

Agata Kliber

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Wydział Informatyki i Gospodarki
Elektronicznej, Katedra Matematyki Stosowanej
agata.kliber@ue.poznan.pl.

OCENA RYZYKA POLSKI Z WYKORZYSTANIEM TRADYCYJNYCH MIERNIKÓW GOSPODARCZYCH ORAZ PREMII KONTRAKTÓW CDS – PORÓWNANIE

Streszczenie: Premia instrumentów sCDS (*sovereign credit default swap*) jest interpretowana jako miernik ryzyka danego kraju. Na początku kryzysu finansowego, tuż po upadku Lehman Brothers, obserwowano gwałtowny wzrost premii instrumentów CDS wystawianych na kraje europejskie – w tym Polskę. Jednocześnie nie zaobserwowano w naszym kraju ani gwałtownej zapaści gospodarczej, ani kryzysu bankowości. Na podstawie dotychczasowych badań wiemy, że premia kontraktów sCDS w dużej mierze podatna jest na rozprzestrzenianie się ryzyka w regionie oraz ze strony gospodarek rozwiniętych. Nasuwa się zatem pytanie – co oprócz ryzyka globalnego odzwierciedla premia polskich kontraktów sCDS, czy można ją w jakimś stopniu powiązać ze zmianami wielkości fundamentalnych, czy może z dynamiką pewnych segmentów rynku finansowego. Autorka przedstawia wyniki badań dla Polski dla okresu 2008–2011. Na ich podstawie można stwierdzić, że w istocie zmiany premii kontraktów sCDS związane są w pewnym stopniu ze zmianą zadłużenia Skarbu Państwa – szczególnie zagranicznego, jak również ze zmianami zachodzącymi w eksporcie i imporcie. Dodatkowo, wykazano powiązanie rynku kontraktów sCDS z rynkiem obligacji (niska klasa ryzyka) oraz z indeksem WIG 20 (średnia klasa ryzyka) – natomiast niewielkie z instrumentami finansowymi o najwyższej klasie ryzyka (indeks NC).

Słowa kluczowe: kontrakty CDS, kryzys finansowy, wskaźniki koniunktury, modele zmienności.

Klasyfikacja JEL: C58, E44, G01, G15.

POLISH RISK ASSESSMENT USING TRADITIONAL ECONOMIC MEASURES AND SOVEREIGN CREDIT DEFAULT SWAP PREMIUMS – A COMPARISON

Abstract: Sovereign Credit Default Swap premia are interpreted as a measure of risk in a country. At the beginning of the financial crisis, after the collapse of Lehman Brothers, there was a sharp increase in the CDS premia issued to European countries – including Poland, even though there was no corresponding economic collapse or banking crisis. Research has shown that sCDS premia are susceptible to the spread of risk both in a region and from developed economies. In this article the author tries to determine to what extent premium changes are a reflection of Polish fundamentals regarding the size or dynamics of certain segments of the Polish financial market. The period covered was from 2008 to 2011. Based upon the results of the study we conclude that changes in the sCDS premium are indeed linked to some degree with changes in government debt, especially foreign; as well as with changes in imports and exports. In addition, a link was demonstrated regarding the bond market (low risk) and the WIG20 index (average risk); though small for financial instruments with the highest risk (NC index). However, one can also suspect that there exists a kind of feedback relationship between changes in the CDS premium and investors' expectations, which could explain the growth of the premium during financial turbulence in other European markets.

Key words: sovereign CDS, financial crisis, business cycle indexes, changeability models.

Wstęp

Instrumenty CDS (*credit default swap*) to instrumenty zamiany ryzyka kredytowego. Stanowią one rodzaj zabezpieczenia przed ryzykiem niewypłacalności kontrahenta. Wystawca instrumentu CDS zobowiązuje się bowiem do wypłaty określonej należności nabywcy kontraktu CDS w przypadku, gdyby jego pożyczkobiorca (np. emitent obligacji itp.) okazał się niewypłacalny. W zamian za pewność uzyskania świadczenia w przyszłości nabywca kontraktu CDS zobowiązuje się do okresowego płacenia wystawcy pewnej kwoty, zwanej premią CDS. Jest ona wyrażona w punktach bazowych.

Szczególnym rodzajem kontraktów CDS są tak zwane kontrakty *sovereign*, które opiewają na dług rządowy. Premię CDS interpretuje się w tym przypadku jako premię za ryzyko niewypłacalności kraju. Rysunek 1 przedstawia kształtowanie się tej premii dla Polski, dla instrumentów dziesięcioletnich (w porównaniu z dziesięcioletnimi obligacjami), natomiast rysunki 10 i 13 – dla instrumentów pięcioletnich, które są najbardziej płynne (w porównaniu odpowiednio: z indeksem WIG 20 oraz NC).

Kontrakty CDS na równi z innymi wskaźnikami (np. dochodowością obligacji, cenami nieruchomości) stały się narzędziami szeroko stosowanymi

mi przy analizie ryzyka. Cena tych kontraktów jest uaktualniana codziennie i odzwierciedla przekonanie rynku co do ryzyka kredytowego podmiotu, na które są wystawiane. Kontrakty te wykorzystywane są też do wyliczenia tzw. ryzyka bankructwa [Grossman i Hansen 2010].

Obrót kontraktami sCDS odbywa się na rynku europejskim i amerykańskim, a głównymi graczami są banki. Od listopada 2011 r. na rynku europejskim obowiązuje zakaz zawierania pozycji w kontrakcie bez posiadania instrumentu zabezpieczonego, który ma zabezpieczać kraje europejskie przed ryzykiem „hazardu moralnego”. Moment wprowadzenia tej regulacji wykracza jednak poza obszar czasowy ujęty w ramach tego artykułu (marzec 2008 – marzec 2011).

Celem badania jest stwierdzenie, co tak naprawdę mierzy premia kontraktów sCDS. Na podstawie dostępnych badań literaturowych np.: [Plank 2010; Dickman i Plank 2011; Longstaff i in. 2011; Adam 2013]) wiemy, że w dużej mierze jest ona powiązana z sytuacją gospodarczą krajów z danego regionu albo dominujących gospodarek rozwiniętych, a także że jest bardzo podatna na przenoszenie zmienności. Ponieważ jednak powszechnie utożsamia się ją z ryzykiem danego kraju i między innymi na podstawie jej wielkości inwestorzy zagraniczni dokonują decyzji o ewentualnym zaangażowaniu swojego kapitału w danym kraju, chcielibyśmy określić, czy faktycznie jest to właściwy miernik ryzyka. Jeśli tak, to jakiego typu jest to ryzyko i którzy inwestorzy mogą się nim kierować. Być może premia CDS może być istotną wskazówką dla inwestorów o określonym profilu ryzyka – mniej lub bardziej skłonnych do hazardu.

Typy inwestorów

W badaniu będziemy brać pod uwagę kilka typów inwestorów. Według horyzontu inwestycji podzielimy ich na „graczy” o krótkim horyzoncie inwestycji, na inwestorów o przeciętnym horyzoncie inwestycji oraz na inwestorów długoterminowych. Ze względu na stosunek do ryzyka podzielimy ich na inwestorów o dużej, przeciętnej i małej awersji do ryzyka. Inwestorzy o dużej awersji do ryzyka będą wybierać instrumenty, z których strata będzie bardzo mało prawdopodobna, np. obligacje. Inwestorzy o przeciętnej awersji do ryzyka będą inwestować w spółki notowane na GPW, natomiast o małej awersji do ryzyka – np. w spółki sektora NewConnect.

Dane

W badaniu wykorzystane zostały notowania pięcioletnich oraz dziesięcioletnich kontraktów sCDS, pochodzące z bazy Bloomberg, jak również notowa-

nia dziesięcioletnich obligacji rządowych (źródło: stooq.pl), indeksu WIG20 (źródło: stooq.pl), a także indeksu New Connect (źródło: www.newconnect.pl). Ponadto korzystaliśmy z baz danych Głównego Urzędu Statystycznego oraz Ministerstwa Finansów (wskaźniki gospodarcze oraz wskaźniki zadłużenia). Badanie dotyczy okresu od marca 2008 do marca 2011.

Wykorzystane modele

W badaniu wykorzystujemy modele warunkowej wariancji i kowariancji. Podstawowym modelem służącym do opisu wielkości warunkowych jest model GARCH(1,1) zaproponowany w 1986 r. przez Bollersleva [1986]. Niech r_t oznacza zwrot z instrumentu finansowego w momencie t . Przedstawmy zmienną r_t w postaci sumy:

$$r_t = \mu_t + y_t$$

gdzie $\mu_t = E(y_t | F_{t-1})$ jest warunkową średnią, przy czym warunkujemy zbiorem informacji na temat tego procesu (oraz być może innych wielkości) dostępnych do chwili $(t - 1)$. Natomiast:

$$y_t = \sigma_t + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha y_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2.$$

Zakładamy, że $\varepsilon_t \sim iid(0,1)$.

W przedstawionym badaniu wykorzystano ponadto model FIGARCH [Baille, Bollerslev i Mikkelsen 1996] uwzględniający długą pamięć w wariancji warunkowej. W modelu tym warunkowa wariancja (σ_t^2) wyrażona jest wzorem:

$$\sigma_t^2 = \omega [1 - \beta(L)]^{-1} + \left\{ 1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \phi(L)(1-L)^d \right\} \varepsilon_t^2,$$

gdzie:

$$\beta(L) = \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_p L^p,$$

$$\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_q L^q,$$

$$0 < d < 1.$$

Parametr d jest tzw. współczynnikiem długiej pamięci. Jeśli jego oszacowanie jest istotne, sugeruje to występowanie tzw. długiej pamięci w wariancji

Do modelowania wielowymiarowych zależności wykorzystano również model DCC w parametryzacji Aielliego [2009], w którym macierz wariancji i kowariancji H_t modelowana jest następująco:

$$H_t = D_t R_t D_t,$$

gdzie:

$$D_t = \text{diag}(h_{11,t}^{0,5}, \dots, h_{11,t}^{0,5}),$$

$$R_t = \text{diag}(q_{11,t}^{-0,5}, \dots, q_{NN,t}^{-0,5}) Q_t \text{diag}(q_{11,t}^{-0,5}, \dots, q_{NN,t}^{-0,5}).$$

Przy tym $h_{ii,t}^{0,5}$ jest zdefiniowane jako dowolny proces GARCH.

Niech $P_t = \text{diag}(q_{11,t}^{0,5}, \dots, q_{NN,t}^{0,5})$, natomiast $u_t = P_t u_t$. Wówczas macierz Q_t (dodatnio określona, symetryczna macierz o wymiarach $N \times N$) dana jest równaniem:

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha u_{t-1}^* + \beta Q_{t-1},$$

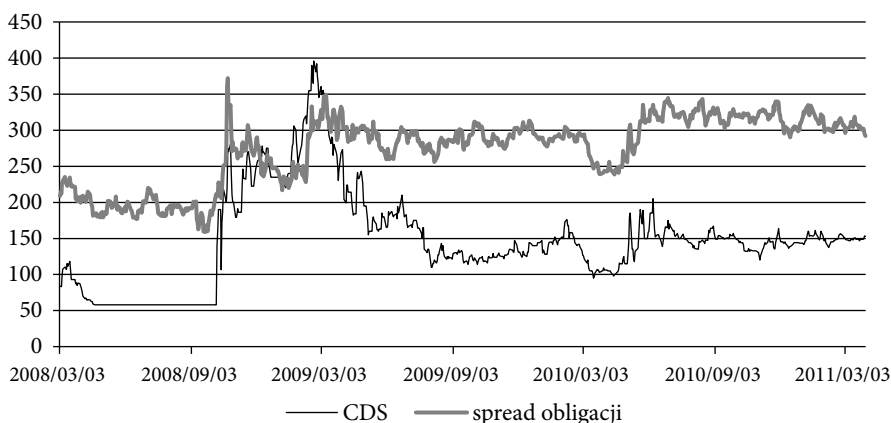
gdzie $\bar{Q}$ jest bezwarunkową macierzą wariancji u_t (wówczas: $E(u_t^* u_t^* | \Omega_{t-1}) = Q_t$), natomiast $\alpha + \beta < 1$, $\alpha, \beta \geq 0$.

1. Premia CDS a kwotowania obligacji długoterminowych

Struktura kontraktów sCDS pozwala przypuszczać, że ich premia powinna być analogiczna do zwrotu uzyskiwanego z obligacji emitowanych przez dany kraj. Rzeczywiście, innym wskaźnikiem pozwalającym na ocenę ryzyka niewypłacalności kraju jest dochodowość obligacji rządowych. Obligacje te są też instrumentami o najniższej klasie ryzyka, wybieranymi przez inwestorów, którzy cechują się dużą awersją do ryzyka. W przypadku wzrostu ryzyka niewypłacalności, dochodowość – czyli cena pożyczki – powinna automatycznie rosnąć. W literaturze [np.: Coudert i Gex 2010; Coudert i Gex 2011]) porównuje się najczęściej premię CDS z tzw. spreadem obligacji, tj. różnicą między dochodowością obligacji danego kraju a obligacji najmniej ryzykownego kraju w regionie. Zgodnie z najczęściej udokumentowanym w literaturze postępowaniem przyjmijmy, że obligacjami najmniej ryzykownymi w Europie są obligacje niemieckie [por. też: Kliber 2013]). Rysunek 1 przedstawia porównanie

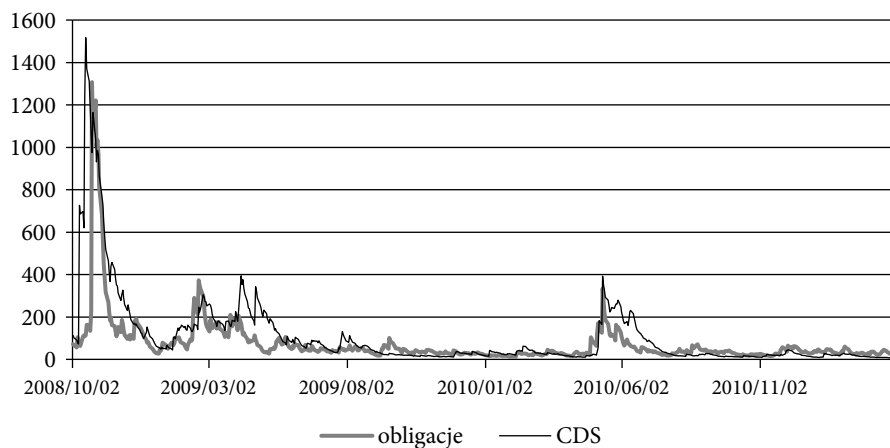
kształtowania się premii CDS oraz spreadu obligacji polskich do niemieckich w latach 2008–2011. Przedstawia on porównanie dochodowości obligacji dziesięcioletnich z premią z dziesięcioletniego kontraktu CDS, tak aby termin zapadalności między instrumentami był zgodny. Jeśli oba instrumenty dobrze wyceniają ryzyko, to wykresy powinny się pokryć. Taka sytuacja miała miejsce jedynie na przełomie lat 2008 i 2009, w najostrzejszej fazie kryzysu. Jednak już od marca 2009 rozbieżności stawały się coraz większe. Cena ryzyka wyrażona za pomocą kontraktu CDS była dużo wyższa niż za pomocą spreadu obligacji. Źródło tych rozbieżności mogło być dwojakie – albo zmieniła się klasa ryzyka obligacji niemieckich, albo to polskie CDS-y przeceniały ryzyko kraju. Co ciekawe, w większości krajów europejskich zachodziła relacja odwrotna, tj. premia CDS przewyższała spread obligacji [Fontana i Scheicher 2010]).

W celu zbadania zależności między zmiennymi oszacowano wielowymiarowy model cDCC-GARCH. Wyniki estymacji przedstawiają tabele 1–3. Ponieważ do października 2008 nie odbywały się transakcje kontraktów CDS, model szacowano dla okresu od października 2008. Zauważmy, że choć spread między danymi wzrósł od marca 2009 i utrzymywał się na podobnym poziomie, to dynamika zmian, mierzona warunkową wariancją, była podobna. Ponadto warunkowa korelacja w początkowym okresie utrzymywała się na średnim poziomie około 0,3, po w 2010 r. nastąpił jej znaczny wzrost (aż do 0,7 w miesiącach letnich). Następnie nastąpiło krótkotrwałe odwrócenie tendencji i w listopadzie 2010 korelacja warunkowa spadła prawie do 0, po czym znów nastąpiła tendencja rosnąca.



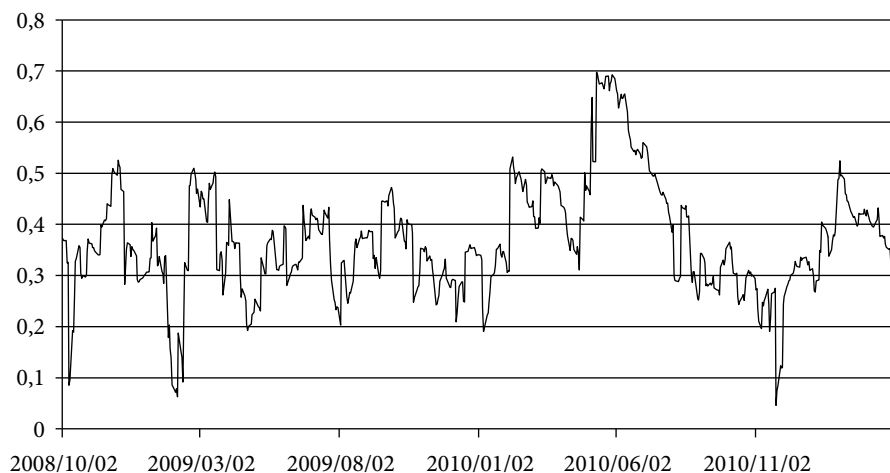
Rysunek 1. Premia dziesięcioletnich kontraktów CDS a spread dziesięcioletnich obligacji w okresie od marca 2008 do marca 2011 r.

Źródło: Na podstawie danych z bazy Bloomberg



Rysunek 2. Zmienność premii CDS i zmienność spreadu obligacji

Źródło: Na podstawie danych z bazy Bloomberg i obliczeń w programie OxMetrics6



Rysunek 3. Korelacja warunkowa między premią CDS a spreadem obligacji

Źródło: Na podstawie danych z bazy Bloomberg i obliczeń w programie OxMetrics6

Podsumowując tę część badania, możemy stwierdzić, że powiązanie między spreadem obligacji rządowych a premią CDS nie było w badanym okresie zbyt silne. Przede wszystkim wycena ryzyka za pomocą obu instrumentów różniła się o prawie 200 punktów bazowych, co sugerowałoby, że albo spread obligacji przeszacowuje ryzyko, albo też premia CDS nie doszacowuje. Zauważmy jed-

nak, że spread obligacji wyrażony był w stosunku do wartości dochodowości obligacji niemieckich, a na ich notowaniach z kolei odbiło się echo kryzysu greckiego. Być może stąd wzięła się tak duża rozbieżność w wycenie ryzyka.

Z drugiej strony dynamika spreadu obligacji i premii CDS była podobna w rozważanym okresie. Świadczą o tym wyniki szacowania zmienności obu instrumentów, a także warunkowej korelacji. Ta ostatnia nie była zbyt silna, ale utrzymywała się na dość stabilnym poziomie – pomijając okres gwałtownego wzrostu w miesiącach letnich 2010 r. Ten wzrost mógł być reakcją na problemy greckie, których konsekwencją był wzrost ryzyka większości instrumentów finansowych w Europie.

Tabela 1. Obligacje – oszacowanie współczynników modelu zmienności

Parametry	Współczynnik	Odchylenie std.	<i>p</i> -wartość
Stała w wariancji	1,859	0,990	0,061
ARCH(Alpha1)	0,165	0,063	0,009
GARCH(Beta1)	0,812	0,056	0,000

Źródło: Na podstawie obliczeń w programie OxMetrics 6.0.

Tabela 2. CDS – oszacowanie współczynników modelu zmienności

Parametry	Współczynnik	Odchylenie std.	<i>p</i> -wartość
Stała w wariancji	0,693	0,429	0,107
ARCH(Alpha1)	0,098	0,038	0,011
GARCH(Beta1)	0,888	0,036	0,000

Źródło: Na podstawie obliczeń w programie OxMetrics 6.0.

Tabela 3. Korelacja warunkowa między *spreadem* obligacji a CDS – oszacowanie współczynników

Parametry	Współczynnik	Odchylenie std.	<i>p</i> -wartość
α	0,045	0,018	0,012
β	0,917	0,041	0,000
Stopnie swobody	4,769	0,430	0,000

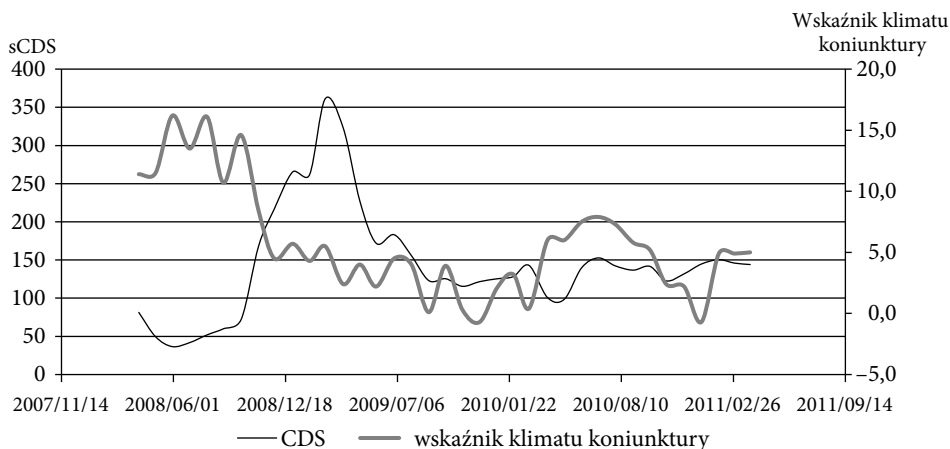
Źródło: Na podstawie obliczeń w programie OxMetrics 6.0.

Skoro premia kontraktów CDS wydaje się nie bardzo silnie związana z premią obligacji rządowych, spróbujemy zweryfikować, czy istnieje powiązanie między zmiennymi makroekonomicznymi a premią CDS.

2. Premia CDS a wskaźniki koniunktury

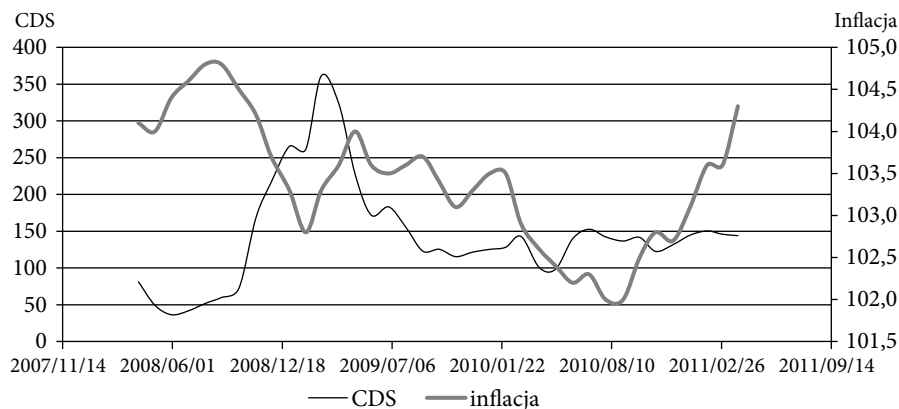
W pracy [Ericsson, Jacobs i Oviedo 2009] autorzy badali determinanty premii kontraktów CDS wystawianych na przedsiębiorstwa. Wykazali, że premia takich kontraktów zależy głównie od dźwigni, zmienności oraz stopy procentowej wolnej od ryzyka. Natomiast w pracy [Plank 2010] zbadano stopień powiązania między zmiennymi makroekonomicznymi oraz kontraktami sCDS notowanymi w krajach rozwijających się. W badaniu uwzględniono takie zmienne makroekonomiczne, jak eksport, import i rezerwy międzynarodowe. Z kolei Longstaff i in. [2011] wykazują, że premia kontraktów CDS w niewielkim stopniu reaguje na zmiany zmiennych fundamentalnych, a w większym – na zmiany oczekiwań.

Ponadto [Kosmidou i in. 2008] przedstawiają podsumowanie badań dotyczących ryzyka spłaty długu przez kraj. Cytują wiele prac, w których autorzy stosowali różnorodne modele (logitowe, probitowe, analizę dyskryminacyjną itp.) wykorzystujące różne zmienne makroekonomiczne. W przypadku ryzyka związanego z możliwością spłaty długu, w większości prac opublikowanych w latach 1970–1996 istotnymi zmiennymi objaśniającymi były te, do których konstrukcji wykorzystywano płatności z tytułu obsługi zadłużenia krajowego i zagranicznego, wskaźnik spłaty długu, stopę rezerw, import, eksport, PKB, dochód *per capita*, stopę wzrostu cen konsumpcyjnych, stopę wzrostu podaży pieniądza, a nawet położenie geograficzne.



Rysunek 4. Miesięczna dynamika kontraktów sCDS a wskaźnik klimatu koniunktury w budownictwie

Źródło: Na podstawie danych z baz GUS oraz Bloomberg



Rysunek 5. Dynamika kontraktów sCDS a inflacja

Źródło: Na podstawie danych z baz GUS oraz Bloomberg

Na podstawie przytoczonych badań zdecydowaliśmy się przeanalizować zależności między premią pięcioletnich kontraktów sCDS a niektórymi zmiennymi makroekonomicznymi, notowanymi miesięcznie. W pierwszej fazie badania wybraliśmy zmienne makroekonomiczne z dwóch grup – związane z zadłużeniem kraju (źródło danych: strony Ministerstwa Finansów) oraz związane z ogólną koniunkturą gospodarczą (źródło danych: strony Głównego Urzędu Statystycznego). Na wstępie zbadano korelację między zmianami zmiennych makroekonomicznych oraz miesięcznymi zmianami premii CDS¹. Tabela 4 przedstawia wyniki.

Zauważamy, że istnieje silna zależność dodatnia między zmianą zadłużenia Skarbu Państwa a zmianą premii kontraktów CDS. Co ciekawe, zależność między zmianą zadłużenia zagranicznego a zmianą premii CDS jest dużo silniejsza, niż między zmianą zadłużenia krajowego a zmianą premii. Zależność korelacyjna między zmianą premii CDS a zmianą poziomu eksportu jest w przybliżeniu równa zależności między zmianą poziomu importu a zmianą premii CDS, natomiast zależność między ToT (*terms of trade*) a premią CDS jest nieistotna. Istnieje też niewielka korelacja (dodatnia) między zmianą bezrobocia a zmianą premii CDS, jak również między zmianą płac realnych a zmianą premii CDS (ujemna). Zależności te możemy uznać za istotne jedynie przy dość wysokim poziomie istotności (11% dla płac realnych oraz 16% dla bezrobocia). Natomiast zależność między zmianą premii CDS a zmianą

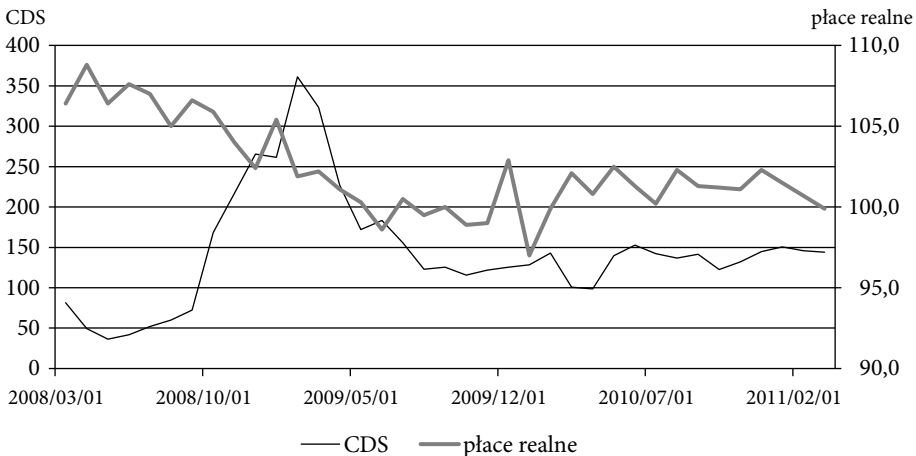
¹ Szeregi danych okazały się niestacjonarne, dlatego w celu zagwarantowania sensowności wyników poddano badaniu pierwsze przyrosty.

wskaźnika klimatu koniunktury jest bardzo niewielka, ujemna i nieistotna. Rysunki 4–8 przedstawiają zależności między poziomem premii CDS a poziomem wybranych wskaźników makroekonomicznych.

Tabela 4. Korelacja między zmianami premii CDS a zmianami poziomu wskaźników gospodarczych

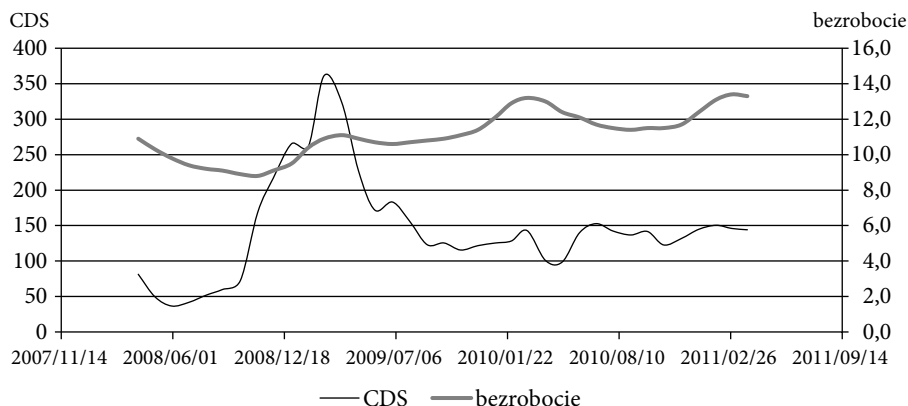
Wsółczynnik korelacji ρ	Bezrobocie	Place realne	Dochody BP	Wydatki BP	Saldo BP	Wskaźnik klimatyczny koniunktury	Inflacja	ToT	Import	Eksport	Zadłużenie SP	Zadłużenie krajowe	Zagraniczne
CDS	0,240	-0,273	-0,01	0,004	-0,105	-0,136	-0,122	0,022	0,387	0,332	0,509	0,009	0,611
p -wartość	0,159	0,107	0,954	0,980	0,543	0,430	0,477	0,901	0,020	0,048	0,002	0,957	0,000

Źródło: Na podstawie danych GUS. Bezrobocie oznacza stopę bezrobocia rejestrowanego (stan na koniec okresu), place realne – przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto w sektorze przedsiębiorstw (analogiczny okres z poprzedniego roku = 100), wskaźnik klimatyczny koniunktury – wskaźnik ogólnego klimatu koniunktury na rynku nieruchomości, ToT – *terms of trade*, import i eksport – wskaźniki cen transakcyjnych odpowiednio: importu i eksportu. P – wartości podano dla testu istotności korelacji, przy hipotezie zerowej: $\rho = 0$. Statystyka testowa postaci: $t = \frac{\rho}{\sqrt{1-\rho^2}} \sqrt{n-2} \sim t(n-2)$.



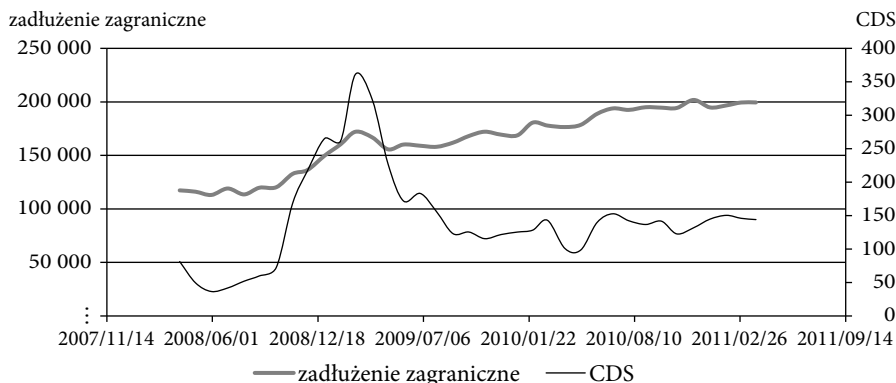
Rysunek 6. Premia sCDS a płace realne

Źródło: Na podstawie danych z baz GUS oraz Bloomberg

**Rysunek 7. Premia sCDS a bezrobocie**

Źródło: Na podstawie danych z baz GUS oraz Bloomberg

Ponieważ sama korelacja sugeruje jedynie istnienie powiązania liniowego między zmiennymi, bez wskazywania na jej ewentualny kierunek, dodatkowo oszacowano model regresji liniowej dla zmian spreadu. Zmienne do modelu wybierane były metodą krokową – tak aby wszystkie z nich były istotne. Ostateczne oszacowania przedstawia tabela 5. Współczynnik R^2 dla równania regresji wyniósł jedynie 50%, co oznacza, że czynniki uwzględnione w modelu tylko w połowie wyjaśniają zmiany poziomu premii CDS. Okazuje się też, że z zestawu rozważanych zmiennych zmiana bezrobocia, eksportu i zadłużenia była dodatnio powiązana ze zmianą premii, natomiast saldo budżetu państwa – w sposób odwrotny.

**Rysunek 8. Premia CDS a zadłużenie zagraniczne**

Źródło: Na podstawie danych z baz GUS oraz Bloomberg

Tabela 5. Współczynniki regresji liniowej dla zmian miesięcznej premii CDS

Parametry	Oszacowanie	błąd standardowy	statystyka <i>t</i> Studenta	<i>p</i> –wartość
Wyraz wolny	–8,513	4,948	–1,720	0,095
Bezrobocie	21,437	13,386	1,601	0,119
Saldo budżetu państwa	–0,001	0,001	–1,779	0,085
Eksport	1,780	1,036	1,718	0,096
Zadłużenie zagraniczne	0,003	0,001	4,267	0,000

Uwagi: Współczynnik R^2 wyniósł 0,50, skorygowany – 0,44. Regresja liczona była dla przyrostów zmieni-nych. W celu wyeliminowania ewentualnej współliniowości w zbiorze zmiennych objaśniających, dla oszacowanego modelu wyznaczono tzw. czynniki rozděcia wariacji, których wartości nie przekraczały 2, w związku z czym model uznano za poprawny.

Źródło: Na podstawie obliczeń w pakiecie R (pakiet DAAG).

Wykorzystanie danych miesięcznych przy dostępnych danych dziennych powoduje utratę znacznej ilości informacji. Dlatego w dalszej części badania zdecydowano się na wyznaczenie *proxy* dla zmienności premii CDS, wykorzystując metodę analogiczną do liczenia zmienności zrealizowanej na podstawie danych śróddziennych. Wyznaczono *proxy* dla zmienności, korzystając z następującego wzoru:

$$y_t^2 = \sum_{m=0}^M r_{t,m}^2,$$

gdzie M oznacza liczbę dni w miesiącu, $r_{t,m}^2$ jest kwadratem zwrotu z danego dnia, natomiast y_t^2 – *proxy* dla zmienności w danym miesiącu. Rysunek 9 przedstawia uzyskany szereg. W kolejnym kroku oszacowano równanie dla modelu typu ARMA z dodatkowymi zmiennymi objaśniającymi – opóźnionymi wielkościami makroekonomicznymi. Szacowano równanie postaci:

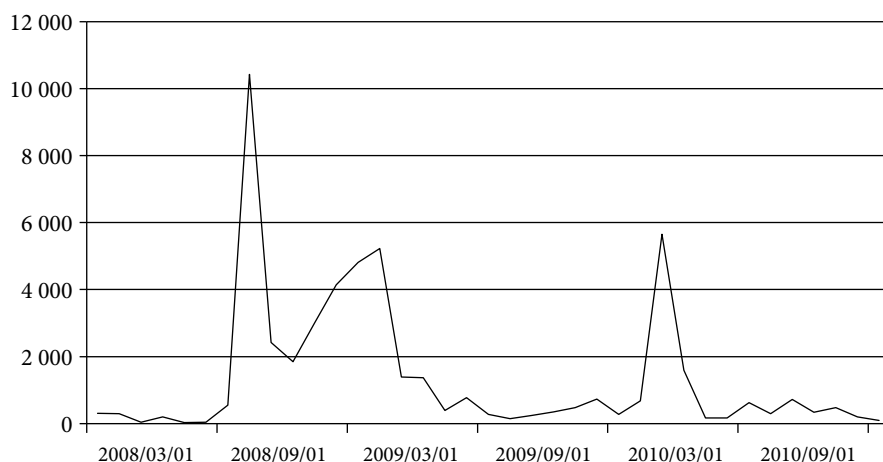
$$y_t^2 = a + \alpha y_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^k b_i z_{t-i} + \epsilon_t,$$

gdzie z_{t-1} oznacza poziom zmiennej egzogenicznej z poprzedniego okresu, natomiast y_t^2 jest poziomem zmienności premii CDS w danym okresie.

Tabela 6. Współczynniki modelu dla zmienności premii CDS

Parametry	Współczynnik	Błąd standardowy	Stat. <i>t</i> -Studenta	<i>p</i> –wartość
Stała	711,806	533,825	1,333	0,182
α	0,296	0,158	1,872	0,061
Zadłużenie Skarbu Państwa	0,107	0,046	2,319	0,020

Na podstawie uzyskanych wyników możemy stwierdzić, że zmienność premii CDS w danym miesiącu jest istotnie powiązana jedynie ze zmianą zadłużenia Skarbu Państwa. Nie udało się wykryć zależności między zmiennością kontraktu CDS, a opóźnionymi wartościami zmian zmiennej makroekonomicznych. Kierunek zależności jest oczywisty – wzrost zadłużenia Skarbu Państwa przyczynia się do wzrostu zmienności na rynku sCDS.



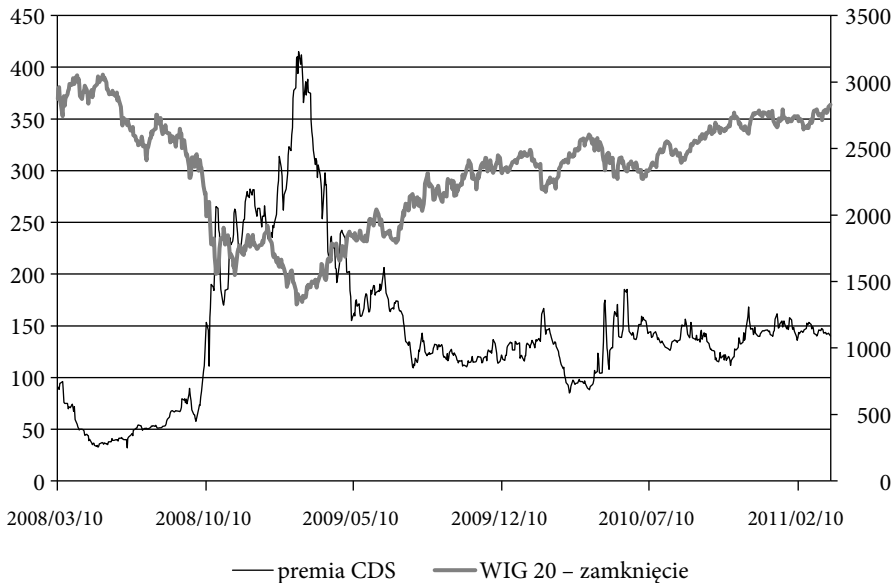
Rysunek 9. Proxy dla zmienności premii CDS – na podstawie danych dziennych

Źródło: Na podstawie danych z bazy Bloomberg

3. Premia CDS a notowania indeksów giełdowych: WIG 20

Instrumentami o wyższej klasie ryzyka są akcje notowane na GPW. Przedstawimy porównanie kształtowania się premii CDS z indeksem WIG20. Wybór indeksu WIG 20 został podyktowany jego specyfiką. Jest to indeks cenowy i jego wahania nie zależą od wypłaty dywidend. Ponadto w jego skład wchodzi 20 największych spółek notowanych na GPW. Datą bazową dla indeksu jest 16.04.1994, a wartością bazową 1000 punktów.

Rysunek 10 przedstawia kształtowanie się premii CDS w porównaniu z kursem zamknięcia indeksu WIG20. Widoczna jest odwrotna zależność między wielkościami – im lepsza sytuacja na giełdzie, tym mniejsza cena ubezpieczenia przed ryzykiem inwestycji w danym kraju. Im większe spadki, tym cena ubezpieczenia rośnie.



Rysunek 10. Premia pięcioletniego kontraktu sCDS a zamknięcie indeksu WIG20 (lata: 2008–2011)

Źródło: Na podstawie danych z baz stooq.pl oraz Bloomberg.

W celu zbadania dynamiki powiązań oszacowano model cDCC-FI-GARCH. Parametry oszacowania przedstawiono w tabeli 7. Oszacowania modelu FIGARCH (BBM) są wyraźnie lepsze dla indeksu WIG niż premii CDS. W przypadku zmienności premii CDS wyraźnie brak jest długiej pamięci, która pojawia się w dynamice zmienności indeksu WIG20. W przypadku modelu dla premii CDS również nie jest spełniony warunek gwarantujący dodatnie wartości wariancji. Zdecydowaliśmy się jednak przyjąć ten model ze względu na fakt, że jako jedyny pozwalał na uzyskanie istotnej wartości wyrazu wolnego w wariancji.

Tabela 7. Oszacowania współczynników modelu FIGARCH dla premii CDS

Parametry	Współczynnik	Odchylenie std.	<i>p</i> -wartość
Stała w wariancji	0,99	0,47	0,04
d-Figarch	0,00	0,09	0,96
ARCH(Phi1)	0,96	0,02	0,00
GARCH(Beta1)	0,80	0,04	0,00

Źródło: Na podstawie obliczeń w programie OxMetrics 6.0.

Tabela 8. Oszacowania współczynników modelu FIGARCH dla indeksu WIG20

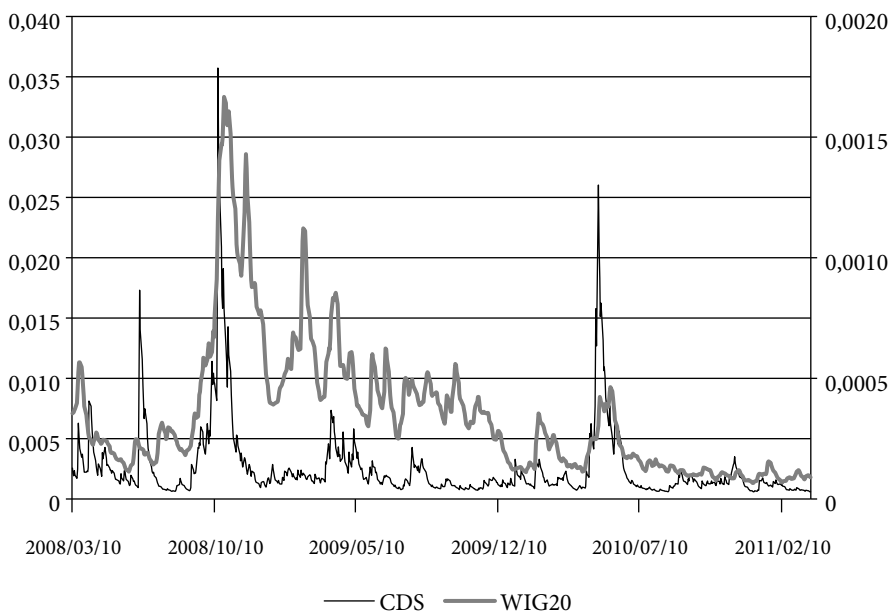
Parametry	Współczynnik	Odchylenie std.	<i>p</i> -wartość
Stała w wariancji	0,08	0,04	0,06
d-Figarch	0,55	0,10	0,00
ARCH(Φ_1)	0,16	0,07	0,02
GARCH(β_1)	0,69	0,08	0,00

Źródło: Na podstawie obliczeń w programie OxMetrics 6.0.

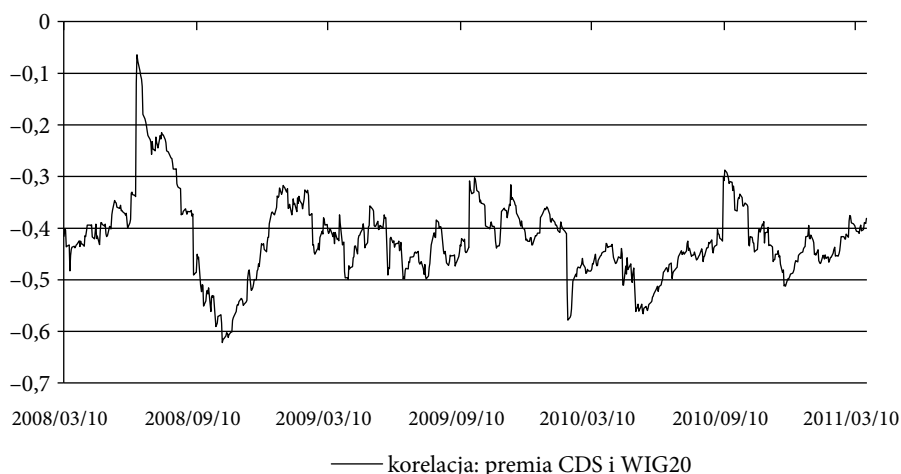
Tabela 9. Oszacowania współczynników modelu korelacji warunkowej dla premii CDS oraz indeksu WIG20

Parametry	Współczynnik	Odchylenie std.	<i>p</i> -wartość
ρ	-0,42	0,04	0,00
α	0,02	0,01	0,01
β	0,94	0,02	0,00
Stopnie swobody	7,51	1,25	0,00

Źródło: Na podstawie obliczeń w programie OxMetrics 6.0.

**Rysunek 11. Zmienność premii CDS oraz indeksu WIG20**

Źródło: Na podstawie obliczeń w programie OxMetrics6.0, z pakietem G@RCH



Rysunek 12 Korelacja warunkowa między premią CDS a indeksem WIG20

Źródło: Na podstawie obliczeń w programie OxMetrics6.0 z pakietem G@RCH.

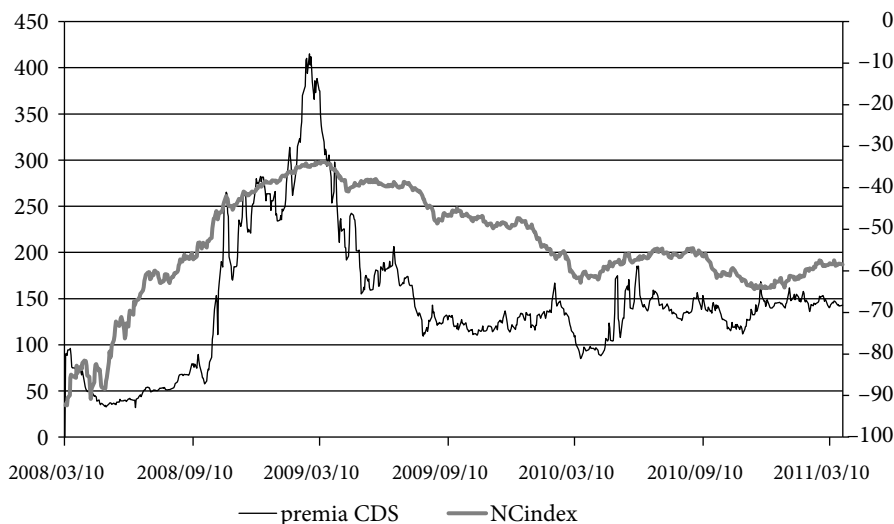
Oszacowanie wariancji warunkowej oraz warunkowej korelacji przedstawiamy na rysunkach 11 i 12. Można zauważyć, że dynamika zmienności w obu przypadkach była zbliżona, przy czym zmiany wariancji indeksu były łagodniejsze. Warunkowa korelacja utrzymywała się na średnim poziomie około $-0,4$, przy czym w czerwcu 2008 obserwujemy istotne osłabienie zależności, natomiast ich gwałtowny wzrost – w październiku 2008. Dynamika powiązań jest zatem zupełnie odmienna od tej, z którą mieliśmy do czynienia, analizując powiązania rynku CDS z rynkiem obligacji rządowych. Obserwowany wzrost powiązań między premią CDS a spreadem obligacji w 2010 r. ma odzwierciedlenie i w tym przypadku, jednak obserwowany wzrost jest niewielki. Natomiast średni poziom warunkowej korelacji w obu przypadkach jest zbliżony.

4. Premia CDS a notowania indeksu NC

Za grupę inwestorów o szczególnie małej awersji do ryzyka przyjęliśmy inwestorów na rynku New Connect. Jest to rynek GPW prowadzony poza rynkiem regulowanym. Przeznaczony jest dla młodych firm, głównie z sektora nowych technologii. Rynek ten cechuje się wyższym niż GPW ryzykiem, w tym ryzykiem płynności. Na rynku tym notowane są dwa indeksy: NCIndeks oraz NC Life Science. W tym badaniu skoncentrujemy się na indeksie NCIndeks, który obejmuje swoim zakresem spółki z sektora NC HLR (High Liquidity

Risk) oraz NC SHLR (Super High Liquidity Risk). Datą bazową indeksu jest 30.08.2007, a pierwszą wartością 100. Przy jego wyliczaniu uwzględnia się – oprócz aktualnych cen akcji – prawa dywidendy i poboru.

Rysunek 13 przedstawia kształtowanie się indeksu NC oraz premii CDS w badanym okresie. Podobnie jak w przypadku indeksów z rynku regulowanego, zauważamy odwrotną zależność między kształtowaniem się cen indeksu NC oraz premii CDS.



Rysunek 13. Premia pięcioletniego kontraktu sCDS a zamknięcie indeksu rynku New Connect (lata: 2008–2011)

Źródło: Na podstawie danych z baz Bloomberg oraz www.newconnect.pl

W celu zbadania zależności między zmiennościami indeksów oszacowano model dla warunkowej wariancji oraz kowariancji obu wielkości. Szacowanym modelem był skorygowany model DCC. Parametry modelu przedstawiamy w tabelach 10–12, natomiast Rysunki 14–15 przedstawiają graficzną analizę zmienności. Widzimy, że ryzyko na rynku NC kształtowało się odmiennie od ryzyka na rynku CDS. Przede wszystkim wzrost zmienności na rynku NC nie pokrywał się z oszacowanym wzrostem zmienności na rynku CDS. Analiza dynamicznej korelacji warunkowej pozwala stwierdzić, że poza wrześniem i październikiem 2008, kiedy to nastąpiło przeniesienie kryzysu finansowego do Europy, powiązania między premią CDS a dynamiką indeksu NC były nieznaczące. Wzrost powiązań między rynkiem kontraktów CDS a rynkiem

indeksów WIG20 oraz NC był spowodowany transferem ryzyka finansowego do krajów europejskich. Mniejszy wzrost powiązań nastąpił natomiast w przypadku rynku obligacji.

Tabela 10. Oszacowania współczynników modelu GARCH(1,1) dla indeksu NC

Parametry	Współczynnik	Odchylenie std.	<i>p</i> -wartość
Stała w średniej	0,034	0,044	0,440
AR(1)	0,991	0,005	0,000
MA(1)	-0,983	0,018	0,000
Stała w wariancji	0,005	0,002	0,019
ARCH(Alpha1)	0,069	0,014	0,000
GARCH(Beta1)	0,915	0,013	0,000

Źródło: Na podstawie obliczeń w programie OxMetrics 6.0 z pakietem G@RCH.

Tabela 11. Oszacowania współczynników modelu GARCH(1,1) dla premii CDS

Parametry	Współczynnik	Odchylenie std.	<i>p</i> -wartość
Stała w średniej	-0,078	0,153	0,611
AR(1)	0,247	0,212	0,245
MA(1)	-0,076	0,217	0,726
Stała w wariancji	0,538	0,283	0,058
ARCH(Alpha1)	0,237	0,050	0,000
GARCH(Beta1)	0,781	0,034	0,000

Źródło: Na podstawie obliczeń w programie OxMetrics 6.0 z pakietem G@RCH.

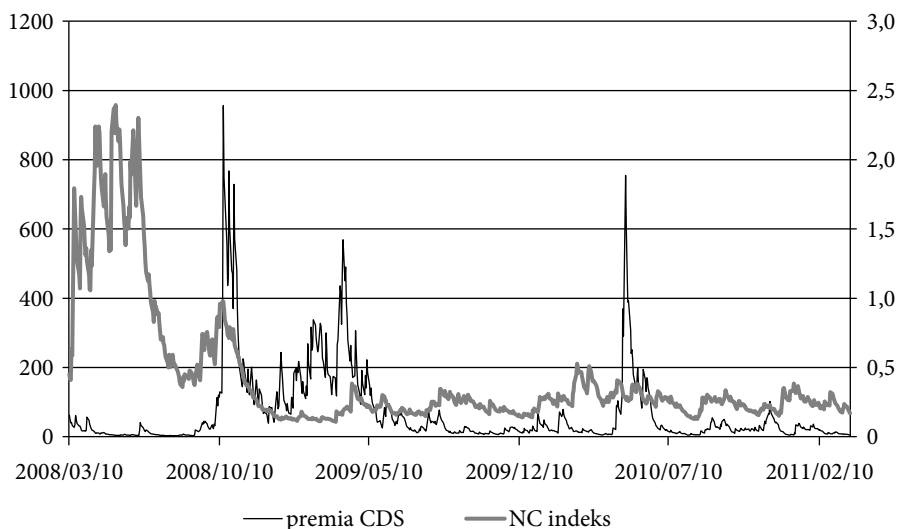
Tabela 12. Oszacowania współczynników modelu korelacji warunkowej dla premii CDS oraz indeksu NC

Parametry	Współczynnik	Odchylenie std.	<i>p</i> -wartość
ρ	-0,204	0,050	0,000
α	0,032	0,013	0,017
β	0,922	0,031	0,000
Stopnie swobody	7,098	1,079	0,000

Źródło: Na podstawie obliczeń w programie OxMetrics 6.0 z pakietem G@RCH.

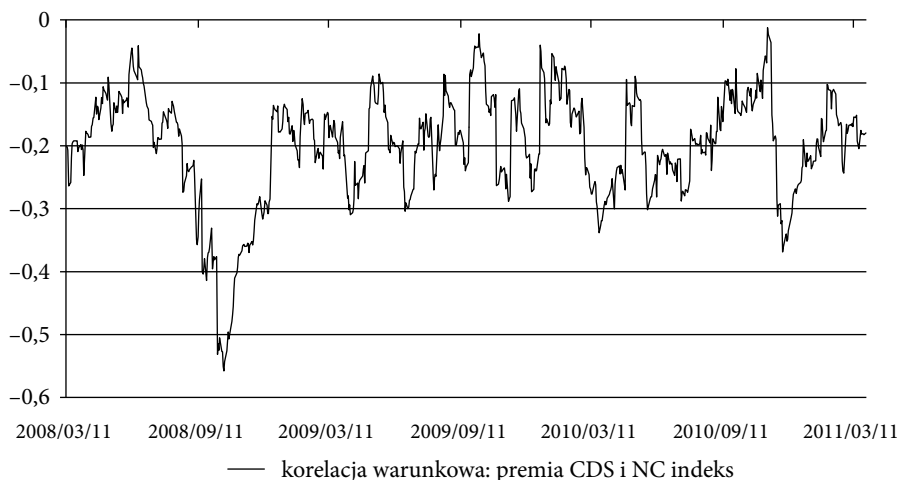
Zauważamy też, że nie udało się uzyskać jednakowo dobrych oszacowań modeli jednowymiarowych w przypadku indeksu NC oraz premii CDS (w przeciwieństwie do modelu łącznej zmienności indeksu WIG20 oraz premii CDS) – oszacowania dla średniej ruchomej są nieistotne w przypadku premii

CDS. Natomiast w obu przypadkach modele jednowymiarowe spełniły swoje funkcje, tj. wyjaśniły wszystkie zależności liniowe i kwadratowe występujące w szeregach danych.



Rysunek 14. Zmienność premii CDS oraz indeksu NC

Źródło: Na podstawie obliczeń w programie OxMetrics6, z pakietem G@RCH



Rysunek 15. Korelacja warunkowa: premia CDS i NC indeks

Źródło: Na podstawie obliczeń w programie OxMetrics6, z pakietem G@RCH

Zakończenie

Celem badania było prześledzenie zmian premii kontraktów sCDS na polskie euroobligacje i powiązanie ich ze zmianami wielkości fundamentalnych oraz pewnymi segmentami rynku finansowego. Rynek finansowy rozważany był w podziale na segmenty o różnej klasie ryzyka. Segment o niskiej klasie ryzyka reprezentowany był przez obligacje rządowe, segment o średniej klasie ryzyka – przez indeks WIG20, natomiast segment o wysokiej klasie ryzyka – przez indeks NC.

Podsumowując wyniki przedstawionych w artykule badań, wykazano powiązanie zmienności premii w wymiarze miesięcznym ze zmianami zadłużenia Skarbu Państwa, zaś miesięcznych zmian poziomu – ze zmianami eksportu i bezrobocia, a także zadłużenia. Siła powiązań nie jest jednak spektakularna, zaś w przypadku zmian poziomu miesięcznej premii, zmiany wymienionych wielkości wyjaśniają tylko połowę miesięcznej dynamiki premii CDS.

Zbadaliśmy też powiązanie premii CDS ze spreadem obligacji rządowych do obligacji niemieckich, a także z dynamiką indeksu giełdowego WIG20 oraz ryzykownego, pozagiełdowego indeksu NC. Wyniki sugerują pewną korelację zmian premii CDS ze zmianą spreadu obligacji, jak również ujemną korelację podobnego rzędu ze zmianą notowań indeksu WIG20. W obu przypadkach średni poziom korelacji wyniósł około 0,4. W przypadku indeksu NC korelacja jest dużo niższa, a dynamika zmienności zupełnie odmienna.

Badając powiązania premii CDS z indeksami giełdowymi, obserwujemy wyraźny ich wzrost jesienią 2008 r., wskutek transmisji kryzysu do Europy (maksimum osiągnięte zostało 15 września, w dniu upadku Lehman Brothers). Ponieważ światowe rynki finansowe są ze sobą silnie powiązane, ta reakcja premii CDS stanowi kolejne poparcie tezy, że kontrakty CDS są niezwykle wrażliwe na wzrost ryzyka w krajach sąsiednich oraz gospodarkach rozwiniętych (por. np. [Adam 2013]). Natomiast w przypadku powiązań z rynkiem obligacji nie obserwujemy aż tak wyraźnej zmiany powiązań w tym okresie, natomiast ich silny wzrost następuje w 2010 r. – najprawdopodobniej na skutek problemów Grecji [zob. też: Kliber 2013]).

Możemy zatem powiedzieć, że w pewnym stopniu premia kontraktów sCDS odzwierciedla ryzyko wypłacalności kraju. W niewielkim stopniu powiązana jest również z dynamiką giełdy. Wyniki te należy jednak interpretować z pewną dozą ostrożności. Ponieważ jednak rynki finansowe są ze sobą silnie powiązane, to otrzymane wyniki mogą równie dobrze odzwierciedlać powiązanie rynków finansowych, a nie powiązanie premii sCDS z giełdą.

Otrzymane w przedstawionym badaniu wyniki w pewnym sensie potwierdzają wnioski przedstawione w pracy [Longstaff i in. 2011], że premia CDS w pewnym tylko stopniu powiązana jest z wielkościami fundamentalnymi. Nie odzwierciedla też ryzyka w najbardziej ryzykownych sektorach gospodarki (słabe powiązanie z dynamiką indeksu NC). Ostatecznie możemy stwierdzić, że zmiany dynamiki premii CDS mogą stanowić pewną wskazówkę dla inwestorów zagranicznych cechujących się dużą i średnią awersją do ryzyka (nieco silniejsze powiązanie z dynamiką obligacji oraz GPW). Można jednak przypuszczać, że w tej relacji istnieje pewne sprzężenie zwrotne i nastroje inwestorów wpływają na dynamikę kontraktów CDS. To tłumaczyłoby m.in. wzrost premii CDS w momencie wybuchu kryzysu finansowego, mimo że wskaźniki gospodarcze nie sugerowały pogorszenia się koniunktury w Polsce, jak również niewspółmierną reakcję na problemy finansowe Grecji.

Bibliografia

- Adam, M., 2013, *Spillovers and Contagion in the Sovereign CDS Market*, Bank i Kredyt, vol. 44(6), s. 571 – 604.
- Aielli, G., 2009, *Dynamic Conditional Correlations: on Properties and Estimation*, Department of Statistics, University of Florence, mimeo.
- Baillie, R.T., Bollerslev, T., Mikkelsen, H.O., 1996, *Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*, Journal of Econometrics, vol. 74, s. 3 – 30.
- Bollerslev, T., 1986, *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*, Journal of Econometrics, vol. 31, s. 307 – 327.
- Coudert V., Gex M., 2010, *Credit Default Swap and Bond Markets: which Leads the Other?*, *Financial Stability Review*, Banque de France, vol. 14, s. 161–167.
- Coudert, V., Gex M., 2011, *The Interactions between the Credit Default Swap and the Bond Markets in Financial Turmoil*, Working Papers 2011–02, CEPII Research Center, online: <http://ideas.repec.org/p/cii/cepiddt/2011-02.html> [dostęp: 10.05.2013].
- Dieckmann, S.T., Plank, T., 2011, *Default Risk of Advanced Economies: an Empirical Analysis of Credit Default Swaps during the Financial Crisis*, Review of Finance, vol. 15 (3), s. 1–32.
- Ericsson, J., Jacobs, K., Oviedo, R., 2009, *The Determinants of Credit Default Swap Premia*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, vol. 44, s. 109–132.
- Fontana, A., Scheicher, M., 2010, *An Analysis of Euro Area Sovereign CDS and their Relation with Government Bonds*, Working Paper Series 1271, European Central Bank.
- Grossman, R.J., Hansen, M., 2010, *CDS Spreads and Credit Risk. Interpreting the Signals*, FitchRatings, ss. 1–11, <http://www.cfasociety.org/austin/Lists/Events%20Calendar/Attachments/96/CDS%20Spreads%20and%20Default%20Risk%20-%20Interpreting%20the%20Signals.pdf> [dostęp: 10.05.2013].
- Kliber, A., 2013, *Influence of the Greek Crisis on the Risk Perception of European Economies*, Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics, vol. 5(2), s. 125–161.

-
- Kosmidou, K., Doumpos, M., Zopounidis, C., 2008, *Country Risk Evaluation. Methods and Applications*, Springer Verlag.
- 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, vol. 3(2), s. 75–103.
- Plank, T., 2010, *Do Macro-Economic Fundamentals Price Emerging Market Sovereign CDS Spreads?* Working Papers, University of Pennsylvania, <http://finance.wharton.upenn.edu/weiss/wpapers/2010/10-5.pdf> [dostęp: 10.06.2013].