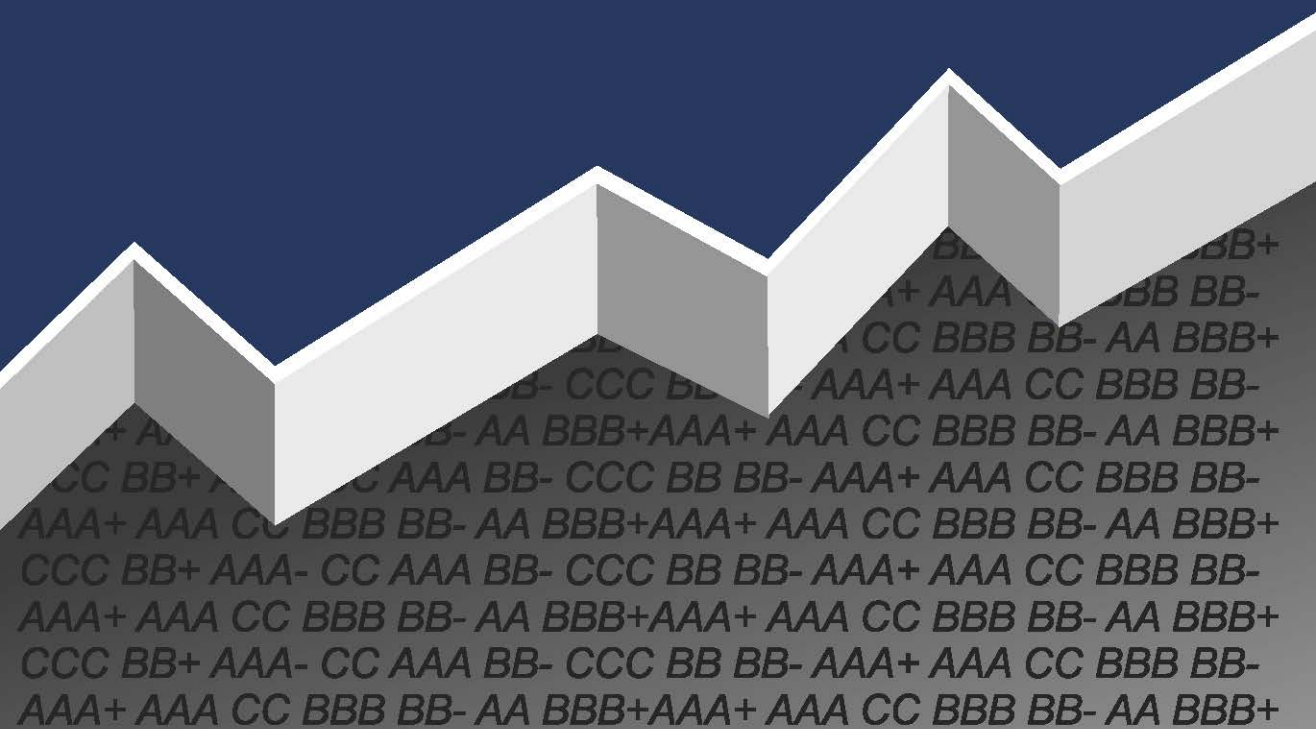


Agata Kliber

DYNAMIKA ZMIAN CEN
KONTRAKTÓW SCDS
A RYZYKO SUWERENNE POLSKI
W OKRESIE KRYZYSU
FINANSOWEGO



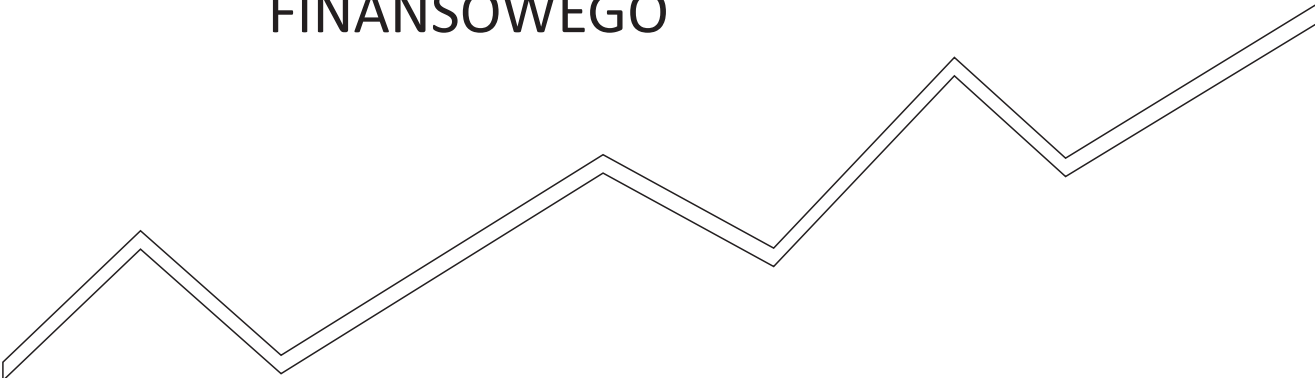
WYDAWNICTWO UEP



UNIWERSYTET
EKONOMICZNY
W POZNANIU

Agata Kliber

DYNAMIKA ZMIAN CEN
KONTRAKTÓW sCDS
A RYZYKO SUWERENNE POLSKI
W OKRESIE KRYZYSU
FINANSOWEGO



WYDAWNICTWO UEP



UNIWERSYTET
EKONOMICZNY
W POZNANIU

POZNAŃ 2017

Komitet Redakcyjny

Szymon Cyfert, Elżbieta Gołata (przewodnicząca), Jacek Lisowski, Ewa Małuszyńska, Jerzy Schroeder (sekretarz), Krzysztof Walczak, Ryszard Zieliński

Recenzenci

Paweł Niedziółka, Krzysztof Piontek

Projekt okładki

Weronika Rybicka

Redakcja

Ewa Jaros

Korekta

PROF

ISBN 978-83-7417-940-9

e-ISBN 978-83-66199-59-0

<https://doi.org/10.18559/978-83-66199-59-0>

© Copyright by Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu
Poznań 2017



Ta książka jest udostępniana na licencji Creative Commons Uznanie autorstwa-Użycie niekomercyjne-Bez utworów zależnych 4.0 Międzynarodowe (CC BY-NC-ND 4.0)

WYDAWNICTWO UNIWERSYTETU EKONOMICZNEGO W POZNANIU

ul. Powstańców Wielkopolskich 16, 61-895 Poznań

tel. 61 854 31 54, 61 854 31 55

www.wydawnictwo.ue.poznan.pl, e-mail: wydawnictwo@ue.poznan.pl

adres do korespondencji: al. Niepodległości 10, 61-875 Poznań

Skład: Wydawnictwo eMPI²

Druk: Zakład Graficzny Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu

ul. Towarowa 53, 61-896 Poznań, tel. 61 854 38 06, 61 854 38 03

Spis treści

Wprowadzenie	9
Rozdział 1	
Ryzyko niewypłacalności kraju	19
1.1. Wstęp	19
1.2. Ryzyko kraju	21
1.2.1. Model ryzyka kraju – EIU	22
1.2.2. Model CRIS	24
1.2.3. Model ICRG	25
1.2.4. Inne modele ryzyka kraju – przegląd historyczny	26
1.3. Ryzyko suwerenne	27
1.4. Ryzyko suwerenne a ryzyko kraju – zmienne lokalne i globalne	29
1.5. Podsumowanie	30
Rozdział 2	
Sytuacja gospodarcza Polski w latach 2008–2013	31
2.1. Wstęp	31
2.2. Ogólna kondycja gospodarcza kraju i nastroje gospodarcze w latach 2008–2013 ...	33
2.3. Produkt krajowy brutto w Polsce w latach 2008–2013	37
2.4. Bezrobocie i płace	40
2.5. Inflacja	44
2.6. Współczynnik efektywności sprawowania władzy	47
2.7. Finanse publiczne i budżet państwa	47
2.8. Zadłużenie Skarbu Państwa	50
2.9. Poziom oficjalnych aktywów rezerwowych	52
2.10. Narodowy Bank Polski, stopy procentowe i sektor bankowy	53
2.11. Kurs walutowy	56
2.12. Wymiana handlowa z zagranicą	58
2.13. Inwestycje zagraniczne w Polsce	61
2.14. Zmiany ratingu Polski w latach 2008–2013	63
2.15. Podsumowanie	64

Rozdział 3

Kontrakty <i>sovereign</i> CDS – podstawowe pojęcia, dokumentacja i rynek	65
3.1. Wstęp.....	65
3.2. Kontrakty CDS – konstrukcja	66
3.3. ISDA – <i>International Swaps and Derivatives Association</i>	67
3.4. Premia (spread) kontraktów CDS.....	68
3.5. Zdarzenie kredytowe	76
3.6. Zdarzenie sukcesji.....	79
3.7. Przepływy finansowe i rozliczenie kontraktu.....	81
3.8. Obligacja referencyjna i możliwość dostarczenia innej obligacji	83
3.9. Kontrakty CDS a umowa ubezpieczenia.....	84
3.10. Markit RED i inne bazy danych	85
3.11. Wielkość rynku i jego uczestnicy.....	85
3.11.1. Wielkość rynku kontraktów <i>sovereign</i> i jego relacja do wielkości rynku rządowych instrumentów dłużnych.....	87
3.11.2. Płynność kontraktów CDS i sCDS.....	88
3.12. Zastosowanie kontraktów CDS i ich modyfikacje.....	91
3.13. Kontrowersje związane z kontraktami CDS	93
3.14. Spread kontraktów <i>sovereign</i> CDS jako miernik ryzyka wiarygodności kredyto- wej gospodarek.....	96
3.14.1. Wielkości makroekonomiczne	97
3.14.2. Lokalny rynek finansowy	98
3.14.3. Czynniki regionalne.....	99
3.14.4. Czynniki globalne	99
3.14.5. Inne czynniki	99
3.15. Podsumowanie	100

Rozdział 4

Kontrakty sCDS na dług polskiego rządu na tle wydarzeń gospodarczych w latach 2008–2013 – ujęcie miesięczne	102
4.1. Wstęp.....	102
4.2. Miesięczne zmiany cen kontraktów sCDS.....	105
4.3. Miesięczne wskaźniki makroekonomiczne.....	107
4.3.1. Wskaźniki koniunktury.....	109
4.3.2. Wskaźniki z rynku pracy.....	113
4.3.3. Wymiana z zagranicą	115
4.3.4. Saldo budżetu, zadłużenie Skarbu Państwa i jego obsługa	118
4.3.5. Oczekiwane zależności między wielkościami makroekonomicznymi a ce- nami kontraktów sCDS	120
4.4. Badanie zależności długookresowych między cenami kontraktów sCDS a pozio- mem wybranych wskaźników gospodarczych	122
4.4.1. Badanie korelacji nieliniowych między poziomem cen kontraktów sCDS a wielkością wybranych wskaźników makroekonomicznych.....	122

4.4.2. Badanie zależności długookresowych między miesięcznymi cenami kontraktów sCDS a wielkościami makroekonomicznymi – procedura Engle’a-Grangera oraz Johanssena	124
4.5. Badanie zależności między zmianami cen kontraktów sCDS a zmianami wielkości makroekonomicznych	128
4.5.1. Przyczynowość w sensie Grangera dla zmian cen sCDS i zmian wielkości makroekonomicznych	130
4.5.2. Model wektorowej autoregresji.....	135
4.5.3. Zmienność cen kontraktów sCDS w ujęciu miesięcznym	139
4.6. Podsumowanie	140
4.7. Modele.....	143
4.7.1. Przyczynowość w sensie Grangera.....	143
4.7.2. Test zależności długookresowych Engle’a-Grangera	143
4.7.3. Dekompozycja wariancji błędu prognozy w modelu VAR.....	144

Rozdział 5

Reakcja zmian cen kontraktów sCDS oraz ich zmienności na ogłoszenia makroekonomiczne	146
---	------------

5.1. Wstęp.....	146
5.2. Kontrakty sCDS na obligacje na euro – dynamika i statystyki opisowe w okresie 2008–2013	148
5.2.1. Uzasadnienie wyboru modeli	149
5.3. Publikacje zmiennych makroekonomicznych przez GUS	150
5.4. Notowania kontraktów sCDS a ogłoszenia o inflacji – lata 2009–2010 i 2011–2013	151
5.4.1. Okres 2009–2010.....	152
5.4.2. Okres 2011–2013.....	153
5.5. Notowania kontraktów sCDS a ogłoszenia o PKB <i>per capita</i>	155
5.5.1. Lata 2009–2010.....	155
5.5.2. Lata 2011–2013.....	156
5.6. Notowania kontraktów sCDS a ogłoszenia o PKB (lata 2009–2013).....	158
5.7. Model dla okresu 2011–2013 – łączny wpływ wszystkich ogłoszeń	158
5.8. Wybór najlepszego modelu – test ilorazu wiarygodności	161
5.8.1. Oczekiwania a wartości zrealizowane wielkości makroekonomicznych	162
5.9. Podsumowanie	164
5.10. Modele.....	165
5.10.1. Model typu ARMA-GARCH.....	165

Rozdział 6

Powiązania dynamiki kontraktów sCDS z dynamiką stóp procentowych	168
---	------------

6.1. Wstęp.....	168
6.2. Wybór zmiennych i pytania badawcze.....	169
6.2.1. Kryzys zaufania.....	169
6.2.2. Nachylenie krzywej dochodowości.....	172

6.2.3. Stopa wolna od ryzyka.....	173
6.2.4. Spread obligacji polskich do niemieckich.....	176
6.3. Wyniki badania	178
6.3.1. Notowania kontraktów sCDS a kryzys zaufania na rynku międzybanko- wym.....	178
6.3.2. Notowania kontraktów sCDS a nachylenie krzywej dochodowości	180
6.3.3. Dynamika kontraktów sCDS a stopa wolna od ryzyka.....	184
6.3.3.1. WIBOR 3M.....	184
6.3.3.2. Dochodowość obligacji dziesięcioletniej.....	188
6.3.4. Dynamika kontraktów sCDS a spread obligacji.....	190
6.4. Powiązanie momentów wzrostu prawdopodobieństwa transmisji zdarzeń ekstre- malnych z krajowymi i światowymi wydarzeniami gospodarczymi.....	193
6.5. Podsumowanie	196
6.6. Modele.....	197
6.6.1. Wielowymiarowy model DCC-MGARCH.....	197
6.6.2. Test stałości korelacji i model CCC-GARCH.....	199
6.6.3. Funkcje kopula.....	199
6.6.4. Miary zależności.....	200
6.6.5. Zależności w ogonach.....	200

Rozdział 7

Premia kontraktów sCDS a dynamika i zmienność zmiennych lokalnych powiąza- nych z koniunkturą światową	203
7.1. Wstęp.....	203
7.2. Powiązania dynamiki kontraktów sCDS z dynamiką Warszawskiej Giełdy Papie- rów Wartościowych	206
7.2.1. Sytuacja na Giełdzie Papierów Wartościowych w latach 2008–2013	206
7.2.2. Ryzyko i premia za ryzyko na GPW	209
7.2.3. Dynamika kontraktów sCDS a dynamika indeksów WIG i WIG20.....	219
7.3. Rynek kontraktów sCDS a rynek walutowy	223
7.3.1. Kurs złotego w latach 2009–2013	225
7.3.2. Powiązania zmian cen kontraktów sCDS ze zmianami kursu złotego do euro, dolara amerykańskiego i franka	228
7.3.2.1. Zależności między zmianami cen kontraktów sCDS a zmianami kursu EUR/PLN	228
7.3.2.2. Zależności między zmianami cen kontraktu a zmianami kursu CHF/PLN.....	231
7.3.2.3. Zależności między zmianami cen kontraktu a zmianami kursu USD/PLN.....	233
7.3.3. Efektywny kurs złotego.....	236
7.4. Podsumowanie	240
7.5. Modele.....	241
7.5.1. Model GJR-GARCH	241
7.5.2. Model APARCH.....	242

Rozdział 8	
Zła sława kontraktów sCDS – poszukiwanie uzasadnienia	243
8.1. Wstęp.....	243
8.2. Wpływ dynamiki cen kontraktów sCDS na zmiany kluczowych wielkości na polskim rynku finansowym	245
8.2.1. Dynamika kontraktów sCDS a dynamika dochodowości obligacji	246
8.2.2. Dynamika cen kontraktów sCDS a dynamika kursu EUR/PLN.....	249
8.2.3. Dynamika kontraktów sCDS a dynamika indeksu WIG.....	253
8.2.4. Oddziaływania między sektorami rynków finansowych – podsumowanie....	257
8.3. Wpływ dynamiki cen kontraktów na nastroje inwestorów	258
8.3.1. Kontrakty sCDS a wskaźnik odczuć ekonomicznych.....	258
8.3.2. Zmiany wskaźnika koniunktury w przemyśle przetwórczym (<i>industrial confidence</i>) a zmiany kontraktów sCDS	263
8.3.3. Zmiany wskaźnika sytuacji finansowej na rynku finansowym i ubezpieczeniowym a zmiany cen kontraktów sCDS.....	268
8.3.4. Podsumowanie.....	272
8.4. Zła sława kontraktów sCDS.....	274
8.5. Modele.....	276
8.5.1. Model zmienności stochastycznej z przyczynowością Grangera.....	276
8.5.2. Model MIDAS.....	277
Zakończenie	281
Literatura	284

Wprowadzenie

Problem oceny ryzyka gospodarki jest istotny z punktu widzenia zarówno inwestorów zagranicznych, jak i potencjalnych pożyczkodawców. Inwestorzy oceniają ryzyko danego kraju w momencie, gdy rozważają przeniesienie do niego części swojej działalności (bezpośrednie inwestycje zagraniczne) czy też eksport swoich towarów wytworzonych we własnym kraju. Grupa potencjalnych pożyczkodawców jest również złożona – mogą to być zarówno instytucje finansowe (banki, towarzystwa ubezpieczeniowe, fundusze emerytalne i inwestycyjne), organizacje międzynarodowe, inne państwa, jak i inwestorzy indywidualni. Ci ostatni udzielają pożyczki rządowi, gdy nabywają jego obligacje. Ci pierwsi – oprócz nabywania obligacji – mogą udzielać bezpośrednich pożyczek państwu albo pewnym podmiotom działającym w państwie. Z punktu widzenia obu grup istotna jest ocena ryzyka takiego przedsięwzięcia.

O ile inwestycja w obligacje Skarbu Państwa w klasycznych modelach matematyki finansowej uznawana była za inwestycję pozbawioną ryzyka, to obecnie również obligacjom przypisuje się odpowiednie klasy ryzyka. To, że nawet – zdawałoby się stabilne – państwa Unii Europejskiej mogą stać się niezdolne do spłaty swoich zobowiązań, stało się oczywiste po ogłoszeniu zdarzenia kredytowego w przypadku Grecji.

Możliwość niewypłacalności państw została przez inwestorów zauważona już wcześniej, stąd już w latach 90. XX wieku powstały instrumenty finansowe zabezpieczające przed takim ryzykiem. Są to kontrakty zamiany ryzyka suwerennego – *sovereign credit default swaps* (w skrócie: sCDS), które należą do szerszej klasy instrumentów zamiany ryzyka kredytowego (CDS). Wystawca takiego instrumentu zapewnia jego nabywcy rodzaj zabezpieczenia przed niezdolnością kraju do spłaty jego zobowiązań. Nabywca w zamian za ten rodzaj ochrony uiszcza wystawcy co kwartał pewną z góry ustaloną kwotę, wyrażoną w punktach bazowych (jako część kwoty objętej „ubezpieczeniem”) – tzw. premię. W dalszej części tej książki będziemy używać wymiennie pojęć: premia, spread i cena kontraktu.

W przypadku zajścia tzw. zdarzenia kredytowego wystawca kontraktu jest zobowiązany do wypłacenia finansowej rekompensaty nabywcy pokrywającej utracone przez niego przepływy finansowe. Szerzej o idei i konstrukcji tych kontraktów piszemy w rozdziale 3. Do listopada 2012 można było zawrzeć kontrakt sCDS, nie posiadając obligacji danego kraju. Stwarzało to pewne ryzyko nadużyć. Konstrukcja kontraktu sCDS może być bowiem przyrównana do pewnego rodzaju zakładu o niewypłacal-

ność podmiotu referencyjnego. Nabywca kontraktu, który nie posiadał instrumentu podstawowego, mógłby w przypadku zdarzenia kredytowego odnieść korzyści finansowe, nie narażając się przy tym na ryzyko. Otwierało to możliwość spekulacji, które mogłyby sztucznie zawyżać spread kontraktów sCDS. Ten ostatni natomiast, będący jednocześnie ceną, jaką nabywca kontraktu płaci za „ubezpieczenie”, interpretowany jest jako miernik ryzyka suwerennego danego kraju. Wzrost spreadu, wiązany przez inwestorów ze wzrostem ryzyka danego kraju, mógłby doprowadzić np. do masowego pozbywania się obligacji albo zaniżania ich ceny. To z kolei mogłoby doprowadzić do wzrostu kosztów obsługi długu, a w sytuacji ekstremalnej – do faktycznej niewypłacalności rządu. Aby zapobiec takiej ewentualności, na rynku europejskim wprowadzony został zakaz zawierania tzw. niepokrytych pozycji w kontrakcie sCDS, tj. kupowania kontraktu przez inwestorów nieposiadających obligacji danego kraju¹.

W momencie wybuchu kryzysu finansowego w Europie spready kontraktów wystawianych na obligacje wszystkich krajów europejskich gwałtownie wzrosły, sugerując wzrost ryzyka wszystkich krajów w Europie. W związku z tą sytuacją pojawiły się wątpliwości, do jakiego stopnia ten wzrost odzwierciedlał faktyczny wzrost ryzyka suwerennego? Pytanie to jest o tyle istotne, że wraz z wydłużaniem się okresu kryzysowego coraz bardziej rosło znaczenie cen kontraktów sCDS jako wiarygodnego miernika ryzyka. Z perspektywy czasu wiemy już, że w przypadku niektórych gospodarek wspomniany wzrost cen kontraktów był uzasadniony, a w przypadku innych nie miał związku z faktyczną zdolnością krajów do spłaty ich zobowiązań i odzwierciedlał ogólny poziom nastrojów w gospodarce światowej.

Pytanie o wiarygodność cen kontraktów sCDS w kontekście oceny ryzyka suwerennego jest szczególnie ciekawe w przypadku Polski, która z kryzysu wyszła „obronną ręką”. Mimo względnie stabilnej sytuacji gospodarczej, na początku kryzysu również ceny kontraktów wystawianych na dług polskiego rządu sugerowały znaczny wzrost ryzyka wypłacalności. **Celem tej książki jest przedstawienie kształtowania się kondycji polskiej gospodarki w okresie 2008–2013 (tj. obejmującym zarówno okres kryzysu, jak i okres względnego spokoju) i skonfrontowanie jej z dynamiką cen kontraktów sCDS, a następnie próba odpowiedzi na pytanie o typ ryzyka, jakie odzwierciedlała w badanym okresie premia tych kontraktów.**

Stwierdzenie, że skok cen w początkowym okresie kryzysu, nie wynikał z załamania sytuacji wewnętrznej Polski, nie jest oczywiście zaskoczeniem. Był on wynikiem wzrostu globalnej awersji do ryzyka, niebezpieczeństwa pojawienia się paniki na rynku czy też zarażania kryzysem. Oczywiście, pośrednio taka sytuacja mogłaby potencjalnie wpłynąć również na kondycję polskiej gospodarki, a więc do pewnego stopnia wzrost cen kontraktów mógłby być uzasadniony. W związku z tym nasuwa się pytanie: Jaki konkretnie rodzaj ryzyka odzwierciedlają ceny kontraktów sCDS na dług polskiego rządu? Punktem wyjścia badania była hipoteza, że ceny kontraktów mogą odzwierciedlać nie tyle *ryzyko suwerenne*, ale szerzej rozumiane

¹ W rzeczywistości przepis ten nie jest aż tak restrykcyjny – por. podrozdział 3.13.

ogólne ryzyko kraju. Jeśli ceny kontraktów sCDS miałyby odzwierciedlać jedynie ryzyko suwerenne, byłyby bardzo silnie powiązane ze zmianami stóp procentowych i zmianami poziomu zadłużenia a jedynie w niewielkim stopniu z innymi zmiennymi lokalnymi czy makroekonomicznymi. W celu zweryfikowania tej hipotezy, stawiamy wiele pytań badawczych, na które odpowiadają badania przedstawione w kolejnych rozdziałach.

Rozdział pierwszy poświęcony jest dyskusji na temat ryzyka suwerennego i ryzyka kraju. Pierwszym krokiem badania było zdefiniowanie pojęcia *ryzyka suwerennego* i *ryzyka kraju* oraz określenie zestawu zmiennych makroekonomicznych oraz finansowych, które będą je aproksymować. W rozdziale tym zaprezentowano przegląd literatury dotyczący ryzyka kraju i ryzyka suwerennego, a także zdefiniowano oba pojęcia na potrzeby niniejszej pracy. Istotne z punktu widzenia przyjętej definicji ryzyka suwerennego jest to, że jego urzeczywistnienie zależy od kształtowania się czynników bezpośrednio odpowiedzialnych za powstanie zagrożenia niewypłacalności. W kontekście ryzyka kraju przyjęto natomiast, że kształtuje się ono nie tylko pod wpływem sytuacji wewnętrznej (konjunktura, kondycja sektora finansowego i in.) ale i zewnętrznej – obejmuje więc również ryzyko przeniesienia kryzysu między krajami.

W **rozdziale drugim** przedstawiono kształtowanie się sytuacji gospodarczej w kraju w latach 2008–2013, odwołując się do wskazanych w pierwszym rozdziale zmiennych reprezentatywnych dla ryzyka kraju i ryzyka suwerennego. Skoncentrowano się na takich wielkościach makroekonomicznych, jak produkt krajowy brutto (PKB), bezrobocie i płace, wymiana handlowa z zagranicą, bezpośrednie inwestycje zagraniczne, inflacja. Przenalizowano stan finansów publicznych, zadłużenia Skarbu Państwa, przedstawiono sytuację na rynku międzybankowym (kryzys zaufania), a także dynamikę kursu walutowego złotego i zmiany parytetu siły nabywczej pieniądza. Kształtowanie się wymienionych wielkości oceniono z perspektywy ryzyka kraju i ryzyka suwerennego. Rozdział kończy konkluzja, że dynamika przedstawionych wielkości makroekonomicznych w badanym okresie nie wskazywała na to, aby ryzyko niewypłacalności było w przypadku Polski wysokie.

Rozdział trzeci rozpoczynamy stwierdzeniem, że choć wykorzystywane w tradycyjnych modelach wskaźniki ryzyka kraju i ryzyka suwerennego niosą wiarygodną informację o kondycji gospodarczej i ryzyku wypłacalności, to jednak niska częstotliwość ich publikacji znacznie ogranicza możliwości ich wykorzystania przez uczestników rynku finansowego. Dlatego też inwestorzy poszukują innych mierników, z których jednym z najpopularniejszych jest spread kontraktów *sovereign* CDS. W tym rozdziale koncentrujemy się zatem na kontraktach CDS i sCDS – omawiamy ich historię, konstrukcję, regulacje obrotu, wyjaśniamy czym jest premia, zdarzenie kredytowe, opisujemy strukturę rynku, przedstawiamy pokrótce bazy danych, z których można pobrać notowania kontraktów. Rozważania prowadzimy równoległe dla kontraktów CDS wystawianych na dług korporacyjny i dług rządowy (*sovereign*). W końcowej części rozdziału koncentrujemy się na rynku kontraktów

sovereign i przedstawiamy przegląd literaturowy dotyczący wiarygodności spreadu jako miernika niewypłacalności.

Trzy pierwsze rozdziały stanowią swoisty wstęp do badań empirycznych przedstawionych w kolejnych pięciu rozdziałach. Rozdział czwarty i piąty poświęcony jest badaniu wspólnej dynamiki cen kontraktów sCDS i wielkości makroekonomicznych, publikowanych z wyższą niż kontrakty częstotliwością. Pod uwagę zostały wzięte zmienne makroekonomiczne, które bezpośrednio przyczyniają się do zwiększenia ryzyka suwerennego, jak i te, które determinują wprawdzie kształtowanie się ryzyka kraju, ale pośrednio mogą wpłynąć na ryzyko suwerenne.

W **rozdziale czwartym** zajmujemy się problemem adekwatności wyceny ryzyka kraju przez kontrakty sCDS do faktycznej sytuacji gospodarczej kraju. Przedstawiamy badanie długookresowych zależności między cenami kontraktów sCDS oraz podstawowymi wielkościami makroekonomicznymi w Polsce. Badanie przeprowadzone jest z wykorzystaniem danych o częstotliwości miesięcznej. Pytanie badawcze przyświecające badaniom zaprezentowanym w tym rozdziale było następujące: *Czy dynamika cen kontraktów sCDS w okresie kryzysu mogła zostać wyjaśniona przez uwzględnienie jedynie czynników fundamentalnych, ściśle związanych z niewypłacalnością kraju – ewentualnie poszerzonych o zbiór zmiennych p o ś r e d - n i o wpływających na ryzyko suwerenne?* Pokazujemy, że istnieją długookresowe zależności między cenami kontraktów sCDS a eksportem, importem, koniunkturą na rynku mieszkaniowym oraz rynku pracy, zadłużeniem zagranicznym i stopami procentowymi. Dodatkowo, w latach 2008–2013 można było wykazać zależności przyczynowe (w sensie Grangera) między zmianami niektórych wielkości makroekonomicznych a zmianami cen kontraktów sCDS. Wielkości te reprezentują stronę popytową i podażową gospodarki, wymianę zagraniczną (eksport), a także ryzyko stóp procentowych na tle europejskim. Co ciekawe, zależności te były najsilniejsze w okresie turbulencji, a zanikały w okresie spokojnym. Charakterystyczne jest jednak to, że najsilniejsze zależności zaobserwowano w przypadku badania spreadów sCDS i spreadów obligacji, a zatem po wprowadzeniu do analizy w sposób niejawni sytuacji zagranicznej. Wniosek ten stanowi argument za poparciem tezy o tym, że kontrakty sCDS są powiązane bardziej z ryzykiem kraju uwzględniającym koniunkturę na rynkach zagranicznych niż z ryzykiem suwerennym.

W **rozdziale piątym** odnosimy się do popularnego w badaniach finansowych problemu: *Czy ceny instrumentów finansowych reagują na zmiany poziomu wielkości makroekonomicznych, czy na samo pojawienie się ogłoszenia?* Zagadnienie to związane jest z kwestią wpływu oczekiwań na decyzje inwestorów. W odróżnieniu od badań przedstawionych w rozdziale czwartym, analizie poddano ceny kontraktów w ujęciu dziennym. Celem tego rozdziału było znalezienie odpowiedzi na pytania:

- Czy ceny kontraktów sCDS na polski dług rządowy reagowały w badanym okresie na ogłoszenia makroekonomiczne?
- Jak silny był wpływ oczekiwań co do poziomu wielkości makroekonomicznych na późniejszą realizację ceny kontraktu?

- Czy można zauważyć zmianę charakteru reakcji w zależności od badanego podokresu?

W rozdziale tym badamy reakcję cen kontraktów sCDS na publikację najważniejszych ogłoszeń makroekonomicznych: o PKB, PKB *per capita* dla regionów oraz o inflacji. Pokazujemy, że reakcja ta stała się widoczna w drugiej fazie kryzysu, co potwierdza spostrzeżenia innych badaczy o tym, że wpływ zmiennych fundamentalnych na zmiany cen kontraktów jest silniejszy w okresach spokojnych (ale – jak pokazujemy w rozdziale czwartym – stwierdzenie to nie ma zastosowania w przypadku danych miesięcznych).

Rozdział szósty koncentruje się na ryzyku zmiany stóp procentowych i jego wpływie na ceny kontraktów sCDS. Zmiany stóp oprocentowania obligacji pociągają za sobą zmiany kosztu spłaty pożyczek rządowych i wskazują na zmianę postrzegania wiarygodności kredytowej emitenta. Są zatem ściśle związane z *ryzykiem suwerennym* kraju. Rozdział szósty poświęcony jest zatem badaniu zależności między dziennymi zmianami stóp procentowych oraz dziennymi zmianami cen kontraktów sCDS. Celem przedstawionych w nim badań było znalezienie odpowiedzi na następujące zagadnienia:

- Czy – i w jaki sposób – dynamika cen kontraktów sCDS była w badanym okresie istotnie powiązana z dynamiką krajowych stóp procentowych?
- Czy kryzys zaufania na polskim rynku międzybankowym znalazł odzwierciedlenie w dynamice kontraktów sCDS na polski dług rządowy?
- Czy, uwzględniając jedynie dynamikę krajowych stóp procentowych, jesteśmy w stanie lepiej objaśnić dynamikę cen kontraktów, niż wprowadzając do badania element ryzyka otoczenia?
- Czy istniało ryzyko przeniesienia zdarzeń ekstremalnych między stopami procentowymi a cenami kontraktów sCDS?

Wyniki przedstawionych badań pokazują, że zależności między zmianami cen kontraktów sCDS a krajowymi stopami procentowymi nie były spektakularne. Sytuacja zmienia się drastycznie w momencie wprowadzenia do badania sytuacji zagranicznej, w postaci spreadu obligacji krajowych do niemieckich Zależności między badanymi wielkościami silnie wzrastają, co znów świadczy na korzyść tezy, że zmiany cen kontraktów powiązane są ze zmianami ryzyka krajowego, a w mniejszym stopniu – suwerennego.

W **rozdziale siódmym** rozszerzamy zbiór zmiennych lokalnych o indeksy giełdowe (wskaźnik ryzyka kraju) i kursy walutowe (wskaźniki ryzyka suwerennego). Sytuacja na lokalnych rynkach finansowych i kondycja gospodarcza kraju są bowiem ze sobą silnie powiązane, a zmiany na rynkach finansowych mogą wyprzedzać zmiany koniunktury (zob. np. [Fischer i Merton 1984]). Celem tego rozdziału jest zbadanie zależności zachodzących między cenami kontraktów sCDS a zmianami kondycji innych sektorów rynku finansowego oraz odpowiedź na następujące pytania:

- Czy dynamika cen kontraktów sCDS była w istotny sposób powiązana z sytuacją na lokalnych rynkach finansowych?

- Czy istniało statystycznie istotne ryzyko przeniesienia zdarzeń ekstremalnych między tymi rynkami?
- Czy powiązania między rynkami zmieniały się w czasie?
- W szczególności – czy powiązania cen kontraktów z kursem złotego (ryzyko suwerenne) były istotnie silniejsze niż powiązania cen kontraktów z sytuacją GPW (ryzyko kraju)?
- Który kurs walutowy miał największe znaczenie dla kształtowania dynamiki cen kontraktów sCDS?

W obu przypadkach (ryunku walutowego i giełdowego) prawdopodobieństwo przeniesienia się wielkości ekstremalnych między rynkami było znikome, natomiast zależności mierzone korelacją nieliniową – dość silne. Świadczy to o tym, że zarówno oba krajowe rynki finansowe, jak i rynek kontraktów *sovereign* reagują na zmiany wspólnego zestawu czynników, ale niewielkie jest prawdopodobieństwo zarażania między nimi. Dodatkowo stwierdzamy, że główną rolę dla zależności między rynkiem kontraktów sCDS a rynkiem walutowym ma kurs EUR/USD, którego zmiany są odpowiedzialne za występowanie wspólnych skoków w cenach kontraktów i kursie złotego. Ponownie zatem otrzymujemy wniosek, że to zmiany w otoczeniu kraju – wpływające na zmiany ryzyka kraju, a nie ryzyka suwerennego – są kluczowe dla opisu dynamiki cen kontraktów.

Ostatni, **rozdział ósmy**, to przyczynek do dyskusji o kryzysogennej roli kontraktów sCDS. Jego celem była weryfikacja tezy o osłabieniu zależności między rynkiem kontraktów sCDS na polski dług rządowy a lokalnymi rynkami finansowymi po wprowadzeniu zakazu handlu „nagimi” kontraktami sCDS, a także weryfikacja wpływu cen kontraktów na nastroje inwestorów przed i po wprowadzeniu regulacji. Pokazujemy, że w przypadku krajowych rynków finansowych siła zależności między poszczególnymi jego sektorami a sektorem sCDS zmalała po roku 2012, w którym wprowadzono zakaz handlu tzw. „nagimi” kontraktami sCDS. Wniosek o osłabieniu zależności wydaje się poprawny w przypadku uczestników rynku finansowego. Sytuacja zmienia się natomiast, jeśli weźmiemy pod uwagę **inwestorów długoterminowych**. Badanie przeprowadzone na podstawie wskaźników nastrojów inwestorów (ogólnego, w przemyśle i na rynku finansowym i ubezpieczeniowym), które konstruowane są z częstotliwością miesięczną na podstawie danych ankietowych, sugeruje, że zmiany nastrojów gospodarczych nadal są powiązane ze zmianami cen kontraktów sCDS. Może to sugerować, że uczestnicy rynku obserwują zmieniające się ceny kontraktów, albo inne wskaźniki, z którymi ceny kontraktów są powiązane. Niezależnie od tego, która z powyższych tez jest prawdziwa, możemy stwierdzić, że ceny kontraktów sCDS w Polsce nadal powiązane są z koniunkturą na rynku krajowym – mimo iż osłabła ich rola jako czynnika cenotwórczego na krajowym rynku finansowym.

Ponieważ cele niniejszej pracy są głównie poznawcze, a większość modeli jest bardzo dobrze opisana w literaturze polskiej, autorka postanowiła poświęcić więcej uwagi na opis wyników oraz ich interpretację, a nie na opis metodologii – tak aby

pozycja była atrakcyjna również dla Czytelników niezainteresowanych kwestiami technicznymi. Z tego względu dopiero na koniec każdego rozdziału, w którym pojawia się nowy model, prezentowana jest krótka sekcja: „Modele”. W tej sekcji krótko przedstawiamy zastosowaną metodykę i podajemy Czytelnikowi, który chciałby zgłębić również zagadnienia techniczne, liczne odwołania do literatury polskojęzycznej i – w razie potrzeby – anglojęzycznej.

Badania przedstawione w książce były przeprowadzone z wykorzystaniem zarówno metod klasycznych (kointegracja), jak i najnowocześniejszych i szeroko stosowanych modeli ekonometrii finansowej. Były to: modele klasy GARCH i M-GARCH, modele copula-GARCH, modele zmienności stochastycznej (SV) szacowane z wykorzystaniem metodologii Bayesowskiej oraz model dla danych o różnej częstotliwości – MIDAS. Badania przeprowadzono z wykorzystaniem oprogramowania: GRETL, OxMetrics7 z pakietem G@RCH oraz RCran.

Ogólne wnioski z przeprowadzonych badań można podsumować następująco:

1. Ceny kontraktów sCDS w latach 2008–2013 były powiązane ze zmianami stóp procentowych w Polsce, ale zależność ta – mierzona zmieniającym się w czasie współczynnikiem korelacji nieliniowej – była porównywalna do zależności między rynkiem sCDS a rynkiem giełdowym oraz między rynkiem sCDS a rynkiem kursowym; dodatkowo – prawdopodobieństwo przeniesienia zmian ekstremalnych z rynku stóp procentowych na rynek sCDS (i odwrotnie) było znikome.
2. W latach 2008–2013 istniały długookresowe zależności między zmianami cen kontraktów sCDS a zmianami większości zmiennych makroekonomicznych.
3. Istniała przyczynowość w sensie Grangera między miesięcznymi zmianami cen, a zmianami po stronie podażowej i popytowej gospodarki, jak również między zmianami eksportu a zmianami cen sCDS oraz między zmianami spreadu obligacji a zmianami spreadu sCDS. Zależność ta była silniejsza w latach 2008–2010/11 niż w okresie późniejszym.
4. Dzielne ceny kontraktów sCDS i ich zmienność reagowały na pojawienie się ogłoszeń makroekonomicznych w okresie spokojnym (2011–2013), podczas gdy w okresie podwyższonej nerwowości (2009–2010) ten wpływ był nieistotny.
5. Przed wprowadzeniem zakazu handlu kontraktami sCDS istniały obustronne zależności między zmiennością cen kontraktów sCDS a zmiennością stóp procentowych, krajowych indeksów giełdowych oraz kursów walutowych; zależność ta zmniejszyła się po listopadzie 2012 roku.
6. Dzielne dane na temat kształtowania się cen kontraktów sCDS są powiązane z miesięcznie raportowanymi wskaźnikami na temat nastrojów gospodarczych i koniunktury – zależność ta nie zmieniła się po 2012 roku.

Podsumowując, możemy stwierdzić, że ceny kontraktów sCDS w latach 2008–2012 odzwierciedlały nie tyle wąsko pojmowane ryzyko suwerenne, ale szerszej definiowane: ryzyko kraju. To ostatnie zależy natomiast nie tylko od wypłacalności rządu, ale od koniunktury gospodarczej, kondycji różnych sektorów rynku finansowego oraz sytuacji zagranicznej. Nie jest więc związane jedynie z kształtowaniem

się zmiennych lokalnych, ale też globalnych. Przedstawione w tej pracy badania nie pozwalają na obronę stwierdzenia, że ceny kontraktów sCDS wpływały destabilizująco na rynek stóp procentowych (z którym powiązane jest silnie ryzyko niewypłacalności rządu) czy na inne sektory rynku finansowego. Po pierwsze – w całym badanym okresie ryzyko przeniesienia zdarzeń ekstremalnych między sektorami rynku finansowego było znikome, a po drugie, zależności między zmiennościami rynków były obustronne. Wprowadzenie zakazu handlu „nagimi” kontraktami sCDS wpłynęło – w przypadku polskich instrumentów – na zmniejszenie ich zmienności i osłabienie powiązań w zmiennościach między krajowymi rynkami finansowymi. Wydaje się jednak, że w dalszym ciągu ceny kontraktów sCDS mogą być uznane za wskaźniki szeroko rozumianego ryzyka kraju.

Przedstawiona praca jest wynikiem wieloletnich badań i przemyśleń autorki, która od 2011 roku zajmuje się m.in. badaniem rynku kontraktów sCDS wystawianych na polskie euroobligacje. W trakcie pisania tej książki autorka korzystała z doświadczenia zdobytego m.in. przy realizacji grantów: „Dynamika zmienności i zależności warunkowych na polskim rynku finansowym: analiza specyfiki, modelowanie i prognozowanie” (2007–2010) pod kierunkiem prof. Małgorzaty Doman na Uniwersytecie Ekonomicznym w Poznaniu, „Szoki niefundamentalne a zmienność kursu walutowego i rynku CDS w wybranych państwach Europy Środkowej” (2011–2012), pod kierunkiem prof. Marka Ratajczaka na Uniwersytecie Ekonomicznym w Poznaniu oraz grantu NBP: „Wpływ światowego kryzysu gospodarczego 2007–2009 na rynek międzybankowy w Polsce” (2012) pod kierunkiem dr. Piotra Płuciennika. Formułując wnioski, autorka opierała się też częściowo na wynikach badań przeprowadzonych w trakcie prac w Instytucie Ekonomicznym Narodowego Banku Polskiego w latach 2009–2011, gdzie zajmowała się m.in. badaniem stóp procentowych na polskim rynku międzybankowym.

Dane wykorzystane w badaniach są to notowania pięcioletnich kontraktów wystawianych na polskie euroobligacje w euro, pochodzące z bazy Reuters DataStream, która do 2013 roku dostępna była w bibliotece Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu. W ostatnim rozdziale – ze względów „technicznych” baza danych została rozszerzona do 2016 roku – dane pochodziły również z bazy DataStream udostępnianej przez bibliotekę na Uniwersytecie Ekonomicznym we Wrocławiu.

* * *

W trakcie pisania tej pracy zaciągnęłam wiele długów wdzięczności. W pierwszej kolejności chciałabym podziękować Recenzentom, panu profesorowi Pawłowi Niedziółce i panu profesorowi Krzysztofowi Piontkowi za życzliwe i konstruktywne recenzje, dzięki którym mogłam spojrzeć na moje badania z zupełnie innej perspektywy, dostrzec i poprawić ich niedoskonałości oraz nadać mojej pracy ostateczny kształt. Za pozostałe niedociągnięcia wyłączną odpowiedzialność ponosi autorka.

Chciałabym też bardzo podziękować kierownikowi Katedry Matematyki Stosowanej, profesorowi Marianowi Matłocze, za stworzenie dobrych warunków do pracy, pani profesor Małgorzacie Doman za nieustanne wsparcie metodologiczne i doping, pani profesor Wiesławie Kapuścińskiej za życzliwość i wsparcie na każdym kroku kariery zawodowej, wszystkim uczestnikom seminarium naukowego z ekonometrii finansowej SEFIN (ze szczególnym uwzględnieniem jeszcze raz Pani Profesor Małgorzaty Doman i Pana Profesora Ryszarda Domana) oraz seminarium Katedry Matematyki Stosowanej za życzliwe uwagi i merytoryczną pomoc, Panu Doktorowi Piotrowi Płuciennikowi za pomoc w zebraniu danych, Panom Doktorom Michałowi Adamowi i Jackowi Walluschowi za zarażenie pasją i inspirację do wielu badań, Panu Profesorowi Markowi Ratajczakowi za zaproszenie do udziału w grantie na temat SCDS, Paniom z sekretariatu międzykatedralnego WIGE (ze szczególnym uwzględnieniem Pani Magister Marioli Detlaff) za pomoc w formalnościach dotyczących wyjazdów zagranicznych, dzięki czemu mogłam uzyskać wsparcie i komentarze dotyczące moich badań również w środowisku międzynarodowym, oraz Pani Doktor Habilitowanej Barbarze Będowskiej-Sójce za nieustanne motywowanie do tychże. Podziękowania należą się także Synom – Olafowi i Leszkowi – za motywację do pracy i wyrozumiałość oraz moim Rodzicom za pomoc w tych momentach, kiedy wyrozumiałość moich dzieci się kończyła.

1

Ryzyko niewypłacalności kraju

1.1. Wstęp

Do sprawowania swoich podstawowych funkcji państwo potrzebuje – oprócz sprawnych instytucji – dostępu do środków pieniężnych. Dochody budżetu państwa pochodzą głównie z podatków. Gdy wydatki nie są równoważone przez przychody, pojawia się deficyt. Jednym ze sposobów finansowania deficytu budżetowego jest zaciągnięcie pożyczki przez Skarb Państwa. Kontrolę nad długiem Skarbu Państwa sprawuje Minister Finansów [Ustawa z dnia 27 sierpnia 2009]. W celu sfinansowania potrzeb pożyczkowych budżetu państwa oraz w celu zarządzania długiem Skarbu Państwa, Minister Finansów jest upoważniony m. in. do zaciągania zobowiązań w jego imieniu, w tym do emisji papierów wartościowych oraz zaciągania pożyczek i kredytów na rynku zagranicznym. Za zobowiązania z nich wynikające Skarb Państwa odpowiada całym majątkiem.

W Polsce do skarbowych papierów wartościowych zalicza się bony skarbowe (o terminie wykupu nie dłuższym niż rok), obligacje skarbowe (o terminie wykupu dłuższym niż rok) oraz skarbowe papiery oszczędnościowe. O ile bony oferowane są do sprzedaży na rynku krajowym, to obligacje oferowane są do sprzedaży w kraju i za granicą. W wyniku zakupu skarbowych papierów wartościowych (czy to na rynku pierwotnym, czy wtórnym) pożyczkodawcami rządu stają się nie tylko instytucje finansowe i kredytowe, ale inwestorzy indywidualni i instytucjonalni. Obrót wtórny obligacjami odbywa się również na giełdach, a z punktu widzenia wielu inwestorów zakup obligacji różnych krajów (koszyka obligacji) służy dywersyfikacji ryzyka. Obligacje stanowią istotny składnik portfela funduszy emerytalnych i inwestycyjnych. W związku z tym **istotnym problemem uczestników rynków finansowych staje się wiarygodne oszacowanie ryzyka wypłacalności rządu danego kraju.**

Państwo jako pożyczkobiorca jest podmiotem szczególnym. Grossman i Van Huyck [1988] zauważają, że o ile dług podmiotów prywatnych podlega uregulowaniom prawnym dotyczącym zabezpieczenia oraz postępowania na wypadek bankructwa, to zobowiązania państwowe pozostają niejako „ponad prawem” (zob. też [Gelpern i Gulati 2012]). Jednym z istotnych aspektów suwerenności jest możliwość unieważnienia swojego zobowiązania, bez konieczności odpowiadania przed instancją wyższą. W przypadku obligacji wystawianych na dług rządu, państwo gwarantuje ich spłatę swoim autorytetem. Oczywiście, utrzymanie tego autorytetu leży w interesie podmiotu suwerennego – zapewnia mu bowiem w przyszłości stały i łatwy dostęp do kolejnych pożyczek. Grossman i Van Huyck [1988] przedstawiają model, z którego wynika, że jeśli nawet rząd z uzasadnionej przyczyny zmuszony jest zmienić warunki spłaty swoich zobowiązań, to (w stanie równowagi) nie opłaca mu się ogłoszenie repudiacji (odmowy spłaty długu), ponieważ krótkotrwałe zyski związane z takim posunięciem są znacznie mniejsze niż koszt utraty reputacji. Z drugiej strony historia pokazuje, że repudiacje zdarzały się nawet w przypadku Stanów Zjednoczonych po kryzysach finansowych z lat 1837 i 1834. Do 1847 roku cztery stany: Mississippi, Arkansas, Michigan i Floryda dokonały repudiacji całości lub części swoich długów, natomiast sześć innych stanów: Maryland, Illinois, Indiana, Louisiana, Arkansas i Pennsylvania ogłosiły bankructwo na okres od trzech do sześciu lat przed wznowieniem spłaty długów [McElroy: Rothbard 2002].

O ile zatem w okresie dobrej koniunktury spłata pożyczki jest w przypadku gospodarek stabilnych zdarzeniem pewnym, a inwestycja w obligacje skarbowe utożsamiana jest z inwestycją pozbawioną ryzyka, to wątpliwości co do wiarygodności kredytowej suwerena mogą pojawić się w przypadku załamania koniunktury na rynku wewnętrznym lub – ze względu na globalizację – na rynku światowym. Załamanie koniunktury związane jest często z kryzysami finansowymi. Sam kryzys finansowy nie jest zjawiskiem nowym. Kindleberger [1999] podaje zarys kryzysów finansowych od załamania w Świętym Cesarstwie Rzymskim z 1622 roku (będącego wynikiem psucia monet poprzez obniżanie wagi i jakości kruszcu oraz zwiększanie nominału) do współczesności. Problem kryzysów jest zatem znany ekonomii „od zawsze”. Wraz z rozwojem nauki i pojawianiem się kolejnych kryzysów finansowych narastała potrzeba konstrukcji mierników pozwalających przewidzieć nadchodzący kryzys oraz ocenić ryzyko tego, że pojawi się w danym kraju. Powstawały niezależne agencje ratingowe, wyznaczające ryzyko niewypłacalności krajów, m.in. na podstawie kształtowania się pewnych wskaźników makroekonomicznych. Zaczęto też konstruować mierniki dotyczące innych rodzajów ryzyka związanego z gospodarkami, w tym ryzyka politycznego, operacyjnego, makro- i mikroekonomicznego.

Z punktu widzenia tej książki istotne jest rozróżnienie między różnorodnymi typami ryzyka związanego z daną gospodarką, a w szczególności – między ryzykiem niewypłacalności rządu (suwerennym) a ogólnie pojmowanym ryzykiem kraju.

W tym rozdziale prezentujemy definicje oraz mierniki ryzyka kraju i ryzyka suwennego oraz uwypuklamy różnicę między tymi dwoma rodzajami ryzyka. Przedstawimy badania dotyczące kwantyfikacji i prognozowania obu rodzajów ryzyka i podamy listę czynników, które według różnych autorów najlepiej przybliżają bądź przewidują wystąpienie kryzysu.

1.2. Ryzyko kraju

Powojenne badania na temat czynników pozwalających prognozować kryzysy zapoczątkował kryzys naftowy w latach 70. XIX wieku [Kosmidou, Doumpou i Zopounidis 2008]. Badania skoncentrowały się na problemach ekonomicznych i finansowych, jakie stanęły przed gospodarkami światowymi, nad czynnikami, które odzwierciedlają te problemy oraz na ich wpływie na działalność gospodarczą i inwestycyjną. Pojawiło się też wiele definicji pojęcia „ryzyko kraju”. W ogólnym sensie można zdefiniować je jako prawdopodobieństwo, że kraj nie będzie w stanie spłacić swoich zobowiązań zagranicznym pożyczkodawcom ze względu na brak wystarczającej ilości waluty obcej [Cosset, Siskos i Zopounidis 1992; Kosmidou, Doumpou i Zopounidis 2008]. Inni badacze twierdzą natomiast, że ryzyko kraju powinno być zdefiniowane szerzej, z uwzględnieniem jego wielowymiarowego charakteru. Przykładowo, Mondt i Despontin [1986] stwierdzili, że wymiar gospodarczy (uwzględniony w szerokiej definicji), koncentrujący się jedynie na **zdolności** kraju do spłaty swojego zadłużenia, powinien być uzupełniony o wymiar polityczny – tzw. ryzyko polityczne kraju – czyli **gotowość (chęć)** do spłaty tego zadłużenia. Zgodnie z tym postulatem, Calverley [1990] zdefiniował ryzyko kraju jako wymiar potencjalnej straty gospodarczej i finansowej, związanej z problemami makroekonomicznymi oraz/lub politycznymi kraju.

O ile powyższe definicje odwołują się do zobowiązań kraju wobec jego zagranicznych pożyczkodawców (tj. innych krajów, ale również banków i finansowych organizacji międzynarodowych), to w literaturze możemy spotkać też definicje nawiązujące do ryzyka bezpośrednich inwestorów zagranicznych. Koncentrują się one na czynnikach społeczno-politycznych oraz gospodarczych, które mogą wpływać na decyzje potencjalnych inwestorów o zaangażowaniu ich kapitału w danym kraju. Przykładem takiego podejścia mogą być prace: Herringa [1983], Kobrina [1986] czy Tinga [1988]. Autorzy rozróżniają ryzyko mikroekonomiczne od makroekonomicznego. Ryzyko makroekonomiczne związane jest z takimi wydarzeniami, jak wojny, rewolucje, konflikty na najwyższym szczeblu władzy itp., ale też z określonymi posunięciami politycznymi, jak ogólnokrajowy wzrost podatków, ograniczenia handlu, kontrola cen itp. Ryzyko mikroekonomiczne dotyczy natomiast czynników dotyczących bezpośrednio i wyłącznie danego przedsiębiorcy,

np. utrata licencji importowych/eksportowych, dyskryminacyjny system podatkowy, ryzyko prawne (por. też [Jajuga 2007; Madura 2003; Eun i Resnick 2004; Scholtens 2004]).

Scholtens [2004] zauważa, że mimo szerokiego zastosowania, pojęcie ryzyka kraju nie zostało dokładnie zdefiniowane, natomiast powstało wiele pojęć, takich jak: ryzyko transferu, ryzyko polityczne, ryzyko suwerenne, ryzyko gospodarcze, ryzyko finansowe, ryzyko międzynarodowe, z których wszystkie odnoszą się do możliwości lub gotowości danego kraju do spłaty jego zobowiązań finansowych, a często używane są wymiennie.

Erbs i in. [1996] podają następującą listę instytucji sporządzających mierniki ryzyka krajów:

- Bank of America World Information Services,
- Business Environment Risk Intelligence (BERI) S.A.,
- Country Risks Information Services (CRIS),
- Economist Intelligence Unit (EIU),
- Euromoney,
- Institutional Investor,
- Standard and Poor's Rating Group,
- Political Risk Services: International Country Risk Guide (ICRG),
- Political Risk Services: Coplin-O'Leary Rating System,
- Moody's Investor Services.

Przeanalizujemy dokładniej model ryzyka kraju, model CRM (*country risk model*) prezentowany przez EIU [Economist Intelligence Unit 2014], model CRIS (*country risk information systems*) [Skandinaviska Enskilda Banken 2007] oraz ICRG [Political Risk Services, 2017].

1.2.1. Model ryzyka kraju – EIU

Jak twierdzą autorzy, stworzony przez nich model pozwala analizować, oceniać i prognozować ryzyko kredytowe kraju. Jest stosowany przez departamenty analizy ryzyka banków komercyjnych, fundusze hedgingowe, profesjonalistów zarządzających aktywami oraz departamenty skarbu. Konstruowany jest na podstawie badań ankietowych. Rating krajów stworzony na podstawie modelu uwzględnia sześć ilościowych i jakościowych aspektów ryzyka:

1. Ryzyko suwerenne – zdefiniowane jako ryzyko wzrostu wartości bazowej lub odsetkowej długu zagranicznego lub krajowego, którego spłata gwarantowana jest bezpośrednio przez państwo.
2. Ryzyko walutowe – mierzące ryzyko nadmiernej dewaluacji waluty krajowej w stosunku do waluty referencyjnej (zwykle: dolara amerykańskiego lub euro) w perspektywie najbliższych 12 miesięcy.

3. Ryzyko sektora bankowego – obejmujące ryzyko kryzysu systemowego², gdyby bank (banki) będące w posiadaniu co najmniej 10% całości aktywów bankowych stał się niewypłacalny.
4. Ryzyko polityczne – biorące pod uwagę cały zakres czynników politycznych odnoszących się do stabilności i efektywności politycznej, która mogłaby wpłynąć negatywnie na zdolność kraju do obsługi jego zobowiązań i spowodować zakłócenia na rynku walutowym.
5. Strukturalne ryzyko gospodarcze – obejmujące wiele czynników makroekonomicznych natury bardziej strukturalnej niż cyklicznej.

Ocena ogólnego ryzyka kraju to średnia wyliczona z mierników ryzyka: suwerennego, walutowego i bankowego. Autorzy podają również zestaw zmiennych, na podstawie których oceniają poszczególne typy ryzyka. Zmienne zaliczają do pięciu kategorii:

- polityka i instytucje,
- polityka gospodarcza,
- struktura gospodarki,
- zmienne makroekonomiczne (związane z cyklem koniunkturalnym),
- finansowanie i płynność.

W kategorii: **polityka i instytucje** autorzy uwzględniają m.in.: konflikty wewnętrzne, niepokoje społeczne, cykl wyborczy, zmianę władzy, korupcję (w tym: w systemie bankowym), ryzyko suwerenne, demonstracje, efektywność instytucji. Do kategorii: **polityka gospodarcza** autorzy zaliczają m.in.: jakość prowadzonej polityki, stabilność monetarną, realną stopę procentową, saldo budżetu państwa (w relacji do PKB), elastyczność polityki fiskalnej, przejrzystość finansów publicznych, wielkość niespłaconych zobowiązań z tytułu emerytur i ochrony zdrowia, reżim kursowy, istnienie kursu dualnego lub czarnorynkowego. W grupie: **struktura gospodarcza** autorzy umieszczają następujące wielkości: poziom dochodu, jakość oficjalnych danych (i terminowość ich publikacji), zmienność wzrostu PKB, stosunek długu publicznego do PKB, poleganie na eksporcie pojedynczego dobra, szoki zewnętrzne, historię niewypłacalności, regulację i nadzór finansowy. Zmienne związane z **cyklicznością gospodarki** to: wzrost PKB w cenach stałych, zadłużenie jako procent PKB, inflacja, realny kurs walutowy (ważony obrotami handlowymi), zmienność kursu walutowego, bilans rachunków bieżących. Ostatecznie,

² Instytucje kredytowe, takie jak banki, mają dobrze rozwinięte sposoby zarządzania ryzykiem – instytucja kredytowa ma bowiem za zadanie przyjmowanie na siebie ryzyka w sposób profesjonalny i zarządzanie nim. Banki tradycyjnie wyodrębniają trzy rodzaje ryzyka: kredytowe, rynkowe i operacyjne [Solarz 2008]. Ryzyko kredytowe polega na tym, że kredytobiorca (lub strona umowy) nie będzie w stanie wywiązać się ze zobowiązania zgodnie z przyjętymi warunkami. Drugi typ ryzyka wynika ze strat dla pozycji bilansowych i pozabilansowych banku spowodowanych ruchem cen. Trzeci natomiast to wynik niewłaściwych procedur wewnętrznych lub zewnętrznych, z udziałem ludzi. Natomiast w wyniku współzależności między tymi trzema typami ryzyka pojawia się ryzyko systemu finansowego (ryzyko systemowe).

w kategorii: **finansowanie i płynność** autorzy umieścili: ryzyko transferowe i wymienialności, uruchomienie procedury nadmiernego deficytu budżetowego, międzynarodową pomoc zagraniczną, wskaźnik obsługi długu, strukturę terminową długu, rezerwy zagraniczne, bezpośrednio inwestycje zagraniczne, krótkoterminowe stopy procentowe.

1.2.2. Model CRIS

Autorem modelu CRIS jest Skandinaviska Enskilda Banken (SEB). Autorzy, podobnie jak twórcy poprzednio przedstawianego modelu, również oddzielają pojęciami ryzyko kraju od ryzyka suwerennego. Ryzyko suwerenne – wyznaczone przez agencje ratingowe – jest to wąsko rozumiane ryzyko tego, że rząd danego kraju nie będzie w stanie spłacić swoich zobowiązań wobec prywatnych wierzycieli. Ryzyko kraju definiowane jest natomiast szerzej, jako wszystkie rodzaje ryzyka związane z szeroko pojmowanym ryzykiem operacyjnym, obejmujące również ryzyko ingerencji państwa lub samorządów w działalność przedsiębiorstwa-pożyczkodawcy w ramach obowiązującego systemu prawnego, a ponadto ryzyko transferowe i ryzyko wymienialności waluty. Oprócz ryzyka operacyjnego, ryzyko kraju obejmuje inne rodzaje ryzyka, niezwiązane z działalnością rządu, np. ryzyko poważnego załamania gospodarki. W szczególności, autorzy uwzględniają w definicji ryzyka kraju następujące rodzaje ryzyka [Skandinaviska Enskilda Banken 2007]:

- Zmiany cyklu koniunkturalnego (na poziomie globalnym, regionalnym lub lokalnym) – w szczególności recesję na poziomie globalnym lub lokalnym.
- Niekorzystne zmiany na krajowym rynku finansowym – np. kryzys bankowości.
- Gwałtowny spadek wartości waluty krajowej.
- Zmiany w otoczeniu politycznym lub społecznym.
- Ryzyko zdarzeń o znaczeniu narodowym (klęski żywiołowe, wojny i in.)

Autorzy przedstawiają następujący przykład, podkreślający różnicę między ryzykiem kraju, a ryzykiem suwerennym, przywołując informacje na temat gospodarki Meksyku. Jeśli kraj jest eksporterem ropy naftowej, to wzrost cen ropy przełoży się na zmniejszenie ryzyka suwerennego (*ceteris paribus*), ponieważ dochody do budżetu wzrosną. Z drugiej strony, wzrost cen ropy może przyczynić się do pogorszenia sytuacji firm spoza sektora naftowego, ze względu na osłabienie siły nabywczej na rynku eksportu. W takim przypadku ryzyko suwerenne i ryzyko kraju zmieniają się w przeciwnych kierunkach.

Metodologia CRIS opiera się na czterech filarach. Są to: odporność (*resilience*), równowaga makroekonomiczna, płynność i ryzyko nieprzewidzianych zdarzeń. Autorzy wychodzą z założenia, że inwestorzy formułują swoją opinię o ryzykowności danego kraju nie tylko na podstawie jego aktualnej sytuacji, ale biorąc pod uwagę również wydarzenia z przeszłości, zwłaszcza reakcje i odporność na szo-

ki zewnętrzne. Zdolność kraju do radzenia sobie z pogarszającą się sytuacją zewnętrzną autorzy modelu CRIS określają mianem **odporności**. Przy wyznaczaniu stopnia odporności bierze się pod uwagę perspektywę długoterminową – sposób, w jaki kraj stara się osiągnąć stabilność polityczną i społeczną, oraz jakość jego instytucji (stabilne i silne instytucje pozwalają zniwelować niekorzystne skutki szoków zewnętrznych). Natomiast jeśli kraj nie może być określony mianem „odpornego”, drugim aspektem, jaki brany jest pod uwagę przy ocenie jego ryzyka, jest **równowaga makroekonomiczna**. Analizy makroekonomiczne przeprowadzane są na przykład przez MFW (Międzynarodowy Fundusz Walutowy, *International Monetary Fund*) i na ich podstawie formułowane są zalecenia dla poszczególnych krajów. Model CRIS wykorzystuje analizy makroekonomiczne zgodnie z metodologią MFW.

Jeżeli dany kraj nie tylko nie jest odporny, ale też jego równowaga makroekonomiczna została zachwiana, kolejnym aspektem podlegającym ocenie jest **płynność**. Gospodarka posiadająca duże rezerwy płynnościowe jest w stanie wywiązywać się ze swoich zobowiązań mimo niekorzystnej koniunktury. Zwykle jednak kraje nie posiadają zbyt dużych rezerw i zachwianie dwóch pierwszych filarów staje się katastrofalne dla gospodarki. Jednakże niektóre kraje (wydobyczące ropę) posiadają wystarczająco duże rezerwy płynnościowe, by zrekompenzować niedostatki dwóch pierwszych filarów. Ocena płynności kraju opiera się na analizie rezerw walutowych, reżimu kursowego i zmienności poziomu rezerw.

Ryzyko nieprzewidzianych zdarzeń jest jednak najtrudniejsze do oszacowania. Ponieważ towarzyszą mu zazwyczaj ogromne straty, powinno być uwzględnione w analizie ryzyka kraju. Nieprzewidzianymi wydarzeniami, które uwzględniane są w tym aspekcie, są np. wojny, ataki terrorystyczne, klęski żywiołowe, zamieszki na tle politycznym.

1.2.3. Model ICRG

Wskaźnik ICRG konstruowany jest przez grupę PRS (Political Risk Service Group) i publikowany z miesięczną częstotliwością od 1980 roku. Autorzy modelu wykorzystują do konstrukcji miernika trzy typy ryzyka: ryzyko polityczne, ryzyko finansowe i ryzyko gospodarcze. Przy ocenie **ryzyka politycznego** brane są pod uwagę m.in. następujące wskaźniki: stabilność polityczna, uwarunkowania społeczno-ekonomiczne, konflikty wewnętrzne i zewnętrzne, korupcja, konflikty na tle religijnym i etnicznym, jakość demokracji, jakość instytucji itp. **Ryzyko ekonomiczne** uwzględnia wielkość PKB *per capita*, wzrost PKB w cenach stałych, roczną stopę inflacji, saldo budżetu państwa (w relacji do PKB) oraz rachunek bieżący bilansu płatniczego w relacji do PKB. **Ryzyko finansowe** wyznaczane jest na podstawie wielkości długu zagranicznego w relacji do PKB, obsługę długu zagranicznego

w relacji do wielkości eksportu dóbr i usług, rachunek bieżący bilansu płatniczego w relacji do eksportu, wielkość rezerw płynnościowych oraz stabilność kursu walutowego. Szczegóły wyznaczania wskaźnika przedstawione są w dokumencie „ICRG Methodology” dostępnym na stronie PRS Group.

1.2.4. Inne modele ryzyka kraju – przegląd historyczny

Autorzy przedstawionych trzech modeli zgadzają się co do tego, że ryzyko kraju powinno być wyraźnie oddzielone od ryzyka suwerennego. Każdy model wykorzystuje do oceny ryzyka kraju inną metodologię, a lista zmiennych pozwalających na aproksymację tego ryzyka jest nieco inna w przypadku każdego modelu. [Kosmidou, Doumpos i Zopounidis 2008]³ przedstawiają wiele prac pojawiających się od lat 70. XX wieku, badających ryzyko kraju i monitorujących je na podstawie kształtowania się pewnych różnorodnych wskaźników makroekonomicznych. Wśród najczęściej wymienianych pojawiają:

- stosunek płatności związanych z obsługą długu do poziomu rezerw,
- stosunek bilansu rachunków bieżących do PKB,
- stosunek eksportu dóbr i usług do poziomu PKB oraz importu dóbr i usług do poziomu PKB,
- stosunek FDI do PKB,
- procentowy wzrost PKB oraz PKB *per capita*; wielkość PKB *per capita*,
- inflacja (roczna, wyrażona w %) oraz CPI,
- stopa śmiertelności niemowląt oraz oczekiwana długość życia w momencie narodzin,
- stosunek długu krótkoterminowego do całości długu zagranicznego,
- zmiany eksportu i importu,
- stosunek zadłużenia zagranicznego do PKB,
- wskaźniki ryzyka politycznego,
- deficyt budżetowy,
- zmiany kursu walutowego i ryzyko kursowe,
- zmiany stóp procentowych na świecie,
- przynależność do danego regionu geograficznego,
- wskaźniki giełdowe,
- i wiele innych.

Są więc wśród nich takie wskaźniki, które odnoszą się do niebezpieczeństwa niewypłacalności rządu, ale też takie, które nie są z nim związane, a dotyczą ogólnego poziomu życia i ubóstwa społeczeństwa (śmiertelność noworodków), zmian

³ Zakres badań, na podstawie których autorzy przytaczają wspomnianą listę, obejmuje lata 1970–1996. Por. też: Kliber [2013].

na rynkach finansowych, wzrostu gospodarczego czy koniunktury, ale także zmian sytuacji międzynarodowej (zmiany stóp procentowych na świecie czy też przynależność do określonego regionu geograficznego).

1.3. Ryzyko suwerenne

Jednym z elementów składowych ryzyka kraju jest ryzyko suwerenne (*sovereign risk*). Odnosi się ono do tego, że rząd danego kraju nie będzie zdolny do spłaty swoich zobowiązań – czyli jest tożsamy z pierwszą przedstawioną, wąską, definicją ryzyka kraju. Innymi słowy: jest to ryzyko, że rząd ogłosi niewypłacalność i przestanie obsługiwać swoje zadłużenie [Karmann i Maltritz 2004]. Może być zatem uznane za jeden z elementów szeroko rozumianego ryzyka kraju (ryzyko kraju względem konkretnego dłużnika – por. [Scholtens 2004]).

Ryzyko suwerenne oceniane jest przez agencje ratingowe i publikowane w postaci ratingów. Afonso, Gomez i Rother [2008] weryfikowali w swoim badaniu, które zmienne makroekonomiczne mają wpływ na rating kraju. Wykazują – na podstawie analizy ratingów trzech międzynarodowych agencji ratingowych (S&P, Moody i Fitch), że do wyznaczenia ryzyka suwerennego wystarczy ograniczony zestaw zmiennych:

- PKB *per capita*,
- wzrost PKB w cenach stałych,
- inflacja,
- bezrobocie,
- dług publiczny,
- saldo budżetu państwa,
- efektywność w sprawowaniu władzy (*government effectiveness*),
- dług zagraniczny,
- poziom rezerw walutowych.

PKB *per capita* powinno mieć – według autorów – pozytywny wpływ na rating kraju, ze względu na to, że gospodarki bardziej rozwinięte mają z reguły również lepiej wykształcone instytucje, które mogą powstrzymać rząd przed zaciąganiem nadmiernego zadłużenia, a także są bardziej odporne na szoki zewnętrzne. **Wzrost PKB w cenach stałych** również powinien pozytywnie wpływać na rating kraju, ponieważ zwiększa zdolność rządu do spłaty zobowiązań. Natomiast wpływ **inflacji** jest niejednoznaczny. Z jednej strony, wzrost inflacji zmniejsza wartość realną długu rządowego denominowanego w walucie krajowej, zwiększając tym samym pulę na obsługę długu zagranicznego. Z drugiej strony – może być oznaką problemów makroekonomicznych. **Bezrobocie** bezsprzecznie powinno mieć negatywny wpływ na wypłacalność kraju. Gospodarka o mniejszym bezrobociu charakteryzuje się bardziej elastycznym

rynkiem pracy, zmniejszając jego podatność na zmiany otoczenia gospodarczego. Dodatkowo, mniejsze bezrobocie oznacza też mniejsze obciążenia z tytułu zasiłków, a zwiększa wpływy podatkowe. **Dług publiczny** jest natomiast postrzegany jako destymulanta – jego zwiększenie oznacza wzrost obciążeń państwa z tytułu odsetek i zwiększa ryzyko niewypłacalności. **Saldo budżetu państwa** jest kolejnym zasadniczym elementem brany pod uwagę przy konstrukcji ratingów kraju. Duży deficyt budżetowy jest oznaką nierównowagi makroekonomicznej i przyczynia się do obniżenia ratingu. Długo utrzymujący się deficyt może oznaczać problemy instytucjonalne w państwie. **Efektywność w sprawowaniu władzy** to kolejny element ratingu. Jest to wskaźnik publikowany przez Bank Światowy. Obejmuje on: jakość usług publicznych, jakość służby cywilnej i jej niezależność od nacisków politycznych, jakość sformułowania i wdrażania polityki, a także wiarygodność poświęcenia się rządu tej polityce. Wzrost wskaźnika efektywności przyczynia się do wzrostu ratingu kraju. Natomiast wzrost **długu zagranicznego** przyczynia się do spadku ratingu. Im wyższy stopień zadłużenia gospodarki, tym wyższe ryzyko dodatkowych obciążeń dla budżetu państwa. Z kolei im wyższy **poziom rezerw walutowych**, tym wyższy rating – posiadanie rezerw zmniejsza ryzyko niewypłacalności w kontekście własnych zobowiązań. Z kolei wpływ bilansu obrotów bieżących jest również niejednoznaczny. Wzrost deficytu na rachunku bieżącym może oznaczać, że gospodarka ma skłonność do nadmiernej konsumpcji, co zagraża z kolei równowadze długoterminowej. Z drugiej strony może też oznaczać gwałtowne nagromadzenie inwestycji w środki trwałe, a to z kolei prowadzi do pobudzenia wzrostu i polepszenia równowagi w średnim okresie. Ostatnim czynnikiem jest **historia niewypłacalności** – jeśli w historii gospodarczej danego kraju takie przypadki nastąpiły, to jest to znak, że rząd ma tendencje do redukcji niespłaconego zadłużenia poprzez ogłoszenie niewypłacalności.

W celu weryfikacji słuszności swoich założeń autorzy oszacowali model panelowy dla 130 krajów. Na podstawie wyników estymacji zredukowali zbiór danych niezbędnych do przewidzenia ratingu. Były to: **PKB per capita, wzrost PKB w cenach stałych, dług rządowy, efektywność w sprawowaniu władzy, dług zagraniczny i poziom rezerw zagranicznych**.

Heinrichs i Stanoeva [2013] koncentrują się na dokładniejszym wykazaniu różnic między ryzykiem kraju a ryzykiem suwerennym. Według autorów, o ile ryzyko suwerenne wiąże się konkretnie z niezdolnością kraju do obsługi swojego zadłużenia, to ryzyko kraju obejmuje również pogorszenie się klimatu przedsiębiorczości, w tym – niekorzystne zmiany prawne, wzrost poziomu korupcji, czy pogorszenie się zmiennych społeczno-ekonomicznych (np. pogłębienie nierówności dochodowych). Oba rodzaje ryzyka są istotnymi czynnikami brany pod uwagę przez potencjalnego inwestora czy przedsiębiorcę i często występuje między nimi silna korelacja. Gospodarki, które w przeszłości były kilkakrotnie niewypłacalne (tj. o wysokim ryzyku suwerennym) charakteryzują się zazwyczaj również wysokim poziomem ryzyka kraju. Jednakże wysoki rating (niskie ryzyko suwerenne) nie zawsze przekłada się na niskie ryzyko kraju. Kraj o wysokim ratingu nadal może charakteryzować się wysokim poziomem

korupcji, który utrudnia przepływy kapitałowe w przedsiębiorstwie i ujemnie wpływa na jego dochodowość. Ponadto nawet państwa o niskim ryzyku kraju mogą stać się niewypłacalne – i odwrotnie: wzrost ryzyka niewypłacalności nie musi przekładać się na wzrost ryzyka kraju (przykładowo – zwiększenie ryzyka suwerennego Grecji nie musiało oznaczać, że proporcjonalnie wzrosło też ogólne ryzyko tego kraju). Analitycy z S&P przyznają jednak, że analitycy kredytowi oceniający ryzyko działalności gospodarczej w danym kraju najczęściej tworzą swoją ocenę na podstawie lokalizacji geograficznej kraju i ryzyka suwerennego podawanego przez agencje ratingowe. O ile taka ocena może sprawdzać się w przypadku gospodarek rozwiniętych (np. Szwajcaria), to w przypadku gospodarek wschodzących ryzyko kraju bywa często zawyżane.

Powyższe rozważania prowadzone są z punktu widzenia przedsiębiorcy, który rozważa założenie działalności w danym kraju. Z kolei Reinhart [2002] badał zależności pomiędzy występowaniem trzech rodzajów zdarzeń: zmianą ratingu kredytowego państwa, kryzysem walutowym i niewypłacalnością kraju. Próba badawcza objęła lata 1970–1999 i dane z agencji: Institutional Investor, Moody's oraz Standard and Poor's. Analizie poddano 113 przypadków niewypłacalności oraz 151 kryzysów walutowych (135 – w gospodarkach wschodzących). Większość przypadków niewypłacalności w gospodarkach wschodzących powiązana była z kryzysami walutowymi. Na podstawie wyników modelu probitowego autor wykazał, że wystąpienie kryzysu walutowego można przewidzieć na podstawie analizy zachowań realnego kursu walutowego, akcji giełdowych, eksportu, wskaźnika M2 do rezerw, bilansu rachunków bieżących i ogólnego deficytu budżetowego (w stosunku do PKB)⁴. Ta sama lista wskaźników okazała się przewidywać również przypadki niewypłacalności. Autor zaznaczył też, że o ile zmiany ratingów mogą poprzedzać przypadki niewypłacalności, to nie sprawdzają się przy przewidywaniu kryzysów walutowych. Na znaczenie spekulacji walutowych dla ryzyka niewypłacalności zwracał też uwagę Asonuma [2016].

1.4. Ryzyko suwerenne a ryzyko kraju – zmienne lokalne i globalne

Na potrzeby tej książki, zgodnie z powyższą argumentacją, będziemy rozróżniać pomiędzy ryzykiem suwerennym a ryzykiem kraju. **Ryzyko suwerenne** definiujemy jako *niebezpieczeństwo tego, że kraj będzie niezdolny lub niechętny do spłaty swoich należności wobec wierzycieli*. Przyjmujemy, że ryzyko to uzależnione jest od kształtowania się wielkości związanych **bezpośrednio** z faktyczną wypłacalnością, tzn.:

- zmiany stóp procentowych (oprocentowanie długu),
- zmiany kursu walutowego (determinującego zmiany wielkości długu zagranicznego),

⁴ Por. też: Kosmidou, Doumpos i Zopounidis [2008], rozdział 1.1.4.

- gwałtownego wzrostu inflacji,
- niekorzystnych zmian salda budżetu państwa,
- drastycznego spadku PKB,
- zmiany wielkości zadłużenia.

Natomiast **ryzyko kraju** zdefiniujemy szerzej – jako *niebezpieczeństwo pogorszenia koniunktury w kraju w wyniku sytuacji wewnętrznej lub zewnętrznej* (tj. pogorszenia koniunktury światowej lub w regionie i związanym z nią niebezpieczeństwem przeniesienia kryzysu). *Obejmować ono będzie zarówno ryzyko suwerenne, systemowe, zmiany koniunktury determinowane czynnikami wewnętrznymi, a także ryzyko pogorszenia koniunktury związane z załamaniem sytuacji w otoczeniu kraju.* Przyjęta przez nas definicja ryzyka kraju będzie zatem nieco szersza niż przyjmowana przez większość agencji ratingowych, a bardziej odpowiadająca definicji Reinharta [2002]. Modyfikacja definicji związana jest z przyjęciem przez poprzednio cytowanych autorów nieco innej perspektywy – nie rozpatrujemy ryzyka z punktu widzenia wyłącznie przedsiębiorstwa funkcjonującego w kraju, ale raczej inwestora zagranicznego, lokującego kapitał w danym kraju. Zmiany ryzyka **kraju** będziemy śledzić na podstawie dynamiki zmiennych powiązanych zarówno z sytuacją **wewnętrzną**, jak i **zewnętrzną** kraju (np. indeksy giełdowe, które, z jednej strony, powiązane są z sytuacją wewnętrzną, a z drugiej – podlegają silnym wpływom czynników globalnych; oraz spread obligacji krajowych do obligacji gospodarki uznawanej za najmniej ryzykowną w regionie). Ze względu na możliwość przenoszenia zmienności między różnymi rynkami do zmiennych z tej grupy zaliczymy również te, które aproksymują zmiany nastrojów i oczekiwań.

1.5. Podsumowanie

Ryzyko suwerenne, jako ryzyko niewypłacalności czy bankructwa danego kraju, może być odzwierciedlone poprzez gwałtowne bądź stopniowe pogarszanie się poziomu zadłużenia państwa i jednoczesny spadek dochodów budżetowych. Może być też wynikiem nagłego niekorzystnego załamania się kursu waluty krajowej (i tu pojawia się ryzyko kursowe) albo galopującej inflacji. Może być też ściśle powiązane z ryzykiem politycznym – np. rewolucyjną zmianą rządu, wybuchem wojny, przewrotem politycznym itp. Mimo że stanowi tylko część ryzyka kraju, jest z nim ściśle powiązane. Wynika z tego, że monitorując ryzyko kraju, pośrednio monitorujemy też ryzyko suwerenne. W następnym rozdziale przedstawiamy kształtowanie się tych wskaźników makroekonomicznych Polski w latach 2008–2013, które są kluczowe dla ryzyka suwerennego i krajowego, w odniesieniu do cykli koniunkturalnych i kryzysów finansowych różnego typu.

2

Sytuacja gospodarcza Polski w latach 2008–2013

2.1. Wstęp

W poprzednim rozdziale pojawiło się stwierdzenie, że w okresie koniunktury lub w okresie względnego spokoju wiarygodność kredytowa stabilnych gospodarek zwykle nie jest kwestionowana. Problemy pojawiają się wraz z nadejściem recesji lub kryzysu. Od początku istnienia instytucji finansowych, kryzysy finansowe pojawiały się z większym lub mniejszym natężeniem. W ich trakcie rynki finansowe występują w podwójnej roli: z jednej strony, mogą być głównym źródłem niepokoju, i zakłóceń funkcjonowania sfery realnej, z drugiej – odczuwają dotkliwe skutki załamania sfery realnej. Kryzysom finansowym towarzyszy spadek koniunktury. Same cykle koniunkturalne różnią się od siebie przebiegiem i długością trwania, ale wszystkie związane są z faktem istnienia zależności między zyskami, inwestycjami i kredytem, a także między systemem zasilania przez instytucje finansowe, a przedsiębiorstwami i konsumentami [Drozdowicz-Bieć 2009]. Panika na rynkach pogłębianą jest dodatkowo przez spadek nastrojów inwestorów, pesymistyczne prognozy analityków rynkowych i wypowiedzi polityków.

Claessens, Ayhan Kose i Terrones [2009] wyróżniają kilka typów recesji (zob. też Drozdowicz-Bieć [2009]). Pierwszy, najłagodniejszy, to recesja, której **nie towarzyszy załamanie na rynkach finansowych** ani spadek cen nieruchomości; trwa przeciętnie ok. 2 lat, a towarzyszący jej spadek PKB wynosi ok. 2%. Drugi typ to recesja, której **towarzyszy kryzys finansowy** (a zwłaszcza zjawisko zacieśnienia akcji kredytowej). Czas trwania takich recesji jest dłuższy średnio o pół roku, towarzyszący im spadek PKB wynosi ok. 3%, a spadek wartości udzielanych kredytów – ok. 20%. Jeszcze dotkliwsze są te recesje, którym **towarzyszy kryzys na rynku nieruchomości**. Średni czas trwania takiej recesji wynosi od 4,5 roku do 6 lat, a spadek

cen nieruchomości sięga 30%, przeciętny spadek PKB jest ok. 2–3 razy głębszy niż w przypadku recesji pierwszego typu. Czwarty – najdotkliwszy – typ recesji to taki, których **źródłem jest rynek finansowy** – kryzys rozprzestrzeni się na sferę realną, na rynek nieruchomości, a następnie powraca do sfery finansowej, atakując banki. Tego typu recesje charakteryzują się głęboką zapaścią na rynkach papierów finansowych, wyraźnym spadkiem produkcji i zatrudnienia oraz dużym wzrostem długu publicznego, spadkiem wartości nieruchomości o ok. 35%, wzrostem stopy bezrobocia do 7 punktów procentowych, zapaścią na rynku pracy i załamaniem produkcji przemysłowej. Dodatkowo, ze względu na spadek przychodów podatkowych oraz uruchomienie programów pomocowych, spadają przychody budżetu państwa i bardzo szybko rośnie zadłużenie publiczne. Wzrost długu publicznego wynosi przeciętnie 86% jego wartości sprzed kryzysu, natomiast w poszczególnych przypadkach ta wielkość może zostać znacznie przekroczona (np. 260% w Finlandii w 1991). W trakcie recesji każdego typu następuje ograniczenie wymiany towarowej, przy czym spadek importu zwykle jest bardziej drastyczny, niż spadek eksportu.

Drozdowicz-Bieć [2009] zwraca uwagę, że nie wszystkie zmienne makroekonomiczne reagują na kryzys w tym samym czasie. Przykładowo, inwestycje reagują z opóźnieniem w stosunku do spadku produkcji. Na początku recesji inflacja zwykle jeszcze rośnie i nie zawsze pojawia się deflacja. Rynek pracy reaguje zwykle z opóźnieniem, podobnie jak handel zagraniczny. Co znamienne, opóźnienie to utrzymuje się również po odwróceniu koniunktury.

Kryzys finansowy, który zapoczątkowany został w USA w 2007 roku przeniósł się na inne gospodarki światowe, w tym do Polski. Jednakże polski system finansowy nie został zainfekowany złymi aktywami, a więc źródłem recesji w kraju nie był rynek finansowy. Drozdowicz-Bieć [2009] zauważa również, że spowolnienie gospodarcze w Polsce zaczęło się już w 2006 roku, a więc przed zaimportowaniem kryzysu do kraju, natomiast niewątpliwie zostało mocno pogłębione przez ogólnoswiatowy kryzys finansowy.

W tym rozdziale przedstawiamy, jak zmieniały się wielkości makroekonomiczne w Polsce w latach 2008–2013, w kontekście zaprezentowanej wcześniej klasyfikacji recesji gospodarczych oraz pod kątem kształtowania się ryzyka suwerennego oraz ryzyka kraju. Głównym źródłem danych są publikacje Ministerstwa Gospodarki z lat 2008–2013, publikacje Głównego Urzędu Statystycznego oraz Narodowego Banku Polskiego, umieszczane na stronach internetowych tych instytucji. Na początek prezentujemy w skrócie główne tendencje zachodzące w polskiej gospodarce w poszczególnych latach, a następnie koncentrujemy się na poszczególnych sektorach gospodarki. Rozpoczynamy od zmian PKB w latach 2008–2013, następnie przechodzimy do sytuacji na rynku pracy i płac. W kolejnym podrozdziałach omawiamy kształtowanie inflacji, kondycję finansów publicznych i budżetu państwa i zadłużenia Skarbu Państwa. Przedstawiamy zmiany kształtowania się rezerw płynnościowych, opisujemy sytuację sektora bankowego w Polsce, z uwzględnieniem zmian stóp procentowych oraz zmiany kursu złotego. W dalszych podroz-

działach omawiamy zmiany w handlu zagranicznym i bezpośrednich inwestycjach zagranicznych, których kształtowanie zmienia się zwykle znacząco w okresie kryzysu, a które zgodnie z przyjętą przez nas klasyfikacją odzwierciedlają zmiany ryzyka kraju. Na zakończenie przedstawiamy zmiany ratingu Polski w latach 2008–2013 wg agencji Fitch oraz S&P.

2.2. Ogólna kondycja gospodarcza kraju i nastroje gospodarcze w latach 2008–2013

Na **początku 2008** roku sytuacja gospodarcza Polski kształtowała się dobrze. PKB istotnie wzrosło w wyniku wzrostu produkcji przemysłowej i budowlanej, eksportu i spadku bezrobocia. Tendencje te załamały się w trakcie trwania roku kalendarzowego. Już od drugiego półrocza tempo wzrostu PKB uległo zahamowaniu, obniżyło się też tempo wzrostu produkcji przemysłowej oraz usług rynkowych i nierynkowych. Korzystnie kształtowała się natomiast sytuacja na rynku pracy. Wyniki makroekonomiczne osiągnięte przez polską gospodarkę były pozytywne. Wzrost gospodarczy był wysoki, inflacja niska, a ze względu na wysoki poziom wykształcenia siły roboczej potencjał innowacyjny gospodarki oceniano również jako wysoki.

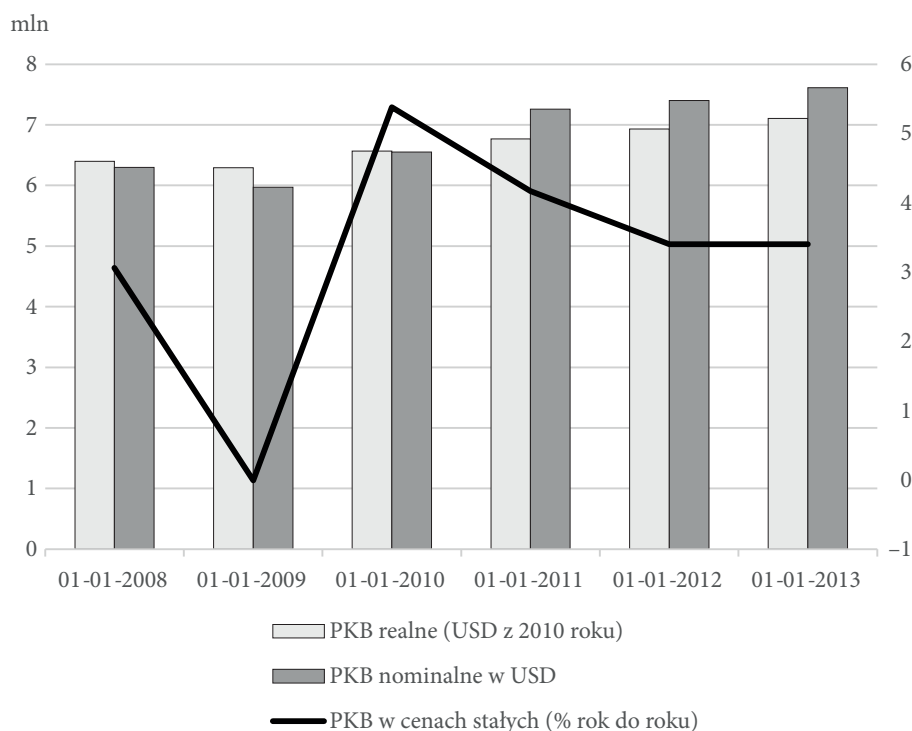
W **2009 roku** wszystkie wskaźniki makroekonomiczne uległy pogorszeniu. Wzrost gospodarczy uległ spowolnieniu, popyt krajowy spadł, podobnie jak tempo wzrostu spożycia [Ministerstwo Gospodarki 2010]. Zmniejszyła się też produkcja przemysłowa. Wymiana z zagranicą również spadła, z tym że tempo spadku eksportu było mniejsze od tempa spadku importu, a w związku z tym saldo bilansu handlowego uległo poprawie. Ta ostatnia zależność związana była z **deprecjacją złotego**, która spowodowała wzrost konkurencyjności cenowej polskich wyrobów (ale i kosztów importu). Wzrosła też stopa bezrobocia, a tempo wzrostu wynagrodzeń zmalało. Zwiększył się deficyt budżetu państwa: dług publiczny wzrósł do poziomu 50% PKB, a Komisja Europejska otworzyła wobec Polski **procedurę nadmiernego deficytu** [Ministerstwo Gospodarki 2010]. Ostatecznie jednak, na tle znajdujących się w recesji gospodarek Unii Europejskiej, sytuacja gospodarcza Polski przedstawiała się nie najgorzej. W rezultacie zmniejszeniu uległy różnice w poziomie rozwoju gospodarczego między Polską a krajami UE. Wskaźnik PKB na mieszkańca Polski wzrósł z poziomu 56% średniej dla krajów UE-27 w 2008 roku do 61% w 2009 roku [Ministerstwo Gospodarki 2010].

W **2010 roku** poprawiła się sytuacja gospodarcza u głównego partnera handlowego Polski – Niemiec. Ożywienie koniunktury następowało też w innych krajach europejskich. Globalny wzrost gospodarczy na świecie wyniósł 5,0% [Ministerstwo Gospodarki 2011], przy czym w grupie krajów rozwiniętych było to jedynie 3,0%, a w grupie krajów rozwijających się: 7,3%. Poprawa koniunktury na świecie (por. ry-

sunek 1.1) pozytywnie oddziaływała na rozwój gospodarczy Polski. Do wzrostu PKB przyczynił się dodatkowo popyt krajowy (w przeciwieństwie do roku poprzedzającego, kiedy to głównym motorem wzrostu był popyt gospodarczy), natomiast **eksport netto** oddziaływał **negatywnie** na wzrost PKB.

W **2011 roku** sytuacja uległa zmianie. Spowolnieniu uległ globalny wzrost gospodarczy (por. rysunek 2.1) – w tym również unijny. Na wzrost gospodarczy Polski w 2011 roku oddziaływały **pozytywnie** zarówno **popyt wewnętrzny**, jak i **eksport netto**. Wzrosła produkcja krajowa i budowlano-montażowa. Natomiast w sektorze finansów publicznych sytuacja była nadal niekorzystna – deficyt sektora instytucji rządowych i samorządowych w stosunku do PKB utrzymywał się na wysokim poziomie.

Rok 2012 był kolejnym rokiem spowolnienia gospodarczego. PKB globalne wzrosło, ale tempo jego wzrostu było niższe niż w poprzednich latach (por. rysunek 2.1). W całej Unii PKB spadło o 1%. Na tym tle sytuacja Polski kształtowała się korzystnie. Od 2012 roku zmieniła się struktura czynników mających wpływ na wzrost PKB Polski. **Dodatni wpływ** miał już jedynie **eksport netto**, podczas gdy



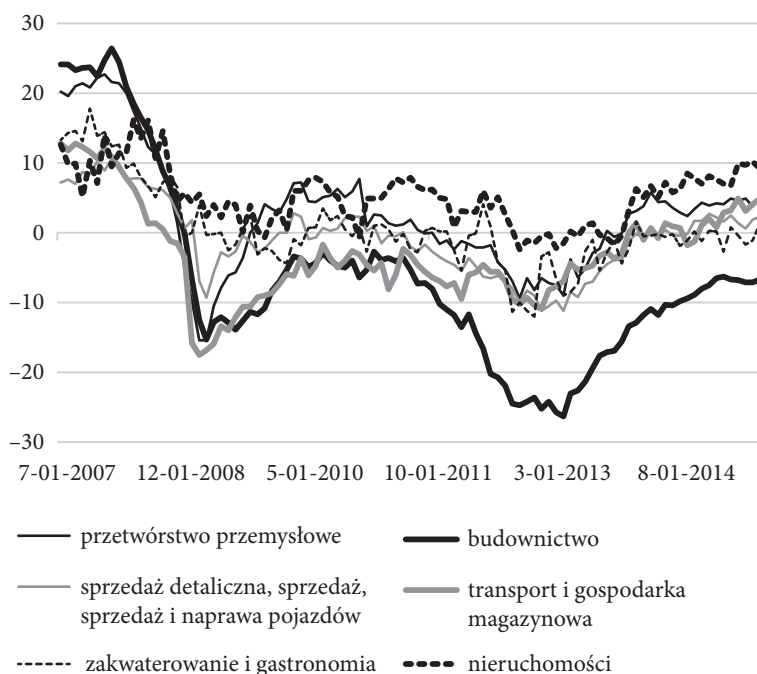
Rysunek 2.1. Zmiany globalnego PKB (2008–2013, w mln USD)

Źródło: Baza CEIC i Banku Światowego

popyt krajowy oddziaływał **ujemnie**. Wzrosła produkcja przemysłowa, a spadła budowlano-montażowa.

W 2013 roku sytuacja na rynkach światowych uległa nieznacznej tylko poprawie – por. rysunek 2.1. W Unii Europejskiej nastąpił niewielki wzrost – rzędu 0,2%. Na tym tle sytuacja gospodarcza Polski – ze wzrostem PKB rzędu 1,6% – oceniana była bardzo pozytywnie.

Na rysunku 2.2. przedstawiamy kształtowanie się (odsezonowanych) wskaźników klimatu koniunktury w Polsce. Są to wskaźniki różnych branż przemysłowych: przemysł przetwórczy, budownictwo, przemysł motoryzacyjny (sprzedaż detaliczna, sprzedaż oraz serwis), transport i składowanie, noclegi i catering oraz nieruchomości. Zauważamy wyraźnie, że jeszcze w drugiej połowie 2007 i pierwszej połowie 2008 roku wszystkie wskaźniki osiągały bardzo wysokie wartości, ale już w drugiej połowie 2008 roku nastąpił ich drastyczny spadek. W 2009 roku nastąpiło krótkotrwałe odwrócenie tendencji, po czym od 2010 wskaźniki utrzymywały się na mniej więcej stałym poziomie, z niewielkimi oscylacjami. W sierpniu 2011 nastąpiło załamanie w budownictwie, a zaraz potem tendencja spadkowa uwidoczniła się w przypadku pozostałych wskaźników. Ponowne odwrócenie tendencji nastąpi-

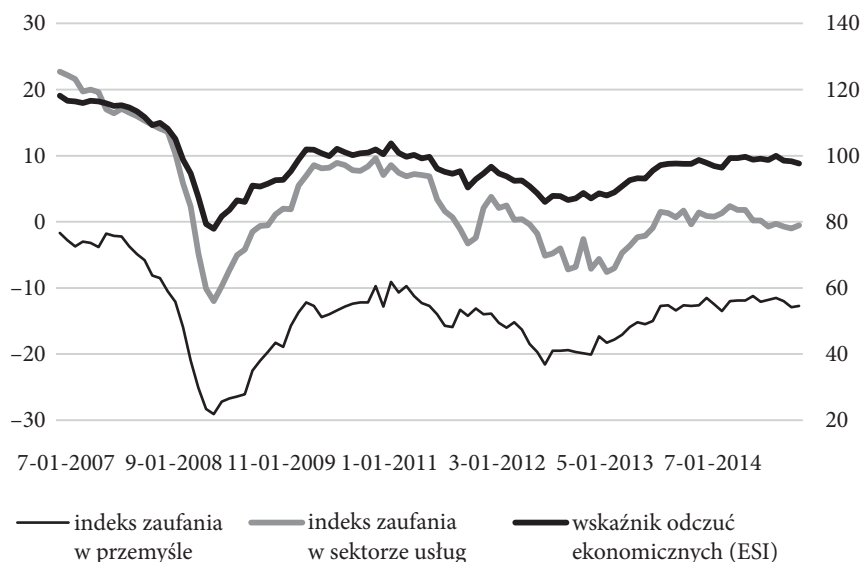


Rysunek 2.2. Wskaźniki ogólnego klimatu koniunktury w Polsce (2008–2013) skorygowane o sezonowość

Źródło: Baza CEIC

ło w kwietniu 2013 roku, ale do lipca 2009 tylko wskaźnik nieruchomości powrócił do poziomu z 2007 roku.

Na rysunku 2.3 przedstawiamy kształtowanie się indeksu odczuć ekonomicznych (*economic sentiment indicator* – ESI) (prawa oś) oraz indeksów koniunktury w przemyśle i usługach (lewa oś). Mimo że wartości przyjmowane przez indeksy różniły się od siebie, ogólna tendencja została zachowana. Obserwujemy wyraźne załamanie w drugiej połowie 2008 roku, odbicie w pierwszej połowie 2009, potem powolny wzrost i ponowny spadek od 2011 roku. Ponowny wzrost wartości indeksów nastąpił dopiero od pierwszej połowy 2013 roku.



Rysunek 2.3. Wskaźnik odczuć ekonomicznych (prawa oś) oraz indeksy zaufania w usługach i przemyśle (lewa oś) w Polsce (2008–2013)

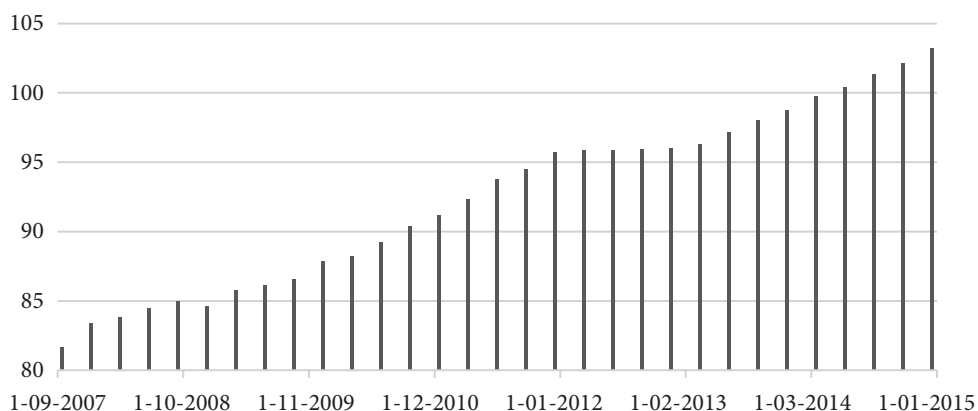
Źródło: Baza CEIC

Podsumowując, należy stwierdzić, że gospodarka Polski w trakcie kryzysu nie przeszła załamania. Najgorszym rokiem był rok 2009, kiedy nastąpiło **przejęciowe** pogorszenie koniunktury (ale zmiana PKB wciąż była dodatnia w porównaniu z rokiem poprzednim) i kryzys zaufania na rynku bankowym – jednak od początku 2010 roku wszystkie wskaźniki makroekonomiczne znów zaczęły rosnąć. Mimo pesymistycznych prognoz, w całym okresie dynamika wzrostu PKB była jedną z najwyższych w Unii Europejskiej. W kolejnym podrozdziale przedstawiamy dokładniej zmiany zachodzące w PKB w latach 2008–2013.

2.3. Produkt krajowy brutto w Polsce w latach 2008–2013

Zgodnie z klasyfikacją przedstawioną w Rozdziale 1, zmiany produktu krajowego brutto determinują zmiany ryzyka suwerennego i ryzyka kraju: spadek PKB powinien przyczynić się do wzrostu ryzyka suwerennego. Dlatego też jest to pierwsza zmienna makroekonomiczną, której zmiany dokładniej prześledzimy.

Na rysunku 2.4 zaprezentowano zmiany polskiego PKB od roku 2007 do 2013 w cenach stałych z 2010 roku. Obserwujemy, że mimo kryzysu wartość PKB sukcesywnie rosła z kwartału na kwartał. Pewne obniżenie dynamiki obserwujemy w czwartym kwartale 2008, po czym nastąpiła wyraźna tendencja wzrostowa. Od czwartego kwartału 2011 roku do pierwszego kwartału 2013 obserwujemy stagnację, po czym wzrost przyspieszył. Tendencja wzrostowa kontynuowana była w 2014 roku, który wykracza już poza ramy naszej analizy.



Rysunek 2.4. Wartość PKB w Polsce (2007–2015) skorygowana o sezonowość i dni robocze w mld euro. Ceny z 2010 roku

Źródło: CEIC, Eurostat

Jak wspomniano w poprzednim podrozdziale, jeszcze w pierwszej połowie 2008 roku PKB w Polsce rosło. Ten okres silnego wzrostu został zapoczątkowany w 2004 roku, wraz ze wstąpieniem Polski do Unii Europejskiej. Maksimum wzrostu PKB nastąpiło w 2007 roku – wówczas wzrost w skali roku wyniósł 6,8%. W 2008 roku wzrost PKB wyniósł 4,9% i był to wynik niższy niż w poprzednich dwóch latach. Osłabienie dynamiki wzrostu nastąpiło jednak już w czwartym kwartale 2008 roku – tempo wzrostu PKB wyniosło wówczas zaledwie 2,9% [Ministerstwo Gospodarki 2009]. Mimo to wynik ten na tle tendencji światowych wypadł pozytywnie i był jednym z najlepszych w Unii Europejskiej.

W 2008 roku głównym czynnikiem wzrostu PKB był **popyt krajowy**, będący pośrednio wynikiem dobrej koniunktury na rynku pracy. Wzrosła dynamika realnych dochodów do dyspozycji (por. rysunek 2.5), rozwijał się rynek kredytów konsumpcyjnych i wzrastała liczba depozytów gospodarstw domowych. W pierwszej połowie 2008 roku notowano przyspieszenie inwestycji, które obserwowane było już od 2006 roku, natomiast osłabieniu uległa dynamika nakładów inwestycyjnych. Wkład eksportu we wzrost gospodarczy był dodatni w trzech pierwszych kwartałach 2008 roku. Na dynamikę wzrostu PKB największy wpływ miały takie sektory, jak: sektor usług rynkowych (głównie handel i naprawy), przemysł i budownictwo.

W 2009 roku spadek PKB w Unii wyniósł 4,9% – Polska natomiast rozwijała się w tempie 1,8% w skali roku [Ministerstwo Gospodarki 2009] i była **j e d n ą** gospodarką unijną, w której odnotowano wzrost gospodarczy. Jak już wspomniano, przyczyną takiego wyniku była m.in. **deprecjacja złotego**, która wpłynęła na to, że tempo spadku eksportu było niższe niż spadku importu. Odnotowano natomiast spowolnienie w przemyśle – w porównaniu z rokiem poprzednim spadek produkcji sprzedanej wyniósł 3,5%, co mimo wszystko było najlepszym wynikiem w Unii Europejskiej. Największy spadek nastąpił w pierwszym kwartale, natomiast w ostatnim sprzedaż osiągnęła już wynik dodatni (4,7%). Trend wzrostowy utrzymał się w I kwartale 2010 roku. Wzrost nastąpił również w budownictwie – w każdym kwartale 2009 roku. W skali roku wzrost ten wyniósł 4,5%.

W 2010 roku PKB nadal rosło i jego przyrost rządu 3,8% był **jednym z największych w całej Unii Europejskiej**. Był to też wynik lepszy niż podawany w niezależnych prognozach wzrostu. Do wyniku tego przyczynił się m.in. rosnący popyt krajowy – rosły wydatki gospodarstw domowych oraz aktywność przedsiębiorstw. Na popyt krajowy negatywnie oddziaływał niski poziom inwestycji. Rosły natomiast inwestycje publiczne, związane m.in. z organizacją mistrzostw Europy w piłce nożnej. Przyspieszyła dynamika kredytów dla gospodarstw domowych – największy wzrost nastąpił w zakresie kredytów mieszkaniowych (a udział zadłużenia we franku szwajcarskim obniżył się do 55% kredytów mieszkaniowych ogółem) – zob. np. [Ministerstwo Gospodarki 2010].

W 2011 roku wzrost PKB wyniósł 4,3%. Wzrost ten był ponad 10% wyższy niż w 2008 roku. Do wzrostu PKB przyczyniły się takie czynniki, jak wzrost produktywności czynników wytwórczych, kapitał (rosnący zasób środków trwałych), rosnąca liczba osób w wieku produkcyjnym i ich aktywność ekonomiczna. Natomiast sama praca była wykorzystywana mniej produktywnie (spadała liczba godzin przepracowanych), a wskaźnik zatrudnienia wyniósł 60% i był niższy niż w rozwiniętych krajach Unii Europejskiej. Dynamika kredytów dla gospodarstw domowych stała się minimalnie wolniejsza. Liczba udzielanych kredytów mieszkaniowych wzrosła, przy czym udział zadłużenia we franku szwajcarskim obniżył się do 51,5% kredytów mieszkaniowych ogółem, a wzrosło znaczenie kredytów złotych, które zaczęły stanowić 38,1% wartości kredytów mieszkaniowych. Obniżyło się tempo przyrostu aktywów finansowych gospodarstw domowych (z 15,4% w 2010 do 2,2% w 2011

roku). Najszybciej rosły płynne aktywa – gotówka i depozyty – nastąpił natomiast odwrót od aktywów ryzykownych (por. [Ministerstwo Gospodarki 2011]).

W 2012 roku na sytuację gospodarczą Polski negatywnie wpływała **druga faza kryzysu gospodarczego**. Tempo wzrostu PKB obniżyło się do zaledwie 1,9% (por. rysunek 1.4). Oznaczało to jednak wzrost o 12,8% w porównaniu z przedkryzysowym 2008 rokiem. W latach 2012–2013 zmieniła się struktura mająca wpływ na dynamikę PKB. O ile w latach 2010–2011 głównym czynnikiem był popyt wewnętrzny, to w kolejnych dwóch latach jedynym czynnikiem wzrostu był **eksport netto**. Po zakończeniu EURO 2012 spadły nakłady na środki trwałe, ograniczona została działalność inwestycyjna, wyhamowały inwestycje publiczne. Pogarszała się sytuacja na rynku pracy, spadało zatrudnienie. Odnotowano natomiast przyspieszenie tempa przyrostu aktywów finansowych gospodarstw domowych, również w bardziej ryzykowne instrumenty (zob. [Ministerstwo Gospodarki 2012]).

W 2013 roku na gospodarkę polską nadal **wpływała niekorzystnie druga fala kryzysu gospodarczego**. W efekcie roczna dynamika PKB w tym roku wyniosła 1,6% – co oznaczało wzrost rzędu 14,2% w porównaniu z przedkryzysowym 2008 rokiem. Do drugiego kwartału 2013 roku utrzymywała się ujemna dynamika inwestycji. Jedynym czynnikiem wzrostu był eksport netto. Popyt wewnętrzny cechowała stagnacja, natomiast w czwartym kwartale 2013 roku nastąpiła odbudowa dynamiki nakładów inwestycyjnych. Odnotowano też przyspieszenie tempa wzrostu aktywów finansowych gospodarstw domowych – najszybciej przyrastały udziały w funduszach wspólnego inwestowania, pożyczki długoterminowe i gotówka [por. Ministerstwo Gospodarki 2013; NBP 2014b].

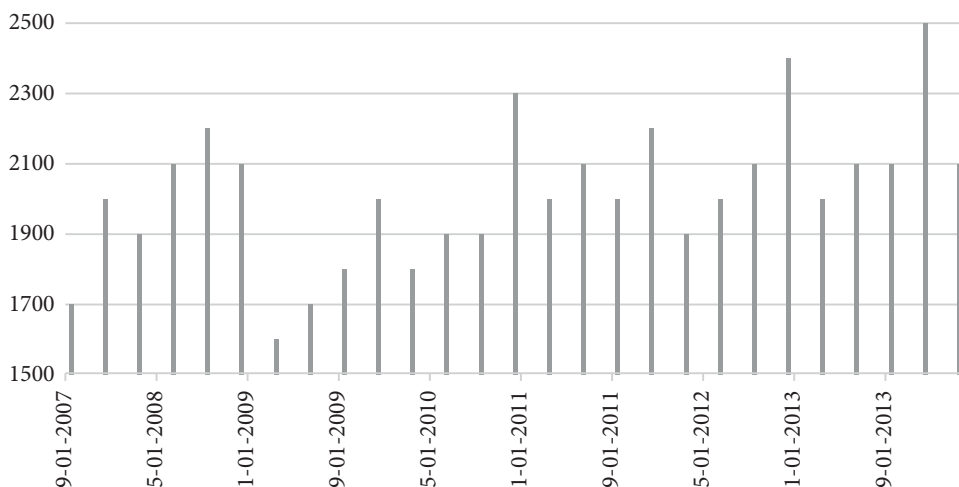
W latach 2008–2013 zmianom ulegała również wartość PKB *per capita*. Jego dynamikę w odniesieniu do średniej dla UE28 przedstawiono w tabeli 2.1. Obserwujemy, że PKB *per capita* rosło systematycznie, natomiast w dalszym ciągu, w 2013 roku pozostawało dużo niższe niż średnia dla UE28, a nawet niższe niż w Republice Czeskiej. W latach 2009–2011 PKB *per capita* na Węgrzech było wyższe niż w Polsce. Sytuacja ta zmieniła się od momentu kryzysu węgierskiego – PKB *per capita* w Polsce jest minimalnie wyższe niż na Węgrzech.

Tabela 2.1. PKB *per capita* w niektórych krajach Unii Europejskiej, wg parytetu siły nabywczej, w relacji do średniej UE (UE28 = 100)

Wyszczególnienie	2009	2010	2011	2012	2013
UE-28	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Strefa euro	108,0	109,0	109,0	108,1	107,5
Czechy	82,5	80,6	80,9	80,9	80,2
Niemcy	115,0	120,0	123,0	123,2	123,6
Węgry	65,2	65,9	67,1	66,5	67,5
Polska	60,5	63,1	65,1	67,0	68,2

Źródło: Ministerstwo Gospodarki 2014 za: [Eurostat].

Na rysunku 2.5 przedstawiono dodatkowo zmiany dochodu do dyspozycji netto w ujęciu kwartalnym, *per capita*, w cenach bieżących (euro). Zauważamy wyraźną sezonowość wskaźnika. Maksymalne lokalne przypadają zwykle na czwarty kwartał roku – wyjątek stanowi 2008 rok. Tendencja wskaźnika jest wyraźnie rosnąca. Szczególnie natomiast zaznacza się 2009 rok, kiedy wartości wskaźnika we wszystkich kwartałach zmalały w porównaniu z 2008 rokiem.



Rysunek 2.5. Narodowy dochód do dyspozycji netto, *per capita*, ceny bieżące (EUR)

Źródło: CEIC, Eurostat

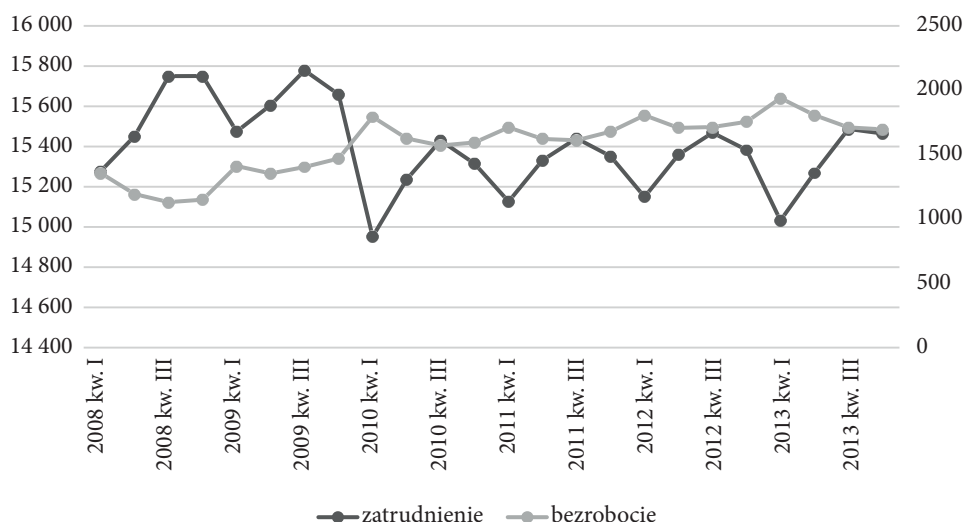
Odnosząc się do klasyfikacji recesji przedstawionej we wstępie, możemy stwierdzić, że gospodarka Polski nie odnotowała znacznego spadku PKB. Stwierdziliśmy też, że zmiany PKB w cenach stałych oraz PKB *per capita* są czynnikami, które wpływają na ryzyko suwerenne kraju. Na podstawie powyższej analizy możemy stwierdzić, że ich dynamika w latach 2008–2013 nie wskazywała na wzrost tego typu ryzyka w przypadku Polski.

2.4. Bezrobocie i płace

Kolejnym zjawiskiem charakterystycznym dla każdego typu recesji jest wzrost bezrobocia. Według klasyfikacji przedstawionej w rozdziale 1 jest to zmienna opisująca zmiany **ryzyka kraju**. Pośrednio może jednak wpłynąć również na ryzyko suwerenne. Większe bezrobocie oznacza spadek dochodów budżetowych, co – jeśli znajdzie odzwierciedlenie w spadku PKB – **pośrednio** może również wpłynąć na

wypłacalność kraju. Wzrost bezrobocia zazwyczaj następuje z pewnym opóźnieniem do początku kryzysu. Na rysunku 2.6 przedstawione zostało kształtowanie się bezrobocia i zatrudnienia w Polsce w latach 2008–2013 w ujęciu kwartalnym, jednostką jest 1000 osób. Zauważalna jest wyraźna sezonowość w szeregach obu wielkości. Trend bezrobocia był rosnący – w marcu 2008 roku wielkość ta wynosiła 1 192 500 osób w wieku 15–64, a w analogicznym miesiącu 2013 – 1 806 300. Natomiast w przypadku wskaźnika zatrudnienia – określającego liczbę osób pracujących, w wieku 15–64 lata – obserwujemy wyraźny spadek w pierwszym kwartale 2010, a następnie niewielką tendencję rosnącą. Spadek liczby zatrudnionych w pierwszym kwartale 2010 stanowi potwierdzenie zjawiska opóźnionej reakcji rynku pracy na kryzys.

W całym 2008 roku zanotowano wzrost liczby pracujących o 3,7%. Wzrósł udział pracujących w sektorze **przemysłu i budownictwa**, natomiast nieznacznie



Rysunek 2.6. Bezrobocie i zatrudnienie w Polsce (2008–2013) w ujęciu kwartalnym (jednostka – 1000 osób)

Źródło: Baza Eurostat

zmniejszył się udział zatrudnionych w rolnictwie. Wskaźnik zatrudnienia w grupie 15–64 lata wyniósł 50,4% ogółu osób w tej grupie wiekowej. Bezrobotni w tej grupie wiekowej stanowili 7,2%, przy czym wśród kobiet odsetek ten wyniósł 8%, a wśród mężczyzn: 6,5%.

W 2009 roku stopa bezrobocia w Polsce w grupie wiekowej 15–64 lata wyniosła 8,3% w skali roku (w porównaniu z 9,0% dla całej Unii Europejskiej). Natomiast wskaźnik zatrudnienia w grupie 15–64 lata był w Polsce niższy niż w Unii i wy-

niósł 59,3% (w UE: 64,6%). Nastąpiło też zahamowanie tendencji do zatrudniania ludzi młodych.

Poprawa koniunktury w 2010 roku nie przyniosła szczególnej poprawy na rynku pracy – co jest zgodne z przytaczanym w literaturze faktem, że rynek pracy reaguje z opóźnieniem nie tylko na spowolnienie gospodarcze, ale i na poprawę koniunktury. Ogólny wskaźnik zatrudnienia osiągnął wielkość analogiczną do obserwowanej rok i dwa lata wcześniej (59,3%). Zmniejszyło się natomiast zatrudnienie w grupach wiekowych 15–24 oraz 25–34. Na tle Unii Europejskiej sytuacja na polskim rynku pracy nie wydawała się jednak najgorsza – w większości krajów Unii odnotowano bowiem spadek zatrudnienia. Nieznacznie wzrosło zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw, natomiast w sektorze górnictwa i przetwórstwa przemysłowego odnotowano spadek. Bezrobocie w 2010 roku w grupie wiekowej 15–64 wyniosło 9,7%, przy czym w przypadku kobiet stopa bezrobocia wyniosła 10,1%, a w przypadku mężczyzn: 9,5%. Nastąpiły zmiany w strukturze bezrobocia: poziom bezrobocia – w porównaniu z grudniem 2009 – wzrósł we wszystkich grupach wiekowych i dla osób z każdym poziomem wykształcenia. Przyczyną tej tendencji była **niepewność** związana z oceną sytuacji gospodarczej i perspektyw rozwojowych w przyszłości.

W 2010 roku Unia Europejska przyjęła **strategię Europa 2020**. Jednym z celów tej strategii jest zwiększenie zatrudnienia w grupie wiekowej 20–64 lata. W przypadku Polski cel ten wynosi 71% – do 2020 roku. W pierwszym kwartale 2011 roku nastąpiło przyspieszenie tempa wzrostu liczby zatrudnionych – przyczyniła się do tego poprawa sytuacji w **budownictwie i przemyśle**. Wzrost ten wynikał ze zwiększenia zatrudnienia na czas nieokreślony. W skali całego roku jednak nie odnotowano znaczącej poprawy. Liczba osób zatrudnionych w wielu 15–64 lata wzrosła o 0,1 punktu procentowego (por. tabela 2.2). Stopa bezrobocia wzrosła natomiast do poziomu 9,8% (10,5% dla kobiet i 9,1% dla mężczyzn).

Negatywne tendencje nie zostały przełamane również w 2012 roku. Przeciętne zatrudnienie wzrosło o 0,1%. Odnotowano wzrost w działalności naukowej, technicznej, profesjonalnej, informacji i komunikacji, transporcie i gospodarce magazynowej, budownictwie, górnictwie i wydobywaniu. Stopa bezrobocia w 2012 roku wyniosła 10%: 10,8% w przypadku kobiet i 9,3% w przypadku mężczyzn.

Tabela 2.2. Współczynnik zatrudnienia w grupie 15–64 lata w Polsce (2008–2013)

Wyszczególnienie	Lata					
	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Współczynnik zatrudnienia ogółem	59,2	59,3	58,9	59,3	59,7	60,0
Mężczyźni	66,3	66,1	65,3	66,0	66,3	66,6
Kobiety	52,4	52,8	52,6	52,7	53,1	53,4

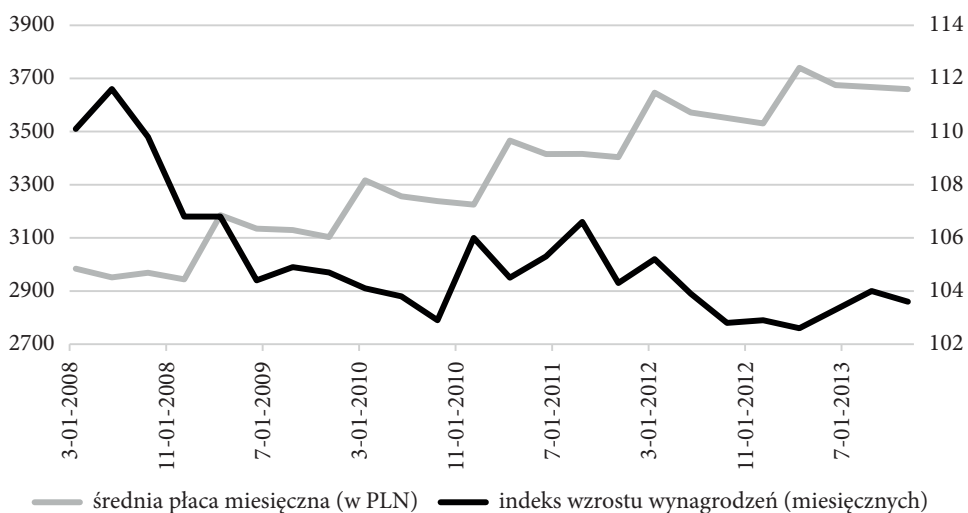
Źródło: Eurostat.

W 2013 roku sytuacja na rynku pracy nie uległa większym zmianom. Wskaźnik zatrudnienia w grupie 15–64 wyniósł 60% (wzrósł o 0,3 punktu procentowego). Stopa bezrobocia wyliczona dla całego roku dla grupy 15–64 wyniosła 10,5%: dla kobiet 11,2%, a dla mężczyzn: 9,8%.

Od momentu przystąpienia Polski do Unii Europejskiej w 2004 roku wielu obywateli decyduje się na wyjazdy zarobkowe za granicę. Przeprowadzony w 2011 roku Spis Powszechny ujawnił, że ponad 2 mln stałych mieszkańców Polski przebywało w momencie spisu ponad 3 miesiące za granicą. 51,1% emigrantów stanowiły kobiety. Od 2008 roku, kiedy pogorszyła się koniunktura w Europie Zachodniej, tendencja do wyjazdów zarobkowych wyraźnie się osłabiła, a wielu Polaków wróciło do kraju. W latach 2011–2013 głównymi przyczynami powrotu były kwestie ekonomiczne (utrata pracy, zmniejszenie dochodów, problemy ze znalezieniem zatrudnienia). Natomiast 11,7% emigrantów, którzy brali udział w Spisie Powszechnym zadeklarowało chęć pozostania poza granicami kraju na stałe.

Motywy wyjazdów zagranicznych była nie tyle dostępność miejsc pracy w docelowym kraju, ile różnica w potencjalnych zarobkach. Na rysunku 2.7 przedstawiamy zmiany w średniej płacy miesięcznej netto w Polsce (w złotych polskich), w ujęciu kwartalnym, a także kształtowanie się indeksu wzrostu wynagrodzeń. Średnia płaca miesięczna w ujęciu nominalnym wzrosła w latach 2008–2013 z poziomu niecałych 3000 zł do prawie 3700 zł. Natomiast indeks wzrostu wynagrodzeń spadał.

Podsumowując, w badanym okresie odnotowano wzrost bezrobocia, ale nie był to wzrost spektakularny, charakterystyczny dla najcięższych kryzysów finan-



Rysunek 2.7. Średnia płaca miesięczna (w PLN) oraz indeks wzrostu miesięcznych wynagrodzeń brutto w gospodarce narodowej – w ujęciu kwartalnym

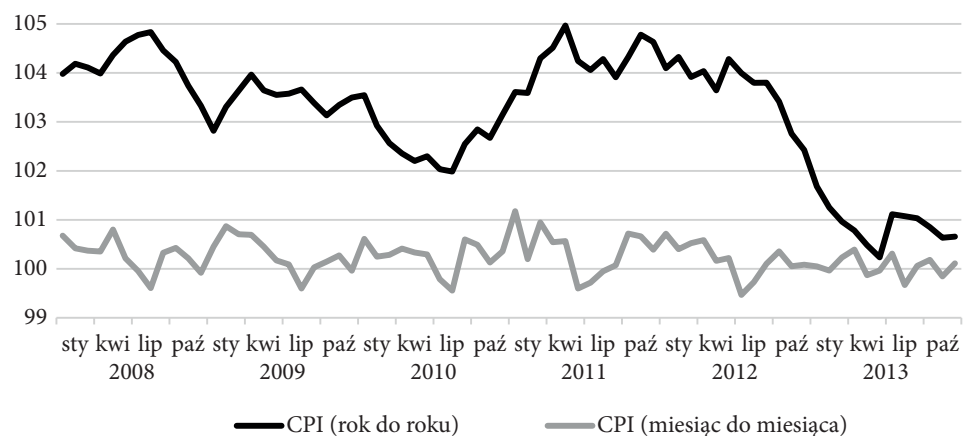
Źródło: Baza CEIC i GUS Uwaga: indeks wzrostu wynagrodzeń notowany jest kwartalnie, kwartał poprzedniego roku = 100

sowych. Na tle krajów Unii Europejskiej sytuacja Polski wydawała się stabilna. Stwierdzamy zatem, że zmiany bezrobocia powinny w niewielkim stopniu przyczynić się do wzrostu ryzyka kraju, natomiast nie powinny odbić się na ryzyku suwerennym, gdyż nie wywołały gwałtownego spadku dochodów budżetowych i załamania się PKB.

2.5. Inflacja

Zmienną związaną **bezpośrednio** z ryzykiem suwerennym jest natomiast inflacja. Inflacja reaguje na recesję z pewnym opóźnieniem – na początku recesji zwykle jeszcze rośnie [Drozdowicz-Bieć 2009]. Na rysunku 2.8 przedstawiono kształtowanie się wskaźnika CPI (*consumer price index*) dla Polski w latach 2008–2013, w ujęciu „rok do roku” (tj. analogiczny miesiąc poprzedniego roku = 100) oraz „miesiąc do miesiąca” (poprzedni miesiąc = 100). Wykres sporządzono na podstawie danych publikowanych na stronach Narodowego Banku Polskiego. Zauważamy, że inflacja w ujęciu „miesiąc do miesiąca” utrzymywała się na względnie stałym poziomie, z niewielkimi odchyleniami *in plus* i *in minus*. Natomiast jeśli porównamy poziom cen towarów konsumpcyjnych w danym miesiącu z analogicznym miesiącem roku poprzedniego, zauważamy, że w 2011 roku inflacja wzrosła w porównaniu z 2010 rokiem, a w 2013 zmalała w porównaniu z 2012.

W Unii Europejskiej, dla jednolitego pomiaru wzrostu cen w każdym z państw członkowskich, stosuje się indeks HICP – *harmonised index of consumer prices*),



Rysunek 2.8. Wskaźnik inflacji (CPI) w ujęciu rok do roku oraz miesiąc do miesiąca

Źródło: NBP

wprowadzony przez Komisję Europejską. Jest on obliczany w jednakowy sposób w każdym państwie. Zgodnie z traktatem z Maastricht indeks ten jest podstawą do oceny wzrostu cen w krajach Unii. Różnica między indeksem HICP a CPI polega głównie na tym, że indeks zharmonizowany uwzględnia również wydatki ponoszone przez cudzoziemców na zakup dóbr i usług w Polsce, szacunkowe wydatki ponoszone przez osoby przebywające w tzw. gospodarstwach instytucjonalnych (szpitalach, więzieniach, domach spokojnej starości) oraz wydatki na gry losowe (por. *Raport o inflacji* [NBP 2004]). Wykres kształtowania się wskaźnika HICP przedstawiamy na rysunku 2.9. Wskaźnik ten charakteryzował się wyraźnym trendem rosnącym, przy czym tempo wzrostu wyraźnie wyhamowało w 2013 roku.

W wyniku kryzysu finansowego na całym rynku Unii Europejskiej zmalała podaż pieniądza. W związku z tym, przyrost cen dóbr i usług był stosunkowo niewielki. W Polsce pod koniec 2007 roku miało miejsce przyspieszenie tempa wzrostu cen konsumpcyjnych, w związku ze wzrostem cen żywności i paliw na rynku światowym, a także z ożywieniem popytu konsumpcyjnego i inwestycyjnego. Natomiast już w 2008 dynamika inflacji kształtowała się głównie pod wpływem czynników zewnętrznych. Średnioroczna inflacja w 2008 roku wyniosła w Polsce 4,2% i była wyższa od oczekiwań inflacyjnych oraz poziomu założonego w ustawie budżetowej [NBP 2008a]. W 2009 roku wskaźnik inflacji HICP w Polsce był największy, w porównaniu z pozostałymi państwami członkowskimi i wyniósł – w skali roku – 4,0%.

W 2009 roku inflacja ukształtowała się powyżej celu inflacyjnego podawanego przez NBP (2,5%) oraz przyjętego w ustawie budżetowej (2,9%) i osiągnęła 3,5% w skali roku. Wzrost inflacji związany był z deprecjacją złotego i wyższymi cenami towarów importowanych, wzrostem cen regulowanych, akcyzy na alkohol i wyroby tytoniowe (pierwsza połowa roku). Spowolnienie wzrostu cen nastąpiło dopiero pod koniec roku.

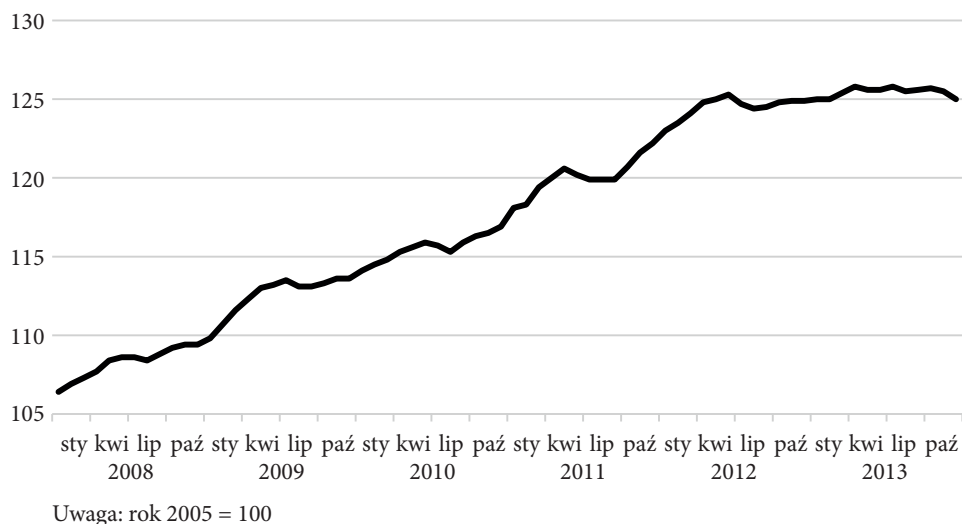
W 2010 roku nastąpiło spowolnienie gospodarcze. W pierwszych miesiącach obserwowano spowolnienie wzrostu cen towarów i usług konsumpcyjnych w ujęciu rocznym, natomiast w kolejnych miesiącach tempo wzrostu cen przyspieszyło. Raport Ministerstwa Gospodarki podaje, że przyczyną tego przyspieszenia mogło być planowane na styczeń 2011 zwiększenie podstawowej stawki podatku VAT. Ostatecznie inflacja w 2010 roku ukształtowała się powyżej celu inflacyjnego (2,5%), a także poziomu przyjętego w ustawie budżetowej (1%) i wyniosła 2,6%. Czynnikiem wpływającym na ukształtowanie się poziomu inflacji były m.in. wzrost cen produktów rolnych w Polsce i na świecie w drugiej połowie 2010 roku, wzrost cen ropy naftowej i paliw pod koniec 2010 roku, przejściowe osłabienie złotego w stosunku do euro i dolara amerykańskiego (w związku ze wzrostem awersji do ryzyka na rynkach światowych), szybsza odbudowa wzrostu gospodarczego (w tym dynamika konsumpcji).

W roku 2011 tempo wzrostu cen przyspieszyło jeszcze bardziej i wskaźnik inflacji w skali roku wyniósł 4,3%. Przekroczony został zatem zarówno cel inflacyjny (2,5%), jak i poziom założony w ustawie budżetowej (2,3%). Duży wpływ na inflację miała duża zmienność cen żywności i nośników energii na rynkach mię-

dzynarodowych, a także krajowy popyt konsumpcyjny gospodarstw domowych. W związku ze szczególnym przyspieszeniem tempa wzrostu cen w ostatnim kwartale 2011 roku, Narodowy Bank Polski podniósł stopy procentowe o 0,25 punktu procentowego.

W 2012 roku tempo wzrostu cen towarów i usług spowolniło. Inflacja w skali roku wyniosła 3,7% i przekroczyła cel inflacyjny (2,5%), jak również poziom założony w ustawie budżetowej (2,8%). Największy wpływ na kształtowanie się średniorocznego wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych miały ceny związane z użytkowaniem mieszkania, ceny żywności i napojów alkoholowych oraz ceny związane z transportem.

W roku 2013 tempo wzrostu spadało. Średnioroczny wskaźnik CPI osiągnął w tym roku wartość zaledwie 0,9% – poniżej celu inflacyjnego i poniżej poziomu założonego w ustawie budżetowej (2,7%). Spadały ceny artykułów spożywczych oraz ceny związane z użytkowaniem mieszkań. Spowolnienie to widoczne jest wyraźnie w dynamice wskaźników CPI i HICP (rysunek 2.8 i 2.9).



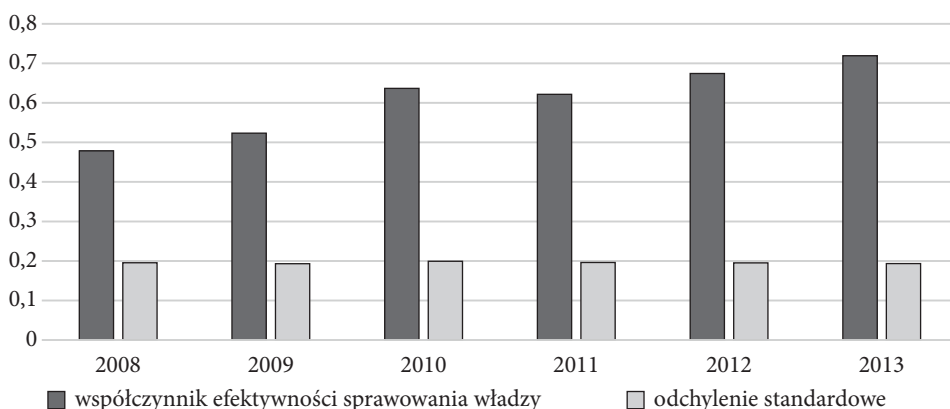
Rysunek 2.9. Wskaźniki inflacji HICP w Polsce (2008–2013) w ujęciu miesięcznym

Źródło: GUS.

Podsumowując, mimo że cel inflacyjny w kilku latach został przekroczony, to wzrost inflacji nie był wzrostem galopującym. Możemy się spodziewać, że jedynie nieznacznie mógł się przyczynić do zmian ryzyka suwerennego. Dodatkowo, ponieważ spadek inflacji w badanym okresie był oznaką spowolnienia gospodarczego, można oczekiwać, że to raczej spadek, a nie wzrost inflacji mógłby negatywnie oddziaływać na ryzyko suwerenne.

2.6. Współczynnik efektywności sprawowania władzy

Kolejnym czynnikiem wpływającym na postrzeganie ryzyka suwerennego jest współczynnik efektywności sprawowania władzy. Współczynnik taki publikowany jest przez Bank Światowy. Przyjmuje wartości z przedziału od $-2,5$ do $2,5$. Na rysunku 2.10 prezentujemy kształtowanie się tego wskaźnika dla Polski w latach 2008–2013. Wskaźnik systematycznie wzrastał – jedynie w 2011 nastąpił niewielki spadek w porównaniu do 2010 roku. Możemy zatem stwierdzić, że jakość sprawowania rządów w Polsce nie pogorszyła się w trakcie kryzysu, a zatem nie wpływała na wzrost ryzyka suwerennego.



Rysunek 2.10. Współczynnik efektywności sprawowania władzy – oszacowanie i odchylenie standardowe oszacowania

Źródło: WorldBank – World Development Indicators

2.7. Finanse publiczne i budżet państwa

Wyplącalność kraju związana jest bezpośrednio ze stanem budżetu państwa – postanowiliśmy zatem prześledzić jego zmiany w analizowanym okresie. W latach 2008–2013 większość wydatków budżetu państwa stanowiły wydatki sztywne, wynikające z wcześniejszych zobowiązań dotyczących m.in. obsługi długu publicznego, subwencji dla jednostek samorządu terytorialnego itp. Wydatki te stanowiły ok. 75% ogólnych wydatków, a ok. 25% stanowiły wydatki elastyczne. Ich niewielki udział w całkowitych wydatkach budżetowych ograniczał możliwości rządu w kształtowaniu deficytu budżetowego. Jeśli przeanalizujemy udział wydatków poszczególnych działów w wydatkach ogółem, okazuje się że największą

część stanowią obowiązkowe ubezpieczenia społeczne (ok. 24%) – z czego najczęściej otrzymują Fundusz Ubezpieczeń Społecznych i Fundusz Emerytalno-Rentowy. Około 21% wydatków stanowią różne rozliczenia, a wśród nich: subwencje ogólne dla jednostek samorządu terytorialnego oraz składka do budżetu UE. Około 11–13% wydatków przeznaczanych jest na obsługę długu publicznego, a ok. 6% na obronę narodową. Dochody budżetu państwa pochodzą głównie z **podatków**. W latach 2008–2009 wprowadzono wiele zmian systemowych, które uszczupliły dochody budżetu z tego tytułu. Były to m.in.: wprowadzenie ulgi w PIT na wychowanie dzieci, obniżenie stawek podatkowych PIT czy też skrócenie w 2009 roku terminu zwrotu VAT ze 180 do 60 dni.

Już w 2008 roku niekorzystna koniunktura przełożyła się na zmniejszenie wpływów do budżetu państwa. Znalazło to odzwierciedlenie w gorszej niż w poprzednim roku relacji deficytu i długu sektora instytucji rządowych do PKB. W 2008 roku zarówno dochody, jak i wydatki budżetu były niższe niż planowano o 10,1%. Deficyt budżetowy również okazał się niższy niż planowany i wyniósł 24,3 mld zł (89,9% wielkości zaplanowanej). Dochody budżetu państwa wyniosły 253,5 mld zł (z czego 86,6% stanowiły dochody podatkowe), co w cenach realnych oznaczało wzrost o 2,9%. Stosunek dochodów budżetu państwa do PKB wyniósł 19,9%. Głównym zadaniem dla polityki gospodarczej Polski była poprawa finansów publicznych, m.in. zmniejszenie deficytu tego sektora. Tymczasem w 2008 roku zadłużenie wyniosło 597,8 mld zł – tj. 47% PKB – o 13,3% więcej niż w roku poprzednim [Ministerstwo Gospodarki 2009].

Rok 2009 nie przyniósł poprawy. W momencie uchwalania ustawy budżetowej na 2009 rok przyjęto, że PKB będzie rosło w tempie 3,7%. Założenie to okazało się zbyt optymistyczne i już w lipcu 2009 ustawa musiała zostać znowelizowana. Deficyt budżetu państwa w 2009 roku osiągnął poziom 23,8 mld zł, 87,7% kwoty zaplanowanej w znowelizowanej ustawie budżetowej. Stanowiło to 1,8% PKB. Dochody budżetu były wyższe od planowanych (po nowelizacji) o 0,5%. W porównaniu z rokiem poprzednim wzrosły nominalnie o 8,1%, a realnie o 4,5%. Wydatki państwa zostały zrealizowane w 99,3% i tym samym były niższe od zaplanowanych (po nowelizacji) o 2,1 mld zł. W porównaniu z 2008 rokiem wydatki były wyższe nominalnie o 7,2%, a realnie o 3,6% [Ministerstwo Gospodarki 2010].

Z kolei w 2010 roku wzrost PKB był wyższy niż prognozowany. Dodatkowo średnioroczny wzrost cen towarów i usług był wyższy niż zakładany, a zatrudnienie wzrosło, mimo prognozowanego spadku. W związku z tym, deficyt budżetu państwa na koniec 2010 roku był mniejszy, niż zakładano i wyniósł 44,6 mld zł (3,2% PKB). Dochody uzyskane stanowiły 100,5% planowanych i stanowiły 17,7% PKB. Zrealizowane wydatki, natomiast, były o 2,1% niższe od zaplanowanych i stanowiły 20,8% PKB [Ministerstwo Gospodarki 2011].

W 2011 roku wzrost PKB był również wyższy niż prognozowany. Wzrost cen również przekroczył zakładane 2,3% i wyniósł 4,3%. Z tych powodów faktyczny deficyt budżetu państwa okazał się mniejszy niż prognozowano i osiągnął 25,1 mld zł.

Dochody budżetu państwa były wyższe o 4,5 mld od zakładanych i stanowiły 18,2% PKB. Wydatki budżetu były wyższe niż w roku poprzednim o 7,8 mld zł (co stanowi 2,6% w ujęciu nominalnym, a w realnym – spadek o 1,6%). Wydatki zrealizowane w 2011 roku stanowiły 19,9% PKB [Ministerstwo Gospodarki 2012].

Z kolei w 2012 roku wzrost PKB okazał się niższy niż prognozowany (1,9% zamiast 2,5%), natomiast wzrost cen – wyższy. W efekcie deficyt budżetowy na koniec roku okazał się niższy niż prognozowany i wyniósł 30,4 mld zł, co stanowiło 1,9% PKB. Dochody budżetu państwa okazały się niższe niż prognozowane i wyniosły 97,9% planowanej kwoty. W porównaniu z 2011 rokiem nominalny wzrost dochodów wyniósł 3,6%, a realnie odnotowano spadek o 0,1%. Mniejsza, niż założona, wielkość dochodów budżetowych była związana z jednej strony z wolniejszym wzrostem gospodarczym, a z drugiej – z tempem wzrostu spożycia indywidualnego. Wydatki budżetu państwa były natomiast niższe od planowanych o 3,3%. Realny wzrost wydatków w porównaniu z 2011 rokiem wyniósł realnie 1,3%, a nominalnie: 5,1% [Ministerstwo Gospodarki 2014].

W 2013 roku powtórzyła się sytuacja z 2009. Okazało się, że wpływy podatkowe będą niższe niż zakładane, a warunki makroekonomiczne (wzrost gospodarczy, spożycie indywidualne, zatrudnienie, inflacja) pogorszyły się. Zaistniała konieczność zmiany przyjętej w grudniu 2012 roku ustawy budżetowej i zwiększenia założonego deficytu budżetowego, zwiększenia oszczędności i korekty prognozy inflacyjnej. Faktyczne tempo wzrostu PKB rzeczywiście okazało się niższe niż prognozowane w 2012 roku i osiągnęło 1,6% (czyli poziom bliski temu, który został założony w znowelizowanej ustawie budżetowej, tj. 1,5%). Inflacja natomiast okazała się niższa niż przyjęta po nowelizacji i wyniosła 0,9% – wobec zakładanego poziomu 1,6%. Ostatecznie jednak deficyt budżetowy osiągnięty na koniec 2013 roku był niższy niż planowany w znowelizowanej ustawie i wyniósł 42,2 mld zł (2,6% PKB). Dochody budżetu okazały się wyższe niż przyjęte w znowelizowanej ustawie – stanowiły 101,2% zakładanej kwoty. W porównaniu z 2012 rokiem odnotowano spadek dochodów – nominalnie o 2,9%, a realnie o 3,8%. Znowelizowana ustawa zakładała niższe wydatki budżetu państwa, a te w ostateczności były o 1,8% niższe niż założone w nowej ustawie. W porównaniu z 2012 rokiem odnotowano wzrost wydatków o 1,1% w ujęciu nominalnym, co oznaczało spadek o 0,2% w ujęciu realnym [Ministerstwo Gospodarki 2014].

Podsumowując, rosący deficyt budżetowy w badanym okresie mógł przyczynić się do wzrostu ryzyka suwerennego. Mimo że Polska uzyskała w okresie kryzysu lepsze wyniki makroekonomiczne niż większość krajów Unii Europejskiej, to w początkowym okresie kryzysu – w roku 2007 i 2008 deficyt sektora publicznego w Polsce przekroczył średnią dla Unii. Było to zjawisko niepokojące. Deficyt pogłębił się jeszcze w 2009 roku, w związku z czym Komisja Europejska wszczęła wobec Polski procedurę nadmiernego deficytu. Czynniki te niewątpliwie powinny przyczynić się do wzrostu ryzyka suwerennego.

2.8. Zadłużenie Skarbu Państwa

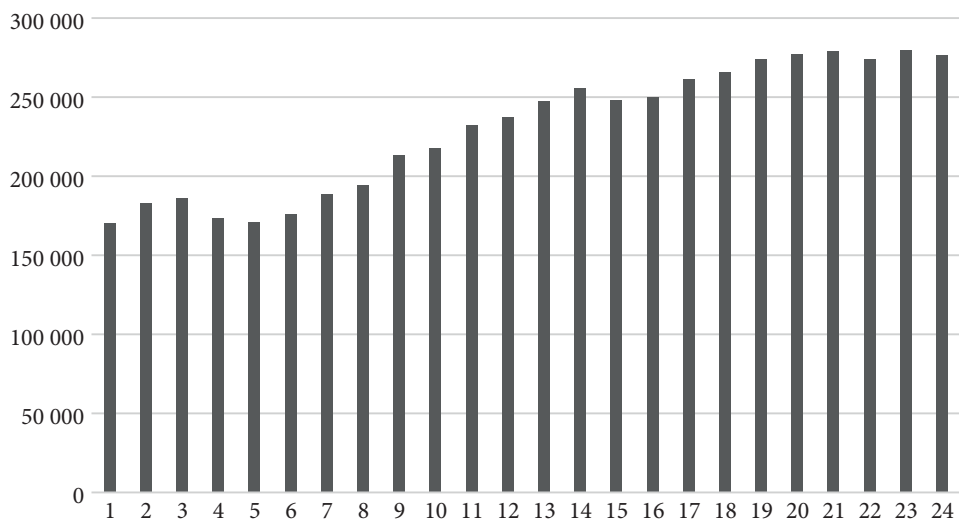
Z punktu widzenia ryzyka suwerennego, istotne jest nie tylko to, jak kształtował się deficyt sektora publicznego, ale również – a może nawet przede wszystkim – stwierdzenie, w jaki sposób zmieniało się na tym tle zadłużenie Skarbu Państwa. W tabeli 2.3 przedstawiamy kształtowanie się długu Skarbu Państwa oraz zadłużenia sektora finansów publicznych w latach 2008–2013. Dług Skarbu Państwa obejmuje krajowe i zagraniczne zobowiązania (tj. papiery wartościowe wyemitowane na rynek krajowy i zagraniczny), zaciągnięte przez państwo kredyty, pożyczki, a także wymagalne zobowiązania jednostek budżetowych. Dług sektora instytucji rządowych i samorządowych obejmuje z kolei dług Skarbu Państwa i pozostały dług sektora instytucji rządowych (w tym dług sektora ubezpieczeń społecznych). Jak stwierdzono w poprzednim podrozdziale, charakterystyczny dla Polski jest trwały i znaczny deficyt sektora finansów publicznych. Sytuacja taka wpływa negatywnie na stan gospodarki w kraju. Zauważamy, że zadłużenie Skarbu Państwa w stosunku do PKB systematycznie rosło w latach 2008–2011, w 2012 zadłużenie spadło z 50,5% PKB do 49,8% PKB, by w 2013 roku wzrosnąć ponownie do 51,2% PKB (por. rysunek 2.12). Natomiast jeśli spojrzymy na wielkość zadłużenia (w mld zł), okazuje się, że dług rósł w całym okresie. Potwierdza to również rysunek 2.11, na którym przedstawiono kształtowanie się zagranicznego zadłużenia Polski (w mld euro) w latach 2008–2013, w ujęciu kwartalnym. W przypadku tego miernika odnotowujemy stały wzrost w badanym okresie.

Tabela 2.3. Dług Skarbu Państwa i zadłużenie sektora finansów publicznych (2008–2013)

Wyszczególnienie	Jednostki	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Dług Skarbu Państwa	mld zł	595,9	631,5	701,9	771,1	793,9	838,0
Dług Skarbu Państwa	%PKB	44,7	47,0	49,6	50,5	49,8	51,2
Dług sektora instytucji rządowych i samorządowych	%PKB	47,1	50,9	54,9	56,2	55,6	57,1

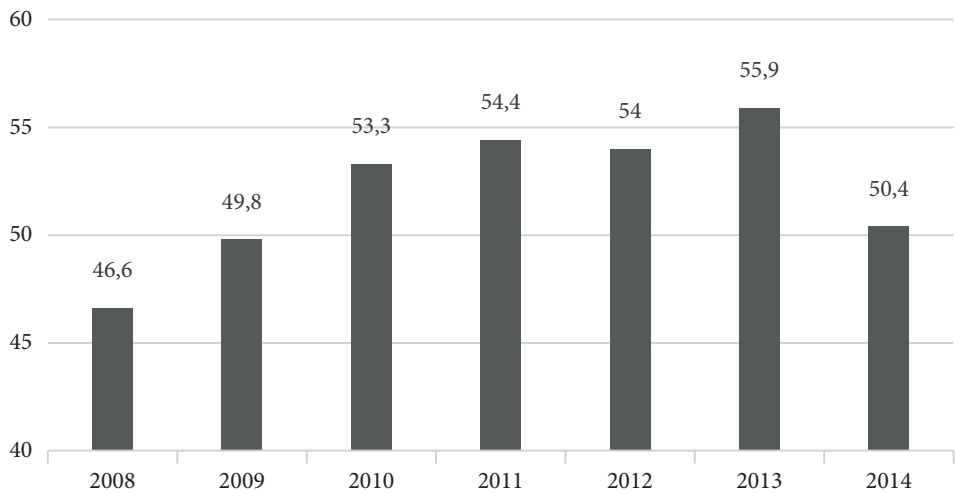
Źródło: Ministerstwo Gospodarki [2014].

W tabeli 2.4 przedstawiamy wyszczególnienie pozycji zadłużenia zagranicznego Skarbu Państwa, w rozbiciu na zadłużenie Banku Narodowego, sektora rządowego i samorządowego, sektora bankowego oraz sektora pozarządowego i pozabankowego. Obserwujemy wyraźną redukcję zadłużenia NBP – od 11 000 mld euro na koniec pierwszego kwartału 2008 do 5500 mld euro na koniec czwartego kwartału 2013. W przypadku pozostałych sektorów zadłużenie systematycznie rosło.



Rysunek 2.11. Zadłużenie zagraniczne Polski (w mld EUR) w ujęciu kwartalnym (2008–2013)

Źródło: Bazy NBP



Rysunek 2.12. Zadłużenie Skarbu Państwa jako procent PKB – dane roczne

Źródło: Eurostat za pośrednictwem CEIC

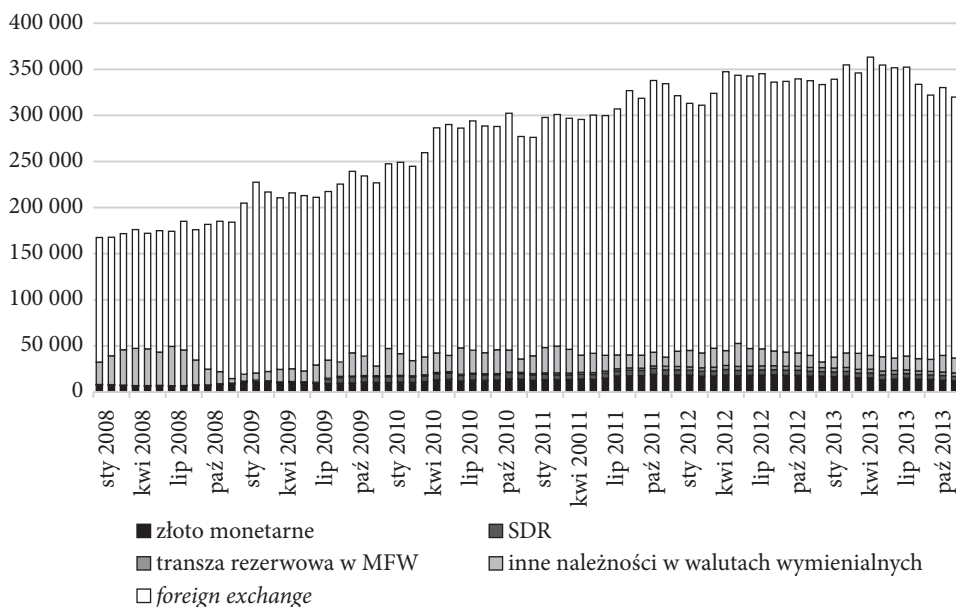
Tabela 2.4. Zadłużenie zagraniczne Skarbu Państwa (w mld euro)

Rok	Kwartał	NBP	Sektor rządowy i samorządowy	Sektor bankowy	Sektor pozarządowy i pozabankowy
2008	stan na koniec I kwartału	11 001	51 361	29 962	78 351
	stan na koniec II kwartału	10 832	53 278	34 635	84 029
	stan na koniec III kwartału	8 153	52 135	39 413	86 212
	stan na koniec IV kwartału	1 710	47 533	42 621	81 872
2009	stan na koniec I kwartału	1 711	47 253	41 761	80 173
	stan na koniec II kwartału	2 306	49 206	42 023	82 355
	stan na koniec III kwartału	3 572	56 403	43 075	85 923
	stan na koniec IV kwartału	3 729	60 255	42 904	87 508
2010	stan na koniec I kwartału	4 740	71 395	44 154	93 315
	stan na koniec II kwartału	4 922	71 646	47 458	93 874
	stan na koniec III kwartału	6 351	81 764	48 269	96 176
	stan na koniec IV kwartału	5 160	82 018	51 774	98 407
2011	stan na koniec I kwartału	7 567	83 144	51 865	104 830
	stan na koniec II kwartału	5 707	88 019	57 454	104 525
	stan na koniec III kwartału	4 832	88 777	51 987	102 513
	stan na koniec IV kwartału	3 899	89 729	51 218	105 292
2012	stan na koniec I kwartału	5 044	97 545	49 978	109 102
	stan na koniec II kwartału	6 002	102 050	48 823	108 913
	stan na koniec III kwartału	5 692	109 751	48 289	110 173
	stan na koniec IV kwartału	4 213	113 952	48 841	110 293
2013	stan na koniec I kwartału	5 659	114 336	48 217	110 836
	stan na koniec II kwartału	4 985	109 019	49 778	110 324
	stan na koniec III kwartału	5 263	110 480	50 872	113 321
	stan na koniec IV kwartału	5 521	111 595	48 857	110 786

Źródło: NBP.

2.9. Poziom oficjalnych aktywów rezerwowych

Kolejnym czynnikiem wpływającym na ryzyko wypłacalności kraju jest poziom rezerw. W latach 2008–2013 poziom rezerw w Polsce wzrósł prawie dwukrotnie (zob. rysunek 2.13) Naczelna Izba Kontroli pozytywnie oceniła zarządzanie przez NBP aktywami w latach 2009–2013. Z drugiej strony kontrolerzy ocenili, że bank centralny powinien stabilizować poziom rezerwy, aby zredukować nadpłynność sektora bankowego, która ogranicza skuteczność polityki pieniężnej. W rankingu



Rysunek 2.13. Oficjalny poziom aktywów rezerwowych w Polsce (2008–2013, w mln PLN)

Źródło: Bazy NBP (http://www.nbp.pl/home.aspx?f=/statystyka/aktywa_rezerwowe.html)

Deutsche Banku opublikowanym w 2014 roku Polska zajęła 20. miejsce pod względem wielkości rezerw walutowych, z wielkością 0,81% rezerw globalnych². Możemy zatem przyjąć, że posiadany przez Polskę poziom rezerw był czynnikiem obniżającym ryzyko suwerenne.

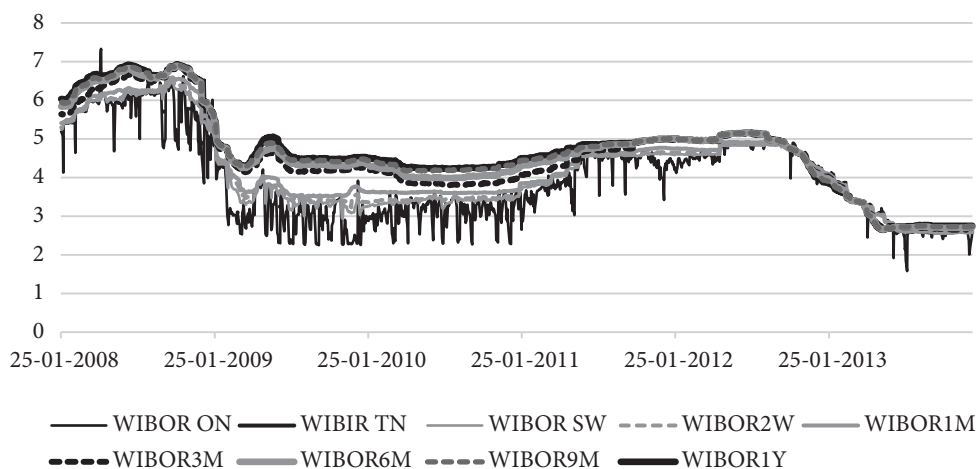
2.10. Narodowy Bank Polski, stopy procentowe i sektor bankowy

W związku z kryzysem na rynkach światowych oraz upadkiem banków-gigantów (np. Lehman Brothers) na globalnym rynku międzybankowym pojawił się tzw. kryzys zaufania. Dotknął on też rynku polskiego. Mimo nadpłynności polskiego sektora

² Źródło: Puls Biznesu: <https://www.pb.pl/polska-ma-wieksze-rezerwy-walutowe-niz-wielka-brytania-751045>, Forbes: <http://www.forbes.pl/polska-ma-ponad-300-mld-zl-rezerw-walutowych,artykuly,174265,1,1.html> oraz Informacyjny Serwis Biznesowy, za: <http://www.forbes.pl/polska-ma-ponad-300-mld-zl-rezerw-walutowych,artykuly,174265,1,1.html>.

bankowego³, która jest jego cechą immamentną, banki zredukowały do minimum transakcje długoterminowe, a skoncentrowały się na pożyczkach *overnight* i terminach zapadalności do jednego miesiąca⁴. Widać to wyraźnie na rysunku 2.14. W latach 2009–2011 istniała duża rozbieżność między wartościami stóp WIBOR dla transakcji krótko- i długoterminowych. Stopy dla pożyczek oferowanych o terminie zapadalności powyżej miesiąca były wyraźnie wyższe niż dla pożyczek krótkoterminowych. Dodatkowo rynek ten był praktycznie martwy. Sytuacja zaczęła poprawiać się w 2012 roku, a w 2013 rozbieżność między stopami procentowymi zniknęła. W okresie kryzysu zaufania banki komercyjne najchętniej lokowały swoje nadwyżki na rachunkach bieżących w NBP. Dużo mniej aktywnie uczestniczyły w operacjach otwartego rynku, co skutkowało niejednokrotnie tym, że w trakcie aukcji organizowanych przez NBP całkowita podaż bonów była większa niż oferta składana przez banki. Było to o tyle niekorzystne z punktu widzenia banku centralnego, że ograniczało skuteczność polityki monetarnej, polegającej na stabilizacji stóp procentowych (por. [Kliber i in. 2016]).

W celu przeciwdziałania niekorzystnym tendencjom na rynku międzybankowym, Narodowy Bank Polski wprowadził w październiku 2008 roku tzw. Pakiet zaufania. Ponadto od października 2008 do lutego 2009 nastąpił okres tzw. pasywnej polityki płynnościowej NBP, która przejawiała się m.in. tym, że w obliczu ogromnego za-



Rysunek 2.14. Kształtowanie się stóp WIBOR w Polsce (2008–2013)

³ W kryzysowym 2009 roku nadpłynność ta wzrosła o 118% w porównaniu z 2008 rokiem – por. *Sprawozdanie z wykonania założeń polityki pieniężnej za rok 2009* [NBP 2010e].

⁴ Zgodnie z opinią Rady Polityki Pieniężnej, wyrażoną w *Sprawozdaniu z realizacji polityki pieniężnej za rok 2009* [NBP 2010e] pogorszenie sytuacji na rynku międzynarodowym oraz bankructwa poszczególnych banków nie wpłynęły bezpośrednio na spadek inwestycji na polskim rynku międzybankowym, bo ich poziom i tak był niewielki. Por. również: [Kliber i Płuciennik 2011].

potrzebowania na płynność, bony NBP na aukcjach dostarczane były w wielkości całkowicie pokrywającej popyt banków komercyjnych. Powrót do aktywnej polityki w lutym 2009 wywołał bardzo nerwową sytuację na rynku międzybankowym – banki zadeklarowały sztucznie zawyżony popyt, opiewający na taką ilość obligacji, której nawet nie byłyby w stanie nabyć (por. [Kliber i Płuciennik 2011; Kliber i in. 2016]).

Tabela 2.5. Zmiany stóp procentowych Narodowego Banku Polskiego (2008–2013)

Lata	Stopa referencyjna	Stopa lombardowa	Stopa depozytowa	Stopa redyskontowa
2007				
29-11-2007	5	6,5	3,5	5,25
2008				
31-01-2008	5,25	6,75	3,75	5,5
28-02-2008	5,5	7	4	5,75
27-03-2008	5,75	7,25	4,25	6
26-06-2008	6	7,5	4,5	6,25
27-11-2008	5,75	7,25	4,25	6
24-12-2008	5	6,5	3,5	5,25
2009				
28-01-2009	4,25	5,75	2,75	4,5
26-02-2009	4	5,5	2,5	4,25
26-03-2009	3,75	5,25	2,25	4
25-06-2009	3,5	5	2	3,75
2010				
01-01-2010	3,5	5	2	3,75
2011				
20-01-2011	3,75	5,25	2,25	4
06-04-2011	4	5,5	2,5	4,25
12-05-2011	4,25	5,75	2,75	4,5
09-06-2011	4,5	6	3	4,75
2012				
10-05-2012	4,75	6,25	3,25	5
08-11-2012	4,5	6	3	4,75
06-12-2012	4,25	5,75	2,75	4,5
2013				
10-01-2013	4	5,5	2,5	4,25
07-02-2013	3,75	5,25	2,25	4
07-03-2013	3,25	4,75	1,75	3,5
09-05-2013	3	4,5	1,5	3,25
06-06-2013	2,75	4,25	1,25	3

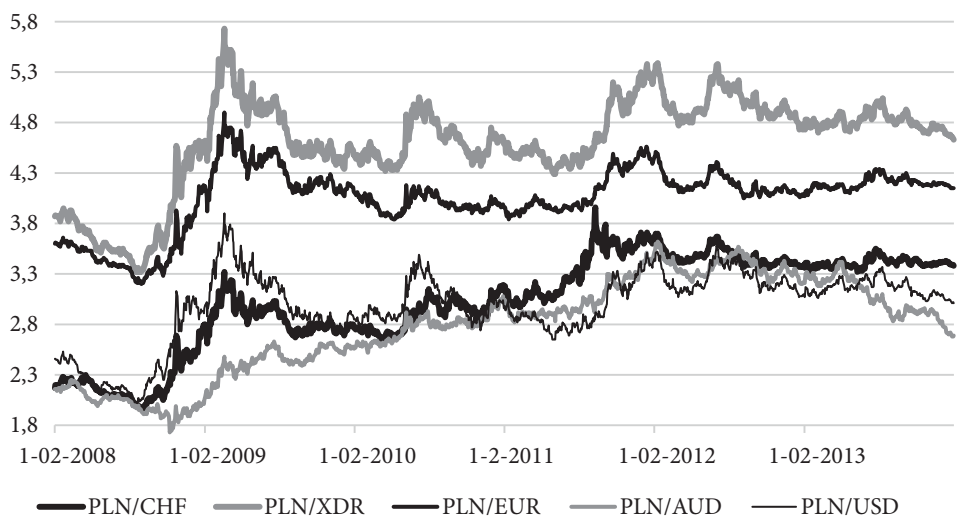
Źródło: NBP (http://www.nbp.pl/home.aspx?f=/dzienne/stopy_archiwum.htm).

W listopadzie 2008 bank centralny rozpoczął serię obniżek stóp procentowych. W tabeli 2.5 przedstawiono zmiany poziomów stóp procentowych banku centralnego w latach 2008–2013. W roku 2008 nastąpiła jeszcze seria podwyżek stóp procentowych, ale już na listopadowym posiedzeniu Rady Polityki Pieniężnej zdecydowano o ich obniżce o 0,25 punktu procentowego. Kolejna obniżka nastąpiła w grudniu 2008 – stopy procentowe wróciły do poziomu z początku roku. W 2009 roku nastąpiły kolejne cztery obniżki stóp procentowych, przy czym ich poziom z czerwca 2009 został utrzymany przez cały 2010 rok. Podwyżka stóp procentowych nastąpiła dopiero w styczniu 2011 roku. Bank Narodowy sukcesywnie podnosił stopy procentowe w kwietniu, maju i czerwcu 2011. Ostatnia operacja podwyższenia stóp procentowych nastąpiła w maju 2015, ale nawet wówczas stopy procentowe nie wróciły do poziomu z początku 2008 roku. Od listopada 2012 roku nastąpił proces obniżania stóp procentowych. W 2013 roku stopy zostały obniżone 5 razy. Na koniec 2013 roku stopa referencyjna osiągnęła poziom 2,5%, co było najniższym poziomem tej stopy w historii.

Decyzje NBP o obniżkach stóp procentowych były ściśle związane z opisaną powyżej sytuacją gospodarczą kraju: tempem wzrostu gospodarczego i osiągnięciem celu inflacyjnego. W 2013 roku sytuacja kryzysu zaufania wydawała się już być opanowana. W *Sprawozdaniu z wykonania założeń polityki pieniężnej* [NBP 2013c, 2014d] autorzy piszą o wzroście zaufania banków komercyjnych do polityki banku centralnego w kwestii płynności oraz ich przekonaniu, że w razie pogorszenia sytuacji płynnościowej NBP przeprowadzi operacje dostrajające. Sam Pakiet zaufania był również pozytywnie oceniany przez banki komercyjne – por. [Płuciennik i in. 2013; Kliber i in. 2016]. Mimo pewnych początkowych trudności NBP w przeciwdziałaniu skutkom kryzysu na rynkach finansowych, ogólną kondycję sektora bankowego w Polsce w latach 2008–2013 należy ocenić pozytywnie. Nadmierna przezroczność banków znacznie redukowałą ryzyko kryzysu bankowego, paniki ludności czy zachowań stadnych. Możemy stwierdzić, że kondycja systemu bankowego była czynnikiem łagodzącymi ryzyko suwerenne i ryzyko kraju.

2.11. Kurs walutowy

Kolejnym czynnikiem determinującym zmiany ryzyka suwerennego są zmiany kursu walutowego. Na rysunku 2.15 przedstawiamy kształtowanie się kursu złotego w odniesieniu do różnych walut, tj. franka szwajcarskiego, euro, dolara australijskiego, dolara amerykańskiego i SDR (*special drawing rights*) – specjalnego prawa ciągnięcia notowanego przez Międzynarodowy Fundusz Walutowy od 1970 roku. Zauważamy gwałtowny spadek wartości złotego w pierwszym kwartale 2009 roku. Najłagodniejszy spadek wartości złotego nastąpił w odniesieniu do dolara



Uwaga: PLN – polski złoty, CHF – frank szwajcarski, XDR – specjalne prawo ciągnięcia, EUR – euro, AUD – dolar australijski, USD – dolar amerykański

Rysunek 2.15. Kurs złotego w odniesieniu do różnych walut. Oficjalny kurs NBP

Źródło: CEIC i NBP

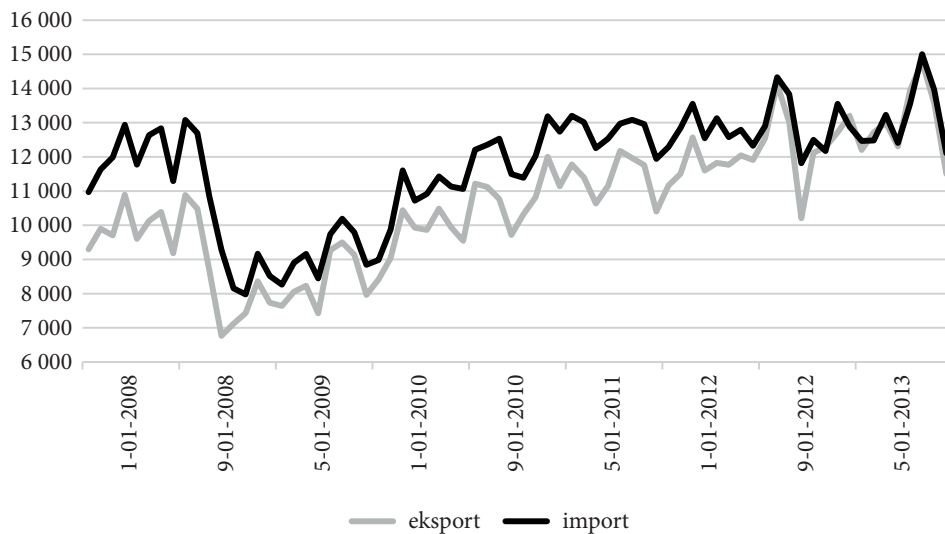
australijskiego. W latach 2010–2011 kurs był względnie stabilny, z wyjątkiem maja 2010, kiedy nastąpiła pierwsza faza kryzysu greckiego. Ponownie najgwałtowniejsze zmiany nastąpiły dla kursu złotego w odniesieniu do dolara amerykańskiego i SDR, a najłagodniejsze do dolara australijskiego i franka. Ponowny spadek kursu złotego obserwowano od września 2011, przy czym względna stabilizacja nastąpiła od października 2012.

Pierwszy okres gwałtownych zmian – na przełomie lat 2008 i 2009 – mógł mieć dwie przyczyny. Pierwsza to transmisja kryzysu finansowego do Europy Środkowej, początek kryzysu zaufania na rynkach międzybankowych, a druga – ataki spekulacyjne na waluty środkowoeuropejskie (por. [Kliber i Kliber 2010]). Drugi okres niepokoju – maj 2010 – najprawdopodobniej związany był z kryzysem greckim. Dwa pozostałe skoki przypadają na koniec 2011 roku i maj 2012 i można je powiązać z kolejnymi etapami kryzysu na międzynarodowych rynkach finansowych.

Oczekujemy, że spadek wartości złotego będzie działał niekorzystnie na poziom ryzyka suwerennego – wiąże się z nim bowiem wzrost wartości pożyczek zagranicznych. Z drugiej jednak strony spadek wartości złotego powoduje wzrost konkurencyjności eksportu – powinien zatem przyczynić się do spadku ryzyka kraju. W badanym okresie możemy spodziewać się natomiast, że wzrost zmienności kursu złotego – związany m.in. z atakami spekulacyjnymi – był czynnikiem przyczyniającym się do okresowego wzrostu obu rodzajów ryzyka.

2.12. Wymiana handlowa z zagranicą

Jak zostało wspomniane we wstępie, recesjom każdego typu towarzyszy spadek obrotów w handlu zagranicznym, przy czym spadek importu jest zwykle bardziej drastyczny niż spadek eksportu. W przyjętej przez nas klasyfikacji – zmiany w eksporcie i imporcie wpływają na zmiany ryzyka kraju. Na rysunku 2.16 przedstawiono zmiany wartości eksportu i importu w ujęciu miesięcznym, w latach 2008–2013. Podane wartości wyrażone są w milionach euro. Zauważamy, że na początku 2009 roku nastąpiło załamanie – przy czym spadek importu był głębszy niż spadek eksportu – po czym obroty z zagranicą zaczęły systematycznie rosnąć. W 2013 roku ich wielkość powróciła do poziomu wyjściowego z 2008 roku.



Rysunek 2.16. Wartości eksportu i importu (2008–2013, w mln EUR)

Źródło: Baza CEIC, Eurostat

Dominującym obszarem polskiego eksportu są **rynki krajów rozwiniętych**. W 2008 roku ich udział w polskim eksporcie wyniósł 83% – w tym 77,8% należało do Unii Europejskiej⁵. Udział Unii w polskim imporcie jest również znaczący – w 2008 roku wyniósł 61,6%. Tempo wzrostu importu z krajów rozwiniętych było

⁵ 21.02.2008 Parlament Europejski przyjął pakiet wspólnotowych aktów prawnych, zwany pakietem towarowym, który miał na celu usprawnienie swobodnego przepływu towarów na wewnętrznym rynku Unii Europejskiej. Rada UE przyjęła pakiet formalnie 23.06.2008. Celem pakietu było nie tylko usprawnienie swobodnego przepływu towarów, ale także usług oraz ulepszenie prawa harmonizacyjnego dla rynku UE.

wyższe od tempa wzrostu eksportu, czego wynikiem był deficyt na poziomie 2,2 mld euro. Deficyt wystąpił również w wymianie handlowej z krajami Wspólnoty Niepodległych Państw na skutek rekordowego wzrostu cen surowców energetycznych importowanych z Rosji. Dominującymi towarami eksportowymi w 2008 roku były samochody, części i akcesoria samochodowe (10,7% polskiego eksportu).

Od trzeciego kwartału 2008 roku następował **spadek eksportu i importu**, w związku z załamaniem się popytu na rynku wewnętrznym Unii Europejskiej. W pierwszych dwóch miesiącach 2009 roku spadek eksportu sięgnął ponad 22%, przy czym tempo spadku uległo zahamowaniu w kolejnych miesiącach 2009 roku. W tym samym czasie następował również spadek importu – w czwartym kwartale 2008 wyniósł on 3,7%, zaś od początku 2009 roku tempo spadku importu zaczęło wyprzedzać tempo spadku eksportu. W wyniku tego procesu w całym 2009 roku spadek eksportu wyrażony w euro był o 9 punktów procentowych mniejszy niż spadek importu (eksport o 15,5%, a import o 24,5%). W efekcie deficyt wymiany handlowej zmniejszył się z poziomu 26,2 mld euro do 9,3 mld euro. W 2009 roku udział rynku unijnego w polskim eksporcie wzrósł o 2,7 punktu procentowego w porównaniu do roku ubiegłego, natomiast udział rynku unijnego w polskim imporcie nie zmienił się. W 2009 roku odnotowano również spadki w obrocie z krajami Wspólnoty Niepodległych Państw (37,7% po stronie importu oraz 38,1% po stronie eksportu). Dominującą grupą towarów eksportowych i importowanych były – ponownie jak w 2008 roku – wyroby elektromaszynowe, a drugą grupą – wyroby przemysłu chemicznego. W obu tych grupach towarów odnotowano poważne spadki, zarówno po stronie eksportu, jak i importu. Najbardziej odporną na kryzys okazała się grupa towarów rolno-spożywczych.

Po okresie spadków w 2009 roku, już **na początku 2010 roku odnotowano ożywienie obrotów towarowych z zagranicą**, w związku z pewnym ożywieniem popytu na rynku światowym. Wzrost eksportu w 2010 roku, w porównaniu z kryzysowym rokiem 2009, wyniósł 22,6%, a importu – 24,8%⁽⁶⁾. Deficyt obrotów towarowych pogłębił się do poziomu 13,8 mld euro. W *Raporcie o stanie gospodarki* z 2011 roku [Ministerstwo Gospodarki 2011] wskazuje się następujące czynniki, które przyczyniły się do przełamania kryzysu w polskim handlu zagranicznym: poprawa koniunktury (zwłaszcza w Niemczech), racjonalizacja zapasów i importu zaopatrzeniowego dla produkcji eksportowej, stabilny system bankowy, relatywna konkurencyjność cenowo-kosztowa polskiego eksportu.

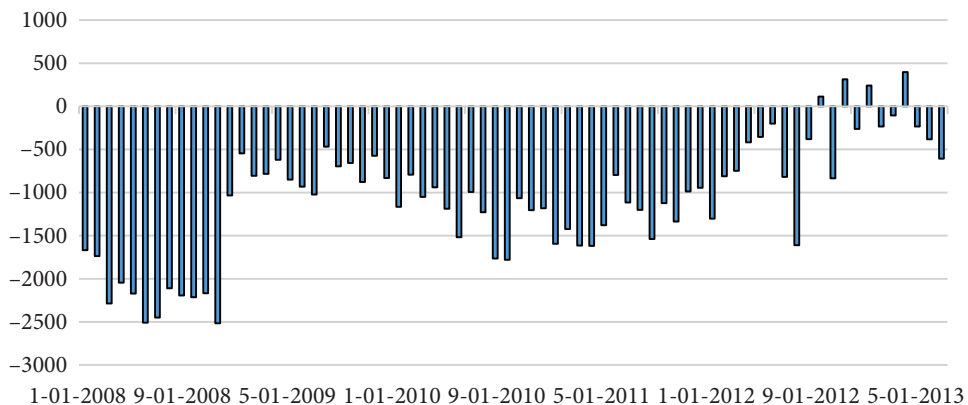
W 2011 roku nastąpiło kolejne spowolnienie, w związku z niesprzyjającą koniunkturą w gospodarce światowej. Tempo wzrostu eksportu (w euro) spadło w 2011 roku z 21,5% pierwszym kwartale do 8,3% w czwartym kwartale, a importu: z 22,8% do 4,8%. Mimo to wartość eksportu w całym roku 2011 wzrosła o 13,6%, a impor-

⁶ Oznacza to że w porównaniu z przedkryzysowym 2008 rokiem, eksport wzrósł o 3,6%, natomiast import spadł o 5,8%.

tu o 13,7%⁽⁷⁾ w porównaniu z 2010 rokiem. Deficyt obrotów towarowych osiągnął wartość większą niż przed rokiem: 15,9 mld EUR.

W 2012 roku wiele gospodarek europejskich zostało ponownie dotkniętych spowolnieniem wzrostu gospodarczego, m.in. na skutek spadku popytu wewnętrznego i wzrostu bezrobocia. Popyt wewnętrzny był natomiast głównym czynnikiem wzrostu polskiego eksportu. Eksport w 2012 roku wzrósł w porównaniu z 2011 rokiem o 4,9%, natomiast import – o 1%⁽⁸⁾. Deficyt obrotów bieżących ponownie zmalał i osiągnął wartość 10,6 mld euro. Zdecydowanie szybciej rosły obroty z rynkami rozwijającymi się i wschodzącymi, niż z gospodarkami rozwiniętymi. Eksport do krajów rozwiniętych wzrósł o 2,4%, natomiast import zmniejszył się o 2,4%. W przypadku wymiany handlowej z Unią Europejską, najbardziej wzrósł eksport artykułów rolno-spożywczych. Szybciej niż na rynki rozwinięte zwiększał się eksport na rynki rozwijające się, w tym do krajów Wspólnoty Niepodległych Państw. Wzrost importu był wolniejszy niż eksportu, natomiast jego poziom cały czas był wyższy, co skutkowało wzrostem deficytu handlowego z tą grupą państw.

W roku 2013 obserwowany był wzrost eksportu i jednoczesny spadek importu, co skutkowało redukcją deficytu obrotów. Podobnie jak rok wcześniej, eksport w grupie krajów rozwijających się i wschodzących rósł szybciej niż do krajów rozwiniętych. W porównaniu z 2012 rokiem eksport wzrósł o 8%, a import o 1,9%. Znacznie zredukowany został deficyt obrotów z zagranicą – do 2 mld euro. W dalszym ciągu szybciej rósł eksport do krajów rozwijających się niż do krajów rozwiniętych. Relatywnie wolno rosły obroty z Unią Europejską, natomiast dynamicznie rozwijały się z poza-unijnymi krajami rozwiniętymi, zwłaszcza Stanami Zjednoczonymi. Popra-



Rysunek 2.17. Bilans handlowy obrotów z zagranicą (2008–2013, w mln EUR)

Źródło: Baza CEIC, Eurostat

⁷ W porównaniu z rokiem 2008 wzrost eksportu wyniósł 17,6%, a importu: 7,2%

⁸ W porównaniu z przedkryzysowym 2008 rokiem eksport wzrósł o 23,4%, a import o 8,1%.

wie uległa wymiana handlowa z krajami Wspólnoty Niepodległych Państw – odnotowano wzrost eksportu do wszystkich krajów poza Tadżykistanem, natomiast spadek importu z trzech głównych rynków: Rosji, Białorusi i Ukrainy. Podobnie jak w roku poprzednim, najszybciej rósł eksport produktów rolno-spożywczych. Natomiast największe znaczenie w wymianie z zagranicą nadal miały wyroby przemysłu elektromaszynowego (39,3% eksportu i 36% importu).

Podsumowując, spadek eksportu i importu w 2008 i 2009 roku powinien przyczynić się do wzrostu ryzyka kraju. Natomiast ożywienie obrotów handlowych z zagranicą obserwowane do 2010 roku powinno być uznane za czynnik łagodzący i przyczyniający się do spadku ryzyka kraju.

2.13. Inwestycje zagraniczne w Polsce

Cechą charakterystyczną dla recesji jest spadek inwestycji – w tym również bezpośrednich inwestycji zagranicznych. Jest to zmienna charakteryzująca ryzyko kraju, ale podobnie jak bezrobocie może pośrednio wpłynąć na wielkość ryzyka suwerennego. Jeśli przypomnimy sobie, że większość dochodów budżetowych pochodzi z podatków, to spadek inwestycji zagranicznych może przełożyć się na spadek PKB, a to z kolei może pociągnąć za sobą wzrost ryzyka suwerennego.

Wraz z początkiem kryzysu można było obserwować odpływ bezpośrednich inwestycji zagranicznych z całej Europy Środkowo-Wschodniej. Inwestorzy zainteresowani rynkami wschodzącymi coraz częściej wybierali Azję lub Amerykę Łacińską [za: Economist Intelligence Unit 2012]. Na koniec 2008 roku pozycja inwestycyjna netto Polski była ujemna i wynosiła -718 661 mln zł. Kryzys na rynku światowym nie wywołał w 2008 roku odpływu inwestycji zagranicznych z Polski – **jedynie w inwestycjach finansowych odnotowano wycofanie przez inwestorów zagranicznych środków zainwestowanych w obligacje Skarbu Państwa** wyemitowanych na rynek krajowy. Wartość inwestycji zagranicznych w Polsce na koniec 2008 roku wynosiła 74,7% PKB, z czego inwestycje bezpośrednie stanowiły 43,2%, a inwestycje portfelowe – głównie w dłużne papiery wartościowe polskiego rządu – 20,8% [NBP 2009a].

W 2009 roku wartość inwestycji zagranicznych również osiągnęła 74,7% PKB, a w ujęciu pieniężnym wzrosła o 32,2 mld euro. Inwestycje bezpośrednie stanowiły 42,7% inwestycji. Istotnie wzrosła liczba posiadanych przez nierezydentów obligacji i bonów skarbowych. Inwestycje portfelowe wyniosły w 2009 roku 23,7% wielkości inwestycji zagranicznych [NBP 2010a].

Na koniec 2010 roku inwestycje zagraniczne osiągnęły 102,7% PKB, z czego 41% stanowiły inwestycje bezpośrednie, a portfelowe (nadal głównie w instrumenty rządowe) – 26,5%. W roku 2011 odnotowano niewielki spadek inwestycji

zagranicznych. Całkowite inwestycje zagraniczne osiągnęły poziom 100% PKB, z czego 41,5% stanowiły inwestycje bezpośrednie, a 26,1% – portfelowe. Spadek wartości inwestycji spowodowany był głównie spadkiem inwestycji bezpośrednich, które zmniejszyły się o 5%, m.in. w wyniku zmian kursowych [Ministerstwo Gospodarki 2011 i 2012].

W 2012 roku odnotowano kolejny wzrost inwestycji zagranicznych, które osiągnęły poziom 111,8% PKB, z czego 41,8% stanowiły inwestycje bezpośrednie (spadek o 0,1 punktu procentowego), a 30,2% – inwestycje portfelowe (wzrost o 4,2 punktu procentowego). W 2013 roku inwestycje zagraniczne stanowiły 113,9% PKB, w tym 44,2% były to inwestycje bezpośrednie (wzrost o 3,3%), a 28,6% – portfelowe (spadek o 1,2%). Według stanu na koniec 2013 roku największe zobowiązania z tytułu pasywnych inwestycji bezpośrednich odnosiły się do krajów Unii, głównie Niemiec (15,9%), Holandii (14,6%), Francji (12%) i Luksemburga (9,8%). Zmiany wartości bezpośrednich inwestycji zagranicznych w latach 2008–2013 przedstawia tabela 2.6.

Tabela 2.6. Międzynarodowa pozycja inwestycyjna netto Polski (2008–2013, w mln PLN)

Wyszczególnienie	Lata					
	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Aktywa	405 376	445 112	552 970	676 797	681 448	660 126
1 Bezpośrednie inwestycje zagraniczne	71 362	83 533	131 735	180 605	177 815	166 225
1.1. Kapitał własny i reinwestycje	54 319	63 899	66 707	95 713	95 111	95 083
1.2. Inne inwestycje kapitałowe	17 043	19 634	65 028	84 892	82 704	71 142
2 Inwestycje portfelowe	31 359	40 115	43 904	36 571	41 012	49 330
2.1. Udziałowe papiery wartościowe	12 513	24 967	32 005	24 173	28 511	33 875
2.2. Udziałowe papiery dłużne	18 846	15 148	11 899	12 398	12 501	15 455
3 Pochodne instrumenty finansowe	7 006	2 795	12 506	19 790	18 979	16 679
4 Inne inwestycje:	111 484	91 810	87 639	105 385	106 051	107 960
4.1. Kredyty handlowe	36 371	33 272	31 645	38 505	38 911	40 434
4.2. Pożyczki	11 158	9 045	10 031	15 583	13 277	17 635
4.3. Gotówka i depozyty	58 309	43 534	32 653	34 259	38 243	32 017
4.4. Inne aktywa	5 646	5 959	13 310	17 038	15 620	17 874

5	Aktywa rezerwowe	184 165	226 859	277 186	334 446	337 591	319 932
	5.1. Złoto	8 477	10 412	13 832	17 804	17 066	11 975
	5.2. Specjalne prawa ciągnięcia	323	5 994	5 984	6 140	5 367	4 926
	5.3. Pozycja rezerwowa w MFW	791	1 228	1 485	3 965	4 182	3 797
	5.4. Rezerwa walutowa	169 554	198 782	241 369	296 639	297 910	283 046
	5.5. Inne	5 020	10 443	14 516	9 898	13 066	16 188
	Pasywa	1 124 037	1 236 091	1 479 786	1 655 424	1 743 549	1 794 177
1	Bezpośrednie inwestycje zagraniczne	486 643	527 881	639 176	694 110	728 756	770 010
	1.1. Kapitał własny i reinwestycje	366 170	400 312	476 610	481 120	514 427	542 532
	1.2. Inne inwestycje kapitałowe	120 473	127 569	162 566	212 990	214 329	227 478
2	Inwestycje portfelowe	230 522	291 019	379 128	430 346	526 760	525 533
	2.1. Udziałowe papiery wartościowe	47 467	64 955	93 995	86 539	115 619	126 901
	2.2. Udziałowe papiery dłużne	183 055	226 064	285 133	343 807	411 141	398 632
3	Pochodne instrumenty finansowe	13 272	3 945	18 901	24 531	21 882	18 328
4	Inne inwestycje:	393 600	413 246	442 581	506 437	466 151	480 306
	4.1. Kredyty handlowe	48 234	47 435	45 337	55 489	49 150	50 995
	4.2. Pożyczki	253 803	262 596	274 418	323 946	313 100	318 226
	4.3. Gotówka i depozyty	84 672	89 347	107 726	110 995	86 158	94 527
	4.4. Inne pasywa	6 891	13 868	15 100	16 007	17 743	16 558
	Netto	-718 661	-790 979	-926 816	-978 627	-1 062 101	-1 134 051

Źródło: Bazy danych NBP [NBP 2009a; NBP2010a; NBP2011a; NBP2012a; NBP2013a; NBP 2014a].

2.14. Zmiany ratingu Polski w latach 2008–2013

Na zakończenie rozdziału przedstawiamy, jak zmieniała się ocena ratingowa Polski w badanym okresie. Zmiany ratingu przedstawiamy w tabeli 2.7. Na początku 2008 roku rating Polski wg agencji Fitch oraz S&P wynosił A – z perspektywą stabilną. Już w lutym 2008 S&P zmienił perspektywę Polski na pozytywną, by powrócić do stabilnej w październiku 2008. Aż do lutego 2013 agencja Fitch nie zmieniła ratingu.

gu Polski. Zmieniła perspektywę dla Polski na pozytywną 21.02.2013, po czym już pod koniec sierpnia 2013 powróciła do oceny stabilnej.

Tabela 2.7. Zmiany ratingu Polski w okresie kryzysu: Fitch i S&P

Data	Agencja	Rating	Perspektywa
18-01-2007	Fitch	A-	stabilna
29-03-2007	S&P	A-	stabilna
21-02-2008	S&P	A-	pozytywna
27-10-2008	S&P	A-	stabilna
21-02-2013	Fitch	A-	pozytywna
23-08-2013	Fitch	A-	stabilna

Źródło: <http://pl.tradingeconomics.com/poland/rating>.

2.15. Podsumowanie

W okresie kryzysu i zawirowań na światowych rynkach finansowych w latach 2008–2013 sytuacja gospodarcza Polski kształtowała się relatywnie dobrze. Najgorszym rokiem dla polskiej gospodarki był rok 2009 – jednak nawet i w tym roku odnotowano wzrost gospodarczy. Wprawdzie zjawisko pogłębiającego się deficytu finansów publicznych spowodowało uruchomienie procedury nadmiernego deficytu w stosunku do Polski, to na tle pozostających w recesji gospodarek unijnych Polska okazała się względnie odporna na skutki kryzysu. Indeksy zaufania spadły wprawdzie w kryzysowym 2009 roku, ale już na początku 2010 roku nastąpiło odbicie. Podobnie kształtowała się dynamika wskaźników klimatu koniunktury w poszczególnych sektorach. Natomiast dynamika indeksu ogólnego klimatu koniunktury była dużo gorsza i pod koniec 2013 roku nie wskazywała na to, aby nastąpiła poprawa.

W ocenie agencji ratingowych ryzyko suwerenne Polski nie ulegało większym zmianom w badanym przedziale czasowym. Natomiast na podstawie przeprowadzonego w tym rozdziale przeglądu wielkości makroekonomicznych determinujących zmiany ryzyka suwerennego i ryzyka kraju możemy stwierdzić, że większość wskaźników wskazywała na wzrost ryzyka kraju w 2008 i 2009 roku, a jego spadek w kolejnych latach. Z kolei wskaźniki ryzyka suwerennego nie wskazywały na to, aby w badanym okresie zachodziło niebezpieczeństwo niewywiązania się polskiego rządu ze swoich zobowiązań. Mimo utrzymującego się wysokiego deficytu sektora publicznego Polska odnotowała wzrost PKB w całym badanym okresie. Dodatkowo, stan rezerw utrzymywał się na wysokim i stabilnym poziomie. Nie zachodziło ryzyko wybuchu kryzysu w bankowości. Współczynnik sprawowania władzy utrzymywał się na stabilnym poziomie. Dlatego, mimo iż zadłużenie Skarbu Państwa w relacji do PKB rosło, zagrożenie niewypłacalności nie stanowiło realnego zagrożenia.

3

Kontrakty *sovereign* CDS – podstawowe pojęcia, dokumentacja i rynek

3.1. Wstęp

Dwa pierwsze rozdziały niniejszej publikacji poświęcone zostały tradycyjnym sposobom mierzenia ryzyka kraju i ryzyka suwerennego. W pierwszym przedstawiliśmy różne modele ryzyka kraju i różne zestawy wskaźników makroekonomicznych, których kształtowanie się pozwala ocenić zmiany ryzyka gospodarczego. W drugim rozdziale przedstawiliśmy zmiany tych wskaźników dla Polski w okresie kryzysu – przy czym zauważyliśmy, że nie wskazywały one na poważne załamanie na krajowym rynku. O ile jednak omawiane do tej pory wskaźniki dostarczają istotnej i wiarygodnej informacji na temat ryzyka, o tyle częstotliwość ich publikacji nie pozwala na szybką reakcję w przypadku niespodziewanego załamania koniunktury. Czas reakcji jest natomiast kluczowy w przypadku inwestycji finansowych. W związku z tym inwestorzy poszukują innych wiarygodnych wskaźników, które aproksymowałyby zmiany ryzyka wypłacalności gospodarek. Jednym z takich mierników jest spread kontraktów zamiany ryzyka kredytowego rządu – *sovereign* CDS (dalej: sCDS).

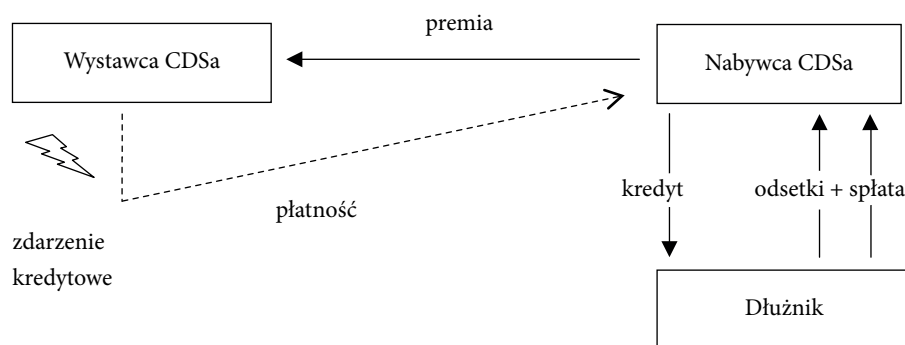
Ten rozdział zapozna Czytelnika z koncepcjami i zastosowaniem kontraktów CDS i sCDS. Przedstawiamy definicję kontraktu i pojęcia z nim związane, omawiamy przepływy finansowe. Wyjaśniamy, co to jest zdarzenie kredytowe i kiedy do niego dochodzi. Przedstawiamy różnice między kontraktem sCDS a umową ubezpieczenia. Podajemy potencjalne źródła danych, z których można pobrać kwotowania kontraktów. Omawiamy zagadnienia związane z płynnością kontaktów. Na zakończenie przedstawiamy kontrowersje związane z kontraktami sCDS i wyjaśniamy, jakie były przyczyny wprowadzenia zakazu handlu tzw. „nagimi” kontraktami sCDS na rynku europejskim.

3.2. Kontrakty CDS – konstrukcja

Kontrakty *credit default swap* (dalej: CDS) są jednymi z najmłodszych pochodnych instrumentów kredytowych. Ich nazwę można przetłumaczyć jako **kontrakty zamiany ryzyka kredytowego**⁹, jednak ze względu na to, że w polskiej nomenklaturze utrwalił się już skrót CDS, zdecydowaliśmy się korzystać z niego w tej publikacji, aby nie wprowadzać niepotrzebnej konsternacji u Czytelnika.

Kontrakt CDS jest to umowa między dwoma kontrahentami, na podstawie której wystawca kontraktu zabezpiecza nabywcę przed możliwością utraty wiarygodności kredytowej wierzyciela nabywcy (tzw. podmiotu referencyjnego). Z tego względu kontrakty CDS porównywane są często z umową ubezpieczenia – (por. podrozdział 3.9). W wielu przypadkach zobowiązanie kredytowe wcale nie musi zostać zaciągnięte¹⁰ – i z tego względu kontrakt CDS można postrzegać też jako rodzaj zakładu, którego przedmiotem jest utrata wiarygodności kredytowej pewnego podmiotu.

Aby lepiej wyjaśnić czym jest kontrakt CDS, posłużymy się wykresem (rysunek 3.1). Nabywca kontraktu CDS udziela swojemu dłużnikowi kredytu¹¹ i w zamian oczekuje, że ten spłaci mu należność wraz z odsetkami w określonym czasie. Jeżeli jednak ma wątpliwości dotyczące wypłacalności dłużnika, może chcieć zabezpieczyć się przed możliwością jego niewypłacalności, korzystając z kontraktu CDS. W tym celu musi znaleźć kontrahenta, który przejmie na siebie ryzyko niewypła-



Rysunek 3.1. Schemat przepływów pieniężnych w kontrakcie CDS

⁹ W języku polskim nie utrwalilo się do tej pory oficjalne tłumaczenie. Przykładowo – przy definiowaniu instrumentu Niedziółka [2009] używa nazwy: swap kredytowy, natomiast Adam [2013b, 2016]: swap ryzyka kredytowego, natomiast w dalszej części rozważań Autorzy stosują skrót CDS.

¹⁰ Wyjątek stanowią np. kontrakty na dług rządowy emitowane na rynku europejskim od listopada 2012.

¹¹ Najczęściej kupuje jego obligacje.

calności dłużnika. Założmy, że taki podmiot istnieje na rynku. Wówczas, w zamian za okresowe płatności (tzw. premię), wystawca kontraktu CDS zobowiązuje się do tego, że w przypadku wystąpienia tzw. zdarzenia kredytowego (zdefiniowanego w kontrakcie) wypłaci mu określoną sumę (również zdefiniowaną w kontrakcie). W przypadku gdy zdarzenie kredytowe nie nastąpi, jedynymi przepływami pieniężnymi między wystawcą a nabywcą są kwartalnie (najczęściej) uiszczane płatności, które nazywamy premią lub spreadem.

Podsumowując, CDS jest dwustronną umową między kontrahentami, w której jeden z nich (wystawca) oferuje drugiemu (nabywcy) ochronę przeciwko wystąpieniu tzw. zdarzenia kredytowego dotyczącego (najczęściej) trzeciej strony na określony czas, w zamian za tzw. premię [Chaplin 2010]. Ową trzecią stroną może być przedsiębiorstwo (w tym bank) albo kraj. W tym drugim przypadku mówimy o tzw. kontraktach *sovereign*, czyli kontraktach wystawianych na obligacje danego kraju. Najczęstsze są euroobligacje w euro lub dolarze, ale istnieją też kontrakty sCDS na obligacje wystawiane w jenach, czy frankach szwajcarskich. Stronami kontraktów CDS są najczęściej banki, instytucje ubezpieczeniowe, fundusze hedgingowe, ale mogą nimi być również dwa dowolne przedsiębiorstwa czy też kraje.

3.3. ISDA – *International Swaps and Derivatives Association*

Kontrakty CDS są kontraktami niewystępującymi w obrocie giełdowym (tzw. OTC – *over the counter*). Natomiast dokumentacją dotyczącą ich obrotu zajmuje się ISDA: International Swaps and Derivatives Association. Organizacja ta powstała w 1985 roku. Dokumentacja tworzona przez ISDA zawiera definicje takich pojęć, jak: termin zapadalności, premia, zdarzenie kredytowe itp., jak również konwencje przyjmowane przy rozliczeniach i szczegóły techniczne rozliczeń. Banki handlujące kontraktami CDS stosują się zazwyczaj do ISDA *Master Agreement*, jak również do standardowej dokumentacji ISDA. Pewne szczegóły kontraktu strony mogą ustalać indywidualnie, ale na ogół społeczność inwestorów preferuje standaryzację, która pozwala uniknąć dodatkowego ryzyka.

Zgodnie z informacją na stronie instytucji (www2.isda.org) ISDA stawia sobie trzy główne cele: redukcję ryzyka kontrahenta, zwiększenie przejrzystości rynku oraz polepszenie jego infrastruktury, a wreszcie stworzenie stabilnego rynku finansowego o silnych ramach regulacyjnych. Obecnie ISDA zrzesza 850 instytucji z 68 krajów. Jej członkowie stanowią, z jednej strony, szeroką grupę uczestników rynku instrumentów pochodnych obejmującą korporacje, menedżerów inwestycji, rządy, firmy ubezpieczeniowe, energetyczne, surowcowe, banki krajowe i regionalne, a z drugiej – również instytucje tworzące infrastrukturę rynku instrumentów pochodnych, tj. instytucje pośredniczące, firmy prawnicze, księgowo i innych usługodawców.

3.4. Premia (spread) kontraktów CDS

Premia kontraktów CDS często nazywana jest też spreadem – ze względu na podobieństwo do spreadu obligacji. Premia wyrażona jest w punktach bazowych za 100 jednostek pieniężnych wartości nominalnej długu. W tym sensie podobna jest do dochodowości obligacji.

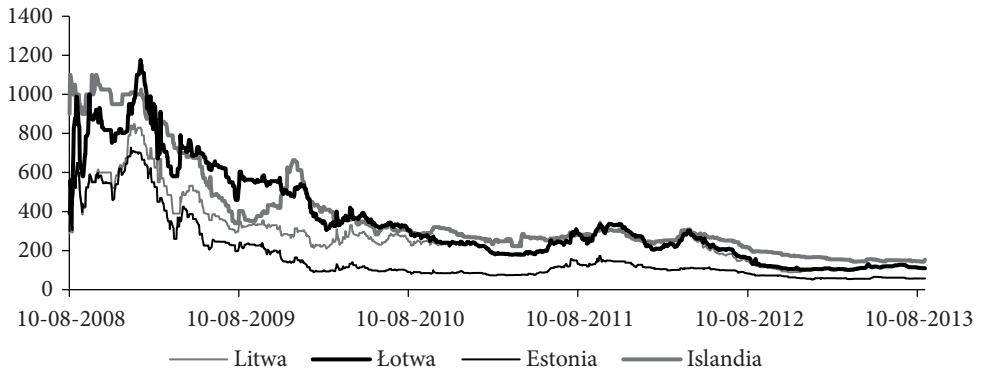
Początkowo, jeśli kontrakt zawierany był dowolnego dnia w roku (np. 19 marca), to jego wygaśnięcie następowało również 19 marca, odpowiedniego roku. Obecnie, w celu zwiększenia płynności rynku, terminy zapadalności zostały ustandaryzowane i są one następujące: 20 marca, czerwca, września i grudnia. Zatem datą zapadalności kontraktu zawartego 19 kwietnia będzie 20 czerwiec odpowiedniego roku. Podobnie ustandaryzowane zostały daty płatności premii.

Niedziółka [2009] podaje, że premia kontraktów jest funkcją następujących czynników (zob. też [Kasapi 2002]):

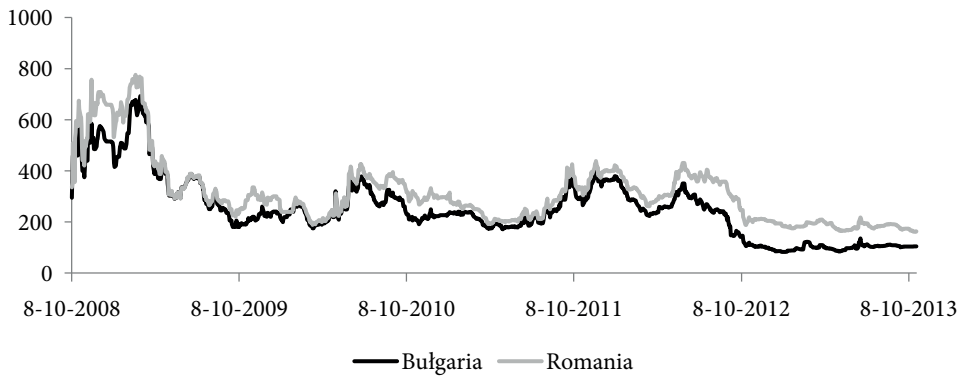
- 1) okresu do terminu zapadalności kredytowej transakcji terminowej – im dłuższy okres, tym (zazwyczaj) wyższa premia;
- 2) prawdopodobieństwa zrealizowania się zdarzenia kredytowego (wzrost prawdopodobieństwa powoduje wzrost premii);
- 3) ratingu kredytowego sprzedawcy zabezpieczenia (zależność wprost proporcjonalna);
- 4) stopnia uprzywilejowania długu (im niższy – tym wyższa premia);
- 5) korelacji między sytuacją finansowo-ekonomiczną dłużnika referencyjnego i kontrahenta transakcji CDS (im wyższa, tym wyższa premia);
- 6) fazy cyklu koniunkturalnego (obserwuje się wzrost premii w okresach recesji);
- 7) oczekiwanej stopy odzysku (zależność odwrotnie proporcjonalna).

Z punktu widzenia tej pracy najbardziej interesująca jest dla nas zależność sformułowana w punkcie 2). Ponieważ premia kontraktu jest swoistą ceną za zabezpieczenie przed utratą wiarygodności kredytowej dłużnika, to im większe jest takie ryzyko, tym premia również będzie rosła. Ma to szczególne znaczenie **w przypadku kontraktów sovereign**, ponieważ zmiany premii mogą przybliżać zmiany ryzyka niewypłacalności kraju, a zatem m.in. ryzyko inwestycji w jego obligacje. W przypadku Grecji w trakcie kryzysu wartość premii kontraktu na greckie euroobligacje sięgała nawet powyżej 10 000 punktów bazowych, a od momentu zajścia zdarzenia kredytowego, wartość premii ustalono na stałym poziomie blisko 15 000 punktów bazowych (por. rysunek 3.6). Dla porównania – premia kontraktów sCDS na francuskie euroobligacje w latach 2008–2013 nie przekroczyła nigdy poziomu 200 punktów bazowych.

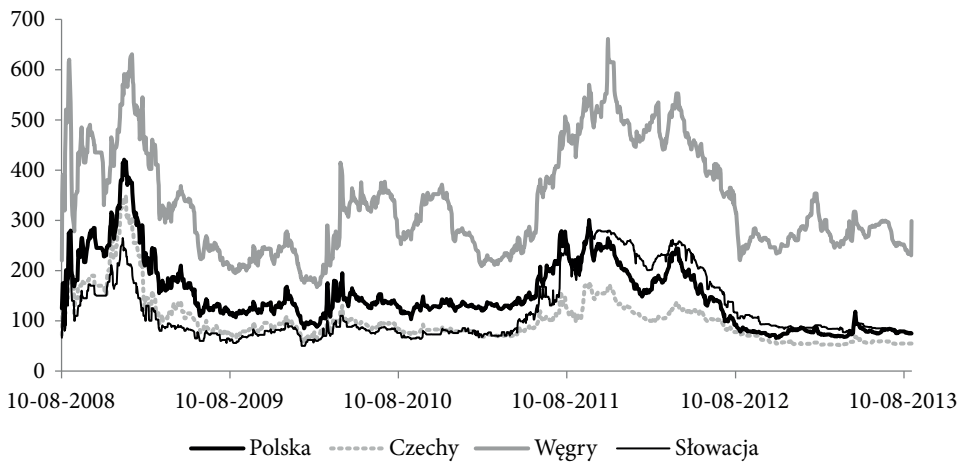
Na rysunkach 3.2–3.7 przedstawiamy kształtowanie się premii kontraktów sCDS na europejskie euroobligacje w latach 2008–2013. Kraje zostały arbitralnie pogrupowane pod względem podobnej dynamiki spreadu. Wyraźnie zauważamy wzrost spreadu w momencie transmisji kryzysu zadłużeniowego z USA do Europy, a także



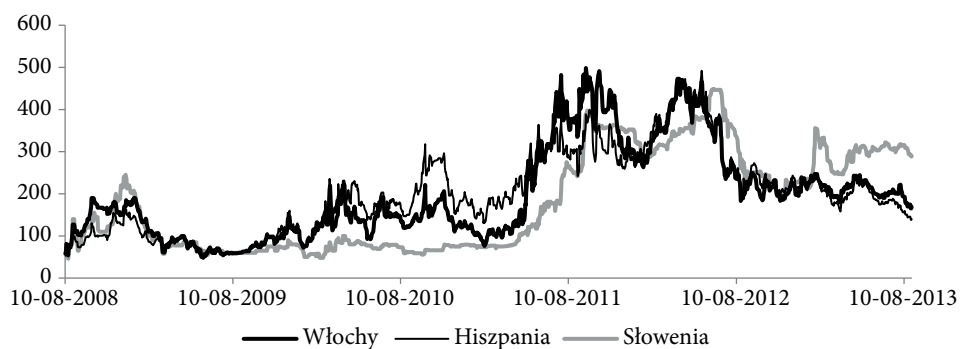
Rysunek 3.2. Dynamika spreadu kontraktów sCDS na dług republik nadbałtyckich i Islandii



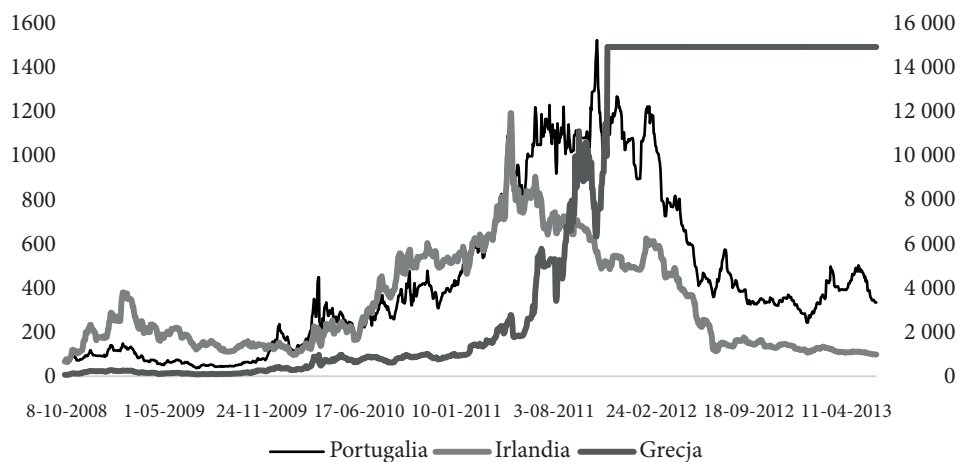
Rysunek 3.3. Dynamika spreadu kontraktów sCDS na dług Bułgarii i Rumunii



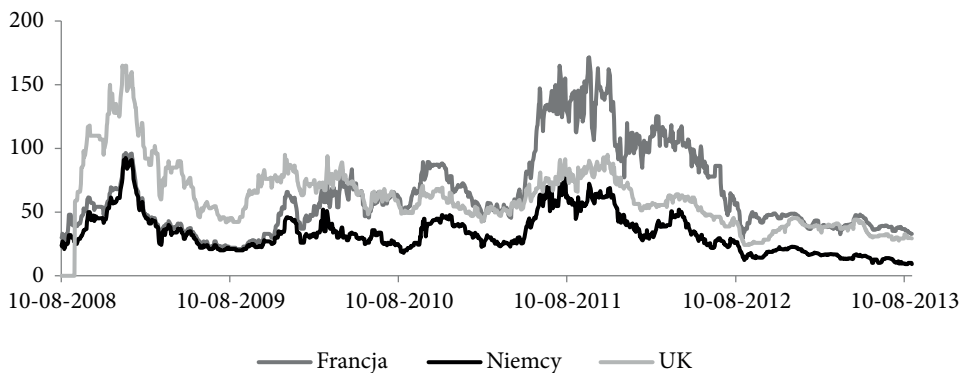
Rysunek 3.4. Dynamika spreadu kontraktów CDS na dług państw grupy wszechradzkiej



Rysunek 3.5. Dynamika spreadu kontraktów sCDS na dług Włoch, Hiszpanii i Słowenii



Rysunek 3.6. Dynamika spreadu kontraktów sCDS na dług Portugalii i Irlandii (lewa oś) oraz Grecji (prawa oś)



Rysunek 3.7. Dynamika spreadu kontraktów sCDS na dług krajów rozwiniętych (Francja, Niemcy i Wielka Brytania)

w większości krajów europejskich – w momencie kryzysu greckiego. Wzrost spreadu był odpowiedzią na wzrost ryzyka związanego z wiarygodnością kredytową państw europejskich w obliczu groźby rozprzestrzenienia się kryzysu na cały kontynent.

Teoretycznie spread kontraktu CDS powinien być równy spreadowi obligacji dla tego samego pożyczkobiorcy oraz analogicznego terminu zapadalności. Rozważmy portfel złożony z obligacji i kontraktu CDS. Ponieważ CDS stanowi rodzaj zabezpieczenia przed możliwością utraty zdolności kredytowej emitenta obligacji, pozycja długa w tym kontrakcie jest równoznaczna z posiadaniem instrumentu pozbawionego ryzyka. Z tego względu zwrot z takiego portfela, który jest równy różnicy między stopą dochodowości obligacji (Y_t) oraz premią kontraktu CDS (C_t), musi być bliski stopie wolnej od ryzyka (R_t) (por. [Coudert i Gex 2010a, 2013]):

$$Y_t - C_t \approx R_t. \quad (3.1)$$

Zatem spread kontraktu CDS jest w przybliżeniu równy spreadowi obligacji (definiowanego jako różnica między dochodowością obligacji, a stopą wolną od ryzyka):

$$Y_t \approx C_t - R_t. \quad (3.2)$$

Oba spready mają stanowić rekompensatę wypłacaną inwestorowi w przypadku niewypłacalności dłużnika. Oba zatem determinowane są przez te same czynniki ryzyka, tj. prawdopodobieństwo zaistnienia zdarzenia kredytowego w przypadku emitenta obligacji, oczekiwaną stopę odzysku oraz czynniki związane z awersją do ryzyka. W rzeczywistości te dwie wielkości nigdy nie są sobie równe. Decydują o tym m.in. takie czynniki, jak: efekt kuponu i różnice między oprocentowaniem obligacji stało- i zmiennokuponowych, wielkość naliczonych odsetek, możliwość dostawy najtańszej obligacji (opcja CTD), płynność rynku, nieefektywność krótkiej sprzedaży obligacji, różnice w opodatkowaniu obu typów instrumentów, asymetryczna względem popytu i podaży struktura rynku czy też ryzyko kontrahenta (zob. [Niedziółka 2009, Coudert i Gex 2010a]).

Rynek obligacji korporacyjnych zazwyczaj jest mało płynny, stąd jednym z czynników, które podwyższają wartość dochodowości obligacji jest premia za płynność. Rynek pięcioletnich kontraktów CDS wydaje się bardziej płynny niż rynek obligacji korporacyjnych (por. [Longstaff, Mithal i Neis 2005; Zhu 2006; Coudert i Gex 2010a; Niedziółka 2009]) stąd spread kontraktów CDS zwykle jest niższy niż spread obligacji. Czynnikiemami zwiększającymi płynność rynku kontraktów CDS są m.in. (za: [Coudert i Gex 2010a]):

- fakt, że aby zlikwidować swoją pozycję w kontrakcie CDS inwestor nie musi sprzedawać go na rynku, ale wystarczy, aby zawarł odwrotną pozycję w tym kontrakcie (co nie jest możliwe w przypadku obligacji);
- nielimitowana podaż kontraktów CDS (w przeciwieństwie do obligacji);

- fakt, że wiele instytucji ubezpieczeniowych czy funduszy gromadzi obligacje, natomiast obrót kontraktami CDS jest bardziej dynamiczny.

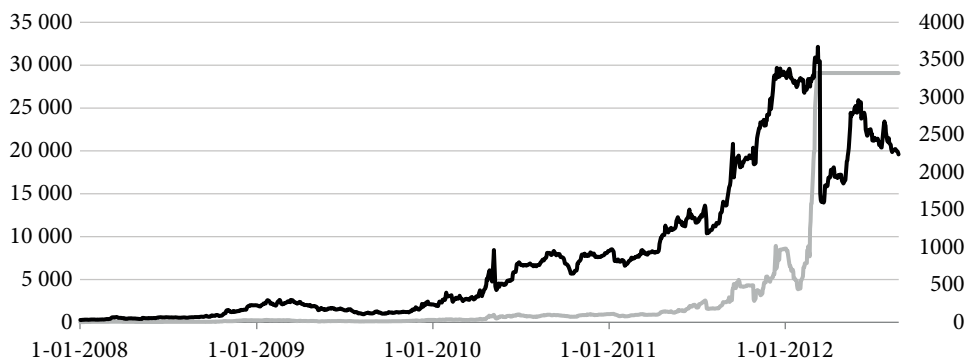
Czynniki te mają znaczenie w przypadku kontraktów CDS wystawianych na dług firm, jak również na dług rządowy (tj. kontraktów sCDS). Znaczącą jednak różnicę stanowi to, że rynek obligacji rządowych jest dużo lepiej rozwinięty niż rynek obligacji korporacyjnych¹². Coudert i Gex [2010a] podają, że w 2009 roku rynek obligacji rządowych osiągnął wartość 36 bilionów USD, podczas gdy rynek sCDS – zaledwie 1,9 biliona.

Rysunki 3.8 do 3.18 przedstawiają kształtowanie się spreadów sCDS oraz spreadów obligacji odpowiednich krajów dla instrumentów dziesięcioletnich w latach 2008–2012 (por. [Kliber 2013]), przy założeniu, że stopą wolną od ryzyka dla rynku europejskiego jest stopa dochodowości dziesięcioletnich obligacji niemieckich. Jak widać, w większości krajów dynamika spreadów jest zbliżona. W przypadku krajów śródziemnomorskich: Włoch, Hiszpanii i Portugalii, spread niemal się pokrywają. W przypadku Polski widać znaczne rozbieżności poziomów, natomiast dynamika obu spreadów jest zbliżona. Co ciekawe – wartość spreadu CDS jest niższa niż wartość spreadu obligacji. Natomiast w przypadku Danii spread obligacji w pewnym momencie okazuje się ujemny. Ma to bezpośredni związek z kryzysem finansowym.

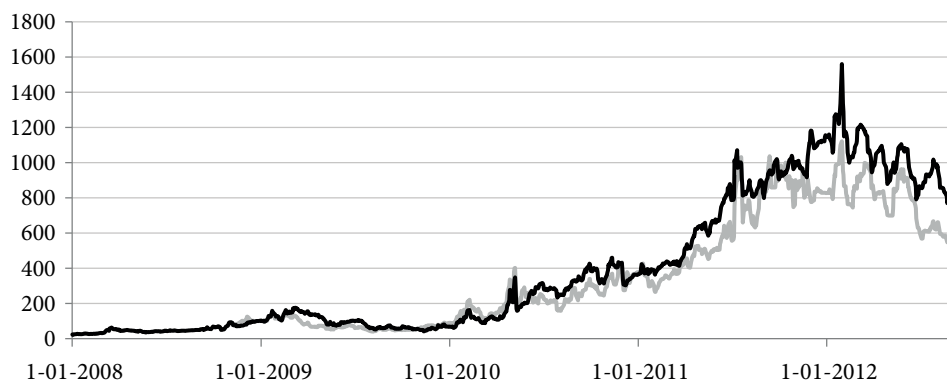
Badania dotyczące spreadów CDS i spreadów obligacji koncentrują się głównie na określaniu tego, który rynek jest przodujący – tj., na którym rynku zmiany pojawiają się wcześniej. Przykładowo, Coudert i Gex [2010a], badając instrumenty pięcioletnie wystawiane na dług rządowy, stwierdzili, że w przypadku krajów o wysokiej dochodowości obligacji to spread sCDS jest przodujący w stosunku do spreadu obligacji (tzn. dynamika cen obligacji jest wtórna w stosunku do dynamiki cen kontraktów sCDS), natomiast w krajach o małej dochodowości obligacji występuje odwrotna zależność. Podobne badanie przeprowadził O’Kane [2012]. Kliber [2013] przedstawiła podobne badanie dla instrumentów dziesięcioletnich, badając wpływ kryzysu greckiego na potencjalną zmianę zależności między tymi rynkami. Z kolei Alexopoulou, Andersson i Georgescu [2008] badali analogiczne zależności na rynku kontraktów wystawianych na obligacje korporacyjne. Konkluzją ich badania jest stwierdzenie, że rynek kontraktów CDS jest przodujący w stosunku do rynku obligacji, ale ta zależność została zachwiana w trakcie kryzysu w latach 2007–2008.

W ogólnym przypadku badacze są zgodni, że zarówno spready kontraktów CDS i obligacji, a w szczególności spready sCDS i obligacji rządowych, reagują w podobny sposób na zmiany czynników fundamentalnych. Zależność ta jest szczególnie wyraźna w okresach spokojnych. Natomiast w okresach kryzysu zazwyczaj spread kontraktów sCDS reaguje szybciej i gwałtowniej, zwłaszcza na wydarzenia o charakterze globalnym (por. np. [IMF 2013]). Wiąże się to z większą płynnością rynku sCDS oraz silniejszym jego powiązaniem z sytuacją na rynkach światowych [Kocsic 2014].

¹² Istnieją oczywiście wyjątki, np. Estonia, która nie emituje w ogóle obligacji rządowych.



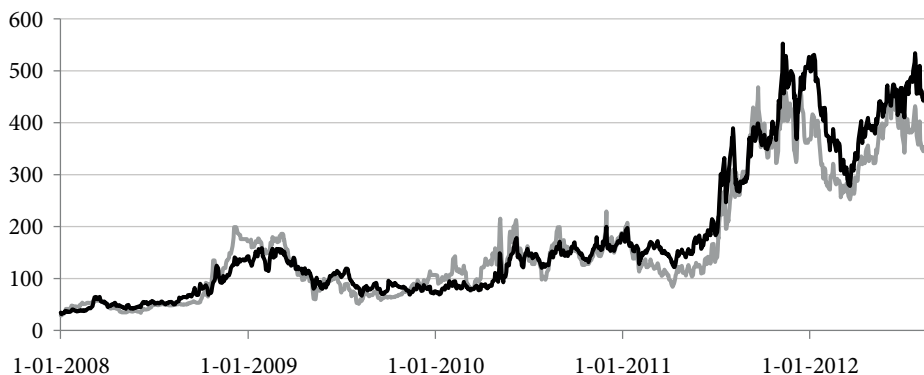
Rysunek 3.8. Spread 10-letniego kontraktu sCDS (linia szara) oraz spread 10-letnich obligacji (linia czarna) – Grecja



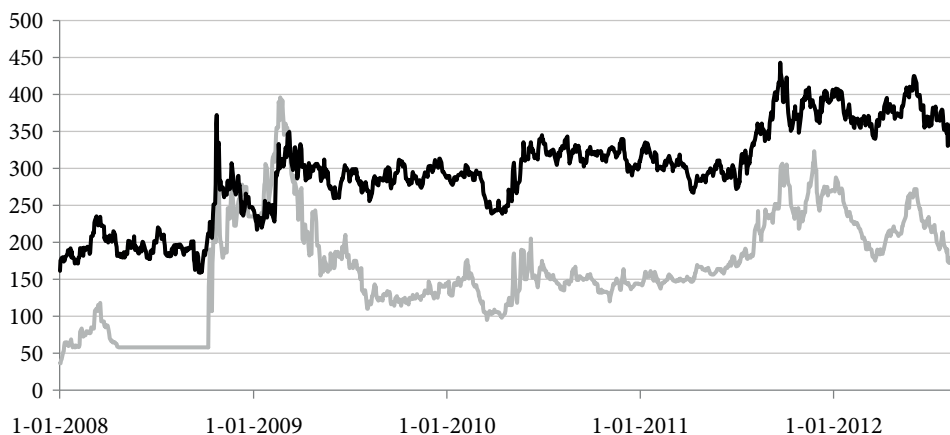
Rysunek 3.9. Spread 10-letniego kontraktu sCDS (linia szara) oraz spread 10-letnich obligacji (linia czarna) – Portugalia



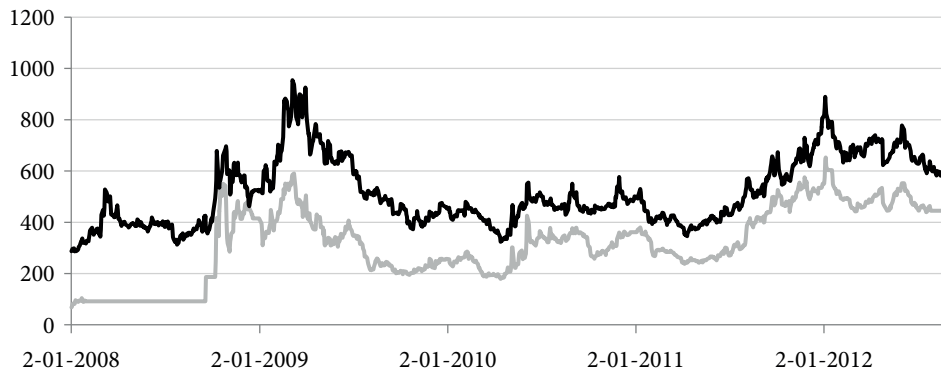
Rysunek 3.10. Spread 10-letniego kontraktu sCDS (linia szara) oraz spread 10-letnich obligacji (linia czarna) – Hiszpania



Rysunek 3.11. Spread 10-letniego kontraktu sCDS (linia szara) oraz spread 10-letnich obligacji (linia czarna) – Włochy



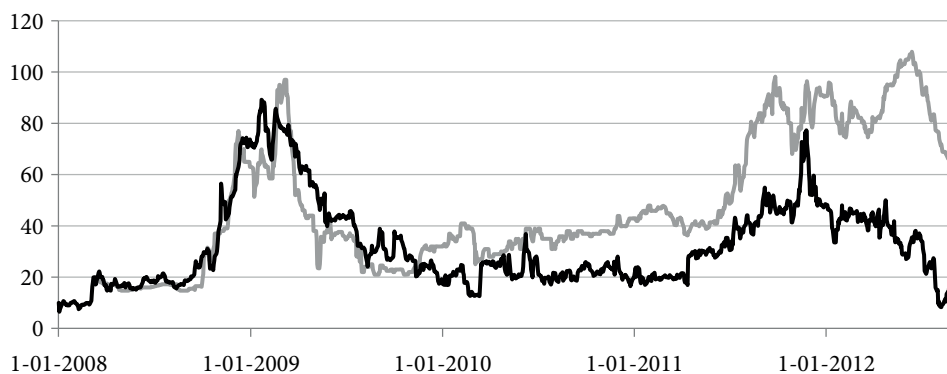
Rysunek 3.12. Spread 10-letniego kontraktu sCDS (linia szara) oraz spread 10-letnich obligacji (linia czarna) – Polska



Rysunek 3.13. Spread 10-letniego kontraktu sCDS (linia szara) oraz spread 10-letnich obligacji (linia czarna) – Węgry

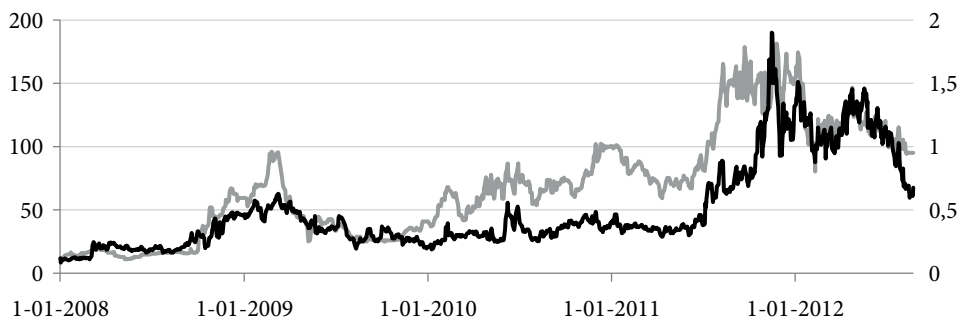


Rysunek 3.14. Spread 10-letniego kontraktu sCDS (linia szara) oraz spread 10-letnich obligacji (linia czarna) – Czechy

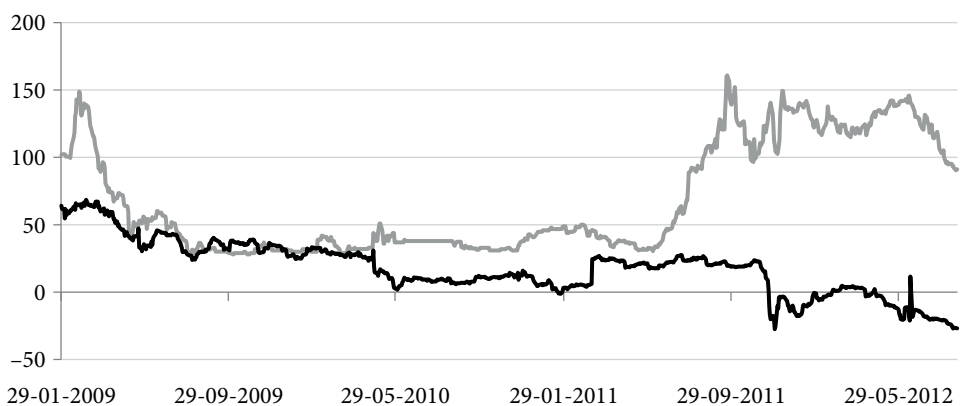


Uwaga: ze względu na częściowy brak danych z rynku europejskiego, dane na temat kontraktów CDS częściowo oszacowane na podstawie danych z rynku amerykańskiego

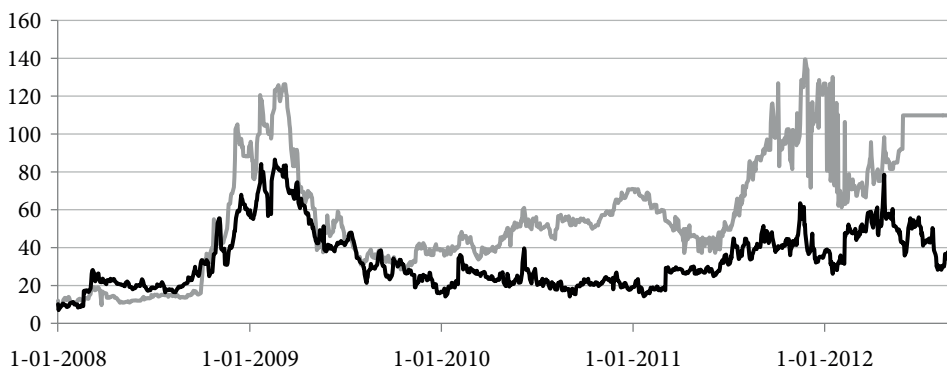
Rysunek 3.15. Spread 10-letniego kontraktu sCDS (linia szara) oraz spread 10-letnich obligacji (linia czarna) – Finlandia



Rysunek 3.16. Spread 10-letniego kontraktu sCDS (linia szara) oraz spread 10-letnich obligacji (linia czarna) – Francja



Rysunek 3.17. Spread 10-letniego kontraktu sCDS (linia szara) oraz spread 10-letnich obligacji (linia czarna) – Dania



Rysunek 3.18. Spread 10-letniego kontraktu sCDS (linia szara) oraz spread 10-letnich obligacji (linia czarna) – Holandia

3.5. Zdarzenie kredytowe

Definicja zdarzenia kredytowego jest określona w dokumentacji ISDA (zob. [ISDA 2003 i 2009]). Wyróżniamy trzy główne zdarzenia kredytowe (za: [Grady i Lee 2012]):

- Niezdolność do zapłaty (*failure to pay*) – dotyczy wszystkich standardowych transakcji CDS i jest wywoływane niezdolnością dłużnika do spłaty długu wartości co najmniej 1 mln UDS po upływie okresu karencji (*grace period*).
- Restrukturyzacja – odnosi się do sytuacji, w której pożyczkobiorca decyduje się zrestrukturyzować swój dług ze szkodą dla pożyczkodawcy. To zdarzenie kre-

dytowe wywoływane jest zajściem jednego z pięciu poniższych warunków i dotyczy zobowiązań powyżej 10 mln USD:

- zmniejszenie wysokości odsetek,
 - zmniejszenie wartości nominalnej długu lub premii,
 - opóźnienie płatności,
 - zmiana stopnia uprzywilejowania (*seniority*) długu (obligacji),
 - zmiana waluty płatności na niedozwoloną w kontrakcie.
- Repudiacja/moratorium – dotyczy tylko kontraktów na dług rządowy (*sovereign*). To zdarzenie kredytowe zachodzi wówczas, gdy spełnione są dwa następujące kryteria:
 - rząd kraju musi albo odmówić spłaty długu, albo ogłosić moratorium na swój dług w wysokości co najmniej 10 mln USD;
 - niezależnie od wysokości zobowiązania, musi nastąpić jedno z dwóch poprzednio wymienionych zdarzeń kredytowych (60 dni po ogłoszeniu moratorium albo odmowie spłaty).

W 2014 roku ISDA zdefiniowała jeszcze jeden rodzaj zdarzenia kredytowego: interwencję rządową (ang. *government intervention*) – zob. [ISDA, 2014a]. Zdarzenie kredytowe uruchamiane jest w wyniku zajścia jednej z następujących sytuacji:

- Zmiany uprawnień pożyczkodawcy, które powodują:
 - zmniejszenie wartości wypłacanych odsetek,
 - zmniejszenie wartości bazowej lub premii płatnej przy wykupie,
 - opóźnienie lub wstrzymanie wypłaty odsetek lub wartości bazowej/premii wypłacanej poza wcześniej ustalonym terminem,
 - zmiany uprzywilejowania długu.
- Wywłaszczenie (jakikolwiek zdarzenie, którego wynikiem jest obowiązkowa zmiana beneficjenta obligacji).
- Obowiązkowe umorzenie, konwersja lub zamiana obligacji.
- Każde inne zdarzenie, które wywiera efekt analogiczny do powyższych.

Nowe zdarzenie kredytowe zostało dodane do *ISDA Credit Derivatives Definitions*, aby ochronić wierzycieli przed sytuacją obowiązkowego ratowania dłużnika. Przykładowo, w lutym 2013 roku rząd holenderski znacjonalizował bank SNS Reaal, co skutkowało wywłaszczeniem z obligacji. Zgodnie z definicjami z 2003 i 2009 roku, pojawiły się wątpliwości, czy obowiązkowy ratunek można uznać za restrukturyzację i ogłosić zdarzenie kredytowe. Nowa definicja eliminuje ten element niepewności [Culp, van der Merve i Staerkle 2015].

Pierwszym państwem, w którego przypadku zostało ogłoszone zdarzenie kredytowe, był Ekwador. Jego przyczyną była niezdolność rządu do wypłaty odsetek w listopadzie 2008 (zob. Noeth i Sengupta [2012]), natomiast samo zdarzenie kredytowe ogłoszone zostało w 2009 roku. W Europie pierwsze zdarzenie kredytowe zaszło w przypadku Grecji. Już w 2004 roku Fitch obniżył rating Grecji z A+ do A. Kolejna seria obniżek nastąpiła dopiero w 2009 roku po wyborach w Grecji i po ogłoszeniu skorygowanych oficjalnych danych statystycznych dla greckiej gospodarki

(okazało się, że była w dużo gorszej kondycji, niż wskazywałyby na to publikowane wcześniej statystyki). Na wykresie spreadu kontraktów sCDS na grecki dług rządowy (rysunek 3.8) zauważamy, że wielkość ta rosła nieprzerwanie od 2009 roku. W maju 2010 uruchomiono pierwszy pakiet pomocowy dla Grecji, a wraz z tym wydarzeniem agencje ratingowe rozpoczęły kolejną serię obniżek ratingu (zob. Tran [2013]). Mimo udzielonego pakietu pomocowego oraz serii reform, sytuacja w Grecji nie poprawiała się. Już w maju 2011 stało się jasne że Grecja nie osiągnie założonych celów – m.in. ze względu na silne protesty społeczne. W czerwcu 2011 Moody obniżył rating greckich obligacji do poziomu śmieciowego. Rząd wdrożył kolejne niepopularne społecznie reformy, a MFW udzielił Grecji kolejnego pakietu pomocowego. W czerwcu 2011 Europejski Instrument Stabilności Finansowej (European Financial Stability Facility) udzielił Grecji kolejnej pożyczki wielkości 100 mld EUR na 15 lat. Odsetki od pożyczki zostały zmniejszone do 3,5% (w porównaniu z wcześniej ustalonymi 5,5%), natomiast inwestorzy prywatni i instytucje rządowe dobrowolnie zgodzili się na zmniejszenie wartości nominalnej greckich obligacji (21.07.2011)¹³. W październiku 2011 przedstawiciele państw europejskich ustalili plan, który miał na celu obniżenie długu rządu greckiego ze 160% PKB do 120% PKB do 2020 roku. W celu wdrożenia odpowiednich reform zaproponowano, aby wszyscy posiadacze obligacji greckich zgodzili się „dobrowolnie” na zmniejszenie wartości nominalnej obligacji o połowę oraz zmniejszenie oprocentowania do 3,5%. Culp, van der Merve i Staerkle [2016] zauważają, że na skutek tej propozycji *spraeady* kredytowe nieznacznie spadły. Natomiast już w grudniu 2011 roczne kontrakty sCDS przekroczyły wartość 20 000 punktów bazowych. Oznaczało to, że koszt „ubezpieczenia” długu greckiego o wartości 1 mln EUR wyniósłby ponad 500 000 EUR na dzień. Rysunek 3.8 przedstawia kształtowanie się spreadów dziesięcioletnich, które w tym czasie były niższe niż spready kontraktów pięcioletnich i rocznych. Taki „odwrócony” kształt struktury terminowej jest charakterystyczny dla kontraktów wystawianych na państwa w kryzysie gospodarczym. Autorzy tłumaczą to oczekiwaniami: uczestnicy rynku oczekują, że podmiot referencyjny w krótkim okresie upadnie lub – jeśli przetrwa – jego sytuacja finansowa znacznie się poprawi – a to z kolei zmniejsza warunkowe prawdopodobieństwo niewypłacalności i jednocześnie zmniejsza spread kontraktów wystawianych na długi okres.

Już niedługo po szczycie Unii, część posiadaczy kontraktów sCDS na grecki dług rządowy wystosowała nieformalne zapytania do ISDA, czy proponowane reformy nie powinny zostać zakwalifikowane do zdarzenia kredytowego (restrukturyzacja). W lutym 2012 prywatni posiadacze obligacji zgodzili się na nieco mniejszą redukcję wartości nominalnej – bo do 53,5% pierwotnej wartości. Była to największa restruk-

¹³ Culp, van der Merve i Staerkle [2016] dodają, że dobrowolność ta jest kwestią dyskusyjną. Europejscy instytucjonalni posiadacze greckich obligacji – np. niemieckie banki – podlegały w tej kwestii naciskom ze strony rządów, natomiast instytucje spoza Unii Europejskiej, np. amerykańskie banki, odniosły się do tej propozycji dość sceptycznie.

turyzacja długu na świecie. Inwestorzy zgodzili się wymienić posiadane obligacje na nowe o terminie zapadalności od 11 do 30 lat i średniej dochodowości rzędu 3,65%.

ISDA dosyć długo nie decydowała się na uruchomienie zdarzenia kredytowego w stosunku do Grecji. Argumentowała to tym, że Grecja nie zaprzestała płacenia odsetek od swoich zobowiązań oraz tym, że posiadacze obligacji *d o b r o l n i e* zgodzili się na redukcję długu. Ostatecznie zdarzenie kredytowe zostało ogłoszone 12 marca 2012. ISDA opublikowała dokument [ISDA 2012], w którym wyjaśniała m.in., dlaczego tak długo trwało określenie, czy zaszło zdarzenie kredytowe w przypadku Grecji. Jedną z przyczyn był fakt, że na początku wymiana obligacji była dobrowolna. Natomiast samo zdarzenie kredytowe wywołał fakt, że grecki parlament przed redukcją zadłużenia Grecji u prywatnych wierzycieli uchwalił mechanizm *collective action clauses* (klauzule wspólnego działania, dalej: CAC). Mechanizm ten zmusza wierzycieli, którzy nie chcieli zgodzić się na wymianę swoich obligacji na te o mniejszej wartości, niżej oprocentowane i o dłuższym czasie zapadalności, by dokonali tej wymiany. Według informacji zawartych w dokumencie całkowita ekspozycja netto na grecki dług rządowy wynosiła około 3,2 mld USD (w marcu 2012). ISDA opublikowała też listę obligacji wyemitowanych i gwarantowanych przez Grecję w związku z wątpliwościami stron kontraktu dotyczącymi akceptowalności nowych obligacji.

Do 2010 roku spread greckich obligacji oraz spread kontraktów sCDS na grecki dług rządowy podążały w tym samym kierunku (z tym że spread kontraktów sCDS zdawał się reagować z pewnym opóźnieniem). Tran [2013] podkreśla, że w latach 2007–2010 tylko niewielka liczba kontraktów sCDS na grecki dług rządowy znajdowała się w obrocie (ok. 9 mln USD netto), a same transakcje zawierane były sporadycznie. Dla porównania – rynek obligacji rządowych osiągał w tym okresie wartość ok. 400 mln USD. Tran [2013] zauważa, że już rok przed wybuchem kryzysu w Grecji spready obligacji zaczęły rosnąć, wskazując tym samym na wzrost ryzyka niewypłacalności.

Kolejne dwa zdarzenia kredytowe w kontekście kontraktów na dług rządowy miały miejsce w 2014 roku (Argentyna) i 2015 (Ukraina). Zdarzenia kredytowe w przypadku kontraktów na dług firm są – co zrozumiałe – znacznie częstsze. Culp, van der Merve i Staerkle [2016] dokumentują 122 przypadki w okresie 2005–2016.

3.6. Zdarzenie sukcesji

Oprócz zdarzenia kredytowego w przypadku kontraktów CDS możemy mieć do czynienia z tzw. zdarzeniem sukcesji (*succession event*), również zdefiniowanego przez ISDA. Każdy kontrakt CDS odnosi się do pewnego podmiotu referencyjnego (organizacji, czy kraju). Zdarza się jednak, że w przypadku reorganizacji firmy (połącze-

nia, fuzji czy podziału) jeden z podmiotów staje się odpowiedzialny za zobowiązania drugiego. Wymagać to może zmiany podmiotu referencyjnego w kontrakcie CDS i realokacji odnośnych obligacji. Przykładowo, jeśli podmiot referencyjny podzieli się, to związany z jego długiem kontrakt CDS też może zostać podzielony w celu odzwierciedlenia podziału długu między dwie nowe organizacje [Haworth i in. 2010].

Do zdarzenia sukcesji w przypadku podmiotu referencyjnego niebędącego krajem może dojść w przypadku fuzji, konsolidacji, połączenia, transferu aktywów lub zobowiązań, podziału, wydzielenia spółki itp. (tabela 3.1). W wyniku takiej operacji nowy podmiot musi odziedziczyć zobowiązania po wyjściowym podmiocie referencyjnym. Zdarzeniem sukcesji nie będzie takie zdarzenie, w którego wyniku posiadacze obligacji podmiotu referencyjnego wymieniają obligacje na obligacje nowego podmiotu, o ile nie jest to powiązane z jednym z wymienionych powyżej zdarzeń. W przypadku kontraktów CDS na dług rządowy do zdarzenia sukcesji może dojść w przypadku aneksji, zjednoczenia, rozłamu, rozbioru, rozpadu, kon-

Tabela 3.1. Sposób wyznaczania sukcesora w przypadku zdarzenia sukcesji

Sytuacja	Sukcesor
Nowy podmiot przejmuje zobowiązania z tytułu obligacji referencyjnych w wysokości 75%	Nowy podmiot jest jedynym sukcesorem długu.
Podmiot X przejmuje zobowiązania w wysokości od 25 do 75% obligacji referencyjnych oraz oryginalny podmiot referencyjny przejmuje zobowiązania w wysokości nie więcej niż 25% obligacji referencyjnych.	Podmiot X jest jedynym sukcesorem długu
Kilka podmiotów przejmuje zobowiązania w wysokości powyżej 25% obligacji referencyjnych, a oryginalny podmiot referencyjny przejmuje zobowiązania w wysokości do 25% obligacji referencyjnych.	Wszystkie podmioty przejmujące zobowiązania w wysokości powyżej 25% obligacji referencyjnych są sukcesorami, oryginalny podmiot referencyjny nim nie jest.
Kilka podmiotów przejmuje zobowiązania w wysokości powyżej 25% obligacji referencyjnych, oryginalny podmiot referencyjny również.	Wszystkie podmioty przejmujące zobowiązania w wysokości powyżej 25% obligacji referencyjnych są sukcesorami, łącznie z oryginalnym podmiotem referencyjnym.
Żaden z podmiotów nie przejmuje zobowiązań w wysokości powyżej 25% obligacji referencyjnych, a oryginalny podmiot referencyjny istnieje.	Nie ma sukcesorów, kontrakt CDS nie ulega zmianie.
Żaden z podmiotów nie przejmuje zobowiązań z tytułu obligacji referencyjnych w wysokości powyżej 25%, a oryginalny podmiot referencyjny przestaje istnieć.	Jedynym sukcesorem jest podmiot, w którego posiadaniu znajduje się największy odsetek obligacji referencyjnych.

Źródło: [Haworth i in. 2010].

solidacji, rekonstrukcji itp., które skutkują pośrednią sukcesją długu kraju. Jest to zatem zdarzenie, którego zaistnienie zdarza się bardzo rzadko.

Sposób postępowania w przypadku wystąpienia zdarzenia sukcesji jest następujący:

- następuje (domniemane) zdarzenie sukcesji;
- w ciągu 90 dni od wystąpienia zdarzenia sukcesji następuje jego zgłoszenie do odpowiedniego Komitetu Decyzyjnego ISDA (Determinations Committee, dalej: DC), którego zadaniem jest określenie, czy jest to faktycznie zdarzenie sukcesji;
- DC określa, czy zdarzenie sukcesji nastąpiło, a jeśli tak, to ustala jego faktyczną datę oraz moment splitu kontraktu CDS;
- kontrakty CDS są przepisywane na sukcesorów.

3.7. Przepływy finansowe i rozliczenie kontraktu

Przepływy finansowe w kontraktach CDS są następujące.

1. Nabywca kontraktu CDS zazwyczaj uiszcza swoje płatności co kwartał z góry. Wartość premii określona jest w kontrakcie w stosunku rocznym, w punktach bazowych.
2. Jeśli zdarzenie kredytowe nastąpi, następuje wypłata z kontraktu. W zależności od umowy może ona przyjąć jedną z trzech postaci: rozliczenie fizyczne, gotówkowe lub aukcyjne (por. [Culp, van der Merve i Staerke 2016; Niedziółka 2009]). Kontrakt najczęściej przewiduje wypłatę wartości nominalnej za 100 jednostek pieniężnych długu, o ile zdarzenie kredytowe wystąpi przed wygaśnięciem terminu zapadalności kontraktu.
 - W przypadku rozliczenia fizycznego, kontrahent zobowiązany jest dostarczyć wierzycielowi obligacje, których wybór jest ściśle określony w kontrakcie. Zazwyczaj są to tzw. obligacje najtańsze (*cheapest-to-delivery*, CDT) (zob. np. Boberski [2015]). Za każde 100 jednostek zabezpieczonego długu nabywca kontraktu CDS dostarcza wystawcy obligację o wartości nominalnej 100 jednostek, natomiast wystawca za każdą taką obligację wypłaca nabywcy jej wartość nominalną (tj. 100 jednostek).
 - W przypadku rozliczenia gotówkowego po zajściu zdarzenia kredytowego wystawca kontraktu wypłaca nabywcy kwotę równą: $NNV \cdot (1 - RR)$, gdzie NNV oznacza wartość nominalną netto, a RR stopę odzysku obligacji referencyjnej.
 - W przypadku rozliczenia aukcyjnego, obecnie najczęściej stosowanego, cena obligacji referencyjnej ustalana jest na aukcji, a wystawca kontraktu wypłaca nabywcy wartość równą różnicy między wartością nominalną, a ceną rynkową (aukcyjną) obligacji referencyjnej.

Przykład

Założmy, że jednym z dłużników banku X jest przedsiębiorstwo A. Bank X zawiera kontrakt CDS z bankiem Y, w celu zabezpieczenia swojej wierzycelności o wartości nominalnej 10 000 000 EUR. Strony określiły w kontrakcie wysokość premii rocznej na 100 punktów bazowych rocznie, płatne co kwartał z góry.

O ile zdarzenie kredytowe nie nastąpi, bank X będzie płacił bankowi Y co kwartał około 25 000 EUR. Założmy jednak, że przedsiębiorstwo A już po miesiącu nie będzie w stanie spłacić odsetek od swojego długu – występuje zdarzenie kredytowe.

Przypuśćmy, że w wyniku zajścia zdarzenia kredytowego cena obligacji przedsiębiorstwa A spada ze 100 do 20 EUR. W rozliczeniu fizycznym bank Y otrzymuje od banku X obligację o wartości nominalnej 100 EUR za każde 100 EUR zabezpieczonego długu – natomiast bank X otrzymuje w zamian za każdą obligację 100 EUR w gotówce. Bank X otrzymuje więc pełną wartość nominalną, mimo że cena obligacji spadła o 80%. W przypadku „nagiego” kontraktu, tj. wtedy, gdy nabywca kontraktu CDS nie posiada obligacji referencyjnej, może zakupić odpowiednią obligację na rynku za 20 EUR i „odsprzedać” ją wystawcy kontraktu za 100 EUR (por. Criado i in. [2010]). Obowiązek fizycznej dostawy może przyczynić się do wzrostu zmienności na rynku obligacji i chwilowy wzrost ceny obligacji referencyjnych – gdy nabywcy kontraktu poszukują odpowiednich obligacji na rynku¹⁴.

Jak już wspomniano, obecnie najczęściej stosowaną formą rozliczenia jest forma aukcyjna, tzn. ostateczna cena obligacji ustalana jest w trakcie aukcji (a wraz z nią – stopa odzysku). Ostateczna cena ustalana jest najczęściej miesiąc po zdarzeniu kredytowym. Aukcja składa się z dwóch etapów. W pierwszym grupa dealerów kwotuje cenę danego rodzaju aktywów referencyjnych, a średnia z tych kwotowań (ew. po odrzuceniu wielkości skrajnych) stanowi podstawę rozliczenia kontraktu [Grontecki i Kurnatowski 2007]. Cena, która zostanie ustalona w pierwszym etapie nazywana jest wstępnym konsensusem rynkowym (*initial market midpoint*, dalej: IMM). W drugim etapie uwzględniane są limity zgłaszane również przez klientów dealerów. Jeżeli nowa cena plasuje się w ustalonych wcześniej widełkach (tzw. *cap* ceny IMM), cena osiągnięta w drugim etapie jest ceną końcową. Jeśli nowa cena jest wyższa niż IMM powiększone o *cap*, to ostateczna cena zakupu obligacji wynosi: $IMM + cap$. W przypadku ceny sprzedaży – jeśli nowa cena jest niższa niż IMM pomniejszone o *cap*, to cena ostateczna zakupu wynosi $IMM - cap$ (por. [Culp, van der Merve i Staerke 2016; Markit 2010]).

W przypadku rozliczenia aukcyjnego wystawca kontraktu wypłaca nabywcy wartość równą różnicy między wartością nominalną, a ceną rynkową (aukcyjną) obli-

¹⁴ Co ważne, obligacje, które dostarcza bank X nie muszą być notowane w EUR – mogą to być obligacje w innej walucie. Lista możliwych walut jest określona w treści kontraktu. Zawiera ona np. waluty krajów G7. Natomiast termin zapadalności obligacji musi być krótszy niż 30 lat (por. Chaplin [2010]). Wartość nominalna dostarczonych obligacji musi być równa wartości pozostającego do spłaty długu z uwzględnieniem aktualnego kursu walutowego.

gacji referencyjnej. W ten sposób uczestnicy rynku unikają problemów związanych z niepłynnością obligacji (zob. np. [Criado i in. 2010; Markit 2010]).

Helwege i in. [2009], Coudert i Gex [2010b] oraz Chernov, Gorbenko i Makarov [2013] analizowali ceny obligacji osiągnięte na aukcjach. Helwege i in. [2009] stwierdzili, że ceny osiągnięte przez obligacje na rynku gotówkowym w dniu wystąpienia zdarzenia kredytowego są dobrym wskaźnikiem tego, jaka cena końcowa zostanie osiągnięta na aukcji (wyjątek stanowił przypadek Lehman Brothers i Washington Mutual). Z kolei Coudert i Gex [2010b] wykazali, że różnica między ceną obligacji na rynku wtórnym, a ostateczną ceną uzyskiwaną na aukcji maleje w miarę upływu czasu między zdarzeniem kredytowym a dniem aukcji. Natomiast Chernov, Gorbenko i Makarov [2013] wykazali, że ceny aukcyjne są niedoszacowane – średnio o 6%, a wielkość niedoszacowania jest proporcjonalna do zainteresowania uczestników aukcji zgłaszanego w jej drugim etapie.

3.8. Obligacja referencyjna i możliwość dostarczenia innej obligacji

Innym rozwiązaniem problemu braku płynności obligacji referencyjnej jest umożliwienie dostarczenia innej obligacji. W latach 90. XX wieku wiele kontraktów CDS było wystawianych na specyficzne obligacje (np. określone obligacje rządu koreańskiego). Okazało się, że na rynku otwarto więcej pozycji w kontraktach sCDS na te obligacje, niż istniało obligacji w obiegu. Kiedy zaszło zdarzenie kredytowe i nabywca kontraktu musiał dostarczyć wystawcy obligację, okazało się, że popyt na nie przewyższa podaż i ich ceny zaczęły gwałtownie rosnąć [Chaplin 2010].

Klasycznym już przykładem może być sytuacja z kontraktami CDS na dług firmy Delphi. W 2005 roku firma Delphi ogłosiła bankructwo. W tym momencie niespłacone zobowiązania firmy w postaci pożyczek i obligacji wynosiły łącznie ok. 5,2 mld USD, natomiast wartość kontraktów CDS wystawionych na dług Delphi wynosiła 28 mld USD. W wyniku nadpopytu (*short squeeze*) w okresie tygodnia poprzedzającego bankructwo oraz tydzień po nim wolumen tygodniowych obrotów wzrósł z 1,5 mld USD do ponad 3 mld USD, co oznaczało wzrost z 75% do ponad 150% wartości nominalnej niespłaconych zobowiązań [Culp, van der Merve i Staerkle 2016]. Wydarzenie to stało się impulsem do intensywnego promowania rozliczeń pieniężnych przez ISDA. Niedziółka [2009] podaje, że po ogłoszeniu inicjatywy rozliczenia pieniężnego znacznie zawyżona cena obligacji Delphi spadła z 72 centów do 63,4 centów za dolara.

Innym sposobem zredukowania nadpopytu jest możliwość dostarczenia innej obligacji. Chaplin [2010] wskazuje na możliwości osiągnięcia dodatkowego zysku, ze względu na to, że:

- obrót obligacjami po wystąpieniu zdarzenia kredytowego może przebiegać na bardzo różnym poziomie (wśród obligacji o tym samym stopniu uprzywilejowania), ponieważ niektórzy inwestorzy są zmuszeni pozbyć się obligacji;
- CDS wypłaca wartość nominalną, a cena obligacji jest równa wartości nominalnej powiększonej o odsetki należne, większy zysk przynosi nabycie obligacji z mniejszą liczbą naliczonych odsetek.

Dokument ISDA z 2014 roku [ISDA 2014a] wprowadza dodatkowo definicję tzw. standardowej obligacji referencyjnej (*standard reference obligations, SRO*). Celem standaryzacji jest redukcja tzw. ryzyka bazy (różnicy między spreadem kontraktu CDS a spreadem obligacji – por. podrozdział 3.4) i zwiększenie płynności rynku. ISDA publikuje regularnie listę obligacji SRO dla kontraktów, którymi handluje się najczęściej i stanowią one minimalny podzbiór możliwych do dostarczenia obligacji. Nabywca kontraktu jest zobowiązany do dostarczenia SRO wystawcy, zanim ten dokona płatności (por. Culp, van der Merve i Staerkle [2016]).

3.9. Kontrakty CDS a umowa ubezpieczenia

Kontrakty CDS, jak wspomniano we wstępie, przypominają nieco umowę ubezpieczenia. Poniżej przedstawiamy tabelę, w której wypunktowano główne elementy różnicujące oba typy umów (por. też Niedziółka [2009], Chaplin [2010]). Zdarza się jednak, że instytucje ubezpieczeniowe wchodzi z ubezpieczanym w kontrakt CDS, stosując się do regulacji ISDA. Wówczas jednak kontrakt taki nie jest ubezpieczeniem, ale po prostu kontraktem CDS, w którym jedną ze stron jest firma ubezpieczeniowa.

Tabela 3.2. Kontrakt CDS a umowa ubezpieczenia – porównanie

Umowa ubezpieczenia	Kontrakt CDS
Zawierany przez firmę ubezpieczeniową	Wystawiany przez bank, instytucję ubezpieczeniową lub inną organizację
Ma formę umowy ubezpieczenia	Podlega regulacjom ISDA i nie nazywa się ubezpieczeniem
Ryzyko przypisane jest stronie umowy (ubezpieczanemu)	Nabywca kontraktu CDS nie musi posiadać obligacji (przeniesienie ryzyka)
Działanie firm ubezpieczeniowych podlega odpowiednim ustawom (np. ustawa o działalności ubezpieczeniowej)	Banki podlegają bankowi centralnemu, a ich działanie regulują odpowiednie ustawy (np. ustawa o prawie bankowym) itp.
Warunkiem wypłaty rekompensaty jest udowodnienie poniesienia szkody	Nabywca kontraktu CDS nie musi posiadać obligacji – szkoda nie musi być poniesiona

3.10. Markit RED i inne bazy danych

W dokumentacji ISDA pojawia się określenie „obligacja referencyjna”. Pozwala ono na określenie stopnia uprzywilejowania (*seniority*) obligacji, którą należy dostarczyć w przypadku wystąpienia zdarzenia kredytowego. Gdy zdarzenie kredytowe nastąpi, nabywca obligacji ma prawo dostarczyć obligacje o tym samym stopniu uprzywilejowania, co obligacja referencyjna lub wyższym.

Baza danych Markit RED (Reference Entity Database) definiuje listę obligacji referencyjnych dla każdego podmiotu referencyjnego, który handluje na rynku kredytowym. Potwierdza istnienie zależności między podmiotem referencyjnym a referencyjnym zobowiązaniem, jak również operacje spółki na jej własnych papierach wartościowych, zdarzenia sukcesji oraz zdarzenia kredytowego.

Innymi bazami danych na temat kontraktów CDS są np. Bloomberg lub Reuters DataStream. Przewagą bazy Markit jest posiadanie danych z transakcji zachodzących również w trakcie dnia. W przypadku pozostałych baz danych, otrzymujemy informacje o kwotowaniu na koniec dnia.

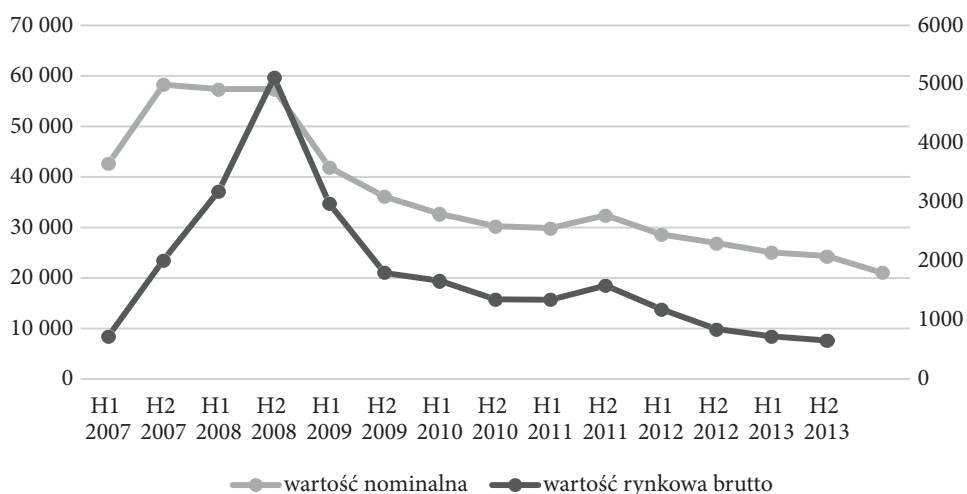
3.11. Wielkość rynku i jego uczestnicy

Wielkość rynku kontraktów CDS przedstawia się za pomocą dwóch podstawowych wielkości – wyemitowanej wartości brutto oraz netto (odpowiednio: *gross notional amount* oraz *net notional amount*). Wielkość wyemitowana brutto obejmuje wszystkie transakcje przed terminem zapadalności. Wielkość ta może być myląca ze względu na duże prawdopodobieństwo znacznego przeszacowania wielkości rynku. Przykładowo, uczestnicy rynku często zawierają transakcje symetryczne, co zwiększa wielkość otwartych pozycji, a tym samym wartość nominalną brutto [Howell 2016].

Wartość nominalna netto bierze natomiast pod uwagę wszystkie transakcje kompensujące między stronami kontraktu i jest wielkością bardziej precyzyjną [Augustin 2014]. Przykładowo, jeśli inwestor zakupił zabezpieczenie w postaci sCDS na dług rządowy o wartości 10 mln USD i zdecyduje, że chce zmniejszyć swoje zaangażowanie do 4 mln USD, zawiera symetryczną transakcję, wystawiając kontrakt sCDS na dług rządowy o wartości 6 mld USD – wówczas wartość netto pozycji inwestora wyniesie 4 mld USD. Wartość nominalna netto jest podstawą do obliczenia płatności netto w przypadku zaistnienia zdarzenia kredytowego i określa maksymalną kwotę, która zostałaby wymieniona między uczestnikami kontraktu w przypadku niewypłacalności podmiotu referencyjnego. Wzrost ekspozycji nominalnej netto jest oznaką wzrostu popytu na ochronę przed ryzykiem kredytowym (por. Howell [2016]).

W 2004 roku obroty kontraktami CDS na rynku amerykańskim wynosiły 6 bln USD, a już w 2007 – 58 bln. Już w lipcu 2011 liczba ta spadła do 27 bln – głównie z powodu kryzysu finansowego [Augustin 2014]. Mimo to obroty kontraktami CDS to niewielki ułamek całego rynku pozagiełdowego (OTC), a wielkość obrotów osiągnięta w czerwcu 2011, tj. 32 bln USD, stanowiła niewiele ponad 4,5% całkowitej wartości nominalnej pozagiełdowego obrotu instrumentami pochodnymi (zob. [Augustin 2014], a także [Pyka i Czech, 2013]). Na koniec 2013 roku globalna wartość rynku pozagiełdowych instrumentów pochodnych wynosiła około 710,2 bln USD, a wartość wyemitowanych kontraktów brutto ok. 21 bln, czyli około 3% wartości całego rynku OTC. Pod względem liczby instrumentów pochodnych kontrakty CDS stanowiły trzeci co do wielkości segment rynku OTC w 2013 (po instrumentach pochodnych na stopę procentową i walutowych instrumentach pochodnych). Wartość brutto kontraktów *sovereign* wynosiła 2,6 bln USD, co stanowiło 12,53% całości rynku CDS (zob. Howell [2016]).

Na rysunku 3.19 podajemy statystyki dotyczące wielkości rynku kontraktów CDS podawane przez Bank Rozliczeń Międzynarodowych. Są to wielkość rynku brutto oraz wartość netto otwartych pozycji. Zauważamy, że wartość rynkowa brutto i wartość nominalna otwartych pozycji osiągnęły maksimum w drugiej połowie 2008 roku, po czym obie wartości zaczęły spadać, przy czym wartość rynkowa brutto osiągnęła w 2013 roku poziom z 2007 roku, a wartość nominalna spadła poniżej tego poziomu.



Uwaga: H1 – oznacza pierwszą połowę roku, H2 – drugą połowę roku

Rysunek 3.19. Wartość nominalna otwartych pozycji oraz wartość rynkowa brutto rynku kontraktów CDS (2007–2013, w mld USD)

Źródło: Bank Rozrachunków Międzynarodowych (<http://www.bis.org/statistics/derstats.htm>).

3.11.1. Wielkość rynku kontraktów *sovereign* i jego relacja do wielkości rynku rządowych instrumentów dłużnych

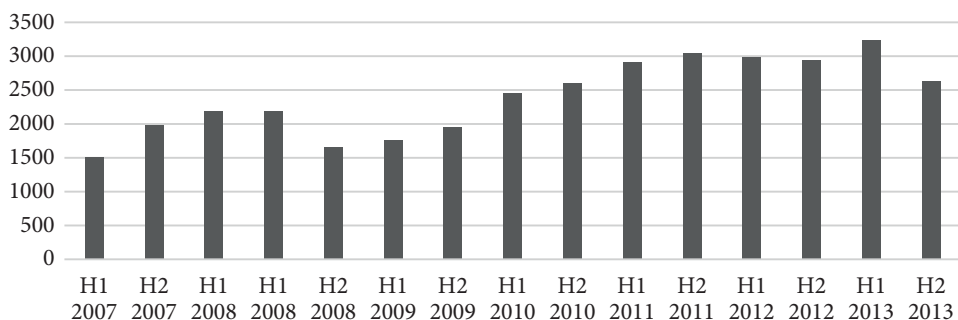
Dobrym źródłem danych na temat wielkości rynku CDS i sCDS jest baza DTCC – Depository Trust & Clearing Corporation, która obejmuje około 95% kontraktów znajdujących się w obrocie. Od października 2008 DTCC publikuje tygodniowe statystyki na temat pozycji zajmowanych w kontraktach, podając zagregowaną wartość brutto i netto dla konkretnego podmiotu referencyjnego. Na koniec 2008 roku pod względem wielkości netto najwyższe plasowały się kontrakty na dług rządowy następujących krajów: Włochy (18 mld USD), Hiszpanii (14 mld USD), Niemiec (10 mld USD), Grecji (7 mld USD). Natomiast już pod koniec 2010 roku nastąpił wzrost rynku kontraktów *sovereign*, a największe wartości netto odnotowano dla kontraktów na dług rządowy: Włoch (26 mld USD), Francji (18 mld USD), Hiszpanii (17 mld USD), Niemiec (15 mld USD), Wielkiej Brytanii (12 mld USD), Portugalii (8 mld USD) i Austrii (7 mld USD) [Howell 2016].

Bank Rozrachunków Międzynarodowych podaje statystyki dotyczące wartości otwartych pozycji netto dla kontraktów *sovereign* (rysunek 3.20). Możemy zauważyć, że w drugiej połowie 2008 roku nastąpił wyraźny spadek wartości tych pozycji, po czym od 2009 roku nastąpił ponowny wzrost. Kolejny spadek – ale już dużo płytszy nastąpił między rokiem 2011 a 2012, przy czym tendencja utrzymywała się przez cały 2012 rok. W pierwszej połowie 2013 roku nastąpił skokowy wzrost, ale wielkość miernika w drugiej połowie 2013 roku była mniejsza niż w drugiej połowie 2012 i osiągnęła wartość zbliżoną do wartości z drugiego półrocza 2010 roku.

Jednakże należy podkreślić, że mimo wzrostu rynku kontraktów na dług rządowy, jego wielkość jest **niewielka w porównaniu do wielkości wyemitowanego długu rządowego**. Według statystyk podawanych przez MFW na koniec 2011 roku wielkość wyemitowanego długu rządowego wyniosła około 50 bln USD, podczas gdy odpowiadająca mu wielkość rynku kontraktów *sovereign* – jedynie 3 bln USD (por. rysunek 3.20). Dodatkowo, od 2008 roku stosunek wielkości rynku kontraktów *sovereign* do wielkości wyemitowanego długu rządowego jest stała (zob. [Howell 2016] za raportem IOSCO¹⁵ [IOSCO 2012]), a w przypadku krajów narażonych na kryzys, jak Grecja czy Irlandia, nawet spadała.

Ostatecznie Augustin [2014] podaje analogiczne wartości dotyczące wielkości rynku amerykańskiego. Szacuje, że wartość rynkowa brutto wszystkich kontraktów sCDS znajdujących się w obrocie na rynku amerykańskim wynosi około 132 bln USD, a całkowita ekspozycja netto na te kontrakty – jedynie 34,4 bln. W związku z wielkością tych liczb, Augustin zwraca uwagę na zbyt wielką wagę, jaką rządzący przykładają do wpływu notowań kontraktów sCDS i ich potencjalnego wpływu na

¹⁵ International Organization of Securities Commissions.



Uwaga: H1 – pierwsze półrocze, H2 – drugie półrocze

Rysunek 3.20. Wartość otwartych pozycji netto dla kontraktów sCDS (2007–2013, w mld USD)

Źródło: Bank Rozrachunków międzynarodowych

bankructwo kraju¹⁶. Warto tu dodać, że na rynku amerykańskim nadal możliwe jest zajęcie pozycji w kontrakcie sCDS bez posiadania obligacji danego kraju. Od marca 2012 takiej możliwości na rynku europejskim już nie ma.

Na zakończenie tego podrozdziału można jeszcze raz podkreślić, że kontrakty sCDS stanowią niewielki segment całego rynku kontraktów CDS, natomiast ten ostatni – niewielki procent całości rynku pozagiełdowych instrumentów pochodnych.

3.11.2. Płynność kontraktów CDS i sCDS

Literatura na temat płynności kontraktów CDS jest dość uboga. Przykładowe prace dotyczące płynności kontraktów korporacyjnych to np. [Tang i Yan 2007; Bongarts, De Lonos i Driessen 2011], natomiast kontraktów *sovereign*: [Lei i Ap Gwilym 2007; Pan i Singleton 2008; Augustin 2014; Adam 2013a]. W przypadku kontraktów wystawianych na spółki, jak również kontraktów na dług rządowy, największą płynność mają instrumenty o pięcioletnim terminie zapadalności [Augustin 2014; Augustin i in. 2014; Pan i Singleton 2008]. W literaturze spotyka się najczęściej dwie miary płynności kontraktów CDS. Są to wspomniana już NNA (wartość nominalna netto) oraz spread *bid-ask*. Spread *bid-ask* to różnica między ceną *bid* i *ask*; im większa różnica, tym mniejsza płynność.

Tang i Yan [2007], badając rynek **korporacyjnych** kontraktów CDS stosują jeszcze kilka innych miar płynności. Jedną z nich jest całkowita liczba kwotowań i transakcji na miesiąc (NQT). W większości transakcje na rynku kontraktów CDS

¹⁶ Przykładowo, w momencie ogłoszenia zdarzenia kredytowego w przypadku Grecji wartość nominalna pozycji dłużnych wynosiła 3 bln USD.

inicjowane są przez kupujących, którzy poszukują zabezpieczenia przed ryzykiem kredytowym; najczęściej dostawcami płynności są instytucje, które oferują takie ubezpieczenie i posiadają w swoim portfelu dużą liczbę kontraktów. Stąd wysoka wartość NQT może oznaczać wysokie zapotrzebowanie na ochronę kredytową oraz pogarszającą się płynność krańcową na rynku. Drugą z miar stosowaną przez autorów jest zachwiana równowaga zamówień, którą wyliczyć można np. na podstawie algorytmu Lee-Ready'ego [Lee-Ready 1991], przypisując każdej transakcji odpowiedni kierunek. Ten miernik jest skorelowany z NQT na poziomie 0,57. Tang i Yan [2007] stwierdzają, że to chęć kupna kontraktu oddziałuje na płynność na rynku kontraktów CDS. Popyt ze strony kupujących wpływa na wzrost spreadu, natomiast oddziaływanie ze strony poinformowanych kupujących (np. banków, które mają dodatkową informację na temat zdolności kredytowej podmiotu referencyjnego) jeszcze go podwyższa. W związku z tym premia za płynność na rynku kontraktów CDS została oszacowana przez autorów na 9,3 punktu bazowego.

Badania wskazują też na istnienie zależności między płynnością na rynku **korporacyjnych** kontraktów CDS a płynnością na rynku obligacji referencyjnych. Posiadacze obligacji, wątpiący w wiarygodność kredytową emitenta, a z pewnych względów (np. płynnościowych) niemogący obligacji sprzedać, mogą chcieć się zabezpieczyć poprzez kupno kontraktu CDS. Ograniczona płynność na rynku obligacji korporacyjnych może też wpłynąć negatywnie na efektywność instytucji hedgingowych wystawiających kontrakt CDS i w związku z tym również podwyższyć premię za płynność wbudowaną w spread kontraktu. Zatem, jeśli obligacje referencyjne są mało płynne, to – *ceteris paribus* – premia odpowiedniego kontraktu CDS powinna być wyższa [Tang i Yan 2007]. Tang i Yan zbadali słuszność tych założeń i wykazali, że spread kontraktów CDS jest niższy w przypadku firm emitujących większą liczbę obligacji, a wyższy w przypadku obligacji o dłuższym terminie do zapadalności.

Badania na temat płynności kontraktów **sovereign** CDS prowadzili np. Lei i Ap Gwilym [2007]. Autorzy zauważyli m.in., że większy spread *bid-ask* jest charakterystyczny dla tych kontraktów, których termin zapadalności jest dłuższy oraz tych, które wystawiane są na obligacje krajów z niższym *ratingiem*. Wyższa wartość NNV odpowiada zazwyczaj niższej wartości spreadu *bid-ask*. Ponadto kontrakty **sovereign** wystawiane na podmioty referencyjne o niższym *ratingu* obligacji (tzw. obligacje spekulacyjne¹⁷) mają przeciętnie większe wartości spreadu *bid-ask* niż analogiczne kontrakty wystawiane na firmy. W przypadku kontraktów wystawianych na obligacje inwestycyjne nie ma takich różnic.

Adam [2013a] zbadał z kolei m.in. rolę płynności w przenoszeniu zmienności na rynku kontraktów sCDS. W cytowanym badaniu wykazał, że istnieje wysoka ko-

¹⁷ Obligacje spekulacyjne to obligacje o ratingu poniżej Baa (Moody) lub BBB (S&P). Obligacje bez przypisanego ratingu również określane są mianem spekulacyjnych. Obligacje inwestycyjne natomiast, to obligacje o ratingu Baa lub BBB lub wyższym.

Tabela 3.3. Wartości średnie spreadu *bid-ask* (procentowo) dla kontraktów sCDS w wybranych krajach europejskich (2008–2012)

Kraje	<i>Bid-ask</i> (wartość średnia)	<i>Bid-ask</i> (odchylenie standardowe)
Turcja	2,9	1,6
Węgry	3,6	1,9
Włochy	3,9	3,0
Rosja	4,0	2,3
Polska	4,2	2,5
Rumunia	4,3	2,7
Hiszpania	4,4	3,1
Bułgaria	4,5	2,2
Portugalia	4,8	2,9
Łotwa	5,4	2,5
Litwa	5,7	2,8
Ukraina	5,8	4,2
Irlandia	6,4	5,7
Austria	7,0	3,8
Czechy	7,3	4,0
Francja	8,0	5,8
Estonia	8,5	3,1
Słowacja	8,6	4,2
Niemcy	10,8	3,2
Słowenia	11,1	7,8
Grecja	–	–

Źródło: [Adam 2013a].

relacja między stabilnością kontraktów (mierzoną jako procent szoków emitowanych do systemu w stosunku do szoków otrzymywanych) a płynnością mierzoną jako spread *bid-ask* lub NNV.

Adam [2013a] oraz Augustin [2014] podają statystyki dotyczące płynności kontraktów sCDS. W tabelach 3.3–3.4 przedstawiamy wartości NNV oraz spreadu *bid-ask* dla wybranych krajów europejskich w latach 2008–2012. Źródłem danych jest Adam [2013a].

Więcej opracowań na temat płynności pojawiło się po wprowadzeniu wspomnianego zakazu handlu tzw. nagimi kontraktami sCDS na rynku europejskim. Okazuje się, że płynność rynku – zgodnie z przewidywaniami analityków znacznie spadła (do 50% w przypadku kontraktów wystawianych na obligacje gospodarek zachodnich i do 40% w przypadku kontraktów na kraje Europy Środkowej)

Tabela 3.4. Wartości średnie NNA dla kontraktów sCDS w wybranych krajach europejskich (2008–2012, w mld USD)

	NNA (wartość średnia)	NNA (odchylenie standardowe)
Estonia	0,45	0,05
Litwa	0,70	0,08
Łotwa	0,71	0,09
Słowenia	0,80	0,11
Słowacja	0,93	0,10
Czechy	1,00	0,13
Bułgaria	1,18	0,20
Rumunia	1,23	0,14
Ukraina	1,64	0,46
Polska	2,13	0,23
Węgry	3,62	0,51
Irlandia	4,54	0,61
Rosja	4,90	1,02
Turcja	5,68	0,60
Grecja	6,70	1,67
Portugalia	7,02	1,32
Austria	7,08	1,27
Francja	13,33	6,25
Niemcy	14,05	3,04
Hiszpania	14,89	2,44
Włochy	23,22	2,94

Źródło: [Adam 2013a].

– por. np. ISDA [2014a, b]. Więcej uwagi temu zagadnieniu poświęcamy w ostatnim rozdziale tej książki.

3.12. Zastosowanie kontraktów CDS i ich modyfikacje

Jak już wspomniano, kontrakty CDS oferują wiele zastosowań. Głównym jest zarządzanie ryzykiem kredytowym: umożliwienie jego transferu, ograniczenia, a także dywersyfikacji. Oprócz tego dają możliwość **arbitrażu** regulacyjnego i arbitrażu między rynkiem kasowym (obligacje) a terminowym (np. Niedziółka [2009]). Banki inwestycyjne i fundusze hedgingowe mogą osiągnąć dodatkowy zysk, **spekulując** na

premii – kupując zabezpieczenie w chwili 0 i sprzedając w chwili $t > 0$, gdy przewidują spadek spreadu lub zakupując zabezpieczenie w chwili 0 i sprzedając w chwili $t > 0$, gdy przewidują jego wzrost. Spready kontraktów – wyceniając ryzyko kredytowe – stanowią też jeden z elementów wczesnego ostrzegania.

Pyka i Czech [2013] podają motywy zaangażowania instytucji finansowych i banków na rynku CDS. W okresie kryzysu banki zawierały pozycje w kontraktach CDS m.in. w celu zabezpieczenia się przed niewypłacalnością innych banków. Dzięki zaangażowaniu w kontrakty CDS instytucje finansowe mogą ponadto sprzedawać ryzyko związane z klientami tradycyjnie przez nich obsługiwany i nabywać ryzyko nisko skorelowane z dotychczas istniejącym. W momencie gdy skończą się limity zaangażowania wobec dobrych klientów, bank może wykorzystać kontrakty CDS do redukcji ryzyka kredytowego tej grupy i kontynuować współpracę [Pyka i Czech 2013]. Dodatkowo zaangażowanie w kontrakty CDS pozwala na poprawę wielkości zaangażowanego w nich kapitału regulacyjnego, ekonomicznego i stóp rentowności, a także na zabezpieczenie ryzyka kredytowego składnikami aktywów na czas krótszy od terminu jego zapadalności [Pyka i Czech 2013; Niedziółka 2009]. Niedziółka [2009] zwraca uwagę na fakt, że kredytowe instrumenty pochodne pozwalają na realizację dochodu z tytułu zaakceptowanego ryzyka kredytowego bez konieczności ponoszenia nakładów na identyfikację, ocenę, monitoring ekspozycji oraz na administrację kredytową. Umożliwiają zatem również ograniczenie kosztów pozyskania klienta.

Bank Rozliczeń Międzynarodowych publikuje na swoich stronach statystyki dotyczące zaangażowania różnych pomiotów w kontrakty CDS. Uczestnikami rynku są głównie dilerzy swapowi¹⁸ (*reporting dealers*), których udział w rynku sięga ponad 70% (zob. też [Augustin 2014]). Powyżej 13% udziału w rynku należy do banków i funduszy emerytalnych. Na trzecim miejscu znajdują się fundusze hedgingowe. Taki podział rynku sugeruje, że kontrakty CDS stosowane są głównie w celach hedgingowych (ochrona przed ryzykiem kontrahenta), a nie spekulacyjnych. Augustin [2014] zwraca jednak uwagę na fakt, że obroty kontraktami CDS przez fundusze hedgingowe zwiększyły się prawie dwukrotnie w latach 2010–2012, natomiast w tym samym okresie zmniejszyła się znacznie (ponad dwukrotnie) ekspozycja banków i firm ubezpieczeniowych. Może to świadczyć o tym, że w trakcie kryzysu finansowego zwiększyły się możliwości arbitrażu.

W niniejszej pracy koncentrujemy się na kontraktach tzw. *single-name* CDS. Natomiast kontrakty CDS bardzo często łączone są w koszyki, a ich wartość odzwierciedlana jest w postaci indeksów. Indeksy te stają się z kolei instrumentami referencyjnymi dla CDO (*collateralized debt obligations*) – obligacji zabezpieczonych

¹⁸ Na rynku amerykańskim: instytucja zobowiązana do składania sprawozdania ze swoich transakcji i zajmowanych pozycji w papierach rządowych do Rezerwy Federalnej. Celem raportowania jest umożliwienie dostosowania polityki monetarnej FED do bieżącej sytuacji rynkowej (głównie popytu na pieniądź) [Farlex 2009].

dłużniem (por. [Niedziółka 2009]). Powstało również wiele odmian i modyfikacji podstawowego kontraktu CDS. Do najważniejszych należą (por. [Niedziółka 2009]):

- *Fixed recovery CDS*, inaczej: *binary default swap* (BDS). W przypadku tych instrumentów gwarantowana wartość rekompensaty jest stała i nie zależy od kwotowania obligacji referencyjnej po zajściu zdarzenia kredytowego.
- Europejski CDS – różniący się od „klasycznego” kontraktu tym, że nabywca zobowiązany jest do płacenia premii nawet po zajściu zdarzenia kredytowego.
- *Callable CDS* – instrument analogiczny w konstrukcji do *callable bonds*, różniący się od kontraktu standardowego tym, że nabywca może skrócić okres transakcji.
- *Dynamic default swap* – którego wartość nominalna uzależniona jest od bieżącej wyceny ustalonego PORTFELA aktywów referencyjnych.
- *Contingent credit default swap* (CCDS) – z którego wypłata następuje w wyniku dwóch zdarzeń: „zwykłego” zdarzenia kredytowego i drugiego – specyficznego dla CCDS, związanego ze zmianą sytuacji makroekonomicznej (a nie przedsiębiorstwa); przeznaczeniem CCDS jest zabezpieczenie przed niekorzystną zmianą otoczenia rynkowego.
- *Loan-only credit default swap* (LCDS) – w którym instrumentem podlegającym zabezpieczeniu jest kredyt konsorcjalny, a w momencie zajścia zdarzenia kredytowego własność długu nie podlega transferowi. Występują dwa rodzaje kontraktów LCDS: europejski (z możliwością anulacji – *cancellable*) i amerykański (*non-cancellable*). W przypadku kontraktu europejskiego, w momencie spłaty kredytu, kontrakt ulega automatycznej anulacji (por. [Kryżanowski, Perrakis i Zhong 2014]).

3.13. Kontrowersje związane z kontraktami CDS

W związku z wydarzeniami kryzysu finansowego, kontrakty CDS zyskały raczej złą sławę w opinii publicznej. Zaczniemy od początku – od kryzysu na rynku nieruchomości w USA. Niskie stopy procentowe skłaniały banki komercyjne do ekspansywnej polityki na rynku kredytów hipotecznych. W związku z rosnącym popytem na nieruchomości, ich ceny zaczęły dynamicznie rosnąć. Z drugiej strony, kryteria udzielania kredytów hipotecznych zostały znacznie złagodzone [Firlej 2011], a także podlegały pewnym nadużyciom (procedury weryfikowania przeszłości kredytowej pożyczkobiorcy: czy pożyczkobiorca faktycznie mieszka w domu obciążonym hipoteką, czy uiszczył pierwsze raty spłaty itp.). Wzrost liczby kredytów o podwyższonym ryzyku wywołał potrzebę odpowiedniej ich sekurytyzacji.

Już w latach 90. XX wieku istniała w USA możliwość tworzenia (i obrotu) instrumentów kasowych, których podstawą były takie instrumenty pierwotne, jak kredyty, pożyczki [Adamczyk 2012]. Są to tzw. hipoteczne listy zastawne (MBS, *mortgage-ba-*

sed security). Listy zastawne to instrumenty spełniające kryteria obligacji zabezpieczonych (*covered bonds*). Są to zabezpieczone instrumenty dłużne emitowane przez banki hipoteczne, których podstawę emisji i zabezpieczenie stanowią wierzytelności banku z tytułu udzielonych przez niego kredytów, wpisane do rejestru zabezpieczenia listów zastawnych [Urząd Komisji Nadzoru Finansowego 2013]. Szpringer [2004] podkreśla, że list zastawny w różnych krajach może być definiowany inaczej. W przypadku rynku polskiego, na którym udział instrumentów tego typu jest znikomy, są one uważane za bardzo bezpieczne. W przypadku Stanów Zjednoczonych przyczyniły się natomiast w dużym stopniu do kryzysu finansowego. Przyczyniły się do tego wspomniane już wcześniej nadużycia przy stwierdzaniu wiarygodności kredytowej pożyczkobiorcy. Okazało się, że wiele instrumentów wchodzących w skład hipotecznych listów zastawnych nie miałyby szans się w nich znaleźć, gdyby obowiązujące przepisy były ściśle przestrzegane.

Hipoteczny list zastawny umożliwiał zamianę przyszłych płatności dłużnika na papiery wartościowe, które następnie trafiały na rynek w postaci tzw. zabezpieczonych transzy. W USA emitentami takich papierów wartościowych były m.in. Fannie Mae i Freddie Mac. Dodatkowo niektóre z tych transzy wchodziły w skład obligacji zabezpieczonych długiem (CDO), a te znowu dzielone były na transze – w efekcie inwestorzy nie mieli pojęcia co do faktycznego ryzyka i wartości swoich pozycji [Chaplin 2010]. Narzędzia do wyceny ryzyka kredytowego używane przez uczestników rynku hipotecznego mogły mieć zastosowanie w przypadku pojedynczej transzy hipotecznego listu zastawnego w normalnych warunkach rynkowych, ale nie odegrały roli przy wycenie transzy CDO, eksponowanej na transzę listu hipotecznego, dodatkowo w warunkach niepokoju. Prawdopodobnie również wielu posiadaczy CDO nie było świadomych tego, że są pośrednio uczestnikami rynku hipotecznych listów zastawnych, a nawet gdyby byli świadomi, nie wiedzieliby, jak wycenić te pozycje [Chaplin 2010].

W 2004 roku znowu uległy zmianie regulacje dotyczące posiłkowania się dźwignią finansową przez banki inwestycyjne. W efekcie bank Lehman Brothers zwiększył swoją ekspozycję na hipoteki o niskiej jakości, nabywając listy zastawne oraz inwestując w kredytowe instrumenty pochodne. W wyniku kryzysu na rynku hipotecznym bank Lehman Brothers poniósł dotkliwe straty finansowe. 15 października 2008 firma ogłosiła upadłość, najpierw w USA, a następnie w Wielkiej Brytanii – a ściślej: została poddana procedurze Chapter 11 (ochrona przed wierzycielami). Bank Lehman Brothers posiadał kontrakty CDS o wartości brutto 72 mld USD. Natomiast wartość netto została ustalona na 5,2 mld USD [Chaplin 2010]. Oprócz tego okazało się, że wystawiono wiele kontraktów CDS, w których bank Lehman Brothers był podmiotem referencyjnym – ich wartość oszacowana na 400 mld USD [Chaplin 2010]. Pojawiły się zatem głosy, że przyczyną upadku banku były nie tyle produkty hipoteczne, ale same kontrakty CDS.

Innym przykładem, który przyczynił się do złej sławy kontraktów CDS, była historia AIG. AIG tradycyjnie zajmował się ubezpieczeniami na życie i emeryturami,

inwestując raczej w instrumenty o niskiej klasie ryzyka. Od 1998 AIG rozszerzył swój portfel i rozpoczął inwestycję również w hipoteczne listy zastawne, kontrakty CDS oraz obligacje CDO zabezpieczane listami zastawnymi. Mimo to modele finansowe stosowane przez AIG szacowały tylko ryzyko związane z instrumentem podstawowym. Gdy w 2007 roku AIG chciał naprawić swój błąd, było już za późno. Dodatkowo 17 października 2007 agencje ratingowe zmniejszyły rating AIG (z AAA na A – S&P oraz z AAA do A2 – Moody), co dodatkowo zwiększyło wartość wypłat należnych wierzycielom. Chaplin [2010] zwraca uwagę, że większość strat AIG poniosła na obligacjach CDO zabezpieczanych listami zastawnymi. Mimo że wartość nominalna netto posiadanych przez firmę kontraktów CDS wyniosła 270 mld USD, to poniesiono straty – „jedynie” w wysokości 3 mld USD. Natomiast wartość nominalna netto CDO sięgała 300 mld USD, zaś poniesiona z ich tytułu strata: 46 mld USD [Chaplin 2010].

Podsumowując, istnienie w obrocie pozagiełdowym kontraktów CDS stwarzać może ryzyko tego, że pewnym podmiotom może zależeć na bankructwie podmiotu referencyjnego. Dotyczy to również kontraktów sCDS. O ile nawet ekspozycja netto na te kontrakty jest niewielka [Augustin 2014], to zachodzić może obawa wystąpienia paniki na rynku i „zachowań stadnych”. W związku z tym Unia Europejska w listopadzie 2012 roku wprowadziła w życie zakaz obrotu kontraktami sCDS przez podmioty nieposiadające instrumentu podstawowego, na podstawie regulacji: Short Selling and Certain Aspects of Credit Default Swaps [Official Journal of the European Union (Legislative Acts) 2014]. Jej celem było zmniejszenie ryzyka negatywnego oddziaływania spekulacji na rynku sCDS na dług krajów Unii. Zakaz ten teoretycznie dotyczył obligacji emitowanych przez 30 krajów Europejskiego Obszaru Gospodarczego, ale w praktyce dotyczył wszystkich uczestników rynku. Objął on swoim działaniem transakcje zawierane od 25 marca 2012. Zgodnie z nim, uczestnicy rynku mogą nabyć zabezpieczenie na obligację na dług kraju z Europejskiego Obszaru Gospodarczego tylko wówczas, gdy ją faktycznie posiadają lub gdy posiadają instrument „znacząco”¹⁹ skorelowany z tą obligacją (por. [IMF 2013; Adam 2016]). Zezwala się na dokonywanie transakcji, które nie spełniają tego warunku jedynie wówczas, jeśli są to działania animatorów rynku lub głównych dealerów mające na celu wyłącznie podtrzymanie płynności rynku²⁰. Wprowadzenie tego zakazu wywołało lawinę dyskusji wśród analityków rynkowych i stało się inspiracją dla kolejnych opracowań badających jego wpływ na rynek. Istotnie, nowa regulacja doprowadziła do spadku zmienności, ale i płynno-

¹⁹ Korelacja ta mierzona jest współczynnikiem Pearsona między wartością ekspozycji oraz obligacją referencyjną. W roku poprzedzającym inwestycję nie może ona spaść poniżej 70%.

²⁰ W opracowaniu MFW [IMF 2013] podkreśla się podobieństwo między tym zakazem, a przejściowym zakazem obowiązującym w okresie 19.03.2010–31.03.2011 w Niemczech. Dotyczył on transakcji zawieranych wyłącznie w Niemczech i przyczynił się do spadku płynności kontraktów sCDS na obligacje greckie, irlandzkie, włoskie, portugalskie i hiszpańskie. W efekcie spadła też zmienność kontraktów wystawianych na wszystkie kraje strefy euro.

ści na rynku kontraktów sCDS. Dyskusję na temat zasadności wprowadzenia tego zakazu oraz jego wpływu na rynek polskich kontraktów przedstawiamy w ostatnim rozdziale tej książki.

3.14. Spread kontraktów *sovereign* CDS jako miernik ryzyka wiarygodności kredytowej gospodarek

Dotychczasowe rozważania dotyczyły kontraktów CDS i sCDS. W tym podrozdziale koncentrujemy się już wyłącznie na kontraktach *sovereign*, które są przedmiotem zainteresowania tej publikacji.

Wraz z wybuchem kryzysu finansowego, zainteresowanie kontraktami sCDS znacznie wzrosło. Jak już wielokrotnie wspomniano, ze względu na konstrukcję kontraktów, ich spready mogą być uznane za wskaźnik ryzyka związanego z wypłacalnością kraju, na którego dług są wystawiane. Teoretycznie wskazania kontraktów sCDS powinny być zbieżne ze wskazaniami, jakie można odczytać z dochodowości obligacji albo spreadu obligacji. Ze względu jednak na większą płynność rynku sCDS, ceny kontraktów reagują szybciej na zmiany sytuacji na rynku krajowym. W porównaniu ze dochodowością obligacji, w ogólnym przypadku spread kontraktów sCDS zdaje się reagować mocniej na wydarzenia o zasięgu międzynarodowym, podczas gdy obligacje związane są silniej ze zmiennymi fundamentalnymi (por. [Kocsis 2014]). Niektórzy badacze pokazują też, że ta zależność nasila się w okresie kryzysowym (zob. też [IMF 2013]).

Skoro jednak spread kontraktów sCDS uważany jest w ogólności za miernik ryzyka niewypłacalności danego kraju, to warto zastanowić się, w jakim stopniu to ryzyko faktycznie odzwierciedla, a w szczególności – które zmienne i w jakim stopniu na niego oddziałują bądź są z jego zmianami powiązane.

Literatura na temat zmiennych determinujących dynamikę kontraktów sCDS jest obecnie dość szeroka. Najczęściej jednak dotyczy ona kontraktów sCDS wystawianych na dług europejskich krajów rozwiniętych (np. [Calice i in. 2015; Alter i Schüler 2012]), albo – na skutek kryzysu zadłużeniowego – na dług krajów śródziemnomorskich ([Atrissi i Mezher 2010; Aizenman, Hutchinson i Jinjara 2013]). Literatura dotycząca kontraktów sCDS na dług krajów środkowoeuropejskich jest już uboższa, natomiast całkiem niewielu badaczy zajmuje się kontraktami sCDS wystawianymi na polskie euroobligacje. Przykładami prac, które koncentrują się wyłącznie na kontraktach sCDS na dług polskiego rządu, mogą być: Adam [2013a, 2016], który badał determinanty spreadów sCDS nominowanych w dolarach amerykańskich, Kliber [2013], która koncentrowała się na kontraktach nominowanych w euro, czy Jurkowska [2014], która przedstawiła przegląd czynników wpływają-

cych na dynamikę polskich kontraktów na tle kontraktów światowych. Ostatecznie, Camba-Mendez i in. [2014] wyznaczyli na podstawie spreadów sCDS o różnym terminie zapadalności prawdopodobieństwo niewypłacalności (*probability of default*, PD) oraz stratę w przypadku niewypłacalności (*loss-given default*, LGD). Autorzy stwierdzili, że w przypadku Polski zajście zdarzenia kredytowego najprawdopodobniej wynikałoby z przejściowych zaburzeń płynności i opóźnień w płatności kuponów obligacji niż z faktycznej niewypłacalności kraju. Wykazali też, że oczekiwane LGD jest dużo silniej powiązane z długiem krajowym niż oczekiwane PD.

Na podstawie badań literaturowych przedstawiamy poniżej listę zmiennych, które według różnych autorów wpływają na dynamikę zmian cen lub kształtowanie się zmienności cen kontraktów sCDS. Podobnie jak Adam [2016] podzielimy te czynniki na: makroekonomiczne, lokalne, regionalne i globalne.

3.14.1. Wielkości makroekonomiczne

Badania dotyczące wpływu zmiennych makroekonomicznych na ceny kontraktów sCDS nie są zbyt rozpowszechnione, głównie ze względu na częstotliwość publikacji danych makroekonomicznych. Większość publikowana jest miesięcznie, kwartalnie lub nawet rocznie. Badania wpływu zmiennych makroekonomicznych na kształtowanie się dziennych cen kontraktów jest więc zawsze obciążone. Jednym z wielu jest podejście uśredniające ceny kontraktów do częstotliwości danych makro, co wiąże się nieuchronnie z utratą części informacji, a także problemem uchwycenia momentu reakcji na opublikowaną wielkość. Niemniej, pojawiają się prace, w których autorzy starają się znaleźć powiązania między cenami kontraktów a zmiennymi makro. Wśród zmiennych makroekonomicznych, które w istotny sposób zdają się wpływać na dynamikę cen kontraktów sCDS wymienia się:

- import, eksport i rezerwy międzynarodowe [Plank 2010],
- stosunek długu publicznego do PKB [Yuan i Pongsiri, 2015],
- inflację, PKB *per capita*, zadłużenie zagraniczne [Aizenman, Hutchinson i Jinjarak 2013],
- stopę procentową wolną od ryzyka (np. EURIBOR 3M, EONIA – [Fontana i Scheicher 2016]),
- nachylenie krzywej dochodowości [Fontana i Scheicher 2016],
- wybory parlamentarne [Balding 2011],
- stosunek obligacji w obiegu do wielkości PKB [Fontana i Scheicher 2016],
- politykę fiskalną (*fiscal space*) – Aizenman, Hutchinson i Jinjarak [2013] mierzyli ją jako stosunek zadłużenia do podatków oraz deficytu do podatków,
- politykę monetarną [Chobanov, Lahiami i Nenovsky 2010].

Część autorów argumentuje, że to nie same wielkości makroekonomiczne, a oczekiwania co do ich kształtowania się wpływają na ceny kontraktów (por. np. [Nicolini i in. 2015]). Będowska-Sójka [2014] przytacza wiele badań, z których wynika,

że rynki finansowe mogą reagować na ogłoszenia makroekonomiczne jednocześnie z ich pojawieniem się, z wyprzedzeniem bądź z opóźnieniem. Ten ostatni fenomen związany jest z faktem różnej interpretacji danych przez różnych inwestorów albo z ich zaskoczeniem informacją. Natomiast reakcja wyprzedzająca (przejawiająca się np. wzrostem zmienności *p r z e d* ukazaniem się ogłoszenia) może być skutkiem transakcji podejmowanych przez inwestorów, którzy stawiają własne prognozy co do wysokości danego wskaźnika (czyli jest związana z oczekiwaniami). Inni badacze z kolei twierdzą, że znaczenie ma nie tyle wartość opublikowanej zmiennej, a jej zgodność z oczekiwaniami. Zjawisko to nosi nazwę zaskoczenia informacją (*announcement surprise*) – por. Będowska-Sójka [2014] czy Entorf, Gross i Steiner [2012]. Adam [2016] pokazuje, że ta ostatnia zależność zachodzi też w kontekście cen kontraktów sCDS.

3.14.2. Lokalny rynek finansowy

Wielu badaczy pokazuje też, że istnieją silne powiązania między kształtowaniem się cen na krajowym rynku finansowym oraz cenami kontraktów sCDS, tj. rynkiem obligacji, indeksami giełdowymi czy kursami walutowymi. Oczywistym problemem, który pojawia się w tym momencie, jest zasadność zakwalifikowania danej zmiennej do konkretnej kategorii. Rynek obligacji jest rynkiem stóp procentowych, a więc obligacje możemy zakwalifikować albo do zmiennych makroekonomicznych, jak zrobiliśmy to powyżej, albo do lokalnych zmiennych finansowych. Sytuację komplikuje fakt, że nawet 40% obligacji znajduje się w rękach inwestorów zagranicznych (za: [Adam 2016; Ministerstwo Finansów 2016]). W tej pracy przyjmujemy, że stopa procentowa – niezależnie od tego, w jaki sposób będziemy ją mierzyć – będzie zmienną makroekonomiczną. Opieramy się tu na wynikach badania Kocsisa [2014], który pokazał, że dochodowość obligacji jest w niewielkim stopniu podatna na zmiany czynnika globalnego, a bardzo ściśle – na zmiany czynników lokalnych i fundamentalnych.

Inne zmienne z rynków finansowych, które, okazało się, istotnie wyjaśniają dynamikę bądź zmienność spreadów sCDS, to na przykład [Fontana i Scheicher 2016]:

- premia kontraktów CDS wystawianych na dług firm – reprezentująca ogólny poziom apetytu na ryzyko wśród inwestorów;
- indeksy giełdowe, zmienność indeksów, zwrot giełdowy²¹ i in. (np. [Longstaff i in. 2011; Dieckmann i Plank 2012; Quian, Wang i Ji 2016]);
- kurs walutowy i niepewność związana z jego kształtowaniem się [Quian, Wang i Ji 2016].

²¹ Zgodnie z założeniami modelu Collin-Dufresne, Goldstein i Spencer [2001] zwrot giełdowy aproksymuje ogólny stan gospodarki. Quian, Wang i Ji [2016] zauważają natomiast, że wydajność gospodarki i zmienność tej wydajności mogą wpływać na spread sCDS poprzez wywieranie wpływu na gotowość rządu do podejmowania reform fiskalnych. Te ostatnie są natomiast uważane za efektywne narzędzie redukcji ryzyka niewypłacalności.

3.14.3. Czynniki regionalne

W wielu pracach pokazuje się, że inwestorzy przypisują danemu krajowi ryzyko niekoniecznie związane z kondycją jego fundamentów, ale z kondycją regionu, do którego on przynależy. Taka prawidłowość zachodzi też w przypadku kontraktów sCDS. Znaczenie „regionalności” podkreślają np. Bostanci i Yilmaz [2015] czy Adam [2016], którzy wykazują ją za pomocą indeksu przenoszenia [Diebold i Yilmaz 2012]. Podobne zależności, z zastosowaniem innych metod, pokazuje też np. Kliber [2013a, b i 2014], Komárková, Lešanovská i Komárek [2013], Kocsis [2014]. Zależność ta potwierdza wielokrotnie przytaczaną i udowodnianą tezę o regionalności kryzysów.

3.14.4. Czynniki globalne

Ostatecznie, nie ulega wątpliwości, że czynnik globalny odgrywa bardzo ważną rolę w kształtowaniu cen kontraktów sCDS (np. [Longstaff, Mithal i Neis 2011; Bostanci i Yilmaz 2015; Adam 2013, 2016; Kocsis 2014; Calice i in. 2013] i wielu innych). Dowodzi się, że jego rola zwiększa się w okresie nasilenia kryzysu, podczas gdy w okresach spokojnych większe znaczenie odgrywają czynniki lokalne i fundamentalne (zob. np. [IMF 2013]). Czynnik globalny związany jest z ogólną awersją do ryzyka i jest nieuchronną konsekwencją globalizacji rynków finansowych na świecie. Zjawisko to jest dobrze opisane w literaturze poświęconej kryzysom i nosi nazwę *efektu monsunowego* (por. np. [Masson 1999]). Fontana i Scheicher [2016] pokazali np., że istnieje istotny związek między globalnym apetytem na ryzyko a premią sCDS. W ich badaniu apetyt na ryzyko mierzony był jako różnica między zmiennością implikowaną S&P 500 wynikającą z dynamiki indeksu VIX a oszacowaniem zmienności indeksu S&P 500 wynikającym z modelu GARCH (miara ta interpretowana jest jako rekompensata za ryzyko, jakiej wymagają inwestorzy z rynku kapitałowego). Pokazuje się też, że istnieje silna zależność między zmianami spreadu sCDS a samym indeksem VIX (np. [Adam 2016; Alper, Forni i Gerard 2013; Camba-Mendez i Serwa 2014; Heinz i Sun 2014])²².

3.14.5. Inne czynniki

Innymi czynnikami wpływającymi na dynamikę cen sCDS są czynniki mikrostrukturalne, w szczególności płynność. Brigo, Predescu i Capponi [2010] potwierdzają, że spready CDS nie mierzą wyłącznie ryzyka kredytowego, ale zawierają w sobie także

²² Z drugiej strony – Ang i Longstaff [2013] nie potwierdzają, aby VIX w istotnym stopniu wpływał na dynamikę cen kontraktów sCDS.

premie za oczekiwaną płynność i ryzyko płynności. Znaczenie płynności w kształtowaniu się spreadów sCDS potwierdzają też np. Heinz i Sun [2014], Adam [2013a i 2016]. Innym czynnikiem, który wpływa na zmiany cen kontraktów, są oceny ratingowe nadawane przez agencje ratingowe (np. [Camba-Mendez i Serwa 2014; Quian, Wang i Ji 2016; Kliber 2012]).

Podsumowując, możemy się zastanowić, jakie ryzyko faktycznie odzwierciedla premia kontraktów sCDS. Większość badaczy jest zgodna co do tego, że to czynniki globalne i regionalne w znaczącym stopniu determinują jej dynamikę. Z drugiej strony, niepodważalny jest też wpływ czynników lokalnych i powiązanie z sytuacją makroekonomiczną. Trudno byłoby obronić stwierdzenie, że ceny kontraktów kształtują się całkiem niezależnie od ryzyka związanego z danym krajem, choć są momenty, że ryzyko to jest znacznie zawyżane (np. w latach 2008–2009 dla większości krajów europejskich). Można natomiast zastanawiać się, czy ryzyko odzwierciedlane przez ceny kontraktów to na pewno ryzyko suwerenne. Wydaje się raczej, że dynamika cen kontraktów odzwierciedla inne ryzyko, tj. szeroko rozumiane ryzyko kraju. W tym kontekście nie dziwi zatem ich duża wrażliwość na zmiany sytuacji zagranicznej czy w regionie. Z historii przebiegu poprzednich kryzysów finansowych wiemy, że mogą się one dość szybko rozprzestrzeniać w regionie, stąd pogorszenie sytuacji gospodarczej w kraju sąsiednim faktycznie podnosi ryzyko tego, że sytuacja pogorszy się też w całym regionie – choćby ze względu na powiązania handlowe. Dodatkowo dominującym obszarem polskiego eksportu są rynki rozwinięte, zatem pogorszenie koniunktury za granicą może wpływać na pogorszenie koniunktury w kraju. Ryzyko pogorszenia koniunktury jest natomiast jednym z elementów ryzyka kraju.

W tej pracy za pewnik uznajemy fakt, że ceny kontraktów sCDS kształtują się pod dużym wpływem sytuacji zagranicznej, w związku z czym nie będziemy powielać badań związanych z badaniem przyczynowości między spreadami sCDS wystawianych na obligacje innych krajów a kontraktami sCDS na dług polskiego rządu. Skoncentrujemy się natomiast na zależnościach między zmiennymi makroekonomicznymi oraz zmiennymi z segmentów lokalnego rynku finansowego i ich roli w wyjaśnianiu dynamiki i zmienności cen kontraktów sCDS na dług polskiego rządu w latach 2008–2013. Chcemy w ten sposób stwierdzić, czy faktycznie możemy powiedzieć, że ceny kontraktów sCDS były dobrym miernikiem szeroko rozumianego ryzyka kraju.

3.15. Podsumowanie

W tym rozdziale przedstawiona została zwięzła charakterystyka kontraktów zamiany ryzyka kredytowego – CDS oraz kontraktów *sovereign* CDS, tzn. takich, które wystawiane są na dług rządowy. Spread tych ostatnich jest interpretowany przez

uczestników rynku jako wskaźnik ryzyka niewypłacalności gospodarki, na której dług został wystawiony. Jego przewagą w stosunku do przedstawionych w rozdziale pierwszym mierników jest to, że publikowany jest z częstotliwością dzienną, podczas gdy konstruowane na podstawie danych makroekonomicznych mierniki ryzyka publikowane być mogą z częstotliwością co najwyżej miesięczną. Tak niska częstotliwość jest nieprzydatna w zastosowaniach rynkowych, gdzie decyzje podejmowane są szybko, a pozycje dostosowywane są natychmiast do zmieniających się warunków.

W ostatnim podrozdziale przedstawiony został zarys badań, z których wynika jednak, że spread kontraktów sCDS – zwłaszcza w okresach niepokoju na rynkach finansowych – może znacznie silniej reagować na zmiany sytuacji zewnętrznej niż wewnętrznej danego kraju. To spostrzeżenie potwierdzone jest w zasadzie w każdym badaniu dotyczącym dynamiki cen kontraktów i stało się inspiracją niniejszej publikacji. Skoro ceny kontraktów niewątpliwie reagują na zmiany ryzyka globalnego i regionalnego, to można zastanawiać się, w jakim stopniu faktycznie powiązane są z ryzykiem suwerennym danego kraju. Takie pytanie wydaje się zasadne zwłaszcza w przypadku Polski. W rozdziale drugim zaprezentowano zmiany sytuacji makroekonomicznej kraju w latach 2008–2013, tj. w okresie nasilonego niepokoju: 2008–2011 oraz względnej stabilizacji: 2012–2013. Z analizy tej nie wynika, aby sytuacja makroekonomiczna Polski uległa drastycznemu pogorszeniu. Owszem, nastąpiło przejściowe i niewielkie pogorszenie niektórych wskaźników, ale nie wskazywało ono na wystąpienie poważnego kryzysu gospodarczego, ale raczej recesję będącą naturalnym skutkiem cyklu koniunkturalnego. Natomiast w okresie, w którym wskaźniki makroekonomiczne nie zdążyły nawet zareagować na pogorszenie koniunktury zagranicznej, ceny kontraktów sCDS wystawianych na polski dług rządowy wzrosły bardzo znacząco (por. rysunek 3.4). Dlatego też uzasadnione staje się poszukiwanie odpowiedzi na pytanie, jaki typ ryzyka odzwierciedlają ceny kontraktów sCDS.

4

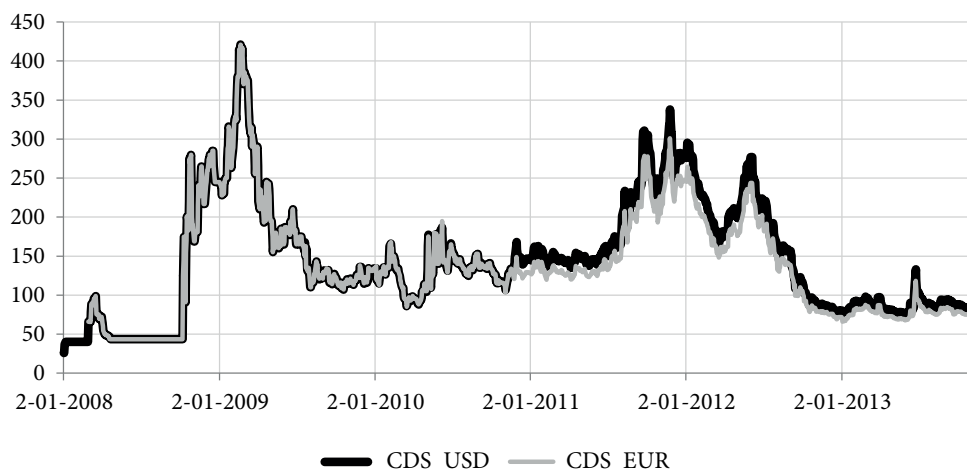
Kontrakty sCDS na dług polskiego rządu na tle wydarzeń gospodarczych w latach 2008–2013 – ujęcie miesięczne

4.1. Wstęp

W tym rozdziale zajmujemy się problemem adekwatności wyceny ryzyka kraju przez kontrakty sCDS do faktycznej sytuacji gospodarczej kraju. Rysunek 4.1 przedstawia dynamikę pięcioletnich kontraktów CDS na polskie euroobligacje w euro oraz w dolarze, w latach 2008–2013. Źródłem danych jest Reuters DataStream. Zauważamy, że jeszcze w 2008 roku kwotowania zarówno w euro, jak i dolarze nie zmieniały się, co świadczy o braku obrotów na rynku. Dopiero od 2009 roku obserwujemy wyraźną zmianę dynamiki procesów cen. Do 2011 roku wartości premii w przypadku obu instrumentów w zasadzie pokrywały się, natomiast pewną zmianę dostrzegamy od stycznia 2011. Wówczas premia kontraktów na obligacje w euro była nieco wyższa niż premia kontraktów na obligacje w dolarach. Może mieć to związek z drugą fazą kryzysu finansowego, związaną z problemami fiskalnymi w Grecji i ogólnym wzrostem ryzyka w Europie.

Premia kontraktów CDS jest ceną, jaką płaci nabywca za zabezpieczenie przed zajściem zdarzenia kredytowego (rozdział 3). W przypadku kontraktów *sovereign* premia uważana jest też za miernik ryzyka suwerennego związanego z danym krajem. Im bardziej dany kraj postrzegany jest przez inwestorów jako ryzykowny, tym większa cena za takie zabezpieczenie. Zmiany premii kontraktów ilustrują zatem zmieniające się oczekiwania inwestorów dotyczące ryzyka związanego z wypłacalnością kraju.

Prześledźmy zatem dynamikę zmian cen kontraktów wystawionych na dług Polski. Pominiemy w rozważaniach pierwszy okres, do października 2008 roku,



Rysunek 4.1. Dynamika cen kontraktów CDS na polskie euroobligacje i obligacje dolarowe

Źródło: Na podstawie danych z bazy Reuters Datastream

kiedy ceny kształtowały się na stałym poziomie. Od października 2008 do połowy lutego 2009 obserwujemy znaczny wzrost cen kontraktów. Związany jest on z takimi czynnikami, jak: wzrost ryzyka w Europie, ataki spekulacyjne na walutę polską i węgierską, nasilający się kryzys zaufania w regionie. Od marca 2009 następował powolny spadek cen kontraktów, aż do poziomu 90 punktów bazowych w kwietniu 2010. Ponowny wzrost cen kontraktów w latach 2011–2013 związany był z kolejnymi wydarzeniami na rynku finansowym – kryzysami fiskalnymi w Irlandii i Grecji oraz problemami na Węgrzech (zgodnie z wypowiedziami polityków węgierskich, w pewnym momencie zachodziło niebezpieczeństwo tego, że na Węgrzech zrealizuje się scenariusz grecki – por. np. [Kliber 2014]). Wydarzenia te spowodowały wzrost ryzyka nie tylko w wymienionych krajach, ale też spowodowały, że ryzyko przypisane innym krajom z tego regionu wzrosło.

W związku z powyższym opisem powraca pytanie, które postawiliśmy już w poprzednim rozdziale – czy można uznać, że premia kontraktów sCDS odzwierciedla wąsko rozumiane ryzyko suwerenne, czy raczej szeroko rozumiane ryzyko kraju? Skoro premia – teoretycznie – jest ceną za ryzyko niewypłacalności danego kraju, to w zasadzie powinna ona zależeć głównie od długu kraju, sprawności jego obsługi, zmian oprocentowania i stanu gospodarki (plus premia związana z ryzykiem płynności²³). Oczywiście w dobie globalizacji autarkia praktycznie nie ma racji bytu,

²³ Camba-Mendez i in. [2014] wykazali, że w przypadku kontraktów CDS na obligacje krajów rozwijających się, to właśnie ryzyko płynności – tj. ewentualnego opóźnienia w wypłacie kuponów – jest tym, którego najbardziej powinni obawiać się inwestorzy.

więc sytuacja gospodarcza kraju zależy też dość mocno od sytuacji gospodarczej otoczenia. W rozdziale 2, w którym przedstawialiśmy zmiany sytuacji gospodarczej Polski w latach 2008–2013 wspomnieliśmy m.in. że niejednokrotnie to wymiana z zagranicą była siłą napędową PKB, a ożywienie koniunktury za granicą przyczyniało się do ożywienia w Polsce.

Nic zatem dziwnego, że wielu badaczy zadało sobie pytanie o to, co wpływa na dynamikę kontraktów sCDS. Okazuje się, że wpływ czynników wewnętrznych w niektórych przypadkach może być nawet mniej istotny, niż czynników zewnętrznych [Będowska-Sójka i Kliber 2013]. W badaniach wskazuje się jednak na pewną prawidłowość – o ile w momentach spokojnych, czy też neutralnych dla gospodarki, wpływ sytuacji wewnętrznej na dynamikę kontraktów sCDS jest przeważający, to **w momencie kryzysu silniej uwidacznia się wpływ czynników zewnętrznych**. Przykładowo, Claeys i Vasicek [2012] pokazali, że w okresie kryzysu znacząco nasilił się tzw. efekt zarażania. Co ciekawe, w przypadku spreadu obligacji obserwuje się zależność odwrotną, tj. silny wpływ czynników wewnętrznych w okresie kryzysu; np. Afonso, Arghyrou i Kontonikas [2012a, b] wykazali, że od 2007 roku dynamika spreadów w dużej mierze zależy od czynników makroekonomicznych i fiskalnych, a zależności te umocniły się dodatkowo od 2009 roku.

W następnych rozdziałach prześledzimy zmiany dynamiki kontraktów na dług Polski na tle zmian innych wskaźników makroekonomicznych oraz na tle dynamiki innych segmentów rynku finansowego, w celu uzyskania odpowiedzi na pytanie, czy można stwierdzić, że ceny kontraktów odzwierciedlają ryzyko suwerenne, czy może raczej szersze – ryzyko kraju. W tym rozdziale skoncentrujemy się na wskaźnikach makroekonomicznych związanych z **koniunkturą i ogólną kondycją gospodarki**. Będą to: wskaźniki koniunktury, zmiany w przemyśle przetwórczym (jak wspomniano w rozdziale 1 przemysł przetwórczy był – obok wymiany z zagranicą – jedną z najważniejszych gałęzi gospodarki wpływających na PKB), zmienne związane z budownictwem: wskaźnik koniunktury w budownictwie i liczba mieszkań oddawanych do użytku (swoisty barometr koniunktury), a także bezrobocie i zatrudnienie. W badaniu uwzględniamy też zmienne **bezpośrednio związane z wypłacalnością kraju**: saldo budżetu państwa i oprocentowanie obligacji. Dodatkowo bierzemy pod uwagę zmienną powiązaną z wypłacalnością kraju, ale uwzględniającą wpływ **czynników zewnętrznych** – spread obligacji polskich do niemieckich oraz zmienną **obrazującą nastroje** – wskaźniki ufności konsumentów. Pytanie badawcze przyświecające badaniom zaprezentowanym w tym rozdziale jest następujące: *Czy dynamika cen kontraktów sCDS w okresie kryzysu mogła zostać wyjaśniona przez uwzględnienie jedynie czynników fundamentalnych, ściśle związanych z niewypłacalnością kraju – ewentualnie poszerzonych o zbiór zmiennych pośrednio wpływających na ryzyko suwerenne?*

4.2. Miesięczne zmiany cen kontraktów sCDS

Wyzwaniem w badaniu wpływu zmian wielkości fundamentalnych na zmiany cen kontraktów sCDS jest niezgodność częstotliwości notowań. Większość wielkości uznawanych za fundamentalne dla gospodarki raportowana jest z częstotliwością co najwyżej miesięczną, a nierzadko kwartalną, podczas gdy kontrakty sCDS kwotowane są z częstotliwością dzienną (w przypadku bazy Markit nawet kilka razy dziennie). Najprostszym rozwiązaniem jest w takim przypadku analiza miesięcznych zmian kontraktów CDS (rysunek 4.1), przy której tracimy jednak znaczną część informacji. Innym sposobem może być skorzystanie z metody analizy danych o różnych częstotliwościach przy użyciu filtru Kalmana.

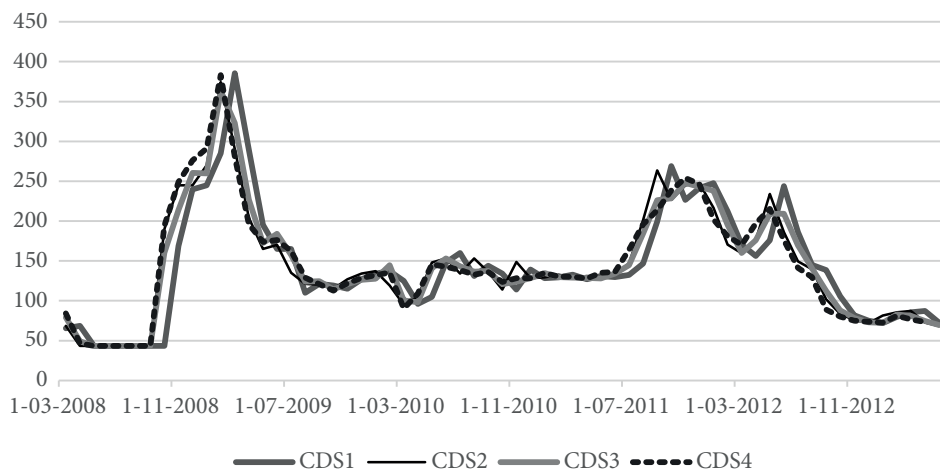
Analiza dynamiki oraz zmienności kontraktów CDS w ujęciu miesięcznym dla Polski przedstawiona została w pracy [Kliber 2012]. Badanie dotyczyło lat 2008–2011. W niniejszej pracy przedstawimy wnioski dla próby rozszerzonej o kolejne dwa lata, w celu weryfikacji poprzednio otrzymanych wniosków. Zastosujemy też cztery różne mierniki miesięcznych notowań kontraktów sCDS.

- Pierwszy miernik (CDS1) jako miesięczną wartość ceny kontraktu przyjmuje cenę kontraktu z pierwszego dnia danego miesiąca. Będzie to tzw. miernik wyprzedzający.
- Drugi miernik (CDS2) jako cenę z danego miesiąca przyjmuje wielkość ceny z ostatniego dnia danego miesiąca.
- Trzeci miernik (CDS3) jako cenę miesięczną przyjmuje średnią wielkość ceny w danym miesiącu. Mierniki 2 i 3 mierzą zatem reakcję równoległą rynku na kształtowanie się danych zjawisk w bieżącym miesiącu.
- Czwarty miernik (CDS4) jako cenę miesięczną na miesiąc t przyjmuje cenę uśrednioną z dni 15–20 miesiąca $t+1$. Idea tego miernika jest następująca: dane makroekonomiczne publikowane są z opóźnieniem. Przykładowo – przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw w grudniu 2008 zostało opublikowane 20 stycznia 2009. Większość wskaźników z miesiąca t publikowana jest w miesiącu $t+1$ w przedziale czasowym 15–20, czasami nawet 25⁽²⁴⁾. Ideą miernika CDS4 jest badanie reakcji na publikację miernika, a nie na kształtowanie się mierzonego przez niego zjawiska w bieżącym miesiącu.

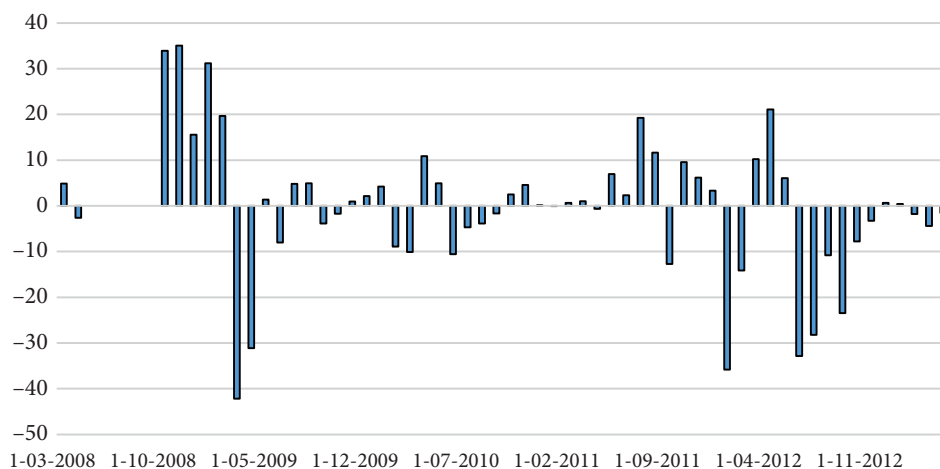
Na rysunku 4.2 przedstawiamy porównanie dynamiki czterech mierników. Dodatkowo na rysunku 4.3 prezentujemy różnicę między wielkością wskaźników CDS4 i CDS3, przy czym CDS4 jest przesunięty o okres, tak abyśmy mogli porównać średnią wartość ceny CDS w danym miesiącu oraz średnią wielkość ceny CDS w tym samym miesiącu, ale w dniach publikacji miesięcznych wskaźników makroekonomicznych z poprzedniego miesiąca. Zauważamy, że w pierwszej fazie kryzysu – do marca 2009 – średnia wielkość ceny w momencie publikacji wskaźników makro-

²⁴ Porównaj opracowania sygnalne GUS.

ekonomicznych przez GUS przewyższała średnią miesięczną cenę kontraktu. Może to świadczyć o tym, że w tym okresie rynek mocno reagował na publikację wskaźników makroekonomicznych. Tendencja ta załamała się w marcu 2009. W marcu i kwietniu 2009 średnia cena kontraktu CDS w okresie publikacji wskaźników makroekonomicznych była znacząco niższa niż średnia cena za dany miesiąc. Okres silniejszej reakcji na publikację wskaźników przypadł natomiast na drugą połowę 2011 roku oraz marzec, kwiecień i maj 2012. Nie były to już jednak tak spektaku-



Rysunek 4.2. Porównanie dynamiki trzech mierników miesięcznej ceny kontraktu CDS



Rysunek 4.3. Różnice między średnią ceną kontraktu CDS w danym miesiącu a średnią ceną w okresie publikacji wskaźników makroekonomicznych w tym samym miesiącu

larne reakcje, jak na początku analizowanego okresu. Zjawisko to przeczy cytowanej prawidłowości, że w okresie kryzysu maleje wpływ czynników wewnętrznych na kształtowanie się cen kontraktów sCDS, ale jest zgodne z przytoczoną na wstępie regułą właściwą dla spreadów obligacji, że w okresie nasilenia kryzysu czynniki makroekonomiczne mają silniejszy wpływ na kształtowanie się tych wielkości [Afonso, Arghyrou i Kontonikas 2012]. Możemy zatem przypuszczać, że również w przypadku kontraktów sCDS w okresie kryzysowym czynniki makro wpływają na kształtowanie się cen, ale wpływ ten nie jest widoczny „z dnia na dzień”, a objawia się w kontekście relacji długookresowych.

4.3. Miesięczne wskaźniki makroekonomiczne

Rysunki 4.4–4.18 przedstawiają dynamikę zmian miesięcznych cen kontraktów CDS w porównaniu z dynamiką zmian wybranych wskaźników gospodarczych w badanym okresie. Badanie miało następujący przebieg. Na początku wyznaczone zostały miesięczne zmiany cen kontraktów CDS (mierniki 1–4 – por. rysunek 4.4). Następnie zbadano korelację między dynamiką miesięcznych zmian cen kontraktu, a wskaźnikami koniunktury o miesięcznej częstotliwości. Ponieważ wszystkie zmienne okazały się niestacjonarne, zbadano korelację nieliniową między poziomami cen kontraktów sCDS a wielkościami poszczególnych wskaźników makroekonomicznych (tabela 4.2), natomiast korelację liniową przedstawiamy dla zmian dynamiki cen kontraktów w porównaniu ze zmianami dynamiki innych wskaźników (tabela 4.10). W pracy [Kliber 2013b] wykazano, że istotnie (poziom istotności 5%) różne od zera korelacje uzyskujemy dla **wskaźników cen transakcyjnych importu i eksportu**, jak również **zadłużenia zagranicznego Skarbu Państwa**. W badaniu prezentowanym obecnie rozszerzyliśmy zbiór zmiennych o:

1. Zmienne reprezentujące stronę popytową gospodarki:
 - wskaźnik ufności konsumenckiej (bieżący i wyprzedzający).
2. Zmienne reprezentujące stronę podażową gospodarki:
 - produkcję przemysłu (przetwórstwo przemysłowe) w cenach stałych,
 - wskaźnik klimatu koniunktury w budownictwie,
 - liczbę mieszkań oddanych do użytkowania.
3. Zmienne związane z koniunkturą na rynku pracy:
 - przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw,
 - bezrobocie.
4. Zmienne związane z kosztem obsługi długu:
 - miesięczną dochodowość dziesięcioletnich obligacji oraz spread obligacji,
 - saldo budżetu państwa,
 - zadłużenie zagraniczne w stosunku do PKB.

Źródłem danych dla zmiennych makroekonomicznych były raporty GUS-u publikowane na stronie internetowej stat.gov.pl, a dla obligacji: stooq.pl. W tabeli 4.1 przedstawiamy statystyki opisowe średnich miesięcznych zmian wymienionych wskaźników. Zauważamy, że średnie wartości zmian takich wskaźników koniunktury, jak: bieżący i wyprzedzający wskaźnik ufności konsumenckiej, produkcja sprzedana w przemyśle oraz koniunktura w budownictwie, były ujemne, co oznacza, że w badanym okresie przeważały spadki tych wskaźników (por. również skośność). Zmiany bezrobocia ogółem również wykazywały tendencję wzrostową, ale taką samą tendencję wykazywały zmiany zatrudnienia w przemyśle. Przeciętna zmiana liczby mieszkań oddanych do użytku w badanym okresie jest również dodatnia, co jest informacją pomyślną z punktu widzenia badań nad koniunkturą. Dodatkowo były też średnie miesięczne zmiany w eksporcie i imporcie. Z punktu widzenia kosztów obsługi długu niepomyślny był też fakt, że przeciętna zmiana salda budżetu okazała się wielkością ujemną oraz że przeciętna zmiana zadłużenia

Tabela 4.1. Statystyki opisowe dla zmian wielkości makroekonomicznych oraz zmian cen kontraktów sCDS

Wielkość makroekonomiczna	Średnia	Odch. std.	Skośność	Kurtoza
dBWUK	-0,368	2,847	-0,292	0,436
dWWUK	-0,426	3,307	-0,532	0,418
dPRZETW	-0,365	3,092	-0,197	0,225
dBUD	-0,568	5,169	-0,170	0,365
dMIESZK	7,581	3685,418	1,073	9,346
dBEZROB	0,053	0,120	0,581	3,010
dZATR	1,661	20,915	3,345	17,230
dIMP	11,316	467,876	-0,312	0,149
dEKSP	42,873	361,499	-0,553	0,420
dOBL	-0,044	0,267	-0,115	0,969
dSPR	-0,001	0,290	0,449	1,004
dSALDO	-528,160	9196,333	2,394	7,960
dDŁUG	0,092	0,480	0,210	0,404
dCDS1	0,114	37,241	0,571	2,592
dCDS2	-0,005	36,325	1,169	4,432
dCDS3	-0,154	32,019	0,873	4,151
dCDS4	-0,177	34,609	1,014	6,926

Uwaga: BWUK – bieżący wskaźnik ufności konsumenckiej, WWUK – wyprzedzający wskaźnik ufności konsumenckiej, PRZEW – produkcja sprzedana w przemyśle przetwórczym, BUD – wskaźnik klimatu koniunktury w budownictwie, MIESZK – liczba mieszkań oddanych do użytku, BEZROB – odsezonowane bezrobocie, ZATR – odsezonowane zatrudnienie, IMP – odsezonowana wartość importu, EKSP – odsezonowana wartość eksportu, OBL – dochodowość obligacji, SPR – spread obligacji, SALDO – saldo budżetu państwa, DŁUG – zadłużenie zagraniczne jako procent PKB.

zagranicznego (w stosunku do PKB) okazała się dodatnia. Natomiast fakt, że średnia zmiana dochodowości obligacji okazała się ujemna jest informacją korzystną, bo świadczy o zmniejszeniu kosztu obsługi długu z tytułu wpłaty odsetek. Ujemna okazała się też przeciętna zmiana spreadu obligacji, co można zinterpretować jako zmniejszanie się ryzyka niewypłacalności Polski w stosunku do ryzyka niewypłacalności najbezpieczniejszego kraju w regionie.

Interesujące jest porównanie średnich zmian mierników CDS2-CDS4. Przeciętna zmiana CDS1 w badanym okresie była dodatnia, podczas gdy CDS2-CDS4 – ujemna. Najmniejszym odchyleniem standardowym cechuje się CDS3 – co jest zgodne z oczekiwaniami, skoro wskaźnik ten jest ceną średnią. Na podstawie przeciętnej zmiany CDS3 możemy wnioskować, że w badanym okresie ceny kontraktów średnio malały, co oznaczałoby spadek ryzyka wypłacalności kraju. Ponadto zachowanie cen kontraktów na początku miesiąca różniło się znacznie od ich zachowania na koniec miesiąca (CDS2 i CDS4), w trakcie całego miesiąca (CDS3). Dodatkowo w przypadku miernika CDS4 mamy do czynienia z największą kurtozą.

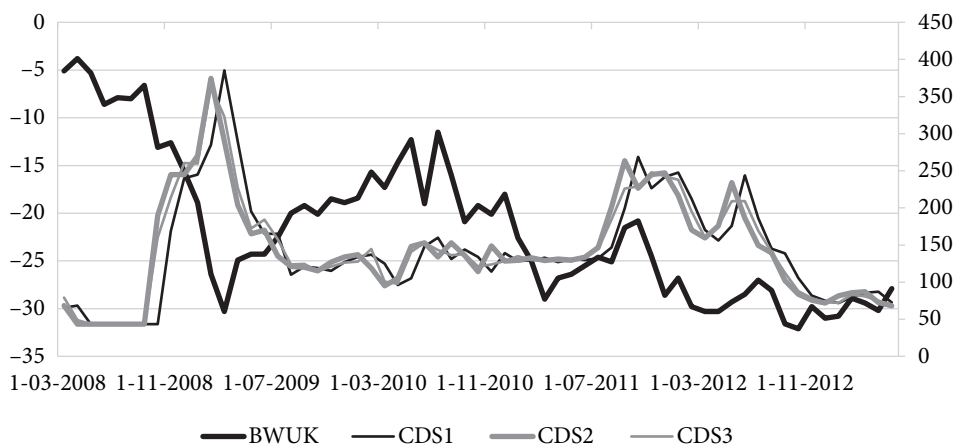
4.3.1. Wskaźniki koniunktury

W tabeli 4.1 przedstawiamy statystyki opisowe wybranych przez nas do badania wskaźników makroekonomicznych, natomiast na rysunkach 4.4–4.18. przedstawiamy kształtowanie się ich poziomów w porównaniu z poziomem cen kontraktów sCDS. W związku z niezgodnością jednostek, w których mierzone są pary zmiennych, każdy wykres jest wykresem dwuosiowym, w którym dynamika kontraktów przedstawiona jest na prawej osi. Na rysunkach 4.4 i 4.5 prezentujemy kształtowanie się wskaźników związanych ze stroną popytową gospodarki. Są to wskaźnik ufności konsumenckiej i wyprzedzający wskaźnik ufności konsumenckiej.

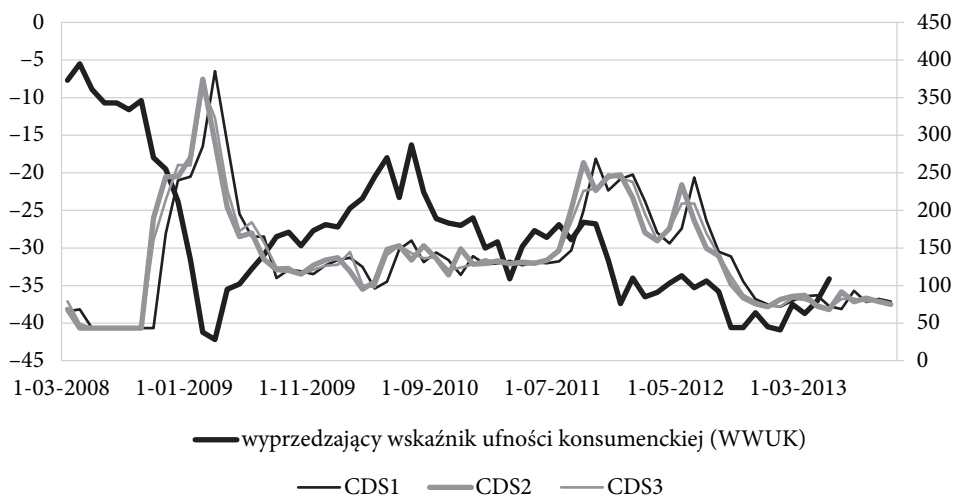
Wskaźniki ufności konsumenckiej: bieżący i wyprzedzający, publikowane są przez Główny Urząd Statystyczny [GUS 2014, 2015]. **Bieżący** wskaźnik ufności konsumenckiej określa oczekiwane zmiany sytuacji finansowej gospodarstw domowych w ciągu najbliższego roku oraz zmian ogólnej sytuacji ekonomicznej kraju. Wskaźnik ten konstruowany jest na podstawie badań ankietowych (próba liczy około 1700 gospodarstw domowych) i przyjmuje wartości z zakresu od –100 do 100 punktów, przy czym jeśli przyjmuje wartości dodatnie, oznacza to przewagę liczebną konsumentów nastawionych optymistycznie nad tymi nastawionymi pesymistycznie²⁵. Z kolei wyprzedzający wskaźnik ufności konsumenckiej obrazuje oczekiwane w najbliższych miesiącach zmiany w tendencjach konsumpcji indywidualnej.

W przypadku wskaźników ufności konsumenckiej – bieżącego i wyprzedzającego – zauważamy zależności odwrotne między dynamiką obu wielkości a dynamiką cen sCDS. Wzrost cen kontraktów sCDS utożsamiany jest ze wzrostem ryzyka,

²⁵ Szczegółowe wyjaśnienia metodologiczne badania przedstawiono w publikacji: GUS [2004].



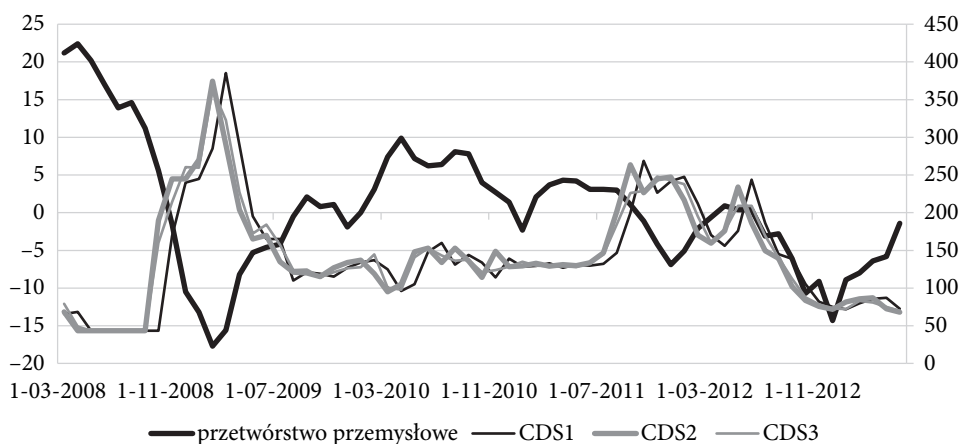
Rysunek 4.4. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa) a dynamika bieżącego wskaźnika ufności konsumenckiej (oś lewa)



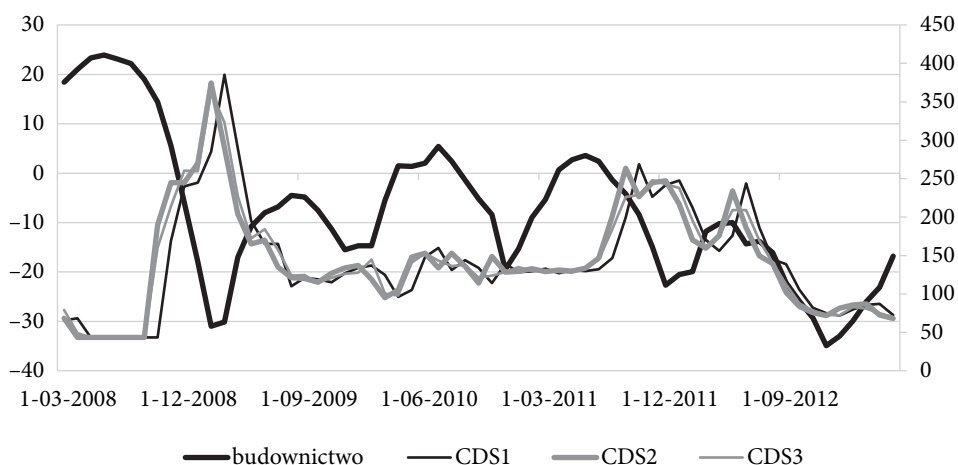
Rysunek 4.5. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa) a dynamika wyprzedzającego wskaźnika ufności konsumenckiej (oś lewa)

natomiast wzrost wskaźnika ufności konsumenckiej jest informacją pomyślną dla gospodarki. W związku z tym należałoby oczekiwać, że wzrost wskaźnika ufności powinien powodować spadek cen kontraktów.

W rozdziale pierwszym przedstawiliśmy zmiany wskaźników nastrojów gospodarczych w przemyśle oraz wskaźników ogólnego klimatu koniunktury. Na rysunku 4.6 przedstawiamy kształtowanie się **produkcji sprzedanej w przemyśle** (w cenach stałych). Zauważamy, że ogólna dynamika tego wskaźnika jest podobna



Rysunek 4.6. Produkcja sprzedana przemysłu w cenach stałych (lewa oś) a ceny kontraktów CDS (prawa oś)



Rysunek 4.7. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa) a dynamika wskaźnika klimatu koniunktury w budownictwie (oś lewa)

do dynamiki wskaźników ufności konsumenckiej i odwrotnie powiązana z dynamiką kontraktów sCDS. Obserwujemy wyraźne załamanie wskaźnika produkcji sprzedanej pod koniec 2008 roku i na początku 2009 roku, a następnie powolny jego wzrost do kwietnia 2010. Po tym kresie znów następuje tendencja spadkowa, przy czym największy spadek od lutego 2009 nastąpił w grudniu 2012. Spadek ten nie miał jednak odzwierciedlenia we wzroście cen kontraktów sCDS – w zasadzie możemy stwierdzić, że od czerwca 2016 obserwowana wcześniej zależność odwrotna zniknęła i oba wskaźniki do końca badanego okresu zmieniały się w tym samym kierunku.

Kolejnym wskaźnikiem makroekonomicznym tworzonym i publikowanym przez GUS jest wskaźnik klimatu koniunktury. Jedną z jego składowych jest wskaźnik koniunktury gospodarczej w budownictwie. Powiązany jest z nim kolejny wskaźnik – liczba mieszkań oddanych do użytkowania.

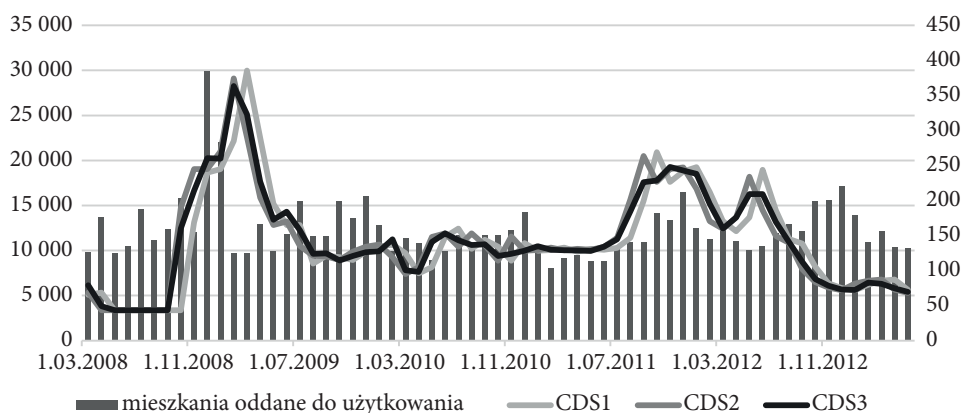
Wybór branży nieruchomości nie był przypadkowy. Według ekspertów z NBP cykle na rynkach nieruchomości związane są ze specyficznym rodzajem popytu, który zależy od ogólnej sytuacji gospodarczej i specyfiki podsektorów tego rynku (*Raport o sytuacji na rynku mieszkaniowym* [NBP 2011c]). W Polsce sektor ten rozwija się w znacznej mierze w oparciu o kapitał zagraniczny i zdominowany jest przez inwestorów międzynarodowych. W związku z tym gwałtowny spadek podaży będzie sygnałem masowej ucieczki kapitału zagranicznego z rynku polskiego. W *Raporcie NBP* ([NBP 2011c]) podkreśla się też podobieństwo między rynkiem mieszkaniowym i finansowym – oba są podatne na spekulacje i zachowania stadne, a pozostawione bez nadzoru mogą generować kryzysy.

Rynkowy sektor mieszkaniowy znacząco oddziałuje na gospodarkę poprzez nakłady inwestycyjne, sektor bankowy i gospodarstwa domowe – a najsilniej na relacje z międzynarodowym rynkiem finansowym (*Raport o sytuacji na rynkach nieruchomości mieszkaniowych i komercyjnych w Polsce w 2011* [NBP 2011c]). Jego udział we wzroście gospodarczym jest niewielki, natomiast oddziałuje na PKB poprzez sektor finansowy i wydatki gospodarstw domowych na mieszkania.

Dynamikę wskaźnika klimatu koniunktury w budownictwie przedstawiamy na rysunku 4.7. Wskaźnik ten konstruowany jest na podstawie badań ankietowych przeprowadzonych na próbie 5000 przedsiębiorstw. Odzwierciedla on nastroje panujące wśród przedsiębiorców z danej branży i dotyczące ich sytuacji gospodarczej. Obliczany jest jako średnia arytmetyczna wskaźników prostych, odnoszących się do bieżącej i przewidywanej sytuacji gospodarczej ankietowanych przedsiębiorstw (te zaś liczone są jako różnica między procentem ważonych odpowiedzi pozytywnych i negatywnych). Podobnie jak wskaźniki ufności konsumenckiej, przyjmuje wartości z przedziału od -100 do 100 ²⁶.

Dynamika tego wskaźnika była podobna do dynamiki wskaźnika ufności konsumenckiej. Zauważamy jednak, że o ile wskaźnik ufności konsumenckiej przyjmował w badanym okresie tylko wartości ujemne, to wskaźnik klimatu koniunktury w budownictwie aż do grudnia 2008 przyjmował wartości dodatnie. Minimum osiągnął w lutym i marcu 2009 (przy czym cena kontraktu sCDS osiągnęła maksimum w marcu 2009), po czym nastąpił stopniowy wzrost tego wskaźnika. Od kwietnia do września 2010 wskaźnik klimatu koniunktury ponownie zaczął przyjmować wartości dodatnie, ale od września nastąpił kolejny spadek. Odbicie miało miejsce dopiero w grudniu 2010, a w okresie od kwietnia do sierpnia 2011 wskaźnik ponownie przyjmował wartości dodatnie, po czym do grudnia 2011 systematycznie spadał. Po tym okresie nastąpiła kolejna zmiana tendencji, przy czym kolejne za-

²⁶ Na podstawie: M. Urlichs [2014].



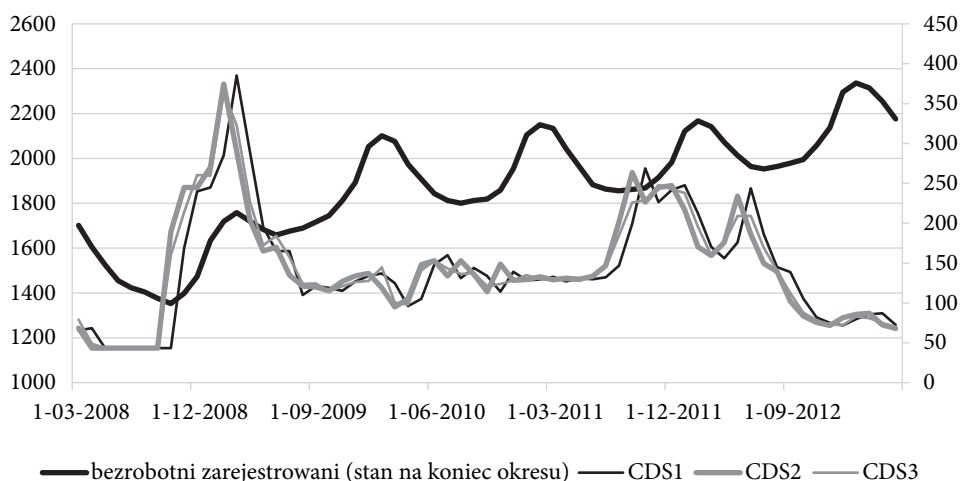
Rysunek 4.8. Liczba mieszkań oddanych do użytku (lewa oś) a ceny kontraktów CDS (prawa oś) – ujęcie miesięczne

łamanie koniunktury miało miejsce w czerwcu 2012, a w grudniu 2012 wskaźnik osiągnął wartość najmniejszą w całym analizowanym okresie. Pomijając zatem początek kryzysu, możemy stwierdzić, że wskaźnik klimatu koniunktury charakteryzował się wyraźną sezonowością. Największy pesymizm obserwujemy pod koniec roku, a odbicia następują zwykle z początkiem kolejnego roku.

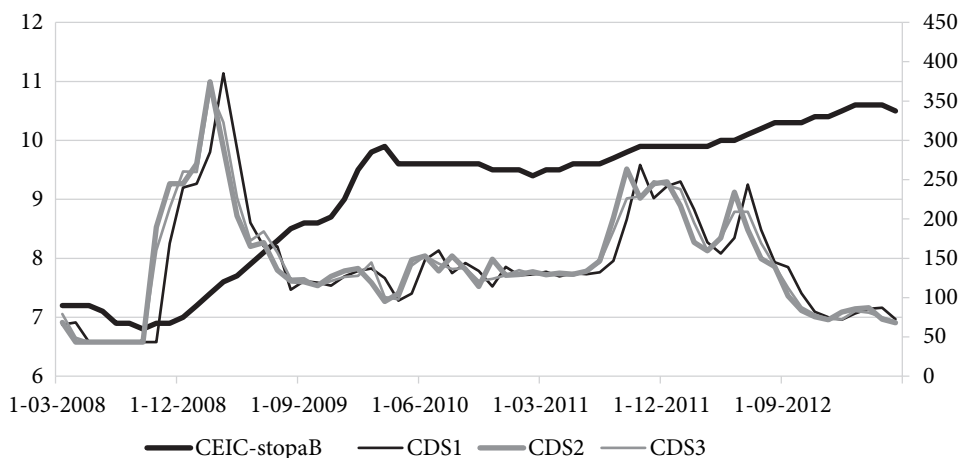
Kolejnym wskaźnikiem makroekonomicznym, który bierzemy pod uwagę w naszym badaniu, jest wspomniana już liczba mieszkań oddanych do użytkowania (rysunek 4.8). Zauważamy, że wskaźnik ten osiągnął maksimum w grudniu 2012, w okresie, w którym większość wskaźników gwałtownie spadała. Już między grudniem 2008 a lutym 2009 nastąpił największy spadek liczby mieszkań oddanych do użytkowania. Mogło to mieć związek ze spadkiem nastrojów zarówno inwestorów, jak i konsumentów, w związku z transmisją kryzysu ogólnoswiatowego do Polski. Do końca badanego okresu liczba mieszkań oddawanych do użytkowania oscylowała w przedziale 10 000–15 000 z niewielkimi odchyleniami *in plus* i *in minus*. Minimum dla badanego okresu zostało osiągnięte w lutym 2011, natomiast w grudniu 2011 i 2012 obserwujemy niewielkie przekroczenie poziomu 15 000.

4.3.2. Wskaźniki z rynku pracy

Kolejnymi wskaźnikami, jakie bierzemy pod uwagę, są dane z rynku pracy. Jednym z podstawowych czynników wzrostu gospodarczego jest praca. Duże bezrobocie wiąże się z mniejszymi wpływami podatkowymi (od osób fizycznych) do budżetu, mniejszą siłą nabywczą konsumentów, a w konsekwencji również mniejszymi wpływami podatków pośrednich. Dodatkowo mniejszy popyt w dłuższym okresie może spowodować konieczność ograniczenia podaży, co znowu przekłada się na wolniejszy wzrost gospodarczy.

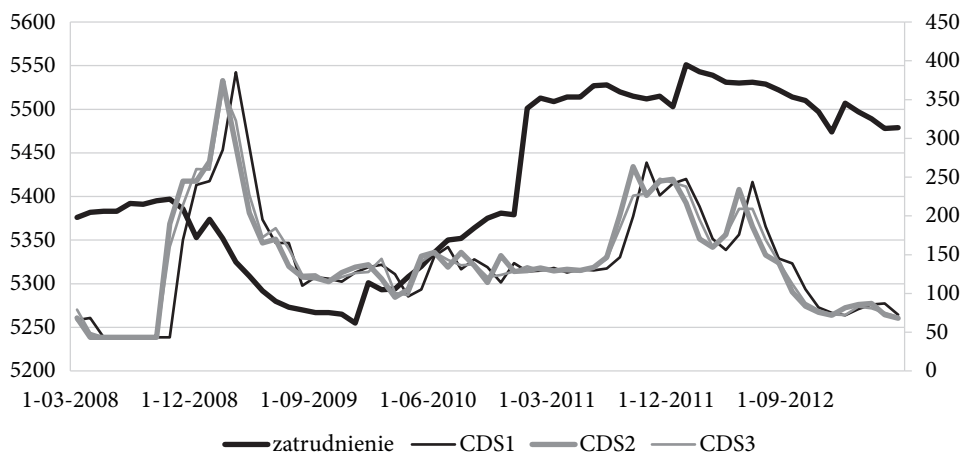


Rysunek 4.9. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa) a liczba bezrobotnych zarejestrowanych na koniec okresu (oś lewa)



Rysunek 4.10. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa) a stopa bezrobocia odsezonowanego (oś lewa)

Na rysunkach 4.9–4.10 przedstawiono kształtowanie się bezrobocia w latach 2008–2013. Na rysunku 4.9 przedstawiamy liczbę bezrobotnych zarejestrowanych na koniec okresu. Zauważamy, że analizowany szereg charakteryzuje się wyraźną sezonowością. Na rysunku 4.10 przedstawiamy zatem odsezonowaną stopę bezrobocia (źródło danych: baza CEIC). Zauważamy, że od końca 2008 roku stopa bezrobocia systematycznie wzrastała, aż do marca 2010. Następnie nastąpił niewielki spadek i względna stabilizacja. Od lipca 2011 obserwujemy ponownie tendencję wzrostową, ale nie tak gwałtowną, jak w latach 2009–2010. Do końca badanego okresu poziom bezrobocia nie powrócił do punktu sprzed kryzysu. Na podstawie



Rysunek 4.11. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa) a przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw (oś lewa)

analizy wzrokowej obu szeregów nie zauważamy wspólnej tendencji między bezrobociem a miesięcznymi zmianami cen kontraktów sCDS. Oczekujemy jednak, że wzrost bezrobocia powinien spowodować wzrost cen kontraktów sCDS, ponieważ pośrednio wpływa na pogorszenie potencjalnej wypłacalności kraju.

Na rysunku 4.11 przedstawiamy porównanie dynamiki zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw z kształtowaniem się cen kontraktów sCDS. Jeśli porównamy szereg danych obrazujących zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw ze stopą bezrobocia, zauważamy interesującą zależność. O ile bezrobocie w badanym okresie rosło, o tyle zatrudnienie spadało do grudnia 2009, po czym nastąpił wzrost zatrudnienia. Największy skok obserwujemy między grudniem 2010 a styczniem 2011. Wzrost ten mógł być powiązany z poprawą dynamiki wzrostu gospodarczego, która w 2010 roku była ponad dwukrotnie wyższa niż w 2009 (*Rynek pracy w Polsce* [MPIPS 2011]). Przeciętne zatrudnienie w pierwszym półroczu 2011 roku ukształtowało się na poziomie o 3,8% wyższym niż w analogicznym okresie roku poprzedniego. Wzrost ten obserwowano we wszystkich sekcjach sektora przedsiębiorstw z wyjątkiem *górnictwa i wydobywania* (por. [MPIPS 2011]). Wzrost dynamiki zatrudnienia jest dla gospodarki oznaką pomyślną. Oczekujemy zatem, że wzrost tego miernika będzie ujemnie skorelowany ze zmianami cen kontraktów sCDS, tzn. wzrost zatrudnienia powinien przekładać się na spadek cen kontraktów.

4.3.3. Wymiana z zagranicą

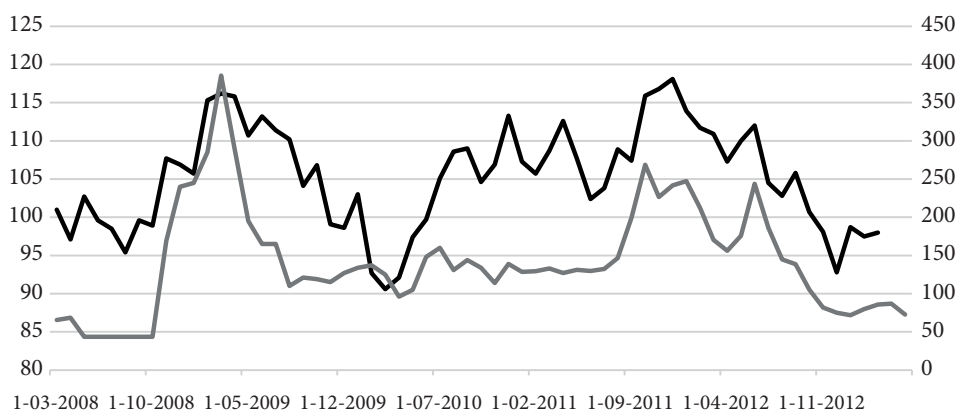
Jak wspomniano w rozdziale poświęconym kształtowaniu się sytuacji gospodarczej w Polsce w latach 2008–2013 w okresie kryzysu główną siłą napędową polskiej gospodarki był eksport. Jego atrakcyjność zwiększyła się jeszcze na skutek deprecja-

cji złotego. Na rysunku 4.12 przedstawiamy kształtowanie się cen transakcyjnych eksportu w badanym okresie. Rzeczywiście, zauważamy gwałtowny spadek cen pod koniec 2009 i na początku 2010 roku. Ceny transakcyjne zarówno importu, jak i eksportu osiągnęły minimum w marcu 2010 (por. rysunki 4.12–4.13).

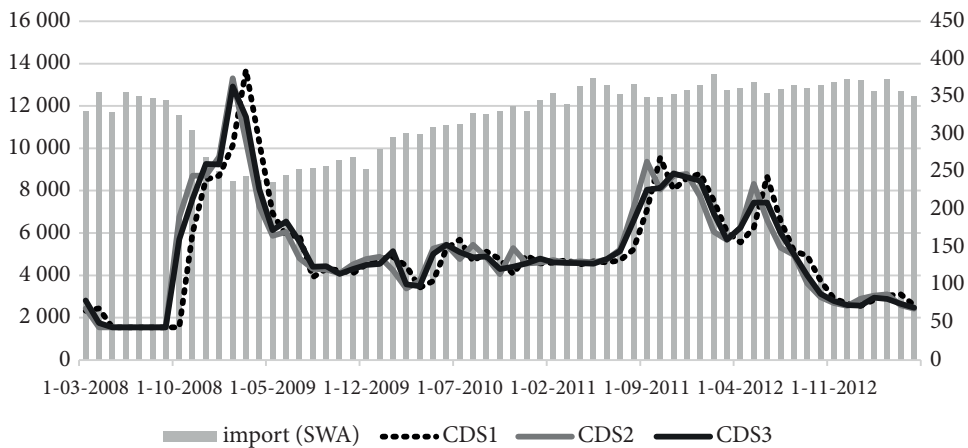
Z kolei na rysunkach 4.14–4.15 przedstawiamy wielkości importu i eksportu oczyszczone z wahań sezonowych, wyrażone w mln euro. Na rysunku 4.14 prezentujemy zmiany dynamiki importu na tle zmian cen kontraktów CDS. Miernik importu został oczyszczony z wahań sezonowych i dziennych (*seasonally and working-day adjusted*). Wyrażony jest w milionach euro, publikowany przez Eurostat i dostępny w bazie CEIC. Zauważamy, że wartość importu spadała na przełomie lat 2008–2009, przy czym okres spadku pokrywał się z okresem wzrostu cen kon-



Rysunek 4.12. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa, miernik CDS1) a ceny transakcyjne eksportu (oś lewa)



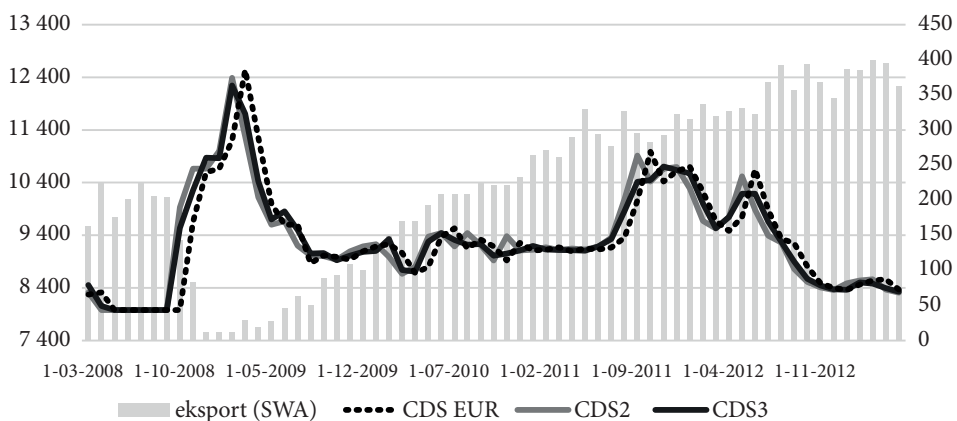
Rysunek 4.13. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa, miernik CDS1) a ceny transakcyjne importu (oś lewa)



Rysunek 4.14. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa) a dynamika importu (oś lewa). Import oczyszczony z wahań sezonowych i tygodniowych (korekta o dni robocze) – w mln euro

traktów sCDS. Od maja 2009 do maja 2011 obserwujemy wzrost wartości importu, a następnie jego stabilizację.

Na rysunku 4.15 ilustrujemy zmiany eksportu na tle zmian cen kontraktów sCDS. Podobnie jak miernik importu również prezentowany tu miernik eksportu został oczyszczony z wahań sezonowych i dziennych. Zauważamy, że jego dynamika przypomina dynamikę zmian importu – na przełomie lat 2008–2009 obserwujemy znaczny spadek, a potem systematyczny wzrost. W przypadku obu mierników – eksportu i importu zauważamy ich gwałtowną reakcję na początek kryzysu w Europie Środkowej. Po pierwszej fazie kryzysu nastąpiło stopniowe ożywienie i zmiany mierników handlu zagranicznego zdawały się nie zmieniać równoległe ze zmiana-



Rysunek 4.15. Import oczyszczony z wahań sezonowych i tygodniowych (korekta o dni robocze) – w mln euro na tle zmian cen kontraktów CDS

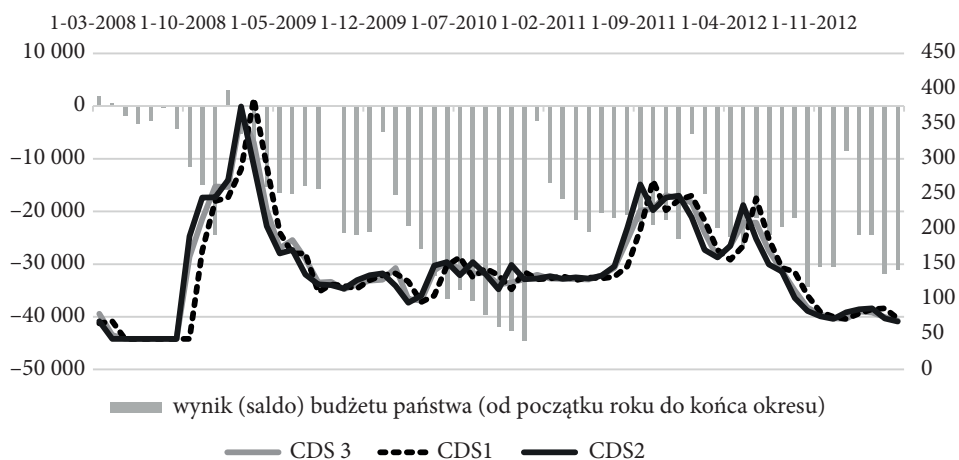
mi oceny ryzyka kraju wyrażonego przez cenę kontraktów sCDS. We wstępie do rozdziału 2 przytoczone zostały wyniki badań, zgodnie z którymi stwierdza się, że recesjom każdego typu towarzyszy spadek obrotów w handlu zagranicznym, przy czym spadek importu jest zwykle bardziej drastyczny niż spadek eksportu. Spadkowi obu wielkości powinien towarzyszyć zatem wzrost spreadów sCDS – oczekujemy więc ujemnej korelacji między tymi zmiennymi.

4.3.4. Saldo budżetu, zadłużenie Skarbu Państwa i jego obsługa

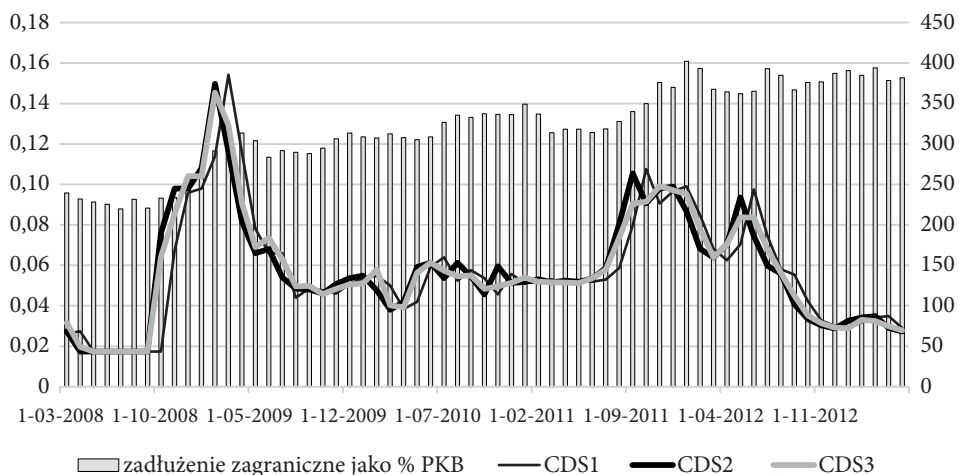
Ostatecznie, w naszym badaniu uwzględniamy czynniki związane z zadłużeniem i obsługą zadłużenia kraju. Bierzemy pod uwagę cztery wielkości: saldo budżetu państwa, zadłużenie zagraniczne w stosunku do PKB, dochodowość obligacji i – dla porównania – dochodowość obligacji polskich w stosunku do niemieckich (zmieniana uwzględniająca czynnik zewnętrzny).

Na rysunku 4.16 przedstawiamy zmiany salda budżetu państwa na tle zmian cen kontraktów CDS. Sytuacja finansów publicznych i budżetu państwa została już naszkicowana w poprzednim rozdziale. Najgorsza sytuacja w analizowanym okresie przypada na grudzień 2010, przy czym w całym okresie – oprócz stycznia 2009 – saldo było ujemne. Ponieważ zmienna: saldo charakteryzowała się sezonowością, w dalszych obliczeniach brano pod uwagę zarówno szereg oryginalny, jak i odsezonowany.

Na rysunku 4.17 przedstawiamy dynamikę zmian zadłużenia Skarbu Państwa wyrażonych w stosunku do PKB na tle zmian cen kontraktów sCDS. Zgodnie z intuicją, wzrostowi zadłużenia powinien odpowiadać wzrost cen kontraktów sCDS. Bierzemy pod uwagę zadłużenie zagraniczne, ponieważ z poprzednio przeprowa-



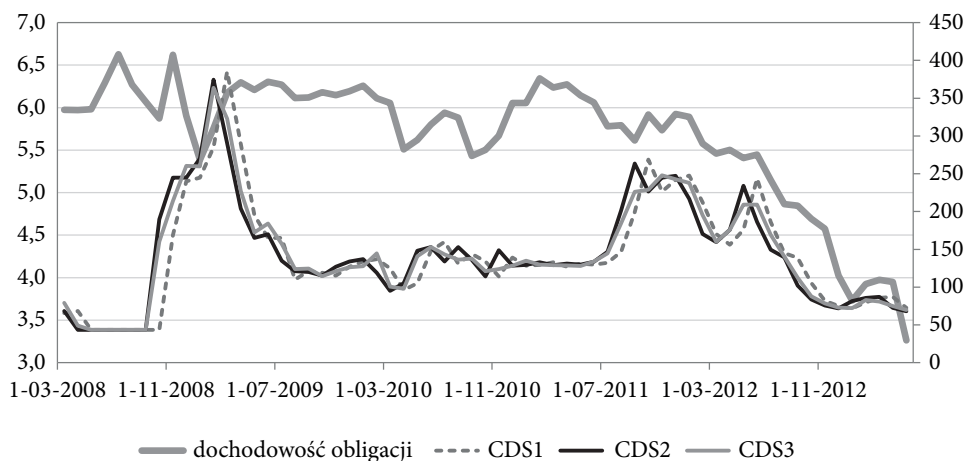
Rysunek 4.16. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa) a saldo budżetu państwa (oś lewa)



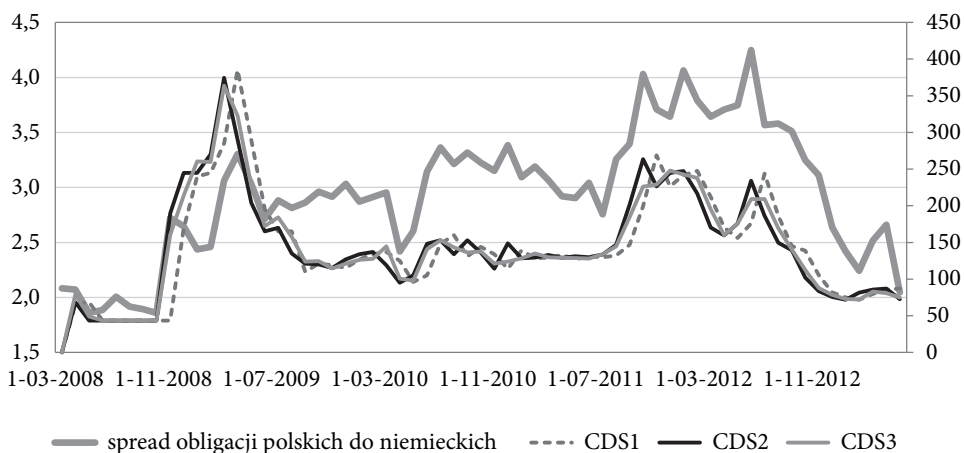
Rysunek 4.17. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa) a zadłużenie zagraniczne Skarbu Państwa w stosunku do PKB (oś lewa)

dzonych badań wiemy, że jest ono silniej związane ze zmianami cen kontraktów (por. [Kliber 2013]).

Na rysunku 4.18 przedstawiamy zmiany dochodowości obligacji 10-letnich. Ich dochodowość można traktować jako koszt obsługi pewnej części długu krajowego. Zauważamy, że o ile do 2012 roku dochodowość kształtowała się na poziomie 5,5–6,5%, to od 2012 zaczęła gwałtownie spadać. Nie zauważamy też tak wyraźnego wpływu kryzysu na dochodowość obligacji – zdają się one kształtować głównie pod wpływem czynników wewnętrznych.



Rysunek 4.18. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa) a dochodowość dziesięcioletnich obligacji (oś lewa)



Rysunek 4.19. Miesięczna dynamika cen kontraktu CDS (oś prawa) a spread dziesięcioletnich obligacji polskich nad niemieckie (oś lewa)

Ostatecznie na rysunku 4.19 Przedstawiamy kształtowanie się dynamiki spreadu obligacji polskich do niemieckich na tle cen kontraktów sCDS. Dynamika spreadu jest dużo bardziej zbliżona do dynamiki cen sCDS niż sama dochodowość obligacji. Wynika to z tego, że spread obligacji do nadwyżka stopy procentowej „ryzykownego” kraju nad stopą procentową – teoretycznie wolną od ryzyka. Do połowy 2009 roku spread sCDS był wyższy niż spread obligacji, a od czerwca 2009 tendencja uległa odwróceniu.

4.3.5. Oczekiwane zależności między wielkościami makroekonomicznymi a cenami kontraktów sCDS

W tabeli 4.2. przedstawione zostały oczekiwane zależności między zmianami cen kontraktów sCDS a zmianami wielkości makroekonomicznych. Ponieważ wybrane do badania zmienne makroekonomiczne są wskaźnikami koniunktury, oczekujemy, że zależności między spreadem sCDS a ich poziomami będą szczególnie widoczne w długim okresie. Dodatkowo w krótkim okresie oczekujemy, że zależności między wskaźnikami koniunktury i cenami sCDS będą ujemne, tzn. wzrostowi koniunktury powinien odpowiadać spadek cen kontraktów.

Na zakończenie rozdziału 3 przedstawione zostały zmienne, które w badaniach przeprowadzonych przez innych badaczy okazały się istotne dla wyjaśnienia dynamiki zmian cen kontraktów sCDS. W szczególności badania literaturowe dotyczące interakcji między cenami kontraktów sCDS a zmiennymi makroekonomicznymi potwierdzają istnienie zależności długookresowych między cenami kontraktów

Tabela 4.2. Oczekiwane zależności między zmianami wielkości makroekonomicznych a zmianami cen kontraktów sCDS

Zmienna	Zależność długo-okresowa	Zależność krótko-okresowa	Wyjaśnienie
Wskaźnik ufności konsumenckiej	tak	ujemna	Wzrost ufności konsumenckiej powinien przełożyć się na wzrost wydatków i tym samym – pobudzenia koniunktury i wzrostu dochodów budżetowych
Produkcja sprzedana w przemyśle	tak	ujemna	Spadek produkcji przemysłowej jest jedną z wczesnych oznak recesji (por. wstęp do rozdziału 2) – powinien towarzyszyć mu wzrost spreadu sCDS
Wskaźnik klimatu koniunktury w budownictwie	tak	ujemna	Kryzys na rynku nieruchomości towarzyszy dwóm najcięższym typom recesji (zgodnie klasyfikacją przedstawioną we wstępie do rozdziału 2). Pogorszeniu koniunktury w budownictwie powinien towarzyszyć wzrost spreadu sCDS
Liczba mieszkań oddanych do użytku	tak	ujemna	Wzrost liczby mieszkań oznacza poprawę koniunktury i zmniejszenie ryzyka niewypłacalności
Przeciętne zatrudnienie	tak	ujemna	Gospodarka o mniejszym bezrobociu charakteryzuje się bardziej elastycznym rynkiem pracy, zmniejszając jego podatność na zmiany otoczenia gospodarczego. Dodatkowo, mniejsze bezrobocie oznacza też mniejsze obciążenia z tytułu zasiłków, a zwiększa wpływy podatkowe
Wymiana z zagranicą	tak	ujemna	Recesjom każdego typu towarzyszy spadek obrotów w handlu zagranicznym, przy czym spadek importu jest zwykle bardziej drastyczny niż spadek eksportu. Spadkowi obu wielkości powinien towarzyszyć wzrost spreadów sCDS
Spread obligacji	tak	dotatnia	Spread obligacji jest miernikiem analogicznym do spreadu sCDS. Zmiany powinny zachodzić w tym samym kierunku
Dochodowość obligacji	tak	niejasna	Sposób, w jaki spread kontraktów sCDS jest powiązany ze zmianami dochodowości obligacji, nie jest jednoznacznie określony. Hand, Holthausen i Leftwich [1992] stwierdzili, że na skutek obniżenia ratingu spread obligacji zwykle spada. Ponieważ obniżenie ratingu jest tożsame ze wzrostem ryzyka niewypłacalności, takiemu posunięciu powinien towarzyszyć wzrost cen kontraktów sCDS. W zależności zatem od tego, jak jednocześnie zmieni się dochodowość obligacji najmniej ryzykownych w regionie, możemy oczekiwać dodatniej lub ujemnej korelacji między spreadem sCDS a dochodowością obligacji. Szerszą dyskusję na ten temat przedstawiamy w podrozdziale 6.2.3.
Saldo budżetu państwa	tak	ujemna	Duży deficyt budżetowy jest oznaką nierównowagi makroekonomicznej i przyczynia się do obniżenia ratingu. Długo utrzymujący się deficyt może oznaczać problemy instytucjonalne w państwie, zwiększając ryzyko niewypłacalności
Zadłużenie zagraniczne w stosunku do PKB	tak	dotatnia	Wzrost zadłużenia oznacza wzrost ryzyka niewypłacalności i powinien powodować wzrost spreadu sCDS

a obligacjami. Przykładowo, Coudert i Gex [2010a i 2013] pokazali, że rynek obligacji jest przodujący w stosunku do rynku kontraktów dla gospodarek rozwiniętych emitujących obligacje o niskiej dochodowości (por. też rozdział 6). W przypadku gospodarek wschodzących, emitujących obligacje o wysokiej dochodowości, badacze potwierdzają istnienie zależności odwrotnych. W wielu badaniach potwierdza się zależność między cenami kontraktów sCDS a zadłużeniem w relacji do PKB (np. [Yuan i Pongsiri 2015]). W badaniu Kliber [2013] dla Polski lat 2008–2011 autorka potwierdziła silny związek korelacyjny między cenami sCDS a poziomem zadłużenia zagranicznego, jak również znaczenie tejże wielkości w wyjaśnianiu dynamiki cen kontraktów oraz ich zmienności. Plank [2010] potwierdził znaczenie zmian importu i eksportu dla kształtowania dynamiki cen kontraktów sCDS. Natomiast pozostałe zmienne uwzględniane są w konstrukcji mierników ryzyka kraju lub ryzyka suwerennego, dlatego – zgodnie z intuicją – ich zmiany powinny wpływać bądź zachodzić równoległe ze zmianami cen kontraktów sCDS.

4.4. Badanie zależności długookresowych między cenami kontraktów sCDS a poziomem wybranych wskaźników gospodarczych

4.4.1. Badanie korelacji nieliniowych między poziomem cen kontraktów sCDS a wielkością wybranych wskaźników makroekonomicznych

W tabeli 4.3. przedstawiamy wartości współczynników korelacji nieliniowej (Kendalla i Spearmana) wyznaczone dla poziomów badanych zmiennych. Zauważamy, że istnieje istotna, ale niewysoka korelacja między poziomem cen kontraktów a większością wskaźników makroekonomicznych. Jedynie w przypadku produkcji sprzedanej w przemyśle przetwórczym oraz w przypadku spreadu obligacji korelacja jest niezerowa dla każdego wskaźnika (CDS1 – CDS4). Hipoteza o braku korelacji została odrzucona w większości przypadków dla wskaźnika CDS1 (np. wskaźnik koniunktury w budownictwie, saldo budżetu państwa, ale dla zadłużenia zagranicznego dopiero na poziomie istotności powyżej 8%). Oznaczać to może, że relacje, które zachodzą na rynku, powodowane są przez zmianę ryzyka kraju (mierzoną spreadem CDS), a nie przez zmiany wielkości wskaźników gospodarczych. Reguła ta nie sprawdza się w przypadku importu. W przypadku wyprzedzającego wskaźnika ufności konsumenckiej (WWUK) istnieje niezerowa korelacja dla mierników CDS1, CDS2 i CDS3 (na poziomie istotności 10%), natomiast została odrzucona dla miernika CDS4. Może to sugerować, że rynkowa cena kontraktów częściowo kształtuje się pod wpływem oczekiwań co do popytu konsumentów. Na-

Tabela 4.3. Współczynnik korelacji nieliniowej Kendall'a i Spearmana między poziomem cen kontraktów sCDS oraz wielkościami poszczególnych wskaźników makroekonomicznych

Zmienna	Kategoria ryzyka																
	kraju	kraju	kraju	kraju	kraju	suwe- renne	suwe- renne	kraju	liczba bezrobotnych	kraju	przeciętne za- trudnienie (sektor przedsiębiorstw)	kraju	eksport	kraju	suwe- renne	obligacje	kraju
CDS1 τ Kendall'a	-0,2052 (0,018)	-0,2442 (0,005)	-0,2368 (0,006)	0,02571 (0,767)	-0,1944 (0,025)	0,152 (0,080)	0,085 (0,337)	0,12061 (0,165)	-0,086 (0,319)	-0,122 (0,158)	-0,040 (0,649)	0,56 (<0,001)					
CDS1 ρ Spear- mana	-0,3010 (0,017)	-0,3526 (0,005)	-0,3281 (0,009)	0,0292 (0,820)	-0,2567 (0,042)	0,2186 (0,085)	0,096 (0,452)	0,1561 (0,222)	-0,135 (0,29)	-0,176 (0,166)	-0,061 (0,639)	0,69 (<0,001)					
CDS2 τ Kendall'a	-0,132 (0,123)	-0,155 (0,075)	-0,123 (0,154)	0,024 (0,785)	0,00 (>0,999)	0,065 (0,458)	-0,02 (0,807)	0,122 (0,158)	-0,139 (0,109)	-0,145 (0,09)	0,04 (0,66)	0,41 (<0,001)					
CDS3 τ Kendall'a	-0,134 (0,121)	-0,171 (0,05)	-0,140 (0,105)	0,169 (0,845)	0,041 (0,639)	0,198 (0,024)	0,006 (0,943)	0,114 (0,190)	-0,142 (0,100)	-0,147 (0,09)	0,03 (0,726)	0,44 (<0,001)					
CDS4 τ Kendall'a	-0,126 (0,146)	-0,138 (0,112)	-0,127 (0,144)	-0,01 (0,915)	-0,012 (0,887)	0,137 (0,118)	-0,001 (0,991)	0,132 (0,129)	-0,123 (0,154)	-0,133 (0,126)	0,004 (0,967)	0,409 (<0,001)					

Uwagi: BWUK – bieżący wskaźnik ufności konsumenciej, WWUK – wyprzedzający wskaźnik ufności konsumenciej, przetwórstwo przemysłowe – produkcja sprzedana przemysłu w cenach stałych, WKK – budownictwo – wskaźnik klimatu koniunktury w budownictwie, mieszkania – liczba mieszkań oddana do użytkowania, liczba bezrobotnych – odsezonowana stopa bezrobocia, eksport/import – wartość importu/eksportu w euro, wartości odsezonowane, obligacje – dochodowość obligacji dziesięcioletnich, spread – różnica między dochodowością polskich i niemieckich dziesięcioletnich obligacji. W nawiasie podano p-wartości dla hipotezy zerowej o braku zależności.

tomiast hipoteza zerowa o braku korelacji między bieżącym wskaźnikiem ufności konsumentkiej a ceną kontraktu CDS nie została odrzucona jedynie dla wyprzedzającego miernika CDS1, co może oznaczać istnienie sprzężenia zwrotnego między popytem konsumentów a cenami kontraktów sCDS. Hipoteza zerowa o braku korelacji została odrzucona dla: liczby mieszkań oddanych do użytku, bezrobocia, zatrudnienia, eksportu oraz poziomu dochodowości obligacji. Współczynnik korelacji dla pozostałych zmiennych okazał się ujemny.

Uderzający jest fakt braku istotnej korelacji dowolnego typu między jakimkolwiek miernikiem sCDS a dochodowością obligacji oraz fakt silnego powiązania między spreadem sCDS a spreadem obligacji polskich do niemieckich. Ilustruje to silną zależność cen kontraktów sCDS od sytuacji w otoczeniu kraju. Jeśli porównamy wartości bezwzględne korelacji między ceną sCDS a wszystkimi analizowanymi zmiennymi makroekonomicznymi, okazuje się, że w każdym przypadku najsilniejsze powiązanie występuje w przypadku jedynej w tym zbiorze zmiennej zawierającej element globalny. Stanowić to może argument w dyskusji na temat silniejszego wpływu otoczenia niż sytuacji wewnętrznej kraju na kształtowanie się cen kontraktów sCDS. Podkreślić jednak należy, że Polska była w okresie kryzysu krajem specyficznym, w niewielkim tylko stopniu dotkniętym przez załamanie koniunktury. W przypadku niestabilnej Grecji ceny kontraktów sCDS na dług rządowy tego kraju bez wątpienia powiązane były z sytuacją wewnętrzną – tezy o silniejszym wpływie czynników zewnętrznych na ceny kontraktów nie można więc uogólniać.

Odnosząc się do oczekiwanego kierunku powiązań między ceną kontraktów sCDS, a kształtowaniem się wielkości makroekonomicznych (tabela 4.2), możemy stwierdzić, że uzyskane wyniki są zgodne z intuicją. Wszystkie współczynniki korelacji między wskaźnikami koniunktury a cenami sCDS są ujemne, co oznacza, że spadkowi koniunktury (wyrażonej spadkiem produkcji sprzedanej w przemyśle, spadkiem koniunktury w budownictwie, pogorszeniem nastrojów konsumenckich, zmniejszeniem wielkości wymiany zagranicznej) towarzyszy wzrost cen kontraktów sCDS. Również zmniejszenie salda budżetu – będące wskaźnikiem pogorszenia się wiarygodności kredytowej kraju – pociąga za sobą wzrost premii sCDS. Natomiast powiązania zadłużenia i spreadu sCDS, jak również spreadu sCDS i spreadu obligacji mają znak dodatni.

4.4.2. Badanie zależności długookresowych między miesięcznymi cenami kontraktów sCDS a wielkościami makroekonomicznymi – procedura Engle’a-Grangera oraz Johanssena

Ponieważ badania zmienne są niestacjonarne, spróbowaliśmy zweryfikować istnienie długookresowych zależności między nimi a cenami kontraktów sCDS, posługując się badaniem kointegracji. W tym celu przeprowadziliśmy procedurę Engle’a-Grangera [Engle i Granger 1987]. W pierwszym kroku szacowaliśmy równanie typu:

$$(1 - L) y_t = (a - 1) y_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.1)$$

gdzie y_t oznacza poziom zmiennej objaśnianej zaobserwowany w chwili t , a L jest operatorem opóźnień, takim że $Lx_t = x_{t-1}$. Procedura Engle'a-Grangera polega na testowaniu reszt pochodzących z takich równań. Jeśli dla obu badanych zmiennych reszty są zintegrowane w stopniu pierwszym, to może istnieć równanie kointegrujące obie zmienne. W kolejnym kroku konstruujemy zatem równanie typu:

$$y_t = \alpha \cdot x_t + u_t \quad (4.2)$$

i ponownie badamy stopień zintegrowania reszt. Jeśli reszty są stacjonarne, oznacza to, że istnieje długookresowa zależność (kointegracja) między badanymi zmiennymi (por. również – dodatek: *Modele* do tego rozdziału).

Procedurę Engle'a-Grangera przeprowadziliśmy dla każdej pary zmiennych CDS-makro. Równanie długookresowej zależności udało się oszacować dla następujących par zmiennych: sCDS-mieszkania, sCDS-zatrudnienie, sCDS-eksport, sCDS-

Tabela 4.4. Wyniki testu Engle'a-Grangera dla relacji długookresowej między poziomem cen kontraktów CDS (miernik CDS4) oraz liczbą mieszkań oddanych do użytku

Wyszczególnienie	sCDS	Mieszkania	Reszty z równania kointegrującego
Autokorelacja reszt AR(1)	0,020	-0,067	-0,002
$(a - 1)$	-0,027	-0,035	-0,266
Statystyka testowa	-1,023 (0,276)	-0,976 (0,295)	-2,799 (0,046)
Równanie kointegrujące: CDS ~ mieszkania			
Współczynnik:		0,011 (<0,001)	
$R^2 = 0,790$			

Uwaga: Wykazano analogiczną zależność dla zmiennych: CDS1–CDS3.

Tabela 4.5. Wyniki testu Engle'a-Grangera dla relacji długookresowej między poziomem cen kontraktów CDS oraz poziomem bezrobocia

Wyszczególnienie	sCDS	Bezrobocie	Reszty z równania kointegrującego
Autokorelacja reszt AR(1)	0,020	0,005	-0,014
$(a - 1)$	-0,027	0,002	-0,14
Statystyka testowa	-1,023 (0,276)	1,40 (0,96)	-2,619 (0,09)
Równanie kointegrujące: CDS ~ bezrobocie			
Współczynnik:		15,606 (<0,001)	
$R^2 = 0,80$			

Uwaga: Wykazano analogiczną zależność dla zmiennych: CDS1–CDS3.

Tabela 4.6. Wyniki testu Engle’a-Grangera dla relacji długookresowej między poziomem cen kontraktów CDS oraz poziomem zatrudnienia

Wyszczególnienie	sCDS	Zatrudnienie	Reszty z równania kointegrującego
Autokorelacja reszt AR(1)	0,020	-0,001	-0,023
($a - 1$)	-0,027	0,0003	-0,175
Statystyka testowa	-1,023 (0,276)	0,553 (0,836)	-2,878 (0,04)
Równanie kointegrujące: CDS ~ zatrudnienie			
Współczynnik:		0,027 (<0,001)	
$R^2 = 0,82$			

Uwaga: Wykazano analogiczną zależność dla zmiennych: CDS1–CDS3.

Tabela 4.7. Wyniki testu Engle’a-Grangera dla relacji długookresowej między poziomem cen kontraktów CDS oraz importem

Wyszczególnienie	sCDS	Import	Reszty z równania kointegrującego
Autokorelacja reszt AR(1)	0,020	0,077	-0,037
($a - 1$)	-0,027	-0,0004	-0,150
Statystyka testowa	-1,023 (0,276)	0,077 (0,707)	-2,763 (0,05)
Równanie kointegrujące: CDS ~ import			
Współczynnik:		0,012 (<0,001)	
$R^2 = 0,76$			

Uwaga: Wykazano analogiczną zależność dla zmiennych: CDS1–CDS3.

Tabela 4.8. Wyniki testu Engle’a-Grangera dla relacji długookresowej między poziomem cen kontraktów CDS oraz eksportem

Wyszczególnienie	sCDS	Eksport	Reszty z równania kointegrującego
Autokorelacja reszt AR(1)	0,020	0,033	-0,022
($a - 1$)	-0,027	0,003	-0,144
Statystyka testowa	-1,023 (0,276)	0,778 (0,881)	-2,612 (0,07)
Równanie kointegrujące: CDS ~ eksport			
Współczynnik:		0,013 (<0,001)	
$R^2 = 0,76$			

Uwaga: Wykazano analogiczną zależność dla zmiennych: CDS1–CDS3.

Tabela 4.9. Wyniki testu Engle’a-Grangera dla relacji długookresowej między poziomem cen kontraktów CDS (miernik CDS1) oraz zadłużenia zagranicznego w relacji do PKB

Wyszczególnienie	sCDS	Zadłużenie	Reszty z równania kointegrującego
Autokorelacja reszt AR(1)	0,130	-0,012	0,156
($a - 1$)	-0,045	0,015	-0,424
Statystyka testowa	-1,663 (0,091)	1,759 (0,982)	-2,87 (0,038)
Równanie kointegrujące: CDS ~ zadłużenie			
Współczynnik:		1107,91 (<0,001)	
$R^2 = 0,82$			

Tabela 4.10. Wyniki testu Engle’a-Grangera dla relacji długookresowej między poziomem cen kontraktów CDS (miernik CDS4) oraz dochodowością dziesięcioletnich obligacji

Wyszczególnienie	sCDS	Obligacje	Reszty z równania kointegrującego
Autokorelacja reszt AR(1)	0,020	-0,007	-0,068
($a - 1$)	-0,027	-0,0076	-0,187
Statystyka testowa	-1,023 (0,276)	-1,300 (0,208)	-3,28 (0,012)
Równanie kointegrujące: CDS ~ obligacje			
Współczynnik:		25,71 (<0,001)	
$R^2 = 0,83$			

Uwaga: Wykazano analogiczną zależność dla zmiennych: CDS1–CDS3.

Tabela 4.11. Wyniki testu Engle’a-Grangera dla relacji długookresowej między poziomem cen kontraktów CDS (miernik CDS4) oraz spreadem dziesięcioletnich obligacji do obligacji niemieckich

Wyszczególnienie	sCDS	Spread	Reszty z równania kointegrującego
Autokorelacja reszt AR(1)	0,020	-0,007	-0,048
($a - 1$)	-0,027	-0,0076	-0,173
Statystyka testowa	-1,023 (0,276)	-1,300 (0,208)	-2,79 (0,04)
Równanie kointegrujące: CDS ~ spread			
Współczynnik:		49,84 (<0,001)	
$R^2 = 0,87$			

Uwaga: Wykazano analogiczną zależność dla zmiennych: CDS1–CDS3.

-import oraz sCDS-obligacje. Wyniki prezentujemy w tabelach 4.4–4.10. Hipoteza o istnieniu długookresowej zależności między poziomem cen kontraktów a bezrobociem, jak również między poziomem cen kontraktów a eksportem została przyjęta na granicy istotności (p wartości wyniosły odpowiednio: 0,09 i 0,07) – por. tabela 4.4 i tabela 4.7. Obliczenia wykonano w programie GRETL [Cottrel i Lucchetti 2014].

W przypadku pozostałych zmiennych makroekonomicznych procedura Engle’a-Grangera nie pozwoliła na określenie długookresowych zależności między zmiennymi. Ostatecznie stwierdzamy zatem, że istnieją zależności długookresowe między cenami kontraktów sCDS a następującymi wielkościami makroekonomicznymi: liczbą mieszkań oddawanych do użytkowania, bezrobociem, zatrudnieniem w sektorze przedsiębiorstw, eksportem, importem, a także: zadłużeniem zagranicznym w relacji do PKB, dochodowością 10-letnich obligacji oraz spreadem obligacji polskich do niemieckich. Możemy zatem stwierdzić, że szeregi cen kontraktów sCDS są w długim okresie powiązane ze zmienną związaną bezpośrednio ze zmianami wypłacalności kraju (dochodowość obligacji, zadłużenie). Dodatkowo w długim okresie są powiązane też z kształtowaniem się zmiennych będących wskaźnikami koniunktury (ale niebędących **bezpośrednimi** wskaźnikami wypłacalności kraju), jak również ze zmienną powiązaną, z jednej strony, z wypłacalnością kraju, ale z drugiej – silnie reagującą na zmiany koniunktury w Europie – tj. ze spreadem obligacji. Jest to kolejny argument na poparcie tezy, że ryzyko odzwierciedlane przez ceny kontraktów jest szersze niż ryzyko suwerenne.

Ponieważ jednak potwierdzono istnienie zależności długookresowych między dochodowością obligacji a spreadem kontraktów sCDS oraz zadłużeniem a spreadem sCDS, a w poprzednim badaniu zwrócono uwagę na istnienie istotnej zależności korelacyjnej między saldem budżetu państwa a dynamiką cen kontraktów, możemy stwierdzić, że istnieją też silne argumenty na potwierdzenie tego, że premia kontraktów sCDS nie jest oderwana od ryzyka suwerennego kraju.

4.5. Badanie zależności między zmianami cen kontraktów sCDS a zmianami wielkości makroekonomicznych

W tabeli 4.12 przedstawiamy wyniki badania dla stacjonarnych przyrostów zmiennych, wraz z wynikami testu na istotność współczynnika korelacji. Zauważamy, że związek między zmianami spreadu obligacji polskich do niemieckich oraz zmianami cen kontraktów sCDS (miernik CDS1²⁷) jest najsilniejszy (korelacja rzędu 0,65).

²⁷ Dla przypomnienia: miernik CDS1 to cena kontraktu z pierwszego dnia miesiąca, CDS2 – z ostatniego dnia miesiąca, CDS3 – wartość średnia ceny w danym miesiącu, a CDS4 – średnia cena z dni 15–20 danego miesiąca.

Tabela 4.12. Korelacje zmian cen kontraktu CDS ze zmianami wielkości makroekonomicznych oraz miesięcznych dochodowości dziesięcioletnich obligacji krajowych

Wsp. korelacji	BWUK	WWUK	Przetwórstwo przemysłowe	WKK - budownictwo	Mieszkania	Saldo budżetu państwa	Zadłużenie zagraniczne	Liczba bezrobotnych	Przeciętne zatrudnienie (sektor przedsiębiorstw)	Eksport	Import	Obligacje	Spread
CDS1	-0,1737 (0,219)	-0,2209 (0,127)	-0,4011 (0,011)	-0,4757 (0,004)	0,0850 (0,494)	-0,0232 (0,859)	0,1065 (0,410)	0,065 (0,618)	-0,0745 (0,5796)	-0,227 (0,077)	-0,219 (0,087)	0,3546 (0,001)	0,647 (<0,001)
CDS2	-0,298 (0,019)	-0,393 (0,002)	-0,413 (<0,001)	-0,381 (0,002)	-0,224 (0,080)	-0,016 (0,899)	0,1238 (0,338)	-0,040 (0,758)	0,048 (0,713)	-0,230 (0,072)	-0,199 (0,121)	0,150 (0,91)	-0,033 (0,802)
CDS3	-0,317 (0,012)	-0,414 (<0,001)	-0,538 (<0,001)	-0,532 (<0,001)	-0,112 (0,357)	-0,040 (0,759)	0,2153 (0,093)	0,031 (0,812)	0,020 (0,879)	-0,298 (0,019)	-0,267 (0,036)	0,088 (0,497)	0,161 (0,212)
CDS4	-0,229 (0,079)	-0,28 (0,029)	-0,436 (<0,001)	-0,477 (<0,001)	0,005 (0,970)	0,045 (0,732)	0,1126 (0,388)	0,065 (0,619)	-0,035 (0,788)	-0,243 (0,06)	-0,152 (0,241)	0,323 (0,011)	0,535 (<0,001)

Uwagi: BWUK – bieżący wskaźnik ufności konsumenckiej, WWUK – wyprzedzający wskaźnik ufności konsumenckiej, przetwórstwo przemysłowe – produkcja sprzedana przemysłu w cenach stałych, WKK – budownictwo – wskaźnik klimatu koniunktury w budownictwie, mieszkania – liczba mieszkań oddana do użytkowania, eksport/import – wskaźnik cen transakcyjnych eksportu/importu, obligacje – dochodowość obligacji dziesięcioletnich;

p – wartości podano dla testu istotności korelacji przy hipotezie zerowej: $\rho = 0$. Statystyka testowa postaci: $\frac{\rho}{\sqrt{1-\rho}} \sqrt{n-2} \sim t(n-2)$.

Obserwujemy również wysoką korelację między zmianami klimatu koniunktury w budownictwie, a zmianami cen kontraktów (w ujęciu miesięcznym) oraz między zmianami produkcji sprzedanej w przemyśle przetwórczym a zmianami cen kontraktów. Współczynnik korelacji dla miernika CDS3 jest rzędu $-0,5$. Pozostałe korelacje nie są zbyt wysokie. Obserwujemy zależność odwrotną między zmianami wskaźnika ufności konsumenckiej a zmianami cen kontraktów (rzędu $-0,3$). Nieco wyższa co do wartości bezwzględnej, ale dodatnia, jest zależność między zmianami cen kontraktów a zmianami cen obligacji. Istnieje również odwrotna zależność między zmianami importu a zmianami cen kontraktów oraz między zmianami eksportu a zmianami cen kontraktów, przy czym najsilniejsza zależność zachodzi w przypadku miernika CDS3 (średnia cena kontraktu w danym miesiącu). Natomiast korelacja między zmianami cen kontraktu a zmianami liczby mieszkań oddanych do użytkowania jest zerowa dla mierników CDS1 oraz CDS3, natomiast na poziomie istotności $0,08$ możemy mówić o istnieniu zależności odwrotnej między liczbą mieszkań oddanych do użytkowania a miernikiem CDS2. Na poziomie istotności $0,093$ możemy też stwierdzić istnienie dodatniej korelacji między zmianą zadłużenia zagranicznego (w stosunku do PKB) i zmianą średniej miesięcznej ceny kontraktu (CDS3). Nie wykryliśmy zależności liniowych między zmianami cen kontraktów a zmianami w przeciętnym zatrudnieniu w sektorze przedsiębiorstw, zmianami w liczbie bezrobotnych oraz zmianami salda budżetu państwa. Znak współczynnika korelacji we wszystkich przypadkach, w których zmienna okazała się istotna, jest zgodny z intuicją (por. tabela 4.2).

4.5.1. Przyczynowość w sensie Grangera dla zmian cen sCDS i zmian wielkości makroekonomicznych

W następnym kroku zbadaliśmy przyczynowość w sensie Grangera [Granger 1969]²⁸ dla poszczególnych par zmiennych. Testowane hipotezy zerowe miały następującą postać:

H_0 : *Zmiany i-tej zmiennej makroekonomicznej nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów CDS.*

Test oparty został na porównaniu oszacowań dwóch modeli – w pierwszym zmiany cen kontraktów sCDS objaśniane były jedynie przez swoje własne zmiany z przeszłości (opóźnione o jeden okres). W drugim – zbiór zmiennych objaśniających był powiększany o zmiany wskaźników makroekonomicznych (opóźnionych o jeden

²⁸ Przyczynowość w sensie Grangera jest jednym z możliwych typów przyczynowości zachodzących między zjawiskami. Dobry przegląd metod badania przyczynowości można znaleźć np. w pozycji [Osińska 2008]. Zob. też: [Osińska 2011; Syczewska 2014; Lu i in. 2014].

Tabela 4.13. Wyniki testu przyczynowości w sensie Grangera. Hipoteza zerowa: dana wielkość nie jest przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS

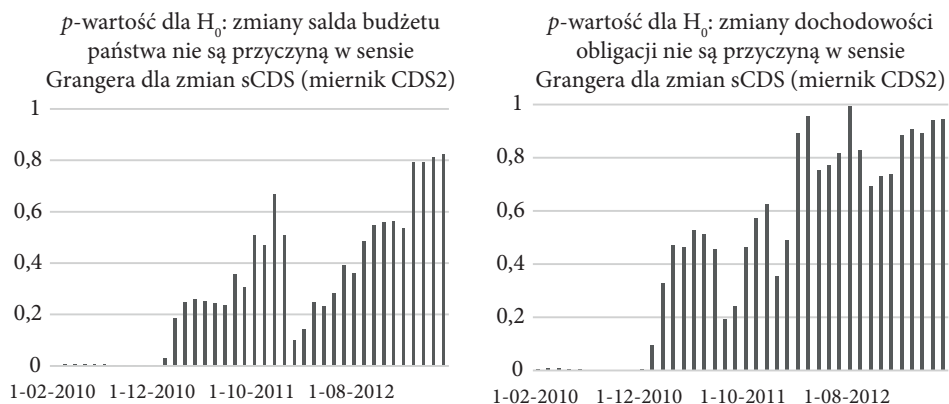
Postać równania	Wartość statystyki testowej <i>F</i>				Wniosek
	CDS1	CDS2	CDS3	CDS4	
dCDS~dBWUK	4,0112 (0,049)	1,931 (0,170)	1,174 (0,283)	2,976 (0,09)	Odrzucamy H_0 dla CDS1
dCDS~dWWUK	8,7716 (0,004)	0,380 (0,54)	0,003 (0,960)	6,903 (0,011)	Odrzucamy H_0 dla CDS1 i CDS4
dCDS~dPrzemysł	9,2498 (0,003)	1,063 (0,31)	1,108 (0,297)	14,221 ($<0,001$)	Odrzucamy H_0 dla CDS1 i CDS4
dCDS~dBudownictwo	8,7659 (0,004)	0,023 (0,880)	0,175 (0,677)	8,628 (0,005)	Odrzucamy H_0 dla CDS1 i CDS4
dCDS~dMieszkania	5,2898 (0,025)	2,09 (0,154)	0,005 (0,942)	0,472 (0,495)	Odrzucamy H_0 dla CDS1
dCDS~dSALDO	0 (0,999)	0,724 (0,40)	2,11 (0,152)	0,412 (0,524)	Brak podstaw do odrzucenia H_0
dCDS~dSALDO_2 (ODSEZONOWANE)	0,090 (0,767)	4,674 (0,035)	2,162 (0,147)	0,001 (0,937)	Odrzucamy H_0 dla CDS2
dCDS~dDŁUG	39,519 ($<0,001$)	0,577 (0,451)	5,526 (0,022)	25,319 ($<0,001$)	Odrzucamy H_0 dla CDS1, CDS3 i CDS4
dCDS~dBEZROBOCIE	0,159 (0,69)	2,596 (0,112)	2,591 (0,091)	0,134 (0,716)	Brak podstaw do odrzucenia H_0
dCDS~dZATRUDNIENIE	0,2225 (0,639)	0,774 (0,383)	1,50 (0,226)	0,075 (0,785)	Brak podstaw do odrzucenia H_0
dCDS~dEKSPORT	2,52 (0,118)	0,50 (0,51)	0,65 (0,423)	3,045 (0,09)	Odrzucamy H_0
dCDS~dIMPORT	1,73 (0,194)	1,333 (0,253)	1,236 (0,271)	2,959 (0,09)	Brak podstaw do odrzucenia H_0
dCDS~dOBLIGACJE	0,487 (0,448)	7,854 (0,007)	3,748 (0,058)	0,998 (0,322)	Odrzucamy H_0 dla CDS2
dCDS~dSPREAD	3,878 (0,054)	2,269 (0,137)	2,352 (0,131)	3,317 (0,07)	Odrzucamy H_0 dla CDS1 i CDS4

Uwaga: Obliczenia zostały wykonane w pakiecie *lmtest* (R Cran). Pogrubiono przypadki, w których przeprowadzony test nie pozwolił na stwierdzenie przyczynowości.

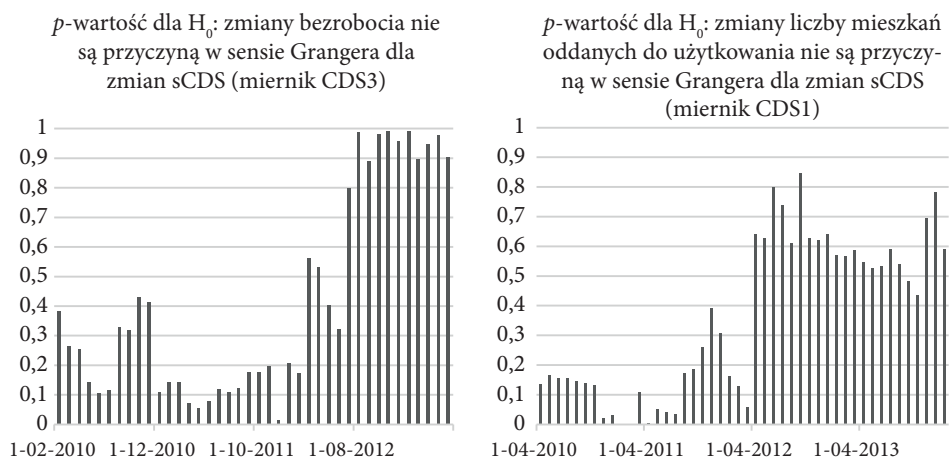
okres). Konkurencyjne modele porównywane były za pomocą statystyki *F*. Wyniki przedstawione zostały w tabeli 4.13.

Zauważamy, że hipoteza o braku przyczynowości została odrzucona w przypadku obu wskaźników klimatu koniunktury, przetwórstwa przemysłowego, budownictwa, liczby mieszkań oddanych do użytku, bezrobocia, eksportu i importu (te trzy ostatnie na poziomie istotności 0,09), odsezonowanego salda budżetu państwa, długu zagranicznego oraz dochodowości obligacji i spreadu obligacji. Nie mieliśmy

podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej w przypadku: **bezrobocia, zatrudnienia i salda budżetu państwa** (uwzględniającego sezonowość). Ponadto w przypadku odsezonowanego salda oraz obligacji hipoteza zerowa została odrzucona tylko dla wskaźnika CDS2 (notowania z końca miesiąca), w przypadku liczby mieszkań – tylko dla CDS1 (notowania z początku miesiąca), w przypadku bezrobocia – dla CDS3



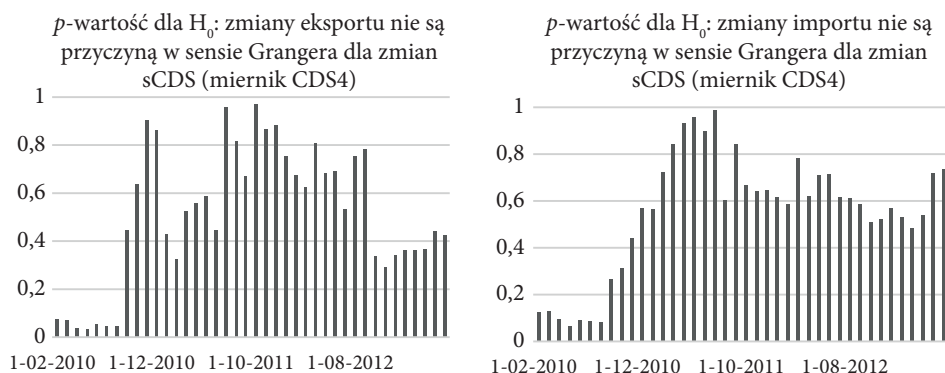
Rysunek 4.20. P-wartość dla hipotezy zerowej: zmiany salda budżetu państwa nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS (lewy wykres) oraz zmiany dochodowości obligacji nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS (prawy wykres)



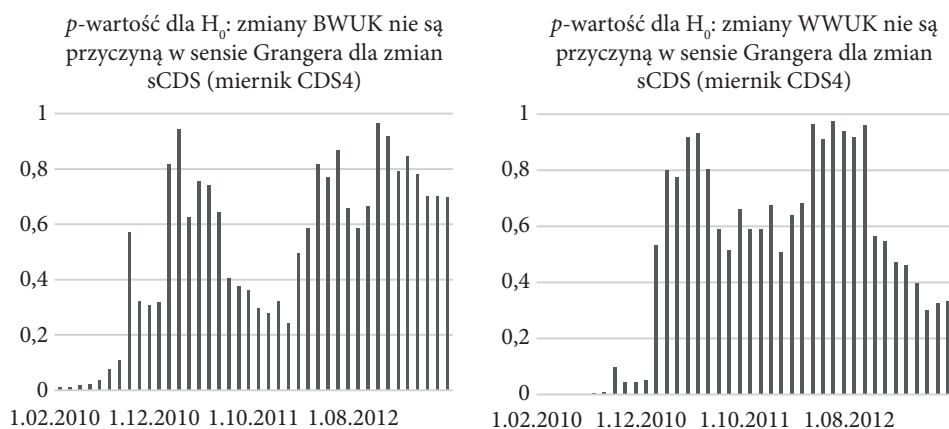
Rysunek 4.21. P-wartość dla hipotezy zerowej: zmiany bezrobocia nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS (lewy wykres) oraz zmiany liczby mieszkań oddanych do użytkowania nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS (prawy wykres)

(średnia z miesiąca), w przypadku eksportu i importu – tylko dla CDS4 (średnia z okresu wokół ogłoszenia makroekonomicznego).

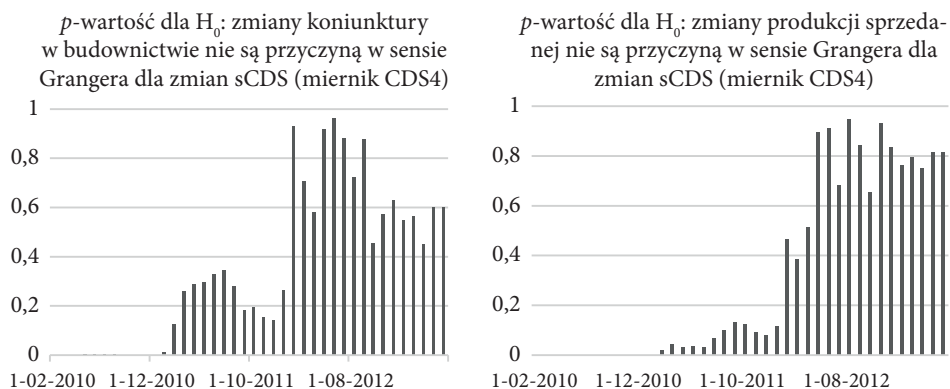
Aby dokładniej prześledzić naturę zależności, przeprowadziliśmy dokładniejsze badanie przyczynowości, dla dwuletnich podokresów. Na rysunkach 4.20–4.25 przedstawiamy kształtowanie się p -wartości dla **hipotezy zerowej o braku przyczynowości**. Ponieważ w przypadku zmiennych, dla których hipoteza zerowa nie



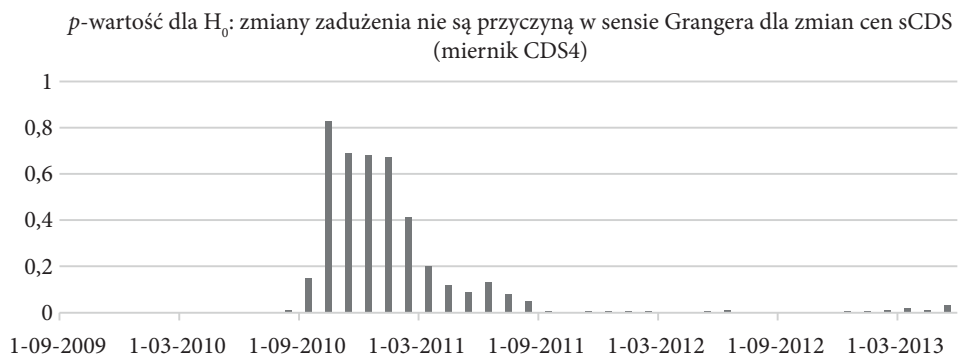
Rysunek 4.22. P-wartość dla hipotezy zerowej: zmiany eksportu nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS (lewy wykres) oraz zmiany importu nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS (prawy wykres)



Rysunek 4.23. P-wartość dla hipotezy zerowej: zmiany wyprzedzającego wskaźnika ufności konsumenckiej nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS (lewy wykres) oraz zmiany bieżącego wskaźnika ufności konsumenckiej nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS (prawy wykres)



Rysunek 4.24. P-wartość dla hipotezy zerowej: zmiany koniunktury w budownictwie nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS (lewy wykres) oraz zmiany produkcji sprzedanej nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS (prawy wykres)



Rysunek 4.25. P-wartość dla hipotezy zerowej: zmiany zadłużenia nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS (miernik CDS4)

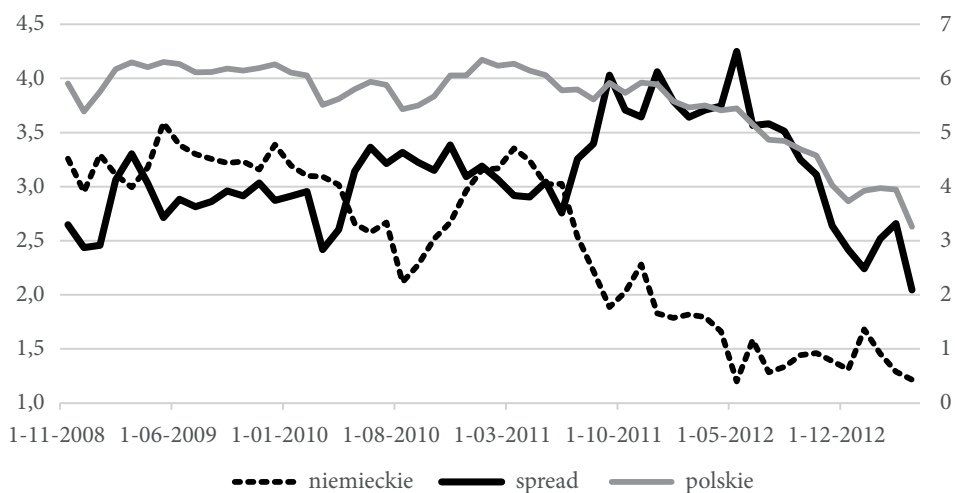
została odrzucona w całym okresie, badanie w podokresach nie wykazało istnienia zależności, ograniczamy się do ilustracji tych zmiennych, dla których przyczynowość została wykazana. Przyczynowość badana była w okresach dwuletnich, a daty na osiach X pokazują koniec okresu. Zauważamy, że *p*-wartość była mała na początku kryzysu, a od 2011 roku zaczynała rosnąć. Działo się tak dla wszystkich wskaźników z wyjątkiem bezrobocia i liczby mieszkań oddanych do użytkowania. Oznacza to, że w momencie apogeum kryzysu wartości makroekonomiczne odgrywały rolę cenotwórczą dla kontraktów sCDS. Przeczy to w pewnym stopniu spostrzeżeniom, że w okresie kryzysu ceny kontraktów kształtują się głównie pod wpływem czynników globalnych. Być może opisywana w literaturze zależność ma zastosowa-

nie do dziennych fluktuacji cen kontraktów. W przypadku miesięcznych cen kontraktów sCDS na dług polskiego rządu – jak widzimy – koniunktura gospodarcza również odgrywała istotną rolę dla ich kształtowania się. Co interesujące – zależność ta osłabła w późniejszym okresie. Być może miało na to wpływ wprowadzenie ograniczenia handlu niepokrytymi kontraktami sCDS, o którym wspomniano już wcześniej, a którego analizie poświęcony jest ostatni rozdział tej książki. Na tle tych wyników odmiennie prezentuje się wykres uzyskany dla zadłużenia. W przypadku tej zmiennej hipoteza o braku przyczynowości została odrzucona na początku i na końcu badanego okresu. Możemy przypuszczać, że w okresie kryzysu greckiego inwestorzy większą wagę przykładali do kształtowania się ryzyka w Europie, co uzasadniałoby osłabienie przyczynowości w okresie 2010–2011.

4.5.2. Model wektorowej autoregresji

Ponieważ interesuje nas znalezienie zależności między ceną kontraktów sCDS a kształtowaniem się zmiennych makroekonomicznych, oszacowaliśmy model VAR(1) dla zmiennych, dla których hipoteza o braku przyczynowości została odrzucona. Za miesięczny wskaźnik ceny kontraktu przyjęliśmy zmienną CDS4. Miesięcznie notowane wskaźniki makroekonomiczne traktowaliśmy jako zmienne egzogeniczne, natomiast spread obligacji i dochodowość obligacji – notowane dziennie – uznaliśmy za zmienne endogeniczne. Następnie, metodą regresji krokowej, usuwając z modelu nieistotne zmienne w kolejności zależnej od ich p -wartości (tj. w danym kroku usuwaną zmienną była zawsze ta, która miała największą p -wartość w równaniu dla CDS4). Ostateczne wyniki przedstawiamy w tabeli 4.13. Zauważamy, że zmiennymi, które w analizowanym układzie wyjaśniają zmiany cen kontraktów sCDS, są: zmiany cen kontraktu z poprzedniego okresu, zmiany wielkości spreadu obligacji polskich do niemieckich, zmiany dochodowości obligacji polskich oraz zmiany produkcji sprzedanej w przemyśle przetwórczym. Zestaw wymienionych zmiennych w niewielkim stopniu, bo tylko w 30%, wyjaśnia zmienność cen kontraktów – 70% zmienności to czynniki spoza analizowanego układu. W przypadku spreadu obligacji istotnymi zmiennymi okazały się opóźnione ceny kontraktów sCDS oraz opóźnione zmiany spreadu. Ostatecznie zmiany cen obligacji istotnie wyjaśniały jedynie opóźnione zmiany wielkości spreadu. Ponadto, zmiany produkcji w przemyśle przetwórczym oraz zmiany spreadu należy uznać za destymulanty, podczas gdy zmiany dochodowości obligacji – za stymulanty. O ile spadek produkcji sprzedanej jest z punktu widzenia koniunktury informacją niepomyślną i następujący po nim wzrost spreadu jest zrozumiały, to wyjaśnienia może wymagać zależność między zmianami spreadu sCDS i obligacji. Wcześniej wspomniano, że są to wielkości analogiczne, w związku z tym moglibyśmy oczekiwać pozytywnej zależności między nimi. Jeśli jednak porównamy dzienną dynamikę dochodowo-

ści polskich obligacji i dynamikę spreadu (rysunki 4.17 i 4.18) oraz zależności miesięczne (rysunek 4.26), zauważamy, że w pierwszym okresie dochodowość polskich obligacji cechowała się małą dynamiką w porównaniu ze spreadem obligacji. Może z tego wynikać, że spread obligacji kształtował się w większym stopniu pod wpływem zmian dochodowości obligacji niemieckich, a nie polskich. Jeśli dochodowość polskich obligacji się nie zmieniała, a spread spadał, oznaczało to wzrost dochodowości obligacji niemieckich (por. rysunek 4.23), a zatem niekorzystne zmiany czynnika globalnego. W tym sensie spadek spreadu mógł być informacją niekorzystną, a sama zmienna – destymulantą.



Rysunek 4.26. Miesięczne zmiany dochodowości dziesięcioletnich obligacji polskich i niemieckich oraz różnicy (spreadu) między dochodowościami (2008–2013)

W celu dokładniejszej analizy zależności między badanymi wielkościami dokonaliśmy **dekompozycji wariancji** macierzą Cholesky'ego. W procedurze tej istotne jest uszeregowanie zmiennych. Kolejność uszeregowania zmiennych odpowiada przekonaniom badacza o sile ich wpływu na układ zmiennych, tj. zmienna na pierwszym miejscu jest podejrzewana o najsilniejszy wpływ na cały układ. Poniżej przedstawiamy wyniki dla różnorodnego uszeregowania zmiennych. W pierwszym podejściu zakładamy, że to czynniki makroekonomiczne w najsilniejszym stopniu wpływają na kształtowanie się cen kontraktów sCDS, obligacji i spreadu, dlatego zmienne szeregujemy w następujący sposób: dOBL – dSPR – dCDS. W tabeli 4.14 przedstawiamy dekompozycję wariancji dla kolejnych 5 okresów (w naszym przypadku jest to 5 miesięcy). Zauważamy, że największym błędem charakteryzuje się zmienna dCDS4. W pierwszym okresie 73,6% wariancji błędu prognozy tej zmien-

Tabela 4.14. Oszacowanie modelu VAR(1). Zmienne endogeniczne: dCDS4, dOBL, dSPR, zmienna egzogeniczna: dPRZETW

Współczynnik	Oszacowanie	Błąd	p-wartość
Równanie dla dCDS4 ($R^2 = 0,29$)			
Stała	-0,470	4,113	0,909
dCDS4(-1)	0,330	0,144	0,026
dSPR(-1)	-38,602	19,012	0,047
dOBL(-1)	10,324	17,505	0,558
dPRZETW(-1)	-4,680	2,182	0,036
Równanie dla dSPR ($R^2 = 0,12$)			
Stała	0,014	0,035	0,691
dCDS4(-1)	0,003	0,001	0,012
dSPR(-1)	-0,446	0,161	0,008
dOBL(-1)	0,242	0,167	0,153
dPRZETW(-1)	-0,005	0,015	0,736
Równanie dla dOBL ($R^2 = 0,08$)			
Stała	-0,039	0,035	0,270
dCDS4(-1)	-0,001	0,001	0,606
dSPR(-1)	-0,279	0,146	0,061
dOBL(-1)	0,209	0,195	0,287
dPRZETW(-1)	-0,011	0,017	0,532

Uwaga: Obliczenia wykonano w programie GRET.L.

nej wyjaśnić można przez szokową zmianę jej samej, a po 13% – szokową zmianą spreadu obligacji oraz dochodowości obligacji. Już w kolejnym miesiącu udział zmienności obligacji maleje na korzyść zmienności spreadu. Jeśli zmienimy uszeregowanie tak, aby na pierwszym miejscu był spread (dSPR – dOBL-dCDS), czyli zakładając, że na badany układ większy wpływ wywierają czynniki zewnętrzne, sytuacja zmienia się diametralnie. Wpływ szokowej zmiany dochodowości obligacji na wariancję błędu prognozy ceny kontraktu sCDS maleje do 0,029% w pierwszym okresie, po czym w drugim wzrasta do 0,5% i na takim poziomie pozostaje. Bardzo duży okazuje się natomiast wpływ zmienności spreadu obligacji na wariancję błędu prognozy dochodowości obligacji (tabela 4.15).

Możemy zatem z przeprowadzonego badania wyciągnąć następujące wnioski: najsilniejsza zależność zachodzi między spreadem sCDS a spreadem obligacji. Dochodowość obligacji jest w pewnym sensie izolowana od wpływu czynników działających na te zmienne. Domyślamy się, że szczególnie od czynnika globalnego. Potwierdza to spostrzeżenia innych badaczy, że dochodowość obligacji jest dużo silniej związana z lokalną sytuacją makroekonomiczną niż z sytuacją globalną (por. np. [Kocsis 2014]).

Tabela 4.15. Dekompozycja wariancji błędu prognozy dla zmiennych uszeregowanych w następujący sposób: obligacje – spread – CDS

Okres	Błąd	dCDS4	dSPR	dOBL
Dekompozycja wariancji dla zmiennej dCDS4				
1	28,826	73,607	13,302	13,091
2	30,285	73,947	14,066	11,988
3	30,296	73,897	14,063	12,041
4	30,297	73,895	14,065	12,040
5	30,297	73,895	14,065	12,040
Dekompozycja wariancji dla zmiennej dSPR				
1	0,275	0,000	53,685	46,315
2	0,290	5,714	52,579	41,707
3	0,290	5,879	52,443	41,679
4	0,290	5,882	52,443	41,674
5	0,290	5,883	52,443	41,674
Dekompozycja wariancji dla zmiennej dOBL				
1	0,260	0,000	0,000	100,000
2	0,269	0,427	5,596	93,977
3	0,270	1,555	5,588	92,857
4	0,270	1,563	5,590	92,848
5	0,270	1,563	5,590	92,847

Uwaga: Obliczenia wykonano w programie GRET.L.

Tabela 4.16. Dekompozycja wariancji błędu prognozy dla zmiennych uszeregowanych w następujący sposób: spread – obligacje – CDS

Okres	Błąd	dCDS4	dSPR	dOBL
Dekompozycja wariancji dla zmiennej dCDS4				
1	28,826	73,607	26,364	0,029
2	30,285	73,947	25,532	0,521
3	30,296	73,897	25,526	0,578
4	30,297	73,895	25,527	0,579
5	30,297	73,895	25,527	0,579
Dekompozycja wariancji dla zmiennej dSPR				
1	0,27	0,00	100,00	0,00
2	0,29	5,71	91,59	2,70
3	0,29	5,88	91,39	2,73
4	0,29	5,88	91,39	2,73
5	0,29	5,88	91,39	2,73
Dekompozycja wariancji dla zmiennej dOBL				
1	0,260	0,000	46,315	53,685
2	0,269	0,427	46,973	52,600
3	0,270	1,555	46,420	52,025
4	0,270	1,563	46,421	52,016
5	0,270	1,563	46,421	52,017

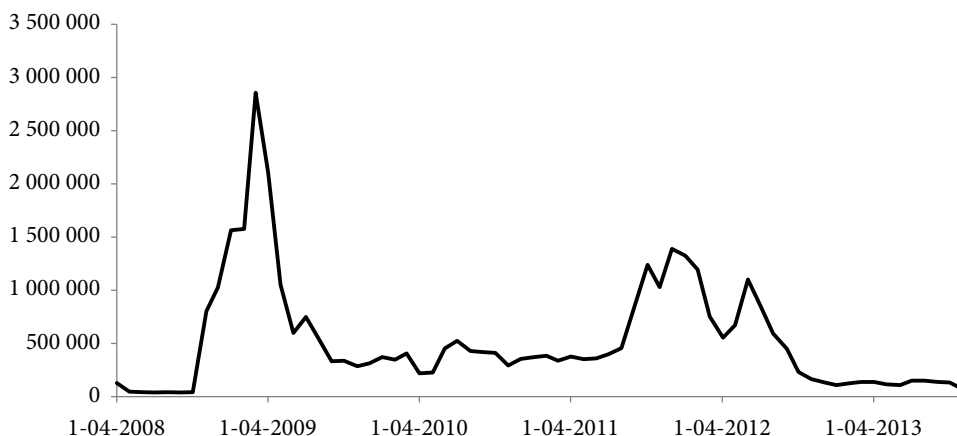
Uwaga: Obliczenia wykonano w programie GRET.L.

4.5.3. Zmienność cen kontraktów sCDS w ujęciu miesięcznym

Na zakończenie zbadaliśmy wpływ czynników makroekonomicznych na kształtowanie się zmienności kontraktów sCDS w ujęciu miesięcznym. Rysunek 4.27 przedstawia aproksymację zmienności cen kontraktów CDS w ujęciu miesięcznym. Procedura przyjęta do stworzenia estymatora była analogiczna do tej, jaką przyjmuje się przy konstrukcji zmienności zrealizowanej:

$$y_t^2 = \sum_{m=0}^M r_{t,m}^2, \quad (4.3)$$

gdzie M oznacza liczbę dni w miesiącu, $r_{t,m}^2$ jest kwadratem zwrotu z danego (m -tego) dnia, a y_t^2 – aproksymacją zmienności na dany miesiąc (por. [Kliber 2013]).



Rysunek 4.27. Aproksymacja zmienności miesięcznej kontraktów sCDS

Ponieważ uzyskany szereg okazał się niestacjonarny (odrzucona została hipoteza zerowa w teście KPSS i nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej w teście ADF), wyliczono wartości współczynnika korelacji nieliniowej Kendalla dla kwadratów zmian każdego miernika oraz przyrostów i kwadratów przyrostów analizowanych zmiennych makroekonomicznych. Wyniki przedstawione zostały w tabeli 4.17. W celu zwiększenia jej przejrzystości umieszczono w niej tylko te wartości korelacji, dla których p -wartość nie była większa niż 0,1.

Zwracamy uwagę na to, że korelacja między zmianami dochodowości obligacji oraz zmiennością cen kontraktów była nieistotna, niezależnie od wybranego miernika. Natomiast zarówno wzrost spreadu obligacji, jak i wzrost zmienności obligacji przyczyniały się do wzrostu zmienności (ryzyka) kontraktów sCDS – co jest zgodne z intuicją. Podobnie zmiany zadłużenia oraz jego zmienności okazały się

Tabela 4.17. Współczynnik korelacji nieliniowej Kendalla dla zmienności cen kontraktów sCDS oraz zmian i zmienności wielkości makroekonomicznych

Kategoria ryzyka	Zmienna	dCDS1 ²	dCDS2 ²	dCDS3 ²	dCDS4 ²
Kraju	dBWUK ²	–	–	0,160 (0,070)	–
Kraju	dBUD	–	-0,154 (0,078)	–	–
Kraju	dBUD ²	0,199 (0,023)	–	–	–
Kraju	dPRZETW ²	–	–	0,164 (0,061)	–
Kraju	dZATR	-0,244 (0,006)	–	–	–
Kraju	dBEZROB	0,018 (0,051)	0,215 (0,027)	0,252 (0,010)	–
Suwerenne/kraju	dSPREAD	–	0,185 (0,030)	–	–
Suwerenne/kraju	dSPREAD ²	0,310 (< 0,001)	–	–	0,215 (0,015)
Suwerenne	dDLUG	–	0,271 (0,033)	0,306 (0,015)	–
Suwerenne	dDLUG ²	–	–	0,274 (0,030)	–

Uwaga: W nawiasach podano *p*-wartości.

dotąd skorelowane ze zmiennością (ryzykiem) cen kontraktów. Ujemną korelację uzyskano w przypadku zmian zatrudnienia oraz koniunktury w budownictwie a zmiennością (ryzykiem) cen kontraktów, podczas gdy wszystkie pozostałe korelacje okazały się dodatnie. Zwracamy uwagę na duży udział zmiennych z kategorii „ryzyko kraju” w grupie istotnie skorelowanych z ryzykiem na rynku sCDS. Zauważamy też, że najsilniejsza co do wartości bezwzględnej korelacja wystąpiła między zmiennością spreadu obligacji a zmiennością spreadu sCDS (0,310), a druga co do wartości – między zmianami długu zagranicznego a zmiennością cen sCDS (0,306).

4.6. Podsumowanie

Ten rozdział został poświęcony badaniu zależności między miesięcznymi zmianami cen kontraktów sCDS a zmiennymi makroekonomicznymi notowanymi z częstotliwością miesięczną. W pierwszym kroku wyznaczone zostały miesięczne mierniki

cen kontraktów sCDS. Były to: cena z pierwszego dnia miesiąca, cena z ostatniego dnia miesiąca, średnia cena z miesiąca i cena średnia z dni 15–20 danego miesiąca (w związku z publikacją ogłoszeń makroekonomicznych w tym przedziale czasu). Celem, jaki nam przyświecał, było zweryfikowanie wpływu zmiennych – wskaźników koniunktury – na ceny kontraktów. Ponieważ ogólną tezę naszego badania jest, że ceny kontraktów sCDS w badanym okresie nie odzwierciedlały jedynie wąsko pojętego ryzyka suwerennego, a szeroko pojęte ryzyko kraju, w badaniu uwzględnione zostały zmienne, które związane są bardziej ze wzrostem i koniunkturą niż z wypłacalnością kraju. Podzielone zostały one na następujące kategorie:

- zmienne związane ze stroną popytową (ryzyko kraju),
- zmienne związane ze stroną podaźową – w tym z rynkiem mieszkaniowym (ryzyko kraju),
- zmienne związane z rynkiem pracy (ryzyko kraju),
- zmienne związane z wymianą zagraniczną (ryzyko kraju),
- zmienne związane z obsługą długu (ryzyko suwerenne).

Badaliśmy zarówno zależności długoterminowe (kointegracja), jak i zależności między przyrostami zmiennych. W tabeli 4.18 przedstawiamy zbiorcze podsumowanie wyników naszego badania. Zauważamy, że w zasadzie każda zmienna jest w pewien sposób powiązana z dynamiką cen kontraktów sCDS. Zależności długoterminowe istnieją między cenami kontraktów a: koniunkturą na rynku mieszkaniowym (reprezentowanym przez liczbę mieszkań oddanych do użytkowania), bezrobociem, eksportem i importem, dochodowością oraz spreadem obligacji. Wykazano przyczynowość między stroną popytową gospodarki (BWUK i WWUK) a cenami sCDS, jak również między stroną podaźową i sCDS. Potwierdzono przyczynowość między wielkością eksportu a cenami sCDS, co jest o tyle istotne, że eksport w badanym okresie był motorem wzrostu polskiego PKB. Najsilniejsze zależności występowały jednak między cenami kontraktów sCDS a spreadem obligacji.

Przedstawione w tym rozdziale wyniki – zwłaszcza analiza dekompozycji wariacji – pozwalają stwierdzić, że czynniki związane bezpośrednio z wypłacalnością państwa nie są jedynymi, odpowiedzialnymi za kształtowanie się dynamiki cen kontraktów sCDS. Dodanie do grupy zmiennych objaśniających innych czynników makroekonomicznych, związanych z koniunkturą kraju również nie poprawia w sposób satysfakcjonujący dopasowania modeli. Niebagatelne znaczenie mają natomiast czynniki zewnętrzne wpisane w spread obligacji. Silne powiązanie cen kontraktów sCDS ze spreadem obligacji, a słabsze – z dochodowością, sugeruje zależność cen kontraktów od sytuacji na rynku niemieckim, a za jego pośrednictwem – europejskim. Badanie przyczynowości w sensie Grangera dla podokresów pozwala natomiast na zauważenie ciekawej zależności. O ile zazwyczaj w badaniach przytacza się prawidłowość, że ceny kontraktów w warunkach kryzysu silniej reagują na zmiany sytuacji zewnętrznej, to w przypadku Polski przyczynowość była najsilniejsza właśnie w okresie początkowym (z wyjątkiem przyczynowości ze strony zmiennej „zadłużenie”, w przypadku której zależności umocniły się ponownie od 2012 roku).

Tabela 4.18. Podsumowanie zależności zachodzących między cenami kontraktów sCDS a wskaźnikami makroekonomicznymi

Kategoria ryzyka	Zmienna	Zależność długookresowa	Korelacja nieliniowa	Korelacja liniowa	Przyczynowość	VAR	Zmienność
Kraju	BWUK	nieistotna	ujemna	nieistotna	tak	-	tak (zmienność)
Kraju	WWUK	nieistotna	ujemna	nieistotna	tak	nie	-
Kraju	przemysł	nieistotna	ujemna	ujemna	tak	tak (-)	tak (zmienność)
Kraju	budownictwo	nieistotna	ujemna	ujemna	tak	nie	tak (dynamika i zmienność)
Kraju	mieszkania	tak	nieistotna	nieistotna	tak	nie	-
Suwerenne	saldo budżetu	nieistotna	ujemna	nieistotna	tak	-	-
Suwerenne	zadłużenie zagraniczne	tak	dodatnia	dodatnia (istotność 0,09)	tak	nie	tak (dynamika i zmienność))
Kraju	bezrobocie	na poziomie istotności 0,07	nieistotna	nieistotna	brak	-	tak (dynamika)
Kraju	zatrudnienie	tak	nieistotna	nieistotna	brak	-	tak (dynamika)
Kraju	eksport	tak	nieistotna	dodatnia	tak	tak (+)	-
Kraju	import	tak	ujemna	dodatnia	brak	-	-
Suwerenne	dochodowość obligacji	tak	nieistotna	dodatnia	brak	-	-
Kraju	spread obligacji	tak	dodatnia	dodatnia	tak	tak (-)	tak (dynamika i zmienność)

Charakterystyczne jest to, że dynamika i zmienność spreadu w dużym stopniu zależą od dynamiki i zmienności wielkości makroekonomicznych opisujących ryzyko kraju. Są to zmienne, których dynamika odzwierciedla zmiany koniunktury krajowej (por. wstęp do rozdziału 1). Wnioskujemy zatem, że zmiany cen kontraktów sCDS – mimo silnej zależności od czynnika globalnego (co sugeruje w naszym badaniu silne powiązanie ze spreadem obligacji) – nie są całkowicie oderwane od sytuacji makroekonomicznej kraju.

4.7. Modele

4.7.1. Przyczynowość w sensie Grangera

Pojęcie przyczynowości zostało sformułowane w 1969 roku przez Grangera. Jego założeniem jest, że przyczyna poprzedza skutek, a w związku z tym może pomóc w jego prognozowaniu. Ogólna definicja przyczynowości sformułowana jest w kontekście prawdopodobieństw warunkowych. Niech $F(Y|X)$ oznacza rozkład warunkowy Y względem X , a Ω_t niech reprezentuje całą informację dostępną do chwili t . Mówimy, że X_t nie jest przyczyną w sensie Grangera Y_t , jeśli dla każdego $k > 0$ zachodzi:

$$F(Y_{t+k}|\Omega_t) = F(Y_{t+k}|\Omega_t \setminus X_t). \quad (4.4)$$

W przeciwnym razie X_t jest przyczyną w sensie Grangera dla Y_t (por. [Osińska 2011]). W naszym przypadku testowanie przyczynowości sprowadzało się do następującej procedury [Thurman i Fisher 1988]:

1. Oszacowanie modelu regresji liniowej dla zmian miesięcznych cen kontraktów sCDS, w którym zmiennymi objaśniającymi były zmiany cen kontraktów oraz zmiany pewnej zmiennej makroekonomicznej.
2. Testowanie hipotezy, że wszystkie współczynniki stojące przy opóźnieniach zmiennej objaśniającej są równe zero – odpowiadające testowaniu hipotezy, że zmienna nie jest przyczyną w sensie Grangera dla zmian zmiennej.

Test został przeprowadzony w środowisku RCran z wykorzystaniem pakietu *lmtest* [Hothorn i in. 2014].

4.7.2. Test zależności długookresowych Engle’a-Grangera

Niech dane będą dwa szeregi czasowe: x_t oraz y_t , oba zintegrowane stopnia pierwszego – tj. $I(1)$ – co oznacza, że ich pierwsze przyrosty są stacjonarne. Mówimy, że istnieje wektor kointegrujący między x_t oraz y_t , jeżeli istnieje liniowa kombinacja:

$$z_t = y_t - Ax_t, \quad (4.5)$$

taka, że proces jest stacjonarny – $I(0)$.

Procedura Engle’a-Grangera [1987] testowania kointegracji jest metodą dwuetapową. W pierwszym kroku przeprowadzany jest test na niestacjonarność szeregów x_t oraz y_t – np. test ADF [Dickey i Fuller 1979; Said i Dickey 1984]. Jeśli obie zmienne okażą się niestacjonarne, szacowane jest równanie regresji między nimi. W kolejnym kroku uzyskuje się reszty (przy naszych oznaczeniach: Z_t) i przeprowadza się test stacjonarności (np. KPSS – [Kwiatkowski i in. 1992]). Jeśli reszty okażą się stacjonarne, wnioskujemy, że między x_t oraz y_t zachodzi zależność długookresowa. Alternatywną metodą testowania kointegracji jest metoda Johansena [Johansen 1995]. Więcej informacji na temat zagadnienia kointegracji oraz jej zastosowania w modelowaniu Czytelnik może znaleźć na przykład w następujących pozycjach: [Welfe i Welfe 1996; Welfe 2009; Greene 2012; Barenjee i in. 2003].

4.7.3. Dekompozycja wariancji błędu prognozy w modelu VAR

Ponieważ obliczenia modelu VAR oraz dekompozycja wariancji, których wyniki zostały przedstawione w tym rozdziale, wykonane zostały w programie GRETL, omówienie modeli przedstawione zostanie za [Cottrel i Lucchetti 2014]. Niech dany będzie model wektorowej autoregresji rzędu p – VAR(p) postaci:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \epsilon_t. \quad (4.6)$$

Liczba opóźnień p nazywana jest rzędem modelu VAR, natomiast wektor x_t jest wektorem zmiennych egzogenicznych (często zawierającym w sobie stałą). Ostatecznie ϵ_t jest wektorem błędów o macierzy wariancji-kowariancji Σ . Model VAR można zapisać w bardziej zwartej postaci jako:

$$A(L)y_t = Bx_t + \epsilon \quad (4.7)$$

lub:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ \dots \\ y_{t-p+1} \end{bmatrix} = \mathbf{A} \cdot \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ \dots \\ y_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{bmatrix} \cdot x_t + \begin{bmatrix} \epsilon_t \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{bmatrix},$$

gdzie:

$$A = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \dots & A_p \\ I & 0 & \dots & 0 \\ 0 & I & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \end{bmatrix}. \quad (4.8)$$

Założmy, że błędy ϵ_t można przedstawić jako wektor szoków strukturalnych u_p , co do których zakłada się, że mają jednostkową wariancję i są wzajemnie nieskorelowane, tj. $Var(u_p) = I$. Jeśli $\epsilon_t = Ku_p$, to $\Sigma = Var(\epsilon_t) = KK'$. Zdefiniujemy:

$$C_k = \frac{\partial y_t}{\partial u_{it}} = \Theta_k K. \quad (4.9)$$

Na podstawie macierzy C_k możemy wyznaczyć dekompozycję wariancji błędu prognozy. Wariancja błędu prognozy h kroków naprzód jest dana następującym równaniem:

$$\Omega_h = \sum_{k=0}^h C_k C_k'. \quad (4.10)$$

Zatem wariancja i -tej zmiennej wynosi:

$$\omega_i^2 = [\Omega_h]_{i,i} = \sum_{k=0}^h \text{diag}(C_k C_k')_i = \sum_{k=0}^h \sum_{l=1}^n ({}_k c_{il})^2, \quad (4.11)$$

gdzie ${}_k c_{il}$ jest elementem macierzy C_k o indeksie (i, l) . Udział szokowej zmiany j -tej zmiennej w wyjaśnieniu błędu prognozy (niepewności) zmiennej i -tej po h okresach wynosi:

$$YD_{ijh} = \frac{\sum_{k=0}^h ({}_k c_{il})^2}{\sum_{k=0}^h \sum_{l=1}^n ({}_k c_{il})^2}. \quad (4.12)$$

Macierz K otrzymuje się przez dekompozycję Cholesky'ego macierzy Σ . Szersze omówienie tematu można znaleźć na przykład w następujących pozycjach: [Lütkepohl 2005; Greene 2012].

5

Reakcja zmian cen kontraktów sCDS oraz ich zmienności na ogłoszenia makroekonomiczne

5.1. Wstęp

W poprzednim rozdziale szukaliśmy długoterminowych powiązań między kształtowaniem się premii kontraktów sCDS a czynnikami makroekonomicznymi w ujęciu miesięcznym. Stwierdziliśmy wówczas, że kompresowanie dziennych notowań kontraktów sCDS do notowań miesięcznych związane jest nieuchronnie z utratą dużej części informacji. Dlatego też w tym rozdziale zaprezentujemy badanie wpływu czynników makroekonomicznych w ujęciu dziennym. Będziemy szukać odpowiedzi na pytanie sformułowane już w poprzednim rozdziale: *Czy to zmienne makroekonomiczne wpływają na kształtowanie się dynamiki kontraktów sCDS, czy też publikacje wielkości tych zmiennych?* Zagadnienie to związane jest z kwestią wpływu oczekiwań na decyzje inwestorów. Sformułowano następujące zagadnienia badawcze:

- Czy ceny kontraktów sCDS na polski dług rządowy reagowały w badanym okresie na ogłoszenia makroekonomiczne?
- Jak silny był wpływ oczekiwań co do poziomu wielkości makroekonomicznych na późniejszą realizację ceny kontraktu?
- Czy można zauważyć zmianę charakteru reakcji w zależności od badanego podokresu?

W celu ich wyjaśnienia, weryfikujemy wpływ publikacji najważniejszych czynników makroekonomicznych (PKB, PKB *per capita* i inflacji) na dynamikę cen kontraktów. Wielkości te nie zostały uwzględnione w badaniu przedstawionym w poprzednim rozdziale z dwóch powodów. Przede wszystkim PKB publikowane jest z częstotliwością co najwyżej kwartalną. Gdyby uwzględnić je w poprzednim badaniu, skutkowałoby to agregacją danych na temat cen sCDS (i pozostałych

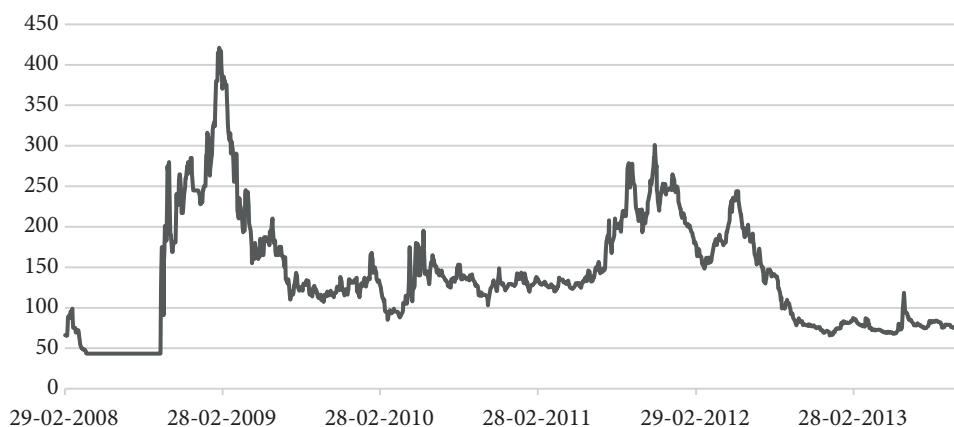
zmiennych objaśniających) do jeszcze niższej częstotliwości i utraty jeszcze większej części informacji. W przypadku inflacji przyczyna była inna. Zmiany inflacji w badanym okresie nie były spektakularne. Wprawdzie w latach 2008–2012 roku wskaźnik CPI przekroczył cel inflacyjny i założenia budżetowe, wynosząc odpowiednio: 4,5, 3,5%, 2,6%, 4,3% i 3,7% w skali roku (por. rozdział 2), ale już w 2013 roku ukształtował się poniżej celu inflacyjnego, osiągając 0,9%. Wyniki przeprowadzonych wcześniej badań dla Polski [Kliber 2013] pokazują, że dynamika inflacji nie wpływa istotnie na zmiany cen kontraktów, jeśli uwzględnimy ją jako zmienną objaśniającą w równaniu regresji liniowej. W związku z tym w niniejszej pracy uwzględniamy jej wpływ w inny sposób.

Jak wspomniano w rozdziale 3 – częstokroć to nie same wielkości makroekonomiczne, ale oczekiwania co do ich kształtowania się wpływają na ceny kontraktów (por. np. [Nicolini i in. 2015; Będowska-Sójka 2014]). Rynki finansowe mogą reagować na ogłoszenia makroekonomiczne jednocześnie z ich pojawieniem się, z wyprzedzeniem, bądź z opóźnieniem. **Reakcję z opóźnieniem** utożsamia się z faktem różnej interpretacji danych przez różnych inwestorów albo z ich zaskoczeniem informacją (*announcement surprise*). Natomiast **reakcja wyprzedzająca** może być skutkiem transakcji podejmowanych przez inwestorów, którzy stawiają własne prognozy co do wysokości danego wskaźnika – czyli związana jest z **oczekiwaniem**. Wielu badaczy twierdzi zresztą, że to właśnie oczekiwania mają największy wpływ na reakcję inwestorów, tj. że znaczenie ma nie tyle wartość opublikowanej zmiennej, a jej zgodność z tym, czego oczekiwali inwestorzy. Wartość oczekiwana przez rynek – inaczej: prognoza lub konsensus – jest wyznaczana na podstawie opinii analityków i publikowana z odpowiednim wyprzedzeniem. Goodhart [1989] wprowadził pojęcie „efektywnej wiadomości” (tłumaczenie za: [Będowska-Sójka 2014]), rozumianej jako różnica między faktycznym poziomem wskaźnika a jego wartością prognozowaną. Im większa różnica, tym większy wzrost zmienności po opublikowaniu ogłoszenia. W związku z powyższym uzasadnione zdaje się pytanie, czy publikacje wielkości makroekonomicznych dla Polski odgrywają rolę w kształtowaniu się dynamiki cen kontraktów sCDS.

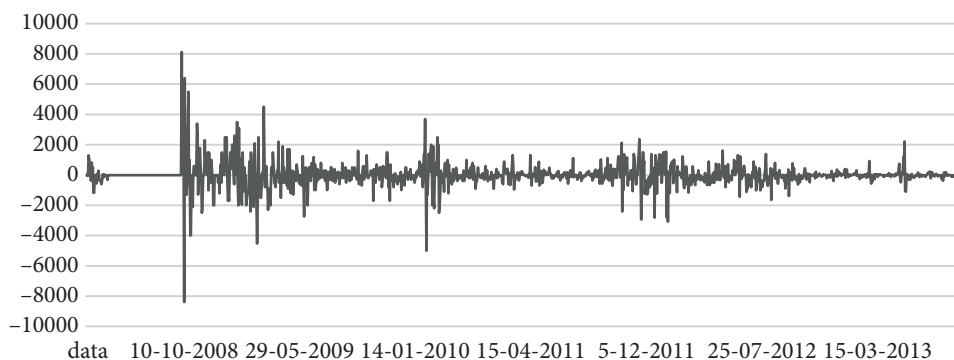
Struktura rozdziału jest następująca. Na początku przedstawimy dynamikę kształtowania się dziennych cen kontraktów. W kolejnym podpunkcie uzasadnimy wybór określonego modelu zmienności kontraktów sCDS. Następnie przedstawiamy badanie zmienności cen kontraktów w podziale na podpróby: 2009–2010 i 2011–2013. Na koniec – za pomocą testu ilorazu wiarygodności – wybierzemy najlepszy model. Ostatni podrozdział poświęcony jest analizie prognoz makroekonomicznych i ich urzeczywistnieniu w badanym okresie, w celu ustalenia stopnia zaskoczenia inwestorów publikacjami makroekonomicznymi dla Polski.

5.2. Kontrakty sCDS na obligacje na euro – dynamika i statystyki opisowe w okresie 2008–2013

Na rysunkach 5.1 i 5.2 przedstawiamy dynamikę cen i zmian cen kontraktów sCDS w ujęciu dziennym. Zauważamy wyraźny wzrost w pierwszym okresie kryzysu: 2009–2010 (w 2008 – brak transakcji). Następnie ceny spadają, a ich zmiany stają się łagodniejsze. Wzrost dynamiki zauważamy głównie w okresach odpowiadających wzrostowi napięcia na rynkach światowych (kryzys grecki, irlandzki, a także węgierski). Nie jest to własność specyficzna jedynie dla dynamiki polskich kontraktów – w momencie rozprzestrzenienia się kryzysu na rynek europejski ceny kontraktów sCDS wszystkich państw gwałtownie i silnie wzrosły. W przypadku większości krajów ceny kontraktów powróciły do niższych poziomów, by znów zwyczajowo



Rysunek 5.1. Dynamika cen kontraktów sCDS na polskie obligacje na euro (2008–2013)



Rysunek 5.2. Dynamika zmian cen kontraktów sCDS na polskie obligacje na euro (2008–2013)

w momencie kryzysu greckiego. Przy tym ten ostatni kryzys podniósł najwyżej ceny kontraktów na obligacje krajów śródziemnomorskich, a najmniej – krajów skandynawskich (por. rozdział 3). W przypadku Polski ten drugi okres wzrostu może być utożsamiany zarówno z problemami krajów śródziemnomorskich, jak i z problemami Węgier [Kliber 2013].

W tabelach 5.1–5.2 przedstawiamy statystyki opisowe, testy autokorelacji i efektu ARCH. Test KPSS potwierdził stacjonarność przyrostów cen kontraktów, natomiast test Boxa-Pierce’a: występowanie zależności liniowych i kwadratowych w danych. W związku z tym uzasadnione było zastosowanie modelu typu ARMA-GARCH.

Tabela 5.1. Statystyki opisowe poziomów i zmian cen kontraktów sCDS

Zmienna	Liczba obs.	Minimum	Średnia	Maksimum	Odch.std
CDS	1475	43,500	140,020	421,000	69,177
dCDS	1474	-83,900	0,006	81,300	7,994

Tabela 5.2. Wyniki testu Boxa-Pierce’a dla zmian cen kontraktów sCDS

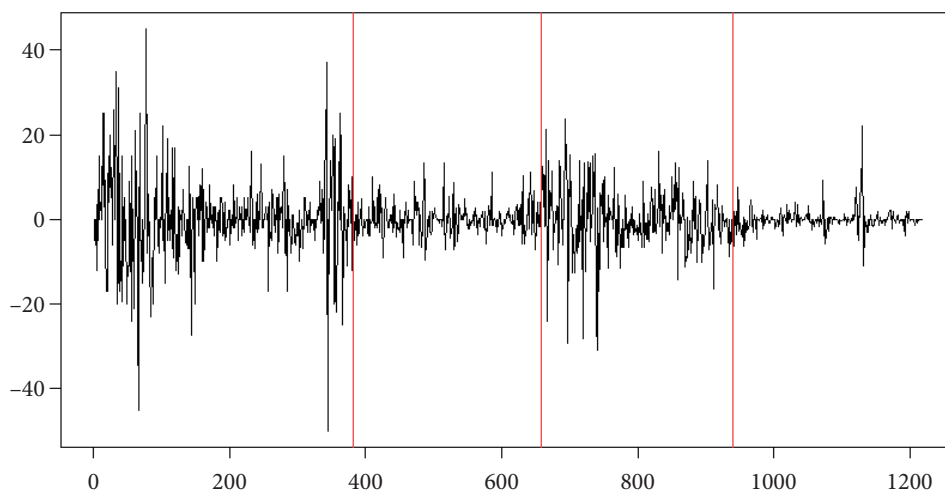
Liczba opóźnień	Statystyka Q	p-wartość
Q(5)	18,086	0,003
Q(10)	20,321	0,026
Q(20)	28,391	0,100
Q(50)	93,012	0,000
Test dla kwadratów reszt		
Q(5)	168,190	0,000
Q(10)	215,952	0,000
Q(20)	290,777	0,000
Q(50)	717,814	0,000

Uwaga: wartości krytyczne dla testu: -1,617 (10%), -1,941 (5%), -2,567 (1%). Hipoteza zerowa: szereg jest I(1). Liczba opóźnień: 2, test z wyrazem wolnym i bez trendu.

5.2.1. Uzasadnienie wyboru modeli

Ze względu na pojawiające się w trakcie modelowania problemy z dopasowaniem stacjonarnych typów modeli ARMA-GARCH, przeprowadzono również test na stałość wariancji bezwarunkowej w czasie. W tym celu zastosowano test na istnienie potencjalnych punktów zmian tendencji w wariancji bezwarunkowej. Wykorzystany został algorytm PELT [Killick i in. 2012] oraz CROPS [Haynes, Eckley i Fearnhead 2014] zaimplementowane w środowisku R Cran w pakiecie changepoint [Killick

i Eckley 2014; Killick i in. 2016]. W zależności od zastosowanego algorytmu uzyskaliśmy sugestię od 3 do 10 punktów zwrotnych. Na rysunku 5.3 przedstawiamy podział szeregu na cztery podokresy, w zależności od wartości wariancji bezwarunkowej. Ze względu na to, że stosowane w kolejnych rozdziałach modele wymagają odpowiednio długich szeregów, zdecydowaliśmy się nie dzielić danych na wiele krótkich podprób, a jedynie na dwie. **Pierwsza obejmowała lata 2009–2010 i interpretujemy ją jako okres kryzysowy.** Druga próba obejmowała lata **2011–2013 i był to okres wychodzenia z kryzysu.** Ponieważ jednak wiemy, że również w drugim okresie występowały zmiany strukturalne w wariancji, zdecydowaliśmy się wykorzystać do modelowania zmienności model *spline*-GARCH [Engle i Rangell 2008], który umożliwia dekompozycję wariancji na składową długo- i krótkookresową. Jedna ze składowych prezentuje tendencję ogólną (możemy nazwać ją umownie składową makroekonomiczną wychwytyjącą zmiany cykli koniunkturalnych), a druga – krótkookresowe odchylenia od tendencji.



Rysunek 5.3. Podział szeregu zmian cen kontraktów sCDS na okresy o różnej wariancji bezwarunkowej – na podstawie algorytmu PELT

5.3. Publikacje zmiennych makroekonomicznych przez GUS

Na początku tego rozdziału stwierdziliśmy, że chcemy zweryfikować pewną wątpliwość, sformułowaną w poprzednim rozdziale, tj. czy ceny (zmienności) kontraktów sCDS reagują na kształtowanie się zmiennych makroekonomicznych, czy na ich ogłoszenie. W tej części pracy zweryfikujemy reakcję cen i zmienności kontraktów

na trzy najważniejsze ogłoszenia makroekonomiczne: o inflacji, PKB i PKB *per capita* dla województw, podawane przez GUS. Źródłem danych są strony GUS-u (zakładka: Informacje sygnałne). Badanie przeprowadzone zostało w następujący sposób. Na wstępie stworzyliśmy trzy nowe zmienne binarne, które przyjmowały wartość 1 w momencie publikacji danego wskaźnika. Następnie oszacowaliśmy modele typu ARMA-GARCH z dodatkowymi zmiennymi objaśniającymi.

Ogłoszenia o inflacji miały miejsce w połowie każdego miesiąca roku (13, 14 lub 15). W tabeli 5.3 prezentujemy daty publikacji ogłoszeń makroekonomicznych dla PKB i PKB *per capita* dla regionów. Ogłoszenia o poziomie PKB miały miejsce w połowie maja, natomiast PKB *per capita* – w 2008 roku w połowie września, natomiast od 2010 w drugiej połowie października. Następnie szacowaliśmy modele z różnymi zmiennymi objaśniającymi, reprezentującymi moment publikacji różnych ogłoszeń.

Tabela 5.3. Harmonogram ogłoszeń makroekonomicznych: PKB oraz PKB *per capita* dla regionów

Daty publikacji	PKB	PKB_PC
15-05-2008	1	
15-09-2008		1
15-05-2009	1	
16-10-2009		1
14-05-2010	1	
26-10-2010		1
13-06-2011	1	
31-10-2011		1
14-05-2012	1	
31-10-2012		1
15-05-2013	1	

Modele te porównywaliśmy z modelami prostymi. Za właściwy model uznawaliśmy ten, który wskazał test ilorazu wiarygodności. Na koniec wykorzystaliśmy ten sam test do wyboru najlepszego modelu z wieloma zmiennymi objaśniającymi.

5.4. Notowania kontraktów sCDS a ogłoszenia o inflacji – lata 2009–2010 i 2011–2013

W pierwszym kroku zweryfikowaliśmy jak cena i wariancja kontraktów sCDS reaguje na ogłoszenia NBP o inflacji. Ponieważ w przypadku modelu dla całej próby zmienna objaśniająca nie okazała się istotna ani w momencie wprowadzenia jej do

warunkowej średniej, ani wariancji, postanowiliśmy rozbić naszą próbę na dwie podpróby. Pierwsza z nich obejmowała lata 2009–2010, czyli okres najcięższy dla gospodarki. Druga próba obejmowała lata 2011–2013, czyli okres, w którym część gospodarek podnosiła się z kryzysu, a część przeżywała kryzysy wewnętrzne (Grecja, Irlandia, Węgry). Dla każdej podpróby oszacowaliśmy model typu ARMA-GARCH ze zmiennymi objaśniającymi w średniej i wariancji warunkowej. W przypadku pierwszego podokresu najlepszym modelem był model ARMA(0,0)-GARCH(1,1) ze zmienną objaśniającą w równaniu warunkowej średniej; w przypadku drugiego – konieczne okazało się oszacowanie bardziej skomplikowanego modelu warunkowej wariancji, tj. *spline*-GARCH. Zmienną objaśniającą były przyspieszone o jeden okres (tj. dzień) ogłoszenia o inflacji.

5.4.1. Okres 2009–2010

Dla okresu 2009–2010 dopasowany został model GARCH(1,1) ze zmienną objaśniającą w równaniu warunkowej wartości oczekiwanej. Współczynnik przy przyspieszonej zmiennej objaśniającej był ujemny (tabela 5.4). W związku z tym możemy sądzić, że to nie same ogłoszenia, ale **oczekiwanie** na ogłoszenie ma wpływ na zmiany poziomu cen kontraktów – nie wpływa natomiast istotnie na ich zmienność. Wpływ oczekiwań jest ujemny, co oznacza, że na dzień przed ogłoszeniem informacji o inflacji przyrosty (zmiany) cen w badanym okresie malały (zmienna była destymulantą). Test Nybloma wykazał stabilność parametrów na poziomie istotności 5%. Wyjątek stanowił parametr β , dla którego statystyka Nybloma wyniosła 0,656. Może to świadczyć o wspomnianych już zmianach strukturalnych w zmienności. Mimo to model wyjaśnił wszystkie zależności liniowe i kwadratowe – w tabeli 5.1 przedstawiono wartości statystyki Boxa-Pierce’a przed dopasowaniem modelu, a w tabeli 5.5 – dla standaryzowanych reszt po oszacowaniu modelu zmienności.

Tabela 5.4. Oszacowanie modelu zmienności dla kontraktów sCDS z ogłoszeniami o inflacji jako zmienną objaśniającą (2009–2010)

Współczynnik	Oszacowanie	Odch.std.	Statystyka t	p-wartość	Statystyka Nybloma
INFL[+1] (M)	-1,591	0,654	-2,433	0,015	0,168
ω	1,225	0,637	1,924	0,055	0,266
α (ARCH)	0,153	0,050	3,052	0,002	0,316
β (GARCH)	0,836	0,041	20,28	0	0,656

Uwaga: wszystkie obliczenia wykonano w programie OxMetrics7 z pakietem G@RCH. Logarytm funkcji wiarygodności wyniósł -1735,93. Wartość krytyczna statystyki Nybloma dla 5% poziomu istotności wynosi 0,47, natomiast dla 1% - 0,75. Kryterium informacyjne Akaikego: 6,667, Shibaty: 6,667, Hannana-Quinna: 6,678, Schwarz: 6,699. (M) – oznacza, że zmienna została wprowadzona do równania warunkowej średniej, natomiast (V) – do równania wariancji, [+1] oznacza zmienną przyspieszoną.

Tabela 5.5. Wyniki testu Boxa-Pierce'a dla reszt i kwadratów reszt z modelu zmienności

Liczba opóźnień	Statystyka Q	p-wartość
Q(5)	7,319	0,198
Q(10)	12,675	0,242
Q(20)	18,843	0,532
Q(50)	40,246	0,836
Test dla kwadratów reszt		
Q(5)	1,886	0,596
Q(10)	2,851	0,943
Q(20)	7,381	0,987
Q(50)	38,805	0,826

Po oszacowaniu modelu zmienności w resztach nie pozostały już żadne niewyjaśnione zależności liniowe ani kwadratowe.

5.4.2. Okres 2011–2013

W okresie wychodzenia z kryzysu – lata 2011–2013 – zależności uległy zmianie. Oczekiwania na publikację danych o inflacji przestały odgrywać tak ważną rolę – ich wpływ na dynamikę zmian cen kontraktów okazał się nieistotny. Natomiast sam fakt publikacji ogłoszeń o inflacji okazał się istotny dla kształtowania się wariancji warunkowej i miał charakter łagodzący (ujemna wartość współczynnika) – zob. tabela 5.6.

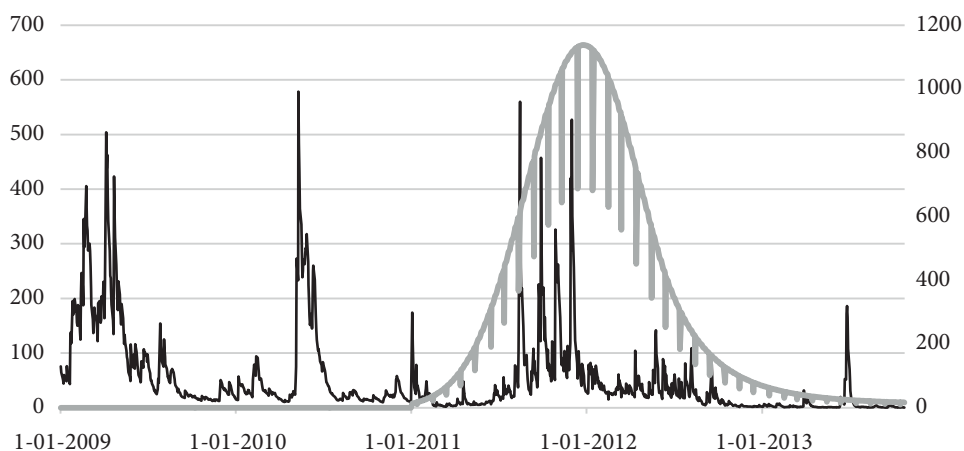
Tabela 5.6. Oszacowanie modelu zmienności dla kontraktów sCDS z ogłoszeniami o inflacji jako zmienną objaśniającą (2010–2013)

Współczynnik	Oszacowanie	Odch.std.	Statystyka t	p-wartość	Statystyka Nybloma
d -Arfima	0,140	0,053	2,649	0,008	0,339
ω	12,741	7,264	1,754	0,080	0,026
INFL (V)	-0,499	0,251	-1,991	0,047	0,403
Spline_0 (V)	25,707	6,790	3,786	0,000	0,022
Spline_1 (V)	-36,779	9,274	-3,966	0,000	0,017
Spline_2 (V)	45,504	15,608	2,915	0,004	0,012
α (ARCH)	0,345	0,076	4,561	0,000	0,030
β (GARCH)	0,648	0,075	8,666	0,000	0,030

Uwaga: wszystkie obliczenia wykonano w programie OxMetrics7 z pakietem G@RCH. Logarytm funkcji wiarygodności wyniósł -1928,627. Wartość krytyczna statystyki Nybloma dla 5% poziomu istotności wynosi 0,47, natomiast dla 1% – 0,75. (M) – oznacza, że zmienna została wprowadzona do równania warunkowej średniej, natomiast (V) – do równania wariancji.

Tabela 5.7. Wyniki testu Boxa-Pierce'a dla reszt i kwadratów reszt z modelu zmienności

Liczba opóźnień	Statystyka Q	p-wartość
Q(5)	5,343	0,375
Q(10)	6,157	0,802
Q(20)	15,652	0,738
Q(50)	30,011	0,989
Test dla kwadratów reszt		
Q(5)	1,852	0,604
Q(10)	4,272	0,832
Q(20)	9,440	0,949
Q(50)	22,795	0,999



Rysunek 5.4. Oszacowanie zmienności cen kontraktów sCDS w modelu z inflacją jako zmienną objaśniającą – „sklejone” oszacowania z modeli dla podprób

Na rysunku 5.4. przedstawiamy oszacowanie zmienności cen kontraktów sCDS w modelu z inflacją jako zmienną objaśniającą. „Sklejono” oszacowania uzyskane dla obu podprób. W drugiej podpróbie modelem zmienności był splineGARCH, przy czym *spline* umieszczony został również na wykresie (linia szara). Uwzględnienie funkcji sklejaney pozwala na opisanie okresów podwyższonej zmienności – które w przypadku cen kontraktów sCDS pojawiały się w mementach wzrostu ryzyka na rynku europejskim (Grecja). Dodanie zmiennej objaśniającej do modelu wariancji warunkowej powoduje dodatkowe skokowe wzrosty lub spadki w funkcji wielomianowej (w zależności od znaku – w naszym przypadku były to spadki), przyczyniając się do większego „poszarpania” wykresu.

Łagodzący charakter ogłoszeń o wpływie poziomu inflacji na dynamikę kontraktów sCDS możemy wyjaśnić następująco. Narodowy Bank Polski na swojej stronie podaje projekcje inflacji wyznaczone na podstawie modelu NECMOD²⁹, wobec tego inwestorzy w przededniu publikacji ogłoszeń makroekonomicznych mają już swoje oczekiwania co do kształtowania się poziomu inflacji. Badane i publikowane są również oczekiwania inflacyjne [Łyziak 2014]. Dodatkowo, jak wspomnieliśmy w rozdziale pierwszym, polska gospodarka wyszła z kryzysu „obronną ręką”. O ile większość gospodarek europejskich doświadczyła spadku PKB, tempo wzrostu gospodarczego w Polsce było dodatnie. Kryzys zaufania na rynku międzybankowym został dość szybko zażegnany. W związku z czym – szczególnie w drugim okresie – publikowane dane o sytuacji gospodarczej Polski mogły być lepsze niż oczekiwali inwestorzy, zwłaszcza zagraniczni. W związku z tym, jako informacja pozytywna, mogły faktycznie łagodzić zmienność cen kontraktów sCDS.

5.5. Notowania kontraktów sCDS a ogłoszenia o PKB *per capita*

W kolejnym modelu zbadaliśmy wpływ ogłoszeń o PKB *per capita* na kształtowanie się zmian oraz wariancji warunkowej cen kontraktów sCDS. Badanie przeprowadzone zostało – tak jak poprzednio – w podziale na podpróby. W celu zachowania spójności z poprzednim badaniem zachowano długość podprób oraz typy szacowanych modeli.

5.5.1. Lata 2009–2010

Podobnie jak w poprzednim modelu, wpływ ogłoszeń okazał się istotny jedynie dla zmian cen, a nie dla ich zmienności. W modelu uwzględniona została nieistotna stała w średniej, ponieważ jej uwzględnienie poprawiało dopasowanie modelu. Analogicznie, jak w przypadku ogłoszeń o inflacji, to **oczekiwania** na ogłoszenie miały istotny wpływ na zmiany cen kontraktów – istotny okazał się dzień poprzedzający ogłoszenie. Zmienna wprowadzona do badania okazała się destymulantą. Oszacowany model pozwolił na wyjaśnienie zależności liniowych i kwadratowych w szeregu danych (tabela 5.9).

²⁹ Model NECMOD używany jest przez NBP od 2008 roku. Jest to makroekonometryczny, wielorównaniowy model polskiej gospodarki, na podstawie którego przygotowywana jest projekcja inflacji i PKB publikowana w IV rozdziale Raportu o inflacji (http://www.nbp.pl/home.aspx?f=/polityka_pieniezna/dokumenty/necmod.html).

Tabela 5.8. Oszacowanie modelu zmienności dla kontraktów sCDS z ogłoszeniami o PKB *per capita* jako zmienną objaśniającą (2009–2010)

Współczynnik	Oszacowanie	Odch.std.	Statystyka t	p-wartość	Statystyka Nybloma
M	-0,185	0,246	-0,753	0,452	0,033
PKB_PC[+1](M)	-0,815	0,246	-3,312	0,001	0,438
ω	1,199	0,623	1,925	0,055	0,274
α (ARCH)	0,151	0,049	3,093	0,002	0,313
β (GARCH)	0,838	0,040	21,050	0,000	0,671

Uwaga: wszystkie obliczenia wykonano w programie OxMetrics7 z pakietem G@RCH. Logarytm funkcji wiarygodności wyniósł -1736,53. Wartość krytyczna statystyki Nybloma dla 5% poziomu istotności wynosi 0,47, natomiast dla 1% - 0,75. Kryterium informacyjne Akaikiego: 6,672, Shibaty: 6,672, Hannana-Quinna: 6,689, Schwarz: 6,713. (M) - oznacza, że zmienna została wprowadzona do równania warunkowej średniej, natomiast (V) - do równania wariancji, [+1] oznacza zmienną przyspieszoną.

Tabela 5.9. Wyniki testu Boxa-Pierce'a dla reszt i kwadratów reszt z modelu zmienności

Liczba opóźnień	Statystyka Q	p-wartość
Q(5)	6,991	0,221
Q(10)	12,273	0,267
Q(20)	18,435	0,559
Q(50)	40,433	0,831
Test dla kwadratów reszt		
Q(5)	1,897	0,594
Q(10)	2,748	0,949
Q(20)	7,461	0,986
Q(50)	38,289	0,841

5.5.2. Lata 2011–2013

W latach 2011–2013 wpływ ogłoszeń o poziomie PKB *per capita* zmienił swój charakter (tabela 5.10). Na podstawie oszacowanego modelu możemy stwierdzić, że w przeddzień ogłoszenia zmiany ceny rosły, ale wariancja warunkowa malała. Możemy zatem stwierdzić, że niepokój związany z ogłoszeniem makroekonomicznym powodował wzrost cen, ale w łagodniejszy sposób niż w dniach

poprzedzających, co przyczyniało się do spadku wariancji warunkowej. Parametry modelu były stabilne (statystyka Nybloma). Na podstawie wyników testu Boxa-Pierce'a stwierdzamy również, że model wyjaśnił wszystkie zależności liniowe i kwadratowe (tabela 5.11).

Tabela 5.10. Oszacowanie modelu zmienności dla kontraktów sCDS z ogłoszeniami o PKB *per capita* jako zmienną objaśniającą (2011–2013)

Współczynnik	Oszacowanie	Odch.std.	Statystyka t	p-wartość	Statystyka Nybloma
μ	-0,278	0,156	-1,787	0,074	0,048
PKB_PC[+1] (M)	0,393	0,090	4,343	0,000	0,361
d-Arfima	0,111	0,067	1,656	0,098	0,298
ω	13,007	7,690	1,691	0,091	0,025
PKB_PC[+1](V)	-3,122	0,913	-3,420	0,001	0,281
Spline_0 (V)	25,552	7,018	3,641	0,000	0,021
Spline_1 (V)	-36,410	9,598	-3,793	0,000	0,017
Spline_2 (V)	44,482	16,100	2,763	0,006	0,011
α (ARCH)	0,347	0,082	4,204	0,000	0,029
β (GARCH)	0,646	0,081	7,933	0,000	0,029

Uwaga: wszystkie obliczenia wykonano w programie OxMetrics7 z pakietem G@RCH. Logarytm funkcji wiarygodności wyniósł -1927,202. Wartość krytyczna statystyki Nybloma dla 5% poziomu istotności wynosi 0,47, natomiast dla 1% - 0,75. (M) - oznacza, że zmienna została wprowadzona do równania warunkowej średniej, natomiast (V) - do równania wariancji, [+1] oznacza zmienną przyspieszoną.

Tabela 5.11. Wyniki testu Boxa-Pierce'a dla reszt i kwadratów reszt z modelu zmienności

Liczba opóźnień	Statystyka Q	p-wartość
Q(5)	6,665	0,247
Q(10)	7,408	0,686
Q(20)	17,349	0,630
Q(50)	31,328	0,982
Test dla kwadratów reszt		
Q(5)	1,564	0,668
Q(10)	3,585	0,893
Q(20)	8,305	0,974
Q(50)	21,380	1,000

5.6. Notowania kontraktów sCDS a ogłoszenia o PKB (lata 2009–2013)

Okazuje się, że w latach 2009–2010 ani ceny kontraktów sCDS, ani ich zmienność, nie wykazywały żadnej reakcji na ogłoszenia makroekonomiczne. Nie udało się nam również dopasować dostatecznie dobrego modelu dla lat 2011–2013. W związku z tym wnioskujemy, że wpływ ogłoszeń o poziomie PKB na dynamikę i zmienność cen kontraktów sCDS był nieistotny.

5.7. Model dla okresu 2011–2013 – łączny wpływ wszystkich ogłoszeń

W ostatnim kroku weryfikowaliśmy siłę łącznego wpływu wszystkich ogłoszeń na dynamikę i zmienność cen kontraktów sCDS. Badanie przeprowadziliśmy dla podokresów. Jego celem było zweryfikowanie, czy któreś ogłoszenia mogą wywierać silniejszy wpływ na dynamikę i zmienność cen kontraktów.

W przypadku **okresu 2009–2010** wpływ ogłoszeń o poziomie PKB nie okazał się istotny. Natomiast ogłoszenia o poziomie PKB *per capita* miały istotny wpływ na warunkową średnią. Podobnie jak w przypadku ogłoszeń o inflacji – w ich przeddzień obserwowano zmniejszenie zmian cen, jak gdyby oczekiwania rynku co do kształtowania się tych wielkości były pozytywne (tabela 5.12).

Oszacowaliśmy też model dla **okresu 2011–2013** uwzględniający wpływ wszystkich trzech ogłoszeń (tabela 5.14). Okazało się, że wpływ ogłoszeń o inflacji oraz

Tabela 5.12. Oszacowanie parametrów modelu z trzema zmiennymi objaśniającymi (2009–2010)

Współczynnik	Oszacowanie	Odch.std.	Statystyka t	p-wartość	Statystyka Nybloma
PKB_PC[+1](M)	-1,000	0,000	-2134,000	0,000	0,636
INFL[+1](M)	-1,630	0,652	-2,500	0,013	0,178
PKB[+1] (M)	3,304	4,711	0,701	0,483	0,098
ω	1,222	0,637	1,918	0,056	0,267
α (ARCH)	0,152	0,050	3,053	0,002	0,316
β (GARCH)	0,837	0,041	20,310	0,000	0,656

Uwaga: wszystkie obliczenia wykonano w programie OxMetrics7 z pakietem G@RCH. Logarytm funkcji wiarygodności wyniósł -1735,799. Wartość krytyczna statystyki Nybloma dla 5% poziomu istotności wynosi 0,47, natomiast dla 1% - 0,75. (M) - oznacza, że zmienna została wprowadzona do równania warunkowej średniej, natomiast (V) - do równania wariancji, [+1] oznacza zmienną przyspieszoną.

Tabela 5.13. Wyniki testu Boxa-Pierce’a dla reszt i kwadratów reszt z modelu zmienności

Liczba opóźnień	Statystyka Q	p-wartość
Q(5)	7,269	0,201
Q(10)	12,911	0,229
Q(20)	18,846	0,532
Q(50)	40,133	0,839
Test dla kwadratów reszt		
Q(5)	1,891	0,595
Q(10)	2,888	0,941
Q(20)	7,437	0,986
Q(50)	38,906	0,823

o PKB *per capita* widoczny jest w warunkowej wariancji. W przeddzień ogłoszenia wielkości PKB *per capita* wariancja spadała. Spadała również w dniu ogłoszenia wartości inflacji. Natomiast wpływ ogłoszenia wielkości PKB uwidaczniał się w średniej dzień po ogłoszeniu i powodował wzrost zmian spreadu sCDS – tabela 5.14. Modele oszacowane dla każdego z podokresów wyjaśniały zależności liniowe i kwadratowe w danych (tabela 5.13 i 5.15).

Tabela 5.14. Oszacowanie parametrów modelu z trzema zmiennymi objaśniającymi (2011–2013)

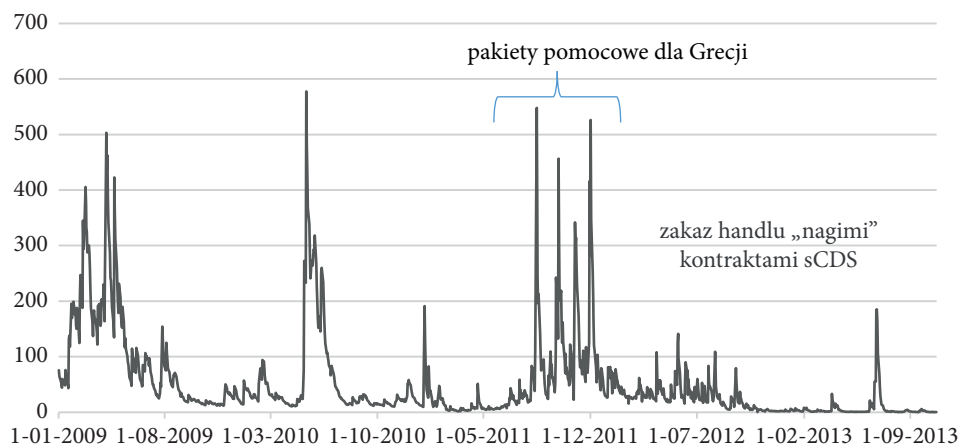
Współczynnik	Oszacowanie	Odch.std.	Statystyka t	p-wartość	Statystyka Nybloma
μ	-0,285	0,151	-1,890	0,059	0,048
PKB[-1] (M)	1,456	0,177	8,231	0,000	0,361
d-Arfima	0,113	0,064	1,777	0,076	0,298
ω	13,344	7,774	1,717	0,087	0,025
PKB_PC[+1](V)	-2,681	0,629	-4,263	0,000	0,281
INFL (V)	-0,498	0,244	-2,040	0,042	0,021
Spline_0 (V)	26,141	6,746	3,875	0,000	0,017
Spline_1 (V)	-37,438	9,258	-4,044	0,000	0,011
Spline_2 (V)	46,100	15,725	2,932	0,004	0,029
α (ARCH)	0,353	0,079	4,444	0,000	0,029
β (GARCH)	0,640	0,079	8,156	0,000	0,048

Uwaga: wszystkie obliczenia wykonano w programie OxMetrics7 z pakietem G@RCH. Logarytm funkcji wiarygodności wyniósł -1923,276. Wartość krytyczna statystyki Nybloma dla 5% poziomu istotności wynosi 0,47, natomiast dla 1% – 0,75. (M) – oznacza, że zmienna została wprowadzona do równania warunkowej średniej, natomiast (V) – do równania wariancji, [+1] oznacza zmienną przyspieszoną, [-1] – opóźnioną.

Tabela 5.15. Wyniki testu Boxa-Pierce’a dla reszt i kwadratów reszt z modelu zmienności

Liczba opóźnień	Statystyka Q	p-wartość
Q(5)	7,269	0,201
Q(10)	12,911	0,229
Q(20)	18,846	0,532
Q(50)	40,133	0,839
Test dla kwadratów reszt		
Q(5)	1,891	0,595
Q(10)	2,888	0,941
Q(20)	7,437	0,986
Q(50)	38,906	0,823

Jeśli przyjrzymy się kształtowaniu się warunkowej wariancji cen sCDS (rysunek 5.5), obserwujemy, że istotnie, w pierwszym okresie wariancja warunkowa mogła w pewnym sensie pozostawać pod silniejszym wpływem sytuacji wewnętrznej. Przykładowo, obserwujemy wzrost zmienności w lutym 2009, w którym to okresie na rynku wewnętrznym, szczególnie międzybankowym, panował kryzys zaufania. Kryzys ten co prawda został „przeniesiony” z gospodarek sąsiednich, ale miał wpływ na przykład na kształtowanie się międzybankowych stóp procentowych (np. [Kliber i in. 2016]). Jednak już w 2010 roku obserwujemy wyraźny wpływ sytuacji zewnętrznej na zmienność kontraktów. Przykładowo, wzrost warunkowej wariancji w maju 2010 można wyjaśnić pogarszającą się sytuacją w Grecji. Z kolei w drugim okresie – od 2011 roku, wpływ sytuacji zewnętrznej jest jeszcze bardziej widoczny. Obserwujemy okres silnie podwyższonej wariancji w drugiej połowie 2011 roku,



Rysunek 5.5. Oszacowanie zmienności warunkowej polskich kontraktów sCDS – model „sklejony”

w okresie, w którym Europa podejmowała decyzje dotyczące pakietów pomocowych dla Grecji i restrukturyzacji jej zadłużenia. W marcu 2012 ISDA ogłosiła zdarzenie kredytowe dla kontraktów sCDS na grecki dług rządowy, ale to wydarzenie nie odbiło się na dynamice polskich kontraktów. Natomiast wyraźnie widoczny jest spadek zmienności od listopada 2012, kiedy to w życie weszła ustawa Komisji Europejskiej zakazująca obrotu kontraktami sCDS w przypadku podmiotów nieposiadających obligacji referencyjnej. Po roku 2013 obserwujemy już tylko jeden skok w warunkowej wariancji – w czerwcu 2013. Był on spowodowany najprawdopodobniej ucieczką kapitału z rynków wschodzących i związanym z nim wzrostem dochodowości obligacji krajowych [NBP 2013a–e].

5.8. Wybór najlepszego modelu – test ilorazu wiarygodności

Aby ocenić, czy modele ze zmiennymi objaśniającymi są istotnie lepsze niż modele bez zmiennych objaśniających, przeprowadziliśmy test ilorazu wiarygodności (z oczywistych względów model uwzględniający wpływ jedynie PKB został wykluczony z analizy). Wyniki testu przedstawiamy w tabeli 5.16. Dla obu okresów porównywaliśmy modele z restrykcjami i bez restrykcji. W przypadku okresu kryzysu (2009–2010) model z dodatkowymi zmiennymi nie był istotnie lepszy od modelu

Tabela 5.16. Wyniki testu ilorazu wiarygodności – modele z uwzględnionymi ogłoszeniami makroekonomicznymi i model prosty

Modele	Log.funkcji wiarygodności	Stat. testowa	Stopnie swobody	p-wartość
Model 2009–2010				
bez zmiennych objaśniających	-1736,935	–	–	–
z inflacją	-1735,93	2,010	1	0,156
z PKB PC	-1736,53	0,810	1	0,368
z wszystkimi zmiennymi	-1735,799	2,272	3	0,518
Model 2011–2013				
bez zmiennych objaśniających	-1929,83	–	–	–
z inflacją	-1928,627	2,406	1	0,121
z PKB PC	-1927,202	5,256	1	0,022
z wszystkimi zmiennymi	-1923,276	13,108	3	0,004

Uwaga: p-wartość dotyczy hipotezy zerowej, że model z restrykcjami jest tak samo dobry, jak model bez restrykcji. W naszym przypadku modelem z restrykcjami jest model bez zmiennych objaśniających (restrykcje oznaczają, że parametry przy zmiennych objaśniających są równe 0). Przy założeniu prawdziwości hipotezy zerowej statystyka testowa ma rozkład χ^2 z liczbą stopni swobody równą różnicy między liczbą parametrów w modelu prostym i rozbudowanym.

bez restrykcji. Największy wzrost wiarygodności uzyskaliśmy po uwzględnieniu w modelu inflacji – prawdopodobnie dlatego, że ta zmienna miała najczęściej niezerowych wartości. Wzrost wiarygodności nie był jednak na tyle istotny, aby uznać model z inflacją za lepszy od modelu prostego.

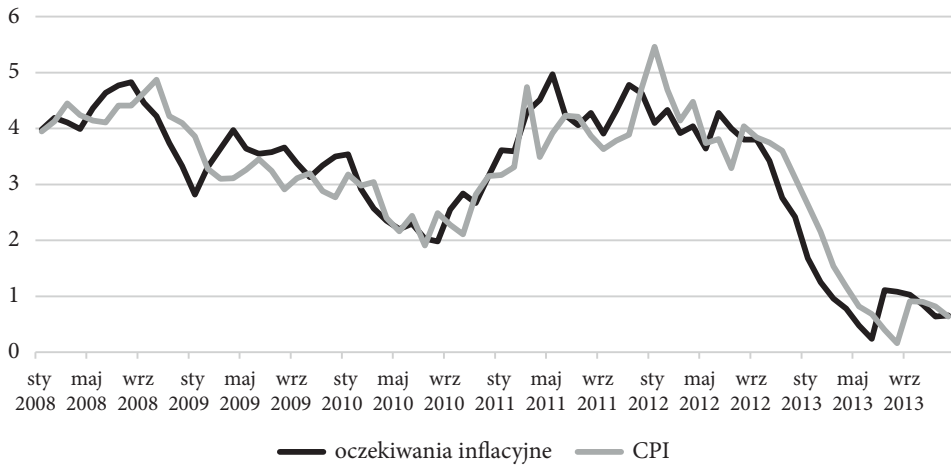
W przypadku drugiego okresu wnioski są inne. O ile dodanie samej inflacji nie poprawiło istotnie dobroci modelu, to już uwzględnienie ogłoszeń o PKB *per capita* istotnie wpłynęło na poprawę dopasowania. Bezsprzecznie **najlepszy był model uwzględniający wpływ trzech rodzajów ogłoszeń**. Możemy zatem uznać, że w latach 2011–2013 wpływ ogłoszeń makroekonomicznych wpływał stabilizująco na dynamikę kontraktów sCDS. Mógł on być czynnikiem łagodzącym nastroje inwestorów, którym mógł udzielać się niepokój w związku z pogarszającą się sytuacją w Grecji i na Węgrzech. Bardziej prawdopodobne jest jednak, że wielkości makroekonomiczne podawane w ogłoszeniach nie stanowiły dla inwestorów niespodzianki.

5.8.1. Oczekiwania a wartości zrealizowane wielkości makroekonomicznych

Prognozy na temat inflacji publikowane są przez Narodowy Bank Polski. Projekcje wyliczane są na podstawie wspomnianego już modelu NECMOD. W latach 2008–2010 roku NBP przedstawiał projekcje inflacji w lutym, czerwcu i listopadzie każdego roku, natomiast w latach 2011–2013 w marcu, lipcu i listopadzie. Dodatkowo, w tych miesiącach podawane są też prognozy PKB. W *Raportach o inflacji*, publikowanych przez NBP w analogicznych miesiącach każdego roku, podawane są kwartalne oczekiwania wzrostu PKB (oraz oczekiwania inflacyjne). W związku z tym w momencie publikacji wielkości makroekonomicznych są one *de facto* znane. Gdyby wielkości te istotnie różniły się od prognoz lub oczekiwań, moglibyśmy mówić o niespodziewanych szokach dla gospodarki.

Oczekiwania inflacyjne dotyczące polskich cen wyznaczane są na podstawie ankiet. Łyziak [2014] podaje trzy źródła: GUS, NBP i Reuters. GUS co miesiąc bada oczekiwania inflacyjne konsumentów poprzez wystosowywanie odpowiedniej ankiety, NBP co kwartał ankietuje przedsiębiorstwa, natomiast Reuters publikuje oczekiwania analityków finansowych. Łyziak [2014] pokazuje, że publikowane wielkości są użyteczne w modelowaniu inflacji. W związku z tym inwestorzy analizujący oczekiwania inflacyjne nie są zaskakiwani w momencie publikacji wielkości tego wskaźnika przez GUS. Czynnikiem stabilizacyjnym mógł być też fakt, że NBP od 1998 roku prowadzi politykę bezpośredniego celu inflacyjnego.

Na rysunku 5.6 przedstawiamy oczekiwania inflacyjne (źródło: baza CEIC) na kolejne 12 miesięcy oraz faktyczną inflację (indeks cen konsumenckich, CPI, rok-do-roku). Zauważamy, że istotnie, inflacja faktyczna była najczęściej zgodna z oczekiwaniami. Potwierdza to tezę sformułowaną powyżej, że w rzeczywistości publikacje na temat inflacji nie stanowiły niespodzianki, a w związku z tym nie były czynni-



Rysunek 5.6. Oczekiwania inflacyjne na kolejne 12 miesięcy a zrealizowana inflacja (CPI, indeks rok-do-roku)

Źródło: Baza CEIC

kiem, który mógłby przyczynić się do wzrostu zmienności cen kontraktów sCDS. Był natomiast czynnikiem łagodzącym zmienność.

W tabeli 5.17 przedstawiamy prognozy inflacyjne uzyskiwane z modelu NCMOD w latach 2008–2012 na lata 2008–2014. Prognozy publikowane były co kwartał. Przykładowo, prognoza dla roku 2008 (tabela 5.17) opublikowana została w lutym 2008, następnie w czerwcu i październiku tego roku. Kolejna prognoza pojawiła się w lutym, czerwcu i październiku 2009, podczas gdy GUS opublikował oficjalne szacunki w maju 2009. W związku z tym analitycy nie tylko mogli się przygotować na samo ogłoszenie, ale też ocenić ewentualny błąd prognozy dla kolejnych szacunków. Warto zauważyć, że o ile prognoza dla 2008 roku nie zmieniała się drastycznie w kolejnych kwartałach, to optymistyczna prognoza dla 2009 roku, wyrażona w lutym 2008 została stopniowo w kolejnych kwartałach mocno skorygowana (od 4,7 do 1,7%). W następnym roku oczekiwania były bardziej pesymistyczne, natomiast rzeczywistość przewyższała początkową prognozę.

W latach 2009–2010 oczekiwania co do publikacji PKB przez GUS nie wpływały ani na zmiany cen, ani na ich warunkową wariancję. W latach 2011–2013 dzień po publikacji ogłoszenia obserwowaliśmy wzrost zmian cen (stymulanta), który nie wpływał na ich warunkową wariancję. Wnioskujemy zatem, że poziom PKB nie był „niewiadomą”, a uczestnicy rynku nie traktowali jego publikacji w kategoriach niespodzianki. Natomiast wielkość PKB *per capita*, która publikowana jest już po ogłoszeniu wielkości PKB mogła być przez analityków wstępnie oszacowana. W związku z tym publikacja tego wskaźnika również nie była niespodzianką. Jego łagodzący wpływ w obu okresach możemy wytłumaczyć tym, że sytuacja makroekonomiczna

Polski kształtowała się lepiej, niż można by tego oczekiwać na podstawie sytuacji gospodarczej w innych krajach europejskich. Dobre wyniki makroekonomiczne łagodziły tempo zmian cen kontraktów sCDS oraz przyczyniały się do złagodzenia ich zmienności, która zdawała się w dużym stopniu kształtować pod wpływem niekorzystnych zmian na rynkach rozwiniętych.

Tabela 5.17. Prognozy PKB z modelu NCMOD (2008–1012)

Rok publikacji	Projekcje														
	2008			2009			2010			2011			2012		
	luty	czerwiec	październik	luty	czerwiec	październik	luty	czerwiec	październik	marzec	lipiec	listopad	marzec	lipiec	listopad
2008	5,1	4,7	5,1	4,9	4,9	4,9	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2009	4,7	4,8	2,8	1,1	0,4	1,3	1,7	1,8	1,7	1,7	1,7	1,6	-	-	-
2010	5,0	5,2	3,6	2,2	1,4	1,8	3,1	3,2	3,5	3,8	3,8	3,8	3,9	3,9	3,9
2011	-	-	-	3,7	3,4	3,2	2,9	4,6	4,3	4,2	4,0	4,1	4,3	4,3	4,3
2012	-	-	-	-	-	-	3,1	3,7	4,2	3,6	3,2	3,1	3,0	2,9	2,3
2013	-	-	-	-	-	-	-	-	-	3,1	2,9	2,8	2,3	2,1	1,5
2014	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	3,2	3,0	2,3

Źródło: NBP.

5.9. Podsumowanie

W tym rozdziale przedstawiliśmy badanie wpływu ogłoszeń makroekonomicznych o inflacji, PKB i PKB *per capita* dla regionów Polski na kształtowanie się dynamiki i zmienności cen kontraktów sCDS. Badanie zostało przeprowadzone w podpróbach – oddzielnie dla lat 2009–2010 i lat 2011–2013. Wynika z niego, że do roku 2010 ogłoszenia makroekonomiczne nie wpływały istotnie ani na dynamikę cen, ani na ich zmienność. Sytuacja zmieniła się w drugim podokresie. Najlepszym modelem okazał się ten, który uwzględniał wpływ wszystkich ogłoszeń, przy czym wpływ ogłoszeń o PKB ujawniał się dzień po ogłoszeniu i miał charakter stymulacyjny. Pozostałe dwa rodzaje ogłoszeń wpływały na zmienność: PKB *per capita* dzień przed ogłoszeniem, a inflacja – w dniu ogłoszenia. Obie zmienne miały charakter destymulant – wpływały łagodząco na zmienność. Mogło to wynikać z tego, że wartości faktyczne nie odbiegały znacząco od prognozowanych, a zatem nie stanowiły elementu zaskoczenia dla inwestorów.

5.10. Modele

Cechą charakterystyczną rynków finansowych jest zmienność. Jest ona nieobserwowalna, ale wywiera silny wpływ na kształtowanie się cen. Z tego względu niezbędne stało się opracowanie miar, które mogłyby tę wielkość przybliżyć. Jedną z najpowszechniej stosowanych jest warunkowa wariancja zwrotów cen, którą opisuje się za pomocą stochastycznych modeli zmienności lub deterministycznych modeli typu GARCH (*generalised autoregressive conditional heteroskedasticity*). W tym rozdziale zajęliśmy się modelami tego drugiego typu.

5.10.1. Model typu ARMA-GARCH

Niech r_t – oznacza zwrot z instrumentu finansowego w chwili t , $\mu_t = E(r_t | \Omega_{t-1})$ – średnią warunkową (warunkujemy ją zbiorem informacji na temat procesu/ów dostępnej do chwili $t - 1$ włącznie). Niech:

$$r_t = \mu_t + y_t, \quad (5.1)$$

gdzie μ_t możemy opisać jako proces ARMA z ewentualnymi dodatkowymi zmiennymi objaśniającymi:

$$\mu_t = a_0 + \sum_{i=1}^k \delta_i x_{i,t} + \sum_{i=1}^p a_i r_{t-i} - \sum_{i=1}^q b_i y_{t-i} \quad (5.2)$$

Przy tym: a_0 jest wyrazem wolnym, natomiast $x_{i,t}$ – wartością pewnej i -tej zmiennej egzogenicznej w chwili t . W parametryzacji wykorzystanej w tej książce powyższy model ma następującą postać:

$$(\mu_t - \mu) = \sum_{i=1}^k \delta_i x_{i,t} + \sum_{i=1}^p a_i (r_{t-i} - \mu) - \sum_{i=1}^q b_i y_{t-i} \quad (5.3)$$

gdzie μ oznacza bezwarunkową średnią szeregu r_t .

Uogólnieniem modelu ARMA jest model ARFIMA (uwzględniający tzw. długą pamięć w szeregu) postaci:

$$\Psi(L)(1-L)^d (r_t - \mu_t) = \Theta(L) y_t, \quad (5.4)$$

gdzie parametr $(1 - L)^d$ odpowiada za tzw. długą pamięć i jest zdefiniowany następująco:

$$\begin{aligned}
 (1-L)^d &= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(d+1)}{\Gamma(k+1)\Gamma(d-k+1)} L^k = \\
 &= 1 - dL - \frac{1}{2}d(d-1)L^2 - \frac{1}{6}d(d-1)(d-2)L^3 - \dots = \\
 &= 1 - \sum_{k=1}^{\infty} c_k(d) L^k,
 \end{aligned} \tag{5.5}$$

przy czym $0 < d < 1$, $c_1(d) = d$, $c_2(d) = \frac{1}{2}d(d-1)$, ..., a $\Gamma(\cdot)$ jest funkcją gamma np. [Baillie 1996; Laurent 2013].

W modelu typu ARMA-GARCH reszty y_t zapisujemy jako iloczyn dwóch procesów:

$$y_t = \sigma_t \epsilon_t, \tag{5.6}$$

gdzie:

$$\sigma_t^2 = \text{var}(r_t | \Omega_{t-1}) = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i y_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \tag{5.7}$$

jest procesem GARCH(p, q), natomiast $\epsilon_t \sim iid N(0, 1)$ (lub ma inny rozkład: Studenta, skośny Studenta, GED, i in.).

Model GARCH został zaproponowany przez Bollersleva w 1986 roku [Bollerslev 1986]. Szczególnym przypadkiem modelu jest model GARCH(1, 1). Warunkiem jego stacjonarności jest, aby $\alpha + \beta < 1$. Jeśli $\alpha + \beta = 1$, mówimy o modelu IGARCH.

Innym z typów szacowanych w tym rozdziale modeli jest model *spline*GARCH [Engle i Rangel 2008]. W modelu tym σ_t przedstawiane jest jako iloczyn dwóch czynników:

$$\sigma_t = \tau_t \cdot s_t \tag{5.8}$$

gdzie τ_t jest funkcją wykładniczą z k punktami węzłowymi przemnożoną przez komponent GARCH(p, q), natomiast:

$$s_t^2 = 1 - \sum_{j=1}^{\max(p,q)} (\alpha_j + \beta_j) + \sum_{i=1}^q \alpha_i \left(\frac{y_{t-i}}{\tau_{t-i}} \right)^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j s_{t-j}^2 \tag{5.9}$$

Dla modelu GARCH(1, 1):

$$s_t^2 = 1 - (\alpha + \beta) + \alpha \left(\frac{y_{t-1}}{\tau_{t-1}} \right) + \beta s_{t-1}^2$$
$$\tau_t^2 = \omega \cdot \exp \left(\delta_0 t + \sum_{i=1}^k \delta_i \left[(t - t_{i-1})^+ \right]^2 \right). \quad (5.10)$$

Przy tym: $x^+ = x$ dla $x > 0$ lub 0 w p.p., natomiast $E(s_t) = 1$, a $\{t_0 = 0, t_1, \dots, t_{(k-1)}\}$, to indeksy czasu dzielące oś czasu na k równych przedziałów. Idea modelu jest następująca. Celem autorów było stworzenie modelu, który przedstawiałby zmienność instrumentu finansowego jako kombinację efektów makroekonomicznych i dynamiki samego szeregu czasowego. Zmienność instrumentu notowanego dziennie (lub częściej) jest w modelu określona jako iloczyn komponentu zmieniającego się powoli (reprezentowanego przez *spline* wykładniczy) oraz komponentu GARCH. Ten pierwszy składnik to tzw. zmienność niskiej częstotliwości, która w modelu pokrywa się ze zmiennością bezwarunkową. Drugi komponent określa fluktuacje zmienności krótkookresowej wokół długookresowej.

Więcej informacji na temat modeli klasy GARCH i ich zastosowania do modelowania dynamiki polskiego rynku finansowego Czytelnik może znaleźć na przykład w następujących pozycjach: [Doman i Doman 2004, 2014; Fiszeder 2009; Osińska 2006; Piontek 2003; Pipień 2006].

6

Powiązania dynamiki kontraktów sCDS z dynamiką stóp procentowych

6.1. Wstęp

Czynnikiem endogenicznym kształtowania dynamiki cen kontraktów sCDS, a jednocześnie silnie powiązaniem z sytuacją makroekonomiczną kraju jest stopa procentowa. Teoretycznie każdy kontrakt sCDS wystawiony jest na pewną euroobligację, dlatego naturalnym podejściem wydawałoby się modelowanie zmian cen kontraktu w powiązaniu ze zmianą dochodowości tej obligacji. Sytuację komplikuje jednak fakt, że w przypadku zdarzenia kredytowego nabywca kontraktu może dostarczyć dowolną obligację – zazwyczaj wybiera więc obligację najtańszą (CDT – *cheapest-to-deliver*). Dodatkowo przed wejściem w życie ustawy zakazującej zawierania pozycji w niepokrytym kontrakcie, nabywca sCDS w ogóle nie musiał posiadać takiej obligacji. Z tej przyczyny sensowne wydaje się rozpatrzenie kilku stóp procentowych, w celu ustalenia siły i kierunku powiązań rynku sCDS z rynkiem stóp procentowych. W literaturze spotyka się następujące podejścia:

- modelowanie zależności między kontraktami sCDS a stopą wolną od ryzyka, np. typu LIBOR;
- modelowanie zależności między kontraktami sCDS a nachyleniem struktury dochodowości;
- modelowanie zależności między kontraktami sCDS a spreadem obligacji.

W tym rozdziale zaprezentujemy modele uwzględniające wszystkie wyżej wymienione zmienne. Dodatkowo zbadamy powiązania cen kontraktów sCDS ze zmienną obrazującą ewolucję kryzysu zaufania na rynku międzybankowym. Celem przedstawionych w tym rozdziale badań było znalezienie odpowiedzi na następujące zagadnienia:

- Czy – i w jaki sposób – dynamika cen kontraktów sCDS była w badanym okresie (2008–2013) istotnie powiązana z dynamiką krajowych stóp procentowych?
- Czy kryzys zaufania na polskim rynku międzybankowym znalazł odzwierciedlenie w dynamice kontraktów sCDS na polski dług rządowy?
- Czy uwzględniając jedynie dynamikę krajowych stóp procentowych, jesteśmy w stanie lepiej objaśnić dynamikę cen kontraktów, niż wprowadzając do badania element ryzyka otoczenia?
- Czy istniało ryzyko przeniesienia zdarzeń ekstremalnych między stopami procentowymi a cenami kontraktów sCDS?

Uzasadnienie wyboru zmiennych i hipotezy dotyczące wpływu ich dynamiki na ceny kontraktów sCDS przedstawiamy w kolejnym podrozdziale. Obliczenia przedstawione w tym rozdziale zostały wykonane w programach: OxMetrics 7 z pakietem G@RCH [Laurent 2013] oraz w środowisku R z wykorzystaniem pakietów: *copula* [Hofert i in. 2016; Yan 2007; Kojadinovic i Yan 2010; Hofert i Maechler 2011], *rugarch* [Ghalanos 2015a] i *rmgarch* [Ghalanos 2015b].

6.2. Wybór zmiennych i pytania badawcze

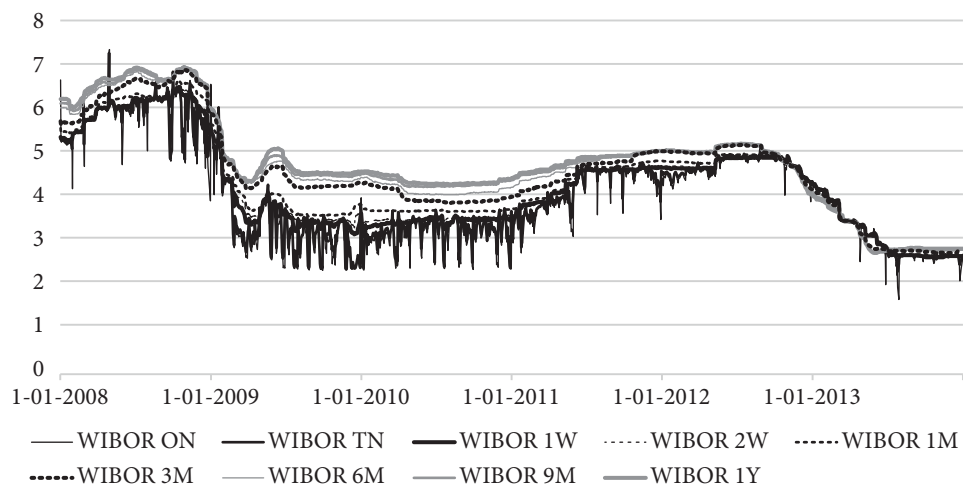
W tym rozdziale pokazujemy zależności między stopami procentowymi a kontraktami sCDS w latach 2008–2013. Część zmiennych związana jest z rynkiem międzybankowym, który w analizowanym okresie przeżywał tzw. kryzys zaufania. Gątarek i Wojtowicz [2015] pokazują, że istnieją zależności między polskimi kontraktami sCDS a zwrotem uzyskiwanym przez polski sektor bankowy – wnioskujemy zatem, że takie badanie jest uzasadnione. Pozostałe zmienne – dochodowość obligacji rządowych – związane są bezpośrednio z wypłacalnością rządu. Im wyższa dochodowość obligacji, tym wyższa wewnętrzna stopa oprocentowania długu rządowego. Z kolei wymóg wyższego wynagrodzenia za pożyczkę udzieloną rządowi państwa świadczy o tym, że w opinii inwestorów wzrasta ryzykowność takiej inwestycji. Analizowane w tym rozdziale zmienne należą zatem do grupy zmiennych aproksymujących ryzyko suwerenne. Ostatecznie spread obligacji polskich do niemieckich wprowadza do analizy elementy zmian sytuacji zewnętrznej i dotyczy szerzej rozumianego ryzyka kraju.

6.2.1. Kryzys zaufania

Przypadek polskiego rynku finansowego jest specyficzny ze względu na utrzymującą się od dłuższego czasu nadpłynność w sektorze bankowym. Mimo to kryzys zaufania dotknął też polski rynek międzybankowy. Objawiał się on tym, że banki nie

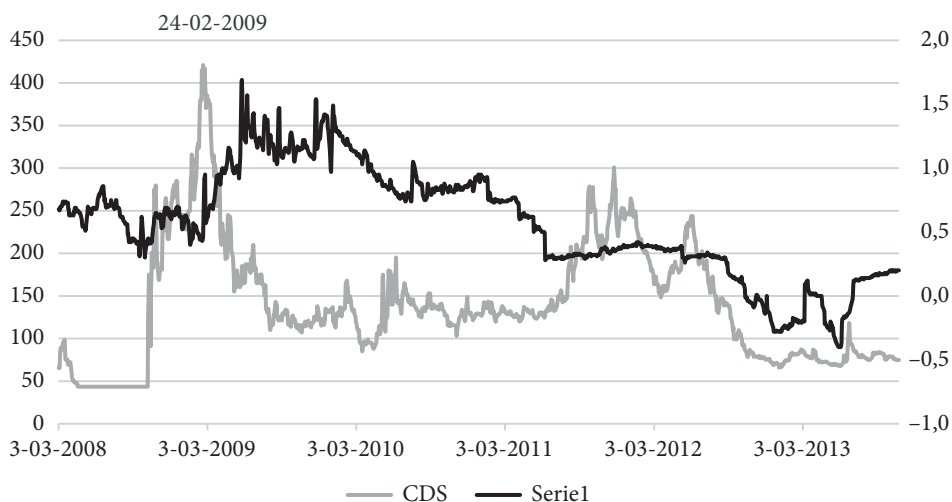
były skłonne do udzielania sobie pożyczek długoterminowych, a nadwyżkę finansową najchętniej lokowały na bezpiecznych kontach w banku centralnym. W celu przeciwdziałania kryzysowi zaufania bank centralny powziął konkretne działania, m.in. 14 października 2008 roku Narodowy Bank Polski uruchomił Pakiet zaufania, a także poprzez dodatkowe operacje (np. 17 października 2008 – operacje REPO o terminie zapadalności 6 dni, 21 października – o terminie zapadalności 14 dni, w listopadzie 2008 – 3 miesiące) zaopatrywał system międzybankowy w dodatkową płynność. Głównymi celami Pakietu zaufania były: umożliwić bankom komercyjnym pozyskanie środków walutowych oraz złotych na okres dłuższy niż 1 dzień (tj. na dłuższy niż oferowany przez rynek międzybankowy) oraz zwiększyć możliwość uzyskania płynności w polskiej walucie poprzez zwiększenie możliwości zabezpieczenia transakcji z bankiem centralnym (por. też [KNF 2010; Zajder 2013]). Wpływ tych działań na rynek międzybankowy oraz ich skuteczność była dokładnie analizowana przez [Płuciennik i in. 2013; Kliber i Płuciennik 2011; Kliber i in. 2016].

W związku z tym, że kryzys zaufania na rynku międzybankowym zaistniał i utrzymywał się przez dłuższy czas, uznaliśmy za zasadne zbadać jego wpływ na kształtowanie się cen kontraktów sCDS. Jako zmienną ilustrującą skalę tego kryzysu przyjęliśmy różnicę między miesięczną i roczną stopą WIBOR, ze względu na to, że w trakcie trwania kryzysu zauważalne i istotne było rozwarstwienie między stopami krótko- i długoterminowymi. Sytuację tę obrazuje rysunek 6.1. Im większy był spread między stopami krótko- i długoterminowymi, tym większy brak zaufania (por. np. [Kliber i Płuciennik 2011; Kliber i in. 2016]). Zauważamy, że od drugiej połowy 2008 roku bardzo wyraźna jest różnica między stopami procentowymi, natomiast od 2013 ich poziom znów jest wyrównany, świadcząc o tym, że kryzys został zażegnany.



Rysunek 6.1. Kształtowanie się stóp WIBOR w latach 2008–2013

Na kolejnym rysunku 6.2 przedstawiamy wspólne kształtowanie się zmiennej „kryzys zaufania” oraz dynamiki cen kontraktów sCDS. Zauważamy, że istotnie, okres kryzysu zaufania pokrywa się z okresem wzrostu cen kontraktów sCDS – do roku 2011. W późniejszym okresie niepokój na rynku międzybankowym zmalał – co odzwierciedlone jest przez spadek wartości zmiennej „kryzys zaufania”, natomiast ceny kontraktów sCDS ponownie wzrosły. Od 2012 roku obserwujemy spadek wartości obu zmiennych.



Rysunek 6.2. Kształtowanie się zmiennej „kryzys zaufania” (prawa oś) na tle dynamiki kontraktów sCDS (lewa oś)

Nasilenie się kryzysu zaufania mogło być zinterpretowane przez inwestorów dwojako. Z jednej strony była to informacja negatywna – banki ograniczyły mocno akcję kredytową, co mogło przyczynić się do spadku inwestycji i w konsekwencji do pogłębienia spadku koniunktury. Z drugiej strony ostrożnościowa polityka banków była gwarantem ich stabilności i wypłacalności. Ograniczała ryzyko paniki klientów banku, zachowań stadnych, masowych wypłat oszczędności z banków, a także upadków banków i konieczności ich ratowania ze środków państwowych. W związku z tym, postawione pytania badawcze brzmiały następująco:

- Czy kryzys zaufania na rynku międzybankowym oddziaływał łagodząco na dynamikę spreadu kontraktów sCDS, czy też przyczyniał się do wzrostu nerwowości na rynku kontraktów?
- Czy istniały statystycznie istotne powiązania między sytuacją na rynku międzybankowym a dynamiką spreadu sCDS, a jeśli tak, to jaki był kierunek powiązań i czy zmienił się w czasie?

6.2.2. Nachylenie krzywej dochodowości

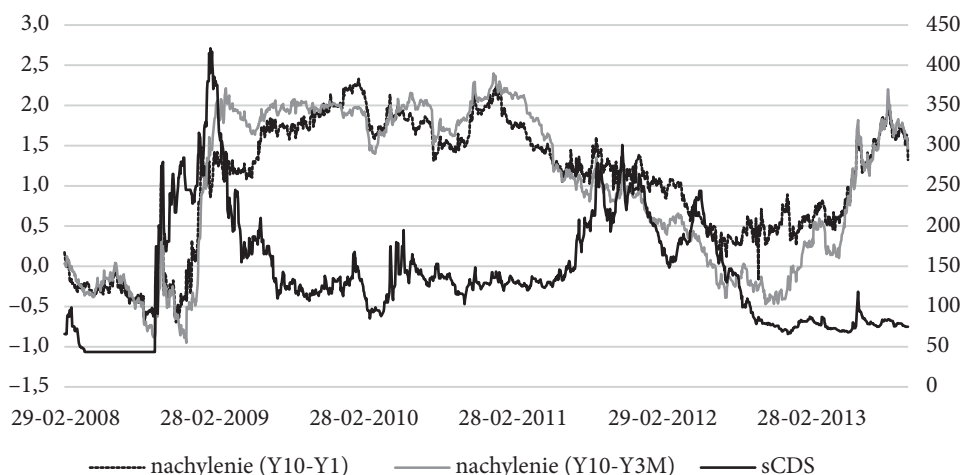
W modelu Longstaffa i Schwarza [1995] strukturalnego ryzyka kredytowego ze stochastyczną stopą procentową, rosnąca krzywa dochodowości przyczynia się do obniżenia spreadu CDS wystawianego na dług firmy. W długim okresie stopa krótka zdąża do stopy długiej, stąd wzrost nachylenia krzywej dochodowości powinien przyczyniać się do wzrostu oczekiwanej stopy *spot*. To z kolei powinno spowodować zmniejszenie spreadu CDS poprzez oddziaływanie na dryf procesu wartości aktywów przy założeniu, że nie ulega zmianie tzw. premia czasowa³⁰ (*term premium*). Fontana i Scheicher [2016] twierdzą, że taki sam efekt powinien być obserwowalny w przypadku kontraktów *sovereign*. W swoim artykule Fontana i Scheicher definiują nachylenie krzywej dochodowości jako różnicę między stopą 10-letniego swapu na euro, a stopą 3-miesięcznej stopy EURIBOR i potwierdzają istnienie ujemnej zależności między zmianami jej nachylenia oraz zmianami cen kontraktów sCDS w przypadku państw strefy euro.

W przedstawionym w tym rozdziale badaniu bierzemy pod uwagę dwa mierniki – różnicę między dochodowością 10-letnich obligacji a stopą WIBOR 3M oraz różnicę między dochodowością obligacji 10-letnich i rocznych. Pierwsza zamienna jest analogiczna do wykorzystanej w badaniu Fontany i Scheichera [2016], w którym autorzy za nachylenie struktury terminowej uznawali różnicę między dochodowością 10-letnich obligacji a stopą LIBOR3M. Jej wadą jest to, że uwzględnia instrumenty z różnych rynków: międzybankowego i instrumentów rządowych, a więc o nieco odmienniej klasie ryzyka. Autorka czuje się w obowiązku zaznaczyć w tym momencie, że w okresie kryzysu banki bardzo rzadko zawierały ze sobą transakcje na termin dłuższy niż 1 miesiąc. W związku z tym, w ramach *fixingu* banki oferowały zaporowo wysokie stopy procentowe dla transakcji „długoterminowych”. Dlatego też z tym uzyskane przez nas nachylenie struktury terminowej również może być obciążone.

Drugi miernik skonstruowany jest w oparciu o indeksy dochodowości obligacji rządowych, a więc o tej samej klasie ryzyka. Źródłem danych na temat obligacji 10-letnich była baza stooq.pl, a bonów rocznych – investing.com. Luki w danych dotyczących obligacji rocznych zostały uzupełnione metodą interpolacji liniowej.

Na rysunku 6.3 przedstawiamy zmiany obu mierników na tle dynamiki cen kontraktów sCDS. Zauważamy, że początkowo dynamika obu mierników była podobna, natomiast od stycznia do czerwca 2009 nachylenie krzywej terminowej Y10-M3 rosło szybciej niż nachylenie krzywej Y10-Y1. Kolejna rozbieżność pojawia się w lu-

³⁰ Premia czasowa (*term premium*) jest to – w uproszczeniu – dodatkowa nadwyżka dochodowości, której oczekują inwestorzy, aby zdecydować się na inwestycję w obligacje długoterminowe, zamiast w inwestycję w kilka obligacji o krótszym terminie zapadalności. Przykładowo, jeśli dochodowość obligacji dziesięcioletnich wynosi 5,5%, a średnia dochodowość obligacji rocznych w ostatnich 10 latach wynosiła około 5%, to premia czasowa dla obligacji 10-letniej wynosi ok. 0,5% (lub 50 punktów bazowych) – por. [Swanson 2007].



Rysunek 6.3. Nachylenie krzywej terminowej (lewa oś) a dynamika cen kontraktów sCDS (prawa oś)

tym 2009, kiedy to nachylenie krzywej Y10-Y1 rosło szybciej niż nachylenie krzywej Y10-M3. Mogło to być spowodowane powrotem NBP do aktywnej polityki monetarnej i chwilowym wzrostem nerwowości na rynku międzybankowym. Od stycznia 2011 nachylenie krzywej dochodowości malało, przy czym rozbieżności w obu miernikach pojawiły się ponownie pod koniec lipca 2012 i utrzymywały do marca 2013. Zwracamy uwagę, że nachylenie krzywej dochodowości było dodatnie przez cały analizowany okres, poza krótkim odcinkiem czasu w październiku i listopadzie 2008. Momenty, w których następowało „odwrócenie” nachylenia krzywej terminowej na wykresie zaznaczone są jako wartości ujemne. Sytuację taką interpretuje się jako oczekiwanie spadku stóp procentowych w przyszłości (lub wręcz recesji) przez uczestników rynku. Jeśli weźmiemy pod uwagę momenty występowania takiego zjawiska, powyższa interpretacja wydaje się uzasadniona.

Hipoteza badawcza postawiona w tym badaniu brzmiąca:

istnieje ujemna korelacja między zmianami cen kontraktów sCDS a zmianami nachylenia krzywej dochodowości.

Dodatkowo postawione pytanie badawcze miało na celu ustalenie, czy dynamika powiązań zmieniała się w zależności od okresu.

6.2.3. Stopa wolna od ryzyka

Sposób, w jaki spread kontraktów sCDS jest powiązany ze zmianami stopy wolnej od ryzyka nie jest w literaturze jednoznacznie określony [por. Niedziółka 2009, rozdział 13.4]. Przykładowo, Fontana i Scheicher [2016] odwołują się do modelu Mertona [1974]. Jest to jeden z najwcześniejszych modeli wykorzystywanych do

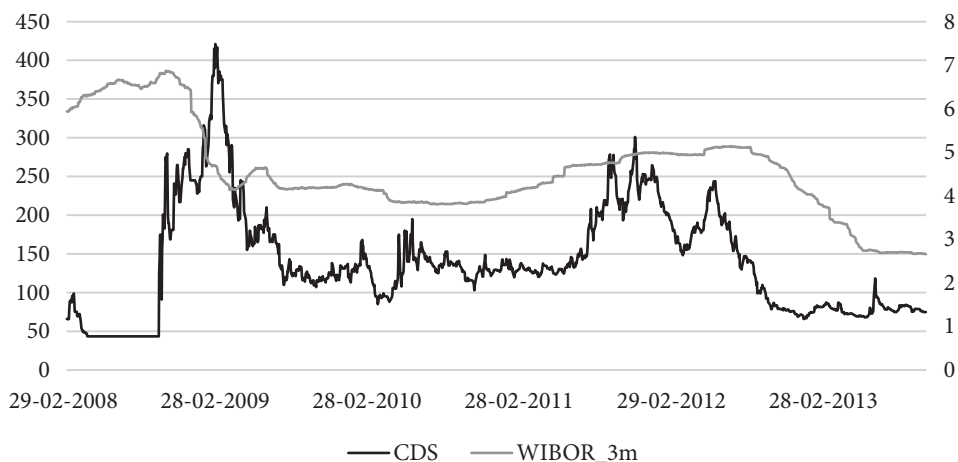
szacowania ryzyka niewypłacalności przedsiębiorstwa. W modelu tym, wzrost stopy wolnej od ryzyka implikuje wzrost wartości aktywów firmy, oddalając tym samym ryzyko jej niewypłacalności. Zmiany stopy wolnej od ryzyka są zatem ujemnie skorelowane ze zmianami spreadów kredytowych (premii za ryzyko w inwestycję w instrument o wyższej klasie ryzyka) (por. też [Krześniak 2005]). Fontana i Schlicher [2016] przenoszą to rozumowanie na spready kontraktów sCDS i zakładają, że korelacja między ceną kontraktu (ryzykiem niewypłacalności) a stopą wolną od ryzyka będzie ujemna. Jako stopę wolną od ryzyka autorzy przyjęli stopę EURIBOR 3M. Natomiast w wyniku przeprowadzonego badania dla państw strefy euro nie stwierdzili istnienia zależności między zmianami stopy wolnej od ryzyka a zmianami cen kontraktów sCDS.

Drugi nurt zakłada dodatnią korelację między spreadem kontraktów CDS oraz stopą procentową. Wzrost spreadu sCDS oznacza wzrost ryzyka danego podmiotu – w szczególności: wzrost spreadu sCDS jest utożsamiany ze wzrostem ryzyka kredytowego gospodarki. Tym samym inwestorzy oczekują wyższej rekompensaty za ryzyko inwestycji w instrument o podwyższonej klasie ryzyka. Dodatkowo w okresach niepewności oczekuje się zwiększenia różnicy między dochodowością obligacji uznawanych za najbezpieczniejsze. Inwestorzy preferują instrument bezpieczny (np. obligacje niemieckie czy amerykańskie), co prowadzi do spadku dochodowości bezpiecznych obligacji i wzrostu ich cen. Ponieważ jednocześnie następuje wzrost dochodowości obligacji uznawanych przez inwestorów za mniej bezpieczne, następuje wzrost spreadu między obligacjami o różnej klasie ryzyka (por. np. Jain [2014]). Ponieważ obligacje polskie uznawane są przez inwestorów międzynarodowych za bardziej ryzykowne niż niemieckie, możemy oczekiwać dodatniej korelacji między dochodowością polskich obligacji a spreadem sCDS na polski dług rządowy.

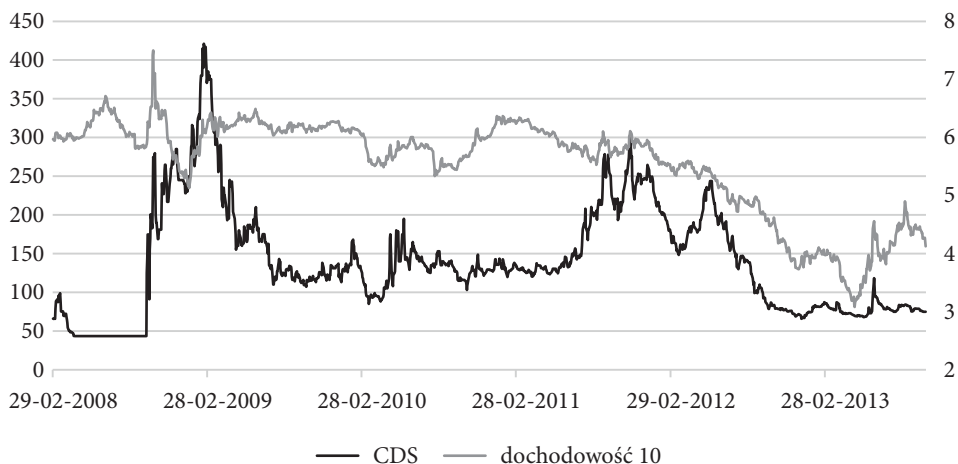
W przedstawionym w tym rozdziale badaniu wzięliśmy pod uwagę dwie stopy (potencjalnie wolne od ryzyka) – WIBOR 3M z rynku międzybankowego (rysunek 6.4) oraz dochodowość 10-letnich obligacji (rysunek 6.5). Zauważamy, że stopa WIBOR 3M w badanym okresie cechowała się bardzo niewielką zmiennością. Jej zmiany były bardzo łagodne i płynne. W porównaniu z nimi zmiany dochodowości 10-letnich obligacji wydają się dużo bardziej dynamiczne.

W związku z tym, że teoria nie precyzuje konkretnej zależności między stopą wolną od ryzyka a kształtowaniem się dynamiki spreadu sCDS, pytania badawcze, jakie zostały postawione brzmiały:

- W jaki sposób stopa wolna od ryzyka wpływała na kształtowanie się dynamiki i zmienności cen kontraktów sCDS?
- Czy wpływ ten zmieniał się w zależności od badanego okresu (okres kryzysu a okres spokojny)?
- Czy występowała statystycznie różna od zera korelacja między dochodowością polskich obligacji a spreadem sCDS? Jeśli tak, to jaki był jej znak i czy jej dynamika zmieniała się w zależności od okresu?



Rysunek 6.4. Dynamika stopy WIBOR 3M (prawa oś) na tle dynamiki kontraktów sCDS (lewa oś) (lata 2008–2013)



Rysunek 6.5. Dochodowość obligacji 10-letnich (prawa oś) a dynamikę cen kontraktów sCDS (lewa oś) (lata 2008–2013)

- Czy istniało statystycznie różne od zera ryzyko przeniesienia niepokoju z jednego rynku na drugi, a jeśli tak, to czy zmieniało się w różnych okresach?

Przyjęcie za stopy wolne od ryzyka stóp z rynku międzybankowego może budzić pewne wątpliwości – zwłaszcza w kontekście kryzysu *subprime*. Jednak w przypadku polskiego rynku międzybankowego utrzymująca się w systemie nadpłynność oraz bardzo ostrożna polityka banków komercyjnych sprawiają, że takie założenie nie wydaje się specjalnym nadużyciem. Dodatkowo ryzyko kredytowe na rynku międzybankowym jest w znacznym stopniu ograniczone ze względu na wysokie

ratingi uczestników, systemy zabezpieczeń oraz klauzule nettingowe [Niedziółka 2009, rozdział 13.2].

Rentowność obligacji rządowych była historycznie najczęściej utożsamiana ze stopą wolną od ryzyka. Zasadność takiego wyboru zaczęła być kwestionowana pod koniec lat 90., w związku z ograniczeniem podaży obligacji skarbowych na rynku amerykańskim i spadkiem ich płynności [Niedziółka 2009, rozdział 13.2]. Przyczyną ograniczenia podaży była nadwyżka budżetowa. Nastąpił wówczas znaczny spadek rentowności obligacji, mimo że ryzyko inwestycji nie uległo zmianie. Kryzys grecki pokazał natomiast, że obligacje gwarantowane przez rząd nie zawsze są inwestycją pewną. Łagodny przebieg kryzysu w Polsce i historia gospodarcza w okresach stabilnych dają jednak podstawy do tego, by móc przyjąć założenie, że w przypadku Polski taka aproksymacja jest uzasadniona.

6.2.4. Spread obligacji polskich do niemieckich

Ostatnią zmienną, jaką analizowaliśmy, był spread 10-letnich obligacji polskich do niemieckich. Zależność między spreadem obligacji a spreadem kontraktów sCDS była poruszana w wielu publikacjach. Spread obligacji definiowany jest jako różnica między dochodowością obligacji a dochodowością obligacji kraju uważanego za najbezpieczniejszy w regionie.

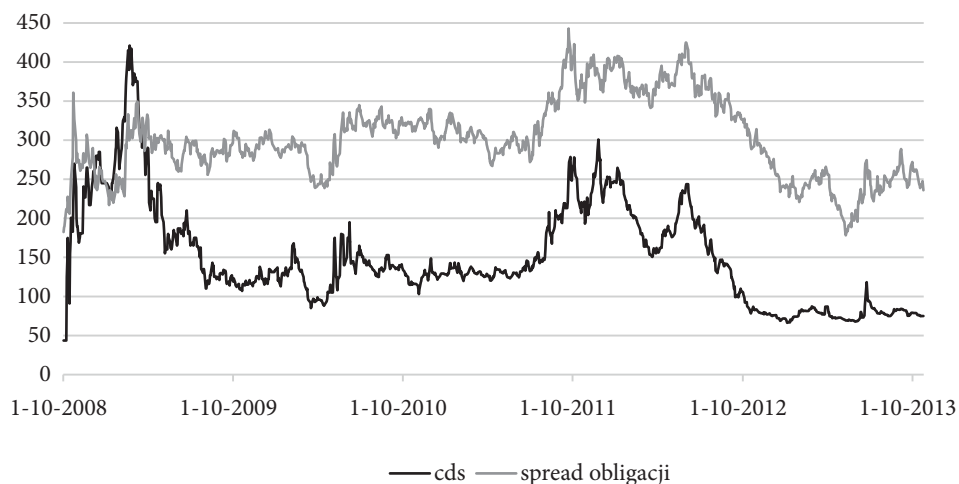
Oznaczmy jako S_t – cenę kontraktu sCDS w chwili t , Y_t – dochodowość obligacji krajowej w chwili t oraz R_t – dochodowość obligacji pozbawionej ryzyka. W przybliżeniu powinna zachodzić następująca zależność:

$$S_t = Y_t - R_t. \quad (6.1)$$

Intuicyjnie: jeżeli inwestor posiada obligację ryzykowną o dochodowości a wątpli w wypłacalność dłużnika, może zakupić zabezpieczenie w postaci kontraktu sCDS o cenie S_t . Wówczas jego portfel jest pozbawiony ryzyka. Aby nie zachodziła możliwość arbitrażu, zwrot z tego portfela nie może być wyższy niż stopa wolna od ryzyka R_t . Jeżeli S_t jest większe niż $Y_t - R_t$, wówczas inwestor może kupić obligację pozbawioną ryzyka, sprzedać krótko obligację ryzykowną i sprzedać kontrakt sCDS. W odwrotnej sytuacji inwestor może osiągnąć zysk, kupując obligację ryzykowną oraz kontrakt sCDS, a następnie krótko sprzedając obligację pozbawioną ryzyka [Hull, Predescu i White 2004]. Oczywiście w praktyce powyższa równość zachodzi bardzo rzadko, dlatego duża część artykułów na temat kontraktów sCDS poświęcona jest badaniu czynników wpływających na wielkość tzw. bazy, czyli różnicy między spreadem obligacji a spreadem sCDS. Przykładowo, Coudert i Gex [2013] określali, która wielkość jest przodująca: Czy to zmiany spreadów obligacji poprzedzają zmiany spreadów sCDS, czy też jest na odwrót? Natomiast Fontana i Scheicher [2016] badali czynniki mogące wpływać na wielkość bazy.

Zależności między spreadem sCDS a spreadem obligacji są najczęściej badane w kontekście powiązań między rynkiem kontraktów sCDS a rynkiem stóp procentowych. W literaturze można znaleźć wiele pozycji badających szybkość reakcji obu rynków na impulsy i określających, który z rynków jest rynkiem szybciej reagującym oraz w którym kierunku odbywa się przepływ informacji między rynkami. Większość tego typu badań wykorzystuje metodologię VECM (model wektorowej korekty błędem). Odpowiedź na pytanie o główną rolę jednego z rynków nie jest jednoznaczna. Coudert i Gex [2013] pokazali, że w przypadku gospodarek wschodzących to rynek kontraktów sCDS jest przodujący, podczas gdy dla krajów strefy euro rynkiem przodującym jest rynek obligacji. Wniosku tego nie potwierdzają Gyntelberg i in. [2013], którzy analizowali śróddzienną dynamikę kontraktów *sovereign* oraz obligacji w strefie euro. Różnicę w zachowaniach rynków autorzy tłumaczą płynnością obligacji krajowych oraz kontraktów sCDS. Z kolei Delatte, Gex i Lopez Villavicencio [2012] stwierdzili, że wyniki zmieniają się w zależności od nastrojów na rynku – dla krajów, które nie doświadczają skutków kryzysu i znajdują się w okresie spokojnym, to rynek obligacji jest przodujący. Natomiast w niespokojnym okresie kryzysu, to rynek sCDS staje się przodujący.

Na rysunku 6.6 przedstawiamy zmiany spreadu obligacji w porównaniu ze zmianami spreadu kontraktów sCDS. Wycena ryzyka za pomocą spreadu obligacji była systematycznie wyższa już od 2009 roku. Co ciekawe, w przypadku krajów śródziemnomorskich spready pokrywały się prawie idealnie [Kliber 2013]. Wielkość spreadu obligacji możemy też zinterpretować jako „apetyt na ryzyko” inwestorów zagranicznych, tj. wielkość premii, jaką uzyskują, lokując środki w obligacje bardziej ryzykowne niż najbezpieczniejsze w regionie.



Rysunek 6.6. Dynamika spreadu obligacji polskich do niemieckich (w punktach bazowych) na tle dynamiki cen kontraktów sCDS (lata 2008–2013)

6.3. Wyniki badania

Ponieważ stopy procentowe, zwłaszcza międzybankowe, wykazują silne skorelowanie między sobą, zdecydowaliśmy się mierzyć wpływ każdej z przedstawionych zmiennych oddzielnie. W przypadku gdy szereg zmiennej objaśniającej wykazywał efekt ARCH, do badania zależności i ich zmian w czasie stosowaliśmy wielowymiarowy model DCC-copula-MGARCH i wyznaczaliśmy miary powiązań między rynkami: nieliniową korelację mierzoną współczynnikiem τ Kendalla oraz prawdopodobieństwo przeniesienia zmian ekstremalnych, mierzone współczynnikiem λ (zob. dodatek: Modele, 6.13–6.24). Jeśli hipoteza o zmianie korelacji w czasie była odrzucona, szacowaliśmy model ze stałą korelacją warunkową [Bollerslev 1990]. Następnie, gdy zmienna nie wykazywała efektu ARCH, szacowaliśmy model dla kontraktów sCDS ze zmienną objaśniającą w wariancji i średniej.

6.3.1. Notowania kontraktów sCDS a kryzys zaufania na rynku międzybankowym

W celu zbadania zależności między notowaniami kontraktów sCDS oszacowaliśmy dwuwymiarowy model GARCH. Ponieważ obie zmienne były niestacjonarne, model szacowany był dla zmian wielkości spreadów. Hipoteza o zmiennej w czasie korelacji warunkowej została odrzucona (statystyka testu Engle'a i Shepparda wyniosła 1,06 dla opóźnienia do 5 włącznie oraz 12,57 do opóźnienia do 10 włącznie, z p -wartością odpowiednio: 0,98 i 0,32). Sama wartość korelacji wyniosła 0,008 i była nieistotna. W tabeli 6.1 przedstawiamy oszacowania wariancji warunkowej z modelu CCC-ARMA(1,0)-M-IGARCH(1,1) z rozkładem normalnym (rozkład normalny został wybrany ze względu na problemy ze zbieżnością algorytmu). Zmienna *bin* to zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość 1 w chwilach ekstremalnego wzrostu zmian zmiennej „kryzys zaufania”. Kliber i Płuciennik [2011] pokazują, że w 2009 roku rynek międzybankowy reagował wzrostem niepewności przed posiedzeniami Rady Polityki Pieniężnej. Skokowe zmiany zmiennej „kryzys zaufania” obserwujemy również przed posiedzeniami RPP w lutym, sierpniu i listopadzie 2009. Skokową zmianę wskaźnika notujemy również na dzień 25.05.2009 jako reakcję na obniżenie stopy rezerwy obowiązkowej z poziomu 3,5% do 3%. Skok na początku stycznia 2010 może być związany z decyzją Rady Polityki Pieniężnej, która wprowadziła od 1 stycznia 2010 roku nową podstawową stopę procentową – stopę dyskonta weksli, ustanawiając jej poziom w wysokości 4,0% w skali rocznej [NBP 2010c].

Zauważmy, że skoki w zmianach zaufania na rynku międzybankowym, powodujące wzrost zmienności wskaźnika „kryzys zaufania”, nie wpływały na zmienność cen kontraktów sCDS (zmienna nieistotna). Dodatkowo oszacowany współczyn-

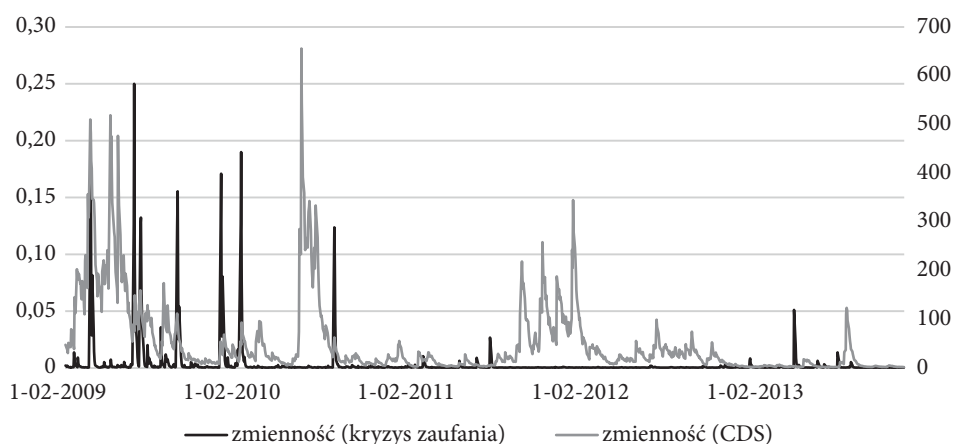
Tabela 6.1. Oszacowanie modelu CCC-GARCH dla zależności między zmianami cen kontraktów sCDS i zmianami zaufania na rynku międzybankowym

Współczynnik	Oszacowanie	Błąd	Statystyka t	p-wartość
Model dla zmian spreadu WIBOR 1M-WIBOR 1Y				
a_1	0,068	0,070	0,974	0,330
$\omega \cdot 10^4$	2,176	1,735	1,254	0,210
bin (V)	0,123	0,066	1,864	0,063
ARCH(α)	0,601	0,257	2,337	0,020
GARCH(β)	0,399			
Model dla zmian spreadu kontraktów sCDS				
a_1	0,124	0,040	3,138	0,002
ω	0,303	0,167	1,819	0,069
bin (V)	44,156	27,387	1,612	0,107
ARCH(α)	0,181	0,035	5,115	0,000
GARCH(β)	0,819			
Korelacja				
ρ	0,008	0,027	0,281	0,779

nik korelacji okazał się niewielki i nieistotny. Oznacza to, że ceny kontraktów sCDS i zmiany zaufania na rynku międzybankowym kształtowały się niezależnie od siebie.

Jak już wspomniano, z jednej strony niepokój na rynku międzybankowym i zamrożenie akcji kredytowej mogły wpłynąć negatywnie na funkcjonowanie gospodarki (m.in. przez spadek inwestycji), z drugiej jednak nawet przezorna ostrożność banków była gwarantem stabilności systemu i jego wypłacalności, a także oddalała ryzyko paniki i zjawiska określanego mianem „*run na banki*”. Brak reakcji rynku sCDS na kryzys zaufania może oznaczać, że albo inwestorzy nie reagowali na zmiany sytuacji wewnętrznej kraju (co stanowiłoby argument za tym, że w okresie kryzysu zmiany wielkości fundamentalnych odgrywają niewielką rolę dla kształtowania się dynamiki kontraktów), albo inaczej – że uznawali system bankowy za tak stabilny, że jego sytuacja nie rzutowała bezpośrednio na wycenę ryzyka niewypłacalności Polski.

Na rysunku 6.7 przedstawiamy dynamikę zmienności badanych szeregów czasowych. Zauważamy ponownie, że skoki zmienności obu wielkości nie pokrywają się (z wyjątkiem skoku w lutym 2009). Zmienność zaufania na rynku międzybankowym (oś lewa) była niewielka i zmieniała się głównie skokowo, przy czym skoki były największe co do wartości i najczęstsze w 2009 roku. Zmienność cen kontraktów sCDS (oś prawa) była nieporównywalnie większa i zdawała się reagować na inne czynniki. Oprócz skoków w 2009 roku obserwujemy skoki w drugiej połowie 2010 roku – w tym najwyższy w maju 2010, związany z sytuacją Grecji, a następnie duży wzrost zmienności pod koniec 2011 i na początku 2012 roku. Możemy zatem domyślać się, że większy wpływ na zmienność cen kontraktów sCDS wywierały



Rysunek 6.7. Zmienność wskaźnika „kryzys zaufania” (lewa oś), a zmienność kontraktów sCDS (prawa oś) (2008–2013)

zmiany sytuacji międzynarodowej niż skokowe zmiany nastrojów na rynku międzybankowym. Brak zależności (mierzonej korelacją warunkową) między kryzysem zaufania na rynku międzybankowym a zmiennością cen kontraktów przeczy założeniu o tym, że ceny kontraktów są silnie związane z sytuacją wewnętrzną kraju.

6.3.2. Notowania kontraktów sCDS a nachylenie krzywej dochodowości

W kolejnym kroku badaliśmy zależność między zmianami cen kontraktów sCDS a nachyleniem krzywej dochodowości mierzonej jako różnica między dochodowością 10-letniej obligacji a 3-miesięczną stopą WIBOR oraz jako różnica między dochodowością obligacji 10-letnich i rocznych. W obu przypadkach hipoteza o stałości powiązań została odrzucona. W związku z tym oszacowaliśmy model DCC-copula-MGARCH³¹. Wyniki przedstawiamy w tabeli 6.2 – dla pierwszego miernika i tabeli 6.3 – dla drugiego. W przypadku pierwszego modelu zwracamy uwagę na liczbę stopni swobody w rozkładzie Studenta funkcji kopuła. Jest ona wysoka, co świadczy o tym, że powiązania ogonowe między badanymi wielkościami nie były

³¹ W przypadku modelu jednowymiarowego dla zmian cen kontraktów sCDS przyjęto rozkład Studenta z 4 stopniami swobody. Wartość 4 jest graniczną wartością, dla której w rozkładzie Studenta istnieje kurtoza. W związku z tym autorka, szacując wstępnie modele jednowymiarowe w programie OxMetrics, wprowadziła ograniczenie na liczbę stopni swobody, tak aby parametr przyjmował wartość większą bądź równą 4 (oszacowana liczba swobody bez wprowadzania ograniczeń była liczbą z przedziału od 3 do 4, w związku z czym wariancja rozkładu była zdefiniowana). Ponieważ ograniczenie było spełnione z równością, w dalszych oszacowaniach we wszystkich modelach przyjęto liczbę stopni swobody równą 4.

Tabela 6.2. Oszacowanie parametrów modelu DCC-copula-MGARCH dla zależności między zmianami nachylenia krzywej dochodowości oraz zmianami cen kontraktów sCDS

Wyszczególnienie	Parametr	Oszacowanie	Błąd	Statystyka t	p-wartość
Równanie dla kontraktu sCDS (model IGARCH z rozkładem Studenta z 4 stopniami swobody)	μ	-0,159	0,055	-2,869	0,004
	AR(1)	0,104	0,029	3,604	0,000
	ω	0,086	0,055	1,562	0,118
	α	0,181	0,027	6,684	0,000
Równanie dla spreadu obligacji: model IGARCH z rozkładem Studenta; liczba stopni swobody – szacowana jako parametr w modelu	μ	-0,146	0,101	-1,449	0,147
	AR(1)	0,098	0,030	3,289	0,001
	ω	1,096	0,583	1,882	0,060
	α	0,194	0,064	3,047	0,002
	v (st. swobody)	4,044	0,432	9,367	0,000
Równanie dynamicznej korelacji warunkowej	DCC a_1	0,038	0,014	2,745	0,006
	DCC b_1	0,939	0,029	32,124	0,000
	v (st. swobody)	19,248	8,586	2,242	0,025

Uwaga: Wszystkie obliczenia wykonane w programie R z pakietami: *rmgarch*, *rugarch* i *copula*.

Tabela 6.3. Oszacowanie parametrów modelu DCC-copula-MGARCH dla zależności między zmianami nachylenia krzywej dochodowości (różnica między dochodowością rocznych i dziesięcioletnich obligacji) oraz zmianami cen kontraktów sCDS – model z rozkładem normalnym

Wyszczególnienie	Parametr	Oszacowanie	Błąd	Statystyka t	p-wartość
Równanie dla kontraktu sCDS (model IGARCH z rozkładem Studenta z 4 stopniami swobody)	μ	-0,159	0,056	-2,843	0,005
	AR(1)	0,104	0,029	3,607	< 0,001
	ω	0,086	0,055	1,566	0,117
	α	0,181	0,027	6,770	< 0,001
Równanie dla spreadu obligacji: model IGARCH z rozkładem Studenta; liczba stopni swobody – szacowana jako parametr w modelu	μ	-0,001	0,001	-0,671	0,502
	AR(1)	-0,098	0,031	-3,192	0,001
	ω	0,0003	0,0001	2,918	0,004
	α	0,278	0,054	5,135	< 0,001
	v (st. swobody)	4,336	0,479	9,055	< 0,001
Równanie dynamicznej korelacji warunkowej	DCC a_1	0,048	0,017	2,844	0,005
	DCC b_1	0,854	0,071	11,933	< 0,001

Uwaga: Wszystkie obliczenia wykonane w programie R z pakietami: *rmgarch*, *rugarch* i *copula*.

silne. W przypadku drugiego modelu najlepszy okazał się wielowymiarowy rozkład normalny, co oznacza, że prawdopodobieństwo przenoszenia zdarzeń ekstremalnych między badanymi wielkościami wynosiło 0.

Na rysunku 6.8 przedstawiamy kształtowanie się współczynnika τ Kendalla dla kontraktów sCDS oraz nachylenia krzywej terminowej Y10-M3, natomiast na rysunku 6.9 – dla kontraktów sCDS oraz nachylenia krzywej terminowej Y10-Y1.

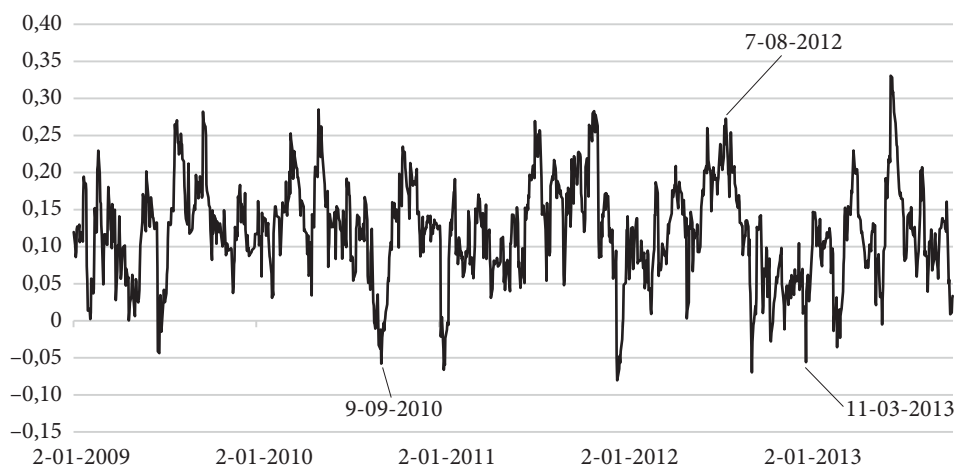


Rysunek 6.8. Oszacowanie współczynnika τ Kendalla dla zależności między zmianami nachylenia krzywej dochodowości Y10-M3 oraz zmianami cen kontraktów sCDS

Zacniemy od skomentowania dynamiki zależności nachylenia krzywej dochodowości Y10-M3 i spreadu sCDS. Zauważamy, że zależności między dwoma zmiennymi, mierzone współczynnikiem τ , nie były spektakularne. W latach 2009–2010 wartość współczynnika oscylowała na poziomie ok. 0,20–0,25. Obserwujemy wyraźny wzrost pokrywający się czasowo z początkiem kryzysu greckiego. Od drugiej połowy 2010 roku powiązania spadły, po czym obserwujemy powolny wzrost do sierpnia 2012. Następnie następuje wyraźny spadek. Możemy go powiązać z zakazem handlu „nagimi” kontraktami sCDS w Europie, który zaczął obowiązywać w listopadzie 2012, ale zapowiedziany został już na początku 2012 roku. Od momentu wprowadzenia zakazu – jak pokazują eksperci – kontrakty sCDS powoli przestawały odgrywać rolę wskaźnika ryzyka kraju. Od drugiej połowy 2013 obserwujemy ponowny wzrost powiązań. Może być on związany z wycofywaniem kapitału z rynków wschodzących przez inwestorów zagranicznych, w związku z czym zaczęły spadać ceny obligacji, a ich dochodowość rosła. Dodatkowo poprawa koniunktury gospodarczej w USA w I połowie 2013 roku wpłynęła na oczekiwania uczestników co do wcześniejszego ograniczenia skali programów zasilania płynnościowego oraz możliwości podniesienia stóp procentowych przez FED, co spowodowało wzrost rentowności obligacji na rynkach rozwiniętych (por. *Raport o stabilności systemu finansowego. Grudzień 2013* [NBP 2014c]). Obserwujemy w tym czasie wzrost nachylenia krzywej docho-

dowości i chwilowy wzrost cen kontraktów (por. rysunek 6.3), które to tendencje przyczyniły się do wzrostu współczynnika τ Kendalla.

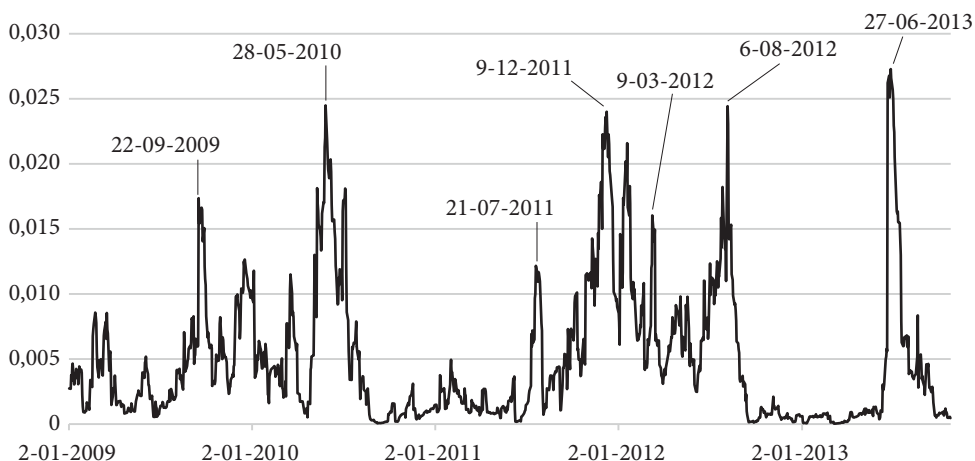
Na rysunku 6.9 przedstawiamy współczynnik Kendalla dla kontraktów sCDS i zmian nachylenia krzywej dochodowości Y10-Y1. W całym okresie współczynnik oscylował wokół wartości 0,1, z mniejszymi lub większymi odchyleniami. Na rysunku zaznaczono momenty wahnięć, które pokrywają się z wahaniami współczynnika oszacowanego dla poprzednio analizowanej pary zmiennych. Zależności korelacyjne są w tym przypadku wyraźnie mniejsze.



Rysunek 6.9. Oszacowanie współczynnika τ Kendalla dla zależności między zmianami nachylenia krzywej dochodowości Y10-Y1 oraz zmianami cen kontraktów sCDS

Przypomnijmy, że zgodnie z cytowanym w podrozdziale 5.2.2 modelem, korelacja między nachyleniem krzywej dochodowości oraz cenami kontraktów sCDS powinna być ujemna. Taka zależność została też zaobserwowana w przypadku kontraktów sCDS wystawianych na dług rządowy państw strefy euro [Fontana i Scheicher 2016]. W analizowanym przez nas okresie taka sytuacja była tylko we wrześniu 2010, czerwcu 2011, wrześniu i grudniu 2012 oraz w marcu 2013. Dodatnią korelację (mierzoną współczynnikiem τ Kendalla) między zmianami nachylenia krzywej dochodowości oraz zmianami cen kontraktów sCDS możemy zinterpretować następująco. Nachylenie krzywej dochodowości obrazuje oczekiwania uczestników rynku dotyczące kształtowania się przyszłych stóp procentowych. Wzrost nachylenia krzywej sygnalizuje oczekiwania co do wzrostu stóp procentowych oraz wzrostu oprocentowania pożyczek udzielanych również państwu (czyli dochodowości obligacji). To z kolei sugeruje problemy z wypłacalnością państwa. Pojawienie się takich problemów jest jednoznaczne ze wzrostem ryzyka kraju, które powinno znaleźć odzwierciedlenie we wzroście spreadów sCDS.

Kiedy spojrzymy na dynamikę zależności w ogonach (rysunek 6.10), zauważamy, że wielkości współczynnika lambda uzyskanego dla nachylenia krzywej Y10-M3 były bardzo małe (w przypadku nachylenia krzywej Y10-Y1 współczynnik ten miał wartość 0). Możemy zatem stwierdzić, że prawdopodobieństwo zarażania między dwoma rynkami było niewielkie. Wzrost wartości współczynnika λ przypadał na wrzesień 2009, maj 2010, grudzień 2011, sierpień 2012 oraz czerwiec 2013. Analizę powiązań wzrostu współczynnika zależności ogonowych z wydarzeniami gospodarczymi przedstawiamy na koniec rozdziału, dla wszystkich mierników łącznie.



Rysunek 6.10. Oszacowanie prawdopodobieństwa przenoszenia zdarzeń ekstremalnych między kontraktami sCDS a nachyleniem krzywej dochodowości

6.3.3. Dynamika kontraktów sCDS a stopa wolna od ryzyka

6.3.3.1. WIBOR 3M

W przypadku zmian trzymiesięcznej stopy WIBOR efekt ARCH nie został wykryty. W związku z tym łączny model zmienności nie mógł zostać oszacowany. Dlatego też zdecydowaliśmy się zastosować podejście opisane w poprzednim rozdziale. Oszacowaliśmy model zmienności dla zmian kontraktów sCDS z dodatkową zmienną objaśniającą (WIBOR) oraz bez niej. Następnie testem ilorazu wiarygodności zwerifikowaliśmy, czy model bez restrykcji jest istotnie lepszy niż model z restrykcjami.

Aby zachować spójność procedur, okres badania został podzielony na dwa przedziały. Pierwszy obejmował okres 2009–2010, a drugi 2011–2013. W pierwszym okresie szacowaliśmy model IGARCH, w drugim – splineGARCH.

Wyniki przedstawione zostały w tabelach 6.4–6.7. W pierwszym podokresie najlepszym modelem uwzględniającym kształtowanie się zmiennej WIBOR3M

był model z wyprzedzającą zmienną w wariancji warunkowej. Możemy to zinterpretować w następujący sposób – to **oczekiwania związane z kształtowaniem się stopy wolnej od ryzyka wpływały na zmienność cen kontraktów sCDS**. Przy tym zmienna ta była destymulantą. Jej zmiany *in plus* wpływały łagodząco na zmienność. Możemy zatem podejrzewać, że w badanym okresie stopa WIBOR 3M zmieniała się zgodnie z oczekiwaniami uczestników rynku, reagując na zmiany stóp NBP. Dodatkowo jej zmiany były niezwykle łagodne (zob. rysunek 6.4), co potwierdza też brak zaobserwowanego efektu ARCH.

Oszacowany model wyjaśniał wszystkie zależności liniowe i kwadratowe, a jego parametry były stabilne. Wyjątek stanowił parametr α w modelu zmienności, który okazał się stabilny dopiero dla poziomu istotności 1%.

Tabela 6.4. Oszacowanie parametrów modelu ze zmienną objaśniającą WIBOR 3M (2009–2010)

Współczynnik	Oszacowanie	Odch.std.	Statystyka t	p-wartość	Statystyka Nybloma
μ	-0,317	0,243	-1,305	0,193	0,055
cdsb1plus (M)	24,242	8,454	2,868	0,004	0,181
ω	1,137	0,756	1,505	0,133	0,266
dWIB3m[+1] (V)	-123,113	72,621	-1,695	0,091	0,155
ARCH(α)	0,181	0,052	3,484	0,001	0,606
GARCH(β)	0,819				

Uwaga: Zmienna dWIB3m – zmiana stopy WIBOR (zmienna objaśniająca w równaniu wariancji warunkowej), cdsb1plus – zmienna binarna przyjmująca wartość 1 dla dodatniej zmiany ceny sCDS większej od średniej o 3 odchylenia standardowe (zmienna objaśniająca w równaniu średniej). Wszystkie obliczenia wykonano w programie OxMetrics7 z pakietem G@RCH. Logarytm funkcji wiarygodności wyniósł -1858,06. Wartość krytyczna statystyki Nybloma dla poziomu istotności 5% wynosi 0,47, natomiast dla 1% – 0,75%, [+1] oznacza zmienną przyspieszoną.

Tabela 6.5. Wyniki testu Boxa-Pierce’a dla reszt i kwadratów reszt z modelu zmienności

Liczba opóźnień	Statystyka Q	p-wartość
Q(5)	0,321	0,321
Q(10)	0,602	0,602
Q(20)	0,540	0,540
Q(50)	0,310	0,310
Test dla kwadratów reszt		
Q(5)	0,608	0,608
Q(10)	0,774	0,774
Q(20)	0,501	0,501
Q(50)	0,729	0,729

W drugim okresie zmienna WIBOR 3M okazała się nadal wpływać na wariację kontraktów sCDS, ale jako wartość z tego samego okresu. Ponieważ stawki WIBOR podawane są w ciągu dnia, a kwotowania kontraktów sCDS – na koniec dnia, możemy mówić o wpływie stawki na ceny kontraktów. Wpływ ten okazuje się istotny na poziomie 7%, przy czym zmienna w okresie 2011–2013 była stymulantą. Jej zmiany dodatnie powodowały wzrost zmienności cen kontraktów. Mogło to być spowodowane tym, że rynek oczekiwał raczej spadku stóp procentowych, zgodnie

Tabela 6.6. Oszacowanie modelu zmienności dla kontraktów sCDS ze zmianą stopy WIBOR 3M jako zmienną objaśniającą (2011–2013)

Współczynnik	Oszacowanie	Odch.std.	Statystyka t	p-wartość	Statystyka Nybloma
μ	-0,258	0,083	-3,096	0,002	0,040
cdsb1plus (M)	26,811	4,890	5,483	0,000	0,048
a_1	0,186	0,057	3,255	0,001	0,328
ω	9,191	5,071	1,813	0,070	0,025
dWIB3m (V)	12,479	6,941	1,798	0,073	0,203
Spline_0 (V)	23,982	7,729	3,103	0,002	0,020
Spline_1 (V)	-33,157	10,622	-3,122	0,002	0,016
Spline_2 (V)	37,125	17,581	2,112	0,035	0,012
ARCH(α)	0,314	0,080	3,907	0,000	0,028
GARCH(β)	0,676	0,079	8,604	0,000	0,029

Uwaga: Zmienna dWIB3m – zmiana stopy WIBOR (zmienna objaśniająca w równaniu wariancji warunkowej), cdsb1plus – zmienna binarna przyjmująca wartość 1 dla dodatniej zmiany ceny sCDS większej od średniej o 3 odchylenia standardowe (zmienna objaśniająca w równaniu średniej). Wszystkie obliczenia wykonano w programie OxMetrics7 z pakietem G@RCH. Logarytm funkcji wiarygodności wyniósł -1669,83. Wartość krytyczna statystyki Nybloma dla poziomu istotności 5% wynosi 0,47, natomiast dla 1% – 0,75%.

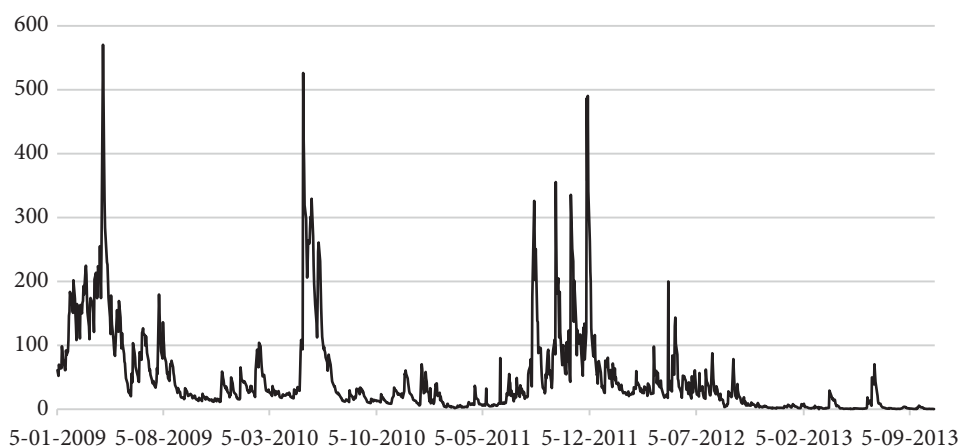
Tabela 6.7. Wyniki testu Boxa-Pierce'a dla reszt i kwadratów reszt z modelu zmienności

Liczba opóźnień	Statystyka Q	p-wartość
Q(5)	4,549	0,337
Q(10)	6,795	0,658
Q(20)	13,563	0,809
Q(50)	35,877	0,919
Test dla kwadratów reszt		
Q(5)	0,875	0,832
Q(10)	2,645	0,955
Q(20)	6,682	0,993
Q(50)	30,245	0,979

z tendencjami światowymi, a nie ich wzrostu. Dlatego wzrost stawek odbierany był negatywnie i przyczyniał się do wzrostu zmienności.

Oszacowany model wyjaśniał wszystkie zależności liniowe i kwadratowe zmian cen kontraktów sCDS – por. tabela 6.7.

Na koniec zweryfikowaliśmy hipotezę o tym, czy model zmienności cen kontraktów sCDS uwzględniający zmiany stawki WIBOR3M jest istotnie lepszy od modelu prostego (rysunek 6.11). Model prosty również wyjaśniał wszystkie zależności liniowe i kwadratowe w danych. Podobnie jak w poprzednim rozdziale wykorzystaliśmy test ilorazu wiarygodności. Okazuje się, że w przypadku drugiego okresu nie ma wątpliwości, że model bez ograniczeń jest lepszy od modelu z ograniczeniami (p -wartość na poziomie 1%). Nie możemy z taką samą pewnością określić wyższości modelu rozbudowanego z pierwszego okresu – p -wartość w tym przypadku wy-



Rysunek 6.11. Zmienność cen kontraktów sCDS – model ze zmienną objaśniającą WIBOR3M – sklezione oszacowania z dwóch modeli: IGARCH (2009–2010) oraz splineGARCH (2011–2013)

Tabela 6.8. Test ilorazu wiarygodności dla modeli ze stopą WIBOR3M i bez niej – dynamika cen sCDS w podpróbach

Modele	Log. funkcji wiarygodności	Stat. testowa	Stopnie swobody	p-wartość
Model 2009–2010				
bez zmiennej WBOR3M	-1668,02	-	-	-
ze zmienną WIBOR 3M	-1669,83	3,62	1	0,057
Model 2011–2013				
bez zmiennej WBOR3M	-1861,35	-	-	-
ze zmienną WIBOR 3M	-1858,09	6,52	1	0,011

niosła 5,7%. Niemniej możemy stwierdzić, że w pewnym stopniu stopa WIBOR3M, będąca w zasadzie stopą bazową dla określenia oprocentowania kredytów konsumenckich, wpływała na zmienność cen kontraktów sCDS. W pierwszym okresie zmienność tę kształtowały oczekiwania co do kierunku zmian stóp WIBOR, natomiast w drugim – zmiany stawki w tym samym dniu.

6.3.3.2. Dochodowość obligacji dziesięcioletniej

Dla porównania, przeprowadzamy badanie dotyczące zależności między cenami kontraktów sCDS a długookresową stopą wolną od ryzyka, przybliżaną przez dochodowość dziesięcioletnich obligacji skarbowych. Ponieważ w przypadku tej zmiennej efekt ARCH został potwierdzony, modelowaliśmy łączne zachowanie zmienności obu instrumentów. Na wstępie zweryfikowaliśmy hipotezę o stałości powiązań obu zmiennych w czasie, która została odrzucona. W związku z tym ponownie oszacowaliśmy model copula-DCC-MGARCH. Najlepszymi modelami jednowymiarowymi, jakie udało się nam dopasować, były:

- dla kontraktów sCDS: model ARMA(1,0)-IGARCH z rozkładem Studenta, z liczbą stopni swobody ustawioną na wartość 4;
- dla obligacji: model ARMA(1,0)-IGARCH z rozkładem Studenta, z liczbą stopni swobody traktowaną jako parametr do oszacowania.

Wyniki estymacji przedstawione są w tabeli 6.9. Model wyjaśnił wszystkie zależności liniowe i kwadratowe w danych. Zwracamy uwagę na wartość liczby stopni

Tabela 6.9. Oszacowania współczynników modelu copula-DCC-MGARCH z rozkładem Studenta dla zależności między kontraktami sCDS oraz dochodowości obligacji

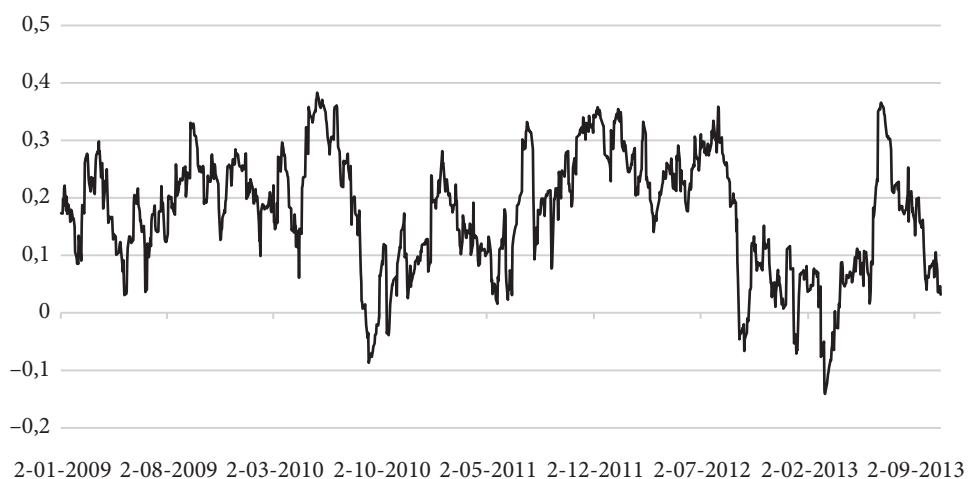
Wyszczególnienie	Parametr	Oszacowanie	Błąd	Statystyka t	p-wartość
Równanie dla kontraktu sCDS (model IGARCH z rozkładem Studenta z 4 stopniami swobody)	μ	-0,159	0,056	-2,843	0,004
	AR(1)	0,104	0,029	3,608	0,000
	ω	0,086	0,055	1,566	0,117
	α	0,181	0,027	6,770	0,000
Równanie dla dochodowości obligacji: model GARCH(1,1) z rozkładem Studenta; liczba stopni swobody – szacowana jako parametr w modelu	μ	-0,002	0,001	-1,764	0,078
	AR(1)	0,109	0,030	3,681	0,000
	ω	0,000	0,000	2,115	0,034
	α	0,172	0,046	3,714	0,000
	β	0,811	0,049	16,724	0,000
	ν (st. swobody)	4,962	0,735	6,751	0,000
Równanie dynamicznej korelacji warunkowej	DCC a_1	0,041	0,012	3,255	0,001
	DCC b_1	0,936	0,024	39,075	0,000
	ν (st. swobody)	17,452	9,508	1,836	0,066

swobody w rozkładzie Studenta oszacowanym dla kopuli dwuwymiarowej. Wartość ta wynosi 17,452 co świadczy o dość słabej sile powiązań w ogonach (im mniejsza liczba stopni swobody, tym silniejsze powiązania).

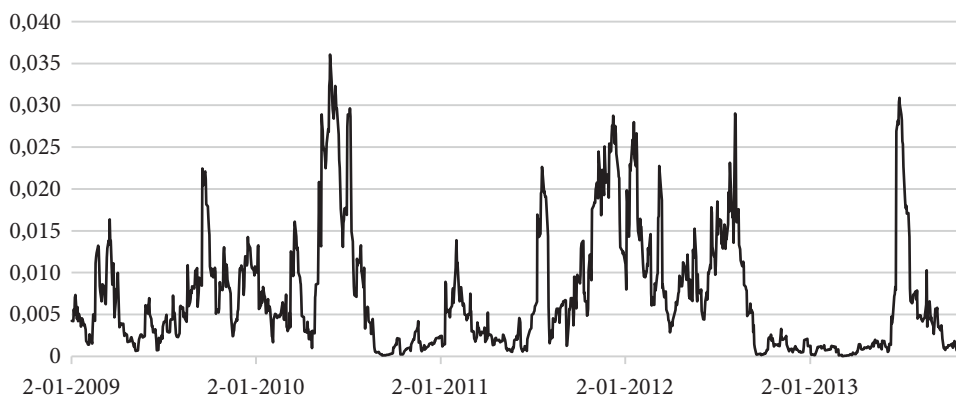
Na rysunku 6.12 przedstawiamy kształtowanie się prawdopodobieństwa przenoszenia zdarzeń ekstremalnych (λ) pomiędzy rynkami. Wartości przyjmowane przez ten parametr były istotnie w całym okresie niewielkie i nie przekroczyły 4%. W dyskusji przedstawionej na zakończenie rozdziału próbujemy znaleźć wytłumaczenie kluczowych punktów wzrostu, powiązując je z wydarzeniami w kraju i na świecie.

Siłę powiązań między rynkami mierzyliśmy ponownie parametrem τ Kendalla (rysunek 6.12). Siła zależności nie była spektakularna. Tau Kendalla oscylowało w okolicach 0,2–0,3 do kwietnia 2010, następnie nastąpił krótkotrwały wzrost, po czym zależności zaczęły spadać, by osiągnąć minimum we wrześniu 2010. Do sierpnia 2012 obserwujemy stały wzrost zależności i kolejny duży spadek. Niskie wartości – w tym okresowo ujemne – utrzymywały się do czerwca 2013, po czym znów nastąpił skokowy wzrost powiązań, a od początku lipca 2013 znów nastąpiła tendencja spadkowa.

Większość momentów podwyższonej korelacji (rysunek 6.12) oraz podwyższonego prawdopodobieństwa transmisji zdarzeń ekstremalnych między rynkami (rysunek 6.13) przypada na okresy niepokojów na rynkach światowych. Z literatury wiemy, że w przypadku rynków wschodzących i w okresach niepokojów to rynek sCDS jest szybszym odbiorcą szoków niż rynek obligacji. Możemy zatem domyślać się, że wzrost zmienności na rynku obligacji odbywał się za pośrednictwem rynku



Rysunek 6.12. Oszacowanie współczynnika τ Kendalla dla zależności między zmianami dochodowości obligacji oraz zmianami cen kontraktów sCDS



Rysunek 6.13. Oszacowanie prawdopodobieństwa przenoszenia zdarzeń ekstremalnych między kontraktami sCDS a zmianami dochodowości obligacji

kontraktów *sovereign* szybko reagujących na zmiany koniunktury międzynarodowej. Spadek powiązań od drugiej połowy 2012 roku można natomiast wyjaśnić przez wprowadzenie zakazu handlu niezabezpieczonymi kontraktami sCDS. Wprowadzie zakaz wszedł formalnie w życie z początkiem listopada 2012, ale o jego wprowadzeniu wiedziano już dużo wcześniej (por. np. [Kliber 2016a]).

6.3.4. Dynamika kontraktów sCDS a spread obligacji

Bardzo ciekawe okazuje się porównanie dynamiki powiązań cen kontraktów sCDS i dochodowości dziesięcioletnich obligacji z powiązaniem między cenami kontraktów sCDS i spreadem dziesięcioletnich obligacji do obligacji niemieckich. Spread obligacji możemy zinterpretować jako przybliżenie premii za ryzyko inwestorów zagranicznych, tj. wielkość nadwyżki, jakiej oczekują inwestorzy, angażując swoje środki w obligacje inne niż krajów *safe haven*. Procedura badania była analogiczna do poprzednio przedstawionej – na wstępie odrzuciliśmy hipotezę o stałości powiązań między rynkami, a następnie oszacowaliśmy model copula-DCC-GARCH. Specyfikacja modelu dla cen kontraktów sCDS nie zmieniła się, natomiast modelem jednowymiarowym najlepiej opisującym zmienność spreadu obligacji był ARMA(1,0)-GARCH(1,1) z rozkładem Studenta. Oszacowania przedstawiamy w tabeli 6.10. Zwracamy uwagę na większą liczbę stopni swobody w rozkładzie Studenta dla innowacji spreadu obligacji oraz na znacznie wyższą wartość parametru β w porównaniu z parametrem α . Parametr α opisuje wpływ innowacji na kształtowanie się zmienności szeregu. Wpływ ten jest niższy niż w przypadku obligacji. Liczba stopni swobody w rozkładzie Studenta dla funkcji copula jest nadal stosunkowo duża – 13, ale niższa niż w poprzednich dwóch przypadkach. Świadczy to o tym,

że spready obligacji i kontraktów sCDS nie są szczególnie silnie powiązane w ogonach, ale silniej niż poprzednio omówione wielkości.

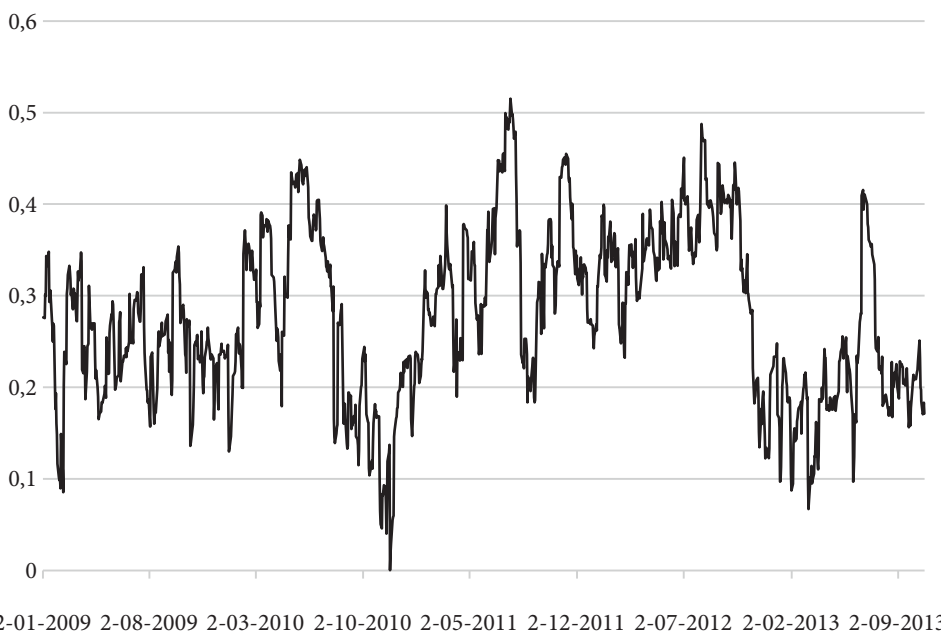
Tabela 6.10. Oszacowania współczynników modelu copula-DCC-MGARCH z rozkładem Studenta dla zależności między spreadem kontraktów sCDS oraz spreadem obligacji

Wyszczególnienie	Parametr	Oszacowanie	Błąd szacunku	Statystyka t	p-wartość
Równanie dla kontraktu sCDS (model IGARCH z rozkładem Studenta z 4 stopniami swobody)	μ	-0,159	0,056	-2,843	0,004
	AR(1)	0,104	0,029	3,574	0,000
	ω	0,086	0,055	1,565	0,118
	α	0,181	0,027	6,770	0,000
Równanie dla spreadu obligacji: model GARCH(1,1) z rozkładem Studenta; liczba stopni swobody – szacowana jako parametr w modelu	μ	-0,002	0,002	-1,122	0,262
	AR(1)	0,039	0,030	1,312	0,190
	ω	0,000	0,000	2,122	0,034
	α	0,078	0,020	3,945	0,000
	β	0,901	0,024	37,263	0,000
	ν (st. swobody)	11,670	3,412	3,420	0,001
Równanie dynamicznej korelacji warunkowej	DCC a_1	0,045	0,016	2,726	0,006
	DCC b_1	0,926	0,035	26,666	0,000
	ν (st. swobody)	13,375	6,227	2,148	0,032

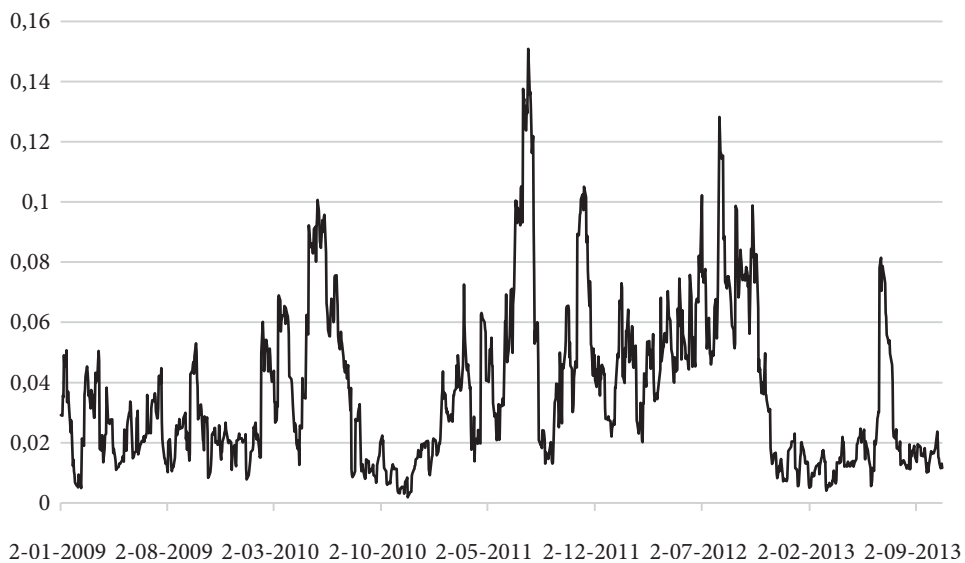
Najciekawsze wydaje się porównanie wielkości parametrów λ oraz τ w przypadku, w którym analizujemy powiązania rynku kontraktów sCDS z samymi obligacjami polskimi oraz gdy wprowadzamy do badania zagranicę – tj. obligacje niemieckie. W tym drugim przypadku obserwujemy wyraźny wzrost powiązań. Współczynnik zależności ogonowych w obu przypadkach ma podobną dynamikę, ale przyjmowane wartości są dużo wyższe (w lipcu 2011 prawdopodobieństwo przenoszenia zdarzeń ekstremalnych między rynkami przekroczyło 14%).

Podobne wnioski możemy sformułować, porównując wielkości współczynnika τ (rysunek 6.14). Dynamika w obu przypadkach jest podobna, natomiast wartości przyjmowane przez współczynnik oszacowany dla pary sCDS-spread obligacji jest wyższy – 22 lipca 2012 przekroczył wartość 0,5, podczas gdy maksymalna wartość analogicznego miernika dla pary sCDS-obligacje nie przekroczyła 0,4 i została osiągnięta na pod koniec maja 2010.

Zauważamy, że w przypadku spreadu sCDS i spreadu obligacji zaobserwowane zależności w ogonach są dużo silniejsze niż w przypadku spreadu sCDS oraz zmian struktury terminowej. Najwyższe wartości przypadają na 1 grudnia 2009, 12 maja 2010, lipiec 2011, listopad 2011, sierpień 2012. W podrozdziale 6.4 przedstawiamy możliwe wyjaśnienia momentów tych skoków.



Rysunek 6.14. Oszacowanie współczynnika τ Kendalla dla zależności między zmianami spreadu obligacji oraz zmianami spreadu kontraktów sCDS



Rysunek 6.15. Oszacowanie prawdopodobieństwa przenoszenia zdarzeń ekstremalnych między spreadami kontraktów sCDS a spreadami obligacji

6.4. Powiązanie momentów wzrostu prawdopodobieństwa transmisji zdarzeń ekstremalnych z krajowymi i światowymi wydarzeniami gospodarczymi

Na rysunku 6.16 przedstawiamy porównanie współczynników zależności ogonowych otrzymanych dla zależności między kontraktami sCDS a nachyleniem krzywej dochodowości, kontraktami sCDS a dochodowością obligacji 10-letnich oraz kontraktami sCDS a spreadem obligacji polskich do niemieckich. Zwracamy uwagę przede wszystkim na podobny przebieg szeregów czasowych oraz wartości przyjmowane przez te trzy współczynniki. W przypadku zależności ogonowych między polskimi stopami procentowymi a kontraktami sCDS są one niewielkie – prawdopodobieństwo przeniesienia zdarzeń ekstremalnych w obu przypadkach nie przekracza 4%. Po wprowadzeniu do badania zagranicy (spread obligacji polskich do niemieckich) – zależności zauważalnie rosną i wspomniane prawdopodobieństwa w przypadkach ekstremalnych sięgają 15%. Potwierdza to wielokrotnie zaobserwowaną właściwość – spready sCDS w dużym stopniu uzależnione są od sytuacji międzynarodowej, natomiast na zdarzenia krajowe zdają się mniej wrażliwe (por. [Będowska-Sójka i Kliber 2013; Adam 2016]). Zauważamy natomiast, że wzrosty współczynników pojawiają się w podobnych momentach, związanych raczej z wydarzeniami międzynarodowymi, a nie krajowymi. Wzrost we wrześniu 2009 mógł być związany z atakami spekulacyjnymi na polską walutę. **4 września 2009** – minister J. Rostowski ujawnił, że w 2010 roku deficyt budżetowy wzrośnie do 52,2 mld zł. Według ministra dzięki planowanym 28,5 mld złotych wpływów z prywatyzacji dług publiczny miał nie przekroczyć 55% ustawowego progu relacji do PKB. Informacja o rekordowym deficycie osłabiła w kolejnych tygodniach wartość złotego, a analitycy bankowi zaczęli odradzać klientom kupowanie polskich papierów skarbowych, licząc, że w niedalekiej przyszłości rząd będzie musiał podwyższyć ich oprocentowanie³².

Kolejny wzrost obserwujemy **28.05.2010**. Mógł on być, z jednej strony, spowodowany pogarszającą się sytuacją w Grecji i uruchamianiem kolejnych pakietów kryzysowych, co spowodowało wzrost premii kontraktów sCDS na dług państw europejskich. Z drugiej strony – w dniach **25–26.05** odbyło się posiedzenie Rady Polityki Pieniężnej, a jak pokazują Kliber i Płuciennik [2011], posiedzenia RPP były w latach 2008–2010 czynnikiem powodującym wzrost nerwowości na rynku międzybankowym. Dodatkowo w okresie **27–31.05.2010** nastąpiła zamiana obligacji skarbowych. Obligacjami odkupowanymi były OK0710 o terminie wykupu 25.07.2010 oraz DS1110 o terminie wykupu 24.11.2010, natomiast sprzedawany-

³² <http://www.obserwatorfinansowy.pl/tematyka/makroekonomia/historia-kryzysu-kalendarium/>.

mi: WZ0121 o terminie wykupu 25.01.2021³³. Wszystko to mogło przyczynić się do chwilowej destabilizacji rynków i wzrostu nerwowości.

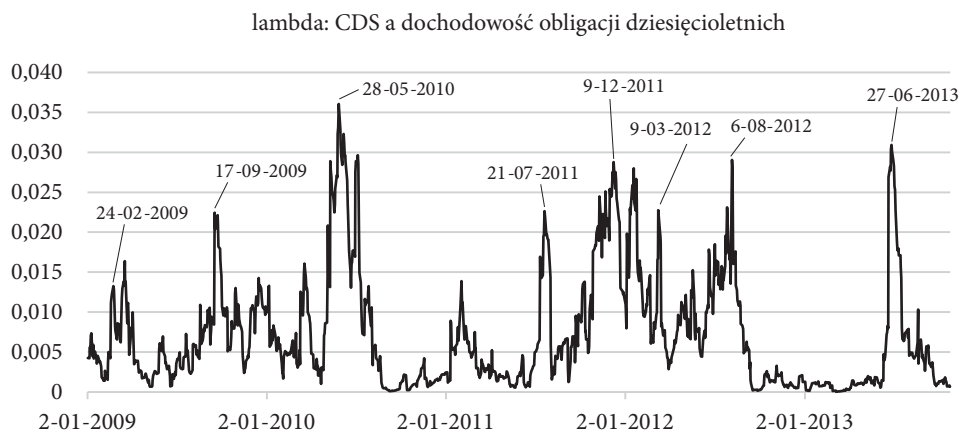
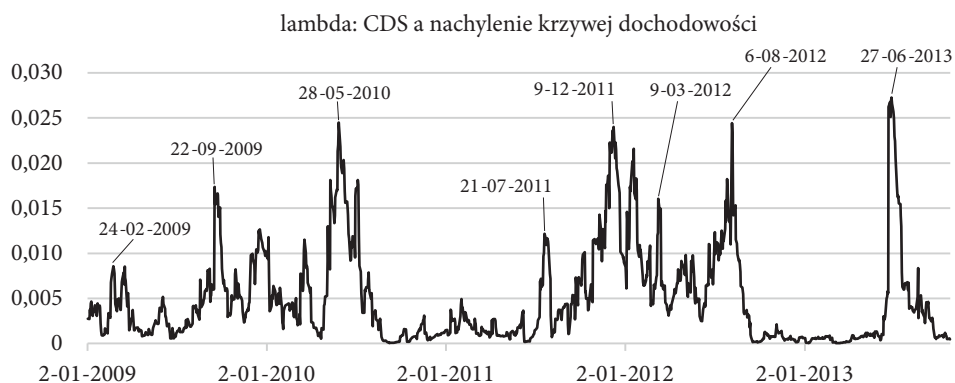
Wzrost współczynnika λ obserwowany jest również **22 lipca** i pokrywa się z kolejnym wydarzeniem politycznym. Tego dnia Unia Europejska obiecała Grecji następny pakiet pomocowy w wysokości 130 mld euro oraz redukcję jej zadłużenia.

Kolejny wzrost transmisji zdarzeń ekstremalnych obserwujemy **9.12.2011**. Pokrywa się on z datą szczytu UE, w którego trakcie podjęto decyzję o utworzeniu pakietu fiskalnego precyzującego zasady umacniania dyscypliny finansowej. Zgodnie z nim, poszczególne państwa miały utrzymywać saldo finansów publicznych zbliżone do zrównoważonego i dług publiczny poniżej 60% PKB [NBP 2013b, 2013e]. Co ciekawe, wzrost współczynnika λ jest widoczny tylko w przypadku zależności między nachyleniem krzywej dochodowości a sCDS oraz dochodowością obligacji a sCDS. W przypadku zależności między sCDS a spreadem obligacji obserwujemy spadek współczynnika. Możemy zatem przypuszczać, że postanowienie to miało charakter destabilizujący dla polskich stóp procentowych, ale stabilizujący dla niemieckich. Na poprawę nastrojów uczestników rynków finansowych miały natomiast wpływ działania podjęte przez Europejski Bank Centralny [NBP 2013c]. 21 grudnia 2011 EBC przeprowadził długoterminową operację refinansującą (LTRO), zabezpieczającą bankom trzyletnie, zabezpieczone i niskoprocentowane źródło finansowania.

12 marca 2012 ISDA ogłosiła zdarzenie kredytowe w kontekście greckich kontraktów sCDS. Spowodowało to chwilowy wzrost współczynnika λ , ale skala tego wzrostu była niższa niż w przypadku większości pozostałych zdarzeń.

Od **1.11.2012** na rynku europejskim obowiązuje zakaz handlu „nagimi” kontraktami sCDS. O wprowadzeniu tego zakazu uczestnicy rynku wiedzieli już od początku roku. Kliber (2016) pokazuje, że związane z tym zakazem uspokojenie zmienności na rynku sCDS na Węgrzech i Szwecji, dokonało się wcześniej niż w momencie wejścia zakazu w życie. Na podstawie analizy wzrokowej współczynnika ogonowego możemy stwierdzić, że prawdopodobieństwo przenoszenia zdarzeń ekstremalnych między rynkami obligacji i sCDS spadło drastycznie już w sierpniu 2012. Od listopada 2012 zależności w ogonach słabną i oscylują na poziomie ok. 0,005–0,02. Dopiero pod koniec czerwca 2013 obserwujemy duży skok. Skok ten mógł mieć dwojakie przyczyny. Zgodnie z *Raportem o stabilności systemu finansowego* [NBP 2013c]: w czerwcu obserwowaliśmy osłabienie się oczekiwań uczestników rynku na obniżenie stóp procentowych NBP, w wyniku czego wzrosła zmienność cen polskich obligacji skarbowych, a krzywa dochodowości przesunęła się w górę. Jednocześnie na rynkach światowych obserwowaliśmy negatywne

³³ http://www.finance.mf.gov.pl/dlug-publiczny/bony-i-obligacje-hurtowe/kalendarze-przetargow;jsessionid=C99157EA7FA0912136E5B0882F0D09B7?p_p_id=auctionviewportlet_WAR_mfportalsecuritystradingportlet&p_p_lifecycle=2&p_p_state=normal&p_p_mode=view&p_p_cacheability=cacheLevelPage&p_p_col_id=column-2&p_p_col_pos=1&p_p_col_count=2&auctionId=1128924&loadFile=1.



Rysunek 6.16. Współczynnik lambda oszacowany dla zależności między cenami kontraktów sCDS a: nachyleniem krzywej dochodowości (wykres 1), dochodowością obligacji (wykres 2) oraz spreadem obligacji polskich do niemieckich (wykres 3) – porównanie

tendencje (np. w czerwcu 2013 opublikowano dane z Chin dotyczące m.in. produkcji przemysłowej, które były gorsze od oczekiwanych) – w wyniku tego spadła atrakcyjność inwestycji na rynkach wschodzących, a kapitał z krajów wschodzących odpłynął na rynki rozwinięte. W wyniku tego wzrosła rentowność obligacji (w Polsce rentowność obligacji 10-letnich wzrosła o ponad 120 punktów bazowych, a 2-letnich o około 50 punktów bazowych). Te dwie tendencje mogły przyczynić się do chwilowego wzrostu prawdopodobieństwa przeniesienia zmienności między analizowanymi rynkami.

Zwracamy też uwagę na interesujący fakt – **24.02.2009** wzrosło prawdopodobieństwo transmisji zdarzeń ekstremalnych między sCDS i nachyleniem krzywej dochodowości oraz między rynkiem sCDS a dochodowością obligacji długoterminowych. Nie obserwujemy takiego wzrostu w przypadku zależności między rynkiem sCDS i spreadem obligacji polskich do niemieckich. 24.02.2009 roku to szczególnie data dla banków komercyjnych. Tego dnia, po okresie prowadzenia pasywnej polityki monetarnej, objawiającej się m.in. dostarczaniem bankom płynności w takim zakresie, w jakim zgłaszały popyt, bez limitów, Narodowy Bank Polski powrócił do polityki aktywnej. Natychmiastowym skutkiem tej decyzji było sztuczne zawyżenie popytu na bony NBP przez banki (por. [Kliber i Płuciennik 2011]) i wzrost nerwowości na rynku międzybankowym. Możemy przypuszczać, że ta nerwowość miała odzwierciedlenie zarówno w nachyleniu krzywej dochodowości, jak i w samej dochodowości obligacji długoterminowych. Nie musiała natomiast wpłynąć na spread obligacji. W tym momencie nastąpiła możliwość przeniesienia nerwowości na kontrakty sCDS – obserwujemy wzrost premii tego dnia. Natomiast w przypadku zależności między spreadem obligacji i spreadem sCDS ten wzrost również następuje, ale nie jest tak spektakularny, w porównaniu z innymi okresami wzrostu.

6.5. Podsumowanie

W niniejszym rozdziale przedstawiliśmy badanie dotyczące powiązań między cenami kontraktów sCDS a wielkościami związanymi z polskim rynkiem stóp procentowych (kryzys zaufania, nachylenie krzywej dochodowości) oraz samymi stopami procentowymi (stopa wolna od ryzyka mierzona wartością stopy WIBOR 3M oraz dochodowością 10-letniej obligacji, spread obligacji polskich do niemieckich). Zmienne podzieliliśmy na ściśle lokalne – tj. związane wyłącznie z polskim rynkiem stóp procentowych – oraz uwzględniające wpływ zagranicy (spread obligacji polskich do niemieckich).

Naszym głównym spostrzeżeniem jest, że rynek krajowych stóp procentowych, dość silnie powiązany z wielkościami fundamentalnymi danego kraju, jest w niewiel-

kim tylko stopniu powiązany z dynamiką kontraktów sCDS. Powiązania mierzone współczynnikiem τ Kendalla nie są zbyt duże, a prawdopodobieństwo przeniesienia zdarzeń ekstremalnych między badanymi wielkościami – bardzo małe. Sytuacja zmienia się po wprowadzeniu do badania zmiennej uwzględniającej sytuację zagraniczną, tj. spread obligacji. Współczynnik Kendalla rośnie, a prawdopodobieństwa przeniesienia zdarzeń ekstremalnych wzrastają dziesięciokrotnie. Stanowi to jeszcze jeden dowód na poparcie tezy o tym, że dynamika kontraktów sCDS jest silniej powiązana z wydarzeniami zagranicznymi niż z sytuacją wewnętrzną kraju, a więc jest argumentem za tym, że spread sCDS jest miarą ryzyka kraju, a nie ryzyka suwerennego.

Interesujące jest prześledzenie zmian prawdopodobieństwa transmisji zdarzeń ekstremalnych w czasie, na tle zachodzących w kraju i na świecie zdarzeń gospodarczych. Wydaje się, że prawdopodobieństwo to rosło raczej na skutek globalnych zmian ekonomicznych, a nie lokalnych czynników gospodarczych.

6.6. Modele

Ten rozdział powstał głównie na podstawie książki Doman i Doman [2014].

6.6.1. Wielowymiarowy model DCC-MGARCH

W podrozdziale 5.10 (*Modele*) zostały opisane jednowymiarowe modele klasy GARCH. W badaniu przedstawionym w tym rozdziale zostały wykorzystane modele klasy M-GARCH oraz copula-MGARCH. Zaczniemy od opisu tych pierwszych.

Podobnie jak w poprzednim rozdziale, niech r_t oznacza zwrot z instrumentu finansowego w chwili t , $\mu_t = E(r_t | \Omega_{t-1})$ – średnią warunkową, przy czym warunkujemy ją zbiorem informacji na temat procesu (lub procesów) dostępnej do chwili $t-1$ włącznie. Zwrot z instrumentu finansowego w chwili t przedstawiamy w postaci sumy (5.1), tj.:

$$r_t = \mu_t + y_t,$$

gdzie dynamikę y_t możemy przedstawić jako $y_t = \sigma_t \epsilon_t$, przy czym $\epsilon_t \sim iid(0,1)$ a kształtowaniem się σ_t steruje inny proces. Załóżmy teraz, że mamy do czynienia z wektorem kilku zmiennych – w przypadku naszych badań zawsze był to wektor dwuwymiarowy. Oznaczmy go analogicznie jako \mathbf{y}_t . Załóżmy, że:

$$\mathbf{y}_t | \Omega_{t-1} \sim \mathbf{N}(\mathbf{0}, \mathbf{H}_t), \quad (6.2)$$

tj. rozkład warunkowy naszego wektora jest normalny o zerowej średniej i pewnej macierzy wariancji-kowariancji. Niech:

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t, \quad (6.3)$$

gdzie:

$$\mathbf{D}_t = \text{diag}(\sigma_{11,t}, \dots, \sigma_{kk,t}), \quad (6.4)$$

$$\sigma_{ii,t}^2 = \omega_{i,t} + \sum_{j=1}^q \alpha_{ij} y_{i,t-j}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_{ij} \sigma_{ii,t-j}^2, \quad i = 1, \dots, k, \quad (6.5)$$

$$\mathbf{R}_t = (\text{diag}(\mathbf{Q}_t))^{-\frac{1}{2}} \mathbf{Q}_t (\text{diag}(\mathbf{Q}_t))^{-\frac{1}{2}}, \quad (6.6)$$

$$\mathbf{Q}_t = \left(1 - \sum_{m=1}^M a_m - \sum_{n=1}^N b_n \right) \bar{\mathbf{Q}} + \sum_{m=1}^M a_m \mathbf{u}_{t-m} \mathbf{u}'_{t-m} + \sum_{n=1}^N b_n \mathbf{Q}_{t-n}, \quad (6.7)$$

Wówczas mówimy, że dynamikę wektora \mathbf{y} opisuje model DCC-MGARCH z rozkładem normalnym (Engle 2002). Symbol $\bar{\mathbf{Q}}$ oznacza wektor reszt standaryzowanych:

$u_{i,t} = \frac{y_{i,t}}{\sigma_{ii,t}}$ natomiast $\bar{\mathbf{Q}}$ oznacza jego bezwarunkową macierz wariancji-kowariancji. Zakłada się ponadto, że skalary a_m i b_m są nieujemne i spełniają warunek:

$$\sum_{m=1}^M a_m + \sum_{n=1}^N b_n < 1.$$

W naszym badaniu zakładaliśmy, że innowacje mają rozkład Studenta, tj.:

$$\mathbf{y}_t | \Omega_{t-1} \sim t(\mathbf{0}, \mathbf{H}_t, \nu), \quad (6.8)$$

gdzie ν oznacza liczbę stopni swobody. Dla $\nu > 2$ istnieje wariancja zmiennej losowej o tym rozkładzie (tu: istnieje macierz \mathbf{H}_t – interpretowana jako macierz warunkowej wariancji) natomiast dla $\nu > 4$ – kurtოza.

6.6.2. Test stałości korelacji i model CCC-GARCH

Aby zredukować liczbę parametrów niezbędną do oszacowania wielowymiarowych modeli GARCH, wprowadza się restrykcje. Przykładowo, w modelu wielowymiarowym ze stałą korelacją warunkową (CCC-GARCH – [Bollerslev 1990]) zakłada się, że korelacja warunkowa nie zmienia się w czasie. Tse [2000] oraz Engle i Sheppard [2001] zaproponowali niezależnie od siebie testy stałości korelacji warunkowej. W modelu Tse hipoteza zerowa stwierdza, że korelacja warunkowa jest stała, tj.:

$$\sigma_{ijt}^2 = \rho_{ij} \sigma_{iit} \sigma_{jjt}, \quad (6.9)$$

gdzie wariancje warunkowe modeluje się modelem typu GARCH, natomiast alternatywna, że korelacja jest zmienna w czasie:

$$\sigma_{ijt}^2 = \rho_{ijt} \sigma_{iit} \sigma_{jjt}. \quad (6.10)$$

Statystyka testowa ma asymptotyczny rozkład χ^2 .

Z kolei w teście Engle'a i Shepparda hipotezą zerową jest:

$$\mathbf{R}_t = \bar{\mathbf{R}}, \quad (6.11)$$

która jest weryfikowana dla każdego t względem hipotezy alternatywnej:

$$\text{vech}(\mathbf{R}_t) = \text{vech}(\bar{\mathbf{R}}) + \beta_1^* \cdot \text{vech}(\mathbf{R}_{t-1}) + \dots + \beta_p^* \cdot \text{vech}(\mathbf{R}_{t-p}). \quad (6.12)$$

6.6.3. Funkcje kopuła

Kopuła jest funkcją, która pozwala wydzielić z dystrybuanty łącznego rozkładu wektora losowego składową opisującą jedynie strukturę zależności. Abstrakcyjną kopułę dwuwymiarową możemy zdefiniować jako odwzorowanie:

$$C: [0, 1]^d \rightarrow [0, 1] \quad (6.13)$$

będącą d -wymiarową dystrybuantą zdefiniowaną na zbiorze $[0, 1]^d$, której każda jednowymiarowa dystrybuanta brzegowa wyznacza rozkład jednostajny na przedziale $[0, 1]$. Jeśli dystrybuanty brzegowe są ciągłe, to kopuła C jest wyznaczona jednoznacznie wzorem:

$$C(u_1, \dots, u_d) = F(F_1^{-1}(u_1), \dots, F_d^{-1}(u_d)), \quad (6.14)$$

gdzie $G^{-1}(\alpha) = \inf \{s : G(s) \geq \alpha\}$ jest funkcją kwantylową dystrybuanty G .

6.6.4. Miary zależności

Jeżeli łączny rozkład zmiennych losowych jest eliptyczny, to zależności między nimi można mierzyć współczynnikiem korelacji liniowej. W przeciwnym razie nie jest to miara właściwa. W szczególności nie można go zastosować, gdy zmienne losowe nie mają skończonych momentów rzędu pierwszego i drugiego.

Bardziej elastycznymi miarami są współczynniki korelacji nieliniowej – τ Kendalla lub ρ Spearmana (współczynnik korelacji rang). Jeśli (X_1, X_2) jest wektorem losowym, a $(\tilde{X}_1, \tilde{X}_2)$ – jego niezależną kopułą, to współczynnik τ Kendalla jest zdefiniowany następująco [Doman i Doman 2014]:

$$\tau(X_1, X_2) = P((X_1 - \tilde{X}_1)(X_2 - \tilde{X}_2) > 0) - P((X_1 - \tilde{X}_1)(X_2 - \tilde{X}_2) < 0). \quad (6.15)$$

Natomiast współczynnik ρ Spearmana zdefiniowany jest wzorem:

$$\rho_s(X_1, X_2) = \rho(F_1(X_1), F_2(X_2)), \quad (6.16)$$

gdzie $F_1(X_1), F_2(X_2)$ są dystrybuantami brzegowymi wektora (X_1, X_2) natomiast oznacza współczynnik korelacji liniowej.

6.6.5. Zależności w ogonach

Ważnym zagadnieniem związanym z zarządzaniem ryzykiem jest szacowanie prawdopodobieństwa, że interesujące nas procesy będą przyjmować jednocześnie wielkości ekstremalne. Niech λ^U oznacza współczynnik zależności w górnym ogonie, a λ^L , a – w dolnym. Jeśli F_1 i F_2 są dystrybuantami brzegowymi wektora losowego (X_1, X_2) to (por. [Doman 2009; Doman i Doman 2014]):

$$\lambda^U = \lim_{\alpha \rightarrow 1^-} P(X_2 > F_2^{-1}(\alpha) | X_1 > F_1^{-1}(\alpha)), \quad (6.17)$$

przy założeniu, że powyższa granica istnieje. Analogicznie:

$$\lambda^L = \lim_{\alpha \rightarrow 1^-} P(X_2 \leq F_2^{-1}(\alpha) | X_1 \leq F_1^{-1}(\alpha)), \quad (6.18)$$

Jeśli dystrybuanty brzegowe są ciągłe, a wektor losowy (X_1, X_2) ma kopulę C , to:

$$\lambda^t = \lim_{\alpha \rightarrow 0^+} \frac{C(\alpha, \alpha)}{\alpha}, \quad (6.19)$$

natomiast:

$$\lambda^U = \lim_{\alpha \rightarrow 0^+} \frac{\hat{C}(\alpha, \alpha)}{\alpha}, \quad (6.20)$$

gdzie $\hat{C}(u_1, u_2) = u_1 + u_2 - 1 + C(1 - u_1, 1 - u_2)$ nosi nazwę kopuli przeżycia odpowiadającej kopuli C [Doman i Doman 2014].

Szczególnym przypadkiem kopul są kopule eliptyczne. O wektorze losowym (X_1, \dots, X_d) mówimy, że ma rozkład eliptyczny z wektorem położenia $\mu = (\mu_1, \dots, \mu_d)'$ i symetryczną, nieujemnie określoną macierzą dyspersji Σ , jeżeli jego funkcja charakterystyczna jest postaci:

$$\psi_X(t) = E(\exp(it' X)) = \exp(it' \mu) \psi(t' \Sigma t), \quad (6.21)$$

gdzie $t = (t_1, \dots, t_N)'$, a ψ jest generatorem charakterystycznym. Przykładami rozkładów eliptycznych są np. wielowymiarowy rozkład normalny lub Studenta. Mówimy, że d -wymiarowy wektor losowy ma rozkład Studenta z macierzą Σ (przy czym macierz ta musi być symetryczna i dodatnio określona) i ν stopniami swobody (liczba stopni swobody musi być większa od 0), jeśli ma gęstość daną wzorem:

$$f(x) = \frac{\Gamma\left(\frac{1}{2}(\nu + d)\right)}{|\Sigma|^{0.5} \Gamma\left(\frac{1}{2}\nu\right) (\pi\nu)^{\frac{d}{2}}} \left(1 + \frac{(x - \mu)' \Sigma^{-1} (x - \mu)}{\nu}\right)^{-\frac{\nu+d}{2}}. \quad (6.22)$$

Jedną z ważniejszych własności rozkładów eliptycznych jest to, że dowolna kombinacja liniowa wektora eliptycznego ma rozkład eliptyczny, a z takim samym generatorem eliptycznym. W przypadku rozkładu Studenta oznacza to, że wszystkie rozkłady brzegowe należą do rodziny rozkładów Studenta z taką samą liczbą stopni swobody. Rozkład eliptyczny jest jednoznacznie określony przez μ , Σ , ψ . Kopule rozkładów eliptycznych dają się jednoznacznie opisać za pomocą wzorów analitycznych. Przykładowo, współczynnik τ Kendalla dla zmiennych X_1, X_2 związanych przez kopulę eliptyczną ze współczynnikiem korelacji ρ wyraża się wzorem:

$$\tau(X_1, X_2) = \frac{2}{\pi} \arcsin(\rho). \quad (6.23)$$

Współczynniki zależności w ogonach zależą od macierzy korelacji i generatora charakterystycznego, przy czym dla rozkładów eliptycznych $\lambda^L = \lambda^U = \lambda$. Dla kopuli gaussowskiej $\lambda = 0$, natomiast dla kopuli Studenta – o ile $\rho > 0$:

$$\lambda = 2t_{\nu+1} \left(-\sqrt{\frac{(\nu+1)(1-\rho)}{1+\rho}} \right). \quad (6.24)$$

Czytelników zainteresowanych tematyką odsyłamy do następujących pozycji: [Patton 2006 i 2009; Doman 2011, 2014; Osińska 2006; Fiszeder 2009; Jajuga i Pa-pła 2005; Piontek 2006].

7

Premia kontraktów sCDS a dynamika i zmienność zmiennych lokalnych powiązanych z koniunkturą światową

7.1. Wstęp

W tym rozdziale chcemy pokazać, jak zmieniały się ceny kontraktów sCDS w porównaniu z dynamiką podstawowych instrumentów krajowego rynku finansowego. W poprzednich rozdziałach koncentrowaliśmy się na powiązaniach dynamiki cen kontraktów ze wskaźnikami makroekonomicznymi, badaliśmy wpływ ogłoszeń makroekonomicznych na ceny kontraktów oraz weryfikowaliśmy powiązania cen ze stopami procentowymi. Istnienie tych ostatnich zdawałoby się być naturalne – stopy procentowe reprezentują przecież koszt spłaty kredytu przez państwo. Okazało się jednak, że powiązania cen kontraktów sCDS ze stopami procentowym istnieją, ale nie są zbyt silne. Sytuacja zmieniła się w momencie, gdy wprowadziliśmy do analizy powiązania z zagranicą, poprzez badanie spreadów obligacji – powiązania wyraźnie wzrosły. Wprowadzenie tej zmiennej do modelu wykazało duży wpływ sytuacji zagranicznej na kształtowanie się cen kontraktów sCDS.

Celem tego rozdziału jest zbadanie zależności zachodzących między cenami kontraktów sCDS a zmianami kondycji innych krajowych rynków finansowych oraz odpowiedź na następujące pytania:

- Czy dynamika cen kontraktów sCDS była w istotny sposób powiązana z sytuacją na lokalnych rynkach finansowych?
- Czy istniało statystycznie istotne ryzyko przeniesienia zdarzeń ekstremalnych między tymi rynkami?
- Czy powiązania między rynkami zmieniały się w czasie?

- W szczególności – czy powiązania cen kontraktów z kursem złotego (ryzyko suwerenne) były istotnie silniejsze niż powiązania cen kontraktów z sytuacją GPW (ryzyko kraju)?
- Który kurs walutowy miał największe znaczenie dla kształtowania dynamiki cen kontraktów sCDS?

W literaturze argumentuje się, że kondycja gospodarcza kraju i dynamika rynków finansowych są ze sobą ściśle powiązane (np. [Guidolin i Ono 2006] – istnieje stabilna długookresowa relacja między różnymi sektorami rynków finansowych a agregatami makroekonomicznymi; [Cutler, Poterba i Summers 1989] – nieoczekiwany wzrost produkcji przemysłowej przyczynia się do istotnego wzrostu koniunktury na giełdzie; [Hondroyannis i Papapetrou 2001] – na dynamikę greckiej giełdy mają wpływ m.in. zmienne makroekonomiczne; [Gjerde i Saettem 1999] – w kontekście gospodarki norweskiej, na ceny indeksów giełdowych wpływają zarówno zmiany realnej stopy procentowej, jak i zmiany cen ropy naftowej). Dodatkowo jednak rynki finansowe silnie reagują na zmiany sytuacji zagranicznej ([Hondroyannis i Papapetrou 2001] – na dynamikę greckiej giełdy ma wpływ, oprócz zmiennych makroekonomicznych, sytuacja na rynkach światowych i ceny ropy naftowej; [Będowska-Sójka 2010] – dynamika i zmienność indeksów CAC40, DAX i WIG20 silnie reagują na publikacje danych makroekonomicznych z USA; por. też [Gurgul, Suliga i Wójtowicz 2012]). Dzieje się tak ze względu na silną sieć powiązań rynków oraz fakt, że większość inwestorów na polskiej giełdzie stanowią inwestorzy zagraniczni³⁴. Wielu autorów pokazuje także, że powiązania między rynkami wzrastają w okresie kryzysu (np. [Kim, Min i McDonald 2016; Shahzad i in. 2016]). Powiązanie zmian kursów walutowych z sytuacją zagraniczną jest oczywiste.

Zmienne, które analizujemy w tym rozdziale, mimo że są silnie związane z sytuacją gospodarczą kraju, w dużym stopniu podlegają wpływom czynników zagranicznych. Przykładowo, nie tylko polska giełda bardzo silnie reaguje na zmiany sytuacji makroekonomicznej w USA (por. np. [Będowska-Sójka 2011]), ale zależność taką wykazują też indeksy rozwiniętych państw europejskich [Harju i Hussain 2011; Będowska-Sójka 2010]. Trudno zatem uznać, że sytuacja na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie jest związana ściśle i wyłącznie z sytuacją polskiej gospodarki. Dlatego też przyjmujemy, że jest to zmienna lokalna, ale związana w dużej mierze z koniunkturą globalną. Inną taką zmienną będzie kurs walutowy. Dodatkową zaletą uwzględnienia kursu walutowego w badaniu jest fakt, że rynek walutowy nie tylko jest bardzo płynny i niezwykle szybko przyswaja nową informację, ale reaguje też na publikacje zmiennych makroekonomicznych z rynku lokalnego (dla kursu EUR/PLN potwierdziła to [Bień-Barkowska 2011, 2012]).

Analizowane przez nas wielkości będą zatem odzwierciedlały szeroko rozumiane ryzyko kraju. Wprowadzając element „międzynarodowości” do naszej analizy, spodziewamy się otrzymać silniejsze zależności między badanymi wielkościami niż

³⁴ Zob. www.gpw.pl/analizy: Udział inwestorów w obrotach.

w przypadku wspomnianych zmiennych makroekonomicznych oraz stóp procentowych. W przedstawianych w literaturze badaniach analitycy koncentrują się na przykład na następujących wielkościach związanych z giełdą:

- Globalny apetyt na ryzyko – mierzony jako różnica między zmiennością implikowaną S&P 500 wynikającą z dynamiki indeksu VIX a oszacowaniem zmienności indeksu S&P 500 wynikającym z modelu GARCH; miara ta interpretowana jest jako rekompensata za ryzyko, jakiej wymagają inwestorzy z rynku kapitałowego [Fontana i Scheicher 2016].
- Premia kontraktów CDS wystawianych na dług lokalnych firm – reprezentuje ogólny poziom apetytu na ryzyko wśród inwestorów [Fontana i Scheicher 2016].
- Zmiany reprezentatywnego indeksu giełdowego oraz jego zmienność. Zgodnie z modelem prezentowanym w [Collin-Dufresne, Goldstein i Spencer 2001] wzrost zmienności powoduje wzrost ryzyka niewypłacalności, a zatem zależność między zmianami zmienności i spreadu kredytowego powinna być dodatnia.
- VIX – indeks zmienności implikowanej indeksu S&P 500. Indeks ten nazywany jest przez inwestorów „indeksem strachu”, uznawany za barometr nastrojów inwestorów, zmienności rynkowej oraz koniunktury. Pan i Singleton [2008] pokazali, że indeks VIX jest istotną determinantą ryzyka kredytowego.

Dodatkowo, choć dużo rzadziej, bada się powiązanie zmian cen kontraktów sCDS ze zmianami kursu walutowego waluty własnej w odniesieniu do innych walut. W literaturze spotykamy na przykład:

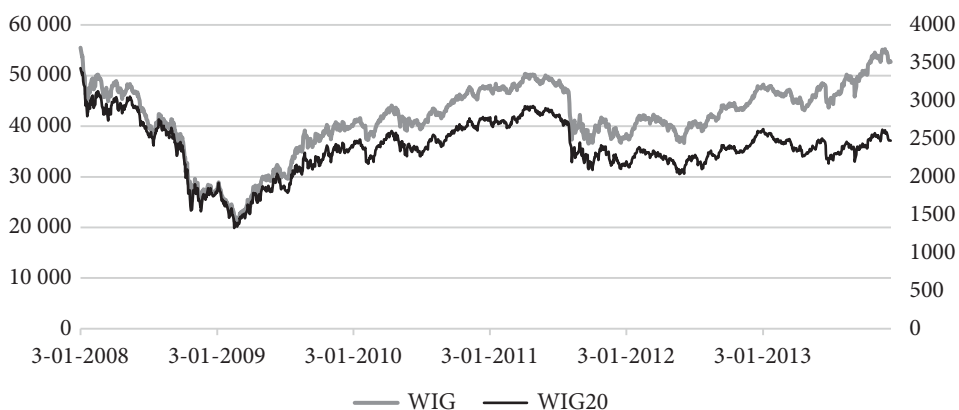
- Niepewność związaną z kształtowaniem się kursu walutowego wyrażoną jako zmienność implikowana kursu USD/EUR [Fontana i Scheicher 2016]. Ponieważ badane przez nas kontrakty denominowane są w euro, a więc innej walucie niż krajowa, zmiany kursu euro stanowią dodatkowe ryzyko i mogą wpływać na cenę kontraktów sCDS.
- Badanie przyczynowości między kursem walutowym i ceną kontraktów sCDS. Liu i Morley [2012] wykazali, że zmiany kursu mają silniejszy wpływ na spread sCDS niż krajowa stopa procentowa.
- Fontana i Scheicher [2016] wykorzystali w badaniu indeks publikowany przez CBOE: EVZ. Oczekuje się, że zmienność kursu walutowego będzie pozytywnie skorelowana ze zmianami cen kontraktów sCDS, gdyż niepewność związana z przyszłym kształtowaniem się kursu walutowego powinna zwiększać koszt zabezpieczenia.
- Della Corte i in. [2014] pokazują, że wzrost ryzyka danego kraju jest powiązany z deprecjacją kursu walutowego oraz wzrostem jego zmienności.

7.2. Powiązania dynamiki kontraktów sCDS z dynamiką Warszawskiej Giełdy Papierów Wartościowych

W związku z brakiem dostępu do niektórych danych (np. kontraktów CDS wystawianych na polskie firmy) w naszym badaniu wykorzystujemy nieco inne wielkości, które będą aproksymować ryzyko na GPW. Pomijamy w badaniu zmienne globalne, ponieważ chodzi nam o zbadanie siły powiązań cen kontraktów na polski dług rządowy z ryzykiem na rynku lokalnym. Omówienie i uzasadnienie zmiennych wykorzystanych w badaniu przedstawiamy w kolejnym podrozdziale. Ponadto w celu zbadania powiązań cen kontraktów sCDS z koniunkturą na GPW zbadamy powiązania między cenami kontraktów a dynamiką dwóch podstawowych indeksów: WIG20 oraz WIG. Na koniec zbadamy zależności między płynnością na GPW a cenami kontraktów sCDS na podstawie kształtowania się powiązań między spreadem sCDS a kapitalizacją GPW.

7.2.1. Sytuacja na Giełdzie Papierów Wartościowych w latach 2008–2013

Na rysunku 7.1 przedstawiamy dynamikę indeksów WIG i WIG 20 w latach 2008–2013, natomiast na rysunku 7.2 – dynamikę kapitalizacji GPW. Zauważamy, że w 2008 roku oba indeksy: WIG i WIG20, gwałtownie spadały. Negatywny trend odzwierciedlił się również w kapitalizacji. Powód tych spadków był oczywisty – transmisja kryzysu finansowego do Europy. Spadki cen akcji spowodowane były również wycofywaniem środków ulokowanych w funduszach inwestycyjnych przez



Rysunek 7.1. Dynamika indeksów WIG (linia szara, lewa oś) oraz WIG20 (linia czarna, prawa oś) (2008–2013)

gospodarstwa domowe [NBP 2008b, 2008c]. Warto podkreślić, że choć ceny akcji kształtowały się pod wpływem wydarzeń międzynarodowych, to nie zaobserwowano odplywu inwestorów zagranicznych z warszawskiej giełdy. Ponadto ceny małych i średnich spółek spadały mocniej niż ceny dużych.

Od lutego 2009 na GPW indeksy rosły. Sytuacja ta spowodowana była głównie korzystnymi tendencjami na zagranicznych rynkach kapitałowych. Rósł udział inwestorów krajowych, w tym indywidualnych [NBP 2010b]. Wzrost cen akcji spowodował, że kapitalizacja wszystkich spółek notowanych na GPW wzrosła o 53% (por. rysunek 7.2).

W 2010 roku z kolei wzrosło zaangażowanie inwestorów zagranicznych w akcje na GPW. Przyczynił się do tego zarówno wzrost cen papierów wartościowych, jak i zakupów akcji. Na koniec września 2010 udział inwestorów zagranicznych w akcjonariacie spółek krajowych wyniósł 41,2%, przy czym w portfelu nierezydentów przeważały akcje spółek z indeksu WIG20–64,5% udziału (zob. [NBP 2011b]). Indeksy cen akcji na GPW były silnie skorelowane z cenami indeksów rynków rozwiniętych (np. S&P 500, EUROSTOXX 50). Ze względu na poprawę nastrojów na rynkach światowych, m.in. w związku z publikacją lepszych niż oczekiwane danych makroekonomicznych, również i na GPW dominowały wzrosty.

W 2011 roku indeksy na GPW nadal były silnie skorelowane z indeksami rynków rozwiniętych (zob. [NBP 2012b]), stąd obserwowana seria spadków w tym okresie mimo stabilnej koniunktury w kraju. Przyczyniły się do nich negatywne sygnały płynące ze Stanów Zjednoczonych (zmiana ratingu z AAA na AA+ oraz niepewność polityczna co do porozumienia politycznego w sprawie podwyższenia poziomu długu publicznego) oraz strefy euro. W okresie od 20 czerwca do 10 listopada 2011 WIG20 spadł o 20,5% (por. rysunek 7.1).

Od 2012 roku następowała stopniowa poprawa nastrojów inwestorów zagranicznych. Spowodowana była ona polityką Unii Europejskiej (postanowienia ze szczytu



Rysunek 7.2. Kapitalizacja Giełdy Papierów Wartościowych (2008–2013)

w czerwcu 2012) oraz działaniami banków centralnych w USA, Japonii, Chinach, Wielkiej Brytanii i w strefie euro. Dodatkowo stabilność polskiej gospodarki przyczyniła się do wzmożonych zakupów akcji przez inwestorów zagranicznych. W związku z powyższymi tendencjami ceny akcji na GPW rosły. Najsilniejszy wzrost cen akcji zarówno na rynkach światowych, jak i na GPW nastąpił na początku września 2012 roku wraz z ogłoszeniem przez Europejski Bank Centralny programu OMT³⁵. W *Raporcie o stabilności systemu finansowego* [NBP 2013b] zaznacza się, że krajowy sektor surowcowy pozytywnie oddziaływał na ogólną sytuację na GPW w związku ze wzrostem cen surowców na światowych rynkach finansowych. Natomiast problemów doświadczwały spółki z sektora budowlanego.

Ostatecznie w 2013 roku sytuacja na GPW uległa pogorszeniu w związku z ucieczką inwestorów zagranicznych z rynków wschodzących. Mimo że indeksy S&P500 oraz DJIA zwyżkowały, to pogarszająca się sytuacja finansowa przedsiębiorstw w największych gospodarkach zachodniej Europy, które były istotnymi partnerami handlowymi dla większości spółek Europy Środkowej, zdecydowała o braku zainteresowania inwestycjami w regionie. W I kwartale inwestorzy zainteresowani byli inwestycjami w akcje małych i średnich przedsiębiorstw, stad WIG20 rósł wolniej niż indeksy sWIG80 czy mWIG40. Trend spadkowy uległ odwróceniu już w maju 2013 w związku z poprawą nastrojów na giełdach zachodnich i dużym napływem środków do funduszy krajowych (rekordowo niska rentowność obligacji skarbowych oraz oprocentowania lokat bankowych). Natomiast już w drugiej połowie czerwca 2013 obserwujemy duże spadki, które zgodnie z sugestią *Raportu o stabilności systemu finansowego* [NBP 2013c] można przypisać zapowiedziom wcześniejszego, niż zakładano wcześniej, zakończenia programu *quantitative easing* przez FED oraz ogłoszeniu propozycji zmian w systemie emerytalnym i funkcjonowaniu OFE przez ministra finansów i ministra pracy i polityki społecznej.

W raportach o stabilności systemu finansowego [NBP 2008c, 2009b, 2010b, 2011b, 2012b, 2013b, 2013c] podkreśla się wielokrotnie, że źródłem ryzyka dla GPW nie była sytuacja wewnętrzna, ale niepewność na międzynarodowym rynku finansowym, niebezpieczeństwo wycofywania środków przez zagranicznych inwestorów

³⁵ 6 września 2012 Europejski Bank Centralny ogłosił program OMT (*outright monetary transaction*), który upoważniał Europejski System Banków Centralnych (ESBC) do nabycia na rynkach wtórnych obligacji skarbowych państw członkowskich ze strefy euro, o ile zostaną spełnione ku temu określone przesłanki. EBC uznał, że stopy procentowe obligacji w poszczególnych państwach strefy euro cechowały się nadmierną wahliwością i były zbyt rozbieżne, przy czym przyczyną tych dysproporcji nie była wyłącznie kondycja zmiennych fundamentalnych, ale też w dużej mierze wymóg wysokiej premii za ryzyko w przypadku niektórych państw. ECB zdecydował, że w takiej sytuacji mechanizm transmisji polityki pieniężnej mogłby być zaburzony, a jedność polityki pieniężnej zagrożona. Co ciekawe, decyzja ta spotkała się ze sprzeciwem ze strony Niemiec i została zaskarżona do niemieckiego Trybunału Konstytucyjnego, przy czym późniejszy wyrok Trybunału był korzystny dla EBC. Z pełną treścią wyroku można zapoznać się na stronie internetowej CURIA: www.curia.europa.eu [Trybunał Sprawiedliwości Unii Europejskiej 2015].

i ich awersja do ryzyka. Gdyby inwestorzy wycofywali środki masowo, mogłoby dojść do deprecjacji złotego i wzrostu krajowych stóp procentowych. Innym czynnikiem ryzyka było zagrożenie materializacji ryzyka kredytowego w krajach strefy euro, ogłoszenie nieoczekiwanej restrukturyzacji zadłużenia, czy niekontrolowanej niewypłacalności [NBP 2012b], które również mogłoby niekorzystnie oddziaływać na poziom i zmienność kursu złotego. To z kolei groziło wzrostem kosztów zabezpieczenia przed ryzykiem walutowym dla banków krajowych (zwł. w euro i franku) oraz wzrostem wartości długu publicznego Polski, ze względu na duży udział zobowiązań nominowanych w walutach obcych.

7.2.2. Ryzyko i premia za ryzyko na GPW

Fontana i Scheicher [2016] zauważają, że spread CDS ma nie tylko stanowić ewentualną rekompensatę oczekiwanej straty [Hull, Predescu i Withe 2004]. Spread sCDS zmieniać się może również pod wpływem zmian awersji do ryzyka inwestorów, nawet jeśli sytuacja makroekonomiczna kraju nie zmienia się. Fontana i Scheicher aproksymują ryzyko inwestorów za pomocą zmiennej „apetyt na ryzyko”, liczonej jako różnica między oszacowaniem zmienności indeksu S&P 500 a zmiennością wyrażoną przez indeks VIX. Reprezentuje ona premię za ryzyko, która ma zrekomensować inwestorowi ryzyko giełdowe.

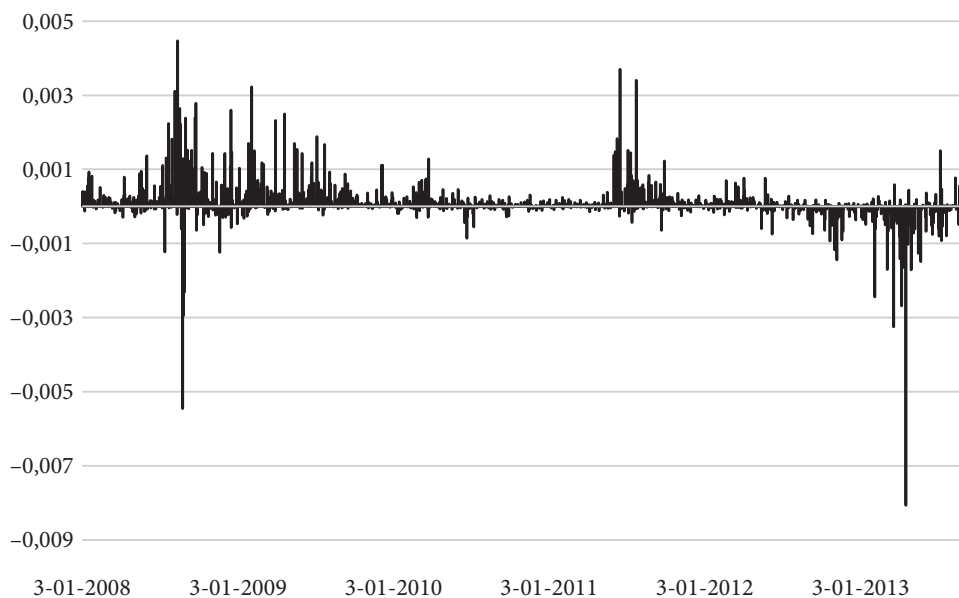
Inną miarą awersji do ryzyka jest zmienność implikowana, przybliżana przez indeks **VIX** [Pan i Singleton 2008]. W naszym podejściu stosujemy wspomniany już indeks **VIW20**, obliczany dla polskiego indeksu WIG20. Indeks VIV20 konstruowany jest przez Rudzkiego [2008] i udostępniany na stronie <http://artim.waw.pl/wiv20/>. Wartość indeksu zmienności implikowanej można interpretować jako oczekiwania uczestników rynku co do kształtowania się poziomu zmienności w najbliższej przyszłości.

Dodatkowo, Fontana i Scheicher uwzględniają w swoim modelu tzw. giełdowe ryzyko idiosynkratyczne, wyrażone jako zmienność (wyrażona modelem GARCH) różnicy między zwrotem giełdowym a indeksem strefy euro podawanym przez Datastream. Autorzy uzasadniają wprowadzenie tej zmiennej do modelu, powołując się na model ryzyka kredytowego Gapena i in. [2008]. W modelu tym zmienność instrumentów krajowych jest głównym czynnikiem determinującym zmienność ryzyka niewypłacalności kraju. Inni autorzy [Campbell i Taksler 2003] wykazali, że ryzyko to jest ściślej powiązane ze zmiennością reprezentatywnego dla danego kraju indeksu niż ze zmiennością zagregowaną. Dlatego też w naszym podejściu bierzemy pod uwagę zmienność indeksu WIG20 oraz WIG. Hipoteza badawcza weryfikowana w pierwszej części badania brzmi: *wzrost ryzyka, premii za ryzyko i apetytu na ryzyko przyczynia się do wzrostu ryzyka kraju (a pośrednio również ryzyka suwerennego) – powinien więc towarzyszyć im wzrost cen lub zmienność cen kontraktów sCDS.*

Podsumowując, w celu aproksymacji premii za ryzyko, awersji do ryzyka oraz idiosynkratycznego ryzyka GPW stosujemy kilka wielkości zaproponowanych w literaturze przedmiotu. W naszym przypadku będą to:

- Premia za ryzyko: różnica między kwadratem logarytmicznego zwrotu z indeksu WIG a kwadratem logarytmu zmiany dochodowości obligacji 10-letniej (RA1): $RA1 = (\Delta \ln WIG^2 - \Delta \ln Y^2)$ – jej wzrost oznacza wzrost ryzyka giełdowego ponad ryzyko w inwestycji w potencjalnie najmniej ryzykowny instrument (obligacja).
- Premia za ryzyko: różnica między zmiennością indeksu WIG a zmiennością obligacji 10-letniej (RA2): $RA2 = VolWIG - VolY$ – interpretacja tej zmiennej jest analogiczna do poprzedniej, z tym że w tym przypadku zmienność wyznaczana jest z teoretycznego modelu typu GARCH.
- Różnica między zmiennością indeksu WIG20 a indeksem VIW20 (RA3): $RA3 = VolWIG20 - VIW20$ – zmienna analogiczna do zaproponowanej przez Fontanę i Sheichera [2016] – tzw. „apetyt na ryzyko”.
- Zmienność indeksu WIG ($VolWIG$).
- Zmienność indeksu WIG20 ($VolWIG20$).
- Indeks VIW20 ($VIW20$).

Trzy ostatnie zmienne aproksymują ryzyko idiosynkratyczne. Oczekujemy, że wzrost każdej ze zmiennych będzie miał dodatni wpływ na spread sCDS. Dynamikę tych wielkości przedstawiamy na rysunkach 7.3–7.8. Zgodnie z oczekiwaniami, zmienne RA1 i RA2 mają zbliżoną dynamikę. Zmienność indeksu WIG i WIG20 zachowują się podobnie do siebie. W przypadku każdej ze zmiennych obserwujemy spadek trwający od drugiej połowy 2010 roku do końca pierwszej połowy 2011 roku, kiedy to znowu nastąpił skokowy wzrost zmienności na giełdzie, a wraz z nim wzrost ryzyka i apetytu na nie. Interesujące jest porównanie zmienności giełdy i rynku obligacji (rysunki 7.3–7.4). W przeważającym okresie zmienność rynku giełdowego była wyższa niż rynku obligacji. Wyjątek stanowi sierpień 2008 oraz rok 2013. Wzrost ryzyka w 2008 roku mógł być związany z wolniejszą reakcją rynku obligacji na transmisję kryzysu do Polski. Z kolei duży wzrost ryzyka na rynku obligacji w stosunku do ryzyka na rynku giełdowym w 2013 roku mógł mieć dwojakie przyczyny, o których wspomniano przy analizie powiązań cen kontraktów sCDS z krajowymi stopami procentowymi (rozdział 6.4). Zgodnie z *Raportem o stabilności systemu finansowego* [NBP 2013c] w czerwcu 2013 roku obserwowano osłabienie się oczekiwań uczestników rynku na obniżenie stóp procentowych NBP, w wyniku czego wzrosła zmienność cen polskich obligacji skarbowych, a krzywa dochodowości przesunęła się w górę. Jednocześnie odnotowano negatywne tendencje na rynkach światowych, w wyniku czego spadła atrakcyjność inwestycji na rynkach wschodzących, a kapitał z krajów wschodzących odpłynął na rynki rozwinięte. W wyniku tego wzrosła rentowność obligacji (w Polsce rentowność obligacji 10-letnich wzrosła o ponad 120 punktów bazowych, a 2-letnich o około 50 punktów bazowych). Te dwie tendencje mogły przyczynić się do większego wzrostu niepewności inwestycji w obligacje niż w akcje.



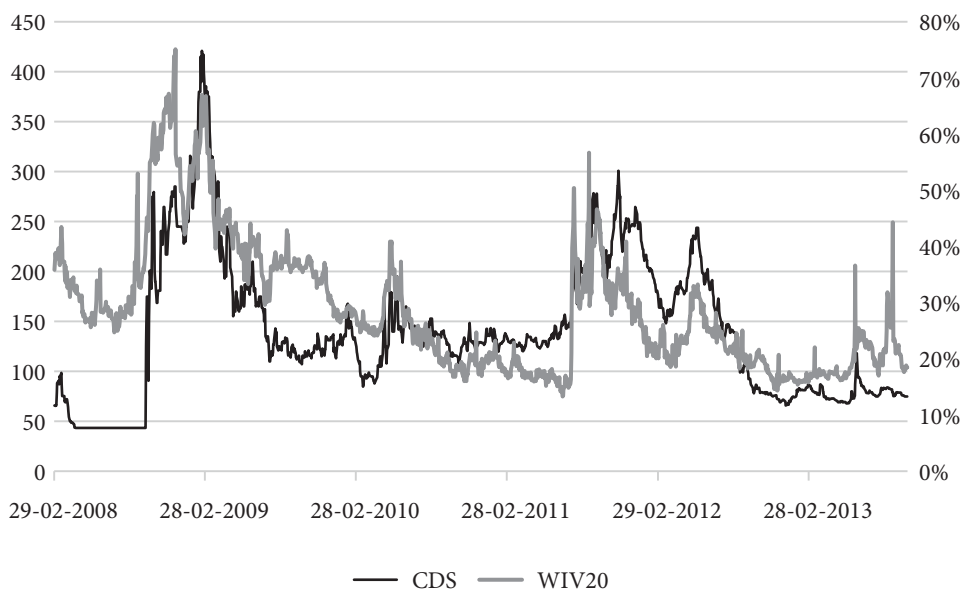
Rysunek 7.3. Kształtowanie się dynamiki zmiennej RA1 (różnica kwadratów logarytmicznych zmian cen indeksu WIG oraz dochodowości obligacji 10-letnich)



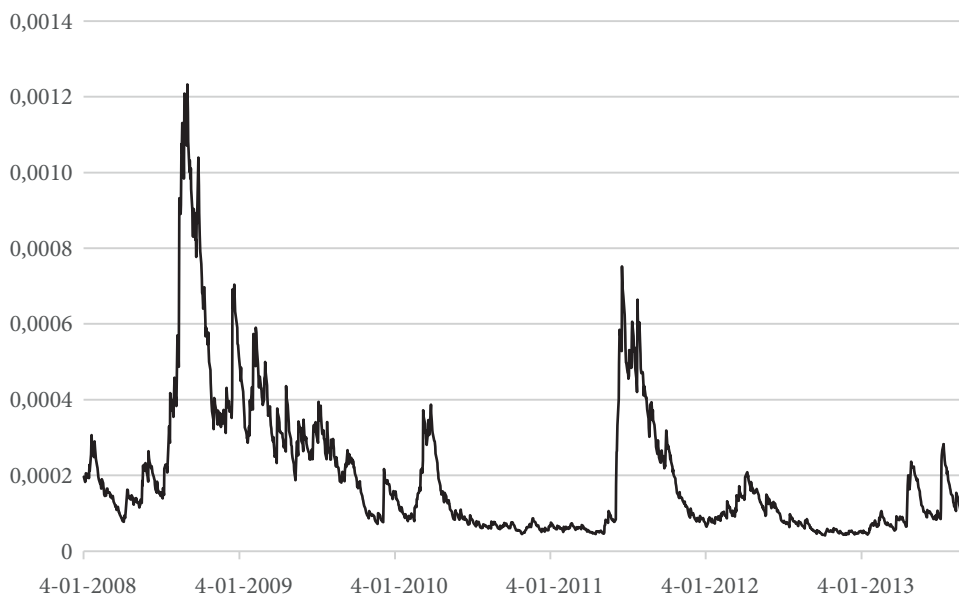
Rysunek 7.4. Dynamika zmiennej RA2 – różnica między zmiennością indeksu WIG a zmiennością 10-letnich obligacji – na podstawie modeli typu GARCH



Rysunek 7.5. Różnica między zmiennością indeksu WIG20 (model GARCH) a indeksem WIV20 – zmienna RA3



Rysunek 7.6. Dynamika indeksu WIV20 oraz kontraktów sCDS



Rysunek 7.7. Zmienność indeksu WIG otrzymana z modelu typu GARCH



Rysunek 7.8. Zmienność indeksu WIG 20 otrzymana z modelu GARCH (1,1)

Oszacowania modeli GARCH dla WIG, WIG20 oraz obligacji 10-letniej podajemy w tabelach 7.1–7.3. Każdy model wyjaśniał wszystkie zależności liniowe i kwadratowe w danych.

Tabela 7.1. Oszacowanie zmienności indeksu WIG – model GARCH (1,1) z rozkładem Studenta

Zmienna	Oszacowanie	Błąd szacunku	Stat. Studenta	p-wartość
μ	0,053	0,026	2,019	0,044
AR(1)	0,049	0,026	1,917	0,055
ω	0,014	0,006	2,390	0,017
ARCH(α)	0,069	0,013	5,203	0,000
GARCH(β)	0,925	0,013	68,960	0,000
v (st. swobody)	7,005	1,170	5,988	0,000

Tabela 7.2. Oszacowanie zmienności dochodowości obligacji 10-letnich – model APARCH z rozkładem Studenta

Zmienna	Oszacowanie	Błąd szacunku	Stat. Studenta	p-wartość
μ	-0,0002	0,0002	-1,1100	0,2672
AR(1)	0,1152	0,0275	4,1880	0,0000
ARCH(α)	0,1461	0,0383	3,8180	0,0001
GARCH(β)	0,8366	0,0445	18,8200	0,0000
γ :APARCH	-0,1309	0,0566	-2,3120	0,0209
δ :APARCH	2,0455	0,0369	55,3800	0,0000
v (st. swobody)	4,7258	0,4782	9,8830	0,0000
σ^2	0,00001	-	-	-

Uwaga: model z opcją *variance targeting*; model APARCH zgodnie z parametryzacją 7.2.

Tabela 7.3. Oszacowanie zmienności indeksu WIG20 – model GARCH (1,1)

Zmienna	Oszacowanie	Błąd szacunku	Stat. Studenta	p-wartość
μ	0,0003	0,0003	0,9377	0,3485
$\omega \cdot 10^4$	0,0175	0,0075	2,3270	0,0201
ARCH(α)	0,0656	0,0126	5,2170	0,0000
GARCH(β)	0,9282	0,0126	73,7200	0,0000
v (st. swobody)	8,4302	1,6592	5,0810	0,0000

Ponieważ zmienne aproksymujące ryzyko (RA1-RA4 VIW i zmienności indeksów) są ze sobą skorelowane silniej niż ze zmienną objaśnianą (sCDS), zdecydowaliśmy się nie umieszczać ich w modelu razem, ale oszacować szereg modeli z jedną zmienną objaśniającą. Podobnie jak w przypadku modeli dla ogłoszeń makroekonomicznych,

Tabela 7.4. Oszacowania modeli GARCH(1,1) z różnymi zmiennymi objaśniającymi (2009–2010)

Zmienna	Oszacowanie	Błąd szacunku	Stat. Studenta	p-wartość	Statystyka Nybloma
Model 0 (logarytm funkcji wiarygodności: -4049,9)					
μ	-18,674	20,426	-0,914	0,361	0,033
ω	12124,718	6,091	1991,000	0,000	0,279
ARCH(α)	0,157	0,046	3,431	0,001	0,304
GARCH(β)	0,833	0,031	26,510	0,000	0,682
Model 1 (logarytm funkcji wiarygodności: -4049,315)					
μ	-26,869	21,046	-1,277	0,202	0,029
RA1 (M)	85050,697	159,190	534,300	0,000	0,062
ω	12307,065	37,420	328,900	0,000	0,261
ARCH(α)	0,157	0,045	3,494	0,001	0,306
GARCH(β)	0,832	0,031	26,640	0,000	0,673
Model 2 (logarytm funkcji wiarygodności: -4049,365)					
μ	3,299	28,835	0,114	0,909	0,133
RA2 (M)	-2,495	2,591	-0,963	0,336	0,078
ω	11807,406	48,766	242,100	0,000	0,284
ARCH(α)	0,153	0,044	3,442	0,001	0,302
GARCH(β)	0,837	0,031	27,320	0,000	0,678
Model 2 (logarytm funkcji wiarygodności: -4049,396)					
μ	-107,850	47,981	-2,248	0,025	0,068
RA3 (M)	3,596	2,332	1,542	0,124	0,038
ω	12402,291	39,488	314,100	0,000	0,271
ARCH(α)	0,158	0,046	3,455	0,001	0,306
GARCH(β)	0,832	0,032	26,290	0,000	0,680
Model 4 (logarytm funkcji wiarygodności: -4049,572)					
μ	-83,638	191,690	-0,436	0,663	0,051
WIV20 (M)	2,413	6,854	0,352	0,725	0,033
ω	12343,761	327,960	37,640	0,000	0,273
ARCH(α)	0,158	0,046	3,445	0,001	0,305
GARCH(β)	0,832	0,032	26,370	0,000	0,681
Model 5 (logarytm funkcji wiarygodności: -4049,878)					
μ	-11,394	60,585	-0,188	0,851	0,043
VolWIG (M)	-5,295	36,464	-0,145	0,885	0,040
ω	12065,812	5,685	2123,000	0,000	0,280
ARCH(α)	0,156	0,046	3,424	0,001	0,304
GARCH(β)	0,834	0,031	26,740	0,000	0,681
Model 6 (logarytm funkcji wiarygodności: -4049,902)					
μ	-18,782	21,719	-0,865	0,388	0,033
VolWIG20 (M)	504,725	7,881	64,040	0,000	0,038
ω	12125,581	9,102	1332,000	0,000	0,279
ARCH(α)	0,157	0,046	3,431	0,001	0,304
GARCH(β)	0,833	0,031	26,510	0,000	0,682

Uwaga: (M) oznacza, że zmienna objaśniająca była wprowadzona do równania warunkowej średniej. Pogrubiono istotne oszacowania zmiennych objaśniających. Kursywą oznaczono zmienne nieistotne.

podzieliliśmy szereg na dwa podokresy. W tabeli 7.4 prezentujemy wyniki uzyskane dla okresu 2009–2010 (model GARCH ze zmiennymi objaśniającymi w warunkowej średniej). Zauważamy, że zmiennymi, które istotnie wpływały na dynamikę cen kontraktów sCDS były RA1 (różnica między kwadratem logarytmicznego zwrotu z indeksu WIG oraz kwadratem logarytmicznej zmiany dochodowości obligacji 10-letniej) oraz zmienność indeksu WIG20 uzyskana z modelu GARCH. Zgodnie z intuicją – wzrost obu wielkości przyczyniał się do wystąpienia większych pozytywnych zmian cen kontraktów sCDS, które utożsamiamy ze wzrostem ryzyka.

W tabeli 7.5 przedstawiamy wartości statystyki testowej dla modelu 1 i 6, w którym zmienna objaśniająca była istotna. Okazuje się, że żaden model rozbudowany nie był preferowany ponad model prosty. Wnioskujemy więc, że w pierwszym okresie kryzysu ani premia za ryzyko, ani awersja do ryzyka nie wpływały istotnie na zmiany premii kontraktów sCDS. Może to wynikać z faktu, że w pierwszym okresie, w którym kryzys zaczął przenikać na rynek polski, inwestorzy w mniejszym stopniu koncentrowali się na zmiennych makroekonomicznych (por. badanie z poprzedniego rozdziału) czy lokalnych, a raczej interesowały ich zmiany na globalnym rynku kontraktów sCDS. Ogólna panika na rynku mogła zdezorientować inwestorów zarówno tych szukających zabezpieczenia dla swoich inwestycji, jak i spekulantów. Dodatkowo spekulantom mogło zależeć na sztucznym zawyżeniu cen kontraktów, które stanowiły zabezpieczenie dla inwestycji w polskie obligacje. Ponieważ nie wiadomo było, w jakim kierunku może rozwinąć się kryzys, spekulanci mogli asekuracyjnie zwiększać premię kontraktów (cenę ubezpieczenia). Poinformowani inwestorzy, którzy orientowali się w dobrej sytuacji makroekonomicznej Polski, również mogli zawyżać ceny kontraktów w celu uzyskania wyższego zwrotu z inwestycji praktycznie pozbawionej ryzyka. Dopiero w drugiej fazie kryzysu zauważamy zmiany w dynamice kontraktów sCDS wystawianych na dług poszczególnych krajów. Uzyskany wynik jest kolejnym argumentem na poparcie tezy, że ryzyko, które wyceniane jest przez kontrakty sCDS na polski dług rządowy, odzwierciedla ryzyko kraju, a nie ryzyko wypłacalności. Wzrost cen kontraktów był pochodną wzrostu globalnej awersji do ryzyka, a więc jego przyczyną był niepokój zewnętrzny i obawa, że kryzys może przenieść się do Polski, a nie czynniki wewnętrzne.

Tabela 7.5. Test ilorazu wiarygodności dla modelu prostego i rozbudowanego

Model 2009–2010	Stat. testowa	Stopnie swobody	<i>p</i> -wartość
Model 1	1,174	1	0,279
Model 6	0	1	1

Analogiczne badanie przeprowadzone zostało dla okresu 2011–2013 (tabela 7.6). W każdym przypadku zmienna objaśniająca została wprowadzona do równania w a r u n k o w e j w a r i a n c j i – tylko w przypadku zmiennej RA1 model

Tabela 7.6. Oszacowania modeli GARCH(1,1) z różnymi zmiennymi objaśniającymi (2011–2013)

Zmienna	Oszacowanie	Błąd szacunku	Stat. Studenta	p-wartość	Statystyka Nybloma
Model 0					
<i>d</i> -Arfima	0,153	0,059	2,611	0,009	0,174
ω	1271,640	9,734	130,600	0,000	0,053
Spline_0	39,626	3,662	10,820	0,000	0,029
Spline_1	-52,416	6,185	-8,475	0,000	0,021
Spline_2	63,963	13,143	4,867	0,000	0,019
ARCH(α)	0,280	0,053	5,310	0,000	0,067
GARCH(β)	0,677	0,059	11,480	0,000	0,066
Model 1					
RA1 (M)	-8121,230	22,079	-367,800	0,000	0,012
<i>d</i> -Arfima	0,155	0,058	2,651	0,008	0,172
ω	1337,358	96,924	13,800	0,000	0,055
Spline_0	39,433	3,388	11,640	0,000	0,029
Spline_1	-52,324	5,813	-9,002	0,000	0,021
Spline_2	64,020	12,530	5,109	0,000	0,019
ARCH(α)	0,284	0,058	4,924	0,000	0,069
GARCH(β)	0,669	0,065	10,270	0,000	0,068
Model 2					
<i>d</i> -Arfima	0,130	0,055	2,358	0,019	0,215
ω	939,254	11,098	84,630	0,000	0,039
RA2 (V)	-0,013	0,006	-2,165	0,031	0,327
Spline_0	40,514	4,051	10,000	0,000	0,024
Spline_1	-53,041	7,555	-7,021	0,000	0,019
Spline_2	63,802	16,620	3,839	0,000	0,015
ARCH(α)	0,227	0,044	5,172	0,000	0,044
GARCH(β)	0,742	0,047	15,830	0,000	0,057
Model 3					
<i>d</i> -Arfima	0,168	0,046	3,644	0,000	0,174
ω	4386,311	4,383	1001,000	0,000	0,029
RA3 (V)	0,106	0,031	3,427	0,001	0,040
Spline_0	15,987	5,511	2,901	0,004	0,025
Spline_1	-22,778	7,800	-2,920	0,004	0,021
Spline_2	22,243	12,389	1,795	0,073	0,020
ARCH(α)	0,467	0,103	4,547	0,000	0,182
GARCH(β)	0,253	0,101	2,504	0,013	0,652

Model 4					
<i>d</i> -Arfima	0,174	0,045	3,835	0,000	0,136
ω	4817,380	4,220	1142,000	0,000	0,028
WIV20 (V)	0,097	0,027	3,619	0,000	0,050
Spline_0	14,789	5,460	2,709	0,007	0,025
Spline_1	-20,784	7,886	-2,636	0,009	0,022
Spline_2	18,308	12,774	1,433	0,152	0,020
ARCH(α)	0,451	0,102	4,424	0,000	0,197
GARCH(β)	0,260	0,097	2,691	0,007	0,766
Model 5					
<i>d</i> -Arfima	0,179	0,057	3,138	0,002	0,094
ω	986,189	11,098	88,870	0,000	0,035
CondV100WIG (V)	0,389	0,116	3,348	0,001	0,017
Spline_0	35,042	3,998	8,764	0,000	0,024
Spline_1	-44,694	6,140	-7,280	0,000	0,020
Spline_2	48,547	12,248	3,964	0,000	0,018
ARCH(α)	0,271	0,064	4,202	0,000	0,039
GARCH(β)	0,678	0,059	11,550	0,000	0,049
Model 6					
<i>d</i> -Arfima	0,182	0,057	3,227	0,001	0,085
ω	910,942	5,604	162,600	0,000	0,035
CondVWIG20 (V)	3732,102	3,457	1079,000	0,000	0,022
Spline_0	34,270	3,538	9,686	0,000	0,024
Spline_1	-43,600	5,158	-8,453	0,000	0,020
Spline_2	46,753	10,262	4,556	0,000	0,018
ARCH(α)	0,267	0,067	4,003	0,000	0,037
GARCH(β)	0,677	0,061	11,090	0,000	0,053

Uwaga: (M) oznacza, że zmienna objaśniająca została wprowadzona do równania warunkowej średniej, a (V) – do równania warunkowej wariancji.

Tabela 7.7. Test ilorazu wiarygodności dla modelu prostego i modeli rozbudowanych

Model 2011–2013	Stat. testowa	Stopnie swobody	<i>p</i> -wartość
Model 1	0,62	1	0,431
Model 2	11,424	1	<0,001
Model 3	27,942	1	<0,001
Model 4	30,23	1	<0,001
Model 5	14,934	1	<0,001
Model 6	17,492	1	<0,001

ze zmienną objaśniającą w równaniu warunkowej wartości oczekiwanej okazał się lepszy. W tabeli 7.7 przedstawiamy wyniki testu ilorazu wiarygodności. Okazuje się, że największy wzrost funkcji wiarygodności przyniosło wprowadzenie do równania zmiennej VIW20 (model 4). **Wszystkie modele uwzględniające dodatkowe zmienne objaśniające w wariacji warunkowej okazały się lepsze od modelu podstawowego** (por. tabela 7.6).

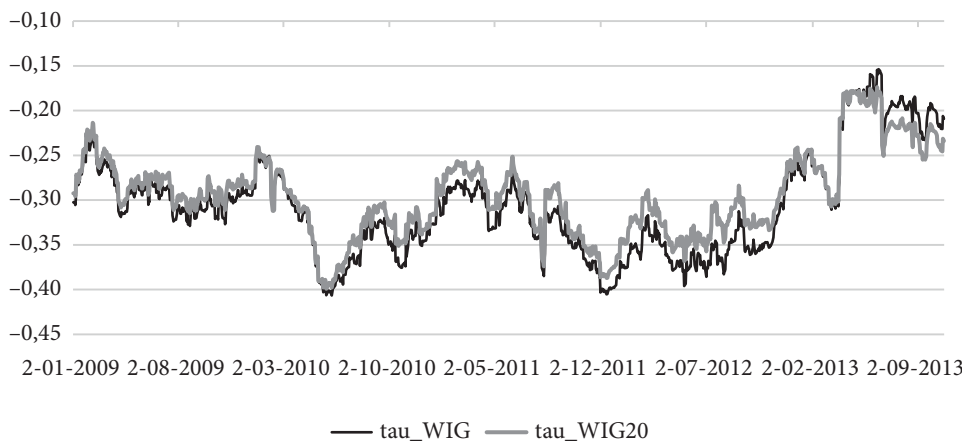
Zgodnie z przewidywaniami wpływ zmiennych lokalnych uwidocznił się dopiero w drugiej części kryzysu. Jak już wcześniej wspomniano (rozdział 3), w początkowej fazie kryzysu zachowanie kontraktów sCDS było takie samo w przypadku każdego kraju europejskiego – obserwujemy gwałtowny wzrost premii nieuzasadniony sytuacją makroekonomiczną. Podobnie zachowywały się indeksy – na wszystkich giełdach europejskich odnotowano spadki. Na oba rynki – sCDS i giełdowy musiał oddziaływać ten sam zestaw czynników zewnętrznych, stąd uwzględnienie zmiennych objaśniających nie poprawia istotnie dopasowania modelu, bo nie wnoszą one żadnej nowej informacji.

W drugiej części kryzysu widać wyraźną zmianę kształtowania się cen kontraktów sCDS. Spready krajów śródziemnomorskich znacznie wzrosły, podczas gdy krajów nadbałtyckich – spadły. W przypadku Europy Środkowej – odnotowujemy niewielki wzrost w początkowym okresie kryzysu greckiego i pokrywającego się z nim kryzysu węgierskiego (rozdzielenie, który kryzys był przyczyną tego wzrostu, jest praktycznie niemożliwe). Wydaje się, że po okresie ogólnej paniki inwestorzy zaczęli zwracać większą uwagę na zmienne fundamentalne i lokalne, stąd pojawiły się istotne zależności między cenami polskich kontraktów sCDS i premią za ryzyko, awersją do ryzyka i ryzykiem na GPW, których kształtowanie podlegało w większym stopniu wpływowi sytuacji wewnętrznej kraju niż światowym trendom.

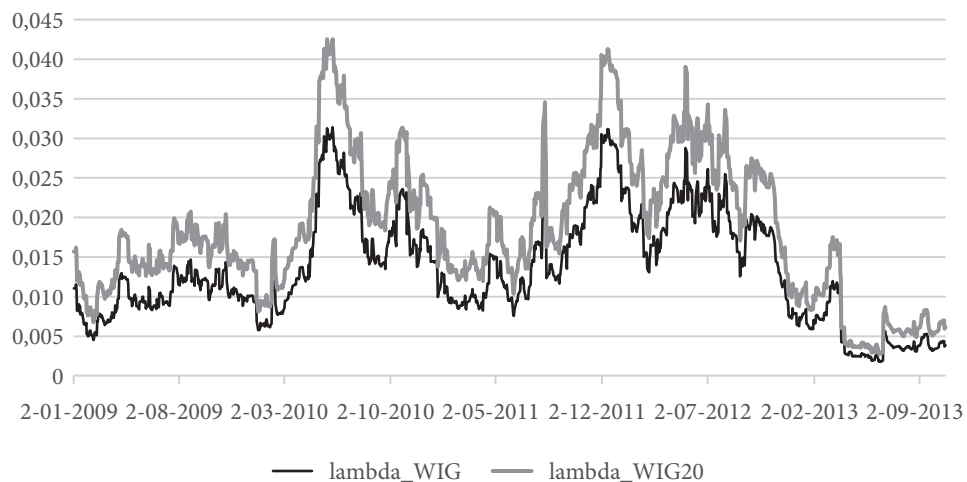
7.2.3. Dynamika kontraktów sCDS a dynamika indeksów WIG i WIG20

Poza badaniem zależności między zmianami premii i zmienności kontraktów a ryzykiem giełdowym przeprowadziliśmy badanie wspólnego kształtowania się zmienności premii sCDS oraz dwóch głównych indeksów: WIG 20 oraz WIG, w celu zbadania zależności korelacyjnych i ogonowych. Celem badania była weryfikacja hipotezy, zgodnie z którą *zmiany dynamiki indeksów giełdowych oraz kontraktów sCDS powinny być ze sobą powiązane, przy czym spadkom cen na giełdzie powinien towarzyszyć wzrost cen kontraktów sCDS, w związku ze wzrostem ryzyka kraju (a pośrednio – ryzyka suwerennego)*.

Oszacowaliśmy – podobnie jak w poprzednim rozdziale – dynamiczny współczynnik τ Kendalla (rysunek 7.9) oraz dynamicznie zmieniający się współczynnik λ (rysunek 7.10). Zgodnie z przewidywaniami współczynnik τ przyjmował wartości ujemne, a siła zależności w przypadku obu indeksów była zbliżona. Spadek na gieł-



Rysunek 7.9. Współczynnik τ Kendalla dla zależności między zmianą cen kontraktów sCDS a zmianami indeksu WIG oraz WIG20



Rysunek 7.10. Prawdopodobieństwo jednoczesnego wystąpienia dużej zmiany dodatniej ceny kontraktu sCDS oraz dużej zmiany ujemnej ceny indeksu WIG20 oraz WIG

dzie jest bowiem informacją niepomysłną i, jako taka, powinien być powiązany ze wzrostem spreadu sCDS. Jeśli nie zachodzi między tymi wielkościami zależność przyczynowo-skutkowa (a w tym badaniu nie odpowiadamy na to pytanie), to oczekujemy, że przynajmniej w analogiczny sposób zareagują na zmiany innych czynników zewnętrznych. Zależności nie były zbyt silne – do kwietnia 2010 oscylowały pomiędzy $-0,25$ i $-0,3$, po czym nastąpiło wzmocnienie siły oddziaływań. 28.05.2010

współczynnik osiągnął minimum na poziomie $-0,4$. W późniejszym okresie zależności znów słaby. Skokowy wzrost zależności nastąpił w sierpniu i grudniu 2011. Po tym okresie zależności wykazywały tendencję słabnącą.

Współczynnik λ wyznaczyliśmy dla zmian kontraktów sCDS i zmian indeksu przemnożonych przez (-1) , tak aby móc określić prawdopodobieństwo jednoczesnej dużej zmiany dodatniej ceny kontraktu oraz dużej ujemnej zmiany ceny indeksu. W przypadku indeksu WIG20 model AR(2)-GARCH(1,1) był dobrze dopasowany do obu szeregów. W przypadku indeksu WIG najlepszym modelem był AR(2)-GJR-GARCH (tabela 7.1), natomiast w przypadku $(-WIG)$ suma parametrów $(\alpha + \beta)$ przewyższała 1, co dyskwalifikowało model³⁶. W związku z tym do szeregu $(-WIG)$ dopasowany został model IGARCH. W żadnym przypadku zależności ogonowe nie były zbyt silne (liczba stopni swobody w funkcji łączącej przekroczyła 16 dla pary: sCDS-WIG20 oraz 17 i 20 dla $(-WIG)$ i WIG. Maksimum zależności ogonowych przypadło na koniec maja i początek czerwca 2010 (prawie 5% dla $-WIG20$ i powyżej 3% dla $-WIG$). Skokowe wzrosty prawdopodobieństw obserwujemy również w sierpniu i grudniu 2011. Poza tym prawdopodobieństwo przeniesienia zdarzeń ekstremalnych między rynkami było niewielkie. O ile zależności mierzone współczynnikiem τ były zbliżone dla obu indeksów, to zależności ogonowe były silniejsze w przypadku indeksu WIG20. Mimo to wartości przyjmowane przez współczynnik λ pozwalają stwierdzić, że prawdopodobieństwo przeniesienia wartości ekstremalnych między rynkiem sCDS a głównymi indeksami GPW było znikome (tabela 7.8 i 7.9).

Zwróćmy jeszcze raz uwagę na wyniki uzyskane w przedstawionym badaniu. Okazuje się, że korelacja (mierzona współczynnikiem τ) między dwoma wielkościami była dość wysoka. Natomiast zależności ogonowe były niewielkie (wysoki parametr ν). Wynik taki może sugerować, że obie wielkości w podobnym stopniu reagują na kształtowanie się sytuacji gospodarczej kraju lub sytuacji gospodarczej na świecie. Natomiast ryzyko tego, że niepomyślna sytuacja na GPW wpłynie na wzrost spreadu bądź że wzrost spreadu odbije się niekorzystnie na cenach indeksów jest znikoma. Obie wielkości podlegać muszą zatem wpływowi wspólnych czynników, ale nie wpływają na siebie nawzajem.

Podsumujmy uzyskane do tej pory wyniki. Podobnie jak w badaniach dotyczących zależności między ogłoszeniami makroekonomicznymi a cenami kontraktów sCDS siła powiązań ujawniała się dopiero w drugim z badanych okresów. Mimo że wszystkie zmienne związane z dynamiką cen na GPW są zmiennymi lokalny-

³⁶ Model GJR jest modelem, w którym zakłada się inną (asymetryczną) reakcję zmienności na szoki ujemne i dodatnie. Po przemnożeniu indeksu WIG przez wartość (-1) odchylenia ujemne zmieniły się na dodatnie i odwrotnie. Ponieważ odchylenia nie były symetryczne, mogło to w taki a nie inny sposób wpłynąć na oszacowanie modelu. Przy próbie oszacowania modelu uwzględniającego jedynie parametr skośności w rozkładzie autorka uzyskała oszacowania „symetryczne”, przy czym różnica pojawiała się jedynie w wartości oszacowanego parametru skośności κ .

Tabela 7.8. Oszacowanie parametrów modelu DCC-copula-MGARCH dla zmian cen kontraktów sCDS oraz zmian cen indeksu WIG20

Wyszczególnienie	Parametr	sCDS oraz WIG20			sCDS oraz (-WIG20)		
		oszacowanie	błąd	p-wartość	oszacowanie	błąd	p-wartość
sCDS: AR(1)-IGARCH, rozkład Studen-ta; $\nu=4$	μ	-0,159	0,056	0,004	-0,159	0,056	0,004
	AR(1)	0,104	0,029	0,000	0,104	0,029	0,000
	ω	0,086	0,055	0,117	0,086	0,055	0,117
	ARCH(α)	0,181	0,027	0,000	0,181	0,027	0,000
WIG 20/(-WIG20): AR(2)-GARCH, rozkład skośny Studenta	μ	0,029	0,031	0,351	-0,029	0,031	0,351
	AR(1)	0,007	0,028	0,799	0,007	0,028	0,800
	AR(2)	-0,069	0,028	0,015	-0,069	0,028	0,015
	ω	0,018	0,008	0,024	0,018	0,008	0,023
	ARCH(α)	0,059	0,012	0,000	0,059	0,012	0,000
	GARCH(β)	0,933	0,013	0,000	0,933	0,012	0,000
	κ (skośność)	0,942	0,035	0,000	1,062	0,039	0,000
ν (stopnie swobody)	7,472	1,418	0,000	7,471	1,419	0,000	
Funkcja łącząca	DCC: a_1	0,012	0,007	0,089	0,011	0,006	0,059
	DCC: b_1	0,979	0,016	0,000	0,980	0,013	0,000
	DCC: ν	16,289	8,497	0,055	16,160	7,367	0,028

Tabela 7.9. Oszacowanie parametrów modelu DCC-copula-MGARCH dla zmian cen kontraktów sCDS oraz zmian cen indeksu WIG

Wyszczególnienie	Parametr	sCDS oraz WIG20			sCDS oraz (-WIG20)		
		oszacowanie	błąd	p-wartość	oszacowanie	błąd	p-wartość
sCDS: AR(1)-IGARCH, rozkład Studen-ta; $\nu=4$	μ	-0,159	0,056	0,004	-0,159	0,056	0,004
	AR(1)	0,104	0,029	0,000	0,104	0,029	0,000
	ω	0,086	0,055	0,117	0,086	0,055	0,117
	α	0,181	0,027	0,000	0,181	0,027	0,000
WIG: AR(2)-gjr-GARCH, rozkład skośny Studenta -WIG: AR(2)-IGARCH, rozkład skośny Studenta	μ	0,039	0,028	0,169	-0,052	0,026	0,045
	AR(1)	0,054	0,030	0,071	0,047	0,027	0,081
	AR(2)	-0,058	0,028	0,041	-0,063	0,027	0,019
	ω	0,011	0,005	0,032	0,009	0,004	0,024
	ARCH(α)	0,025	0,011	0,026	0,070	0,013	0,000
	ARCH(α)	0,939	0,014	0,000	0,930	-	
	γ (asymetria GJR)	0,057	0,020	0,004	-	-	
	κ (skośność)	0,930	0,037	0,000	1,076	0,043	0,000
	ν (st. swobody)	7,330	1,374	0,000	6,072	1,010	0,000
Korelacja warunkowa	DCC: a_1	0,012	0,005	0,026	0,013	0,005	0,013
	DCC: b_1	0,982	0,009	0,000	0,981	0,008	0,000
	DCC: ν	20,648	15,649	0,187	17,973	9,713	0,064

Uwaga: model GJR dany jest wzorem (7.1).

mi, to w dużym stopniu podlegają wpływom sytuacji i koniunktury zagranicznej. Dlatego też spodziewaliśmy się, że ich wpływ będzie silny również w pierwszym okresie: 2009–2010. Niektóre zmienne związane z niepewnością na GPW faktycznie okazały się w tym okresie istotne, ale nie na tyle, aby model uwzględniający ich wpływ był znacząco lepszy od modelu prostego. Być może koniunktura na GPW silniej związana jest z krajową koniunkturą niż z sytuacją zagraniczną. Dodatkowo w 2010 roku pojawił się już kryzys w Grecji, na który nerwowo zareagowały europejskie rynki sCDS. To wydarzenie najprawdopodobniej „przyćmiło” wydarzenia lokalne.

Więcej szczegółów poznajemy, gdy badamy zależności korelacyjne (τ Kendalla) oraz ogonowe (λ) między zmianami cen kontraktów sCDS a zmianami cen indeksów giełdowych oraz kapitalizacji GPW. Okazuje się, że o ile zależności korelacyjne były dość silne w całym badanym okresie, to prawdopodobieństwo przeniesienia zdarzeń ekstremalnych między rynkami było znikome. Wnioskujemy zatem, że zarówno ceny instrumentów notowanych na GPW, jak i ceny kontraktów musiały kształtować się pod wpływem takich samych czynników – czy to fundamentalnych, czy globalnych. Nie istniało natomiast niebezpieczeństwo, że ekstremalne spadki na GPW pociągną za sobą duży wzrost cen kontraktów ani że duży wzrost cen kontraktów pociągnie za sobą duży spadek cen na GPW.

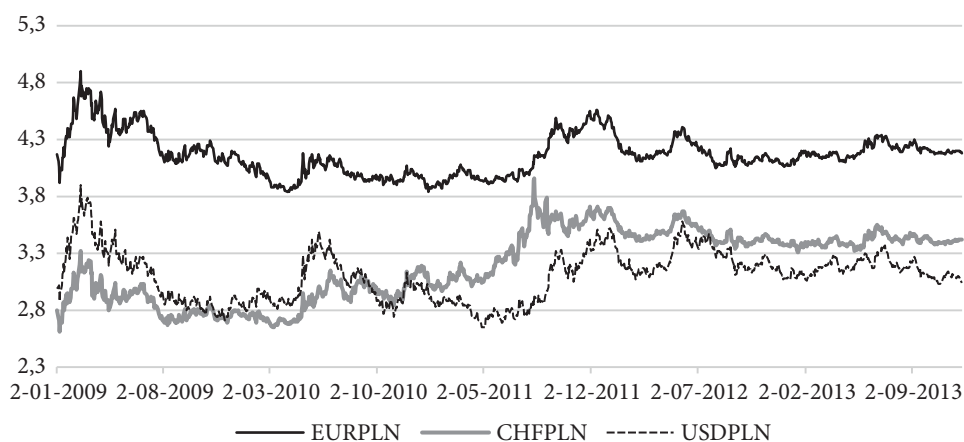
7.3. Rynek kontraktów sCDS a rynek walutowy

Kurs walutowy może reprezentować zarówno kondycję fundamentów gospodarki (ogólną sytuację ekonomiczną oraz względną konkurencyjność kraju), jak również zmiany awersji do ryzyka inwestorów oraz zmianę sytuacji zagranicznej. Może być więc traktowany jako zmienna lokalna oraz globalna jednocześnie.

Interakcje pomiędzy kursami walutowymi a ceną kontraktów sCDS były przedmiotem niewielu analiz. Przykładowo, Liu [2013] pokazał, że w przypadku krajów rozwiniętych kurs walutowy wpływa na zmienność cen kontraktów sCDS, natomiast w przypadku krajów rozwijających się (które w pracy autora były reprezentowane przez Rosję i Brazylię) – na poziom cen. W okresie kryzysu ceny kontraktów kształtują się głównie pod wpływem zmian awersji do ryzyka inwestorów, a ta z kolei może być z powodzeniem reprezentowana przez zmiany kursu walutowego. Carr i Wu [2007] przedstawili badanie zmian kowariancji między kontraktami sCDS i zmiennością implikowaną opcji walutowej dla Meksyku i Brazylii. Della Corte i in. [2014] pokazują, że wzrost ryzyka danego kraju jest powiązany z deprecjacją kursu walutowego oraz wzrostem jego zmienności. Longstaff i in. [2011] uwzględnili zmiany kursu waluty krajowej w stosunku do dolara w modelu regresji dla zmian cen kontraktów sCDS. Autorzy analizowali 26 instrumentów – w siedmiu przypadkach

(w tym – w przypadku Polski) zmiany kursu walutowego były istotną zmienną objaśniającą miesięczne zmiany cen kontraktów, przy czym sześć z tych parametrów miało znak dodatni. Wnioskujemy zatem, że wzrost spreadu sCDS jest związany z deprecjacją waluty w stosunku do dolara amerykańskiego.

W przedstawionym tu badaniu bierzemy pod uwagę kurs wymiany złotego do euro, dolara amerykańskiego oraz franka szwajcarskiego. Znaczenie dwóch pierwszych kursów zostało szeroko udokumentowane w literaturze (por. np. [Doman i Doman 2003; Doman 2009]). Podejrzewamy natomiast, że kurs franka szwajcarskiego mógł być istotny w okresie kryzysu finansowego ze względu na duże zadłużenie polskich gospodarstw domowych w tej walucie. Przed kryzysem konsumenci chętnie brali kredyty hipoteczne denominowane we franku szwajcarskim ze względu na ich konkurencyjność w stosunku do kredytów w złotych. W momencie aprecjacji franka sytuacja się zmieniła i w pewnym momencie konsumenci zorientowali się, że wielkość ich długu przewyższa wartość nieruchomości, która go zabezpiecza. Podobna sytuacja miała miejsce na Węgrzech. W związku z przeprowadzonymi reformami na Węgrzech (przewalutowanie większości pożyczek i zakaz udzielania nowych w walucie innej niż krajowa) znaczenie kursu franka dla gospodarki węgierskiej znacznie spadło (por. [Kliber i Płuciennik 2016]). Drugim argumentem za uwzględnieniem w badaniu franka jest specyficzny status tej waluty, jako tzw. waluty *safe haven*, w związku z czym oczekujemy, że interakcje między spreadem sCDS a zmianami kursu złotego do franka mogą mieć odmienny charakter od pozostałych oddziaływań. W naszym badaniu kurs walutowy jest wyrażony jako cena innej waluty w złotym, a zatem wzrost kursu będzie wyrażał deprecjację waluty krajowej (rysunek 7.11). Biorąc to pod uwagę, stwierdzamy, że zależności między spreadem sCDS i kursem CHF/PLN mogą być dwojakie:



Rysunek 7.11. Dynamika kursu złotego w stosunku do euro, dolara amerykańskiego i franka szwajcarskiego (2009–2013)

- Jeśli inwestorzy postrzegali franka jako walutę *safe haven*, to w momencie wzrostu niepokoju na rynku wyrażającego się wzrostem cen kontraktów powinni inwestować swoje oszczędności we franku. W momencie zwiększonego popytu na franka, jego cena powinna rosnać, a relatywnie – cena złotego spadać – i obserwowana korelacja powinna być dodatnia.
- Jeśli weźmiemy pod uwagę, że wzrost ceny franka spowodował duży wzrost wartości kredytów walutowych, co z kolei przekłada się na wzrost ryzyka, że klienci nie spłacą lub opóźnią spłatę swoich zobowiązań wobec banków, to powinniśmy obserwować jednoczesny wzrost kursu (deprecjacja waluty krajowej) oraz spreadu sCDS.

W obu przypadkach obserwowana korelacja powinna być dodatnia. Stawiamy zatem hipotezę, że *zmiany cen kontraktów sCDS będą dodatnio skorelowane ze zmianami kursu walutowego*. Podejrzewamy również, że w momentach zwrotnych kryzysu, np. takich, jak pojawienie się problemów w krajach śródziemnomorskich (które mogły mieć wpływ na stabilność euro), początek aprecjacji franka (październik 2011 – Szwajcarski Bank Narodowy ogłosił, że nie będzie dłużej tolerował wielkości kursu EUR/CHF poniżej minimalnej ceny 1,20 CHF za euro oraz podjęcie działania mające na celu przeciwdziałanie zawyżaniu kursu franka) powinien następować wzrost nerwowości na obu rynkach, przejawiający się wzrostem korelacji oraz prawdopodobieństwa przeniesienia zdarzeń ekstremalnych.

7.3.1. Kurs złotego w latach 2009–2013

Zgodnie z *Raportem o stabilności systemu finansowego* [NBP 2010b] **rok 2009** był okresem dużych zmian na kasowym rynku złotego, a kurs naszej waluty kształtował się pod wpływem awersji do ryzyka związanej z kryzysem finansowym, oraz związanym z tym spadkiem zainteresowania podmiotów zagranicznych inwestycjami na rynkach wschodzących. Wspomniany wcześniej kryzys zaufania na rynku międzybankowym oraz operacje spekulacyjne mające na celu osłabienie złotego przyczyniły się do deprecjacji naszej waluty (od 1 stycznia 2009 do 17 lutego złoty osłabił się o 19% względem euro – por. rysunek 7.11). Natomiast stopniowy spadek awersji do ryzyka na światowym rynku finansowym oraz względnie dobra sytuacja makroekonomiczna Polski przyczyniły się do odwrócenia tej tendencji już w drugiej połowie lutego. Od II kwartału zagraniczne instytucje finansowe wykazywały rosnące zainteresowanie inwestycjami w papiery wartościowe nominowane w złotych. Główną parą na rynku złotego była EUR/PLN – jej udział w obrotach na krajowym rynku międzybankowym sięgał 90%, a na londyńskim – 70% [NBP 2009b]. W całym badanym okresie rynek złotego pozostawał największym rynkiem walut krajów środkowoeuropejskich.

Według ekspertów z NBP, skala deprecjacji złotego w pierwszych dwóch miesiącach 2009 roku może być wytłumaczona jedynie poprzez operacje spekulacyjne,

gdyż ani sytuacja makroekonomiczna, ani wartości przepływów w sektorze realnym nie pozwalają na wyjaśnienie wspomnianej tendencji. Rynek złotego był najbardziej płynnym rynkiem walutowym w krajach Europy Środkowej, co sprzyjało częstemu otwieraniu i zamykaniu długich i krótkich pozycji, zwiększając skalę deprecjacji złotego. Czynnikiem lokalnym, który mógł niekorzystnie oddziaływać na kurs złotego były problemy niektórych przedsiębiorstw niefinansowych, związane z rozliczaniem umów opcyjnych z bankami. W dniu 18 lutego 2009 Bank Gospodarki Krajowej, na zlecenie Ministerstwa Finansów, dokonał sprzedaży euro (wymiana części środków pochodzących z funduszy UE), co przyczyniło się do odwrócenia tendencji deprecjacyjnej. Innym czynnikiem, który mógł pomóc w zahamowaniu deprecjacji, mogły być oświadczenia banków inwestycyjnych o zamykaniu krótkich pozycji w złotym. Dodatkowo sytuacja na globalnych rynkach finansowych ulegała stopniowej stabilizacji. Sytuacja Polski wyróżniała się na tle innych gospodarek europejskich, stąd inwestorzy zaczęli wykazywać zainteresowanie polskimi papierami dłużnymi. Ponieważ stopy procentowe w krajach rozwiniętych spadały, zagraniczne niebankowe instytucje finansowe poszukiwały wyższych stóp zwrotu, aby osiągnąć wcześniej założone wyniki finansowe [NBP 2010b]. W rezultacie zaangażowanie nierezydentów na krajowym rynku obligacji wzrosło w okresie od kwietnia do grudnia 2009 o 40%. Do umocnienia złotego niewątpliwie przyczyniały się pozytywne prognozy makroekonomiczne oraz uzyskanie przez Polskę w maju 2009 dostępu do elastycznej linii kredytowej Międzynarodowego Funduszu Walutowego.

W **2010 roku** kurs złotego był stabilny. Wynikało to z dalszej stabilnej sytuacji makroekonomicznej. Na rynkach rozwiniętych nadal utrzymywały się niskie stopy procentowe, a inwestorzy zagraniczni poszukiwali możliwości ulokowania wolnych środków na rynkach finansowych krajów o solidnych fundamentach i szybkim tempie wzrostu gospodarczego [NBP 2011b]. Kurs złotego kształtował się pod wpływem wydarzeń na światowych rynkach finansowych i skłonności inwestorów zagranicznych do podejmowania ryzyka. Aktywności inwestorów zagranicznych sprzyjała ekspansywna polityka pieniężna Banku Rezerwy Federalnej oraz Banku Anglii i wydłużenie maksymalnego terminu pożyczek *repo* udzielanych bankom przez Europejski Bank Centralny. 9 kwietnia 2010 NBP dokonał interwencji na rynku złotego, skupując pewną ilość walut obcych [NBP 2011b]. 27 kwietnia rating Grecji został obniżony do BB+ (czyli poniżej poziomu inwestycyjnego), co spowodowało silny wzrost awersji do ryzyka na światowych rynkach finansowych. W związku z tym w ciągu kilku dni nastąpiła nagła deprecjacja złotego (o ok. 7% względem euro i 10% względem dolara amerykańskiego) – przy czym inne waluty regionu odnotowały słabsze spadki. Od lipca 2010, po uzyskaniu przez Grecję pomocy finansowej, złoty zaczął się umacniać. Trend ten został załamany w listopadzie 2010, po informacji o problemach finansów publicznych w Irlandii [NBP 2011b] – por. rysunek 7.11.

W **2011 roku** następował dalszy wzrost obrotów na rynku złotego. Zdecydowaną większość transakcji (ponad 80%) zawierali między sobą nierezydenci [NBP

2012b], a główną parą walutową pozostawała para EUR/PLN. Napływ inwestorów związany był, tak jak w latach poprzednich, ze stabilną sytuacją makroekonomiczną Polski oraz atrakcyjnym oprocentowaniem polskich obligacji skarbowych. Kurs złotego nadal kształtował się pod wpływem sytuacji na światowych rynkach finansowych, a w niewielkim stopniu odzwierciedlał przepływy z tytułu wymiany handlowej czy inwestycji nierezydentów na krajowym rynku kapitałowym [NBP 2012b]. W pierwszej połowie 2011 kurs był zatem stabilny, natomiast w drugiej, w związku ze wzrostem globalnej awersji do ryzyka (sierpień 2011), część inwestorów przeniosła kapitał na rynki tzw. *safe haven*. Spowodowało to silną deprecjację złotego (por. rysunek 7.13), która uległa zahamowaniu dopiero w grudniu 2011, w wyniku stabilizujących działań EBC. Wzrost awersji do ryzyka związany był z przedłużającym się kryzysem decyzyjnym dotyczącym podniesienia ustawowego limitu zadłużenia USA oraz z obniżeniem oceny wiarygodności kredytowej tego kraju przez agencję S&P. Nastroje inwestorów potęgowały obawy o wypłacalność niektórych krajów strefy euro. W związku z tym część inwestorów wolała ulokować swoje środki w krajach mniej związanych ekonomicznie ze strefą euro. W związku z aprecjacją złotego Ministerstwo Finansów zdecydowało się na kolejne interwencje walutowe, za pośrednictwem BGK i NBP (pojawiało się ryzyko przekroczenia przez dług publiczny proggu 55% PKB). 22 i 30 września, 3 października, 23 listopada oraz 29 grudnia NBP dokonał sprzedaży walut obcych za złote, natomiast BGK prowadził wymianę walut obcych (pochodzących z funduszy unijnych) na rynku kasowym [NBP 2012b].

W **2012 roku** kurs złotego ustabilizował się – wyjątek stanowiły przejściowe wahania w pierwszej połowie roku. Wielkość obrotów nieco spadła w porównaniu z 2011 rokiem. W opracowaniach NBP podkreśla się, że kurs złotego postrzegany był przez inwestorów jako dobrze odzwierciedlający trendy na rynkach wschodzących. W 2012 roku kurs złotego nadal kształtował się więc pod wpływem wydarzeń na światowych rynkach finansowych oraz nastrojów inwestorów [NBP 2013b, 2014b]. Na początku 2012 roku złoty aprecjonował względem euro i dolara, ale już w maju, w wyniku kryzysu politycznego w Grecji, nastąpiła jego deprecjacja. W drugiej połowie 2012 roku nastroje inwestorów znacznie się poprawiły, a złoty z powrotem zaczął się umacniać i jego kurs pozostał stabilny do końca roku.

W **2013 roku** kurs złotego był stabilny. Jego płynność determinowana była nadal głównie przez sytuację na światowych rynkach finansowych. Na skutek obniżek stóp procentowych przez NBP (styczeń, luty, marzec, maj, czerwiec i lipiec 2013) atrakcyjność inwestycji w polskie papiery dłużne dla inwestorów zagranicznych zmalała. Aktywność nierezydentów ograniczały też oczekiwania co do ograniczenia przez Rezerwę Federalną skali programów zasilania w płynność. Związany z tymi oczekiwaniami odpływ kapitału z rynków wschodzących na rozwinięte przyczynił się do deprecjacji złotego w maju i czerwcu 2013 [NBP 2014c].

7.3.2. Powiązania zmian cen kontraktów sCDS ze zmianami kursu złotego do euro, dolara amerykańskiego i franka

Badanie miało następujący przebieg. Na wstępie szacowano jednowymiarowe modele typu GARCH dla każdej z walut (modelowano logarytmiczne stopy zwrotu kursów walutowych i zmiany cen kontraktów sCDS). Okazało się, że aby wyjaśnić skoki w danych i dobrze dopasować rozkład, najlepiej jest uzależnić zmiany warunkowej średniej od zmian kursu USD/EUR z poprzedniego okresu. Uwzględnienie tego czynnika powodowałoby jednak usunięcie części jego wpływów z modelu zmienności. Dlatego zdecydowano się na przeprowadzenie badania dwójakiego typu:

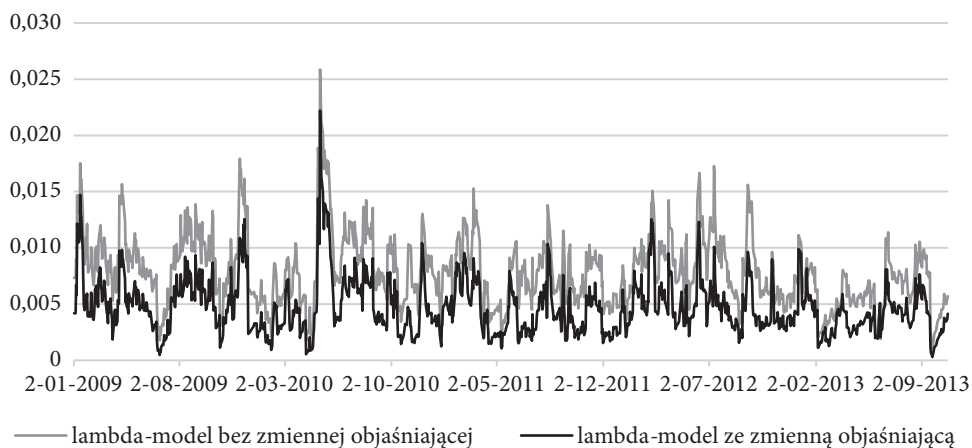
1. W pierwszej części szacowano model, w którym skoki w walucie oraz skoki w cenach kontraktu sCDS wyjaśniano zmianą kursu USD/EUR (ściślej – do równania warunkowej średniej wprowadzono logarytmiczną stopę zwrotu USD/EUR z poprzedniego okresu). Uzyskiwano zatem model, w którym wpływ zmienności głównej pary walut w regionie zostawał już częściowo usunięty. Uzyskane korelacje i zależności ogonowe były interpretowane jako zależności między tą częścią dynamiki złotego, która wynika z uwarunkowań wewnętrznych oraz tą częścią dynamiki cen kontraktów sCDS, która jest niezależna od dynamiki kursowej.
2. Dla porównania, dla każdej pary oszacowano też model copula-DCC, w którym jednowymiarowe zmienności nie były uzależnione od dynamiki USD/EUR. Uzyskane korelacje i zależności ogonowe były interpretowane jako zależności między tą częścią dynamiki złotego, która wynika głównie z uwarunkowań zewnętrznych, uwzględniających zależności między kluczową parą walut w regionie.

Zauważamy, że tak uzyskane korelacje oraz zależności ogonowe były dużo silniejsze (por. rysunki 7.12–7.22). Możemy zatem wywnioskować, że większa część powiązań między rynkiem kontraktów sCDS oraz rynkiem walutowym jest pochodną dynamiki kursu USD/EUR.

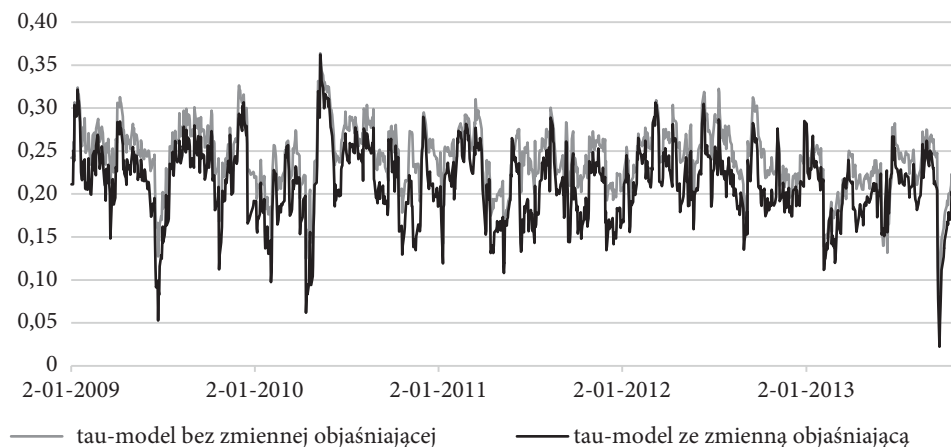
7.3.2.1. Zależności między zmianami cen kontraktów sCDS a zmianami kursu EUR/PLN

Pierwszym oszacowanym modelem był model powiązań między kursem EUR/PLN a cenami kontraktów sCDS. Oszacowania przedstawione zostały w tabeli 7.10 (model ze zmienną objaśniającą i bez niej). Na rysunku 7.12 przedstawiono zależności ogonowe uzyskane w modelu. Były one najsilniejsze ze wszystkich uwzględnianych w badaniu walut (por. rysunek 7.16 i 7.18). Obserwowane skoki (rysunek 7.12) przypadają głównie na kluczowe momenty kryzysu greckiego (największy skok dla modelu bez zmiennej objaśniającej przypada na 21.05.2010).

O ile korelacja wyrażona współczynnikiem τ Kendalla (rysunek 7.13) dla modelu **bez zmiennej** objaśniającej kształtowała się na poziomie 0,2–0,3, a więc siła



Rysunek 7.12. Zależności ogonowe między kursem EUR/PLN oraz ceną kontraktów sCDS – model z kursem USD/EUR jako zmienną objaśniającą (linia czarna, prawa oś) oraz bez zmiennej objaśniającej (linia szara, lewa oś)



Rysunek 7.13. Tau Kendalla dla zależności między kursem EUR/PLN oraz ceną kontraktów sCDS – model z kursem USD/EUR jako zmienną objaśniającą (linia czarna, prawa oś) oraz bez zmiennej objaśniającej (linia szara, lewa oś)

zależności była zbliżona do zależności sCDS–GPW, to zależności **ogonowe** należy uznać za **niewielkie**. Oznacza to, że powiązania cen kontraktów z kursem EUR/PLN są stabilne, a wydarzenia międzynarodowe wpływają na wzrost prawdopodobieństwa transmisji zdarzeń ekstremalnych, ale prawdopodobieństwo to jest małe i wahało się w badanym okresie w przedziale od 0,5% do 2,5%.

Sytuacja zmienia się nieco, gdy **wyeliminujemy** z analizy wpływ kursu USD/EUR (który – zgodnie z przewidywaniami – wpływa na zmiany cen kontraktów

Tabela 7.10. Oszacowanie parametrów modelu DCC-copula-MGARCH dla zmian cen kontraktów sCDS oraz zmian kursu EUR/PLN– model z kursem USD/EUR jako zmienną objaśniającą oraz bez zmiennej objaśniającej

Model	Parametr	Oszacowanie	Błąd	Stat. <i>t</i> Stud.	<i>p</i> -wartość
	Model ZE zmienną objaśniającą				
Model dla sCDS (rozkład Studenta, $\nu=4$)	μ	-0,1322	0,0588	-2,2489	0,0245
	AR(1)	0,0859	0,0290	2,9648	0,0030
	$d\ln\text{USD/EUR}(-1)$	-0,7197	0,1477	-4,8725	0,0000
	ω	0,1213	0,0631	1,9237	0,0544
	ARCH(α)	0,1821	0,0256	7,1265	0,0000
Model dla EUR/PLN (rozkład skośny Studenta)	μ	-0,0048	0,0144	-0,3294	0,7418
	AR(1)	-0,0245	0,0308	-0,7970	0,4254
	$d\ln\text{USD/EUR}(-1)$	-0,2707	0,0276	-9,7919	0,0000
	ω	0,0065	0,0032	2,0069	0,0448
	ARCH(α)	0,0827	0,0203	4,0784	0,0000
	GARCH(β)	0,9007	0,0231	39,0401	0,0000
	κ (skośność)	1,0398	0,0367	28,3219	0,0000
ν (st. swobody)	7,0422	1,2352	5,7014	0,0000	
Model DCC, rozkład Studenta	DCC: a_1	0,0342	0,0146	2,3453	0,0190
	DCC: b_1	0,8506	0,0506	16,8098	0,0000
	DCC: ν	19,4274	9,8411	1,9741	0,0484
Model BEZ zmiennej objaśniającej					
Model dla sCDS (rozkład Studenta, $\nu=4$)	μ	-0,1589	0,0559	-2,8435	0,0045
	AR(1)	0,1038	0,0288	3,6026	0,0003
	ω	0,0863	0,0551	1,5658	0,1174
	ARCH(α)	0,1812	0,0268	6,7711	0,0000
Model dla EUR/PLN (rozkład skośny Studenta)	μ	-0,0035	0,0148	-0,2351	0,8141
	AR(1)	-0,0329	0,0294	-1,1178	0,2637
	ω	0,0061	0,0030	2,0097	0,0445
	ARCH(α)	0,0836	0,0212	3,9353	0,0001
	GARCH(β)	0,9032	0,0221	40,8919	0,0000
	κ (skośność)	1,1154	0,0466	23,9438	0,0000
ν (st. swobody)	7,1189	1,2608	5,6464	0,0000	
Model DCC, rozkład Studenta	DCC: a_1	0,0275	0,0132	2,0839	0,0372
	DCC: b_1	0,8767	0,0567	15,4729	0,0000
	DCC: ν	18,5309	9,4161	1,9680	0,0491

Uwaga: Obliczenia wykonano w programie R z wykorzystaniem pakietów: copula, rugarch, rmgarch. W przypadku kursu walutowego modelowano logarytmiczne stopy zwrotu, w przypadku kontraktu – zmiany cen. Oba modele wyjaśniały zależności liniowe i kwadratowe. Hipoteza o zgodności rozkładu z założonym rozkładem została odrzucona dla modeli jednowymiarowych bez zmiennej objaśniającej.

Tabela 7.11. Oszacowanie parametrów modelu DCC-copula-MGARCH dla zmian cen kontraktów sCDS oraz zmian kursu CHF/PLN – model z kursem USD/EUR jako zmienną objaśniającą oraz bez zmiennej objaśniającej

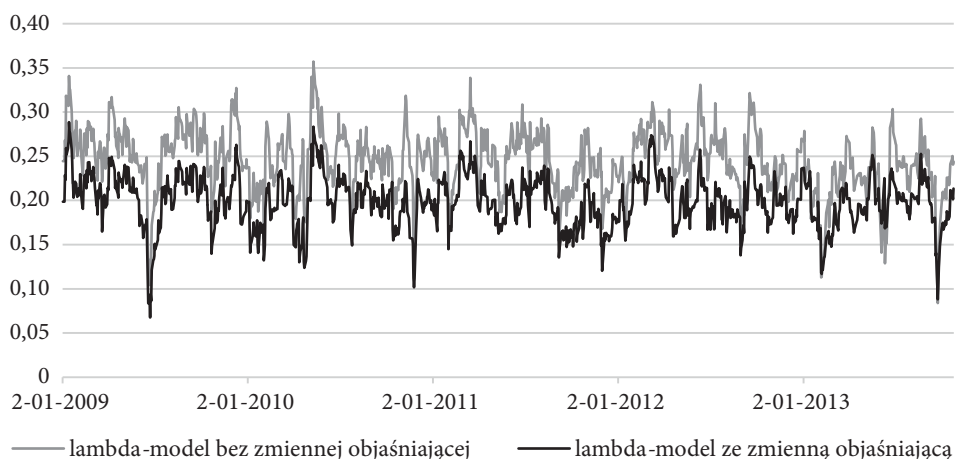
Model	Parametr	Oszacowanie	Błąd	Stat. <i>t</i> Stud.	<i>p</i> -wartość
	Model ZE zmienną objaśniającą				
Model dla sCDS (rozkład Studenta, $\nu = 4$)	μ	-0,1322	0,0588	-2,2489	0,0245
	AR(1)	0,0859	0,0290	2,9648	0,0030
	dlnEURUSD (-1)	-0,7197	0,1477	-4,8724	0,0000
	ω	0,1213	0,0631	1,9237	0,0544
	ARCH(α)	0,1821	0,0256	7,1265	0,0000
Model dla CHF/PLN (rozkład skośny Studenta)	μ	-0,0054	0,0174	-0,3126	0,7546
	AR(1)	-0,0679	0,0302	-2,2482	0,0246
	dlnUSD/EUR(-1)	-0,4814	0,0397	-12,1339	0,0000
	ω	0,0094	0,0038	2,4692	0,0135
	ARCH(α)	0,0909	0,0206	4,4182	0,0000
	GARCH(β)	0,8976	0,0196	45,8245	0,0000
	κ (skośność)	0,9934	0,0397	25,0345	0,0000
ν (st. swobody)	6,2659	0,9627	6,5084	0,0000	
Model DCC, rozkład normalny	DCC: a_1	0,0238	0,0137	1,7403	0,0818
	DCC: b_1	0,8636	0,0499	17,3197	0,0000
Model BEZ zmiennej objaśniającej					
Model dla sCDS (rozkład Studenta, $\nu = 4$)	μ	-0,1589	0,0559	-2,8429	0,0045
	AR(1)	0,1038	0,0288	3,6043	0,0003
	ω	0,0863	0,0551	1,5658	0,1174
	ARCH(α)	0,1812	0,0268	6,7719	0,0000
Model dla CHF/PLN (rozkład skośny Studenta)	μ	-0,0050	0,0189	-0,2632	0,7924
	AR(1)	-0,0779	0,0312	-2,4980	0,0125
	ω	0,0089	0,0041	2,1518	0,0314
	ARCH(α)	0,0941	0,0201	4,6891	0,0000
	GARCH(β)	0,8974	0,0186	48,3457	0,0000
	κ (skośność)	1,0941	0,0480	22,8129	0,0000
ν (st. swobody)	6,8922	1,1311	6,0934	0,0000	
Model DCC, rozkład Studenta	DCC: a_1	0,0322	0,0150	2,1440	0,0320
	DCC: b_1	0,8406	0,0782	10,7507	0,0000
	DCC: ν	-	-	-	-

Uwaga: Obliczenia wykonano w programie R z wykorzystaniem pakietów: copula, rugarch, rmgarch. W przypadku kursu walutowego modelowano logarytmiczne stopy zwrotu, w przypadku kontraktu – zmiany cen. Oba modele wyjaśniały zależności liniowe i kwadratowe. Hipoteza o zgodności rozkładu z założonym rozkładem została odrzucona dla modeli jednowymiarowych bez zmiennej objaśniającej.

oraz kursów, ale nie na ich zmienność), czyli dodamy do modelu zmienną objaśniającą. Zarówno **powiązania** między rynkami, mierzone współczynnikiem τ , jak i prawdopodobieństwo przeniesienia zdarzeń ekstremalnych nieco **maleją**, przy czym spadek jest bardziej widoczny w przypadku parametru λ . Oznaczać to może, że ceny kontraktów sCDS i kurs EUR/PLN są powiązane nie bezpośrednio, a głównie przez dynamikę USD/EUR. Argumentem na poparcie tego stwierdzenia jest też fakt **znaczej poprawy dopasowania rozkładu** w modelach jednowymiarowych po wprowadzeniu dodatkowej zmiennej objaśniającej. Problemy z dopasowaniem modelu wynikają zwykle z dużych skoków w danych i jednym ze sposobów poprawy dopasowania jest wprowadzenie dodatkowej zmiennej zero-jedynkowej, która wychwytuje skoki. W tym przypadku okazuje się, że skoki bardzo dobrze objaśnia dynamika kursu USD/EUR. Po wprowadzeniu do modelu tej zmiennej hipoteza zerowa testu Pearsona nie została odrzucona w przypadku żadnego z modeli.

7.3.2.2. Zależności między zmianami cen kontraktu a zmianami kursu CHF/PLN

W kolejnym kroku badaliśmy powiązania cen kontraktów sCDS ze zmianami innej waluty europejskiej – franka szwajcarskiego. Wnioski z przeprowadzonego badania są podobne, jak w przypadku pary sCDS-EUR/PLN. Powiązania uzyskane z modelu **bez dodatkowej zmiennej objaśniającej** są stosunkowo silne – τ Kendalla oscyluje między 0,2 a 0,3. Ponieważ we wcześniej oszacowanym modelu kopuła z rozkładem Studenta liczba stopni swobody przekraczała 20, oszacowano model



Rysunek 7.14. Tau Kendalla dla zależności między kursem CHF/PLN oraz ceną kontraktów sCDS – model z kursem USD/EUR jako zmienną objaśniającą (linia czarna) oraz bez zmiennej objaśniającej (linia szara)

z wielowymiarowym rozkładem normalnym. Prawdopodobieństwo przeniesienia zdarzeń ekstremalnych między rynkami w modelu z rozkładem normalnym wynosi 0, w związku z tym nie prezentujemy jego dynamiki.

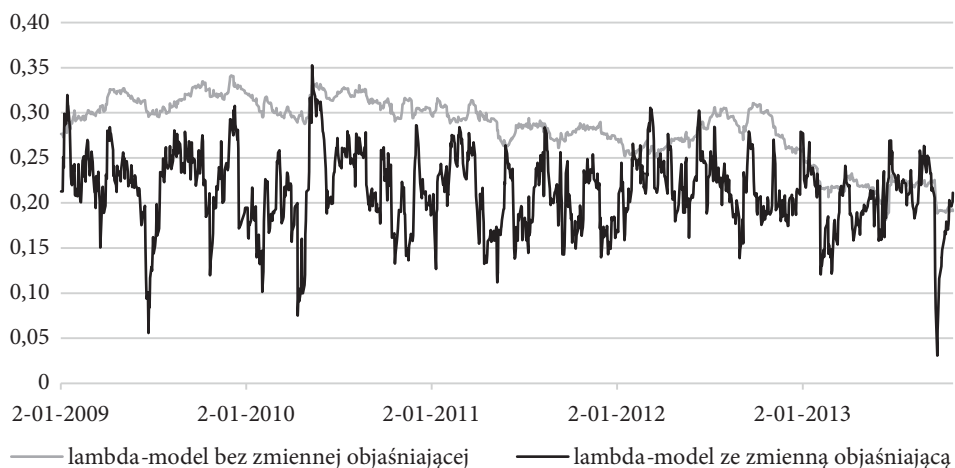
Usunięcie z modelu czynnika USD/EUR (czyli dodanie zmiennej objaśniającej) powoduje spadek zależności. Tau Kendalla spada bardziej niż w poprzednim przypadku – wartości miernika kształtują się na poziomie ok. 0,2 z wahaniami w górę i w dół. W oszacowanym pierwotnie modelu (kopula M-GARCH) liczba stopni swobody była bliska 50, w związku z czym uznano, że lepszym modelem będzie ten z rozkładem normalnym. Dodatkowo, o ile w przypadku modelu bez zmiennej objaśniającej test Pearsona odrzucił zgodność rozkładu z założonym w przypadku zarówno modelu dla sCDS, jak i dla CHF/PLN, to po dodaniu dodatkowej zmiennej objaśniającej nie było podstaw do odrzucenia hipotezy o zgodności rozkładów. Wnioskujemy zatem, że skoki w obu szeregach można wyjaśnić skokowymi zmianami kursu USD/EUR. Prowadzi to do dalszej konkluzji, że ceny kontraktów sCDS i kursu złotego do franka są silnie uzależnione od dynamiki kursu USD/EUR. „Czyste” zależności między cenami kontraktów sCDS oraz kursem CHF/PLN kształtują się na niższym poziomie, a prawdopodobieństwo przeniesienia zdarzeń ekstremalnych między rynkami jest pomijalne (inaczej niż w przypadku pary sCDS-EUR/PLN).

7.3.2.3. Zależności między zmianami cen kontraktu a zmianami kursu USD/PLN

Jeszcze ciekawsze wnioski możemy wysnuć, badając zależności między ceną kontraktów sCDS a kursem USD/PLN. Tak jak w poprzednich przypadkach, zależności z modelu bez zmiennej objaśniającej są dużo silniejsze niż wtedy, gdy wyeliminujemy z modelu wpływ dynamiki USD/EUR. Tau Kendalla w pierwszym przypadku przyjmuje wartości przekraczające 0,34 w pierwszym okresie. Następnie następuje spadek zależności do poziomu 0,25 w marcu 2012. Do października 2012 obserwujemy ponowny wzrost i drastyczny (relatywnie) spadek do czerwca 2013. Natomiast jeśli z modelu wyeliminujemy wpływ USD/EUR, okazuje się, że współczynnik korelacji nieliniowej oscyluje wokół poziomu 0,21 w całym badanym okresie.

Oszacowania obu modeli przedstawiamy w tabeli 7.12. Zauważamy, że model bez zmiennej objaśniającej był dopasowany gorzej niż model ze zmienną objaśniającą. Parametr α w równaniu dynamicznej korelacji warunkowej został oszacowany na wyższym niż standardowo przyjmowanym poziomie istotności (p -wartość wyniosła 0,11), co oznacza, że korelacja między badanymi wielkościami jest determinowana przez wahania kursu USD/EUR. Znalazło to odzwierciedlenie w dynamice powiązań – τ Kendalla (rysunek 7.19) wykazywało dużo większą wahlliwość i przyjmowało mniejsze wartości w przypadku modelu ze zmienną objaśnianą.

Uzyskane wyniki nie powinny być zaskoczeniem, jeśli weźmiemy pod uwagę fakt, że w badanym okresie to udział pary EUR/PLN był największy w całkowitych obro-



Rysunek 7.15. Tau Kendalla dla zależności między kursem USD/PLN oraz ceną kontraktów sCDS – model bez zmiennej objaśniającej (linia czarna) i ze zmienną objaśniającą (linia szara)

tach. W latach 2009–2010 jej udział na krajowym rynku międzybankowym wynosił powyżej 90%, a na międzynarodowym (70–80%). Struktura udziałów w rynku zagranicznym zmieniła się w 2011 roku: udział pary EUR/PLN spadł do 60%, a USD/PLN wzrósł do 40%. Mogło to wynikać z tego, że na rynku złotego nasiliła się aktywność inwestorów spoza UE pozyskujących środki w USD [NBP 2011b]. Jednak już w 2012 roku sytuacja powróciła do „normy” – udział pary EUR/PLN w obrotach wyniósł ponad 2/3, a pary USD/PLN spadł do poziomu około 30%. W 2013 roku udział pary EUR/PLN w obrotach zagranicznych wyniósł 70%, natomiast pary USD/PLN – około 25%.

Mimo wysokiej zmienności kursu złotego, udział euro w koszyku o minimalnej wariancji dziennych stóp zwrotu przez prawie cały 2009, 2010, 2011, 2012 i 2013 rok wynosił 100% [NBP 2010b-2013b, 2014c]. Na rynku klientowskim większość transakcji również dotyczyła wymiany EUR/PLN (60–70%), natomiast drugą najważniejszą parą walutową była para USD/PLN (25–30% obrotów). Para USD/PLN dominowała na krajowym międzybankowym rynku *fx swap*. Natomiast dealerzy bankowi traktowali kurs USD/PLN (i pozostałe) jako kurs wynikowy, zależny od kursów EUR/PLN i USD/EUR.

Podsumowując wyniki uzyskane w prezentowanym badaniu, ceny kontraktów sCDS oraz kurs złotego do dowolnej z walut: euro, dolar amerykański czy frank szwajcarski są powiązane przede wszystkim poprzez dynamikę kursu USD/EUR. Powiązanie to występuje w poziomach (nie w zmiennościach). Siła powiązań walut z cenami kontraktu jest podobna i kształtuje się na poziomie 0,2–0,3 (wg τ Kendalla). Powiązania w ogonach są niewielkie (istotne okazały się jedynie w przypadku

Tabela 7.12. Oszacowanie parametrów modelu DCC-copula-MGARCH dla zmian cen kontraktów sCDS oraz zmian kursu USD/PLN – model z kursem USD/EUR jako zmienną objaśniającą oraz bez zmiennej objaśniającej

Model	Parametr	Oszacowanie	Błąd	Stat. <i>t</i> Stud.	<i>p</i> -wartość
	Model ZE zmienną objaśniającą				
Model dla sCDS (rozkład Studenta, $\nu = 4$)	μ	-0,1322	0,0588	-2,2489	0,0245
	AR(1)	0,0859	0,0290	2,9648	0,0030
	$d\ln\text{USDEUR} (-1)$	-0,7197	0,1477	-4,8724	0,0000
	ω	0,1213	0,0631	1,9237	0,0544
	ARCH(α)	0,1821	0,0256	7,1265	0,0000
Model dla USD/PLN (rozkład Studenta)	μ	-0,0048	0,0154	-0,3089	0,7574
	AR(1)	-0,0245	0,0237	-1,0361	0,3002
	$d\ln\text{USD/EUR} (-1)$	-1,2707	0,0279	-45,5334	0,0000
	ω	0,0065	0,0031	2,0986	0,0359
	ARCH(α)	0,0827	0,0191	4,3218	0,0000
	GARCH(β)	0,9007	0,0217	41,5147	0,0000
	κ (skośność)	1,0398	0,0386	26,9711	0,0000
ν (st. swobody)	7,0423	1,2330	5,7113	0,0000	
Model DCC, rozkład normalny	DCC: a_1	0,0324	0,0151	2,1508	0,0315
	DCC: b_1	0,8558	0,0499	17,1659	0,0000
Model BEZ zmiennej objaśniającej					
Model dla sCDS (rozkład Studenta, $\nu = 4$)	μ	-0,1589	0,0559	-2,8429	0,0045
	AR(1)	0,1038	0,0287	3,6213	0,0003
	ω	0,0863	0,0551	1,5662	0,1173
	ARCH(α)	0,1812	0,0268	6,7732	0,0000
Model dla USD/PLN (rozkład skośny Studenta)	μ	-0,0069	0,0254	-0,2707	0,7866
	AR(1)	-0,0663	0,0289	-2,2971	0,0216
	ω	0,0100	0,0077	1,2874	0,1980
	ARCH(α)	0,0501	0,0158	3,1668	0,0015
	GARCH(β)	0,9417	0,0189	49,7302	0,0000
	κ (skośność)	1,1806	0,0444	26,5841	0,0000
ν (st. swobody)	7,9079	1,5892	4,9760	0,0000	
Model DCC, rozkład normalny	DCC: a_1	0,0058	0,0036	1,5961	0,1105
	DCC: b_1	0,9909	0,0049	204,2813	0,0000

Uwaga: Obliczenia wykonano w programie R z wykorzystaniem pakietów: *copula*, *rugarch*, *rmgarch*. W przypadku kursu walutowego modelowano logarytmiczne stopy zwrotu, w przypadku kontraktu – zmiany cen. Oba modele wyjaśniały zależności liniowe i kwadratowe. Hipoteza o zgodności rozkładu z założonym rozkładem została odrzucona dla modeli jednowymiarowych bez zmiennej objaśniającej.

pary sCDS – EUR/PLN), a zatem nie należy oczekiwać, że kurs walutowy w tym przypadku jest kanałem przenoszenia kryzysu (lub że kwotowania sCDS stanowią zagrożenie dla stabilności kursu). Dodatkowo, gdy pominiemy w badaniu zależność dynamikę USD/EUR, powiązania mierzone współczynnikiem Kendalla maleją (największy spadek zależności odnotowaliśmy w przypadku pary sCDS – USD/PLN). Skoro jednak w badanym okresie dynamika kursu USD/EUR miała największy wpływ na kształtowanie się cen kontraktów sCDS, to możemy powtórzyć wnioski sformułowane w poprzednim rozdziale, że w okresie kryzysu to **czynniki zewnętrzne** w większym stopniu determinowały sposób postrzegania ryzyka przez inwestorów z dnia na dzień (który później przekładał się na dynamikę cen kontraktów sCDS), a nie czynniki wewnętrzne, właściwe dla polskiej gospodarki. Stanowi to kolejny argument na poparcie tezy, że ceny kontraktów wyrażają szeroko pojmowane ryzyko kraju, a nie ryzyko suwerenne.

7.3.3. Efektywny kurs złotego

Dla porównania, przeprowadzone zostało również badanie zależności między efektywnym kursem złotego a ceną kontraktów sCDS. Kurs efektywny został wyznaczony na podstawie wag odpowiadających udziałom w handlu zagranicznym, publikowanych przez Bank Rozrachunków Międzynarodowych (Bank for International Settlements, BIS). Wykorzystane wagi prezentowane są w tabeli 7.13. Wzięliśmy pod uwagę tylko te wagi, których wartość przekraczała 1⁽³⁷⁾. W latach 2008–2010



Rysunek 7.16. Efektywny kurs złotego (2009–2013) na podstawie wag z tabeli 7.14

³⁷ Hoffman, Shim i Shin [2016] przeprowadzili badanie zależności między spreadem kontraktów sCDS na obligacje gospodarek wschodzących a aprecjacją ich kursu walutowego w stosunku do dolara, jak również kursu efektywnego, ważonego handlem. Wykazali, że zależności zachodzą dla kursu walutowego w stosunku do dolara amerykańskiego, ale nie zachodzą dla kursu efektywnego.

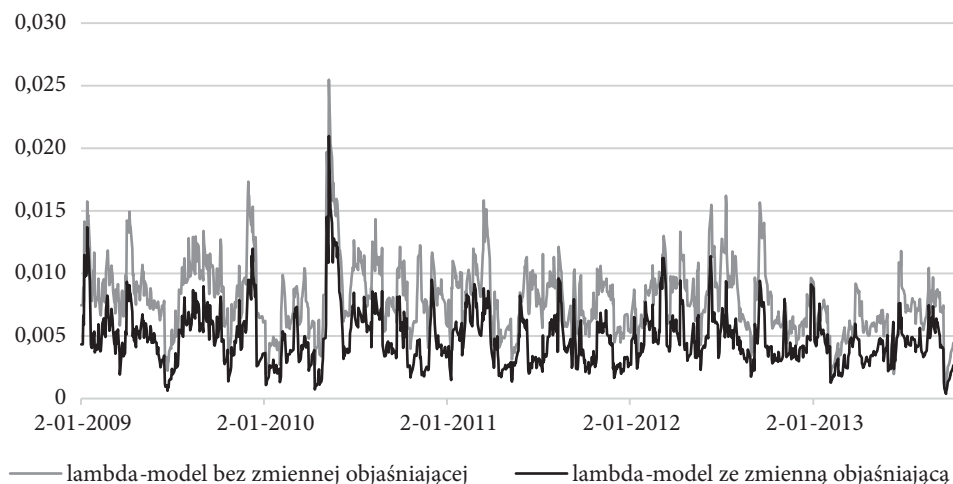
Tabela 7.13. Wagi procentowe przyjęte do skonstruowania efektywnego kursu złotego

Lata	Wagi procentowe													
	PLN/RMB	PLN/CZK	PLN/EUR	PLN/100 HUF	PLN/100 JPY	PLN/100 KRW	PLN/NOK	PLN/RON	PLN/RUB	PLN/SEK	PLN/CHF	PLN/TRY	PLN/GBP	PLN/USD
	Chiny	Czechy	strefa euro	Węgry	Japonia	Korea	Norwegia	Rumunia	Rosja	Szwecja	Szwajcaria	Turcja	Anglia	USA
2008–2010	9,8	3,9	53,7	2	2,3	2,5	1	1	2,2	2,5	1,8	1,5	4,8	3,8
2011–2013	10,6	4,1	51,4	1,9	2	2,1	1,2	1,2	2,6	2,5	1,9	1,7	4,8	4,1

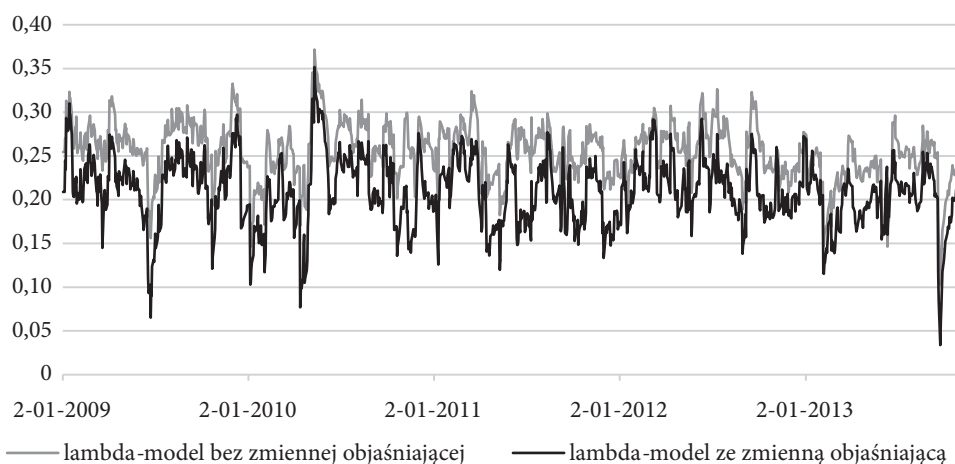
Źródło: BIS effective exchange rates – wagi odpowiadające udziałom w handlu zagranicznym.

oraz 2011–2013 największe znaczenie miał handel wewnątrz strefy euro. Na drugim miejscu w obu podokresach znajdowały się obroty w handlu z Chinami, następnie z Wielką Brytanią i USA oraz Czechami. Dynamikę efektywnego kursu złotego przedstawiamy na rysunku 7.20.

Współczynniki modelu zostały przedstawione w tabeli 7.15, natomiast na rysunkach 7.21 i 7.22 ilustrujemy odpowiednio: zależności ogonowe (λ) oraz siłę powiązań (τ).



Rysunek 7.17. Zależności ogonowe między efektywnym kursem złotego oraz ceną kontraktów sCDS – model z kursem USD/EUR jako zmienną objaśniającą (linia czarna) oraz bez zmiennej objaśniającej (linia szara)



Rysunek 7.18. Tau Kendalla dla zależności między efektywnym kursem złotego oraz ceną kontraktów sCDS – model z kursem USD/EUR jako zmienną objaśniającą (linia czarna) oraz bez zmiennej objaśniającej (linia szara)

Otrzymane wyniki są bardzo interesujące i odbiegają nieco od tych, otrzymanych dla pojedynczych kursów walutowych. Przede wszystkim, w przypadku kursu efektywnego model nieuwzględniający dodatkowej zmiennej objaśniającej był na tyle dobry, aby wyjaśnić nie tylko zależności liniowe i kwadratowe, ale także hipoteza o zgodności rozkładu innowacji z rozkładem założonym nie została odrzucona. Liczba stopni swobody w wielowymiarowym rozkładzie Studenta w przypadku obu modeli (ze zmienną objaśniającą i bez niej) była istotna, przy czym mniejsza w przypadku modelu bez zmiennej objaśniającej. Obserwujemy pewien spadek powiązań ogonowych i korelacyjnych między zmianami cen kontraktów i zmianami kursu efektywnego w momencie wyeliminowania wpływu dynamiki USD/EUR, przy czym spadek zależności korelacyjnych nie jest tak wyraźny, jak w przypadku pary sCDS – USD/PLN. Współczynnik τ Kendalla oscyluje w granicach 0,2 w modelu ze zmienną objaśniającą i 0,25 w modelu bez niej, a zależności ogonowe są względnie silne w obu przypadkach. Prawdopodobieństwo przeniesienia zdarzeń ekstremalnych między rynkami osiągnęło maksimum (powyżej 2,5%) w maju 2010. W tym okresie obserwujemy też maksimum zależności korelacyjnych (0,35).

Zależności między zmianami cen kontraktów a zmianami kursu efektywnego są zatem zbliżone do zależności między zmianami cen kontraktów i zmianami kursu EUR/PLN. Nie jest to wynik szczególnie zaskakujący, jeśli weźmiemy pod uwagę, że najwyższa waga w trakcie konstrukcji kursu efektywnego została przypisana właśnie tej parze walutowej.

Otrzymane wyniki możemy zinterpretować w następujący sposób. Ceny kontraktów sCDS i kursy walutowe są ze sobą powiązane poprzez dynamikę podstawowej pary USD/EUR. Powiązanie zmian cen kontraktów ze zmianami kursów waluto-

Tabela 7.14. Oszacowanie parametrów modelu DCC-copula-MGARCH dla zmian cen kontraktów sCDS oraz zmian efektywnego kursu złotego – model z kursem USD/EUR jako zmienną objaśniającą oraz bez zmiennej objaśniającej

Model	Parametr	Oszacowanie	Błąd	Stat. <i>t</i> Stud.	<i>p</i> -wartość
Model ZE zmienną objaśniającą					
Model dla sCDS (rozkład Studenta, $\nu = 4$)	μ	-0,1322	0,0588	-2,2489	0,0245
	AR(1)	0,0859	0,0290	2,9648	0,0030
	dlnEUR/USD (-1)	-0,7197	0,1477	-4,8725	0,0000
	ω	0,1213	0,0631	1,9237	0,0544
	ARCH(α)	0,1821	0,0256	7,1265	0,0000
Model dla kursu efektywnego (rozkład skośny Studenta)	μ	-0,0054	0,0145	-0,3702	0,7113
	dlnEUR/USD (-1)	-0,4016	0,0272	-14,7845	0,0000
	ω	0,0067	0,0030	2,2060	0,0274
	ARCH(α)	0,0767	0,0198	3,8720	0,0001
		0,9067	0,0218	41,6113	0,0000
	<i>k</i> (skośność)	1,0243	0,0362	28,2820	0,0000
	ν (kształt)	5,7589	0,9315	6,1826	0,0000
Model DCC, rozkład Studenta	DCC: a_1	0,0310	0,0138	2,2495	0,0245
	DCC: b_1	0,8479	0,0466	18,2029	0,0000
	DCC: ν	17,5564	8,9117	1,9700	0,0488
Model BEZ zmiennej objaśniającej					
Model dla sCDS (rozkład Studenta, $\nu = 4$)	μ	-0,1589	0,0559	-2,8433	0,0045
	AR(1)	0,1038	0,0288	3,6090	0,0003
	ω	0,0863	0,0551	1,5658	0,1174
	ARCH(α)	0,1812	0,0268	6,7713	0,0000
Model dla kursu efektywnego (rozkład skośny Studenta)	μ	-0,0030	0,0160	-0,1844	0,8537
	ω	0,0068	0,0036	1,9201	0,0548
	ARCH(α)	0,0756	0,0211	3,5812	0,0003
	GARCH(β)	0,9117	0,0226	40,2692	0,0000
	<i>k</i> (skośność)	1,1291	0,0419	26,9637	0,0000
	ν (kształt)	5,7192	0,9229	6,1973	0,0000
Model DCC, rozkład Studenta	DCC: a_1	0,0255	0,0132	1,9277	0,0539
	DCC: b_1	0,8676	0,0751	11,5531	0,0000
	DCC: ν	19,1296	8,8793	2,1544	0,0312

Uwaga: Obliczenia wykonano w programie R z wykorzystaniem pakietów: copula, rugarch, rmgarch. W przypadku kursu walutowego modelowano logarytmiczne stopy zwrotu, w przypadku kontraktu – zmiany cen. Oba modele wyjaśniały zależności liniowe i kwadratowe. Hipoteza o zgodności rozkładu z założonym została odrzucona w przypadku modelu jednowymiarowego dla zmian cen sCDS bez zmiennej objaśniającej.

wych, badane współczynnikiem τ Kendalla, jest podobne niezależnie od badanej pary walutowej. Dodatkowo po uwzględnieniu w modelu dynamiki pary walutowej USD/EUR powiązania spadają, przy czym największy spadek zaobserwowano w przypadku zależności między cenami kontraktów a kursem USD/PLN. Podobne zmiany zachodzą dla prawdopodobieństwa przenoszenia zdarzeń ekstremalnych między rynkami. Niezerowe prawdopodobieństwa uzyskano w przypadku kursu EUR/PLN oraz kursu efektywnego. Okazuje się jednak, że prawdopodobieństwo to również wyrażane jest w dużym stopniu przez pryzmat dynamiki podstawowej pary USD/EUR. Jest to fakt znany inwestorom i po uwzględnieniu wpływu tego czynnika prawdopodobieństwo przeniesienia zdarzeń ekstremalnych między rynkiem kursowym a rynkiem sCDS maleje. Dodatkowo skokowe zmiany cen kontraktów, jak również kursu złotego do innych walut można z dobrym skutkiem wytłumaczyć przez skokowe zmiany pary USD/EUR (test Pearsona, który jest wrażliwy na ekstremalne zmiany w szeregu czasowym, nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy o zgodności rozkładów w modelu kopula-MGARCH dopiero po uwzględnieniu dodatkowej zmiennej objaśniającej). Może to sugerować, że to właśnie skokowe zmiany innych walut są zasadnicze dla przenoszenia zdarzeń ekstremalnych między rynkami.

7.4. Podsumowanie

W tym rozdziale zbadaliśmy powiązania między dwoma rynkami finansowymi: rynkiem giełdowym i walutowym a kwotowaniami kontraktów sCDS w okresie 2009–2013. Stwierdziliśmy, że zarówno indeksy giełdowe, jak i kursy walutowe uznajemy za zmienne lokalne, ale silnie powiązane z sytuacją zagraniczną. Indeksy giełdowe są w naszej klasyfikacji zmiennymi wyrażającymi ryzyko kraju, a kursy walutowe – jako czynnik wpływający na wartość długu zagranicznego – wielkościami bezpośrednio odpowiedzialnymi za zmianę ryzyka suwerennego. Ponieważ z naszych poprzednich badań wynika, że na kształtowanie się cen kontraktów sCDS bardzo duży wpływ wywierają wydarzenia globalne, oczekiwaliśmy, że zmiany w obu segmentach krajowego rynku finansowego będą silnie związane ze zmianami cen kontraktów sCDS. Okazuje się jednak, że o ile korelacja między rynkami jest dość silna, to ryzyko przeniesienia zdarzeń ekstremalnych między nimi jest znikome. Możemy zatem stwierdzić, że rynki te w badanym okresie podlegały wpływom tych samych czynników zewnętrznych, ale nie zachodziło niebezpieczeństwo, że szczególnie duże spadki na GPW spowodują ekstremalny wzrost cen kontaktów – i odwrotnie: ekstremalny wzrost ceny kontrakt sCDS nie wywołałby lawinowych spadków na GPW. Podobne wnioski można wyprowadzić w przypadku zależności między rynkiem kontraktów sCDS a kursem złotego. Dodatkowo powiązania zmian cen kontrak-

tów z kursami walutowymi zachodzą za pośrednictwem kursu USD/EUR, a więc czynnika zewnętrznego i odpowiedzialnego co najwyżej za zmiany ryzyka kraju.

Zbadaliśmy też zależność między kształtowaniem się cen kontraktów a premią za ryzyko, ryzykiem i awersją do ryzyka na GPW. Okazało się, że wymienione zmienne oddziaływały istotnie na dynamikę cen kontraktów, ale dopiero w drugim okresie kryzysu, gdy nastroje inwestorów nieco się uspokoiły. W pierwszym okresie, gdy kryzys zaczął przenikać do Europy, na rynkach zapanowała panika, a tendencje we wszystkich sektorach kształtowały się pod wpływem tych samych czynników. W związku z tym dodanie dodatkowych zmiennych do modelu nie wnosiło żadnej nowej informacji. Po pierwszym okresie paniki inwestorzy zaczęli dostrzegać różnice między rynkami wschodzącymi, które wcześniej traktowane były jako jednolity region. Prawdopodobnie dlatego właśnie w drugim okresie wymienione zmienne, związane z ryzykiem GPW, zaczęły istotnie objaśniać dynamikę cen kontraktów sCDS.

Z przedstawionych w tym rozdziale badań wynika, że w całym okresie ceny kontraktów sCDS powiązane były z kursem złotego poprzez dynamikę podstawowej pary walutowej USD/EUR. Podobnie jak w przypadku powiązań cen kontraktów z cenami na GPW prawdopodobieństwo przeniesienia zdarzeń ekstremalnych między rynkami było niewielkie, a w przypadku kursu do franka i dolara – zerowe. Wnioskujemy zatem, że i w tym przypadku na oba rynki działają te same czynniki zewnętrzne – stąd dość silne powiązania korelacyjne między nimi. Z przebadanych walut: euro, dolara amerykańskiego i franka, największą zależność obserwujemy między cenami kontraktów sCDS a euro. Wynika to zapewne z tego, że udział euro w całkowitych obrotach na rynku walutowym był w badanym okresie największy.

7.5. Modele

W tym rozdziale pojawiają się dwa jednowymiarowe modele GARCH, które nie zostały przedstawione w rozdziale 5. Założmy, że zachodzą równości (5.1)–(5.4).

7.5.1. Model GJR-GARCH

Jeżeli dynamiką σ steruje następujący proces:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q (\alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \gamma_i S_{t-i}^- \epsilon_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (7.1)$$

(gdzie S_{t-i}^- jest zmienną binarną przyjmującą wartość 1 dla $\epsilon_{t-i} < 0$), to mamy do czynienia z modelem GJR-GARCH [Glosten, Jagannathan i Runkle 1993], który

uwzględnia istnienie popularnego w instrumentach finansowych efektu dźwigni [Black 1976]³⁸. Efekt ten polega w uproszczeniu na tym, że duże spadki pociągają za sobą większy wzrost zmienności niż takie same co do wartości bezwzględnej wzrosty. Parametr dźwigni to γ ($-1 < \gamma < 1$). Jeśli jego oszacowanie jest liczbą dodatnią to mówimy, że efekt dźwigni istnieje; jeśli jest liczbą ujemną – mówimy o odwrotnym efekcie dźwigni. W przypadku gdy parametr jest nieistotny, mówimy o braku efektu dźwigni.

7.5.2. Model APARCH

Innym modelem uwzględniającym efekt asymetrii jest model APARCH [Ding, Granger i Engle 1993]. Oprócz parametru dźwigni (γ) dodatkowym parametrem, który jest w tym modelu szacowany, jest wykładnik potęgi (δ), do której podnoszona jest σ . Jest to zatem bardziej elastyczny model niż wyjściowy GARCH i nadaje się do opisu bardziej skomplikowanej dynamiki zmienności. Ma on następującą postać:

$$\sigma_t^\delta = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \left(|\epsilon_{t-i}| - \gamma_i \epsilon_{t-i} \right)^\delta + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^\delta \quad (7.2)$$

gdzie $\delta > 0$, $-1 < \gamma_i < 1$ ($i = 1, \dots, q$).

³⁸ Obszerniejszą dyskusję na temat efektu dźwigni, jego przyczyn oraz istnienia w kontekście kontraktów sCDS można znaleźć np. w [Kliber 2016b].

8

Zła sława kontraktów sCDS – poszukiwanie uzasadnienia

8.1. Wstęp

Jak już wspomniano w Rozdziale 2, w momencie wybuchu kryzysu finansowego kontrakty sCDS zyskały złą sławę. Według ekspertów były one jedną z przyczyn załamania na światowych rynkach finansowych (zob. np. [Chaplin 2010]). Ich konstrukcja, przypominająca z jednej strony formę ubezpieczenia, a z drugiej – formę zakładu o bankructwo podmiotu referencyjnego, budziła obawy co do nadużyć ich stosowania. Według niektórych ekspertów, mogłyby być one stosowane jako instrument „samospełniających się przepowiedni”, wzbudzający złe nastroje wśród inwestorów, prowadzący do nasilenia niebezpiecznych zachowań stadnych (por. [Portes 2010; Soros 2009]).

Obawy co do potencjalnie destabilizującej roli kontraktów sCDS dla pozostałych sektorów rynków finansowych skłoniły urzędników Unii Europejskiej do wydania zakazu handlu tzw. nagimi kontraktami sCDS, czyli takimi, dla których inwestor nie posiada instrumentu podstawowego (obligacji)³⁹. Zakaz ten obowiązuje na rynku europejskim, natomiast na rynku amerykańskim nadal można zawierać kontrakty tzw. niepokryte.

Analitycy z Międzynarodowego Funduszu Walutowego [IMF 2013] pokazali, że spready kontraktów sCDS, podobnie jak spready obligacji, w równym stopniu odzwierciedlają kształtowanie się zarówno wielkości fundamentalnych, właści-

³⁹ W rzeczywistości przepis nie jest tak restrykcyjny – inwestor nie musi koniecznie posiadać obligacji danego kraju, a jedynie instrument silnie skorelowany z taką obligacją. Ułatwia to znacznie inwestycje w kontrakty sCDS na dług krajów, które obligacji nie emitują – por. rozdział 3.

wych dla danego kraju, jak i innych czynników ważnych dla rynków finansowych. W porównaniu ze spreadami obligacji spready kontraktów sCDS w warunkach kryzysu zdają się odzwierciedlać nową informację szybciej niż spready obligacji ale prawidłowość ta nie zachodzi w warunkach „normalnych”. Oczywiście, ponieważ kontrakty sCDS używane są jako zabezpieczenie przed różnym rodzajem ryzyka, przenoszenie zmienności na inne rynki zdaje się nieuniknione. Natomiast trudno ocenić, czy same kontrakty sCDS są nośnikami ryzyka, gdyż prawie niemożliwe jest odizolowanie ryzyka związanego ściśle i wyłącznie z kontraktami od ryzyka związanego z całym systemem finansowym. Eksperti z MFW pokazują natomiast, że kontrakty sCDS nie są bardziej narażone na ryzyko wzrostu zmienności niż inne sektory rynku finansowego. Mimo że są dowody na to, że w momencie kryzysu wycena ryzyka przez kontrakty sCDS była w przypadku wielu krajów europejskich wyższa niż faktyczny stan ryzyka, nie spowodowało to rzeczywistego wzrostu kosztów obsługi długu dla rządów.

Od momentu pojawienia się nowej regulacji unijnej, ukazało się już kilka prac i ekspertyz dotyczących skutków jej wprowadzenia. Przykładowo, analitycy z MFW w swojej ekspertyzie z 2013 roku, a więc tuż po wprowadzeniu nowych regulacji na rynku europejskim, wypowiadali się krytycznie w kwestii wprowadzenia wspomnianego zakazu. Ostrzegali natomiast, że może się on odbić negatywnie na płynności rynku, w związku z tym, że kontrakty sCDS staną się dużo mniej efektywnym miernikiem wypłacalności kraju. Te pesymistyczne ostrzeżenia potwierdziły się. W badaniu przeprowadzonym przez analityków ISDA [2014b] pokazano, że po wprowadzeniu zakazu handlu „nagimi” kontraktami sCDS obroty na rynku spadły drastycznie – o 50% w przypadku kontraktów wystawianych na obligacje gospodarek zachodnich i o 40% w przypadku Europy Środkowej. Uczestnicy rynku zaczęli kierować swoją uwagę na inne wskaźniki ryzyka, jak np. *itraxx Europe senior financials*.

Z kolei Kliber [2016a] pokazuje, że efekt nowej regulacji może być różny w zależności od aktualnej kondycji gospodarczej kraju. Wydaje się, że kraje mniej stabilne (np. Węgry) mogły skorzystać na takiej decyzji, podczas gdy w przypadku krajów stabilnych, odpornych na kryzysy (np. Szwecja) taki zakaz nie miał znaczenia (por. też [Kliber 2015; Kliber, 2017]).

W tym rozdziale badamy, czy rzeczywiście w okresie kryzysu kontrakty sCDS istotnie wpływały na zmienność innych sektorów rynku finansowego, a także czy miały wpływ na kształtowanie się nastrojów inwestorów. Weryfikujemy też, czy wpływ ten zmienił się istotnie po wprowadzeniu w listopadzie 2012 roku zakazu handlu niepokrytymi kontraktami sCDS. W tym celu oszacowane zostaną modele zmienności z przyczynowością typu Grangera dla kontraktów sCDS oraz:

- kursu walutowego EUR/PLN (ponieważ z poprzedniego rozdziału wiemy, że to ten kurs jest najsilniej związany ze zmianami cen kontraktów sCDS),
- indeksu WIG,
- dochodowości obligacji.

Badanie to będzie uzupełnieniem badań przeprowadzonych w poprzednich dwóch rozdziałach. Pokazaliśmy w nich, że zmiany cen kontraktów sCDS są związane ze zmianami na innych sektorach rynku finansowego. Pokazaliśmy też, że istnieje niewielkie prawdopodobieństwo przenoszenia ekstremalnych zmian między rynkami (który to wniosek jest zgodny z wynikami przytoczonych badań ekspertów z MFW). Teraz chcemy zweryfikować, który z rynków jest źródłem dość wysokiej korelacji między wymienionymi sektorami rynku finansowego a rynkiem sCDS. W odróżnieniu od poprzednich badań tu wykorzystujemy inne modele zmienności – modele zmienności stochastycznej. Szacowane są one z wykorzystaniem podejścia bayesowskiego, na podstawie modeli zaproponowanych przez Mayer i Yu [2000 i 2006] i zaimplementowanych przez Yu w programie Win BUGS. Podejście Bayesowskie różni się od podejścia klasycznego tym, że każdy parametr modelu jest zmienną losową. W wyniku estymacji modelu Bayesowskiego nie otrzymujemy wartości punktowej oszacowania, ale cały rozkład. Zdaniem autorki, podejście takie jest uzasadnione w przypadku szacowania modelu zmienności dla tak wrażliwych instrumentów, jakimi są kontrakty sCDS.

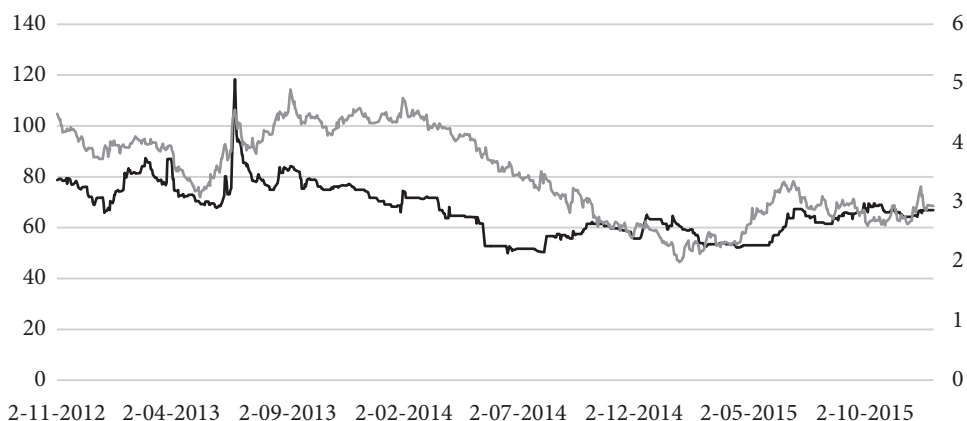
W przypadku badania wpływu zmian cen kontraktów sCDS na indeksy nastrojów inwestorów, wykorzystujemy metodologię AR-MIDAS. Pozwala nam to wykorzystać w jednym badaniu dane o różnych częstotliwościach (indeksy nastrojów podawane są w ujęciu miesięcznym, a ceny kontraktów – w ujęciu dziennym).

8.2. Wpływ dynamiki cen kontraktów sCDS na zmiany kluczowych wielkości na polskim rynku finansowym

W rozdziale 6 pokazano, jakie zależności zachodziły między zmianami cen kontraktów sCDS a rynkiem stóp procentowych w Polsce w latach 2009–2013. Okazało się, że zależności były umiarkowane aż do momentu wprowadzenia do analizy elementu międzynarodowego, w postaci spreadu obligacji. W prezentowanym tu badaniu rozszerzamy wyniki poprzedniej analizy, badając przyczynowość w sensie Grangera między zmiennościami cen kontraktów sCDS oraz dochodowością obligacji 10-letnich. Będziemy skupiać się na gęstościach parametrów interpretowanych jako współczynniki przyczynowości. Parametr φ_{12} będzie oznaczał przyczynowość (w zmienności) $X \rightarrow \text{CDS}$, natomiast parametr φ_{21} – przyczynowość (w zmienności) $\text{CDS} \rightarrow X$. Interesować nas będzie również współczynnik korelacji (ρ). Jeśli 95-procentowy przedział ufności dla danego parametru nie będzie pokrywał zera, to wnioskujemy, że parametr jest istotny, a w szczególności: że zachodzi przeniesienie zmienności w danym kierunku lub że korelacja między badanymi procesami jest istotna.

8.2.1. Dynamika kontraktów sCDS a dynamika dochodowości obligacji

Na rysunku 8.1 przedstawiamy wspólne kształtowanie się cen kontraktów oraz dochodowości obligacji od listopada 2012 do grudnia 2015. To, co przede wszystkim rzuca się w oczy, to drastyczny spadek dynamiki cen kontraktów w porównaniu z okresem sprzed wprowadzenia nowej regulacji. Potwierdza to wcześniej wspomniane zjawisko silnego spadku płynności rynku sCDS. Natomiast dynamika dochodowości obligacji nie uległa większym zmianom.

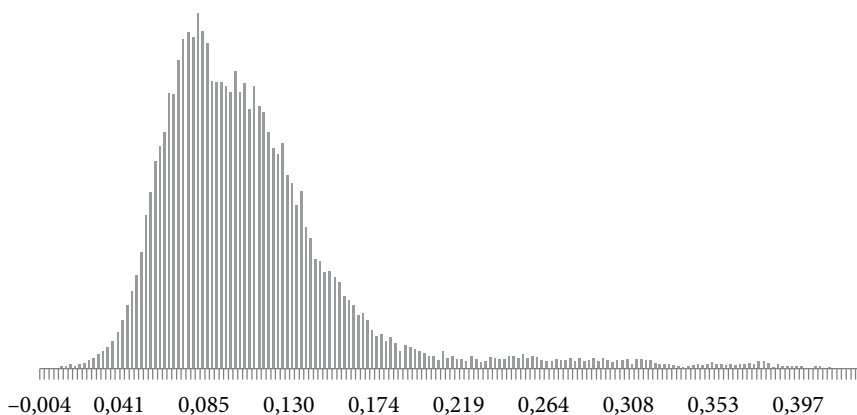


Rysunek 8.1. Dynamika kontraktów sCDS (lewa oś, czarna linia) na tle dynamiki dochodowości 10-letnich obligacji krajowych (linia szara, prawa oś) (2012–2015)

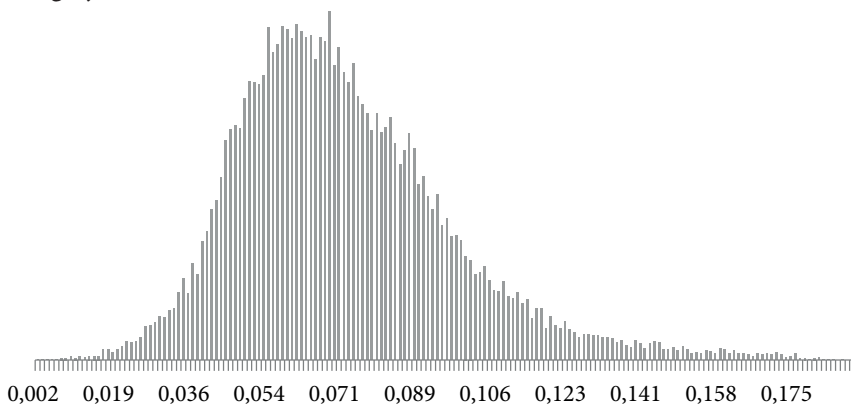
Wyniki estymacji modelu przedstawione są w tabeli 8.1 oraz na rysunkach 8.2–8.4. Dla interesujących nas parametrów przedstawiamy 95-procentowy przedział ufności, średnią, odchylenie standardowe i medianę, a dla parametrów ilustrujących siłę powiązań (korelację i parametry przyczynowości) – rozkłady prawdopodobieństwa.

Tabela 8.1. przedział ufności dla parametrów modelu zmienności pary: sCDS i dochodowość obligacji 10-letnich (2008–2012)

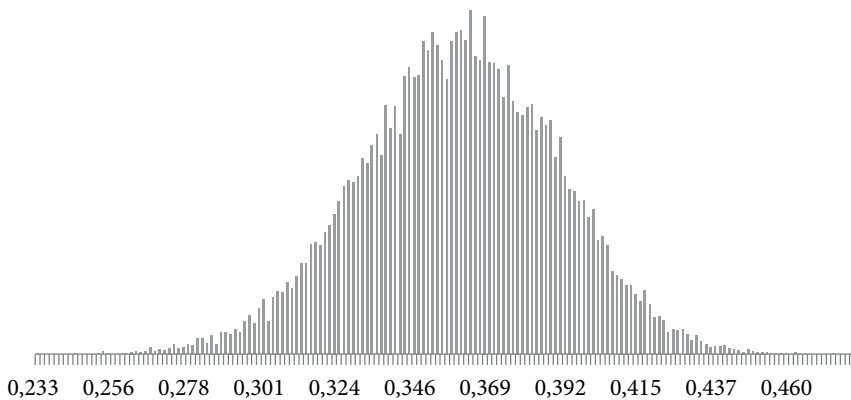
Parametr	Średnia	Odchylenie standardowe	Błąd MCMC	Kwantyl 2,50%	Mediana	Kwantyl 97,50%
φ_1	0,916	0,048	0,003	0,775	0,928	0,974
φ_{12}	0,115	0,053	0,004	0,043	0,102	0,263
φ_2	0,893	0,046	0,003	0,787	0,898	0,967
φ_{21}	0,068	0,027	0,002	0,023	0,065	0,128
ρ_ε	0,361	0,029	0,001	0,303	0,361	0,418



Rysunek 8.2. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: obligacje \rightarrow sCDS (2008–2012)



Rysunek 8.3. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: sCDS \rightarrow obligacje (2008–2012)



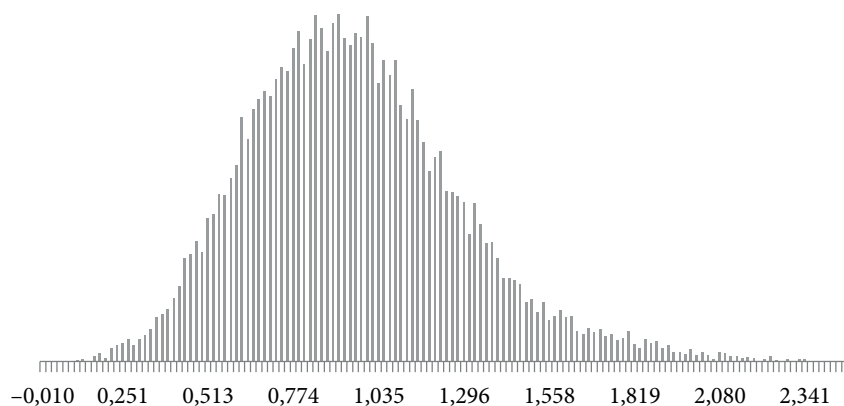
Rysunek 8.4. Gęstość parametru ρ – korelacja między zmianami cen kontraktów sCDS i dochodowością obligacji (2008–2012)

Okazuje się, że 95-procentowy przedział ufności nie pokrywa zera w przypadku żadnego z parametrów. Wartości średnie obu parametrów są zbliżone, natomiast w przypadku przyczynowości od obligacji do sCDS gęstość jest skoncentrowana po lewej stronie od wartości przeciętnej. Parametr korelacji, podobnie jak w przypadku poprzednich badań, jest dodatni, a jego wartość średnia wynosi 0,36 (tabela 8.1). Możemy zatem stwierdzić, że w okresie 2008–2012 przed wprowadzeniem zakazu handlu „nagimi” kontraktami sCDS zmienność obu wielkości była dość silnie skorelowana, a także występowała obustronna przyczynowość. Nie możemy stwierdzić, że to zmienność kontraktów sCDS przyczyniała się do wzrostu zmienności dochodowości obligacji – co również jest zgodne z wynikami przedstawionymi w rozdziale wcześniejszym.

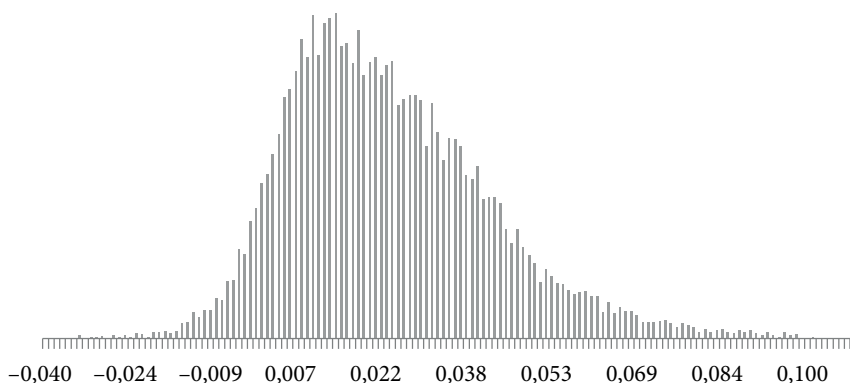
Dla porównania oszacowaliśmy model dla okresu po wprowadzeniu zakazu handlu „nagimi” kontraktami sCDS (tabela 8.2 i rysunki 8.5–8.7). W tym rozdziale, w celu zwiększenia długości próby, wydłużamy szereg do grudnia 2015 roku.

Tabela 8.2. 95-procentowy przedział ufności dla parametrów modelu zmienności pary: sCDS i dochodowość obligacji 10-letnich (2012–2015)

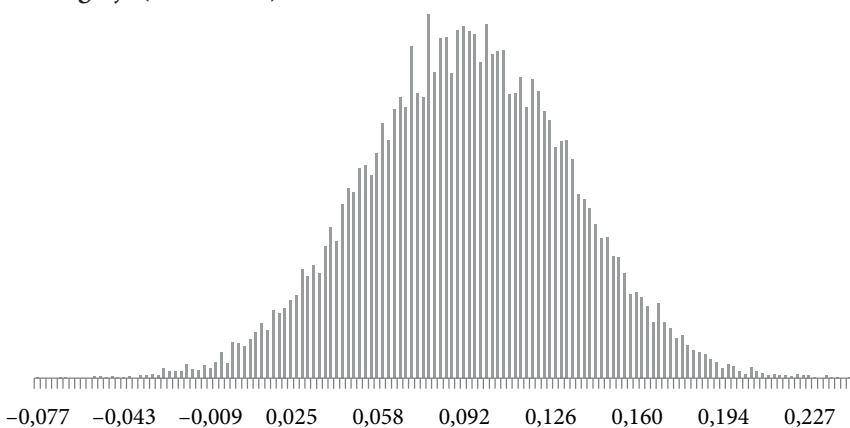
Parametr	Średnia	Odchylenie standardowe	Błąd MCMC	Kwantyl 2,50%	Mediana	Kwantyl 97,50%
φ_1	0,473	0,074	0,004	0,318	0,477	0,606
φ_{12}	0,936	0,329	0,021	0,384	0,908	1,704
φ_2	0,806	0,085	0,006	0,613	0,815	0,942
φ_{21}	0,022	0,019	0,001	-0,007	0,019	0,066
ρ_ε	0,090	0,040	0,001	0,010	0,090	0,168



Rysunek 8.5. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: obligacje → sCDS (2012–2015)



Rysunek 8.6. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: sCDS → obligacje (2012–2015)

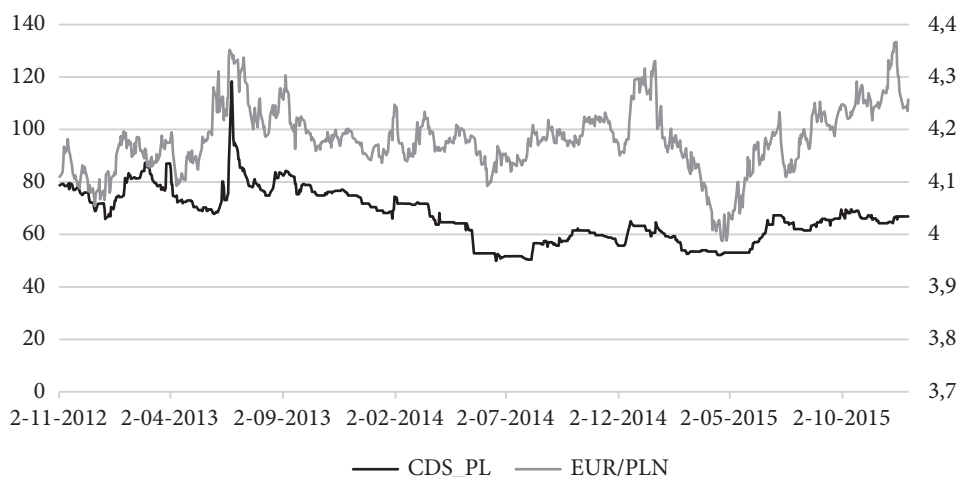


Rysunek 8.7. Gęstość parametru ρ – korelacja między zmianami cen kontraktów sCDS i dochodowością obligacji (2012–2015)

Zauważamy istotną z naszego punktu widzenia zmianę. 95-procentowy przedział ufności dla parametru φ_{21} zaczął obejmować zero. W związku z tym z założonym poziomem istotności nie możemy wykluczyć, że jego wartość wynosi zero. Spadła również korelacja między szeregami, do wartości 0,09. Możemy zatem wnioskować, że wraz z wprowadzeniem nowej regulacji, siła zależności między zmiennościami na rynku sCDS i obligacji istotnie zmalała.

8.2.2. Dynamika cen kontraktów sCDS a dynamika kursu EUR/PLN

Badanie zmian przyczynowości między zmiennością cen kontraktów sCDS oraz zmiennością kursu EUR/PLN prowadzi do podobnych wniosków. Na rysunku 8.8 przedstawiamy kształtowanie się kursu EUR/PLN na tle dynamiki cen kontraktów sCDS.

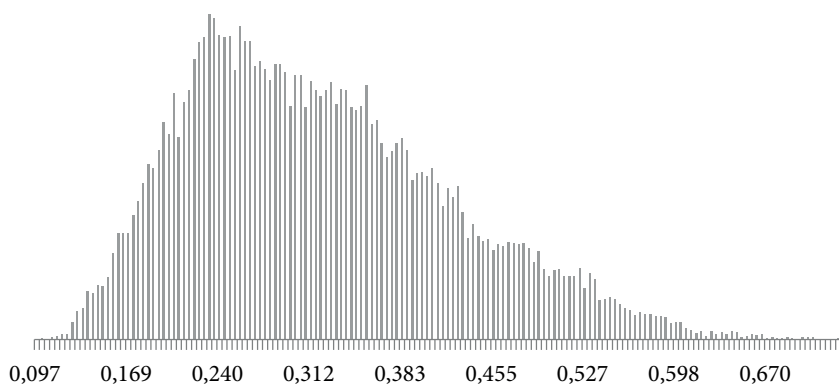


Rysunek 8.8. Dynamika kursu EUR/PLN (linia szara, prawa oś) na tle dynamiki cen kontraktów sCDS (linia czarna, lewa oś) (2012–2015)

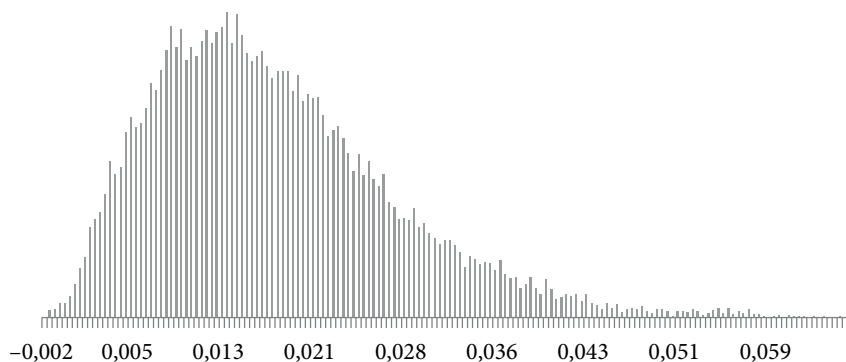
Zauważamy, podobnie jak w poprzednim przypadku, że dynamika zmian kursu walutowego była dużo wyższa niż dynamika zmian cen kontraktów sCDS. Oba szeregi wykazują podobne tendencje na początku okresu (skok w czerwcu 2013), a następnie zmienność cen kontraktów sCDS znacznie spada w porównaniu z dynamiką kursu walutowego. W tabeli 8.3 przedstawiamy oszacowania parametrów modelu zmienności z przyczynowością Grangera dla okresu 2008–2012. Okazuje się, że w tym czasie zachodziła obustronna przyczynowość między badanymi wielkościami. Zarówno wzrost zmienności na rynku sCDS przyczyniał się do wzrostu zmienności kursu walutowego, jak i wzrost zmienności kursu walutowego przyczyniał się do wzrostu zmienności cen kontraktów.

Tabela 8.3. 95-procentowy przedział ufności dla parametrów modelu zmienności pary: sCDS i kursu EUR/PLN (2008–2012)

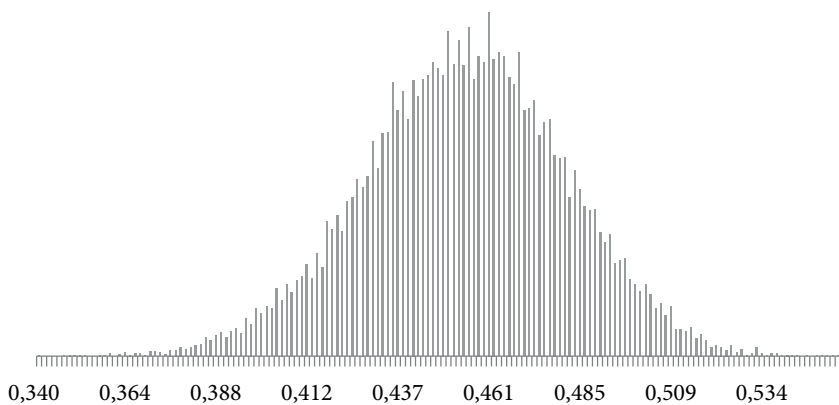
Parametr	Średnia	Odchylenie standardowe	Błąd MCMC	Kwantyl 2,50%	Mediana	Kwantyl 97,50%
φ_1	0,766	0,076	0,006	0,600	0,776	0,885
φ_{12}	0,318	0,104	0,008	0,157	0,303	0,549
φ_2	0,976	0,015	0,001	0,940	0,979	0,997
φ_{21}	0,017	0,010	0,001	0,002	0,015	0,041
ρ_s	0,452	0,027	0,001	0,397	0,453	0,504



Rysunek 8.9. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: EUR/PLN → sCDS (2008–2015)



Rysunek 8.10. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: sCDS → EUR/PLN (2008–2015)



Rysunek 8.11. Gęstość parametru ρ – korelacja między zmianami cen kontraktów sCDS i zmianami kursu EUR/PLN (2008–2015)

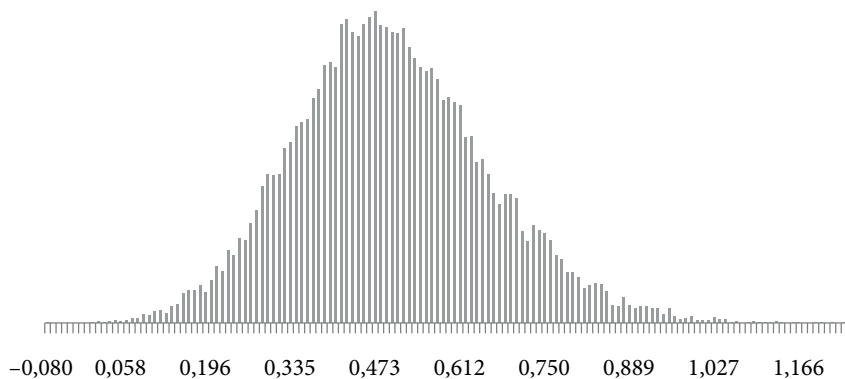
Korelacja między rynkami była dość silna – wartość średnia parametru korelacji wyniosła 0,452, a mediana 0,453. Ponieważ 95% przedział ufności dla parametru nie pokrywa 0, wnioskujemy, że korelacja była istotna (por. rysunek 8.11). Parametr przyczynowości EUR/PLN → sCDS (rysunek 8.9) był większy niż sCDS → EUR/PLN (rysunek 8.10) i mniej rozproszony, ale oba parametry okazały się istotne.

Sytuacja zmieniła się po 2012 roku. Korelacja między rynkami spadła – średnia wartość parametru wyniosła 0,157, a rozproszenie wzrosło z poziomu 0,027 do 0,04 (tabela 8.4). Mimo to, parametr nadal był istotny. Istotny pozostał też parametr przyczynowości EUR/PLN → sCDS (rysunek 8.12) i jego wartość przeciętna wzrosła z poziomu 0,32 do 0,48 (przy czym odchylenie standardowe również wzrosło z poziomu 0,104 do 0,128) – por. tabela 8.3 i 8.4. Natomiast zanikła przyczynowość z rynku sCDS na rynek walutowy (tabela 8.4 i rysunek 8.13).

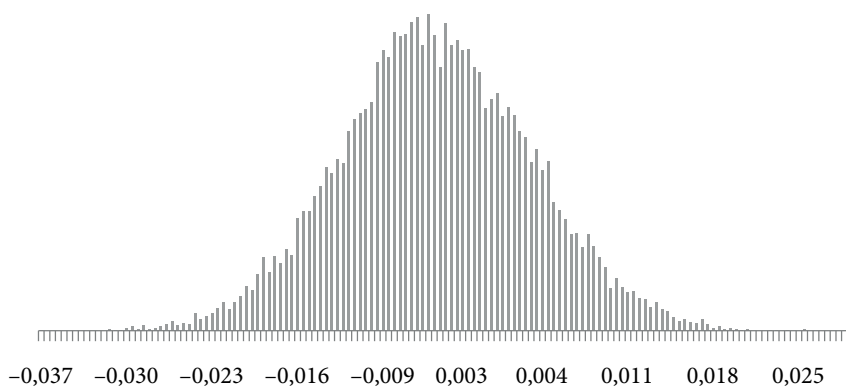
Tabela 8.4. 95-procentowy przedział ufności dla parametrów modelu zmienności pary: sCDS i kursu EUR/PLN (2012–2015)

Parametr	Średnia	Odchylenie standardowe	Błąd MCMC	Kwantyl 2,50%	Mediana	Kwantyl 97,50%
φ_1	0,548	0,057	0,002	0,433	0,549	0,654
φ_{12}	0,477	0,158	0,008	0,187	0,467	0,813
φ_2	0,958	0,020	0,001	0,911	0,960	0,989
φ_{21}	-0,005	0,008	0,000	-0,020	-0,006	0,010
ρ_ε	0,157	0,040	0,001	0,078	0,157	0,234

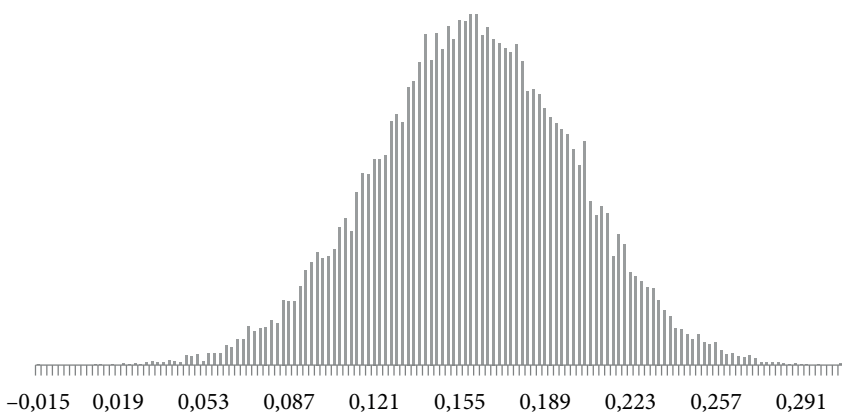
Wnioskujemy zatem, że przed wprowadzeniem zakazu handlu „nagimi” kontraktami sCDS istniała obustronna przyczynowość między rynkiem walutowym a ryn-



Rysunek 8.12. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: EUR/PLN → sCDS (2012–2015)



Rysunek 8.13. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: sCDS → EUR/PLN (2012–2015)

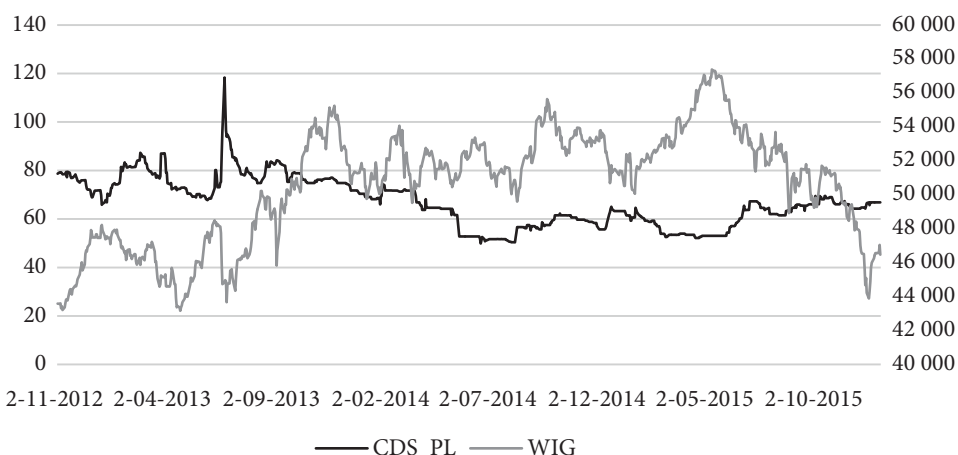


Rysunek 8.14. Gęstość parametru ρ – korelacja między zmianami cen kontraktów sCDS i zmianami kursu EUR/PLN (2012–2015)

kiem kontraktów sCDS. Po wprowadzeniu zakazu zmalała zmienność na rynku kontraktów i przestała oddziaływać na zmienność kursu walutowego. Natomiast zmienność kursu EUR/PLN pozostała przyczyną w sensie Grangera dla zmienności cen kontraktów sCDS.

8.2.3. Dynamika kontraktów sCDS a dynamika indeksu WIG

Nieco inne wnioski wyciągamy z badania przyczynowości między zmianami kontraktów sCDS a zmianami indeksu WIG (rysunek 8.15). W przypadku indeksu WIG braliśmy pod uwagę zwroty logarytmiczne, a w przypadku kontraktów sCDS – przyrosty. W okresie pierwszym, tj. 2008–2012 zachodziła przyczynowość mię-



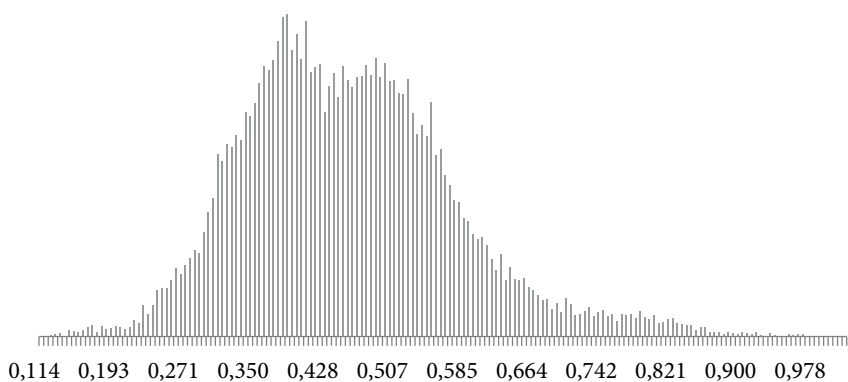
Rysunek 8.15. Dynamika indeksu WIG (linia szara, prawa oś) na tle dynamiki cen kontraktów sCDS (linia czarna, lewa oś) (2012–2015)

dzy oboma rynkami i w obu kierunkach (tabela 8.5 i rysunki 8.16–8.17), tj. podwyższona zmienność na rynku sCDS powodowała wzrost zmienności na rynku giełdowym i odwrotnie – duża zmienność z rynku giełdowego przenosiła się na rynek kontraktów sCDS. Korelacja między badanymi wielkościami była dość wysoka i ujemna (tabela 8.5 i rysunek 8.18), co jest zgodne z wynikami otrzymanymi w poprzednim rozdziale.

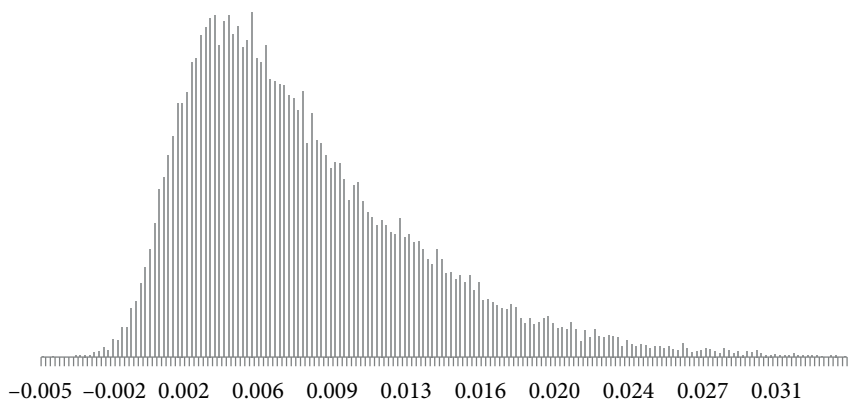
Tabela 8.5. 95-procentowy przedział ufności dla parametrów modelu zmienności pary: sCDS i zmian cen kontraktów sCDS (2008–2012)

Parametr	Średnia	Odchylenie standardowe	Błąd MCMC	Kwantyl 2,50%	Mediana	Kwantyl 97,50%
φ_{12}	0,459	0,122	0,008	0,257	0,449	0,755
φ_{21}	0,007	0,006	0,000	0,000	0,006	0,022
ρ_{ϵ}	-0,543	0,024	0,001	-0,588	-0,543	-0,493

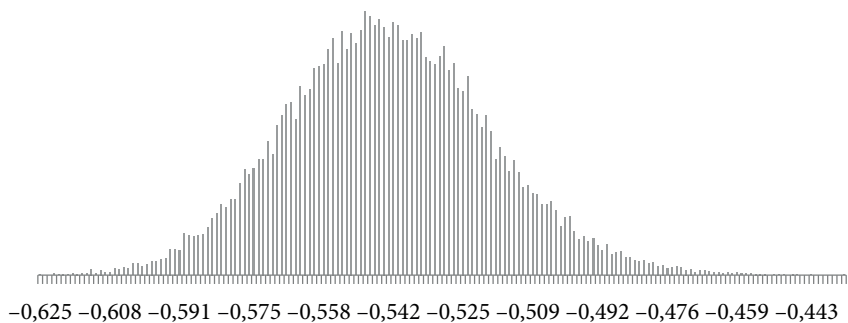
Sytuacja zmieniła się po roku 2012. Przede wszystkim bardzo wyraźnie spadła (w wartościach bezwzględnych) korelacja między badanymi rynkami – od wartości -0,543 w latach 2008–2012 do zaledwie -0,133 w latach 2012–2015 (por. rysunek 8.18 i 8.21). Oba parametry przyczynowości okazały się nieistotne na poziomie istotności 5% (tabela 8.6 i rysunki 8.19–8.20). O ile średnia wartość rozkładu parametru φ_{12} spadła w niewielkim stopniu (od wartości 0,46 do 0,38), to już 95-procent-



Rysunek 8.16. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: WIG → sCDS (2008–2012)



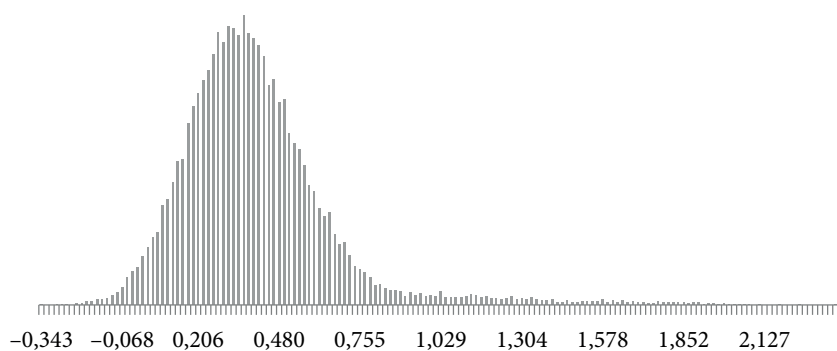
Rysunek 8.17. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: sCDS → WIG (2008–2012)



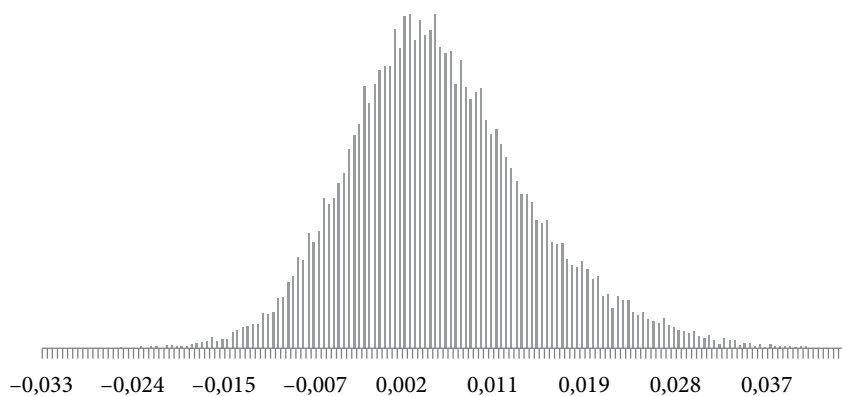
Rysunek 8.18. Gęstość parametru ρ – korelacja między zmianami cen kontraktów sCDS i zmianami indeksu WIG (2008–2012)

Tabela 8.6. 95-procentowy przedział ufności dla parametrów modelu zmienności pary: sCDS i indeksu WIG (2012–2015)

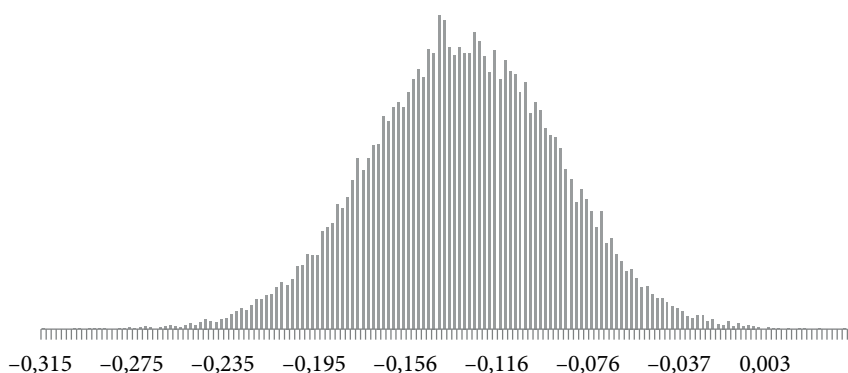
Parametr	Średnia	Odchylenie standardowe	Błąd MCMC	Kwantyl 2,50%	Mediana	Kwantyl 97,50%
φ_1	0,583	0,056	0,002	0,465	0,585	0,685
φ_{12}	0,376	0,267	0,018	-0,007	0,339	1,120
φ_2	0,906	0,048	0,003	0,796	0,915	0,974
φ_{21}	0,005	0,009	0,000	-0,011	0,004	0,024
ρ_g	-0,133	0,041	0,001	-0,215	-0,133	-0,054



Rysunek 8.19. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: WIG → sCDS (2012–2015)



Rysunek 8.20. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: sCDS → WIG (2012–2015)



Rysunek 8.21. Gęstość parametru ρ – korelacja między zmianami cen kontraktów sCDS i zmianami indeksu WIG (2012–2015)

towy przedział ufności pokrywa 0. W przypadku parametru φ_{21} zmiany są jeszcze wyraźniejsze. Wartość średnia parametru zbliżyła się nieco bardziej do 0 (0,005), natomiast znacznie zwiększyło się jego odchylenie standardowe – o ile w przypadku pierwszego podokresu było mniejsze niż wartość średnia, to w drugim przewyższyło ją prawie dwukrotnie.

8.2.4. Oddziaływania między sektorami rynków finansowych – podsumowanie

Podsumowując, wyniki przedstawione w tym podrozdziale są zgodne z wynikami uzyskiwanymi przez innych badaczy (por. np. [IMF 2013]) oraz z wynikami z poprzednich dwóch rozdziałów. W poprzednich rozdziałach wykazaliśmy istnienie dość wysokiej korelacji między rynkami finansowymi w Polsce. Uzyskane w modelu zmienności stochastycznej korelacje dla okresu 2008–2012 są zbliżone co do wielkości do korelacji uzyskanych z modelu DCC-copula-MGARCH (korelacje z tego ostatniego modelu to korelacje nieliniowe i są odpowiednio niższe niż korelacja liniowa). W poprzednich rozdziałach pokazaliśmy też, że ryzyko przeniesienia zdarzeń ekstremalnych między rynkami finansowymi było znikome mimo dość wysokiej korelacji. Stwierdziliśmy, że prawdopodobnie dynamika rynków kształtuje się pod wpływem podobnego zestawu czynników. Wyniki uzyskane w tym podrozdziale są zgodne z poprzednimi wnioskami – pokazaliśmy, że w okresie 2008–2012 istniało sprzężenie zwrotne między rynkami, a więc że wzrost zmienności na jednym rynku mógł pociągnąć za sobą wzrost zmienności na drugim i na odwrót. Nie wyodrębniliśmy zatem żadnego rynku przodującego, a pokazaliśmy, że wzrosty zmienności na obu rynkach występują jednocześnie.

Sytuacja zmieniła się po roku 2012. Rynek kontraktów sCDS przestał być przyczyną w sensie Grangera dla zmian zmienności na rynkach: obligacji, walutowym

i giełdowym. Dodatkowo osłabiła się przyczynowość z GPW na rynek sCDS. Spełniły się zatem przepowiednie analityków o obniżeniu roli cen kontraktów jako wskaźnika rynkowego ryzyka związanego z danym krajem.

8.3. Wpływ dynamiki cen kontraktów na nastroje inwestorów

W kolejnym badaniu weryfikujemy wpływ zmian cen kontraktów sCDS na kształtowanie się nastrojów gospodarczych. Bierzymy pod uwagę następujące wskaźniki (wyrównane sezonowo):

- *economic sentiment index*, ESI (oczyszczony z sezonowości) – wskaźnik odczuć ekonomicznych; obrazuje on ogólne nastroje gospodarcze w danym kraju;
 - *industrial confidence indicator*, ICI (oczyszczony z sezonowości) – wskaźnik koniunktury w przemyśle przetwórczym;
 - wskaźnik sytuacji finansowej na rynku finansowym i ubezpieczeniowym (FSI).
- Przebieg badania jest następujący. Dzielimy szeregi na dwa okresy – do końca października 2012 roku i od listopada 2012 roku. Dla każdego szeregu w każdej pod-próbie szacujemy model autoregresyjny bez zmiennych objaśniających oraz model autoregresyjny ze zmiennymi objaśniającymi. Ze względu na długość prób (pierwsza: 56 obserwacji, druga: 42 obserwacje) pomijamy zależności nieliniowe (komponent ARCH). Zmiennymi objaśniającymi są ceny kontraktów sCDS. Ponieważ ceny kontraktów sCDS kwotowane są z częstotliwością dzienną, a indeksy nastrojów – miesięczną, korzystamy z modelu AR-MIDAS [Ghysels, Santa-Clara i Valkanov 2004; Ghysels, Sinko i Valkanov 2006; Ghysels, Andreou i Kourtellos 2010]. W celu umożliwienia oszacowań zakładamy, że w danym miesiącu mamy 20 obserwacji dziennych. Następnie dla każdego modelu wyliczamy błędy dopasowania i za lepszy uznajemy ten model, w którym błędy są mniejsze. Ze względu na niestacjonarność danych, szacujemy modele dla przyrostów. Obliczenia wykonano w środowisku R z wykorzystaniem pakietów `midasr` [Ghysels, Virmantas i Zemlys 2016] i `fitarma` [McLeod i Zhang 2007].

8.3.1. Kontrakty sCDS a wskaźnik odczuć ekonomicznych

Wskaźnik odczuć ekonomicznych (*economic sentiment index*) jest publikowany od lat 80. XX wieku dla każdego kraju Unii Europejskiej. Jego konstrukcja jest obecnie ujednolicona dla wszystkich krajów Unii. Obliczany jest jako średnia ważona wskaźników jakościowych koniunktury w pięciu sektorach (przy czym wagi zostały ustalone arbitralnie, z uwzględnieniem znaczenia danego sektora dla tworzenia PKB). Dudek i Zajac [2012] podają wagi przypisywane poszczególnym sektorom:

40% – przemysł, 30% – usługi, 20% – konsumenci oraz po 5%: budownictwo i handel detaliczny. Wartość indeksu oblicza się, uwzględniając poszczególne salda składające się na wskaźniki sektorowe (łącznie: 15 sald z pięciu wymienionych sektorów). Przed konstrukcją indeksu dane są standaryzowane, a sama konstrukcja zapewnia, że długookresowa wartość średnia indeksu wynosi 100, przy odchyleniu 10. W związku z tym wartości powyżej 100 traktowane są jako nastroj optymistyczny, a poniżej 100 – pesymistyczny [Komisja Europejska 2016]. Wskaźnik obliczany jest z częstotliwością miesięczną i publikowany pod koniec miesiąca, którego dotyczy (wyprzedzenie publikacyjne wynosi ok. 2–3 dni).

Kształtowanie się indeksu w latach 2008–2016 przedstawiamy na rysunku 8.22. Zauważamy jego gwałtowny spadek w drugiej połowie 2008 roku odzwierciedlający ogólny pesymizm panujący na rynku. W marcu 2009 nastąpiło odbicie i w 2010 roku jego wartości kształtowały się powyżej 100. W 2011 nastąpiło pogorszenie nastrojów, ale w całym badanym okresie indeks nie powrócił do swoich wyjściowych wartości. W tabeli 8.7 przedstawiamy podstawowe statystyki opisowe z m i a n wskaźnika. Wynika z nich, że w pierwszym okresie dominowały spadki, natomiast w drugim ogólna tendencja była lekko wzrostowa. Dodatkowo wahałość wskaźnika, mierzona odchyleniem standardowym, była silniejsza w pierwszym okresie.

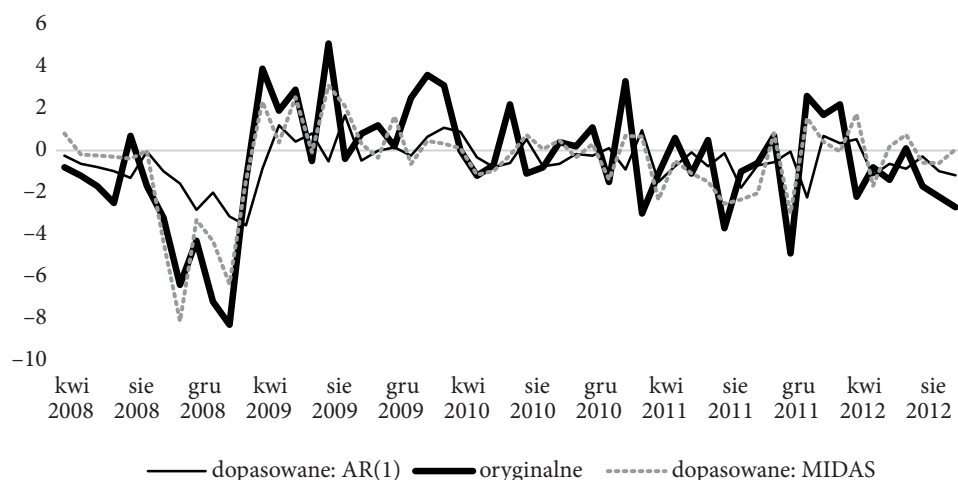


Rysunek 8.22. Zmiany wskaźnika odczuć ekonomicznych (2008–2016)

Tabela 8.7. Statystyki opisowe dla zmian wskaźnika nastrojów inwestorów w wyróżnionych podpróbach

Statystyki opisowe	Marzec 2008 – listopad 2012	Grudzień 2012 – marzec 2016
	liczba obserwacji	
	56	41
Średnia	-0,486	0,303
Mediana	-0,600	0,200
Odchylenie standardowe	2,653	1,071

W tabeli 8.8 przedstawiamy oszacowania parametrów modelu AR(1) dopasowanego do zmian wskaźnika w pierwszym okresie, a w tabeli 8.9 – modelu AR-MIDAS. Na rysunku 8.23 ilustrujemy szeregi – oryginalny proces zmian wskaźnika



Rysunek 8.23. Zmiany wskaźnika odczuć ekonomicznych w latach 2008–2012 i ich oszacowania na podstawie modelu AR i AR-MIDAS

Tabela 8.8. Oszacowanie współczynników modelu ARMA(1,0) dla indeksu nastrojów gospodarczych w Polsce (2008–2012)

Współczynnik	Oszacowanie	Błąd	Stat. Studenta	<i>p</i> -wartość
$\phi(1)$	0,391	0,123	3,183	0,002
μ	-0,529	2,354	-0,225	0,823

Uwaga: model w parametryzacji: $(y_t - \mu) = \phi(1)(y_{t-1} - \mu) + \epsilon_t$.

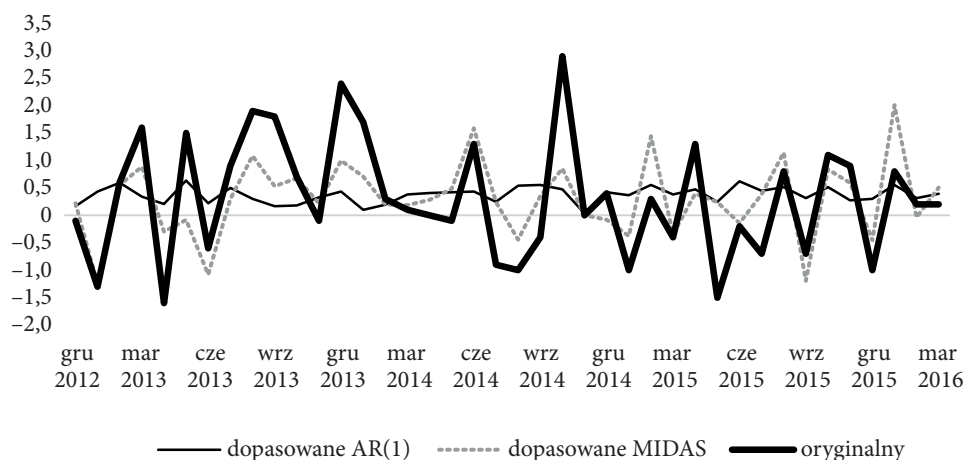
Tabela 8.9. Oszacowanie współczynników modelu AR-MIDAS dla indeksu nastrojów gospodarczych w Polsce (2008–2012)

Współczynnik	Oszacowanie	Błąd	Stat. Studenta	<i>p</i> -wartość
α_0	-0,105	0,257	-0,409	0,684
α_1	0,114	0,117	0,973	0,335
$\beta_{\frac{6}{20}}$	-0,141	0,036	-3,963	0,000
$\beta_{\frac{8}{20}}$	-0,192	0,051	-3,769	0,000
$\beta_{\frac{14}{20}}$	-0,037	0,020	-1,837	0,072
$\beta_{\frac{20}{20}}$	0,105	0,032	3,252	0,002

oraz dopasowane szeregi otrzymane na podstawie dwóch oszacowanych modeli. Zauważamy, że zmiany opisane modelem AR(1) były łagodniejsze, natomiast szeregi otrzymane na podstawie modelu AR-MIDAS zdaje się wyprzedzać zmiany oryginalnego wskaźnika.

Na rysunku 8.24 prezentujemy dopasowanie modelu AR i AR-MIDAS do danych z okresu 2012–2016. Podobnie jak poprzednio model AR (tabela 8.10) nie był w stanie uwzględnić dużych wahań wskaźnika, a dopasowanie modelu AR-MIDAS (tabela 8.11) było wyraźnie trafniejsze. Spostrzeżenia te potwierdzają liczby z tabeli 8.12. W przypadku obu okresów błędy dopasowania uzyskane z modelu AR-MIDAS były mniejsze niż uzyskane z modelu AR. Jeśli porównamy same wartości błędu RMSE, zauważamy, że nie różnią się one znacząco w przypadku modelu AR-MIDAS w pierwszym i drugim okresie, natomiast w przypadku modelu AR – błąd w drugim okresie okazał się mniejszy. Zatem korzyść z zastosowania modelu rozbudowanego w pierwszym okresie była większa niż w drugim okresie. W pierwszym okresie indeks ESI był bardziej wahlivy niż w drugim. Jeśli porównamy błąd szacunku z oryginalnym odchyleniem standardowym, to okazuje się, że w przypadku modelu AR-MIDAS w pierwszym okresie stanowił on jedynie 4% (poprawa o 7,65 punktu procentowego w porównaniu z modelem prostym), zaś w drugim – już 11% (poprawa zaledwie o 3,76 punktu procentowego w porównaniu z modelem prostym). Możemy zatem przypuszczać, że mimo dużej wahlivosti wskaźnika w pierwszym okresie zastosowane modele lepiej wychwytywały jego wahlania niż w drugim.

Biorąc pod uwagę otrzymane wyniki oraz wyniki testu ilorazu wiarygodności przedstawione w tabeli 8.25, możemy stwierdzić, że w obu okresach uwzględnienie



Rysunek 8.24. Zmiany wskaźnika odczuć ekonomicznych w latach 2012–2016 i ich oszacowania na podstawie modelu AR i AR-MIDAS

Tabela 8.10. Oszacowanie współczynników modelu ARMA(1,0) dla indeksu nastrojów gospodarczych w Polsce (2012–2016)

Współczynnik	Oszacowanie	Błąd	Stat. Studenta	<i>p</i> -wartość
$\phi(1)$	-0,133	0,153	-0,872	0,388
μ	0,371	0,101	3,677	0,001

Uwaga: model w parametryzacji: $(y_t - \mu) = \phi(1)(y_{t-1} - \mu) + \epsilon_t$.

Tabela 8.11. Oszacowanie współczynników modelu AR-MIDAS dla indeksu nastrojów gospodarczych w Polsce (2012–2016)

Współczynnik	Oszacowanie	Błąd	Stat. Studenta	<i>p</i> -wartość
α_0	0,341	0,162	2,107	0,043
α_1	-0,122	0,138	-0,881	0,385
$\beta_{\frac{6}{20}}$	0,290	0,097	2,996	0,005
$\beta_{\frac{8}{20}}$	-0,740	0,200	-3,710	0,001
$\beta_{\frac{14}{20}}$	-0,320	0,133	-2,400	0,022
$\beta_{\frac{20}{20}}$	-0,376	0,173	-2,169	0,037
$\beta_{\frac{22}{20}}$	0,138	0,072	1,915	0,064

Tabela 8.12. Porównanie jakości dopasowania modeli AR i AR-MIDAS na podstawie błędów prognoz

Wskaźniki	2008–2012		2012–2015	
	model AR	model AR-MIDAS	model AR	model AR-MIDAS
Suma kwadratów reszt	326,903	43,502	49,003	27,015
Suma wartości bezwzględnych reszt	106,196	79,423	37,226	25,549
RMSE	0,323	0,120	0,167	0,126
MAE	1,896	1,444	0,886	0,639
RMSE/(odchylenie standardowe)	12,17%	4,52%	15,56%	11,80%

w modelu zmian cen spreadu poprawia jego dopasowanie. Możemy więc wnioskować, że ceny kontraktów sCDS zarówno przed, jak i po wprowadzeniu nowej regulacji, odzwierciedlały nastroje panujące w gospodarce.

8.3.2. Zmiany wskaźnika koniunktury w przemyśle przetwórczym (*industrial confidence*) a zmiany kontraktów sCDS

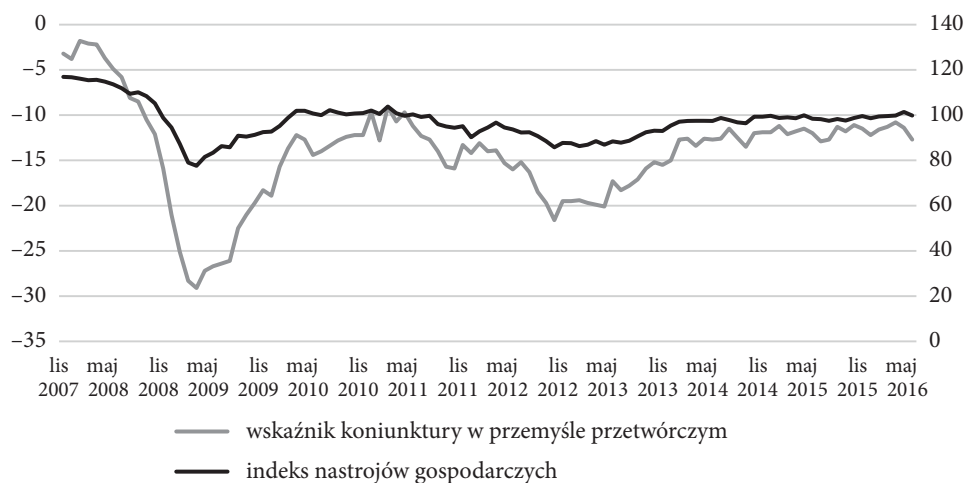
W drugim badaniu wzięliśmy pod uwagę wskaźnik koniunktury w przemyśle przetwórczym (*industrial confidence*). Badaniem koniunktury w przemyśle obejmowane są podmioty prowadzące działalność z zakresu przetwórstwa przemysłowego zaklasyfikowane według Polskiej Klasyfikacji Działalności (PKD 2007) do sekcji C. Obserwacji poddawane są przedsiębiorstwa o liczbie pracujących 10 i więcej osób, dzielone na następujące klasy wielkości [GUS 2009]:

- małe (o liczbie pracujących od 10 do 49 osób),
- średnie (o liczbie pracujących od 50 do 249 osób),
- duże (o liczbie pracujących 250 i więcej osób).

Podmioty zobowiązane są do udzielenia odpowiedzi na pytania dotyczące oceny [GUS 2009]:

- ogólnej sytuacji gospodarczej przedsiębiorstwa;
- portfela zamówień, w tym zagranicznych;
- produkcji bieżącej i w ostatnich trzech miesiącach;
- stanu zapasów wyrobów gotowych;
- sytuacji finansowej ogółem, w tym w zakresie zobowiązań finansowych, należności i opóźnień płatności.

Na rysunku 8.25 przedstawiamy porównanie kształtowania się indeksu koniunktury w przemyśle z indeksem nastrojów gospodarczych. Zauważamy, że wskaźnik koniunktury w całym badanym okresie przyjmował wartości ujemne, natomiast okresy spadków obu indeksów pokrywają się. Dane w tabeli 8.13 pokazują, że po-



Rysunek 8.25. Kształtowanie się wskaźnika koniunktury w przemyśle przetwórczym na tle wskaźnika odczuć ekonomicznych (2008–2016)

Tabela 8.13. Statystyki opisowe dla zmian wskaźnika koniunktury w przemyśle w wyróżnionych podpróbach

Statystyki opisowe	Marzec 2008 – listopad 2012	Grudzień 2012 – marzec 2016
	liczba obserwacji	
	56	41
Średnia	-0,306	0,218
Mediana	-0,400	0,100
Odchylenie standardowe	1,855	0,860

dobnie jak w przypadku indeksu nastrojów w pierwszym okresie dominowały spadki wskaźnika, natomiast w drugim – wzrosty. Okres pierwszy był ponadto okresem bardziej gwałtownych zmian (mierzonych odchyleniem standardowym).

Przebieg badania był identyczny jak w przypadku poprzedniego wskaźnika. Na początku do szeregu zmian wskaźnika dopasowany został model AR – dla każdego podokresu osobno (tabele 8.14 i 8.16). Następnie dla każdego podokresu osza-

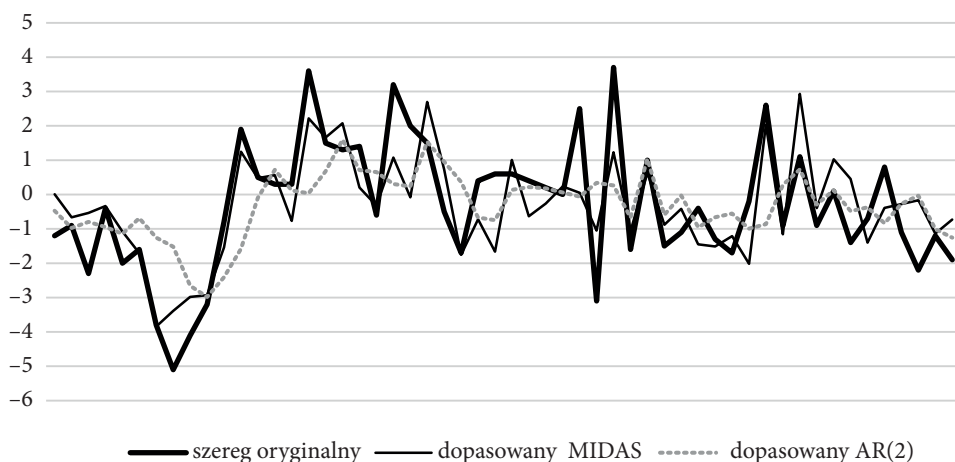
Tabela 8.14. Oszacowanie współczynników modelu ARMA(2,0) dla wskaźnika koniunktury w przemyśle w Polsce (2008–2012)

Współczynnik	Oszacowanie	Błąd	Stat. Studenta	p-wartość
$\phi(1)$	0,194	0,122	1,581	0,120
$\phi(2)$	0,402	0,122	3,283	0,002
μ	-0,348	7,825	-0,045	0,965

Uwaga: model w parametryzacji: $(y_t - \mu) = \phi(1)(y_{t-1} - \mu) + \phi_2(y_{t-2} - \mu) + \epsilon_t$.

Tabela 8.15. Oszacowanie współczynników modelu AR-MIDAS dla wskaźnika koniunktury w przemyśle w Polsce (2008–2012)

Współczynnik	Oszacowanie	Błąd	Stat. Studenta	p-wartość
α_0	-0,105	0,187	-0,563	0,576
α_1	0,007	0,119	0,063	0,950
α_2	0,475	0,109	4,341	0,000
$\beta_{\frac{5}{20}}$	0,059	0,020	3,019	0,004
$\beta_{\frac{6}{20}}$	-0,069	0,025	-2,765	0,008
$\beta_{\frac{7}{20}}$	-0,090	0,033	-2,717	0,009
$\beta_{\frac{8}{20}}$	-0,123	0,034	-3,608	0,001
$\beta_{\frac{9}{20}}$	0,052	0,026	2,016	0,050



Rysunek 8.26. Szeregi dopasowane na podstawie modelu AR(2) oraz AR-MIDAS na tle oryginalnych danych – zmiany wskaźnika koniunktury w przemyśle przetwórczym (2008–2012)

Tabela 8.16. Oszacowanie parametrów modelu AR(1) dla wskaźnika koniunktury w przemyśle przetwórczym (2012–2016)

Współczynnik	Oszacowanie	Błąd	Stat. Studenta	<i>p</i> -wartość
$\phi(1)$	-0,225	0,152	-1,478	0,148
μ	0,263	0,060	4,395	4,13E-05

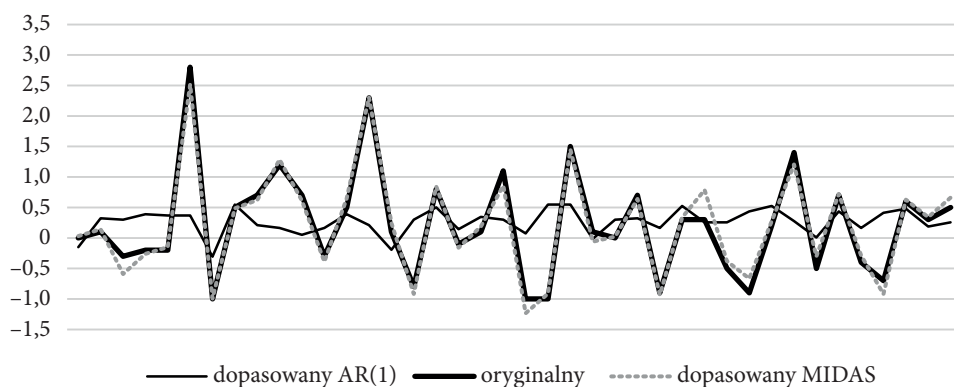
Uwaga: model w parametryzacji: $(y_t - \mu) = \phi(1)(y_{t-1} - \mu) + \epsilon_t$.

Tabela 8.17. Oszacowanie współczynników modelu AR-MIDAS dla wskaźnika koniunktury w przemyśle przetwórczym (2012–2016)

Współczynnik	Oszacowanie	Błąd	Stat. Studenta	<i>p</i> -wartość
α_0	0,153	0,123	1,249	0,252
α_1	-0,090	0,169	-0,533	0,610
$\beta_{\frac{0}{20}}$	-0,538	0,161	-3,354	0,012
$\beta_{\frac{1}{20}}$	-0,517	0,113	-4,583	0,003
$\beta_{\frac{2}{20}}$	0,130	0,157	0,828	0,435
$\beta_{\frac{3}{20}}$	0,862	0,194	4,445	0,003
$\beta_{\frac{4}{20}}$	0,463	0,107	4,346	0,003
$\beta_{\frac{5}{20}}$	-0,205	0,132	-1,561	0,163

cd. tabeli 8.17

$\beta_{\frac{6}{20}}$	0,758	0,136	5,567	0,001
$\beta_{\frac{7}{20}}$	-0,077	0,107	-0,718	0,496
$\beta_{\frac{8}{20}}$	-0,557	0,179	-3,118	0,017
$\beta_{\frac{9}{20}}$	0,294	0,110	2,666	0,032
$\beta_{\frac{10}{20}}$	-0,507	0,156	-3,253	0,014
$\beta_{\frac{11}{20}}$	-0,619	0,130	-4,745	0,002
$\beta_{\frac{12}{20}}$	0,079	0,280	0,283	0,785
$\beta_{\frac{13}{20}}$	-1,142	0,216	-5,286	0,001
$\beta_{\frac{14}{20}}$	-0,978	0,306	-3,196	0,015
$\beta_{\frac{15}{20}}$	0,113	0,318	0,354	0,733
$\beta_{\frac{16}{20}}$	0,149	0,196	0,761	0,472
$\beta_{\frac{17}{20}}$	-0,767	0,140	-5,484	0,001
$\beta_{\frac{18}{20}}$	-0,273	0,116	-2,345	0,051
$\beta_{\frac{19}{20}}$	-0,105	0,049	-2,146	0,069
$\beta_{\frac{20}{20}}$	-0,123	0,131	-0,935	0,381
$\beta_{\frac{21}{20}}$	-0,376	0,158	-2,383	0,049
$\beta_{\frac{22}{20}}$	0,092	0,157	0,590	0,574
$\beta_{\frac{23}{20}}$	0,654	0,308	2,121	0,072
$\beta_{\frac{24}{20}}$	0,005	0,091	0,056	0,957
$\beta_{\frac{25}{20}}$	0,296	0,137	2,166	0,067
$\beta_{\frac{26}{20}}$	0,175	0,121	1,450	0,190
$\beta_{\frac{27}{20}}$	0,042	0,062	0,672	0,523
$\beta_{\frac{28}{20}}$	-0,422	0,102	-4,136	0,004
$\beta_{\frac{29}{20}}$	0,239	0,113	2,121	0,072
$\beta_{\frac{30}{20}}$	0,640	0,163	3,923	0,006



Rysunek 8.27. Szeregi dopasowane na podstawie modelu AR(2) oraz AR-MIDAS na tle oryginalnych danych – zmiany wskaźnika koniunktury w przemyśle przetwórczym (2012–2016)

Tabela 8.18. Błędy oszacowania – porównanie modeli AR i AR-MIDAS – wskaźnik koniunktury w przemyśle wydobywczym i przetwórczym

Wskaźniki	2008–2012		2012–2015	
	model AR	model AR-MIDAS	model AR	model AR-MIDAS
Suma kwadratów reszt	137,031	80,408	30,593	0,909
Suma wartości bezwzględnych reszt	64,563	52,599	27,031	4,560
RMSE	0,221	0,169	0,135	0,024
MAE	1,218	0,992	0,659	0,117
RMSE/(odchylenie standardowe)	11,91%	9,13%	15,20%	2,88%

cowano model AR-MIDAS (tabele 8.15 i 8.17), uwzględniając kształtowanie się zmian cen kontraktów sCDS w bieżącym miesiącu. W przypadku każdego modelu wyznaczono błędy dopasowania, na podstawie uzyskanych reszt, a następnie przeprowadzono test ilorazu wiarygodności (tabela 8.19).

Bardzo interesujące zjawisko odkryliśmy, badając zależności między zmianami koniunktury w przemyśle przetwórczym a zmianami cen kontraktów sCDS w drugim okresie. Model AR-MIDAS niemal idealnie dopasował się do danych. Jest to najlepszy z modeli, jakie udało się dopasować do szeregu danych. Okazuje się zatem, że od 2012 roku, zmiany koniunktury w przemyśle przetwórczym można z powodzeniem modelować, korzystając z dziennych zmian cen kontraktów sCDS. Dopasowanie takiego modelu jest dużo lepsze niż modelu AR-MIDAS dla okresu poprzedniego. Świadczy o tym też porównanie „korzyści” z dopasowania modelu rozbudowanego w obu okresach – w pierwszym okresie różnica w stosunku RMSE do odchylenia standardowego dla modelu rozbudowanego i prostego wyniosła niecałe 3 punkty procentowe, zaś w drugim – powyżej 12.

Możemy zatem uznać, że po wprowadzeniu zakazu handlu „nagimi” kontraktami sCDS i po zmniejszeniu się zmienności spreadu, nastąpiła jedna z dwóch sytuacji:

- albo spread stał się wiarygodnym wskaźnikiem koniunktury w przemyśle i zaczął odzwierciedlać ogólną sytuację dużych i średnich przedsiębiorstw na rynku polskim,
- albo też koniunktura w przemyśle i spread zaczęły kształtować się pod wpływem wspólnych czynników (bądź też wpływ innych czynników, który dominował przed wprowadzeniem nowych regulacji stał się nieistotny).

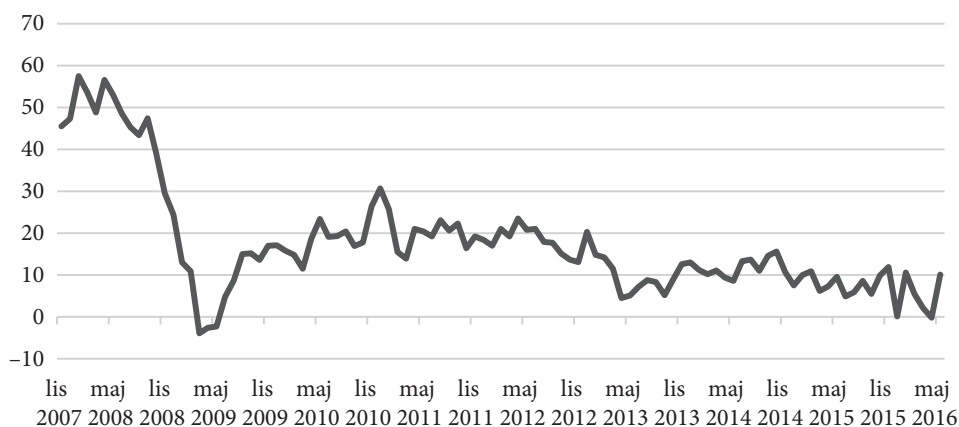
Bardziej skłaniamy się ku tej drugiej tezie. Najprawdopodobniej istnieje zestaw „wspólnych” czynników działających na koniunkturę w przemyśle i na dynamikę cen kontraktów. Przed wprowadzeniem nowych regulacji na rynku sCDS, na ich cenę oddziaływały też inne czynniki, silniej powiązane z koniunkturą zewnętrzną i ryzykiem przeniesienia kryzysu z innych rynków. Po wprowadzeniu handlu „nagimi” kontraktami sCDS udział tych czynników w kształtowaniu spreadu sCDS zmalał na tyle, że dominującą rolę zaczęły odgrywać inne czynniki, najprawdopodobniej silniej powiązane z sytuacją wewnętrzną kraju (co wskazywałoby na to, że po wprowadzeniu zakazu kwotowania sCDS lepiej odzwierciedlają węższe ryzyko suwerenne niż szersze – ryzyko kraju). W związku z tym spread sCDS, okazało się, że ma duże znaczenie w prognozowaniu koniunktury w krajowym przemyśle przetwórczym.

8.3.3. Zmiany wskaźnika sytuacji finansowej na rynku finansowym i ubezpieczeniowym a zmiany cen kontraktów sCDS

Kolejny wskaźnik, jaki wzięliśmy pod uwagę, reprezentuje sytuację finansową w sektorze finansowym i ubezpieczeniowym. Do działalności finansowej i ubezpieczeniowej zalicza się [GUS 2009]:

- finansową działalność usługową, z wyłączeniem ubezpieczeń i funduszy emerytalnych (dział 64);
- ubezpieczenia, reasekurację oraz fundusze emerytalne, z wyłączeniem obowiązkowego ubezpieczenia społecznego (dział 65);
- działalność wspomagającą usługi finansowe oraz ubezpieczenia i fundusze emerytalne (dział 66).

Zmiany tego wskaźnika w czasie zilustrowane zostały na rysunku 8.28 (zob. też tabela 8.19). Zauważamy, że podobnie jak w przypadku poprzednich wskaźników, indeks ten zanotował wyraźny spadek w drugiej połowie 2008 roku. Od marca 2009 sytuacja zaczęła się poprawiać i stabilizować, ale na poziomie dużo niższym niż wyjściowy. Wydaje się, że kolejna zmiana reżimu na niższy nastąpiła ostatecznie w grudniu 2012. Jeśli zwrócimy uwagę na wartości średnie i medianę w obu podokresach zauważamy ciekawą zależność. W pierwszym okresie zarówno średnia, jak i mediana były ujemne, co potwierdza, że na rynku dominował pesymizm. W drugim okresie średnia zmiana nadal jest ujemna (ale jej wartość bezwzględna



Rysunek 8.28. Sytuacja finansowa na rynku finansowym i ubezpieczeniowym (2008–2016)

Tabela 8.19. Statystyki opisowe dla zmian sytuacji finansowej w sektorze finansowym i ubezpieczeniowym w wyróżnionych podpróbach

Statystyki opisowe	Marzec 2008 – listopad 2012	Grudzień 2012 – marzec 2016
	liczba obserwacji	
	56	42
Średnia	-0,713	-0,283
Mediana	-1,100	0,400
Odchylenie standardowe	4,835	3,991

jest wyższa), natomiast mediana jest dodatnia, co sugeruje występowanie nietypowych dużych ujemnych spadków nastroju w drugim okresie.

Przebieg badania nie różnił się i tym razem. Dla obu podokresów oszacowane zostały dwa konkurencyjne modele dla okresu pierwszego: model AR i model AR-MIDAS. Wyniki ich estymacji przedstawiamy w tabelach 8.20–8.21. Na rysunku 8.29 przedstawiony został szereg oryginalny (linia czarna), dwa dopasowane szeregi – z modelu AR(1) oraz modelu AR-MIDAS. Wydaje się, że model AR-MIDAS dobrze oddawał zmiany szeregu oryginalnego jedynie w pierwszym okresie dużych spadków, natomiast kolejne wzrosty indeksu nie miały odzwierciedlenia w zmianach cen kontraktów sCDS. Natomiast model AR(1) w bardzo niewielkim stopniu odzwierciedlał dynamikę zmian wskaźnika. Wnioski te potwierdzają liczby zawarte w tabeli 8.22 przedstawiającej porównanie błędów oszacowania wyznaczonych dla obu modeli.

Sytuacja zmieniła się w drugim okresie. Na podstawie rysunku 8.30 możemy stwierdzić, że model AR-MIDAS (tabela 8.23) całkiem dobrze opisuje zmiany wskaźnika po roku 2012. Dużo lepsze jest też dopasowanie modelu AR(2) – tabela 8.22.

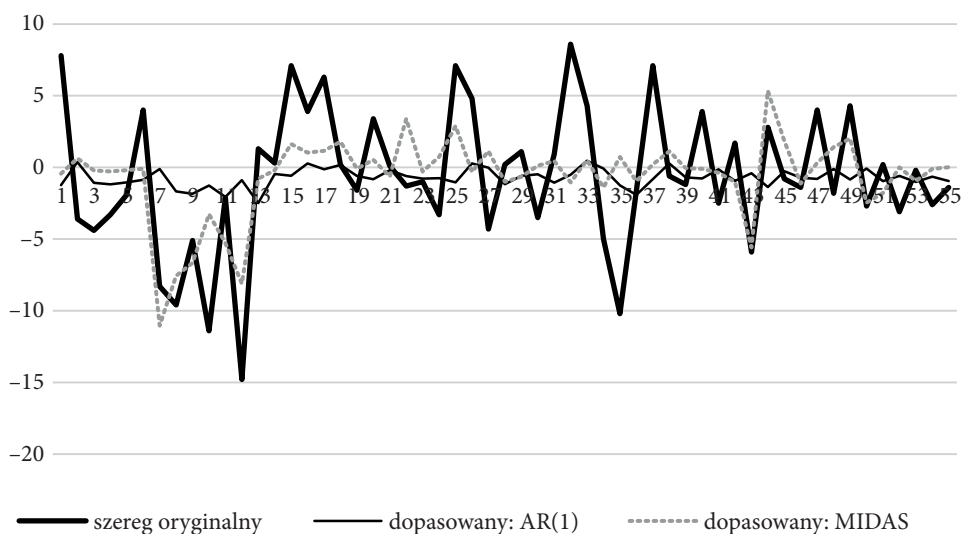
Tabela 8.20. Oszacowanie parametrów modelu AR(1) – wskaźnik sytuacji finansowej w sektorze finansowym i ubezpieczeniowym (2008–2012)

Współczynnik	Oszacowanie	Błąd	Stat. Studenta	p-wartość
$\phi(1)$	0,127	0,133	0,955	0,172
μ	-0,713	1,101	-0,647	0,260

Uwaga: model w parametryzacji: $(y_t - \mu) = \phi(1)(y_{t-1} - \mu) + \epsilon_t$.

Tabela 8.21. Oszacowanie parametrów modelu AR-MIDAS – wskaźnik sytuacji finansowej w sektorze finansowym i ubezpieczeniowym (2008–2012)

Współczynnik	Oszacowanie	Błąd	Stat. Studenta	p-wartość
α_0	0,049	0,603	0,081	0,936
α_1	0,074	0,119	0,624	0,535
$\beta_{\frac{1}{20}}$	0,210	0,075	2,794	0,007
$\beta_{\frac{4}{20}}$	0,210	0,072	2,911	0,005
$\beta_{\frac{10}{20}}$	0,137	0,068	2,020	0,049
$\beta_{\frac{14}{20}}$	-0,120	0,068	-1,776	0,082



Rysunek 8.29. Szeregi dopasowane na podstawie modelu AR(1) oraz AR-MIDAS na tle oryginalnych danych – zmiany sytuacji finansowej na rynku finansowym i ubezpieczeniowym (2008–2012)

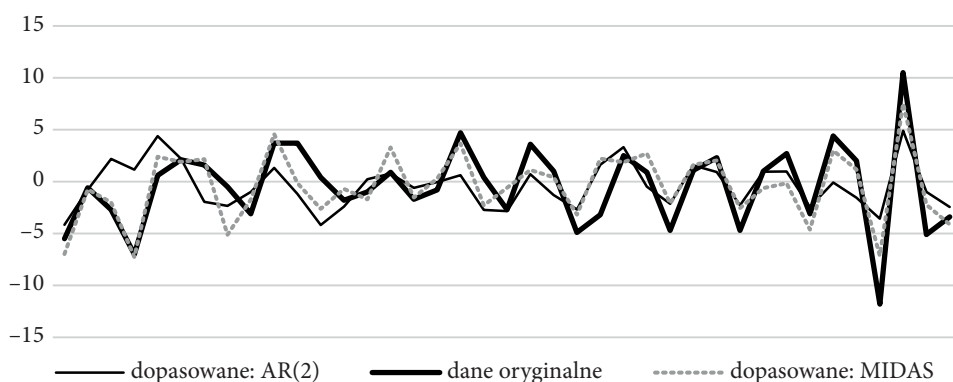
Tabela 8.22. Oszacowanie parametrów modelu AR(2) – wskaźnik sytuacji finansowej w sektorze finansowym i ubezpieczeniowym (2012–2016)

Współczynnik	Oszacowanie	Błąd	Stat. Studenta	p-wartość
$\phi(1)$	-0,537	0,140	-3,829	0,000
$\phi(2)$	-0,441	0,140	-3,143	0,002
μ	-0,283	0,034	-8,304	0,000

Uwaga: model w parametryzacji: $(y_t - \mu) = \phi(1)(y_{t-1} - \mu) + \phi_2(y_{t-2} - \mu) + \epsilon_t$.

Tabela 8.23. Oszacowanie parametrów modelu AR-MIDAS – wskaźnik sytuacji finansowej w sektorze finansowym i ubezpieczeniowym (2012–2016)

Współczynnik	Oszacowanie	Błąd	Stat. Studenta	p-wartość
α_0	-0,102	0,446	-0,229	0,821
α_1	-0,562	0,118	-4,747	0,000
α_2	-0,596	0,115	-5,201	0,000
$\beta_{\frac{1}{20}}$	-0,442	0,252	-1,751	0,090
$\beta_{\frac{8}{20}}$	-2,020	0,483	-4,188	0,000
$\beta_{\frac{9}{20}}$	0,909	0,381	2,387	0,023
$\beta_{\frac{16}{20}}$	1,091	0,607	1,798	0,082
$\beta_{\frac{20}{20}}$	0,901	0,437	2,062	0,048
$\beta_{\frac{21}{20}}$	-0,877	0,251	-3,498	0,001



Rysunek 8.30. Szeregi dopasowane na podstawie modelu AR(1) oraz AR-MIDAS na tle oryginalnych danych – zmiany sytuacji finansowej na rynku finansowym i ubezpieczeniowym (2012–2016)

W przypadku obu okresów błędy szacunku uzyskane z modelu AR-MIDAS były mniejsze niż te z modelu AR, przy czym różnica była bardziej widoczna w przypadku błędów RMSE niż MAE. Jeśli weźmiemy pod uwagę wahliwość próbki, to błędy szacunku z modelu AR w obu okresach wynosiły ok. 13% odchylenia standardowego próby, a z modelu AR-MIDAS – ok. 11%. Korzyści z zastosowania modelu rozbudowanego w porównaniu z modelem prostym były w obu okresach zbliżone – jeśli porównamy np. różnice ilorazu RMSE do odchylenia standardowego w obu okresach, to w każdym przypadku wynosi ona nieco powyżej 2 punktów procentowych.

Tabela 8.24. Błędy oszacowania – porównanie modeli AR i AR-MIDAS – wskaźnik sytuacji finansowej na rynku finansowym i ubezpieczeniowym

Wskaźniki	2008–2012		2012–2015	
	model AR	model AR-MIDAS	model AR	model AR-MIDAS
Suma kwadratów reszt	1287,388	864,897	456,212	184,856
Suma wartości bezwzględnych reszt	210,700	205,900	106,709	102,073
RMSE	0,641	0,535	0,521	0,349
MAE	3,763	3,744	2,603	2,617
RMSE/(odchylenie standardowe)	13,25%	11,03%	13,05%	10,74%

8.3.4. Podsumowanie

W podrozdziale 3 przeprowadzone zostało badanie wpływu dziennych zmian kontraktów sCDS na wskaźniki koniunktury: ogólny, w przemyśle i sektorze finansowym i ubezpieczeniowym, które konstruowane są z częstotliwością miesięczną na podstawie danych ankietowych. Weryfikowaliśmy hipotezę, czy model, który uwzględnia historię zmian wskaźnika (część AR) oraz zmiany cen kontraktów (część AR-MIDAS), jest lepszy niż model, który uwzględnia tylko zmiany wskaźnika z przeszłości. Dopasowanie modeli ocenialiśmy na podstawie błędów oszacowania. W przypadku każdego szeregu błędy szacunku uzyskane z modelu AR-MIDAS były niższe niż z modelu AR, co w zasadzie jest wnioskiem oczywistym. Mniej oczywiste było to, że różnica w poprawie dopasowania będzie zbliżona w obu okresach (różnice błędów dla obu modeli są zbliżone, niezależnie od okresu). Aby stwierdzić, czy model AR-MIDAS był za każdym razem istotnie lepszy od modelu AR, przeprowadziliśmy zatem test ilorazu wiarygodności⁴⁰. Wyniki zostały przedstawione w tabeli 8.25.

⁴⁰ W zasadzie modele były szacowane metodą najmniejszych kwadratów, w związku z czym pisanie o teście wiarygodności jest pewnym nadużyciem. Metoda badania była następująca. Z każdego modelu uzyskaliśmy reszty, które zgodnie z założeniem powinny mieć rozkład *iid* normalny ze śred-

Okazuje się, że w każdym przypadku hipoteza zerowa o wyższości modelu podstawowego nad rozbudowanym została odrzucona. W związku z tym stwierdzamy, że kontrakty sCDS wpływały i wpływają na nastroje inwestorów, bez względu na wprowadzenie zakazu handlu „nagimi” kontraktami. Najwyraźniej, w okresie miesięcznym, spadek zmienności kontraktów nie miał tak wielkiego znaczenia, jak w okresie dziennym, a wręcz mógł zminimalizować pewien szum informacyjny.

Tabela 8.25. Test ilorazu wiarygodności dla wskaźników koniunktury w badanych podokresach

Wskaźniki	Stat. testowa	L. stopni swobody	Wartość krytyczna	Wniosek
ESI	17,946	6	12,592	odrzucaamy H_0
ICI	12,502	5	11,070	odrzucaamy H_0
FSI	11,665	4	9,488	odrzucaamy H_0
2012–2016				
ESI	12,096	5	11,070	odrzucaamy H_0
ICI	61,764	31	44,985	odrzucaamy H_0
FSI	19,012	6	12,592	odrzucaamy H_0

Podstawową wadą zaproponowanego podejścia jest przede wszystkim to, że porównujemy tylko dwa rodzaje modeli: „czysty” model autoregresyjny oraz model uwzględniający jedynie zmiany cen kontraktów sCDS, nie uwzględniamy natomiast modeli z innymi zmiennymi objaśniającymi. Założeniem badania była jednak teza, że ceny kontraktów sCDS są związane z ryzykiem kraju, dlatego powinny reagować na zmiany czynników z nim związanych – w tym koniunktury (por. rozdział 3). Chcieliśmy zweryfikować, czy faktycznie takie założenie da się obronić, a jeśli tak, to czy zależności zmieniają się po 2012 roku. Wnioski z badania są jednoznaczne – wykorzystanie cen kontraktów sCDS poprawia dopasowanie modelu. Jest to szczególnie widoczne w przypadku wskaźnika koniunktury w przemyśle i – co znamienne – również (a może: przede wszystkim) po 2012 roku. Stanowi to jeszcze jeden argument na poparcie tezy, że ceny kontraktów powiązane są raczej z ogólnie rozumianym ryzykiem kraju, a nie ryzykiem niewyplacalności.

nią 0 i stałą wariancją. Dla każdego szeregu policzyliśmy zatem wartość zlogarytmowanej funkcji wiarygodności, przy powyższym założeniu. Dalsza procedura testowa przebiegała tak, jak w klasycznym teście ilorazu wiarygodności.

8.4. Zła sława kontraktów sCDS

W tytule rozdziału poruszona została kwestia złej sławy kontraktów sCDS. Kontrakty tytułową „złą sławę” zyskały po wybuchu kryzysu finansowego na świecie, a przyczyniła się do niej ich konstrukcja. Przypomina ona bowiem formę „zakładu” o bankructwo podmiotu referencyjnego, którego wypłacalność zabezpiecza sCDS. W interesie nabywcy kontraktu może być niewypłacalność rzeczzonego podmiotu, która wiąże się z przepływami finansowymi od wystawcy zabezpieczenia. Zwracamy uwagę, że w klasycznych modelach finansowych obligacje utożsamiane są z instrumentami pozbawionymi ryzyka. Problemy z niewypłacalnością państw (np. Grecja) pokazują, że ryzyko takie istnieje i może być istotne. Niektórzy analitycy rynkowi twierdzą, że spekulanci, za pomocą kontraktów sCDS, które obrazują przecież ryzyko związane z niewypłacalnością danego kraju, mogą sztucznie zawyżać dochodowość obligacji, prowadząc nie tylko do wzrostu obsługi zadłużenia przez dane państwo, ale też do paniki na rynku i zachowań stadnych dokładnie opisywanych w finansowych modelach behawioralnych (np. [Borowski 2014]).

Można w tym momencie zauważyć, że zachowania stadne utożsamiane są raczej z zachowaniem podmiotów indywidualnych, a nie instytucjonalnych, które to przecież dominują na rynku kontraktów sCDS (por. rozdział 2). Niektóre badania (np. [Olsen 1997]) pokazują jednak, że modele behawioralne całkiem dobrze sprawdzają się przy opisie zachowań inwestorów instytucjonalnych. Pytanie o zasadność wprowadzenia regulacji zakazującej handlu „nagimi” kontraktami sCDS stało się zatem istotne. Przeciwnicy zakazu argumentowali, że przecież kontrakty sCDS stanowiły jedynie niewielki fragment rynku tzw. *sovereign* (w 2012 jego wartość⁴¹ wyniosła 3 biliony USD, w porównaniu z 50 bilionami USD stanowiącymi całkowitą wartość długu rządowego) [IMF 2013]. Ostrzegano, że wraz z wprowadzeniem nowych regulacji płynność rynku spadnie, a inwestorzy będą szukać innych mierników ryzyka krajów. Zwolennicy zakazu argumentowali natomiast, że wielkość rynku nie ma znaczenia, ponieważ zachowania stadne nie są zachowaniami racjonalnymi, a spread kontraktów sCDS odzwierciedla raczej ogólne ryzyko rynkowe, a nie kondycję konkretnej gospodarki.

Odniesmy się najpierw do ostatniego argumentu. Z przeprowadzonych przez nas badań wynika, że zmienne makroekonomiczne w okresie nasilenia kryzysu w niewielkim stopniu (o ile w ogóle) wyjaśniają *d z i e n n e* zmiany cen kontraktów sCDS (por. rozdział 5 oraz [Kliber 2013b; Będowska-Sójka i Kliber 2013]). Wyniki te są zgodne z wynikami przedstawianymi przez innych badaczy (por. [Adam 2013a, 2016]). Natomiast znamienne jest to, że w okresie spokojniejszym sytuacja się zmienia – zmienne makroekonomiczne stają się istotnymi czynnikami determinującymi dynamikę cen kontraktów. Wykazaliśmy też, że istnieje istotne interak-

⁴¹ Wyrażona jako wartość nominalna, tzw. *notional amount*.

cje między cenami kontraktów sCDS a zmiennymi z lokalnego rynku finansowego. Pokazaliśmy, że zmienne te są skorelowane oraz że przed 2012 rokiem zachodziły między nimi istotne oddziaływania przyczynowo-skutkowe. Ważną uwagą dla naszych rozważań w tym rozdziale jest to, że oddziaływania te były obustronne, tj. nie możemy stwierdzić, że tylko zmienność cen kontraktów sCDS oddziaływała na zmienność instrumentów na rynku obligacji, kursowym czy giełdowym. Wnioski te są zgodne z wnioskami z dwóch poprzednich rozdziałów – prawdopodobieństwo przeniesienia zdarzeń ekstremalnych między rynkami było w okresie kryzysu znikome. Znamienne jest jednak to, że prawdopodobieństwo to znacznie wzrosło w momencie, gdy wprowadziliśmy do analizy element „zagranicy” (spread obligacji polskich do niemieckich). W związku z powyższym możemy stwierdzić, że, owszem, zmienność cen kontraktów sCDS wpływała na zmienność na innych segmentach rynku finansowego, ale nie było to oddziaływanie destrukcyjne, a raczej wynikające z tego, że wszystkie sektory rynku finansowego kształtowały się pod wpływem wspólnych czynników, wśród których niebagatelną rolę odgrywała sytuacja na rynkach zagranicznych.

Po wprowadzeniu zakazu handlu „nagimi” kontraktami sCDS obroty na rynku spadły, płynność i zmienność rynku drastycznie się obniżyły [IMF 2013; ISDA 2014b] i osłabiło się oddziaływanie cen kontraktów na krajowe rynki finansowe. Wyniki przedstawionych w tym rozdziale badań sugerują, że wciąż zachodzą oddziaływania ze strony rynku obligacji oraz kursu walutowego, ale są one słabsze. Natomiast bardzo istotnie osłabiły się zależności przyczynowe między GPW a rynkiem sCDS. Pojawia się zatem pytanie, co obecnie odzwierciedlają ceny kontraktów i czy mogą stanowić wiarygodny wskaźnik wypłacalności kraju? Na podstawie badań [ISDA 2014b] możemy przypuszczać, że inwestorzy zdają się w to wątpić.

Jednak możemy zadać sobie też pytanie, jaki rodzaj ryzyka odzwierciedlają ceny kontraktów sCDS. W przypadku Polski – jak pokazujemy – nie musi to być wcale wąskie ryzyko niewypłacalności kraju. Przedstawione tu badania sugerują, że w kontekście naszego kraju może to być szerzej rozumiane ryzyko kraju, które obejmuje nie tylko problemy z finansowaniem długu państwowego, ale też klimat koniunktury, otoczenie gospodarcze i in. W takim przypadku wzrost cen polskich kontraktów sCDS na przełomie lat 2008/2009 byłby uzasadniony ryzykiem przeniesienia pesymistycznych nastrojów na rynek polski, perspektywą załamania się koniunktury i handlu zagranicznego w związku z kryzysem na rynkach sąsiednich oraz obawą o płynność finansową przedsiębiorstw w związku z kryzysem zaufania na rynku międzybankowym. Osłabiło się znaczenie cen kontraktów sCDS jako wskaźników dla krótkoterminowych inwestorów na rynkach finansowych, jednak zdają się one pozostawać miarodajnym wskaźnikiem koniunktury w perspektywie długoterminowej.

8.5. Modele

W przedstawionym badaniu wykorzystano dwa rodzaje modeli. Pierwszy to modele zmienności stochastycznej, które szacowane były z wykorzystaniem metod bayesowskich. Drugi – to model AR-MIDAS dla danych mieszanej częstotliwości, szacowany metodami klasycznymi. Poniżej przedstawiamy ich specyfikację.

8.5.1. Model zmienności stochastycznej z przyczynowością Grangera

Prezentowany model został zaproponowany przez Meyer i Yu w 2006 roku [2006]. Niech $\mathbf{y} = (y_1, y_2)'$ oznacza szereg czasowy, przy czym zakłada się, że są to reszty z modelu typu ARMA. Model zmienności stochastycznej z przyczynowością Grangera przedstawia się następująco:

$$\begin{aligned} \mathbf{y}_t &= \mathbf{\Omega}_t \boldsymbol{\epsilon}_t, \boldsymbol{\epsilon}_t \sim iid(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_t), \\ \mathbf{h}_{t+1} &= \boldsymbol{\mu} + \Phi(\mathbf{h}_t - \boldsymbol{\mu}) + \boldsymbol{\eta}_t, \boldsymbol{\eta}_t \sim iid N(\mathbf{0}, \text{diag}(\sigma_{\eta_1}^2, \sigma_{\eta_2}^2)), \end{aligned} \quad (8.1)$$

przy czym $\mathbf{\Omega}_t$ oznacza macierz diagonalną taką, że: $\mathbf{\Omega}_t = \text{diag}\left(\exp\left(\frac{h_t}{2}\right)\right)$, natomiast $\boldsymbol{\Sigma}_t$ oraz Φ wynoszą odpowiednio:

$$\boldsymbol{\Sigma}_t = \begin{bmatrix} 1 & \rho_\epsilon \\ \rho_\epsilon & 1 \end{bmatrix}, \quad (8.2)$$

$$\Phi = \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{bmatrix}. \quad (8.3)$$

Ponadto: $\boldsymbol{\mu} = (\mu_1, \mu_2)'$, $\mathbf{h}_t = (h_{t,1}, h_{t,2})'$, $\boldsymbol{\epsilon}_t = (\epsilon_{1,t}, \epsilon_{2,t})'$, $\boldsymbol{\eta}_t = (\eta_{1,t}, \eta_{2,t})'$.

W założeniu modelu – zwrot i zmienność instrumentów są powiązane ze sobą, a zmienność jednego może być przyczyną w sensie Grangera zmienności drugiego instrumentu (i odwrotnie). W celu określenia przyczynowości między zmiennością cen kontraktów sCDS oraz zmiennością innych instrumentów badaliśmy istotność parametrów ϕ_{12} oraz ϕ_{21} . Ponieważ model szacowany był z użyciem metodologii Bayesowskiej, to dla każdego parametru otrzymywaliśmy rozkład prawdopodobieństwa. Zakładamy, że parametr jest istotny, jeśli jego 95-procentowy przedział

ufności nie zawiera w sobie wartości 0. Założone rozkłady *a priori* były analogiczne do rozkładów przedstawionych w pracy Meyer i Yu [2006], a w szczególności:

$$\begin{aligned}\phi_{12} &\sim N(0,10), \\ \phi_{21} &\sim N(0,10), \\ \rho_\epsilon &\sim U(-1,1),\end{aligned}$$

przy czym wartość startowa ϕ_{12} oraz ϕ_{21} wynosiły zero, a $U(-1,1)$ oznacza rozkład jednostajny na przedziale $(-1;1)$.

Czytelników zainteresowanych tematyką odsyłamy do prac: [Meyer i Yu 2000, 2006; Pajor 2003]; natomiast porównanie zastosowanych w poprzednich rozdziałach modeli GARCH z modelami SV przedstawiają np. [Doman i Doman 2004; Osiewalski, Pajor i Pipień 2007; Będowska-Sójka i Kliber 2010].

8.5.2. Model AR-MIDAS

Model AR-MIDAS jest modelem umożliwiającym uwzględnienie danych o mieszanej częstotliwości (*mixed frequency*). Niech Y_t oznacza szereg obserwacji pewnej zmiennej o niskiej częstotliwości notowań, a X_t – zmiennej o wysokiej częstotliwości. Przyjmijmy następującą notację – zmienną X oznaczać będziemy z indeksem (i) , co oznacza, że jej notowania obserwujemy i -razy szybciej, np. jeśli Y jest notowana rocznie, a X kwartalnie, to $i = 4$ i zapisywać to będziemy $X^{(4)}$. Niech B oznacza operator opóźnienia, tj. $By_t = y_{t-1}$. Załóżmy, że dla każdego okresu niskiej częstotliwości $t = t_0$ obserwujemy proces $x_\tau^{(i)}$ przez $m_i \in N$ okresów wysokiej częstotliwości $\tau = (t_0 - 1) m_i + 1, \dots, t_0 m_i$. Każdy i -ty okres wyższej częstotliwości możemy zapisać w kategoriach okresu niższej częstotliwości jako: $\tau = (t - 1) m_i + j, j = 1, \dots, m_i$. Dla $m_i = 1$ proces wyższej częstotliwości obserwowany jest z taką samą częstotliwością, jak proces wyższej częstotliwości y_t . Opóźnienia procesu $x_\tau^{(i)}$ oznaczamy jako $Lx_\tau^{(i)} = x_{\tau-1}^{(i)}$. Podstawowy model AR-MIDAS możemy zatem zapisać jako [Ghysels, Virmantas i Zemlyns 2016]:

$$y_t = \sum_{i=0}^k \sum_{j=0}^{l_i} \beta_j^{(i)} x_{tm_i-j}^{(i)} + \epsilon_t, \quad (8.4)$$

gdzie:

$$\left(\epsilon_t | x_{tm_0}^{(0)}, \dots, x_{(tm_0-l_0)}^{(0)}, \dots, x_{(tm_k)}^{(k)}, \dots, x_{(tm_k-l_k)}^{(k)} \right) = 0.$$

W przypadku wersji **bez ograniczeń na parametry** (*unrestricted* AR-MIDAS) szacowane są współczynniki przy wszystkich zmiennych wysokiej częstotliwości

uwzględnionych w równaniu (por. [Foroni, Massimiliano i Schumacher 2015]). Często jednak liczba parametrów w modelu okazuje się bardzo duża, a estymacja niemożliwa. Dlatego wprowadza się ograniczenia na parametry, tj.: w przypadku wersji z **ograniczeniami** (*restricted* AR-MIDAS) stosuje się funkcję agregującą o założonej postaci.

Wybór wag

Część modelu AR-MIDAS, obejmująca dane wysokiej częstotliwości, komasowana jest do postaci zagregowanej w następujący sposób [Ghysels, Virmantas i Zemlyns 2016]:

$$\beta(L)^T x_{t,0} = \sum_{i=0}^k \sum_{j=0}^l \beta_j^{(i)} x_{tm_i-j}^{(i)} = \sum_{i=0}^k \sum_{r=0}^q \lambda_r^{(i)} \tilde{x}_{t-r}^{(i)} \quad (8.5)$$

gdzie q oznacza liczbę opóźnień niższej częstotliwości, natomiast:

$$\tilde{x}_{t-r}^{(i)} := x_{t-r}^{(i)}(\boldsymbol{\delta}_{i,r}) = \sum_{s=1}^{m_i} w_r^{(i)}(\boldsymbol{\delta}_{i,r}; s) x_{(t-1-r)m_i+s}^{(i)} \quad (8.6)$$

Funkcja wążąca $w_r(\boldsymbol{\delta}_{i,r}; s)$ zależy od wektora parametrów $\boldsymbol{\delta}_{i,r}$, który z kolei może zmieniać się w zależności od zmiennej, częstotliwości i opóźnienia danych niższej częstotliwości – r . Wagi można wybierać w nim na wiele sposobów, tak aby sumowały się do 1, np. według następującego schematu:

$$\forall i, r: w_r^{(i)}(\boldsymbol{\delta}_{i,r}; s) = \frac{\phi_r^{(i)}(\boldsymbol{\delta}_{i,r}; s)}{\sum_{j=1}^{m_i} \phi_r^{(i)}(\boldsymbol{\delta}_{i,r}; j)}, s = 1, \dots, m_i,$$

gdzie $\phi_r^{(i)}(\cdot)$ jest pewną funkcją. Przy założeniu, że funkcja nie przyjmuje wartości ujemnych, wagi są również nieujemne i sumują się do 1. Autorzy [Ghysels, Virmantas i Zemlyns 2016] proponują następujące funkcje wążące:

- wykładnicze wagi Almona [Almon 1965]: $\phi(\boldsymbol{\delta}, s) = \exp\left(\sum_{j=1}^p \delta_j s^j\right)$, $p \in N$, gdzie:
 - $\boldsymbol{\delta} = (\delta_1, \dots, \delta_j, \dots, \delta_p)' \in \mathbb{R}^p$; jeśli $\boldsymbol{\delta} = (\delta_1, \delta_2)$ oraz $\delta_1 = \delta_2 = 0$, otrzymujemy zwykłą średnią;
- wagi beta: $\phi(\boldsymbol{\delta}, s) = x_s^{\delta_1-1} (1-x_s)^{\delta_2-1}$, gdzie $x_s := \xi + (1-\xi)h(s)$, $h(s) := \frac{s-1}{m-1}$, $\xi > 0$, $\boldsymbol{\delta} = (\delta_1, \delta_2)' \in \mathbb{R}_+^2$; δ_1 są parametrami determinującymi kształt krzywej; dla $\delta_1 = \delta_2 = 1$ otrzymujemy zwykłą średnią z danych o wysokiej częstotliwości w jednostce czasu określonej przez dane o niskiej częstotliwości;

- wagi Gompertza: $\phi(\boldsymbol{\delta}, s) = z(s) e^{-\delta_1 z(s)}$, gdzie $z(s) = \exp(\delta_2 s)$ oraz $\boldsymbol{\delta} = (\delta_1, \delta_2)' \in \mathbb{R}_+^2$;
- wagi logarytmiczne Cauchy'ego: $\phi(\boldsymbol{\delta}, s) = s^{-1} \left(\delta_2^2 + (\ln(s) - \delta_1)^2 \right)^{-1}$, gdzie $\boldsymbol{\delta} = (\delta_1, \delta_2) \in \mathbb{R} \times \mathbb{R}_+$;
- wagi Nagakamiego: $\phi(\boldsymbol{\delta}, s) = s^{2\delta_1 - 1} \exp\left(-\frac{\delta_1}{\delta_2 s^2}\right)$, gdzie $\boldsymbol{\delta} := (\delta_1, \delta_2)'$, $\delta_1 \geq 0, 5$, $\delta_2 \in \mathbb{R}_+$.

Zob. również [Ghysels, Santa-Clara i Valkanov 2004; Ghysels, Sinko i Valkanov 2006; Ghysels, Andreou i Kourtellis 2010].

Rozwinięcie modelu: AR-MIDAS

W modelu AR-MIDAS z częścią AR, który został wykorzystany w badaniu przedstawionym w tym rozdziale, uwzględnia się opóźnione wartości zmiennej objaśnianej (niskiej częstotliwości). Model ma następującą postać:

$$y_t - \alpha_1 y_{t-1} - \dots - \alpha_p y_{t-p} = \sum_{i=0}^k \sum_{j=0}^{l_i} \beta_j^{(i)} x_{tm_i-j}^{(i)} + \epsilon_t \quad (8.7)$$

lub inaczej:

$$\alpha(B) y_t = \beta(L) x_{t,0} + \epsilon_t. \quad (8.8)$$

Zakłada się przy tym, że:

$$E\left(\epsilon_t | y_{t-1}, \dots, y_{t-p}, x_{tm_0}^{(0)}, \dots, x_{(tm_0-l_0)}^{(0)}, \dots, x_{(tm_k)}^{(k)}, \dots, x_{(tm_k-l_k)}^{(k)}\right) = 0.$$

Zapisując model w postaci macierzowej, dokonujemy przekształcenia zmiennych wysokiej częstotliwości x_τ na wektor zmiennych niskiej częstotliwości: $(x_{3t}, \dots, x_{3t-5})'$. Takie przekształcenie nazywamy „dopasowaniem częstotliwości” (*frequency alignment*). Wymagane jest, aby liczba obserwacji x_τ wynosiła $3n$. Model ma zatem następującą postać:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ \dots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_{t-1} & \dots & y_{t-p} \\ \dots & \dots & \dots \\ y_{n-1} & \dots & y_{n-p} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \dots \\ \alpha_p \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^h \mathbf{X}^{(i)} \cdot \begin{bmatrix} \beta_0^{(i)} \\ \dots \\ \beta_k^{(i)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_t \\ \dots \\ \epsilon_n \end{bmatrix}, \quad (8.9)$$

gdzie:

$$\begin{bmatrix} x_{lm_i}^{(i)} & x_{lm_i-1}^{(i)} & \dots & x_{lm_i-k}^{(i)} \\ x_{(l+1)m_i}^{(i)} & x_{(l+1)m_i-1}^{(i)} & \dots & x_{(l+1)m_i-k}^{(i)} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{tm_i}^{(i)} & x_{tm_i-1}^{(i)} & \dots & x_{tm_i-k}^{(i)} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{(n-1)m_i}^{(i)} & x_{(n-1)m_i-1}^{(i)} & \dots & x_{(n-1)m_i-k}^{(i)} \\ x_{nm_i}^{(i)} & x_{nm_i-1}^{(i)} & \dots & x_{nm_i-k}^{(i)} \end{bmatrix}.$$

Przykład: y_t jest obserwowane kwartalnie, a x_t miesięcznie. Ponieważ w kwartale są trzy miesiące, to $m = 3$. Załóżmy, że znaczenie mają zmienne opóźnione o miesiąc i o dwa miesiące, czyli interesuje nas wpływ zmiennych x_{3t} , x_{3t-1} , x_{3t-2} obserwowanych w kwartale (t) oraz zmiennych z kwartału ($t - 1$): y_{t-1} , $x_{3(t-1)}$, $x_{3(t-1)-1}$, $x_{3(t-1)-2}$. Model w zapisie macierzowym będzie miał następującą postać:

$$\begin{bmatrix} y_2 \\ \dots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_1 \\ \dots \\ y_{n-1} \end{bmatrix} \alpha_1 + \begin{bmatrix} x_6 & \dots & x_1 \\ \dots & \dots & \dots \\ x_{3n} & \dots & x_{3n-5} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \dots \\ \beta_5 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_2 \\ \dots \\ \epsilon_n \end{bmatrix}. \quad (8.10)$$

Niewątpliwą zaletą modelu AR-MIDAS jest możliwość zredukowania liczby parametrów poprzez zastosowanie wspomnianych wyżej funkcji ważących. Jeśli liczba parametrów nie jest duża, lepszym wyjściem może być zastosowanie modelu bez restrykcji. Więcej na ten temat piszą np. Forni, Massimiliano i Schumecher [2015]. Autorzy pokazują, że model bez ograniczeń sprawdza się lepiej w przypadku danych makroekonomicznych, przy miesięcznej i dziennej częstotliwości próbkowania. Więcej informacji na temat modeli typu AR-MIDAS Czytelnik może znaleźć w pozycjach: [Ghysels, Sinko i Valkanov 2006; Ghysels, Andreou i Kourtellos 2010; Ghysels, Virmantas i Zemlys 2016], natomiast przykład zastosowania na rynku polskim przedstawiają np. Kujawski [2013] i Łupiński [2013].

Zakończenie

Głównym przedmiotem badań przedstawionych w tej pracy były ceny kontraktów sCDS na polskie euroobligacje w euro. Kontrakty CDS to kontrakty zamiany ryzyka kredytowego. Ich ideą jest umożliwienie przeniesienia ryzyka kredytowego z podmiotu będącego w posiadaniu obligacji referencyjnej na inny podmiot – wystawcę kontraktu sCDS. W związku z tym cena kontraktu (wyrażona w punktach bazowych) jest interpretowana jako cena zabezpieczenia przed ryzykiem niewypłacalności dłużnika, a jej zmiany zwiastują zmiany wiarygodności kredytowej podmiotu referencyjnego. Jednym z rodzajów kontraktów CDS są tzw. kontrakty *sovereign* CDS, wystawiane na obligacje rządowe. Zmiany cen tych kontraktów (wymienne nazywane *spreadem* lub *premią*), utożsamiane są ze zmianami ryzyka suwerennego kraju.

Celem pracy było przedstawienie zmian cen kontraktów sCDS wystawianych na polskie euroobligacje na tle koniunktury gospodarczej w Polsce w latach 2008–2013 i odpowiedź na pytanie, czy *spread* kontraktów sCDS powinien być utożsamiany z wąsko pojmowanym ryzykiem suwerennym, czy też szerzej rozumianym ryzykiem kraju. To pierwsze związane jest ściśle z wypłacalnością rządu, natomiast to drugie – również z koniunkturą gospodarki i (ze względu na powiązania handlowe) koniunkturą w jej otoczeniu.

Wnioski z badań przedstawionych w tej pracy są następujące. Analiza sytuacji gospodarczej Polski w latach 2008–2013 pozwala stwierdzić, że zagrożenie bankrutstwem rządu w badanym okresie było niewielkie i nie uzasadniało ogromnego wzrostu cen kontraktów sCDS na początku kryzysu. Wzrostu takiego doświadczyły zresztą wszystkie gospodarki europejskie. Był on spowodowany ogólnym wzrostem ryzyka w Europie. Drugi etap dużego wzrostu cen przypadł na moment problemów krajów śródziemnomorskich (w tym Grecji) oraz problemów należących do tego samego co Polska regionu – Węgier. Wzrostu tego nie da się uzasadnić pogorszeniem kondycji finansów państwa, a jedynie siłą powiązań cen kontraktów sCDS w regionie i w Europie (zob. np. Kliber [2011, 2014]). Faktem jest natomiast, że koniunktura za granicą w dużym stopniu oddziałuje na koniunkturę krajową, między innymi

poprzez powiązania handlowe oraz powiązania rynków finansowych. Ponieważ w badanym okresie eksport odgrywał dużą rolę we wzroście polskiego PKB (a jego konkurencyjność potęgowała deprecjacja złotego), to spadek koniunktury u głównych partnerów handlowych mógł doprowadzić do spadku koniunktury w Polsce. W istocie w latach 2008–2010 nastroje gospodarcze spadały, a spadek ten pokrywał się ze wzrostem cen kontraktów sCDS w ujęciu miesięcznym.

Wyniki przeprowadzonych badań potwierdzają powyższe przypuszczenia. Okazuje się, że istnieją długookresowe zależności między cenami kontraktów sCDS a wymianą zagraniczną mierzoną wartością importu i eksportu, koniunkturą na rynku pracy i rynku mieszkaniowym oraz stopą procentową. Badanie w ujęciu miesięcznym (rozdział 4) pokazało też, że w latach 2008–2010/2011 istniała przyczynowość w sensie Grangera między niektórymi zmiennymi makroekonomicznymi a cenami kontraktów. Zmiennymi tymi były między innymi wielkości aproksymujące stronę podażową i popytową gospodarki, eksport oraz ryzyko obligacji polskich w stosunku do niemieckich, a także zmiany zadłużenia zagranicznego. Otrzymane wyniki przeczą wynikom cytowanym przez wielu autorów, że w czasie zaostżenia kryzysu wielkości makroekonomiczne tracą na znaczeniu jako determinanty cen kontraktów. W ujęciu miesięcznym zależność ta jest doskonale widoczna. Natomiast rzeczywiście zanika przy zmianie częstotliwości na dzienną. Pokazane to zostało w rozdziale 5, w którym badano wpływ ogłoszeń makroekonomicznych na ceny kontraktów. Z badania tego wynika, że wpływ ten istniał w momencie ustabilizowania się sytuacji na polskim rynku. W okresie stabilnym widoczny był też wpływ zmiennych z lokalnego rynku finansowego, które nie miały znaczenia w okresie 2009–2010, np. ryzyka giełdowego czy stóp procentowych.

Z badań, które zostały zaprezentowane w rozdziałach 6 i 7 wynika, że zależności między rynkiem kontraktów sCDS a rynkiem stóp procentowych, mierzone współczynnikiem τ Kendalla były zbliżone do zależności między rynkiem sCDS a rynkiem giełdowym oraz między rynkiem sCDS a rynkiem walutowym. W każdym z tych trzech przypadków prawdopodobieństwo przeniesienia kryzysu między rynkami było pomijalne. Wyjątek stanowiło badanie, w którym uwzględnione zostało ryzyko stóp procentowych Polski w porównaniu z ryzykiem stóp procentowych w Niemczech (tj. spread obligacji) – prawdopodobieństwo przeniesienia kryzysu między rynkami znacznie wzrosło. Wnioskujemy zatem, że w badanym okresie źródłem kryzysu dla rynku polskiego mogła być niestabilna sytuacja zagraniczna, a nie problemy wewnętrzne.

Bardzo interesujące wnioski płyną z badania powiązań między rynkiem walutowym a rynkiem kontraktów sCDS. Okazuje się, że są one powiązane za pośrednictwem kursu EUR/PLN. Wyeliminowanie jego wpływu z badania prowadzi do prawie całkowitego zaniku prawdopodobieństwa przeniesienia zdarzeń ekstremalnych między rynkami oraz osłabia siłę zależności.

Ostatni rozdział, ósmy, został poświęcony dyskusji na temat kryzysogennej roli kontraktów sCDS. Ze względu na swoją konstrukcję, przypominającą rodzaj zakładu

o bankructwo podmiotu referencyjnego, kontrakty sCDS „od zawsze” postrzegane były przez niektórych analityków finansowych jako co najmniej kontrowersyjne. W związku z tym – oraz w obliczu problemów Grecji – na rynku europejskim wprowadzona została regulacja zakazująca nabywania kontraktów przez podmioty nieposiadające obligacji referencyjnej. Zakaz ten doprowadził istotnie do zmniejszenia zmienności na rynku kontraktów, ale też do drastycznego spadku płynności. Z badania, które przedstawione zostało w rozdziale ósmym, wynika, że o ile przed listopadem 2012 można mówić o obustronnej przyczynowości w wariacji między poszczególnymi sektorami rynku finansowego a rynkiem sCDS, to po 2012 roku zależności te zanikły. Natomiast w przypadku zależności między miesięcznie publikowanymi wskaźnikami nastrojów gospodarczych a dziennymi zmianami kontraktów sCDS zależności nie tylko nie zniknęły, ale w niektórych przypadkach uległy wzmocnieniu. Reasumując, nawet przed wprowadzeniem ograniczeń handlu praktycznie nie istniało ryzyko przeniesienia kryzysu między rynkiem kontraktów sCDS a sektorami krajowego rynku finansowego. Świadczą o tym zarówno małe wartości współczynnika λ – interpretowanego jako prawdopodobieństwo przeniesienia zjawisk ekstremalnych między rynkami, jak i fakt, że otrzymane w modelu zmienności stochastycznej zależności były obustronne. Przedstawione badania potwierdzają przytoczone w literaturze spostrzeżenie, że od 2012 roku rola spreadu kontraktów sCDS jako wiarygodnego miernika ryzyka wypłacalności osłabła. Okazuje się jednak, że zmiany cen kontraktów wciąż wpływają na nastroje gospodarcze i mogą być wiarygodnym wskaźnikiem koniunktury w ujęciu długoterminowym.

Zatem można stwierdzić, że wrażliwość cen kontraktów sCDS na wydarzenia związane z koniunkturą krajową oraz na wydarzenia związane z lokalnym rynkiem finansowym, a także na zmiany koniunktury za granicą potwierdza tezę postawioną na początku pracy, że w przypadku Polski powinny być one utożsamiane raczej z szeroko rozumianym ryzykiem kraju niż z wąsko pojmowanym ryzykiem suwerennym.

Literatura

- Adam, M., 2013a, *Spillovers and Contagion in the Sovereign CDS Market*, *Bank i Kredyt*, 44(6), s. 571–604.
- Adam, M., 2013b, *Zmienność i zależności między spreadami sovereign credit default swap dla krajów regionu CE-3*, w: Ratajczak, M., Bludnik, I., Wallusch, J. (red.), *Ekonomia Teoria Historia Praktyka*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań.
- Adam, M., 2016, *Determinanty kształtowania się spreadów swapów ryzyka kredytowego wystawionych na polskie obligacje skarbowe*, rozprawa doktorska.
- Adamczyk, M., 2012, *Współczesny kryzys finansowy – przyczyny i konsekwencje dla gospodarek światowych*, *Prace i Materiały Instytutu Handlu Zagranicznego Uniwersytetu Gdańskiego pt. Wyzwania gospodarki globalnej*, 31, s. 13–29.
- Afonso, A., Arghyrou, M.G., Kontonikas, A., 2012, *The Determinants of Sovereign Bond Yield Spreads in the EMU*, University of Glasgow, Business School-Economics, Working Papers, no. 2012–14, <http://pascal.iseg.utl.pt/~depeco/wp/wp362012.pdf> (dostęp: 5.09.2016).
- Afonso, A., Furceri, D., Gomes, P., 2012, *Sovereign Credit Ratings and Financial Markets Linkages: Application to European Data*, *Journal of International Money and Finance*, 31(3), s. 606–638.
- Afonso, A., Gomes, P., Rother, P., 2008, *What “Hides” Behind Sovereign Debt Ratings?*, w: Soares, J.O., Pina, J., Catalao-Lopes, M. (eds.), *New Developments in Financial Modelling*, Cambridge Scholars Publishing, s. 314–343.
- Aizenman, J., Hutchison, M., Jinjara, Y., 2013, *What is the Risk of European Sovereign Debt Defaults? Fiscal Space CDS Spreads and Market Mispricing of Risk*, *Journal of International Money and Finance*, 34(C), s. 37–59.
- Alexopoulou, I., Andersson, M., Georgescu, O.M., 2009, *An Empirical Study on the Decoupling Movements between Corporate Bonds and CDS Spreads*, ECB Working Paper no 1085.
- Almon, S., 1965, *The Distributed Lag between Capital Appropriations and Expenditures*, *Econometrica*, 33 (1), s. 178–196.
- Alper, C.E., Forni, L., Gerard, M., 2013, *Pricing of Sovereign Credit Risk: Evidence from Advanced Economies during the Financial Crisis*, *International Finance*, 16(2), s. 161–188.

- Alter, A., Schüler, Y.S., 2012, *Credit Spread Interdependencies of European Sates and Banks during the Financial Crisis*, Journal of Banking and Finance, 36(12), s. 3444–3468.
- Ang, A., Longstaff, F.A., 2013, *Systemic Sovereign Credit Risk: Lessons from the US and Europe*, Journal of Monetary Economics, 60 (5), s. 493–510.
- Asonuma, T., 2016, *Sovereign Defaults, External Debt, and Real Exchange Rate Dynamics*, IMF Working Paper, WP 16/37.
- Atrissi, N., Mezher, F., 2010, *Sovereign Debt Crisis and Credit Default Swaps: The Case of Greece and Other PIIGS*, 6th International Finance Conference on Financial Crisis and Governance. Cambridge Scholars Publ., s. 278–289.
- Augustin, P., 2014, *Sovereign Credit Default Swap Premia*, Journal of Investment Management, 12(2), s. 65–102.
- Augustin, P., Subrahmanyam, M.G., Tang, D.Y., Wang, S.Q., 2014, *Credit Default Swaps: A Survey*, Foundations and Trends in Finance, 9(1–2), s. 1–196.
- Baillie, R.T., 1996, *Long Memory Processes and Fractional Integration in Econometrics*, Journal of Econometrics, 73, s. 5–59.
- Balding, C., 2011, *CDS pricing and Elections in Emerging Markets*, Journal of Emerging Markets Finance, 10(2), s. 121–173
- Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith J.W., Hendry, D.F., 2003, *Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*, Oxford University Press, New York.
- Będowska-Sójka, B., 2010, *Intraday CAC40, DAX and WIG20 Returns when the American Macro News is Announced*, Bank i Kredyt, 41 (2), s. 7–20.
- Będowska-Sójka B., 2011, *The Impact of Macro News on Volatility of Stock Exchanges*, Dynamic Econometric Models, 11, s. 99–110
- Będowska-Sójka, B., 2014, *Wpływ informacji na ceny instrumentów finansowych. Analiza danych śróddziennych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań.
- 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, LVII(4), s. 105–127.
- 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, 13, s. 87–106
- Bień-Barkowska, K., 2011, *Wpływ publikacji danych makroekonomicznych na kurs EUR/PLN w kontekście badania mikrostruktury rynku*, Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych, XII(2), s. 48–57.
- Bień-Barkowska, K., 2012, *Does It Take Volume to Move EURPLN FX Rates? Evidence from Quantile Regressions*, Dynamic Econometric Models, 12, s. 35–52.
- Black, F., 1976, *Studies of Stock Market Volatility Changes*, Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section, s. 177–181
- Boberski, D., 2015, *The Cheapest-to-Deliver Option in Credit Default Swaps, w: CDS Delivery Option: Better Pricing of Credit Default Swaps*, Wiley & Sons, DOI: 10.1002/9781119204411.ch6.
- Bollerslev, T., 1986, *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*, Journal of Econometrics, 31, s. 307–327.

- Bollerslev, T., 1990, *Modeling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH model*, *Review of Economics and Statistics*, 72, s. 498–505.
- Bongaerts, D., De Jong, F., Driessen, J.J., 2011, *Derivative Pricing with Liquidity Risk: Theory and Evidence from the Credit Default Swap Market*, *The Journal of Finance*, 66(1), s. 203–240.
- Borowski, K., 2014, *Finanse behawioralne. Modele*, Difin SA, Warszawa.
- Bostanci, G., Yilmaz, K., 2015, *How Connected Is the Global Sovereign Credit Risk Network?* Working Paper, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2647251>.
- Brigo, D., Predescu, M., Capponi, A., 2010, *Liquidity Modeling for Credit Default Swaps: an Overview*, w: Bielecki, T., Brigo, D., Patras, F. (eds.), *Credit Risk Frontiers. The Subprime Crisis, Pricing and Hedging*, CVA, MBS, Ratings and Liquidity, John Wiley & Sons, New Jersey.
- Calice, G., Chen, J., Williams, J., 2013, *Liquidity Spillovers in Sovereign Bonds and CDS Markets: An Analysis of The Eurozone Sovereign Debt Crisis*, *Journal of Economic Behaviour and Organization*, 85, s. 122–143.
- Calice, G., Miao, R-H, Štěrba, F., Vašíček, B., 2015, *Short-term Determinants of Idiosyncratic Sovereign Risk Premium: A Regime-Dependent Analysis for European Credit Default Swaps*, *Journal of Empirical Finance*, 33, s. 174–189.
- Calverley, J., 1990, *Country Risk Analysis*, 2nd ed., Butterworth and Co Publishers Ltd, Scotland.
- 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.
- Camba-Méndez, G., Serwa, D., 2014, *Market Perception of Sovereign Credit Risk in the Euro Area during The Financial Crisis*, ECB Working Paper, 1710.
- Campbell, J and G. Taksler, 2003, *Equity Volatility and Corporate Bond Yields*, *Journal of Finance*, 58, s. 2321–2349.
- Carr, P., Wu, L., 2007, *Theory and evidence on the dynamic interactions between sovereign credit default swaps and currency options*, *Journal of Banking and Finance*, 31(8), s. 2383–2403.
- Chaplin, G., 2010, *Credit Derivatives: Trading, Investing, and Risk Management*, 2nd Edition, John Wiley & Sons, Chichester.
- Chernov, M., Gorbenko, A.S., Makarov, I., 2013, *CDS Auctions*, *Review of Financial Studies*, 26(3), s. 768–805.
- Chobanov, P., Lahiani, A., Nenovsky, N., 2010, *Money Market Integration and Sovereign CDS Spreads Dynamics in the New EU States*, Wiliam Davidson Institute Working Paper, no. 1002.
- Claessens, S., Ayhan Kose, M., Terrones, M.E., 2009, *What Happens During Recession, Crunches and Busts?* *Economic Policy*, 24(60), s. 653–700.
- Claeys, P., Vašíček, B., 2012, *Measuring Sovereign Bond Spillover in Europe and the Impact of Rating News*. Czech National Bank Working Paper, no. 7.
- Collin-Dufresne, P., Goldstein, R.S., Spencer, M.J., 2001, *The Determinants of Credit Spread Changes*, *The Journal of Finance*, 56, s. 2177–2207
- Cosset, J.C., Siskos, Y., Zopoundis, C., 2002, *Evaluating Country Risk: A Decision Support Approach*, *Global Finance Journal*, 3(1), s. 79–95.

- Cottrel, A., Lucchetti, R.J., 2014, *Gretl User's Guide*, GNU Regression, Econometrics and Time-series Library. Web-DOC: <http://gretl.sourceforge.net/gretl-help/gretl-guide.pdf> [dostęp: 09.09.2016].
- Coudert, V., Gex, M., 2010a, *Credit Default Swap and Bond Markets: Which Leads the Other?* Banque de France, Financial Stability Review, 14, s. 161–167.
- Coudert, V., Gex, M., 2010b, *The Credit Default Swap Market and the Settlement of Large Defaults*, *Economie Internationale*, 3 (123), s. 91–120.
- Coudert, V., Gex, M., 2013, *The Interactions between the Credit Default Swap and the Bond Markets in Financial Turmoil*, *Review of International Economics*, Wiley Blackwell, 21(3), s. 492–505.
- Criado, S., Degabriel, L., Lewandowska, M., Linden, S., Ritter, P., 2010, *Sovereign CDS Report*, Official Report DG COMP, DG ECFIN and DG MAR <http://www.ft.com/intl/cd-sreport> [dostęp: 21.03.2017].
- Culp, Ch.L., van der Merve, A., Staerkle, B.J., 2016, *Single-Name Credit Default Swaps – A Review of the Empirical Academic Literature*, Johns Hopkins Institute for Applied Economics, AF/No. 11.
- Cutler, D.J. Poterba, Summers, L., 1989, *What moves stock prices?*, *Journal of Portfolio Management*, 15, s. 4–12.
- Della Corte, P., Sarno, L., Schmeling, M., Wagner, C., 2014, *Sovereign Risk and Currency returns*, 41st European Finance Association Annual Meeting (EFA 2014).
- Delatte, A-L., Gex, M., Lopez-Villavicencio, A., 2012, *Has the CDS Market Influenced the Borrowing Cost of European Countries During the Sovereign Crisis?* *Journal of International Financial Money and Finance*, 31 (3), s. 481–497.
- Dickey, D.A., Fuller W.A., 1979, *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, *Journal of the American Statistical Association*, 74, s. 427–431.
- Diebold, F.X., Yilmaz, K., *Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers (with Discussion)*, *International Journal of Forecasting*, 28, s. 57–66.
- Dieckmann, S., Plank, T., 2012, *Default Risk of Advanced Economies: An Empirical Analysis of Credit Default Swaps during the Financial Crisis*, *Review of Finance*, 16, s. 903–934.
- Ding, Z., Granger, C. W. J., Engle, R. F., 1993, *A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model*, *Journal of Empirical Finance*, 1, s. 83–106.
- Doman, M., 2009, *Interdependencies in the European Currency Market*, w: Matłoka, M. (ed.), *Quantitative Methods in Economics*, Poznań University of Economics Press, Poznań.
- Doman, R., 2011, *Zastosowania kopuli w modelowaniu dynamiki zależności na rynkach finansowych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu
- Doman, M., Doman, R., 2003, *Kursy walutowe w gospodarkach podlegających transformacji*, *Ekonomista*, 1, s. 105–112
- Doman, M., Doman, R., 2004, *Ekonometryczne modelowanie dynamiki polskiego rynku finansowego*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań.
- Doman, M., Doman R., 2014, *Dynamika zależności na globalnym rynku finansowym*, Difin, Warszawa.
- Drozdowicz-Bieć, M., 2009, *Kryzysy finansowe i cykle koniunktury*, w: Garczarczyk, J. (red.), *Rynek usług finansowych a koniunktura gospodarcza*, CeDeWu, 17–31.

- Dudek S., Zając T., 2012, *Zastosowanie modeli czynnikowych do konstrukcji barometru koniunktury na podstawie badań ankietowych*, Prace i Materiały SGH, 90(3), s. 183–213.
- Economist Intelligence Unit, 2012, *Recesja na Zachodzie odstrasza inwestorów od Europy Wschodniej*, <https://www.obserwatorfinansowy.pl/tematyka/makroekonomia/recesja-na-zachodzie-europy-odstrasza-inwestorow-od-europy-wschodniej/>.
- Economist Intelligence Unit, 2014, *Country Risk Model. An Interactive Tool for Analysing Country and Sovereign Risk*, <https://www.eiu.com/handlers/PublicDownload.ashx?mode=m&fi=risk-section/country-risk-model.pdf> [dostęp: 14.03.2017].
- Engle, R.F., 2002, *Dynamic Conditional Correlation – a Simple Class of Multivariate GARCH Models*, Journal of Business and Economic Statistics, 20, s. 339–350.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J., 1987, *Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*, Econometrica, 55 (2), s. 251–276.
- Engle, R.F., Rangel, F.G., 2008, *The Spline-GARCH Model for Low-Frequency Volatility and Its Global Macroeconomic Causes*, Review of Financial Studies, 21(3), s. 1187–1222.
- Engle, R.F., Sheppard, K., 2001, *Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH*, mimeo, UCSD.
- Entorf H., Gross A., Steiner Ch., 2012, *Business Cycle Forecasts and Their Implications for High-Frequency Stock Market Returns*, Journal of Forecasting, 31(1), s. 1–14.
- Erbs, C.B., Campbell, R.H., Viskanta, T.E., 1996, *Political Risk, Economic Risk and Financial Risk*, Financial Analysts Journal, 52, s. 28–46.
- Eun, C.S., Resnick, B.G., 2004, *International Financial Management*, McGraw-Hill/Irwin, Boston.
- Farlex, 2009, *Farlex Financial Dictionary*, <http://financial-dictionary.thefreedictionary.com>.
- Firlej, K.A., 2011, *Źródła i przebieg kryzysu finansowego w Stanach Zjednoczonych i Europie Zachodniej*, Roczniki Ekonomiczne Kujawsko-Pomorskiej Szkoły Wyższej w Bydgoszczy, 4, s. 21–36.
- Fischer, S., Merton, R.C., 1984, *Macroeconomics and Finance: the Role of the Stock Market*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 21, s. 57–108.
- Fiszeder, P., 2009, *Modele klasy GARCH w empirycznych badaniach finansowych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń.
- Fontana, A., Scheicher, M., 2016, *An Analysis of Euro-Area Sovereign CDS and Their Relation with Government Bonds*, Journal of Banking and Finance, 62, s. 126–140.
- Foroni, C., Massimiliano, M., Schumacher C., 2015, *Unrestricted Mixed Data Sampling (MIDAS): MIDAS Regressions with Unrestricted Lag Polynomials*, Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society), 178(1), s. 57–82.
- Gapen, M., Gray, D., Lim, C.H., Xiao, Y., 2008, *Measuring and Analyzing Sovereign Risk with Contingent Claims*, IMF Staff Papers, Palgrave Macmillan, 55(1), s. 109–148.
- Gątarek, Ł., Wojtowicz, M., 2015, *The Relation between Sovereign Credit Default Swap Premium and Banking Sector Risk in Poland*, NBP Working Paper, 222.
- Gelpern, A., Gulati, M., 2012, *CDS Zombies*, European Business Organization Law Review, 13, s. 347–390.
- Ghalanos, A., 2015a, *rmgarch: Multivariate GARCH models*, R package version 1.3–0.
- Ghalanos, A., 2015b, *rugarch: Univariate GARCH models*, R package version 1.3–6.

- Ghysels E., Andreou E., Kourtellis A., 2010, *Regression Models with Mixed Sampling Frequencies*, Journal of Econometrics, 158, s. 246–261.
- Ghysels E., Santa-Clara P., Valkanov R., 2004, *The MIDAS Touch: Mixed Data Sampling Regression Models*, CIRANO Working Paper.
- Ghysels E., Sinko A., Valkanov R., 2006, *MIDAS Regressions: Further Results and New Directions*, Econometric Reviews, 26, s. 53–90.
- Ghysels E., Virmantas K., Zemlys V., 2016, *Mixed Frequency Data Sampling Regression Models: The R Package Midasr*, Journal of Statistical Software, 72(4), s. 1–35.
- Gjerde, O., and F. Sæettem, 1999, *Causal Relations Among Stock Returns and Macroeconomic Variables in a Small, Open Economy*, Journal of International Financial Markets Institutions and Money, 9, s. 61–74.
- Glosten, L.R., Jagannathan, R., Runkle, D.E., 1993, *On the Relation Between Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks*, Journal of Finance, 48, s. 1779–1801.
- Goodhart, C.A.E, 1988, *'News' and the Foreign Exchange Market*, Proceedings of the Manchester Statistical Society, s. 1–79.
- Grady, J., Lee R.J., 2012, *Sovereign CDS: Lessons from the Greek Debt Crisis*. Memorandum, Richards Kibbe & Orbe LLP, s. 1–4.
- Granger, C.W.J., 1969, *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods*, Econometrica, 37(3), s. 424–438.
- Greene, W.H., 2012, *Econometric Analysis*, 7th ed., Pearson, New York.
- Grontecki, R., Kurnatowski, T., 2007, *Kredytowe instrumenty pochodne*, International Journal of Management and Economics, 22, 213–247.
- Grossman, H.I., Van Huyck, J.B., 1988, *Sovereign Debt as a Contingent Claim: Excusable Default, Repudiation, and Reputation*, American Economic Review, 78(5), s. 1088–1097.
- Guidolin, M., Ono, S., 2006, *Are the Dynamic Linkages between the Macroeconomy and Asset Price Time Varying?*, Journal of Economic and Business, 58, s. 480–518.
- Gurgul, H., Suliga, M., Wójtowicz, T., 2012, *Responses of the Warsaw Stock Exchange to the US Macroeconomic News Announcements*, Managerial Economics, 12, s. 41–60
- GUS, 2004, *Koniunktura konsumencka. Tendencje zmian październik 2003 – styczeń 2004*, Zakład Wydawnictw Statystycznych, Warszawa.
- GUS, 2009, *Badanie koniunktury gospodarczej*, Zakład Wydawnictw Statystycznych, Warszawa.
- GUS, 2014, *Koniunktura konsumencka. Marzec 2014*, Zakład Wydawnictw Statystycznych, Warszawa.
- GUS, 2015, *Koniunktura konsumencka. Marzec 2015*, Zakład Wydawnictw Statystycznych, Warszawa.
- Gyntelberg, J., Hördahl, P., Ters, K., Urban, J., 2013, *Intraday Dynamics of Euro Area Sovereign CDS and Bonds*, BIS Working Papers, 423.
- Hand, J., Holthausen, R., Leftwich, R., 1992, *The Effect of Bond Rating Agency Announcements on Bond and Stock Prices*, Journal of Finance, 47(2), s. 733–752.
- Harju, K., Hussain, S., 2011, *Intraday Seasonalities and Macroeconomic News Announcements*, European Financial Management, 17(2), s. 367–390.

- Haworth, H., Gironi, M., Walker, H., King, M., 2010, *ISDA Succession Event*, Fixed Income Research, Credit Suisse Group AG, https://www.credit-suisse.com/who_we_are/en/ [dostęp: 9.09.2016].
- Haynes, K., Eckley, I.A., Fearnhead, P., 2014, *Efficient Penalty Search for Multiple Change-point Problems*, arXiv:1412.3617, s. 1–23.
- Heinrichs, M., Stanoeva I., 2013, *Country Risk and Credit Risk. Building Clearer Borders*, S&P Capital IQ, Feb.2013, 1–11. <https://www.spcapitaliq.com/our-thinking/resources-ideas/Country%20Risk%20and%20Sovereign%20Risk.pdf> [dostęp: 9.09.2016].
- Heinz F.F., Sun, Y., 2014, *Sovereign CDS Spreads in Europe—The Role of Global Risk Aversion, Economic Fundamentals, Liquidity, and Spillovers*, IMF Working Paper, <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2014/wp1417.pdf> [dostęp: 9.09.2016].
- Helwege, J., Maurer, S., Sarkar, A., Wang, Y., 2009, *Credit Default Swap Auctions*, Federal Reserve Bank of New York Staff Report, no. 372 (May).
- Herring, R., 1983, *Managing International Risk*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Hofert, M., Kojadinovic, I., Maechler, M., Yan J., 2016, *Copula: Multivariate Dependence with Copulas*, R package version 0.999–15.
- Hofert, M., Maechler, M., 2011, *Nested Archimedean Copulas Meet R: The nacopula Package*, Journal of Statistical Software, 39(9), s. 1–20.
- Hofmann, B., Shim, I., Shin, S., 2017, *Sovereign Yields and the Risk-Taking Channel of Currency Appreciation*, BIS Working Paper, no. 538.
- Hondroyannis, G., Papapetrou, E.J., 2011, *Macroeconomic Influences on the Stock Market*, Journal of Economics and Finance, 25 (33), s. 33–49.
- Hothorn, T., Zeileis, A., Farebrother, R.W., Cummins, M., Millo, G., Mitchell, D., 2017, *Package: lmtest. Testing Linear Regression Models*, <https://cran.r-project.org/web/packages/lmtest/lmtest.pdf> [dostęp: 21.06.2017].
- Howell, E., 2016, *Regulatory Intervention in the European Sovereign Credit Default Swap Market*, European Business Organization Law Review, 17(3), s. 319–353. <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:L:2012:086:0001:0024:en:PDF> [dostęp: 25.04.2017].
- Hull, J., Predescu, M., White, A., 2004, *The Relationship between Credit Default Swap Spreads, Bond Yields, and Credit Rating Announcements*, Journal of Banking & Finance, 28(11), s. 2789–2811.
- IMF, 2013, *A New Look at the Role of Sovereign Credit Default Swaps (Chapter 2)*, w: IMF, Global Financial Stability Report, Wydawnictwo IMF, Washington, s. 57–92.
- IOSCO, 2012, *The Credit Default Swap Market Report*, <https://www.iosco.org/library/pubdocs/pdf/IOSCOPD385.pdf>
- ISDA, 2003, *2003 ISDA Credit Derivatives Definitions*, ISDA, New York.
- ISDA, 2009, *2009 ISDA Credit Derivatives Determinations Committees, Auction Settlement and Restructuring CDS Protocol*, ISDA, New York.
- ISDA, 2012, *Greek Sovereign CDS Credit Event Frequently Asked Questions*, ISDA Inc.
- ISDA, 2014a, *2014 ISDA Credit Derivatives Definitions*, ISDA, New York.
- ISDA, 2014b, *Adverse Liquidity Effects on the EU Uncovered Sovereign CDS Ban*, ISDA Research Note, 1–12.
- Jain, S., 2014, *The Relationship between Interest Rates and Credit Spreads*, Market Realist, <http://marketrealist.com/2014/03/relationship-interest-rates-credit-spreads/> [dostęp: 9.05.2017].

- Jajuga, K., 2007, *Zarządzanie ryzykiem*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Jajuga K., Papla D., 2005, *Extreme Value Analysis and Copulas*, w: Cizek, P., Haerdle, W., Weron, R. (ed.), *Statistical Tools for Finance and Insurance*, Springer, Berlin, s. 45–64.
- Johansen, S., 1995, *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.
- Jurkowska, A., 2014, *Czynniki determinujące wycenę kontraktów CDS wystawianych na dług rządowy na świecie i w Polsce*, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, 346, s. 81–91.
- Karmann A., Maltritz D., 2004, *Assessment of Sovereign Risk for South America: A Structural Approach*, w: Frenkel, M., Karmann A., Scholtens, B. (eds.), *Sovereign Risk and Financial Crises*, Springer, New York.
- Kasapi, A., 2002, *Kredytowe instrumenty pochodne. Charakterystyka, rodzaje i zasady obrotu*, Oficyna Wydawnicza, Kraków.
- Killick, R., Eckley, I.A., 2014, *Changepoint: an R Package for Changepoint Analysis*, Journal of Statistical Software, 58(3), s. 1–19.
- Killick, R., Fearnhead, P., Eckley, I.A., 2012, *Optimal Detection of Changepoints with a Linear Computational Cost*, Journal of the American Statistical Association, 107(500), s. 1590–1598.
- Killick, R., Haynes, K., Eckley, I.A., Fearnhead, P., Lee, J., 2016, *Package 'Changepoint. Methods for Changepoint Detection*, <https://github.com/rkillick/changepoint> [dostęp: 9.09.2016].
- Kim, H.-S., Min, H.-G., McDonald, J.A., 2016, *Returns, Correlations, and Volatilities in Equity Markets: Evidence from Six OECD Countries during the US Financial Crisis*, Economic Modelling, 59, s. 9–22.
- Kindleberger, Ch.P., 1999, *Szaleństwo, panika, krach. Historia kryzysów finansowych*, WIG-Press, Warszawa.
- Kliber, A., 2011, *Sovereign CDS Instruments in Central Europe – Linkages and Interdependence*, Dynamic Econometric Models, 11, s. 111–128.
- Kliber, A., 2012, *Dynamika kontraktów CDS na polskie i węgierskie obligacje*, w: Appenzeller, D. (red.), *Matematyka i informatyka na usługach ekonomii. Metody – analizy – prognozy*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu (UEP), s. 109–118.
- Kliber, A., 2013a, *Influence of the Greek Crisis on the Risk Perception of European Economies*, Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics, 5(2), s. 125–161.
- Kliber, A., 2013b, *Ocena ryzyka Polski z wykorzystaniem tradycyjnych mierników gospodarczych oraz premii kontraktów CDS – porównanie*, Studia Oeconomica Posnaniensia, 9, s. 54–76.
- Kliber, A., 2014, *The Dynamics of Sovereign Credit Default Swaps and the Evolution of the Financial Crisis in Selected Central European Economies*, Czech Journal of Economics and Finance, 64(4), s. 330–350.
- Kliber, A., 2015, *Sovereign Credit Default Swap Market – is There Anything to Be Afraid Of?*, 7-th International Conference: Economic Challenges in Enlarged Europe, Tallin.
- Kliber, A., 2016a, *Impact of the Ban on Uncovered sCDS Trade on the Interdependencies between CDS Market and other Sectors of Financial Market. The Case of Safe and Developed versus Risky and Developing Economics*, Comparative Economic Research, 19 (1), s. 77–99.

- Kliber, A., 2016b, *Leverage Effect Puzzle: The Case of European Credit Default Swap Market*, Review of Derivatives Research, 19 (3), s. 217–235.
- Kliber, A., 2017, *Not as Black as Is Painted? Influence of sCDS Market on Domestic Financial Markets Before and After the Ban on Naked sCDS Trade*, w: Jajuga, K., Orlowski, L.T., Staehr, K. (eds.), *Contemporary Trends and Challenges in Finance*, Springer Verlag, Berlin, s. 11–23.
- Kliber, A., Kliber, P., 2010, *Zależności pomiędzy kursami walut środkowoeuropejskich w okresie kryzysu 2008*, Przegląd Statystyczny, 1, s. 3–16.
- Kliber, A., Kliber, P., Płuciennik, P., Piwnicka, M., 2016, *POLONIA Dynamics during the Years 2006–2012 and the Effectiveness of the Monetary Policy of the National Bank of Poland*, Empirica, 43(1), s. 37–59.
- Kliber, A., Płuciennik, P., 2011, *Modelowanie premii za ryzyko na polskim rynku pieniężnym z wykorzystaniem instrumentów SWAP na POLONIĘ*, Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego, 9 (4/8), s. 225–238
- Kliber, A., Płuciennik, P., 2016, *Euro, Dollar or Swiss Franc: What Currency Had the Greatest Impact on the Hungarian, Polish and Czech Economies during the Global Financial Crisis?* – International Conference *Forecasting Financial Markets*, Hanower, 25–28.05.2016.
- KNF, 2010, *Polski rynek finansowy w obliczu kryzysu finansowego w latach 2008–2009*, Urząd Komisji Nadzoru Finansowego, Warszawa.
- Kobrin, S., 1986, *Assessing Political risk Overseas*, w: Grub, P.D. (ed.), *Multinational Enterprise in Transition: Selected Readings and Essays*, Darwin, London, s. 425–439.
- Kocsis, Z., 2014, *Global, Regional and Country-Specific Components of Financial Market Indicators: an Extraction Method and Applications*, Acta Oeconomica, vol. 64, no. S1, s. 81–110.
- Kojadinovic, I., Yan, J., 2010, *Modeling Multivariate Distributions with Continuous Margins Using the copula R Package*, Journal of Statistical Software, 34(9), s. 1–20
- Komárková, Z., Lešánovská, J., Komárek, L., 2013, *Analysis of Sovereign Risk Market Indicators: The Case of the Czech Republic*, Finance a úvěr-Czech Journal of Economics and Finance, 63(1), s. 1–24.
- Komisja Europejska, 2016, *The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys. User Guide*, http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/method_guides/index_en.htm [dostęp: 9.09.2016].
- Kosmidou, K., Doumpos, M., Zopounidis, C., 2008, *Country Risk Evaluation. Methods and Applications*, Springer Verlag, New York.
- Krzyżanowski, L., Perrakis, S., Zhong, R., 2014, *Market Segmentation and Default Risk: The CDS and Loan CDS Markets*, Working Paper.
- Krześniak, A., 2005, *Dekompozycja premii za ryzyko na rynku pozaskarbowych instrumentów dłużnych na przykładzie polskiego rynku obligacji korporacyjnych*, Materiały i Studia NBP, 197.
- Kujawski, L., 2013, *Zastosowanie danych o różnej częstotliwości w prognozowaniu makroekonomicznym*, Zarządzanie i finanse, 11(3) cz.2, s. 129–146.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., Shin, Y., 1992, *Testing the Null of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?*, Journal of Econometrics, 54, s. 159–178.

- Laurent, S., 2013, *G@RCH7: Estimating and Forecasting ARCH Models*, Timberlake, London.
- Lee, Ch.M.C., Ready, M.J., 1991, *Inferring Trade Direction from Intraday Data*, *Journal of Finance*, 46, s. 733–746.
- Lei, M., Ap Gwilym, O., 2007, *The Characteristics and Evolution of Credit Default Swap Trading*, *Journal of Derivatives & Hedge Funds*, 13(3), s. 186–198.
- Liu, J., 2013, *A Study of the Interaction between the Sovereign Credit Default Swap Market and the Exchange Rate: An Analysis from a Macroeconomic Perspective*, rozprawa doktorska, University of Bath.
- Liu, J., Morley, B., 2012, *Sovereign Credit Default Swaps and Macroeconomic*, *Applied Economic Letters*, 19(2), 129–132.
- Longstaff F.A., Mithal S., Neis E., 2005, *Corporate Yield Spreads: Default Risk or Liquidity? New Evidence from the Credit Default Swap Market*, *The Journal of Finance*, 60 (5), s. 2213–2253.
- Longstaff, F.A., Pan, J., Pedersen, L.H., Singleton, K.J., 2011, *How Sovereign is Sovereign Credit Risk?* *American Economic Journal: Macroeconomics*, American Economic Association, 3(2), s. 75–103.
- Longstaff, F., Schwartz, E., 1995, *A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt*, *Journal of Finance*, 50(3), s. 789–819.
- Lu, F.-B., Hong, Y.-M., Wang, S.-Y., Lai, K.-K., Liu, J., 2014, *Time-varying Granger Causality Tests for Applications in Global Crude Oil Markets*, *Energy Economics*, 42, s. 289–298.
- Łupiński, M., 2013, *Porównanie jakości prognozowania polskiego PKB dynamicznymi modelami czynnikowymi oraz czynnikowymi modelami MIDAS*, *Ekonometria* 4(42), s. 85–102.
- Lütkepohl, H., 2005, *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, Berlin.
- Łyziak, T., 2014, *Testing Selected Features of Inflation Expectations in Poland*, NBP Working Paper, no. 178, http://www.nbp.pl/publikacje/materialy_i_studia/178_en.pdf [dostęp: 9.09.2016].
- Madura, J., 2003, *International Financial Management*, South Western, Mason.
- Markit, 2010, *Credit Event Auction Primer Revision*, http://www.markit.com/cds/documentation/resource/credit_event_auction_primer.pdf [dostęp: 24.03.2017].
- Masson, P., 1999, *Contagion: Monsoonal Effects, Spillovers, and Jumps Between Multiple Equilibria*, w: Agenor, P.R., Miller, M., Vines, D., Weber, A. (eds.), *The Asian Financial Crisis: Causes, Contagion and Consequences*, Cambridge University Press, Cambridge.
- McElroy, W., 2012, *Repudiate the National Debt*, The Future of Freedom Foundation, <https://www.fff.org/explore-freedom/article/repudiate-the-national-debt/> [dostęp: 14.05.2017].
- McLeod, A.I., Zhang, Y., 2007, *Faster ARMA Maximum Likelihood Estimation*, *Computational Statistics & Data Analysis* 52(4), s. 2166–2176.
- Merton, R.C., 1974, *On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates*, *Journal of Finance*, 29(2), s. 449–470.
- Meyer R., Yu, J., 2006, *Multivariate Stochastic Volatility Models: Bayesian Estimation and Model Comparison*, *Econometric Reviews*, 25, s. 361–384.
- Meyer, R., Yu, J., 2000, *BUGS for a Bayesian Analysis of Stochastic Volatility Models*, *The Econometrics Journal*, 3, s. 198–215.

- Ministerstwo Finansów, 2016, *Zadłużenie Skarbu Państwa. Biuletyn miesięczny*, 12.
- Ministerstwo Gospodarki, 2009, *Polska 2009. Raport o stanie gospodarki*, Warszawa.
- Ministerstwo Gospodarki, 2010, *Polska 2010. Raport o stanie gospodarki*, Warszawa.
- Ministerstwo Gospodarki, 2011, *Polska 2011. Raport o stanie gospodarki*, Warszawa.
- Ministerstwo Gospodarki, 2012, *Polska 2012. Raport o stanie gospodarki*, Warszawa.
- Ministerstwo Gospodarki, 2013, *Polska 2013. Raport o stanie gospodarki*, Warszawa.
- Ministerstwo Gospodarki, 2014, *Polska 2014 Raport o stanie gospodarki*, Warszawa.
- Mondt, K., Despontin, M., 1986, *Evaluation of Country Risk Using Multicriteria Analysis*, EURO VIII Conf.
- MPIPS, 2011, *Rynek pracy w Polsce w I półroczu 2011 roku*, Opracowanie Ministerstwa Pracy i Polityki Społecznej, Departament Rynku Pracy.
- NBP, 2004, *Raport o inflacji 2004*, NBP, Warszawa.
- NBP, 2008a, *Raport o inflacji 2008*, NBP, Warszawa.
- NBP, 2008b, *Przegląd stabilności systemu finansowego*, październik, NBP, Warszawa
- NBP, 2008c, *Raport o stabilności systemu finansowego w Polsce, grudzień 2008 roku*, NBP, Warszawa.
- NBP, 2009a, *Międzynarodowa pozycja inwestycyjna Polski w 2008 r.*, NBP, Warszawa.
- NBP, 2009b, *Raport o stabilności systemu finansowego w Polsce, grudzień 2008 roku*, NBP, Warszawa.
- NBP, 2010a, *Międzynarodowa pozycja inwestycyjna Polski w 2009 r.*, NBP, Warszawa 2010
- NBP, 2010b, *Raport o stabilności systemu finansowego w Polsce, grudzień 2009 roku*, Warszawa.
- NBP, 2010c, *Raport roczny. Płynność sektora bankowego. Instrumenty polityki pieniężnej* NBP, Warszawa.
- NBP, 2010d, *Rozwój systemu finansowego w Polsce w 2009 roku*, Warszawa.
- NBP, 2010e, *Sprawozdanie z wykonania założeń polityki pieniężnej za 2009 r.*, NBP, Warszawa.
- NBP, 2011a, *Międzynarodowa pozycja inwestycyjna Polski w 2010 r.*, NBP, Warszawa.
- NBP, 2011b, *Raport o stabilności systemu finansowego w Polsce, grudzień 2010 roku*, NBP, Warszawa.
- NBP, 2011c, *Raport o sytuacji na rynkach nieruchomości mieszkaniowych i komercyjnych w Polsce w 2011*, NBP, Warszawa.
- NBP, 2011d, *Rozwój systemu finansowego w Polsce w 2010 roku*, NBP, Warszawa.
- NBP, 2012a, *Międzynarodowa pozycja inwestycyjna Polski w 2011 r.*, NBP, Warszawa.
- NBP, 2012b, *Raport o stabilności systemu finansowego w Polsce, grudzień 2011 roku*, NBP, Warszawa.
- NBP, 2012c, *Rozwój systemu finansowego w Polsce w 2011 roku*, NBP, Warszawa.
- NBP, 2013a, *Międzynarodowa pozycja inwestycyjna Polski w 2012 r.*, NBP, Warszawa.
- NBP, 2013b, *Raport o stabilności systemu finansowego w Polsce, grudzień 2012 roku*, NBP, Warszawa.
- NBP, 2013c, *Raport o stabilności systemu finansowego w Polsce, lipiec 2013 roku*, NBP, Warszawa.
- NBP, 2013d, *Rozwój systemu finansowego w Polsce w 2012 roku*, NBP, Warszawa.
- NBP, 2013e, *Sprawozdanie z wykonania założeń polityki pieniężnej na rok 2012*, NBP, Warszawa

- NBP, 2014a, *Międzynarodowa pozycja inwestycyjna Polski w 2013 r.*, NBP, Warszawa.
- NBP, 2014b, *Raport Roczny 2013*, NBP, Warszawa.
- NBP, 2014c, *Raport o stabilności systemu finansowego. Grudzień 2013*, NBP, Warszawa.
- NBP, 2014d, *Sprawozdanie z wykonania założeń polityki pieniężnej na rok 2013*, NBP, Warszawa.
- Nicolini J.P., Teles P., Ayres J.L., Navarro G., 2015, *Sovereign Default: The Role of Expectations*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Working Papers, 723.
- Niedziółka, P., 2009, *Kredytowe instrumenty pochodne a stabilność finansowa*, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie – Oficyna Wydawnicza, Warszawa.
- Noeth, B.J., Sengupta, R., 2012, *A Look at Credit Default Swaps and Their Impact on the European Debt Crisis*, Federal Reserve Bank of St. Louis, *The Regional Economist*, s. 10–12.
- O’Kane, D., 2012, *The Link between Eurozone Sovereign Debt and CDS Prices*, *Bankers, Markets & Investors*, 117, s. 29–39.
- O’Kane, D., Turnbull, S., 2003, *Valuation of Credit Default Swaps*, *Quantitative Credit Research Quarterly*, 2003-Q1/Q2, s. 1–17.
- Official Journal of the European Union (Legislative acts), 2014, *Regulation (EU) No 236/2012 of the European Parliament and of the Council of 14 March 2012 on short selling and special aspects of credit default swaps*, L 86/1 – L 86/24.
- Olsen, R.A., 1997, *Prospect Theory as an Explanation of Risky Choice by Professional Investors: Some Evidence*, *Review of Financial Economics*, 6(2), s. 225–232.
- Osiewalski, J., Pajor, A., Pipień, M., 2007, *Bayesian Comparison of Bivariate GARCH, SV and Hybrid Models*, w: Welfe, W., Welfe, A. (eds.), *Proceedings of the 33rd International Conference, MACROMODELS’2006*, Absolwent, Łódź, s. 247–277.
- Osińska, M., 2006, *Ekonometria finansowa*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Osińska, M., 2008, *Ekonometryczna analiza zależności przyczynowych*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń.
- Osińska, M., 2011, *On the Interpretation of Causality in Granger Sense*, *Dynamic Econometric Models*, 11, s. 129–139.
- Pajor, A., 2003, *Procesy zmienności stochastycznej SV w bayesowskiej analizie finansowych szeregów czasowych*, Monografie: Prace Doktorskie, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.
- Pan, J., Singleton, K., 2008, *Default and Recovery Implicit in the Term Structure of Sovereign CDS Spreads*, *Journal of Finance*, 63(5), s. 2345–2384.
- Patton, A.J., 2009, *Copula-based Models for Financial Time Series*, w: Andersen, T.G., Davies, R.A., Kreiss, J.-P., Mikosch, T. (eds.), *Handbook of Financial Time Series*, Springer, Berlin, s. 767–785.
- Patton, A.J., 2006, *Modelling Asymmetric Exchange Rate Dependence*, *International Economic Review*, 47, s. 527–556.
- Piontek, K., 2003, *Modelowanie i prognozowanie zmienności instrumentów finansowych*, praca doktorska, Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu.
- Piontek, K., 2006, *Wyzwania praktyczne w modelowaniu wielowymiarowych procesów GARCH*, *Taksonomia* 13, s. 194–205.
- Pipień, M., 2006, *Wnioskowanie bayesowskie w ekonometrii finansowej*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.

- Plank, T., 2010, *Do Macroeconomic Fundamentals Price Emerging Markets Sovereign Spreads?* University of Pennsylvania Working Paper, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1765352>.
- Pluciennik, P., Kliber, A., Kliber, P., Piwnicka, M., Paluszak, G., 2013, *Wpływ światowego kryzysu gospodarczego 2007–2009 na rynek międzybankowy w Polsce*, Materiały i Studia NBP, 288, s. 5–128.
- Political Risk Services, 2017, *International Country Risk Guide (ICRG)*, PRS Group, New York.
- Portes, R., 2010, *Ban Naked CDS*, Eurointelligence, <http://www.ru.is/kennarar/fmb/store/Portes-Eurointelligence.pdf> [dostęp: 19.05.2017].
- Pyka, I., Czech, M., 2013, *Rynek kredytowych instrumentów pochodnych w procesie zmian*, *Annales Universitatis Mariae Curie-Skłodowska*, XLVIII (3), 521–530.
- Qian, Z., Wang W., Ji, K., 2016, *Sovereign Credit Risk, Macroeconomic Dynamics, and Financial Contagion: Evidence from Japan*, *Macroeconomic Dynamics* – w druku.
- Reinhart, C.M., 2002, *Default, Currency Crises, and Sovereign Credit Ratings*, *World Bank Economics Review*, 16, s. 151–170.
- Rothbard, M.N., 2002, *A History of Money and Banking in the United States: The Colonial Era to World War II*, Ludwig von Mises Institute, Auburn, Alabama.
- Rudzki, R., 2008, *WIV20 – indeks zmienności implikowanej dla opcji na WIG20*, <http://wiv20.artim.waw.pl> [dostęp: 5.09.2016].
- Said, S.E., Dickey, D.A., 1984, *Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order*, *Biometrika*, 71 (3), s. 599–607.
- Scholtens, B., 2004, *Country Risk Analysis: Principles, Practices and Policies*, w: Frenkel, M., Karmann, A., Scholtens, B. (eds.), *Sovereign Risk and Financial Crises*, Springer.
- Shahzad, S.J.H., Kumar, R.R., Ali, S., Ameer, S., 2016, *Interdependence between Greece and other European Stock Markets: A Comparison of Wavelet and VMD Copula, and the Portfolio Implications*, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* 457, s. 8–33.
- Skandinaviska Enskilda Banken, 2007, *Country Risk Information System*, https://sebgrou.com/siteassets/large_corporates_and_institutions/prospectuses_and_downloads/country_analysis/special_reports/country_analysis_cris_method.pdf [dostęp: 14.03.2017].
- Solarz, J.K., 2008, *Zarządzanie ryzykiem system finansowego*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Soros, G., 2009, *The Game Changer*, *Financial Times*, 28.01.2009, <https://www.ft.com/content/49b1654a-ed60-11dd-bd60-0000779fd2ac> [dostęp: 19.05.2017].
- Swanson E., 2007, *What We Do and Don't Know about the Term Premium*, FRBSF Economic Letter, 21, s. 1–4.
- Syczewska, E.M., 2014, *Przyczynowość w sensie Grangera – wybrane metody. Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych*, *SGGW*, 15(4), s. 169–180.
- Szpringer, Z., 2004, *Banki hipoteczne i listy zastawne w Polsce i krajach UE*, Kancelaria Sejmu. Biuro Studiów i Ekspertyz, 1046.
- Tang, D.Y., Yan, H., 2007, *Liquidity, Liquidity Spillover, and Credit Default Swap Spreads*, Working Paper.
- Thurman, W.N., Fisher, M.E., 1988, *Chickens, Eggs, and Causality, or Which Came First?*, *American Journal of Agricultural Economics*, s. 237–238.

- Ting, W., 1988, *Multinational Risk Assessment and Management*, Greenwood Press, Westport CT.
- Tran, H.Q., 2013, *The Role of Markets in Sovereign Debt Crisis Detection, Prevention and Resolution*, BIS Working Papers, 72.
- Trybunał Sprawiedliwości Unii Europejskiej, 2015, *Program OMT ogłoszony przez ECB we wrześniu 2012 roku jest zgodny z prawem*, <http://curia.europa.eu/jcms/upload/docs/application/pdf/2015-06/cp150070pl.pdf> [dostęp: 7.09.2016].
- Tse, Y., 2000, *A Test for Constant Correlations in a Multivariate GARCH Model*, *Journal of Econometrics*, 98, s. 107–127.
- Tse, Y., Tsui, A., 1999, *A Note on Diagnosing Multivariate Conditional Heteroscedasticity Models*, *Journal of Time Series Analysis*, 20, s. 679–691.
- Urlichs, M., 2014, *Równoległy oraz wyprzedzający zagregowany wskaźnik koniunktury, zegar koniunktury. Identyfikacja mechanizmów i przebiegu cyklu koniunkturalnego dla Polski. Metodologia*, http://stat.gov.pl/files/gfx/portalinformacyjny/pl/defaultaktualnosci/5732/3/1/5/zk_wskazniki_i_zegar_koniunktury_metodologia.pdf [dostęp: 7.09.2016].
- Urząd Komisji Nadzoru Finansowego, 2013, Raport z prac grupy ds. emisji listów zastawnych przez banki.
- Ustawa z dnia 27 sierpnia 2009 o finansach publicznych, Dz.U., 2009, nr 157, poz. 1240.
- Welfe, A., 2009, *Ekonometria: metody i ich zastosowanie*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Welfe, W., Welfe, A., 1996, *Ekonometria stosowana*, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Yan, J., 2007, *Enjoy the Joy of Copulas: With a Package Copula*, *Journal of Statistical Software*, 21(4), s. 1–21.
- Yuan, C., Pongsiri, T.J., 2015, *Fiscal Austerity, Growth Prospects, and Sovereign CDS Spreads: The Eurozone and Beyond*, *International Economics*, 141, s. 50–79.
- Zajder, M., 2013, *Kryzys na rynkach finansowych i jego skutki dla płynności polskiego sektora bankowego w latach 2007–2010*, *Bezpieczny Bank*, 51, s. 26–50.
- Zhu, H., 2006, *An Empirical Comparison of Credit Spreads between the Bond Market and the Credit Default Swap Market*, *Journal of Financial Services Research*, 29(3), s. 211–235. http://www.nbp.pl/home.aspx?f=/dzienne/stopy_archiwum.htm.

Spis rysunków

2.1. Zmiany globalnego PKB (2008–2013, w mln USD)	34
2.2. Wskaźniki ogólnego klimatu koniunktury w Polsce (2008–2013) skorygowane o sezonowość	35
2.3. Wskaźnik odczuć ekonomicznych (prawa oś) oraz indeksy zaufania w usługach i przemyśle (lewa oś) w Polsce (2008–2013)	36
2.4. Wartość PKB w Polsce (2007–2015) skorygowana o sezonowość i dni robocze w mld euro. Ceny z 2010 roku	37
2.5. Narodowy dochód do dyspozycji netto, <i>per capita</i> , ceny bieżące (EUR)	40
2.6. Bezrobocie i zatrudnienie w Polsce (2008–2013) w ujęciu kwartalnym (jednostka – 1000 osób)	41
2.7. Średnia płaca miesięczna (w PLN) oraz indeks wzrostu miesięcznych wynagrodzeń brutto w gospodarce narodowej – w ujęciu kwartalnym	43
2.8. Wskaźnik inflacji (CPI) w ujęciu rok do roku oraz miesiąc do miesiąca	44
2.9. Wskaźniki inflacji HICP w Polsce (2008–2013) w ujęciu miesięcznym	46
2.10. Współczynnik efektywności sprawowania władzy – oszacowanie i odchylenie standardowe oszacowania	47
2.11. Zadłużenie zagraniczne Polski (w mld EUR) w ujęciu kwartalnym (2008–2013) ..	51
2.12. Zadłużenie Skarbu Państwa jako procent PKB – dane roczne	51
2.13. Oficjalny poziom aktywów rezerwowych w Polsce (2008–2013, w mln PLN)	53
2.14. Kształtowanie się stóp WIBOR w Polsce (2008–2013)	54
2.15. Kurs złotego w odniesieniu do różnych walut. Oficjalny kurs NBP	57
2.16. Wartości eksportu i importu (2008–2013, w mln EUR)	58
2.17. Bilans handlowy obrotów z zagranicą (2008–2013, w mln EUR)	60
3.1. Schemat przepływów pieniężnych w kontrakcie CDS	66
3.2. Dynamika spreadu kontraktów sCDS na dług republik nadbałtyckich i Islandii ..	69
3.3. Dynamika spreadu kontraktów sCDS na dług Bułgarii i Rumunii	69
3.4. Dynamika spreadu kontraktów CDS na dług państw grupy wyszehradzkiej	69
3.5. Dynamika spreadu kontraktów sCDS na dług Włoch, Hiszpanii i Słowenii	70
3.6. Dynamika spreadu kontraktów sCDS na dług Portugalii i Irlandii (lewa oś) oraz Grecji (prawa oś)	70
3.7. Dynamika spreadu kontraktów sCDS na dług krajów rozwiniętych (Francja, Niemcy i Wielka Brytania)	70
3.8. Spread 10-letniego kontraktu sCDS (linia szara) oraz spread 10-letnich obligacji (linia czarna) – Grecja	73
3.9. Spread 10-letniego kontraktu sCDS (linia szara) oraz spread 10-letnich obligacji (linia czarna) – Portugalia	73

3.10. Spread 10-letniego kontraktu sCDS (linia szara) oraz spread 10-letnich obligacji (linia czarna) – Hiszpania	73
3.11. Spread 10-letniego kontraktu sCDS (linia szara) oraz spread 10-letnich obligacji (linia czarna) – Włochy	74
3.12. Spread 10-letniego kontraktu sCDS (linia szara) oraz spread 10-letnich obligacji (linia czarna) – Polska.....	74
3.13. Spread 10-letniego kontraktu sCDS (linia szara) oraz spread 10-letnich obligacji (linia czarna) – Węgry.....	74
3.14. Spread 10-letniego kontraktu sCDS (linia szara) oraz spread 10-letnich obligacji (linia czarna) – Czechy	75
3.15. Spread 10-letniego kontraktu sCDS (linia szara) oraz spread 10-letnich obligacji (linia czarna) – Finlandia	75
3.16. Spread 10-letniego kontraktu sCDS (linia szara) oraz spread 10-letnich obligacji (linia czarna) – Francja.....	75
3.17. Spread 10-letniego kontraktu sCDS (linia szara) oraz spread 10-letnich obligacji (linia czarna) – Dania	76
3.18. Spread 10-letniego kontraktu sCDS (linia szara) oraz spread 10-letnich obligacji (linia czarna) – Holandia.....	76
3.19. Wartość nominalna otwartych pozycji oraz wartość rynkowa brutto rynku kontraktów CDS (2007–2013, w mld USD)	86
3.20. Wartość otwartych pozycji netto dla kontraktów sCDS (2007–2013, w mld USD).....	88
4.1. Dynamika cen kontraktów CDS na polskie euroobligacje i obligacje dolarowe.....	103
4.2. Porównanie dynamiki trzech mierników miesięcznej ceny kontraktu CDS	106
4.3. Różnice między średnią ceną kontraktu CDS w danym miesiącu a średnią ceną w okresie publikacji wskaźników makroekonomicznych w tym samym miesiącu	106
4.4. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa) a dynamika bieżącego wskaźnika ufności konsumenckiej (oś lewa)	110
4.5. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa) a dynamika wyprzedzającego wskaźnika ufności konsumenckiej (oś lewa)	110
4.6. Produkcja sprzedana przemysłu w cenach stałych (lewa oś) a ceny kontraktów CDS (prawa oś).....	111
4.7. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa) a dynamika wskaźnika klimatu koniunktury w budownictwie (oś lewa)	111
4.8. Liczba mieszkań oddanych do użytku (lewa oś) a ceny kontraktów CDS (prawa oś) – ujęcie miesięczne.....	113
4.9. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa) a liczba bezrobotnych zarejestrowanych na koniec okresu (oś lewa)	114
4.10. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa) a stopa bezrobocia odsezonowanego (oś lewa)	114
4.11. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa) a przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw (oś lewa)	115
4.12. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa, miernik CDS1) a ceny transakcyjne eksportu (oś lewa)	116

4.13. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa, miernik CDS1) a ceny transakcyjne importu (oś lewa)	116
4.14. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa) a dynamika importu (oś lewa). Import oczyszczony z wahań sezonowych i tygodniowych (korekta o dni robocze) – w mln euro	117
4.15. Import oczyszczony z wahań sezonowych i tygodniowych (korekta o dni robocze) – w mln euro na tle zmian cen kontraktów CDS	117
4.16. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa) a saldo budżetu państwa (oś lewa)	118
4.17. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa) a zadłużenie zagraniczne Skarbu Państwa w stosunku do PKB (oś lewa)	119
4.18. Miesięczna dynamika zmian kontraktu CDS (oś prawa) a dochodowość dziesięcioletnich obligacji (oś lewa)	119
4.19. Miesięczna dynamika cen kontraktu CDS (oś prawa) a spread dziesięcioletnich obligacji polskich nad niemieckie (oś lewa)	120
4.20. P-wartość dla hipotezy zerowej: zmiany salda budżetu państwa nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS (lewy wykres) oraz zmiany dochodowości obligacji nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS (prawy wykres)	132
4.21. P-wartość dla hipotezy zerowej: zmiany bezrobocia nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS (lewy wykres) oraz zmiany liczby mieszkań oddanych do użytkowania nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS (prawy wykres)	132
4.22. P-wartość dla hipotezy zerowej: zmiany eksportu nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS (lewy wykres) oraz zmiany importu nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS (prawy wykres)	133
4.23. P-wartość dla hipotezy zerowej: zmiany wyprzedzającego wskaźnika ufności konsumenckiej nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS (lewy wykres) oraz zmiany bieżącego wskaźnika ufności konsumenckiej nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS (prawy wykres)	133
4.24. P-wartość dla hipotezy zerowej: zmiany koniunktury w budownictwie nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS (lewy wykres) oraz zmiany produkcji sprzedanej nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS (prawy wykres)	134
4.25. P-wartość dla hipotezy zerowej: zmiany zadłużenia nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS (miernik CDS4)	134
4.26. Miesięczne zmiany dochodowości dziesięcioletnich obligacji polskich i niemieckich oraz różnicy (spreadu) między dochodowościami (2008–2013)	136
4.27. Aproksymacja zmienności miesięcznej kontraktów sCDS	139
5.1. Dynamika cen kontraktów sCDS na polskie obligacje na euro (2008–2013)	148
5.2. Dynamika zmian cen kontraktów sCDS na polskie obligacje na euro (2008–2013)	148

5.3. Podział szeregu zmian cen kontraktów sCDS na okresy o różnej wariancji bezwarunkowej – na podstawie algorytmu PELT	150
5.4. Oszacowanie zmienności cen kontraktów sCDS w modelu z inflacją jako zmienną objaśniającą – „sklejone” oszacowania z modeli dla podprób	154
5.5. Oszacowanie zmienności warunkowej polskich kontraktów sCDS – model „sklejony”	160
5.6. Oczekiwanie inflacyjne na kolejne 12 miesięcy a zrealizowana inflacja (CPI, indeks rok-do-roku)	163
6.1. Kształtowanie się stóp WIBOR w latach 2008–2013	170
6.2. Kształtowanie się zmiennej „kryzys zaufania” (prawa oś) na tle dynamiki kontraktów sCDS (lewa oś).....	171
6.3. Nachylenie krzywej terminowej (lewa oś) a dynamika cen kontraktów sCDS (prawa oś)	173
6.4. Dynamika stopy WIBOR 3M (prawa oś) na tle dynamiki kontraktów sCDS (prawa oś) (lata 2008–2013)	175
6.5. Dochodowość obligacji 10-letnich (prawa oś) a dynamika cen kontraktów sCDS (lewa oś) (lata 2008–2013).....	175
6.6. Dynamika spreadu obligacji polskich do niemieckich (w punktach bazowych) na tle dynamiki cen kontraktów sCDS (lata 2008–2013).....	177
6.7. Zmienność wskaźnika „kryzys zaufania” (lewa oś), a zmienność kontraktów sCDS (prawa oś) (2008–2013)	180
6.8. Oszacowanie współczynnika τ Kendalla dla zależności między zmianami nachylenia krzywej dochodowości Y10-M3 oraz zmianami cen kontraktów sCDS	182
6.9. Oszacowanie współczynnika τ Kendalla dla zależności między zmianami nachylenia krzywej dochodowości Y10-Y1 oraz zmianami cen kontraktów sCDS.....	183
6.10. Oszacowanie prawdopodobieństwa przenoszenia zdarzeń ekstremalnych między kontraktami sCDS a nachyleniem krzywej dochodowości.....	184
6.11. Zmienność cen kontraktów sCDS – model ze zmienną objaśniającą WOBOR3M – sklejone oszacowania z dwóch modeli: IGARCH (2009–2010) oraz spline-GARCH (2011–2013)	187
6.12. Oszacowanie współczynnika τ Kendalla dla zależności między zmianami dochodowości obligacji oraz zmianami cen kontraktów sCDS.....	189
6.13. Oszacowanie prawdopodobieństwa przenoszenia zdarzeń ekstremalnych między kontraktami sCDS a zmianami dochodowości obligacji	190
6.14. Oszacowanie współczynnika τ Kendalla dla zależności między zmianami spreadu obligacji oraz zmianami spreadu kontraktów sCDS	192
6.15. Oszacowanie prawdopodobieństwa przenoszenia zdarzeń ekstremalnych między spreadami kontraktów sCDS a spreadami obligacji	192
6.16. Współczynnik lambda oszacowany dla zależności między cenami kontraktów sCDS a: nachyleniem krzywej dochodowości (wykres 1), dochodowością obligacji (wykres 2) oraz spreadem obligacji polskich do niemieckich (wykres 3) – porównanie.....	195
7.1. Dynamika indeksów WIG (linia szara, lewa oś) oraz WIG20 (linia czarna, prawa oś) (2008–2013)	206
7.2. Kapitalizacja Giełdy Papierów Wartościowych (2008–2013)	207

7.3. Kształtowanie się dynamiki zmiennej RA1 (różnica kwadratów logarytmicznych zmian cen indeksu WIG oraz dochodowości obligacji 10-letnich)	211
7.4. Dynamika zmiennej RA2 – różnica między zmiennością indeksu WIG a zmiennością 10-letnich obligacji – na podstawie modeli typu GARCH	211
7.5. Różnica między zmiennością indeksu WIG20 (model GARCH) a indeksem VIW20 – zmienna RA3	212
7.6. Dynamika indeksu WIV20 oraz kontraktów sCDS	212
7.7. Zmienność indeksu WIG otrzymana z modelu typu GARCH	213
7.8. Zmienność indeksu WIG 20 otrzymana z modelu GARCH (1,1)	213
7.9. Współczynnik τ Kendalla dla zależności między zmianą cen kontraktów sCDS a zmianami indeksu WIG oraz WIG20	220
7.10. Prawdopodobieństwo jednoczesnego wystąpienia dużej zmiany dodatniej ceny kontraktu sCDS oraz dużej zmiany ujemnej ceny indeksu WIG20 oraz WIG	220
7.11. Dynamika kursu złotego w stosunku do euro, dolara amerykańskiego i franka szwajcarskiego (2009–2013)	224
7.12. Zależności ogonowe między kursem EUR/PLN oraz ceną kontraktów sCDS – model z kursem USD/EUR jako zmienną objaśniającą (linia czarna, prawa oś) oraz bez zmiennej objaśniającej (linia szara, lewa oś)	229
7.13. Tau Kendalla dla zależności między kursem EUR/PLN oraz ceną kontraktów sCDS – model z kursem USD/EUR jako zmienną objaśniającą (linia czarna, prawa oś) oraz bez zmiennej objaśniającej (linia szara, lewa oś)	229
7.14. Tau Kendalla dla zależności między kursem CHF/PLN oraz ceną kontraktów sCDS – model z kursem USD/EUR jako zmienną objaśniającą (linia czarna) oraz bez zmiennej objaśniającej (linia szara)	232
7.15. Tau Kendalla dla zależności między kursem USD/PLN oraz ceną kontraktów sCDS – model bez zmiennej objaśniającej (linia czarna) i ze zmienną objaśniającą (linia szara)	234
7.16. Efektywny kurs złotego (2009–2013) na podstawie wag z tabeli 7.14	236
7.17. Zależności ogonowe między efektywnym kursem złotego oraz ceną kontraktów sCDS – model z kursem USD/EUR jako zmienną objaśniającą (linia czarna) oraz bez zmiennej objaśniającej (linia szara)	237
7.18. Tau Kendalla dla zależności między efektywnym kursem złotego oraz ceną kontraktów sCDS – model z kursem USD/EUR jako zmienną objaśniającą (linia czarna) oraz bez zmiennej objaśniającej (linia szara)	238
8.1. Dynamika kontraktów sCDS (lewa oś, czarna linia) na tle dynamiki dochodowości 10-letnich obligacji krajowych (linia szara, prawa oś) (2012–2015)	246
8.2. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: obligacje \rightarrow sCDS (2008–2012)	247
8.3. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: sCDS \rightarrow obligacje (2008–2012)	247
8.4. Gęstość parametru ρ – korelacja między zmianami cen kontraktów sCDS i dochodowością obligacji (2008–2012)	247
8.5. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: obligacje \rightarrow sCDS (2012–2015)	248

8.6. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: sCDS → obligacje (2012–2015).....	249
8.7. Gęstość parametru ρ – korelacja między zmianami cen kontraktów sCDS i dochodowością obligacji (2012–2015).....	249
8.8. Dynamika kursu EUR/PLN (linia szara, prawa oś) na tle dynamiki cen kontraktów sCDS (linia czarna, lewa oś) (2012–2015).....	250
8.9. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: EUR/PLN → sCDS (2008–2015).....	251
8.10. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: sCDS → EUR/PLN (2008–2015).....	251
8.11. Gęstość parametru ρ – korelacja między zmianami cen kontraktów sCDS i zmianami kursu EUR/PLN (2008–2015).....	251
8.12. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: EUR/PLN → sCDS (2012–2015).....	252
8.13. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: sCDS → EUR/PLN (2012–2015).....	253
8.14. Gęstość parametru ρ – korelacja między zmianami cen kontraktów sCDS i zmianami kursu EUR/PLN (2012–2015).....	253
8.15. Dynamika indeksu WIG (linia szara, prawa oś) na tle dynamiki cen kontraktów sCDS (linia czarna, lewa oś) (2012–2015).....	254
8.16. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: WIG → sCDS (2008–2012).....	255
8.17. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: sCDS → WIG (2008–2012).....	255
8.18. Gęstość parametru ρ – korelacja między zmianami cen kontraktów sCDS i zmianami indeksu WIG (2008–2012).....	255
8.19. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: WIG → sCDS (2012–2015).....	256
8.20. Gęstość parametru mierzącego przyczynowość Grangera: sCDS → WIG (2012–2015).....	256
8.21. Gęstość parametru ρ – korelacja między zmianami cen kontraktów sCDS i zmianami indeksu WIG (2012–2015).....	257
8.22. Zmiany wskaźnika odczuć ekonomicznych (2008–2016).....	259
8.23. Zmiany wskaźnika odczuć ekonomicznych w latach 2008–2012 i ich oszacowania na podstawie modelu AR i AR-MIDAS.....	260
8.24. Zmiany wskaźnika odczuć ekonomicznych w latach 2012–2016 i ich oszacowania na podstawie modelu AR i AR-MIDAS.....	261
8.25. Kształtowanie się wskaźnika koniunktury w przemyśle przetwórczym na tle wskaźnika odczuć ekonomicznych (2008–2016).....	263
8.26. Szeregi dopasowane na podstawie modelu AR(2) oraz AR-MIDAS na tle oryginalnych danych – zmiany wskaźnika koniunktury w przemyśle przetwórczym (2008–2012).....	265
8.27. Szeregi dopasowane na podstawie modelu AR(2) oraz AR-MIDAS na tle oryginalnych danych – zmiany wskaźnika koniunktury w przemyśle przetwórczym (2012–2016).....	267

8.28. Sytuacja finansowa na rynku finansowym i ubezpieczeniowym (2008–2016)	269
8.29. Szeregi dopasowane na podstawie modelu AR(1) oraz AR-MIDAS na tle oryginalnych danych – zmiany sytuacji finansowej na rynku finansowym i ubezpieczeniowym (2008–2012).....	270
8.30. Szeregi dopasowane na podstawie modelu AR(1) oraz AR-MIDAS na tle oryginalnych danych – zmiany sytuacji finansowej na rynku finansowym i ubezpieczeniowym (2012–2016).....	271

Spis tabel

2.1. PKB <i>per capita</i> w niektórych krajach Unii Europejskiej, wg parytetu siły nabywczej, w relacji do średniej UE (UE28 = 100)	39
2.2. Współczynnik zatrudnienia w grupie 15–64 lata w Polsce (2008–2013).....	42
2.3. Dług Skarbu Państwa i zadłużenie sektora finansów publicznych (2008–2013)	50
2.4. Zadłużenie zagraniczne Skarbu Państwa (w mld euro)	52
2.5. Zmiany stóp procentowych Narodowego Banku Polskiego (2008–2013)	55
2.6. Międzynarodowa pozycja inwestycyjna netto Polski (2008–2013, w mln PLN)	62
2.7. Zmiany ratingu Polski w okresie kryzysu: Fitch i S&P	64
3.1. Sposób wyznaczania sukcesora w przypadku zdarzenia sukcesji	80
3.2. Kontrakt CDS a umowa ubezpieczenia – porównanie	84
3.3. Wartości średnie spreadu <i>bid-ask</i> (procentowo) dla kontraktów sCDS w wybranych krajach europejskich (2008–2012).....	90
3.4. Wartości średnie NNA dla kontraktów sCDS w wybranych krajach europejskich (2008–2012, w mld USD)	91
4.1. Statystyki opisowe dla zmian wielkości makroekonomicznych oraz zmian cen kontraktów sCDS.....	108
4.2. Oczekiwane zależności między zmianami wielkości makroekonomicznych a zmianami cen kontraktów sCDS	121
4.3. Współczynnik korelacji nieliniowej Kendalla i Spearmana między poziomem cen kontraktów sCDS oraz wielkościami poszczególnych wskaźników makroekonomicznych	123
4.4. Wyniki testu Engle’a-Grangera dla relacji długookresowej między poziomem cen kontraktów CDS (miernik CDS4) oraz liczbą mieszkań oddanych do użytku	125
4.5. Wyniki testu Engle’a-Grangera dla relacji długookresowej między poziomem cen kontraktów CDS oraz poziomem bezrobocia.....	125
4.6. Wyniki testu Engle’a-Grangera dla relacji długookresowej między poziomem cen kontraktów CDS oraz poziomem zatrudnienia.....	126
4.7. Wyniki testu Engle’a-Grangera dla relacji długookresowej między poziomem cen kontraktów CDS oraz importem	126
4.8. Wyniki testu Engle’a-Grangera dla relacji długookresowej między poziomem cen kontraktów CDS oraz eksportem	126
4.9. Wyniki testu Engle’a-Grangera dla relacji długookresowej między poziomem cen kontraktów CDS (miernik CDS1) oraz zadłużenia zagranicznego w relacji do PKB	127
4.10. Wyniki testu Engle’a-Grangera dla relacji długookresowej między poziomem cen kontraktów CDS (miernik CDS4) oraz dochodowością dziesięcioletnich obligacji	127

4.11. Wyniki testu Engle’a-Grangera dla relacji długookresowej między poziomem cen kontraktów CDS (miernik CDS4) oraz spreadem dziesięcioletnich obligacji do obligacji niemieckich	127
4.12. Korelacje zmian cen kontraktu CDS ze zmianami wielkości makroekonomicznych oraz miesięcznych dochodowości dziesięcioletnich obligacji krajowych.....	129
4.13. Wyniki testu przyczynowości w sensie Grangera..... Hipoteza zerowa: dana wielkość nie jest przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen kontraktów sCDS.....	131
4.14. Oszacowanie modelu VAR(1). Zmienne endogeniczne: dCDS4, dOBL, dSPR, zmienna egzogeniczna: dPRZETW	137
4.15. Dekompozycja wariancji błędu prognozy dla zmiennych uszeregowanych w następujący sposób: obligacje – spread – CDS	138
4.16. Dekompozycja wariancji błędu prognozy dla zmiennych uszeregowanych w następujący sposób: spread – obligacje – CDS	138
4.17. Współczynnik korelacji nieliniowej Kendalla dla zmienności cen kontraktów sCDS oraz zmian i zmienności wielkości makroekonomicznych.....	140
4.18. Podsumowanie zależności zachodzącymi między cenami kontraktów sCDS a wskaźnikami makroekonomicznymi	142
5.1. Statystyki opisowe poziomów i zmian cen kontraktów sCDS.....	149
5.2. Wyniki testu Boxa-Pierce’a dla zmian cen kontraktów sCDS.....	149
5.3. Harmonogram ogłoszeń makroekonomicznych: PKB oraz PKB <i>per capita</i> dla regionów	151
5.4. Oszacowanie modelu zmienności dla kontraktów sCDS z ogłoszeniami o inflacji jako zmienną objaśniającą (2009–2010).....	152
5.5. Wyniki testu Boxa-Pierce’a dla reszt i kwadratów reszt z modelu zmienności	153
5.6. Oszacowanie modelu zmienności dla kontraktów sCDS z ogłoszeniami o inflacji jako zmienną objaśniającą (2010–2013).....	153
5.7. Wyniki testu Boxa-Pierce’a dla reszt i kwadratów reszt z modelu zmienności	154
5.8. Oszacowanie modelu zmienności dla kontraktów sCDS z ogłoszeniami o PKB <i>per capita</i> jako zmienną objaśniającą (2009–2010).....	156
5.9. Wyniki testu Boxa-Pierce’a dla reszt i kwadratów reszt z modelu zmienności	156
5.10. Oszacowanie modelu zmienności dla kontraktów sCDS z ogłoszeniami o PKB <i>per capita</i> jako zmienną objaśniającą (2011–2013).....	157
5.11. Wyniki testu Boxa-Pierce’a dla reszt i kwadratów reszt z modelu zmienności	157
5.12. Oszacowanie parametrów modelu z trzema zmiennymi objaśniającymi (2009–2010).....	158
5.13. Wyniki testu Boxa-Pierce’a dla reszt i kwadratów reszt z modelu zmienności	159
5.14. Oszacowanie parametrów modelu z trzema zmiennymi objaśniającymi (2011–2013).....	159
5.15. Wyniki testu Boxa-Pierce’a dla reszt i kwadratów reszt z modelu zmienności	160
5.16. Wyniki testu ilorazu wiarygodności – modele z uwzględnionymi ogłoszeniami makroekonomicznymi i model prosty.....	161
5.17. Prognozy PKB z modelu NCMOD (2008–1012)	164
6.1. Oszacowanie modelu CCC-GARCH dla zależności między zmianami cen kontraktów sCDS i zmianami zaufania na rynku międzybankowym.....	179

6.2. Oszacowanie parametrów modelu DCC-copula-MGARCH dla zależności między zmianami nachylenia krzywej dochodowości oraz zmianami cen kontraktów sCDS	181
6.3. Oszacowanie parametrów modelu DCC-copula-MGARCH dla zależności między zmianami nachylenia krzywej dochodowości (różnica między dochodowością rocznych i dziesięcioletnich obligacji) oraz zmianami cen kontraktów sCDS – model z rozkładem normalnym	181
6.4. Oszacowanie parametrów modelu ze zmienną objaśniającą WIBOR 3M (2009–2010).....	185
6.5. Wyniki testu Boxa-Pierce’a dla reszt i kwadratów reszt z modelu zmienności	185
6.6. Oszacowanie modelu zmienności dla kontraktów sCDS ze zmianą stopy WIBOR 3M jako zmienną objaśniającą (2011–2013).....	186
6.7. Wyniki testu Boxa-Pierce’a dla reszt i kwadratów reszt z modelu zmienności	186
6.8. Test ilorazu wiarygodności dla modeli ze stopą WIBOR3M i bez niej – dynamika cen sCDS w podpróbach	187
6.9. Oszacowania współczynników modelu copula-DCC-MGARCH z rozkładem Studenta dla zależności między kontraktami sCDS oraz dochodowości obligacji.	188
6.10. Oszacowania współczynników modelu copula-DCC-MGARCH z rozkładem Studenta dla zależności między spreadem kontraktów sCDS oraz spreadem obligacji	191
7.1. Oszacowanie zmienności indeksu WIG – model GARCH (1,1) z rozkładem Studenta	214
7.2. Oszacowanie zmienności dochodowości obligacji 10-letnich – model APARCH z rozkładem Studenta.....	214
7.3. Oszacowanie zmienności indeksu WIG20 – model GARCH (1,1).....	214
7.4. Oszacowania modeli GARCH(1,1) z różnymi zmiennymi objaśniającymi (2009–2010).....	215
7.5. Test ilorazu wiarygodności dla modelu prostego i rozbudowanego.....	216
7.6. Oszacowania modeli GARCH(1,1) z różnymi zmiennymi objaśniającymi (2011–2013).....	217
7.7. Test ilorazu wiarygodności dla modelu prostego i modeli rozbudowanych	218
7.8. Oszacowanie parametrów modelu DCC-copula-MGARCH dla zmian cen kontraktów sCDS oraz zmian cen indeksu WIG20.....	222
7.9. Oszacowanie parametrów modelu DCC-copula-MGARCH dla zmian cen kontraktów sCDS oraz zmian cen indeksu WIG	222
7.10. Oszacowanie parametrów modelu DCC-copula-MGARCH dla zmian cen kontraktów sCDS oraz zmian kursu EUR/PLN– model z kursem USD/EUR jako zmienną objaśniającą oraz bez zmiennej objaśniającej.....	230
7.11. Oszacowanie parametrów modelu DCC-copula-MGARCH dla zmian cen kontraktów sCDS oraz zmian kursu CHF/PLN – model z kursem USD/EUR jako zmienną objaśniającą oraz bez zmiennej objaśniającej.....	231
7.12. Oszacowanie parametrów modelu DCC-copula-MGARCH dla zmian cen kontraktów sCDS oraz zmian kursu USD/PLN – model z kursem USD/EUR jako zmienną objaśniającą oraz bez zmiennej objaśniającej.....	235
7.13. Wagi procentowe przyjęte do skonstruowania efektywnego kursu złotego	237

7.14. Oszacowanie parametrów modelu DCC-copula-MGARCH dla zmian cen kontraktów sCDS oraz zmian efektywnego kursu złotego – model z kursem USD/EUR jako zmienną objaśniającą oraz bez zmiennej objaśniającej	239
8.1. przedział ufności dla parametrów modelu zmienności pary: sCDS i dochodowość obligacji 10-letnich (2008–2012)	246
8.2. 95-procentowy przedział ufności dla parametrów modelu zmienności pary: sCDS i dochodowość obligacji 10-letnich (2012–2015).....	248
8.3. 95-procentowy przedział ufności dla parametrów modelu zmienności pary: sCDS i kursu EUR/PLN (2008–2012).....	250
8.4. 95-procentowy przedział ufności dla parametrów modelu zmienności pary: sCDS i kursu EUR/PLN (2012–2015).....	252
8.5. 95-procentowy przedział ufności dla parametrów modelu zmienności pary: sCDS i zmian cen kontraktów sCDS (2008–2012).....	254
8.6. 95-procentowy przedział ufności dla parametrów modelu zmienności pary: sCDS i indeksu WIG (2012–2015).....	256
8.7. Statystyki opisowe dla zmian wskaźnika nastrojów inwestorów w wyróżnionych podpróbach	259
8.8. Oszacowanie współczynników modelu ARMA(1,0) dla indeksu nastrojów gospodarczych w Polsce (2008–2012).....	260
8.9. Oszacowanie współczynników modelu AR-MIDAS dla indeksu nastrojów gospodarczych w Polsce (2008–2012).....	260
8.10. Oszacowanie współczynników modelu ARMA(1,0) dla indeksu nastrojów gospodarczych w Polsce (2012–2016).....	262
8.11. Oszacowanie współczynników modelu AR-MIDAS dla indeksu nastrojów gospodarczych w Polsce (2012–2016).....	262
8.12. Porównanie jakości dopasowania modeli AR i AR-MIDAS na podstawie błędów prognoz	262
8.13. Statystyki opisowe dla zmian wskaźnika koniunktury w przemyśle w wyróżnionych podpróbach	264
8.14. Oszacowanie współczynników modelu ARMA(2,0) dla wskaźnika koniunktury w przemyśle w Polsce (2008–2012).....	264
8.15. Oszacowanie współczynników modelu MIDAS dla wskaźnika koniunktury w przemyśle w Polsce (2008–2012).....	264
8.16. Oszacowanie parametrów modelu AR(1) dla wskaźnika koniunktury w przemyśle przetwórczym (2012–2016).....	265
8.17. Oszacowanie współczynników modelu MIDAS dla wskaźnika koniunktury w przemyśle przetwórczym (2012–2016).....	265
8.18. Błędy oszacowania – porównanie modeli AR i MIDAS – wskaźnik koniunktury w przemyśle wydobywczym i przetwórczym.....	267
8.19. Statystyki opisowe dla zmian sytuacji finansowej w sektorze finansowym i ubezpieczeniowym w wyróżnionych podpróbach	269
8.20. Oszacowanie parametrów modelu AR(1) – wskaźnik sytuacji finansowej w sektorze finansowym i ubezpieczeniowym (2008–2012).....	270
8.21. Oszacowanie parametrów modelu MIDAS – wskaźnik sytuacji finansowej w sektorze finansowym i ubezpieczeniowym (2008–2012).....	270

8.22. Oszacowanie parametrów modelu AR(2) – wskaźnik sytuacji finansowej w sektorze finansowym i ubezpieczeniowym (2012–2016).....	271
8.23. Oszacowanie parametrów modelu MIDAS – wskaźnik sytuacji finansowej w sektorze finansowym i ubezpieczeniowym (2012–2016).....	271
8.24. Błędy oszacowania – porównanie modeli AR i MIDAS – wskaźnik sytuacji finansowej na rynku finansowym i ubezpieczeniowym	272
8.25. Test ilorazu wiarygodności dla wskaźników koniunktury w badanych podokresach.....	273

[...] to praca integrująca problematykę rynków finansowych, ryzyka kredytowego oraz finansów publicznych, niewątpliwie jest nowatorska. Nie tylko jednak temat książki jest oryginalny, ale również propozycja rozwiązania zdefiniowanego problemu badawczego oraz metody służące weryfikacji przyjętych hipotez [...].

Recenzowana książka jest dziełem kompletnym, w którym harmonijnie przenikają się aspekty teoretyczne z praktyką. Praca integruje w sobie wątek twórczego rozwinięcia teorii ryzyka związanego z długiem państwa (Autorka nazywa je „ryzykiem suwerennym”) z badaniem ukierunkowanym na pomiar stopnia odzwierciedlenia wyżej wymienionego rodzaju ryzyka w kwotowaniu swapów kredytowych.

z recenzji dr. hab. Pawła Niedziółki

[Autorka] stawia sobie ambitniejszy cel identyfikacji charakteru ryzyka kraju (suwerenne czy ogólne), które odzwierciedlają ceny kontraktów sCDS. Rzetelnie przeprowadzone badania empiryczne z wykorzystaniem danych o różnym charakterze i częstotliwości oraz niebanalnych narzędzi ekonometrycznych – stanowią o wartości tej książki [...].

Zagadnienia prezentowane w niniejszej pracy są bardzo rozległe i dotyczą obszarów zarówno właściwych dla dyscypliny finanse – kontrakty CDS jako instrumenty finansowe i determinanty zmiany cen, efektywność informacyjna, jak i dyscypliny ekonomia – problem analizy sytuacji Polski i oceny ryzyka kryzysu, czy to gospodarczego, czy finansowego, niewypłacalności państwa. Monografia ma przez to charakter nowatorski, szczególnie w odniesieniu do szerokich badań z rynku polskiego.

z recenzji dr. hab. Krzysztofa Piontka

ISBN 978-83-7417-940-9



9 788374 179409