym, który przypisuje zerowe ryzyko tylko krajom o ratingu od AAA do AA-. W przypadku zastosowania wewnętrznych systemów oceniających (ang. *Internal Ratings-Based, IRB*), wagi ryzyka wynikają z prawdopodobieństwa niewypłacalności i straty w tej okoliczności, które to wielkości mogą być ekstrahowane ze spreadów SCDS. BIS sugeruje, żeby krajowi nadzorcy zachęcali do stosowania IRB, co może przyczyniać się do większego zainteresowania kontraktami SCDS.

Największy udział we wzroście rynku w pierwszej fazie jego rozwoju mieli dealerzy zobowiązani do raportowania transakcji oraz banki. W późniejszym okresie, od połowy 2013 r. obserwuje się jednak spadek wartości nominalnych, do 1,821 bln USD na koniec pierwszej połowy 2015 r., czyli o 34% w stosunku do wskazanego maksimum w 2013 r. Sprzyjały temu między innymi zakaz zawierania niepokrytych transakcji na rynku SCDS oraz ustanie obaw o bankructwa krajów w strefie euro.

Jednocześnie istotnym wyznacznikiem zmniejszania się wielkości rynku był proces kompresji polegający na zamykaniu zbędnych kontraktów między stronami przed zapadalnością. Konsekwencją kompresji był spadek wartości nominalnych brutto przy braku zmian wzajemnych pozycji kredytowych stron. Zasadnicza różnica między kompresją a nettingiem polega na tym, że w procesie kompresji następuje faktyczne zamknięcie kontraktu, co redukuje problemy prawne w przypadku niewypłacalności jednej ze stron, podczas gdy netting *de facto* ukrywa wartość zawartych kontraktów. Największy spadek wartości nominalnych wynikający z procesu kompresji miał miejsce w latach 2008-2009, co jest widoczne także w przejściowym zmniejszeniu się rynku w tym okresie. Economist

[2009] podaje, że TriOptima, jedna z największych firm dostarczających usługi kompresji kontraktów, dokonała w 2008 r. kompresji instrumentów pochodnych kredytowych o wartości 30 bln USD, będących przede wszystkim instrumentami indeksowymi.

Duże znaczenie dla struktury podmiotowej rynku CDS miał także proces upowszechniania się transakcji rozliczanych z wykorzystaniem kontrahenta centralnego (ang. *central counterparty*, *CCP*). Podłożem spadku wielkości rynku był kryzys finansowy zapoczątkowany w roku 2008 r., w którym kredytowe instrumenty pochodne odegrały ważną rolę. Większość inicjatyw regulacyjnych przyczyniających się do spadku obrotów na tych rynkach miała na celu zwrócenie większej uwagi na ryzyko kredytowe kontrahenta i przejrzystość rynku. Udział kontrahentów centralnych w rynku zaznacza się od 2012 r. i staje się znaczący dwa lata później. W połowie 2015 r. w strukturze podmiotowej uczestników rynku 76% stanowili dealerzy swapowi zobowiązani do raportowania transakcji, 9% – kontrahenci centralni, 7% – banki, 4% – pozostałe podmioty niefinansowe, a 2% – fundusze hedgingowe. Pozostałe podmioty, w tym zakłady ubezpieczeniowe, spółki specjalnego przeznaczenia i podmioty niefinansowe miały marginalny udział w rynku.

Ponad 72% istniejących kontraktów CDS ma zapadalność od roku do pięciu lat, 20% stanowią kontrakty o zapadalności krótszej niż rok, a ponad 7% – kontrakty o zapadalności dłuższej niż pięć lat. Mogłoby się wydawać, że najwięcej kontraktów powinno być wystawionych na podmioty o niskim, nieinwestycyjnym ratingu. Tymczasem 69% kontraktów jest wystawionych na podmioty o ratingu od AAA do BBB, czyli o ratingu inwestycyjnym. Może to być związane z faktem, że papiery o ratingu nieinwestycyjnym nie mogą być składnikiem większości portfeli funduszy inwestycyjnych i innych podmiotów. Tym samym podmioty te nie są zainteresowane zabezpieczaniem pozycji na rynku kasowym obligacji. Pozostałą część rynku stanowią kontrakty, gdzie podmiot referencyjny ma rating nieinwestycyjny (22%) lub nie ma ratingu kredytowego (8%).

Rynek CDS jest w dużej mierze umiędzynarodowiony. Zaledwie 24% transakcji jest zawieranych między podmiotami pochodzącymi z tego samego kraju. W podziale geograficznym 65% kontraktów transgranicznych jest zawieranych przy udziale strony mającej siedzibę w europejskim kraju rozwiniętym, a 27% przy udziale strony ze Stanów Zjednoczonych. Pozostałe kraje mają marginalny udział w rynku CDS. Podmioty z Polski nie są aktywnymi uczestnikami rynku CDS.

Dane transakcyjne obejmujące blisko 95% populacji kredytowych instrumentów pochodnych pozwalają Chen i in. [2011] wnioskować o partycypacji w rynku CDS. W okresie maj-lipiec 2010 r. średnia dzienna liczba uczestników wynosiła 100 podmiotów

w przypadku *single-name* CDS i 135 podmiotów w przypadku produktów indeksowych. Częstotliwość zawierania transakcji była jednak znacznie mniejsza. Większością *single-name* CDS handlowano co najwyżej raz dziennie, a tylko najbardziej płynne kontrakty podlegały obrotowi ponad 20 razy dziennie, aczkolwiek aktywność wzrastała wraz z częstością napływu informacji na temat określonego podmiotu referencyjnego. Dla kontrastu, liczba transakcji najbardziej płynnymi produktami indeksowymi wynosiła średnio ponad 100 dziennie. Autorzy wskazują, że wielkość pojedynczej transakcji dla CDS to średnio 5 mln USD, choć w przypadku SCDS wielkość ta była znacznie większa, dla indeksów wynosząc średnio 25 mln USD. W strukturze walutowej przeważały kontrakty denominowane w dolarze amerykańskim (63%) i w euro (35%).

Powyższe statystyki są zgodne z konstatacją, że obrót SCDS jest bardziej skoncentrowany niż w przypadku CDS wystawionych na inne podmioty referencyjne. Dotyczy on mniejszej liczby podmiotów przy wyższej płynności rynku [Packer i Suthiphongchai 2003].

1.5. Konsekwencje reformy infrastruktury rynku instrumentów pochodnych.

W 2009 r. na szczycie w Pittsburghu liderzy krajów grupy G20 uzgodnili szereg działań służących poprawie funkcjonowania rynków instrumentów pochodnych. Miało to na celu zwiększenie przejrzystości ekspozycji, poprawę praktyki zarządzania ryzykiem, w szczególności w odniesieniu do ryzyka kredytowego kontrahenta i zarażania wynikającego z wzajemnych powiązań uczestników rynku. Główne kierunki proponowanych zmian w deklaracji grupy G20 [2009] można podsumować następująco:

1. Handel wystandaryzowanymi kontraktami powinien zostać przeniesiony z rynków OTC na rynki giełdowe lub platformy elektroniczne.
2. Wystandaryzowane kontrakty powinny być rozliczane przy udziale CCP.
3. Kontrakty handlowane na rynku OTC powinny być raportowane do repozytoriów handlowych.
4. Na kontrakty nierozliczane centralnie (bez udziału CCP) powinny zostać nałożone dodatkowe wymogi kapitałowe.

Historycznie rozwój CDS był związany z rynkiem OTC. Zaletą kontraktów zawieranych w ten sposób była możliwość dostosowania każdej transakcji do potrzeb obydwu stron, niejako „uszczenie transakcji na miarę”. Jednak grupa G20 uznała, że rynek regulowany powinien być preferowanym dla CDS, ponieważ zmniejsza asymetrię informacyjną wśród

uczestników. Upublicznienie informacji związanych z transakcją powinno oddziaływać w kierunku poprawy procesu kształtowania cen. Ze względu na publikację tych informacji w czasie rzeczywistym, korzyści powinny być odczuwalne w również procesie zarządzania ekspozycją na ryzyko kredytowe.

W październiku 2013 r. handel wystandaryzowanymi SCDS rozpoczął się na platformach elektronicznych określanych mianem *Swap Execution Facilities* (SEF). Platformy te udostępniają księgi zleceń w celu zmaksymalizowania przejrzystości handlu, a także przekazują informację o zawartych transakcjach do repozytoriów handlowych. Z przeniesieniem handlu CDS na rynki regulowane wiąże się udział CCP w transakcji. Podmiot ten stanowi stronę w każdej transakcji, jest więc zarówno nabywcą, jak i wystawcą CDS. Celem tego zabiegu jest przede wszystkim zmniejszenie ryzyka kredytowego kontrahenta. CCP gwarantuje bowiem wykonanie kontraktu, nawet jeżeli druga strona transakcji staje się niewypłacalna. Pojawienie się kontraktów z wykorzystaniem CCP i dynamiczny wzrost ich udziału w ogólnej liczbie kontraktów notuje się od 2009 r. Jednak z upowszechnieniem się CCP na rynku wiążą się również zagrożenia. Koncentracja ryzyka w tych instytucjach powoduje, że będą one traktowane jako systemowo istotne.

Przepisy wchodzące w życie w Stanach Zjednoczonych i strefie euro prowadzą do obowiązku zgłaszania zawartych kontraktów w repozytoriach handlowych. Dotyczy to zarówno kontraktów zawieranych na rynku OTC, jak i na rynkach regulowanych. Repozytoria umożliwią zbieranie informacji, przechowywanie i udostępnianie ich odpowiednim podmiotom (np. nadzorującym rynki finansowe). Największe repozytoria dla instrumentów pochodnych kredytowych to DTCC (ang. *Depository Trust & Clearing Corporation*), CME Group i ICE Trade Vault. Europejskie rozporządzenie EMIR (ang. *European Market Infrastructure Regulation*) narzuca od 12 lutego 2014 r. obowiązek raportowania transakcji na rynku instrumentów pochodnych dokonywanych przez firmy do repozytoriów transakcji zarejestrowanych przez Europejski Urząd Nadzoru Giełd i Papierów Wartościowych. Obowiązek dotyczy zarówno transakcji dokonanych na rynku regulowanym, jak i poza nim. W Polsce usługi repozytorium świadczy Repozytorium Transakcji w KDPW (KDPW_TR), choć ze względu na brak zainteresowania krajowych podmiotów rynkiem CDS, ma to znaczenie głównie dla derywatów stopy procentowej i walutowych.

Nadzorczy stają jednak przed problemem koordynacji przepisów, który jest istotny ze względu na fakt, zgodnie z którym większość kontraktów jest zawierana przez podmioty z różnych krajów. Ponadto globalne banki operują w wielu krajach za pomocą podmiotów zależnych, a handel jest rozproszony między wiele centrów. Przepisy ustawy Dodd-Franka

z 2010 r. są uznawane za bardziej restrykcyjne od ich europejskich odpowiedników (EMIR, MiFID). Jednocześnie amerykańska komisja CFTC utrzymuje, że zgodnie z jej przepisami musi być zawierany każdy kontrakt, którego stroną jest amerykański podmiot, każdy kontrakt zawierany w Stanach Zjednoczonych, a także każdy kontrakt, przy którego zawarciu, negocjacji lub wykonaniu uczestniczył pracownik zatrudniony w Stanach Zjednoczonych. Stwarza to możliwości arbitrażu polegające na wycofywaniu gwarancji dla zagranicznych podmiotów zależnych od podmiotów amerykańskich w celu ich podlegania pod mniej restrykcyjne przepisy kraju goszczącego (na przykład europejskiego). Proces ujednocniania przepisów nie został jeszcze ukończony.

Należy podkreślić, że obowiązek rozliczania się przy udziale CCP dotyczyć ma tylko kontraktów wystandaryzowanych. IMF [2010] szacuje, że około 1/3 wszystkich kontraktów CDS jest niewystandaryzowana, więc nadal może być zawierana bilateralnie. Celem skłonienia uczestników rynku do standaryzacji, na niewystandaryzowane kontrakty będą nakładane wyższe wymogi kapitałowe.

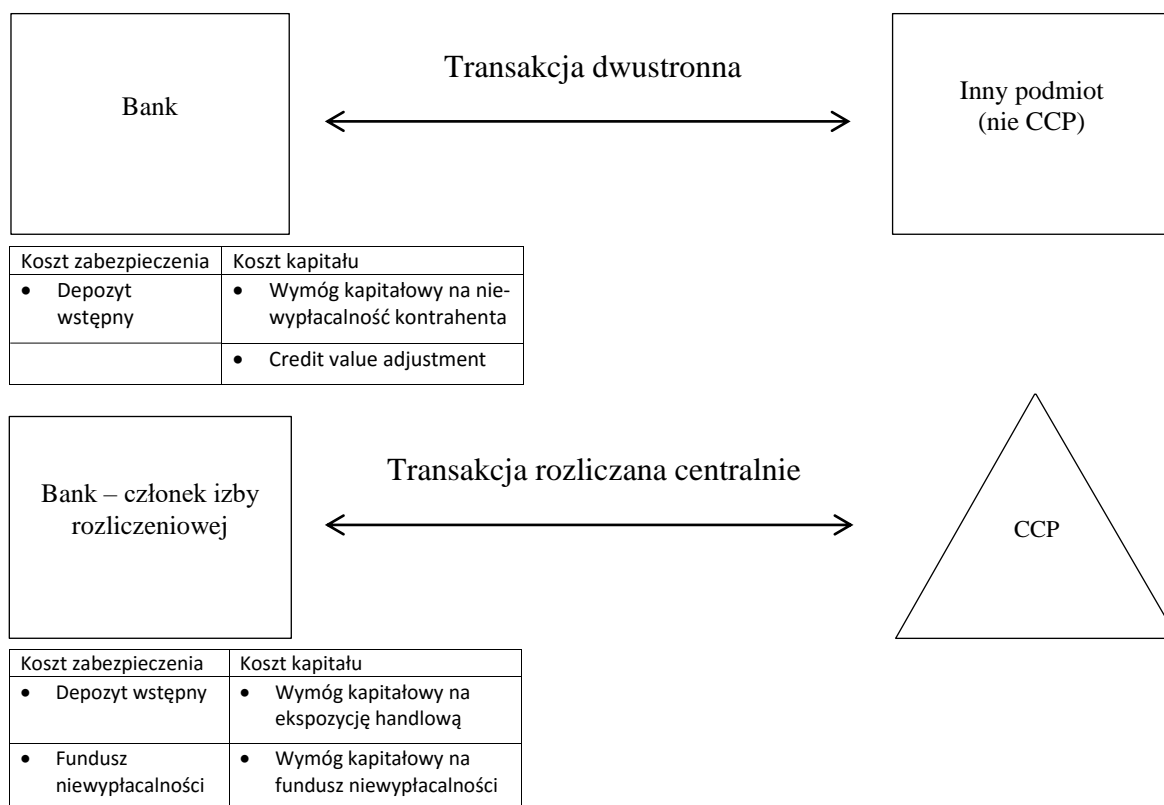
W analizie BIS [2013] przedstawiono różnice w koszcie dla banku między bilateralnym rozliczaniem transakcji a rozliczaniem przy udziale CCP, które są pochodną reformy rynku instrumentów pochodnych. W obydwu przypadkach ponoszony jest koszt kapitału, jak i koszt zabezpieczenia (Wykres 1.3). Bank wchodzący w transakcję dwustronną ponosi koszt zabezpieczenia w postaci depozytu wstępnego oraz koszt kapitału wynikający z ryzyka kredytowego kontrahenta. Bazylea III narzuca dwa odrębne wymogi kapitałowe – na ryzyko niewypłacalności, mający pokryć ewentualną stratę wynikającą z niewypłacalności kontrahenta, i CVA (ang. *credit value adjustment*), dostosowanie wynikające ze straty spowodowanej wyceną rynkową (ang. *mark-to-market*) przy wzroście spreadu kredytowego kontrahenta.

Inaczej wygląda sytuacja banku wchodzącego w transakcję rozliczaną centralnie. Do kosztu zabezpieczenia dodawane jest obciążenie na fundusz niewypłacalności. Z kolei koszt kapitału składa się z dwóch elementów – wymogu kapitałowego na ekspozycję handlową i wymogu kapitałowego na fundusz niewypłacalności. Pierwszy z nich odnosi się do ryzyka niewypłacalności CCP. Drugi wynika z ryzyka niewypłacalności innego członka izby rozliczeniowej, w wyniku którego bank traci wkład do zasobów izby rozliczeniowej.

Porównanie tych kosztów prowadzi do konkluzji, że dla instrumentów pochodnych koszty transakcji dwustronnej mogą być znacznie wyższe niż transakcji rozliczanej centralnie. Główna różnica wynika z wysokiej wartości CVA i wymogu na niewypłacalność kontrahenta, który jest wielokrotnie wyższy w transakcji dwustronnej. W reprezentatywnym scenariuszu

raport BIS [2013] wskazuje, że stosunek kosztów w transakcji bilateralnej względem rozliczanej centralnie może wynosić w przybliżeniu 3:1.

Wykres 1.3. Porównanie kosztów ponoszonych przez bank w transakcji dwustronnej i rozliczanej centralnie.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie BIS [2013].

Wyższe koszty ponoszone przez banki w wyniku reformy rynku instrumentów pochodnych mogą być przenoszone do sfery realnej gospodarki w formie wzrostu kosztu pośrednictwa finansowego, co może prowadzić do spadku aktywności gospodarczej. Z kolei główna korzyść powinna wynikać z ograniczenia utraconego produktu spowodowanego kryzysami finansowymi. Reforma przyczynia się bowiem do spadku prawdopodobieństwa wystąpienia kryzysów finansowych. W raporcie BIS [2014] oszacowano efekt netto tych dwóch czynników dla gospodarki w długim okresie po pełnym wdrożeniu reformy i pełnym ujawnieniu się jej efektów. W scenariuszu bazowym korzyść oszacowano na 0,16% globalnego PKB. Wielkość tą otrzymano jako iloczyn prawdopodobieństwa kryzysu finansowego niższego o 0,26 pp. i wartości bieżącej skutków kryzysu szacowanej na 60% PKB. Z kolei koszty wynikają z wyższego kosztu kapitału i zabezpieczenia w wyniku

reformy, które przekładają się na wzrost o 0,08 pp. kosztu kredytu w gospodarce, co implikuje spadek PKB o 0,04%. Efekt netto oszacowano zatem na 0,12% PKB. Co istotne, raport BIS wskazuje, że w scenariuszach alternatywnych, różniących się skalą przeniesienia rozliczania instrumentów pochodnych centralnego względem bilateralnego, również korzyści przewyższają koszty uzasadniając zwiększenie wysiłków na rzecz implementacji reformy.

Popularyzacja rozliczania centralnego oddziałuje na zmniejszenie się wielkości rynku CDS, co zasygnalizowano w Podrozdziale 1.4. Ze względu na wzrost ceny zabezpieczenia kontraktów rozliczanych niecentralnie w porównaniu z kontraktami rozliczanych centralnie niektórzy uczestnicy rynku mogą poszukiwać alternatyw w zabezpieczaniu ryzyka kredytowego, a rynek OTC może ulegać zmniejszeniu. Kaya [2015] przedstawia wyniki badania, z którego wynika, że dwiema głównymi determinantami rozliczania centralnego są płynność i zmienność CDS. CCP przyjmują głównie wysoce płynne kontrakty o niskiej zmienności. Pierwsza z powyższych charakterystyk jest wymagana dla efektywnego i szybkiego uporządkowania portfela niewypłacalnego członka CCP, a zmienność spreadów CDS wymaga częstych zmian w depozycie zabezpieczającym. Stąd, mimo wzrostu udziału kontraktów rozliczanych centralnie (obecnie ok. 20% instrumentów nieindeksowych CDS, jak szacuje raport [FSB 2014], co oznacza wzrost z 5% w 2010 r.), dalszy wzrost rynku CCP może być spowolniony, gdyż najbardziej płynne i najmniej zmienne kontrakty mogły już zostać przeniesione do CCP. Jednocześnie jednak coraz większa baza literaturowa wydaje się potwierdzać korzystny wpływ CCP na płynność rynku. Loon i Zhong [2014] wskazują, że wzrost przejrzystości charakterystyczny dla CCP skutkuje wzrostem płynności i aktywności uczestników rynku. Z kolei Slive, Witmer i Woodman [2012] raportują spadek spreadów bid-ask i wzrost liczby dealerów dostarczających informacji cenowych.

Financial Stability Board (FSB), instytucja koordynująca w skali międzynarodowej prace w dziedzinie regulacji rynków finansowych, została zobowiązana do monitorowania postępów we wprowadzaniu postanowień szczytu w Pittsburghu. Od 2011 r. FSB prezentuje regularne raporty przedstawiające stan implementacji. W raporcie FSB [2014] wskazano, że proces zmian prawnych, będący pierwszym elementem implementacji reformy, zbliża się ku końcowi. Największy postęp został osiągnięty w kwestii wyższych wymogów kapitałowych dla kontraktów rozliczanych bez udziału CCP. W 2014 r. zostały ustalone międzynarodowe standardy w innych kluczowych kwestiach (np. wymogi kapitałowe niezbędne w procesie rozliczania centralnego). W pozostałych kwestiach implementacja reformy postępuje, ale jest rozłożona w czasie na rok 2015 i lata późniejsze. Z kolei nierozwiązane kwestie transgraniczne są nadal przedmiotem wielostronnych konsultacji.

Tymczasem dostępność infrastruktury (platformy elektroniczne, CCP) i jej wykorzystania ulega zwiększeniu w wielu krajach, choć działania mające na celu promowanie handlu na rynkach regulowanych lub platformach elektronicznych są w najmniej zaawansowanym stadium.

1.6. Cele i efekty zakazu zawierania niepokrytych transakcji na rynku europejskim.

W dniu 1 listopada 2012 r. weszły w życie przepisy Komisji Europejskiej (KE), uzgodnione w trakcie polskiej prezydencji, zakazujące zawierania niepokrytych (ang. *naked*) transakcji SCDS przez osoby fizyczne i prawne¹² na terenie UE. Kontrakty, które nie zabezpieczają ekspozycji na dług krajowy¹³ lub aktywów/zobowiązań, których wartość nie jest skorelowana z SCDS nie są dozwolone. Nabywca SCDS jest zobowiązany wykazać w swoim portfelu dług kraju, na który opiewa kontrakt lub przejść tzw. „test korelacji”. Test będzie zweryfikowany pozytywnie w jednym z trzech przypadków:

1. Współczynnik korelacji Pearsona, kalkulowany na danych dziennych, między spreadem SCDS a instrumentem wyniesie co najmniej 70% w okresie ostatnich 12 miesięcy. Jest to tzw. „test ilościowy”.
2. Wykazana zostanie „znacząca korelacja” między SCDS i walorem. Jest to tzw. „test jakościowy”, który przeprowadza się na „odpowiednich danych”.
3. Niektóre transakcje zabezpieczające będą uważane za automatycznie przechodzące test, np. zabezpieczenie przez SCDS długu regionalnego, komunalnego, czy lokalnego, długu przedsiębiorstwa państwowego, kontrolowanego przez państwo lub któremu państwo udzieliło gwarancji, a także długu firmy, której przepływy są generowane w tym państwie lub pochodzą od tego państwa, a firma prowadzi działalność na jego terytorium.

Zgodnie powyższą regulacją KE zabronione jest nabywanie kontraktów SCDS bez jednoczesnej ekspozycji na instrument bazowy. Zamierzeniem regulacji jest likwidacja

¹² Regulacja zawiera także zakaz zawierania transakcji „niepokrytej krótkiej sprzedaży” akcji i długu krajów. W rezultacie krótka sprzedaż jest możliwa wówczas, gdy sprzedający „zlokalizował” instrument przed zawarciem transakcji sprzedaży oraz ma „rozsądną podstawę, żeby oczekiwać”, iż uda mu się pożyczyć instrument.

¹³ Dług krajowy w regulacji rozumiany jest jako instrument dłużny wyemitowany przez UE lub kraj członkowski (jeżeli kraj jest federacją, to również krajów konstytuujących federację), wszystkie ministerstwa lub agencje krajowe, SPV kraju lub kilku krajów emitujące dług w ich imieniu, instytucje finansowe powołane w celu pozyskania finansowania dla krajów doświadczonych przez kryzys zadłużeniowy (np. EFSF, ESM) oraz Europejski Bank Inwestycyjny.

możliwości wystąpienia arbitrażu regulacyjnego, wynikającego z braku harmonizacji przepisów w tej dziedzinie w UE, a także zwiększenie stabilności rynków długu poprzez zmniejszenie ryzyka wystąpienia samospełniających się prognoz. Niepokryte SCDS były często krytykowane za możliwość spowodowania bankructwa kraju tylko dlatego, że koszt obsługi jego długu zostałby ustalony na zbyt wysokim poziomie w konsekwencji aktywności spekulacyjnej na rynku SCDS, przy założeniu, że między spreadami SCDS a rentownościami obligacji istnieje zależność przyczynowo-skutkowa. Przykładem tego miała być Grecja, dla której wielkość rynku SCDS w 2012 r. wynosiła zaledwie 10 mld USD mierzona za pomocą wartości nominalnej, a rynku długu – 400 mld USD. Stąd przypuszczenia, że znacznie mniejszy rynek steruje rynkiem większym.

Wydaje się, że aktywność spekulacyjna na rynku CDS przed wprowadzeniem przepisów KE była wysoka. Niewielka część banków używała CDS do zabezpieczenia portfeli kredytowych. Minton, Stulz i Williamson [2009] wskazują, że jedynie 2% pozycji w CDS banków była używanych do zabezpieczenia, podczas gdy reszta w celach spekulacyjnych. Identyfikując jako spekulację stosunek wartości nominalnej CDS do emisji długu danego podmiotu większy od jedności, Norden i Radoeva [2013] potwierdzają, że na rynku CDS wystawionych na spółki amerykańskie w latach 2008-2012 miała miejsce znacząca spekulacja. Średnia dla zdefiniowanego wyżej wskaźnika spekulacji wyniosła 3,6, przy czym była większa dla firm o większym ryzyku kredytowym, a mniejsza dla dużych i zyskownych firm.

Działalność spekulacyjna nie jest jedynym wyznacznikiem powodu, dla którego występuje popyt na nagie SCDS. Niektóre podmioty mogą poszukiwać zabezpieczenia ekspozycji na rynku obligacji korporacyjnych, dla których płynność kontraktów CDS jest często mniejsza, za pomocą SCDS. Umożliwia to korelacja między wyceną obligacji skarbowych i korporacyjnych, zwłaszcza z elementami gwarancji państwowej w przypadku dużych spółek państwowych. Problem ulega amplifikacji w momentach kryzysowych, kiedy płynność na rynku swapów korporacyjnych może obniżyć się jeszcze bardziej, uniemożliwiając zabezpieczenie ryzyka kredytowego. Stąd potrzeby inwestorów na rynku obligacji korporacyjnych mogą *implicite* powodować wzrost wyceny ryzyka kredytowego kraju, co wydaje się wspierać motywacje regulacyjne zakazujące handlu nagimi SCDS.

Badania empiryczne wskazały, że ocena rezultatów wprowadzenia regulacji jest zróżnicowana. Z jednej strony Kiesel, Lücke i Schiereck [2015] dowodzą, że po wprowadzeniu regulacji spready SCDS, w szczególności krajów dotkniętych w większym stopniu kryzysem zadłużeniowym, kształtowały się w bardziej stabilny sposób, podczas gdy

przed wprowadzeniem regulacji wykazywały tendencję do rozszerzania się. Z drugiej jednak strony, w badaniu przygotowanym na zlecenie Parlamentu Europejskiego Schroeder i in. [2011] wskazują, że przepisy KE mogą mieć jednocześnie znaczne efekty uboczne. Zmniejszając płynność SCDS utrudnią wycenę ryzyka kredytowego. W konsekwencji przepisom zarzucano powodowanie presji na wzrost kosztu ponoszonego przez zabezpieczających pozycje na rynku kasowym i kosztu finansowania w nowych emisjach papierów skarbowych.

Uczestnicy rynku wskazywali, że przepisy KE przyczyniły się w 2012 r. do spadku płynności na rynku SCDS. Według organizacji ISDA [2014] po wprowadzeniu nowych przepisów drastycznie spadła płynność rynku. W przypadku Europy Zachodniej obroty spadły o 50%, a w przypadku Europy Środkowej – o 40%. Przy założeniu, że na rynku pozostałoby tylko zabezpieczający transakcje kasowe, nie byłoby podmiotów gotowych sprzedawać ochronę ubezpieczeniową. Ponadto wydaje się, że ze względu na możliwość wykorzystania innych sposobów do spekulacji na temat ryzyka kredytowego podmiotu referencyjnego (np. za pomocą kontraktów futures na obligacje) przepisy zakazujące handlu nagimi SCDS nie wyeliminują takiej aktywności inwestorów na rynku długu. Ze względu na powyższe wątpliwości odnośnie skuteczności zakazu państwa mają prawo okresowo zawieszać zakaz „nagich” transakcji, gdy stwierdzą, że szkodzi to wycenie obligacji.

1.7. Własności statystyczne i ewolucja w czasie wielkości spreadów SCDS.

W dalszej części pracy badane są spready SCDS o tenorze 5-letnim (5Y). Jak wskazano wcześniej, instrumenty te są najbardziej płynne i najwierniej odzwierciedlają wycenę ryzyka kredytowego kraju. Dane dotyczące spreadów SCDS 5Y pochodzą z serwisu Bloomberg. Przyjmuje się, że jest to najlepsze źródło, gdyż obejmuje wielu kontrybutorów danych, w szczególności największą światową giełdę instrumentów pochodnych CME Group, kwotowania udostępniane przez poszczególnych uczestników rynku oraz kwotowania własne Bloomberg z platformy handlu elektronicznego SwapTrader. Powyższa szeroka baza podmiotowa sprawia, że dane z serwisu Bloomberg charakteryzują się największym pokryciem rynku. Porównując sześć najbardziej popularnych źródeł danych dotyczących CDS w latach 2004-2010, w szczególności GFI, Fenics, Reuters EOD (obecnie Thomson Reuters), CMA, Markit i JPMorgan, Mayordomo, Peña i Schwartz [2014] wskazują, że kwotowania CMA (obecnie dostępne w serwisie Bloomberg) sterują procesem ustalania cen rynkowych. Dodatkowo autorzy wskazują, że różnice między powyższymi bazami danych mają charakter

systematyczny i mogą być wyjaśniane czynnikami technicznymi, płynnością i awersją do ryzyka w skali globalnej. W niniejszej rozprawie rozważano również alternatywne źródła, takie jak Thomson Reuters lub źródła własne poszczególnych uczestników rynku. W porównaniu z danymi z serwisu Thomson Reuters, zakres danych dziennych dotyczących SCDS w okresie 1.01.2000 r. – 31.12.2015 r. dostępnych w serwisie Bloomberg okazuje się jednak o blisko 80% szerszy, co potwierdza wnioski literaturowe i przesądza o wyborze serwisu Bloomberg.

Za podstawowe kryterium doboru podmiotów referencyjnych badania przyjęto obecność w zbiorze DTCC 1000, czyli zbiorze tysiąca najbardziej płynnych kontraktów SCDS. Uzasadnieniem dla takiego doboru próby jest dbałość o wierność odwzorowania potrzeb uczestników rynku w odniesieniu do handlu SCDS. W szczególności zbiór podmiotów zawiera podmioty wchodzące w skład indeksu iTraxx SovX CEEMEA, który obejmuje najbardziej płynne kontrakty handlowane na podstawie dokumentacji dostosowanej do krajów wschodzących, a do którego należą kontrakty wystawione na Polskę. Dostawca indeksu, firma Markit, przy okazji każdej aktualizacji serii lub wersji indeksu przeprowadza ankietę wśród uczestników rynku odnośnie proponowanych zmian w składzie indeksu, co gwarantuje, że skład indeksu odpowiada zapotrzebowaniu poszczególnych uczestników rynku.

Drugim kryterium doboru podmiotów w próbie jest długość szeregów czasowych. Ze względu na stosowane w pracy metody ekonometryczne (w szczególności modele zmienności w Rozdziale 3 i funkcje łączące w Rozdziale 4) niebagatelne znaczenie ma liczba obserwacji w szeregach czasowych. Z początkowego zbioru podmiotów referencyjnych wyeliminowano te, dla których liczba obserwacji kwotowań kontraktów SCDS była mniejsza niż 30% długości próby 2000-2015 dla danych o częstotliwości dziennej. W kolejnych rozdziałach pracy wyeliminowano ponadto zmienne z liczbą obserwacji uniemożliwiającą wiarygodną estymację i wnioskowanie z użyciem danej metody ekonometrycznej.

W celu zobrazowania własności statystycznych szeregów czasowych spreadów SCDS posłużono się następującymi statystykami opisowymi: liczba obserwacji, średnia, mediana, minimum, maksimum, odchylenie standardowe, skośność i kurtoza. Statystyki te dla 48 zakwalifikowanych do badania zmiennych w okresie od 1 stycznia 2000 r. do 31 grudnia 2015 r. zostały zebrane w Tabeli 1.2.

O ile długość próby liczy maksymalnie 4174 obserwacje, to uwagę zwraca różna długość poszczególnych szeregów czasowych. Waha się ona od 1155 obserwacji w przypadku Łotwy do 3904 w przypadku Rosji.

Tabela 1.2. Statystyki opisowe spreadów SCDS w okresie 1.01.2000-31.12.2015.

Skrót nazwy kraju	Podmiot referencyjny	Średnia	Mediana	Maks.	Min.	Odch. stand.	Skośność	Kurttoza	Liczba obs.	KPSS (c)	KPSS (c,t)
ARG	Argentyna	1303,5	901,1	6937,7	182,5	1144,1	1,5	5,4	2492	2,2	0,3
AUS	Australia	62,7	43,0	269,0	1,8	54,6	1,2	3,9	2265	0,8	0,8
BEL	Belgia	63,9	41,7	406,1	2,1	77,9	1,7	5,2	3114	2,4	0,8
BRA	Brazylia	367,4	166,7	3951,5	61,5	528,9	3,8	19,1	3601	3,1	1,0
BUL	Bułgaria	205,2	175,1	699,4	13,2	154,1	0,9	3,3	3720	0,9	0,9
CHI	Chiny	66,6	67,7	276,3	10,0	44,9	1,3	5,4	3100	3,0	0,3
CHL	Chile	75,4	73,7	318,3	12,5	48,2	1,4	6,2	3310	1,3	0,3
COL	Kolumbia	209,5	148,4	850,0	64,7	144,1	1,8	5,9	3339	3,7	0,8
CRO	Chorwacja	212,6	231,9	593,8	15,1	143,0	0,3	2,2	3767	2,7	1,0
CZE	Czechy	78,5	76,5	340,0	5,5	50,2	1,2	6,8	1300	0,9	0,9
DEN	Dania	47,8	32,4	158,2	3,0	36,1	1,4	3,5	1871	1,2	0,5
ESP	Hiszpania	133,2	89,7	642,0	2,6	142,9	1,2	3,7	2973	3,0	1,0
EST	Estonia	141,7	93,5	725,0	56,1	136,5	2,6	9,0	1667	2,8	0,7
FIN	Finlandia	37,4	29,6	90,8	3,7	19,0	1,3	3,4	1571	0,6	0,5
FRA	Francja	46,7	33,6	249,6	1,5	53,2	1,6	5,2	3222	3,1	0,7
GBR	Wlk. Brytania	52,9	52,2	164,8	14,6	29,0	0,7	3,4	1868	3,7	0,3
GER	Niemcy	25,7	18,6	119,2	1,6	25,7	1,4	4,5	3156	2,6	0,9
GRE	Grecja	272,4	14,5	5124,7	5,2	531,4	3,4	19,6	2237	3,8	0,7
HUN	Węgry	183,7	156,9	738,6	9,7	166,5	0,8	2,8	3429	4,0	0,8
IND	Indonezja	211,9	175,8	1248,4	92,3	127,6	3,4	16,8	2448	0,5	0,3
IRL	Irlandia	278,5	167,0	1191,5	5,2	246,5	1,0	2,7	1798	1,8	1,0
ISR	Izrael	103,9	111,9	288,4	16,8	55,7	0,2	2,5	2302	1,9	1,0
JAP	Japonia	42,1	39,3	157,2	2,1	35,9	0,7	2,6	3193	4,2	0,9
KAZ	Kazachstan	219,6	191,0	1625,0	8,0	159,2	5,2	37,0	1548	0,2 *	0,3
KOR	Korea Płd.	84,0	65,0	674,9	13,8	73,2	3,0	14,4	3291	0,8	0,5
LAT	Łotwa	214,2	203,0	552,0	65,0	118,2	0,9	3,2	1155	4,4	0,4
LIT	Litwa	188,3	196,8	384,5	58,0	85,1	0,3	1,7	1164	4,5	0,4
MAL	Malezja	91,9	86,3	491,6	12,3	58,9	1,1	5,5	3420	1,3	0,5
MEX	Meksyk	131,5	113,4	601,2	28,2	76,1	1,9	7,5	3608	0,7	0,4
NET	Holandia	50,2	43,5	139,8	10,5	29,7	1,2	3,5	1860	1,2	0,6
PAN	Panama	153,7	130,8	586,9	61,3	75,9	1,8	6,6	3148	1,5	0,2
PER	Peru	166,8	136,0	605,8	59,7	90,2	2,0	7,1	3156	1,9	0,4
PHP	Filipiny	234,7	178,1	824,8	78,5	143,6	0,9	2,7	3226	5,1	0,6
POL	Polska	82,8	59,5	415,0	7,7	72,1	1,5	5,1	3754	2,7	0,6
POR	Portugalia	229,7	95,4	1526,9	4,0	313,9	1,8	5,4	3262	2,9	0,7
QAT	Katar	87,8	84,6	381,5	10,4	52,7	2,0	9,6	1855	0,5 *	0,6
ROM	Rumunia	208,6	187,3	764,7	17,0	148,1	0,9	3,9	3232	1,1	0,6
RUS	Rosja	268,4	192,5	1113,4	36,9	222,7	1,7	5,2	3904	1,6	0,9
SLK	Słowacja	73,1	56,2	328,2	5,3	65,9	1,5	5,3	3351	1,8	0,6
SLO	Słowenia	176,8	125,3	511,1	4,3	121,3	0,8	2,4	1854	1,7	0,9
SOA	RPA	156,3	160,5	663,3	24,6	80,3	1,1	6,7	3879	1,1	0,5
SWE	Szwecja	25,0	17,5	156,4	1,6	25,9	1,4	5,8	2593	1,7	0,7
THA	Tajlandia	94,6	95,4	489,6	25,4	58,2	1,4	6,6	3104	2,7	0,5
TUR	Turcja	349,3	236,3	1416,9	110,9	267,9	1,7	5,0	3895	4,2	1,0
UKR	Ukraina	934,7	730,0	3950,0	2,0	806,3	1,9	6,1	1613	2,1	0,6
USA	USA	33,0	35,2	65,1	14,8	12,4	0,0	1,7	1568	3,8	0,7
VEN	Wenezuela	1168,5	894,4	7537,0	117,6	1200,0	2,3	8,4	3336	2,6	0,6
VIE	Wietnam	244,0	247,7	730,5	54,3	123,3	0,3	2,8	1590	2,2	0,6

Uwaga: Spready godziwe wyrażone w punktach bazowych. W przypadku testu KPSS: (c) oznacza uwzględnienie stałej w równaniu testowym, (c,t) – uwzględnienie stałej i trendu, gwiazdką (*) oznaczono brak podstaw do odrzucenia H_0 o stacjonarności na poziomie 5%. Prezentowane w tabeli statystyki opisowe odnoszą się do zmiennych niestacjonarnych i podawane są w celach poglądowych.

Źródło: Opracowanie własne.

Różnice w długości szeregów mogą wynikać z kilku czynników. Pierwszym z nich jest jakość źródła danych. W rozprawie przyjmuje się jednak, na podstawie porównania dostępnych baz danych o SCDS, że baza Bloomberg'a zapewnia najszerszy zakres danych. Pozwala to zminimalizować ryzyko błędów i braków w danych. W przypadku kilku podmiotów referencyjnych kwotowania SCDS nie są dostępne w pierwszej części próby ze względu na brak zainteresowania uczestników rynku tym segmentem przed 2008 r. Wraz z dostrzeganiem ryzyka kredytowego krajów i popularyzacją swapów ryzyka kredytowego w połowie ubiegłego dziesięciolecia poprawiała się jakość danych o SCDS dla wielu krajów.

Kolejnym czynnikiem mogącym wpływać na mniejszą liczbę obserwacji dla niektórych podmiotów jest stosunkowo niewielka wartość emisji papierów skarbowych, która mogłyby zostać zabezpieczona za pomocą SCDS, co zmniejsza liczbę zainteresowanych uczestników rynku o podmioty zabezpieczające transakcje na rynku kasowym. Największą liczbą obserwacji charakteryzują się szeregi SCDS dla Rosji i Turcji – krajów o dużych rynkach długu. Jednocześnie jednak kraje posiadające większe rynki długu – Japonia, czy Niemcy, posiadają krótsze szeregi danych. Z jednej strony może to wynikać z traktowania rynków długu tych krajów jako bezpiecznych przystani, do których napływa kapitał spekulacyjny w okresie wzrostu awersji do ryzyka na rynkach finansowych, co zmniejsza zainteresowanie zabezpieczających pozycje na rynku kasowym tych krajów. Z drugiej strony może to być przejawem aktywności spekulacyjnej na rynkach SCDS określonej grupy krajów.

Obrazuje to porównanie między liczbą obserwacji dla Polski i Turcji. W latach 2008-2011 liczba obserwacji dla obydwu podmiotów referencyjnych jest podobna (odpowiednio 1037 i 1040), jednak w podpróbie od początku 2012 r., od kiedy obowiązuje zakaz zawierania niepokrytych transakcji w odniesieniu do Polski, można znaleźć 897 obserwacji dla Polski i o 134 więcej dla Turcji. W tym sensie zakaz zawierania niepokrytych transakcji eliminuje aktywność spekulacyjną, jednak przyczynia się do ograniczenia płynności rynku.

Liczba obserwacji dla polskich spreadów SCDS wynosi łącznie 3754, co plasuje te kontrakty na piątym miejscu w uszeregowaniu względem liczby obserwacji. Wartości średnie spreadów kształtują się na najniższych poziomach w przypadku kontraktów na dług szwedzki (25 pb), niemiecki (25,7 pb) i amerykański (33 pb). Z kolei najwyższe wartości średnie spreadów są obserwowane w przypadku kontraktów na dług argentyński (1303,5 pb), wenezuelski (1168,5 pb) i ukraiński (934,7 pb). Kraje doświadczające kryzysu zadłużeniowego, w tym Argentyna, Ukraina, czy też Grecja, posiadają wyższe średnie wartości spreadów od innych krajów. Wysokie średnie wartości spreadów obrazują wyższą wycenę ryzyka kredytowego tych krajów.

Jak wskazują ostatnie dwie kolumny Tabeli 1.2, spready SCDS uwzględnione w badaniu są niestacjonarne, co potwierdza test KPSS, zarówno w wariancie ze stałą, jak i ze stałą i trendem. Jedynie spready Kazachstanu i Kataru można uznać za stacjonarne w wariancie testu ze stałą. W związku z powyższym, wnioskowanie o momentach rozkładów przeprowadzone zostało dla logarytmicznych stóp zwrotu spreadów¹⁴, które są zmiennymi stacjonarnymi. Statystyki opisowe przedstawiono w Tabeli 1.3.

W 71 proc. przypadków średnia zwrotów spreadów dla danego kraju jest większa od mediany. Z kolei współczynniki skośności są w 76 proc. przypadków dodatnie, co oznacza skośność prawostronną i grubsze prawe ogony rozkładów. W konsekwencji częściej niż wynikałoby to z rozkładu normalnego zmiennej losowej występują wysokie zwroty spreadów. Największą skośnością prawostronną charakteryzują się zwroty spreadów Ukrainy (29,57). Wysokie dla omawianych zmiennych są również wartości kurtozy odpowiadające za spłaszczenie rozkładów. Wartości te we wszystkich przypadkach przekraczają 3, co oznacza, że w porównaniu z rozkładem normalnym rozkłady są leptokurtyczne, ich wykresy wysmukłe, a ekstrema większe niż w przypadku zmiennej losowej o rozkładzie normalnym. Największą kurtozą charakteryzują się spready dla Ukrainy (1005,73), a najmniejszą dla Stanów Zjednoczonych (8,22).

Między minimami a maksimami zmiennych zachodzą duże różnice co do wielkości, co sugeruje znaczną wahlliwość zbioru spreadów SCDS. Największą zmiennością, mierzoną odchyleniem standardowym w próbie, charakteryzują się spready dla Wenezueli (0,1374 pb), a najmniejszą dla Rumunii (0,0314 pb). Zagadnieniu zmienności warunkowej spreadów SCDS poświęcono Rozdział 3.

Wykres 1.4 przedstawia kształtowanie się badanych spreadów SCDS na przestrzeni okresu 1.1.2001 r.-31.12.2015 r. Poszczególne panele wykresu potwierdzają zróżnicowanie pomiędzy wielkością spreadów – różną ocenę poziomu ryzyka kredytowego krajów – jak i zmienność spreadów w czasie. Wydaje się jednak, że można wyróżnić kilka okresów charakteryzujących podobne zachowanie się spreadów. Inspekcja graficzna szeregów czasowych zwraca więc uwagę na przedmiot niniejszej pracy – prawdopodobną heteroskedastyczność i współbieżność zmiennych oraz nasuwa pytania o naturę ich determinant.

¹⁴ Argumenty za wykorzystaniem w badaniu logarytmicznych stóp zwrotu przedstawione zostały w Rozdziale 2.

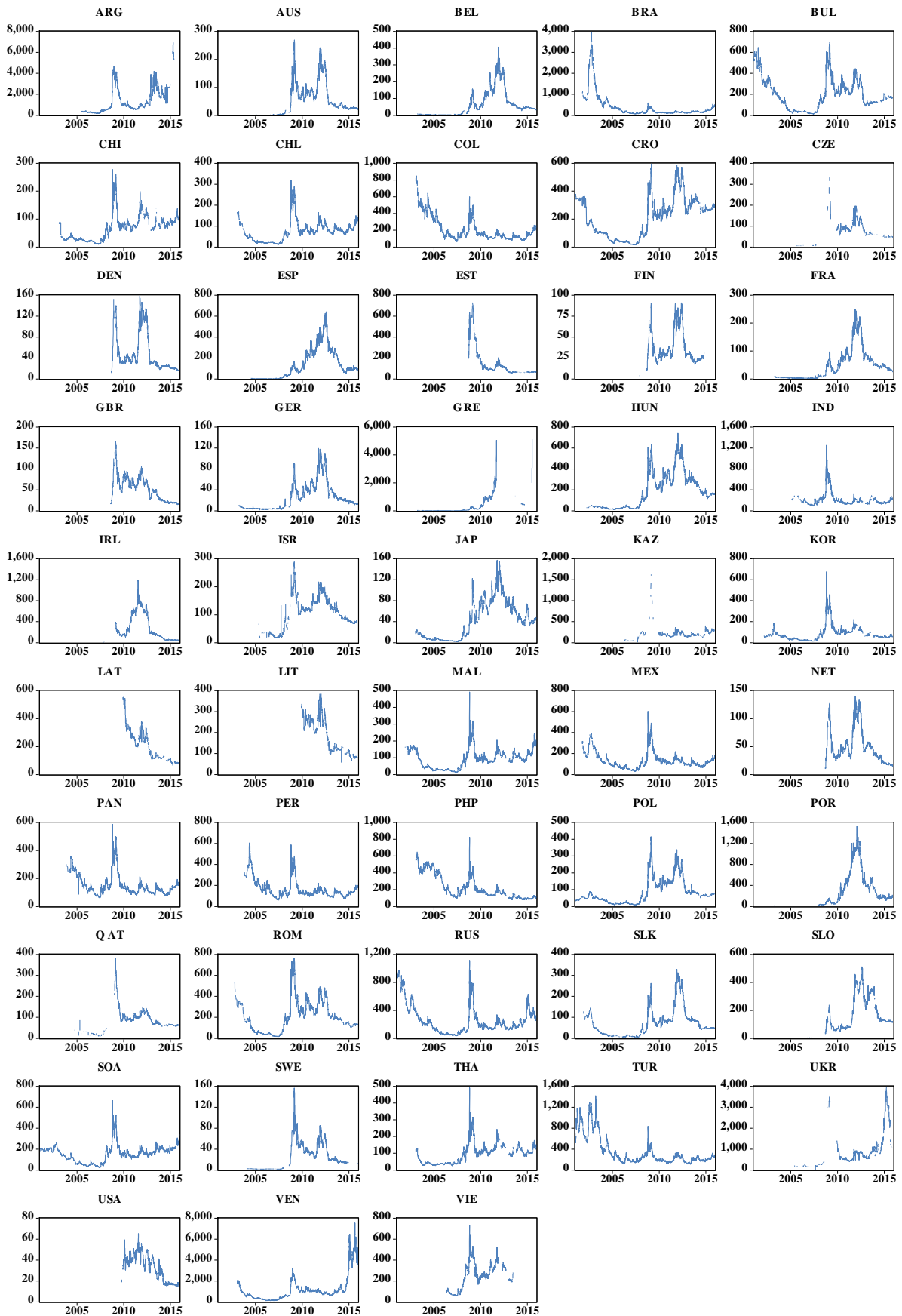
Tabela 1.3. Statystyki opisowe zwrotów logarymicznych spreadów SCDS w okresie 1.01.2000-31.12.2015.

Skrót nazwy kraju	Podmiot referencyjny	Średnia	Mediana	Maks.	Min.	Odech. stand.	Skośność	Kurtoza	Liczba obs.	Stat. Jarque-Bery
ARG	Argentyna	0,0006	0,0000	0,5905	-0,8377	0,0525	-1,6677	54,4048	2467	272766 *
AUS	Australia	0,0010	0,0000	0,5284	-0,4418	0,0607	0,6644	24,9364	2236	44997 *
BEL	Belgia	0,0006	0,0000	1,0131	-1,0131	0,0555	0,4604	92,3793	3025	1007011 *
BRA	Brazylia	-0,0002	-0,0013	0,4048	-0,3726	0,0369	0,3854	17,1826	3537	29731 *
BUL	Bułgaria	-0,0003	0,0000	0,2317	-0,2446	0,0335	0,5569	11,4754	3623	11031 *
CHI	Chiny	0,0004	0,0000	0,5125	-0,6386	0,0455	-0,3501	40,0526	3036	173733 *
CHL	Chile	0,0000	0,0000	0,5407	-0,5501	0,0397	0,4296	34,8226	3261	137698 *
COL	Kolumbia	-0,0003	-0,0011	0,3977	-0,3729	0,0376	0,4410	17,8613	3309	30558 *
CRO	Chorwacja	0,0000	0,0000	0,4237	-0,5261	0,0342	-0,3808	48,0670	3679	311430 *
CZE	Czechy	-0,0008	0,0000	0,5006	-0,5603	0,0528	-0,3058	31,9981	920	32248 *
DEN	Dania	0,0003	0,0000	0,4028	-0,2475	0,0399	1,0184	16,6641	1846	14680 *
ESP	Hiszpania	0,0010	0,0000	0,7555	-0,7555	0,0499	0,1494	44,8206	2950	214987 *
EST	Estonia	-0,0006	0,0000	0,1875	-0,3620	0,0346	-0,5892	15,8232	1571	10855 *
FIN	Finlandia	0,0005	0,0000	0,2877	-0,2152	0,0405	0,6099	9,4878	1553	2820 *
FRA	Francja	0,0006	0,0000	1,3682	-1,3106	0,0873	0,4749	58,2762	3175	404332 *
GBR	Wlk. Brytania	-0,0001	0,0000	0,2361	-0,1774	0,0342	0,1639	8,2235	1842	2102 *
GER	Niemcy	0,0005	0,0000	0,8898	-0,9008	0,0835	-0,1472	35,8466	3089	138874 *
GRE	Grecja	0,0034	0,0000	0,4439	-0,4915	0,0692	0,1631	16,3562	2183	16236 *
HUN	Węgry	0,0005	0,0000	0,3019	-0,2447	0,0394	0,3491	11,8635	3332	10975 *
IND	Indonezja	0,0002	-0,0012	0,4253	-0,4086	0,0435	0,4549	25,0381	2366	47961 *
IRL	Irlandia	-0,0011	-0,0004	0,2681	-0,3269	0,0332	-0,1282	16,8453	1776	14190 *
ISR	Izrael	-0,0008	0,0000	1,6608	-1,7290	0,0680	-1,5382	375,0717	2123	1224677 *
JAP	Japonia	0,0001	0,0000	0,5978	-0,5978	0,0560	0,1328	34,6234	3064	127681 *
KAZ	Kazachstan	-0,0006	0,0000	2,0849	-2,3691	0,0996	-3,3817	407,7651	1260	8603730 *
KOR	Korea Płd.	0,0000	-0,0003	0,3421	-0,4068	0,0397	0,1230	17,0625	3213	26482 *
LAT	Łotwa	-0,0023	0,0000	0,3545	-0,3694	0,0353	-0,1939	31,5047	936	31694 *
LIT	Litwa	-0,0019	0,0000	0,8448	-0,7679	0,0526	1,0413	126,8075	949	606278 *
MAL	Malezja	0,0001	0,0000	0,3674	-0,4144	0,0411	0,3304	16,5864	3338	25734 *
MEX	Meksyk	0,0000	-0,0010	0,4545	-0,2477	0,0365	1,4031	21,0171	3548	49153 *
NET	Holandia	0,0002	0,0000	0,3076	-0,2220	0,0376	0,4943	9,4303	1839	3243 *
PAN	Panama	0,0000	-0,0001	0,7924	-0,8068	0,0385	0,3637	126,2109	3124	1976119 *
PER	Peru	0,0000	-0,0007	0,4800	-0,2282	0,0367	1,2941	19,2053	3130	35122 *
PHP	Filipiny	-0,0002	-0,0008	0,3668	-0,4035	0,0318	0,1653	27,2135	3139	76697 *
POL	Polska	0,0003	0,0000	0,4054	-0,3409	0,0394	0,9268	18,8025	3654	38543 *
POR	Portugalia	0,0009	0,0000	0,4458	-0,4738	0,0508	0,3676	14,1070	3227	16660 *
QAT	Katar	-0,0030	0,0000	0,1955	-0,9184	0,0467	-11,7620	216,9084	1633	3151020 *
ROM	Rumunia	-0,0003	0,0000	0,2419	-0,2112	0,0314	0,1861	11,0475	3155	8532 *
RUS	Rosja	-0,0001	-0,0007	0,4330	-0,2885	0,0375	0,7404	14,5175	3854	21654 *
SLK	Słowacja	0,0001	0,0000	0,5442	-0,6372	0,0483	0,3218	31,2038	3181	105485 *
SLO	Słowenia	0,0008	0,0000	0,4752	-0,4700	0,0417	0,3049	31,6323	1777	60728 *
SOA	RPA	0,0002	0,0000	0,2806	-0,2717	0,0326	0,6017	12,7924	3817	15481 *
SWE	Szwecja	0,0006	0,0000	0,6878	-0,4375	0,0401	2,5992	54,9941	2528	287603 *
THA	Tajlandia	0,0003	0,0000	0,3874	-0,4444	0,0385	-0,0441	26,7185	3005	70439 *
TUR	Turecja	-0,0001	-0,0011	0,2282	-0,2364	0,0328	0,5549	9,7342	3840	7453 *
UKR	Ukraina	0,0040	0,0000	4,6658	-0,5965	0,1374	29,5691	1005,7330	1320	5549338 *
USA	USA	-0,0005	-0,0001	0,2261	-0,2167	0,0366	0,0875	9,9725	1545	3132 *
VEN	Wenezuela	0,0002	-0,0005	0,2379	-0,2536	0,0328	0,2259	9,6929	3305	6197 *
VIE	Wietnam	0,0008	0,0000	0,4031	-0,3211	0,0366	0,9307	26,3232	1544	35218 *

Uwagi: Spready wyrażone w punktach bazowych. W przypadku testu Jarque'a-Bery gwiazdką (*) oznaczono odrzucenie H_0 o normalności rozkładu zmiennej na poziomie 5%.

Źródło: Opracowanie własne.

Wykres 1.4. Szeregi czasowe spreadów SCDS w okresie 1.01.2000-31.12.2015.



Uwaga: Objasnienia skrótów podmiotów referencyjnych – patrz Tabela 1.2. Źródło: Opracowanie własne.

W pierwszej części próby spready wykazują wspólną tendencję do kompresji, ulegając stopniowemu obniżaniu do 2005 r. Najpierw dynamika ruchu spadkowego jest znaczna, gdyż poziomy początkowe są wysokie. Z czasem tempo obniżania się spreadów maleje. W tym czasie rynki finansowe odzyskiwały zaufanie inwestorów po przebicium bańki spekulacyjnej na rynku akcji spółek technologicznych w Stanach Zjednoczonych. Na rynku mieszkaniowym następował z kolei rozkwit, który umożliwiała polityka niskich stóp procentowych Rezerwy Federalnej zachęcająca gospodarstwa domowe do zadłużania się. Towarzyszył temu *boom* na rynku instrumentów pochodnych kredytowych, wspierany niewielkimi ograniczeniami regulacyjnymi i wzrostem zainteresowania tymi instrumentami przez coraz szersze grono uczestników rynku. W literaturze przedmiotu wskazuje się, że procesowi kompresji spreadów kredytowych krajów wschodzących tym okresie sprzyjały następujące trzy czynniki [Baldacci, Gupta i Mati 2011]:

1. Polityka gospodarcza ograniczająca inflację, zmienność produktu i zadłużenie państw.
2. Wyższe ceny surowców i korzystne uwarunkowania płynnościowe zachęcające kapitał portfelowy do napływu do krajów.
3. Rozwój rynków kapitałowych, który umożliwił dywersyfikację ryzyka związanego z funkcjonowaniem łańcuchów produkcyjnych.

W kolejnych latach, do 2007 r., kompresja spreadów znacznie spowolniła, większość kwotowań charakteryzowała się niską zmiennością na przestrzeni czasu, osiągane były minima wielkości spreadów, aż do momentu pierwszych sygnałów problemów w amerykańskim systemie finansowym, które w 2008 r. przerodziły się w kryzys finansowy. Za umowną datę jego rozpoczęcia przyjmuje się często upadek banku inwestycyjnego Lehman Brothers we wrześniu 2008 r.

Od trzeciego kwartału 2008 r. spready wzrastały z dużą dynamiką osiągając szybko maksima w pierwszej części 2009 r., co odzwierciedlało wzrost globalnej percepcji ryzyka kredytowego przedsiębiorstw oraz krajów, które decydowały się na działania antykryzysowe obejmując zadłużenie niektórych podmiotów prywatnych. W tym czasie następował także odwrót od inwestycji w aktywa rynków wschodzących, co pogłębiało wzrosty rentowności obligacji i spreadów kredytowych. Do połowy 2009 r. utrzymywały się wysokie spready między innymi na Węgrzech, do czego przyczyniły się problemy Banku OTP (węg. *Országos Takarékpénztár Bank*) przenoszące się na serię obniżek ratingów kredytowych agencji S&P, Fitch i Moody's między październikiem 2008 r. a marcem 2009 r.

Kryzys finansowy uzyskał miano zadłużeniowego, szczególnie w strefie euro w 2010 r. Za początek uznaje się problemy budżetowe Grecji, która otrzymała międzynarodową pomoc finansową od IMF, EBC i poszczególnych krajów członkowskich strefy euro. Wymusiło to ponowną rewizję percepcji ryzyka kredytowego wśród inwestorów. Przenoszenie się kryzysu na kolejne państwa Unii Europejskiej (Hiszpania, Włochy, Portugalia, Irlandia) i jego kulminacja w 2012 r. utrzymywały spready na wysokim poziomie, szczególnie w krajach bezpośrednio nim dotkniętych. Warto zauważyć, że wiele krajów regionu EMEA (ang. *Europe, Middle East and Africa*) również zmagало się z problemami zadłużeniowymi będącymi pokłosiem kryzysu finansowego. Dotyczy to między innymi Łotwy, czy Słowenii. Polska, mimo iż nie doświadczyła poważniejszych trudności fiskalnych na tle regionu, zwróciła się wraz z Meksykiem i Kolumbią do IMF o elastyczną linię kredytową (ang. *Flexible Credit Line*) dla krajów o stabilnych fundamentach gospodarczych, która w kolejnych latach, nawet po zmniejszeniu się dolegliwości związanych z kryzysem zadłużeniowym w strefie euro, była przedłużana.

Do 2014 r. sytuacja w regionie CEEMEA (ang. *Central and Eastern Europe, Middle East and Africa*) ulegała umiarkowanej normalizacji. Konflikt militarny i zawirowania na rynkach finansowych Rosji i Ukrainy przełożyły się na wzrost ryzyka kredytowego w regionie, zwłaszcza na Ukrainie, która znalazła się w połowie 2015 r. na krawędzi niewypłacalności i stała się beneficjentem międzynarodowej pomocy finansowej.

Wskazane wyżej tendencje były obserwowane także w przypadku polskich spreadów kredytowych. W latach 2001-2004 miała miejsce kompresja spreadów, z poziomu blisko 90 pb do 10 pb. W apogeum kryzysu finansowego spready wzrosły do poziomu maksymalnego 415 pb datowanego na 20 lutego 2009 r., po czym równie dynamicznie obniżyły się, jednak do końca próby nie osiągnęły poziomu sprzed kryzysu. Można to wiązać ze zmianą percepcji ryzyka kredytowego krajów w następstwie kryzysu finansowego. Ponowny wzrost spreadów był widoczny w czasie kryzysu zadłużeniowego w strefie euro w latach 2011-2012, a jego oddalenie się wywołało spadek spreadów do ok. 70 pb, który to poziom, przy mniejszej zmienności, utrzymywał się do końca 2015 r.

1.8. Zmiany wielkości i płynności rynku SCDS.

Przed ostatnim globalnym kryzysem finansowym liczba badań poświęconych zagadnieniu wielkości rynku SCDS była niewielka. Wynikało to z ograniczonego nadzoru nad tym segmentem rynku, czemu towarzyszył brak rozwiniętej sprawozdawczości. Wielkość

rynku SCDS można określić posługując się danymi DTCC, organizacji rejestrującej i rozliczającej transakcje na rynku swapów kredytowych. Firma DTCC dostarcza danych dotyczących wartości nominalnej brutto, netto oraz liczby aktywnych kontraktów z częstotliwością tygodniową. Wartość nominalna brutto jest rozumiana jako suma wartości nominalnej zakupionego ubezpieczenia przez nabywców kontraktów SCDS i tym samym równa sumie wartości nominalnej ubezpieczenia sprzedanego przez wystawiających SCDS.

Pierwsze kompleksowe badanie posługujące się danymi na temat wartości nominalnych netto zostało przeprowadzone dopiero niedawno przez Berga i Streitza [2016]. Posługując się miarą wartości nominalnej netto w relacji do wartości emisji danego kraju i wolumenu handlu w relacji do wartości nominalnej netto autorzy stwierdzają, że wielkość rynku jest większa w przypadku mniejszych krajów, charakteryzujących się wysokim ryzykiem kredytowym i niższym stopniem ochrony praw obligatariuszy. Kraje posiadające najniższy z możliwych ratingów inwestycyjnych mają większe rynki SCDS niż pozostałe kraje, natomiast największe obroty charakteryzują kraje o ratingu niższym od inwestycyjnego. Aktywność na rynku zwiększa się przed decyzjami o obniżce ratingu lub jego perspektywy, potwierdzając, że kontrakty SCDS wykazują tendencję do antycypacji tych wydarzeń. Jednocześnie jednak aktywność ta nie jest związana z zabezpieczaniem pozycji, gdyż wartość nominalna *per saldo* nie wzrasta. Obroty są tym samym związane z realokacją popytu/podaży wśród uczestników rynku.

W Tabeli 1.4 przedstawiono uśrednione wartości nominalne w okresie od 1 listopada 2008 r. do 31 grudnia 2015 r. Wartość nominalna brutto dla badanych krajów wynosiła średnio 41,3 mld USD, przy czym największy był rynek dla Hiszpanii (145,9 mld USD), a najmniejszy dla Estonii (2,5 mld USD). Potwierdza to wcześniejsze spostrzeżenie, że wielkość rynku SCDS jest związana z wielkością rynku długu danego kraju. Wartość nominalna netto wyniosła średnio 3,6 mld USD, czyli okazała się 11-krotnie mniejsza niż wartość brutto. Główną przyczyną różnicy między tymi wielkościami jest fakt, zgodnie z którym nabywcy ochrony są często także jej sprzedawcami, tym samym ich pozycje netto ulegają zmniejszeniu względem pozycji brutto. Na każdy kraj przypadało średnio 3082 aktywnych kontraktów. W konsekwencji średnia wartość nominalna brutto jednego kontraktu wynosiła 12 mln USD. Jednocześnie można zaobserwować, że największa średnia wartość nominalna brutto kontraktu dotyczyła Niemiec (31,3 mln USD). Warto także zauważyć, że różnice w średniej wartości kontraktu między podmiotami referencyjnymi nie są tak duże, jak w przypadku wartości brutto całego rynku dla danego podmiotu. Wynika to z postępującej standaryzacji kontraktów, także w odniesieniu do wartości nominalnej pojedynczej transakcji.

Tabela 1.4. Średnia wielkość i płynność rynku SCDS.

Kraj	Wartość nominalna brutto (mld USD)	Wartość nominalna netto (mld USD)	Liczba kontraktów	Średnia wartość nominalna brutto kontraktu (mln USD)	Spread bid-ask
Argentyna	43,4	1,8	4560	9,5	67
Australia	47,9	5,5	2128	22,5	5
Belgia	45,8	4,5	2383	19,2	5
Brazylia	15,4	0,8	1583	9,7	11
Bułgaria	145,1	14,8	10335	14,0	7
Chile	6,2	0,8	631	9,8	9
Chiny	58,3	7,7	5944	9,8	4
Chorwacja	9,7	0,7	1113	8,7	13
Czechy	10,6	0,8	888	11,9	7
Dania	14,8	2,1	1101	13,5	5
Estonia	2,5	0,3	340	7,4	15
Filipiny	48,7	2,4	5516	8,8	10
Finlandia	14,7	2,1	639	23,1	5
Francja	109,5	13,4	4804	22,8	3
Grecja	47,4	4,8	2545	18,6	16
Hiszpania	145,9	12,3	6372	22,9	5
Holandia	23,8	2,8	1242	19,1	5
Indonezja	36,2	2,9	4620	7,8	13
Irlandia	39,1	3,2	2357	16,6	15
Izrael	10,4	1,2	1159	9,0	9
Japonia	51,7	7,2	4490	11,5	3
Katar	7,8	0,8	988	7,9	8
Kazachstan	16,2	0,8	1526	10,6	11
Kolumbia	27,8	2,0	2883	9,6	9
Korea Płd.	67,9	5,6	6487	10,5	5
Litwa	5,9	0,5	693	8,5	12
Łotwa	8,4	0,6	986	8,6	14
Malezja	18,5	1,5	2286	8,1	6
Meksyk	105,3	8,3	8182	12,9	9
Niemcy	102,1	13,9	3267	31,3	3
Panama	6,5	0,6	950	6,8	13
Peru	20,7	1,7	2172	9,5	10
Polska	31,3	1,6	2845	11,0	6
Portugalia	62,0	4,9	3493	17,8	13
Rosja	112,9	5,6	8839	12,8	13
RPA	46,0	3,1	4899	9,4	7
Rumunia	14,7	1,0	1565	9,4	12
Słowacja	9,8	0,8	794	12,3	10
Słowenia	6,1	0,7	557	10,9	12
Szwecja	17,6	2,2	989	17,8	4
Tajlandia	14,7	1,0	2038	7,2	7
Turcja	141,5	6,9	9548	14,8	14
Ukraina	34,7	1,1	3227	10,8	38
USA	18,2	3,1	776	23,4	6
Wenezuela	53,2	2,4	4724	11,3	9
Węgry	45,7	1,9	4311	10,6	60
Wietnam	7,2	0,6	1039	6,9	16
Wlk. Brytania	51,7	7,3	3104	16,7	5
Średnia	41,3	3,6	3082	13,4	12

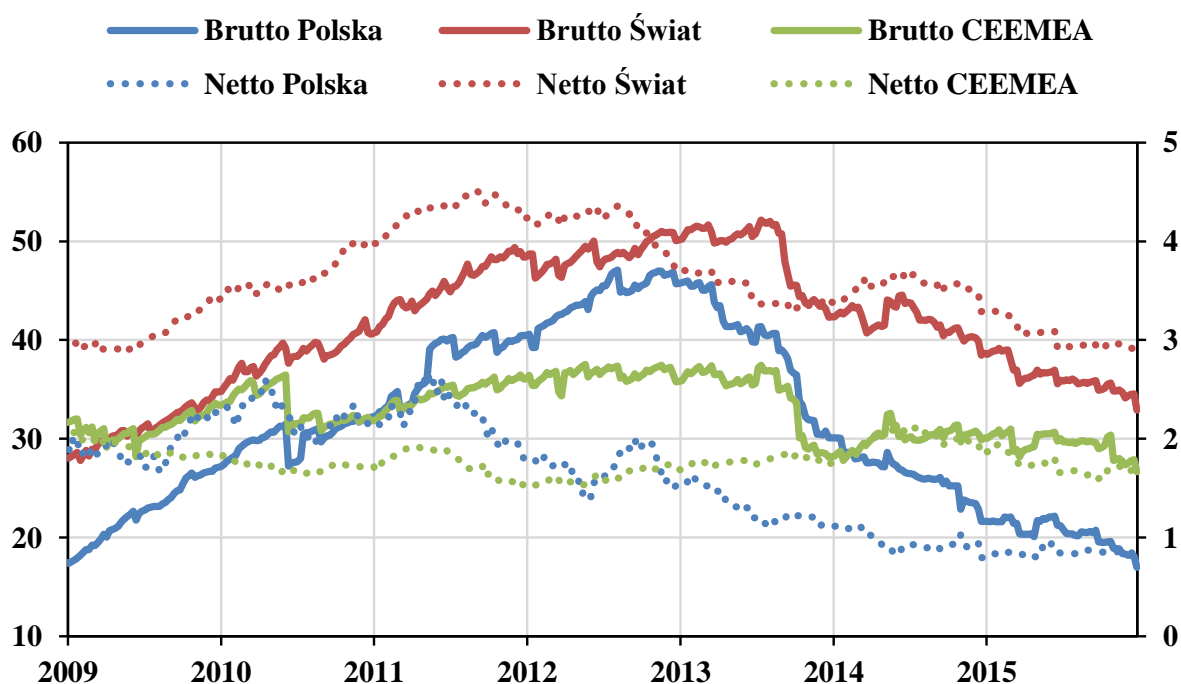
Uwagi: Średnia wartość nominalna – iloraz wartości brutto i liczby kontraktów. Wartości nominalne i liczba kontraktów – średnia w okresie 1.11.2008-31.12.2015. Spread bid-ask – średnia w okresie 1.1.2000-31.12.2015.
 Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych DTCC i Bloomburga.

Wielkość rynku SCDS dla Polski kształtuje się w pobliżu wartości przeciętnych. Wartość nominalna brutto w badanym okresie wynosiła średnio rzecz biorąc 31,3 mld USD, podczas gdy wartość nominalna netto była blisko 20-krotnie mniejsza i wynosiła średnio 1,6 mld USD. Liczba kontraktów była zbliżona do 2845, co przekładało się na średnią wartość brutto kontraktu opiewającą na 11 mln USD. Odnosząc te wielkości do innych krajów regionu środkowoeuropejskiego można ocenić, że wielkość rynku SCDS dla Polski plasowała się pomiędzy wielkością rynku dla Czech i dla Węgier. W kontekście szerszego regionu EMEA – można wskazać na znacznie większe rynki (Turcja, Bułgaria, Rosja, RPA), a także znacznie mniejsze – na przykład kraje bałtyckie.

Wartości średnie przedstawione w Tabeli 1.4 nie pozwalają ocenić, jak ewoluowała wielkość rynku w okresie badania. Wykres 1.5 przedstawia zmiany w czasie wielkości rynku charakteryzowanej wartościami nominalnymi w Polsce na tle regionu EMEA i wszystkich badanych podmiotów referencyjnych w latach 2009-2015. W przypadku Polski na uwagę zwraca dynamiczny wzrost wielkości rynku w kategoriach brutto do lipca 2012 r. (z 17 do 48 mld USD) i późniejsze odwrócenie tej tendencji. Obrazuje to znaczny wzrost zainteresowania kontraktami wystawionymi na Polskę w pierwszej części próby, który jednak trudno identyfikować ze wzrostem zapotrzebowania na ochronę ubezpieczeniową, ponieważ wielkość netto obrazująca możliwą wypłatę z CDS w przypadku niewypłacalności kraju pozostaje bardziej stabilna, a od maja 2011 r. ulega nawet systematycznemu zmniejszaniu. Wielkość globalna brutto osiąga z kolei maksimum w lipcu 2013 r., a jej trend jest zbliżony do trendu dla Polski. W przypadku regionu EMEA wielkość rynku, w kategoriach brutto, jak i netto, charakteryzuje się większą stabilnością oscylując odpowiednio w granicach 28-37 mld USD i 1,5-2,1 mld USD.

Wydaje się, że za wzrost wielkości rynku w latach 2009-2012 odpowiada kryzys zadłużeniowy w strefie euro, a do jej spadku przyczynić mogły się poprawa sytuacji wynikająca z wdrożenia programów pomocowych w krajach najbardziej dotkniętych kryzysem i regulacja zakazująca handlu nagimi SCDS, która ograniczyła liczbę podmiotów na rynku utrudniając aktywność spekulacyjną. Za część spadku w wartości nominalnej brutto mogły także odpowiadać w części procesy kompresji i nettingu prowadzące do zmniejszenia liczby kontraktów. Ograniczenie aktywności spekulacyjnej na polskich SCDS sprawia, że systematycznie obniża się wartość nominalna brutto rynku, podczas gdy wartość nominalna netto stabilizuje się od 2014 r. w okolicy 1 mld USD.

Wykres 1.5. Wartość nominalna kontraktów SCDS dla Polski na tle wartości nominalnej SCDS dla regionu CEEMEA oraz świata w latach 2009-2015.



Uwagi: Wartość nominalna brutto – mld USD, lewa skala. Wartość nominalna netto – mld USD, prawa skala. Region CEEMEA obejmuje średnią dla następujących krajów: Bułgaria, Chorwacja, Czechy, Węgry, Izrael, Kazachstan, Łotwa, Litwa, Polska, Katar, Rumunia, Rosja, Słowenia, RPA, Turcja, Ukraina. Świat obejmuje wszystkie wykorzystane w badaniu kontrakty SCDS.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych DTCC.

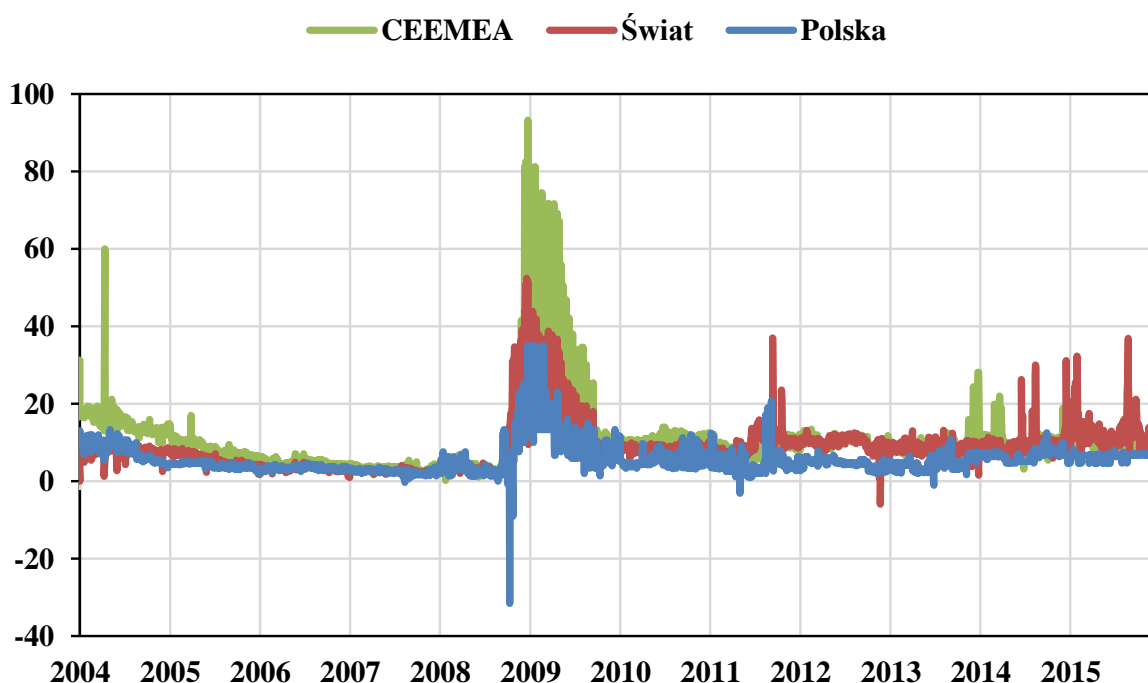
Istotną charakterystyką rynku jest także jego płynność. Jest to zmienna nie obserwowana bezpośrednio, a co za tym idzie istnieją różne miary ją przybliżające. Podobnie wiele jest definicji płynności. W jednym z ujęć można mówić o łatwości, z jaką aktywa mogą ulec sprzedaży, czyli właśnie upłynnieniu, bez zasadniczego wpływu na ich ceny. Rynki płynnych aktywów charakteryzują się wysoką aktywnością handlową, co wpływa na spadek kosztów transakcyjnych. Za reprezentanta tych kosztów przyjmuje się często spready między cenami kupna (bid) i sprzedaży (ask) instrumentu.

Ostatnia kolumna Tabeli 1.4 przedstawia średnie spready bid-ask dla poszczególnych podmiotów referencyjnych. Zdecydowanie wyższe od pozostałych krajów okazują się spready dla Argentyny, Węgier i Ukrainy (38-67 pb), czyli krajów doświadczających problemów zadłużeniowych na przestrzeni lat 2001-2015. Spready bardzo płynnych rynków, niemieckiego i japońskiego są najmniejsze – ok. 3 pb. Spready dla Polski na tle grupy porównawczej kształtują się na niskim poziomie (średnio 6 pb).

Na Wykresie 1.6 zobrazowano dynamikę czasową spreadów bid-ask kontraktów SCDS w Polsce na tle regionu CEEMEA i świata w latach 2004-2015. Widoczne jest

zawężanie się spreadów w pierwszej części próby, ich stabilizacja w okresie przedkryzysowym, w latach 2006-2007, a następnie dynamiczny wzrost poziomu przy równie wysokiej zmienności. Okres kryzysu charakteryzuje się tym samym spadkiem płynności rynku i wzrostem jej zmienności. W obawie o problemy z zamknięciem pozycji, inwestorzy kwotowali kontrakty SCDS w szerokim spreadzie. Należy jednocześnie zauważyć, że mimo spadku spreadów płynnościowych pod koniec 2009 r., do końca 2015 r. utrzymywały się one powyżej poziomu z 2006 r., świadcząc o tym, że rynek nie odzyskał poprzedniego poziomu zaufania uczestników.

Wykres 1.6. Spready bid-ask (pb) premii SCDS w Polsce na tle wartości średniej dla regionu CEEMEA i świata w latach 2004-2015.



Uwagi: Region CEEMEA obejmuje średnią dla następujących krajów: Bułgaria, Chorwacja, Czechy, Węgry, Izrael, Kazachstan, Łotwa, Litwa, Polska, Katar, Rumunia, Rosja, Słowenia, RPA, Turcja, Ukraina. Świat obejmuje wszystkie wykorzystane w badaniu kontrakty SCDS.
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Bloomberg.

Po okresie kryzysowym zauważalne są różnice w poziomach średnich dla świata, regionu CEEMEA i dla Polski. Polskie kontrakty są bardziej płynne, niż kontrakty grup porównawczych. Potwierdza to dodatnią zależność między wielkością a płynnością rynku. Większej wartości rynku odpowiada wyższa płynność uwidaczniająca się w niższych spreadach bid-ask.

Na uwagę zwracają przejściowe zaburzenia w kształtowaniu się spreadów bid-ask w niektórych okresach, w szczególności w latach 2008-2009. W okresach największych zawirowań na rynkach finansowych premia, którą inwestorzy byli gotowi zapłacić za ochronę ubezpieczeniową (kupno ochrony – bid) była wyższa od premii, przy której kwotowano gotowość do sprzedaży kontraktów (ask).

Anomalie takie występowały na rynku swapów kredytowych niejednokrotnie. Cossin i Jung [2005] odnotowują, że w momencie wystąpienia zdarzenia kredytowego o dużej wartości wypłaty ochrony ubezpieczeniowej, na rynku CDS zwiększa się liczba zapytań ofertowych, czemu towarzyszy stała lub malejąca liczba zawieranych transakcji oraz znacznie zmniejszona liczba zarejestrowanych cen sprzedaży świadczących o możliwości kupna. Obrazuje to zwiększony popyt na ubezpieczenie. Z kolei w 2012 r. o spadku płynności rynku SCDS świadczyły zaburzenia spreadów *quanto*. Jak wskazano wcześniej, kontrakty denominowane w dolarze amerykańskim powinny być droższe od denominowanych w euro ze względu na ryzyko deprecjacji waluty w przypadku niewypłacalności kraju, jednak w apogeum kryzysu zadłużeniowego spready *quanto* SCDS wystawionych na przykład na Hiszpanię były przejściowo wyższe od dolarowych [Pollack 2012].

Wskazane anomalie płynnościowe mają wprawdzie charakter przejściowy, jednak niewykluczone, że ujawniają się we wzroście premii za ryzyko płynności i w konsekwencji w spreadach SCDS. Występujące coraz częściej w ostatnich latach krótkookresowe zaburzenia płynności związane są często z takimi przesłankami, jak wzrost części uczestników rynku, która dostosowuje swoje portfele do najbardziej popularnych benchmarków. Zmniejsza to heterogeniczność opinii na temat przyszłych tendencji rynkowych. W przypadku wystąpienia szoku większa część podmiotów wykonuje transakcje w tym samym kierunku, pogłębiając skalę dostosowania. W tym kontekście wzrost spreadów bid-ask w latach 2014-2015, przy postępującym spadku wartości nominalnych, powinien stanowić sygnał ostrzegawczy i wskazywać, że w przyszłości szokowe zmiany na rynku SCDS mogą występować częściej i być głębsze.

1.9. Podsumowanie.

W Podrozdziałach 1.1-1.2 przybliżono budowę kontraktu swapu ryzyka kredytowego ze szczególnym uwzględnieniem swapu, w którym podmiotem referencyjnym jest kraj. Omówiono przede wszystkim strony umowy, sposoby rozliczenia, definicje zdarzenia kredytowego i konwencje kwotowania spreadu. Zarysowano historię powstania handlu

ryzykiem kredytowym za pomocą CDS i uwarunkowania, które sprzyjały dynamicznemu rozwojowi rynku w pierwszej fazie jego funkcjonowania.

W Podrozdziale 1.3 przedstawiono szanse i zagrożenia związane z popularyzacją swapów ryzyka kredytowego wśród uczestników rynku. Wśród zalet kontraktów CDS wskazano na umożliwienie instytucjom pożyczkowym zarządzania ryzykiem kredytowym i bycie alternatywnym źródłem wyceny ryzyka kredytowego. Dzięki temu CDS zwiększają efektywność, transparentność i elastyczność rynków finansowych. Jednocześnie jednak powyższe zalety są charakterystyczne dla CDS przede wszystkim w normalnych warunkach rynkowych. Kwestionuje się natomiast użyteczność CDS w okresach kryzysowych, obciążając je odpowiedzialnością za pogłębianie negatywnych tendencji na rynkach. W tym aspekcie zwracano uwagę, że kontrakty CDS mogą pełnić rolę wehikułu służącego spekulacji na pogorszenie się wiarygodności kredytowej kraju. W okresie kryzysu finansowego z 2008 r. problemem okazała się koncentracja ryzyka oraz powiązania kapitałowe i handlowe między względnie małą liczbą uczestników rynku.

W Podrozdziale 1.4 scharakteryzowano ewolucję wielkości rynku. W latach 2004-2013 miał miejsce dynamiczny rozwój, czemu sprzyjało ograniczone zainteresowanie nadzorców, a w późniejszym okresie także regulacje narzucające na banki konieczność zabezpieczenia ekspozycji na ryzyko kredytowe kraju. Od połowy 2013 r. obserwowano jednak zmniejszanie się wielkości rynku, do czego przyczynił zakaz zawierania niepokrytych transakcji na rynku SCDS w strefie euro, ustanie obaw o rozprzestrzenianie się kryzysu zadłużeniowego i upowszechnianie się transakcji rozliczanych z wykorzystaniem CCP.

W kolejnych dwóch podrozdziałach przedstawiono szczegóły reformy rynku zapoczątkowanej w 2009 r. oraz zakazu zawierania niepokrytych transakcji na rynku SCDS w UE. Reforma ma na celu zwiększenie przejrzystości ekspozycji, poprawę praktyki zarządzania ryzykiem, w szczególności w odniesieniu do ryzyka kredytowego kontrahenta i zarażania wynikającego z wzajemnych powiązań uczestników rynku. Uznano, że rynek regulowany powinien być preferowanym dla CDS, ponieważ zmniejsza asymetrię informacyjną wśród uczestników; przepisy wprowadziły też obowiązek zgłaszania zawartych kontraktów w repozytoriach handlowych. Z kolei przepisy KE z 2012 r. zabraniają nabywania kontraktów SCDS bez jednoczesnej ekspozycji na instrument bazowy. Badania empiryczne wskazały, że ocena rezultatów wprowadzenia regulacji nie jest jednoznaczna. Z jednej strony po wprowadzeniu regulacji spready SCDS kształtowały się w bardziej stabilny sposób. Z drugiej jednak strony regulacja zmniejszyła płynność rynku.

Podrozdział 1.7 zawiera opis statystyczny szeregów spreadów SCDS o tenorze 5-letnim o częstotliwości dziennej będących przedmiotem badania w dalszej części pracy. Jako kryteria doboru podmiotów referencyjnych badania przyjęto obecność w zbiorze najbardziej płynnych kontraktów oraz długość szeregów czasowych. Analiza własności statystycznych spreadów i ich zwrotów logarytmicznych wskazała na wysokie odchylenia standardowe, asymetrię lewostronną, leptokurtozę i grube ogony rozkładów bezwarunkowych. Inspekcja graficzna szeregów czasowych zwróciła uwagę na prawdopodobną heteroskedastyczność i współbieżność zmiennych, które to zjawiska są przedmiotem dalszej części rozprawy.

W ostatnim podrozdziale przedstawiono miary wielkości i płynności badanych spreadów SCDS. Analiza wartości nominalnych brutto i netto pozwoliła określić rynek polskich SCDS jako bliski wartościom przeciętnym. Jako odpowiednią miarę płynności przyjęto spread transakcyjny bid-ask kontraktów SCDS. Średni spread polskich kontraktów SCDS ujawnił, że instrumenty te są bardziej płynne, niż wskazują na to miary średnie dla grupy porównawczej.

2. DETERMINANTY ZMIAN SPREADÓW KONTRAKTÓW SCDS WYSTAWIONYCH NA POLSKIE OBLIGACJE SKARBOWE

Pierwsze badania podejmujące zagadnienie determinant swapów ryzyka kredytowego pojawiły się już w początkowej fazie rozwoju rynku. Znakomita większość opracowań koncentrowała się jednak na swapach wystawianych na dług korporacyjny, a dopiero kryzys zadłużeniowy w strefie euro, będący pokłosiem ostatniego globalnego kryzysu finansowego, zwrócił uwagę badaczy na dług państwowy. Jak wskazano w Rozdziale 1, niewypłacalność kraju jest jednak zjawiskiem znacznie bardziej skomplikowanym od niewypłacalności przedsiębiorstwa. Suwerenny podmiot rozważa wiele przesłanek, zanim zdecyduje się na działania, które można zakwalifikować jako zdarzenie kredytowe. Wśród nich można wymienić [Duffie, Pedersen i Singleton 2003]:

1. Koszty utraty reputacji.
2. Możliwą utratę aktywów krajowych na rzecz podmiotów zagranicznych w ramach działań retaliacyjnych.
3. Pogorszenie się międzynarodowych relacji handlowych i w konsekwencji wolumenu handlu.

Jednocześnie większość badań podejmujących temat determinant spreadów SCDS dotyczy krajów rozwiniętych. Tymczasem, jak podają Maltritz i Molchanov [2014], zbiór determinant spreadów krajów rozwiniętych różni się od zbioru determinant spreadów krajów wschodzących, do grona których nadal w klasyfikacjach inwestorów zaliczana jest Polska¹⁵. Rozważane w tym rozdziale zagadnienie komplikuje to, że część determinant może mieć charakter lokalny i być wiązana z wydarzeniami w krajowej gospodarce i na krajowych rynkach finansowych, a część może mieć charakter globalny. Pierwszy zbiór bywa określany mianem determinant fundamentalnych, makroekonomicznych, a drugi – niefundamentalnych, przejściowych lub kryzysowych [Bellás, Papaioannou i Petrova 2010].

W Podrozdziałach 2.1-2.3 dokonano przeglądu literatury i dyskusji nad znaczeniem poszczególnych determinant w kształtowaniu się wielkości spreadów SCDS. Pozwoliło to na wyodrębnienie podzbiorów zmiennych lokalnych i globalnych. Empirycznej weryfikacji ich

¹⁵ Wprawdzie niektóre organizacje międzynarodowe, np. ONZ [2015], czy też FTSE [2015] klasyfikują Polskę lub wybrane krajowe rynki finansowe jako rozwinięte, to w większości klasyfikacji inwestorskich, Polska, a w szczególności polski rynek długu klasyfikowany jest jako wschodzący.

znaczenia dla spreadów SCDS wystawionych na polskie obligacje skarbowe dokonano w Podrozdziale 2.4. Pozwoliło to na weryfikację następujących hipotez pomocniczych:

- H1. Znane w literaturze przedmiotu zmienne w ograniczonym stopniu wyjaśniają zmiany spreadów SCDS polskich obligacji skarbowych.
- H2. Istotność statystyczna i ekonomiczna poszczególnych determinant zmian spreadów wykazuje niestabilność w czasie.
- H3. W okresach kryzysowych zmienne globalne w większym stopniu wyjaśniają zmiany spreadów SCDS polskich obligacji skarbowych niż zmienne lokalne.

2.1. Model zredukowany a model strukturalny wyceny swapu.

Dwa dominujące obecnie podejścia modelowe do wyceny derywatów kredytowych określane są mianem modeli strukturalnych i zredukowanych. W podejściu strukturalnym wartość zobowiązań danego podmiotu (kapitału własnego i obcego) zależy od wartości jego aktywów w danym momencie i perspektyw zmian wartości aktywów w pewnym horyzoncie czasu. Kapitał własny i obcy traktowane są wówczas jak roszczenia warunkowe względem aktywów tego podmiotu. W modelach strukturalnych przyjmuje się najczęściej stałą strukturę pasywów podmiotu i postać procesu dla wartości jego aktywów wraz z warunkami określającymi próg niewypłacalności, co pozwala na wycenę wartości długu i kapitału własnego. Z kolei w podejściu zredukowanym, które zaczęło zyskiwać popularność w latach '90 ubiegłego stulecia, postuluje się bezpośrednio postać procesu stochastycznego dla prawdopodobieństwa niewypłacalności, którą następnie kalibruje się do obserwowanych na rynku cen, stóp procentowych, czy spreadów. Modele strukturalne najczęściej wykorzystują dane z rynku akcji, a modele zredukowane – dane z rynku długu lub derywatów kredytowych. Biorąc pod uwagę specyfikę podmiotów referencyjnych, jakimi są państwa i problemy z konstrukcją ich stylizowanych bilansów, naturalnym jest, że rozwój metod wyceny ryzyka kredytowego krajów koncentrował się przede wszystkim na modelach zredukowanych¹⁶. Pewną przewagą modeli zredukowanych nad strukturalnymi jest większa elastyczność w dopasowaniu do danych rynkowych wynikająca ze swobody wyboru postaci funkcyjnej dla procesu niewypłacalności.

Problem wyceny w modelu zredukowanym sformułował jako pierwszy Duffie [1999]. Wartość godziwa spreadu CDS, czyli premii płaconej za ochronę przed zdarzeniem

¹⁶ Sundaram i Das [2011] wskazują ponadto, że wykorzystanie danych z rynku długu (w przeciwieństwie do rynku papierów udziałowych) umożliwia zastosowanie modeli strukturalnych także do wyceny spółek nie notowanych na rynku regulowanym.

kredytowym, musi zrównywać wartość bieżącą płatności premiovych z wartością bieżącą wypłaty w przypadku wystąpienia zdarzenia kredytowego. W podstawowym modelu przyjmuje się jako T – liczbę okresów premiovych w trakcie trwania kontraktu, t – indeks czasowy płatności premiovych, λ_j – prawdopodobieństwo (miara martyngałowa, inaczej miara neutralna względem ryzyka) *forward* niewypłacalności w okresie j ($t-h, t$), gdzie h – okres między płatnościami (mierzony w latach), $t=jh$, ϕ – (stałą) stopę odzysku, $r(t,t)=r_t$ – wolną od ryzyka chwilową stopę *forward*, E_0 – wartość oczekiwana w okresie 0. Zakłada się, że wycena następuje w okresie zerowym. Dodatkowo przyjmuje się, że płatności premiove dokonywane są na koniec okresów rozliczeniowych, nawet w okresie, w którym nastąpiło zdarzenie kredytowe. Wówczas wartość bieżącą premii o wielkości 1 USD dokonywanych w trakcie trwania kontraktu lub do niewypłacalności przedstawia się następującym wzorem [Sundaram i Das 2011]:

$$PV1 = E_0 \left\{ e^{-r_0 h} \left[1 + \sum_{t=1}^{T-1} \prod_{j=1}^t (1 - \lambda_j) e^{-r_j h} \right] \right\} \quad 2.1$$

W każdym kolejnym okresie płatność premiova występuje tylko wtedy, gdy nie wystąpiło jeszcze zdarzenie kredytowe. Prawdopodobieństwo tego wyraża iloczyn tzw. prawdopodobieństw przetrwania $(1 - \lambda_j)$ od rozpoczęcia kontraktu do daty płatności. Następnie następuje dyskontowanie oczekiwanych płatności na chwilę obecną.

Z kolei wartość bieżącą wypłaty w przypadku zdarzenia kredytowego (również na koniec okresu rozliczeniowego) można określić jako:

$$D = E_0 \left\{ (1 - \phi) \sum_{t=1}^T \lambda_t \prod_{j=0}^{t-1} (1 - \lambda_j) e^{-r_j h} \right\} \quad 2.2$$

Wyrażenie iloczynu, zbliżone postacią w obydwu wzorach, oznacza prawdopodobieństwo braku zdarzenia kredytowego aż do momentu określonego w granicy iloczynu. Wówczas spread godziwy CDS określa się jako [Sundaram i Das 2011]:

$$S = \frac{D}{PV1} \quad 2.3$$

przy czym zwyczajowo jednostkę spreadu stanowi punkt bazowy, stąd we wzorze 2.3. dokonuje się mnożenia przez 10000. Jak wskazują powyższe równania, głównymi determinantami spreadu jest prawdopodobieństwo niewypłacalności, stopa wolna od ryzyka i stopa odzysku. Warto jednak podkreślić, że w powyższych specyfikacjach prawdopodobieństwo niewypłacalności jest rozumiane jako miara martyngałowa i jako takie

różni się od rzeczywistego prawdopodobieństwa niewypłacalności (ang. *real world probability, actual probability*). Prawdopodobieństwa martyngałowe są zazwyczaj wyższe od historycznie obserwowanych, gdyż uwzględniają niezwiązane bezpośrednio z niewypłacalnością premię za ryzyko płynności oraz efekty popytowo-podażowe na danym rynku. Zhang [2008] potwierdza taką relację między prawdopodobieństwami historycznymi a martyngałowymi na przykładzie ryzyka kredytowego Argentyny w latach 1999-2001.

Wydaje się, że przyjęcie prawdopodobieństw niewypłacalności λ_j , określanych także mianem stóp hazardowych (ang. *hazard rate*) jest podstawowym problemem w modelach zredukowanych. Można dokonać ekstrakcji prawdopodobieństw niewypłacalności z rynku kasowego obligacji, a procedura ta, przy założeniach odnośnie stopy odzysku, sprowadzałaby się do porównania ryzykownych obligacji kraju ze stopą wolną od ryzyka. Podejście takie przedstawiają na przykład Hull i White [2000]. Problem ten można sprowadzić także do określenia standardu rynkowego. Flesaker, Nayakkankuppam i Shkurko [2015] proponują na przykład implementację modelu zredukowanego, w której prawdopodobieństwa te są określane za pomocą funkcji przedziałami liniowej, ze zmienną określającą czas jako jedynym argumentem. Można przyjąć, że ze względu na upowszechnianie się handlu na platformach elektronicznych, powyższa implementacja w narzędziu *Credit Default Swap Valuation* służącym do wyceny i udostępnianym przez Bloomburga może być traktowana jako standard. Z kolei w modelu ISDA (por. np. [White 2014]) stosowanym przez uczestników rynku głównie w celu zmiany konwencji kwotowania spreadów, prawdopodobieństwo niewypłacalności przyjmuje się jako wartość stałą.

Prawdopodobieństwa niewypłacalności mogą także pochodzić z modelu strukturalnego. Metoda roszczeń warunkowych, będąca przykładem modelowania strukturalnego, opiera się na założeniach modelu wyceny opcji Blacka i Scholesa [1973]. Systematyzacji tego podejścia w kontekście analizy ryzyka kredytowego kraju dokonali Gapen i in. [2008], a przykładowe zastosowanie dla Polski można odnaleźć w pracy Konopczaka [2014]. Oszacowanie wartości aktywów kraju oraz ich zmienności umożliwia utworzenie profilu ryzyka kredytowego kraju, zawierającego oszacowania odległości faktycznego ryzyka od poziomu niewypłacalności. Pozwala to na obliczenie prawdopodobieństwa niewypłacalności.

W analizie wykorzystuje się stylizowany bilans aktywów i pasywów kraju, przy czym główną pozycją po stronie pasywów są zobowiązania z tytułu wyemitowanego długu skarbowego. Pokrycie tych zobowiązań zapewniają środki pieniężne generowane przez aktywa. Niewypłacalność ma miejsce wówczas, gdy wartość aktywów jest mniejsza niż

wartość zobowiązań krótkoterminowych. Ten ostatni poziom określany jest mianem bariery niewypłacalności (ang. *distress barrier*). Nie można jednak *ex ante* być pewnym, czy w danym momencie w przyszłości kraj będzie zdolny do obsługi zadłużenia, gdyż rynkowa wartość aktywów jest generowana przez nieznaną proces stochastyczny. W określonym horyzoncie czasowym aktywa kraju mogą przyjąć różne wartości z różnym prawdopodobieństwem, które jest określone pewnym rozkładem. Jeżeli ich wartość okaże się niższa od bariery niewypłacalności, to kraj nie będzie zdolny do obsługi zadłużenia i dojdzie do jego niewypłacalności.

Przyjmuje się, że zobowiązania w walucie krajowej będą obsługiwane dopiero wówczas, gdy zostaną zaspokojone zobowiązania w walutach obcych. Tym samym, jak wskazują Gray, Merton i Bodie [2007], sytuacja posiadaczy zobowiązań w walucie krajowej, np. obligacji skarbowych emitowanych na rynek krajowy, jest analogiczna do posiadaczy opcji *call*, w przypadku której instrumentem bazowym są aktywa kraju, a kursem wykonania – poziom bariery niewypłacalności. Jeżeli wartość aktywów kraju generujących przepływy pieniężne, które pozwalają regulować zobowiązania, pozostaje niższa od bariery niewypłacalności, to wypłata dla posiadaczy zobowiązań w walucie krajowej jest równa zero. Wartość ich pozycji będzie dodatnia dopiero wówczas, gdy wartość aktywów przekroczy barierę niewypłacalności, a zatem kiedy zobowiązania w walutach obcych są w pełni uregulowane. Z kolei wartość pozycji posiadaczy zobowiązań w walutach obcych odpowiada długiej pozycji w aktywach wolnych od ryzyka (o wartości odpowiadającej wartości nominalnej ich zobowiązań), pomniejszonej o wartość opcji *put*, dla której instrumentem bazowym byłyby aktywa kraju, a kursem wykonania – bariera niewypłacalności. Premia za ryzyko zawarta w rentowności obligacji nominowanych w walutach obcych rekompensuje ryzyko, że w dniu wykupu ich posiadacze nie uzyskają całości wartości nominalnej w sytuacji niewypłacalności emitenta.

Konsekwencją zastosowania teorii wyceny opcji opartej na modelu Blacka-Scholesa jest otrzymanie implikowanej wartości aktywów kraju i ich zmienności. Pozwala to na obliczenie prawdopodobieństwa niewypłacalności λ , będącego analitycznym przekształceniem odległości od punktu niewypłacalności.

Model strukturalny, pozwala wyodrębnić następujące główne modelowe determinanty wartości godziwej spreadu:

- zobowiązania zaciągnięte w walucie krajowej, w tym Skarbu Państwa (z tytułu papierów skarbowych, a także, między innymi, Funduszu Pracy, czy z tytułu

rekompensat) i banku centralnego (baza monetarna – pieniądz gotówkowy w obiegu oraz depozyty podmiotów krajowych w banku centralnym),

- zmienność krajowych aktywów,
- zobowiązania w walutach obcych,
- rezerwy walutowe kraju,
- stopa wolna od ryzyka. Na przykład Fontana i Scheicher [2016] proponują stawkę depozytową rynku międzybankowego w danym kraju,
- kurs walutowy, który jest niezbędny do przeliczenia zobowiązań w walucie krajowej na zobowiązania w walucie zagranicznej. Wszystkie zmienne, które odnoszą się do wartości pieniężnych muszą być wyrażone w tej samej walucie i jednostkach. W przypadku krajów wschodzących przyjmuje się najczęściej wyrażenie w dolarze amerykańskim. Jest to spójne z kwotowaniami kontraktów SCDS w walutach obcych.

Badając wycenę godziwą SCDS należy mieć na uwadze także techniczne aspekty konstrukcji kontraktu. Packer i Zhu [2005] zwracają uwagę, że w pierwszym etapie funkcjonowania rynku swapów kredytowych występowały znaczne różnice w konstrukcji umów w zakresie definicji zdarzeń kredytowych, czy też sposobu rozliczenia przy wystąpieniu zdarzenia kredytowego. W konsekwencji spready CDS podmiotów o zbliżonych wartościach determinant istotnie różniły się w zależności od regionu geograficznego i typu podmiotu referencyjnego, co wynikało z różnych warunków technicznych kontraktów. Z jednej strony potwierdzało to efektywność rynku CDS, który uwzględniał w spreadzie różne warunki techniczne, jednak z drugiej strony powodowało konieczność uwzględnienia szerokiej gamy determinant w studiach porównawczych, zwłaszcza w pierwszych latach funkcjonowania rynku, to jest co najmniej do 2004 r.

2.2. Zmienne lokalne.

O ile modele strukturalne dostarczają stosunkowo jasnej odpowiedzi na pytanie o zbiór determinant spreadów SCDS, to w kontekście modeli zredukowanych, poza stopą procentową służącą dyskontowaniu przepływów pieniężnych, trudno odnaleźć taki zbiór. Dlatego też zmienne fundamentalne będące przedmiotem podrozdziału należy traktować w kontekście równań 2.1-2.2 jako determinanty prawdopodobieństw niewypłacalności λ lub, choć rzadziej, stopy odzysku $1 - \phi$ ¹⁷.

¹⁷ Camba-Méndez i in. [2014] wskazują, że stopa odzysku stanowi względnie stały w czasie i niewielki składnik spreadu SCDS dla Polski.

Za jednego z pionierów badań empirycznych nad determinantami ryzyka kredytowego krajów wschodzących uznaje się Edwardsa [1986]. Swapy zabezpieczające przed ryzykiem kredytowym kraju uległy popularyzacji dopiero w XXI w., stąd jako miarę ryzyka kredytowego autor przyjął spread oprocentowania kredytów udzielonych krajom wschodzącym ponad stawkę LIBOR. Określając stabilną relację między wskaźnikiem zadłużenia w relacji do PKB kraju¹⁸ a spreadem kredytowym badanie Edwardsa wskazuje na zmienne mogące zostać określonymi mianem fiskalnych jako istotne fundamenty gospodarcze kraju. Absolutny poziom deficytu budżetowego lub sektora finansów publicznych (SFP) danego państwa jest jednak rzadko stosowany jako zmienna objaśniająca¹⁹. To samo dotyczy absolutnego zadłużenia względem podmiotów zewnętrznych. Wymagany jest mianownik w celu zrelatywizowania wielkości między krajami, gdyż nawet wysoki w ujęciu absolutnym poziom deficytu lub zadłużenia może nie być przyczyną wysokiego ryzyka kredytowego *per se*, jeżeli wielkość PKB, a w konsekwencji dochody budżetowe są również wysokie. Te ostatnie zapewniają bowiem zdolność finansowania nierównowagi fiskalnej.

Aizenman, Hutchison i Jinjarak [2013] potwierdzają istotne znaczenie dla poziomu spreadów SCDS w latach 2005-2010 takich zmiennych charakteryzujących przestrzeń fiskalną kraju, jak zadłużenie/baza podatkowa, czy deficyt budżetowy/dochody podatkowe. Heinz i Sun [2014] wykorzystują *prognozy*²⁰ tempa wzrostu PKB, stosunku wielkości deficytu budżetowego do PKB i stosunku wielkości długu publicznego do PKB. Wykorzystanie tych zmiennych pozwala według nich odzwierciedlić siłę i zrównoważenie krajowej gospodarki. Są to zmienne istotne również z punktu widzenia inwestorów na rynku długu. Do tego grona Bellas, Papaioannou i Petrova [2010] dodają także następujące wskaźniki: zadłużenie zewnętrzne/PKB, a także zadłużenie krótkoterminowe w relacji do rezerw walutowych i płatności odsetkowe w relacji do rezerw. Wszystkie one zasługują na uwagę. Po pierwsze historia wskazuje, że niewypłacalność jest problemem głównie w przypadku zadłużenia zagranicznego, gdyż w przypadku długu wyemitowanego na rynek wewnętrzny kraj zazwyczaj ma możliwość indukowania inflacji w celu obniżenia wartości długu i łatwiejszej jego spłaty. Po drugie natomiast, częstokroć przyjmuje się, że rezerwy walutowe teoretycznie mogą zostać użyte w celu obsługi zadłużenia zagranicznego, stąd wskaźnik pokrycia zadłużenia rezerwami jest informatywny względem zdolności wywiązania

¹⁸ Relację taką można traktować jednocześnie jako odpowiednik dźwigni finansowej przedsiębiorstwa, por. modele strukturalne wyceny CDS w Podrozdziale 2.1.

¹⁹ W opracowaniu IMF [2009] zwraca się z kolei uwagę na znaczenie przyrostu potrzeb pożyczkowych.

²⁰ Na bieżący rok i kolejny rok.

się kraju ze zobowiązań wobec zagranicznych wierzycieli. Wielkość rezerw walutowych kraju *per se* bywa często wykorzystywana w badaniach nad determinantami spreadów kredytowych (por. [Duffie, Pedersen i Singleton 2003] oraz [Longstaff i in. 2011]).

Stosunkowo często testowanymi zmiennymi fundamentalnymi są wskaźniki charakteryzujące nierównowagę zewnętrzną gospodarki. Na przykład BlackRock [2011] wykorzystuje wskaźnik salda w rachunku obrotów bieżących w relacji do eksportu, Heinz i Sun [2014] – w relacji do PKB, a Maltritz i Molchanov [2014] – wskaźnik rezerw walutowych w stosunku do importu. Można bowiem argumentować, że kraj będący importerem netto dóbr i usług będzie też emitentem netto zobowiązań. W krótkim horyzoncie spowoduje to wzrost deficytu budżetowego, a w dłuższym – wzrost zadłużenia. Wraz z powyższymi wskaźnikami stosuje się także zmienne charakteryzujące otwartość gospodarki (zob. np. [Bellás, Papaioannou i Petrova 2010]), choć jest to kategoria, którą można kwantyfikować na wiele sposobów. Organizacja Współpracy Gospodarczej i Rozwoju definiuje ją jako udział sumy eksportu i importu produktów i usług w PKB [OECD 2011].

Wśród potencjalnych determinant premii SCDS określanych przez Scherrera [2010] jako zmienne makroekonomiczne lokalne, czyli charakteryzujące gospodarkę podmiotu referencyjnego, można wskazać także:

- indeks cen konsumenta, który diagnozuje stabilność makroekonomiczną kraju. Wzrost inflacji może wymagać od władz monetarnych reakcji w postaci dostosowania stóp procentowych, co przez wzrost kosztu kapitału oddziałuje w kierunku wzrostu ryzyka kredytowego,
- sprzedaż detaliczną – jako wskaźnik popytu konsumpcyjnego. Zrównoważony wzrost gospodarczy jest możliwy tylko przy stabilnej konsumpcji prywatnej,
- stopę bezrobocia – gdyż wysokie bezrobocie oddziałuje negatywnie na konsumpcję prywatną i pozytywnie na wielkość deficytu budżetowego.

W badaniu Kliber [2014b] wskazuje się, że spready kontraktów SCDS wystawionych na polskie obligacje skarbowe są istotnie powiązane ze zmianami eksportu, bezrobocia i zadłużenia Skarbu Państwa. Przegląd literatury odnośnie determinant spreadów SCDS można znaleźć również w pracy Jurkowskiej [2014].

Cechą wspólną wskazanych wyżej zmiennych jest to, że są to agregaty makroekonomiczne. Ich szeregi czasowe charakteryzują się tym samym niską częstotliwością – najczęściej roczną, kwartalną lub miesięczną. Z kolei kwotowania spreadów SCDS mają znacznie wyższą częstotliwość – częstokroć śróddzienną. Tym samym wydaje się, że w celu

uchwycenia dynamiki rynku SCDS wartościowe może być skorzystanie z danych o podobnie wysokiej częstotliwości, którą zapewniają dane dostępne na rynku finansowym, zwane danymi rynkowymi lub finansowymi. Zgodnie z hipotezą rynków efektywnych, dane te powinny uwzględniać w cenach wszystkie napływające na rynek informacje istotne dla wyceny instrumentu finansowego. Dane dotyczące krajowego rynku finansowego mogą w dużej mierze określać siłę krajowej gospodarki. Z prawidłowości tej korzysta wielu autorów badających determinanty spreadów SCDS (por. np. [Carr i Wu 2007], [Fontana i Scheicher 2016], [Będowska-Sójka i Kliber 2013], [Longstaff i in. 2011], czy [Scherrer 2010]). Wśród najczęściej wykorzystywanych danych rynkowych można znaleźć:

- stopę zwrotu z indeksu giełdowego, wyrażoną w walucie krajowej²¹. Wykorzystuje się także zmienność krajowego indeksu giełdowego lub reszt po odjęciu zmian indeksu globalnego. Zasadność traktowania indeksu giełdowego jako barometru przyszłego poziomu aktywności gospodarczej w Polsce potwierdza praca Łona [2006], gdzie wykazano powiązanie między stopą zwrotu z indeksu giełdowego WIG w danym roku a zmiennymi realnymi w roku następnym²²,
- kurs walutowy, który może odzwierciedlać nierównowagę zewnętrzną gospodarki, oraz jego zmienność implikowaną,
- nachylenie krzywej dochodowości – na przykład różnicę między dochodowością obligacji długoterminowych a stawką depozytową rynku międzybankowego lub dochodowością obligacji krótkoterminowych. Wielkość tę można interpretować jako rynkową ocenę przyszłej aktywności gospodarczej [Estrella i Hardouvelis 1991]. Wyższe stopy długoterminowe są ponadto wskazaniem, że przyszłe krótkoterminowe stopy procentowe będą wyższe od obecnych, czyli polityka pieniężna zostanie zacieśniona, najczęściej w celu ograniczenia presji inflacyjnej.

Jako determinanta spreadów kredytowych bywa także traktowane ryzyko polityczne. Zagadnienie ryzyka politycznego kraju rozpatrywane jest w literaturze najczęściej w kontekście opłacalności decyzji inwestycyjnych, w szczególności zmian w przepływach inwestycji bezpośrednich, lub w kontekście oceny ryzyka kredytowego kraju. Bekaert i in.

²¹ W celu uzyskania idiosynkratycznej części zmian indeksu giełdowego niektórzy autorzy od stopy zwrotu indeksu krajowego odejmują stopę zwrotu indeksu globalnego.

²² Zagadnienie to komplikuje jednak udział inwestorów zagranicznych w krajowym rynku akcji. Mogą oni reagować na zmiany koniunktury za granicą. W konsekwencji przepływy kapitału portfelowego inwestorów zagranicznych mogą być niezwiązane z bieżącą lub przyszłą koniunkturą gospodarczą w kraju, a kształtowanie się indeksu giełdowego częściowo wynikać z tego faktu.

[2014] definiują je jako ryzyko tego, że działania władz wykonawczych lub niedoskonałość instytucji trójpodziału władzy negatywnie wpłyną na zwrot z inwestycji w danym kraju.

Wśród bardziej jaskrawych form materializacji ryzyka politycznego można wskazać przejęcie przez państwo prywatnych aktywów (nacionalizacja), częściej jednak można się spotkać z takimi działaniami, jak opodatkowanie danej aktywności gospodarczej, na przykład zysków banków. Jako ryzyko polityczne można identyfikować również niestabilność lub nieprzewidywalność polityki gospodarczej państwa, słabość systemu prawnego, zwłaszcza w kontekście prawa własności, lub konflikty wewnętrzne (strajki, terroryzm, czy wojny domowe). Wszystkie te zjawiska zwiększają niepewność odnośnie wartości inwestycji w danym kraju.

Tak rozumiane ryzyko polityczne można określić jako jeden ze składników spreadu kredytowego kraju, obok czynników globalnych i lokalnych. Znaczenie ryzyka politycznego jako determinanty spreadów SCDS podkreślają Baldacci, Gupta i Mati [2011] wskazując, że niepewność przedwyborcza, polaryzacja sceny politycznej, czy zmiany w rządzącym gabinecie mogą przyczyniać się do wzrostu ryzyka kredytowego zwłaszcza w okresie podwyższonych napięć na rynkach. Podwyższonemu ryzyku politycznemu towarzyszy według autorów podwyższone ryzyko fiskalne i prawdopodobieństwo wystąpienia zdarzenia kredytowego. Prowadzi to do spadku napływu kapitału do kraju, suboptymalnego poziomu inwestycji i spadku wzrostu gospodarczego. W takim ujęciu ryzyko polityczne powinno odzwierciedlać się we wskazanych wcześniej zmiennych będących agregatami makroekonomicznymi.

Najczęściej przyjmowanym w badaniach z zakresu finansów i ekonomii miernikiem ryzyka politycznego jest indeks ICGR (International Country Risk Guide), obejmujący 12 zmiennych, takich jak stabilność rządu czy poziom korupcji, których wartość i perspektywę w horyzoncie roku i pięciu lat z częstotliwością miesięczną określają eksperci firmy Political Risk Services. Znacznie rzadziej w badaniach spotkać można indeks EIU (Economist Intelligence Unit), publikowany z częstotliwością miesięczną, lub Bloomberg Political Score of Country Risk (publikowany kwartalnie).

Na potrzeby badania zmian dziennych pożądanym może być jednak określenie ryzyka politycznego na podstawie wyceny rynkowej. Do tej pory nie zaproponowano satysfakcjonującej miary tego ryzyka. Błędem wydaje się przyjmowanie popularnych spreadów kredytowych określanych przez różnicę dochodowości obligacji skarbowych (np. spreadu EMBI rentowności obligacji skarbowych denominowanych w USD względem

amerykańskich Treasuries), gdyż spread ten uwzględnia szeroką gamę innych czynników, w tym oczekiwany poziom przyszłych stóp procentowych, czy premię płynnościową.

Carr i Wu [2007] wychodzą z kolei z obserwacji, że niestabilność polityczna lub gospodarcza kraju przekłada się na ocenę jego wiarygodności kredytowej, czemu towarzyszy deprecjacja i podwyższona zmienność krajowej waluty. Wskazują, że spready SCDS i zmienność implikowana z opcji na kurs walutowy mają dodatnią wrażliwość względem tego samego czynnika ryzyka danego kraju, co indukuje ich współzmiennność. Autorzy zauważają jednocześnie, że ryzyko niewypłacalności kraju powoduje ujemną skośność w rozkładzie stóp zwrotu waluty krajowej (wyrażonej jako cena jednostki waluty krajowej wyrażona w walucie zagranicznej), która ujawnia się w kwotowaniach strategii opcyjnej *risk reversal*, czyli różnicy między zmiennością opcji *call* i *put* na kurs walutowy, będącej *de facto* implikowaną z opcji miarą skośności kursu walutowego. Konstatacje te pozwalają według autorów na łączną wycenę opcji walutowych i spreadów SCDS.

Model, który proponują Carr i Wu [2007] ma również podłoże mikroekonomiczne, podobne do wprowadzonego w Podrozdziale 2.1 modelu strukturalnego. Cechą wspólną tych podejść jest konstrukcja stylizowanego bilansu kraju. Dług krajowy i baza monetarna są łącznie analogami kapitału własnego przedsiębiorstwa, a kurs walutowy – ceny akcji. Oczekiwana niestabilność powoduje deprecjację waluty, wzrost jej zmienności (efekt dźwigni) i pogorszenie wiarygodności kredytowej. Hui i Chung [2011] potwierdzają, że wzrost korelacji między implikowaną skośnością kursu walutowego a spreadem SCDS może być utożsamiany ze wzrostem ryzyka politycznego w kraju²³. Cechą wspólną badań Carra i Wu [2007] oraz Huia i Chunga [2011] jest wykorzystanie danych rynkowych w ocenie ryzyka politycznego jako determinanty spreadów SCDS, co umożliwi ich zastosowanie w niniejszej pracy. Podsumowując dyskusję na temat ryzyka politycznego należy zwrócić

²³ Należy jednak podkreślić, że korelacja wzrostu kwotowania *risk reversal* ze spreadem SCDS może potencjalnie wystąpić także z innych powodów (nie konstytuujących ryzyka politycznego), które są jednocześnie odzwierciedlone w wycenie tych dwóch instrumentów. Tym samym wzrost korelacji miałby charakter przede wszystkim symptomatyczny. Mając na uwadze powyższe zastrzeżenie, pożądany rynkowy wskaźnik wzrostu ryzyka politycznego powinien prawidłowo identyfikować okresy, w których na podstawie innych przesłanek (np. opinii ekspertów) można określić *ex post*, że z dużą pewnością nastąpiła eskalacja tego ryzyka. Wydaje się, że cechę tę można uznać za przekonujący „miernik poprawności” wskaźnika. Okazuje się, że wskaźnik poprawnie identyfikuje okresy wystąpienia ryzyka politycznego w ostatnim czasie w następujących przypadkach:

- w Brazylii – skandal korupcyjny w rządzącym obozie we wrześniu 2014 r. spowodowały znaczną przecenę akcji koncernu paliwowego Petrobras,
- w Turcji – wybory parlamentarne na początku czerwca 2015 r., w których rządząca partia niespodziewanie utraciła zdolność samodzielnego rządzenia, co zrodziło pytania o kierunek zmian w kraju (dotychczas spodziewano się umocnienia pozycji prezydenta R. Erdogana),
- w Wlk. Brytanii – referendum ws. niepodległości Szkocji we wrześniu 2014 r.

uwagę, że określana przy wycenie opcji zmienność i skośność kursu walutowego są istotnie powiązane ze spreadem kredytowym kraju [Hui i Fong 2015].

Wiele badanych zmiennych fundamentalnych może być odzwierciedlone w ratingu kredytowym kraju. Wydaje się jednak, że rating jest zmienną endogeniczną względem spreadu kredytowego, gdyż obydwie wielkości powinny informować inwestorów o tej samej wielkości ryzyka kredytowego. González-Rozada i Yeyati [2008] potwierdzają występowanie zjawiska endogeniczności spreadu kredytowego rozumianego jako różnica rentowności obligacji skarbowych i ratingu kredytowego.

2.3. Zmienne globalne.

Obok zbioru determinant premii SCDS o charakterze lokalnym można wyodrębnić zbiór zmiennych globalnych. Zyskał on zainteresowanie badaczy w ostatnich latach przez konstatację o ograniczonej zdolności teorii wyceny SCDS w wyjaśnianiu zmian spreadów SCDS. Zmienne globalne, o których traktuje niniejszy podrozdział, można określać w niektórych przypadkach mianem zmiennych niefundamentalnych. Niektórzy autorzy argumentują wprost, że zmniejszona moc objaśniająca modeli wykorzystujących zmienne fundamentalne do oceny determinant spreadów kredytowych w pewnych okresach, w szczególności kryzysowych, jest potwierdzeniem dla zwiększonego oddziaływania zmiennych niefundamentalnych. Aizenman, Hutchison i Jinjark [2013] wskazują na przykład, że ocena ryzyka kredytowego krajów strefy euro w 2010 r. była znacznie wyższa niż krajów o podobnych fundamentach makroekonomicznych spoza strefy euro²⁴, co potwierdzało oderwanie się wyceny SCDS od fundamentów.

Przyjmując, że zdolność kraju do regulacji zobowiązań jest związana z kondycją gospodarki, należy zauważyć, że słabość partnerów handlowych może wpływać na gorszą koniunkturę makroekonomiczną w danym kraju. Proces globalizacji oraz umiejscowienie większości krajów w międzynarodowych łańcuchach wartości dodanej powodują z kolei nasilenie się powiązań handlowych między krajami. Zmienne globalne najłatwiej jest przybliżać za pomocą zmiennych finansowych charakteryzujących rynek Stanów Zjednoczonych [Longstaff i in. 2011]. Szoki pochodzące z rynku finansowego największej gospodarki na świecie mogą być istotne dla kształtowania się cen aktywów finansowych w pozostałych częściach świata, jako że stanowią nośnik informacji o sytuacji gospodarczej w Stanach Zjednoczonych. Wśród najczęściej wykorzystywanych zmiennych z tego kraju

²⁴ Jako alternatywne wytłumaczenie autorzy wskazali możliwość, że rynek wyceniał wówczas pogorszenie się *przyszłych*, a nie tylko bieżących fundamentów gospodarczych.

w badaniach empirycznych można wskazać (por. m.in. [Bellas, Papaioannou i Petrova 2010], [Longstaff i in. 2011], [Zhang 2008] i [Zinna 2013]):

- indeks akcji – szeroki indeks CRSP lub S&P500,
- poziom stóp długoterminowych, czyli rentowności obligacji skarbowych (5-letnich lub 10-letnich *Treasuries*), który sygnalizuje zmiany w perspektywach gospodarczych kraju i tym samym w globalnym cyklu koniunkturalnym²⁵,
- nachylenie krzywej dochodowości papierów skarbowych, na przykład różnica między rentownością obligacji 10-letnich (*Treasuries*) i 3-miesięcznych bonów skarbowych (*T-bills*).

Na rynkach długu o dużym udziale kapitału zagranicznego istotną wagę w procesie cenotwórczym mają przepływy kapitału portfelowego. Potencjalnie wysoką wrażliwość polskiego rynku obligacji skarbowych na ten czynnik obrazuje udział wielkości portfela nierezydentów w wartości emisji papierów hurtowych na krajowym rynku, który zgodnie z danymi Ministerstwa Finansów [2016] był na początku 2016 r. zbliżony do 40 proc. Przepływy kapitału ujawniły swoje znaczenie w ostatnich latach, podczas kryzysu finansowego. Pomoc kapitałowa państw rozwiniętych dla doświadczającego problemów sektora finansowego (patrz niżej) wymagała emisji długu, która wypierała obligacje krajów wschodzących, powodując presję na ich ceny. Z kolei programy skupu aktywów banków centralnych (na przykład Rezerwy Federalnej, Europejskiego Banku Centralnego, Banku Anglii czy Banku Japonii), oddziaływały w drugą stronę – nasilając problem rzadkości obligacji rynków bazowych i poszukiwanie wysokich stóp zwrotu w otoczeniu niskich stóp procentowych – powodowały napływ kapitału do rynków wschodzących. Wydarzenia te podkreślają istotne znaczenie przepływów kapitału portfelowego dla wyceny długu krajów wschodzących. Longstaff i in. [2011] używają zmiany zaangażowania netto (napływ pomniejszony o odpływ) kapitału funduszy inwestycyjnych na rynku długu. Należy jednak zwrócić uwagę, że dane takie często nie są publicznie dostępne.

W przypadku wielu krajów, w których eksport lub import surowców stanowią istotną część dochodu narodowego, istotną zmienną wpływającą na równowagę gospodarczą są ceny surowców. Duffie, Pedersen i Singleton [2003] wskazują na przykład na silny związek między spreadami SCDS wystawionymi na Rosję a ceną ropy naftowej, która jest w tym

²⁵ Jednocześnie jednak zmienna ta może zawierać informację na temat procesu przepływu kapitału w poszukiwaniu bezpiecznej przystani (ang. *safe haven flows*) obserwowanego podczas wzrostu napięć na rynkach finansowych. Kapitał portfelowy kieruje się wówczas do takich krajów jak Stany Zjednoczone, Szwajcaria, czy Japonia.

kraju kluczową determinantą wielkości salda w rachunku obrotów bieżących, a także salda budżetowego i wielkości rezerw walutowych.

W literaturze przedmiotu postuluje się niejednokrotnie, że spread kredytowy odzwierciedla nie tylko oczekiwaną stratę w przypadku wystąpienia zdarzenia kredytowego, ale także wszelakie premie za ryzyko kompensujące podjęcie ryzyka niewypłacalności (np. [Amato 2005]). Prowadzi to do konkluzji, że spread kredytowy nie jest czystą miarą ryzyka kredytowego [Remolona, Scatigna i Wu 2008]. Występowanie premii za ryzyko na rynkach finansowych jest zjawiskiem powszechnym; wydaje się, że większość instrumentów posiada ten komponent w cenach. Zinna [2013] wyróżnia trzy źródła premii za ryzyko w odniesieniu do spreadu SCDS:

1. Niepewność odnośnie wielkości straty w przypadku wystąpienia niewypłacalności.
2. Niepewność odnośnie momentu wystąpienia niewypłacalności.
3. Nieoczekiwane zmiany w procesie intensywności realizacji zdarzenia kredytowego.

W pierwszym źródle podstawowa niepewność dotyczy tego, że rzeczywista strata z tytułu niewypłacalności może różnić się od jej wielkości oczekiwanej. Podmioty charakteryzujące się awersją do ryzyka wymagają premii za możliwość większych od oczekiwanych strat, czyli kiedy stopa odzysku będzie mniejsza niż spodziewana. Drugie źródło wskazuje, że z oczywistych względów nie wiadomo kiedy niewypłacalność wystąpi. Możliwość wczesnej materializacji strat powoduje wymóg premii przez podmioty z wysoką awersją do ryzyka. Jeżeli natomiast, na co wskazuje trzecie źródło, zmianie ulegnie proces sterujący prawdopodobieństwem niewypłacalności, na przykład zmieniają się uwarunkowania na danym rynku, to sytuacja ta może generować nieoczekiwane straty i w konsekwencji wymagać dodatkowej premii za ryzyko.

Longstaff i in. [2011] argumentują z kolei, że premia za ryzyko może wynikać także ze zmienności spreadów kredytowych. Ogólnie rzecz biorąc, obecność dodatnich premii za ryzyko w spreadach SCDS implikuje, że spread może być wyższy niż wynikałoby to tylko z kształtowania się zmiennych lokalnych [Pan i Singleton 2008]. Wydaje się, że podmioty decydujące się na zabezpieczenie ryzyka kredytowego za pomocą kontraktu SCDS mogą charakteryzować się wysoką awersją do ryzyka, która nie jest wystarczająco kompensowana poziomem dochodowości obligacji. Fontana i Scheicher [2016] potwierdzają tę hipotezę. Implikowane ze spreadów SCDS prawdopodobieństwo niewypłacalności w grupie krajów o ratingu A wynosiło we wskazanym badaniu średnio 1,3%, podczas gdy rzeczywiste

długookresowe prawdopodobieństwa niewypłacalności w rzeczonyj grupie kształtowały się na poziomie znacznie niższym (0,1%).

Miary premii za ryzyko uzyskiwane są najczęściej ze zmiennych finansowych. Często przyjmowaną miarą jest VIX (ang. *volatility index*), czyli zmienność implikowana indeksu amerykańskich akcji S&P500 (por. np. [González-Rozada i Yeyati 2008], [Pan i Singleton 2008], czy [Heinz i Sun 2014]). Wariantem tej miary może być różnica między indeksem VIX a zmiennością zrealizowaną [Fontana i Scheicher 2016], którą niekiedy określa się mianem premii za zmienność (ang. *volatility risk premium*). O ile VIX jest miarą zmienności amerykańskiego rynku akcji, to przyjmuje się, że ze względu na wielkość gospodarki Stanów Zjednoczonych i liczbę jego uczestników odzwierciedla on sentyment do ryzyka inwestorów globalnych.

Innymi popularnymi wskaźnikami awersji do ryzyka są spread rentowności obligacji korporacyjnych względem skarbowych w Stanach Zjednoczonych, spread rentowności obligacji korporacyjnych o niskim ratingu inwestycyjnym (ang. *high-yield*) względem rentowności obligacji o wysokim ratingu (ang. *investment grade*) lub względem stawki depozytowej rynku pieniężnego w Stanach Zjednoczonych (por. np. [Pan i Singleton 2008], [Longstaff i in. 2011], czy [Zinna 2013]). Wykorzystuje się także spread obligacji rynków wschodzących względem Stanów Zjednoczonych [Zhang 2008] lub spread indeksu CDS, w szczególności korporacyjnego iTraxx Main Investment Grade [Fontana i Scheicher 2016]. W literaturze przedmiotu wskaźniki te nazywa się miarami apetytu inwestorów na ryzyko lub miarami napięć na rynkach i sugeruje się, że bywają one skorelowane, co oznacza, że powinny przybliżać to samo zjawisko premii za ryzyko. Co istotne jednak, badania wskazują na zmienność w czasie premii za ryzyko (np. [Amato 2005]). Nowatorski pomysł mierzenia premii za ryzyko za pomocą aktywności, zwłaszcza wpływowych ekonomistów i dziennikarzy, w mediach społecznościowych, takich jak Twitter i Facebook, a także za pomocą liczby zapytań w wyszukiwarce internetowej, zaproponowali Dergiades, Milas i Panagiotidis [2014]. Autorzy zwrócili uwagę, że wzrost zapytań w wyszukiwarkach internetowych dla takich fraz jak „kryzys zadłużeniowy”, czy „kryzys finansowy”, a także wzrost liczby tzw. tweetów zawierających takie frazy w Internecie był istotną determinantą spreadów kredytowych krajów strefy euro.

Pozostając przy temacie kryzysu finansowego, należy zauważyć, że leżące u jego źródeł problemy sektora finansowego, w szczególności banków, wpisywały się w mechanizm transmisji ryzyka kredytowego. Instytucje, które były aktywnymi uczestnikami niektórych rynków instrumentów pochodnych, w tym aktywów zabezpieczonych hipotekami w Stanach

Zjednoczonych i swapów ryzyka kredytowego, poniosły duże straty. Jednocześnie sieć powiązań kapitałowych i handlowych między instytucjami finansowymi sprawiła, że kryzys finansowy szybko rozprzestrzenił się w skali globalnej. Ze względu na systemowe znaczenie wielu instytucji sektora finansowego, rządy krajów podejmowały decyzje o udzieleniu pomocy finansowej tym instytucjom. Dieckmann i Plank [2012] oraz Acharya, Drechsler i Schnabl [2014] przekonują, że spowodowało to pojawienie się sprzężenia zwrotnego między ryzykiem kredytowym kraju a ryzykiem kredytowym sektora finansowego.

Interwencja państw polegała najczęściej na udzieleniu gwarancji podmiotom finansowym lub bezpośrednim ich dokapitalizowaniu. Jednym ze skutków ubocznych takiego postępowania był wzrost długu publicznego i pogarszanie się kondycji finansowej państw, co znalazło odzwierciedlenie we wzroście wyceny ich ryzyka kredytowego. Problemy te przyczyniły się do transformacji kryzysu finansowego w kryzys zadłużeniowy w strefie euro. Interwencja państwa dotyczyła także niektórych przedsiębiorstw przemysłowych, czy usługowych o istotnym znaczeniu dla gospodarki. Można jednocześnie argumentować, że problemy finansowe sektora bankowego w krajach rozwiniętych znalazły swoje odzwierciedlenie w ryzyku kredytowym państw rozwijających się.

Logika tego wnioskowania zasadza się na udziale kapitału portfelowego zagranicznych instytucji finansowych w rynku długu krajów rozwijających się. Problemy rzeczonych instytucji indukowały ich delewarowanie się²⁶, któremu towarzyszyły odpływ kapitału portfelowego i problemy z finansowaniem się krajów wschodzących na międzynarodowych rynkach długu. W konsekwencji występowała konieczność skracania zapadalności nowo emitowanych papierów skarbowych i wzrost ryzyka ich refinansowania.

O ile ryzyko sektora prywatnego można traktować jako determinantę spreadów SCDS, to problemem może być określenie, czy jest to zmienna lokalna, czy globalna. Można przyjąć, że jeżeli w sektorze prywatnym występują problemy idiosynkratyczne indukujące interwencję państwa, to ryzyko kredytowe sektora finansowego można określić jako zmienną lokalną. Jeżeli jednak problemy sektora prywatnego są pochodną problemów międzynarodowych, zwłaszcza w kontekście powiązań handlowych, to należałoby je zakwalifikować jako zmienną globalną. Problem ten nabiera szczególnego znaczenia w przypadku krajów wschodzących, w których podmioty krajowe są córkami podmiotów zagranicznych. Zgodnie z interpretacją IMF [2009] wzrost spreadu kredytowego kraju wynikający ze wzrostu spreadu kredytowego

²⁶ Rozumiane ogólnie jako proces „oddłużania się” polegający na zmniejszeniu zadłużenia w strukturze pasywów instytucji finansowej w relacji do kapitału własnego.

sektora prywatnego może być traktowany jako wzrost premii za ryzyko w skali globalnej²⁷. Taką informację mogą nieść indeksy CDS, na przykład iTraxx lub ich subindeksy, na przykład iTraxx Financial dla sektora finansowego, lub iTraxx North America Investment Grade dla amerykańskich przedsiębiorstw o ratingu inwestycyjnym [Dieckmann i Plank 2012].

W Polsce w trakcie kryzysu finansowego sektor bankowy pozostawał stabilny i nie wymagał dokapitalizowania, co uzasadnia przyporządkowanie powyższych zmiennych do kategorii zmiennych globalnych. Wykorzystanie zmiennych opisujących ryzyko kredytowe w sektorze prywatnym, a w szczególności finansowym, ma także inną zaletę – pozwala mierzyć skorelowaną niewypłacalność. Wystąpienie zdarzenia kredytowego implikuje pokrycie strat nabywcy ubezpieczenia przez wystawcę ubezpieczenia. Jednak jeżeli wystawca ubezpieczenia także ulegnie niewypłacalności, wówczas nie będzie mógł uiścić świadczenia. Problem ten nabiera na znaczeniu w przypadku dodatniej korelacji między ryzykiem kredytowym wystawcy ubezpieczenia i podmiotu referencyjnego. Ograniczenie ryzyka skorelowanej niewypłacalności może wymagać kupna ochrony od podmiotu prywatnego spoza kraju będącego podmiotem referencyjnym w kontrakcie SCDS, co zazwyczaj ma miejsce na tym rynku.

W modelowaniu cen aktywów finansowych należy zwrócić uwagę na aspekty techniczne funkcjonowania rynku, które określa się mianem efektów mikrostruktury rynku. Zalicza się do nich najczęściej płynność, koszty transakcyjne, zmienność cen, stopień odzwierciedlenia informacji oraz zyski transakcyjne [Doman i Doman 2009]. Elementy te są powiązane z podstawową funkcją rynku, którą jest ułatwienie interakcji kupujących i sprzedających o odpowiadających sobie oczekiwaniach i umożliwienie dokonania transakcji. Szczególnie płynność i koszty transakcyjne są według wielu autorów czynnikami wpływającymi na wycenę SCDS. W pracy postuluje się, żeby zmienne mikrostrukturalne traktować jako zmienne globalne, gdyż są one w większości pochodną uwarunkowań rynkowych niezależnych od krajowego rynku finansowego, a od globalnych uczestników rynku.

Badaoui, Cathcart i El-Jahel [2013] oraz Monfort i Renne [2013] postulują, że dekompozycja spreadu kredytowego powinna uwzględniać ryzyko niewypłacalności, ryzyko płynności obrazujące łatwość zawierania transakcji na rynku i składnik korelacji z rynkiem obligacji skarbowych. Jednocześnie dowodzą, że składnik płynnościowy odpowiada

²⁷ Alternatywą może być wykorzystanie zmiennych wskaźnikowych charakteryzujących fundamenty sektora bankowego danego kraju.

nawet za 44% wielkości spreadu SCDS²⁸. Autorzy przybliżają ryzyko płynności wielkością spreadu transakcyjnego, czyli spreadu bid-ask odzwierciedlającego różnicę między spreadem przy kupnie kontraktu a spreadem przy jego sprzedaży. Wzrostowi ryzyka płynności towarzyszy wzrost ceny ask, która stanowi dla sprzedawcy ubezpieczenia rekompensatę za niższą płynność instrumentu. Jednocześnie wzrost ryzyka płynności obniża cenę bid kontraktu, gdyż nabywca ubezpieczenia godzi się na nabycie kontraktu tylko po niskiej cenie rekompensującej niską płynność. Do podobnej konstatacji dochodzą Meine, Supper i Weiß [2016], w badaniu których spread bid-ask odpowiada za 39% zmienności korporacyjnych spreadów CDS. Autorzy podkreślają jednak, że płynność jest istotną determinantą spreadu CDS tylko w okresie dużych zmian na rynkach finansowych, w tak zwanych okresach kryzysowych. Znaczenie kosztów transakcyjnych na rynku swapów ryzyka kredytowego potwierdzają między innymi Pan i Singleton [2008], Adam [2013a] oraz Heinz i Sun [2014].

Przyczyna, dla której spread bid-ask może być istotną determinantą wielkości spreadu SCDS jest związana z procesem arbitrażu [Rubia, Sanchis-Marco i Serrano 2015]. Niska płynność rynku i wysokie koszty transakcyjne zmniejszają bodźce do aktywności arbitrażowej, która staje się kosztowna i ryzykowna. W rezultacie zniechęcenie do działalności arbitrażowej powoduje odchylenie się spreadu od wartości godziwej określonej przez zmienne lokalne i globalne. Ryzyko płynności może także oznaczać trudności ze sprzedażą waloru w turbulentnym otoczeniu rynkowym. W takich uwarunkowaniach trudno o szybkie znalezienie kontrahenta w transakcji; często występuje też konieczność sprzedaży po znacznie obniżonej cenie.

González-Rozada i Yeyati [2008] proponują, żeby globalne uwarunkowania płynnościowe na rynku ryzyka kredytowego określać za pomocą rentowności obligacji skarbowych Stanów Zjednoczonych. Z kolei w badaniu Küçüka [2009] jako istotną determinantę spreadu CDS wskazano płynność obligacji bazowej. Ogólnie rzecz biorąc, rynek obligacji skarbowych i rynek SCDS powinny wyceniać ryzyko kredytowe na zbliżonym poziomie, stąd premie na jednym rynku mogą przekładać się na premie na drugim rynku.

Niektórzy autorzy łączą zmiany płynności instrumentu finansowego z wahaniami płynności finansowania uczestników rynku rozumianej jako łatwość pozyskania przez uczestników rynku finansowania. Brunnermeier i Pedersen [2009] wskazują, że szoki płynnościowe doświadczane przede wszystkim przez inwestorów stosujących dźwignię finansową przekładają się na spadek płynności na rynku danego waloru. Redukcja pozycji na

²⁸ Autorzy abstrahują zatem *implicite* od premii za ryzyko i innych potencjalnych determinant spreadu.

danym rynku powoduje spadek ceny instrumentu i stratę na pozycji inwestycyjnej, która objawia się w problemie z finansowaniem pozycji. Powyższy mechanizm może przybierać na sile w okresach napięć na rynkach.

2.4. Ocena znaczenia wybranych determinant globalnych i lokalnych zmian spreadów SCDS wystawionych na polskie obligacje skarbowe.

W celu weryfikacji hipotez pomocniczych H1-H3 zastosowano metody ilościowe służące ocenie znaczenia determinant spreadów swapów ryzyka kredytowego. Hipoteza H1 głosi, że znane w literaturze przedmiotu zmienne w ograniczonym stopniu wyjaśniają zmiany spreadów SCDS polskich obligacji skarbowych. Hipoteza H2 postuluje, że istotność statystyczna i ekonomiczna poszczególnych determinant zmian spreadów wykazuje niestabilność w czasie. Natomiast zgodnie z hipotezą H3, w okresach kryzysowych zmienne globalne w większym stopniu wyjaśniają zmiany spreadów SCDS polskich obligacji skarbowych niż zmienne lokalne.

Przyjęto, że odpowiednią metodą weryfikacji powyższych hipotez jest konstrukcja modelu ekonometrycznego objaśniającego kształtowanie się spreadów SCDS za pomocą wybranych zmiennych i wnioskowanie statystyczne na jego podstawie. Podejście, w którym w ramach jednej metody bada się wpływ zmiennych globalnych, lokalnych i mikrostrukturalnych jest powszechnie stosowane w literaturze przedmiotu. Umożliwia ono stwierdzenie, które zmienne są ekonomicznie i statystycznie istotnymi determinantami spreadów.

2.4.1. Opis danych wykorzystanych w badaniu.

Najczęściej stosowaną częstotliwością danych w badaniach nad determinantami spreadów SCDS jest częstotliwość dzienna. Wynika to z natury tej zmiennej – kontrakty SCDS są instrumentami finansowymi i jako takie podlegają obrotowi z wysoką częstotliwością. Transakcje na rynku są dokonywane w dni robocze, częstokroć niejednokrotnie w ciągu dnia. Teoretycznie umożliwia to badanie danych o wyższej częstotliwości, śróddziennej, jednak płynność rynku swapów ryzyka kredytowego jest ograniczona w porównaniu do pozostałych rynków, co może powodować problemy z określeniem odpowiedniej częstotliwości śróddziennej w celu zminimalizowania szumu informacyjnego. W rozprawie wykorzystuje się dane o częstotliwości dziennej.

Informacja o determinantach SCDS w ujęciu dziennym jest istotna, gdyż pozwala emitentom instrumentów bazowych – obligacji skarbowych – na elastyczne dostosowywanie podaży do warunków panujących na rynku. Na przykład wzrost spreadu SCDS wynikający z uwarunkowań globalnych może indukować decyzję o odroczeniu emisji do bardziej sprzyjającego momentu czasowego, w którym będzie możliwe osiągnięcie korzystniejszych cen. Badanie determinant w ujęciu dziennym jest także spójne z badaniem ich zmienności przedstawionym w Rozdziale 3, które również zostało przeprowadzone na danych o częstotliwości dziennej. Częstotliwość dzienna pozwala jednocześnie uzyskać większą liczbę obserwacji w próbie, poprawiając własności statystyczne estymatorów w modelu ekonometrycznym.

Wykorzystanie danych o wysokiej częstotliwości niesie ze sobą jednak pewne ograniczenia. Po pierwsze rynki SCDS reagują na informacje o wysokiej częstotliwości dotyczące przyszłości, podczas gdy publikacje danych makroekonomicznych są dostępne w niższych częstotliwościach (miesięcznej, kwartalnej, czy też rocznej). Po drugie natomiast, dane makroekonomiczne opisują najczęściej bieżącą lub przeszłą sytuację gospodarczą. Przykładowo publikacja danych o deficycie budżetowym za *ubiegły* rok jest niewystarczająca dla inwestora, który poszukuje zabezpieczenia przed ryzykiem *przyszłych* zdarzeń kredytowych w horyzoncie inwestycji. Rozwiązaniem tego problemu wydaje się być użycie prognoz zmiennych makroekonomicznych, które nie mają z kolei częstotliwości odpowiadającej dziennym kwotowaniom spreadów SCDS.

Z pomocą przychodzi fakt, zgodnie z którym zmienne finansowe najczęściej mają tzw. charakter *forward-looking*, czyli uwzględniają przyszły stan uwarunkowań istotnych dla inwestorów, w tym dla uczestników rynku SCDS. W związku z tym w gronie determinant premii SCDS badanych w rozprawie umieszczone tylko zmienne finansowe. Dobór zmiennych wynikał z przeprowadzonego wcześniej przeglądu literaturowego. Zbiór zmiennych objaśniających w modelach zmian 5-letnich spreadów SCDS wystawionych na polskie obligacje skarbowe podzielono na dwa podzbiory. Źródłem danych jest serwis Bloomberg.

Poniżej przedstawiono wykorzystywane zmienne i wskazano oczekiwany kierunek ich wpływu na poziom spreadów. Jako zmienne lokalne przyjęto:

- WIG – szeroki indeks obejmujący kursy akcji 389 spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych²⁹. Jest to indeks dochodowy, który oprócz kursów akcji

²⁹ Liczba notowanych spółek odpowiada stanowi na koniec czerwca 2015 r.

uwzględnia również prawa poboru i dywidendy. Oczekuje się ujemnego znaku zmiennej – poprawa koniunktury w gospodarce powinna odzwierciedlać się we wzroście indeksu giełdowego, obniżeniu deficytu budżetowego w relacji do PKB i obniżeniu ryzyka kredytowego kraju.

- PLSLOPE – nachylenie krzywej dochodowości SPW obliczane jako różnica rentowności w okresie do zapadalności obligacji 10-letnich i obligacji 2-letnich. Wzrost nachylenia krzywej może oznaczać wzrost oczekiwanych krótkoterminowych stóp procentowych w przyszłości zgodnie z teorią oczekiwań struktury terminowej stóp procentowych, a tym samym wzrost kosztu emisji długu i ryzyka kredytowego. Z drugiej strony, wzrost nachylenia krzywej dochodowości jest także sygnałem poprawy przyszłej aktywności gospodarczej i kondycji budżetowej. Ujemne nachylenie krzywej bywa traktowane jako predyktor recesji w gospodarce. Możliwy jest zatem dodatni, bądź ujemny znak przy parametrze tej zmiennej.
- USDPLN – cena dolara amerykańskiego wyrażona w złotym (kurs USD/PLN w będącym standardem rynkowym kwotowaniu bezpośrednim, inaczej amerykańskim). Wprawdzie kursem, który ma większe znaczenie dla wymiany handlowej Polski jest EUR/PLN (większa część handlu zagranicznego Polski realizowana jest z Unią Europejską i rozliczana jest w euro), jednak kontrakty SCDS badane w bieżącej pracy dotyczą długu denominowanego w dolarze amerykańskim³⁰. Oczekuje się dodatniego znaku zmiennej. Deprecjacji waluty krajowej powinien towarzyszyć spadek krajowych stóp procentowych oraz pogorszenie aktywności gospodarczej w kraju względem zagranicy, co powinno przełożyć się na wzrost spreadu kredytowego.
- USDPLNV1M – zmienność kursu USD/PLN implikowana z cen opcji walutowych na kurs USD/PLN, która jest miarą oczekiwaną przez inwestorów zmienności tego kursu w horyzoncie jednego miesiąca. Zgodnie z modelem strukturalnym spreadu kredytowego wzrostowi zmienności aktywów krajowych powinien towarzyszyć wzrost ryzyka kredytowego.
- USDPLNR1M – kwotowanie strategii opcyjnej *risk reversal*, będącej różnicą między zmiennością opcji *call* i *put* na kurs USD/PLN w horyzoncie jednego miesiąca, czyli implikowana z opcji miara skośności kursu walutowego. Rynek opcji walutowych ma pożądaną właściwość koncentrowania się na przyszłości; tym samym stanowi

³⁰ Przy założeniu, że podstawowym kursem określającym siłę złotego jest kurs EUR/PLN, kurs USD/PLN można traktować jako kurs wynikowy.

przybliżenie nastrojów inwestorów względem kursu walutowego. Wzrost implikowanej skośności jest interpretowany jako ryzyko ekstremalnej deprecjacji kursu walutowego, mogącej przerodzić się w kryzys walutowy i niewypłacalność kraju, co sugeruje dodatni znak zmiennej.

Jako zmienne globalne przyjęto zmienne finansowe charakteryzujące koniunkturę gospodarczą w Stanach Zjednoczonych i premie obecne w spreadzie SCDS. Zbiór ten jest szerszy od zbioru zmiennych lokalnych:

- USDOIS3M – kwotowania 3-miesięcznego kontraktu OIS, czyli swapu stopy procentowej stałej za zmienną, w którym jako stopę stałą O/N przyjmuje się Fed Funds Effective Rate. Stopa ta jest obecnie powszechnie traktowana jako stopa wolna od ryzyka, gdyż w przeciwieństwie do stawki depozytowej LIBOR jest pozbawiona ryzyka kredytowego kontrahenta, jako że w transakcji OIS nie następuje wymiana nominału. Oczekuje się dodatniego znaku zmiennej, gdyż wzrost stopy wolnej od ryzyka zmniejsza spread kredytowy rozumiany jako nadwyżka oprocentowania ponad stopę wolną od ryzyka.
- SP500 – szeroki indeks Standard&Poors 500 Total Return obejmujący obecnie kursy 502 spółek notowanych na giełdach NYSE i NASDAQ. Jest to indeks dochodowy, który oprócz kursów akcji uwzględnia również prawa poboru i dywidendy. Oczekuje się ujemnego znaku. Poprawa koniunktury w największej gospodarce świata powinna kanałem handlowym oddziaływać także na poprawę koniunktury na świecie, w tym u głównych partnerów handlowych Polski, i obniżyć ryzyko kredytowe kraju.
- USSLOPE – nachylenie krzywej dochodowości w Stanach Zjednoczonych obliczane jako różnica rentowności w okresie do zapadalności obligacji 10-letnich i 3-miesięcznych bonów skarbowych. Różnica ta jest powszechnie stosowana jako predyktor przyszłej koniunktury gospodarczej i przyszłych stóp procentowych. Podobnie jak w przypadku nachylenia krzywej krajowych SPW, możliwy jest zarówno dodatni, jak i ujemny znak parametru przy zmiennej.
- SPGSCI – indeks dochodowy S&P GSCI obrazujący zmiany cen 24 surowców z sektora energetycznego, żywności, metali szlachetnych i przemysłowych traktowany jako wskaźnik koniunktury w światowej gospodarce, w szczególności na rynku surowcowym. Dla kraju będącego importerem netto surowców, wzrost ich cen może oznaczać spadek dochodu rozporządzalnego, popytu konsumpcyjnego i pogorszenie się koniunktury, a tym samym może skutkować wzrostem spreadu kredytowego. Dla

kraju będącego eksporterem netto surowców spodziewana jest sytuacja przeciwna – boom surowcowy poprawia kondycję budżetu państwa i obniża spread kredytowy.

- VIX – wskaźnik zmienności implikowanej z opcji na indeks S&P500 w horyzoncie jednego miesiąca powszechnie przyjmowany jako miara awersji do ryzyka. Oczekuje się dodatniego znaku. Wzrost awersji do ryzyka wśród inwestorów oznacza wzrost wymaganej premii za ryzyko i rozszerzenie się spreadu kredytowego.
- EMBI – spread rządowych papierów dłużnych krajów wschodzących denominowanych w dolarze amerykańskim ważony wielkością i płynnością danego rynku (uwzględnia m.in. obligacje Brady’ego i euroobligacje). Wartość poszczególnych instrumentów wliczanych do indeksu nie może być mniejsza niż 500 mln USD. Oczekuje się dodatniego znaku oznaczającego, że wzrostowi spreadu na rynku obligacji bazowych towarzyszy wzrost spreadu SCDS. Może to wynikać z wielu przesłanek, na przykład z odpływu kapitału portfelowego w czasie zawirowań do bezpiecznych przystani lub ze wzrostu stóp procentowych w gospodarkach wschodzących w konsekwencji dobrej koniunktury.
- CDSFIN – indeks Markit iTraxx Europe Senior Financial obejmujący 30 kontraktów CDS na spółki o ratingu inwestycyjnym z sektora finansowego w Europie. Stanowi przybliżenie ryzyka kredytowego w sektorze finansowym. Oczekuje się dodatniego znaku zmiennej. Problemom sektora finansowego może towarzyszyć potrzeba dokapitalizowania przez sektor publiczny, co wiąże się z obciążeniem budżetu państwa i wzrostem jego ryzyka kredytowego. Krajowy sektor bankowy może z kolei ucierpieć na skutek problemów finansowych banków matek i zmniejszenia linii kredytowych lub mniejszej dostępności do płynności walutowej, co może wpłynąć negatywnie na akcję kredytową w kraju i pogorszenie się koniunktury gospodarczej.
- CDSIG – indeks Markit CDX North America Investment Grade składający się ze 125 kontraktów CDS na spółki o ratingu inwestycyjnym w Ameryce Północnej. Wzrost tego indeksu jest odczytywany jako wzrost ryzyka kredytowego w sektorze prywatnym, pogorszenie koniunktury, a także wzrost ogólnej awersji do ryzyka, co powinno skutkować dodatnim znakiem parametru przy zmiennej.
- BIDASK – spread (różnica) między kwotowaniami spreadu ask i bid 5-letniego kontraktu SCDS wystawionego na polskie obligacje skarbowe obliczany zgodnie ze

wzorem $S_{ASK} - S_{BID}$ ³¹. Charakteryzuje on premię płynnościową zawartą w kwotowaniach SCDS. Oczekuje się dodatniego znaku, gdyż wzrost spreadu jest symptomem spadku płynności i wzrostu premii płynnościowej wymaganej przez dealerów.

Wskazane wyżej zmienne objaśniające, jak i zmienną objaśnianą poddano transformacji w celu uzyskania logarytmicznych stóp zwrotu (w dalszej części pracy stosuje się zamiennie pojęcia stóp zwrotu i zwrotów). Obliczanie stóp zwrotu przyczynia się do eliminacji niestacjonarności w szeregach zmiennych finansowych i tym samym problemu regresji pozornej. W przypadku badanych w pracy zmiennych zdiagnozowano brak stacjonarności przed transformacją logarytmiczną, jako że test KPSS odrzucił hipotezę zerową o stacjonarności. Po transformacji logarytmicznej test KPSS nie odrzucił hipotezy o stacjonarności.

Stosowane w pracy zwroty logarytmiczne obliczono według następującego wzoru:

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad 2.4$$

gdzie r_t oznacza zwrot logarytmiczny w okresie t , a P_t i P_{t-1} – wielkość zmiennej odpowiednio w okresie t i $t-1$. Można je interpretować jako stopy zwrotu przy kapitalizacji ciągłej z hipotetycznych jednodniowych inwestycji. Wśród licznych argumentów uzasadniających stosowanie zwrotów logarytmicznych w badaniach empirycznych można wymienić ([Doman i Doman 2009] oraz [Fiszeder 2009]):

- łatwość wyliczania zwrotu za okres dłuższy przez agregację zwrotów z podokresów,
- przyjmowanie przez zwrot logarytmiczny wartości z całej osi rzeczywistej, co jest istotne, gdy w modelowaniu stosowane są rozkłady prawdopodobieństwa z nieograniczonym nośnikiem³²,
- lepsze własności statystyczne,
- fakt, zgodnie z którym proces logarytmu ceny występuje często w stochastycznych równaniach różniczkowych (równaniach dyfuzji), będących podstawą modelowania zmienności w warunkach czasu ciągłego.

³¹ Pires, Pereira i Martins [2015] przedstawiają argumenty za stosowaniem absolutnego spreadu bid-ask dla kwotowań CDS. Spread relatywny, prawidłowy dla rynku akcji, czy obligacji, niesie w przypadku CDS mylącą informację. Na przykład ten sam spread absolutny dla dwóch obligacji referencyjnych o różnej wycenie ryzyka kredytowego odzwierciedlającej się w poziomie spreadu prawidłowo informuje o kosztach transakcyjnych (hipotetycznych) ponoszonych w trakcie trwania kontraktu. Jednak w przypadku spreadu CDS o wyższym poziomie, spread relatywny będzie niższy, fałszywie informując o niższym koszcie transakcyjnym.

³² Zwrot prosty przyjmuje wartości z przedziału $<-1, \infty$.

Jeżeli wartości bezwzględne zwrotów logarytmicznych nie są wysokie, to różnica między zwrotem prostym a logarytmicznym nie jest duża, przy czym w porównaniu z wartością bezwzględną zwrotu prostego, wartość bezwzględna zwrotu logarytmicznego jest niedoszacowana w przypadku zwrotów dodatnich i przeszacowana w przypadku zwrotów ujemnych. Powyższe zalety zwrotów logarytmicznych uzasadniają ich wybór w kontekście transformacji danych wykorzystywanych w pracy. Jest to też powszechna praktyka w przypadku pracy z danymi w postaci spreadów kredytowych. W dalszej części pracy zwroty logarytmiczne określane są pojęciem zmian.

Próba badawcza obejmuje okres od 1 października 2004 r. do 30 czerwca 2015 r. obejmując szereg 2200 zwrotów dziennych. Wprawdzie kwotowania 5-letnich spreadów SCDS dla Polski sięgają października 2000 r., jednak dane dotyczące innych zmiennych, w szczególności indeksów CDS, spreadu EMBI i kwotowań opcji na kurs USD/PLN nie pozwalają na oszacowanie modelu w tak długiej próbie. Ponadto, jak wskazano wcześniej, w pierwszych latach funkcjonowania rynku duże znaczenie miały trudno mierzalne uwarunkowania techniczne kontraktów SCDS, który to problem zmniejszył się po 2004 r.

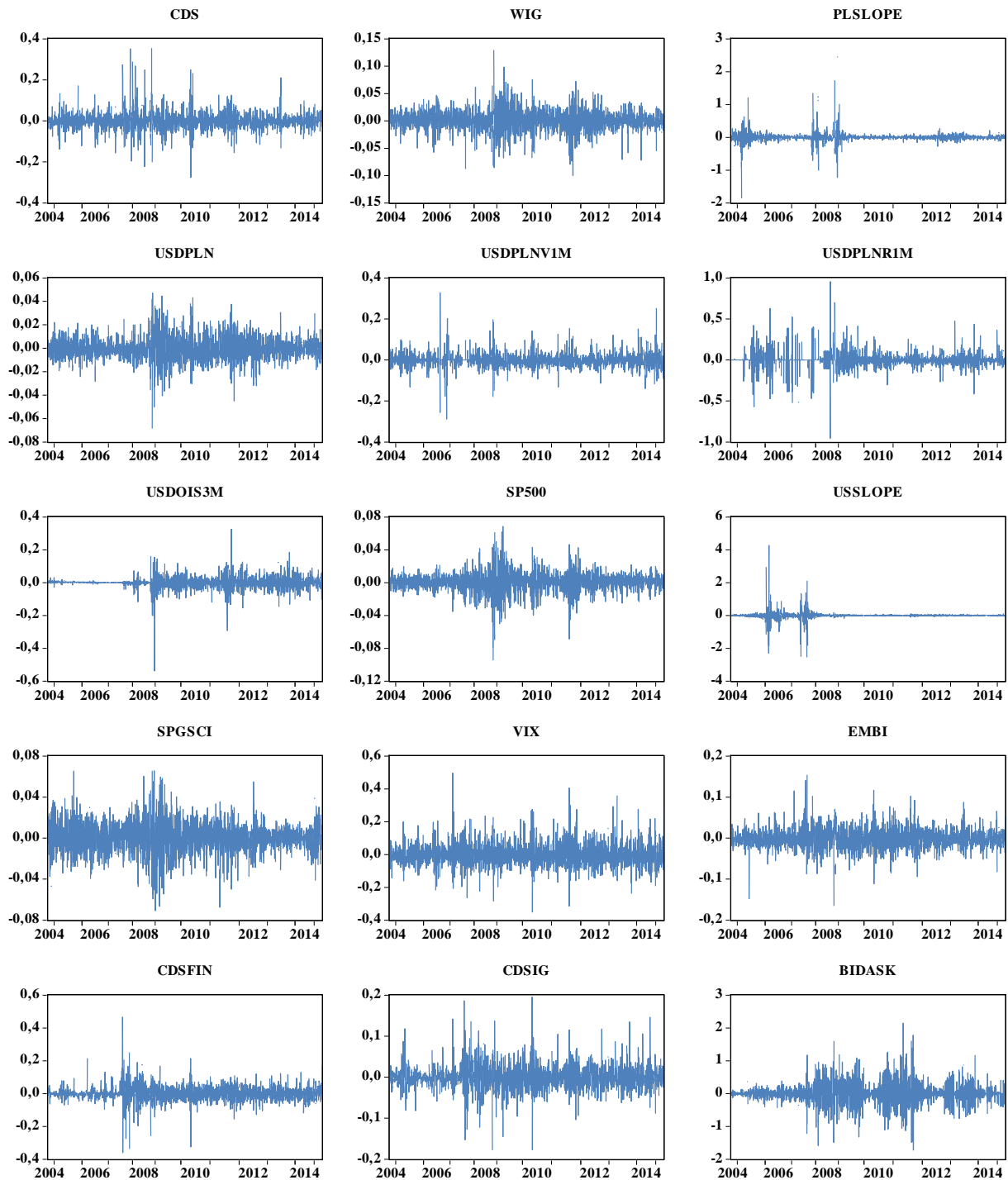
Na Wykresie 2.1 przedstawiono szeregi czasowe badanych zmiennych. Charakterystyczne są zgrupowania zmienności, zwłaszcza na przełomie lat 2008-2009. Problem ten porusza się w Rozdziale 3. W przypadku niektórych zmiennych istnieje podejrzenie wystąpienia zmian strukturalnych. Dotyczy to przede wszystkim zmiennych USDOIS3M, USSLOPE, CDSFIN i BIDASK. Potwierdzone jest też wcześniejsze przypuszczenie odnośnie występowania obserwacji nietypowych.

Własności statystyczne zwrotów zostały przedstawione w Tabeli 2.1. Na uwagę zasługuje to, że współczynniki kurtozy znacznie odbiegają od zera we wszystkich przypadkach, co oznacza grube ogony rozkładów³³. W konsekwencji częściej niż wynikałoby to z rozkładu normalnego zmiennej losowej występują wysokie lub niskie kwotowania spreadów. Największą skośnością dodatnią charakteryzują się miary nachylenia krzywych dochodowości w Stanach Zjednoczonych i w Polsce (USSLOPE i PLSLOPE), a najbardziej ujemna skośność występuje w przypadku stopy wolnej od ryzyka (USDOIS3M). Wysokie dla omawianych zmiennych są również wartości kurtozy odpowiadające za spłaszczenie rozkładów. Wartości te zdecydowanie przekraczają 3, co oznacza, że w porównaniu z rozkładem normalnym rozkłady są leptokurtyczne, ich wykresy wysmukłe, a ekstrema

³³ Może, ale nie musi to oznaczać także występowanie dużych obserwacji nietypowych mogących obciążać estymatory w metodzie regresji liniowej szacowanej metodą najmniejszych kwadratów.

większe niż w przypadku zmiennej losowej normalnej. Największa kurtoza obserwowana jest w przypadku nachylenia krzywych dochodowości.

Wykres 2.1. Szeregi czasowe logarytmicznych stóp zwrotu zmiennych w badaniu determinant spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015.



Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 2.1. Statystyki opisowe logarytmicznych stóp zwrotu zmiennych w badaniu determinant spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015.

Zmienna	Średnia	Mediana	Maks.	Min.	Odch. stand.	Skośność	Kurtoza	Stat. Jarque'a-Bery
CDS	0,0003	0,0000	0,3552	-0,2757	0,0416	1,1076	14,7083	13016 *
WIG	0,0005	0,0008	0,1294	-0,1000	0,0187	-0,1560	6,5898	1190 *
PLSLOPE	0,0023	0,0000	2,4277	-1,8563	0,1393	2,9437	88,7573	677322 *
USDPLN	-0,0002	-0,0005	0,0470	-0,0685	0,0097	0,0552	6,3253	1015 *
USDPLNV1M	-0,0006	0,0000	0,3280	-0,2877	0,0329	0,6055	17,4742	19339 *
USDPLNR1M	-0,0012	0,0000	0,9555	-0,9555	0,0925	0,2801	22,9234	36415 *
USDOIS3M	-0,0008	0,0002	0,3254	-0,5386	0,0344	-1,5949	39,1675	120841 *
SP500	0,0005	0,0008	0,0686	-0,0946	0,0117	-0,5864	10,4548	5220 *
USSLOPE	-0,0039	-0,0013	4,2736	-2,5571	0,2161	2,0576	127,9137	1431868 *
SPGSCI	0,0004	0,0008	0,0656	-0,0709	0,0148	-0,1063	5,2150	454 *
VIX	-0,0013	-0,0066	0,4960	-0,3506	0,0678	0,7546	7,3510	1944 *
EMBI	-0,0003	-0,0006	0,1544	-0,1653	0,0239	0,1372	7,2586	1669 *
CDSFIN	0,0007	-0,0009	0,4661	-0,3603	0,0448	0,2676	16,8065	17500 *
CDSIG	0,0000	-0,0009	0,1953	-0,1778	0,0293	0,3935	8,5193	2849 *
BIDASK	0,0013	0,0000	2,1485	-1,7258	0,2986	0,2688	9,5137	3916 *

Uwaga: JB – statystyka Jarque'a-Bery. Wszystkie wartości statystyki są istotne na poziomie 99%. W przypadku testu Jarque'a-Bery gwiazdką (*) oznaczono odrzucenie H_0 o normalności rozkładu zmiennej na poziomie 5%.

Źródło: Opracowanie własne.

2.4.2. Wyniki estymacji modelu regresji wielorakiej.

W celu oceny wpływu wyodrębnionego zbioru determinant na spready SCDS dla polskich obligacji skarbowych dokonano estymacji liniowego modelu regresji wielorakiej w okresie od 1 października 2004 r. do 29 czerwca 2015 r. o następującej postaci:

$$S_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i * X_{i,t} + \varepsilon_t \quad 2.5$$

gdzie S_t oznacza zwrot logarytmiczny spreadu SCDS w okresie t , α – stałą, β_i – wektor parametrów dla $n=14$ zmiennych objaśniających, $X_{i,t}$ – wektor zmiennych objaśniających w okresie t , ε_t – składnik losowy w okresie t . Przyjęto, że ze względu na natychmiastowe uwzględnianie informacji w cenach, w strukturze dynamicznej modelu nie potrzeba uwzględniania opóźnień.

Wyniki estymacji modelu metodą najmniejszych kwadratów przedstawiono w Tabeli 2.2. Statystyka Durбина-Watsona na poziomie 2,01 jest bliska wartości 2 sugerując brak problemu z autokorelacją składnika losowego. Autokorelację wykluczył także test Breuscha-Godfrey dla standardowo przyjmowanych wartości opóźnień. Dopasowanie modelu

mierzone współczynnikiem R^2 wyniosło 25,7%, co należy ocenić jako wielkość umiarkowaną.

Tabela 2.2. Wyniki estymacji modelu zmian spreadów SCDS dla Polski z wykorzystaniem pełnego zbioru zmiennych objaśniających w okresie 1.10.2004-30.06.2015.

Zmienna	Parametr	Błąd stand.	Statystyka t	P-wartość statystyki t
C	0,000486	0,000770	0,630881	0,5282
WIG	-0,396098	0,074868	-5,290598	0,0000
PLSLOPE	0,009682	0,005552	1,743710	0,0814
USDPLN	0,023773	0,131278	0,181092	0,8563
USDPLNV1M	0,112393	0,025141	4,470420	0,0000
USDPLNR1M	0,022500	0,008505	2,645516	0,0082
USDOIS3M	0,003436	0,022510	0,152647	0,8787
SP500	-0,173297	0,111104	-1,559782	0,1190
USSLOPE	0,000684	0,003562	0,191905	0,8478
SPGSCI	-0,045334	0,058962	-0,768856	0,4421
BIDASK	0,001516	0,002525	0,600524	0,5482
VIX	-0,056495	0,018084	-3,124109	0,0018
EMBI	0,236696	0,042573	5,559726	0,0000
CDSFIN	0,206811	0,022559	9,167433	0,0000
CDSIG	0,068804	0,040055	1,717752	0,0860
Współczynnik R^2	0,256943	Średnia zm. objaśnianej		0,000252
Skorygowany współczynnik R^2	0,252182	Odch. stand. zm. objaśnianej		0,041644
Błąd standardowy regresji	0,036012	Kryterium info. Akaike		-3,803111
Suma kwadratów reszt	2,833714	Kryterium info. Schwarz		-3,764273
Wartość logarytmu f-cji najw. wiarygodności	4198,422	Kryterium info. HQ		-3,788919
Statystyka F	53,96832	Statystyka Durбина-Watsona		2,018923
P-wartość statystyki F	0,000000			

Uwaga: Pogrubiono zmienne istotne na poziomie istotności równym 5%.

Źródło: Opracowanie własne.

Oszacowania parametrów przy wszystkich zmiennych objaśniających posiadają znak zgodny z przewidywaniami teorii ekonomicznej, poza oszacowaniem parametru przy zmiennej VIX. Ujemny znak sugeruje, jakoby wzrostowi awersji do ryzyka w skali globalnej towarzyszyło obniżenie się spreadu SCDS. Niezgodny z przewidywaniami znak tego parametru wymaga podjęcia próby wyjaśnienia. Częstym problemem w przypadku estymacji modeli dla zmiennych finansowych za pomocą metody najmniejszych kwadratów jest współliniowość zmiennych. Za pomocą metody dekompozycji wariancji współczynników

Belsleya-Kuha-Welsha zdiagnozowano, że problemy współliniowości mogą dotyczyć zmiennej VIX w powiązaniu z indeksem S&P500, a także, odrębnie, w powiązaniu ze zmiennymi EMBI, CDSFIN i CDSIG. Ze względu na to, że wszystkie te zmienne mogą zawierać komponent awersji do ryzyka, co wskazywano wcześniej, można przyjąć dwie strategie rozwiązania problemu:

- usunięcie zmiennej VIX z modelu przy założeniu, że awersja do ryzyka zostanie uwzględniona w pozostałych zmiennych,
- wyodrębnienie za pomocą metody głównych składowych pierwszego komponentu przybliżającego część wspólną indeksu VIX i trzech powyższych zmiennych. Pierwszy komponent wyjaśnia 63% ich wspólnej zmienności, a ładunki wszystkich zmiennych mają dodatni w nim znak, co uwiarygadniałoby to podejście.

Zastosowano pierwsze z podejść ze względu na potrzebę zachowania większej liczby zmiennych w modelu w celach interpretacyjnych w dalszej części rozdziału. Problem współliniowości dotyczył także zmiennych USDPLN i WIG. Usunięcie kursu walutowego z modelu było możliwe, gdyż sytuację na rynku walutowym opisują zmienność implikowana i skośność kursu USD/PLN, a kurs USD/PLN nie jest istotny statystycznie.

W kolejnym etapie budowy modelu regresji wielorakiej zastosowano procedurę, w której w sposób sekwencyjny z modelu pełnego usuwano zmienne, dla których oszacowania p-wartości parametrów były największe, po czym model reestymowano i ponownie sprawdzano istotność oszacowań parametrów. Procedurę zakończono po otrzymaniu wszystkich zmiennych istotnych statystycznie (p -wartości $< 0,05$). W wyniku zastosowania powyższej procedury sekwencyjnej otrzymano model z istotnymi parametrami, który przedstawiono w Tabeli 2.3. Statystyka Durбина-Watsona na poziomie 2,01 jest bliska wartości 2 sugerując brak problemu z autokorelacją składnika losowego. Autokorelację wykluczył także test Breuscha-Godfrey'a dla standardowo przyjmowanych wartości opóźnień. Dopasowanie modelu mierzone współczynnikiem R^2 wyniosło 25,2%. Tym samym eliminacja nieistotnych zmiennych nie wpłynęła znacząco na dopasowanie modelu do danych, zmniejszając współczynnik R^2 o zaledwie 0,5 pp. Ograniczona wielkość współczynnika R^2 jest potwierdzeniem tego, że na przestrzeni lat 2004-2015 spready znajdowały pod wpływem innych determinant. W różnych okresach czasu różne zbiory determinant mogą być jednak istotne dla kształtowania się spreadów SCDS. Podejrzeń to będzie weryfikowane w dalszej części pracy.

Tabela 2.3. Wyniki estymacji modelu zmian spreadów SCDS dla Polski z wykorzystaniem istotnych zmiennych objaśniających w okresie 1.10.2004-30.06.2015.

Zmienna	Parametr	Błąd stand.	Statystyka <i>t</i>	P-wartość statystyki <i>t</i>
C	0,000481	0,000770	0,624434	0,5324
CDSFIN	0,221275	0,020439	10,826340	0,0000
WIG	-0,440709	0,050375	-8,748528	0,0000
EMBI	0,238579	0,039672	6,013820	0,0000
USDPLNV1M	0,100823	0,024798	4,065736	0,0000
USDPLNR1M	0,021992	0,008495	2,588747	0,0097
Współczynnik R ²	0,251765	Średnia zm. objaśnianej		0,000252
Skorygowany współczynnik R ²	0,250060	Odch. stand. zm. objaśnianej		0,041644
Błąd standardowy regresji	0,036063	Kryterium info. Akaike		-3,804348
Suma kwadratów reszt	2,853463	Kryterium info. Schwarz		-3,788812
Wartość logarytmu f-cji najw. wiarygodności	4190,782	Kryterium info. HQ		-3,798671
Statystyka F	147,64660	Statystyka Durбина-Watsona		2,007707
P-wartość statystyki F	0,000000			

Uwaga: Pogrubiono zmienne istotne na poziomie istotności równym 5%.

Źródło: Opracowanie własne.

Zarówno zmienna objaśniana, jak i wektor zmiennych objaśniających zostały wyrażone, jak wskazano wcześniej, w postaci logarytmicznych stóp zwrotu. Estymacja wskazała, że istotnymi statystycznie (poziom istotności 5%) zmiennymi objaśniającymi są:

- WIG – wzrostowi zmian indeksu giełdowego o 1% towarzyszy zmniejszenie zmian spreadu SCDS o 0,44%³⁴,
- USDPLNV1M – wzrostowi zmian implikowanej zmienności kursu walutowego USD/PLN o 1% towarzyszy wzrost zmian spreadu SCDS o 0,1%,
- USDPLNR1M – wzrostowi zmian implikowanej skośności kursu walutowego USD/PLN o 1% towarzyszy wzrost zmian spreadu SCDS o 0,02%,
- EMBI – wzrostowi zmian spreadu obligacji EM względem *Treasuries* o 1% towarzyszy wzrost zmian spreadu SCDS o 0,24%,
- CDSFIN – wzrostowi zmian indeksu CDS przedsiębiorstw finansowych o 1% towarzyszy wzrost zmian spreadu SCDS o 0,22%.

Powyższa interpretacja wskazuje, że zmiennymi będącymi stymulantami³⁵ zwrotów SCDS dla Polski są: zmienność implikowana kursu USD/PLN, skośność implikowana kursu

³⁴ Jak wskazano wcześniej, pod pojęciem zmiana rozumiana jest logarytmiczna stopa zwrotu.

³⁵ Zmienne, których rosnące wartości są oceniane pozytywnie z punktu widzenia danego zjawiska.

USD/PLN, spread obligacji krajów wschodzących do *Treasuries* oraz indeks CDS europejskich przedsiębiorstw finansowych. Zmienną będącą destymulantą³⁶ zwrotów SCDS dla Polski jest natomiast indeks WIG.

Z powyższego zbioru zmiennych jako istotne ekonomicznie należy wskazać przede wszystkim indeks giełdowy WIG, zmienność kursu walutowego USD/PLN, spread EMBI obligacji krajów wschodzących do obligacji amerykańskich i indeks CDS sektora finansowego w Europie. Należy zwrócić uwagę na brak istotności niektórych zmiennych wskazywanych przez modele teoretyczne spreadu SCDS. W szczególności dotyczy to stopy wolnej od ryzyka, nachylenia krzywej dochodowości, cen surowców na świecie, koniunktury giełdowej w Stanach Zjednoczonych, spreadu kredytowego dużych przedsiębiorstw amerykańskich i płynności na rynku polskich SCDS. Możliwym jest, że część informacji zawartej w tych zmiennych jest uwzględniona w innych zmiennych, istotnych statystycznie w modelu. Stopa wolna od ryzyka może być uwzględniona w spreadzie ryzykownych obligacji skarbowych krajów wschodzących, podobnie jak ceny surowców na świecie (EMBI uwzględnia też kraje będące głównymi eksporterami surowców), koniunktura giełdowa w Stanach Zjednoczonych może z kolei odzwierciedlać się w indeksie WIG. Zaskakujący w kontekście badań nad spreadami SCDS jest brak istotności zmiennej charakteryzującej koszty transakcyjne³⁷. Może to być związane z względnie wysoką płynnością polskiego rynku, w związku z czym ewentualne zmiany spreadów bid-ask nie stanowią dużego zaburzenia, lub z charakterystyką tej zmiennej, której inspekcja graficzna wydaje się wskazywać występowanie zmian strukturalnych.

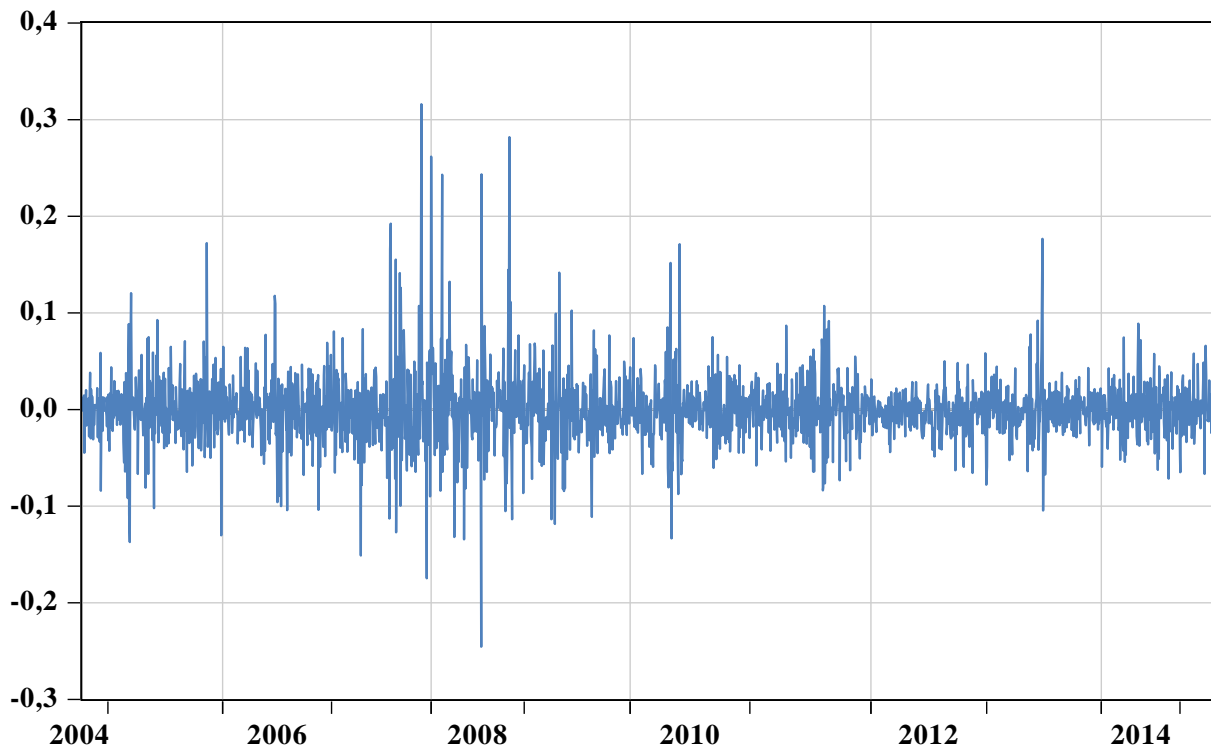
Istotnym elementem diagnostyki modelu jest ocena szeregu reszt i stabilności parametrów. Szereg reszt modelowych przedstawionych na Wykresie 2.2 wydaje się sugerować heteroskedastyczność składnika losowego. Widoczne są na nim okresy zwiększonej zmienności, na przykład w latach 2007-2009, bądź też w 2013 r.

Problem ten potwierdza estymacja modelu metodą rekursywną, czyli powtarzanie estymacji modelu na przyrastającym zbiorze obserwacji, począwszy od 6 obserwacji niezbędnych dla oszacowania modelu z 5 zmiennymi objaśniającymi. Błąd prognozy modelu na jeden okres wprzód na każdym etapie określa się mianem reszty rekursywnej. Szereg reszt rekursywnych przedstawiono na Wykresie 2.3. Wykres ten wskazuje, że w latach 2007-2008 reszty rekursywne regularnie przekraczały wielkość dwóch odchyłeń standardowych.

³⁶ Zmienną, której malejące wartości są oceniane pozytywnie z punktu widzenia danego zjawiska.

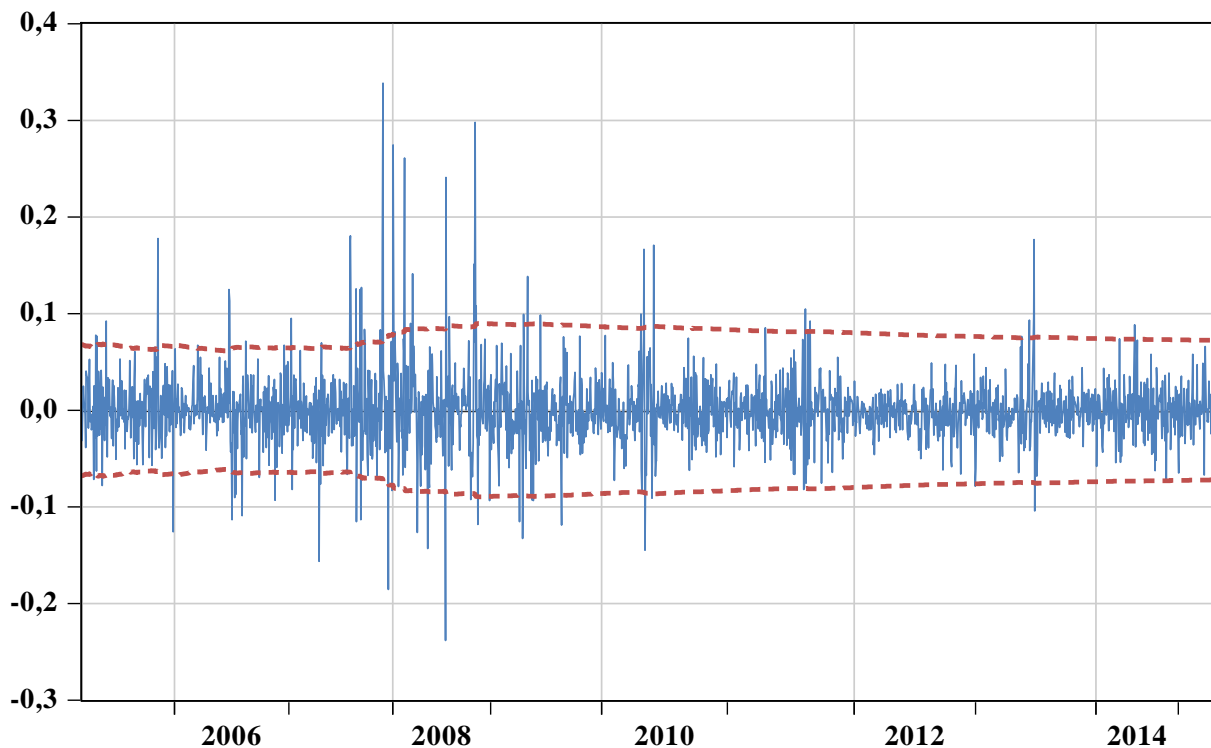
³⁷ Dokonano także sprawdzenia stabilności wyników przez estymację równania z jedną zmienną objaśniającą – BIDASK. Zmienna ta nadal pozostawała nieistotna. Ten sam wniosek pozwoliła wyciągnąć estymacja modeli z jedną zmienną objaśniającą dla następujących zmiennych: USDOIS3M, USSLOPE.

Wykres 2.2. Szereg reszt modelu zmian spreadów SCDS dla Polski z wykorzystaniem istotnych zmiennych objaśniających w okresie 1.10.2004-30.06.2015.



Źródło: Opracowanie własne.

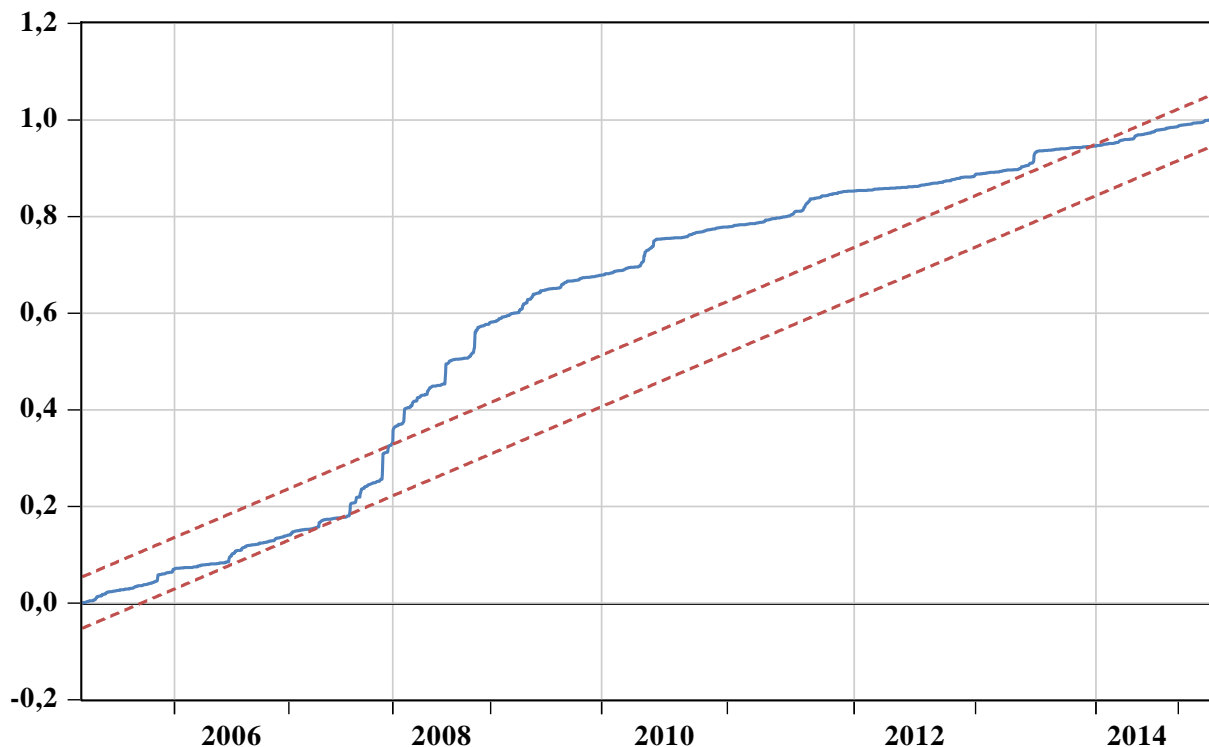
Wykres 2.3. Szereg reszt rekursywnych modelu zmian spreadów SCDS dla Polski z wykorzystaniem istotnych zmiennych objaśniających w okresie 1.10.2004-30.06.2015.



Uwaga: Czerwoną linią oznaczono wielkość dwóch błędów standardowych. Źródło: Opracowanie własne.

Przyczyną heteroskedastyczności składnika losowego może być zmiana strukturalna powodująca niestabilność parametrów. Wskazaniem na wystąpienie niestabilności parametrów modelu jest test CUSUM (ang. *cumulative sum*, test zaproponowany przez Browna, Durbina i Evansa [1975]) dla kwadratów reszt zobrazowany na Wykresie 2.4. Wynika z niego, że w okolicach końca 2007 r. skumulowana suma kwadratów reszt rekursywnych przekroczyła poziom krytyczny 5%.

Wykres 2.4. Wyniki testu CUSUM dla kwadratów reszt modelu zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015.



Uwaga: Czerwoną linią oznaczono poziom istotności 5%.
Źródło: Opracowanie własne.

Przekonującym testem formalnym niestabilności oszacowań parametrów w przypadku nieznanego momentu zmiany strukturalnej w modelu liniowym estymowanym za pomocą metody najmniejszych kwadratów może być test Baia [1997] na wielokrotną zmianę strukturalną. Procedura testowania jest sekwencyjna. W pierwszym kroku poszukiwany jest moment zmiany strukturalnej. W kolejnych krokach poszukiwany jest moment zmiany strukturalnej w każdej z wcześniej wyodrębnionych podprób. W testach przyjęto możliwość zmiany rozkładu błędu w poszczególnych podpróbach oraz możliwość zmiany oszacowań *wszystkich* parametrów modelu. Wyniki dla rozważanego modelu zostały przedstawione w Tabeli 2.4.

Tabela 2.4. Wyniki testu Baia na zmiany strukturalne w modelu zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015.

Testowana ilość zmian strukturalnych	Data zmiany strukturalnej	Statystyka F	Przeskalowana statystyka F
0 vs. 1 *	08.11.2007	16,53177	99,19059
1 vs. 2 *	23.10.2012	8,136774	48,82065
2 vs. 3	30.09.2004	2,463197	14,77918

Uwaga: Gwiazdką (*) oznaczono istotność na poziomie 5%. Wartość krytyczna równa 20,08.

Źródło: Opracowanie własne.

Procedura sekwencyjna ujawniła wystąpienie dwóch zmian strukturalnych w następujących datach: 8 listopada 2007 r. i 23 października 2012 r. Pierwszą z tych dat można wiązać z wystąpieniem globalnego kryzysu finansowego, który miał początek w Stanach Zjednoczonych i wiązał się w dużej mierze z funkcjonowaniem rynku instrumentów pochodnych, w tym swapów ryzyka kredytowego (por. Rozdział 1). Jednym z efektów kryzysu była zmiana podejścia do ryzyka kredytowego kontrahenta i ryzyka kredytowego podmiotu referencyjnego, odzwierciedlająca się między innymi we wzroście ich wyceny. Przejście do kryzysu finansowego w zadłużeniowy krajów w strefie euro stymulowało ten proces. Występowanie zmian strukturalnych w szeregach spreadów SCDS zostało potwierdzone między innymi przez Amstad, Remolone i Sheka [2016], którzy znajdują zmianę strukturalną po październiku 2008 r., dzieląc próbę na okres *old normal* i *new normal*, które różnią się znaczeniem determinant dla spreadów. W okresie *new normal* większe znaczenie mają czynniki globalne, jako że kryzys ujawnił skalę powiązań międzynarodowych. W obydwu okresach podobne znaczenie ma jednak desygnacja kraju jako wschodzący lub rozwinięty, zgodnie z którą inny jest zbiór determinant dla spreadów krajów wschodzących, a inny dla spreadów krajów rozwiniętych.

Drugą datę można natomiast wiązać z umownym punktem kulminacyjnym kryzysu zadłużeniowego w strefie euro, który miał miejsce w drugiej połowie 2012 r. W lipcu 2012 r. Mario Draghi, Prezes Europejskiego Banku Centralnego, wskazał, że EBC zrobi wszystko, co będzie konieczne (ang. *whatever it takes*) w celu zapewnienia trwałości strefy euro. W sierpniu 2012 r. EBC zainicjował program OMT (ang. *Outright Monetary Transactions*) polegający na bezwarunkowym skupie obligacji rządowych krajów, w których stwierdzono by problemy z mechanizmem transmisji monetarnej, a które byłyby beneficjentami programów pomocowych. Jednocześnie jednak w listopadzie 2012 r. w życie weszły przepisy zakazujące zawieranie nagich kontraktów SCDS w UE, które miały wpływ na spadek

płynności na rynku europejskich kontraktów SCDS. Część aktywności spekulacyjnej mogła zostać ograniczona przyczyniając się do wystąpienia zmiany strukturalnej.

Wykazano, że problem niestabilności parametrów modelu jest wystarczająco silnie zarysowany i wymaga rozwiązania. W konsekwencji wykrycia zmian strukturalnych oszacowano modele regresji wielorakiej w trzech podpróbach: od 1 października 2004 r. do 6 listopada 2007 r., od 8 listopada 2007 r. do 22 października 2012 r. i od 23 października 2012 r. do 29 czerwca 2015 r. Wyniki estymacji przedstawiono w Tabeli 2.5.

Tabela 2.5. Wyniki estymacji modelu zmian spreadów SCDS dla Polski w podpróbach określonych przez test zmian strukturalnych.

Zmienna	Parametr	Błąd stand.	Statystyka <i>t</i>	P-wartość statystyki <i>t</i>
1.10.2004-6.11.2007 (656 obserwacji)				
C	-0,000458	0,001386	-0,330624	0,7410
WIG	-0,277390	0,103117	-2,690044	0,0072
USDPLNV1M	0,063144	0,041090	1,536728	0,1245
USDPLNR1M	0,000990	0,012044	0,082231	0,9345
EMBI	-0,147746	0,070611	-2,092397	0,0365
CDSFIN	0,160454	0,031248	5,134852	0,0000
8.11.2007-22.10.2012 (1067 obserwacji)				
C	0,001083	0,001182	0,916464	0,3595
WIG	-0,420925	0,069023	-6,098329	0,0000
USDPLNV1M	0,109932	0,041984	2,618397	0,0089
USDPLNR1M	0,045185	0,014153	3,192649	0,0014
EMBI	0,366774	0,056867	6,449728	0,0000
CDSFIN	0,301448	0,032483	9,280221	0,0000
23.10.2012-29.6.2015 (477 obserwacji)				
C	-0,000497	0,001173	-0,423374	0,6721
WIG	-0,050612	0,108076	-0,468301	0,6396
USDPLNV1M	0,099859	0,039034	2,558283	0,0106
USDPLNR1M	0,016129	0,018948	0,851228	0,3947
EMBI	0,486229	0,077783	6,251117	0,0000
CDSFIN	0,071662	0,040390	1,774245	0,0762
Współczynnik R ²	0,294352	Średnia zm. objaśnianej		0,000252
Skorygowany współczynnik R ²	0,288855	Odch. stand. zm. objaśnianej		0,041644
Błąd standardowy regresji	0,035118	Kryterium info. Akaike		-3,852040
Suma kwadratów reszt	2,691051	Kryterium info. Schwarz		-3,805435
Wartość logarytmu f-cji najw. wiarygodności	4255,244	Kryterium info. HQ		-3,835010
Statystyka F	53,54089	Statystyka Durbina-Watsona		2,021901
P-wartość statystyki F	0,000000			

Uwaga: Pogrubiono zmienne istotne na poziomie istotności równym 5%. Źródło: Opracowanie własne.

Poprawa dopasowania w porównaniu z poprzednim modelem widoczna jest we wzroście współczynnika R^2 o 4,2 pp. do 29,4%. Potwierdza to wcześniejsze przypuszczenie, że część niewyjaśnionej w modelu estymowanym w pełnej próbie wariancji składnika losowego wynika z niestabilności oszacowań parametrów. Należy także dodać, że zastosowana metoda regresji liniowej pozwala na uchwycenie tylko zależności liniowych. Jest możliwym, że poza zmianami strukturalnymi i nieuwzględnionymi w modelu zmiennymi, niski współczynnik R^2 wynika z nieuwzględnienia zależności nieliniowych. Problem ten jest częściowo badany w Rozdziale 3, gdzie modelowana jest zmienność spreadów SCDS.

Ogólny obraz wyłaniający się z zastosowanego podejścia wskazuje, że zarówno zmienne lokalne, jak i globalne, w tym charakteryzujące premię za ryzyko, mają swój udział w kształtowaniu się zmian spreadów, choć ich wpływ jest zróżnicowany w poszczególnych okresach czasu. W pierwszej podpróbie, której zakres można określić jako preludium kryzysu finansowego, istotnymi statystycznie determinantami zmian spreadu SCDS okazują się być:

- WIG – wzrostowi zmian szerokiego indeksu akcji warszawskiej GPW o 1% odpowiada spadek zmian spreadu o 0,28%,
- EMBI – wzrostowi zmian spreadu obligacji rynków wschodzących względem amerykańskich Treasuries o 1% towarzyszy spadek zmian spreadu o 0,15%. Niezgodny z przewidywaniami znak tego parametru wynika prawdopodobnie z tego, że w otoczeniu niskich stóp procentowych w skali globalnej indeks EMBI wykazywał ogólnie tendencję do spadku, podczas gdy premia SCDS dla Polski nie wykazywała takiej zależności. Częściowo może to być także efekt pozostałej w modelu współliniowości,
- CDSFIN – wzrostowi zmian indeksu iTraxx przedsiębiorstw finansowych o 1% towarzyszy wzrost zmian spreadu SCDS dla Polski o 0,16%.

Tym samym w okresie ograniczonych napięć na rynkach finansowych zarówno zmienne lokalne, jak i globalne wpływają na wycenę SCDS dla Polski. Powyższa interpretacja wskazuje, że w pierwszej podpróbie istotną stymulantą zwrotów SCDS dla Polski jest indeks CDS europejskich przedsiębiorstw finansowych. Istotnymi destymulantami zwrotów SCDS są natomiast indeks akcji WIG oraz spread obligacji krajów wschodzących do *Treasuries*.

W drugim, zidentyfikowanym przez test Baia, okresie, do późnego 2012 r., wszystkie zmienne w modelu, poza stałą, okazują się być istotnymi determinantami premii SCDS, a współczynnik R^2 modelu ulega znacznemu wzrostowi – do 38,7%:

- WIG – wzrostowi zmian szerokiego indeksu akcji warszawskiej GPW o 1% towarzyszy spadek zmian spreadu SCDS o 0,42%,
- USDPLNV1M – wzrostowi zmian zmienności implikowanej kursu USD/PLN odpowiada wzrost zmiany spreadu SCDS o 0,11%,
- USDPLNR1M – wzrostowi zmian implikowanej skośności kursu USD/PLN (wzrostowi ryzyka deprecjacji kursu złotego do dolara) towarzyszy wzrost zmian spreadu o 0,5%,
- EMBI – wzrostowi zmian spreadu obligacji rynków wschodzących względem amerykańskich Treasuries o 1% towarzyszy wzrost zmiany spreadu o 0,37%. Warto zwrócić uwagę na zgodny z przewidywaniami znak parametru przy tej zmiennej,
- CDSFIN – wzrostowi zmian indeksu iTraxx przedsiębiorstw finansowych towarzyszy wzrost zmian spreadu SCDS dla Polski o 0,3%.

Powyższa interpretacja wskazuje, że w drugiej podpróbie istotnymi stymulantami zwrotów SCDS dla Polski są: zmienność implikowana kursu USD/PLN, skośność implikowana kursu USD/PLN, spread obligacji krajów wschodzących do *Treasuries* oraz indeks CDS europejskich przedsiębiorstw finansowych. Istotną destymulantą zwrotów SCDS pozostaje natomiast indeks WIG. W okresie kryzysu finansowego, który przerodził się w kryzys zadłużeniowy w strefie euro, pełen zestaw zmiennych lokalnych i globalnych wpływa na spready kredytowe Polski. Trzy zmienne lokalne i dwie zmienne globalne okazują się być determinantami istotnymi statystycznie. W szczególności istotne stają się zmienne USDPLNV1M i USDPLNR1M. W okresie tym miał miejsce zarówno wzrost spreadu SCDS dla Polski jak i wzrost zmienności i skośności kursu USD/PLN, co może sugerować, że rynek opcji walutowych, na którym determinowane są zmienność i skośność kursu walutowego, wyceniał ryzyko dużej deprecjacji kursu złotego. Mogłaby ona być związana z wystąpieniem zdarzenia kredytowego w przypadku polskich obligacji skarbowych.

W ostatnim wyróżnionym okresie – po listopadzie 2012 r. – nieistotna okazuje się koniunktura giełdowa w Polsce i ryzyko deprecjacji złotego. Obniżeniu ulega także współczynnik determinacji – do 21%. Należy zwrócić uwagę, że w ostatnich latach ryzyko gwałtownej deprecjacji złotego zostało ograniczone, między innymi przez efektywne interwencje Narodowego Banku Polskiego w 2011 r. nakierowane na obniżenie zmienności kursu złotego, co mogło zmniejszyć zależność ryzyka kredytowego od implikowanej skośności kursu walutowego. Z kolei indeks WIG kształtuje się w szerokim trendzie bocznym, mimo poprawiających się wskazań danych makroekonomicznych, posiadając

niejako zmniejszoną zdolność do odzwierciedlania koniunktury w sferze realnej. Na uwagę zasługuje brak istotności statystycznej zmiennej CDSFIN, co należy interpretować jako sukces inicjatyw zmierzających do przerwania zależności między ryzykiem kredytowym instytucji finansowych zagrożonych upadłością i ryzykiem kredytowym krajów w strefie euro. Kraje, które poniosły istotne koszty w wyniku udzielenia wsparcia dla instytucji finansowych, stały się beneficjentami międzynarodowych programów pomocowych (vide Irlandia) umożliwiających obniżenie zależności od finansowania się na rynku długu. Istotnymi statystycznie pozostają:

- USDPLNV1M – wzrostowi zmian zmienności implikowanej kursu USD/PLN o 1% towarzyszy wzrost zmian spreadu o 0,1%. W połączeniu z nieistotną zmienną USDPLNR1M oznacza to, że zmienność kursu nadal jest istotną determinantą spreadu SCDS w Polsce, ale ryzyko dużej deprecjacji kursu nie ma takiego znaczenia,
- EMBI – wzrostowi zmiany spreadu obligacji rynków wschodzących względem amerykańskich Treasuries o 1% towarzyszy wzrost zmian spreadu o 0,49%.

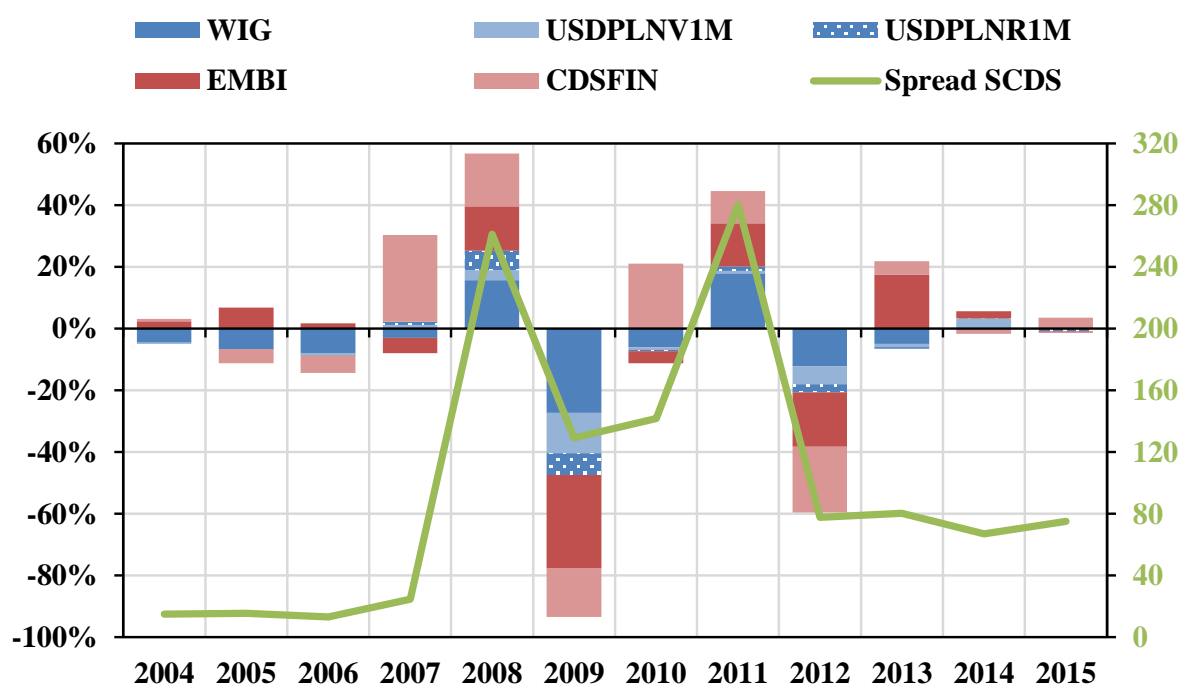
Powyższa interpretacja wskazuje, że w trzeciej podpróbie istotnymi stymulantami zwrotów SCDS dla Polski są: zmienność implikowana kursu USD/PLN i spread obligacji krajów wschodzących do *Treasuries*. Sugestywnym wydaje się, że zarówno zmienne znajdujące się kategorii lokalnych, jak i zmienne globalne oddziałują na zmiany spreadów także po okresie największych napięć na rynkach finansowych.

W celu określenia, które determinanty przyczyniają się w danym okresie do wzrostu, a które do spadku zmian spreadu SCDS dla Polski obliczono udział poszczególnych zmiennych w wartości teoretycznej modelu zgodnie ze wzorem:

$$\hat{S}_{i,t} = \hat{\beta}_i \cdot X_{i,t} \quad 2.6$$

gdzie $\hat{S}_{i,t}$ oznacza kontrybucję zmiennej i , $i = 1, \dots, 5$ w okresie t do teoretycznej zmiany spreadu SCDS, $\hat{\beta}_i$ – oszacowanie parametru modelu z Tabeli 2.5, a $X_{i,t}$ – wielkość zmiennej i w okresie t . Następnie, w celu ułatwienia interpretacji, zsumowano kontrybucję dla danego roku kalendarzowego. Wyniki zaprezentowano na Wykresie 2.5, na którym przedstawiono też średnią wielkość spreadu SCDS w danym roku.

Wykres 2.5. Wkład zmiennych objaśniających do wartości teoretycznej w modelu zmian spreadu SCDS dla Polski ze zmianami strukturalnymi w okresie 1.10.2004-30.06.2015 na tle średniego spreadu SCDS dla Polski.



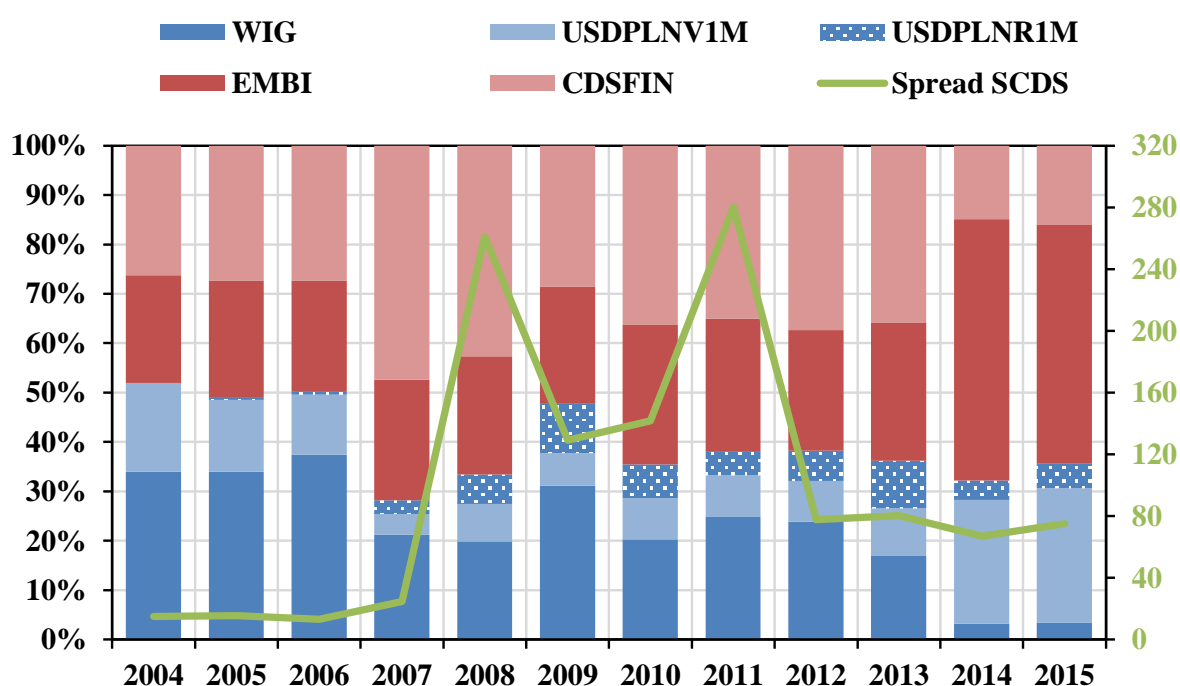
Uwagi: Lewa skala – procentowy zwrot logarytmiczny spreadu teoretycznego SCDS dla Polski w danym roku kalendarzowym. Prawa skala – średni spread SCDS w danym roku kalendarzowym wyrażony w punktach bazowych. Kolorem niebieskim oznaczono zmienne lokalne, a czerwonym – globalne.

Źródło: Opracowanie własne.

W latach 2004-2006 widoczna jest stabilność spreadu. Wzrost zmian spreadu w 2007 r. wynika w zasadzie wyłącznie z kontrybucji wzrostu zmian CDSFIN, podczas gdy do wzrostu zmian w 2008 r. przyczyniają się także pozostałe zmienne ujęte w modelu. Obserwowane w 2009 r. obniżenie się zmian spreadu SCDS, odzwierciedlone jednocześnie w obniżeniu się wielkości spreadu, jest wynikiem kontrybucji wszystkich zmiennych. Wzrost zmian spreadu w 2010 r. wynika, podobnie jak w 2007 r. z kontrybucji CDSFIN, podczas gdy pozostałe zmienne oddziałują stabilizująco na spread. W latach 2011 i 2012 wszystkie zmienne kontrybuują odpowiednio do wzrostu i spadku zmian spreadu. W 2013 r. po raz kolejny zmienne globalne oddziałują w kierunku wzrostu zmian, a zmienne lokalne – spadku zmian spreadu. Badanie wskazuje, że w latach 2007, 2010 i 2013 wzrost zmian wyceny ryzyka kredytowego Polski przez rynek instrumentów pochodnych wynikał ze zmiennych globalnych, podczas gdy zmienne lokalne oddziaływały stabilizująco na percepcję ryzyka kraju. Ostatnie dwa lata próby przynoszą ponownie stabilizację spreadu, jednak na wyższych poziomach, niż na początku próby.

Dalszą interpretację umożliwia Wykres 2.6, na który przedstawiono znormalizowane do 100% wartości bezwzględne kontrybucji (por. równanie 2.6), które pozwalają określić relatywny wkład poszczególnych zmiennych do wartości teoretycznej modelu. Okazuje się, że przed kryzysem finansowym udział zmiennych lokalnych i globalnych w zmienności spreadu był względnie stabilny na poziomie ok. 50%. Wśród zmiennych lokalnych największe znaczenie miał indeks WIG.

Wykres 2.6. Znormalizowany wkład zmiennych objaśniających do wartości teoretycznej w modelu zmian spreadu SCDS dla Polski ze zmianami strukturalnymi w okresie 1.10.2004-30.06.2015 na tle średniego spreadu SCDS dla Polski.



Uwagi: Lewa skala – znormalizowany wkład. Prawa skala – średni spread SCDS w danym roku kalendarzowym wyrażony w punktach bazowych. Kolorem niebieskim oznaczono zmienne lokalne, a czerwonym – globalne.
Źródło: Opracowanie własne.

Wraz z wystąpieniem i eskalacją kryzysu w 2007 r. udział zmiennych globalnych wzrósł do 70%, przede wszystkim na skutek wzrostu kontrybucji zmiennej CDSFIN, kosztem zmiennych lokalnych WIG i USDPLNV1M. Stanowi to wskazanie, że lokalna koniunktura gospodarcza i zmienność kursu walutowego w mniejszym stopniu wyjaśniały zmiany spreadu kredytowego, niż determinowane zewnętrznie ryzyko kredytowe dużych zagranicznych instytucji finansowych. Uspokojenie sytuacji na rynkach finansowych w 2009 r. powoduje, że zmienne lokalne odzyskują większą część utraconego wpływu na spready SCDS. Od 2008 r. zauważalny jest także wpływ ryzyka dużej deprecjacji kursu walutowego USD/PLN na

poziomie ok. 5-10%. Jednak od 2010 r. (początek kryzysu zadłużeniowego w strefie euro) udział zmiennych globalnych ponownie wzrasta do ok. 65%, na którym to poziomie kształtuje się w dalszych latach. W ostatnich dwóch latach dochodzi do przewartościowania w każdej z dwóch grup zmiennych. Spread EMBI okazuje się główną determinantą spreadu SCDS, kosztem CSFIN, co oznacza, że ryzyko kredytowe krajów wschodzących przejmuje rolę ryzyka kredytowego instytucji finansowych. Z drugiej strony wśród zmiennych krajowych większego znaczenia nabiera zmienność kursu walutowego kosztem stabilnej koniunktury giełdowej.

Powyższe obserwacje pozwalają uzyskać obraz, w którym wzrostowi wyceny ryzyka kredytowego w latach 2007, 2010 i 2013 towarzyszy wzrost udziału zmiennych globalnych w wyjaśnianiu spreadu kredytowego. Otrzymane rezultaty są częściowo zgodne z wcześniejszymi badaniami nad spreadami SCDS. Zgodność dotyczy zmienności w czasie istotności poszczególnych determinant spreadów. W każdej podpróbie wykazano inny zestaw istotnych zmiennych objaśniających, przy czym były to zarówno zmienne lokalne, jak i zewnętrzne. Alexander i Kaeck [2008] wskazują, że wpływ zmiennych wskazywanych przez teorię na spready CDS może być zmienny w czasie i zależeć od uwarunkowań rynkowych. W okresie niskiej zmienności znaczenie mają inne zmienne niż w okresie wysokiej zmienności. Otrzymane wyniki są zgodne też z badaniem Zinny [2013], który dochodzi do wniosku, że zarówno zmienne lokalne, jak i globalne determinują spready SCDS. Zmienne globalne mają większe znaczenie w momencie wybuchu kryzysu finansowego. Do podobnych wniosków dochodzą Bellas, Papaioannou i Petrova [2010], według których w pewnych okresach zmienne nefundamentalne, związane z napięciami na rynkach finansowych, mają większą moc objaśniającą niż zmienne fundamentalne. Aizenman, Hutchison i Jinjarak [2013] potwierdzają, że moc objaśniająca zmiennych krajowych, w szczególności fiskalnych, ulega zmniejszeniu w krajach najbardziej dotkniętych kryzysem zadłużeniowym w strefie euro na korzyść zmiennych zewnętrznych i charakteryzujących otwartość gospodarki. Fender, Hayo i Neuenkirch [2012] potwierdzają, że ani krajowe zmienne makroekonomiczne, ani zmiany ratingów inwestycyjnych nie wyjaśniają istotnie zmian spreadów SCDS dla krajów rozwiniętych w latach 2007-2011, podczas gdy rentowności amerykańskich Treasuries, indeksu akcji, a także spreadów EMBI są wówczas głównymi determinantami zmian spreadów SCDS.

Kliber [2014b] konkluduje natomiast, że zmienne fundamentalne wyjaśniają co najwyżej połowę miesięcznej dynamiki premii SCDS dla Polski. Istotna okazuje się zarówno korelacja ze spreadem rentowności do obligacji niemieckich, dynamiką indeksu

giełdowego WIG20 jak i, w mniejszym stopniu, z dynamiką ryzykownego, pozagiełdowego indeksu NewConnect. Jeszcze mniejszą rolę krajowych fundamentów makroekonomicznych potwierdza badanie Antona [2011].

Powyższe rezultaty pozwalają na weryfikację hipotez pomocniczych H1-H3 pracy. Ograniczony współczynnik R^2 w pełnym modelu, mimo uwzględnienia czternastu zmiennych objaśniających, potwierdza, że zbiór *potencjalnych* determinant spreadów SCDS dla Polski jest szczególnie duży. Ponadto wiele zmiennych sugerowanych przez modele wyceny i praktykę rynkową okazuje się być nieistotnymi. W konsekwencji nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy pomocniczej H1 o ograniczonej zdolności zmiennych wskazywanych w literaturze przedmiotu do objaśniania zmian polskich spreadów SCDS.

Uwzględnienie zmian strukturalnych w modelu regresji poprawia jego dopasowanie do danych. Niestabilność oszacowań parametrów modelu w czasie przy zmianie istotności statystycznej tychże oszacowań między podpróbami należy traktować jako przesłankę do braku podstaw do odrzucenia hipotezy pomocniczej H2, zgodnie z którą istotność poszczególnych determinant spreadów SCDS jest zmienna w czasie. Na przestrzeni trzech podprób zarówno zmienne lokalne, jak i globalne są istotnymi determinantami spreadów SCDS. W okresie kryzysowym istotna staje się wycena rynku opcji walutowych – instrumenty te wyceniały ryzyko wystąpienia niewypłacalności kraju i towarzyszącej jej gwałtownej deprecjacji złotego do dolara. Szczególnie istotny dla polskiego spreadu kredytowego jest udział premii za ryzyko. Relatywny wkład zmiennych globalnych i lokalnych jest zbliżony do jedności w okresie przedkryzysowym, jednak w kolejnych latach na znaczeniu zyskują determinanty globalne kosztem lokalnych. W latach 2007, 2010 i 2013 wzrost wyceny ryzyka kredytowego Polski przez rynek instrumentów pochodnych wynikał z oddziaływania zmiennych globalnych, podczas gdy zmienne lokalne oddziaływały stabilizująco na percepcję ryzyka kraju. W konsekwencji nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy pomocniczej H3 o tym, że w okresach kryzysowych zmienne globalne w większym stopniu determinują zmiany spreadów SCDS niż zmienne lokalne.

2.4.3. Wyniki estymacji modelu regresji kwantylowej.

Badane rozkłady zmian spreadów SCDS dla Polski odbiegają od rozkładu normalnego. W szczególności rozkłady te charakteryzują się grubymi ogonami (por. wysokie wartości kurtozy w Tabelach 1.3 i 2.1), co oznacza, że częściej, niż w przypadku rozkładu normalnego obserwowane są małe lub duże wartości zmian. Zagadnienie to ma ważne

konsekwencje zarówno dla praktyków rynkowych, którzy zabezpieczają portfel obligacji skarbowych, jak i dla rządu, jako że spread kredytowy determinuje koszt emisji na rynku długu.

Klasyczny model liniowej regresji wielorakiej dostarcza odpowiedzi na pytanie o *średnią* zależność zmiennej objaśniającej względem wektora zmiennych objaśniających. Abstrahuje tym samym od problemu potencjalnie odmiennej zależności w poszczególnych kwantylach rozkładu warunkowego zmiennej objaśnianej. W kontekście modelu opisanego równaniem 2.7 można wnioskować o średniej zależności między zmiennymi objaśniającymi a zmianą spreadu SCDS dla polskich obligacji skarbowych, podczas gdy zależność ta może być inna, jeżeli spready ulegają znacznemu wzrostowi (wysoki kwantyl rozkładu), a inna, gdy spready ulegają znacznemu obniżeniu się (niski kwantyl rozkładu).

Odpowiednim narzędziem badania przedstawionego wyżej problemu jest regresja kwantylowa, która umożliwi modelowanie poszczególnych kwantyli zmiennej objaśnianej za pomocą zmiennych objaśniających. Zaproponowana przez Koenkera i Bassetta [1978] metoda pozwala uzyskać oszacowania parametrów zależności liniowej między zmiennymi objaśniającymi i dowolnym kwantylem zmiennej objaśnianej. Dzięki temu oferuje pełniejszy obraz rozkładu warunkowego zmiennej objaśnianej niż otrzymany za pomocą klasycznej metody regresji liniowej, w której otrzymuje się odpowiedź na pytanie o rozkład warunkowy średniej. Regresja kwantylowa nie wymaga ponadto mocnych założeń modelowych, stąd jest metodą odporną na odstępstwa od nich. W szczególności heteroskedastyczność składnika losowego oraz nietypowe obserwacje mogące obciążać oszacowania parametrów w klasycznym modelu regresji liniowej nie stanowią dużego problemu w modelu regresji kwantylowej.

W notacji zgodnej z równaniem 2.7 model regresji kwantylowej dla zwrotów logarytmicznych spreadów SCDS można zapisać w postaci następującego równania:

$$Q_{\tau}(S_t|X_t, \beta_{\tau}) = \alpha_{\tau} + \sum_{i=1}^n \beta_{i,\tau} \cdot X_{i,t} + u_{t,\tau} \quad 2.7$$

gdzie S_t oznacza zwrot logarytmiczny spreadu SCDS w okresie t , $Q_{\tau}(\cdot)$ – kwantyl rozkładu zmiennej, α – stałą, $\beta_{i,\tau}$ – wektor parametrów dla $n=12$ zmiennych objaśniających (zbiór zmiennych wymienionych w Tabeli 2.2 pomniejszony o VIX i USDPLN ze względu na ich wysoką współliniowość z pozostałymi zmiennymi), $X_{i,t}$ – wektor zmiennych objaśniających w okresie t , $u_{t,\tau}$ – składnik losowy w okresie t , przy czym $Q_{\tau}(u_{t,\tau}|X_t) = 0$. Współczynnik τ może przyjmować wartości z przedziału $(0,1)$.

Metoda regresji kwantylowej jest wprawdzie popularna w zastosowaniach dla zmiennych finansowych, jednak w przypadku rynku swapów ryzyka kredytowego stanowi podejście nowatorskie. W pracowaniu IMF [2009] stosuje się regresję kwantylową w celu oszacowania *CoRisk*, miary współzależności między spreadami CDS instytucji finansowych w różnych kwantylach ich rozkładu warunkowego, co pozwala odpowiedzieć na pytanie o wrażliwość na ryzyko kredytowe instytucji znajdujących się na krawędzi upadłości. Santos [2011] bada wpływ zmiennych fundamentalnych na poziom spreadów SCDS w przekroju krajów strefy euro podczas kryzysu zadłużeniowego w 2010 r. wskazując, że w krajach o wysokim spreadzie SCDS (wysoki kwantyl) stopa oszczędności w gospodarce okazuje się kluczową determinantą poziomu spreadu. Pires, Pereira i Martins [2015] dowodzą z kolei, że spready CDS przedsiębiorstw z wysokiego kwantyla (wysoki spread) są bardziej wrażliwe na badany zestaw zmiennych fundamentalnych, w szczególności na zmienność implikowaną kursu akcji. Komarkova, Lesanovska i Komarek [2013] stosują metodę opartą na regresji kwantylowej przekonując, że szoki globalne są uwzględniane w premii SCDS dla Czech. Powyższe pozycje literaturowe odnoszą się jednak do *poziomu* spreadów, podczas gdy bieżący rozdział pracy dotyczy *zmian* spreadów CDS w przekroju czasowym dla jednego kraju.

W celu zbadania zjawiska zróżnicowanej reakcji zmian spreadu kredytowego dla Polski w poszczególnych kwantylach rozkładu warunkowego w pierwszym kroku oszacowano modele regresji kwantylowej w trzech kwantylach rozkładu warunkowego spreadu SCDS odpowiadających $\tau = 0,01$ (ekstremalnie duże zawężenie się spreadu, świadczące o znacznym spadku ryzyka kredytowego), $\tau = 0,5$ (mediana, okres spokojny, normalne uwarunkowania rynkowe) i $\tau = 0,99$ (ekstremalnie duże rozszerzenie się spreadu, znaczny wzrost napięć na rynkach finansowych). Oszacowanie tak szerokiej rozpiętości między kwantylami było możliwe ze względu na dużą liczbę obserwacji w próbie równą 2200 przy danych dziennych.

Wyniki estymacji zaprezentowano w Tabelach 2.6-2.8. Za miarę dopasowania przyjęto współczynnik pseudo- R^2 stanowiący analog współczynnika R^2 w przypadku konwencjonalnego modelu regresji. Współczynniki pseudo- R^2 kształtują się w niskim i wysokim kwantylu na poziomie odpowiednio 19,3% i 22,3%, podczas gdy w kwantylu medianowym (w dalszym ciągu przyjmuje się, że oznacza on „zmiany przeciętne”) – na znacznie niższym poziomie 10,8%. Zmienne uwzględnione w modelu lepiej tłumaczą zatem duże zmiany spreadów SCDS, co oznacza, że jeżeli występuje znaczne pogorszenie się wiarygodności kredytowej lub znaczna jej poprawa (odpowiednio duży wzrost lub spadek

spreadu SCDS), to nasila się korelacja między spreadem a innymi zmiennymi finansowymi. W każdym kwantylu inny jest zestaw istotnych statystycznie oszacowań parametrów zmiennych objaśniających.

Tabela 2.6. Wyniki estymacji modelu regresji kwantylowej zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015 dla $\tau = 0,01$.

Zmienna	Parametr	Błąd stand.	Statystyka t	P-wartość statystyki t
C	-0,090848	0,005374	-16,905910	0,0000
WIG	-0,605923	0,159827	-3,791131	0,0002
PLSLOPE	-0,019813	0,037014	-0,535291	0,5925
USDPLNV1M	0,259688	0,051456	5,046844	0,0000
USDPLNR1M	0,031844	0,022186	1,435341	0,1513
USDOIS3M	0,172504	0,113521	1,519576	0,1288
SP500	0,109464	0,197757	0,553525	0,5800
USSLOPE	-0,008715	0,006726	-1,295646	0,1952
SPGSCI	-0,304673	0,337834	-0,901843	0,3672
BIDASK	-0,029200	0,013511	-2,161240	0,0308
EMBI	-0,039826	0,205498	-0,193800	0,8464
CDSFIN	0,201184	0,082930	2,425937	0,0153
CDSIG	0,130400	0,121813	1,070494	0,2845
Współczynnik pseudo- R^2	0,192910	Średnia zm. objaśnianej		0,000252
Skorygowany współczynnik pseudo- R^2	0,188481	Odch. stand. zm. objaśnianej		0,041644
Błąd standardowy regresji	0,099934	Wartość f-cji celu		2,633886
Kwantyl zmiennej objaśnianej	-0,115382	Skorygowana wartość f-cji celu		3,263434
Rzadkość	1,418207	Quasi-iloraz wiarygodności		89,677580

Uwaga: Pogrubiono zmienne istotne na poziomie istotności równym 5%.

Źródło: Opracowanie własne.

Porównanie wskazuje, że różnice dotyczą następujących zmiennych:

- PLSLOPE – nachylenie krzywej dochodowości polskich SPW jest istotne tylko w przypadku zmian przeciętnych spreadu SCDS. Perspektywa przyszłej koniunktury gospodarczej w kraju jest ważna w normalnych uwarunkowaniach rynkowych,
- USDPLNR1M – implikowana skośność kursu walutowego jest istotna tylko w przypadku dużych wzrostów spreadu, co należy łączyć z ryzykiem kryzysu walutowego towarzyszącego niewypłacalności kraju,
- USSLOPE – nachylenie krzywej dochodowości amerykańskich *Treasuries* jest istotne tylko w przypadku dużych wzrostów spreadu. Koniunktura gospodarcza w Stanach Zjednoczonych nabiera na znaczeniu w okresie napięć na rynkach,

- BIDASK – spread płynnościowy jest istotny w przypadku dużych wzrostów i spadków spreadu, co oznacza, że w okresach tych mają znaczenie uwarunkowania płynnościowe, powodując wzrost premii płynnościowej,
- EMBI – spread obligacji rynków wschodzących do *Treasuries* jest istotny w przypadku zmian przeciętnych i dużych zmian dodatnich. Poprawa sytuacji na rynkach długu nie znajduje odzwierciedlenia na rynku krajowym, gdy w kraju dochodzi do dużego spadku spreadu SCDS,
- CDSIG – index iTraxx CDS wystawionych na spółki o ratingu inwestycyjnym w Stanach Zjednoczonych jest istotny tylko przypadku dużych wzrostów spreadu, będąc spójnym z wcześniejszymi obserwacjami, że awersja do ryzyka nabiera na znaczeniu przy dużych zmianach na rynku.

Tabela 2.7. Wyniki estymacji modelu regresji kwantylowej zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015 dla $\tau = 0,5$.

Zmienna	Parametr	Błąd stand.	Statystyka <i>t</i>	P-wartość statystyki <i>t</i>
C	-0,000474	0,000626	-0,757539	0,4488
WIG	-0,337346	0,049309	-6,841460	0,0000
PLSLOPE	0,011659	0,003413	3,415579	0,0006
USDPLNV1M	0,060575	0,027854	2,174701	0,0298
USDPLNR1M	0,011954	0,007891	1,514853	0,1300
USDOIS3M	-0,011702	0,022993	-0,508955	0,6108
SP500	0,084800	0,092752	0,914259	0,3607
USSLOPE	0,003615	0,001895	1,908223	0,0565
SPGSCI	-0,026576	0,056383	-0,471349	0,6374
BIDASK	0,001372	0,003374	0,406727	0,6842
EMBI	0,188243	0,041185	4,570659	0,0000
CDSFIN	0,184670	0,031929	5,783839	0,0000
CDSIG	0,029772	0,041244	0,721852	0,4705
Współczynnik pseudo-R ²	0,108537	Średnia zm. objaśnianej		0,000252
Skorygowany współczynnik pseudo-R ²	0,103645	Odch. stand. zm. objaśnianej		0,041644
Błąd standardowy regresji	0,036372	Wartość f-cji celu		25,902820
Kwantyl zmiennej objaśnianej	0,000000	Skorygowana wartość f-cji celu		29,056510
Rzadkość	0,055327	Quasi-iloraz wiarygodności		456,011600

Uwaga: Pogrubiono zmienne istotne na poziomie istotności równym 5%.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 2.8. Wyniki estymacji modelu regresji kwantylowej zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015 dla $\tau = 0,99$.

Zmienna	Parametr	Błąd stand.	Statystyka t	P-wartość statystyki t
C	0,107146	0,005450	19,660140	0,0000
WIG	-0,762010	0,357411	-2,132027	0,0331
PLSLOPE	0,020091	0,021121	0,951243	0,3416
USDPLNV1M	0,130014	0,046395	2,802330	0,0051
USDPLNR1M	0,067721	0,013121	5,161122	0,0000
USDOIS3M	-0,029061	0,132757	-0,218905	0,8267
SP500	0,225002	0,484272	0,464620	0,6423
USSLOPE	-0,023114	0,004734	-4,882526	0,0000
SPGSCI	0,627262	0,382913	1,638135	0,1015
BIDASK	0,019941	0,006226	3,203070	0,0014
EMBI	0,734285	0,112823	6,508305	0,0000
CDSFIN	0,210123	0,045461	4,622012	0,0000
CDSIG	0,341377	0,158971	2,147415	0,0319
Współczynnik pseudo-R ²	0,223372	Średnia zm. objaśnianej		0,000252
Skorygowany współczynnik pseudo-R ²	0,219111	Odch. stand. zm. objaśnianej		0,041644
Błąd standardowy regresji	0,115285	Wartość f-cji celu		3,435186
Kwantyl zmiennej objaśnianej	0,125616	Skorygowana wartość f-cji celu		4,423205
Rzadkość	1,617756	Quasi-iloraz wiarygodności		123,380800

Uwaga: Pogrubiono zmienne istotne na poziomie istotności równym 5%.

Źródło: Opracowanie własne.

Zmiennymi istotnymi bez względu na kwantyl rozkładu warunkowego są WIG, zmienność implikowana kursu walutowego i ryzyko kredytowe instytucji finansowych. Na uwagę zasługuje, że niektóre zmienne, które w klasycznym modelu regresji liniowej były nieistotne statystycznie, w modelu regresji kwantylowej ujawniły istotność statystyczną. Dotyczy to w szczególności nachylenia polskiej i amerykańskiej krzywej dochodowości, spreadu płynnościowego i indeksu iTraxx.

Zauważalna jest różnica wielkości oszacowań parametrów między kwantylami. Na przykład dla $\tau = 0,01$ parametr przy zmiennej WIG wynosi -0,61, dla $\tau = 0,5$ jest równy -0,34, a dla $\tau = 0,09$ wynosi -0,76. Formalnym potwierdzeniem dla tej obserwacji jest test Walda równości parametrów pomiędzy kwantylami, który odrzuca hipotezę zerową o równości parametrów³⁸. Oznacza to, że wpływ poszczególnych zmiennych na spready jest różny w zależności od tego, jak duża jest obserwowana zmiana spreadu SCDS. W większości przypadków obserwowany jest duży wpływ w ekstremalnie niskim i wysokim kwantylu przy

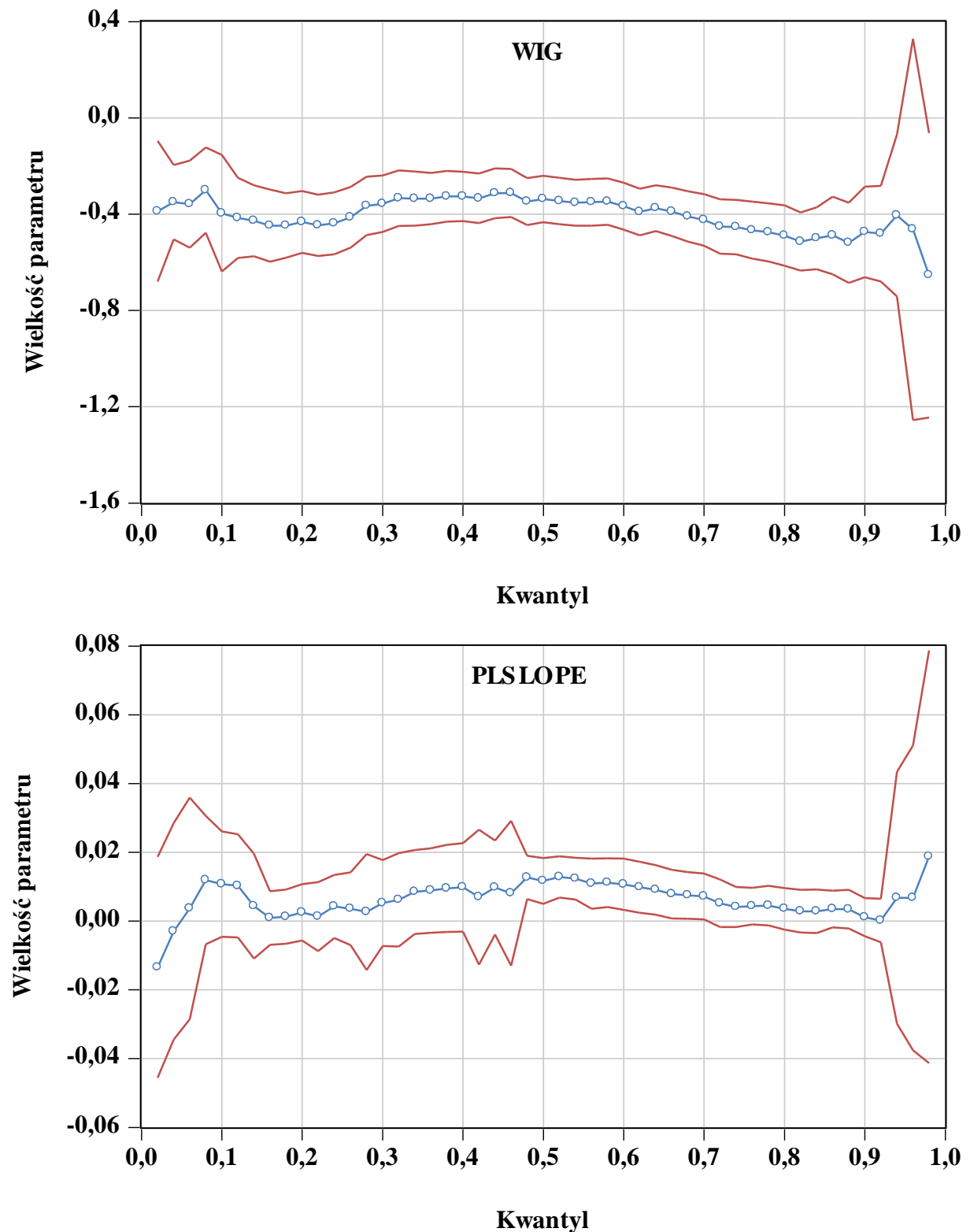
³⁸ Statystyka $\chi^2 = 47,44$ przy 24 stopniach swobody i p-wartości 0,3%.

zmniejszonym wpływie w kwantylu medianowym. W konsekwencji przy ekstremalnie dużych zmianach spreadu zwiększa się też wrażliwość na poszczególne zmienne objaśniające. Z punktu widzenia strategii inwestycyjnej oznaczałoby to, że zabezpieczenie przed wzrostem ryzyka kredytowego będzie najbardziej efektywne przy dużych zmianach na rynku SCDS.

Oszacowania parametrów są nie tylko różne między kwantylami, ale także asymetryczne, co wykazano za pomocą testu na symetrię oszacowań parametrów między kwantylami³⁹. Warunkowa symetria oznacza, że średnia wartość dwóch zbiorów parametrów dla symetrycznych kwantyli wokół mediany, na przykład $\tau = 0,25$ oraz $\tau = 0,75$ jest równa wartości zbioru współczynników w kwantylu medianowym. Potwierdzona testem statystycznym asymetria implikuje różną zależność w niskim kwantylu względem wysokiego kwantyla. Obrazuje to Wykres 2.7 dla parametrów dwóch zmiennych zidentyfikowanych przez test asymetrii jako posiadające znacząco różne wielkości – WIG i PLSLOPE. Wpływ indeksu giełdowego na spready SCDS jest nawet dwukrotnie wyższy w wysokim kwantylu względem niskiego kwantyla. Koniunktura giełdowa ma zatem kluczowe znaczenie jeżeli występuje znaczny wzrost ryzyka kredytowego kraju. Z kolei w przypadku zmiennej PLSLOPE występuje także zmiana znaku między ekstremalnymi kwantylami. Jeżeli ma miejsce reżim dużego wzrostu spreadu, to wzrost nachylenia krzywej przyczynia się do wzrostu zmian spreadu, jednak w reżimie dużego spadku spreadu wzrost nachylenia krzywej przekłada się na spadek zmian spreadu. Część ze zmian opisujących ostatnią sytuację może mieć miejsce w przypadku gdy krzywa ulega odwróceniu. Wówczas spadek nachylenia oznacza pogorszenie się koniunktury gospodarczej, co powinno implikować wyższe prawdopodobieństwo niewypłacalności. Wiedza na temat asymetrii pozwala budować odpowiednie strategie inwestycyjne.

³⁹ Statystyka $\chi^2 = 28,58$ przy 13 stopniach swobody i p-wartości 0,8%.

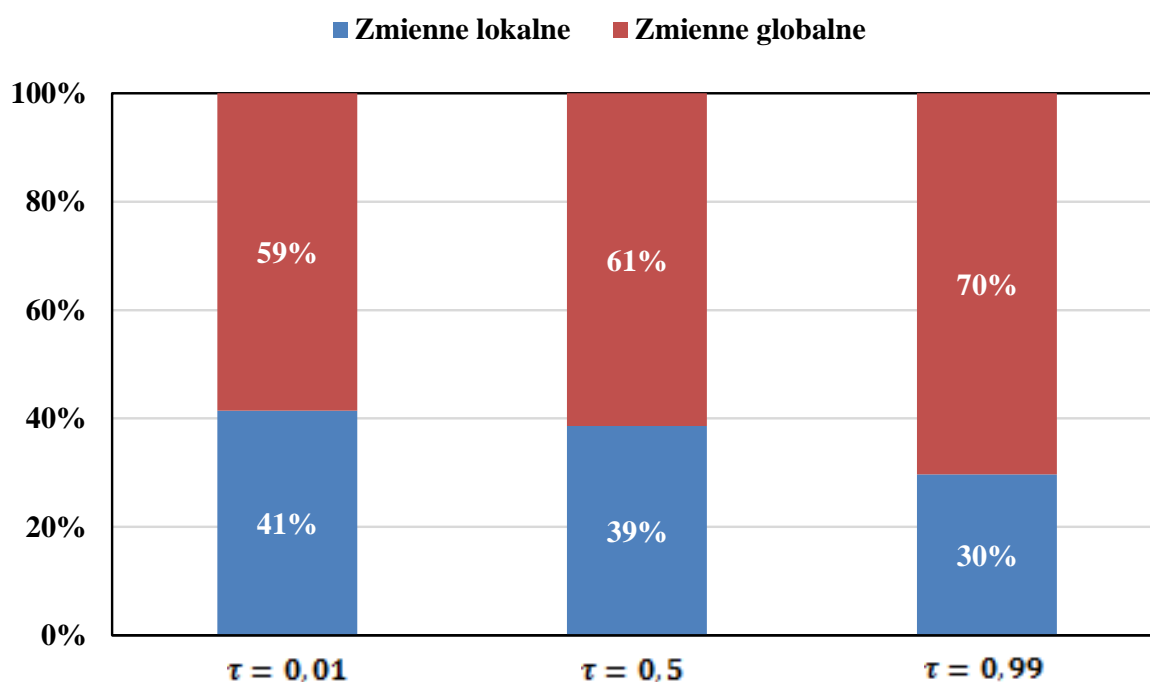
Wykres 2.7. Oszacowania parametrów zmiennych WIG i PLSLOPE w zależności od kwantyla rozkładu warunkowego zmian spreadu SCDS dla Polski.



Uwaga: Czerwoną linią oznaczono błędy standardowe oszacowań parametrów.
 Źródło: Opracowanie własne.

W celu odpowiedzi na pytanie o relatywne znaczenie zmiennych objaśniających w poszczególnych kwantylach rozkładu warunkowego obliczono znormalizowane wartości bezwzględne kontrybucji zmiennych do wartości teoretycznej (por. Równanie 2.6 i Wykres 2.6) dla danego kwantyla. Dodatkowo podzielono zmienne na dwie grupy: lokalne (WIG, PLSLOPE, USDPLNV1M, USDPLNR1M) i globalne (pozostałe zmienne). Rezultaty przedstawiono na Wykresie 2.8. W każdym kwantylu (reżimie) dominują zmienne globalne, jednak im wyższy kwantyl, tym większy ich wpływ. W reżimie dużych spadków spreadu udział dwóch grup jest najbardziej zbilansowany – 59% zmienne globalne, 41% zmienne lokalne. W kwantylu medianowym proporcja ta zmienia się do 61%/39%, a w reżimie wysokich wzrostów spreadu do 70%/30%.

Wykres 2.8. Znormalizowany wkład zmiennych objaśniających do wartości teoretycznej w modelu regresji kwantylowej zmian spreadu SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015 w podziale na kwantyle zmian spreadu.



Źródło: Opracowanie własne.

Oznacza to, że relatywnie względem pozostałych kwantyli zmienne lokalne mają największe znaczenie w okresach dynamicznego spadku wyceny ryzyka kredytowego, a zmienne globalne – w okresach dynamicznego wzrostu wyceny ryzyka kredytowego. Potwierdza to konstatację z poprzedniego punktu pracy. W okresie dużych wzrostów spreadów SCDS oddziaływanie czynników globalnych nasilało się. Należy wnioskować,

że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy pomocniczej H3 o tym, że zmienne globalne dominują kształtowanie się wyceny ryzyka kredytowego Polski w okresach kryzysowych.

Z metodologicznego punktu widzenia, wyniki klasycznego modelu regresji są najbardziej zbliżone do modelu regresji kwantylowej dla $\tau = 0,5$, zarówno pod względem istotności zmiennych objaśniających, jak i kontrybucji poszczególnych zmiennych. Oznacza to, że występowanie obserwacji nietypowych nie zaburza w znaczny sposób wyników modeli opisywanych w Punkcie 2.4.2, a model średnich zmian prawidłowo opisuje centrum rozkładu warunkowego. Jego wyniki są zgodne z modelem opisującym medianę rozkładu warunkowego.

2.5. Podsumowanie.

Rozdział 2 został poświęcony zagadnieniu determinant zmian spreadów SCDS wystawionych na polskie obligacje skarbowe. W Podrozdziałach 2.1-2.3 dokonano przeglądu literatury i dyskusji nad znaczeniem determinant, który pozwolił wyodrębnić podzbiory zmiennych lokalnych i globalnych. Zadanie to było utrudnione ze względu na fakt, zgodnie z którym różni badacze kwalifikują określone zmienne w odmienny sposób. W przyjętej na potrzeby badania kwalifikacji kierowano się powszechnością kwalifikacji danej zmiennej w literaturze przedmiotu.

W Podrozdziale 2.4 testowano znaczenie wybranego zbioru determinant dla polskich obligacji skarbowych, co pozwoliło na weryfikację hipotez pomocniczych H1-H3 sformułowanych w pracy. Przyjęto że odpowiednią metodą jest konstrukcja modelu ekonometrycznego objaśniającego kształtowanie się spreadów SCDS za pomocą wybranych zmiennych i wnioskowanie statystyczne na jego podstawie. Umożliwiło to stwierdzenie, które zmienne są ekonomicznie i statystycznie istotnymi determinantami spreadów SCDS dla Polski oraz jak zmienia się ich znaczenie na przestrzeni czasu. Obliczeń dokonano na dziennych logarytmicznych stopach zwrotu (zmianach) w próbie lat 2004-2015.

Zastosowano dwa podejścia do modelowania zmian spreadów – liniowy model regresji wielorakiej oraz model regresji kwantylowej. W pierwszym podejściu estymacja wskazała, że istotnymi statystycznie zmiennymi objaśniającymi w pełnej próbie są szeroki indeks akcji WIG, implikowana z opcji zmienność kursu walutowego USD/PLN, kwotowanie strategii opcyjnej *risk reversal* USD/PLN informujące o ryzyku deprecjacji złotego do dolara amerykańskiego, spread papierów skarbowych krajów wschodzących do amerykańskich Treasuries i spread CDS spółek finansowych w Stanach Zjednoczonych. W modelu wykryto

jednak zmiany strukturalne przypadające na listopad 2007 r. i październik 2012 r., w konsekwencji czego oszacowano modele regresji wielorakiej w trzech podpróbach. Mimo poprawy dopasowania modelu, współczynnik R^2 nie przekroczył 30%, a z grona 14 zmiennych, zaledwie kilka pozostało było istotnych. W rezultacie stwierdzono, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy pomocniczej H1 o ograniczonej zdolności zmiennych wskazywanych w literaturze przedmiotu do objaśniania zmian polskich spreadów SCDS.

Niestabilność wielkości oszacowań parametrów modelu w czasie przy zmianie istotności statystycznej tychże oszacowań między podpróbami należy traktować jako przesłankę do braku podstaw do odrzucenia hipotezy pomocniczej H2, zgodnie z którą istotność poszczególnych determinant spreadów SCDS jest zmienna w czasie. Uwzględnienie zmian strukturalnych w modelu ujawniło zróżnicowane znaczenie dwóch wyróżnionych podzbiorów determinant na przestrzeni trzech podprób. Relatywny udział zmiennych globalnych i lokalnych okazał się być zbliżonym do jedności w okresie przedkryzysowym, jednak w kolejnych latach na znaczeniu zyskiwały determinanty globalne kosztem lokalnych. W konsekwencji stwierdzono, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy pomocniczej H3 o tym, że zmienne globalne w większym stopniu determinują zmiany spreadów SCDS niż zmienne lokalne w okresach kryzysowych.

Powyższe wyniki zostały potwierdzone zastosowaniem drugiej metody modelowania – regresji kwantylowej, która umożliwia oszacowanie wpływu poszczególnych zmiennych, warunkowo względem znajdowania się w reżimie dużych lub małych zmian na rynku swapów ryzyka kredytowego. Zmienne uwzględnione w modelu lepiej tłumaczyły duże niż małe zmiany spreadów SCDS, co oznacza, że jeżeli występuje znaczne pogorszenie się wiarygodności kredytowej lub znaczna jej poprawa (odpowiednio duży wzrost lub spadek spreadu SCDS), to nasila się korelacja między spreadem a rozważanymi determinantami. Jest to zgodne z hipotezą H2 o różnej istotności determinant spreadów SCDS na przestrzeni czasu. W każdym kwantylu inny okazał się zestaw istotnych statystycznie oszacowań parametrów zmiennych objaśniających. Alternatywna metoda ekonometryczna pozwoliła wnioskować, że w okresie dużych wzrostów spreadów SCDS oddziaływanie czynników globalnych zdecydowanie nasila się względem czynników lokalnych. Potwierdziło to konstatację, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy pomocniczej H3 o tym, że zmienne globalne dominują w kształtowaniu się wyceny ryzyka kredytowego Polski.

3. DETERMINANTY I ASYMETRIA ZMIENNOŚCI SPREADÓW KONTRAKTÓW SCDS WYSTAWIONYCH NA POLSKIE OBLIGACJE SKARBOWE.

Zainteresowanie badaniem zmienności finansowych szeregów czasowych wśród ekonomistów pojawiło się stosunkowo niedawno. Do lat osiemdziesiątych ubiegłego wieku skupiano się głównie na modelowaniu pierwszego momentu procesu stochastycznego, traktując dynamikę momentów wyższych rzędów jako uciążliwość. Rozwój rynków finansowych sprawił jednak, że zmienność stała się kluczowym parametrem przy wycenie instrumentów i produktów finansowych, optymalizacji portfela, czy przy ocenie ryzyka przez instytucje finansowe [Hull 2012]. Wymagało to także rozwoju odpowiednich metod ilościowych dotyczących modelowania procesu zmienności. Ponadto okazało się, że zmienność aktywów finansowych jest zazwyczaj znacznie wyższa niż zmienność wielkości realnych, w tym konsumpcji, oszczędności i wzrostu gospodarczego. Na tym tle dotkliwość kryzysu finansowego końca ubiegłego dziesięciolecia spotęgowała zainteresowanie zmiennością aktywów finansowych, w szczególności instrumentów pochodnych kredytowych, ze względu na jej wpływ na sferę realną gospodarki.

Pełny obraz oceny znaczenia determinant dla kształtowania się spreadów SCDS wystawionych na polskie obligacje skarbowe wymaga przyjrzenia się także determinantom zmienności spreadów SCDS. W Podrozdziale 3.1 przedstawiono pojęcie zmienności, zwłaszcza zmienności, która nie jest stała w czasie, czyli heteroskedastyczności warunkowej, oraz metody jej modelowania. Ustalenia zbioru potencjalnych determinant badanej wielkości podjęto się w Podrozdziale 3.2. Ważną własnością zmienności jest możliwość jej asymetrycznej reakcji na szoki, który to problem został rozwinięty w Podrozdziale 3.3.

Empirycznej weryfikacji znaczenia determinant zmienności dla spreadów SCDS wystawionych na polskie obligacje skarbowe i asymetrii wpływu informacji na zmienność dokonano w Podrozdziale 3.5. Pozwoliło to na weryfikację następujących hipotez pomocniczych sformułowanych w pracy:

- H4. Heteroskedastyczność warunkowa spreadów SCDS jest determinowana głównie przez zmienne globalne i mikrostrukturalne, podczas gdy zmienne lokalne mają niewielkie znaczenie.
- H5. Szoki informacyjne mają asymetryczny wpływ na heteroskedastyczność warunkową spreadów SCDS.

3.1. Zmienność jako autoregresyjna heteroskedastyczność warunkowa.

Zmienność ceny lub spreadu instrumentu finansowego jest interpretowana jako miara niepewności odnośnie przyszłych ich wielkości. Ogólnie rzecz ujmując, wyższa zmienność wskazuje, że instrument finansowy jest relatywnie bardziej ryzykowny. Kluczowa cecha zmienności, nieobserwowalność, czyni badanie zmienności zagadnieniem skomplikowanym. Cecha ta wymusza poszukiwanie miar przybliżających zmienność. Wyróżnia się trzy podstawowe podejścia w konstruowaniu takich miar: budowa modeli zmienności, implikowanie z cen rynkowych i obliczanie zmienności zrealizowanej na podstawie zwrotów o wysokiej częstotliwości [Doman i Doman 2009]. Kolejnymi cechami zmienności są ewolucja w czasie, persystencja i tendencja do tworzenia skupisk (ang. *volatility clusters*). Wśród parametrycznych modeli zmienności, które uwzględniają wskazane cechy, najpopularniejsze są uogólnione modele autoregresyjnej heteroskedastyczności warunkowej (ang. *generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*, GARCH), które wykorzystuje się w Rozdziale 3 rozprawy.

Analiza stochastyczna zwrotów w podejściu dynamicznym, w odróżnieniu od analizy statycznej opartej na statystykach opisowych z próby, opiera się na przekonaniu o możliwości wnioskowania dotyczącego przyszłych zwrotów i ich charakterystyk na podstawie przeszłych zwrotów i opóźnionych wartości innych zmiennych objaśniających, szczególnie w sytuacji występowania zależności nieliniowych między nimi. Właściwym konceptem badawczym w ujęciu dynamicznym są rozkłady warunkowe i momenty warunkowe, w tym warunkowa wariancja. Jak wskazuje Whittle [2000], pierwotnym celem warunkowania (ang. *conditioning*) jest zawężenie przestrzeni zdarzeń elementarnych. W konsekwencji tego proceduru badacz posiada dokładniejszą informację o tym, gdzie rozważane zdarzenie elementarne musi się znajdować. Jeżeli zbiorem warunkującym jest zbiór A , wówczas oczekiwania przestają dotyczyć całej przestrzeni zdarzeń elementarnych Ω , lecz dotyczą jedynie jej podzbioru A . W przypadku, gdy wariancja warunkowa nie jest uzależniona od wartości przyjmowanych przez zmienną warunkującą, jest określana mianem homoskedastycznej, w przypadku przeciwnym – jako heteroskedastyczna [Spanos 1986]. W tym kontekście Doman i Doman [2009] podkreślają, że rozpatrywanie rozkładów warunkowych jest nieodzowne w sytuacji, gdy są podstawy, aby przypuszczać, że na obecne zwroty wpływają zwroty przeszłe. Należy zwrócić uwagę, że heteroskedastyczność jest immanentną cechą danych przekrojowych lub przekrojowo-czasowych [Welfe 2009]. Niekiedy może być też skutkiem agregacji danych, co w kontekście danych o częstotliwości dziennej oznacza agregację ze zwrotów śróddziennych.

Zmienność, w dalszej części rozdziału rozumianą jako wariancja warunkowa zwrotu, można określić jako zmienną losową mierzalną względem zbioru informacji, określanego mianem σ -ciała, generowanego przez napływające informacje na temat procesu cenowego. Zakłada się, że w momencie t inwestor ma informację o zbiorze informacji, które napłynęły do momentu t włącznie, czyli ma informację, czy nastąpiła realizacja danego zdarzenia należącego do σ -ciała \mathcal{F}_t . Wówczas wariancję warunkową zwrotu r_t względem σ -ciała \mathcal{F}_{t-1} w kontekście zwrotu określonego równaniem 2.6 można przedstawić następująco:

$$h_t = E \left[(r_t - E(r_t | \mathcal{F}_{t-1}))^2 \middle| \mathcal{F}_{t-1} \right] \quad 3.1$$

gdzie $E(r_t | \mathcal{F}_{t-1})$ oznacza warunkową wartość oczekiwaną względem σ -ciała \mathcal{F}_{t-1} . W szczególności wariancja jest \mathcal{F}_{t-1} -mierzalna, więc proces stochastyczny σ_t^2 jest prognozowalny. Oznacza to, że wartość zmienności może być określona na podstawie informacji, które napłynęły do chwili $t-1$ włącznie.

Obok powyższej koncepcji zmienności, w ostatnich latach intensywnie wzrastała liczba badań poświęconych pojęciu zmienności (lub wariancji) zrealizowanej, którą ogólnie można określić jako sumę kwadratów zwrotów śróddziennych [Martens 2002]:

$$RV_t = (1 + c) \sum_{d=0}^D r_{t,d}^2 \quad 3.2$$

gdzie $r_{t,d}$ oznacza śróddzienne stopy zwrotu, t – indeks czasowy odpowiadający dniu, d – indeks odpowiadający numerowi zwrotu w ciągu danego dnia, D – liczbę zwrotów śróddziennych w danym dniu. Stała c jest wprowadzana w celu przeskalowania miary zmienności do wyższych poziomów, stąd $c > 0$, zwykle przyjmuje się $c < 0,5$. Prognozy takiej zmienności okazują się trafniejsze od prognoz uzyskanych na podstawie danych dziennych [Andersen i Bollerslev 1998]. Istotnym problemem w przypadku zmienności zrealizowanej okazuje się jednak dobór odpowiedniej częstotliwości danych śróddziennych. Zbyt krótkie interwały czasowe, w szczególności mniejsze niż 5-minutowe, mogą zawierać zbytu dużo szumu informacyjnego i być podatnymi na efekty mikrostruktury rynku. Przyjmuje się, że zwroty nie powinny być też dłuższe niż godzinowe ([Będowska-Sójka i Kliber 2010], [Doman i Doman 2009]).

Biorąc pod uwagę stosunkową rzadkość kwotowań spreadów SCDS należy przyjąć, że wyliczanie zmienności zrealizowanej dla spreadów SCDS na podstawie danych śróddziennych jest czynnością wątpliwą z metodologiczno-empirycznego punktu widzenia. Bardziej odpowiednią metryką zmienności jest wariancja warunkowa estymowana

ze zwrotów dziennych za pomocą uogólnionego modelu autoregresyjnej heteroskedastyczności warunkowej (ang. *generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*, GARCH). Po raz pierwszy koncepcję, w której warunkowa wariancja zwrotów z instrumentu finansowego zależy nietrywialnie od przeszłych stanów gospodarki i ewoluje w czasie przedstawił Engle [1982], a uogólnienie modelu zaproponował Bollerslev [1986]. Koncepcja ta polega na opisanu zmienności instrumentu finansowego w danym momencie jako funkcji kwadratów przeszłych realizacji jego zwrotów. W ogólnym modelu zmienności zwrot ze spreadu kredytowego r_t w okresie t można przedstawić następująco [Doman i Doman 2009]:

$$r_t = \mu_t + y_t \quad 3.3$$

gdzie $\mu_t = E(r_t | \mathcal{F}_{t-1})$ jest warunkową wartością oczekiwaną względem σ -ciała \mathcal{F}_{t-1} zawierającego informacje na temat procesu r_t (czasem także na temat innych procesów), do chwili $t-1$. Modelowana jest ona najczęściej za pomocą podstawowych modeli szeregów czasowych typu ARMA(p, q):

$$\mu_t = a_0 + \sum_{i=1}^k \delta_i x_{i,t} + \sum_{i=1}^p a_i r_{t-i} - \sum_{j=1}^q b_j y_{t-j} \quad 3.4$$

gdzie $x_{i,t}$ są dodatkowymi zmiennymi objaśniającymi. Natomiast zmienna y_t spełnia warunek:

$$h_t = \text{var}(r_t | \mathcal{F}_{t-1}) = E(y_t^2 | \mathcal{F}_{t-1}) \quad 3.5$$

Zmienną y_t określa się mianem szoku lub innowacji zwrotu w momencie t . Powyższy zapis oznacza, że w modelowaniu wariancji warunkowej rozszerza się model dla warunkowej wartości oczekiwanej o równanie dynamiczne sterujące ewolucją w czasie wariancji warunkowej zwrotu. Model GARCH(p, q) można opisać równaniami:

$$y_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t \quad 3.6$$

$$h_t = \omega + \sum_{k=1}^m \omega_k x_{k,t} + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^q \alpha_i y_{t-i}^2 \quad 3.7$$

gdzie $\varepsilon_t \sim iid(0,1)$, $\alpha_1 \geq 0$, $\beta_j \geq 0$ oraz $\omega + \sum_{k=1}^m \omega_k x_{k,t} > 0$ dla $t=1, \dots, T$. Z powyższego równania wynika zależność polegająca na tym, że duże wartości y_t pociągają za sobą dużą zmienność h_t . Oznacza to, iż w szeregach generowanych przez modele GARCH prawdopodobieństwo wystąpienia dużej zmiany, jeżeli w poprzednim okresie taka zmiana również miała miejsce, jest większe, niż prawdopodobieństwo wystąpienia mniejszej zmiany.

Dzięki temu modele GARCH są adekwatne do opisu zjawisk charakteryzujących się występowaniem skupisk zmienności.

Doboru rzędu opóźnień w równaniach średniej i wariancji warunkowej można dokonać analizując kształtowanie się funkcji autokorelacji i autokorelacji cząstkowej, a także wykorzystując kryteria informacyjne [Tsay 2005]. Parametry modeli GARCH można estymować wieloma metodami. Estymatory metody największej wiarygodności (MNW) są asymptotycznie efektywniejsze od estymatorów MNK. Rzadziej stosuje się uogólnioną metodę momentów. Najczęściej stosowaną praktyką jest estymacja za pomocą metody quasi-MNW, w której logarytmiczną funkcję wiarygodności maksymalizuje się bez założenia, że reszty standaryzowane są realizacjami procesu normalnego. Proces oceny dopasowania i testowania modeli GARCH nie jest tak wystandaryzowany jak w przypadku modeli regresji liniowej estymowanych KMNK. W szczególności powszechnie stosowany w przypadku tych ostatnich współczynnik determinacji liniowej R^2 nie znajduje prawidłowego zastosowania w przypadku modeli GARCH, co wynika z bardzo wysokiej zmienności wariancji warunkowej⁴⁰. Doman i Doman [2009] sugerują, że ocena dopasowania modelu powinna obejmować:

- testowanie, czy reszty standaryzowane $\hat{\varepsilon}_t = \frac{y_t}{\hat{\sigma}_t}$ są generowane przez ciąg niezależnych zmiennych losowych o założonym w modelu rozkładzie. W tym celu w praktyce stosuje się najczęściej test Boxa-Pierce'a, Ljungu-Boxa, Engle'a, McLeod-Li, a rzadziej test BDS,
- testowanie zależności asymetrycznych⁴¹ za pomocą testów Engle'a i Nga [1993],
- testowanie stabilności parametrów za pomocą testów Chowa (w przypadku znanego momentu zmiany strukturalnej), Nybloma i Hansena. Zaletą ostatnich dwóch testów jest możliwość ich stosowania dla pełnego wektora parametrów, jak i dla poszczególnych parametrów modelu,
- testowanie zgodności rozkładu za pomocą testu Pearsona.

Racją bytu modeli typu GARCH jest występowanie efektu ARCH, który jest zależnością nieliniową opisaną za pomocą funkcji kwadratowej opóźnionych wartości danej zmiennej losowej. Testowanie zależności nieliniowych w modelu zmienności przeprowadza

⁴⁰ W przypadku częstotliwości śróddziennej obserwacji współczynnik R^2 lepiej odzwierciedla dopasowanie modeli GARCH. Spowodowane to jest między innymi tym, że suma zwrotów śróddziennych nie jest zazwyczaj równa zwrotowi dziennemu. Andersen i in. [2007] podają, że wówczas można osiągnąć współczynniki R^2 o wielkości nawet 50%.

⁴¹ Zagadnienie to zostało szerzej omówione w Podrozdziale 3.3.

się przeważnie dla szeregu reszt dopasowanego modelu liniowego ARMA. Powszechnie stosowanym testem jest test Engle'a opierający się na następującej regresji:

$$x_t^2 = \alpha_0 + \sum_{k=1}^p \alpha_k x_{t-k}^2 + \varepsilon_t \quad 3.8$$

Przy prawdziwej hipotezie zerowej o braku heteroskedastyczności warunkowej ($\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$) oraz pod warunkiem istnienia momentu $E(x_t^8)$, statystyka TR^2 ma asymptotyczny rozkład $\chi^2(p)$, zgodnie z konstrukcją testów według reguły mnożnika Lagrange'a. Odrzucenie hipotezy zerowej oznacza istnienie efektu ARCH w danym szeregu. Najczęściej przy testowaniu efektu ARCH w dziennych zwrotach finansowych przyjmuje się opóźnienia $p = 1, 5, 10$.

W środowisku ekonometrii finansowej w ramach oceny dopasowania modelu bywa mierzona też trafność prognoz. Z kolei powodzenie określonej strategii inwestycyjnej zależy niejednokrotnie nie tyle od umiejętności przewidzenia wartości danej zmiany, co jej kierunku. Pomocne okazują się być wówczas miary oceniające tak określone walory predyktywne modelu. Przykładem może być miara zgodności kierunku zmian lub miara opisująca zdolność prognozowania punktów zwrotnych (por. [Osińska 2006] i [Welfe 2009]).

3.2. Czynniki globalne, mikrostrukturalne i lokalne wpływające na zmienność.

Poprawny opis wariancji warunkowej wymaga przede wszystkim wyboru odpowiedniego zbioru zmiennych określających σ -ciało, względem którego warunkowany jest proces zmienności. Abstrahując od rzędu opóźnienia zmiennej objaśnianej, zadanie to można sprowadzić do wskazania, które zmienne o charakterze egzogenicznym są istotnymi determinantami procesu zmienności. Bao i Pan [2013] argumentują, że dwoma głównymi źródłami występowania nadwyżkowej zmienności spreadów kredytowych są mikrostruktura rynku i podstawy makroekonomiczne spreadów.

Źródła te mają odmienne implikacje dla badania spreadów. Duże znaczenie mikrostruktury rynku wskazywałoby na konieczność badania frykcji nieuwzględnionych w modelach strukturalnych spreadów, podczas gdy duże znaczenie fundamentów wskazywałoby na konieczność skierowania uwagi na mechanizmy związane z ryzykiem kredytowym kraju. Kierując się powyższym podziałem można postulować obecność dwóch komponentów zmienności spreadu SCDS. Pierwszy z nich wynikałby z uwarunkowań mikrostrukturalnych rynku, przede wszystkim płynności i efektów kalendarzowych. Drugi komponent mógłby być związany z lokalnymi i globalnymi determinantami spreadów

(por. Rozdział 2). W tym kontekście oczekiwana zmiana fundamentów stanowiących podstawę wyceny SCDS nie powinna być interpretowana *per se* jako nowa informacja (ang. *news*), gdyż zgodnie z teorią wyceny aktywów powinna zostać zdyskontowana już wcześniej. Nową informację stanowiłaby tylko *nieoczekiwana* zmiana fundamentów wyceny SCDS. Tym samym zmienność powinna reagować tylko na zaskoczenie nową informacją. Należy podkreślić, że w skład drugiego komponentu mogą wchodzić zarówno zmienne fundamentalne, jak i zmienne określane przez niektórych autorów jako niefundamentalne – na przykład awersja do ryzyka.

W kontekście komponentu fundamentalnego zmienności, w jednej z pierwszych prac poświęconych zagadnieniu heteroskedastyczności instrumentów finansowych Schwert [1989] zauważa, że wariancja warunkowa zwrotu z instrumentu powinna być proporcjonalna do wariancji warunkowej oczekiwanych w przyszłości przepływów kapitałowych. *Per analogiam* można wnioskować, że zmiany *niepewności* odnośnie wskazanych w Rozdziale 2 uwarunkowań globalnych i lokalnych powinny przekładać się na zmiany *niepewności* odnośnie spreadów swapów ryzyka kredytowego.

Dotychczasowe badania, dotyczące głównie rynków akcji, a rzadziej obligacji korporacyjnych, potwierdzają pewne znaczenie zmienności danych makroekonomicznych. Corradi, Distaso i Mele [2013] przekonują, że nawet 75% zmienności amerykańskiego rynku akcji może być tłumaczone zmiennymi związanymi z cyklem koniunkturalnym – wskaźnikiem inflacji CPI i zmianą produkcji przemysłowej. Errunza i Hogan [1998] zauważają duży wpływ zmiennych realnych, w tym produkcji przemysłowej, i monetarnych, na przykład podaży pieniądza, na rynki akcji w Europie, a na podstawie analizy odpowiedzi na impuls oceniają, że efekty szoków powyższych zmiennych dla rynku akcji wygasają dopiero po 6-8 miesiącach. Engle i Rangel [2008] proponują modyfikację modelu GARCH w celu wyodrębnienia komponentu o wysokiej i niskiej częstotliwości, przy czym ten ostatni komponent nabiera na znaczeniu, gdy wzrasta zmienność zmiennych makroekonomicznych, w tym wzrostu PKB, inflacji i krótkookresowych stóp procentowych. Diebold i Yilmaz [2008] wskazują, że zmienność zmiennych realnych, PKB i konsumpcji może być powiązana ze zmiennością rynku akcji. Nieto, Novales i Rubio [2014] badają z kolei wpływ zmiennych makroekonomicznych i finansowych na zmienność obligacji korporacyjnych dochodząc do wniosku, że produkcja przemysłowa, konsumpcja, zatrudnienie, ale też nachylenie krzywej dochodowości i indeks VIX są kluczowymi determinantami zmienności obligacji o wysokim ratingu, podczas gdy inflacja i płynność mają dodatkowo znaczenie w przypadku obligacji o niskim, tzw. „śmieciowym” ratingu. Heinke [2006] argumentuje tymczasem, że wyższa

niepewność w gospodarce, charakteryzowana wyższą zmiennością stóp krótkoterminowych, przekłada się na wyższą zmienność spreadu kredytowego obligacji.

Jako potencjalne źródło zmienności należałoby wskazać nierównowagę w finansach publicznych kraju. Deficyt budżetowy towarzyszący prowadzonej polityce fiskalnej pozwala wygładzić konsumpcję lub skorzystać z preferencyjnych warunków finansowania za granicą. Nadwyżka konsumpcji krajowej nad produkcję musi być finansowana importem dóbr i usług oraz towarzyszącym im deficytem na rachunku obrotów bieżących. Zjawisko to można określić mianem „dźwigni gospodarczej”. Wiele krajów rozwijających się zwiększało poziom tej dźwigni pod koniec ubiegłego wieku za pomocą ujemnych sald w bilansie płatniczym i narastającego zadłużenia zagranicznego. Doprowadziło to do zwiększonej wrażliwości ich wzrostu gospodarczego i cen aktywów na międzynarodową koniunkturę makroekonomiczną i przepływy kapitału portfelowego. Konsekwencją były między innymi kryzysy drugiej połowy lat '90 ubiegłego wieku. Ich pokłosiem był z kolei proces delewarowania, który doprowadził do obniżenia się zmienności. Ta konstatacja pozwala domniemywać, że istotną determinantą zmienności mogą być saldo w rachunku obrotów bieżących i przepływy kapitału portfelowego na rynku długu. Jako że przynajmniej część obligacji Skarbu Państwa jest przez inwestorów zabezpieczana, to przepływy kapitałowe mogą przenosić się na zmienność spreadów swapów ryzyka kredytowego. Zmiany zaangażowania nierezydentów na rynku SPW w Polsce wydają się odpowiednim przybliżeniem w kontekście niniejszej pracy.

Niektóre zmienne mogą wpływać nie tylko na wielkość spreadów SCDS (średnią warunkową), ale także na ich zmienność (wariancję warunkową). Zgodnie z teorią nieokreśloności równowagi, jeżeli pewne zmienne, na przykład nastawienie do ryzyka, wpływają na oczekiwania odnośnie przyszłej ceny instrumentu, to podmioty, nawet racjonalne, mogą podejmować działania mające bezpośredni wpływ na te ceny. Zjawisko to bywa określane mianem samospełniających się prognoz i stanowi przyczynę występowania równowagi plam słonecznych (ang. *sunspot equilibrium*), w której występuje nadmierna zmienność ceny danego waloru (por. np. [Azariadis 1981] oraz [Cass i Shell 1983]). Zmienną egzogeniczną, która koordynuje oczekiwania inwestorów i implikuje, niefundamentalny w teorii nieokreśloności równowagi, wzrost zmienności może być kategoria awersji do ryzyka. W zastosowaniach empirycznych jej przybliżeniem często jest indeks zmienności opcji na amerykańskim rynku akcji – VIX. Literatura potwierdza istotność indeksu VIX dla zmienności spreadów kredytowych. Huang i Kong [2005] przedstawiają wyniki, zgodnie z którymi VIX jest istotną determinantą prawdopodobieństwa gwałtownych zmian na rynku obligacji korporacyjnych, a Kliber i Wallusch [2014] dowodzą, że w pewnych okresach

widoczna jest przyczynowość w sensie Grangera biegnąca od indeksu VIX do zmienności polskich spreadów SCDS.

Kwestia napływających informacji jest kluczowa w kontekście badania zmienności. Nowak i in. [2011] wyróżniają dwa typy dostosowania do napływu nowych informacji na rynek. Pierwszym jest efekt cenowy (ang. *repricing*) odzwierciedlający zmiany ceny waloru w reakcji na zmianę wartości godziwej. Po publikacji zaskakującej informacji inwestorzy handlują walorem we wzmożony sposób, podczas gdy informacja zgodna z oczekiwaniami nie wywołuje wzrostu obrotów. Dobre informacje dotyczące ryzyka kredytowego (spadek ryzyka) powinny przyczyniać się do spadku spreadu kredytowego, podczas gdy zaskoczenie negatywne (wzrost ryzyka) powinien wywoływać wzrost spreadu kredytowego. Drugim efektem, mającym wpływ na zmienność instrumentu, jest efekt repozycjonowania (ang. *repositioning*), który z kolei może wynikać z asymetrii informacji dostępnej różnym uczestnikom rynku, bądź z odmiennej interpretacji publicznie dostępnej informacji przez heterogeniczne podmioty. Wzmożony handel instrumentem w świetle nowej informacji wynika z dostosowania portfeli kredytowych inwestorów do preferencji odnośnie ryzyka. Mechanizm działania asymetrii informacyjnej w tym kontekście został opisany przez Admatiego i Pflaiderera [1988]. Podmioty posiadające większy zbiór informacyjny (tzw. informację prywatną) koncentrują swoje zlecenia w momencie wysokiej aktywności na rynku, na przykład w momencie publikacji danych, w celu ukrycia tej informacji i osiągnięcia jak najmniejszego wpływu na ceny rynkowe. Obrót generowany przez poinformowanych uczestników rynku ujawnia bowiem prywatną informację. Z kolei zmiany w preferencji płynności (popytu na pieniądź) w reakcji na zaskakujące informacje dodatkowo zwiększają obroty w momencie publikacji.

Tymczasem mające ugruntowanie w ekonomii behawioralnej wyjaśnienie odmiennej interpretacji nowej informacji przez heterogeniczne podmioty zasadza się na różnicy w umiejętnościach interpretacyjnych. Zakłada się, że podmioty charakteryzujące się wyższym profesjonalizmem mogą oczekiwać innego wpływu danej informacji na ceny niż podmioty o niższym stopniu profesjonalizmu, które operują krócej na rynku⁴². Fleming i Remolona [1999] wskazują, że efekt wzrostu obrotów i towarzyszący temu wzrost zmienności utrzymuje się znacznie dłużej niż efekt cenowy, jako że następuje uzgodnienie różnic w interpretacji informacji. Tym samym efekt repozycjonowania wywołany publicznie dostępną nową

⁴² Zgodnie z badaniem Gębki i Serwy [2015], nie jest jednak możliwa jednoznaczna identyfikacja motywów wzrostu obrotu po publikacji zaskakującej informacji. Autorzy wskazują w szczególności na trudności z identyfikacją motywu płynnościowego względem motywu związanego z prywatną informacją.

informacją, na przykład zaskakującą publikacją danych, jest następnie wzmacniany i przedłużany ujawnieniem się informacji prywatnej.

Abstrahując od wyjaśnień przyczyn zjawiska, literatura przedmiotu potwierdza wzrost zmienności w reakcji na zaskoczenie danymi fundamentalnymi. W odniesieniu do rynków obligacji liczne badania (m.in. Ederingtona i Lee [1993], Balduzziego, Eltona i Greena [2001], czy Andersena i in. [2007]) ujawniają istotny wpływ zaskoczenia na ceny obligacji skarbowych w krajach rozwiniętych, a badanie Nowak i in. [2011] – w krajach wschodzących. Huang i Kong [2005] potwierdzają również występowanie tego efektu w spreadach kredytowych rozumianych jako nadwyżka rentowności obligacji skarbowej ponad stopę wolną od ryzyka. Jedną z przyczyn, dla których niewiele jest badań odnośnie spreadów SCDS może być mniejsza płynność tego rynku względem rynku kasowego w wielu krajach. Jak wskazano w Rozdziale 1, nielicznymi najbardziej płynnymi kontraktami SCDS handluje się 20-krotnie w ciągu dnia, podczas gdy literatura odnośnie reakcji zmienności na zaskoczenia operuje na danych śróddziennych – reakcja opisywana w krótkim interwale czasowym po publikacji danych. Wzrost zmienności spreadu na rynku SCDS w reakcji na zaskoczenie danymi makroekonomicznymi potwierdzają Kim, Salem i Wu [2014].

Specyficznym rodzajem informacji jest zmiana ratingu kredytowego kraju lub jego perspektywy przez agencję ratingową. Powyższe rozważania na temat napływu informacji na rynek wskazywałyby, że należałoby się spodziewać wzrostu zmienności spreadu kredytowego w momencie każdej nieoczekiwanej decyzji agencji ratingowej, jednak literatura przedmiotu wskazuje, że podwyżka ratingu prowadzi zazwyczaj do spadku zmienności obligacji i spreadu kredytowego obligacji, a obniżka – do wzrostu zmienności (por. [Afonso, Gomes i Taamouti 2014] i [Heinke 2006]). Abstrahując od tego, czy zdarzenie takie jest oczekiwane, przyczyną asymetrycznej reakcji zmienności może być to, że niższemu ratingowi odpowiada wyższa percepcja ryzyka kredytowego, czyli obligacja ryzykowna powinna charakteryzować się większą niepewnością uczestników rynku co do przyszłej spłaty zobowiązania przez państwo, czyli też wyższą zmiennością.

Drugi komponent zmienności zarysowany na początku podrozdziału identyfikowany jest w powiązaniu z uwarunkowaniami mikrostrukturalnymi rynku, wśród których duże znaczenie mają płynność i koszty transakcyjne. Dały [2011] wskazuje obroty na rynku jako zasadniczą determinantę zmienności. W studiach empirycznych brak jest jednak konsensusu odnośnie kierunku zależności między płynnością instrumentu finansowego a jego zmiennością. Jednocześnie niezgodność wyników wydaje się być niezależna od stosowanej miary płynności. Wolumen obrotów jest pozytywnie skorelowany ze zmiennością

w klasycznym badaniu Schwerta [1989] odnośnie rynku akcji oraz w badaniu Fulopa i Lescourreta [2013] odnośnie rynku CDS. Jest jednak negatywnie skorelowany ze zmiennością w badaniu Heinkego [2006] odnośnie rynku obligacji. Z kolei koszty transakcyjne⁴³ są ujemnie skorelowane ze zmiennością w badaniu Bao i Pan [2013] oraz dodatkowo w przytaczanym już badaniu Fulopa i Lescourreta [2013]. Zgodnie z wynikami badania Amihuda, Mendelsoona i Lauterbacha [1997] wysoka płynność redukuje zmienność związaną z szumem informacyjnym. Cechą wspólną powyższych prac jest jednak przypisywanie wysokiego znaczenia kategorii płynności jako determinancie płynności.

Z efektami mikrostruktury nieodłącznie związana jest sezonowość występująca pod postacią efektów kalendarzowych. W przypadku danych dziennych typowy przykład stanowi efekt dnia tygodnia. Informacje dotyczące wyceny danego instrumentu ujawniające się w weekend mogą znaleźć odzwierciedlenie w wycenie dopiero w poniedziałek. Zwrot poniedziałkowy obejmuje zatem zakres 72 godzin, a zwrot z pozostałych dni tygodnia – zakres 24 godzin. Informacje ujawniane po godzinach funkcjonowania rynku mogą znaleźć odzwierciedlenie w wycenie dopiero następnego dnia. Istotny może być też efekt ostatniego dnia kwartału, kiedy inwestorzy dokonują przeglądu portfeli pod kątem porównania z benchmarkiem lub następuje rozliczenie indeksu CDS, w skład którego wchodzi dany podmiot referencyjny⁴⁴. Daly [2011] potwierdza, że na wielu rynkach efekty kalendarzowe istotnie przyczyniają się do wahań zmienności.

Potencjalnym problemem ekonometrycznym może być korelacja między zaskoczeniem danymi, a efektami kalendarzowymi, która może wynikać z łącznego wystąpienia publikacji danych i efektu kalendarzowego w tym samym momencie czasowym. Andersen i Bollerslev [1998] oraz Neely [2011] argumentują, że w związku z tym należy łącznie modelować obydwa zjawiska w ramach jednego modelu zmienności. Porównując znaczenie zaskoczenia i efektów kalendarzowych, Neely [2011] wskazuje na relatywnie większą kontrybucję do zmienności efektów kalendarzowych względem zaskoczenia danymi makroekonomicznymi.

W kontekście zmienności rynków finansowych należy wspomnieć też o wpływie zmienności instytucjonalnej na zmienność cen aktywów. Stabilne instytucje powinny przyczyniać się do obniżenia permanentnego komponentu zmienności finansowej, a ewolucję tego zjawiska można obserwować w dłuższym okresie w gospodarkach przechodzących proces transformacji. Hartwell [2014] dokonuje przeglądu procesu transformacji dwudziestu

⁴³ Wzrost tej miary odpowiada spadkowi płynności.

⁴⁴ W przypadku Polski między innymi indeks iTraxx Sovx CEEMEA.

gospodarek w latach 1993-2012 w poszukiwaniu wpływu zmienności instytucjonalnej na zmienność rynku akcji. Zmienność związana z instytucją prawa własności przyczynia się w pracy Hartwella [2014] do wzrostu zmienności na rynku giełdowym rynkach finansowych w Polsce, podczas gdy poprawa miary określającej odpowiedzialność demokratyczną obniża zmienność.

3.3. Asymetria wpływu szoków na zmienność.

Zwroty z aktywów finansowych mogą cechować się zależnościami asymetrycznymi. W kontekście zmienności interesującym jest zagadnienie asymetrii dotyczące relacji między szokami dla średniej warunkowej zwrotów oraz przyszłą wielkością wariancji warunkowej zwrotów. Przyjmuje się, że związek symetryczny występuje wówczas, gdy zarówno pozytywne, jak i negatywne szoki o tej samej wielkości mają taki sam wpływ na przyszłą zmienność. W takim ujęciu asymetria rozumiana jest jako sytuacja, w której pozytywne i negatywne szoki tej samej wielkości dla zwrotów mają różny wpływ na wariancję warunkową w okresie następnym. Asymetryczny może być też wpływ szoków w zależności od ich wielkości. Asai, McAleer i Medeiros [2009] wyróżniają następujące typy asymetrii:

1. Asymetria typu I – ujemna korelacja między bieżącymi szokami dla zwrotów a przyszłą zmiennością.
2. Asymetria typu II – pozytywne i negatywne szoki dla zwrotów zwiększają przyszłą zmienność, jednak szok negatywny wywiera większy wpływ niż takiej samej wielkości szok pozytywny.
3. Asymetria typu III – pozytywne i negatywne szoki dla zwrotów zwiększają przyszłą zmienność, jednak szok pozytywny wywiera większy wpływ niż takiej samej wielkości szok negatywny.
4. Asymetria typu IV – szoki negatywne i duże szoki pozytywne zwiększają przyszłą zmienność, jednak małe szoki pozytywne zmniejszają przyszłą zmienność.

Najwięcej uwagi literatura przedmiotu poświęca asymetrii typu I. Po raz pierwszy został on opisany przez Blacka [1976], który użył określenia „efekt dźwigni” (ang. *leverage effect*). Zaproponowane wyjaśnienie odwołuje się do dźwigni finansowej przedsiębiorstwa, które w części finansowane jest kapitałem własnym, a w części – obcym. Stosunek tych dwóch wielkości ulega zmianie, kiedy zmienia się *ceteris paribus* cena akcji spółki. W konsekwencji zmienia się dźwignia finansowa, jako że inna część wariancji w wartości spółki transmitowana jest na kapitał własny. Spadek wyceny akcji powoduje wzrost dźwigni

i wiąże się ze wzrostem ryzyka związanego z inwestycją w akcje analizowanej spółki, co w konsekwencji prowadzi do wzrostu zmienności cen akcji (odwrotna sytuacja ma miejsce w przypadku wzrostu ceny akcji). Ponadto występuje efekt sprzężenia zwrotnego w zmienności (ang. *volatility feedback effect*), który polega na tym, że wzrost zmienności (ryzyka) wymaga kompensacji w postaci wzrostu oczekiwanych w przyszłości zwrotów, gdyż wzrasta premia za ryzyko ([Campbell i Hentschel 1992], [de Goeij i Marquering 2006]). W konsekwencji obecny zwrot musi być ujemny, czyli musi nastąpić spadek ceny, zgodny z pierwotnym wzrostem zmienności [Andersen i in. 2006].

W literaturze przedmiotu zwraca się jednak uwagę, że wyjaśnienie efektu dźwigni za pomocą zmian w strukturze kapitałowej przedsiębiorstwa jest niewystarczające, a nawet nieodpowiednie. Black [1976] zauważył, że reakcja zmienności na szoki jest zbyt duża, by wynikała tylko z efektu zmian w strukturze kapitału. French, Schwert i Stambaugh [1987] potwierdzają słaby związek zmian w bilansie firmy z zaobserwowaną ujemną korelacją między szokami dla zwrotów a przyszłą zmiennością. Figlewski i Wang [2000] zauważają z kolei, że dźwignia finansowa jest poziomem a nie tempem, zatem ruch ceny i w konsekwencji dźwigni powinny powodować *trwale* skutki dla zmienności, co przeczy obserwacji, że zmienność warunkowej wariancji wywołana zmianami w cenach wygasa po pewnym czasie. Ponadto w przypadku szoków pozytywnych efekt dźwigni uwidacznia się w mniejszym zakresie, bądź wcale. Figlewski i Wang [2000] proponują zatem określać ten efekt asymetryczny jako „efekt spadków”.

Argument dźwigni finansowej podważają jednocześnie wyniki ekonomii eksperymentalnej, zgodnie z którymi efekt asymetrii typu I jest obserwowany nawet wówczas, gdy dane przedsiębiorstwo nie jest finansowane kapitałem obcym ([Hens i Steude 2009], [Hasanhodzic i Lo 2011]). Efekt asymetryczny mógłby być wówczas wywoływany przez preferencje heterogenicznych inwestorów. Shefrin [2008] wskazuje obciążenie oczekiwań jako wyjaśnienie rzeczoności efektu. Dzieliński, Rieger i Talpsepp [2011] dodają, że większe obciążenie występuje w grupie inwestorów indywidualnych niż inwestorów instytucjonalnych, stąd rynki o dużym udziale pierwszej grupy wykazują większą asymetrię. Należy zauważyć, że na rynku SCDS operują w zasadzie jedynie inwestorzy instytucjonalni, stąd gdyby asymetria była konsekwencją li tylko obciążonych oczekiwań inwestorów indywidualnych, to nie powinna na nim występować. Dzieliński, Rieger i Talpsepp [2011] formułują również przypuszczenie, że asymetria zmienności może wynikać z większego zainteresowania mediów informacjami negatywnymi niż pozytywnymi. Analitycy finansowi ujawniający mediom informacje fundamentalne mogą spotykać się z większym

zainteresowaniem w przypadku informacji negatywnych. Bardziej rozwinięte rynki mają w tym kontekście większe pokrycie w mediach, stąd powinna na nich występować większa asymetria zmienności.

Warto w końcu wspomnieć o wytłumaczeniu efektu asymetrii zaproponowanym przez Lettaua i Ludvigsona [2009], zgodnie z którym przyczyną wykrycia przez niektóre modele zmienności asymetrii jest nieprawidłowa specyfikacja polegająca na nieuwzględnieniu w modelu pełnego zbioru informacyjnego dostępnego uczestnikom rynku w momencie formułowania oczekiwań o warunkowej wariancji. W tym kontekście prawidłowo wyspecyfikowany model zmienności, potencjalnie z szerokim spektrum zmiennych egzogenicznych nie powinien wykazywać efektu asymetrii.

Obserwacja efektu asymetrii w przypadku innych aktywów, w tym uznawanych za bezpieczne amerykańskich *Treasuries* [de Goeij i Marquering 2006], potwierdza, że asymetria dotyczy nie tylko rynków akcji. Lee i Engle [1993] postulują, że efekty asymetryczne są nie tyle wynikiem dźwigni w strukturze pasywów przedsiębiorstwa, którego ceny akcji dotyczy zmienność, ale są efektem dźwigni finansowej używanej przez inwestorów w inwestycjach portfelowych, zwłaszcza w kontekście instrumentów pochodnych. Autorzy podają przykład rynków futures obligacji, na których inwestorzy posługują się szczególnie wysoką dźwignią. Jako że pozycje w swapach ryzyka kredytowego również są lewarowane, można *per analogiam* spodziewać się występowania efektu asymetrycznego w tej klasie aktywów.

Alternatywne wytłumaczenie istnienia efektu asymetrii, na gruncie teorii perspektywy Kahnemana i Tversky'ego [1979] oraz określenia stosunku do ryzyka inwestorów, zaproponowała Kliber [2016], według której ujemny znak parametru asymetrii powinien charakteryzować podmioty referencyjne o bardzo niskim spreadzie kredytowym, a tym samym bardzo niskim prawdopodobieństwie niewypłacalności. Wówczas inwestorzy charakteryzują się awersją do ryzyka. Dodatnia asymetria powinna dotyczyć podmiotów o wysokim spreadzie kredytowym, kiedy inwestorzy cechują się pozytywnym nastawieniem do ryzyka. Z kolei w przypadku podmiotów charakteryzujących się umiarkowanym spreadem asymetria ujemna powinna być pochodną zbyt niskiej oceny wiarygodności kredytowej, a asymetria dodatnia – pochodną zbyt wysokiej oceny wiarygodności kredytowej.

Beber i Brandt [2010] sugerują z kolei, że efekty asymetryczne mogą ulegać zmianie w zależności od cyklu koniunkturalnego. Przykładem może być rynek obligacji, który jest elementem mechanizmu transmisji polityki pieniężnej. W okresie ekspansji i niskich stóp procentowych zaskakujące pozytywne informacje mogą wywołać większą reakcję banku

centralnego w postaci podwyżki stóp procentowych, niż informacje negatywne. Tymczasem w okresie spowolnienia reakcja banku centralnego na negatywne informacje w postaci obniżki stóp procentowych może być bardziej pewna, niż decyzja o podwyżce stóp procentowych w reakcji na informacje pozytywne. Uzasadnia to badanie efektów asymetrycznych w czasie. Powyższy argument można łączyć z dźwignią finansową inwestorów i tworzeniem się tzw. cykli zmienności. Niska zmienność odpowiada niskiemu ryzyku inwestycyjnemu i sprzyja większemu lewarowaniu się inwestorów. Wysoka dźwignia zwiększa jednak ryzyko dużych wahań wyniku finansowego w reakcji na niespodziewane zmiany cen. Materializacja reżimu wysokiej zmienności indukuje proces delewarowania, który pogłębia wyprzedzą i wydłuża ten reżim. W tym kontekście przyczynowość biegnie od zmienności do dźwigni, choć pojawia się także sprzężenie zwrotne.

Zagadnienie dźwigni może być rozpatrywane w kontekście zarządzania długiem publicznym przez stosowną agencję państwową. Dany kraj może finansować deficyt budżetowy za pomocą emisji długu na rynek krajowy lub zagraniczny. Z kolei w gronie inwestorów papierów emitowanych na rynek krajowy mogą pojawić się także inwestorzy zagraniczni. W przypadku Polski zagadnienie to ma istotne znaczenie, jako że blisko 40 proc. obligacji krajowych znajduje się w posiadaniu nierezydentów. Mechanizm dźwigni „gospodarczej” związany byłby tym samym z przepływami kapitału portfelowego między krajami. Napływ kapitału do danego kraju jest zazwyczaj stopniowy, powolny, podczas gdy odpływ ma charakter bardziej dynamiczny. Stąd odpływ kapitału mógłby powodować większą zmienność na rynku długu niż jego napływ. Badanie Loeysa i Panigirtzoglou [2005] potwierdza istotność powyżej określonej dźwigni gospodarczej na rynki długu – wzrost udziału nierezydentów w rynku długu prowadzi do wyższej zmienności cen obligacji. Biorąc pod uwagę, że przynajmniej część pozycji na rynku kasowym obligacji jest zabezpieczana za pomocą swapów ryzyka kredytowego, asymetria mogłaby przekładać się na kwotowania spreadów SCDS. Spodziewana zależność przejawiałaby się w większym wzroście wariancji warunkowej w reakcji na wzrost ryzyka kredytowego (wzrost spreadu SCDS), niż w reakcji na jego spadek (spadek spreadu SCDS).

Odpowiednim narzędziem graficznego przedstawienia asymetrii wpływu szoków na warunkową wariancję jest krzywa wpływu informacji (ang. *News Impact Curve*). Przedstawia ona zależność między szokami dla zwrotów y_{t-1} a warunkową wariancją h_t obrazując, jak nowe informacje wpływają na zmienność aktywa. Badanie Pagana i Schwerta [1990] stanowi pierwszą próbę wykorzystania krzywej wpływu informacji w badaniach asymetrii

występujących na rynkach finansowych. Autorzy potwierdzili empirycznie występowanie efektów asymetrycznych na rynkach akcji.

Formalizacji koncepcji krzywej dokonali Engle i Ng [1993]. Posługując się wygodnym zapisem autorów krzywą można wyprowadzić w następujący sposób. Niech r_t będzie stopą zwrotu z aktywa, a \mathcal{F}_{t-1} oznacza zbiór informacyjny do okresu $t - 1$ włącznie. Średnią warunkową i wariancję warunkową można zapisać odpowiednio jako $\mu_t = E(r_t|\mathcal{F}_{t-1})$ oraz $h_t = var(r_t|\mathcal{F}_{t-1})$. Wówczas nieoczekiwany zwrot w okresie t będzie określony jako $y_t = r_t - \mu_t$. Dodatnia wartość y_t (nieoczekiwany wzrost zmiennej) jest interpretowana standardowo jako napływ pozytywnych informacji, podczas gdy ujemna wartość y_t jest interpretowana jako napływ negatywnych informacji. W kontekście spreadów SCDS pozytywna informacja będzie jednak odpowiadała ujemnej wartości y_t , a negatywna informacja będzie odpowiadała dodatniej wartości y_t . Z kolei duża wartość $|y_t|$ oznacza znaczącą informację, czyli taką, która powoduje dużą nieoczekiwaną zmianę zmiennej⁴⁵.

W powyższym zapisie równanie zmienności dla modelu GARCH(p,q) przedstawia się następująco:

$$h_t = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^q \alpha_i y_{t-i}^2 \quad 3.9$$

gdzie $\omega, \alpha_1, \dots, \alpha_q, \beta_1, \dots, \beta_p$ oznaczają stałe w czasie parametry. Dla modelu GARCH(1,1) krzywa wpływu informacji dana jest następującym równaniem:

$$h_t = A + \alpha y_{t-1}^2 \quad 3.10$$

gdzie:

$$A \equiv \omega + \beta \sigma^2 \quad 3.11$$

natomiast h_t jest warunkową wariancją w okresie t , y_{t-1} jest nieoczekiwanym zwrotem w okresie $t - 1$, σ jest bezwarunkowym odchyleniem standardowym zwrotu. Należy zauważyć, iż krzywa wpływu informacji wymaga opóźnień p i q w równaniu 3.9 równych

⁴⁵ Należy podkreślić, że w stosowanym w pracy podejściu szok informacyjny (inaczej nowa informacja, ang. *news*) jest rozumiany jako składnik nie wchodzące do zbioru informacyjnego \mathcal{F} , a tym samym nie stanowi części deterministycznej modelu zmienności, na którym opiera się krzywa wpływu informacji. Jeżeli w modelu zmienności zostałyby uwzględnione zmienne egzogeniczne z odpowiednim opóźnieniem w równaniu wariancji, wówczas nie byłyby one interpretowane jako szoki informacyjne, gdyż byłyby uwzględnione w zbiorze informacji \mathcal{F} . W literaturze przedmiotu można jednak spotkać alternatywne definicje informacji. Dyskusję taką można znaleźć na przykład w pracy Będowskiej-Sójki [2014]. Autorka rozważa także asymetrię informacji w kontekście podziału na informację publiczną (dostępną wszystkim uczestnikom rynku) i prywatną (dostępną ograniczonej grupie uczestników rynku).

jedności. Model GARCH z takimi restrzykcjami jest uważany w praktyce za wystarczający do opisu zależności asymetrycznych [Engle i Ng 1993].

Uwzględnienie zależności asymetrycznych wymaga posłużenia się odpowiednim modelem rozszerzonym z rodziny GARCH. W niniejszej pracy stosuje się modele EGARCH(1,1) oraz GJR-GARCH(1,1), które uznawane są za najlepiej opisujące efekty asymetryczne⁴⁶. Zaproponowany przez Nelsona [1991] model EGARCH(1,1), na podstawie którego można otrzymać krzywą wpływu informacji przedstawia się następująco:

$$\log(h_t) = \omega + \beta \cdot \log(h_{t-1}) + \gamma \cdot \frac{y_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \alpha \left(\frac{|y_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) \quad 3.12$$

gdzie $\alpha, \beta, \gamma, \omega$ to stałe w czasie parametry. Asymetria w powyższym równaniu opisywana jest parametrem γ . Ujemna wartość parametru oznacza, że ujemne szoki generują *ceteris paribus* większą zmienność niż szoki dodatnie. Minimum krzywej wpływu informacji przypada dla $y_{t-1} = 0$, jednak obydwa jej fragmenty, dotyczące odpowiedzi na dodatnie i ujemne szoki, kształtują się zgodnie z równaniem 3.13. Model EGARCH, w porównaniu z modelem GARCH, umożliwia opis sytuacji, w której duże szoki wywierają większy wpływ na warunkową wariancję. Dla danych wartości parametrów krzywa wykładnicza rośnie bowiem szybciej od krzywej kwadratowej. Przy założeniu, że opóźniona wariancja warunkowa jest określona przez swój bezwarunkowy poziom σ^2 , krzywa dla modelu EGARCH(1,1) jest określona następującym równaniem:

$$h_t = \begin{cases} A \cdot \exp \left[\frac{(\gamma + \alpha)}{\sigma} \cdot y_{t-1} \right] & \text{dla } y_{t-1} > 0 \\ A \cdot \exp \left[\frac{(\gamma - \alpha)}{\sigma} \cdot y_{t-1} \right] & \text{dla } y_{t-1} < 0 \end{cases} \quad 3.13$$

gdzie:

$$A \equiv \sigma^{2\beta} \cdot \exp \left(\omega - \alpha \cdot \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) \quad 3.14$$

Model progowy GJR-GARCH zaproponowany został przez Glostena, Jagannathana i Runkle'a [1993]. Równanie wariancji warunkowej przyjmuje w nim następującą postać:

⁴⁶ Istnieje również wiele alternatywnych specyfikacji modeli GARCH uwzględniających asymetrię. Znajdują się wśród nich między innymi modele AGARCH, NGARCH, VGARCH, jednak nie są one tak popularne w zastosowaniach. GJR-GARCH i EGARCH w badaniach empirycznych zazwyczaj minimalizują kryteria informacyjne.

$$h_t = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^q (\alpha_i y_{t-i}^2 + \gamma_i y_{t-i}^2 I_{t-i}^-) \quad 3.15$$

gdzie $I(\cdot)$ jest funkcją wskaźnikową przyjmującą następujące wartości:

$$I_{t-k}^-(y_t) = \begin{cases} 1 & \text{dla } y_t < 0 \\ 0 & \text{dla } y_t > 0 \end{cases} \quad 3.16$$

Krzywa wpływu informacji dla modelu GJR-GARCH osiąga najmniejszą wartość dla $y_{t-1} = 0$, jednak obydwie jej części (dotyczące odpowiedzi na dodatnie i ujemne szoki) są wyznaczone przez odmienne postaci parametryczne. Przy założeniu, że opóźniona wariancja warunkowa jest określona przez swój bezwarunkowy poziom σ^2 , krzywa wpływu informacji dla modelu GJR-GARCH(1,1) jest dana następującym równaniem:

$$h_t = \begin{cases} A + \alpha \cdot y_{t-1}^2 & \text{dla } y_{t-1} > 0 \\ A + (\alpha + \gamma) \cdot y_{t-1}^2 & \text{dla } y_{t-1} < 0 \end{cases} \quad 3.17$$

gdzie:

$$A \equiv \omega + \beta \cdot \sigma^2 \quad 3.18$$

W praktyce wyboru modelu asymetrycznego dokonuje się na podstawie kryteriów informacyjnych oraz oceny dopasowania modelu. Efekty asymetryczne są w modelu GJR-GARCH obecne dla niezerowego parametru γ . Jednak w przeciwieństwie do modelu EGARCH, ujemna wartość współczynnika γ oznacza, że szoki dodatnie wywierają większy wpływ na warunkową wariancję niż szoki ujemne.

Odpowiednimi testami do badania występowania zależności asymetrycznych są zaproponowane przez Engle'a i Nga [1993] testy obciążenia znaków (ang. *sign bias*, SB), obciążenia wielkości ujemnych (ang. *negative size bias*, NSB) i obciążenia wielkości dodatnich (ang. *positive size bias*, PSB). Głównym celem testu SB jest badanie zróżnicowania wpływu, jaki ujemne i dodatnie innowacje wywierają na poziom zmienności, której nie jest w stanie prognozować testowany model zmienności. Test ten bierze pod uwagę zmienną zero-jedynkową S_{t-1}^- , przyjmującą wartość 1 dla ujemnego y_{t-1} . Test NSB z kolei koncentruje się na różnym wpływie dużych i małych innowacji ujemnych na zmienność nieprognozowaną przez badany model biorąc pod uwagę zmienną $S_{t-1}^- y_{t-1}$. Ostatni z testów, PSB, dotyczy zmiennej $S_{t-1}^+ y_{t-1}$, przy czym $S_{t-1}^+ = 1 - S_{t-1}^-$, i bada zróżnicowanie wpływu dużych i małych innowacji dodatnich na zmienność niewyjaśnianą w rozważanym modelu. Statystyki SB, NSB i PSB oblicza się najczęściej jako t -statystyki parametrów b_1, b_2 i b_3 z następującej regresji:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = b_0 + b_1 S_{t-1}^- + b_2 S_{t-1}^- y_{t-1} + b_3 S_{t-1}^+ y_{t-1} + v_t \quad 3.19$$

gdzie $\hat{\varepsilon}_t^2 = \frac{v_t^2}{\sigma_t}$ oznacza reszty standaryzowane za pomocą zmienności wyznaczonych z estymowanego modelu. Alternatywnym podejściem jest wyznaczenie trzech odrębnych regresji z pojedynczymi współczynnikami kierunkowymi b_1, b_2 i b_3 . Opis wnioskowania na podstawie przytoczonych testów przedstawiają Doman i Doman [2009].

Asymetrię można badać także na inne, stosunkowo nieskomplikowane sposoby. Pierwszym z nich może być ocena istotności statystycznej parametrów asymetrii γ w równaniach 3.12 i 3.15. Drugim może być ocena wielkości korelacji między kwadratem reszt standaryzowanych $\hat{\varepsilon}_t^2$ a opóźnionymi wartościami reszt standaryzowanych $\hat{\varepsilon}_t$. Należy podkreślić, że punktem wyjścia w konstrukcji krzywych wpływu informacji powinno być testowanie zależności asymetrycznych za pomocą wskazanych wyżej testów.

3.4. Ocena znaczenia wybranych determinant i asymetrii zmienności spreadów SCDS wystawionych na polskie obligacje skarbowe.

Poniżej podjęto się weryfikacji hipotez H4-H5 pracy dotyczących determinant i asymetrii zmienności spreadów SCDS dla polskich obligacji skarbowych. Hipoteza H4 głosi, że heteroskedastyczność warunkowa spreadów SCDS jest determinowana głównie przez zmienne globalne i mikrostrukturalne, podczas gdy zmienne lokalne mają niewielkie znaczenie. Hipoteza H5 głosi, że szoki informacyjne mają asymetryczny wpływ na heteroskedastyczność warunkową spreadów SCDS.

Wstępnej analizy faktów empirycznych szeregów zmian spreadów SCDS dla Polski oraz opisu danych dotyczących determinant zmienności spreadów dokonano w Podrozdziale 3.4.1. Następnie, w Podrozdziale 3.4.2 zastosowano metody ekonometrii finansowej w zakresie estymowania zmienności za pomocą modeli z rodziny ARMA-GARCH uwzględniających zmienne egzogeniczne, a w Podrozdziale 3.4.3 – efekty asymetryczne w równaniu wariancji warunkowej. Procedura budowy modelu obejmowała następujące kroki (por. [Doman i Doman 2009]):

1. Specyfikacja równania średniej warunkowej przy uwzględnieniu odpowiedniego modelu ARMA w celu oczyszczenia szeregu zwrotów z zależności liniowych.
2. Testowanie szeregu reszt modelu liniowego na obecność efektu ARCH.

3. Specyfikacja modelu zmienności w przypadku istotności statystycznej efektu ARCH z łączną estymacją równania średniej warunkowej i wariancji warunkowej za pomocą modelu ARMA-GARCH.
4. Ocena jakości dopasowania modelu – reszt standaryzowanych, istotności oszacowań parametrów i kryteriów informacyjnych.

3.4.1. Fakty empiryczne dla zmian spreadów i opis danych wykorzystanych w badaniu.

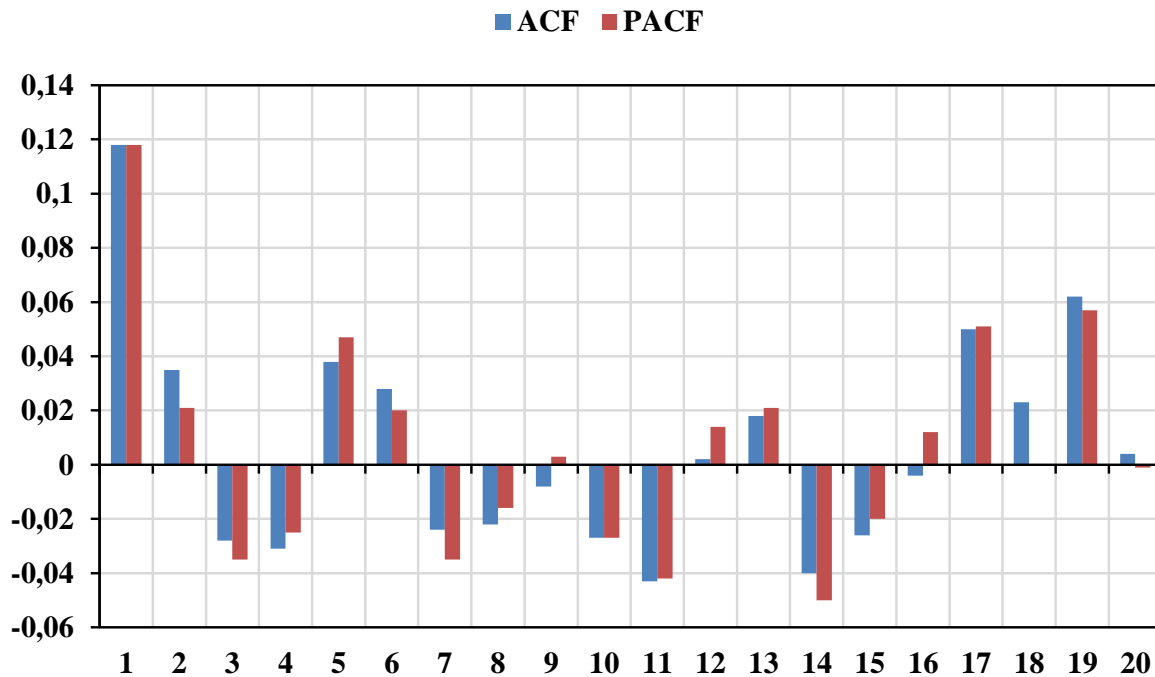
W literaturze przedmiotu, w toku prowadzonych badań empirycznych ustalono występowanie prawidłowości wspólnych dla znakomitej większości finansowych szeregów czasowych zwrotów logarytmicznych. Owe prawidłowości określa się mianem faktów empirycznych (ang. *stylized facts*). Znajomość empirycznych własności danego szeregu czasowego pozwala wybrać odpowiedni model ekonometryczny odwzorowujący proces generujący dane.

Najczęściej wskazywanym faktem jest brak autokorelacji w szeregach zwrotów⁴⁷. W licznych badaniach empirycznych obserwowana jest jednak statystycznie istotna autokorelacja dla co najmniej jednego opóźnienia. Jako wyjaśnienie podaje się najczęściej małą pojemność rynku finansowego, wczesną fazę jego rozwoju lub efekty mikrostruktury. Na Wykresie 3.1. zobrazowano funkcję autokorelacji i autokorelacji cząstkowej dla zmian spreadów SCDS dla Polski. Zauważalna jest istotna autokorelacja przede wszystkim dla pierwszego opóźnienia, która wymaga uwzględnienia w odpowiednim równaniu dla średniej procesu.

O ile nie jest jednoznacznym występowanie autokorelacji w szeregach stóp zwrotu, to w szeregach kwadratów stóp zwrotu autokorelacja jest zazwyczaj bardziej zauważalna, co zazwyczaj jest traktowane jako potwierdzenie efektu ARCH. Fakt ten zobrazowano na Wykresie 3.2. Funkcja ACF maleje wolno, a nieistotne jej wielkości są obserwowane dopiero od 32 opóźnienia. Z kolei prawidłowość, zgodnie z którą funkcja PACF zanika powoli, zarówno w szeregach stóp zwrotu, jak i ich kwadratów, jest często identyfikowana jako przejaw występowania zależności długookresowej rozumianej jako długa pamięć szeregu czasowego. Odpowiednim narzędziem badania w kontekście zmienności są zintegrowane modele (F)IGARCH, a w kontekście stóp zwrotu – modele AF(F)IMA. Gunduz i Kaya [2013] potwierdzają występowanie długiej pamięci dla szeregów spreadów SCDS dla Grecji, Portugalii, Irlandii, Włoch, Hiszpanii i Belgii w okresie kryzysu finansowego.

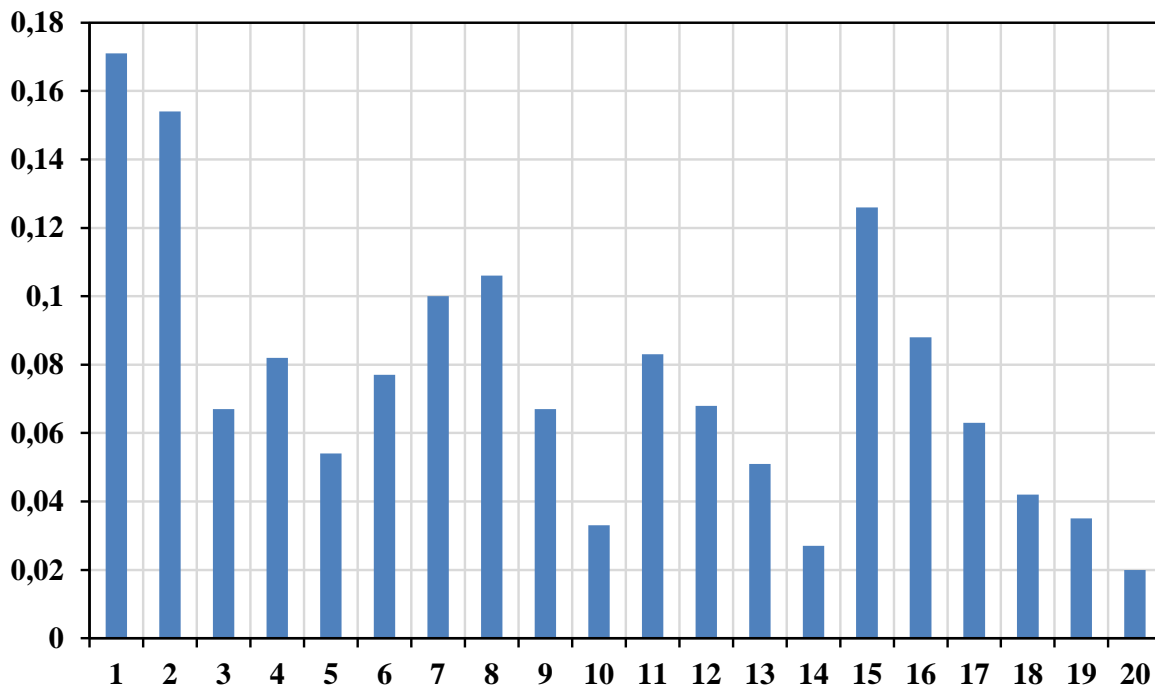
⁴⁷ Wyjątek stanowią zwroty śróddzienne, w których autokorelacja pojawia się jako efekt mikrostruktury rynku [Cont 2001].

Wykres 3.1. Funkcja autokorelacji (ACF) i autokorelacji cząstkowej (PACF) dla zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015.



Uwaga: Oś pionowa – wartość funkcji ACF i PACF, oś pozioma – opóźnienie czasowe.
 Źródło: Opracowanie własne.

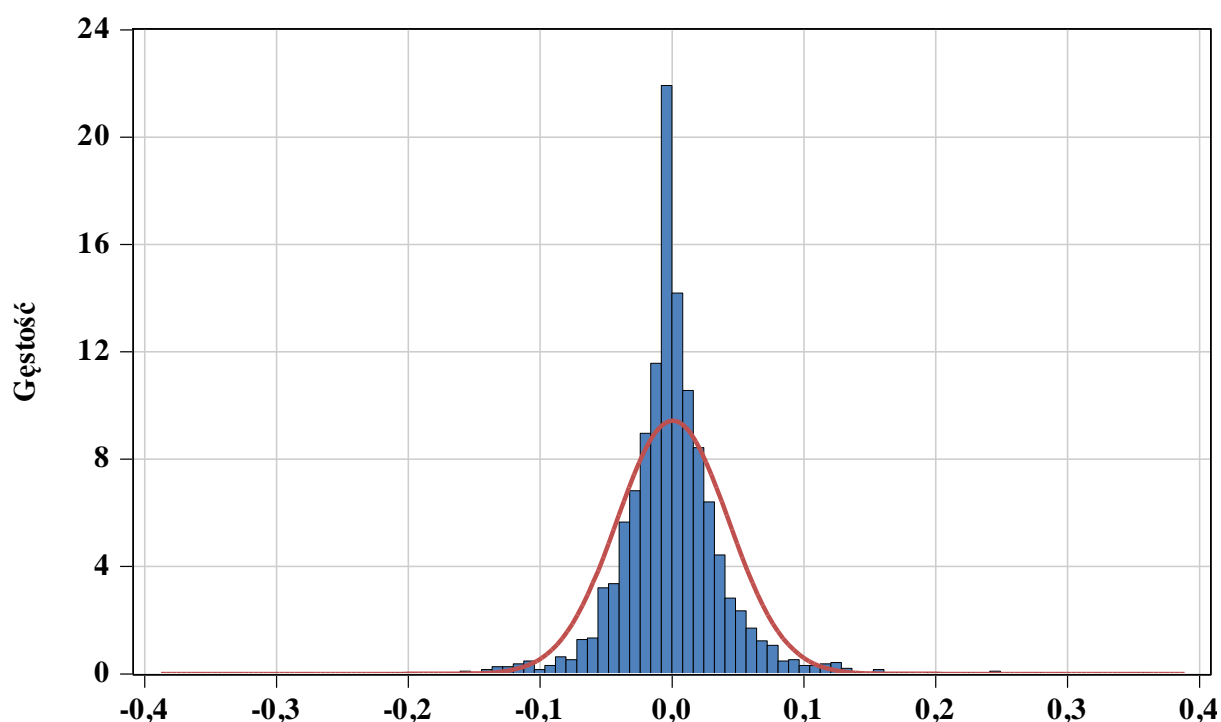
Wykres 3.2. Funkcja autokorelacji (ACF) dla kwadratów zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015.



Uwaga: Oś pionowa – wartość funkcji ACF, oś pozioma – opóźnienie czasowe.
 Źródło: Opracowanie własne.

W bezwarunkowych rozkładach stóp zwrotu występują często grube ogony i leptokurtoza. Grube ogony wskazują na stosunkowo duże prawdopodobieństwo występowania obserwacji nietypowych, czyli ekstremalnych. Towarzyszy temu wysmuklony, czyli leptokurtyczny względem normalnego, rozkład. Przy zwiększaniu jednostki skali czasowej, czyli jeżeli przechodzi się do danych o coraz niższej częstotliwości, rozkład zwrotów upodabnia się jednak do normalnego. Cechę tę nazywa się dążeniem do normalności przy agregacji [Cont 2001]. Na Wykresie 3.3 zauważyć można znaczącą leptokurtozę – histogram jest bardziej wysmukły od teoretycznego rozkładu normalnego. Grube ogony rozkładu bezwarunkowego przedstawia natomiast Wykres 3.4. W początkowej i końcowej części rozkładu kwantyle rozkładu SCDS znacznie odbiegają od kwantyli rozkładu normalnego.

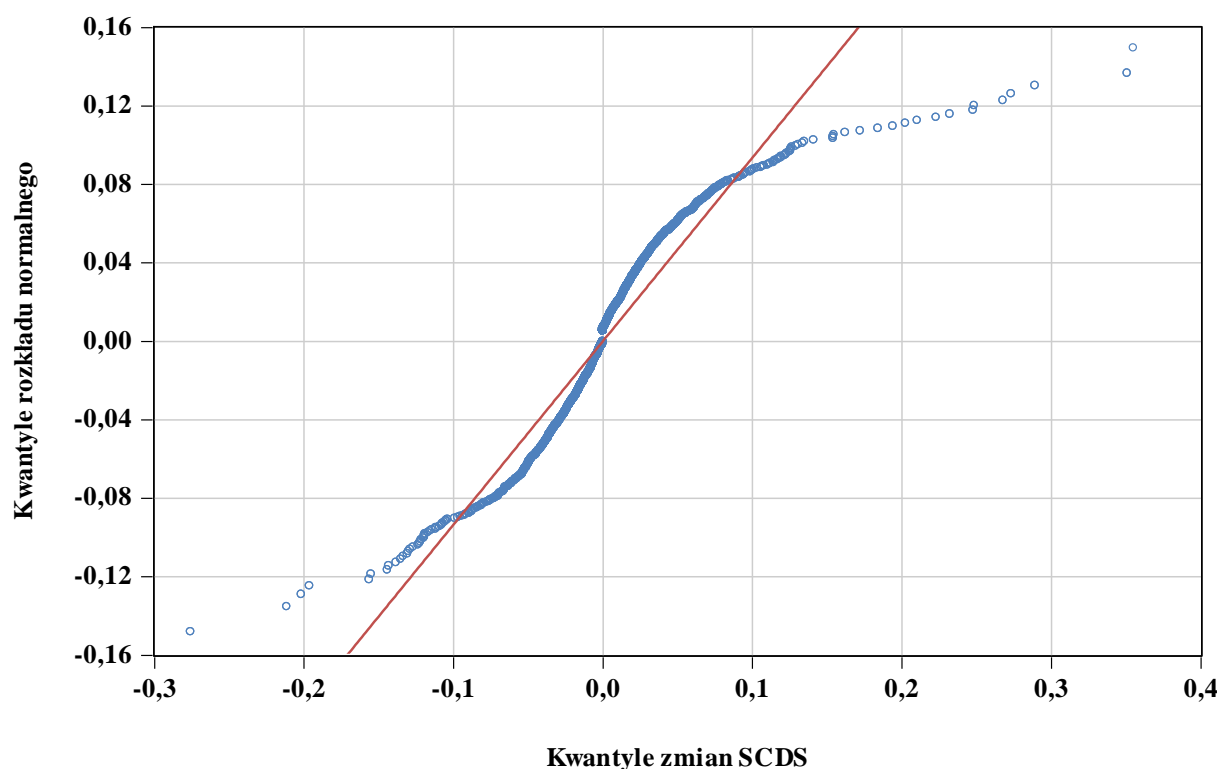
Wykres 3.3. Histogram zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015.



Uwaga: Kolorem czerwonym oznaczono teoretyczny rozkład normalny.

Źródło: Opracowanie własne.

Wykres 3.4. Wykres kwantyl-kwantyl dla zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015.



Źródło: Opracowanie własne.

W szeregach zmiennych finansowych obserwowana jest asymetria spadków i wzrostów. Znaczne ruchy w dół są często w wartości bezwzględnej większe niż znaczne wzrosty. Na Wykresie 3.5 przedstawiono szereg logarytmicznych stóp zwrotu z SCDS dla polskich obligacji skarbowych. Rzeczona asymetria uwidacznia się na przykład w połowie 2013 r. – znaczne wzrosty spreadów były co do modułu większe od znacznych spadków spreadów.

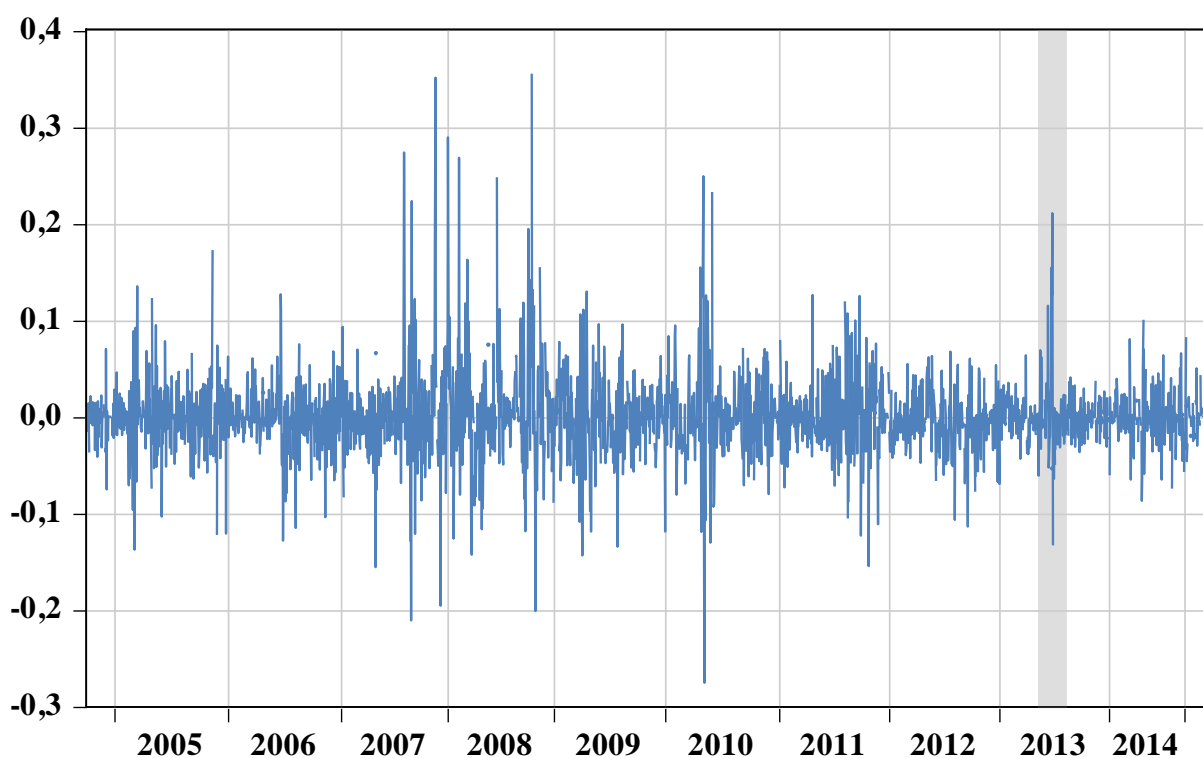
Kolejnym faktem empirycznym są wahania (ang. *intermittency*) zmienności uwidaczniające się niezależnie od skali czasu. W rezultacie, niezależnie od metody estymacji, w procesie zmienności występują okresy znacznie podwyższonego jej poziomu. Na Wykresie 3.6 przedstawiono dzienną zmienność spreadów SCDS estymowaną za pomocą modelu AR(1)-GARCH(1,1)⁴⁸. Zauważalne są powtarzające się okresy podwyższonej zmienności, na przykład w 2008 r. W literaturze przedmiotu zwraca się uwagę, że po okresie podwyższonej zmienności powinien nastąpić jej powrót do poziomu długookresowego

⁴⁸ Zgodnie z oznaczeniami przyjętymi w Podrozdziale 3.1, parametry modelu wynoszą odpowiednio: dla równania średniej warunkowej: $a_0 = -0,000817$, $a_1 = 0,037$, dla równania wariancji warunkowej: $\omega = 0,000005$, $\alpha_1 = 0,153$, $\beta_1 = 0,829$.

(ang. *mean reversion*). Powrót do średniej powinien występować także w przypadku okresu obniżonej zmienności. O ile często postuluje się tą cechę jako naturalną dla zmienności, to trudno jest określić, jaki jest ów „normalny” poziom, czy jest on stały w czasie i nie zależy od zmian instytucjonalnych [Doman i Doman 2009].

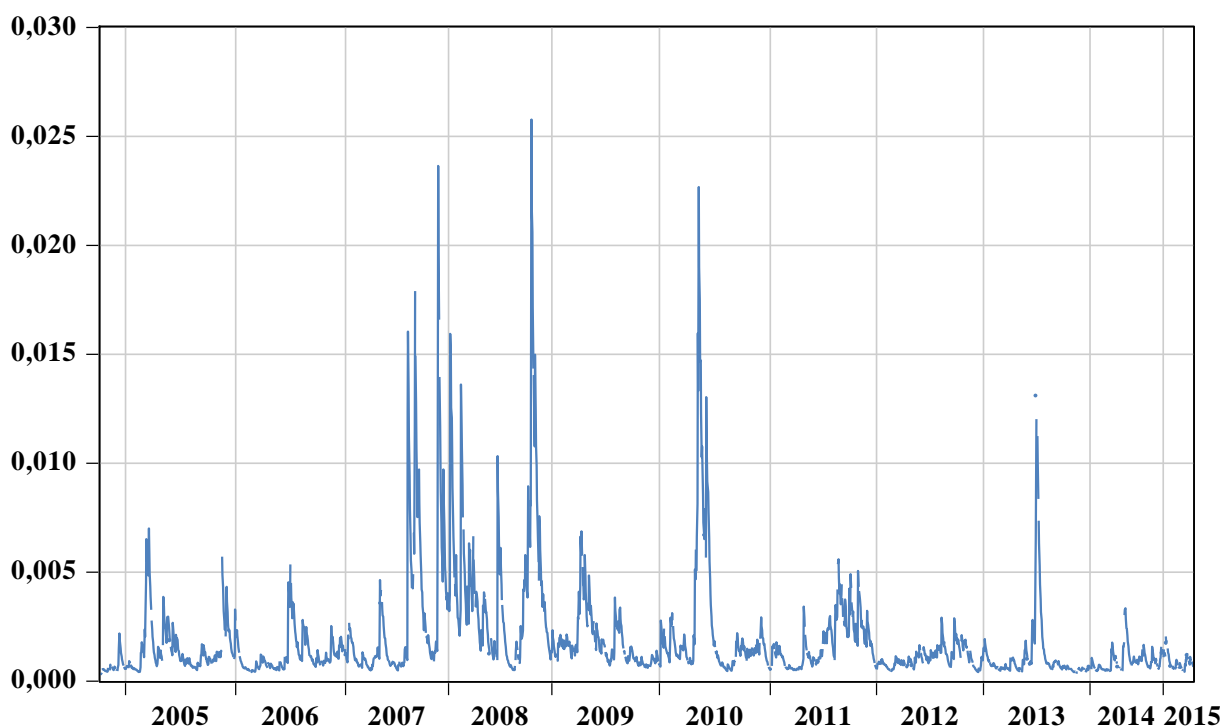
W procesie zmienności, podobnie jak w procesie średniej warunkowej, może występować zmiana strukturalna. Spektrum potencjalnych wydarzeń ją wywołujących jest szerokie. Dotyczą one otoczenia instytucjonalnego, politycznego i ekonomicznego. W zależności od znaczenia zmian i możliwości adaptacji rynków finansowych może z kolei występować tendencja do ich persystencji. Potencjalne zmiany strukturalne widoczne są na Wykresach 3.5-3.6 w 2007 r. i 2010 r., które to daty związane są kolejnymi epizodami globalnego kryzysu finansowego.

Wykres 3.5. Szereg zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015.



Uwaga: Cieniowaniem oznaczono przykładowy okres asymetrii spadków i wzrostów.
Źródło: Opracowanie własne.

Wykres 3.6. Wariancja warunkowa zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015 estymowana za pomocą modelu AR(1)-GARCH(1,1).



Źródło: Opracowanie własne.

W modelowaniu zmienności szczególnie istotną własnością empiryczną jest zjawisko jej grupowania (ang. *volatility clustering*). Polega ono na występowaniu wydłużonych okresów podwyższonej zmienności, po których następują okresy zmienności obniżonej. Mandelbrot [1963] wskazał jako pierwszy na to, że po dużym ruchu ceny prawdopodobieństwo wystąpienia równie dużej zmiany jest o wiele wyższe, niż prawdopodobieństwo wystąpienia zmiany małej. Obecnie cecha ta jest przypisywana przede wszystkim cenom aktywów finansowych. Najbardziej znane hipotezy przyczyn występowania grupowania zmienności odwołują się do procesu napływu informacji na rynek oraz ich subiektywnej interpretacji przez poszczególnych jego uczestników i do efektu grupowania wartości obrotu. Neely [2011] konstatuje, że napływ nowej informacji publicznej na rynek powoduje natychmiastowy wzrost zmienności, a jej utrzymywanie się wynika z opóźnionego handlu i informacji prywatnej zawartej w przepływie zleceń. Niektóre klastry zmienności są krótkookresowe, trwając kilka godzin lub dni, podczas gdy inne mogą utrzymywać się przez dekady. Naturalną przyczyną występowania grupowania zmienności jest napływ informacji.

W obrazowy sposób grupowanie zmienności tłumaczą Engle, Ito i Lin [1990], wyróżniając dwie analogie w sposobie napływu informacji na rynek, zaczerpnięte

z meteorologii. Zgodnie z pierwszą hipotezą, „falą upałów” (ang. *heat wave*), nowe informacje pojawiają się na rynku partiami, lecz jest to specyficzne w danym momencie tylko dla tego rynku. Po upalnym dniu w Nowym Jorku można się spodziewać kolejnego upalnego dnia w tym mieście, jeżeli nadchodzą one falami. Nie należy jednak oczekiwać wówczas upałów w Londynie. Druga hipoteza, określana mianem „deszczu meteorytów” (ang. *meteor shower*), głosi natomiast, że pojawiające się informacje mogą powodować zgrupowania zmienności poprzez efekt oddziaływania jednego rynku na drugi. Deszcz meteorytów może objąć zasięgiem wielkie połacie Ziemi. Stąd pojawienie się go w Nowym Jorku może wywoływać zaniepokojenie w Londynie. Warunkowa wariancja wzrośnie wówczas na wszystkich rynkach, nie tylko na rynku, na którym pojawił się szok. Alternatywną interpretacją dla pojawienia się „deszczu meteorytów” jest skoordynowana polityka pieniężna lub kursowa banków centralnych. Zmiana w nastawieniu Rezerwy Federalnej może implikować niepewność wobec reakcji Banku Anglii.

Grupowanie wariancji tłumaczy się w literaturze przedmiotu również istnieniem heterogenicznych podmiotów [Gauersdorfer, Hommes i Wagener 2008]. Wyróżniając dwie grupy podmiotów, zwolenników analizy fundamentalnej i analizy technicznej można zauważyć, że w zależności od tego, która frakcja inwestorów zyskuje przewagę na rynku, cena instrumentu może cechować się wahlnością wariancji. Obydwie grupy inwestorów posługują się odmiennymi narzędziami analizy, zbiorami informacyjnymi i w konsekwencji oczekiwaniami wobec przyszłej ścieżki ceny waloru. Pierwsi sądzą, że kurs będzie podążał w kierunku wyznaczonym przez punkt równowagi, zgodny z modelami zaprezentowanymi w Rozdziale 1. Z kolei posługujący się analizą techniczną, obserwując przeszłe realizacje kursu, dokonują ich ekstrapolacji. Środowisko takie jest zatem charakteryzowane przez występujące naprzemiennie okresy niskiej i wysokiej zmienności, w zależności od tego która grupa podmiotów dominuje na rynku.

W dalszej części wskazano zmienne egzogeniczne w równaniu wariancji modelu ARMA-GARCH, czyli potencjalne determinanty zmienności spreadów SCDS dla Polski, i oczekiwany kierunek ich wpływu na poziom spreadów. Jako zmienne lokalne przyjęto:

- CESIPLN – indeks zaskoczenia publikacjami danych makroekonomicznych z Polski zaproponowany przez Citibank (ang. *Citi Economic Surprise Index*). Indeks pozwala ocenić, czy dane zaskakują pozytywnie (są lepsze od prognoz ankietowanych przez

Bloomberga⁴⁹), czy negatywnie (są gorsze od prognoz) w ostatnich 90 dniach. Dodatnia wartość oznacza odczyty lepsze od prognoz, a ujemna – odczyty gorsze od prognoz. Indeks jest wyrażony w punktach bazowych odchyłeń standardowych zaskoczeń szerokiego grona zmiennych charakteryzujących aktywność ekonomiczną, rynek pracy, sentyment konsumentów i producentów, rynek mieszkaniowy, zmienne fiskalne i nierównowagę zewnętrzną. Indeks podlega agregacji i transformacji funkcją wykładniczą, aby zapewnić największy wpływ bieżących odczytów, a najmniejszy – odczytów sprzed 90 dni. Oczekuje się ujemnego znaku – pozytywne zaskoczenie powinno zmniejszać niepewność odnośnie stanu krajowej gospodarki i przekładać się na spadek awersji do ryzyka, czyli spadek spreadu kredytowego⁵⁰.

- WIBOR3M_VOL – zmienność, rozumiana jako wariancja warunkowa otrzymana za pomocą modelu GARCH(1,1)⁵¹, krajowej krótkoterminowej stopy procentowej, czyli stawki 3-miesięcznego kontraktu WIBOR. Wzrost zmienności tej stopy powinien odzwierciedlać się we wzroście spreadu kredytowego.
- RATING – zmienna przyjmująca wartość 1 w przypadku podwyżki ratingu kredytowego kraju lub jego perspektywy w jednej z trzech głównych agencji (Standar&Poors, Fitch, Moody's), wartość -1 w przypadku obniżki ratingu lub jego perspektywy, wartość 0 w przypadku braku zmian dotyczących ratingu. Oczekuje się ujemnego znaku, gdyż podwyżka ratingu kredytowego oznacza klasyfikację podmiotu jako mniej ryzykowny, co powinno przekładać się na spadek zmienności.

Jako globalne determinanty zmienności spreadów SCDS przyjęto:

- CESIUSD – indeks zaskoczenia danymi ze Stanów Zjednoczonych, największej gospodarki na świecie. Dane te determinują w znacznym stopniu awersję do ryzyka w skali globalnej, a w okresie kryzysowym – oczekiwania na działania po stronie polityki gospodarczej. Oczekuje się ujemnego znaku; w okresie kryzysowym oczekuje

⁴⁹ Neely [2011] argumentuje, że obciążenie oczekiwań ankietowych jest mniejsze od modeli szeregów czasowych. Brak zgodności oczekiwań z realizacjami może wynikać z wielu powodów – między innymi z opóźnień w formułowaniu oczekiwań względem publikacji (mniejszy zbiór informacyjny), obciążenia związanego z doborem próby ankietowanych (najczęściej uczestnicy fragmentu rynku finansowego, na przykład dealerzy rynku pieniężnego lub główni ekonomiści banków komercyjnych), czy też błędów pomiarowych danych.

⁵⁰ Rozważano także umieszczenie w modelu zaskoczenia wybranymi danymi, jednak literatura przedmiotu nie jest zgodna, które dane mają największy wpływ na spready SCDS, stąd użycie wskaźników CESI jest podejściem ostrożnym, w którym wyczerpująco bada się reakcję na wiele zmiennych. Jednocześnie szeroki zakres przyjmowanych wartości wskaźników CESI pozwala wnioskować o reakcji na daną wielkość zaskoczenia, a nie tylko na jego wystąpienie, które to ograniczenie występowałoby w przypadku zmiennych binarnych.

⁵¹ Test Engle'a odrzucił hipotezę zerową o braku heteroskedastyczności warunkowej w przypadku zmiennej WIBOR3M.

się dodatniego znaku, gdyż gorsze dane zwiększają oczekiwania na stymulację monetarną i fiskalną, które przyczyniają się do wzrostu sentymentu do ryzyka.

- CESIEUR – indeks zaskoczenia danymi ze strefy euro, głównego partnera handlowego Polski. Poprawa uwarunkowań gospodarczych u partnerów handlowych powinna przekładać się na poprawę perspektyw gospodarczych w kraju, oddziałując poprzez kanał handlu zagranicznego. Oczekuje się ujemnego znaku.
- CEICMEA – indeks zaskoczenia danymi krajów z regionu środkowoeuropejskiego, ważnych partnerów handlowych Polski. Oczekuje się ujemnego znaku.
- USDOIS3M_VOL – zmienność, rozumiana jako wariancja warunkowa otrzymana za pomocą modelu GARCH(1,1), globalnej stopy wolnej od ryzyka. Rolę tej stopy pełni stawka 3-miesięcznego kontraktu OIS, w którym jako stopę stałą ON przyjmuje się Fed Funds Effective Rate. Wzrost zmienności tej stopy powinien odzwierciedlać się we wzroście zmienności spreadu kredytowego.
- VIX – wskaźnik zmienności implikowanej z opcji na indeks S&P500 w horyzoncie jednego miesiąca powszechnie przyjmowany jako miara awersji do ryzyka. Oczekuje się dodatniego znaku. Wzrost awersji do ryzyka oznacza wzrost niepewności i zmienności spreadu kredytowego.
- NRPR – udział inwestorów zagranicznych w krajowym rynku obligacji skarbowych. Wzrost zaangażowania nierezydentów oznacza wzrost ekspozycji krajowego rynku długu na przepływy kapitałowe, w których część stanowi krótkoterminowy kapitał spekulacyjny. W konsekwencji większe wahania rentowności obligacji skarbowych mogą przekładać się na większe wahania spreadu kredytowego. Źródłem danych jest Ministerstwo Finansów RP.

Za zmienne charakteryzujące mikrostrukturę rynku SCDS przyjęto:

- BIDASK – spread między kwotowaniami ask i bid kontraktu SCDS wystawionego na polskie obligacje skarbowe obliczany zgodnie jako różnica spreadu ask i bid $S_{ASK} - S_{BID}$. Charakteryzuje on premię płynnościową zawartą w kwotowaniach SCDS. Oczekuje się dodatniego znaku, gdyż wzrost spreadu jest symptomem spadku płynności. Na mniej płynnym rynku wahania spreadu mogą być większe.
- PON, WTO, SRO, CZW, KWA, ROK – zmienne obrazujące efekty kalendarzowe – dni tygodnia (poniedziałek, wtorek, środa), koniec kwartału i koniec roku. Oczekuje się dodatniego znaku przy zmiennych KWA i ROK ze względu na to, że oznaczają daty końca okresów rozliczeniowych, płatności kuponowych, nowych serii indeksów

SCDS. Są także związane z praktyką zarządzania portfelami inwestycyjnymi. Większa aktywność handlowa może powodować większą zmienność spreadów kredytowych.

Większość powyższych zmiennych objaśniających, jak i zmienną objaśnianą (spread SCDS) poddano transformacji w celu uzyskania logarytmicznych stóp zwrotu. Ze względu na zmieniający się znak nieprzekształconych zmiennych, różnicowaniu poddano następujące zmienne: CESIPLN, CESIUSD, CESIEUR, CESICMEA. W przypadku zmiennych PON, WTO, SRO, CZW, KWA, ROK i RATING nie stosowano przekształcenia. Próba dotyczy okresu od 1 października 2004 r. do 30 czerwca 2015 r. obejmując szereg 2329 obserwacji. Wprawdzie kwotowania 5-letnich spreadów SCDS dla Polski sięgają października 2000 r., jednak dane dotyczące innych zmiennych nie pozwalają na oszacowanie w tak długiej próbie.

Własności statystyczne zmiennych zostały przedstawione w Tabeli 3.1. Na uwagę zasługuje to, że współczynniki kurtozy przyjmują wysokie wartości we wszystkich przypadkach, co oznacza grube ogony rozkładów. W konsekwencji częściej, niż wynikałoby to z rozkładu normalnego zmiennej losowej występują wysokie lub niskie wartości zmiennych. Wysokie dla omawianych zmiennych są również wartości kurtozy odpowiadające za spłaszczenie rozkładów. Wartości te zdecydowanie przekraczają 3, co oznacza, że w porównaniu z rozkładem normalnym rozkłady są leptokurtyczne, ich wykresy wysmukłe, a ekstrema większe niż w przypadku zmiennej losowej normalnej.

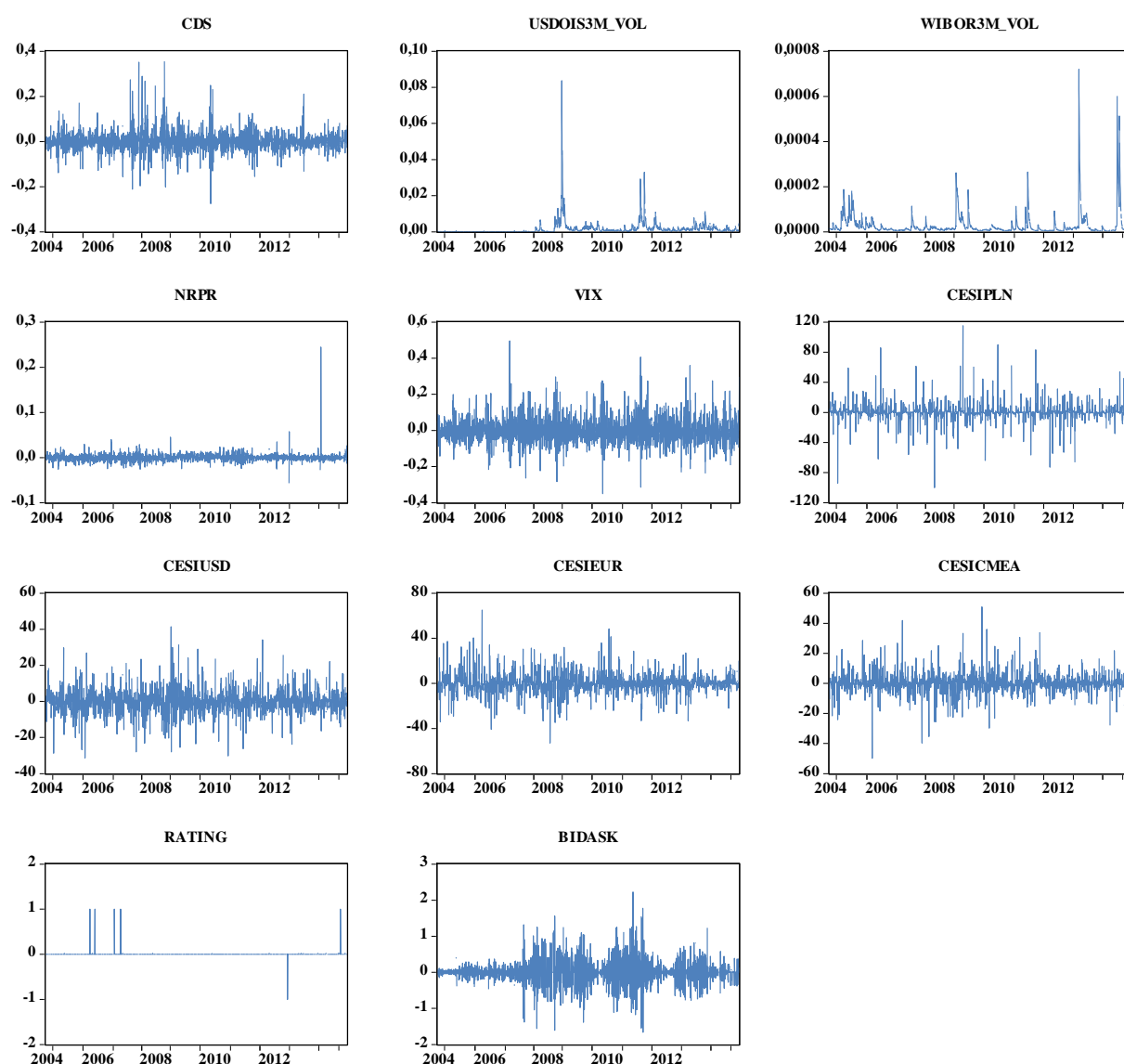
Tabela 3.1. Statystyki opisowe zmiennych w modelowaniu determinant zmienności spreadów okresie 1.10.2004-30.06.2015.

	Średnia	Mediana	Maksimum	Minimum	Odchylenie standardowe	Skośność	Kurtoza
CDS	0,00054	0,00000	0,35517	-0,27571	0,04229	1,12787	13,79991
USDOIS3M_VOL	0,00155	0,00065	0,08374	0,00000	0,00386	10,32692	161,73870
WIBOR3M_VOL	0,00003	0,00001	0,00072	0,00000	0,00005	6,28473	55,89167
NRPR	0,00017	0,00017	0,24450	-0,05687	0,00842	10,61055	308,82320
VIX	-0,00119	-0,00659	0,49601	-0,35059	0,06888	0,73736	7,17231
CESIPLN	0,11713	0,00000	115,20000	-100,00000	9,68248	0,46335	39,93946
CESIUSD	-0,01091	0,00000	41,40000	-31,30000	5,79241	0,22065	9,61398
CESIEUR	0,02263	-0,10000	65,20000	-52,90000	7,32152	0,50475	13,66800
CESICMEA	0,09674	0,00000	50,90000	-49,90000	5,41283	0,32925	19,49838
RATING	0,00172	0,00000	1,00000	-1,00000	0,05074	13,05561	387,28210
BIDASK	-0,00034	0,00000	2,22490	-1,66577	0,30294	0,29962	9,64385
PON	0,18034	0,00000	1,00000	0,00000	0,38455	1,66290	3,76525
WTO	0,18463	0,00000	1,00000	0,00000	0,38808	1,62564	3,64271
SRO	0,21898	0,00000	1,00000	0,00000	0,41364	1,35906	2,84704
CZW	0,20996	0,00000	1,00000	0,00000	0,40737	1,42427	3,02854
KWA	0,01417	0,00000	1,00000	0,00000	0,11821	8,22132	68,59013
ROK	0,00344	0,00000	1,00000	0,00000	0,05852	16,97435	289,12840

Źródło: Opracowanie własne.

Na Wykresie 3.7 przedstawiono przebieg szeregów czasowych badanych zmiennych. Wykres nie uwzględnia zmiennych PON, WTO, SRO, CZW, KWA, ROK, których szereg czasowy jest oczywisty ze względu na konstrukcję zmiennych. Na uwagę zwracają okresy podwyższonej zmienności na przełomie lat 2008-2009, zgrupowania zmienności, a w przypadku zmiennej RATING – długie okresy, podczas których zmienna przyjmuje tylko jedną wartość – 0. Ostatnie spostrzeżenie stanowi utrudnienie estymacyjne w przypadku estymacji w ruchomym oknie.

Wykres 3.7. Szeregi czasowe zmiennych w modelowaniu determinant zmienności spreadów w okresie od 1.10.2004-30.06.2015.



Źródło: Opracowanie własne.

3.4.2. Wyniki estymacji modelu ARMA-GARCH ze zmiennymi egzogenicznymi.

Weryfikacja hipotezy H4, która głosi, że heteroskedastyczność warunkowa spreadów SCDS jest determinowana głównie przez zmienne globalne i mikrostrukturalne, podczas gdy zmienne lokalne mają niewielkie znaczenie wymaga konstrukcji modelu zmienności z dodatkowymi zmiennymi objaśniającymi w równaniu wariancji warunkowej. Na podstawie dopasowanego modelu wnioskuje się o istotności statystycznej zmiennych objaśniających określając, które zmienne istotnie wpływają na zmienność spreadów swapów ryzyka kredytowego. Kierując się przesłankami przedstawionymi w Rozdziale 2 przyjęto dzienną częstotliwość danych. Można argumentować, że jest to częstotliwość pośrednia. W modelowaniu danych o bardzo wysokiej częstotliwości (ang. *ultra-high frequency*) dużą rolę odgrywa szum informacyjny i mikrostruktura rynku. Z kolei w danych o niskiej częstotliwości większe znaczenie mają zazwyczaj uwarunkowania fundamentalne [Daly 2011]. W równaniu zmienności umieszczono wskazane wcześniej zmienne finansowe.

Zgodnie z opisaną we wstępie podrozdziału procedurą, w pierwszym kroku wyspecyfikowano równanie średniej warunkowej przy uwzględnieniu odpowiedniego modelu ARMA dla zwrotów ze spreadów SCDS dla Polski. Dla szeregu zwrotów obserwowano autokorelację przejawiającą się w istotnej wartości ACF i PACF (por. Podrozdział 3.4.1) i istotnych wartościach statystyki Q Ljunga-Boxa począwszy od pierwszego opóźnienia. Wykres 3.1 sugeruje model autoregresyjny bądź średniej ruchomej z jednym opóźnieniem. Wyboru modelu dokonano spośród rodziny modeli ARMA z maksymalnym rzędem opóźnienia równym 10 kierując się minimalizacją kryterium informacyjnego Schwarzera penalizującego modele z dużą liczbą parametrów. Wybrany dla średniej warunkowej model, który przedstawiono w Tabeli 3.2, posiada stałą i jeden element autoregresyjny AR(1).

Reszty z modelu dla średniej nie charakteryzują się występowaniem autokorelacji (wysokie wartości statystyki Ljunga-Boxa), jednak test Engle'a odrzuca hipotezę zerową o braku efektu ARCH już w pierwszym opóźnieniu kwadratu składnika resztowego, co obrazują niskie p -wartości statystyki F w Tabeli 3.3. Potwierdza to występowanie heteroskedastyczności warunkowej badanej zmiennej.

Jednocześnie test BDS pozwala odrzucić hipotezę o tym, że reszty z modelu dla średniej są *iid*, co obrazuje Tabela 3.4, w szczególności niskie p -wartości statystyk z . Wskazują one bliskie zeru prawdopodobieństwo tego, że statystyki pochodzą z szeregu będącego realizacjami zmiennych niezależnych o jednakowym rozkładzie. Wyniki testów ARCH i BDS uzasadniają modelowanie spreadów za pomocą modeli GARCH.

Tabela 3.2. Wyniki estymacji modelu AR(1) dla średniej warunkowej zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015.

Parametr	Wartość param.	Błąd stand.	Statystyka t	P-wartość statystyki t
a_0	0,000546	0,000986	0,554211	0,5795
a_1	0,118298	0,020579	5,748384	0,0000
Współczynnik R^2	0,013978	Średnia zm. objaśnianej		0,000542
Skorygowany współczynnik R^2	0,013555	Odch. stand. zm. objaśnianej		0,042259
Błąd standardowy regresji	0,041972	Kryterium info. Akaike		-3,502784
Suma kwadratów reszt	4,106350	Kryterium info. Schwarz		-3,497851
Wartość logarytmu f-cji najw. wiarygodności	4087,998	Kryterium info. HQ		-3,500987
Statystyka F	33,04392	Statystyka Durbina-Watsona		2,003765
P-wartość statystyki F	0,000000			

Uwaga: Pogrubiono zmienne istotne na poziomie istotności równym 5%. Oznaczenia zmiennych – równanie 3.4.
Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 3.3. Wyniki testu ARCH dla szeregu kwadratów reszt z modelu AR(1) dla zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-29.06.2015.

Statystyka F	57,58808	P-wartość statystyki F	0,0000	
L.obs. $\cdot R^2$	56,24731	P-wartość statystyki χ^2	0,0000	
Równanie testowe				
Parametr	Wartość param.	Błąd stand.	Statystyka t	P-wartość statystyki t
a_0	0,001488	0,000130	11,456320	0,0000
b_1	0,155313	0,020466	7,588681	0,0000
Współczynnik R^2	0,024120	Średnia zm. objaśnianej		0,001761
Skorygowany współczynnik R^2	0,023701	Odch. stand. zm. objaśnianej		0,006098
Błąd standardowy regresji	0,006025	Kryterium info. Akaike		-7,384966
Suma kwadratów reszt	0,084578	Kryterium info. Schwarz		-7,380031
Wartość logarytmu f-cji najw. wiarygodności	8612,871	Kryterium info. HQ		-7,383168
Statystyka F	57,58808	Statystyka Durbina-Watsona		2,041207
P-wartość statystyki F	0,000000			

Uwaga: Pogrubiono zmienne istotne na poziomie istotności równym 5%. Oznaczenia – równanie 3.4.
Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 3.4. Wyniki testu niezależności BDS dla szeregu reszt z modelu AR(1) dla zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-29.06.2015.

Wymiar	Statystyka BDS	Błąd std.	Statystyka z	P-wartość statystyki z
2	0,0209	0,0031	6,7956	0,0000
3	0,0427	0,0049	8,6844	0,0000
4	0,0588	0,0059	9,9770	0,0000
5	0,0693	0,0062	11,2072	0,0000
6	0,0763	0,0060	12,6894	0,0000

Źródło: Opracowanie własne.

W kolejnym kroku dokonano łącznej estymacji równania średniej warunkowej i wariancji warunkowej za pomocą modelu ARMA-GARCH kierując się wcześniejszymi wskazaniem, w szczególności wybraną postacią równania średniej warunkowej. Wyboru modelu dokonano spośród rodziny modeli AR(1)-GARCH z maksymalnym rzędem opóźnienia w wariancji warunkowej równym 5, rozkładem błędu normalnym, *t*-Studenta lub GED, kierując się minimalizacją kryterium informacyjnego Schwarza penalizującego modele z dużą liczbą parametrów. W specyfikacji nie uwzględniano efektów asymetrycznych będących przedmiotem Podrozdziału 3.4.3⁵². W procedurze wyboru modelu odrzucono specyfikacje, dla których nie zostało osiągnięte kryterium zbieżności algorytmu optymalizującego, a także specyfikacje, w których oszacowania parametrów α i β (por. Równanie 3.7) były nieistotne statystycznie. Wyniki przedstawiono w Tabeli 3.5. Modele z wysoką liczbą opóźnień *p* sprawiały problemy z istotnością oszacowań.

Tabela 3.5. Wartości kryterium informacyjnego Schwarza – procedura wyboru modelu zmienności ze zmiennymi egzogenicznymi dla zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-29.06.2015.

Rozkład błędu	p \ q		0	1	2	3	4	5
	q							
Normalny	1		-3,578*	-3,523*	-3,582	-3,761	-3,759	-3,742
	2		-3,667*	-3,765	-3,734	-3,760	-3,749	-3,750
	3		-3,681*	-3,761	-3,578	-3,746	-3,738	-3,747
	4		-3,692	-3,738	-3,746	-3,749	-3,743	-3,733
	5		-3,703*	-3,741	-3,729	-3,736	-3,734	-3,744
t-Studenta	1		-3,835*	-3,575*	-3,585	-3,675	-3,781	-3,760
	2		-3,863*	-3,610	-3,717	-3,786*	-3,756	-3,822
	3		-3,869*	-3,623	-3,730	-3,834	-3,801	-3,892
	4		-3,876*	-3,814	-3,899	-3,788	-3,809	-3,797
	5		<u>-3,882*</u>	-3,735*	-3,804	-3,815	-3,783	-3,818
GED	1		-3,859	-3,544*	-3,576	-3,889	-3,920	-3,868
	2		-3,884	-3,862*	-3,923	-3,920	-3,913	-3,764
	3		-3,890	-3,913	-3,680	-3,918	-3,915	-3,913
	4		-3,888	-3,915	-3,918	-3,915	-3,911	-3,907
	5		-3,621*	-3,915	-3,914	-3,912	-3,905	-3,895

Uwagi: Gwiazdką (*) oznaczono specyfikacje, w których osiągnięto zbieżność algorytmu optymalizacyjnego, a które posiadają istotne oszacowania parametrów. Podkreślono i pogrubiono wartość minimalną kryterium Schwarza spośród badanych specyfikacji modelowych.

Źródło: Opracowanie własne.

⁵² W zastosowaniach ekonometrii finansowej przyjmuje się, że prostsze modele powinny być preferowane względem bardziej złożonych. Potwierdza to badanie empiryczne Hansena i Lundego [2005], w którym modele GARCH(1,1) wykazują lepsze własności prognostyczne od modeli z większą liczbą opóźnień.

Trudniejsze w optymalizacji były modele z rozkładem błędu GED (ośmiokrotnie nie osiągnięto założonego kryterium względem 4-5 razy w przypadku pozostałych modeli). W gronie dopuszczonych modeli znalazło się pięć modeli z rozkładem normalnym, osiem – z rozkładem t -Studenta i cztery z rozkładem GED. Jednocześnie jednak modele z rozkładem normalnym osiągały najmniej satysfakcjonujące wartości kryteriów informacyjnych.

Optymalną specyfikacją okazała się specyfikacja modelu AR(1)-ARCH(5) z rozkładem błędu t -Studenta. W celu potwierdzenia prawidłowości takiej struktury modelu oszacowano dodatkowo modele z maksymalną liczbą opóźnień $q=8$, jednak okazały się one posiadać wyższe wartości kryteriów informacyjnych. Wyniki estymacji powyższego optymalnego modelu zamieszczono w Tabeli 3.6.

Diagnostyka modelu pozwoliła wyciągnąć następujące wnioski:

- rozkład reszt standaryzowanych posiada bliską zeru średnią i odchylenie standardowe równe 0,94, które to wartości są zgodne z pożądanymi. Skośność i kurtoza rozkładu są umiarkowanie dodatnie, co stanowi argument za uwzględnieniem efektów asymetrycznych. W konsekwencji można ocenić jako dyskusyjną kwestię równości rozkładu reszt z założonym, co potwierdza test Pearsona,
- statystyki Q Ljunga-Boxa dla kwadratów reszt standaryzowanych nie wskazują na istotną autokorelację,
- test Engle'a nie wykazał pozostałości efektu ARCH w szeregu reszt. Wynik ten traktuje się jako kluczowy i dopuszczający model do dalszego wnioskowania,
- testy Nybloma wykazał niestabilność niektórych parametrów modelu (w szczególności USDOIS3M_VOL, CESIUSD, CESICMEA, SRO), a łączny test – pełnego wektora parametrów. Wskazuje to na potrzebę zdynamizowania parametrów do modelu.

Estymacja wskazała, że w szerokim gronie zmiennych objaśniających w równaniu wariancji warunkowej istotnymi statystycznie (poziom istotności 5%) są VIX, PON i KWA, czyli zmienne należące do grup zmiennych globalnych i mikrostrukturalnych. Jednak w obliczu wykazanej niestabilności parametrów, sugerującej zmiany strukturalne w zmienności spreadów, wnioskowanie na podstawie modelu dla całej próby może prowadzić do błędnej interpretacji i oceny znaczenia determinant zmienności.

Tabela 3.6. Wyniki estymacji modelu zmienności spreadów SCDS dla Polski AR(1)-ARCH(5) z rozkładem t-Studenta ze zmiennymi egzogenicznymi w równaniu wariancji warunkowej w okresie 1.10.2004-29.06.2015.

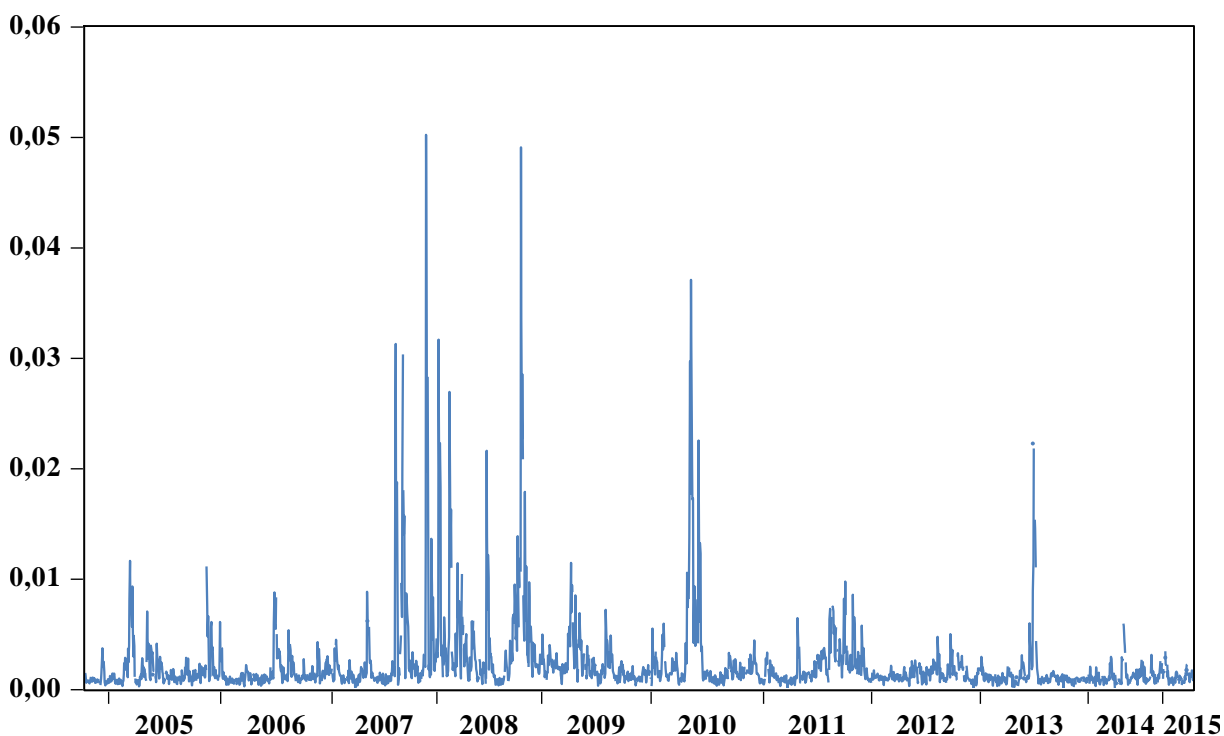
Zmienna/Parametr	Wartość param.	Błąd stand.	Statystyka t	P-wartość statystyki t
Równanie średniej warunkowej				
α_0	-0,001308	0,000527	-2,482418	0,0130
α_1	-0,015932	0,021416	-0,743955	0,4569
Równanie wariancji warunkowej				
ω	0,000544	0,000113	4,826525	0,0000
α_1	0,334554	0,066687	5,016802	0,0000
α_2	0,211392	0,052818	4,002297	0,0001
α_3	0,093707	0,036395	2,574717	0,0100
α_4	0,177422	0,047203	3,758680	0,0002
α_5	0,133120	0,042896	3,103335	0,0019
VIX	0,002151	0,000595	3,616697	0,0003
BIDASK	0,000092	0,000134	0,686480	0,4924
USDOIS3M_VOL	0,027113	0,021406	1,266606	0,2053
WIBOR3M_VOL	0,176874	0,771725	0,229193	0,8187
NRPR	0,002684	0,006155	0,436067	0,6628
CESIPLN	-0,000001	0,000005	-0,217474	0,8278
CESIUSD	0,000003	0,000007	0,438377	0,6611
CESIEUR	0,000005	0,000006	0,760996	0,4467
CESICMEA	-0,000005	0,000009	-0,489308	0,6246
RATING	0,000433	0,001048	0,413453	0,6793
PON	-0,000244	0,000115	-2,118858	0,0341
WTO	-0,000055	0,000124	-0,440995	0,6592
SRO	0,000214	0,000145	1,476682	0,1398
CZW	0,000219	0,000148	1,477112	0,1396
KWA	-0,000638	0,000168	-3,807221	0,0001
ROK	0,000557	0,000778	0,715755	0,4741
Liczba stopni swobody w rozkładzie t	3,193863	0,261663	12,205990	0,0000
Błąd standardowy regresji	0,042428	Średnia zm. objaśnianej		0,000536
Suma kwadratów reszt	4,188901	Odch. stand. zm. objaśnianej		0,042293
Wartość logarytmu f-cji najw. wiarygodności	4617,097	Kryterium info. Akaike		-3,943407
Statystyka Durbina-Watsona	1,726667	Kryterium info. Schwarz		-3,881651
		Kryterium info. HQ		-3,920905

Uwaga: Pogrubiono zmienne istotne na poziomie istotności równym 5%. Oznaczenia zmiennych – równania 3.4 i 3.7. Źródło: Opracowanie własne.

Dodatkowym wskazaniem na wystąpienie zmiany strukturalnej jest przedstawione na Wykresie 3.8. kształtowanie się wariancji warunkowej w czasie. Znaczny wzrost wahliwości

wariancji obserwowany jest pod koniec 2007 r.; trwa on do połowy 2009 r. Wzrost ten pokrywa się z wystąpieniem pierwszej fazy globalnego kryzysu finansowego na świecie. Kolejnymi punktami zwrotnymi może być połowa 2010 r., kiedy miała miejsce transformacja kryzysu finansowego w zadłużeniowy w strefie euro oraz połowa 2013 r., definiowana przeceną na rynkach wschodzących na tle ograniczania programu luzowania ilościowego przez Rezerwę Federalną. Powyższe obserwacje są zgodne z prawidłowością, zgodnie z którą zmienność wzrasta w okresach recesji i kryzysów finansowych (por. [Schwert 1989] i [Daly 2011]). Obecność zmian strukturalnych w zmienności spreadów SCDS potwierdzają Kim i Jung [2014] dzieląc panel SCDS na trzy okresy: przedkryzysowy (do 2007 r.), kryzysowy (lata 2007-2010) i pokryzysowy (od 2010 r.).

Wykres 3.8. Zmienność spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-29.06.2015.



Uwaga: Zmienność to wariancja warunkowa otrzymana z modelu przedstawionego w Tabeli 3.6.

Źródło: Opracowanie własne.

W celu zdynamizowania oszacowań parametrów zdecydowano się na podejście polegające na estymacji modelu w ruchomym oknie o długości 1000 obserwacji i kroku 10 obserwacji. Procedura ta polega na wielokrotnej estymacji modelu o specyfikacji zbliżonej do tej z Tabeli 3.6 w podpróbie o wielkości 1000 obserwacji, przy czym każda następna estymacja następuje w próbie przesuniętej do przodu względem poprzedniej o 10 obserwacji.

Skutkuje to liczbą 119 estymacji⁵³. W modelu ruchomego okna nie uwzględniono zmiennej RATING, która przez długi okres czasu przyjmowała wartości równe zero, utrudniając estymację.

Wyniki procedury w zakresie istotności statystycznej i wielkości parametrów przy zmiennych egzogenicznych w równaniu wariancji przedstawiono odpowiednio na Wykresach 3.9. i 3.10. oraz w Tabeli 3.7. Porównanie udziału liczby modeli z poszczególnymi grupami istotnych zmiennych w ogólnej liczbie modeli wydaje się być zgodne z wynikami otrzymanymi dla całej próby. Średnio w 34% przypadków istotne są zmienne globalne, w 23% przypadków – zmienne mikrostrukturalne, a zaledwie w 2,5% przypadków – zmienne lokalne. Oznacza to, że wpływ krajowych fundamentów makroekonomicznych na zmienność spreadów SCDS dla Polski jest znikomy. Dotyczy to zarówno krajowych stóp procentowych, jak i zaskoczenia krajowymi danymi makroekonomicznymi. Największe znaczenie ma wskaźnik przybliżający awersję do ryzyka w skali globalnej (indeks VIX), którego istotność jest potwierdzona w prawie wszystkich podpróbach. Zaskoczenie danymi makroekonomicznymi z regionu ma znaczenie w blisko połowie przypadków, a danymi ze Stanów Zjednoczonych – w jednej czwartej przypadków.

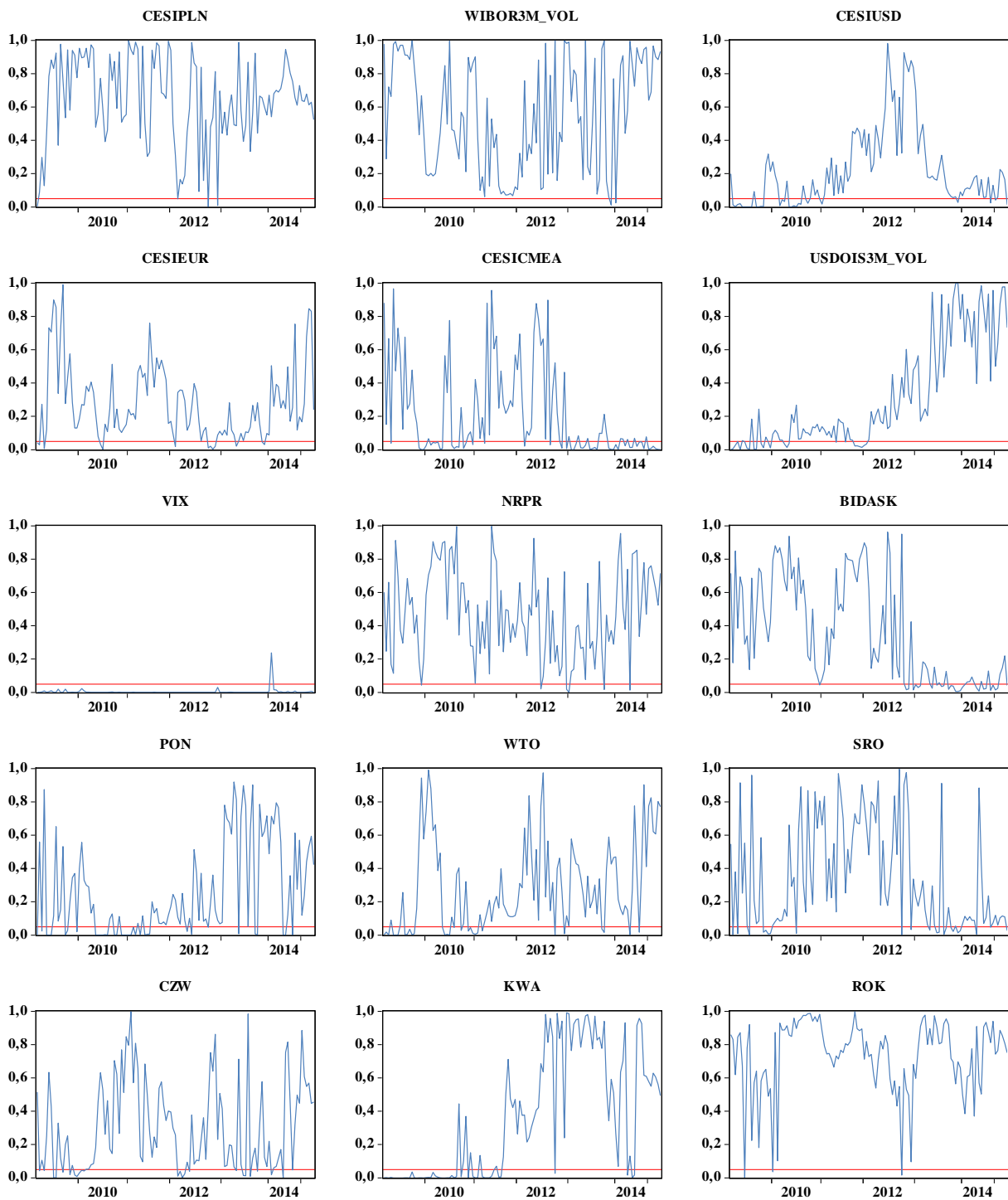
Tabela 3.7. Udział modeli zmienności spreadów SCDS dla Polski z istotną statystycznie daną zmienną egzogeniczną w ogólnej liczbie modeli estymowanych w ruchomym oknie.

Kategoria zmiennej	Zmienna	Udział modeli z istotną zmienną	Średnia
Zmienne lokalne	CESIPLN	3%	2,5%
	WIBOR3M_VOL	2%	
Zmienne globalne	CESIUSD	25%	34%
	CESIEUR	11%	
	CESICMEA	43%	
	USDOIS3M_VOL	21%	
	VIX	99%	
	NRPR	5%	
Zmienne mikrostrukturalne	BIDASK	24%	22,9%
	PON	30%	
	WTO	24%	
	SRO	18%	
	CZW	20%	
	KWA	41%	
	ROK	3%	

Uwaga: Istotność statystyczna na poziomie 5%. Źródło: Opracowanie własne.

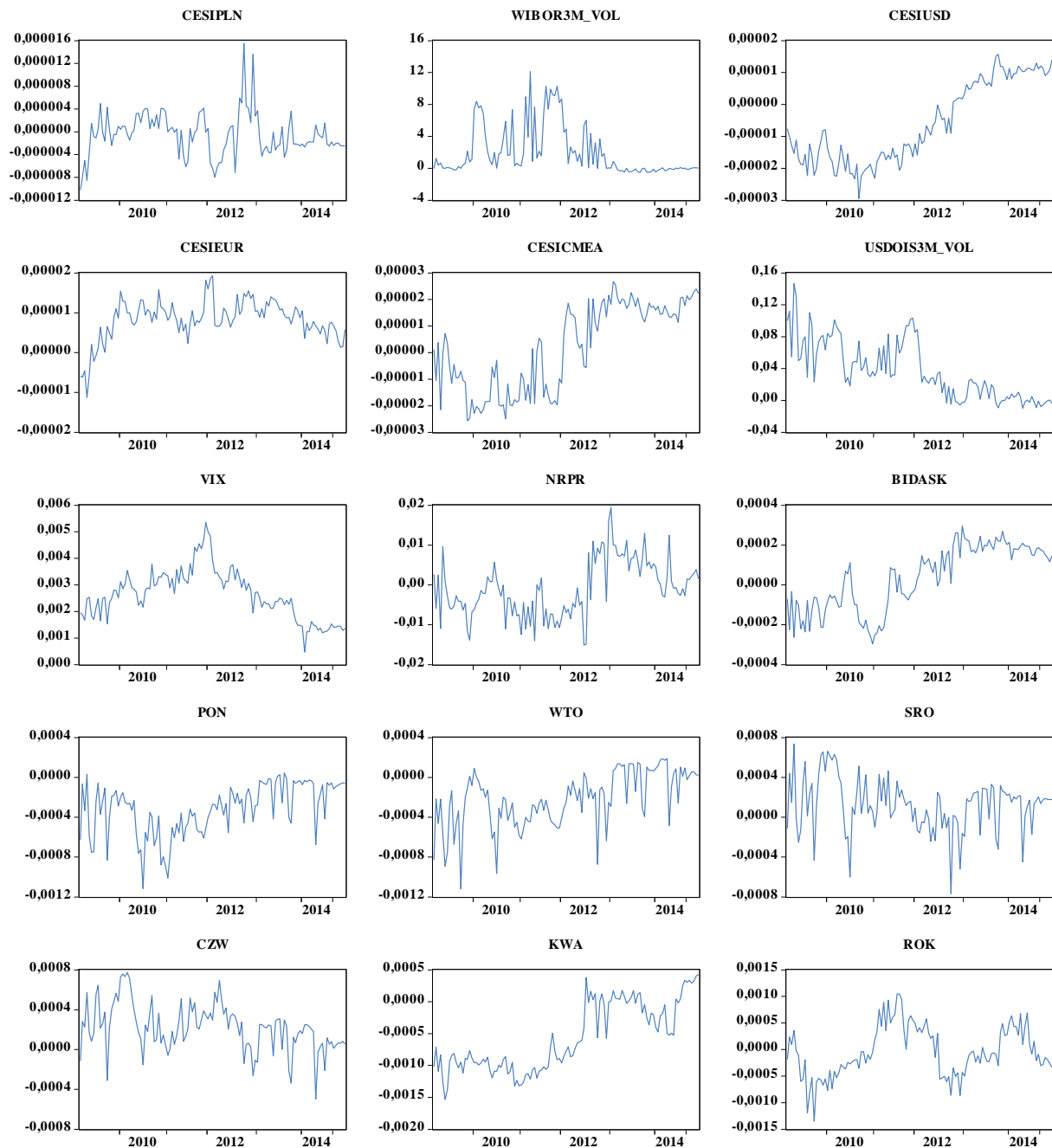
⁵³ Teoretycznie przy próbie 2334 obserwacji, oknie 1000 obserwacji i kroku 10 obserwacji liczba estymacji powinna wynieść 133, jednak ze względu na potrzebę odjęcia kilku obserwacji startowych (opóźnienia modelu) i brak zbieżności kilku modeli w trakcie próby liczba estymacji zmniejszyła się o 14.

Wykres 3.9. P-wartości oszacowań parametrów zmiennych egzogenicznych w modelach zmienności spreadów SCDS dla Polski estymowanych w ruchomym oknie.



Uwagi: Lewa skala – p-wartości parametrów. Kolorem czerwonym oznaczono poziom p-wartości równy 10%.
 Źródło: Opracowanie własne.

Wykres 3.10. Wielkość oszacowań parametrów zmiennych egzogenicznych w modelach zmienności spreadów SCDS dla Polski estymowanych w ruchomym oknie.



Źródło: Opracowanie własne.

Powyższe wyniki, podobnie jak badanie Nowak i in. [2011] dla rynków obligacji skarbowych akcentują pewne znaczenie globalnych i regionalnych czynników w kształtowaniu się zmienności krajowych aktywów⁵⁴. Należy jednak podkreślić, że znak zmiennych wskazuje, że lepsze od oczekiwań dane z Polski i regionu obniżają zmienność,

⁵⁴ Wyjątek w przytaczanym badaniu stanowią aktywa amerykańskie, które reagują głównie na zaskoczenie lokalnymi (amerykańskimi) danymi makroekonomicznymi.

podczas gdy lepsze od oczekiwań dane ze strefy euro i Stanów Zjednoczonych zwiększają zmienność. Wzrost zmienności jest w tych ostatnich przypadkach zgodny z hipotezą o repozycjonowaniu (por. Podrozdział 3.2). Inwestorzy z krajów rozwiniętych stanowią większość uczestników rynku, a dane ze Stanów Zjednoczonych i strefy euro są dla nich kluczowe. Wówczas wzrost zmienności wiąże się bądź z ukryciem prywatnej informacji (podmioty ją posiadające wykorzystują moment publikacji danych i wzrost obrotów do zawarcia transakcji; przy braku publikacji danych zawarcie transakcji może być traktowane jako ujawnienie prywatnej informacji i stanowić sygnał cenowy), bądź też z odmienną interpretacją napływającej informacji przez heterogeniczne podmioty, dysponujące odmienną wiedzą na temat wpływu danych na wartość godziwą spreadu.

Wśród możliwych wytłumaczeń co najwyżej umiarkowanego zaskoczenia danymi makroekonomicznymi, zarówno lokalnymi, jak i zewnętrznymi, Rigobon i Sack [2008] wskazują, że miara zaskoczenia może być bardzo niedokładna. Oczekiwania ankietowe formułowane są w pewnym odstępie czasowym przed publikacją danych, stąd nie odzwierciedlają aktualnego stanu oczekiwań uczestników rynku, występuje błąd pomiarowy publikowanych danych, a mierzone zaskoczenie dotyczy najczęściej jednej wartości liczbowej, podczas gdy publikacje mają charakter szerokich raportów opisujących wiele aspektów danego zjawiska, które mogą mieć większą wagę niż pojedyncza wartość liczbową.

Wbrew wskazaniom literaturowym, znaczny udział inwestorów zagranicznych na rynku polskich obligacji skarbowych ma marginalne znaczenie (istotność tylko w 5% przypadków). Może się to wiązać z przewagą inwestorów stabilnych (ang. *real money*) na polskim rynku długu, którzy nie reagują na krótkookresowe wahania nastawienia do ryzyka, trzymając papiery skarbowe do zapadalności, a w kontekście SCDS – nie poszukują dynamicznie zabezpieczenia w związku ze zmianami tego sentymentu. W gronie zmiennych mikrostrukturalnych największe znaczenie (istotność w czterech na dziesięć modeli) ma koniec kwartału; jednak zakończenie roku rzadko oddziałuje na zmienność spreadów. W 24% przypadków na zmienność przekładają się też zmiany kosztów transakcyjnych mierzone spreadem bid-ask. Znamienitym wydaje się, że na zmienność częściej wpływa bieżący dzień tygodnia (efekt kalendarzowy poniedziałku), niż uwarunkowania fundamentalne takie jak zmienność globalnej stopy wolnej od ryzyka, czy uwarunkowania lokalne. Wyniki, w których dominującą rolę pełnią czynniki mikrostrukturalne otrzymują także Bao i Pan [2013].

Analizując zmienność w czasie istotności oszacowań parametrów można wskazać na następujące prawidłowości. Zmienność danych i stopy procentowej w dolarze amerykańskim jest istotna przede wszystkim w pierwszej części próby – do 2010-2011 r., po czym

większego znaczenia nabierają dane ze strefy euro i regionu środkowoeuropejskiego. Można to wiązać z przekształceniem się kryzysu finansowego mającego źródła w Stanach Zjednoczonych w kryzys zadłużeniowy mający kulminację w latach 2010-2012, dotyczący przede wszystkim kraje peryferyjne strefy euro, ale oddziałujący też na koniunkturę gospodarczą w Europie. Innymi słowy, tendencje recesyjne w danym regionie powodują większe oddziaływanie danych z tego regionu na zmienność polskich spreadów SCDS. Do podobnych wniosków dochodzi Konrad [2009], potwierdzając, że zaskoczenie danymi makroekonomicznymi z niemieckiej gospodarki, w tym dotyczącymi decyzji w zakresie polityki pieniężnej, w większym stopniu wpływa na zmienność niemieckich aktywów w okresach spadków ich wycen, niż w okresach wzrostów wycen. Znamienitym jest, że istotność parametru przy zmiennej charakteryzującej płynność rynku obserwowana jest głównie od 2013 r., co należałoby wiązać z konsekwencją wejścia w życie regulacji zakazującej zajmowania nagich pozycji w SCDS w przypadku podmiotów referencyjnych kontraktów z Unii Europejskiej, która odzwierciedliła się w rzadszych kwotowaniach swapów ryzyka kredytowego.

3.4.3. Wyniki testowania efektów asymetrycznych w zmienności.

Weryfikacja hipotezy H_5 , która głosi, że szoki informacyjne mają asymetryczny wpływ na heteroskedastyczność warunkową spreadów SCDS, polega na specyfikacji modelu zmienności ARMA-GARCH i testowaniu występowania efektów asymetrycznych za pomocą narzędzi wskazanych w Podrozdziale 3.3. Kierując się przesłankami przedstawionymi we wcześniejszych częściach pracy przyjęto dzienną częstotliwość danych. Pierwszy krok jest tożsamy z pierwszym krokiem Podrozdziału 3.4.2. Dopasowano w nim model dla średniej warunkowej zwrotów spreadów SCDS dla Polski – AR(1). W kolejnym kroku dokonano łącznej estymacji równania średniej warunkowej i wariancji warunkowej za pomocą modelu ARMA-GARCH. Wyboru modelu dokonano spośród rodziny modeli AR(1)-GARCH(p,q) lub AR(1)-EGARCH(p,q) z maksymalnym rzędem opóźnienia w wariancji warunkowej równym 5, rozkładem błędu normalnym, t -Studenta lub GED, kierując się minimalizacją kryterium informacyjnego Schwarzera penalizującego modele z dużą liczbą parametrów. W specyfikacji nie uwzględniano efektów asymetrycznych. W procedurze wyboru modelu odrzucono specyfikacje, dla których nie zostało osiągnięte kryterium zbieżności algorytmu optymalizującego, a także specyfikacje, w których oszacowania parametrów α i β (por. Równanie 3.7) były nieistotne statystycznie.

Wyniki zastosowanej procedury przedstawiono w Tabeli 3.8. Modele z wysoką liczbą opóźnień GARCH generalnie sprawiały problemy z istotnością oszacowań. W gronie dopuszczonych modeli znalazły się 22 modele GARCH i 23 modele EGARCH. Modele z rozkładami niegaussowskimi osiągały bardziej satysfakcjonujące wartości kryteriów informacyjnych.

Tabela 3.8. Wartości kryterium informacyjnego Schwarz – procedura wyboru modelu zmienności bez efektów asymetrycznych dla zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-29.06.2015.

Model	Rozkład błędu	$\frac{p}{q}$	0	1	2	3	4	5	
				1	2	3	4	5	
GARCH	Normalny	1	-3,613*	-3,781*	-3,778	-3,776	-3,779*	-3,771	
		2	-3,663*	-3,778	-3,782*	-3,78*	-3,778	-3,776	
		3	-3,686*	-3,775	-3,772	-3,777	-3,771	-3,773	
		4	-3,704*	-3,780	-3,776	-3,775	-3,775	-3,78*	
		5	-3,717*	-3,776	-3,777	-3,775	-3,772	-3,775	
	t-Studenta	1	-3,878*	-3,953*	-3,950	-3,948	-3,945	-3,942	
		2	-3,904*	-3,951	-3,947*	-3,945	-3,943	-3,939	
		3	-3,914*	-3,948	-3,945	-3,944*	-3,941	-3,938	
		4	-3,922*	-3,945	-3,942	-3,939	-3,937	-3,933	
		5	-3,927*	-3,942	-3,938	-3,939	-3,932	-3,932	
	GED	1	-3,904*	-3,973*	-3,971	-3,968	-3,966	-3,962	
		2	-3,926	-3,971	-3,967	-3,965	-3,962	-3,959	
		3	-3,936	-3,967	-3,965	-3,961	-3,959	-3,955	
		4	-3,942*	-3,966	-3,963	-3,959	-3,956	-3,952	
		5	-3,947*	-3,962	-3,959	-3,955	-3,951	-3,948	
EGARCH	Normalny	1	-3,579*	-3,779*	-3,777	-3,776	-3,775	-3,773	
		2	-3,631*	-3,778	-3,774	-3,779*	-3,772	-3,773	
		3	-3,649*	-3,775	-3,774	-3,776	-3,772	-3,776	
		4	-3,671*	-3,777	-3,775	-3,773	-3,777*	-3,778	
		5	-3,673	-3,774	-3,772	-3,772	-3,774	-3,782	
	t-Studenta	1	-3,87*	-3,955*	-3,953	-3,952	-3,949	-3,946	
		2	-3,893*	-3,954*	-3,953*	-3,949	-3,946	-3,943	
		3	-3,898*	-3,952	-3,949	-3,944*	-3,942	-3,941	
		4	-3,905*	-3,949	-3,946	-3,943	-3,942	-3,937	
		5	-3,908*	-3,946	-3,944	-3,943	-3,938	-3,947	
	GED	1	-3,895*	<u>-3,975*</u>	-3,973	-3,972	-3,968	-3,965	
		2	-3,917*	-3,974*	-3,969	-3,969	-3,964	-3,941	
		3	-3,922	-3,971	-3,969	-3,964*	-3,962	-3,959	
		4	-3,928*	-3,968	-3,966	-3,962	-3,959	-3,955	
		5	-3,93*	-3,965	-3,962	-3,960	-3,955	-3,954	

Uwagi: Gwiazdką (*) oznaczono specyfikacje, w których osiągnięto zbieżność algorytmu optymalizacyjnego, a które posiadają istotne oszacowania parametrów. Podkreślono i pogrubiono wartość minimalną kryterium Schwarz spośród badanych specyfikacji modelowych.

Źródło: Opracowanie własne.

Optymalną specyfikacją okazała się specyfikacja modelu AR(1)-EGARCH(1,1) z rozkładem błędu GED. Wyniki estymacji powyższego modelu zamieszczono w Tabeli 3.9.

Diagnostyka modelu pozwoliła wyciągnąć następujące wnioski:

- rozkład reszt standaryzowanych posiada bliską zero średnią i odchylenie standardowe równe 1,02, które to wartości są zgodne z pożądanymi. Skośność i kurtoza rozkładu są umiarkowanie dodatnie, co stanowi argument za uwzględnieniem efektów asymetrycznych,
- statystyki Q Ljunga-Boxa dla kwadratów reszt standaryzowanych nie wskazują na istotną autokorelację,
- test Engle'a nie wykazał pozostałości efektu ARCH w szeregu reszt,
- testy Nybloma wykazał niestabilność parametrów stałej w równaniach średniej i wariancji warunkowej. Wskazuje to na potrzebę wprowadzenia dynamiki parametrów do modelu.

Tabela 3.9. Wyniki estymacji modelu zmienności spreadów SCDS dla Polski AR(1)-EGARCH(1,1) z rozkładem błędu GED bez efektów asymetrycznych w okresie 1.10.2004-29.06.2015.

Parametr	Wartość param.	Błąd stand.	Statystyka t	P-wartość statystyki t
Równanie średniej warunkowej				
a_0	-0,000002	0,000409	-0,003760	0,9970
a_1	-0,000009	0,015699	-0,000597	0,9995
Równanie wariancji warunkowej				
ω	-0,529838	0,082597	-6,414761	0,0000
α_1	0,296380	0,031442	9,426179	0,0000
β_1	0,951463	0,010703	88,900200	0,0000
Parametr rozkładu GED	0,940089	0,029017	32,397580	0,0000
Błąd standardowy regresji	0,042272	Średnia zm. objaśnianej		0,000542
Suma kwadratów reszt	4,165259	Odch. stand. zm. objaśnianej		0,042259
Wartość logarytmu f-cji najw. wiarygodności	4660,174	Kryterium info. Akaike		-3,989862
Statystyka Durbina-Watsona	1,762138	Kryterium info. Schwarz		-3,975061
		Kryterium info. HQ		-3,984470

Uwaga: Pogrubiono zmienne istotne na poziomie istotności równym 5%. Oznaczenia – równania 3.4 i 3.12.

Źródło: Opracowanie własne.

W dalszej kolejności na resztach standaryzowanych z modelu zaprezentowanego w Tabeli 3.9. przeprowadzono testy SB, NSB i PSB na występowanie zależności asymetrycznych, co obrazuje Tabela 3.10. Wszystkie parametry równania testowego poza stałą są nieistotne statystycznie na konwencjonalnych poziomach istotności, co oznacza brak efektów asymetrycznych. W szczególności:

- ujemne i dodatnie innowacje nie wywierały zróżnicowanego wpływu na poziom zmienności,
- duże i małe innowacje ujemne nie wywierały zróżnicowanego wpływu na poziom zmienności,
- duże i małe innowacje dodatnie nie wywierały zróżnicowanego wpływu na poziom zmienności.

Tabela 3.10. Wyniki testów SB, NSB i PSB dla modelu zmienności spreadów SCDS dla Polski AR(1)-EGARCH(1,1) z rozkładem błędu bez efektów asymetrycznych GED w okresie 1.10.2004-29.06.2015.

Parametr	Wartość param.	Błąd stand.	Statystyka t	P-wartość statystyki t
b_0	1,130412	0,111626	10,126820	0,000000
b_1	-0,250631	0,168436	-1,487986	0,136900
b_2	0,666056	3,260769	0,204263	0,838200
b_3	2,423975	2,457450	0,986378	0,3241
Współczynnik R^2	0,003354	Średnia zm. objaśnianej		1,03135
Skorygowany współczynnik R^2	0,002070	Odch. stand. zm. objaśnianej		3,090175
Błąd standardowy regresji	3,086976	Kryterium info. Akaike		5,093975
Suma kwadratów reszt	22184,490	Kryterium info. Schwarz		5,103845
Wartość logarytmu f-cji najw. wiarygodności	-5935,574	Kryterium info. HQ		5,097571
Statystyka F	2,61166	Statystyka Durbina-Watsona		1,964903
P-wartość statystyki F	0,049804			

Uwaga: Pogrubiono zmienne istotne na poziomie istotności równym 5%. Oznaczenia – równanie 3.19.
Źródło: Opracowanie własne.

Alternatywnym sposobem testowania efektu asymetrycznego jest oszacowanie modelu EGARCH lub GJR-GARCH z efektem asymetrycznym i weryfikacja istotności statystycznej parametru odpowiadającego za asymetrię. W tym celu posłużono się wcześniej opisaną procedurą wyboru modelu zmienności spośród odpowiednich modeli z efektem asymetrycznym. Wyniki przedstawiono w Tabeli 3.11.

Tabela 3.11. Wartości kryterium Schwarza – procedura wyboru modelu zmienności z efektami asymetrycznymi dla zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-29.06.2015.

Model	Rozkład błędu	p/q	0	1	2	3	4	5
GARCH	Normalny	1	-3,614*	-3,782	-3,780	-3,778	-3,780	-3,776
		2	-3,664*	-3,779	-3,782	-3,779*	-3,776	-3,778
		3	-3,688*	-3,777	-3,779	-3,776	-3,773	-3,770
		4	-3,706*	-3,783	-3,780	-3,777	-3,777	-3,783*
		5	-3,718*	-3,779	-3,784	-3,781	-3,782	-3,780
	t-Studenta	1	-3,875	-3,950	-3,947	-3,945	-3,942	-3,939
		2	-3,902	-3,947	-3,944	-3,942	-3,939	-3,936
		3	-3,911	-3,944	-3,941	-3,938	-3,937	-3,934
		4	-3,920	-3,941	-3,938	-3,936	-3,933	-3,930
		5	-3,925	-3,938	-3,936	-3,935	-3,934	-3,927
	GED	1	-3,904	-3,971	-3,968	-3,966	-3,963	-3,957
		2	-3,924	-3,968	-3,965	-3,963	-3,960	-3,957
		3	-3,932	-3,964	-3,962	-3,960	-3,956	-3,952
		4	-3,940	-3,963	-3,960	-3,957	-3,953	-3,951
		5	-3,944	-3,959	-3,958	-3,954	-3,949	-3,948
EGARCH	Normalny	1	-3,578	-3,784*	-3,782	-3,782	-3,780	-3,778
		2	-3,632	-3,782	-3,774	-3,781	-3,766	-3,691
		3	-3,649	-3,779	-3,780	<u>-3,801*</u>	-3,770	-3,772
		4	-3,671	-3,781	-3,780	-3,777	-3,765	-3,781
		5	-3,673	-3,778	-3,777	-3,774	-3,782	-3,778
	t-Studenta	1	-3,867	-3,952	-3,950	-3,950	-3,946	-3,943
		2	-3,890	-3,951	-3,947	-3,946	-3,943	-3,940
		3	-3,895	-3,949	-3,945	-3,946	-3,943	-3,942
		4	-3,902	-3,946	-3,943	-3,944	-3,941	-3,939
		5	-3,905	-3,943	-3,940	-3,940	-3,934	-3,939
	GED	1	-3,892	-3,973	-3,971	-3,971	-3,962	-3,964
		2	-3,911	-3,972	-3,967	-3,967	-3,962	-3,959
		3	-3,918	-3,970	-3,967	-3,963	-3,960	-3,957
		4	-3,924	-3,967	-3,964	-3,959	-3,955	-3,955
		5	-3,928	-3,963	-3,961	-3,957	-3,954	-3,949

Uwagi: Gwiazdką (*) oznaczono specyfikacje, w których osiągnięto zbieżność algorytmu optymalizacyjnego, a które posiadają istotne oszacowania parametrów. Podkreślono i pogrubiono wartość minimalną kryterium Schwarza spośród badanych specyfikacji modelowych.

Źródło: Opracowanie własne.

Na uwagę zasługuje, iż tylko 9 modeli spełniło wymagania procedury odnośnie istotności parametrów i zbieżności algorytmu optymalizacyjnego względem 45 modeli bez efektów asymetrycznych. Optymalnym modelem, zaprezentowanym w Tabeli 3.12, okazał się model AR(1)-EGARCH(3,3) z efektem asymetrycznym, z normalnym rozkładem błędu.

Posiada on wyższą wartość kryterium informacyjnego Schwarzera względem modelu bez asymetrii, czyli jest przezeń majoryzowany. Mimo to stanowi on pewne wskazanie na potencjalne wystąpienie efektu asymetrii, gdyż posiada wszystkie parametry istotne, w tym parametr asymetrii.

Tabela 3.12. Wyniki estymacji modelu zmienności spreadów SCDS dla Polski AR(1)-EGARCH(3,3) z rozkładem normalnym z efektem asymetrii w okresie 1.10.2004-29.06.2015.

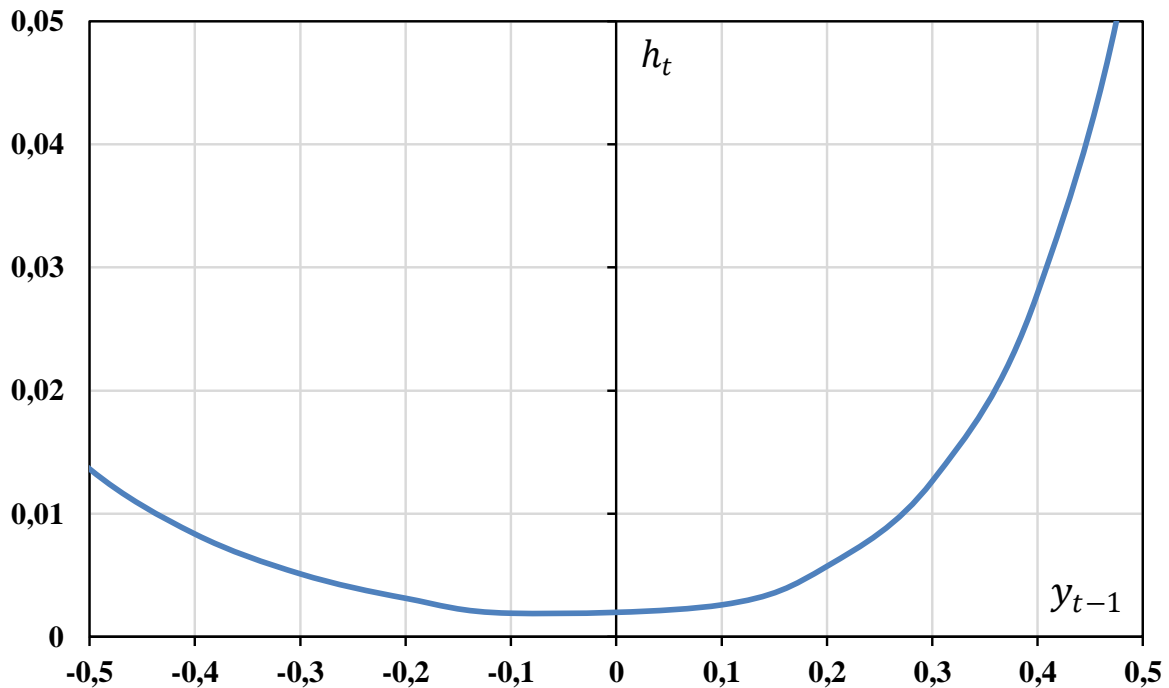
Parametr	Wartość param.	Błąd stand.	Statystyka t	P-wartość statystyki t
Równanie średniej warunkowej				
α_0	-0,001439	0,000632	-2,277173	0,0228
α_1	-0,014054	0,021618	-0,650096	0,5156
Równanie wariancji warunkowej				
ω	-1,886322	0,327416	-5,761247	0,0000
α_1	0,362723	0,038875	9,330558	0,0000
α_2	0,395941	0,049674	7,970829	0,0000
α_3	0,280459	0,039762	7,053425	0,0000
γ	0,019946	0,007353	2,712818	0,0067
β_1	-0,218950	0,014810	-14,783770	0,0000
β_2	0,113197	0,015000	7,546249	0,0000
β_3	0,933875	0,013273	70,360930	0,0000
Błąd standardowy regresji	0,042390	Średnia zm. objaśnianej		0,000542
Suma kwadratów reszt	4,188626	Odch. stand. zm. objaśnianej		0,042259
Wartość logarytmu f-cji najw. wiarygodności	4473,431	Kryterium info. Akaike		-3,826345
Statystyka Durbina-Watsona	1,730384	Kryterium info. Schwarzera		-3,801678
		Kryterium info. HQ		-3,817358

Uwaga: Pogrubiono zmienne istotne na poziomie istotności równym 5%. Oznaczenia – równania 3.4 i 3.12.
Źródło: Opracowanie własne.

Dodatnia wartość parametru asymetrii γ oznacza, że dodatnie szoki (wzrost ryzyka kredytowego) generują większą zmienność niż ujemne (spadek ryzyka kredytowego). Istotność parametru asymetrii w modelu EGARCH uprawnia do wykreślenia krzywej wpływu informacji. Na Wykresie 3.11. przedstawiono krzywą dla modelu EGARCH(1,1). Kształt krzywej przypomina literę U i jest złożeniem dwóch funkcji wykładniczych o różnym nachyleniu. Część krzywej dla ujemnych wartości na osi odciętych rośnie wolniej od części dla wartości dodatnich. W rezultacie ujemny szok dla spreadu o wielkości 0,5% powoduje umiarkowany wzrost zmienności (o 0,14%), podczas gdy dodatni szok tej samej wielkości

zwiększa zmienność znacznie bardziej (o 0,61%). Jak wskazano wcześniej, różnica ta jest istotna statystycznie.

Wykres 3.11. Krzywa wpływu informacji dla zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-29.06.2015.



Uwaga: Krzywa na podstawie modelu EGARCH(1,1) z jednym parametrem asymetrii.

Źródło: Opracowanie własne.

W celu weryfikacji hipotezy Lettaua i Ludvigsona [2009] o niepoprawnej specyfikacji modelu zmienności, w szczególności dotyczącej nieuwzględnienia odpowiednich zmiennych egzogenicznych w równaniu wariancji warunkowej, zastosowano procedurę doboru optymalnego modelu EGARCH z efektem asymetrycznym rzędu pierwszego i zmiennymi egzogenicznymi określonymi w Podrozdziale 3.4.1. Nie otrzymano modelu, który posiadałby istotne kluczowe parametry związane z dynamiką ARCH i efektem asymetrii⁵⁵. Wyniki należy interpretować jako wskazanie, że model posiada zbyt duże restrykcje na parametry, a efekt asymetrii jest rezultatem braku uwzględnienia dodatkowej informacji dostępnej inwestorom w postaci dodatkowych zmiennych egzogenicznych. W odniesieniu do rynku amerykańskich obligacji skarbowych do podobnych wniosków dochodzą de Goeij i Marquering [2006]. W modelu bez dodatkowych zmiennych egzogenicznych autorzy

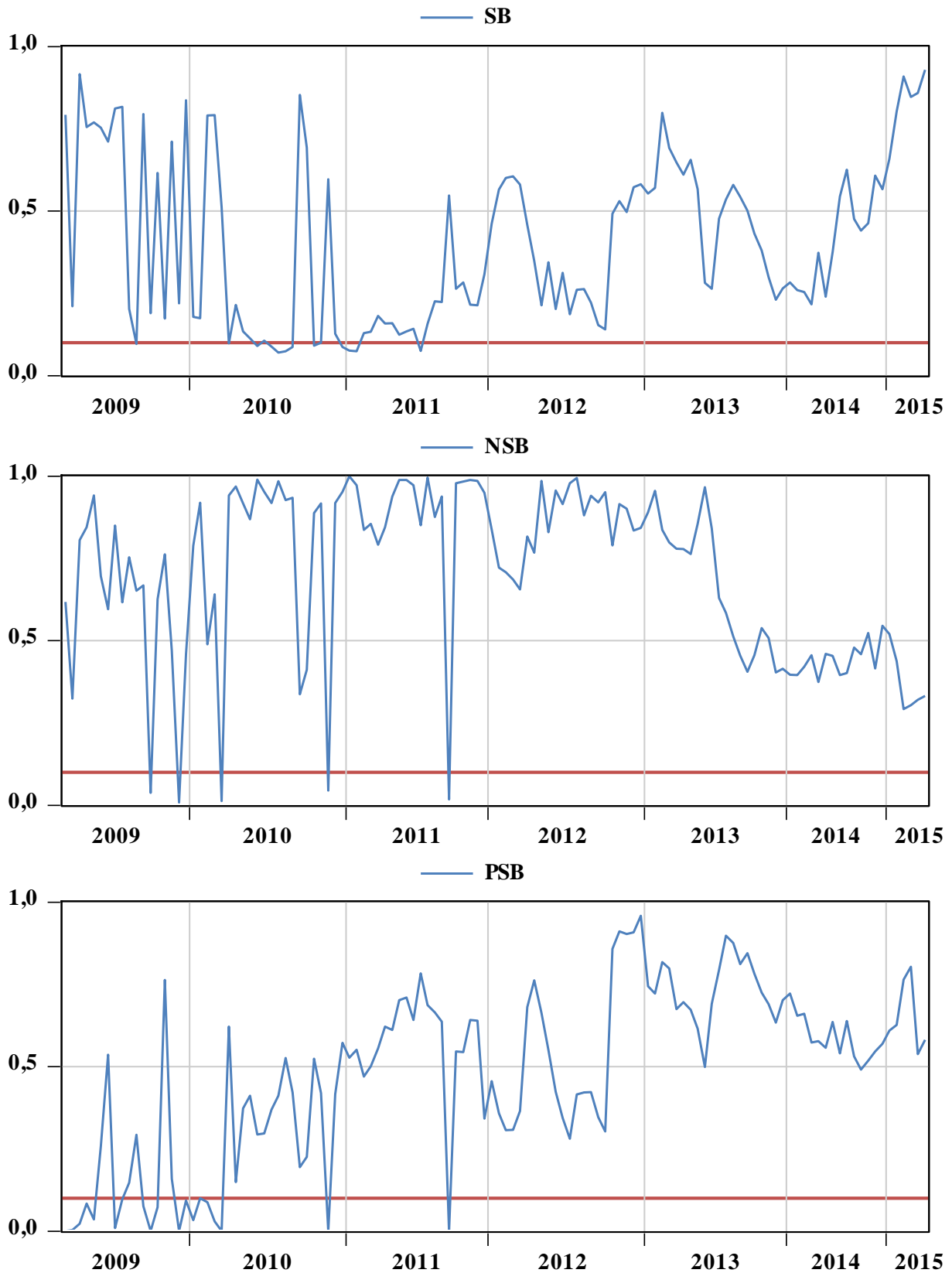
⁵⁵ Tabele z wynikami procedury nie są raportowane, gdyż żaden model nie posiada wszystkich parametrów istotnych.

obserwują efekty asymetryczne, jednak po uwzględnieniu zmiennych egzogenicznych odpowiadających za zaskoczenie danymi makroekonomicznymi nie potwierdzają istotności asymetrii w reakcji zmienności na szoki.

Niejednoznaczne rezultaty obydwu metod testowania skłaniają do zastosowania badania uzupełniającego. Kierując się wskazaniem testu Nybloma, a także wynikami przedstawionymi w Podrozdziale 3.4.2. można argumentować, że w szeregach zwrotów SCDS występuje zmiana strukturalna. W konsekwencji nie można wykluczyć okresowego występowania efektów asymetrycznych. Zdecydowano się tym samym na estymację optymalnego modelu bez asymetrii (por. Tabela 3.9) w ruchomym oknie 1000 obserwacji przy jednoczesnym testowaniu efektu asymetrycznego za pomocą testów Engle'a i Nga [1993]. Przyjęta długość okna obserwacji ma uzasadnienie w badaniach empirycznych. Jak wskazują Ng i Lam [2016] oraz Hwang i Valls Pereira [2006], mniejsza długość okna dla modeli z rodziny GARCH powoduje problemy z optymalizacją i możliwość wyboru suboptymalnego modelu. Otrzymane wówczas wariancje są także w niskim stopniu skorelowane z oszacowaniami metodą ruchomego okna dla dużych prób (powyżej 1000). Rezultaty przedstawiono na Wykresie 3.12. Pewne wskazanie na istotność statystyki SB widoczne jest w latach 2010-2011. W okresie tym znak innowacji miał znaczenie dla przyszłej zmienności spreadów SCDS. *P*-wartości statystyki NSB są mniejsze od 0,05 sporadycznie i nieregularnie, co pozwala stwierdzić, że efekt wielkości ujemnego znaku nie jest istotny. *P*-wartości statystyki PSB są mniejsze od poziomu 0,05 w 2009 r. i na początku 2010 r. W tym czasie test PSB sugeruje zróżnicowany wpływ dużych i małych szoków dodatnich, dotyczących wzrostu ryzyka kredytowego, na zmienność.

Przeprowadzono również estymację optymalnego modelu z asymetrią (por. Tabela 3.12) w ruchomym oknie w celu oceny istotności parametru asymetrii. Wyniki przedstawiono na Wykresach 3.13-3.14. Model AR(1)-EGARCH(3,3) estymowany w ruchomym oknie 1000 obserwacji posiada istotnie dodatni parametr asymetrii do połowy 2009 r. i w kwartałach I-III 2010 r., a także, z przerwami, w drugiej połowie 2013 r. Rezultaty są częściowo zgodne z wynikami testu SB i PSB – asymetrię pozytywną zaobserwowano przede wszystkim w okresach kryzysowych, kiedy ma miejsce znacznie większa wahliwość spreadów, a na znaczeniu zyskują zmienne globalne, w szczególności awersja do ryzyka. Nasila się wówczas wahliwość rynku w reakcji na nieoczekiwany wzrost ryzyka kredytowego (asymetria pozytywna). Łączy się to ze wzrostem ilości publikacji o negatywnym wydźwięku w prasie branżowej, które dodatkowo zwiększają niepewność odnośnie przyszłej koniunktury gospodarczej [Dzieliński, Rieger i Talpsepp 2011].

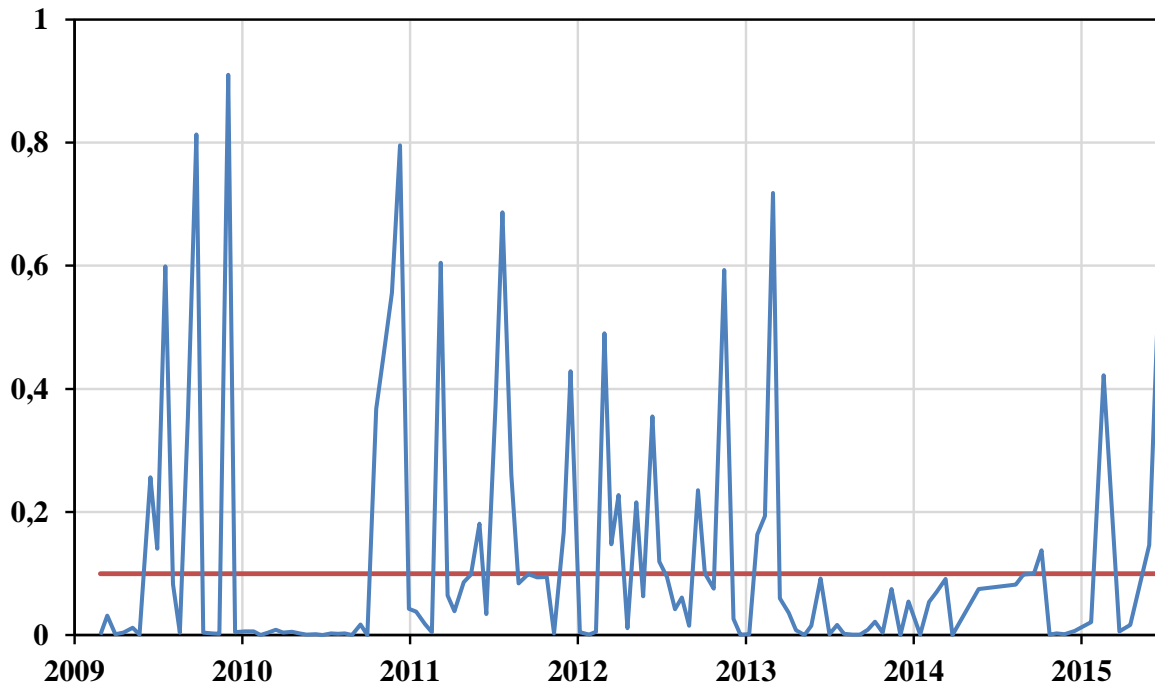
Wykres 3.12. *P*-wartości statystyk testów SB, NSB i PSB dla modeli zmienności spreadów SCDS dla Polski AR(1)-EGARCH(1,1) bez efektów asymetrycznych estymowanych w ruchomym oknie.



Uwaga: Kolorem czerwonym oznaczono poziom *p*-wartości równy 10%.

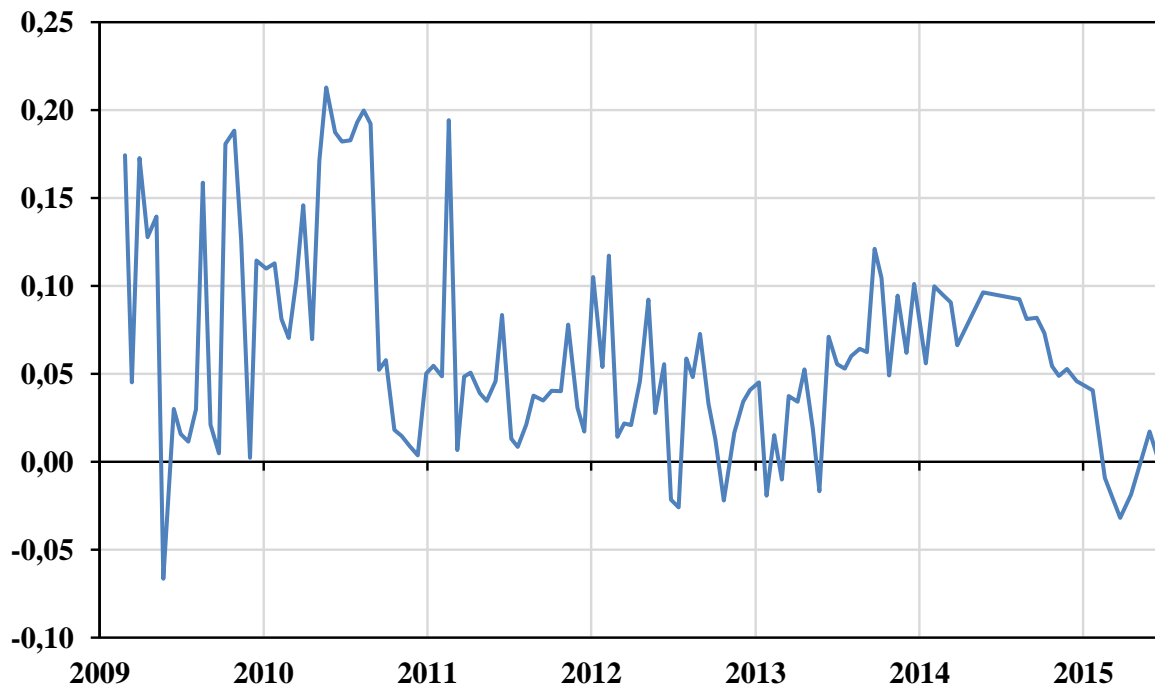
Źródło: Opracowanie własne.

Wykres 3.13. P-wartości oszacowań parametrów asymetrii γ w modelach zmienności AR(1)-EGARCH(3,3) spreadów SCDS dla Polski estymowanych w ruchomym oknie.



Uwaga: Kolorem czerwonym oznaczono poziom p -wartości równy 10%.
 Źródło: Opracowanie własne.

Wykres 3.14. Wielkość oszacowań parametrów asymetrii γ w modelach zmienności spreadów SCDS dla Polski AR(1)-EGARCH(3,3) estymowanych w ruchomym oknie.



Źródło: Opracowanie własne.

Otrzymane wyniki są zgodne także z hipotezą cyklicznego występowania asymetrii w reakcji zmienności na szoki o różnym znaku i wielkości zaproponowaną przez Bebera i Brandta [2010]. W okresie niepewności związanej z kryzysem zadłużeniowym w strefie euro w 2010 r. inwestorzy przywiązywali większą uwagę do informacji o wzroście ryzyka kredytowego mierzonego za pomocą spreadu SCDS dla Polski. W konsekwencji zmienność wzrastała w większym stopniu w reakcji na informacje negatywne (wzrost spreadu kredytowego), niż w reakcji na informacje pozytywne (spadek spreadu).

3.5. Podsumowanie.

Rozdział 3 został poświęcony modelowaniu zmienności spreadów SCDS dla polskich obligacji skarbowych. Uwagę skupiono na zagadnieniu determinant zmienności oraz asymetrycznym wpływie informacji negatywnych i pozytywnych na drugi moment rozkładu warunkowego. W Podrozdziałach 3.1-3.3 przeprowadzono dyskusję pojęcia zmienności w ekonometrii finansowej, badań literaturowych na temat determinant zmienności i sposobu, w jaki można mierzyć asymetrię wpływu informacji na zmienność.

Podrozdział 3.4.1 przedstawia fakty empiryczne dla szeregów zwrotów spreadów SCDS dla Polski. Wykazano, że szeregi te charakteryzują się autokorelacją, wahlnością i zgrupowaniami zmienności, a ich rozkłady bezwarunkowe – grubymi ogonami i leptokurtozą. Powyższe fakty usankcjonowały zastosowanie modeli z rodziny GARCH dla badania zmienności spreadów.

Badając determinanty zmienności w Podrozdziale 3.4.2 w równaniu wariancji warunkowej umieszczono trzy grupy egzogenicznych zmiennych finansowych: zmienne fundamentalne oraz zmienne o charakterze mikrostrukturalnym. Jako lokalne determinanty zmienności spreadów SCDS przyjęto indeks zaskoczenia publikacjami danych makroekonomicznych z Polski, zmienność krajowej krótkoterminowej stopy procentowej i zmienną informującą o zmianie ratingu kredytowego Polski. Jako globalne determinanty zmienności spreadów SCDS przyjęto indeksy zaskoczenia danymi ze Stanów Zjednoczonych, strefy euro i regionu środkowoeuropejskiego, zmienność globalnej stopy wolnej od ryzyka, zmienność amerykańskiego rynku akcji i udział inwestorów zagranicznych w krajowym rynku obligacji skarbowych. Za zmienne charakteryzujące mikrostrukturę rynku SCDS przyjęto spread bid-ask kontraktu SCDS dla Polski oraz zmienne charakteryzujące efekty kalendarzowe.

Przeprowadzona procedura estymacji i oceny dobroci dopasowania modelu na całej długości próby, a następnie w ruchomym oknie, ze względu na zdiagnozowaną niestabilność parametrów, pozwoliła na sformułowanie wniosków, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy pomocniczej H4 o tym, że heteroskedastyczność warunkowa spreadów SCDS jest determinowana głównie przez zmienne globalne i mikrostrukturalne, podczas gdy zmienne lokalne mają niewielkie znaczenie. Zmienność ta jest determinowana przede wszystkim przez zmiany nastawienia do ryzyka w ujęciu globalnym, czynniki mikrostrukturalne, w tym efekty kalendarzowe i płynność rynku, a jedynie okresowo przez zaskoczenie danymi makroekonomicznymi w Stanach Zjednoczonych, strefie euro i regionie CEEMEA. Czynniki lokalne mają dla zmienności marginalne znaczenie.

Testy obciążenia znaków, wielkości ujemnych i dodatnich dla modelu podstawowego wskazały brak asymetrii. Możliwe jest wprawdzie znalezienie modelu z istotnym parametrem asymetrii, jednak będzie on posiadał gorsze dopasowanie od modelu bez tego parametru. Asymetria w modelu ją uwzględniającym jest asymetrią dodatnią – większy jest wzrost zmienności w reakcji na dodatnie szoki (wzrost ryzyka kredytowego), niż na szoki ujemne (spadek ryzyka kredytowego). Po włączeniu do modelu zmiennych egzogenicznych wskazywanych w Podrozdziale 3.4.2. efekty asymetryczne stają się jednak nieistotne, co wskazuje, że asymetria jest rezultatem błędnej specyfikacji modelu i pozwala odrzucić hipotezę pomocniczą H5 pracy, która głosi, że szoki informacyjne mają asymetryczny wpływ na zmienność spreadów SCDS. Estymacja w ruchomym oknie wskazała, że asymetria może ujawniać się co najwyżej przejściowo, w okresach kryzysowych, kiedy napływ negatywnych informacji jest większy i w wycenie spreadów SCDS dominują zmienne globalne.

4. POWIĄZANIA MIĘDZY ZMIANAMI SPREADÓW KONTRAKTÓW SCDS WYSTAWIONYCH NA POLSKIE I ZAGRANICZNE OBLIGACJE SKARBOWE.

Rynki finansowe wykazują się wielorakimi powiązaniem. Literatura teoretyczna, empiryczna, jak i praktyka rynkowa wskazują, że zmienne finansowe, często pozornie nie posiadające cech wspólnych, charakteryzują się silną współzależnością. W rozdziale podjęto próbę zbadania powiązań polskich spreadów SCDS ze spreadami wystawionymi na inne kraje, zwracając szczególną uwagę na kwestię korelacji, zarażania, jak i dynamikę powiązań. Rozważany wpływ spreadów innych krajów należy traktować jako determinantę kształtowania się polskich spreadów SCDS.

Znaczenie skorelowanego występowania dużych zmian na rynkach ryzyka kredytowego jest niebagatelne z punktu widzenia zarządzania ryzykiem i stabilności systemu finansowego. Rozwiązanie problemu zadłużeniowego dotyczącego wielu krajów jednocześnie jest bowiem trudniejsze, niż wskazywałaby na to suma ryzyka kredytowego poszczególnych krajów osobno. Wielowymiarowa zależność ryzyka kredytowego pojawia się na skutek wysokiego stopnia uspołnienienia przepisów prawa, handlu i rynków finansowych między krajami [Lucas, Schwaab i Zhang 2014]. Ilustrują to obawy o rozpad strefy euro, których apogeum przypadło na połowę 2012 r. Kryzys zadłużeniowy w jednym kraju członkowskim, Grecji, został oddalony wraz z udzieleniem skoordynowanej pomocy finansowej przez pozostałe kraje UGW. Jednak problemy kolejnych krajów, w tym Irlandii, Portugalii, a następnie obawy o ich przeniesienie się do Hiszpanii, Włoch, a nawet Francji, diametralnie zmieniły obraz rzeczy. EBC, w celu poprawy mechanizmu transmisji polityki pieniężnej, zapowiedział program *Outright Monetary Transactions* polegający na bezwarunkowym skupie obligacji rządowych wszystkich krajów strefy euro w przypadku dalszego niekorzystnego rozwoju wydarzeń.

Konsekwencją zarażania może być odchylenie się wyceny ryzyka kredytowego od fundamentów. Według Boeckxa i Dewachtera [2012] było to główną przyczyną interwencji EBC w formie zapowiedzi OMT. Obligacje rządowe pełnią ważną rolę w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej, między innymi dlatego, że stanowią benchmark dla ustalania oprocentowania kredytów dla gospodarstw domowych i przedsiębiorstw. Równie ważne w tym kontekście jest, że skorelowany wzrost ryzyka kredytowego obligacji znajdujących się

w portfelu banków może doprowadzić do napięć w sektorze finansowym i ograniczyć zdolność banków do prowadzenia akcji kredytowej.

Wystąpienie zarażania *per se* nie musi prowadzić do poważnych konsekwencji, o ile nie jest zjawiskiem trwałym. Mimo iż zagadnienie określenia trwałości zarażania wykracza poza ramy niniejszej pracy, to warto nadmienić, że nawet krótki epizod zarażania może przerodzić się w poważne problemy z finansowaniem na rynku długu, o ile kraj posiada krótką zapadalność długu, brak zgromadzonego finansowania na najbliższy czas (tzw. poduszki płynnościowej) i jest zmuszony do rolowania zadłużenia na krótki okres.

Współzależności w globalnej gospodarce wynikają w części ze współzależności na rynkach finansowych. Można tym samym mówić o kanale rynków finansowych w przenoszeniu zmian między krajami. Nie jest to tożsame z propagacją szoków finansowych (np. problemów sektora bankowego, dekonunktury na rynkach akcji), gdyż szoki te mogą być przenoszone także innymi kanałami, w tym kanałem handlowym. Zagadnienie identyfikacji kanałów przenoszenia zmian wykracza poza ramy niniejszej pracy, jednak ze względu na swoje znaczenie dla badania zostało przybliżone w Podrozdziale 4.1. Kwestie definicyjne dotyczące rozróżnienia między współzależnością a zarażaniem, istotne dla wprowadzanych metod i wyników badania, omówiono w Podrozdziale 4.2. Zastosowane metody badania powiązań między zmiennymi finansowymi przedstawiono w Podrozdziale 4.3. Empirycznej ocenie znaczenia powiązań między globalnymi płynnymi spreadami SCDS poświęcono Podrozdział 4.4. Pozwoliło to na weryfikację następujących hipotez pomocniczych:

- H6. Występuje istotna korelacja spreadów SCDS polskich obligacji skarbowych ze spreadami SCDS innych krajów, choć jest ona w dużej mierze pochodną oddziaływania czynnika globalnego.
- H7. Występuje istotny efekt zarażania między spreadami SCDS dla innych krajów i spreadami SCDS dla Polski. Jest on największy w grupie SCDS krajów wchodzących w skład tego koszyka SCDS.
- H8. Powiązania między spreadami SCDS wykazują tendencję do wzrostu w okresach kryzysowych i do spadku w normalnych uwarunkowaniach rynkowych.

4.1. Kanały propagacji zmian.

Każda informacja napływająca na rynek znajduje w mniejszym lub większym stopniu odzwierciedlenie w wycenie *wszystkich* aktywów finansowych [Engle 2009]. Informacje

różnią się wielkością wpływu na profile przyszłych wypłat z aktywów. Dana informacja może mieć większy wpływ na profil jednego instrumentu, niż na profil wypłat innego. Wydaje się, że informacja dotycząca *lokalnych* fundamentów wyceny SCDS wystawionego na kraj A powinna odzwierciedlić się przede wszystkim w wycenie tegoż kontraktu, co, *ceteris paribus*, powinno implikować zmianę w wielkości powiązań między spreadem SCDS wystawionym na kraj A oraz spreadem SCDS wystawionym na kraj B. Na przykład wzrost deficytu budżetowego kraju A na skutek wzrostu wydatków niezbędnego dla sfinansowania nowego priorytetu w polityce społecznej (czyli idiosynkratyczny wzrost deficytu, nie dotyczący wspólnej dla kilku krajów przyczyny) może odzwierciedlić się we wzroście ryzyka kredytowego kraju A, jednak nie powinien skutkować wzrostem ryzyka kredytowego kraju B. W konsekwencji zmiana lokalnych fundamentów powinna być łączona ze spadkiem powiązań między spreadami SCDS w czasie.

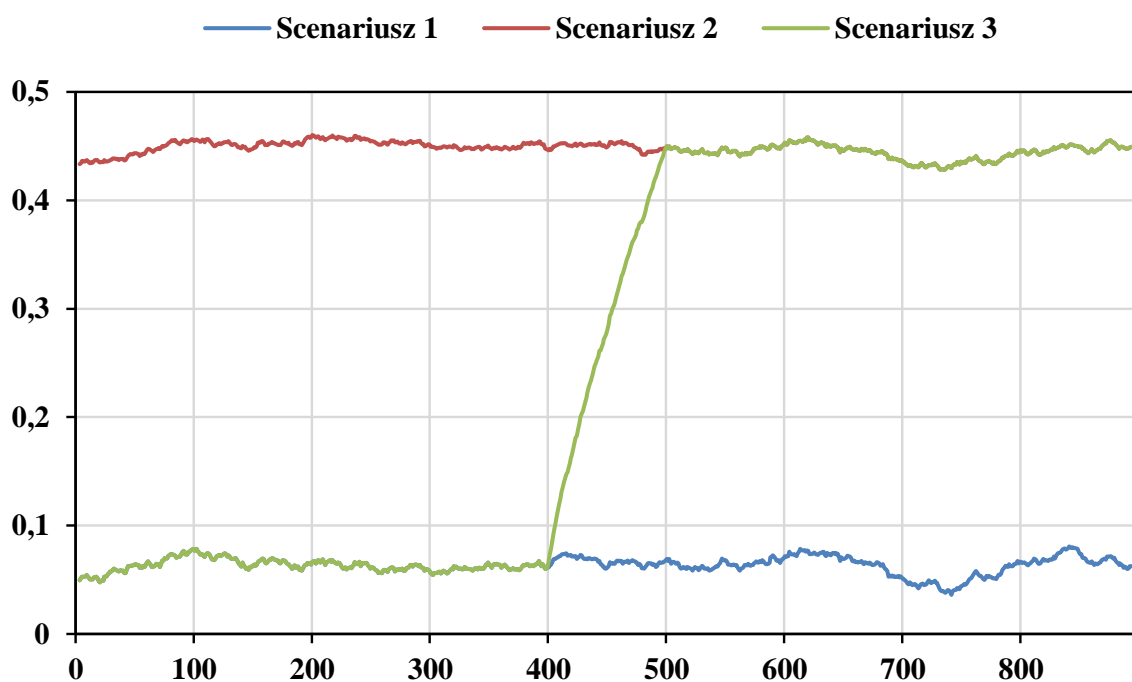
Inaczej rzecz ma się z informacją fundamentalną o charakterze *globalnym*. Wzrost globalnej stopy procentowej wolnej od ryzyka, powodujący wzrost kosztu obsługi zadłużenia krajów A i B, może odzwierciedlić się w jednoczesnym lub bliskim w czasie wzroście spreadów SCDS obydwu krajów. Tym samym można się spodziewać, że zmiana fundamentów globalnych wyceny SCDS powinna skutkować wzrostem powiązań między spreadami.

Niebagatelne znaczenie w przypadku czynnika globalnego ma charakter napływającej informacji, pod którym to pojęciem rozumie się wielkość, czy też wagę informacji, zarówno w ujęciu względnym, jak i bezwzględnym. Ujęcie względne odnosi się do wrażliwości wyceny spreadu SCDS kraju A na komponent globalny względem wrażliwości wyceny kraju B. Na przykład dany komponent globalny wyceny, C, może wyjaśniać 1% zmienności spreadów kraju A i 99% zmienności spreadów kraju B⁵⁶. Znaczna różnica we współczynniku determinacji oznacza, że informacja zawarta w komponentie C w małym stopniu wpływa na spready w kraju A, a w dużym – na spready w kraju B. Informacja idiosynkratyczna dominuje zatem spready w kraju A, a w kraju B – w zasadzie nie ma dla spreadów znaczenia. Pojawienie się na rynku nowej informacji zawartej w globalnym komponentie C zasadniczo nie wywoła wzrostu korelacji między spreadami SCDS krajów A i B. Sytuacja ta została przedstawiona na Wykresie 4.1, który ilustruje współczynniki korelacji liniowej w ruchomym oknie 100 obserwacji między symulowanymi spreadami SCDS. Jeżeli spready SCDS jednego z krajów cechują się niską wrażliwością na czynnik globalny, a drugiego kraju – wysoką,

⁵⁶ Podane wielkości są rozumiane jako współczynnik determinacji R^2 .

to korelacja między nimi jest niewielka i bliska zeru. Jeżeli natomiast spready obydwu krajów są wysoce wrażliwe na czynnik globalny, wówczas korelacja między nimi jest dodatnia i znacząca.

Wykres 4.1. Kroczące współczynniki korelacji Pearsona przy różnej wrażliwości symulowanych spreadów SCDS jednego z krajów na czynnik globalny.



Uwagi: Wykres przedstawia trzy scenariusze: 1) zwroty SCDS kraju A mają niską wrażliwość na czynnik globalny, a zwroty kraju B – wysoką, 2) zwroty SCDS obydwu krajów mają wysoką wrażliwość na czynnik globalny, 3) w połowie próby następuje zmiana strukturalna we wrażliwości zwrotów SCDS kraju A z niskiej na wysoką, a spready kraju B mają wysoką wrażliwość przez cały czas. W każdym scenariuszu spready dla kraju A, B i czynnik globalny są symulowane 100 razy, długość każdego symulowanego szeregu czasowego wynosi 1000 obserwacji a wielkość współczynnika korelacji dla zmian w kroczącym oknie 100 obserwacji jest uśredniana. Modele dla spreadów SCDS są dane równaniami: $SCDS_{i,t} = SCDS_{i,t-1} + LOK_{i,t} + \beta_i \cdot GLOB_t$, gdzie $i=[A,B]$. Wartości zmiennych LOK i GLOB symulowane z rozkładów normalnych standaryzowanych $N(0,1)$. Zakłada się, że cała losowość w modelu pochodzi od czynnika globalnego i lokalnego. Startowa wartość spreadów SCDS wynosi 500. Niska wrażliwość: $\beta_i = 0,1$, wysoka wrażliwość: $\beta_i = 0,9$.

Źródło: Opracowanie własne.

Z rozważanym zagadnieniem należy również łączyć zmiany strukturalne w modelu determinacji spreadów SCDS. Komponent globalny C może przykładowo zmieniać w czasie swój udział w determinacji spreadów w kraju A. Jeżeli w danym okresie udział komponentu C w determinacji spreadów dla krajów A i B jest wysoki, to nowa informacja zawarta w komponentie C będzie implikowała wzrost powiązań między spreadami. Na Wykresie 4.1. zjawisko to zostało przedstawione jako zmiana parametrów modelu determinacji spreadów dla jednego z krajów w połowie próby. W pierwszej części próby wrażliwość na komponent

globalny jest niewielka, w drugiej – wysoka. Skutkiem tej zmiany strukturalnej jest wzrost współczynnika korelacji z bliskiego zera do zdecydowanie dodatniego, który następuje w połowie próby.

Ujęcie bezwzględne wagi charakteru napływającej informacji globalnej odnosi się natomiast do skali tej informacji. Przy założeniu równej wrażliwości spreadów w kraju A i B na komponent C (np. wielkość współczynnika kierunkowego w równaniu opisującym wielkość spreadu), duża skala nowej informacji w komponencie C wiąże się z większymi powiązaniem między spreadami, niż mała skala nowej informacji. W konsekwencji powiązania wzrastają, jeżeli dany czynnik globalny staje się bardziej znaczący, podczas gdy wcześniej pozostawał nieaktywny. Zjawisko to zobrazowano na Wykresie 4.2. Przy danej wrażliwości spreadów SCDS obydwu krajów na czynnik globalny, większa skala napływającej informacji powoduje wzrost powiązań między spreadami. W szczególności 20-krotny wzrost skali informacji globalnej powoduje wzrost korelacji w ruchomym oknie 100 obserwacji z umiarkowanej do znaczącej.

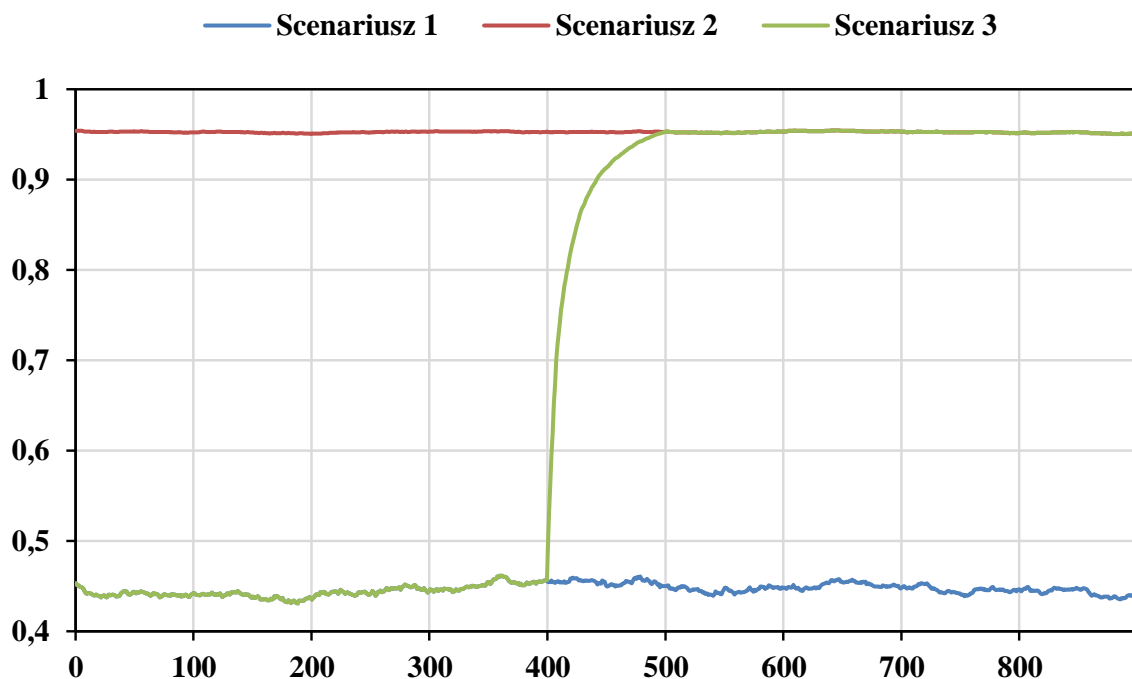
Na rynku swapów ryzyka kredytowego znaczenie komponentu globalnego wyceny jest szczególnie duże, co potwierdzają liczne analizy czynnikowe (m.in. [Adam 2013a], [Longstaff i in. 2011], [Berndt i Obreja 2010]). Czynnik globalny, który objaśnia największą część zmienności spreadów CDS, jest identyfikowany przez Berndta i Obreję [2010] jako ryzyko katastrofy ekonomicznej, w której najbardziej bezpieczna (ang. *super-senior*) transza indeksu CDS osiąga stratę.

Podsumowując, dotychczasowe rozważania sugerują, że napływ na rynek informacji idiosynkratycznych⁵⁷ powinien skutkować spadkiem powiązań⁵⁸, a napływ informacji o charakterze globalnym (dotyczącym co najmniej podmiotów A i B) powinien skutkować wzrostem powiązań, przy założeniu, że zmiany spreadów są wynikiem zmian jedynie czynnika globalnego i lokalnego. Wzrost ten powinien być większy wtedy, gdy udział komponentu globalnego wyceny w spreadach wystawionych na kraje A i B jest wysoki lub skala nowej informacji w komponencie globalnym jest duża.

⁵⁷ Wydaje się, że stosownym założeniem powinien być tu również brak korelacji między informacjami idiosynkratycznymi dotyczącymi obydwu krajów.

⁵⁸ W szczególności, jeżeli tylko czynnik globalny determinuje spready, wówczas powiązania mogą nie ulec zmianie.

Wykres 4.2. Kroczące współczynniki korelacji Pearsona między zwrotami symulowanych spreadów SCDS przy różnej skali czynnika globalnego.



Uwagi: Wykres przedstawia trzy scenariusze: 1) mała skala czynnika globalnego, 2) duża skala czynnika globalnego, 3) w połowie próby następuje zmiana strukturalna: zmienia się skala GLOB z małej na dużą. W każdym scenariuszu spready dla kraju A, B i czynnik globalny są symulowane 100 razy, długość każdego symulowanego szeregu czasowego wynosi 1000 obserwacji a wielkość współczynnika korelacji dla zmian w kroczącym oknie 100 obserwacji jest uśredniana. Modele dla spreadów SCDS są dane równaniami: $SCDS_{i,t} = SCDS_{i,t-1} + LOK_{i,t} + 0,9_i \cdot GLOB_t$, gdzie $i=[A,B]$. Wartości zmiennej LOK symulowane z rozkładu normalnego standaryzowanego $N(0,1)$. Zakłada się, że cała losowość w modelu pochodzi od czynnika globalnego i lokalnego. Wartości zmiennej GLOB symulowane z rozkładu normalnego $N(0,1)$ przy małej skali lub $N(0,20)$ przy dużej skali. Startowa wartość spreadów SCDS wynosi 500.

Źródło: Opracowanie własne.

Powyższe konstatacje nie uwzględniają jednak przypadków przenoszenia się kryzysów między krajami, zarówno tych o charakterze idiosynkratycznym dla danego kraju A, jak i zewnętrznych wobec krajów A i B. Celowym jest zatem wskazanie kanałów, którymi może następować przenoszenie zmienności między aktywami. Należy jednocześnie podkreślić, że część z tych kanałów określana jest w literaturze przedmiotu mianem fundamentalnych, a część – niefundamentalnych. Przykład tych ostatnich mogą stanowić techniczne uwarunkowania rynku, efekty popytowo-podażowe, czy też portfelowe, które, mimo braku uzasadnienia teoretycznego, mogą okresowo przyczyniać się do zmian w powiązaniach między aktywami. Ważną rolę pełni tutaj mechanizm kształtowania się oczekiwań i interpretacji napływających na rynek, a także wcześniej dostępnych, informacji.

Wzrost powiązań o charakterze zarażania (por. Podrozdział 4.2) może wystąpić nawet wtedy, gdy pojawia się informacja idiosynkratyczna, gdyż inwestorzy mogą dokonać

reinterpretacji fundamentów drugiego kraju, mimo iż nie uległy one zmianie, bądź też zmniejszyć się może apetyt inwestorów na ryzyko. Kryzysy występują wówczas na zasadzie samospełniających się prognoz i równowagi plam słonecznych [Masson 1999]. Oczekiwania inwestorów są koordynowane przez zewnętrzną, niefundamentalną, zmienną⁵⁹. W rezultacie zmienność instrumentu wzrasta ponad zmienność związaną z fundamentami, a kanały makroekonomiczne są niewystarczające dla jej wyjaśnienia, gdyż ich działanie wymaga dłuższego czasu. O ile celem niniejszej pracy jest zbadanie współzależności i występowania zarażania na rynku SCDS wystawionych na polskie obligacje skarbowe, to stopień skomplikowania tematu nie pozwala na głębsze rozważania odnośnie kanałów, którymi zmiany ulegają przenoszeniu, a tym samym określenia ich rodzaju (fundamentalne, bądź nie). Stąd w dalszej części podrozdziału abstrahuje się od określenia rodzaju kanału przenoszenia zmian, a w kolejnych podrozdziałach nie uwzględnia się kanałów przenoszenia zmian w badaniu powiązań między spreadami SCDS.

Systematyzacji zagadnienia kanałów rozprzestrzeniania się zmian dokonał Pritsker [2001]. Można przyjąć, że występują dwa rodzaje szoków, które mogą być transmitowane między podmiotami gospodarczymi. Pierwszym rodzajem są szoki specyficzne dla pośredników finansowych, w szczególności banków. Można je traktować jako szoki idiosynkratyczne dla tych podmiotów. Drugim rodzajem są szoki realne. Występują one zarówno w sferze realnej gospodarki, jak i w sektorze finansowym. Według autora wzrost współzależności między aktywami poszczególnych krajów może stanowić efekt jednej z trzech następujących sytuacji:

1. Jednoczesne niezależne wystąpienie szoku w obydwu krajach. W nomenklaturze z początku podrozdziału odpowiada to jednoczesnemu, nieskorelowanemu ujawnieniu się informacji idiosynkratycznej w obydwu krajach.
2. Wystąpienie szoku o charakterze globalnym, który dotyka obydwu kraje. Autor nazywa to zjawisko, za Massonem [1999], efektem monsunowym. Odpowiada ono czynnikowi globalnemu z wcześniejszej części podrozdziału.
3. Wystąpienie szoku w jednym z krajów i przeniesienie się go do drugiego kraju. Autor nazywa ten efekt zarażaniem.

W Tabeli 4.1 przedstawiono kanały, którymi może następować przenoszenie się szoków realnych między krajami lub aktywami finansowymi. Podstawowy, pierwszy kanał

⁵⁹ Farmer [2015] przedstawia ten mechanizm obrazowo jako kierowanie się przy podejmowaniu decyzji inwestycyjnych przez podmioty A i B opiniami guru inwestycyjnego W.

uwzględnia bezpośrednie powiązania handlowe między krajami. Szok popytowy w jednym kraju zostanie uwzględniony w cenach aktywów tego kraju i kraju powiązanego handlem bilateralnym lub uczestniczącego w globalnym łańcuchu wartości dodanej. Przykładem działania tego kanału może być też atak spekulacyjny na walutę kraju A, który doświadczył szoku w sferze realnej gospodarki i rozważa dewaluację. Działanie to spowodowałoby pogorszenie się konkurencyjności kraju B, stąd presja na walutę kraju B, potencjalnie w formie ataku spekulacyjnego.

Tabela 4.1. Kanały transmisji szoków realnych.

Nr kanału	Ścieżka transmisji	Typ kanału
1	$SR_A \rightarrow SR_B$	Realny
2	$SR_A \rightarrow Bank_C \rightarrow SR_B$	Wspólny pożyczkodawca
3	$SR_A \rightarrow Bank_C \rightarrow Bank_D \rightarrow SR_B$	Przenoszenie przez banki
4	$SR_A \rightarrow Bank_C \rightarrow RF_B \rightarrow SR_B$	Interakcja banków i rynków finansowych
5	$SR_A \rightarrow RF_A \rightarrow Bank_C \rightarrow SR_B$	Interakcja rynków finansowych i banków
6	$SR_A \rightarrow RF_A \rightarrow NURF_D \rightarrow RF_B \rightarrow SR_B$	Finansowy z udziałem NURF
7	$SR_A \rightarrow RF_A \rightarrow Bank_C \rightarrow RF_B \rightarrow SR_B$	Finansowy z udziałem banków

Uwagi: SR – sektor realny, RF – rynek finansowy, NURF – niebankowy uczestnik rynku finansowego, indeksy A,B,C,D oznaczają różne kraje.

Źródło: Pritsker [2001].

Drugi kanał operuje poprzez pożyczkodawcę wspólnego dla dwóch krajów. Szok realny w kraju A odbija się na pozycji kapitałowej banku operującego w tym kraju, który w konsekwencji decyduje się na zmniejszenie akcji kredytowej lub kompozycji portfela kredytowego w kraju B.

Trzeci kanał uwzględnia powiązania między bankami. Bank C, który nie operuje bezpośrednio w kraju B, doświadczając problemów w kraju A, wycofuje depozyty z banku D, który z kolei jest zmuszony do dostosowania swojego portfela w kraju B. Kolejne dwa kanały uwzględniają interakcje pożyczkodawców i rynków finansowych. W kanale czwartym bank C jest istotnym uczestnikiem rynku finansowego w kraju B. Problemy w kraju A skłaniają bank do redukcji zaangażowania na rynku finansowym kraju B, co przekłada się na sferę realną gospodarki w kraju B. W kanale piątym źródłem problemów jest rynek finansowy kraju A, na którym bank C jest zaangażowany. Straty z tym związane skłaniają bank do redukcji akcji kredytowej w kraju B. Modyfikacja tego kanału uwzględnia fakt globalizacji rynków finansowych. Bank lub inny uczestnik rynku finansowego może być właścicielem danego waloru. Straty związane z jego wyceną mogą być więc odczuwalne w bilansach wielu uczestników rynku, mogą przekładać się na kapitał banku, a ograniczenia regulacyjne

wysokość dźwigni finansowej mogą wywoływać konieczność wyprzedaży aktywów w procesie delewarowania. Ten kanał bywa nazywany w literaturze przedmiotu bilansowym [Kiyotaki i Moore 2002].

W kanałach szóstym i siódmym odpowiednio niebankowe podmioty i banki uczestniczą w rynkach finansowych krajów A i B. Straty na jednym z rynków powodują dostosowania na drugim rynku i tym samym transmisję szoku z kraju A do kraju B.

Szczególne znaczenie dla aktywów finansowych mają kanały związane z funkcjonowaniem rynków finansowych. Pritsker [2001] wskazuje w tym kontekście na następujące kanały:

1. Kanał skorelowanej informacji, który polega na tym, że wycena aktywów finansowych w krajach A i B zależy od wspólnego, globalnego czynnika C. Kanał ten został przybliżony na początku podrozdziału jako czynnik globalny.
2. Kanał równoważenia (ang. *rebalancing*) struktury portfelowej. Związany jest on z prostą lub bardziej zaawansowaną strategią inwestycyjną polegającą na utrzymywaniu określonej struktury przedmiotowej portfela inwestycyjnego. Spadki występujące tylko na rynku A powodują wzrost udziału w portfelu aktywów A kosztem aktywów B. Zrównoważenie portfela wymaga zakupu instrumentu A i sprzedaży instrumentu B. Proces równoważenia powoduje przeniesienie się początkowego ujemnego szoku z rynku A na rynek B. W podobny sposób oddziałuje implementacja przez uczestników rynku strategii inwestycyjnych opartych na pewnych sygnałach. Spadki na jednym z rynków mogą stanowić sygnał do sprzedaży na innych rynkach. Inną przyczyną może być wystąpienie szoku płynnościowego w odniesieniu do danego uczestnika rynku, który zmusza go do proporcjonalnego zmniejszenia zaangażowania na rynkach A i B [Longstaff i in. 2011]. Przykładem takiego negatywnego szoku może być *margin call*, czy wycofywanie środków z funduszy inwestycyjnych.
3. Kanał równoważenia ekspozycji na czynniki ryzyka (ang. *cross-market rebalancing* lub *hedging*), w którym przenoszenie zmian występuje na skutek równoważenia portfeli inwestycyjnych konstruowanych w oparciu o ekspozycję na różne czynniki ryzyka. Możliwym jest, żeby szok przeniósł się między krajami nie posiadającymi

wspólnych czynników ryzyka, o ile posiadają one wspólny czynnik ryzyka z krajem trzecim⁶⁰.

4. Kanał związany z szokami dla bogactwa (ang. *wealth shocks*), który funkcjonuje podobnie jak w przypadku wystąpienia szoku płynnościowego w kanale równoważenia struktury portfelowej. Jeżeli podmioty charakteryzują się malejącą funkcją awersji do ryzyka względem bogactwa, to negatywny szok dla bogactwa danego podmiotu powoduje wzrost awersji do ryzyka i dostosowanie portfela pod postacią wyprzedaży ryzykownych aktywów. Aktywa o podobnym profilu ryzyka wykazują wzrost powiązań.

Cechą wspólną kanałów 2-4 jest to, że wzrost współzależności lub zarażanie między aktywami A i B występuje na skutek aktywności inwestycyjnej uczestników rynku. Dzieje się to niezależnie od tego, czy rzeczony aktywa charakteryzują się powiązaniem fundamentalnymi. Korelacja w cenach jest tym samym skutkiem jedynie skorelowanego handlu lub pozycji [Engle 2009].

Ważną grupą kanałów oparta jest na frykcjach rynkowych, które można określić jako związane z heterogenicznością inwestorów:

1. Kanał związany ze zjawiskiem przywiązania inwestorów do krajowego rynku finansowego (ang. *home bias*). Z jednej strony można argumentować, że mniejsza skłonność do dywersyfikacji geograficznej portfeli powinna zapobiegać rozprzestrzenianiu się szoków. Z drugiej jednak strony, większa skłonność do dywersyfikacji pozwala zmniejszyć straty, kiedy szok już obejmie krajowe aktywa finansowe. Dzieje się tak dlatego, że inwestor otrzyma pewną część dochodów z aktywów zagranicznych. Shinagawa [2014] przekonuje, że na rynku obligacji skarbowych większe znaczenie ma pierwszy z efektów, co stanowi argument za tym, żeby w krajach o dużym rynku papierów skarbowych kłaść większy nacisk na regulacje ostrożnościowe.
2. Kanał oparty na koszykowym stylu inwestowania. Barberis i Shleifer [2003] oraz Barberis, Shleifer i Wurgler [2005] wskazują, że wielu inwestorów najpierw grupuje aktywa w kategorii, na przykład zgodnie z podziałem sektorowym gospodarki,

⁶⁰ Załóżmy, że aktywa kraju A posiadają ekspozycję na czynnik ryzyka RF1, aktywa kraju B – RF1 i RF2, a kraju C – RF2. Negatywny szok na rynku A powoduje wyprzedaż poinformowanych uczestników na tym rynku. Zmniejsza się jednak ich ekspozycja na RF1. Kupują oni więc aktywa kraju B, by zwiększyć ekspozycję na RF1. Powoduje to jednak efekt uboczny w postaci wzrostu ekspozycji na RF2. W celu zmniejszenia ekspozycji na RF2 uczestnicy rynku sprzedają aktywa kraju C. Ostatecznym efektem jest spadek cen aktywów A i C przy wzroście cen aktywa B [Kodres i Pritsker 2002].

a następnie alokuje środki na poziomie kategorii, a nie indywidualnych aktywów. Wynika to z dwóch głównych powodów: uproszczenia procesu decyzyjnego oraz tendencji do oceny zarządzających funduszami przez inwestorów za pomocą benchmarkowania. Przy założeniu korelacji w zachowaniu inwestorów i ich braku neutralności względem ryzyka, przenoszenie środków między kategoriami powoduje wzrost współzależności w ramach kategorii w postaci wspólnego czynnika. Powoduje to powiązania między aktywami, które nie wynikają ze wspólnych ich fundamentów (na przykład korelacji w przepływach finansowych). Zaklasyfikowanie aktywa do danego koszyka powoduje wzrost korelacji jego wyceny z wyceną aktywów w koszyku. Można wskazywać, że w ujęciu globalnym inwestorzy kierują się kryteriami geograficznymi – kategorie regionalne, wielkości rynku – czy też pewnego rodzaju fundamentami (na przykład wielkość krajowej stopy procentowej). Powiązania regionalne między spreadami SCDS są potwierdzone przez Adama [2013a] oraz Huanga, Chena i Shena [2014].

3. Kanał preferowanego habitatu, który można traktować jako uogólnienie kanału *home bias*. Część inwestorów inwestuje tylko w określonym podzbiornie aktywów. Wpływ mają na to koszty transakcyjne, międzynarodowe restrykcje w przepływie kapitału lub ograniczona informacja. Wraz ze zmianami awersji do ryzyka, czy też płynności, inwestorzy zmieniają ekspozycję na aktywa w określonym habitacie. Zgodnie z tym kanałem, czynniki wspólne dla aktywów w danym habitacie są indukowane przez pewne grupy inwestorów, na przykład inwestorów indywidualnych i instytucjonalnych.
4. Kanał zróżnicowanej dyfuzji informacji, zgodnie z którym poszczególne grupy aktywów różnią się szybkością uwzględnienia informacji w cenach [Barberis, Shleifer i Wurgler 2005]. Niektóre aktywa mogą być bardziej płynne od innych lub być utrzymywane przez inwestorów posiadających szybszy dostęp do informacji.

W ostatnich latach zaproponowane zostały także wyjaśnienia występowania współzależności i zarażania specyficzne dla rynku ryzyka kredytowego. Rynek SCDS jest zdominowany przez dużych inwestorów instytucjonalnych. Znaczna większość wartości nominalnej CDS (90%) znajduje się w księgach 14 największych światowych dealerów. Frykcja ta według Antona, Mayordomo i Rodriguez-Moreno [2015] powoduje znacznie większe powiązania między spreadami poszczególnych kontraktów, niż wynikałoby to z fundamentów wyceny. Według autorów istotnym kanałem przenoszenia zmian jest presja

popytowa dealerów, zwłaszcza banków, posiadających portfel swapów, w celu sprostania regulacyjnym wymogom kapitałowemu. Presja popytowa prowadzi do jednoczesnego wzrostu spreadów krajów.

W modelu Arellano i Bai [2014] niewypłacalność jednego z krajów pociąga za sobą niewypłacalność drugiego kraju. Kraje te są połączone kanałem wspólnego pożyczkodawcy. Jednoczesna niewypłacalność obydwu krajów oraz wysoka korelacja ich spreadów kredytowych są konsekwencją tego, że jednoczesne negocjacje krajów z pożyczkodawcami pozwalają osiągnąć większą redukcję zadłużenia. Pożyczkodawcy nie mają bowiem wówczas możliwości dalszej współpracy z drugim krajem, który również ulega niewypłacalności, podczas gdy w przypadku pojedynczej niewypłacalności alternatywą jest kontynuacja współpracy z drugim krajem.

Atrakcyjność wspólnej niewypłacalności jest amplifikowana przez fakt, zgodnie z którym niewypłacalność jednego kraju podnosi koszty obsługi długu pozostałych krajów. Wśród przyczyn ostatniej prawidłowości można wskazać między innymi ogólną niechęć pożyczkodawców do rolowania długu w okresie kryzysowym [Cole i Kehoe 2000] oraz żądanie wysokich dochodowości rolowanego długu jako wynagrodzenia postrzeganych wyższych prawdopodobieństw niewypłacalności [Lorenzoni i Werning 2013]. Wzrost współzależności jest jednak skutkiem zmiany awersji do ryzyka inwestorów *per se*, a nie skutkiem zmiany oceny wiarygodności kredytobiorcy [Pan i Singleton 2008]. Wymienione tendencje mogą w konsekwencji powodować występowanie samospełniających się prognoz. Utracie zaufania inwestorów do kraju niedotkniętego bezpośrednio niewypłacalnością sprzyja ekspozycja tego kraju na kraj bankrutujący [González-Hermosillo i Johnson 2014].

4.2. Rozróżnienie między współzależnością a zarażaniem.

Spready SCDS mogą charakteryzować się różnymi powiązaniem. Stwierdzenie to ma ogólną naturę z co najmniej trzech względów. Po pierwsze, nie precyzuje, którego momentu rozkładów spreadów SCDS dotyczą rzeczzone powiązania. Po drugie, nie wskazuje na definicję i wielkość powiązań. Po trzecie, stwierdzenie nie wskazuje, czy powiązania są stabilne i czy wykazują zmienność w czasie.

Najczęściej problem powiązań rozważany jest w kontekście momentów pierwszego lub drugiego rzędu rozkładów, czyli odpowiednio średnich lub wariancji. Wynika to z faktu, że uczestnicy rynku są zainteresowani przede wszystkim wielkością ryzyka kredytowego, którą obrazuje średnia rozkładu, a także niepewnością wokół tego poziomu, którą obrazuje

zmiennosc. Momenty wyzszych rzędów nie są nazbyt często przedmiotem analizy wielowymiarowej⁶¹. W rozprawie bada się powiązania w pierwszym momencie rozkładów.

W kontekście wielkości powiązań w niniejszej pracy przyjmuje się, że kluczowe jest rozróżnienie między dwoma zjawiskami. Pierwszym jest przenoszenie zmian (ang. *spillovers*). Jako synonim tego pojęcia traktuje się współzależność (ang. *interdependence, interconnectedness*) i współbieżność (ang. *comovement*). Drugim zjawiskiem jest zarażanie (ang. *contagion*). W ogólnym ujęciu przenoszenie zmian i zarażanie dotyczą problemu podobnego kształtowania się spreadów SCDS wystawionych na różne podmioty referencyjne. Bardziej dogłębna analiza problemu może uwzględniać między innymi:

- znaczenie kanałów, za pomocą których rozprzestrzeniają się zmiany, w szczególności w kontekście podmiotów lub czynników trzecich, na przykład globalnych, które mogą stanowić źródło szoków dla spreadów SCDS,
- znaczenie faktu wystąpienia kryzysu w jednym z krajów, na który wystawiony jest dany kontrakt SCDS,
- wielkość powiązania.

Kategoria zarażania jest w literaturze przedmiotu najczęściej rozumiana jako powiązania o niestandardowym, nadzwyczajnym lub nadmiernym charakterze. W tym aspekcie pomocnym może być rozważenie następującego modelu [Pritsker 2001]:

$$s_i = \alpha_i + \beta_i f + u_i \quad 4.1$$

gdzie s_i – spread kredytowy kraju i , f – zbiór czynników wspólnych dla spreadów SCDS wszystkich krajów (czynnik globalny), u_i – reszty. Korelację reszt u_i między spreadami różnych krajów można interpretować jako zarażanie, gdyż jest to współbieżność nie wynikająca z czynników fundamentalnych, a tym samym ma postulowany nadzwyczajny charakter. Należy jednocześnie zwrócić uwagę, że model 4.1 uwzględnia tylko znane badaczowi czynniki fundamentalne, stąd jest szczególnie narażony na błędy w specyfikacji.

Pericoli i Sbracia [2003] podają pięć najczęściej stosowanych w badaniach empirycznych definicji zarażania:

1. Zarażanie to znaczny wzrost prawdopodobieństwa wystąpienia kryzysu w jednym kraju, pod warunkiem wystąpienia kryzysu w drugim kraju. Należy zwrócić uwagę, że w powyższej definicji nie mają znaczenia czynniki wywołujące zarażanie, ani kanały

⁶¹ W przypadku analizy jednowymiarowej, dotyczącej jednej zmiennej, częściej analizuje się momenty wyższych rzędów – kurtozę, czy skośność.

zarażania. Będą z nią zgodne tym samym przypadki, kiedy zarażanie występuje na skutek szoków dotyczących jednocześnie wiele krajów (wspólny, globalny czynnik), jak i zarażanie na skutek powiązań handlowych, czy nieracjonalnych decyzji podmiotów gospodarczych.

2. Zarażanie ma miejsce wtedy, gdy zmienność cen aktywów przenosi się z jednego kraju do drugiego. Zmienność jest często interpretowana jako miara niepewności rynkowej, stąd zarażanie w definicji tej można interpretować jako rozprzestrzenianie się niepewności na globalnych rynkach finansowych. W definicji tej nie ma również znaczenia, czy jednoczesny wzrost zmienności występuje na skutek normalnej, aczkolwiek podwyższonej współzależności, czy też jest rezultatem zmiany strukturalnej dotyczącej powiązania między krajami.
3. Zarażanie występuje wówczas, gdy współbieżność cen aktywów nie może zostać wyjaśniona za pomocą fundamentów. Definicja ta stoi w opozycji do poprzedniej w tym sensie, że kładzie nacisk na wskazanie zbioru fundamentów, który musi być kontrolowany w celu wykluczenia zarażania. Problem komplikują ponadto badania, które rozróżniają zarażanie fundamentalne, oddziałujące przez czynniki globalne, kanały handlowe czy też finansowe od zarażania niefundamentalnego, które nie może być w taki sposób wyjaśnione i wymaga uwzględnienia dodatkowych aspektów (w kontekście równania 4.1 – dodatkowego wektora g), takich jak zachowania stadne wśród inwestorów [Calvo, Leiderman i Reinhart 1996].
4. Zarażanie to znaczny wzrost współbieżności cen lub ilości między rynkami, pod warunkiem wystąpienia kryzysu na jednym rynku lub w grupie rynków. Definicja ta obejmuje pojęcie zarażania jako *nadmiernej* współbieżności w odniesieniu do pewnego standardu. Kluczowym jest tutaj odgraniczenie *normalnej* współbieżności na skutek zwykłej współzależności od czynnika globalnego od *nadmiernej* współbieżności występującej na skutek zmian strukturalnych, czyli właśnie zarażania. Przykładem zastosowania tej definicji jest badanie Forbes i Rigobona [2002], gdzie zarażanie zdefiniowano jako *istotny* wzrost współbieżności między rynkami po wystąpieniu szoku na jednym z nich.
5. Zarażanie ma miejsce wówczas, gdy kanał transmisji ulega zmianie (w szczególności nasila się) na skutek szoku na jednym z rynków. Kanały transmisji mogą w szczególności uaktywniać się tylko podczas okresów kryzysowych.

Warto zwrócić uwagę na to, że hołdowanie definicjom zarażania opartym o filtrowanie szeregów czasowych względem pewnego zbioru globalnych czynników fundamentalnych niesie za sobą ryzyko pominięcia istotnych czynników lub kanałów transmisji [Pritsker 2001]. Wśród ekonomistów nie ma zgody odnośnie tego, jak przedstawia się wystarczający zbiór fundamentów mogących stanowić regresory f w równaniu 4.1 i mimo znacznego rozwoju literatury przedmiotu na temat zarażania należy zachować sceptycyzm względem stanowiska, że badacz zna zbiór f .

Wskazane wyżej definicje zarażania są najpopularniejszymi w literaturze przedmiotu i nie wyczerpują całego spektrum definicji. Dla przykładu, Dungey i Martin [2007] odróżniają zarażanie od przenoszenia zmian na podstawie opóźnienia czasowego zależności między szokami na jednym runku a reakcją na drugim rynku. Przenoszenie zmian autorzy określają jako współbieżność w okresie t w rezultacie wystąpienia szoków w okresie $t-1$, a zarażanie – jako współbieżność natychmiastową (reakcja w okresie t na szoki w okresie t). Dla Pritskera [2001] każde przenoszenie się szoku między krajami jest zarażaniem, niezależnie od wielkości współzależności, jej wzrostu, czy opóźnienia czasowego. Trudno jest tym samym polemizować ze stwierdzeniem, że definicji zarażania jest tyle, ilu jest badaczy zajmujących się problemem.

W niniejszej pracy za wyróżnik zarażania względem współzależności przyjmuje się znaczącą różnicę w powiązaniu między spreadami kredytowymi, głównie w kontekście różnych kwantyli rozkładów. Ogólnie rzecz ujmując, zarażanie ma miejsce wtedy, gdy obserwowana jest większa współzależność przy ekstremalnie dużych zmianach na rynku ryzyka kredytowego, czyli w górnym i dolnym ogonie rozkładu stóp zwrotu spreadów SCDS, względem współzależności w normalnych uwarunkowaniach rynkowych, gdy spready ulegają niewielkim zmianom, czyli w centralnej części rozkładu stóp zwrotu spreadów SCDS. Operacjonalizacji powyższej definicji i umiejscowienia jej w kontekście definicji Pericoliego i Sbracii [2003] za pomocą odpowiednich miar współbieżności dokonano w Podrozdziale 4.3.

4.3. Wybrane metody badania powiązań.

Badanie przenoszenia się zmian między aktywami finansowymi za pomocą metod ilościowych może być realizowane na wiele sposobów, co wynika z mnogości definicji problemu i bogactwa instrumentarium statystyczno-ekonometrycznego dostępnego badaczowi. W rozprawie korzysta się z odmiennych metod w celu weryfikacji hipotez

pomocniczych H6-H8. Weryfikacji hipotez towarzyszy analiza odporności, która zwiększa zaufanie względem osiągniętych rezultatów.

Hipoteza H6 głosi, że występuje istotna korelacja spreadów SCDS polskich obligacji skarbowych ze spreadami SCDS innych krajów, choć jest ona w dużej mierze pochodną oddziaływania czynnika globalnego. Weryfikacja hipotezy pomocniczej została oparta na kalkulacji współczynnika korelacji Spearmana oraz testowaniu istotności statystycznej powiązań. Analiza odporności polega na kalkulacji współczynnika korelacji, tak bezwarunkowego, jak i warunkowanego czynnikiem globalnym (tzw. korelacja cząstkowa).

Hipoteza H7 głosi, że występuje istotny efekt zarażania między spreadami SCDS dla innych krajów i spreadami SCDS dla Polski. Jest on największy w grupie SCDS krajów wchodzących w skład tego samego koszyka SCDS. Weryfikacja hipotezy pomocniczej została przeprowadzona z wykorzystaniem dwóch metod. Pierwsza metoda jest oparta na regresji kwantylowej, która umożliwia oszacowanie współzależności w różnych kwantylach rozkładów zmiennych losowych, odpowiadających uwarunkowaniom małych, bądź dużych zmian na rynku, a następnie na testowaniu różnic między zależnością w poszczególnych kwantylach. Druga metoda wykorzystuje funkcje łączące rozkłady jednowymiarowe, zwane również kopulami, w celu oszacowania współczynników ogonowych obrazujących prawdopodobieństwo wystąpienia ekstremalnie dużej zmiany na jednym rynku pod warunkiem wystąpienia ekstremalnie dużej zmiany na drugim rynku. Zastosowanie dwóch alternatywnych metod badania jest podyktowane szczególnym znaczeniem problemu zarażania dla uczestników rynku i stabilności finansowej. Stanowi ponadto element analizy odporności wyników.

Hipoteza H8 głosi, że powiązania między spreadami SCDS wykazują tendencję do wzrostu w okresach kryzysowych i do spadku w normalnych uwarunkowaniach rynkowych. Jej weryfikacja została przeprowadzona z użyciem metody indeksu przenoszenia (ang. *spillover index*) opartego na modelu wektorowej autoregresji. W dalszej części podrozdziału przybliżono istotne podstawy teoretyczne wybranych metod weryfikacji hipotez, za wyjątkiem metody regresji kwantylowej, która została przedstawiona w Rozdziale 2.

4.3.1. Korelacja rangowa Spearmana oraz współczynnik korelacji cząstkowej.

Miary korelacji rangowej pozwalają na ocenę współzmienności dwóch cech, których pomiaru dokonano poprzez przyporządkowanie rang [Kot, Jakubowski i Sokołowski 2011].

Jednym z najpopularniejszych współczynników korelacji rang jest współczynnik Spearmana, który określa się wzorem:

$$r_s = 1 - \frac{6 \cdot \sum_{i=1}^n (x_i^* - y_i^*)^2}{n \cdot (n^2 - 1)} \quad 4.2$$

gdzie: i – numer obserwacji, n – liczba obserwacji, x_i^* – ranga przyporządkowana i -tej realizacji zmiennej X , y_i^* – ranga przyporządkowana realizacji zmiennej Y . Współczynnik r_s przyjmuje wartości z przedziału $\langle -1; 1 \rangle$.

Wykorzystanie współczynnika danego wzorem 4.2 w analizie zmiennych finansowych wynika z poniższych zalet, których nie posiada klasyczny współczynnik korelacji liniowej Pearsona [Embrechts, McNeil i Straumann 2002]:

- mierzy zależność liniową, jak i nieliniową, monotoniczną,
- nie wymaga założenia normalności, czy też, szerzej, eliptyczności, odnośnie rozkładu zmiennych X i Y ,
- jest mniej wrażliwy od współczynnika Pearsona na odstępstwa od normalności, w tym grube ogony rozkładów, wynikające z dużej liczby obserwacji nietypowych, co związane jest z rangowaniem obserwacji,
- jest niewrażliwy na monotoniczne, ściśle rosnące przekształcenia zmiennych X i Y , co ma istotne znaczenie na przykład przy często stosowanej w przypadku zmiennych finansowych transformacji logarytmicznej.

Jak wskazano we wcześniejszych rozdziałach pracy, badane szeregi zmiennych finansowych charakteryzują się znacznymi odstępstwami od normalności. Jednocześnie istnieje uzasadnione przypuszczenie, że zależności między zmiennymi są nieliniowe. Stąd wykorzystanie w badaniu współzmienności współczynnika korelacji rangowej Spearmana wydaje się być bardziej uzasadnione, niż wykorzystanie współczynnika korelacji liniowej Pearsona.

Częstym problemem w analizie zmiennych finansowych jest współzależność dwóch zmiennych od zmiennej trzeciej, która może powodować występowanie pozornej korelacji zmiennych X i Y . Rozwiązaniem tego problemu może być zastosowanie współczynnika korelacji cząstkowej, którego podstawą obliczeń jest macierz współczynników korelacji prostych między zmiennymi:

$$r_{12.3} = - \frac{R_{12}}{\sqrt{R_{11}R_{22}}} \quad 4.3$$

gdzie R_{12}, R_{11}, R_{22} oznaczają dopełnienia algebraiczne odpowiednich elementów macierzy korelacji. Współczynnik dany równaniem 4.3 informuje o sile i kierunku związku korelacyjnego między zmiennymi o numerach 1 i 2 przy wyeliminowaniu wpływu zmiennej o numerze 3. Współczynnik ten również przyjmuje wartości z przedziału $\langle -1; 1 \rangle$ i może być obliczany na rangach zmiennych.

W równaniu 4.3 zakłada się, że zmienne o numerach 1 i 2 zależą od zmiennej 3. Założenie to wydaje się słuszne w przypadku badania powiązania spreadów SCDS po wyeliminowaniu czynnika globalnego, który odzwierciedla się w obydwu zmiennych. Alternatywą byłoby obliczanie współczynnika korelacji Spearmana na resztach z modelu regresji względem czynnika globalnego.

4.3.2. Współczynnik ogonowy kopuli dwuwymiarowej.

Jak wskazano wcześniej, współczynnik korelacji liniowej jest odpowiednim narzędziem mierzenia zależności między zmiennymi jedynie w przypadku, gdy łączny rozkład zmiennych jest eliptyczny. Przykładem takiego rozkładu jest wielowymiarowy rozkład normalny lub t -Studenta. Miarami zależności odpornymi na założenie o eliptycznym rozkładzie łącznym są miary oparte na funkcjach łączących, zwanych kopulami.

Z twierdzenia Skłara [1959] wynika, że dowolny rozkład wielowymiarowy może zostać przedstawiony w postaci składającej się z rozkładów brzegowych oraz funkcji je łączącej. Niech H będzie n -wymiarową dystrybuantą wektora losowego $X = (X_1, \dots, X_n)$ z dystrybuantami brzegowymi F_1, \dots, F_n . Wówczas istnieje n -wymiarowa kopuła C , taka, że dla każdego $x \in \bar{R}^{n62}$:

$$H(x_1, \dots, x_n) = C(F_1(x_1), \dots, F_n(x_n)) \quad 4.4$$

Jako że rozkład łączny zawiera pełną informację o rozkładach brzegowych, jak i kopuli, a rozkłady brzegowe tylko pełną informację o indywidualnym zachowaniu się zmiennych, to kopuła musi zawierać wyłącznie informację o strukturze zależności między zmiennymi. Ponadto, przy założeniu, że F_1, \dots, F_n są ciągłe, kopuła jest jednoznaczna i dla każdego $u \in [0, 1]^n$ prawdziwa jest równość:

$$C(u_1, \dots, u_n) = H(F_1^{-1}(u_1), \dots, F_n^{-1}(u_n)) \quad 4.5$$

gdzie F^{-1} jest określona jako:

⁶² W przyjętych oznaczeniach R oznacza zbiór liczb rzeczywistych $(-\infty, +\infty)$, natomiast przez \bar{R} oznacza się jego rozszerzoną wersję $[-\infty, +\infty]$.

$$F^{-1}(\alpha) = \inf\{x: F(x) \geq \alpha\} \quad 4.6$$

i oznacza uogólnioną funkcję odwrotną, zwaną funkcją kwantylową dystrybuanty F [Doman i Doman 2014].

Założenie o ciągłości rozkładów brzegowych jest wykorzystywane przy parametrycznych metodach szacowania kopuli. Niech $x = \{x_1, \dots, x_T\}$ oznacza T -wymiarowy wektor losowy o realizacjach $x_t = \{x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}\}$. Przy odpowiednich założeniach o rozkładzie łącznym, jego gęstość $h(x)$ jest iloczynem gęstości brzegowych f_i o parametrach α_i i gęstości kopuli c o parametrach θ [Patton 2006]:

$$h(x_t, \alpha, \theta) = \prod_{i=1}^n f_i(x_{it}, \alpha_i) \cdot c_\theta(F_1(x_{1t}, \alpha_1), \dots, F_n(x_{nt}, \alpha_n)) \quad 4.7$$

Z równania 4.6 wynika postać logarytmu funkcji wiarygodności będąca punktem wyjścia do estymacji modelu za pomocą metody największej wiarygodności (MNW). Powyższa formuła sugeruje także alternatywną, dwustopniową procedurę estymacji kopuli, zwaną metodą IFM (ang. *inference functions for margins*), która została zaproponowana przez Joego i Hu [1996]. Estymator IFM jest asymptotycznie normalny. Na metodę składa się odrębne szacowanie parametrów rozkładów brzegowych, a następnie parametrów kopuli warunkowo względem oszacowanych parametrów rozkładów brzegowych. W metodzie IFM w pierwszym kroku maksymalizowane są wyrażenia dla rozkładów brzegowych $\sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^n \log(f_i(x_{it}, \alpha_i))$ ze względu na α_i w celu otrzymania zmiennych przekształconych $\hat{u}_{it} = F_i(x_{it}, \hat{\alpha}_i)$, które mają rozkład jednostajny, a następnie maksymalizowane jest wyrażenie dla kopuli $\sum_{t=1}^T \log(c_\theta(\hat{u}_{1t}, \dots, \hat{u}_{nt}))$ ze względu na θ . W rozprawie rozpatrywane są jedynie kopule dwuwymiarowe, które opisują zależności między dwiema zmiennymi, co spowodowane jest zainteresowaniem powiązań spreadów SCDS wystawionych na polskiej obligacje skarbowe ze spreadami innych krajów.

Pierwszym krokiem metody IFM jest specyfikacja rozkładów brzegowych i otrzymanie pseudozmiennych o rozkładzie jednostajnym. Można dokonać tego dwojako – za pomocą szacowania rozkładów parametrycznych, na przykład z rodziny ARMA-GARCH, bądź też przyjmując podejście nieparametryczne, w którym transformacji $\hat{u}_{it} = F_i(x_{it}, \hat{\alpha}_i)$, dokonuje się za pomocą dystrybuanty empirycznej $\hat{u}_{it} = \hat{F}_i(x_{it})$. Drugie z podejść jest niewrażliwe na problem błędnej specyfikacji modelu i jest stosowane w rozprawie.

W drugim kroku metody IFM z szerokiego zbioru najpopularniejszych kopul parametrycznych wybierana jest kopula najlepiej opisująca zależność między dwoma zmiennymi. Zbiór kopul-kandydatek zawiera m.in. kopulę niezależną, kopulę normalną,

jak i kopule dopuszczające możliwość asymetrycznych i nietrywialnych zależności ogonowych, które są wykorzystywane do wnioskowania o zarażaniu.

Definicja zarażania jest operacjonalizowana za pomocą współczynników ogonowych (ang. *tail dependence coefficient, TDC*) wprowadzonych przez Sibuyę [1959]. Opisuja one skłonność dwóch rynków do jednoczesnego gwałtownego załamania lub wzrostu, czyli są miarą zależności ekstremalnych między zmiennymi. Górny współczynnik ogonowy (λ_U) jest definiowany jako wartość graniczna prawdopodobieństwa tego, że jedna zmienna przekroczy wysoki kwantyl swojego rozkładu brzegowego (F_x) pod warunkiem, że druga zmienna również przekroczyła ten sam kwantyl swojego rozkładu brzegowego (F_y):

$$\lambda_U = \lim_{u \rightarrow 1^-} P(Y > F_y^{-1}(u) | X > F_x^{-1}(u)) \quad 4.8$$

przy założeniu, że granica w równaniu 4.8 istnieje.

Dolny współczynnik ogonowy (λ_L) jest definiowany jako wartość graniczna prawdopodobieństwa tego, że jedna zmienna przekroczy niski kwantyl swojego rozkładu brzegowego (F_x) pod warunkiem, że druga zmienna również przekroczyła ten sam kwantyl swojego rozkładu brzegowego (F_y):

$$\lambda_L = \lim_{u \rightarrow 0^+} P(Y \leq F_y^{-1}(u) | X \leq F_x^{-1}(u)) \quad 4.9$$

przy założeniu, że granica w równaniu 4.9 istnieje. Jeżeli górny lub dolny współczynnik ogonowy jest równy zero, wówczas odpowiednie wartości ekstremalne są niezależne, w przeciwnym wypadku mamy do czynienia z zarażaniem.

Ważną własnością współczynników ogonowych jest fakt, że do ich obliczenia nie jest potrzebna pełna znajomość rozkładu łącznego, a wystarczy znajomość kopuli. Zachodzi bowiem [Heilpern 2007]:

$$\lambda_U = \lim_{u \rightarrow 1^-} \frac{1 - 2u + C(u, u)}{1 - u} \quad 4.10$$

oraz dla dolnego współczynnika ogonowego:

$$\lambda_L = \lim_{u \rightarrow 0^+} \frac{C(u, u)}{u} \quad 4.11$$

Modelowanie zależności na rynkach finansowych za pomocą kopuli ma swoje zastosowania także w krajowym piśmiennictwie. W tym kontekście należy zwrócić uwagę między innymi na następujące pozycje: [Doman 2011] oraz [Jajuga i Papla 2005].

Tabela 4.2 przedstawia rozważane w rozprawie kopule parametryczne wraz z odpowiadającymi im współczynnikami ogonowymi. Można zauważyć, że kopulami, które

dopuszczają wystąpienie zarażania są kopule Claytona, Gumbela, wraz ze swoimi odwróconymi wariantami, t -Studenta, oraz Symetryzowana Joe-Claytona (SJC). Wybór pozostałych kopul, w tym normalnej, Placketta i Franka, implikuje narzucenie braku możliwości zarażania. Szczególnym przypadkiem jest kopula niezależna, która wskazuje na brak zależności na całej domenie rozkładu zmiennych.

Tabela 4.2. Funkcje łączące i odpowiadające im współczynniki ogonowe.

Kopula	$C(u, v)$	λ_L	λ_U
Normalna	$\Phi_\rho(\Phi^{-1}(u), \Phi^{-1}(v))$, gdzie Φ_ρ jest dwuwymiarową standaryzowaną dystrybuantą gaussowską ze współczynnikiem korelacji Pearsona ρ a Φ^{-1} jest odwrotnością dystrybuanty jednowymiarowego rozkładu brzegowego normalnego	0	
Claytona	$(u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1)^{-1/\theta}$, $\theta > 0$	$2^{-1/\theta}$	0
Odwrócona Claytona	$u + v - 1 + C(1 - u, 1 - v)$, gdzie C jest kopulą Claytona	0	$2^{-1/\theta}$
Placketta	$((1 + (\theta - 1)(u + v)) - \sqrt{(1 + (\theta - 1)(u + v))^2 - 4uv\theta(\theta - 1)}) / (2(\theta - 1))$, dla $0 < \theta \neq 1$, uv , dla $\theta = 1$	0	
Franka	$\frac{1}{\theta} \ln \left(1 + \frac{(e^{\theta u} - 1)(e^{\theta v} - 1)}{(e^\theta - 1)} \right)$, $\theta \neq 0$	0	
Gumbela	$\exp(-(-\ln u)^\theta + (-\ln v)^\theta)^{1/\theta}$, $\theta > 1$	0	$2 - 2^{1/\theta}$
Odwrócona Gumbela	$u + v - 1 + C(1 - u, 1 - v)$, gdzie C jest kopulą Gumbela	$2 - 2^{1/\theta}$	0
T-Studenta	$t_{v,r}(t_v^{-1}(u), t_v^{-1}(v))$, gdzie $t_{v,r}$ jest dwuwymiarową dystrybuantą rozkładu t -Studenta ze współczynnikiem korelacji r i v stopniami swobody, a t_v^{-1} jest odwrotnością jednowymiarowej dystrybuanty rozkładu t -Studenta z v stopniami swobody i współczynnikiem korelacji r	$2t_{v+1}(-\sqrt{(v+1)(1-r)}) / (1+r)$	
Symetryzowana Joe-Claytona (SJC)	$0,5 \cdot (C_{\tau^U, \tau^L}(u, v) + u + v - 1 + C_{\tau^L, \tau^U}(1 - u, 1 - v))$, gdzie $C_{\tau^U, \tau^L}(u, v) = 1 - \left\{ [(1 - (1 - u)^\kappa)^{-\gamma} + [(1 - (1 - v)^\kappa)^{-\gamma} - 1]]^{-1/\gamma} \right\}^{1/\kappa}$, dla $\kappa = 1/\log_2(2 - \tau^U)$, $\gamma = -1/\log_2(\tau^L)$, a $\tau^U, \tau^L \in (0, 1)$	τ^L	τ^U
Niezależna	uv	0	

Uwaga: θ oznacza parametr kopuli (por. równanie 4.7).

Źródło: [Heilpern 2007] i [Nelsen 2013].

Odpowiednim testem dobroci dopasowania oszacowanej metodą IFM kopuli jest test Genesta i Rémillarda [2008]. Hipoteza zerowa testu głosi, że kopula C należy do określonej rodziny C_0 kopul, czyli: $H_0: C \in C_0 = [C_\theta: \theta \in \Theta]$. W teście porównuje się odległość między kopulą empiryczną a oszacowaną kopulą parametryczną. Ocena, czy odległość jest statystycznie różna od zera wymaga zastosowania bootstrapu parametrycznego. Wybór optymalnej kopuli dokonywany jest za pomocą kryterium minimalizacji odległości dopuszczonych kopul względem kopuli empirycznej [Heilpern 2007].

Współczynniki ogonowe, będące własnością kopul, stanowią operacjonalizację pierwszej definicji zarażania podanej w Podrozdziale 4.2, zgodnie z którą zarażanie to znaczny wzrost prawdopodobieństwa wystąpienia kryzysu w jednym kraju, pod warunkiem wystąpienia kryzysu w drugim kraju. Wartość współczynnika ogonowego jest bowiem wielkością prawdopodobieństwa. Kryzys oznacza tutaj wystąpienie ekstremalnie dużej zmiany. Jeżeli ekstremalnie duże zmiany występują jednocześnie w przypadku spreadów SCDS dla Polski i spreadów dla innego kraju, wówczas współczynnik ogonowy przyjmuje wartość większą od zera, czyli ma miejsce zarażanie.

Przybliżony w Rozdziale 2 test równości współczynników między kwantylami stanowi natomiast operacjonalizację czwartej definicji zarażania z Podrozdziału 4.2, zgodnie z którą zarażanie to znaczny wzrost współbieżności cen lub ilości między rynkami, pod warunkiem wystąpienia kryzysu na jednym rynku. Wielkość współczynnika kierunkowego w równaniu regresji kwantylowej świadczy o wielkości współzależności. Jeżeli w wysokim kwantylu, określanym jako kwantyl 95, odpowiadającym ekstremalnie dużym zmianom na rynku, zależność jest większa niż w kwantylu medianowym, odpowiadającym spokojnym uwarunkowaniom rynkowym i niewielkim stopom zwrotu, wówczas ma miejsce zarażanie, przy czym przyjmuje się, że zarażanie występuje od obcych spreadów SCDS do spreadów dla Polski.

4.3.3. Indeks przenoszenia zmian.

Diebold i Yilmaz [2009] zaproponowali metodę mierzenia przenoszenia zmian opartą na modelu wektorowej autoregresji, koncentrując się na dekompozycji wariancji błędu prognozy (ang. *forecast error variance decomposition, FEVD*). Kowariancyjnie stacjonarny model VAR z liczbą N zmiennych można przedstawić w następującej postaci:

$$\mathbf{x}_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i \mathbf{x}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad 4.12$$

gdzie $\mathbf{x}_t = \{x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}\}$ jest wektorem obserwacji, Φ jest macierzą parametrów o wymiarach $N \times N$, Σ jest macierzą kowariancji wektora błędów, $\boldsymbol{\varepsilon} \sim (0, \Sigma)$ jest wektorem zakłóceń losowych *iid*. Model ten może zostać zapisany w reprezentacji średniej ruchomej:

$$\mathbf{x}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \mathbf{A}_i \boldsymbol{\varepsilon}_{t-i} \quad 4.13$$

gdzie macierze współczynników \mathbf{A}_i o wymiarach $N \times N$ spełniają warunek $\mathbf{A}_i = \Phi_1 \mathbf{A}_{i-1} + \Phi_2 \mathbf{A}_{i-2} + \dots + \Phi_p \mathbf{A}_{i-p}$, macierz \mathbf{A}_0 jest macierzą jednostkową o wymiarach $N \times N$, podczas gdy $\mathbf{A}_i = 0$ dla $i < 0$.

Wektor błędów w prognozowaniu \mathbf{x}_t H kroków naprzód warunkowo względem informacji dostępnej w okresie $t-1$ można też zapisać jako:

$$\boldsymbol{\xi}_t(H) = \sum_{h=0}^H \mathbf{A}_h \boldsymbol{\varepsilon}_{t+H-h} \quad 4.14$$

a jego kowariancję można wyznaczyć na podstawie:

$$\text{Cov}[\boldsymbol{\xi}_t(H)] = \sum_{h=0}^H \mathbf{A}_h \Sigma \mathbf{A}_h' \quad 4.15$$

Dekompozycja wariancji błędu prognozy pozwala podzielić wariancję każdej zmiennej na części związane z poszczególnymi szokami dla systemu. FEVD pozwala zatem ocenić, dla każdego i , jaka część błędu prognozy H kroków naprzód w prognozowaniu x_i wynika z szoków dla x_j .

FEVD bazuje najczęściej na faktoryzacji za pomocą macierzy Cholesky'ego. Istotną wadą tej faktoryzacji jest duże znaczenie uporządkowania zmiennych w modelu VAR. Największe znaczenie mają szoki pochodzące od pierwszych zmiennych. Problem jest ograniczony, kiedy można mieć wysoką pewność odnośnie uporządkowania zmiennych, na przykład spodziewając się, że koniunktura giełdowa w Stanach Zjednoczonych będzie determinowała koniunkturę w Polsce, a nie na odwrót. W większości przypadków znaczenie tego problemu jest jednak bardziej złożone, zwłaszcza przy dużej liczbie zmiennych.

Rozwiązaniem stosowanym przez Diebolda i Yilmaza [2012] jest wykorzystanie uogólnionej FEVD zaproponowanej przez Pesarana i Shin [1998]. W tym podejściu FEVD w prognozowaniu H kroków naprzód dla $H = 1, 2, \dots$ definiuje się jako:

$$\theta_{ij}^g(H) = \frac{\sigma_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (\mathbf{e}_i' \mathbf{A}_h \Sigma \mathbf{e}_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (\mathbf{e}_i' \mathbf{A}_h \Sigma \mathbf{A}_h' \mathbf{e}_i)} \quad 4.16$$

gdzie Σ jest macierzą wariancji wektora błędów ϵ , σ_{jj} jest odchyleniem standardowym błędu w równaniu j , podczas gdy e_i jest wektorem wskaźnikowym posiadającym 1 jako i element oraz 0 w pozostałych przypadkach. Im większy udział wariancji błędu w prognozowaniu wartości zmiennej i za pomocą szoków w zmiennej j H kroków naprzód w całkowitej wariancji błędu prognozy, tym większa wartość przenoszenia zmian.

Ze względu na to, że szoki historyczne nie są ortogonalne, suma dekompozycji wariancji błędu prognozy w uogólnionej FEVD nie wynosi 100%. Diebold i Yilmaz [2012] normalizują każdy element macierzy dekompozycji za pomocą sumy wiersza:

$$\tilde{\theta}_{ij}^g(H) = \frac{\theta_{ij}^g(H)}{\sum_{j=1}^N \theta_{ij}^g(H)} \quad 4.17$$

Zachodzi także $\sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H) = 1$ oraz $\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H) = N$. Dla każdej zmiennej i sumuje się udziały wariancji błędu prognozy H kroków naprzód pochodzące od szoków dla zmiennej j , gdzie $j \neq i$, a następnie sumuje się powyższe sumy dla $i = 1, \dots, N$. Wówczas indeks przenoszenia zmian można przedstawić jako:

$$SI^g(H) = \frac{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)} \cdot 100 = \frac{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{N} \cdot 100 \quad 4.18$$

W przeciwieństwie do faktoryzacji Cholesky'ego, podejście uogólnione jest niewrażliwe na uporządkowanie zmiennych.

Jeżeli zmiany nie ulegają przenoszeniu, indeks przenoszenia jest równy zero. Jak wskazują Claeys i Vasicek [2012], indeks ten nie jest zatem zwykłą miarą współbieżności zmiennych, która odzwierciedla podobną odpowiedź na wspólny szok, ale mierzy znaczenie szoków idiosynkratycznych wszystkich zmiennych w modelu VAR dla każdej zmiennej.

Metoda indeksu przenoszenia umożliwia identyfikację transmisji kierunkowej za pomocą odpowiednich elementów macierzy dekompozycji wariancji. Zmiany przeniesione na rynek i z wszystkich pozostałych rynków mierzone są w następujący sposób:

$$SI_i^g(H) = \frac{\sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)} \cdot 100 = \frac{\sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{N} \cdot 100 \quad 4.19$$

podczas gdy zmiany przeniesione z rynku i na wszystkie pozostałe rynki j mierzy się jako:

$$SI_i^g(H) = \frac{\sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_{ji}^g(H)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ji}^g(H)} \cdot 100 = \frac{\sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_{ji}^g(H)}{N} \cdot 100 \quad 4.20$$

Wkład netto zmiennej i do systemu jest otrzymywany przez odjęcie udziału wariancji błędu prognozy H kroków naprzód pochodzącego od szoków dla zmiennych j od sumy szoków pochodzących od zmiennej i , gdzie $j \neq i$:

$$D_i^g(H) = SI_i^g(H) - SI_i^g(H) \quad 4.21$$

Z kolei różnica między sumą szoków pochodzących od zmiennych j i sumy szoków pochodzących od zmiennej i określa, na ile dana zmienna jest odbiorcą netto szoków:

$$Z_i^g(H) = SI_i^g(H) - SI_i^g(H) \quad 4.22$$

Miary opisane równaniami 4.19-4.22 pozwalają ocenić, w jakim stopniu dana zmienna ma charakter systemowy. Interpretacja ekonomiczna nadawana miarom kierunkowym sugeruje, które zmienne są źródłem zmian (równanie 4.19), a które – służą głównie jako zmienne odbierające zmiany (równanie 4.20).

Zarysowana wyżej metoda znalazła zastosowanie dla pomiaru przenoszenia zmian na rynku ryzyka kredytowego, przy czym badania koncentrowały się do tej pory głównie na kryzysie zadłużeniowym strefy euro i przenoszeniu zmian przez kraje nim dotknięte, przede wszystkim Grecję (por. [Alter i Beyer 2014], [Claeys i Vasicek 2012]).

W celu weryfikacji hipotezy pomocniczej H6 sformułowanej w pracy postuluje się otrzymanie wielu oszacowań równań opartych na metodzie indeksu przenoszenia w wyniku estymacji modelu VAR w ruchomym oknie 260 obserwacji, odpowiadającym okresowi jednego roku w danych dziennych. Dla każdej podpróby, otrzymywane są oszacowania indeksu przenoszenia, miar kierunkowych oraz udziału poszczególnych zmiennych w dekompozycji wariancji błędu prognozy polskich spreadów SCDS. Następnie bada się własności statystyczne tak otrzymanych szeregów.

4.4. Ocena wielkości i dynamiki powiązań między spreadami SCDS wystawionymi na polskie i zagraniczne obligacje skarbowe.

W kolejnych punktach przedstawiono wyniki empirycznej weryfikacji hipotez pomocniczych H6-H8 pracy za pomocą omówionych wyżej metod.

4.4.1. Wyniki badania zależności korelacyjnych.

W celu weryfikacji hipotezy pomocniczej H6, która głosi, że występuje istotna korelacja spreadów SCDS polskich obligacji skarbowych ze spreadami SCDS innych krajów, choć jest ona w dużej mierze pochodną oddziaływania czynnika globalnego, obliczono

współczynniki korelacji rangowej Spearmana. Kalkulacji dokonano na logarytmicznych stopach zwrotu, na danych dziennych, w okresie od początku 2000 r. do końca 2015 r. Uzasadnienie dla wyboru dziennej częstotliwości danych przy badaniu korelacji zasadza się na dwóch argumentach. Po pierwsze, częstotliwość taka nie jest zbyt wysoka, by można było spodziewać się silnego efektu Eppsa [1979], który polega na tym, że oszacowania korelacji dla wysokich częstotliwości danych są mniejsze niż oszacowania dla niskich częstotliwości danych. Niektóre ceny z arkusza zleceń nie są aktualizowane automatycznie w reakcji na napływ informacji, a w pewnych odstępach czasu, potencjalnie różnych dla różnych aktywów, co zaniża współczynnik korelacji. W ujęciu dziennym można się spodziewać, że ważna informacja będzie uwzględniona we wszystkich badanych aktywach. Po drugie, częstotliwość nie jest ograniczana przez dostępność danych fundamentalnych, który to problem omawiano w Rozdziale 2. Nie ma konieczności posługiwania się niską częstotliwością danych.

Dla każdej pary zmiennych próba różni się ze względu na braki w danych, które nie pokrywają się w przypadku poszczególnych zmiennych. Liczba obserwacji oscyluje między 862 (Łotwa) a 3645 (Rosja). Sugeruje to znaczne różnice w wielkości prób użytych do kalkulacji korelacji rangowej. Zakłada się jednak, że różnice w długości prób nie mają charakteru systematycznego, stąd nie powinny obciążać wyników badania.

Wyniki przedstawiono w Tabeli 4.3. Współczynniki korelacji wahają się w granicach 0,135-0,517, co oznacza, że wszystkie współczynniki są dodatnie. Wskazuje to, że średnio rzecz biorąc wzrostom ryzyka kredytowego Polski towarzyszą wzrosty ryzyka kredytowego innych krajów. Największą wartość przyjmuje współczynnik korelacji między spreadami dla Polski a spreadami dla Litwy (0,517), a najmniejszą między spreadami dla Polski a spreadami dla Japonii (0,135). Wszystkie współczynniki korelacji są statystycznie różne od zera, co potwierdzają wysokie wartości statystyki *t*-Studenta. Dla 31 krajów korelacja przekracza wartość 0,3, co pozwala określić ją w sposób jakościowy jako umiarkowaną [Sobczyk 2010]. Można także przyjmować jako wielkość graniczną umiarkowanej, bądź też znaczącej korelacji wielkość 0,4. Takie kryterium spełnia dziewięć krajów. W ich skład wchodzi Litwa, Łotwa, Kazachstan, Czechy, Węgry, Rumunia, Bułgaria, RPA i Irlandia. Należy zauważyć, że w sześciu przypadkach, są to kraje zaliczane do regionu Europy Środkowo-Wschodniej, a w ośmiu przypadkach do szerszego regionu CEEMEA, uwzględniając Kazachstan i RPA. Współczynnik dla Japonii jest zdecydowanie mniejszy od pozostałych, na poziomie 0,135. Japońskie spready SCDS nie są znacząco skorelowane z ryzykiem kredytowym wycenianym w polskich spreadach SCDS.

Tabela 4.3. Wielkość i istotność statystyczna współczynnika korelacji Spearmana między spreadami SCDS dla Polski i innych krajów.

Kraj	Współczynnik korelacji Spearmana	Statystyka t-Studenta	Kraj	Współczynnik korelacji Spearmana	Statystyka t-Studenta
Argentyna	0,261	13,08 *	Korea Płd.	0,279	15,97 *
Austria	0,336	16,1 *	Litwa	0,517	17,9 *
Belgia	0,327	18,42 *	Łotwa	0,494	16,66 *
Brazylia	0,266	15,87 *	Malezja	0,258	14,88 *
Bułgaria	0,412	27,04 *	Meksyk	0,279	16,76 *
Chile	0,266	15,22 *	Niemcy	0,267	14,9 *
Chiny	0,271	14,98 *	Panama	0,312	17,67 *
Chorwacja	0,392	25,63 *	Peru	0,290	16,31 *
Czechy	0,476	16,07 *	Portugalia	0,253	14,38 *
Dania	0,359	15,74 *	Rosja	0,383	25 *
Estonia	0,341	13,8 *	RPA	0,409	27,04 *
Filipiny	0,303	17,17 *	Rumunia	0,433	26,8 *
Finlandia	0,362	14,88 *	Słowacja	0,339	19,87 *
Francja	0,275	15,58 *	Słowenia	0,371	16,04 *
Grecja	0,246	11,64 *	Szwecja	0,296	15,27 *
Hiszpania	0,313	17,26 *	Tajlandia	0,257	14,09 *
Holandia	0,378	16,66 *	Turcja	0,383	24,99 *
Indonezja	0,312	15,27 *	Ukraina	0,366	13,76 *
Irlandia	0,402	17,58 *	USA	0,224	8,53 *
Izrael	0,378	18,24 *	Wenezuela	0,218	12,36 *
Japonia	0,135	7,29 *	Węgry	0,470	30,22 *
Katar	0,307	12,72 *	Wietnam	0,311	12,81 *
Kazachstan	0,479	18,72 *	Wlk. Brytania	0,392	17,37 *
Kolumbia	0,305	17,79 *	Włochy	0,322	18,61 *

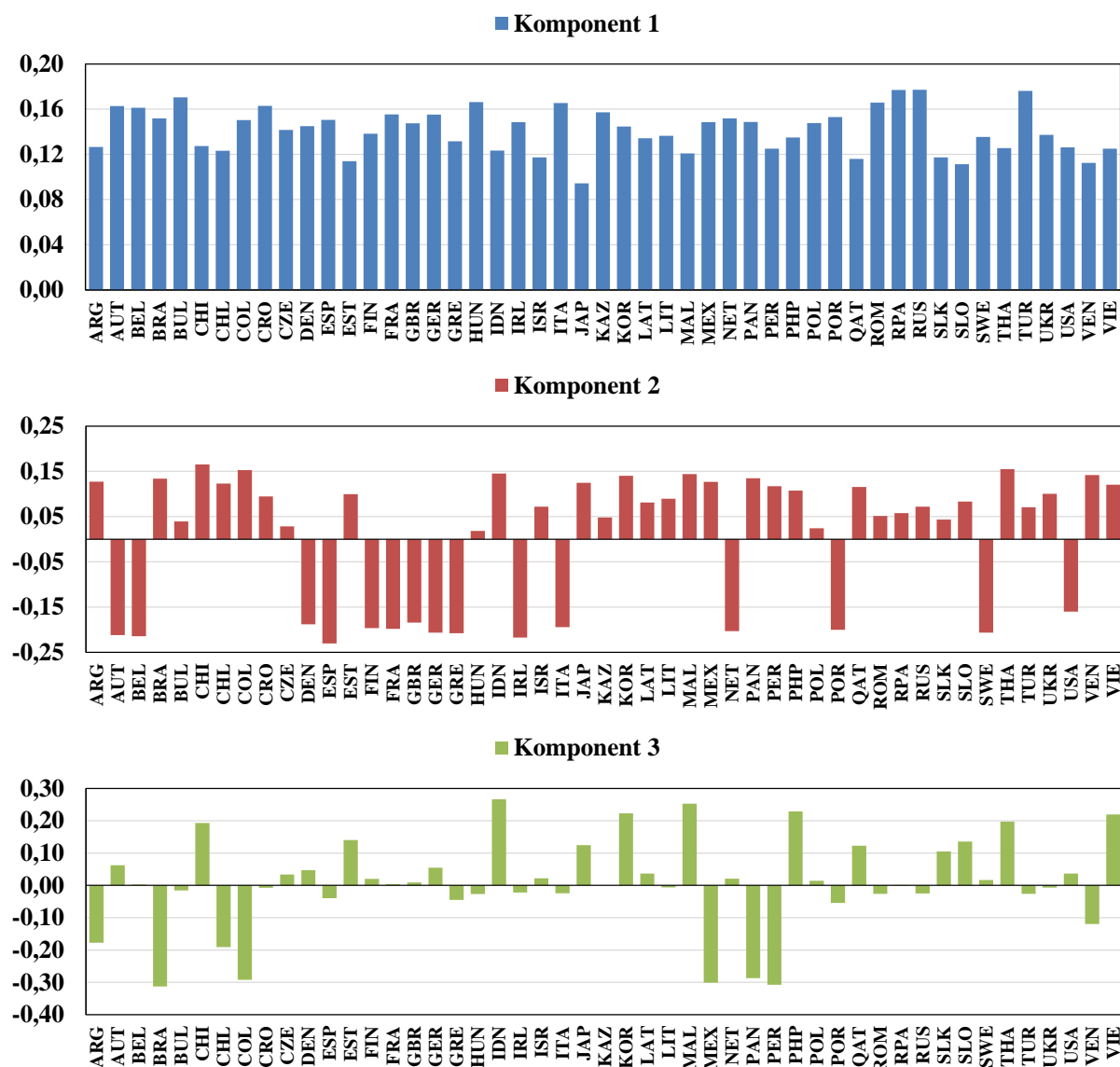
Uwaga: Gwiazdką oznaczono istotność statystyczną na poziomie 5%.

Źródło: Opracowanie własne.

Otrzymane w Rozdziale 2 wyniki sugerują, że czynnik globalny jest ważną determinantą zmian spreadów SCDS wystawionych na kraje. Można przypuszczać, że czynnik ten stanowi istotny komponent zmienności wszystkich uwzględnionych w badaniu spreadów, a tym samym wpływa na występowanie pozornej korelacji między spreadami dla Polski i pozostałych krajów. W celu oceny znaczenia czynnika globalnego dla kształtowania się spreadów SCDS przeprowadzono analizę głównych składowych. Na Wykresie 4.3 przedstawiono ładunki czynnikowe dla pierwszych trzech komponentów. Ładunki wszystkich zmiennych do pierwszego komponentu są dodatnie, a różnią się tylko skalą. Oznacza to, że wszystkie spready reagują na zmianę tego komponentu takim samym kierunkiem zmiany, na przykład na wzrost premii za ryzyko – wzrostem wielkości spreadów. Ponadto ładunki drugiego komponentu przyjmują ujemny znak dla krajów zaliczanych do grupy rozwiniętych,

a dodatni – dla krajów zaliczanych do grupy wschodzących⁶³. Z kolei ładunki trzeciego komponentu są silnie dodatnie dla krajów azjatyckich oraz silnie ujemne dla krajów Ameryki Łacińskiej, co sugeruje regionalizację spreadów i podobne ich kształtowanie się w poszczególnych regionach geograficznych. W ostatnim czasie wnioskuje się, że ładunki krajów w analizie czynnikowej zależą od desygnacji kraju jako wschodzący lub rozwinięty potwierdziło badanie Amstad, Remolony i Sheka [2016].

Wykres 4.3. Ładunki pierwszych trzech komponentów w analizie głównych składowych dla badanych spreadów SCDS.



Źródło: Opracowanie własne.

⁶³ Wyjątek stanowi Japonia, której spready przyjmują dodatni znak dla tego komponentu. Może to być związane z niewielkim ładunkiem spreadów japońskich w komponentcie 1.

Skumulowany udział pierwszych trzech komponentów w wyjaśnianiu zmienności spreadów SCDS wynosi blisko 63%, przy czym udział pierwszego komponentu wynosi ponad 47%, drugiego – 10%, a trzeciego – 6%. Potwierdza to dominujące znaczenie pierwszego komponentu, jak wcześniej wskazano – uosabiającego największe podobieństwa w grupie badanych zmiennych. Pierwszy komponent można określić tym samym mianem czynnika globalnego. Do podobnych konkluzji odnośnie znaczenia komponentu globalnego prowadzą między innymi badania Longstaffa i in. [2011] oraz Murphy’ego i Murphy’ego [2010]. W czasie napięć na rynkach czynnik globalny może nawet zyskiwać na znaczeniu.

Aby dokładniej zbadać naturę tego komponentu obliczono współczynniki korelacji rangowej pierwszego komponentu ze zmiennymi globalnymi rozważanymi w Rozdziale 2. Wyniki przedstawiono w Tabeli 4.4. Komponent globalny przejawia wysoką dodatnią korelację ze zmiennymi CDSFIN, EMBI oraz VIX (odpowiednio 0,81, 0,57 i 0,38), które opisują odpowiednio ryzyko kredytowe sektora finansowego w strefie euro, spready obligacji skarbowych krajów wschodzących do amerykańskich Treasuries oraz zmienność na amerykańskim rynku akcji (indeksu S&P500). Ich cechą wspólną jest wysoka zależność od kategorii awersji do ryzyka [Longstaff i in. 2011]. Na tej podstawie można wnioskować, że czynnik globalny w przypadku spreadów SCDS wystawionych na kraje może być utożsamiany z powyższą kategorią awersji do ryzyka.

Tabela 4.4. Korelacja rangowa między pierwszym komponentem z analizy głównych składowych spreadów SCDS a zmiennymi globalnymi.

Zmienna globalna	Współczynnik korelacji Spearmana	Statystyka <i>t</i> -Studenta
CDSFIN	0,813	21,53 *
CESICMEA	0,079	1,23
CESIEM	-0,018	-0,27
CESIEUR	-0,013	-0,2
CESIG10	-0,061	-0,95
CESIUSD	0,128	1,99 *
EMBI	0,573	10,79 *
SP500	-0,453	-7,83 *
SPGSCI	-0,382	-6,39 *
US10Y	-0,257	-4,1 *
US3M	-0,021	-0,32
USOIS	-0,056	-0,87
USSLOPE	-0,266	-4,26 *
VIX	0,379	6,33 *

Uwaga: Gwiazdką oznaczono istotność statystyczną na poziomie 5%. Opis zmiennych – patrz Rozdział 2.
Źródło: Opracowanie własne.

Aby ograniczyć wpływ czynnika globalnego na korelację między spreadami SCDS, obliczono cząstkowe współczynniki korelacji rangowej przy wyeliminowaniu wpływu czynnika globalnego rozumianego jako pierwszy komponent uzyskany z analizy głównych składowych dla spreadów SCDS. Wyniki przedstawiono w Tabeli 4.5.

Tabela 4.5. Wielkość i istotność współczynników korelacji cząstkowej Spearmana między spreadami SCDS dla Polski i innych krajów.

Kraj	Wsp. korelacji cząstkowej Spearmana	Statystyka t-Studenta	Kraj	Wsp. korelacji cząstkowej Spearmana	Statystyka t-Studenta
Argentyna	-0,041	-0,70	Korea Płd.	0,012	0,20
Austria	-0,063	-1,07	Litwa	0,065	1,11
Belgia	-0,122	-2,08 *	Łotwa	0,100	1,70
Brazylia	-0,078	-1,32	Malezja	-0,071	-1,20
Bułgaria	0,277	4,89 *	Meksyk	-0,016	-0,28
Chile	-0,040	-0,68	Niemcy	-0,002	-0,04
Chiny	-0,071	-1,21	Panama	-0,044	-0,75
Chorwacja	0,125	2,13 *	Peru	-0,019	-0,33
Czechy	0,051	0,86	Portugalia	-0,010	-0,17
Dania	-0,149	-2,55 *	Rosja	0,125	2,13 *
Estonia	-0,037	-0,63	RPA	0,146	2,5 *
Filipiny	0,019	0,32	Rumunia	0,145	2,49 *
Finlandia	-0,206	-3,57 *	Słowacja	0,073	1,24
Francja	-0,082	-1,40	Słowenia	-0,012	-0,21
Grecja	0,052	0,88	Szwecja	-0,078	-1,32
Hiszpania	-0,074	-1,25	Tajlandia	-0,068	-1,15
Holandia	-0,086	-1,45	Turcja	0,154	2,64 *
Indonezja	0,074	1,26	Ukraina	0,054	0,92
Irlandia	-0,027	-0,46	USA	-0,038	-0,65
Izrael	0,100	1,70	Wenezuela	-0,138	-2,36 *
Japonia	0,015	0,25	Węgry	0,219	3,81 *
Katar	0,078	1,33	Wietnam	-0,016	-0,28
Kazachstan	0,064	1,09	Wlk. Brytania	-0,078	-1,33
Kolumbia	-0,003	-0,06	Włochy	-0,036	-0,61

Uwaga: Gwiazdką oznaczono istotność statystyczną na poziomie 5%.

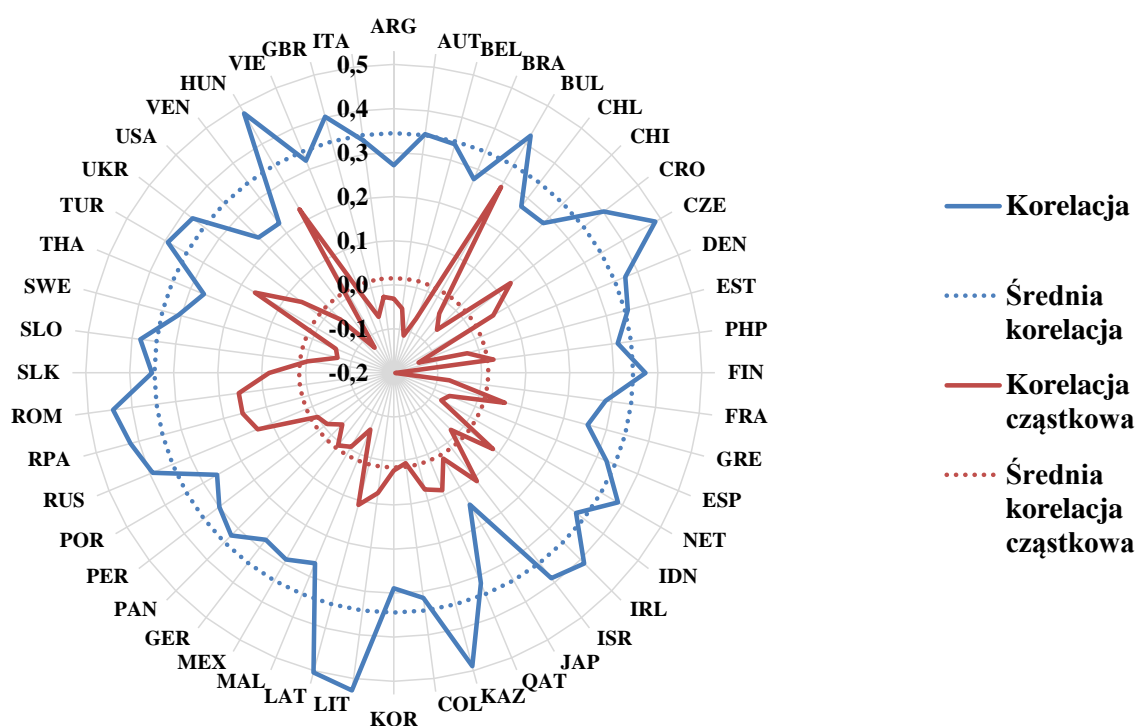
Źródło: Opracowanie własne.

Otrzymane rezultaty różnią się znacznie od rezultatów dla współczynników korelacji prezentowanych bez wyeliminowania czynnika globalnego. Współczynniki korelacji cząstkowej są mniejsze co do wartości bezwzględnych, Ich średnia wielkość wynosi 0,005, a mediana -0,014. Potwierdza to, że czynnik globalny w postaci awersji do ryzyka był ważną przyczyną współbieżności między spreadami SCDS. Czynnik globalny sprawiał, że, średnio rzecz biorąc, ryzyko kredytowe wybranych krajów zmieniało się w tym samym kierunku, co ryzyko kredytowe Polski. Po wyeliminowaniu czynnika globalnego zmniejszeniu uległa siła

zależności korelacyjnej, przy czym zmiana ta nie cechowała się regularnym charakterem, czyli nie można jednoznacznie ocenić, że spadek korelacji był największy w przypadku określonej grupy spreadów. W przypadku 11 krajów można mówić o statystycznej istotności współczynnika korelacji rangowej, co potwierdzają statystyki *t*-Studenta większe od wartości krytycznych, podczas gdy brak izolacji czynnika globalnego powodował istotność wszystkich 48 współczynników korelacji.

Na Wykresie 4.4 zobrazowano porównanie wielkości korelacji i korelacji cząstkowej.

Wykres 4.4. Wielkość współczynników korelacji i korelacji cząstkowej Spearmana między spreadami SCDS dla Polski i innych krajów.



Uwaga: Oznaczenia skrótów krajów podano w Tabeli 1.2.
Źródło: Opracowanie własne.

Zróznicowaniu uległ kierunek zależności korelacyjnej. Dla dwudziestu krajów współczynnik cząstkowy jest dodatni, a dla 28 – ujemny. Współczynniki kształtują się w przedziale $<-0,21;0,28>$ i przybierają różny znak w zależności od kraju. Istotną dodatnią korelacją z polskimi spreadami SCDS cechują się spready Bułgarii, Węgier, Turcji, RPA, Rumunii, Chorwacji i Rosji, czyli krajów należących do regionu EMEA. Korelacja cząstkowa ze spreadami bułgarskimi i węgierskimi jest jednocześnie większa od 0,2 (odpowiednio 0,28 i 0,22), co po wyeliminowaniu czynnika globalnego można interpretować jako korelację istotną ekonomicznie. W przypadku pozostałych krajów regionu – Ukrainy, Czech, Słowacji,

czy Litwy – nadal ma miejsce dodatnia korelacja, co wspiera obserwację o pewnym znaczeniu regionalizacji w wycenie ryzyka kredytowego. Siła zależności korelacyjnej dla tych krajów jest jednak mniejsza, co może wynikać z przynależności niektórych z nich do strefy euro (Słowacja, Litwa, Łotwa) lub znacznie odbiegającej wyceny ryzyka kredytowego (Czechy – znacznie niższa od Polski, Ukraina – znacznie wyższa). Z kolei istotną ujemną korelacją cechują się spready Finlandii, Danii, Wenezueli i Belgii. Wzrostowi ryzyka kredytowego w tych krajach odpowiada spadek ryzyka kredytowego Polski.

Otrzymane wyniki nie pozwalają na odrzucenie hipotezy pomocniczej H6, zgodnie z którą występuje istotna korelacja spreadów SCDS polskich obligacji skarbowych ze spreadami SCDS innych krajów, choć jest ona w dużej mierze pochodną oddziaływania czynnika globalnego. Uwzględniając wpływ czynnika globalnego wykazano statystyczną istotność korelacji ze wszystkimi spreadami, natomiast po wyeliminowaniu czynnika globalnego otrzymano mniejsze wartości współczynnika korelacji cząstkowej, które w wielu przypadkach nie były istotne. Jednocześnie niektóre spready okazały się nadal statystycznie i ekonomicznie istotnie skorelowane ze spreadami polskimi.

4.4.2. Wyniki badania efektu zarażania za pomocą regresji kwantylowej.

W celu weryfikacji hipotezy pomocniczej H7 o tym, że występuje istotny efekt zarażania między spreadami SCDS dla innych krajów i spreadami SCDS dla Polski, aczkolwiek jest on największy w grupie SCDS krajów wchodzących w skład tego samego koszyka SCDS, posłużono się metodą opartą na regresji kwantylowej. Weryfikacji hipotezy dokonano zgodnie z następującą procedurą:

1. Oszacowano modele regresji kwantylowej o postaci $s_{t,PL} = \alpha_i + \beta_i s_{t,i}$, gdzie s_t – spread SCDS w okresie t w kraju i , i – numer kraju, $i=1, \dots, 48$, dla kwantyla medianowego oraz dla 99 percentyla logarytmicznych stóp zwrotu. Regresje te obrazują wrażliwość polskich spreadów SCDS na spready pozostałych krajów w reżimie normalnych uwarunkowań rynkowych (kwantyl medianowy) oraz w reżimie ekstremalnie dużych wzrostów ryzyka kredytowego (99 percentyl).
2. Dla każdego kraju i przeprowadzono test równości parametrów β_i pomiędzy kwantylem medianowym a kwantylem ekstremalnym. Istotny statystycznie wzrost parametru β_i w kwantylu ekstremalnym w porównaniu z kwantylem medianowym, oznaczający wzrost wrażliwości spreadów dla Polski na spready dla kraju i interpretowano jako wystąpienie zarażania spreadów polskich przez spready kraju i .

Kalkulacji dokonano na danych dziennych, w okresie od początku 2000 r. do końca 2015 r., przy czym dla każdej pary zmiennych próba różni się ze względu na braki w danych, które nie pokrywają się w przypadku poszczególnych zmiennych. Wyniki przedstawiono w Tabeli 4.6. W kwantylu medianowym polskie spready wykazują istotną dodatnią wrażliwość na spready wszystkich krajów poza Ukrainą. Największa wrażliwość ma miejsce względem spreadów Rumunii, Węgier, Chorwacji, Łotwy, RPA i Bułgarii. Wyniki wskazują zatem na wysoką podatność na zmiany ryzyka kredytowego krajów rozwijających się regionu EMEA. Na drugim końcu spektrum znajdują się Niemcy, USA i Japonia – kraje uważane za bezpieczne przystanie dla kapitału w okresie wzrostu awersji do ryzyka na świecie. Wrażliwość na ich spready jest niewielka w porównaniu z innymi krajami. W wysokim, 95 percentylu spready dla Polski wykazują istotną dodatnią wrażliwość na spready wszystkich krajów poza Japonią, Kazachstanem i Wietnamem. Największa wrażliwość ma miejsce względem spreadów Turcji, RPA, Peru, Rumunii i Meksyku, czyli krajów rozwijających się.

Tabela 4.6. Zarażanie spreadów SCDS dla Polski przez spready innych krajów – metoda regresji kwantylowej.

Kraj	β_i - kwantyl 50	β_i - kwantyl 95	P-wartość testu równości β_i	Wystąpienie zarażania	Kraj	β_i - kwantyl 50	β_i - kwantyl 95	P-wartość testu równości β_i	Wystąpienie zarażania
Argentyna	0,115 *	0,309 *	0,000	TAK	Korea Płd.	0,196 *	0,385 *	0,000	TAK
Austria	0,173 *	0,141 *	0,374	NIE	Litwa	0,383 *	0,199 *	0,054	NIE
Belgia	0,167 *	0,078 *	0,005	NIE	Łotwa	0,468 *	0,329 *	0,026	NIE
Brazylia	0,214 *	0,542 *	0,000	TAK	Malezja	0,159 *	0,384 *	0,000	TAK
Bułgaria	0,422 *	0,666 *	0,000	TAK	Meksyk	0,255 *	0,680 *	0,000	TAK
Chile	0,193 *	0,395 *	0,000	TAK	Niemcy	0,048 *	0,066 *	0,219	NIE
Chiny	0,155 *	0,230 *	0,039	TAK	Panama	0,303 *	0,360 *	0,647	NIE
Chorwacja	0,494 *	0,521 *	0,518	NIE	Peru	0,286 *	0,763 *	0,000	TAK
Czechy	0,369 *	0,214 *	0,083	NIE	Portugalia	0,115 *	0,211 *	0,000	TAK
Dania	0,256 *	0,525 *	0,000	TAK	Rosja	0,320 *	0,583 *	0,000	TAK
Estonia	0,375 *	0,605 *	0,140	NIE	RPA	0,452 *	0,778 *	0,000	TAK
Filipiny	0,293 *	0,638 *	0,000	TAK	Rumunia	0,566 *	0,761 *	0,002	TAK
Finlandia	0,265 *	0,625 *	0,000	TAK	Słowacja	0,23 *	0,391 *	0,000	TAK
Francja	0,063 *	0,188 *	0,000	TAK	Słowenia	0,339 *	0,359 *	0,813	NIE
Grecja	0,060 *	0,230 *	0,051	NIE	Szwecja	0,249 *	0,513 *	0,000	TAK
Hiszpania	0,211 *	0,210 *	0,975	NIE	Tajlandia	0,168 *	0,296 *	0,000	TAK
Holandia	0,343 *	0,422 *	0,194	NIE	Turcja	0,356 *	0,953 *	0,000	TAK
Indonezja	0,242 *	0,409 *	0,000	TAK	Ukraina	0,071	0,208 *	0,034	TAK
Irlandia	0,395 *	0,522 *	0,012	TAK	USA	0,070 *	0,512 *	0,000	TAK
Izrael	0,184 *	0,064 *	0,006	NIE	Wenezuela	0,122 *	0,605 *	0,000	TAK
Japonia	0,048 *	0,108	0,718	NIE	Węgry	0,501 *	0,592 *	0,070	NIE
Katar	0,179 *	0,029 *	0,062	NIE	Wietnam	0,290 *	0,655	0,554	NIE
Kazachstan	0,213 *	-0,003	0,010	NIE	Wlk. Brytania	0,357 *	0,670 *	0,000	TAK
Kolumbia	0,253 *	0,605 *	0,000	TAK	Włochy	0,221 *	0,526 *	0,000	TAK

Uwaga: Gwiazdką oznaczono parametr istotny statystycznie na poziomie istotności 5%.

Źródło: Opracowanie własne.

Test równości parametrów między badanymi kwantylami wskazuje, że w przypadku 33 krajów (69% liczby krajów) występuje istotna zmiana wrażliwości, przy czym w przypadku 29 krajów (60% ich liczby) następuje istotny wzrost wrażliwości, który należy określić mianem zarażania. Trudno jest mówić o prawidłowości w podziale na kraje zarażające i niezarażające. Zarówno w pierwszej, jak i w drugiej grupie znajdują się kraje regionu EMEA, rozwinięte i wschodzące. Sugeruje to wniosek, że zarażanie polskich spreadów przez spready innych krajów jest zjawiskiem powszechnym.

Specyficzny przypadek stanowi wrażliwość na spready węgierskie. Test odrzuca hipotezę zerową o równości parametrów między kwantylami, a jednak wrażliwość na nie należy do największych w całym panelu krajów. Przyczyną jest to, że wrażliwość na spready węgierskie jest wysoka w obydwu kwantylach – medianowym i wysokim. W terminologii powiązań między zmiennymi finansowymi należy to interpretować jako współzmiennność, a nie jako zarażanie, gdyż siła związku między spreadami polskimi a węgierskimi pozostaje względnie stabilna, bez względu na uwarunkowania rynkowe. Silne powiązanie między spreadami SCDS Polski i Węgier dokumentuje także badanie Kliber [2014a], które wskazuje ponadto, że siła zależności między tymi spreadami była amplifikowana przez kryzys grecki w końcu 2009 r.

Jak wykazano w poprzednim punkcie, czynnik globalny jest ważną zmienną wpływającą na siłę związku korelacyjnego między spreadami SCDS wystawionymi na kraje. Można podejrzewać, że czynnik ten zaburza także ocenę zjawiska zarażania między spreadami. W celu zweryfikowania tego stanowiska powtórzono procedurę badania zarażania za pomocą regresji kwantylowej kontrolując wpływ czynnika globalnego rozumianego jako pierwszy komponent z analizy głównych składowych w panelu 49 spreadów SCDS wystawionych na kraje. W tym celu najpierw obliczono pomocnicze regresje liniowe wszystkich spreadów SCDS, w których jako zmienną objaśnianą przyjęto czynnik globalny, a następnie, na resztach z tak otrzymanych regresji, powtórzono procedurę przedstawioną na początku punktu. Takie podejście jest bliskie metodzie kontrolowania czynnika globalnego w regresji liniowej zaproponowanej przez Adriana i Brunnermeiera [2011], a dla spreadów SCDS wystawionych na Czechy aplikowanej przez Komarkovą, Lesanovską i Komarka [2013]. Wyniki przedstawiono w Tabeli 4.7.

W kwantylu medianowym polskie spready wykazują istotną wrażliwość na spready 28 krajów. Wrażliwość ujemna ma miejsce tylko względem spreadów SCDS wystawionych na Kazachstan i Ukrainę, ale jest jednocześnie statystycznie nieistotnie różna od zera. Podobnie jak poprzednio, największa wrażliwość ma miejsce względem spreadów Węgier, Rumunii,

Bułgarii, Chorwacji, RPA i Turcji. Wyniki potwierdzają zatem podatność na zmiany ryzyka kredytowego krajów rozwijających się regionu EMEA. Na drugim końcu spektrum znajdują się USA i Japonia – kraje traktowane jako bezpieczne przystanie dla kapitału w okresie wzrostu awersji do ryzyka. Wrażliwość na ich spready jest bliska zeru. W wysokim, 95 percentylu spready dla Polski wykazują istotną dodatnią wrażliwość na spready 34 krajów, liczby większej, niż w kwantylu medianowym. Największa wrażliwość ma miejsce względem tych spreadów tych samych krajów, co w kwantylu medianowym.

Tabela 4.7. Zarażanie spreadów SCDS dla Polski przez spready innych krajów z uwzględnieniem wpływu czynnika globalnego – metoda regresji kwantylowej.

Kraj	β_i - kwantyl 50	β_i - kwantyl 95	P-wartość testu równości β_i	Wystąpienie zarażania	Kraj	β_i - kwantyl 50	β_i - kwantyl 95	P-wartość testu równości β_i	Wystąpienie zarażania
Argentyna	0,036	0,183 *	0,000	TAK	Korea Płd.	0,050	0,191 *	0,006	TAK
Austria	0,036 *	-0,044	0,102	NIE	Litwa	0,043 *	0,155 *	0,000	TAK
Belgia	0,063 *	-0,123 *	0,000	NIE	Łotwa	0,043	0,23 *	0,000	TAK
Brazylia	0,085 *	0,338 *	0,000	TAK	Malezja	0,058	0,209 *	0,059	NIE
Bułgaria	0,422 *	0,605 *	0,000	TAK	Meksyk	0,090 *	0,186	0,599	NIE
Chile	0,124 *	0,222 *	0,000	TAK	Niemcy	0,017	0,010	0,713	NIE
Chiny	0,027	0,212 *	0,000	TAK	Panama	0,126 *	0,426 *	0,099	NIE
Chorwacja	0,397 *	0,574 *	0,008	TAK	Peru	0,082 *	0,231	0,246	NIE
Czechy	0,078 *	0,144 *	0,042	TAK	Portugalia	0,053 *	0,125 *	0,169	NIE
Dania	0,015	0,000	0,865	NIE	Rosja	0,262 *	0,377 *	0,16	NIE
Estonia	0,084 *	0,276 *	0,000	TAK	RPA	0,372 *	0,678 *	0,093	NIE
Filipiny	0,057	0,276 *	0,003	TAK	Rumunia	0,457 *	0,723 *	0,000	TAK
Finlandia	0,025	0,085	0,697	NIE	Słowacja	0,207 *	0,370 *	0,000	TAK
Francja	0,033 *	0,112 *	0,000	TAK	Słowenia	0,137 *	0,135 *	0,963	NIE
Grecja	0,072 *	0,088	0,958	NIE	Szwecja	0,050 *	0,188 *	0,000	TAK
Hiszpania	0,051 *	-0,087	0,328	NIE	Tajlandia	0,017	0,169 *	0,000	TAK
Holandia	0,057	0,049	0,921	NIE	Turcja	0,316 *	0,346	0,938	NIE
Indonezja	0,011	0,31 *	0,000	TAK	Ukraina	-0,033	0,091	0,452	NIE
Irlandia	0,129 *	0,166 *	0,427	NIE	USA	0,004	0,097	0,204	NIE
Izrael	0,051	0,055 *	0,907	NIE	Wenezuela	0,040	0,416 *	0,000	TAK
Japonia	0,010	0,027	0,523	NIE	Węgry	0,463 *	0,698 *	0,007	TAK
Katar	0,039	0,106 *	0,107	NIE	Wietnam	0,054	0,143 *	0,079	NIE
Kazachstan	-0,034	-0,022 *	0,798	NIE	Wlk. Brytania	0,105 *	0,108	0,979	NIE
Kolumbia	0,113 *	0,347 *	0,024	TAK	Włochy	0,111 *	0,156 *	0,467	NIE

Uwaga: Gwiazdką oznaczono parametr istotny statystycznie na poziomie istotności 5%.

Źródło: Opracowanie własne.

Test równości parametrów między badanymi kwantylami wskazuje, że w przypadku 22 krajów (46% liczby krajów) występuje istotna zmiana wrażliwości, przy czym w przypadku 21 krajów (44% ich liczby) następuje istotny wzrost wrażliwości, który należy określić mianem zarażania. Za wyjątkiem Francji i Szwecji są to kraje wschodzące⁶⁴.

⁶⁴ Wrażliwość na spready Francji i Szwecji jest jednocześnie niska.

Porównanie wskazań testu bez kontroli czynnika globalnego ze wskazaniami testu kontrolą czynnika globalnego pozwala wyciągnąć następujące wnioski. Większość (28) krajów nie zmienia statusu z zarażającego na niezarażający lub odwrotnie. Uwzględnienie czynnika globalnego sprawia, że 14 krajów przestaje być kwalifikowane jako zarażające, a 6 krajów zaczyna być jako takie kwalifikowane. Znamiennym jest, że w ostatniej grupie znajdują się wyłącznie kraje Europy Środkowo-Wschodniej – Czechy, Estonia, Litwa, Łotwa, Węgry – a także Chorwacja. Odcięcie zmienności związanej z czynnikiem globalnym ujawniło większe powiązania regionalne o charakterze zarażania. Należy jednak zauważyć, że w przypadku np. Estonii zarażanie ma dość specyficzny wymiar. Kraj ten w ostatnich latach nie emitował obligacji rządowych, wcześniej emitowane obligacje osiągnęły natomiast termin do zapadalności. Stąd spready SCDS miały charakter bądź spekulacyjny, bądź zabezpieczały inwestycje w inne niż dług rządowy aktywa⁶⁵. Nie umniejsza to faktu, że nawet mały rynek okazuje się mieć istotny statystycznie wpływ na rynek polskich spreadów SCDS.

Ostatni wniosek z porównania dwóch wariantów badania dotyczy wrażliwości na spready innych krajów w kwantylu ekstremalnym. Uwzględnienie czynnika globalnego sprawia, że wrażliwość w tym kwantylu na ogół się obniża⁶⁶. Pośrednio prowadzi to do mniejszej liczby krajów zakwalifikowanych jako zarażające. Ujmując rzecz inaczej, można wskazywać, że brak uwzględnienia czynnika globalnego może prowadzić do fałszywego wnioskowania, że spready danego kraju zarażają polskie spready SCDS.

4.4.3. Wyniki badania efektu zarażania za pomocą funkcji łączących.

W dalszej części zastosowano metodę badania zarażania opartą na estymacji parametrycznej funkcji łączącej rozkłady brzegowe dwóch zmiennych – kopuli dwuwymiarowej – oraz oceny wielkości współczynnika ogonowego. Możliwe jest posłużenie się metodą funkcji łączących o większej liczbie wymiarów niż dwa, jednak celem pracy jest badanie zarażania między spreadami innych krajów, a spreadami polskimi, który to problem jest dwuwymiarowy. Wyniki tego punktu można traktować jako analizę odporności względem metody regresji kwantylowej.

W przypadku niektórych zmiennych liczba obserwacji jest w większym stopniu ograniczona, niż w przypadku innych zmiennych. Uwzględnienie pełnego panelu krajów

⁶⁵ Na mocy regulacji KE zakazującej zawierania niepokrytych transakcji SCDS na terenie UE możliwym jest nabywanie SCDS w przypadku posiadania aktywów bazowych innych niż dług rządowy, a skorelowanych z nim (por. Rozdział 1).

⁶⁶ W przypadku Chorwacji, Węgier, a także Panamy i Kataru obserwuje się przypadek odwrotny – wrażliwość na spready tych krajów wzrasta po uwzględnieniu czynnika globalnego.

w badaniu spowodowałyby nadmierne skrócenie próby czasowej. Metoda estymacji IFM i oceny dobroci dopasowania wymaga z kolei dużej liczby obserwacji. Ograniczenie liczby krajów (zmiennych) było uwarunkowane nieciągłościami w danych dotyczących spreadów. Przyjęto zatem następujące kryteria doboru krajów w próbie:

1. Kryterium płynności – płynność danego kontraktu SCDS mierzona średnią dzienną wartością nominalną zawartych kontraktów w okresie 22 czerwca – 20 września 2015 r. równa co najmniej 5 mln USD. Tak określony moment czasowy pomiaru płynności pozwala uwzględnić fakt, że niektóre rynki SCDS rozwijały się w późniejszym okresie, niż inne. Moment ten uwzględnia też zmiany w rynku, które zaszły po kryzysie finansowym, w tym zakaz zawierania niepokrytych transakcji na podmioty referencyjne będące członkami Unii Europejskiej.
2. Kryterium długości szeregu – liczba obserwacji w każdym szeregu czasowym większa od $\frac{3}{4}$ liczby obserwacji dla pełnej próby.

W Tabeli 4.8 przedstawiono powyższe statystyki dla całej próby. Niektóre kontrakty okazują się całkowicie nie płynne w ostatnim czasie, co spowodowane jest małą wielkością rynków długu (Estonia), bądź procesem restrukturyzacji (Argentyna). Inne kontrakty wykazują dużą liczbę brakujących obserwacji (np. Łotwa, Litwa, Czechy). Istnieje zależność między płynnością rynku a udziałem dostępnych kwotowań w całej próbie, co potwierdza współczynnik korelacji liniowej na poziomie bliskim 0,5. Przyjęte kryteria pozwoliły na uwzględnienie w zbiorze badanych zmiennych 21 podmiotów referencyjnych. Polskie spready SCDS także spełniają kryteria. Uwzględniono reprezentantów wszystkich regionów geograficznych, o odpowiednim stopniu rozwoju i płynności rynku swapów ryzyka kredytowego. Liczba obserwacji jest równa 988 dla każdej zmiennej.

W pierwszym kroku metody estymacji IFM dokonano transformacji zmiennych za pomocą dystrybuanty empirycznej, otrzymując pseudozmienne o rozkładzie jednostajnym. W drugim kroku metody oszacowano kopule parametryczne, których postać podano w Tabeli 4.2, a następnie oceniono dobroć ich dopasowania za pomocą testu Genesta-Rémilliarda i wybrano, z grona dopuszczonych, kopulę optymalną za pomocą kryterium minimalizacji odległości kopuli względem kopuli empirycznej. Wnioskowania o zarażaniu dokonano oceniając wielkość górnego współczynnika ogonowego, który informuje o prawdopodobieństwie wystąpienia kryzysu w jednym kraju, pod warunkiem wystąpienia kryzysu w drugim kraju. Kryzys oznacza ekstremalnie dużą zmianę, wartość graniczną rozkładu prawdopodobieństwa. Wprawdzie ekstremalnie duże zmiany występują także

w dolnym ogonie, jednak oznaczają one spadek ryzyka kredytowego i tym samym nie spełniają kryterium przyjętej definicji zarażania.

Tabela 4.8. Kryteria doboru spreadów SCDS w badaniu zarażania za pomocą kopuli.

Podmiot ref.	Skrót	Kryterium płynności rynku	Kryterium długości szeregu	Kwalifikacja do badania	Podmiot ref.	Skrót	Kryterium płynności rynku	Kryterium długości szeregu	Kwalifikacja do badania
Argentyna	ARG	0	60%	NIE	Litwa	LIT	5	28%	NIE
Austria	AUT	50	54%	NIE	Łotwa	LAT	2,5	28%	NIE
Belgia	BEL	50	75%	NIE	Malezja	MAL	175	82%	TAK
Brazylia	BRA	900	86%	TAK	Meksyk	MEX	400	86%	TAK
Bułgaria	BUL	5	89%	TAK	Niemcy	GER	50	76%	TAK
Chile	CHL	75	79%	TAK	Panama	PAN	17,5	75%	NIE
Chiny	CHI	450	74%	NIE	Peru	PER	75	76%	TAK
Chorwacja	CRO	15	90%	TAK	Polska	POL	12,5	90%	TAK
Czechy	CZE	2,5	31%	NIE	Portugalia	POR	50	78%	TAK
Dania	DEN	5	45%	NIE	Rosja	RUS	425	94%	TAK
Estonia	EST	0	40%	NIE	RPA	RPA	300	93%	TAK
Filipiny	PHP	75	77%	TAK	Rumunia	ROM	5	77%	TAK
Finlandia	FIN	5	38%	NIE	Słowacja	SLK	2,5	80%	NIE
Francja	FRA	100	77%	TAK	Słowenia	SLO	2,5	44%	NIE
Grecja	GRE	5	54%	NIE	Szwecja	SWE	2,5	62%	NIE
Hiszpania	ESP	125	71%	NIE	Tajlandia	THA	25	74%	NIE
Holandia	NET	17,5	45%	NIE	Turcja	TUR	550	93%	TAK
Indonezja	IDN	175	59%	NIE	Ukraina	UKR	12,5	39%	NIE
Irlandia	IRL	7,5	43%	NIE	USA	USA	10	38%	NIE
Izrael	ISR	22,5	55%	NIE	Wenezuela	VEN	75	80%	TAK
Japonia	JAP	125	76%	TAK	Węgry	HUN	50	81%	TAK
Katar	QAT	10	44%	NIE	Wietnam	VIE	5	38%	NIE
Kazachstan	KAZ	7,5	37%	NIE	Wlk. Brytania	GBR	12,5	45%	NIE
Kolumbia	COL	75	80%	TAK	Włochy	ITA	375	78%	TAK
Korea Płd.	KOR	275	79%	TAK					

Uwagi: Kryterium płynności rynku – średnia dzienna wartość nominalna zawartych kontraktów w okresie 22 czerwca – 20 września 2015 r. w mln USD. Kryterium długości próby – udział liczby obserwacji dostępnych dla zmiennej w całkowitej liczbie obserwacji.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych DTCC i Bloomberg.

Wyniki badania zostały przedstawione w Tabeli 4.9. Dla każdej pary spreadów polskich i zagranicznych z powodzeniem dopasowano co najmniej jedną kopulę, co potwierdzają wysokie p -wartości testu Genesta-Rémillarda, w każdym przypadku przekraczające wartość krytyczną 0,05. Wybrane ze zbioru oszacowanych kopul na podstawie odległości od kopuli empirycznej funkcje łączące to w 14 przypadkach (2/3 liczby przypadków) kopula t -Studenta, a w 6 przypadkach – kopula SJC. W jednym przypadku kryterium odległości wskazało kopulę Gumbela. Odrzucenie kopuli normalnej na rzecz powyższych stanowi potwierdzenie argumentu przeciwko stosowaniu kopuli normalnej, a w szczególności współczynnika korelacji liniowej, w celu opisu zależności między zmiennymi finansowymi. Parametry wybranych kopul są istotne statystycznie za wyjątkiem parametru λ_L kopuli SJC dla spreadów Polski i Japonii. Wybrane kopule Studenta, SJC i Gumbela dopuszczają nietrywialną wartość współczynnika ogonowego, podczas gdy kopula

normalna, a także niektóre inne kopule znajdujące się w zbiorze badanych kopul, narzucają zerową jego wartość. Oznacza to, że zależność ogonowa jest istotną charakterystyką struktury zależności badanych spreadów SCDS.

Tabela 4.9. Oszacowania parametrów optymalnych kopul i efektu zarażania między spreadami SCDS dla Polski a spreadami SCDS dla innych krajów.

Podmiot referencyjny	Kopula	P-wartość testu Genesta-Rémillarda	Odległość od kopuli empirycznej	θ_1	θ_2	λ_L	λ_U
Brazylia	SJC	0,60	0,015	0,314 (0,036)	0,368 (0,035)	31%	37%
Bułgaria	Studenta	0,12	0,024	0,688 (0,017)	4,550 (0,893)	35%	35%
Chile	SJC	0,09	0,027	0,252 (0,040)	0,309 (0,039)	25%	31%
Kolumbia	SJC	0,36	0,018	0,343 (0,036)	0,375 (0,034)	34%	37%
Chorwacja	Studenta	0,37	0,017	0,653 (0,020)	3,639 (0,558)	37%	37%
Francja	Studenta	0,69	0,014	0,511 (0,025)	4,909 (1,001)	22%	22%
Niemcy	Studenta	0,32	0,019	0,494 (0,026)	4,073 (0,600)	25%	25%
Węgry	Studenta	0,32	0,018	0,691 (0,019)	3,642 (0,634)	40%	40%
Włochy	Studenta	0,67	0,014	0,565 (0,023)	6,528 (1,683)	19%	19%
Japonia	SJC	0,18	0,024	0,033 (0,036)	0,198 (0,039)	3%	20%
Korea Płd.	Gumbela	0,33	0,021	1,449 (0,044)	-	0%	39%
Malezja	SJC	0,90	0,011	0,130 (0,046)	0,306 (0,037)	13%	31%
Meksyk	Studenta	0,38	0,018	0,493 (0,027)	3,133 (0,383)	30%	30%
Peru	Studenta	0,31	0,019	0,472 (0,028)	3,095 (0,367)	29%	29%
Filipiny	Studenta	0,54	0,016	0,471 (0,026)	7,020 (2,004)	13%	13%
Portugalia	Studenta	0,73	0,013	0,487 (0,026)	5,048 (0,940)	20%	20%
Rumunia	SJC	0,18	0,021	0,457 (0,037)	0,530 (0,026)	46%	53%
RPA	Studenta	0,86	0,011	0,681 (0,017)	4,829 (0,966)	33%	33%
Rosja	Studenta	0,78	0,012	0,685 (0,019)	3,312 (0,515)	42%	42%
Turcja	Studenta	0,72	0,012	0,679 (0,019)	3,567 (0,602)	40%	40%
Wenezuela	Studenta	0,22	0,023	0,37 (0,029)	7,93 (2,233)	7%	7%

Uwagi: P-wartość większa od 0,05 oznacza, że nie ma podstaw do odrzucenia danej kopuli. θ_1 oraz θ_2 oznaczają parametry kopuli, przy czym w przypadku kopuli Studenta – są to odpowiednio r i v , a w przypadku kopuli SJC parametry są przekształceniem wartości współczynników ogonowych. W nawiasie podano odchylenia standardowe parametrów.

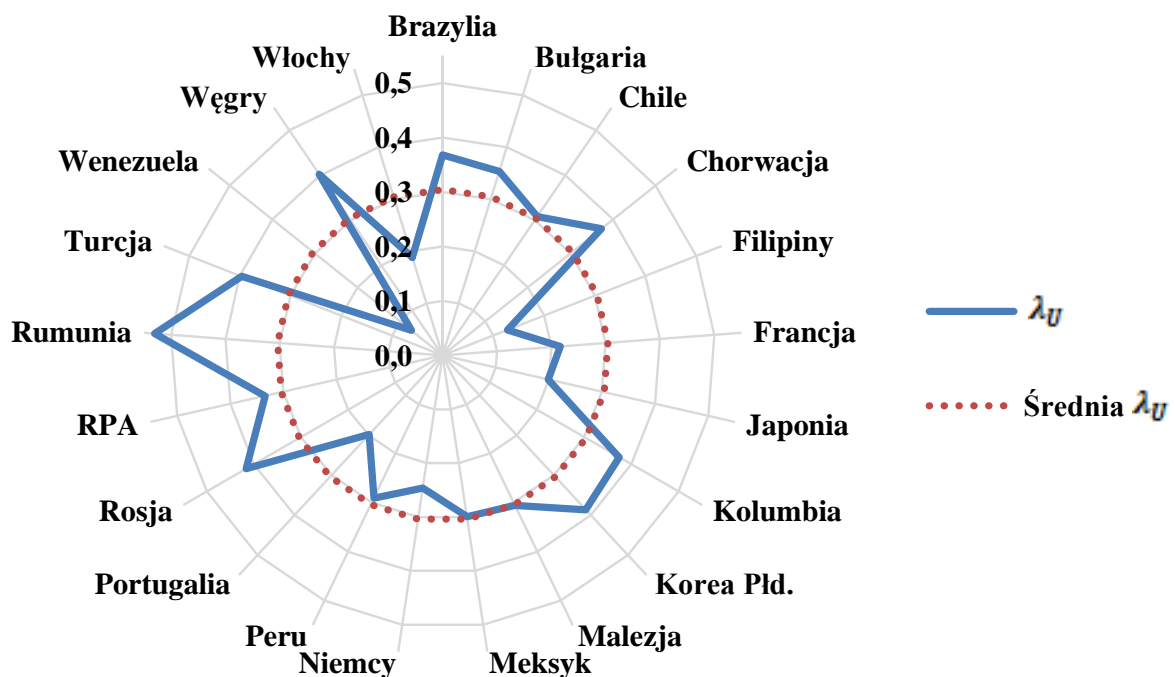
Źródło: Opracowanie własne.

Kopula Studenta narzuca równość między dolnym i górnym współczynnikiem ogonowym, podczas gdy kopula SJC umożliwia nierówność między nimi, a tym samym asymetrię w strukturze zależności. W przypadkach, gdzie wybrana została kopula SJC, oszacowane wartości λ_U są większe od wartości λ_L , czyli zależność przy ekstremalnych wzrostach spreadów jest większa niż przy ekstremalnych spadkach spreadów. Jest to ważna cecha zależności na rynkach finansowych. W momencie paniki, rynki wykazują się większą niż zwykle współzależnością. Wybór kopuli Gumbela, która dopuszcza zależność tylko w górnym ogonie potwierdza znaczenie tej prawidłowości na rynku SCDS. Asymetrię dużych

spadków i wzrostów ryzyka kredytowego na rynku swapów kredytowych w reakcji na zmiany ratingu kredytowego potwierdza badanie Huanga, Chena i Shena [2014]. Mimo to należy zauważyć, że w 5/6 przypadków, w których wybrano kopulę SJC różnica między dolnym i górnym współczynnikiem ogonowym nie jest szczególnie wysoka.

Wielkość λ_U dla poszczególnych kopul dwuwymiarowych na tle wartości średniej λ_U badanych par zmiennych przedstawiono na Wykresie 4.5. Z porównania można wyciągnąć wnioski na temat zarażania między spreadami SCDS wystawionych na Polskę i inne kraje. Wszystkie wielkości są większe od zera, co oznacza, że występuje zarażanie między wszystkimi badanymi parami spreadów SCDS. Należy podkreślić, że wielkości te są istotne statystycznie, gdyż istotne statystycznie są odpowiadające im parametry kopul. Oceniając istotność ekonomiczną zarażania można posłużyć się kryterium zaproponowanym przez Adama, Bańbułę i Markuna [2015], zgodnie z którym wartością graniczną jest 5%. Wszystkie wielkości są większe od wartości granicznej, co oznacza istotność ekonomiczną zarażania.

Wykres 4.5. Oszacowania współczynników ogonowych kopul między spreadami SCDS dla Polski i dla innych krajów na tle wartości średniej λ_U .



Źródło: Opracowanie własne.

Średnia wielkość λ_U wynosi 30%. W największym stopniu zarażanie jest widoczne między spreadami polskimi i rumuńskimi. Wystąpieniu kryzysu w przypadku jednej zmiennej towarzyszy 53-procentowe prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu w przypadku drugiej zmiennej. Wysokie wartości obserwowane są także w przypadku spreadów dla Rosji, Węgier i Turcji, odpowiednio 42%, 40% i 40%. Najmniejsze wartości przyjmuje λ_U dla spreadów włoskich, filipińskich i wenezuelskich – odpowiednio 19%, 13% i 7%. W przekroju regionalnym i stopnia rozwoju podmiotu referencyjnego można zauważyć, że powyżej wielkości średniej kształtują się wszystkie współczynniki λ_U dla krajów regionu EMEA, współczynniki λ_U dla krajów Ameryki Południowej kształtują się w pobliżu średniej, a dla krajów rozwiniętych – poniżej średniej. W konsekwencji można ocenić, że zarażanie między spreadami SCDS krajów wschodzących zbliżonych pod względem geograficznym do Polski a polskimi spreadami SCDS jest większe niż między spreadami krajów rozwiniętych a polskimi spreadami. Zgodnie z wynikami badania Huanga, Chena i Shena [2014] odpowiada za to stopień rozwoju ekonomicznego krajów, jakość prowadzonej polityki gospodarczej i korelacja rynków giełdowych między tymi krajami. Literatura empiryczna potwierdza występowanie zarażania w przypadku innych krajów. Chen, Wang i Tu [2011] wskazują na wzrost współczynników ogonowych dla spreadów kredytowych w Ameryce Południowej na skutek kryzysu argentyńskiego w 2001 r. Zarażanie z Grecji do innych krajów UGW w końcu 2009 r. jest dokumentowane przez Arghyrou i Kontonikasa [2012]. W ostatnim czasie wzrost zarażania na rynku europejskich kontraktów SCDS w okresie kryzysowym potwierdziło także badanie Komarka, Ters i Urbana [2016].

Wyniki otrzymane przez zastosowanie testu równości parametrów między kwantylami regresji kwantylowych i na podstawie oszacowań współczynników ogonowych kopul parametrycznych są zgodne z hipotezą H7 pracy o występowaniu istotnego efektu zarażania między spreadami SCDS dla innych krajów i spreadami SCDS dla Polski, który jest największy w grupie SCDS krajów wchodzących w skład tego samego koszyka SCDS. W ekstremalnym kwantylu współczynniki kierunkowe regresji są istotnie większe od współczynników w kwantylu medianowym, co ma miejsce zarówno przy uwzględnieniu czynnika globalnego, jak i bez kontrolowania jego wpływu. Współczynniki ogonowe kopuli parametrycznych są z kolei istotnie różne od zera. Wskazują jednocześnie na ekonomicznie istotne prawdopodobieństwo przeniesienia się kryzysu z obcych spreadów SCDS na polskie spready SCDS.

4.4.4. Wyniki badania własności dynamicznych powiązań za pomocą indeksu przenoszenia.

W celu weryfikacji hipotezy pomocniczej H8, która głosi, że powiązania między spreadami SCDS wykazują tendencję do wzrostu w okresach kryzysowych i do spadku w normalnych uwarunkowaniach rynkowych, posłużono się metodą indeksu przenoszenia. W ruchomym oknie 260 obserwacji szacowano modele VAR z jednym opóźnieniem⁶⁷, dokonywano uogólnionej dekompozycji wariancji błędu prognozy pięć kroków naprzód i obliczano miary związane z indeksem przenoszenia. W szczególności badano udział poszczególnych szoków dla poszczególnych zmiennych wyjaśnianiu spreadów SCDS dla Polski oraz udział polskich spreadów SCDS w wyjaśnianiu spreadów SCDS innych krajów.

Kalkulacji dokonano na resztach z regresji logarytmicznych stóp zwrotu na czynnik globalny rozumiany jako pierwsza składowa z analizy głównych składowych. Tak otrzymane zmienne należy traktować jako zwroty SCDS oczyszczone z wpływu czynnika globalnego, wspólnego dla wszystkich zwrotów SCDS. Obliczenia przeprowadzono na danych dziennych, dla próby od początku 2000 r. do końca 2015 r. Dobór krajów do próby był taki sam, jak w badaniu za pomocą kopuli parametrycznych, skutkując liczbą 22 krajów w systemie VAR. Dobór próby, w którym jako kluczowe kryteria przyjęto wielkość rynku SCDS i długość szeregów czasowych poszczególnych zmiennych zmniejszył problemy wynikające z braków w danych, wiążące się najczęściej z niską płynnością danego instrumentu.

Jako punkt wyjścia przyjęto oszacowanie przenoszenia zmian w zadanym wyżej systemie dla pełnej próby, wyniki przedstawiając w Tabeli 4.10. Indeks przenoszenia dla badanych spreadów SCDS ukształtował się na poziomie 55%, co oznacza, że taka część wariancji błędu prognozy została przeniesiona w ramach systemu. Kolejne wiersze przedstawiają udział poszczególnych zmiennych wymienionych w nagłówku tabeli (pierwszy wiersz) w dekompozycji wariancji błędu prognozy każdej zmiennej, przy czym ostatni element danego wiersza przedstawia łączny udział wszystkich zmiennych poza udziałem własnym.

Dla pierwszej zmiennej – spreadów SCDS wystawionych na polskie obligacje skarbowe – można zauważyć, że największy udział obcy w nich posiadają spready węgierskie (9,9%), rumuńskie (7,6%), bułgarskie (6,5%) i chorwackie (6,5%). Najmniejszy udział obcy posiadają natomiast spready wenezuelskie (0,1%), japońskie (0,4%), brazylijskie (0,6%), niemieckie (0,6%) i peruwiańskie (0,7%). Łączny udział obcy w spreadach polskich wynosi

⁶⁷ Taka liczba opóźnień została wybrana dla całej próby 2000-2015 na podstawie kryteriów informacyjnych. Jednocześnie większa liczba opóźnień utrudniłaby estymację w ruchomym oknie 260 obserwacji.

61%, co oznacza, że 39% wariacji błędu prognozy polskich spreadów nie zostało wyjaśnione przez kształtowanie się innych spreadów SCDS. Potwierdza to dominujące znaczenie czynnika zewnętrznego w kształtowaniu się wyceny ryzyka kredytowego Polski za pomocą kontraktów SCDS (por. Rozdział 2). Należy jednocześnie zauważyć, że mimo iż czynnik globalny został wyeliminowany poprzez wcześniejszą regresję zwrotów SCDS na pierwszy komponent z analizy głównych składowych, to nadal tak dostosowane spready posiadają znaczący wpływ na zmiany polskiego ryzyka kredytowego (por. Podrozdziały 4.4.1 i 4.4.2).

Spready regionu EMEA posiadają większy udział w wyjaśnianiu polskich spreadów SCDS (łącznie 43,8%), niż spready pozostałych krajów (łącznie 17,2%). Może to wynikać w części z faktu przynależności spreadów tych krajów do indeksu CDS iTraxx SovX CEEMEA. Wprawdzie na przestrzeni czasu skład indeksu ulegał zmianie i obecnie nie obejmuje niektórych podmiotów referencyjnych, w tym Rumunii, Bułgarii i Chorwacji, jednak wcześniejsza przynależność do indeksu wpływała na percepcję regionalnych podobieństw w ryzyku kredytowym krajów. Aktywny handel indeksem CDS wspiera hipotezę o koszykowym stylu inwestowania i traktowaniu niektórych podmiotów referencyjnych jako posiadających podobne charakterystyki, w tym zbliżone ryzyka kredytowe i wrażliwość na globalne uwarunkowania.

Kolejne kolumny Tabeli 4.10 przedstawiają udział spreadów danej zmiennej w dekompozycji wariacji błędu prognozy innych zmiennych. Dla pierwszej zmiennej – spreadów SCDS wystawionych na polskie obligacje skarbowe – można zauważyć, że największy udział posiadają one w wyjaśnianiu spreadów węgierskich (10,3%), rumuńskich (5,6%), chorwackich (5,4%), jaski i bułgarskich (5%). Najmniejszy udział natomiast posiadają w wyjaśnianiu spreadów brazylijskich (0,3%), meksykańskich (0,4%), peruwiańskich (0,5%), niemieckich (0,8%) i japońskich (0,9%). Powyższa obserwacja wskazuje, że nie tylko spready regionu wpływają na polskie spready, ale zauważalny jest także wpływ polskich spreadów na region. Jednocześnie związki z krajami oddalonymi geograficznie (Brazylia, Meksyk, Peru) lub charakteryzującymi się znacznie różną oceną ryzyka kredytowego (Niemcy, Japonia) są znacznie ograniczone.

Przedostatni element danej kolumny sumuje udziały danej zmiennej w wariacji błędów prognozy innych zmiennych. Łączny udział polskich spreadów w spreadach innych krajów wynosi 56% i znajduje się blisko średniej dla innych krajów wynoszącej 55%. Największy udział w wyjaśnianiu FEVD innych krajów posiadają spready brazylijskie (80%), a najmniejszy – japońskie (9%). Duży udział spreadów brazylijskich widoczny jest w regionie południowoamerykańskim. Brazylia jest największą gospodarką tego regionu,

co odzwierciedla się w dużym wpływie na ryzyko kredytowe partnerów regionalnych. Jednocześnie w ostatnich latach w kraju wystąpiły problemy gospodarczo-polityczne objawiające się znacznym spadkiem tempa wzrostu gospodarczego, pogłębieniem się deficytu na rachunku obrotów bieżących i skandalem korupcyjnym mogącym skutkować impeachmentem prezydent Dilmey Rousseff. W regionie LATAM zależności wewnątrzregionalne są silniejsze, niż w pozostałych regionach, na co wskazują średnie wartości przeniesionej wariancji w ramach regionu.

Ostatni wiersz Tabeli 4.10 przedstawia miarę kierunkową otrzymaną jako różnica wpływu innych zmiennych na daną i wpływu danej zmiennej na inne zmienne. Miara ta opisuje zatem, w jakim stopniu dana zmienna jest odbiorcą netto szoków. Dodatnia jej wartość oznacza, że dana zmienna jest odbiorcą netto szoków, a ujemna – że dana zmienna netto dostarcza więcej szoków, niż je z systemu odbiera (jest kontrybutorem netto). Największymi odbiorcami netto są Japonia, Chile i Wenezuela. Kraje te przede wszystkim absorbują szoki, a w mniejszym stopniu są ich źródłem w systemie. Natomiast największymi kontrybutorami netto okazują się Brazylia, Kolumbia i Meksyk. Jak wskazano wyżej, w regionie południowoamerykańskim oddziaływanie wewnątrzregionalne ma większe znaczenie, niż w pozostałych regionach. Polskie spready SCDS są umiarkowanymi odbiorcami netto szoków. Nie posiadają one tym samym znaczenia systemowego, pozostając w większym stopniu narażonymi na zmiany spreadów SCDS innych krajów.

Tabela 4.10. Tabela przenoszenia zmian między wybranymi spreadami SCDS.

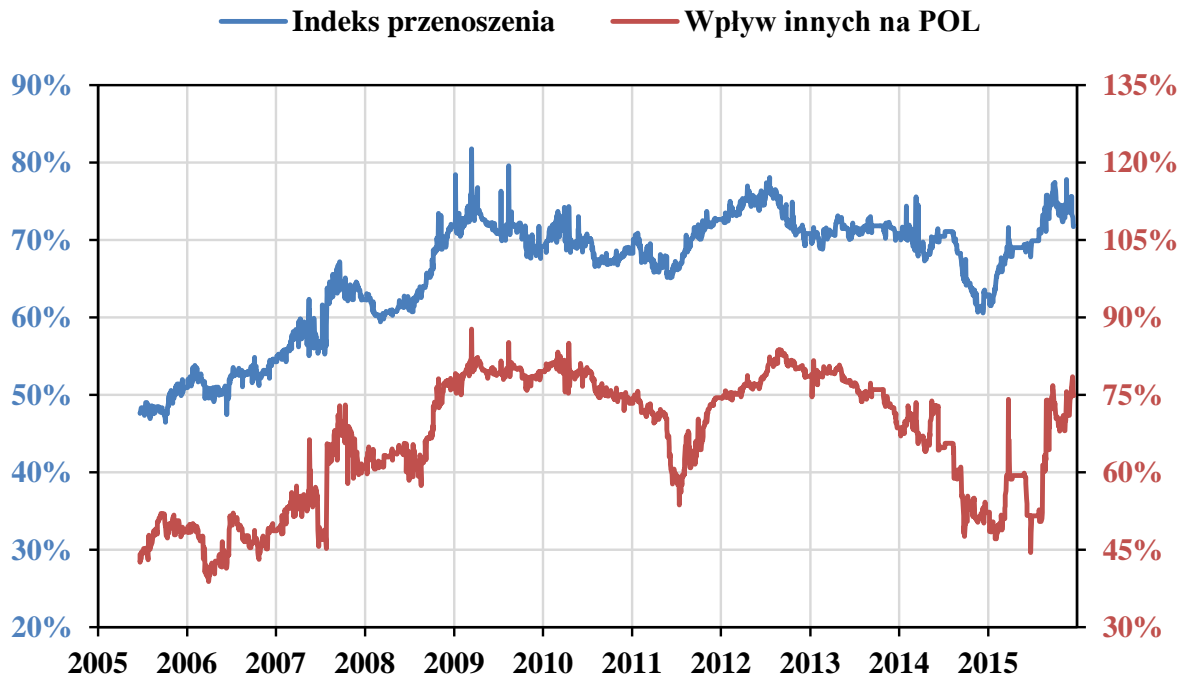
	POL	BRA	BUL	CHL	COL	CRO	FRA	GER	HUN	ITA	JAP	KOR	MAL	MEX	PER	PHP	POR	ROM	RPA	RUS	TUR	VEN	Wpływ innych
POL	39,3	0,6	6,5	1,5	0,8	6,5	1,1	0,6	9,9	3,4	0,4	2,4	1,4	1,1	0,7	1,7	1,2	7,6	5,9	3,8	3,6	0,1	61
BRA	0,3	34,5	0,8	2,1	17	0,3	0	0	0,4	0	0	0,2	0,1	16,5	15,2	0,1	0	0,5	1,3	1,7	2,9	6	65
BUL	5	1,5	31,7	1,6	1,4	12,2	0,5	0,3	4,2	1,2	0,4	2,7	2,1	1,8	1,1	1,9	0,8	15	5,8	4,4	4,3	0,3	68
CHL	1,9	3,8	2,9	56,2	4,2	2,1	0,3	0,1	1,5	0,9	0,8	2,5	2,1	5,4	3,7	1,5	0,3	2,5	3	1,7	1,6	1	44
COL	0,4	17,3	0,7	2,4	34,6	0,6	0	0	0,5	0,1	0	0,4	0,5	13,8	14	0,5	0,1	0,7	1,8	2,5	3,1	5,9	65
CRO	5,4	0,9	13,2	1,1	0,9	34	0,9	0,3	4,9	1,2	0,4	3,1	2,3	1,2	0,8	2	0,8	12,4	6	4,6	3,2	0,4	66
FRA	1,8	0,1	1,1	0,4	0	1,7	70	9,3	1,2	2,8	0,6	0,8	0,5	0	0,1	0,3	5,9	1,7	0,8	0,5	0,3	0,2	30
GER	0,8	0	0,7	0,2	0,1	0,7	10	75,1	1	2,8	0,1	0,5	0,3	0	0,1	0,4	5,1	1,3	0,1	0,2	0,4	0,2	25
HUN	10,3	0,8	6,4	1	1	6,4	0,8	0,6	42,5	1,8	0,1	2,2	1,3	1,2	0,7	1,3	1,5	7,8	5,3	3	3,5	0,3	58
ITA	4,9	0,1	2,2	0,9	0,1	2,1	2,3	2,3	2,7	56,6	0,7	2,2	1,4	0	0,1	1,3	11,8	2,4	2,5	1,4	1,5	0,3	43
JAP	0,9	0,7	2	2,4	0,4	2,5	0,5	0,3	0,5	1	73	3,9	2,6	0,9	0,6	1,9	0,9	1,3	1,8	0,8	0,9	0	27
KOR	2,1	1,2	3	1,8	0,8	3,1	0,5	0,3	1,9	1,4	1,7	36,2	16,7	1,6	1,1	13,5	0,8	2,9	3,4	3,4	2,4	0,2	64
MAL	1,4	1,5	2,6	1,7	1,2	2,5	0,3	0,2	1,3	0,9	1,3	18,2	39,7	1,8	1,1	13	0,7	2,3	2,7	3,2	2	0,1	60
MEX	0,4	16,7	1,4	3	14	0,5	0	0	0,7	0,1	0	0,6	0,5	34,8	13,9	0,4	0,1	0,9	1,9	3,4	3,4	3,3	65
PER	0,5	17	0,7	2,2	15,5	0,2	0	0	0,5	0	0	0,1	0,2	15,2	38,7	0,2	0	0,6	0,9	1,1	1,9	4,4	61
PHP	1,7	3,3	2,3	1,1	2,5	2,2	0,2	0,2	1,3	1	0,9	14,5	12,9	2,2	1,9	39,3	0,6	2,3	2,7	3,4	3,1	0,4	61
POR	1,8	0,1	1	0,3	0,3	1,4	5,5	4,3	2,2	12,6	0,4	1,8	1,4	0,1	0	0,9	60,9	1,7	1,3	0,7	0,9	0,4	39
ROM	5,6	1,1	14,7	1,2	1	11,2	0,8	0,6	5	1,3	0,2	2,7	1,9	1,2	0,8	2	0,9	33,1	6,4	4	4,1	0,2	67
RPA	4,7	2,3	5,9	1,9	2,3	5,7	0,3	0,1	4,2	1,5	0,5	2,9	1,8	2,5	1,5	2,1	0,6	6,3	33,3	9,6	9,1	0,7	67
RUS	3,1	2,8	4,7	0,9	3,3	4,5	0,3	0,1	2,3	0,9	0,2	3,1	2,8	3,7	1,8	2,9	0,4	3,9	9,8	33,7	12,9	1,9	66
TUR	3	4,2	4,8	1	3,9	3,2	0,1	0,2	2,8	1,2	0,4	2,1	1,7	3,7	2,5	2,5	0,6	4,3	9,3	13,1	34	1,5	66
VEN	0,3	10,1	0,4	0,9	9,9	0,2	0,1	0,1	0,5	0,2	0	0,6	0,2	5,5	6,5	0,2	0,1	0,3	1,1	2,6	1,7	58,7	41
Wpływ na inne	56	86	78	30	80	70	25	20	50	36	9	68	55	79	69	50	34	79	74	69	67	28	Indeks przenoszenia 55
Z_i^g	5	-21	-10	14	-15	-4	5	5	8	7	18	-4	5	-14	-8	11	5	-12	-7	-3	-1	13	

Źródło: Opracowanie własne.

W dalszej kolejności zbadano dynamikę przenoszenia zmian w ruchomym oknie 260 obserwacji, powtarzając obliczenia metodą indeksu przenoszenia dla każdego okna, co skutkowało liczbą 2738 okien obserwacji. Na Wykresie 4.6 przedstawiono oszacowania indeksu przenoszenia i łącznego wpływu zagranicznych spreadów SCDS na spready polskie. W przypadku indeksu przenoszenia, który obrazuje całą przeniesioną w ramach systemu wariację obserwowany jest wzrost w latach 2005-2008 z blisko 50% do ok. 70%. Sygnalizuje to, że w okresie przed i w trakcie kryzysu finansowego wzrastały zależności między ryzykiem kredytowym krajów. W kolejnych latach indeks fluktuował w granicach 60-80%, przy czym osiągał wyższe poziomy w apogeum kryzysu finansowego na początku 2009 r., w połowie 2012 r. – w szczycie kryzysu zadłużeniowego w strefie euro, a także w połowie 2015 r. – w momencie nasilających się obaw o ponowne wystąpienie kryzysu gospodarczego na świecie. Dynamika przenoszenia zmienności zagranicznych spreadów na polskie spready SCDS jest zgodna z dynamiką indeksu przenoszenia. Oznacza to, że udział zmienności pochodzącej od obcych zmiennych w polskich SCDS wzrastał w zbliżonych momentach czasowych względem wzrostu indeksu przenoszenia, który charakteryzuje cały system.

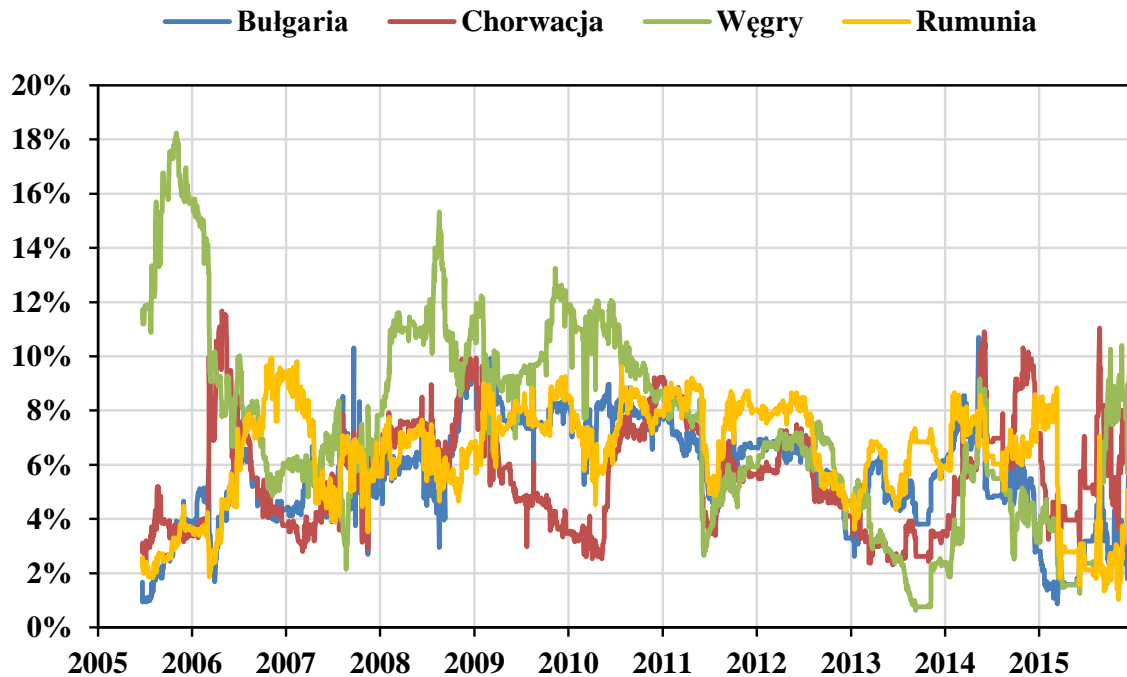
Więszą dynamiką zmian udziału w dekompozycji wariacji polskich spreadów wydają się charakteryzować spready Węgier, Portugalii, RPA, Rosji i Turcji (Wykresy 4.7-4.13). Udział spreadów portugalskich jest zbliżony do zera przez większą część próby, jednak od połowy 2009 r. do połowy 2011 r. znacznie wzrasta, do ok. 6%. Wiąże się to z wystąpieniem kryzysu zadłużeniowego w tym kraju. Portugalskie spready kredytowe były we wskazanym okresie źródłem podwyższonej zmienności w całej Unii Europejskiej [Caceres, Guzzo i Segoviano Basurto 2010]. Udział spreadów węgierskich jest znacznie większy od spreadów pozostałych krajów do połowy 2011 r., wynosząc ok. 10%, przejściowo blisko 20%, po czym zmniejsza się do ok. 5%. Bogatą dynamikę powiązań korelacyjnych w regionie środkowoeuropejskich potwierdza badanie Adama [2013b]. Wysoki udział spreadów RPA, rosyjskich i tureckich zaznacza się od początku kryzysu finansowego i pozostaje taki do 2013 r. Oznacza to, że spready kredytowe tych dużych gospodarek w większym stopniu były współzależne ze spreadami polskimi w następstwie kryzysu finansowego, który ujawnił także problemy fiskalne w poszczególnych krajach. Jednocześnie wysoki udział spreadów tych krajów można wiązać z przynależnością do jednego indeksu iTraxx SovX CEEMEA. Przyczyną malejącej współzależności w ostatnich latach mogły być regulacje zakazujące zawierania niepokrytych transakcji w SCDS, co zmniejszyło możliwość koszykowego inwestowania na rynku ryzyka kredytowego w krajach regionu należących do Unii Europejskiej.

Wykres 4.6. Oszacowania indeksu przenoszenia i wpływu zagranicznych spreadów SCDS na spready SCDS dla Polski w ruchomym oknie.



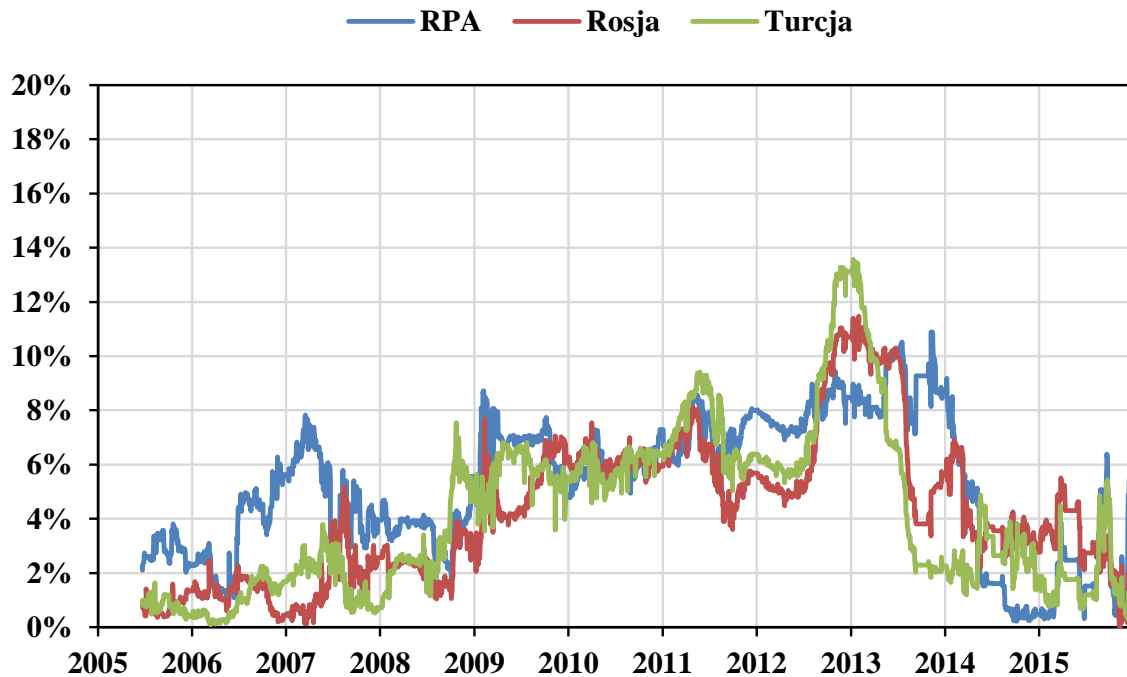
Źródło: Opracowanie własne.

Wykres 4.7. Udział spreadów SCDS krajów regionu EMEA (1) w dekompozycji wariacji polskich spreadów SCDS – oszacowania w ruchomym oknie.



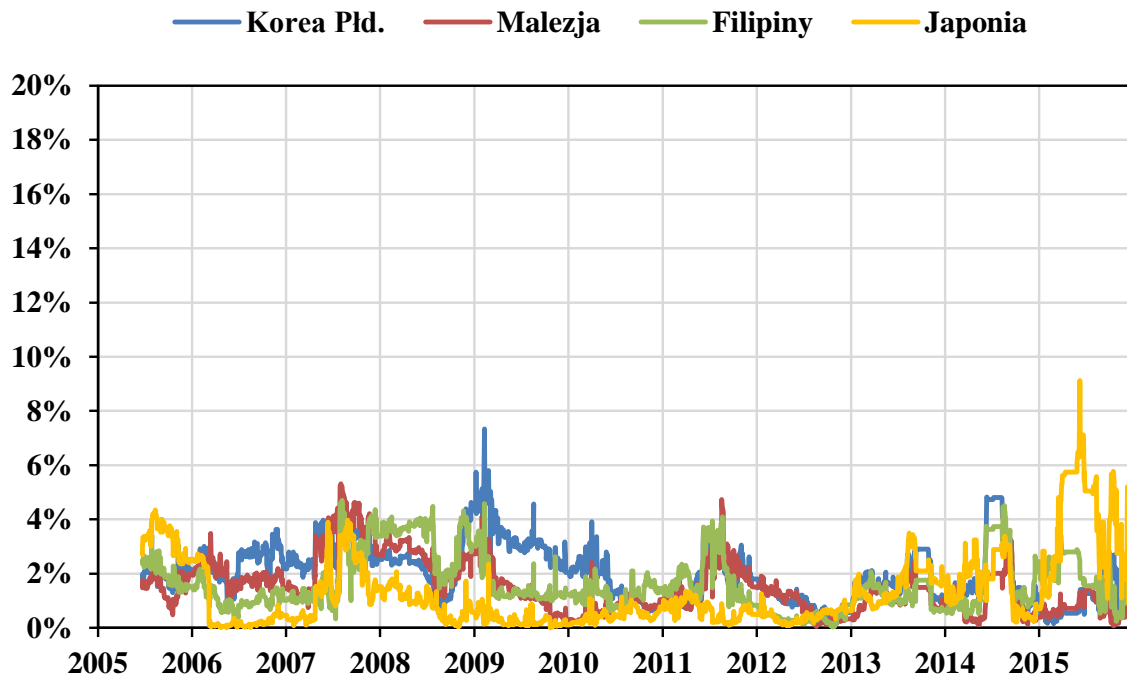
Źródło: Opracowanie własne.

Wykres 4.8. Udział spreadów SCDS krajów regionu EMEA (2) w dekompozycji wariancji polskich spreadów SCDS – oszacowania w ruchomym oknie.



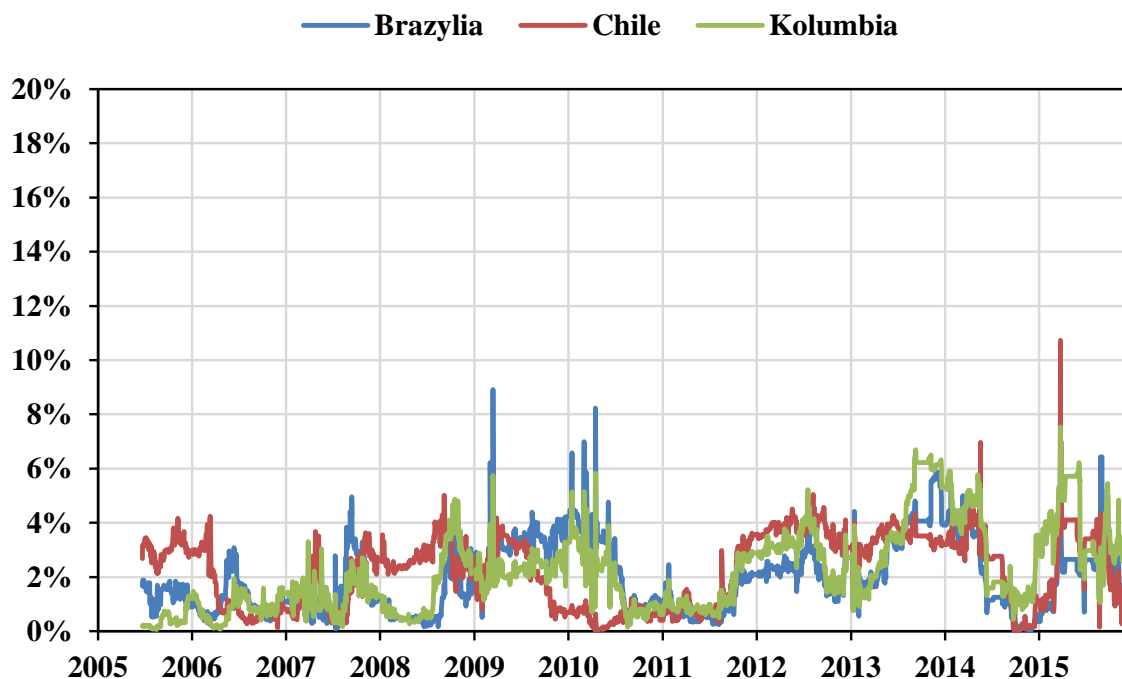
Źródło: Opracowanie własne.

Wykres 4.9. Udział spreadów SCDS krajów regionu azjatyckiego w dekompozycji wariancji polskich spreadów SCDS – oszacowania w ruchomym oknie.



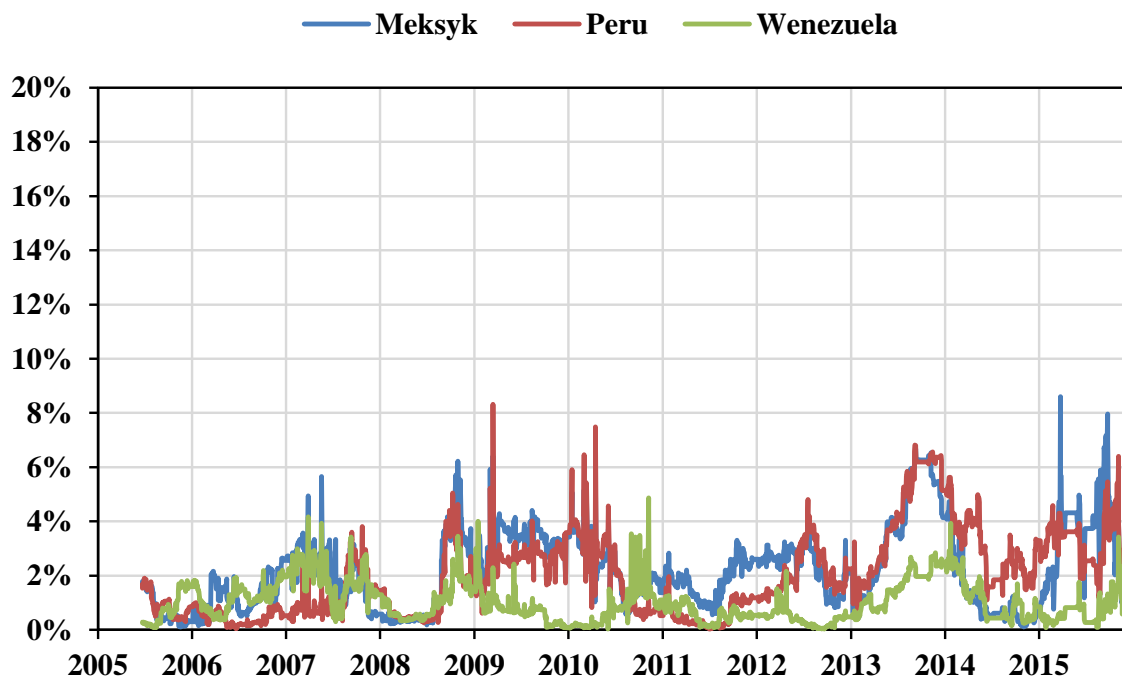
Źródło: Opracowanie własne.

Wykres 4.10. Udział spreadów SCDS krajów regionu Ameryki Płd. (1) w dekompozycji wariancji polskich spreadów SCDS – oszacowania w ruchomym oknie.



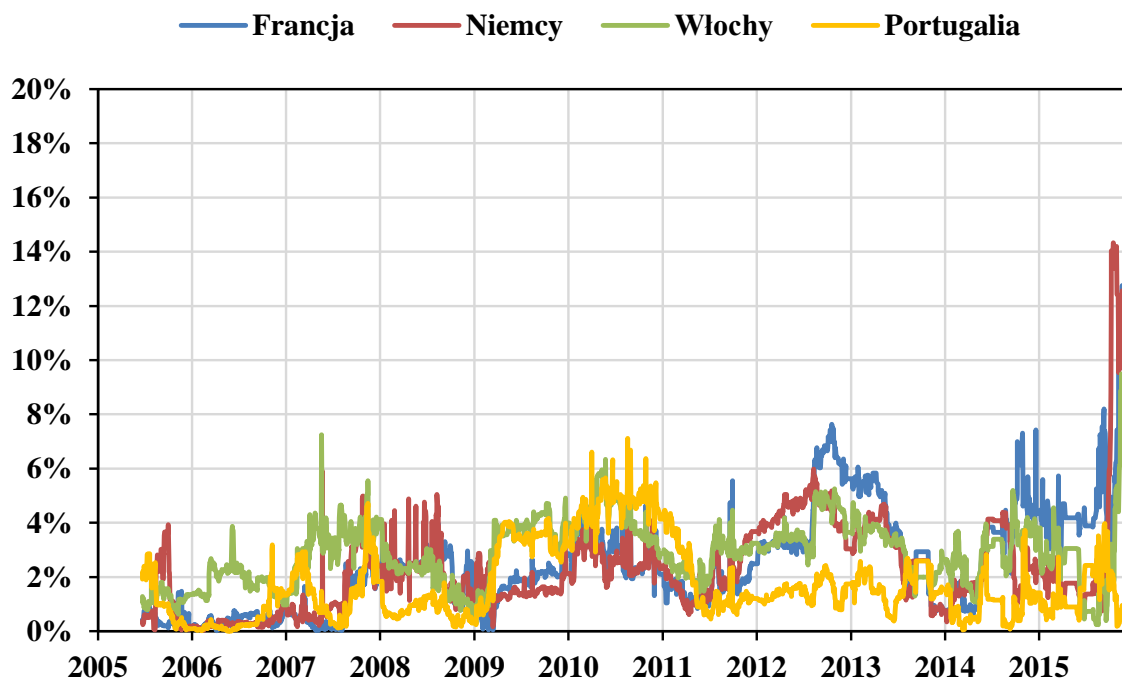
Źródło: Opracowanie własne.

Wykres 4.11. Udział spreadów SCDS krajów regionu Ameryki Płd. (2) w dekompozycji wariancji polskich spreadów SCDS – oszacowania w ruchomym oknie.



Źródło: Opracowanie własne.

Wykres 4.12. Udział spreadów SCDS krajów strefy euro w dekompozycji wariacji polskich spreadów SCDS – oszacowania w ruchomym oknie.

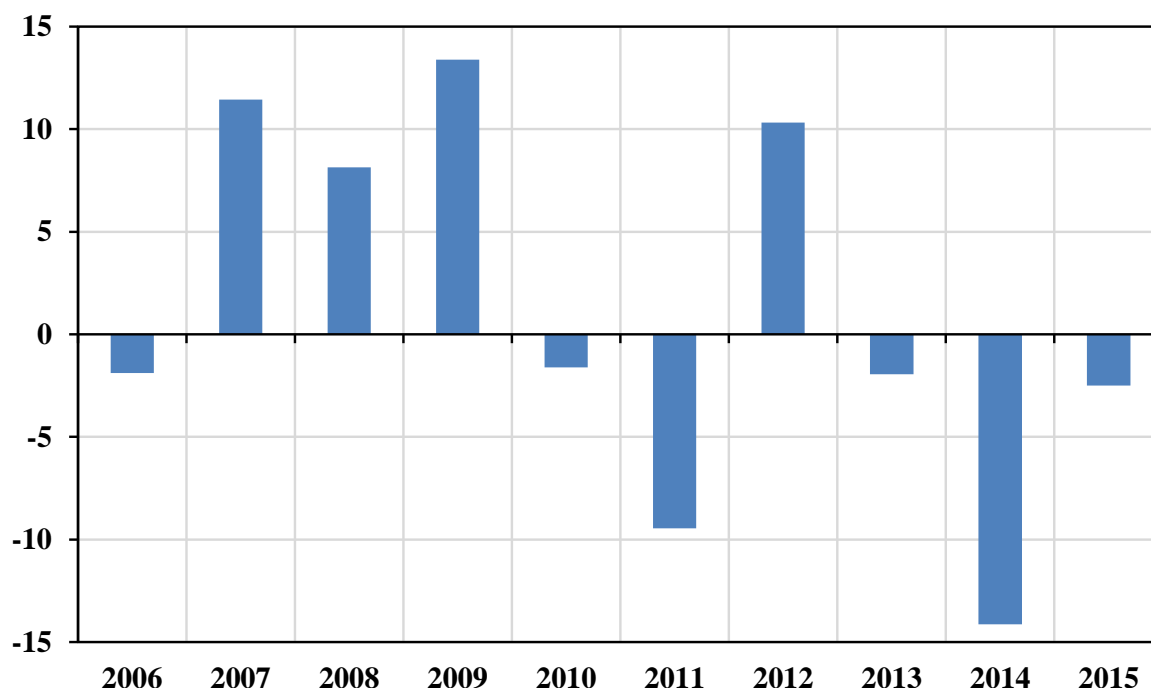


Źródło: Opracowanie własne.

Na Wykresie 4.13 przedstawiono zmiany roczne udziału przeniesionych zmian w dekompozycji wariacji polskich spreadów SCDS, które zostały obliczone jako sumy zmian dziennych. W latach 2007-2009 oraz w 2012 r. widoczny jest znaczny wzrost udziału obcych spreadów w wyjaśnianiu polskich spreadów SCDS. Pierwszy 3-letni okres odpowiada pierwszej fazie globalnego kryzysu finansowego, który, jak się powszechnie przyjmuje, rozpoczął się na rynku nieruchomości w Stanach Zjednoczonych i stosunkowo szybko rozprzestrzenił się przez sieć powiązań kapitałowych i handlowych w sektorze finansowym na inne kraje. W okresie tym skumulowany wzrost przenoszenia na polskie spready SCDS wyniósł 33 pkt. procentowe. Wzrost przenoszenia w 2012 r. odpowiada kulminacyjnej fazie kryzysu zadłużeniowego w strefie euro, w szczególności w krajach peryferyjnych – Grecji, Irlandii, Portugalii, Hiszpanii i Włoszech. Był on związany ze zmianą percepcji wielkości zadłużenia krajów wśród uczestników rynku i możliwości jego spłaty przez powyższe kraje i spekulacjom o możliwości rozpadu strefy euro. W dużej mierze dynamiczny wzrost zadłużenia w krajach peryferyjnych był pokłosiem kryzysu finansowego i polityki wsparcia kapitałowego sektora bankowego, a także wzrostu stymulacji fiskalnej w celu przeciwdziałania skutkom spadku popytu konsumpcyjnego. Z kolei w latach 2013-2015 można zaobserwować spadek przenoszenia zmian na polskie spready SCDS. Okres ten

odpowiada uspokojeniu sytuacji, zwłaszcza po deklaracji Prezesa EBC Mario Dragiego o „nieodwracalności” projektu, jakim jest strefa euro, oraz gotowości uczynienia wszystkiego, co konieczne w celu zażegnania ryzyka rozpadu strefy euro. W okresie tym obowiązywał także zakaz zawierania niepokrytych transakcji na rynku SCDS.

Wykres 4.13. Zmiana udziału spreadów SCDS innych krajów w dekompozycji wariancji polskich spreadów SCDS w poszczególnych latach.



Uwaga: Zmiana wyrażona w pkt. procentowych.

Źródło: Opracowanie własne.

Przedstawione wyżej Wykresy 4.6-4.13 są zgodne z hipotezą H8, która głosi, że powiązania między spreadami SCDS wykazują tendencję do wzrostu w okresach kryzysowych i do spadku w normalnych uwarunkowaniach rynkowych. Wskazują one bowiem, że oszacowania przenoszenia między zagranicznymi spreadami SCDS a spreadami dla Polski charakteryzują się nietrywialną dynamiką w czasie. Ulegają jednocześnie wzrostowi w części próby, która dotyczy okresu globalnego kryzysu finansowego i kryzysu zadłużeniowego w strefie euro.

Formalna weryfikacja hipotezy pomocniczej H8 wymaga jednak potwierdzenia powyższych obserwacji za pomocą testów statystycznych. W związku z tym w pierwszej kolejności przetestowano równość średnich zmian udziałów obcych zmiennych w dekompozycji wariancji polskich spreadów SCDS w kolejno następujących po sobie latach.

Wyniki przedstawiono w Tabeli 4.11. Test t -Studenta dla dwóch średnich, w którym hipoteza zerowa dotyczy równości średnich i dopuszczona jest odmienna wielkość wariancji między próbami, w każdym przypadku okazał się odrzucać hipotezę zerową o równości średnich. Oznacza to, że w każdym kolejnym roku w danej próbie lat 2005-2015 średnia wielkość przenoszenia była istotnie statystycznie różna od średniej wielkości przenoszenia w roku poprzednim. Także w latach 2010, 2013 i 2015, w których, co wynika z Wykresu 4.13, dochodziło do mniejszej zmiany przenoszenia.

Tabela 4.11. Wyniki testów równości średnich między zmianami udziału zagranicznych spreadów SCDS w spreadach SCDS dla Polski.

Lata	Statystyka t -Studenta
2005-2006	6,72 *
2006-2007	-23,36 *
2007-2008	-14,29 *
2008-2009	-37,10 *
2009-2010	8,42 *
2010-2011	24,98 *
2011-2012	-27,24 *
2012-2013	8,05 *
2013-2014	28,65 *
2014-2015	3,36 *

Uwaga: Gwiazdką (*) oznaczono odrzucenie H_0 o równości średnich między podokresami równymi latom kalendarzowym.

Źródło: Opracowanie własne.

Powyższe testy równości średnich – parami, w dwóch kolejnych latach – odpowiadają na pytanie, czy przenoszenie zmian jest zmienne w czasie lokalnie, czyli w danym podokresie dwuletnim. Testowanie można rozszerzyć na cały szereg przenoszenia zmian. Odpowiednią metodą będzie wówczas testowanie stacjonarności szeregu czasowego rozumianego jako ciąg realizacji zmiennych losowych. Proces stochastyczny jest ściśle stacjonarny jeżeli jego własności nie zależą od czasu [Verbeek 2008], czyli gdy rozkład łączny gęstości prawdopodobieństwa w każdym podzbiórze czasowym nie zależy od przesunięcia na skali czasu. Z punktu widzenia hipotezy H_8 ważne jest jednak nie to, że cały rozkład jest niezależny względem czasu, tylko jego określone momenty, w szczególności średnia i wariancja. Prowadzi to testowania słabej stacjonarności (kowariancyjnej), która wymaga, by proces miał stałą, skończoną średnią i wariancję, a (auto)kowariancja procesu zależała tylko od odległości w czasie między obserwacjami, co wymaga sformułowania trzech

następujących warunków dla procesu indeksowanego czasem procesu x_t dla każdego t i $t-s$ [Enders 2014]:

$$E(x_t) = E(x_{t-s}) = \mu \quad 4.23$$

$$E[(x_t - \mu)^2] = E[(x_{t-s} - \mu)^2] = \sigma_y^2 \quad 4.24$$

$$E[(x_t - \mu)(x_{t-s} - \mu)] = E[(x_{t-j} - \mu)(x_{t-j-s} - \mu)] = \gamma_s \quad 4.25$$

Odpowiednim testem stacjonarności wydaje się być test KPSS, w którym w równaniu testowym regresji liniowej uwzględnia się stałą, ale nie trend czasowy. W hipotezie zerowej testu badany szereg jest stacjonarny. Przetestowano szereg przenoszenia, czyli dziennych udziałów obcych spreadów SCDS w dekompozycji wariancji polskich spreadów SCDS. Test odrzucił hipotezę zerową o stacjonarności zmiennej. Statystyka testu KPSS wyniosła 2,04 przy wartości krytycznej 0,46. Oznacza to, że zgodnie ze słabą wersją definicji stacjonarności przenoszenie zmian na polskie spready SCDS nie jest stacjonarne. Dodatkowo badany szereg przenoszenia przetestowano na obecność pierwiastka jednostkowego za pomocą testu ADF, w którym w równaniu testowym dla różnic przenoszenia umieszczono stałą, opóźnioną zmienną i opóźnioną różnicę zmiennej. Statystyka testu wyniosła -2,39 przy wartości krytycznej na poziomie istotności 5% równej -2,86. Oznacza to brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o niestacjonarności z powodu pierwiastka jednostkowego. Jednocześnie test ADF dla różnic szeregu przenoszenia pozwolił odrzucić hipotezę zerową o niestacjonarności ze statystyką testową -73,31. Oznacza to, że szereg jest zintegrowany stopnia pierwszego.

Reasumując, należy ocenić, że dowód na zmienne w czasie powiązania między spreadami jest przekonujący. Oznacza to, że w różnych okresach czasu powiązania z innymi spreadami SCDS zmieniają swoją siłę, potencjalnie prowadząc do zarażania, co wykazano w poprzednim punkcie pracy. Wykazanie, że przenoszenie do Polski wykazuje niestacjonarność i zmienność w czasie jest wystarczające dla stwierdzenia, że nie ma podstaw do odrzucenia H8, która głosi, że powiązania między spreadami SCDS wykazują tendencję do wzrostu w okresach kryzysowych i do spadku w normalnych uwarunkowaniach rynkowych.

4.5. Podsumowanie.

W Rozdziale 4 badano powiązania spreadów SCDS wystawionych na polskie obligacje skarbowe ze spreadami SCDS wystawionych na inne kraje. Przedstawiono znane w literaturze przedmiotu kanały propagacji zmian na rynkach finansowych,

z uwzględnieniem rynku swapów ryzyka kredytowego. Zwrócono uwagę na różnice między współzależnością a zarażaniem w kontekście alternatywnych definicji ostatniego zjawiska.

W celu weryfikacji hipotezy pomocniczej H6 o występowaniu istotnej korelacji spreadów SCDS polskich obligacji skarbowych ze spreadami SCDS innych krajów, będącej w dużej mierze pochodną oddziaływania czynnika globalnego, obliczono współczynniki korelacji rangowej Spearmana, zarówno z uwzględnieniem czynnika globalnego, rozumianego jako pierwszy komponent z analizy głównych składowych spreadów, jak i bez jego uwzględnienia. Nie kontrolując wpływu czynnika globalnego wykazano statystyczną istotność korelacji spreadów SCDS ze wszystkimi spreadami, natomiast po wyeliminowaniu czynnika globalnego otrzymano mniejsze wartości współczynnika korelacji cząstkowej. Jednocześnie niektóre spready okazały się nadal statystycznie i ekonomicznie istotnie skorelowane ze spreadami polskimi. W konsekwencji oceniono, że czynnik globalny, związany z awersją do ryzyka jest ważną przyczyną współbieżności między spreadami SCDS. Otrzymane wyniki nie pozwoliły na odrzucenie hipotezy pomocniczej H6.

W celu weryfikacji hipotezy H7 o występowaniu istotnego efektu zarażania między spreadami SCDS dla innych krajów i spreadami SCDS dla Polski, który jest największy w grupie SCDS krajów wchodzących w skład tego samego koszyka SCDS, posłużono się metodami opartymi na regresji kwantylowej oraz kopulach dwuwymiarowych. W kwantylu reprezentującym ekstremalny wzrost ryzyka kredytowego wrażliwość polskich spreadów SCDS mierzona współczynnikiem kierunkowym regresji kwantylowej na ryzyko kredytowe innych krajów okazała się być istotnie większa niż w kwantylu opisującym normalne, spokojne uwarunkowania rynkowe. Świadczy to o występowaniu zarażania. Największa wrażliwość ujawniła się względem spreadów krajów wschodzących, a w szczególności regionu EMEA. Wyniki jakościowo nie uległy zmianie po uwzględnieniu wpływu czynnika globalnego na polskie spready SCDS.

Powyższe wnioski zostały potwierdzone przez zastosowanie alternatywnej metody opisu zależności. Wybrane postaci kopul parametrycznych, wśród których nie znalazła się kopuła gaussowska, wskazały, że zależność ogonowa jest istotną cechą rozkładów wielowymiarowych badanych zmiennych. Współczynniki ogonowe kopuli informujące o prawdopodobieństwie jednoczesnego wystąpienia ekstremalnie dużych wzrostów spreadów na rynku polskim i zagranicznym okazały się statystycznie istotnie różne od zera i ekonomicznie znaczące. Wyniki otrzymane za pomocą obydwu metod są zgodne z hipotezą pomocniczą H7.

W celu weryfikacji hipotezy H8, która głosi, że powiązania między spreadami SCDS wykazują tendencję do wzrostu w okresach kryzysowych i do spadku w normalnych uwarunkowaniach rynkowych, zastosowano metodę indeksu przenoszenia opartą na wektorowej autoregresji i dekompozycji wariancji błędu prognozy. Łączny udział zagranicznych spreadów SCDS w wyjaśnianiu zmian polskich spreadów SCDS, czyli przenoszenie zmian, wyniósł 61%. Największy udział potwierdziły spready krajów wschodzących regionu środkowoeuropejskiego. Polskie spready są umiarkowanymi odbiorcami netto szoków. Nie posiadają one tym samym znaczenia systemowego, pozostając w większym stopniu narażonymi na zmiany spreadów SCDS innych krajów.

W dalszej kolejności dokonano oszacowań miar związanych z indeksem przenoszenia w ruchomym oknie i wskazano, że w latach charakteryzujących kryzys finansowy i kryzys zadłużeniowy w strefie euro miał miejsce istotny wzrost przenoszenia zmian na polskie spready SCDS. W każdym kolejnym roku badanej próby średnia wielkość przenoszenia była różna od średniej wielkości w roku poprzednim. Oznacza to, że w różnych okresach czasu powiązania z innymi spreadami SCDS zmieniają swoją siłę, potencjalnie prowadząc do zarażania. Niestacjonarność szeregu przenoszenia zmian została potwierdzona za pomocą testu KPSS, a wykorzystanie testu ADF wskazało na to, że zmienna jest zintegrowana stopnia pierwszego. W konsekwencji stwierdzono, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy pomocniczej H8 sformułowanej w rozprawie.

ZAKOŃCZENIE

Przedmiotem rozprawy były kontrakty swapów ryzyka kredytowego wystawione na polskie obligacje skarbowe – instrumenty pochodne pozwalające na ubezpieczenie od ryzyka wystąpienia zdarzenia kredytowego, stosowane także w spekulacji na zmiany tego ryzyka. W początkowych latach funkcjonowania światowy rynek derywatów kredytowych ulegał dynamicznemu rozwojowi. Zwiększała się liczba podmiotów referencyjnych, a także liczba uczestników, wielkość i płynność rynku. Jako instrumenty umożliwiające alternatywę wobec ratingów kredytowych ocenę ryzyka kredytowego, SCDS zwiększają bowiem efektywność i transparentność wyceny ryzyka kredytowego.

W normalnych uwarunkowaniach, które dominowały we wczesnej fazie rozwoju rynku, dostrzegano przede wszystkim korzyści płynące z rozwoju rynku. Marginalizowano *par excellence* zastrzeżenia dotyczące negatywnych aspektów popularyzacji swapów. Jak w przypadku wielu rynków finansowych pozbawionych odpowiedniej regulacji i mechanizmów zabezpieczenia przed kumulowaniem się negatywnych skutków ubocznych funkcjonowania, tak w przypadku rynku CDS z czasem ujawniły się skutki nadużycia pierwotnej roli, którą miał swapy kredytowe – zabezpieczenia. W okresie eskalacji kryzysu finansowego w 2008 r. kluczowym problemem okazała się koncentracja ryzyka w ograniczonej liczbie podmiotów o znaczeniu systemowym. W rozprzestrzenianiu się kryzysu istotną rolę odegrała skomplikowana sieć powiązań handlowych i kapitałowych. Uczestnicy rynku zaczęli dostrzegać ryzyko kredytowe nie tylko podmiotów referencyjnych, ale także kontrahentów w umowach swapowych. Jednocześnie aktywność spekulacyjna mogła przyczynić się do faktu, zgodnie z którym SCDS zaczęły pełnić rolę wehikułu służącego spekulacji na pogorszenie się wiarygodności kredytowej kraju. Wzrost wyceny ryzyka kredytowego na rynku SCDS przekładał się na wzrost kosztów finansowania krajów na rynkach długu. Stąd transakcje, które teoretycznie miały zabezpieczać przed ryzykiem kredytowym, sprzyjały poniekąd jego materializacji.

Międzynarodowe wysiłki regulacyjne, zmierzające do zreformowania infrastruktury rynku instrumentów pochodnych, zapoczątkowane w 2009 r. na szczycie G20 w Pittsburghu, mają na celu zwiększenie przejrzystości ekspozycji i poprawę praktyki zarządzania ryzykiem, w szczególności w odniesieniu do ryzyka kredytowego kontrahenta. Główny nacisk został położony na standaryzację instrumentów pochodnych, przenoszenie handlu z rynków OTC na rynki giełdowe lub platformy elektroniczne, promowanie rozliczania przy udziale CCP

i raportowanie transakcji do repozytoriów handlowych. W UE uznano ponadto, że zagrożenie samospełniającymi się prognozami w wyniku handlu niepokrytymi SCDS uzasadnia wprowadzenie zakazu ich zawierania. Korzyści z reformy w postaci zyskania przez nadzorców szerszego oglądu ekspozycji poszczególnych podmiotów zostały jednak ograniczone przez zmniejszoną płynność rynku, który obecnie prawdopodobnie mniej efektywnie wycenia ryzyko kredytowe.

Mimo wygody, jaką dało politykom obciążenie swapów ryzyka kredytowego odpowiedzialnością za problemy w czasie ostatniego kryzysu finansowo-zadłużeniowego, należy pamiętać, że trudności fiskalne po stronie budżetów krajowych są zazwyczaj wynikiem przede wszystkim wcześniej narastających nierównowag w różnych sektorach gospodarki. Reinhart i Rogoff [2011] ilustrują złożoność problemu za pomocą powtarzających się cykli, w których kryzysy finansowe są poprzedzane przez znaczny przyrost zadłużenia prywatnego i publicznego, a kryzysy zadłużenia publicznego są poprzedzane przez kryzysy finansowe. Jednocześnie kraje posiadają często zadłużenie ukryte, przewyższające dobrze udokumentowane poziomy zadłużenia zagranicznego.

Celem głównym rozprawy było określenie znaczenia głównych determinant kształtowania się spreadów swapów ryzyka kredytowego, wystawionych na polskie obligacje skarbowe. W kolejnych rozdziałach badano determinanty spreadów SCDS o tenorze 5-letnim, denominowanych w dolarze amerykańskim, ich zmienność oraz powiązania ze spreadami SCDS innych krajów. Na tle globalnej grupy porównawczej rynek polskich kontraktów charakteryzował się w latach 2000-2015 przeciętną wielkością oraz wysoką płynnością.

Badanie znaczenia determinant średniej warunkowej zmian polskich spreadów SCDS przeprowadzono z wykorzystaniem klasycznego liniowego modelu regresji wielorakiej i modelu regresji kwantylowej. Ze względu na rynkowy charakter spreadów SCDS, kwotowanych z wysoką częstotliwością, w gronie potencjalnych zmiennych objaśniających umieszczono szerokie spektrum globalnych i lokalnych zmiennych finansowych, które są nośnikiem informacji o międzynarodowej i krajowej sytuacji makroekonomicznej. Na przestrzeni pełnej próby w modelu regresji liniowej istotnymi statystycznie zmiennymi objaśniającymi okazały się spread papierów skarbowych krajów wschodzących do amerykańskich, spread kredytowy spółek finansowych w Stanach Zjednoczonych, szeroki indeks akcji WIG, implikowana z opcji zmienność i skośność kursu walutowego USD/PLN. Zdolność zmiennych wskazywanych w literaturze przedmiotu do objaśniania zmian polskich spreadów SCDS okazała się ograniczona, zgodnie z hipotezą pomocniczą H1. W modelu ujawniono jednak zmiany znaczenia determinant w czasie, co postulowała hipoteza

pomocnicza H2. Relatywny udział zmiennych globalnych i lokalnych okazał się być zbliżonym do jedności w okresie przedkryzysowym, jednak w kolejnych latach na znaczeniu zyskiwały determinanty globalne kosztem lokalnych. Zmienne globalne, zgodnie z hipotezą pomocniczą H3, w okresie kryzysowym w większym stopniu determinowały zmiany spreadów SCDS niż zmienne lokalne. Alternatywna metoda ekonometryczna, regresja kwantylowa, potwierdziła powyższe rezultaty, ukazując, że w okresie ekstremalnie dużego wzrostu polskich spreadów SCDS oddziaływanie czynników globalnych nasilało się względem czynników lokalnych.

Badając determinanty drugiego momentu rozkładu warunkowego zmian spreadów SCDS dla Polski, w równaniu wariancji warunkowej modelu z rodziny GARCH umieszczono egzogeniczne zmienne finansowe o charakterze globalnym, mikrostrukturalnym i lokalnym. Wyniki estymacji na całej długości próby, a następnie w ruchomym oknie, ze względu na zdiagnozowaną niestabilność parametrów, były zgodne z hipotezą pomocniczą H4 głoszącą, że zmienność spreadów SCDS jest determinowana głównie przez zmienne globalne i mikrostrukturalne. Zmienność ta znajdowała się przede wszystkim pod wpływem zmian nastawienia do ryzyka wśród inwestorów, efektów kalendarzowych i płynności rynku. Czynniki mające źródło w Stanach Zjednoczonych oddziaływały przede wszystkim w pierwszej części próby, do 2010 r. W drugiej części próby większego znaczenia nabrały czynniki mające źródło w strefie euro i regionie środkowoeuropejskim. Można to wiązać z przekształceniem się kryzysu finansowego zapoczątkowanego w Stanach Zjednoczonych w kryzys zadłużeniowy dotykający kraje peryferyjne strefy euro i oddziałujący na koniunkturę gospodarczą w pozostałych krajach europejskich. Innymi słowy, tendencje recesyjne w danym regionie powodują większe oddziaływanie danych z tego regionu na zmienność polskich spreadów SCDS. Płynność rynku miała znaczenie dla zmienności spreadów od 2013 r., co należałoby wiązać z konsekwencją wspomnianej wcześniej regulacji zakazującej zawierania „nagich” SCDS. Tymczasem szoki informacyjne, rozumiane jako zaburzenia nie związane ze znaną uczestnikom rynku informacją, okazały się nie posiadać asymetrycznego wpływu na zmienność spreadów SCDS, co pozwoliło odrzucić hipotezę pomocniczą H5. Asymetria dodatnia, polegająca na większym wzroście zmienności w reakcji na szokowy wzrost ryzyka kredytowego, niż na nieoczekiwany spadek ryzyka kredytowego, ujawniała się co najwyżej przejściowo, a w szerszym ujęciu stanowiła rezultat nieuwzględnienia w modelu odpowiednich zmiennych egzogenicznych.

W kontekście zagadnienia determinant spreadów SCDS wystawionych na polskie obligacje skarbowe ważne są powiązania ze spreadami SCDS wystawionych na inne kraje.

Za pomocą współczynników korelacji rangowej Spearmana wykazano istotność statystyczną i ekonomiczną współzależności polskich spreadów względem spreadów zagranicznych, co postulowała hipoteza pomocnicza H6. W zgodzie z nią pozostało także to, że uwzględnienie w obliczeniach czynnika globalnego, związanego z awersją do ryzyka, spowodowało obniżenie zależności korelacyjnych. Oceniając zjawisko zarażania, odrębnie w środowisku regresji kwantylowej i kopul dwuwymiarowych, dowiedziono, że zjawisko to ma miejsce na rynku ryzyka kredytowego Polski względem zagranicy, a jego wielkość jest ekonomicznie istotna. Zarażanie ujawniło się jako fenomen dotyczący powiązań z wieloma spreadami zagranicznymi, jednak największa jego skala miała miejsce w relacji do spreadów SCDS krajów wschodzących, a w szczególności klasyfikowanych przez inwestorów jako region EMEA, zgodnie z hipotezą pomocniczą H7. Wcześniejsze rezultaty odnośnie zmian w czasie determinant potwierdziło zastosowanie metody indeksu przenoszenia dla systemu płynnych globalnych spreadów SCDS. Przenoszenie zmian okazało się charakteryzować bogatą dynamiką, zgodnie z hipotezą pomocniczą H8 wzrastając w okresach kryzysowych i ulegając normalizacji w okresach spokojnych. Największy udział w dekompozycji wariancji polskich spreadów wykazano w przypadkach spreadów regionu środkowoeuropejskiego, natomiast łączny udział zmienności wyjaśnianej przez zachowanie się zagranicznych spreadów w dekompozycji wariancji polskich spreadach wyniósł 61%.

Podsumowując, należy stwierdzić, że rezultaty przeprowadzonych w rozprawie badań są zgodne ze sformułowaną hipotezą główną, która głosi, że determinanty zewnętrzne, w tym zmienne o charakterze globalnym oraz powiązania ze spreadami płynnych globalnych kontraktów swapów ryzyka kredytowego wystawionych na inne kraje, mają dominujące znaczenie dla kształtowania się spreadów swapów ryzyka kredytowego, wystawionych na polskie obligacje skarbowe. Dotyczy to zarówno średniej rozkładów warunkowych, ich wariancji, jak i struktury zależności względem zmiennych zewnętrznych.

Wnioski płynące z przeprowadzonych badań mają praktyczny wymiar. Wskazanie na czynniki zewnętrzne i ograniczoną zdolność modelu liniowego do objaśniania zmian spreadów SCDS sugeruje, że spready te charakteryzują się zależnościami nieliniowymi, w pewnej mierze od czynników nieobserwowalnych, które oddziałują przejściowo, ale z dużą mocą. Rzeczone czynniki są w części związane z istotnie wahliwą percepcją ryzyka kredytowego wśród inwestorów. Ze względu na obserwowaną zależność polskiej gospodarki od finansowania zewnętrznego w warunkach przeważającego występowania deficytu w rachunku bieżącym oraz budżetowego, szczególnego znaczenia nabiera prowadzenie odpowiedzialnej polityki fiskalnej. Powinna ona uwzględniać zmienne nastroje inwestorów,

a tym samym posiadać margines manewru. Przykładowymi zaleceniami mogłoby być prefinansowanie potrzeb pożyczkowych i wybór odpowiedniego momentu emisji papierów dłużnych lub przygotowanie planów na wypadek zamrożenia finansowania przez inwestorów.

Powyższe wskazania należałoby traktować jako priorytetowe w czasie narastania nierównowag za granicą, gdyż w pracy potwierdzono nasilanie się znaczenia czynników zewnętrznych w wycenie ryzyka kredytowego Polski w okresach kryzysowych. W przeciwnym wypadku mogą wystąpić problemy zadłużeniowe kraju mimo skądinąd zdrowej kondycji lokalnych fundamentów makroekonomicznych. Polska jest małą otwartą gospodarką, a czynniki zewnętrzne znajdują się poza kontrolą krajowych decydentów. W okresie ekstremalnych wzrostów spreadów SCDS w minionych latach istotne znaczenie miała płynność rynku, którego uczestnikami nie są polskie podmioty, a duże zagraniczne instytucje finansowe. Istotne znaczenie miała też wycena ryzyka kredytowego zagranicznego sektora finansowego, który także nie podlega pod krajowych nadzorców i nie jest kontrolowany przez krajowy kapitał. Ograniczona możliwość oddziaływania na otoczenie zewnętrzne powoduje, że wysiłki decydentów zarządzających długiem publicznym powinny być kierowane na zapewnienie inwestorów o stabilnych fundamentach polskiej gospodarki.

Duże znaczenie dla spreadów SCDS ma sytuacja na rynku walutowym, co wydaje się sugerować pewną możliwość stabilizacji ryzyka kredytowego kraju dla banku centralnego, który dba o wartość polskiego pieniądza. Skuteczność Narodowego Banku Polskiego w zakresie stabilizacji wahań kursu walutowego w ostatnich latach potwierdza w tym kontekście badanie Adama, Kozińskiego i Zielińskiego [2013]. Tendencja do poszerzania spektrum celów polityki pieniężnej w odpowiedzi na ostatni kryzys finansowy, także w bankach centralnych realizujących strategię bezpośredniego celu inflacyjnego, jest widoczna w dyskursie akademickim. Dotyczy to szczególnie celów z zakresu stabilności systemu finansowego [Przybylska-Kapucińska 2012]. W kontekście działań regulacyjnych rozprawa wskazuje, że wymierne korzyści dla stabilizacji wyceny ryzyka kredytowego można osiągnąć monitorując, a przede wszystkim nie ograniczając płynności rynku i prowadząc politykę pieniężno-kursową sprzyjającą ograniczeniu wahań na rynku walutowym.

Z badania powiązań spreadów polskich z zagranicznymi wyłania się obraz, w którym polskie ryzyko kredytowe nie jest wyceniane w oderwaniu od ryzyka kredytowego innych krajów. Wskazywane powiązania uwidaczniają się w wysokiej korelacji, przenoszeniu zmian między spreadami SCDS i występowaniu zarażania. W czasach spokojnych bycie częścią portfela krajów wschodzących lub konkretnego ich regionu może wydawać się pozytywne dla

krajowych obligacji, gdyż stymuluje napływ kapitału na krajowy rynek i wspomaga finansowanie potrzeb pożyczkowych. W okresie tym mogą jednak budować się nadmierne pozycje niektórych inwestorów w krajowych obligacjach, który to proces okazuje się ulegać szybkiemu odwróceniu w okresach kryzysowych. Biorąc pod uwagę gwałtowność zjawiska, lepiej nie być przedmiotem wyprzedaży wszystkich składników koszyka. Jeżeli jednak w perspektywie inwestorów dany kraj musi przynależeć do pewnej ligi rozgrywek, to warto czynić wysiłki, aby była to liga wysoka.

Przeprowadzone badania mogą być źródłem wniosków także dla uczestników rynku swapów ryzyka kredytowego, przy założeniu, że zdiagnozowane prawidłowości ulegną ekstrapolacji w przyszłości. Największe korzyści z zabezpieczenia pozycji na rynku kasowym za pomocą SCDS można osiągnąć w okresie kryzysowym, kiedy cena ubezpieczenia rośnie w korelacji ze zmianami na innych rynkach – giełdowym, walutowym i papierów dłużnych. Z punktu widzenia strategii inwestycyjnej oznaczałoby to, że zabezpieczenie przed wzrostem ryzyka kredytowego będzie najbardziej efektywne przy dużych zmianach spreadów SCDS. Nachylenie krajowej krzywej dochodowości okazuje się mieć znaczenie dla spreadów tylko w okresie zmian przeciętnych tych ostatnich. Tymczasem nachylenie amerykańskiej krzywej dochodowości, podobnie jak implikowana skośność kursu walutowego i spread kredytowy indeksu spółek amerykańskich ma znaczenie tylko w okresie dużego rozszerzenia się spreadu kredytowego polskich SCDS. Inwestorzy konstruujący strategie w oparciu o zmienność powinni w większym stopniu uwzględniać moment zawierania transakcji, na co wskazuje większe znaczenie czynników mikrostrukturalnych, niż uwarunkowań lokalnych dla zmienności spreadów SCDS. W kontekście konstrukcji portfeli inwestycyjnych, zaobserwowane współzależności i zarażanie na globalnych rynkach SCDS wskazują na trudność w doborze negatywnie skorelowanych elementów portfela składającego się wyłącznie z kontraktów SCDS. Wskazanie krajów posiadających największy wpływ na spready SCDS dla Polski sugeruje jednak możliwość dostosowania się do sytuacji, w której inwestor przewiduje wystąpienie problemów z ryzykiem kredytowym tych krajów.

Biorąc pod uwagę koncentrację międzynarodowych wysiłków w zakresie monitorowania i ograniczania ryzyka systemowego, przeprowadzone w rozprawie badania mogą stanowić podstawę do podjęcia dalszych prac nad zagadnieniem powiązań finansowych, szczególnie w aspekcie globalnym, na rynku ryzyka kredytowego. Zachodzący w ostatnich latach postęp w zakresie wielowymiarowej ilościowej analizy współzależności tworzy sprzyjające ku temu warunki, podobnie jak zwiększająca się dostępność i częstotliwość danych wymaganych w analizie.

BIBLIOGRAFIA

- [1] Acharya, V., Drechsler, I., Schnabl, P., 2014, *A pyrrhic victory? Bank bailouts and sovereign credit risk*, The Journal of Finance, vol. 69(6).
- [2] Acharya, V.V., Johnson, T.C., 2007, *Insider trading in credit derivatives*, Journal of Financial Economics, vol. 84(1).
- [3] Adam, M., 2013a, *Spillovers and contagion in the sovereign CDS market*, Bank i Kredyt, vol. 44(6).
- [4] Adam, M., 2013b, *Zmienność i zależności między spreadami sovereign credit default swap dla krajów regionu CE-3*, w: „Ekonomia. Teoria, historia, praktyka”, pod. red. I. Bludnik, M. Ratajczaka i J. Walluscha, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań 2013.
- [5] Adam, M., Banbuła, P., Markun, M., 2015, *International Dependence and Contagion across Asset Classes: The Case of Poland*, Finance a Uver, vol. 65(3).
- [6] Adam, M., Koziński, W., Zieliński, J., 2013, *To what extent can central banks influence exchange rates with foreign exchange interventions? The case of Poland*, Bank for International Settlements Papers, vol. 73.
- [7] Admati, A.R., Pfleiderer, P., 1988, *A theory of intraday patterns: Volume and price variability*, Review of Financial studies, vol. 1(1).
- [8] Adrian, T., Brunnermeier, M.K., 2011, *CoVaR*, National Bureau of Economic Research Working Paper, vol. 17454.
- [9] Afonso, A., Gomes, P., Taamouti, A., 2014, *Sovereign credit ratings, market volatility, and financial gains*, Computational Statistics & Data Analysis, vol. 76.
- [10] Aizenman, J., Hutchison, M., Jinjara, Y., 2013, *What is the risk of European sovereign debt defaults? Fiscal space, CDS spreads and market pricing of risk*, Journal of International Money and Finance, vol. 34.
- [11] Alexander, C., Kaeck, A., 2008, *Regime dependent determinants of credit default swap spreads*, Journal of Banking & Finance, vol. 32(6).
- [12] Alter, A., Beyer, A., 2014, *The dynamics of spillover effects during the European sovereign debt turmoil*, Journal of Banking & Finance, vol. 42.
- [13] Amato, J.D., 2005, *Risk aversion and risk premia in the CDS market*, BIS Quarterly Review, December 2005.
- [14] Amihud, Y., Mendelson, H., Lauterbach, B., 1997, *Market microstructure and securities values: Evidence from the Tel Aviv Stock Exchange*, Journal of Financial Economics, vol. 45(3).
- [15] Amstad, M., Remolona, E., Shek, J., 2016, *How do global investors differentiate between sovereign risks? The new normal versus the old*, Journal of International Money and Finance.
- [16] Andersen, T.G., Bollerslev, T., 1998, *Answering the skeptics: Yes, standard volatility models do provide accurate forecasts*, International economic review, vol. 39.
- [17] Andersen, T.G., Bollerslev, T., Christoffersen, P.F., Diebold, F.X., 2006, *Volatility and correlation forecasting*, Handbook of economic forecasting, vol. 1.

- [18] Andersen, T.G., Bollerslev, T., Diebold, F.X., Vega, C., 2007, *Real-time price discovery in global stock, bond and foreign exchange markets*, Journal of International Economics, vol. 73(2).
- [19] Ang, A., Longstaff, F.A., 2013, *Systemic sovereign credit risk: Lessons from the U.S. and Europe*, Journal of Monetary Economics, vol. 60(5).
- [20] Anton, S.G., 2011, *The Local Determinants Of Emerging Market Sovereign Cds Spreads In The Context Of The Debt Crisis. An Explanatory Study*, Analele Stiintifice ale Universitatii "Alexandru Ioan Cuza" din Iasi-Stiinte Economice, vol. 58.
- [21] Anton, S.G., Mayordomo, S., Rodriguez-Moreno, M., 2015, *Dealing with Dealers: Sovereign CDS Comovements*, mimeo.
- [22] Arellano, C., Bai, Y., 2014, *Linkages across sovereign debt markets*, Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department Staff Report, vol. 491.
- [23] Arghyrou, M.G., Kontonikas, A., 2012, *The EMU sovereign-debt crisis: Fundamentals, expectations and contagion*, Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, vol. 22(4).
- [24] Asai, M., McAleer, M., Medeiros, M.C., 2009, *Asymmetry and leverage in realized volatility*, mimeo.
- [25] Augustin, P., 2014, *Sovereign Credit Default Swap Premia*, Journal of Investment Management, forthcoming.
- [26] Azariadis, C., 1981, *Self-fulfilling prophecies*, Journal of Economic Theory, vol. 25(3).
- [27] Badaoui, S., Cathcart, L., El-Jahel, L., 2013, *Do sovereign credit default swaps represent a clean measure of sovereign default risk? A factor model approach*, Journal of Banking & Finance, vol. 37(7).
- [28] Bai, J., 1997, *Estimating multiple breaks one at a time*, Econometric theory, vol. 13(03).
- [29] Baldacci, E., Gupta, S., Mati, A., 2011, *Political and fiscal risk determinants of sovereign spreads in emerging markets*, Review of Development Economics, vol. 15(2).
- [30] Balduzzi, P., Elton, E.J., Green, T.C., 2001, *Economic news and bond prices: Evidence from the US Treasury market*, Journal of financial and Quantitative analysis, vol. 36(4).
- [31] Bao, J., Pan, J., 2013, *Bond illiquidity and excess volatility*, Review of Financial Studies, vol. 26(12).
- [32] Barberis, N., Shleifer, A., 2003, *Style investing*, Journal of financial Economics, vol. 68(2).
- [33] Barberis, N., Shleifer, A., Wurgler, J., 2005, *Comovement*, Journal of Financial Economics, vol. 75(2).
- [34] Beber, A., Brandt, M.W., 2010, *When it cannot get better or worse: The asymmetric impact of good and bad news on bond returns in expansions and recessions*, Review of Finance, vol. 14(1).
- [35] Bekaert, G., Harvey, C.R., Lundblad, C.T., Siegel, S., 2014, *Political risk spreads*, Journal of International Business Studies, vol. 45(4).

- [36] Bellas, D., Papaioannou, M.G., Petrova, I., 2010, *Determinants of emerging market sovereign bond spreads: fundamentals vs financial stress*, w: Carlos A. Primo Braga C.A., Vincelette, G.A. (eds.), *Sovereign Debt and the Financial Crisis. Will This Time Be Different?*, Bank Światowy, Waszyngton.
- [37] Berg, T., Streitz, D., 2016, *Determinants of the Size of the Sovereign Credit Default Swap Market*, *The Journal of Fixed Income*, vol. 25(3).
- [38] Berndt, A., Obreja, I., 2010, *Decomposing european cds returns*, *Review of Finance*, vol. 14(2).
- [39] Będowska-Sójka, B., 2014, *Wpływ informacji na ceny instrumentów finansowych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań.
- [40] Będowska-Sójka, B., Kliber, A., 2010, *Realized Volatility versus GARCH and Stochastic Volatility Models. The Evidence From The WIG20 Index and the EUR/PLN Foreign Exchange Market*, *Przegląd Statystyczny*, vol. 57(4).
- [41] Będowska-Sójka, B., Kliber, A., 2013, *Economic Situation of the Country or Risk in the World Financial Market? The Dynamics of Polish Sovereign Credit Default Swap Spreads*, *Dynamic Econometric Models*, vol. 13.
- [42] BIS, 2013, *Regulatory reform of over-the-counter derivatives: an assessment of incentives to clear centrally*, A report by the OTC Derivatives Assessment Team, October 2014.
- [43] BIS, 2014, *Macroeconomic impact assessment of OTC derivatives regulatory reforms*, A report prepared by the Macroeconomic Assessment Group on Derivatives, August 2013.
- [44] BIS, 2015, *OTC derivatives statistics at end-June 2015*.
- [45] Black, F., 1976, *Studies of Stock Price Volatility Changes*, Proceedings of the Business and Economics Section of the American Statistical Association.
- [46] Black, F., Scholes, M., 1973, *The pricing of options and corporate liabilities*, *Journal of political economy*, vol. 81(3).
- [47] BlackRock, 2011, *Introducing the BlackRock Sovereign Risk Index. A More Comprehensive View of Credit Quality*, BlackRock Investment Institute, June 2011.
- [48] Boeckx, J., Dewachter, H., 2012, *Contagion in Euro Area Sovereign Bond Markets*, *Bank- en Financiewezen*, special issue.
- [49] Bollerslev, T., 1986, *Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*, *Journal of econometrics*, vol. 31(3).
- [50] Brown, R.L., Durbin, J., Evans, J.M., 1975, *Techniques for testing the constancy of regression relationships over time*, *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, vol. 37(2).
- [51] Brunnermeier, M.K., Pedersen, L.H., 2009, *Market liquidity and funding liquidity*, *Review of Financial studies*, vol. 22(6).
- [52] Caceres, C., Guzzo, V., Segoviano Basurto, M., 2010, *Sovereign spreads: Global risk aversion, contagion or fundamentals?*, IMF working papers, vol. 10(120).
- [53] Calice, G., Chen, J., Williams, J., 2013, *Liquidity spillovers in sovereign bond and CDS markets: An analysis of the Eurozone sovereign debt crisis*, *Journal of Economic Behavior & Organization*, vol. 85.

- [54] Calvo, G.A., Leiderman, L., Reinhart, C.M., 1996, *Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s*, The Journal of Economic Perspectives.
- [55] Camba-Méndez, G., Kostrzewa, K., Mospan, A., Serwa, D., 2014, *Pricing sovereign credit risk of an emerging market*, National Bank of Poland Working Papers vol. 189.
- [56] Campbell, J.Y., Hentschel, L., 1992, *No news is good news*, Journal of Financial Economics, vol. 31(3).
- [57] Carr, P., Wu, L., 2007, *Theory and evidence on the dynamic interactions between sovereign credit default swaps and currency options*, Journal of Banking & Finance, vol. 31(8).
- [58] Cass, D., Shell, K., 1983, *Do sunspots matter?*, Journal of political economy, vol. 91(2).
- [59] Chen, K., Fleming, M., Jackson, J., Li, A., Sarkar, A., 2011, *An analysis of CDS transactions: Implications for public reporting*, Federal Reserve Bank of New York Staff Report.
- [60] Chen, Y.-H., Wang, K., Tu, A.H., 2011, *Default correlation at the sovereign level: evidence from some Latin American markets*, Applied Economics, vol. 43(11).
- [61] Claey's, P.G., Vasicek, B., 2012, *Measuring sovereign bond spillover in Europe and the impact of rating news*, IREA–Working Papers, vol. 12(19).
- [62] Cohen, D., Portes, R., 2006, *Toward a Lender of First Resort*, IMF Working Paper, vol. 06/66.
- [63] Cole, H.L., Kehoe, T.J., 2000, *Self-fulfilling debt crises*, The Review of Economic Studies, vol. 67(1).
- [64] Cont, R., 2001, *Empirical properties of asset returns: stylized facts and statistical issues*, Quantitative Finance, vol. 1(2).
- [65] Corradi, V., Distaso, W., Mele, A., 2013, *Macroeconomic determinants of stock volatility and volatility premiums*, Journal of Monetary Economics, vol. 60(2).
- [66] Cossin, D., Jung, G., 2005, *Do major financial crises provide information on sovereign risk to the rest of the world? A look at credit default swap markets*, FAME Research Paper Series, vol. 134.
- [67] Coudert, V., Gex, M., 2013, *The interactions between the credit default swap and the bond markets in financial turmoil*, Review of International Economics, vol. 21(3).
- [68] Criado, S., Degabriel, L., Lewandowska, M., Linden, S., Ritter, P., 2010, *Report on Sovereign CDS*, <http://online.wsj.com/public/resources/documents/ReportonsovereignCDS12072010.pdf> [dostęp: 1.01.2016].
- [69] Daly, K., 2011, *An Overview of the Determinants of Financial Volatility: An Explanation of Measuring Techniques*, Modern Applied Science, vol. 5(5).
- [70] de Goeij, P., Marquering, W., 2006, *Macroeconomic announcements and asymmetric volatility in bond returns*, Journal of Banking & Finance, vol. 30(10).
- [71] Delatte, A.L., Gex, M., López-Villavicencio, A., 2012, *Has the CDS Market Influenced the Borrowing Cost of European Countries During the Sovereign Crisis?*, Journal of International Money and Finance, vol. 31(3).

- [72] Dergiades, T., Milas, C., Panagiotidis, T., 2014, *Tweets, Google trends, and sovereign spreads in the GIIPS*, Oxford Economic Papers, December 12, 2014.
- [73] Diebold, F.X., Yilmaz, K., 2008, *Macroeconomic volatility and stock market volatility, worldwide*, National Bureau of Economic Research, vol. 14269.
- [74] Diebold, F.X., Yilmaz, K., 2009, *Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets*, The Economic Journal, vol. 119(534).
- [75] Diebold, F.X., Yilmaz, K., 2012, *Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers*, International Journal of Forecasting, vol. 28(1).
- [76] Dieckmann, S., Plank, T., 2012, *Default risk of advanced economies: An empirical analysis of credit default swaps during the financial crisis*, Review of Finance, vol. 16(4).
- [77] Doman, M., Doman, R., 2009, *Modelowanie zmienności i ryzyka. Metody ekonometrii finansowej*, Wolters Kluwer Polska, Kraków.
- [78] Doman, M., Doman, R., 2014, *Dynamika zależności na globalnym rynku finansowym*, Difin, Warszawa.
- [79] Doman, R., 2011, *Zastosowania kopuli w modelowaniu dynamiki zależności na rynkach finansowych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań.
- [80] Duffie, D., 1999, *Credit swap valuation*, Financial Analysts Journal, vol. 55(1).
- [81] Duffie, D., Pedersen, L.H., Singleton, K.J., 2003, *Modeling sovereign yield spreads: A case study of Russian debt*, The Journal of Finance, vol. 58(1).
- [82] Dungey, M., Martin, V.L., 2007, *Unravelling financial market linkages during crises*, Journal of Applied Econometrics, vol. 22(1).
- [83] Dzieliński, M., Rieger, M.O., Talpsepp, T., 2011, *Volatility asymmetry, news, and private investors*, w: Mitra, G., Mitra, L. (eds.), *News analytics in finance*, John Wiley & Sons.
- [84] Economist, 2009, *Number crunch. The CDS market has shrunk dramatically*, The Economist, Jul 9th 2009, <http://www.economist.com/node/13988439> [dostęp: 1.01.2016].
- [85] Ederington, L.H., Lee, J.H., 1993, *How markets process information: News releases and volatility*, Journal of finance.
- [86] Edwards, S., 1986, *The pricing of bonds and bank loans in international markets: An empirical analysis of developing countries' foreign borrowing*, European Economic Review, vol. 30(3).
- [87] Embrechts, P., McNeil, A., Straumann, D., 2002, *Correlation and dependence in risk management: properties and pitfalls*, w: Dempster, M.A.H. (ed.), *Risk management: value at risk and beyond*, Cambridge University Press.
- [88] Enders, W., 2014, *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Hoboken.
- [89] Engle, R., 2009, *Anticipating Correlations: A New Paradigm for Risk Management: A New Paradigm for Risk Management*, Princeton University Press, Princeton i Oksford.

- [90] Engle, R.F., 1982, *Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation*, *Econometrica*, vol. 50(4).
- [91] Engle, R.F., Ito, T., Lin, W.-L., 1990, *Meteor showers or heat waves? Heteroskedastic intra-daily volatility in the foreign exchange market*, *Econometrica*, vol. 58(3).
- [92] Engle, R.F., Ng, V., 1993, *Modelling and Testing the Impact of News on Volatility*, *Journal of Finance*, vol. 48(5).
- [93] Engle, R.F., Rangel, J.G., 2008, *The spline-GARCH model for low-frequency volatility and its global macroeconomic causes*, *Review of Financial Studies*, vol. 21(3).
- [94] Epps, T.W., 1979, *Comovements in stock prices in the very short run*, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74(366a).
- [95] Errunza, V., Hogan, K., 1998, *Macroeconomic determinants of European stock market volatility*, *European Financial Management*, vol. 4(3).
- [96] Estrella, A., Hardouvelis, G.A., 1991, *The term structure as a predictor of real economic activity*, *The Journal of Finance*, vol. 46(2).
- [97] Farmer, R.E., 2015, *Global sunspots and asset prices in a monetary economy*, *National Bureau of Economic Research Working Paper*, vol. w20831.
- [98] Fender, I., Hayo, B., Neuenkirch, M., 2012, *Daily pricing of emerging market sovereign CDS before and during the global financial crisis*, *Journal of Banking & Finance*, vol. 36(10).
- [99] Figlewski, S., Wang, X., 2000, *Is the "Leverage Effect" a Leverage Effect?*, mimeo.
- [100] Fiszeder, P., 2009, *Modele klasy GARCH w empirycznych badaniach finansowych*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń.
- [101] Fitch, 2011, *Credit Derivatives Survey: Focus on Sovereigns and Regulatory Issues*, Fitch Special Reports.
- [102] Fleming, M.J., Remolona, E.M., 1999, *Price formation and liquidity in the US Treasury market: The response to public information*, *The journal of Finance*, vol. 54(5).
- [103] Flesaker, B., Nayakkankuppam, M., Shkurko, I., 2015, *The Bloomberg CDS Model*, Bloomberg, May 15, 2015.
- [104] Fontana, A., Scheicher, M., 2016, *An analysis of euro area sovereign CDS and their relation with government bonds*, *Journal of Banking & Finance*, vol. 62(1).
- [105] Forbes, K.J., Rigobon, R., 2002, *No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements*, *The journal of finance*, vol. 57(5).
- [106] French, K.R., Schwert, G.W., Stambaugh, R.F., 1987, *Expected stock returns and volatility*, *Journal of financial Economics*, vol. 19(1).
- [107] FSB, 2014, *OTC Derivatives Market Reforms. Eighth Progress Report on Implementation*, Financial Stability Board, 7 November 2014, <http://www.financialstabilityboard.org/2014/11/eighth-progress-report-on-implementation-of-otc-derivatives-market-reforms/> [dostęp: 1.01.2016].
- [108] FTSE, 2015, *FTSE Annual Country Classification Review, September 2015*.
- [109] Fulop, A., Lescourret, L., 2013, *Volatility and transaction costs in the Credit Default Swap market*, mimeo.

- [110] G20, 2009, *Leaders' Statement*, The Pittsburgh Summit, September 24-25 2009, https://www.g20.org/sites/default/files/g20_resources/library/Pittsburgh_Declaration_0.pdf [dostęp: 1.01.2015].
- [111] Gapen, M., Gray, D., Lim, C.H., Xiao, Y., 2008, *Measuring and analyzing sovereign risk with contingent claims*, IMF Staff Papers, vol. 55(1).
- [112] Gaunersdorfer, A., Hommes, C.H., Wagener, F.O., 2008, *Bifurcation routes to volatility clustering under evolutionary learning*, Journal of Economic Behavior & Organization, vol. 67(1).
- [113] Genest, C., Rémillard, B., 2008, *Validity of the parametric bootstrap for goodness-of-fit testing in semiparametric models*, Annales de l'IHP Probabilités et statistiques, vol. 44(6).
- [114] Gębka, B., Serwa, D., 2015, *The elusive nature of motives to trade: Evidence from international stock markets*, International Review of Financial Analysis, vol. 39.
- [115] Glosten, L.R., Jagannathan, R., Runkle, D.E., 1993, *On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks*, The journal of finance, vol. 48(5).
- [116] González-Hermosillo, B., Johnson, C.A., 2014, *Transmission of Financial Stress in Europe: The Pivotal Role of Italy and Spain, but not Greece*, IMF Working Papers, vol. 14(76).
- [117] González-Rozada, M., Yeyati, E.L., 2008, *Global factors and emerging market spreads*, The Economic Journal, vol. 118(533).
- [118] Gray, D.F., Merton, R.C., Bodie, Z., 2007, *Contingent claims approach to measuring and managing sovereign credit risk*, Journal of Investment Management, vol. 5(4).
- [119] Gunduz, Y., Kaya, O., 2013, *Sovereign default swap market efficiency and country risk in the Eurozone*, Bundesbank Discussion Papers, vol. 8/2013.
- [120] Hansen, P.R., Lunde, A., 2005, *A forecast comparison of volatility models: does anything beat a GARCH (1, 1)?*, Journal of applied econometrics, vol. 20(7).
- [121] Hartwell, C.A., 2014, *The impact of institutional volatility on financial volatility in transition economies: a GARCH family approach*, Bank of Finland Institute for Economies in Transition Working Paper, vol. 6.
- [122] Hasanhodzic, J., Lo, A.W., 2011, *Black's leverage effect is not due to leverage*, mimeo.
- [123] Heilpern, S., 2007, *Funkcje łączące*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego, Wrocław.
- [124] Heinke, V.G., 2006, *Credit spread volatility, bond ratings and the risk reduction effect of watchlistings*, International Journal of Finance & Economics, vol. 11(4).
- [125] Heinz, M.F.F., Sun, M.Y., 2014, *Sovereign CDS Spreads in Europe: The Role of Global Risk Aversion, Economic Fundamentals, Liquidity, and Spillovers*, vol. 14(17).
- [126] Hens, T., Steude, S.C., 2009, *The leverage effect without leverage*, Finance Research Letters, vol. 6(2).
- [127] Huang, A.Y., Chen, C.-C., Shen, C.-H., 2014, *Dynamics of Sovereign Credit Contagion*, The Journal of Derivatives, vol. 22(1).

- [128] Huang, J.-z., Kong, W., 2005, *Macroeconomic news announcements and corporate bond credit spreads*, mimeo.
- [129] Hui, C.-H., Chung, T.-K., 2011, *Crash risk of the euro in the sovereign debt crisis of 2009–2010*, *Journal of Banking & Finance*, vol. 35(11).
- [130] Hui, C.-H., Fong, T.P.-W., 2015, *Price cointegration between sovereign CDS and currency option markets in the financial crises of 2007–2013*, *International Review of Economics & Finance*.
- [131] Hull, J., 2012, *Options, futures, and other derivatives*, (8th ed.), Prentice Hall, Boston.
- [132] Hull, J.C., White, A., 2000, *Valuing credit default swaps I: No counterparty default risk*, [Maszynopis niepublikowany].
- [133] Hwang, S., Valls Pereira, P.L., 2006, *Small sample properties of GARCH estimates and persistence*, *The European Journal of Finance*, vol. 12(6-7).
- [134] IMF, 2009, *Responding to the Financial Crisis and Measuring Systemic Risks*, Global Financial Stability Report, April 2009.
- [135] IMF, 2010, *Meeting New Challenges to Stability and Building a Safer System*, Global Financial Stability Report.
- [136] IOSCO, 2012, *The credit default swap market*, The Board of the International Organization of Securities Commissions.
- [137] ISDA, 2011, *Briefing on sovereign CDS*, Joint ISDA/ISLA/AFME paper.
- [138] ISDA, 2014, *Adverse Liquidity Effects of the EU Uncovered Sovereign CDS Ban*, ISDA Research Note.
- [139] Ismailescu, I., Phillips, B., 2015, *Credit default swaps and the market for sovereign debt*, *Journal of Banking & Finance*, vol. 52.
- [140] Jajuga, K., Papla, D., 2005, *Extreme value analysis and copulas*, w: Cizek P., Härdle W., Weron R. (eds.), *Statistical Tools for finance and insurance*, Springer Verlag, Berlin.
- [141] Joe, H., Xu, J.J., 1996, *The estimation method of inference functions for margins for multivariate models*, Technical Report No. 66, Department of Statistics, University of British Columbia.
- [142] Jurkowska, A., 2014, *Czynniki determinujące wycenę kontraktów CDS wystawianych na dług rządowy na świecie i w Polsce*, *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, vol. 346.
- [143] Kahneman, D., Tversky, A., 1979, *Prospect theory: An analysis of decision under risk*, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, vol. 47(2).
- [144] Kaya, O., 2015, *Liquidity is key for the central clearing of derivatives*, Deutsche Bank Research.
- [145] Kiesel, F., Lücke, F., Schiereck, D., 2015, *Regulation of uncovered sovereign credit default swaps – evidence from the European Union*, *The Journal of Risk Finance*, vol. 16(4).
- [146] Kim, K., Jung, S.S., 2014, *Empirical analysis of structural change in Credit Default Swap volatility*, *Chaos, Solitons & Fractals*, vol. 60.

- [147] Kiyotaki, N., Moore, J., 2002, *Balance-sheet contagion*, American Economic Review, vol. 92(2).
- [148] Kliber, A., 2014a, *The Dynamics of Sovereign Credit Default Swaps and the Evolution of the Financial Crisis in Selected Central European Economies*, Finance a Uver, vol. 64(4).
- [149] Kliber, A., 2014b, *Ocena ryzyka Polski z wykorzystaniem tradycyjnych mierników gospodarczych oraz premii kontraktów CDS – porównanie*, Studia Oeconomica Posnaniensia.
- [150] Kliber, A., 2016, *The leverage effect puzzle: the case of European sovereign credit default swap market*, Review of Derivatives Research, Open Access.
- [151] Kliber, A., Wallusch, J., 2014, *Sunspot and Contagion in the Sovereign Credit Default Swap Market*, mimeo.
- [152] Kodres, L.E., Pritsker, M., 2002, *A rational expectations model of financial contagion*, The Journal of Finance, vol. 57(2).
- [153] Koenker, R., Bassett Jr, G., 1978, *Regression quantiles*, Econometrica: journal of the Econometric Society, vol. 46(1).
- [154] Komarek, L., Ters, K., Urban, J., 2016, *Intraday dynamics of euro area sovereign credit risk contagion*, BIS Working Papers, vol. 573.
- [155] Komarkova, Z., Lesanovska, J., Komarek, L., 2013, *Analysis of Sovereign Risk Market Indicators: The Case of the Czech Republic*, Finance a Uver, vol. 63(1).
- [156] Konopczak, M., 2014, *Ocena wpływu zmian poziomu rezerw walutowych na premię za ryzyko kredytowe Polski-wykorzystanie metody roszczeń warunkowych*, Bank i Kredyt, vol. 45(5).
- [157] Konrad, E., 2009, *The impact of monetary policy surprises on asset return volatility: the case of Germany*, Financial Markets and Portfolio Management, vol. 23(2).
- [158] Kot, S.M., Jakubowski, J., Sokołowski, A., 2011, *Statystyka*, Difin, Warszawa.
- [159] Küçük, U.N., 2009, *Non-default component of sovereign emerging market yield spreads and its determinants: Evidence from credit default swap market*, Journal of Fixed Income, Forthcoming.
- [160] Lee, G.G., Engle, R.F., 1993, *A permanent and transitory component model of stock return volatility*, mimeo.
- [161] Lettau, M., Ludvigson, S.C., 2009, *Measuring and Modeling Variation in the Risk-Return Trade-off*, w: Ait-Sahalia, Y., Hansen, L.P. (eds), Handbook of financial econometrics Vol 1: Tools and Techniques, North-Holland.
- [162] Loeys, J., Panigirtzoglou, N., 2005, *Volatility, Leverage and Returns*, JPMorgan Global Market Strategy, 19 October 2005.
- [163] Longstaff, F.A., Pan, J., Pedersen, L.H., Singleton, K.J., 2011, *How sovereign is sovereign credit risk?*, American Economic Journal: Macroeconomics 3, vol. 3(2), April 2011.
- [164] Loon, Y.C., Zhong, Z.K., 2014, *The impact of central clearing on counterparty risk, liquidity, and trading: Evidence from the credit default swap market*, Journal of Financial Economics, vol. 112(1).

- [165] Lorenzoni, G., Werning, I., 2013, *Slow moving debt crises*, National Bureau of Economic Research Working Paper, vol. 19228.
- [166] Lucas, A., Schwaab, B., Zhang, X., 2014, *Conditional euro area sovereign default risk*, Journal of Business & Economic Statistics, vol. 32(2).
- [167] Łon, E., 2006, *Makroekonomiczne uwarunkowania koniunktury na polskim rynku akcji w świetle doświadczeń międzynarodowych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań.
- [168] Maltritz, D., Molchanov, A., 2014, *Country credit risk determinants with model uncertainty*, International Review of Economics & Finance, vol. 29.
- [169] Mandelbrot, B.B., 1963, *The Variation of Certain Speculative Prices*, The Journal of Business, vol. 36(4).
- [170] Marszałek, P., 2012, *Finansyzacja-problemy i kontrowersje*, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, vol. 247.
- [171] Martens, M., 2002, *Measuring and forecasting S&P 500 index-futures volatility using high-frequency data*, Journal of Futures Markets, vol. 22(6).
- [172] Masson, P.R., 1999, *Multiple Equilibria, Contagion, and the Emerging Market Crises*, International Monetary Fund Working Paper, vol. 99(164).
- [173] Mayordomo, S., Peña, J.I., Schwartz, E.S., 2014, *Are all credit default swap databases equal?*, European Financial Management, vol. 20(4).
- [174] Meine, C., Supper, H., Weiß, G.N.F., 2016, *Is Tail Risk Priced in Credit Default Swap Premia?*, Review of Finance, vol. 20(1).
- [175] Mengle, D., 2007, *Credit Derivatives: An Overview*, Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review, vol. 4/2007.
- [176] Ministerstwo Finansów, 2016, *Zadłużenie Skarbu Państwa. Biuletyn miesięczny*, vol. 1/2016.
- [177] Minton, B.A., Stulz, R., Williamson, R., 2009, *How much do banks use credit derivatives to hedge loans?*, Journal of Financial Services Research, vol. 35(1).
- [178] Monfort, A., Renne, J.-P., 2013, *Decomposing Euro-Area Sovereign Spreads: Credit and Liquidity Risks*, Review of Finance.
- [179] Murphy, F., Murphy, B., 2010, *The Drivers of European Credit Spread Changes*, International Review of Business Research Papers, vol. 6(3).
- [180] Neely, C.J., 2011, *A Survey of Announcement Effects on Foreign Exchange Volatility and Jumps*, Federal Reserve Bank of St. Louis Review.
- [181] Nelsen, R.B., 2013, *An introduction to copulas*, Springer Science & Business Media, Nowy Jork.
- [182] Nelson, D.B., 1991, *Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach*, Econometrica: Journal of the Econometric Society, vol. 59(2).
- [183] Ng, H., Lam, K., 2016, *How Does the Sample Size Affect GARCH Model?*, mimeo.
- [184] Nieto, B., Novales, A., Rubio, G., 2014, *Macroeconomic and Financial Determinants of the Volatility of Corporate Bond Returns*, mimeo.
- [185] Norden, L., Radoeva, K., 2013, *What do we know about speculation in the CDS market?*, Midwest Finance Association 2013 Annual Meeting Paper.

- [186] Nowak, S., Andritzky, J., Jobst, A., Tamirisa, N., 2011, *Macroeconomic fundamentals, price discovery, and volatility dynamics in emerging bond markets*, Journal of Banking & Finance, vol. 35(10).
- [187] OECD, 2011, *Science, Technology and Industry Scoreboard 2011*, http://dx.doi.org/10.1787/sti_scoreboard-2011-en [dostęp: 1.01.2016].
- [188] ONZ, 2015, *World Economic Situation and Prospects 2015*.
- [189] Osińska, M., 2006, *Ekonometria finansowa*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- [190] Packer, F., Suthiphongchai, C., 2003, *Sovereign credit default swaps*, BIS Quarterly Review.
- [191] Packer, F., Zhu, H., 2005, *Contractual terms and CDS pricing*, BIS Quarterly Review, March 2005.
- [192] Pagan, A.R., Schwert, G.W., 1990, *Alternative models for conditional stock volatility*, Journal of econometrics, vol. 45(1).
- [193] Pan, J., Singleton, K.J., 2008, *Default and recovery implicit in the term structure of sovereign CDS spreads*, The Journal of Finance, vol. 63(5).
- [194] Patton, A.J., 2006, *Modelling asymmetric exchange rate dependence*, International economic review, vol. 47(2).
- [195] Pericoli, M., Sbracia, M., 2003, *A primer on financial contagion*, Journal of Economic Surveys, vol. 17(4).
- [196] Pesaran, H.H., Shin, Y., 1998, *Generalized impulse response analysis in linear multivariate models*, Economics letters, vol. 58(1).
- [197] Pires, P., Pereira, J.P., Martins, L.F., 2015, *The empirical determinants of credit default swap spreads: a quantile regression approach*, European Financial Management, vol. 21(3).
- [198] Pollack, L., 2012, Financial Times Alphaville, Mar 08, <http://ftalphaville.ft.com/2012/03/08/914421/quanto-cds-the-widow-maker/> [dostęp: 1.01.2015].
- [199] Pritsker, M., 2001, *The Channels for Financial Contagion*, w: Claessens, S., Forbes, K. (eds.), International Financial Contagion, Springer US.
- [200] Przybylska-Kapuscińska, W., 2012, *Problemy polityki pieniężnej banków centralnych w okresie kryzysu*, Ekonomia i Prawo, vol. 10(3).
- [201] Ratajczak, M., 2012, *Finansyzacja gospodarki*, Ekonomista, vol. 3.
- [202] Reinhart, C.M., Rogoff, K.S., 2011, *This Time Is Different: Eight Centuries of Financial Folly*, Princeton University Press, Princeton.
- [203] Remolona, E.M., Scatigna, M., Wu, E., 2008, *The dynamic pricing of sovereign risk in emerging markets: fundamentals and risk aversion*, Journal of Fixed Income, vol. Spring 2008.
- [204] Revoltella, D., Mucci, F., Mihaljek, D., 2010, *Properly pricing country risk: a model for pricing long-term fundamental risk applied to central and eastern European countries*, Financial Theory and Practice, vol. 34(3).

- [205] Rigobon, R., Sack, B., 2008, *Noisy macroeconomic announcements, monetary policy, and asset prices*, w: Campbell, J.Y. (ed.), *Asset prices and monetary policy*, University of Chicago Press.
- [206] Rubia, A., Sanchis-Marco, L., Serrano, P., 2015, *Market Frictions and the Pricing of Sovereign Credit Default Swaps*, *Journal of International Money and Finance*.
- [207] Rule, D., 2011, *The credit derivatives market: its development and possible implications for financial stability*, Bank of England Financial Stability Review.
- [208] Santos, C., 2011, *The euro sovereign debt crisis, determinants of default probabilities and implied ratings in the CDS market: an econometric analysis*, *Journal of Advanced Studies in Finance*, vol. 3(2).
- [209] Scherrer, C., 2010, *Sovereign Risk: Determinants of Sovereign CDS Spreads*, Praca licencjacka, University of Zurich, [Maszynopis niepublikowany].
- [210] Schroeder, M., Riedler, J., Jaroszek, L., Lang, G., 2011, *Assessment of the Cumulative Impact of Various Regulatory Initiatives on the European Banking Sector*, European Parliament, IP/A/ECON/ST/2010-21, August 2011.
- [211] Schwert, G.W., 1989, *Why does stock market volatility change over time?*, *The journal of finance*, vol. 44(5).
- [212] Shefrin, H., 2008, *A behavioral approach to asset pricing*, Academic Press, Stany Zjednoczone.
- [213] Shinagawa, Y., 2014, *Determinants of Financial Market Spillovers: The Role of Portfolio Diversification, Trade, Home Bias, and Concentration*, IMF Working Papers, vol. 14(187).
- [214] Sibuya, M., 1959, *Bivariate extreme statistics, I*, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, vol. 11(2).
- [215] Skinner, F.S., Nuri, J., 2007, *Hedging emerging market bonds and the rise of the credit default swap*, *International Review of Financial Analysis*, vol. 16(5).
- [216] Sklar, A., 1959, *Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges*, *Publications de l'Institut de Statistique de L'Université de Paris*, vol. 8.
- [217] Slive, J., Witmer, J., Woodman, E., 2012, *Liquidity and Central Clearing: Evidence from the CDS Market*, Bank of Canada Working Paper, vol. 2012(38), December 2012.
- [218] Sobczyk, M., 2010, *Statystyka opisowa*, Wydawnictwo CH Beck, Warszawa.
- [219] Spanos, A., 1986, *Statistical Foundations of Econometric Modelling*, Cambridge University Press,
- [220] Stulz, R.M., 2010, *Credit Default Swaps and the Credit Crisis*, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 24(1).
- [221] Subrahmanyam, M., Tang, D.Y., Wang, S.Q., 2014, *Does the Tail Wag the Dog? The effect of credit default swaps on credit risk*, *Review of Financial Studies*, forthcoming.
- [222] Sundaram, R.K., Das, S.R., 2011, *Derivatives: principles and practice*, McGraw-Hill Irwin, New York.
- [223] Tett, G., 2009, *Fool's gold : how the bold dream of a small tribe at J.P. Morgan was corrupted by Wall Street greed and unleashed a catastrophe*, Free Press, New York.

- [224] Tsay, R.S., 2005, *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley & Sons, Hoboken, New Jersey.
- [225] Verbeek, M., 2008, *A guide to modern econometrics*, John Wiley & Sons, Chichester.
- [226] Welfe, A., 2009, *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- [227] White, R., 2014, *The Pricing and Risk Management of Credit Default Swaps, with a Focus on the ISDA Model*, OpenGamma Quantitative Research, vol. 16.
- [228] Whittle, P., 2000, *Probability via expectation*, (4th ed.), Springer, New York.
- [229] Zhang, F.X., 2008, *Market expectations and default risk premium in credit default swap prices: A study of Argentine default*, *The Journal of Fixed Income*, vol. 18(1).
- [230] Zinna, G., 2013, *Sovereign default risk premia: Evidence from the default swap market*, *Journal of Empirical Finance*, vol. 21.

SPIS TABEL

Tabela 1.1.	Założenia w modelu standardowym ISDA dla kalkulacji przepływów w trakcie trwania kontraktu SCDS.....	14
Tabela 1.2.	Statystyki opisowe spreadów SCDS w okresie 1.01.2000-31.12.2015.	38
Tabela 1.3.	Statystyki opisowe zwrotów logarytmicznych spreadów SCDS w okresie 1.01.2000-31.12.2015.	41
Tabela 1.4.	Średnia wielkość i płynność rynku SCDS.	46
Tabela 2.1.	Statystyki opisowe logarytmicznych stóp zwrotu zmiennych w badaniu determinant spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015.....	79
Tabela 2.2.	Wyniki estymacji modelu zmian spreadów SCDS dla Polski z wykorzystaniem pełnego zbioru zmiennych objaśniających w okresie 1.10.2004-30.06.2015.	80
Tabela 2.3.	Wyniki estymacji modelu zmian spreadów SCDS dla Polski z wykorzystaniem istotnych zmiennych objaśniających w okresie 1.10.2004-30.06.2015.	82
Tabela 2.4.	Wyniki testu Baia na zmiany strukturalne w modelu zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015.	86
Tabela 2.5.	Wyniki estymacji modelu zmian spreadów SCDS dla Polski w podpróbach określonych przez test zmian strukturalnych.	87
Tabela 2.6.	Wyniki estymacji modelu regresji kwantylowej zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015 dla $\tau = 0,01$	97
Tabela 2.7.	Wyniki estymacji modelu regresji kwantylowej zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015 dla $\tau = 0,5$	98
Tabela 2.8.	Wyniki estymacji modelu regresji kwantylowej zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015 dla $\tau = 0,99$	99
Tabela 3.1.	Statystyki opisowe zmiennych w modelowaniu determinant zmienności spreadów okresie 1.10.2004-30.06.2015.	133
Tabela 3.2.	Wyniki estymacji modelu AR(1) dla średniej warunkowej zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015.	136
Tabela 3.3.	Wyniki testu ARCH dla szeregu kwadratów reszt z modelu AR(1) dla zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-29.06.2015.	136
Tabela 3.4.	Wyniki testu niezależności BDS dla szeregu reszt z modelu AR(1) dla zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-29.06.2015.	136
Tabela 3.5.	Wartości kryterium informacyjnego Schwarz – procedura wyboru modelu zmienności ze zmiennymi egzogenicznymi dla zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-29.06.2015.	137

Tabela 3.6.	Wyniki estymacji modelu zmienności spreadów SCDS dla Polski AR(1)-ARCH(5) z rozkładem t-Studenta ze zmiennymi egzogenicznymi w równaniu wariancji warunkowej w okresie 1.10.2004-29.06.2015.	139
Tabela 3.7.	Udział modeli zmienności spreadów SCDS dla Polski z istotną statystycznie daną zmienną egzogeniczną w ogólnej liczbie modeli estymowanych w ruchomym oknie.....	141
Tabela 3.8.	Wartości kryterium informacyjnego Schwarza – procedura wyboru modelu zmienności bez efektów asymetrycznych dla zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-29.06.2015.	146
Tabela 3.9.	Wyniki estymacji modelu zmienności spreadów SCDS dla Polski AR(1)-EGARCH(1,1) z rozkładem błędu GED bez efektów asymetrycznych w okresie 1.10.2004-29.06.2015.	147
Tabela 3.10.	Wyniki testów SB, NSB i PSB dla modelu zmienności spreadów SCDS dla Polski AR(1)-EGARCH(1,1) z rozkładem błędu bez efektów asymetrycznych GED w okresie 1.10.2004-29.06.2015.....	148
Tabela 3.11.	Wartości kryterium Schwarza – procedura wyboru modelu zmienności z efektami asymetrycznymi dla zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-29.06.2015.	149
Tabela 3.12.	Wyniki estymacji modelu zmienności spreadów SCDS dla Polski AR(1)-EGARCH(3,3) z rozkładem normalnym z efektem asymetrii w okresie 1.10.2004-29.06.2015.	150
Tabela 4.1.	Kanały transmisji szoków realnych.	164
Tabela 4.2.	Funkcje łączące i odpowiadające im współczynniki ogonowe.....	177
Tabela 4.3.	Wielkość i istotność statystyczna współczynnika korelacji Spearmana między spreadami SCDS dla Polski i innych krajów.	183
Tabela 4.4.	Korelacja rangowa między pierwszym komponentem z analizy głównych składowych spreadów SCDS a zmiennymi globalnymi.	185
Tabela 4.5.	Wielkość i istotność współczynników korelacji cząstkowej Spearmana między spreadami SCDS dla Polski i innych krajów.	186
Tabela 4.6.	Zarażanie spreadów SCDS dla Polski przez spready innych krajów – metoda regresji kwantylowej.	189
Tabela 4.7.	Zarażanie spreadów SCDS dla Polski przez spready innych krajów z uwzględnieniem wpływu czynnika globalnego – metoda regresji kwantylowej.	191
Tabela 4.8.	Kryteria doboru spreadów SCDS w badaniu zarażania za pomocą kopuli.....	194
Tabela 4.9.	Oszacowania parametrów optymalnych kopul i efektu zarażania między spreadami SCDS dla Polski a spreadami SCDS dla innych krajów.	195
Tabela 4.10.	Tabela przenoszenia zmian między wybranymi spreadami SCDS.	201

Tabela 4.11. Wyniki testów równości średnich między zmianami udziału zagranicznych spreadów SCDS w spreadach SCDS dla Polski.....	208
---	-----

SPIS WYKRESÓW

Wykres 1.1.	Płatności w swapie ryzyka kredytowego.....	15
Wykres 1.2.	Wartość nominalna brutto nabytych kontraktów SCDS (w bln USD) przez poszczególnych uczestników rynku w latach 2005-2015.....	26
Wykres 1.3.	Porównanie kosztów ponoszonych przez bank w transakcji dwustronnej i rozliczanej centralnie.....	32
Wykres 1.4.	Szeregi czasowe spreadów SCDS w okresie 1.01.2000-31.12.2015.....	42
Wykres 1.5.	Wartość nominalna kontraktów SCDS dla Polski na tle wartości nominalnej SCDS dla regionu CEEMEA oraz świata w latach 2009-2015.....	48
Wykres 1.6.	Spready bid-ask (pb) premii SCDS w Polsce na tle wartości średniej dla regionu CEEMEA i świata w latach 2004-2015.....	49
Wykres 2.1.	Szeregi czasowe logarytmicznych stóp zwrotu zmiennych w badaniu determinant spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015.....	78
Wykres 2.2.	Szereg reszt modelu zmian spreadów SCDS dla Polski z wykorzystaniem istotnych zmiennych objaśniających w okresie 1.10.2004-30.06.2015.....	84
Wykres 2.3.	Szereg reszt rekursywnych modelu zmian spreadów SCDS dla Polski z wykorzystaniem istotnych zmiennych objaśniających w okresie 1.10.2004-30.06.2015.....	84
Wykres 2.4.	Wyniki testu CUSUM dla kwadratów reszt modelu zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015.....	85
Wykres 2.5.	Wkład zmiennych objaśniających do wartości teoretycznej w modelu zmian spreadu SCDS dla Polski ze zmianami strukturalnymi w okresie 1.10.2004-30.06.2015 na tle średniego spreadu SCDS dla Polski.....	91
Wykres 2.6.	Znormalizowany wkład zmiennych objaśniających do wartości teoretycznej w modelu zmian spreadu SCDS dla Polski ze zmianami strukturalnymi w okresie 1.10.2004-30.06.2015 na tle średniego spreadu SCDS dla Polski...	92
Wykres 2.7.	Oszacowania parametrów zmiennych WIG i PLSLOPE w zależności od kwantyla rozkładu warunkowego zmian spreadu SCDS dla Polski.....	101
Wykres 2.8.	Znormalizowany wkład zmiennych objaśniających do wartości teoretycznej w modelu regresji kwantylowej zmian spreadu SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015 w podziale na kwantyle zmian spreadu.....	102
Wykres 3.1.	Funkcja autokorelacji (ACF) i autokorelacji cząstkowej (PACF) dla zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015.....	125
Wykres 3.2.	Funkcja autokorelacji (ACF) dla kwadratów zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015.....	125

Wykres 3.3.	Histogram zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015.	126
Wykres 3.4.	Wykres kwantyl-kwantyl dla zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015.....	127
Wykres 3.5.	Szereg zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015..	128
Wykres 3.6.	Wariancja warunkowa zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-30.06.2015 estymowana za pomocą modelu AR(1)-GARCH(1,1).	129
Wykres 3.7.	Szeregi czasowe zmiennych w modelowaniu determinant zmienności spreadów w okresie od 1.10.2004-30.06.2015.	134
Wykres 3.8.	Zmienność spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-29.06.2015.....	140
Wykres 3.9.	<i>P</i> -wartości oszacowań parametrów zmiennych egzogenicznych w modelach zmienności spreadów SCDS dla Polski estymowanych w ruchomym oknie.	142
Wykres 3.10.	Wielkość oszacowań parametrów zmiennych egzogenicznych w modelach zmienności spreadów SCDS dla Polski estymowanych w ruchomym oknie.	143
Wykres 3.11.	Krzywa wpływu informacji dla zmian spreadów SCDS dla Polski w okresie 1.10.2004-29.06.2015.....	151
Wykres 3.12.	<i>P</i> -wartości statystyk testów SB, NSB i PSB dla modeli zmienności spreadów SCDS dla Polski AR(1)-EGARCH(1,1) bez efektów asymetrycznych estymowanych w ruchomym oknie.	153
Wykres 3.13.	<i>P</i> -wartości oszacowań parametrów asymetrii γ w modelach zmienności AR(1)-EGARCH(3,3) spreadów SCDS dla Polski estymowanych w ruchomym oknie.	154
Wykres 3.14.	Wielkość oszacowań parametrów asymetrii γ w modelach zmienności spreadów SCDS dla Polski AR(1)-EGARCH(3,3) estymowanych w ruchomym oknie.	154
Wykres 4.1.	Kroczące współczynniki korelacji Pearsona przy różnej wrażliwości symulowanych spreadów SCDS jednego z krajów na czynnik globalny.....	160
Wykres 4.2.	Kroczące współczynniki korelacji Pearsona między zwrotami symulowanych spreadów SCDS przy różnej skali czynnika globalnego.....	162
Wykres 4.3.	Ładunki pierwszych trzech komponentów w analizie głównych składowych dla badanych spreadów SCDS.....	184
Wykres 4.4.	Wielkość współczynników korelacji i korelacji cząstkowej Spearmana między spreadami SCDS dla Polski i innych krajów.	187
Wykres 4.5.	Oszacowania współczynników ogonowych kopul między spreadami SCDS dla Polski i dla innych krajów na tle wartości średniej λ_U	196

Wykres 4.6.	Oszacowania indeksu przenoszenia i wpływu zagranicznych spreadów SCDS na spready SCDS dla Polski w ruchomym oknie.	203
Wykres 4.7.	Udział spreadów SCDS krajów regionu EMEA (1) w dekompozycji wariacji polskich spreadów SCDS – oszacowania w ruchomym oknie.	203
Wykres 4.8.	Udział spreadów SCDS krajów regionu EMEA (2) w dekompozycji wariacji polskich spreadów SCDS – oszacowania w ruchomym oknie.	204
Wykres 4.9.	Udział spreadów SCDS krajów regionu azjatyckiego w dekompozycji wariacji polskich spreadów SCDS – oszacowania w ruchomym oknie.	204
Wykres 4.10.	Udział spreadów SCDS krajów regionu Ameryki Płd. (1) w dekompozycji wariacji polskich spreadów SCDS – oszacowania w ruchomym oknie.	205
Wykres 4.11.	Udział spreadów SCDS krajów regionu Ameryki Płd. (2) w dekompozycji wariacji polskich spreadów SCDS – oszacowania w ruchomym oknie.	205
Wykres 4.12.	Udział spreadów SCDS krajów strefy euro w dekompozycji wariacji polskich spreadów SCDS – oszacowania w ruchomym oknie.	206
Wykres 4.13.	Zmiana udziału spreadów SCDS innych krajów w dekompozycji wariacji polskich spreadów SCDS w poszczególnych latach.	207

SUMMARY

Credit risk is the risk that promised payments on an obligation will not materialize. As a compensation for bearing this risk, the holder of a bond or a loan typically receives higher yield than could be obtained on similar instruments with lower risk. The credit spread is thus a measure of the extra yield on a credit-risky asset over a benchmark risk-free rate. Credit derivatives enable stripping and transferring the credit risk of a security separately from its other risks. Sovereign credit default swap (SCDS) offers payout if a specified credit event occurs with regard to a sovereign or agency bond. Therefore, SCDS offers protection on the underlying obligation to its buyer. It also allows speculation on credit risk changes of the reference entity.

The main goal of the dissertation was to quantify the effects of the major determinants of the dynamics of SCDS spreads referencing Polish government bonds. These factors comprised financial market variables which carried information on the state of global and local economies, as well as liquid SCDS spreads referencing other sovereigns. According to the main hypothesis, the main drivers of Polish SCDS spread dynamics are external factors including global financial market variables and SCDS spreads referencing other sovereigns. In the research both conditional mean of the changes of Polish SCDS spread and its conditional variance have been investigated. The dependence structure between Polish and foreign SCDS spreads has been studied, too. The research sample covered the period of 2000-2015.

In the first chapter, credit default swap contractual terms and markets were introduced. Special attention was paid to the market infrastructure, participants, as well as opportunities and threats caused by the dynamic growth of the market. Statistical properties and time series properties of the SCDS spreads and their liquidity were thoroughly described.

In the second chapter, the determinants of Polish SCDS spread changes were studied. The classical linear regression model revealed that in the full sample the statistically significant variables were: spreads of emerging market sovereign bonds vs. US Treasuries, credit spreads of US financial companies, the broad Warsaw Stock Exchange index WIG, option-implied volatility, and skewness of the USDPLN exchange rate. The model's coefficient of determination was rather small. Further testing revealed that there were structural breaks in the coefficients; thus in the next step the regression was re-estimated in subsamples determined by the key events of the global financial crisis. In the pre-crisis period, the relative importance of global and local factors was balanced, while in the post-

crisis phase, global factors dominated. An alternative method, quantile regression, confirmed the results. In the periods of extreme spread changes, i.e. in the top quantiles of the dependent variable, global factors became more important than local factors.

In the third chapter, the determinants of Polish SCDS spread volatility and its asymmetric reaction to news were examined. In the conditional variance equation of a GARCH-family model, the following exogenous variables turned out to be statistically significant: risk aversion, calendar effects and liquidity, i.e. the global and microstructural factors. Furthermore, news proved not to have asymmetric impact on the volatility. The periods of asymmetric impact were rather short-lived and most likely they were the effects of model misspecification.

In the fourth chapter, linkages between Polish and foreign SCDS spread changes were studied. Spearman's rank correlation coefficients, more robust to deviations of the distributions from normality than Pearson coefficients, proved to be significant from statistical and in numerous cases also economic point of view. Although correlation coefficients conditioned on the global factor obtained from the principal components analysis of global spreads were lower, they retained statistical significance. Strong contagion effect was confirmed through quantile regressions and copula functions, with the latter describing the full dependence structure between Polish and foreign credit spreads. The most severe contagion was found between the credit risk of Poland and EMEA region. The Spillover Index method based on vector autoregressions and forecast error variance decompositions elucidated that spillovers were time-varying, increasing during crisis periods and declining during calm ones. Credit spreads of Central and Eastern Europe had the largest share in variance decomposition, with the total share of foreign contributions amounting to 61 percent.

To conclude, the results of the research are consistent with the hypothesis that external factors including global financial market variables and SCDS spreads referencing other sovereigns are the main drivers of Polish SCDS spread changes. The statement was confirmed in the case of the conditional mean and variance of the Polish spreads, as well as in the case of the dependence structure between Polish and foreign credit spreads. The results, although mainly positive in nature, yield also normative implications for economic policy, as well as for bond and credit risk market investors.