

Determinanty rentowności obligacji skarbowych peryferyjnych krajów strefy euro w warunkach stabilności i kryzysu

Wojciech Grabowski*, Ewa Stawasz#

Nadesłany: 3 sierpnia 2015 r. Zaakceptowany: 11 lutego 2016 r.

Streszczenie

W artykule zidentyfikowano determinanty rentowności 10-letnich obligacji skarbowych Grecji, Hiszpanii, Irlandii, Portugalii i Włoch. Badaniem objęto trzy fazy – w okresie przedkryzysowym oraz w okresie kryzysu, podzielonym na dwa podokresy – przed wprowadzeniem programu bezwarunkowych transakcji monetarnych (*outright monetary transactions*, OMT) przez Europejski Bank Centralny i po jego wprowadzeniu. Otrzymane wyniki wskazują na zmianę wpływu uwzględnionych kategorii makroekonomicznych na rentowność w wyszczególnionych fazach. W początkowej fazie kryzysu wyraźnie wzrosła rola fundamentalnych zmiennych w kształtowaniu się rentowności obligacji skarbowych. Po wprowadzeniu programu OMT znaczenie tych czynników powróciło do poziomu sprzed kryzysu.

Słowa kluczowe: rentowność obligacji skarbowych, kryzys w strefie euro, program OMT, kointegracja panelowa

JEL: C23, F33, F36

* Uniwersytet Łódzki, Katedra Modeli i Prognoz Ekonometrycznych; e-mail: emfwog@uni.lodz.pl.

Uniwersytet Łódzki, Katedra Międzynarodowych Stosunków Gospodarczych.

1. Wstęp

Globalny kryzys finansowy, którego źródłem był wybuch paniki na rynku międzybankowym w Stanach Zjednoczonych latem 2007 r., rozprzestrzenił się na inne gospodarki. W strefie euro objawił się w szczególności jako kryzys zadłużeniowy części jej członków. Kraje należące do tzw. peryferii strefy euro, tj. Grecja, Hiszpania, Irlandia, Portugalia i Włochy, odnotowywały istotne przyrosty udziału deficytu i długu publicznego do PKB, czemu towarzyszył wyraźny wzrost rentowności emitowanych przez nie obligacji skarbowych o różnych terminach zapadalności.

Analizując kształtowanie się rentowności obligacji skarbowych peryferyjnych krajów strefy euro (por. wykres 1), można wyróżnić trzy fazy. W pierwszej dekadzie funkcjonowania strefy euro obserwowano silną konwergencję długoterminowych nominalnych stóp procentowych. Obligacje skarbowe poszczególnych krajów strefy euro były postrzegane jako bliskie substytuty mimo wyraźnego zróżnicowania ich sytuacji fiskalnej. Jak oceniają Manganeli i Wolswijk (2009), zjawisko to wynikało m.in. z: eliminacji ryzyka kursowego, procesu doganiania, harmonizacji procedur rachunkowych i rozliczeniowych oraz postępującej konwergencji systemów podatkowych. W drugiej fazie, która obejmuje globalny kryzys finansowy oraz wybuch i eskalację kryzysu zadłużeniowego w części krajów strefy euro, różnice między rentownością obligacji skarbowych jej członków istotnie wzrosły. W szczytowym momencie kryzysu rentowność długoterminowych obligacji skarbowych części analizowanych krajów osiągała wartości dwucyfrowe (II połowa 2011 r. i I połowa 2012 r.). W trzeciej fazie zaobserwowano wyraźny spadek długoterminowych nominalnych stóp procentowych. Za jej początek uważa się zapowiedź wprowadzenia programu bezwarunkowych transakcji monetarnych (*outright monetary transactions*, OMT) przez Europejski Bank Centralny (EBC) latem 2012 r.

Celem artykułu jest identyfikacja determinant rentowności 10-letnich obligacji skarbowych peryferyjnych krajów strefy euro. Badanie prowadzone jest dla trzech faz (I kwartał 2001 – II kwartał 2008, III kwartał 2008 – II kwartał 2012, III kwartał 2012 – IV kwartał 2014) oraz dla całego okresu: I kwartał 2001 – IV kwartał 2014 r. W dalszej kolejności sprawdzono, czy wpływ wyszczególnionych determinant zmienił się w czasie. W przypadku stwierdzenia takich różnic, podjęto próbę ich wyjaśnienia.

Artykuł składa się z pięciu części. Po Wstępie przedstawiono przegląd badań poświęconych kształtowaniu się długoterminowych nominalnych stóp procentowych w strefie euro. W szczególności zaprezentowano wyniki badań, w których dokonano porównania sytuacji na rynkach obligacji skarbowych peryferyjnych krajów strefy euro w okresie przedkryzysowym i w czasie kryzysu strefy euro. W części trzeciej sformułowano hipotezę badawczą oraz opisano potencjalne determinanty rentowności obligacji skarbowych. Zaprezentowano źródła danych i statystyki opisowe. Część czwarta zawiera opis wykorzystanych metod oraz wyniki badania empirycznego. Artykuł zamykają wnioski oraz bibliografia.

2. Przegląd literatury

Od wybuchu kryzysu zadłużeniowego w części krajów strefy euro powstało wiele artykułów naukowych poświęconych determinantom rentowności obligacji skarbowych jej członków. W wielu z tych prac próbowano zidentyfikować przyczyny rosnących spreadów między rentownością 10-letnich obligacji skarbowych peryferyjnych krajów strefy euro a rentownością odpowiednich walorów niemieckich. Najczęściej zwracano uwagę na: nieroztropną politykę fiskalną w analizowanej grupie

krajów (ang. *fiscal profligacy*; Maltritz 2012), spadek konkurencyjności tych gospodarek przed kryzysem (Koronowski 2011; Gibson, Hall, Tavlás 2012; Alessandrini i in. 2014), brak automatycznego mechanizmu dostosowawczego umożliwiającego redukcję nierównowagi w strefie euro (Dellás, Tavlás 2012), a także mechanizm samospełniających się oczekiwań w warunkach braku instytucji pożyczkodawcy ostatniej instancji dla rządów krajów strefy euro (De Grauwe; Ji 2013, 2014).

Wiele badań poświęconych omawianemu zagadnieniu wskazuje na różny w czasie wpływ poszczególnych czynników na rentowność długoterminowych obligacji skarbowych w strefie euro. Przykładowo Bernoth, Von Hagen i Schuknecht (2012) zauważają, że przed kryzysem fundamenty makroekonomiczne okazały się prawie nieistotne dla kształtowania się rentowności, podczas gdy w okresie kryzysu ich rola znacznie wzrosła (por. też Afonso, Arghyrou, Kontonikas 2013). Wzrost wrażliwości rynków obligacji skarbowych na kształtowanie się fundamentów makroekonomicznych w okresie kryzysu zadłużeniowego jest także wnioskiem płynącym z badań: Beirne'a i Fratzschera (2013), Favero (2013), Oliveiry i in. (2012) oraz Bernotha i Erdogana (2012).

Niektórzy autorzy porównują wrażliwość długoterminowych stóp procentowych na kształtowanie się zmiennych fiskalnych i pozostałych kategorii makroekonomicznych w różnych grupach krajów. Przykładowo De Grauwe i Ji (2013) wskazują na różnice między peryferyjnymi gospodarkami strefy euro a krajami, które prowadzą autonomiczną politykę pieniężną. Rezultaty ich badań pokazują, że w strefie euro rynki obligacji są bardziej podatne na samospełniające się przepowiednie w odniesieniu do kryzysów płynności. W ocenie autorów wynika to z faktu, że w warunkach braku instytucji pożyczkodawcy ostatniej instancji dla rządów strefy euro poszczególne kraje członkowskie emitowały dług w „obcej” walucie, pozostającej poza ich kontrolą. Heterogeniczność wpływu zmiennych fundamentalnych na rentowność długoterminowych obligacji skarbowych wewnątrz strefy euro jest z kolei przedmiotem badań Giordano, Pericoli i Tommasino (2013). Wskazują oni, że w okresie, kiedy peryferyjne kraje strefy euro borykały się z kryzysem zadłużeniowym, kraje tzw. centrum, w tym przede wszystkim Niemcy, odnosiły korzyść w postaci tzw. ucieczki w jakość (ang. *flight to quality effect*). W konsekwencji, mimo pogorszenia się sytuacji fiskalnej również w krajach centrum strefy euro, obniżyła się rentowność ich obligacji skarbowych (por. też Gibson, Hall, Tavlás 2015).

3. Specyfikacja modelu ekonometrycznego. Hipoteza

Zbiór potencjalnych determinant rentowności 10-letnich obligacji skarbowych peryferyjnych krajów strefy euro utworzono na podstawie studiów literatury (m.in.: De Grauwe, Ji 2013; Giordano, Pericoli, Tommasino 2013; Oliveira, Curto, Nunes 2012; Maltritz 2012; Gajewski 2014; Kujawski i in. 2015). Był on także uwarunkowany dostępnością danych. Poniżej przedstawione są potencjalne zmienne objaśniające oraz ich spodziewany wpływ na kształtowanie się rentowności.

Dług publiczny do PKB. Oczekiwany znak parametru stojącego przy tej zmiennej jest dodatni. Wzrost zadłużenia prowadzi do pogorszenia się oceny ryzyka danego kraju. W efekcie inwestorzy żądają wyższej premii za ryzyko. Dodatkowo istotny wpływ relacji długu publicznego do PKB w okresie kryzysu dla peryferyjnych krajów strefy euro potwierdzili m.in. Oliveira i in. (2012) oraz De Grauwe i Ji (2013, 2014). Ponadto wysoki dług publiczny może zwiększać procykliczność polityki fiskalnej, co przyczynia się do obniżenia tempa wzrostu gospodarczego (Sivińska-Gorzelać 2015). Warto zaznaczyć, że omawiana zmienna może oddziaływać na kształtowanie się rentowności obligacji skarbo-

wych również w inny sposób. Przykładowo, oprócz poziomu długu i jego dynamiki istotną rolę mogą odgrywać takie czynniki, jak struktura podmiotowa długu krajowego czy możliwość prowadzenia autonomicznej polityki pieniężnej (Yoshino, Vollmer 2014).

Wpływy podatkowe w relacji do PKB. Ocena zdolności danego kraju do spłaty zadłużenia może zależeć także od jego skuteczności w ściąganiu podatków. Jak argumentują Aizenman, Hutchison i Jinjarak (2013), nawet kraj o niskiej relacji długu do PKB może mieć problemy z obsługą zadłużenia, jeśli jego możliwości w zakresie ściągania podatków są ograniczone.

Dynamika PKB. Obniżenie tempa wzrostu PKB powinno się przyczynić do wzrostu rentowności obligacji skarbowych. Wraz z pogorszeniem się koniunktury kraj może mieć problemy ze ściągalsnością podatków, a tym samym z obsługą zadłużenia.

Inflacja. Przyspieszenie dynamiki cen prowadzi do spadku konkurencyjności danej gospodarki, co w dalszej kolejności może przełożyć się na wystąpienie deficytu na rachunku obrotów bieżących. W konsekwencji, zadłużenie kraju może wzrosnąć (De Gruwe, Ji 2013). Oczekiwany znak parametru jest zatem dodatni. Z drugiej strony w warunkach wysokiego tempa wzrostu gospodarczego podwyższony poziom inflacji może nie prowadzić do wzrostu rentowności obligacji skarbowych. Związek między dynamiką cen a stopą dochodowości obligacji skarbowych może być zatem niejednoznaczny.

Saldo rachunku obrotów bieżących. Deficyt lub nadwyżka na rachunku obrotów bieżących są miarą zewnętrznej konkurencyjności gospodarki. Kraje, które odnotowują wysokie deficyty na rachunku bieżącym, postrzega się jako mniej konkurencyjne w wymianie handlowej. Ponadto deficyty na rachunku obrotów bieżących są równoznaczne ze wzrostem zadłużenia zagranicznego netto danego kraju (zarówno sektora prywatnego, jak i publicznego). Zwiększa to ryzyko kredytowe i ryzyko niewypłacalności rządu w dwojaki sposób:

a) pośrednio: wzrost zadłużenia zagranicznego netto, będący wynikiem nadmiernych wydatków sektora prywatnego, może prowadzić do wzrostu ryzyka kredytowego tego sektora, co negatywnie wpływa na sytuację sektora rządowego; w warunkach pogarszającej się aktywności gospodarczej jego dochody maleją, a deficyt budżetowy rośnie;

b) bezpośrednio: jeżeli wzrost zadłużenia zagranicznego netto jest generowany przez sektor publiczny, obniża się zdolność danego kraju do obsługi długu.

W celu uwzględnienia zadłużenia zagranicznego netto kraju w badaniu wykorzystano skumulowaną relację salda rachunku obrotów bieżących do PKB (*cumulative current account balance* – CCAB), zgodnie z metodą zaproponowaną przez De Grauwe i Ji (2013). Oczekuje się, że wraz ze wzrostem wartości zmiennej CCAB będzie następował spadek rentowności.

Indeks VIX. Wzrost wartości indeksu VIX (implikowana zmienność dla indeksu S&P500) świadczy o intensyfikacji napięć na globalnych rynkach finansowych. W rezultacie rentowność obligacji skarbowych powinna wzrosnąć.

W badaniu empirycznym wykorzystane są dane kwartalne obejmujące okres I kwartał 2001 – IV kwartał 2014 r. Uwzględniono wartości z końca poszczególnych kwartałów. Wybór daty początkowej wynika z faktu, że jeden z analizowanych krajów: Grecja, dołączył do stery euro dopiero na początku 2001 r. Wybór górnego ograniczenia odzwierciedla dostępność danych w czasie prowadzenia badania. Jak przedstawiono we Wstępie, w analizowanym okresie można wyróżnić następujące fazy kształtowania się rentowności obligacji skarbowych peryferyjnych krajów strefy euro:

- I kwartał 2001 – II kwartał 2008,
- III kwartał 2008 – II kwartał 2012,
- III kwartał 2012 – IV kwartał 2014.

Jako koniec pierwszej fazy, która obejmuje przede wszystkim okres przed kryzysem, przyjęto upadek banku Lehman Brothers. Fakt, że fundamenty makroekonomiczne (m.in.: kondycja sektora finansów publicznych, tempo wzrostu PKB, równowaga zewnętrzna i konkurencyjność) w omawianych krajach zaczęły się wyraźnie pogarszać od III kwartału 2008 r., uzasadnia wyodrębnienie pierwszej fazy. Rentowność obligacji skarbowych w krajach strefy euro była wówczas bardzo podobna, przy czym pewny wzrost spreadów zaobserwowano po wystąpieniu pierwszych napięć na rynkach finansowych w sierpniu 2007 r. Drugą i trzecią fazę rozgranicza wprowadzenie przez EBC programu OMT. Już po jego zapowiedzi zaobserwowano silne i trwałe spadki rentowności. Warto zatem przypomnieć najważniejsze założenia tego programu.

Od wybuchu kryzysu zadłużeniowego w strefie euro EBC wprowadzał działania mające na celu poprawę sytuacji na rynkach obligacji skarbowych w strefie euro. Każdorazowo jednak uzasadniał to realizacją swojego nadrzędnego celu, tj. zapewnienia stabilności cen. W szczególności w maju 2010 r. EBC uruchomił program dotyczący rynków papierów wartościowych – *securities markets programme* (SMP), w ramach którego dokonywał skupu obligacji skarbowych peryferyjnych państw strefy euro na rynkach wtórnych. Interwencje EBC przyczyniały się do zmniejszenia rentowności. Niemniej jednak z powodu ograniczeń programu SMP (przede wszystkim dotyczących wielkości skupu) efekt tych interwencji okazał się krótkotrwały. W konsekwencji program oceniono jako mało skuteczny (De Grauwe 2013; por. też Grabowski, Stawasz 2013).

Wraz z pogłębianiem się kryzysu EBC był krytykowany za to, że nie podejmował się roli pożyczkodawcy ostatniej instancji wobec rządów państw strefy euro (De Grauwe 2010; De Grauwe, Ji 2013). Dopiero wprowadzenie programu OMT, dopuszczającego możliwość nieograniczonego skupu obligacji skarbowych państw członkowskich strefy euro o terminach zapadalności nieprzekraczających trzech lat (również na rynkach wtórnych), uznano za akceptację tej roli przez EBC (De Grauwe 2013; Winkler 2015). Program OMT został zapowiedziany w lipcu 2012 r., kiedy prezes EBC, Mario Draghi ogłosił, że w ramach swojego mandatu EBC uczyni wszystko, aby zachować integralność strefy euro (tzw. *whatever it takes speech*). Do stycznia 2016 r. nie przeprowadzono żadnej interwencji w ramach programu.

Biorąc pod uwagę kształtowanie się rentowności obligacji skarbowych oraz ich potencjalnych determinant w trzech wyszczególnionych fazach (por. tabela 1), można przypuszczać, że wpływ poszczególnych kategorii ekonomicznych na rentowność różnił się w czasie. W celu weryfikacji prawdziwości tej hipotezy proponujemy estymację parametrów następującego modelu:

$$\begin{aligned}
 ROS_{it} = & \alpha_{0i} + \alpha_1 DI_{it} + \alpha_1^* DI_{it} Kryz_t + \alpha_1^{**} DI_{it} OMT_t + \alpha_2 POD_{it} + \alpha_2^* POD_{it} Kryz_t + \alpha_2^{**} POD_{it} OMT_t + \\
 & + \alpha_3 CCAB_{it} + \alpha_3^* CCAB_{it} Kryz_t + \alpha_3^{**} CCAB_{it} OMT_t + \alpha_4 Infl_{it} + \alpha_4^* Infl_{it} Kryz_t + \alpha_4^{**} Infl_{it} OMT_t + \\
 & + \alpha_5 Wzrost_{it} + \alpha_5^* Wzrost_{it} Kryz_t + \alpha_5^{**} Wzrost_{it} OMT_t + \alpha_6 VIX_t + \alpha_6^* VIX_t Kryz_t + \alpha_6^{**} VIX_t OMT_t + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (1)$$

gdzie:

ROS_{it} – rentowność 10-letnich obligacji skarbowych,

DI_{it} – relacja długu publicznego do PKB,

POD_{it} – relacja wpływów z podatków do PKB,

$CCAB_{it}$ – skumulowane saldo rachunku obrotów bieżących do PKB,

$Infl_{it}$ – dynamika zharmonizowanego wskaźnika cen konsumpcyjnych HICP,

$Wzrost_{it}$ – dynamika PKB,

VIX – indeks zmienności (*volatility index*),

$Kryz_t$ – zmienna binarna przyjmująca wartość 1 w okresie globalnego kryzysu finansowego, ale przed ogłoszeniem programu OMT (III kwartał 2008 – II kwartał 2012), oraz 0 w przeciwnym przypadku,

OMT_t – zmienna binarna przyjmująca wartość 1 w kwartałach następujących po ogłoszeniu programu OMT (od III kwartału 2012 r.) oraz 0 w przeciwnym przypadku.

Większość danych pochodzi z baz Eurostatu oraz OECD. Indeks VIX pozyskano ze strony internetowej: finance.yahoo.com. Tabela 1 prezentuje statystyki opisowe dla poszczególnych zmiennych w całym okresie oraz trzech podokresach.

4. Metodyka. Wyniki badania empirycznego

W pierwszej kolejności przeprowadzono test stabilności parametrów (por. Chow 1960 oraz Welfe 2009, s. 78–79). Ponieważ statystyka oparta na sumach kwadratów reszt w podpróbach ma rozkład F-Snedecora przy prawdziwości hipotezy zerowej oraz w przypadku normalności rozkładu składnika losowego, badaniu stabilności parametrów w podpróbach towarzyszy testowanie prawdziwości odpowiedniej hipotezy. Wyniki testu Chowa zaprezentowano w tabeli 2¹. Jak widać, należy odrzucić hipotezę zerową o stabilności relacji w podokresach.

Następnie zbadano stopień zintegrowania poszczególnych kategorii ekonomicznych uwzględnionych w modelu za pomocą panelowych testów pierwiastka jednostkowego (por. np. Baltagi 2008; Kęłowski 2007, 2008; Strzała 2009). Tabela 3 zawiera wyniki testów: LLC (Levin, Lin, Chu 2002), IPS (Im, Pesaran, Shin 2003), ADF-Fisher, PP-Fisher (Maddala, Wu 1999; Choi 2001). Okazuje się, że zmienne ROS , DI , POD , $CAAB$, VIX są zintegrowane w stopniu pierwszym, a zmienna $Wzrost$ jest stacjonarna. Panelowe testy pierwiastka jednostkowego nie dostarczają zgodnych wyników w zakresie stopnia zintegrowania zmiennej $Infl$. Zintegrowanie w stopniu pierwszym zmiennej zależnej oraz większości zmiennych objaśniających uprawnia do zastosowania metod kointegracji panelowej w celu znalezienia długookresowych powiązań.

W badaniu empirycznym wykorzystywana jest panelowa dynamiczna metoda najmniejszych kwadratów (ang. *panel dynamic ordinary least squares* – panel DOLS). Jest ona stosowana do poszukiwania relacji kointegrujących w modelach, w których może się pojawić problem autokorelacji lub endogeniczności zmiennych objaśniających. Metodę DOLS zaproponowali Saikkonen (1992) oraz Stock i Watson (1993). Następnie została ona rozszerzona dla danych panelowych (por. Kao, Chiang 2000; Mark, Sul 1999, 2003; Pedroni 2001). Jej zastosowanie polega na uwzględnieniu w relacji kointegrującej różniących się po obiektach opóźnień i przyśpieszeń przyrostów zmiennych objaśniających. Uwzględnienie przyśpieszonych wartości przyrostów zmiennych objaśniających skutecznie eliminuje problem ich endogeniczności (por. Saikkonen 1992; Stock, Watson 1993). Metodą najmniejszych kwadratów szacowane są zatem parametry następującego modelu:

$$\tilde{y}_{it} = \tilde{\mathbf{x}}_{it} \boldsymbol{\beta} + \sum_{j=-q_i}^{r_i} \Delta \tilde{\mathbf{x}}_{it+j} \delta_i + v_{it} \quad (2)$$

¹ Wyniki potwierdzające normalność rozkładu reszt dostępne są na życzenie.

gdzie \tilde{y}_{it} oraz \tilde{x}_{it} oznaczają, odpowiednio, oczyszczone z indywidualnych trendów deterministycznych wartości zmiennej zależnej i zmiennych objaśniających, q_i oraz r_i są, odpowiednio, rzędem opóźnienia oraz przyspieszenia.

Rzędy opóźnienia i przyspieszenia wybiera się na podstawie porównania wartości kryteriów informacyjnych. Uwzględnienie przyrostów bieżących i opóźnionych zmiennej Dl w równaniu (2) sprawia, że dodatkowe uwzględnienie bieżącej lub opóźnionej relacji deficytu budżetowego do PKB (skorelowanego z przyrostem długu do PKB) spowodowałoby przybliżoną współliniowość zmiennych. Z tego powodu oraz ze względu na wykorzystywaną metodę badawczą zarówno bieżący, jak i opóźniony deficyt zostały pominięte w finalnej specyfikacji.

Należy zauważyć, że współczynniki ilustrujące krótkookresowy wpływ zmiennych objaśniających na zmienną zależną różnią się ze względu na kraje. Estymator metody panel DOLS uzyskuje się w następujący sposób:

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma} \end{bmatrix} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{\mathbf{W}}_{it}^T \tilde{\mathbf{W}}_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{\mathbf{W}}_{it}^T \tilde{y}_{it} \right) \quad (3)$$

gdzie $\tilde{\mathbf{W}}_{it} = [\tilde{x}_{it} \quad \tilde{z}_{it}]$, γ jest wektorem parametrów przy opóźnionych, bieżących i przyspieszonych przyrostach, natomiast wektor \tilde{z}_{it} składa się z elementów $\Delta \tilde{x}_{it+j}$ dla różnych j oraz zmiennych zerojedynkowych dla poszczególnych obiektów.

Wyniki estymacji długookresowych parametrów znajdują się w tabeli 5. Zaprezentowano w niej oszacowania parametrów ostatecznej wersji modelu. Uwzględniono zmienne, które okazały się istotne dla co najmniej jednego podokresu. Oszacowania parametrów przy zmiennych iloczynowych ilustrują istotne statystycznie różnice we wpływie poszczególnych determinant na kształtowanie się rentowności w analizowanych fazach. Ponieważ nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o normalności rozkładu reszt, wnioskowanie o istotności jest uzasadnione. Optymalne rzędy opóźnienia i przyspieszenia wyniosły 1. Przed omówieniem wyników należy sprawdzić, czy znalezione relacje między zmiennymi są długookresowymi relacjami kointegrującymi. Tabela 4 prezentuje wyniki testowania kointegracji panelowej za pomocą testu Kao (1999). Jak widać, przyjmując graniczny poziom istotności 0,05, należy odrzucić hipotezę zerową o braku kointegracji.

Z analizy wyników estymacji wynika, że oszacowania parametrów przy większości zmiennych iloczynowych (zwłaszcza związanych ze zmienną $Kryz_t$) istotnie różnią się od zera. Oznacza to, że w wyodrębnionych podokresach wpływ poszczególnych kategorii ekonomicznych na rentowność obligacji skarbowych znacznie różnił się od średniego wpływu w całym okresie. Potwierdza to zasadność zastosowania zmiennych iloczynowych w modelu oraz prawdziwość postawionej hipotezy.

Zgodnie z oczekiwaniami, znak oszacowania parametru stojącego przy zmiennej Dl okazał się dodatni. Należy zauważyć, że wpływ tej zmiennej na rentowność obligacji skarbowych był różny w czasie – ocena parametru wyniosła 0,01 dla pierwszego i trzeciego oraz 0,067 dla drugiego podokresu. Nieistotność (na poziomie istotności 0,05) parametru dla pierwszego podokresu wskazuje, że kształtowanie się rentowności obligacji skarbowych w analizowanej grupie krajów w niewielkim stopniu zależało od poziomu zadłużenia. Wynik ten odzwierciedla sytuację na rynkach obligacji skarbowych strefy euro w pierwszych latach jej funkcjonowania. Mimo wyraźnego zróżnicowania sytuacji fiskalnej w poszcze-

gólnych państwach członkowskich (przykładowo w latach 2001–2007 średnia różnica między relacją długu publicznego do PKB we Włoszech i w Irlandii wyniosła 73,7 pkt proc.), rentowność ich obligacji skarbowych była bardzo podobna. Brak istotności zmiennych fiskalnych w okresie przedkryzysowym stwierdzili również m.in. Bernoth, Von Hagen i Schuknecht (2012) oraz De Grauwe i Ji (2013). W drugiej fazie sytuacja finansów publicznych w omawianej grupie krajów wyraźnie się pogorszyła. Relacja długu publicznego do PKB wzrosła średnio o około 30 pkt proc. Jedynie w Hiszpanii analizowana wielkość nie przekroczyła dwukrotności wartości referencyjnej, ustanowionej w ramach fiskalnego kryterium konwergencji z Maastricht jako 60%. Uzyskane wyniki estymacji pokazują, że inwestorzy silnie reagowali na rosnące zadłużenie peryferyjnych krajów strefy euro, żądając wyższej premii za ryzyko. W trzeciej fazie nastąpił trwały spadek rentowności, chociaż sytuacja fiskalna omawianych krajów nadal się pogarszała (dopiero w ostatnich kwartałach 2014 r. zaobserwowano ograniczenie lub odwrócenie tendencji wzrostowej relacji długu publicznego do PKB). Wydaje się zatem, że wprowadzenie programu OMT, co utożsamiano z przyjęciem przez EBC roli pożyczkodawcy ostatniej instancji dla rządów (np. Winkler 2015), warunkowało spadek napięć na rynkach obligacji skarbowych w strefie euro.

Jeśli chodzi o wpływ drugiej kategorii fiskalnej uwzględnionej w modelu, oszacowanie parametru okazało się silnie ujemne w całym analizowanym okresie. Spadek relacji wpływów z podatków do PKB o 1 pkt proc. przyczynił się do wzrostu rentowności o około 0,22 pkt proc. w pierwszej i trzeciej fazie oraz o 0,30 pkt proc. w drugiej fazie. Wyższe co do modułu oszacowanie parametru dla okresu III kwartał 2008 – II kwartał 2012 r. jest zgodne z oczekiwaniami. Zaobserwowano wówczas gwałtowne spadki wpływów z podatków (zwłaszcza w Hiszpanii i Irlandii). Dodatkowo, w warunkach recesji prawdopodobieństwo poprawy ściągalności podatków było bardzo niskie. Wobec rosnącego zadłużenia spadki wpływów z podatków oraz pogarszające się perspektywy ich przyszłej ściągalności wzmacniały obawy o zdolność analizowanej grupy krajów do obsługi zadłużenia.

Zmienna *Wzrost* miała statystycznie istotny wpływ na rentowność w drugiej i trzeciej fazie. Spadek tempa wzrostu PKB o 1 pkt proc. w okresie III kwartał 2008 – II kwartał 2012 r. przekładał się na wzrost rentowności o 0,6 pkt proc., a analogiczny wzrost tej dynamiki w trzeciej fazie powodował spadek rentowności o około 1,3 pkt proc., *ceteris paribus*. Brak istotności analizowanej zmiennej w pierwszym podokresie, przy równoczesnej nieistotności zmiennej *DI*, potwierdza wnioski z wcześniejszych badań, wskazujące na niewielki wpływ czynników fundamentalnych na rentowność obligacji skarbowych w krajach strefy euro w okresie przedkryzysowym (por. De Grauwe, Ji 2013). Podobnie można również interpretować istotność zmiennej *VIX* jedynie w pierwszej fazie. Spadek ogólnej niepewności na globalnych rynkach finansowych, czego przybliżeniem jest index *VIX*, przyczynił się do zmniejszenia się rentowności obligacji skarbowych w analizowanych krajach (por. Sgherri, Zoli 2009; Barrios i in. 2009; Adam 2013).

Zgodnie z oczekiwaniami oszacowanie parametru stojącego przy zmiennej *CCAB* okazało się ujemne. Zależność została potwierdzona dla okresu III kwartał 2008 – II kwartał 2012 r. Badanie wykazało nieistotność zmiennej *Infl*. Może to wynikać z faktu, że pomimo pewnej zmienności (np. utrzymywania się inflacji HICP w pierwszej fazie powyżej 2% w niektórych omawianych krajach czy epizody ujemnego tempa wzrostu cen w drugiej i trzeciej fazie) w większości przypadków inflacja w peryferyjnych krajach strefy euro kształtowała się na poziomie zgodnym (bądź prawie zgodnym) z ilościową definicją stabilności cen EBC.

Na ostatnim etapie badania empirycznego sprawdzono, czy nie występuje problem współzależności przekrojowej (ang. *cross-sectional dependence*). Dzięki temu możliwa jest weryfikacja poprawno-

ści zastosowanego modelu panelowego. W literaturze poświęconej modelom panelowym zwraca się uwagę na problem współzależności przekrojowej składników losowych. Może on wynikać z obecności wspólnych (dla jednostek panelu) szoków, nieobserwowalnych komponentów oraz współzależności przestrzennej. Współzależność przekrojowa może prowadzić do utraty efektywności przez estymatory w modelach z efektami stałymi i losowymi, a także do obciążenia estymatorów błędów standardowych (por. Baltagi 2008; Pesaran 2006). W przypadku wystąpienia tego problemu konieczna jest korekta błędów standardowych (Driscoll, Kray 1998) albo zastosowanie alternatywnych metod estymacji (De Hoyos, Sarafidis 2006). W celu sprawdzenia, czy występuje problem współzależności przekrojowej, wykorzystano test zaproponowany przez Pesarana (2006). Tabela 6 prezentuje wyniki testowania współzależności przekrojowej. Uzyskane wyniki pozwalają wnioskować, że problem współzależności przekrojowej nie występuje.

5. Podsumowanie

W artykule zidentyfikowano determinanty rentowności 10-letnich obligacji skarbowych Grecji, Hiszpanii, Irlandii, Portugalii i Włoch w trzech fazach – przedkryzysowej, kryzysu w strefie euro przed wprowadzeniem przez EBC programu OMT oraz po jego wdrożeniu. Potwierdzona została hipoteza, że czynniki wpływające na rentowność zmieniały się w czasie. Uzyskane wyniki wskazują, że w okresie przedkryzysowym rola czynników fundamentalnych, w tym (przede wszystkim) zmiennych fiskalnych oraz dynamiki PKB, w kształtowaniu się rentowności była niewielka. Istotną okazała się natomiast aproksymanta niepewności na globalnych rynkach finansowych – indeks VIX.

W drugiej fazie wzrosło znaczenie zmiennych odzwierciedlających sytuację makroekonomiczną analizowanych gospodarek. Rentowność ich obligacji skarbowych wzrastała m.in. wskutek powiększającej się relacji długu publicznego do PKB, pogarszającej się ściągalności podatków i coraz głębszej recesji.

Uzyskane wyniki potwierdziły, że w trzeciej fazie, po ogłoszeniu programu OMT przez EBC, spadło znaczenie czynników fiskalnych dla kształtowania się rentowności obligacji skarbowych analizowanych krajów (w porównaniu z drugą fazą), chociaż sytuacja ich finansów publicznych nie poprawiła się istotnie. Z perspektywy czasu słuszne okazało się więc stwierdzenie, że istotnym źródłem napięć na rynkach obligacji skarbowych w strefie euro były obawy przed rozpadem strefy euro oraz samospełniające się oczekiwania, a nie tylko narastające problemy fiskalne tych państw. W warunkach obowiązywania programu OMT sytuacja na rynkach obligacji skarbowych wyraźnie się poprawiła. Warto przy tym zauważyć, że wyższa dynamika PKB sprzyjała szybszemu obniżaniu się rentowności.

Bibliografia

- Adam M. (2013), Spillover and contagion in the sovereign CDS market, *Bank i Kredyt*, 44(6), 571–604.
- Afonso A.A., Arghyrou M.G, Kontonikas A. (2013), Pricing sovereign bond risk in the European monetary union area: an empirical investigation, *International Journal of Finance and Economics*, 19(1), 49–56.
- Aizenman J., Hutchison M., Jinjark Y. (2013), What is the risk of European sovereign debt defaults? Fiscal space, CDS spreads and market pricing risk, *Journal of International Money and Finance*, 34, 37–59.
- Alessandrini P., Fratianni M., Hallet A.H., Presbitero A.F. (2014), External imbalances and fiscal fragility in the euro area, *Open Economies Review*, 25(1), 3–34.
- Baltagi B. (2008), *Econometric analysis of panel data*, John Wiley & Sons.
- Barrios S., Iversen P., Lewandowska M., Setzer R. (2009), *Determinants of intra-euro area government bond spreads during the financial crisis*, European Economy – Economic Papers, 388, European Commission.
- Beirne J., Fratzscher M. (2013), The pricing of sovereign risk and contagion during the European sovereign debt crisis, *Journal of International Money and Finance*, 34, 60–82.
- Bernoth K., Von Hagen J., Schuknecht L. (2012), Sovereign risk premiums in the European government bond market, *Journal of International Money and Finance*, 31(5), 975–995.
- Bernoth K., Erdogan B. (2012), Sovereign bond yields spreads: a time-varying coefficient approach, *Journal of International Money and Finance*, 31(5), 639–656.
- Choi I. (2001), Unit root tests for panel data, *Journal of International Money and Finance*, 20(2), 249–272.
- Chow G. (1960), Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions, *Econometrica*, 28(3), 591–605.
- De Grauwe P. (2010), The fragility of the Eurozone's institutions, *Open Economies Review*, 21(1), 167–174.
- De Grauwe P. (2013), The European Central Bank as lender of last resort in the government bond markets, *CESifo Economic Studies*, 59(3), 520–535.
- De Grauwe P., Ji Y. (2013), Self-fulfilling crises in the Eurozone: an empirical test, *Journal of International Money and Finance*, 34, 15–36.
- De Grauwe P., Ji Y. (2014), How much fiscal discipline in a monetary union?, *Journal of Macroeconomics*, 39, 348–360.
- De Hoyos R.E., Sarafidis V. (2006), Testing for cross-sectional dependence in panel-data models, *The Stata Journal*, 6(4), 482–496.
- Dellas H., Tavlas G.S. (2012), The road to Ithaca: the gold standard, the euro and the origins of the Greek sovereign debt crisis, Working Paper, 149, Bank of Greece.
- Driscoll J., Kraay A.C. (1998), Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent data, *Review of Economics and Statistics*, 80, 549–560.
- Favero C.A. (2013), Modelling and forecasting government bond spreads in the euro area: a GVAR model, *Journal of Econometrics*, 177(2), 343–356.
- Gajewski P. (2014), Kryzys finansowy a determinanty oprocentowania obligacji rządowych w strefie euro, *Humanities and Social Sciences*, 20, 53–70.

- Gibson H.D., Hall S.G., Tavlás G.S. (2012), The Greek financial crisis: growing imbalances and sovereign spreads, *Journal of International Money and Finance*, 31(3), 498–516.
- Gibson H.D., Hall S.G., Tavlás G.S. (2015), Are all sovereigns equal? A test of the common determination of sovereign spreads in the euro area, *Empirical Economics*, 48(3), 939–949.
- Giordano R., Pericoli M., Tommasino P. (2013), Pure or wake-up call contagion? Another look at the EMU sovereign debt crisis, *International Finance*, 16(2), 131–160.
- Grabowski W., Stawasz E. (2013), Programy skupu aktywów Europejskiego Banku Centralnego w dobie kryzysu zadłużeniowego w strefie euro, *Ekonomia Międzynarodowa*, 4, 5–21.
- Im K.S., Pesaran M.H., Shin Y. (2003), Testing for unit roots in heterogeneous panels, *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74.
- Kao C. (1999), Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data, *Journal of Econometrics*, 90(1), 1–44.
- Kębłowski P. (2007), Modelowanie zintegrowanych szeregów przekrojowo-czasowych, w: W. Welfe (red.), *Gospodarka oparta na wiedzy*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Kębłowski P. (2008), Modelling integrated panel data. An overview, w: W. Welfe (red.), *Knowledge-based economy*, PETER LANG, Internationaler Verlag der Wissenschaften.
- Koronowski A. (2011), Kryzys finansów publicznych czy kryzys płatniczy krajów PIIGS, *Gospodarka Narodowa*, 5–6/2011, 69–84.
- Kujawski L., Mrzygłód U., Zamojska A. (2015), *Determinanty rentowności obligacji skarbowych Polski i wybranych krajów europejskich w latach 2005–2013*, Materiały i Studia, 313, Narodowy Bank Polski.
- Levin A., Lin C.F., Chu J.C. (2002), Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties, *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24.
- Maddala G.S., Wu S. (1999), A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631–652.
- Maltritz D. (2012), Determinants of sovereign yield spreads in the Eurozone: a Bayesian approach, *Journal of International Money and Finance*, 31(3), 757–772.
- Manganelli S., Wolswijk G. (2009), What drives spreads in the euro area government bond market?, *Economic Policy*, 24(58), 191–240.
- Mark N.C., Sul D. (2003), Cointegration vector estimation by panel DOLS and long-run money demand, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(5), 655–680.
- Oliveira L., Curto J.D., Nunes J.P. (2012), The determinants of sovereign credit spread changes in the euro-zone, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(2), 278–304.
- Pedroni P. (2001), Purchasing power parity tests in cointegrated panels, *Review of Economics and Statistics*, 83(4), 727–731.
- Pesaran M.H. (2006), Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure, *Econometrica*, 74(4), 967–1012.
- Sgherri S., Zoli E. (2009), *Euro area sovereign risk during the crisis*, Working Paper, 9, International Monetary Fund.
- Siwińska-Gorzelał J. (2015), Dług publiczny a cykliczność polityki fiskalnej, *Bank i Kredyt*, 46(1), 91–108.
- Strzała K. (2009), Panelowe testy stacjonarności – możliwości i ograniczenia, *Przegląd Statystyczny*, 56(1), 56–73.

- Welfe A. (2009), *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Winkler A. (2015), The ECB as lender of last resort: bank versus governments, *Journal of Economics and Statistics*, 235(3), 329–341.
- Yoshino N., Vollmer U. (2014), The sovereign debt crisis: why Greece, but not Japan?, *Asia Europe Journal*, 12, 325–344.

Podziękowania

Autorzy pragną podziękować Robertowi Kelmowi oraz anonimowym Recenzentom za cenne uwagi, które przyczyniły się do poprawy ostatecznej wersji artykułu.

Aneks

Tabela 1

Statystyki opisowe: średnie oraz odchylenia standardowe (w nawiasach)

Zmienna	Faza			Cały okres
	pierwsza	druga	trzecia	
<i>ROS</i>	4,34 (0,58)	7,08 (4,57)	4,74 (3,26)	5,24 (3,10)
<i>Dl</i>	69,93 (31,24)	98,48 (32,53)	129,02 (25,40)	87,35 (37,49)
<i>POD</i>	34,30 (3,42)	33,56 (4,50)	35,71 (4,20)	34,27 (3,94)
<i>CCAB</i>	-73,42 (74,43)	-228,08 (137,72)	-249,78 (167,36)	-146,88 (139,14)
<i>Wzrost</i>	2,83 (2,10)	-2,04 (3,02)	-0,68 (2,56)	0,82 (3,35)
<i>Infl</i>	3,18 (0,90)	1,78 (2,18)	0,41 (1,10)	2,35 (1,76)
<i>VIX</i>	19,37 (6,43)	26,56 (10,68)	14,22 (1,20)	20,84 (8,68)

Tabela 2

Testowanie stabilności parametrów

Podokresy	Statystyka F	Graniczny poziom istotności
1 i 2	30,828	0,000
2 i 3	6,138	0,000

Tabela 3

Wyniki panelowych testów pierwiastka jednostkowego

Zmienna	Metoda	Wartość statystyki		Decyzja
		poziom	pierwszy przyrost	
ROS	LLC	-4,34 (0,00)	-	I(1)
	IPS	-1,55 (0,45)	-5,25 (0,00)	
	ADF-Fisher	7,69 (0,66)	120,24 (0,00)	
	PP-Fisher	0,02 (0,51)	24,65 (0,00)	
DI	LLC	3,15 (1,00)	-5,62 (0,00)	I(1)
	IPS	0,22 (1,00)	-6,38 (0,00)	
	ADF-Fisher	0,22 (1,00)	66,64 (0,00)	
	PP-Fisher	0,15 (1,00)	127,22 (0,00)	
POD	LLC	1,02 (0,85)	-7,35 (0,00)	I(1)
	IPS	0,37 (0,64)	-3,33 (0,00)	
	ADF-Fisher	11,62 (0,31)	33,17 (0,00)	
	PP-Fisher	3,42 (0,97)	20,49 (0,02)	
CCAB	LLC	3,48 (1,00)	-8,69 (0,00)	I(1)
	IPS	2,95 (1,00)	-11,12 (0,00)	
	ADF-Fisher	1,26 (1,00)	120,35 (0,00)	
	PP-Fisher	2,52 (0,99)	205,32 (0,00)	
Wzrost	LLC	-0,84 (0,20)	-8,70 (0,00)	I(0)
	IPS	-2,06 (0,02)	-	
	ADF-Fisher	20,20 (0,03)	-	
	PP-Fisher	18,91 (0,04)	-	
Infl	LLC	-1,51 (0,07)	-8,64 (0,00)	I(1) lub I(0)
	IPS	-3,18 (0,00)	-	
	ADF-Fisher	28,24 (0,00)	-	
	PP-Fisher	12,67 (0,24)	72,94 (0,00)	
VIX	ADF-GLS	-2,06 (ADF-GLS _{0,05} = -3,16)	-6,16 (ADF-GLS _{0,05} = -3,21)	I(1)

Uwaga: wartości w okrągłych nawiasach oznaczają *p-value*, a w nawiasach kwadratowych – wartość krytyczną testu ADF-GLS dla poziomu istotności 0,05.

Tabela 4

Testowanie kointegracji za pomocą testu Kao

Statystyka	Graniczny poziom istotności
-4,29	0,00

Tabela 5

Wyniki estymacji długookresowych parametrów metodą panel DOLS

Zmienna	Oszacowanie
<i>Dl</i>	0,010 (0,769)
<i>Dl · Kryz</i>	0,057 (4,750)
<i>POD</i>	-0,218 (-1,974)
<i>POD · Kryz</i>	-0,079 (-2,026)
<i>Wzrost</i>	-0,035 (-0,449)
<i>Kryz · Wzrost</i>	-0,591 (-6,031)
<i>OMT · Wzrost</i>	-1,341 (-11,083)
<i>CCAB</i>	-0,000 (0,001)
<i>Kryz · CCAB</i>	-0,008 (-4,000)
<i>VIX</i>	-0,011 (-0,647)
<i>VIX (1 - Kryz)(1 - OMT)</i>	0,122 (5,083)

Uwaga: wartości w nawiasach oznaczają statystyki z. Pogrubione liczby wskazują na istotność zmiennej na poziomie 0,05.

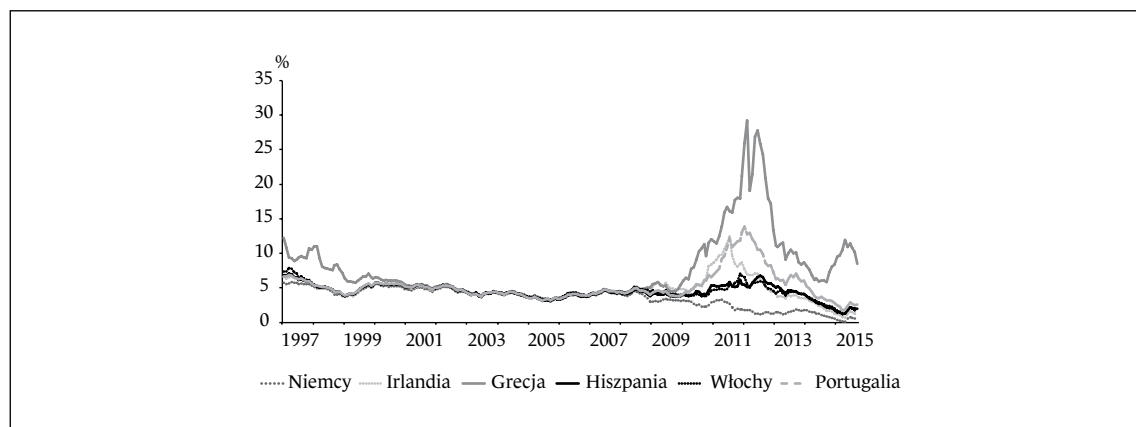
Tabela 6

Testowanie współzależności przekrojowej dla obu podokresów

Statystyka	Graniczny poziom istotności
1,34	0,18

Wykres 1

Rentowność 10-letnich obligacji skarbowych peryferyjnych krajów strefy euro na tle odpowiednich walorów niemieckich



Źródło: opracowanie na podstawie danych z Thomson Reuters Datastream.

Determinants of the government bond yields of the euro area peripheral countries in tranquil and crisis times

Abstract

The aim of the article was to identify the determinants of the 10-year government bond yields of Greece, Ireland, Italy, Portugal and Spain in three subperiods, i.e. before the euro area crisis and during the crisis period, which was divided into two phases (the introduction of the Outright Monetary Transactions by the European Central Bank was chosen as the borderline date). The results of the empirical study show that the impact of the analysed variables differed significantly in each subperiod. In particular, the role of the fundamentals increased significantly in the initial phase of the crisis. Their significance returned to the pre-crisis level after the introduction of the OMT programme.

Keywords: government bond yields, euro area crisis, OMT programme, panel cointegration

