

Paweł TOBERA*

Ocena ratingowa a koszt obsługi długu publicznego w krajach Europy Środkowo-Wschodniej w latach 2005–2017

Streszczenie: Artykuł wpisuje się w zakres badań nad zagadnieniem skutków, jakie niesie ze sobą brak stałego zrównoważenia budżetu w nowych krajach członkowskich Unii Europejskiej (UE) z regionu Europy Środkowo-Wschodniej (EŚW) i spoza strefy euro. Głównym celem badania jest określenie determinant zmian poziomu kosztu obsługi długu wśród wybranych do analizy państw: Polski, Czech, Węgier i Rumunii. Autor zwraca uwagę zwłaszcza na oddziaływanie ocen ratingowych, które stanowią jeden z kluczowych wskaźników niepewności, jaki inwestorzy biorą pod uwagę przy nabywaniu skarbowych papierów wartościowych zadłużonych państw. Badania obejmują lata 2005–2017. Przedział ten zawiera okres występowania kryzysu finansowego, którego skutki były szczególnie odczuwalne w postaci znacznego zwiększenia spreadów na obligacjach skarbowych w badanych krajach. W części empirycznej posłużono się panelową dynamiczną metodą najmniejszych kwadratów. W wyniku analizy wskazano główne determinanty poziomu kosztu obsługi długu wybranych krajów z EŚW: ocenę agencji ratingowych, poziom zmienności implikowanej na rynku, występujący deficyt budżetowy, kurs walutowy, poziom zadłużenia oraz wzrost gospodarczy. Uzyskane rezultaty wpisują się w obszar polityki zarządzania długiem publicznym.

Słowa kluczowe: finanse publiczne, dług publiczny, koszt obsługi długu publicznego, polityka zarządzania długiem publicznym

Kody klasyfikacji JEL: H63, H68, G24, G01

Artykuł nadesłany 16 czerwca 2018 r., zaakceptowany 16 stycznia 2019 r.

* Uniwersytet Łódzki; e-mail: pawelt5@vp.pl

Wprowadzenie

Zagadnienie występowania długu publicznego jest obecnie jednym z najczęściej rozpatrywanych tematów w badaniach dotyczących sfery sektora finansów publicznych na świecie. Przez pożyczkę publiczną rozumie się w szczególności sposób zapewnienia państwu zasobów, dzięki przyrzeczeniu pożyczkodawcom przyznania rozmaitych korzyści, takich jak wypłacenie odsetek i zwrot wpłaconej sumy w przyszłości. Działanie to finalnie generuje tzw. koszty obsługi długu publicznego, które stają się co roku jedną z pozycji wydatkowych (główna składowa wydatków sztywnych) ujmowanych w budżecie państwa. Zrozumienie oddziaływania różnego rodzaju determinant na kształtowanie się poziomu kosztu obsługi długu publicznego pozwala rządowi na optymalizowanie struktury zadłużenia i w znacznym stopniu poprawia możliwości prognozowania sytuacji budżetowej w kolejnych okresach. Brak wyjaśnienia istoty dynamiki kosztu obsługi długu publicznego może prowadzić ostatecznie do sytuacji, w której kraj nadmiernie zadłuża się w niekorzystnym momencie, nie zapewniając sobie przy tym możliwości tańszego refinansowania, co tym samym staje się wieloletnim obciążeniem dla budżetu. Z tego powodu poznanie determinant rentowności obligacji skarbowych winno leżeć w centrum zainteresowania rządów oraz polityków, ponieważ wyznaczają one cenę przyszłego długu i tym samym są istotnym elementem kształtowania polityki finansowej państwa. Celem artykułu jest próba zweryfikowania, jakie czynniki miały wpływ na zmianę poziomu kosztu obsługi długu wśród wybranych do badania państw z regionu Europy Środkowo-Wschodniej (EŚW) i spoza strefy euro takich jak: Polska, Czechy, Węgry i Rumunia. Zakres czasowy analizy obejmuje lata 2005–2017.

Pomimo wzrostu liczby badań w obrębie determinant rentowności obligacji skarbowych, literatura przedmiotu nadal zdominowana jest przez analizy obejmujące największych uczestników gospodarki światowej, w tym m.in. USA, Chiny, Japonię i grupę państw strefy euro [Ludvigson, Ng, 2005; Chionis i in., 2014; Goldberg, Leonard, 2003; Alexopoulou i in., 2009]. Kryzys zadłużeniowy zapoczątkowany w 2008 r. oraz występujące zakłócenia w procesie integracji rynków kapitałowych sprawiły, że badania dotyczące tego obszaru gospodarczego prowadzone są obecnie najczęściej. Problem determinant rentowności obligacji skarbowych mieści się w nurcie badań dotyczącym wyceny papierów wartościowych. Analiza zmian rentowności obligacji skarbowych może być przydatnym narzędziem określającym stopień zintegrowania wybranych krajów ze strefą euro [Heinz, 2014].

W związku z tym, że ocena ryzyka podejmowanego przez inwestorów jest kluczowym elementem w procesie nabywania przez nich skarbowych papierów wartościowych, postawiona została hipoteza badawcza mówiąca o tym, że poziom kosztu obsługi długu sektora finansów publicznych wśród wybranych do badania państw w przyjętym okresie był w głównej mierze determinowany czynnikami związanymi z nadawaną oceną ryzyka niewypłacalności (oceną ratingową), jaką nabywający wiązali z inwestowaniem w ich papiery

wartościowe. W części empirycznej artykułu posłużono się panelową dynamiczną metodą najmniejszych kwadratów (*panel dynamic ordinary least squares* – DOLS). Jej zastosowanie polega na uwzględnieniu w relacjach kointegrujących różniących się przyrostów zmiennych objaśniających. Uwzględniono dane statystyczne pochodzące z: Eurostatu, Banku Światowego, serwisu *Stooq*, serwisu *Investing* i serwisu *Country Economy*. Dane uwzględnione przy estymacji modelu mają częstotliwość kwartalną, a liczebność próby wynosiła 208 obserwacji.

Metody badań i determinanty kształtowania poziomu kosztu obsługi długu

Utworzenie strefy euro zaowocowało wyrównaniem i jednocześnie dynamicznym spadkiem oprocentowania obligacji skarbowych w krajach członkowskich Unii Europejskiej (UE) [Kujawski i in., 2015]. W takich warunkach, w ostatnim czasie zmniejszyło się zainteresowanie mechanizmami wyceny obligacji rządowych na rynkach finansowych. Dopiero gwałtowny wzrost ich zróżnicowania, jaki nastąpił pod wpływem kryzysu finansowego zapoczątkowanego w 2008 r., zaowocował pojawieniem się wielu nowych badań podejmujących tę problematykę. W literaturze przyjmuje się, że poziom spreadu¹ odzwierciedla cenę, jakiej żądają inwestorzy w zamian za zakup i utrzymywanie portfeli obligacji składających się z papierów wartościowych wyemitowanych przez państwa charakteryzujące się wyższym ryzykiem niewypłacalności [Kujawski i in., 2015]. Na wykresie 1 szczegółowo zaprezentowano, w jaki sposób kształtował się spread 10-letnich obligacji skarbowych wybranych do badania państw z regionu EŚW, w stosunku do oprocentowania walorów niemieckich w latach 2005–2017. Można dostrzec, że kryzys finansowy zapoczątkowany w 2008 r. dosyć wyraźnie przełożył się na zróżnicowanie poziomów oprocentowania obligacji skarbowych analizowanych państw.

Za prekursora badań nad rentownościami obligacji skarbowych i ich spreadów dla krajów rozwijających uznaje się Edwardsa, który opublikował jedną z pierwszych prac w tym zakresie [Edwards, 1983]. Po raz pierwszy połączono w niej zagadnienie ryzyka niewypłacalności z wielkością spreadów rentowności obligacji. Edwards podkreślał znaczenie sytuacji gospodarczej państwa emitującego, a wśród czynników za najważniejsze uznaje: zadłużenie zagraniczne, jakość obsługi długu i stopę inwestycji, która wskazywała, jaki będzie potencjał wzrostu w kolejnych okresach. W kolejnych analizach próbowano zbadać przyczyny rosnących spreadów między rentownością 10-letnich obligacji skarbowych peryferyjnych krajów strefy euro a rentownością ich niemieckich odpowiedników. Zwracano tu głównie uwagę na: nieroztropną politykę

¹ Spread to różnica występująca pomiędzy rentownościami dwóch instrumentów dłużnych, z których jeden jest instrumentem bazowym dla drugiego (np. 10-letnie skarbowe obligacje niemieckie dla 10-letnich skarbowych obligacji polskich).

fiskalną [Maltritz, 2012], spadek konkurencyjności tych gospodarek przed kryzysem [Koronowski, 2011; Gibson i in., 2012; Alessandrini i in., 2014], brak automatycznego mechanizmu dostosowawczego umożliwiającego redukcję nierównowagi w strefie euro, a także mechanizm samospełniających się oczekiwań w warunkach braku instytucji pożyczkodawcy ostatniej instancji dla rządów krajów ze strefy euro [De Grauwe i in., 2013]. W analizie determinant stóp dochodowości obligacji skarbowych, niezbędne stało się także odniesienie do międzynarodowych czynników ryzyka. W literaturze można odnaleźć wiele przykładów, w których analizie poddawane były główne indeksy giełdowe, jak np. *Dow Jones Eurostoxx 50*, *Standard & Poor's 500* [Alexopoulou i in., 2009], a także czynniki określające tzw. apetyt inwestorów międzynarodowych na ryzyko. Do oceny apetytu na ryzyko inwestorów międzynarodowych często wykorzystywany był także indeks VIX z giełdy CBOE [Beber i in., 2006]. Podobne podejście zastosowano w badaniach Ferucciego [2003], który wskazał, że na wycenę papierów dłużnych wpływ miała sytuacja na rynku akcji USA. Czynniki globalne uwzględniali w swoich badaniach także inni autorzy [Barrios i in., 2009].

Natomiast Afonso i in. badali fundamentalne dane makroekonomiczne dla panelu dziesięciu państw strefy euro [Afonso i in., 2012]. W tej grupie zmiennych znalazły się: deficyt budżetowy, zadłużenie, efektywny kurs walutowy i produkcja przemysłowa. Dodatkowo wspomniani autorzy wykorzystali w badaniu dane spreadów transakcyjnych i indeks VIX, którego zadaniem było odzwierciedlenie globalnego czynnika ryzyka. Przeprowadzona analiza wykazała, że wzrost ryzyka na międzynarodowych rynkach finansowych powodowało zwiększenie spreadów pomiędzy stopami dochodowości obligacji wybranych państw wobec walorów niemieckich. W otrzymanych wynikach wskazali dokładnie, że w okresie kryzysu w strefie euro stopy rentowności są dobrze wyjaśniane przez zmienne takie jak: produkcja przemysłowa, stan finansów publicznych i wielkość spreadu bid-ask na obligacjach.

W świetle powyższych badań dużą rolę w objaśnianiu zmian relatywnych stóp procentowych odgrywały czynniki globalne powiązane z wahaniami awersji do ryzyka. Do takich wniosków doszli zarówno Codogno i in. [2003], badając okres przed utworzeniem strefy euro oraz przez pierwsze lata jej funkcjonowania, jak i autorzy późniejszych analiz [Georgoutsos, Migiakis, 2013] prowadzonych przy wykorzystaniu danych pochodzących z okresu po 2008 r. [Codogno i in., 2003]. We wszystkich badaniach wzrost globalnej awersji do ryzyka okazywał się być istotnym czynnikiem podnoszącym różnicowanie rentowności obligacji w strefie euro, pomimo kontroli zmiennych opisujących warunki specyficzne poszczególnych gospodarek. Wahania globalnej awersji do ryzyka mierzone były na ogół różnicą pomiędzy oprocentowaniem obligacji rządowych USA a obarczonych średnim bądź wysokim ryzykiem obligacji korporacyjnych. Alternatywnie wykorzystywaną zmienną była wartość indeksu zmienności VIX, przy czym jej zastosowanie nie zmieniło najważniejszych wniosków o silnej statystycznej istotności tego zjawiska [Arghyrou, Kontonikasi, 2010]. Jeszcze inne zmienne wykorzystali Caggiano

i Greco. Na przykład w badaniach rentowności obligacji rynków wschodzących do zmiennych wprowadzili różnicę pomiędzy stopą dochodowości obligacji korporacyjnych o ratingu Baa i Aaa spółek z USA [Caggiano, Greco, 2011]. Badania takie były prowadzone także przy wykorzystaniu danych ze spółek rynku europejskiego [Georgoutsos, Migiakis, 2013].

W pracy Ludvigson i Ng z 2005 r., za pomocą dynamicznej analizy czynnikowej, autorki poddały weryfikacji precyzję prognozowania (*forecasting power*) 123 zmiennych finansowych i makroekonomicznych na stopy dochodowości obligacji rządowych USA w latach 1964–2003 [Ludvigson, Ng, 2005]. Do zmiennych makroekonomicznych zaliczono tam m.in. realny wzrost gospodarczy, zatrudnienie, bezrobocie, zapasy i współczynnik zatrzymania zapasów, koszty pracy, dane dotyczące produkcji przemysłowej i wielkości sprzedaży, wielkość wydatków konsumenckich oraz inflację. Spośród danych finansowych analizie poddano stopy procentowe i indeksy giełdowe S&P. Autorki potwierdziły istotność wyróżnionych grup czynników w wyjaśnianiu i prognozowaniu premii za ryzyko w rentowności obligacji. Najważniejszy okazał się finalnie tzw. czynnik „realny”, który był wysoko skorelowany z realnym wzrostem gospodarczym oraz zatrudnieniem, ale nie z danymi finansowymi.

Bernoth, Von Hagen i Schuknecht w swoich badaniach zauważyli, że przed kryzysem fundamenty makroekonomiczne okazały się prawie nieistotne dla kształtowania się rentowności, podczas gdy w okresie kryzysu ich rola znacznie wzrosła [Bernoth i in., 2012]. Wzrost wrażliwości rynków obligacji skarbowych na kształtowanie się fundamentów makroekonomicznych w okresie kryzysu zadłużeniowego był także wnioskiem płynącym z badań: Beirne'a i Fratzschera [2013], Favero [2013], Oliveiry i in. [2012] oraz Bernotha i Erdogana [2012]. W badaniach przeprowadzonych przez Peirisa [2010] dla 10 państw rynków wschodzących potwierdzono znaczenie zmiennych charakteryzujących sytuację budżetową. Także badania przeprowadzone przez Baldacci i Kumara [2010] na danych z 31 gospodarek wschodzących wskazywały na istotność deficytu budżetowego i wielkość zadłużenia. Z kolei Jaramillo i Weber [2013] na podstawie estymacji panelowej 26 gospodarek tej samej grupy państw wykazały, że wpływ czynników fiskalnych rośnie wraz ze zwiększeniem ryzyka na międzynarodowych rynkach finansowych. Gonzales-Rozada i Yeyati [2008] zidentyfikowali istotność takich czynników globalnych, jak: apetyt na ryzyko, płynność rynku globalnego i efekty zarażania zdarzeniami systemowymi (na przykładzie Rosji) w wyjaśnianiu spreadów stóp dochodowości obligacji skarbowych państw rynków wschodzących. Także sytuacja na globalnych rynkach finansowych była brana pod uwagę w pracy Heinz i Sun [2014]. Badanie to nieco odbiegało od pozostałych, gdyż analizie poddano stawki swapów kredytowych CDS a nie obligacji skarbowych. Tym niemniej warto wspomnieć, że wykazało ono zmienność czynników determinujących stawki CDS w zależności od okresu wybranego do badania.

Codogno i in. [2003] zauważyli, że przyszła zdolność do obsługi długu zależy od aktualnego i przyszłego poziomu inwestycji oraz dochodu. Wysoka dynamika PKB z jednej strony pomagała ustabilizować równowagę finansów

publicznych, a z drugiej była dla rynków finansowych sygnałem konkurencyjności gospodarki. Natomiast Caggiano i Greco [2011] wskazują, że wpływ krótkookresowych oczekiwań wzrostu PKB na rentowność obligacji w okresie kryzysu był nawet kilkunastokrotnie wyższy niż przed kryzysem. W części analiz do zbioru zmiennych objaśniających włączali inne zmienne, opisujące sytuację w sferze realnej, jak na przykład saldo obrotów bieżących (w relacji do PKB), które można było traktować jako wskaźnik nierównowagi zewnętrznej.

Inna grupa autorów wykorzystywała oceny ratingowe w roli zmiennych aproksymujących ryzyko kredytowe [Manganelli, Wolswijk, 2009; De Santis, 2012]. Należało jednak mieć na uwadze, że oceny te charakteryzowały się małą zmiennością i same w sobie były wynikiem kształtowania się czynników makroekonomicznych, fiskalnych i finansowych. Tego rodzaju badania w ostatnich latach były prowadzone przez Afonso i in. [2014].

Heterogeniczność wpływu zmiennych fundamentalnych na rentowność długoterminowych obligacji skarbowych wewnątrz strefy euro była z kolei przedmiotem badań Giordano, Pericoli i Tommasino [2013]. Natomiast Grabowski i Stawasz wskazują, 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 (*flight to quality effect*) [Grabowski, Stawasz, 2016]. W konsekwencji, mimo pogorszenia się sytuacji fiskalnej również w krajach centrum strefy euro, obniżyła się rentowność ich obligacji skarbowych [Gibson i in., 2015].

Dynamiczną estymację panelową zastosował Poghosyan [2012]. Dla grupy 22 państw wysoko rozwiniętych autor ten przeprowadził estymację długo- i krótkookresowych determinant stóp dochodowości obligacji skarbowych (lata 1980–2010) i potwierdził zależność długookresową pomiędzy stopą potencjalnego wzrostu gospodarczego, wielkością zadłużenia a rentownością obligacji skarbowych. Z kolei w ramach relacji krótkookresowej zidentyfikował istotność następujących czynników: zadłużenia, inflacji i krótkookresowej realnej stopy procentowej.

W badaniu Chionisa i in. [2014] podjęto analizę wpływu najważniejszych zmiennych makroekonomicznych: zadłużenia, inflacji, bezrobocia, deficytu budżetowego i wzrostu gospodarczego na rentowność 10-letnich greckich obligacji skarbowych. Badanie zostało przeprowadzone na danych kwartalnych dla okresu 2001q1–2012q4 i osobno dla 2009q2–2012q4. Zdaniem autorów bezrobocie i inflacja istotnie wpływały na kształtowanie się rentowności obligacji. Gómez-Puig i in. [2014] traktowali stopę bezrobocia jako zmienną charakteryzującą potencjał wzrostu gospodarki. Ich zdaniem wzrost stopy bezrobocia, a także inflacji, powodują pogorszenie się międzynarodowej konkurencyjności danego kraju. W rezultacie stopy dochodowości obligacji będą rosnąć.

Statystycznie istotne okazywały się też często zmienne charakteryzujące płynność rynków obligacji, na którą składała się głębokość rynku, czyli liczba zawieranych transakcji kupna i sprzedaży oraz szerokość rynku, która była tym większa im bardziej cena rynkowa obligacji była odporna na duże transakcje [Barrios i in., 2009]. Zmiennymi najczęściej wykorzystywanymi

do aproksymowania płynności rynków obligacji były: różnice pomiędzy ceną kupna i sprzedaży (*bid-ask spreads*), wartość wyemitowanych obligacji pozostających w obrocie lub wartości wolumenu obligacji sprzedawanych w jednostce czasu. Dowody empiryczne na istotną rolę tych zmiennych w kształtowaniu relatywnych stóp procentowych były mieszane. Na ogół jednak autorzy potwierdzali ich statystyczną istotność zarówno przed nasileniem się zjawisk kryzysowych w strefie euro, jak i w czasie kryzysu. Beber i in. [2006] dowodzą, że w okresie napięć płynność staje się kluczową zmienną rynków obligacji pożądaną przez inwestorów. Do odmiennych wniosków doszli z kolei Schuknecht i in. [2010]. W ich analizie wskaźniki płynności okazywały się być nieistotne – niezależnie od badanej pod-próby. Ogólnie można podsumować, że w większości badań płynność w okresie kryzysu okazuje się słabszym czynnikiem determinującym zróżnicowanie rentowności obligacji państw strefy euro w porównaniu z wahaniami globalnego ryzyka. W zakresie analizy wpływu płynności rynku na rentowność obligacji skarbowych szeroką analizę przeprowadziły także Barbosa i Costa [2010]. Autorki skonstruowały kilka miar płynności rynku na podstawie szerokiej bazy danych z platformy MTS, w tym m.in.: spreadów transakcyjnych, współczynnika opartego na wartości wolumenów po stronie kupna i sprzedaży, maksymalnych wielkości transakcji i współczynnika odnoszącego koszty transakcji do wolumenu transakcji. Dodatkowo dla oceny ryzyka kredytowego kraju wykorzystano stawki swapów kredytowych CDS oraz zmienne makroekonomiczne związane z sytuacją finansów publicznych i równowagą zewnętrzną (międzynarodowa pozycja inwestycyjna netto). Badanie zostało przeprowadzone dla grupy państw strefy euro, a zmienną zależną był spread wobec obligacji niemieckich. Autorki zwróciły uwagę, że – po upadku Lehman Brothers – spready wobec obligacji niemieckich były kształtowane głównie poprzez globalne czynniki ryzyka. Wraz z narastaniem napięć w strefie euro, początkowo większego znaczenia nabrały czynniki charakteryzujące płynność rynku, a następnie sytuacja makroekonomiczna poszczególnych państw odzwierciedlająca ryzyko kredytowe. Znaczenie informacji o zmianach wskaźników makroekonomicznych dla rentowności obligacji było też przedmiotem analiz Goldberg i Leonard [2003]. Autorki poddały analizie znaczenie informacji zawartej w publikowanych przekazach o danych makroekonomicznych na kształtowanie się rentowności obligacji USA i Niemiec. Badanie zostało przeprowadzone na szeregach rentowności o dosyć wysokiej częstotliwości. Zgodnie z podejściem auterek badano wpływ nieoczekiwanej zmiany w publikowanych danych (różnica pomiędzy danymi faktycznymi a danymi oczekiwanymi przez rynek). Badaniu poddano wiele ogłoszeń, w tym m.in. obejmujących wskaźniki: zapasów, bezrobocia, inflacji, zamówień, produkcji przemysłowej, sprzedaży detalicznej, kosztów zatrudnienia i wzrostu gospodarczego. Dla wyjaśnienia zmian rentowności obligacji skarbowych USA największe znaczenie miały ogłoszenia dotyczące wielkości produkcji i zaufania konsumentów, a w dalszej kolejności: indeksu cen konsumpcyjnych, indeksu cen produkcyjnych, wzrostu gospodarczego oraz wielkości i kosztach zatrudnienia.

Problem niskiej częstotliwości zmiennych objaśniających był najczęściej rozwiązywany w badaniach poprzez interpolację, która umożliwiła uzyskanie zbioru danych o częstotliwości kwartalnej lub miesięcznej. Przykłady analiz opartych na danych interpolowanych do częstotliwości miesięcznych można znaleźć m.in. w pracach: Attinasi i in. [2009], Sgherri i Zolli [2009], Barbosa i Costa [2010]. Interpolowane dane kwartalne z kolei wykorzystywano w pracach Haugha i in. [2009], Barrios i in. [2009] oraz Caggiano i Greco [2011]. Warto podkreślić, że mechaniczna interpolacja danych umożliwia stworzenie danych o dowolnie wysokiej częstotliwości, przy czym prowadzi to do pogłębienia błędu pomiaru (*interpolation error*), który może być rosnącą funkcją odległości między punktami danych, a także autokorelacji, która musi być następnie uwzględniona przy estymacji.

Opierając się na wykorzystywanych w praktyce metodach badań determinant rentowności obligacji skarbowych, z jakimi można się spotkać w dostępnej literaturze [Maltritz, 2012; Ferucci, 2003], zasadne jest stwierdzenie, że istnieje kilka ich głównych rodzajów. Możemy do nich zaliczyć:

- metody kointegracji panelowej;
- metody poszukiwania długookresowych relacji kointegrujących w modelach danych panelowych z niestacjonarnymi regresorami;
- metodę *Panel Corrected Standard Errors* (PCSE);
- modele stochastycznego czynnika dyskontującego (SDF);
- *MIXed DATA Sampling* (MIDAS).

Modele panelowe pozwalają na lepsze zrozumienie i dokładniejszy pomiar efektów ekonomicznych, w tym m.in. na uwzględnienie czynników, których nie można ująć bezpośrednio w postaci konkretnych zmiennych (tzw. efekty indywidualne i okresowe). W badaniach panelowych dotyczących rentowności obligacji skarbowych typowe jest wykorzystywanie modeli z efektami nielosowymi (*fixed effects*, FE). Zastosowanie takiego podejścia jest możliwe, jeśli zmienne wybrane do panelu są stacjonarne lub jeśli badacz ma pewność, że parametry strukturalne w modelu FE będą jednocześnie współrzędnymi wektora kointegrującego [Strzała, 2009]. Rozważmy następujący model panelowy z efektami stałymi:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + u_{it}, \quad (1a)$$

$$\Delta x_{it} = \varepsilon_{it}, \quad (1b)$$

gdzie:

y_{it} jest zmienną zintegrowaną w stopniu pierwszym, natomiast składniki losowe u_{it} i ε_{it} są stacjonarne. Kao, Chiang [1999] wykazali niezgodność estymatora MNK parametrów modelu (1a), w wyniku czego w przypadku danych panelowych zawierających zmienne zintegrowane w stopniu pierwszym stosowane są alternatywne metody estymacji parametrów (np. model ARMA).

W badaniu empirycznym wykonanym na potrzeby tego artykułu posłużono się panelową dynamiczną metodą najmniejszych kwadratów (*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 [Pedroni, 2001]. Metodą najmniejszych kwadratów szacowane są zatem parametry następującego modelu:

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

gdzie: \tilde{y}_{it} i \tilde{x}_{it} oznaczają odpowiednio oczyszczone z indywidualnych trendów deterministycznych wartości zmiennej zależnej oraz zmiennych objaśniających, q_i i r_i są odpowiednio rzędem opóźnienia oraz przyspieszenia. Ich wyboru dokonuje się na podstawie porównania wartości kryteriów informacyjnych. Należy zauważyć, że współczynniki ilustrujące krótkookresowy wpływ zmiennych objaśniających na zmienną zależną różnią się ze względu na kraje. Estymator metody panelu DOLS uzyskuje się w następujący sposób:

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

gdzie: $\tilde{W}_{it} = [\tilde{x}_{it} \tilde{z}_{it}]$, 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 i zmiennych zero-jedynkowych dla poszczególnych obiektów [Strzała, 2009].

Badanie przy użyciu panelowej dynamicznej metody najmniejszych kwadratów (DOLS)

Przedmiotem badania jest estymacja modelu, w którym zmienną objaśnianą jest poziom spreadu, czyli różnica pomiędzy rentownościami 10-letnich obligacji skarbowych wybranych do badania państw a oprocentowaniem odpowiednich walorów niemieckich. Do badania wykorzystano dane z lat 2005–2017 mające częstotliwość kwartalną (wielkość zadłużenia, poziom salda budżetowego, kurs walutowy, stopa wzrostu gospodarczego, inflacja CPI, stopa bezrobocia, indeks zmienności implikowanej, zakodowane wartości ocen ratingowych). Dane dotyczą Polski, Czech, Węgier i Rumunii. Źródłem danych są międzynarodowe ekonomiczne portale internetowe takie jak: *Serwis Stooq*, *Eurostat Database*, *Serwis Investing*, *Serwis Country Economy*.

W tabeli 1 zaprezentowano zestawienie zmiennych, które zostały uwzględnione na początkowym etapie badania. Niestety, w toku gromadzenia danych statystycznych okazało się, że niektóre determinanty pierwotnie planowane do wykorzystania w modelu nie zostały w nim ostatecznie uwzględnione, z powodu braku dostępu do szczegółowych informacji dotyczących wszystkich

krajów z analizowanego okresu. Dotyczyło to m.in. wielkości różnicy pomiędzy ceną kupna a ceną sprzedaży na obligacjach (tzw. *bid ask spread*), poziomu salda obrotów bieżących, liczby zawieranych transakcji kupna–sprzedaży czy poziomu wartości wyemitowanych obligacji. To samo dotyczyło zmiennych charakteryzujących strukturę zadłużenia (dług krajowy–dług zagraniczny), a także termin jego zapadalności (dług krótkoterminowy–dług długoterminowy). Pomimo tego wyselekcjonowano grupę czynników, która powinna potencjalnie odzwierciedlać sytuację zarówno w sferze makroekonomicznej, jak i na płaszczyźnie podejmowanego ryzyka przez inwestorów nabywających papiery wartościowe tych państw. Oceny ratingowe, którym były przypisane oznaczenia literowe, zostały na potrzeby tego badania zakodowane w wartości liczbowe tak, aby można je było wykorzystać w estymacji modelu ekonometrycznego.

Tabela 1. Charakterystyka zmiennych wykorzystanych w badaniu empirycznym

Zmienna	Objaśnienie	Zakres czasowy badania (częstotliwość danych: kwartalna)	Źródła użytych do badania danych statystycznych
SPREAD	Różnica pomiędzy rentownościami 10-letnich obligacji skarbowych danego kraju a oprocentowaniem odpowiednich walorów niemieckich (%)	2005–2017	Serwis Stooq
DEBT	Wielkość zadłużenia liczona w relacji do PKB (% PKB)	2005–2017	Eurostat Database
DEFICIT	Deficyt/nadwyżka budżetowa w relacji do PKB (% PKB)	2005–2017	Eurostat Database
EXRATE	Kurs walutowy. Dla każdego kraju wartość średnia z lat 2005–2017 wynosi 100. W okresach osłabienia waluty krajowej względem euro, analizowana zmienna przyjmuje wartości niższe od 100, natomiast w okresach gdy waluta umacnia się względem euro – wyższe.	2005–2017	Serwis Stooq
GDPGROWTH	Stopa wzrostu gospodarczego (% PKB)	2005–2017	Eurostat Database
INFLATION	Inflacja CPI (%)	2005–2017	Eurostat Database
UNEMPLOYMENT	Stopa bezrobocia (%)	2005–2017	Eurostat Database
VDAXNEW	Indeks zmienności implikowanej obrazujący oczekiwaną przez inwestorów zmienność notowań na rynku (%)	2005–2017	Serwis Investing.com
FITCH, MOODY'S, STANDARD & POOR'S	Zakodowane wartości ocen ratingowych	2005–2017	Serwis Country Economy

Źródło: opracowanie własne.

Analizę rozpoczęto od zbadania stopnia zintegrowania zmiennej zależnej i zmiennych wykorzystywanych do wyjaśnienia kształtowania się spreadów pomiędzy rentownościami obligacji skarbowych w krajach z EŚW a oprocentowaniem odpowiednich walorów niemieckich. W tym celu wykorzystano panelowe testy pierwiastka jednostkowego LLC, IPS, ADF-Fisher, PP-Fisher. W tabeli 2 zaprezentowano uzyskane wyniki testowania stopnia zintegrowania zmiennych.

Tabela 2. Testowanie stopnia zintegrowania wybranych do badania zmiennych za pomocą panelowych testów pierwiastka jednostkowego (podane są wartości statystyk testowych i empiryczne poziomy istotności w nawiasach) w latach 2005–2017

Zmienna	LLC		IPS		ADF-FISHER		PP-FISHER	
	poziom	przyrost	poziom	przyrost	poziom	przyrost	poziom	przyrost
SPREAD	-0,71 (0,13)	-5,01 (0,00)	-1,21 (0,17)	-4,21 (0,00)	10,82 (0,11)	51,01 (0,00)	4,71 (0,49)	69,21 (0,00)
DEBT	-0,04 (0,41)	-1,41 (0,00)	0,41 (0,48)	-2,71 (0,00)	4,12 (0,57)	41,18 (0,00)	4,29 (0,87)	85,02 (0,00)
DEFICIT	0,05 (0,51)	-0,6 (0,3)	0,04 (0,51)	-2,84 (0,00)	5,16 (0,57)	31,08 (0,00)	4,01 (0,7)	65,01 (0,00)
EXRATE	-1,23 (0,04)	-6,51 (0,00)	-1,1 (0,08)	-4,23 (0,00)	11,65 (0,09)	67,19 (0,00)	7,54 (0,4)	109,21 (0,00)
GDPGROWTH	-4,14 (0,003)	-	-1,4 (0,005)	-	19,71 (0,02)	-	38,11 (0,00)	-
INFLATION	-0,09 (0,61)	-0,45 (0,17)	-0,4 (0,19)	-4,24 (0,00)	11,42 (0,2)	41,81 (0,00)	6,45 (0,67)	63,93 (0,00)
UNEMPLOYMENT	-1,3 (0,01)	-	-3,55 (0,02)	-	16,07 (0,02)	-	11,27 (0,17)	-
VDAXNEW	-2,19 (0,01)	-	-4,41 (0,00)	-	25,11 (0,00)	-	26,52 (0,00)	-

Źródło: opracowanie własne na podstawie uzyskanych wyników w estymacji przy wykorzystaniu programu EViews 9.

Wyniki testowania stopnia zintegrowania dla zmiennej SPREAD wykazały, że jest ona zintegrowana w stopniu pierwszym. Wynikało to z faktu, że empiryczne poziomy istotności przekroczyły granicę przyjętego krytycznego poziomu istotności (0,05), natomiast dla przyrostów były bardzo bliskie zera, a zatem nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o niestacjonarności poziomów, natomiast należało odrzucić hipotezę zerową o niestacjonarności pierwszych różnic. Oznaczało to, że zmienna SPREAD nie jest stacjonarna, natomiast stacjonarne okazały się jej przyrosty. To samo dotyczyło takich zmiennych jak: DEBT, DEFICIT i INFLATION. Z kolei w przypadku zmiennych takich jak: GDPGROWTH, UNEMPLOYMENT i VDAX panelowe testy pierwiastka jednostkowego wykazały ich stacjonarność, co wynika z faktu, że empiryczne poziomy istotności dla tych zmiennych są mniejsze niż 0,05².

² W przypadku zmiennej UNEMPLOYMENT jedynie test PP-Fishera wskazywał na jej niestacjonarność. Zgodnie z wynikami pozostałych trzech testów była ona jednak stacjonarna.

W przypadku kursu walutowego test LLC wskazał na jego stacjonarność (empiryczny poziom istotności dla tego testu wynosi 0,0368), natomiast zgodnie z pozostałymi testami kurs walutowy jest niestacjonarny. Jednak jego przyrosty są stacjonarne dla wszystkich czterech testów, a zatem można uznać, że zmienna ta jest zintegrowana w stopniu pierwszym. W tabeli 3 zaprezentowano podsumowanie wyników testowania stopnia zintegrowania dla poszczególnych zmiennych przy wykorzystaniu czterech testów.

Tabela 3. Testowanie stopnia zintegrowania zmiennych za pomocą panelowych testów pierwiastka jednostkowego – podsumowanie

Zmienna	LLC	IPS	ADF-FISHER	PP-FISHER	Decyzja
SPREAD	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
DEBT	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
DEFICIT	Zintegrowana w stopniu drugim lub wyższym	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
EXRATE	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
GDPGROWTH	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
INFLATION	Zintegrowana w stopniu drugim lub wyższym	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
UNEMPLOYMENT	I(0)	I(0)	I(0)	niestacjonarny	I(0)
VDAXNEW	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)

Źródło: opracowanie własne na podstawie uzyskanych wyników w estymacji przy wykorzystaniu programu EViews 9.

Wyniki zawarte w tabeli 3 wskazują, że zmienne: SPREAD, DEBT, DEFICIT, EXRATE i INFLATION są zintegrowane w stopniu pierwszym, natomiast zmienne: GDPGROWTH, UNEMPLOYMENT i VDAXNEW są stacjonarne. Ponieważ zmienna objaśniana i niektóre zmienne objaśniające są zintegrowane w stopniu pierwszym, należało zastosować metody kointegracji panelowej w celu identyfikacji ich wpływu na spready pomiędzy rentownościami obligacji skarbowych w krajach EŚW a oprocentowaniem odpowiednich walorów niemieckich. W celu sprawdzenia, czy te relacje kointegrujące rzeczywiście występowały, należało przeprowadzić panelowy test kointegracji (np. test Kao). W tabeli 4 zaprezentowano wyniki testowania kointegracji panelowej za pomocą testu Kao.

Tabela 4. Wyniki testowania kointegracji panelowej

Wartość statystyki testu	Empiryczny poziom istotności
-1,69	0,02

Źródło: opracowanie własne na podstawie uzyskanych wyników w estymacji przy wykorzystaniu programu EViews 9.

Ponieważ empiryczny poziom istotności okazał się niski (niższy od 0,05), należało odrzucić hipotezę zerową o braku kointegracji panelowej. Oznaczało to zatem, że analizowane zmienne są skointegrowane i wystąpiły długookresowe relacje między nimi. Znalezienie tych zależności okazało się możliwe dzięki zastosowaniu metod kointegracji panelowej, dlatego kolejnym krokiem jest dokonanie estymacji parametrów dynamiczną metodą najmniejszych kwadratów (tabela 5).

Tabela 5. Wyniki estymacji parametrów dynamiczną metodą najmniejszych kwadratów przy wykorzystaniu poszczególnych zakodowanych ocen ratingowych (skala 1–3) w prezentowanym modelu

Model 1: Estymacja panelowa MNK (DOLS) – 208 obserwacje Częstotliwość: kwartalna Okres badania: 2005–2017 Zmienna zależna: SPREAD Odporne błędy standardowe (robust HAC)			
Zmienna	Oszacowanie	Błąd standardowy	Empiryczny poziom istotności ^a
$\Delta DEBT_{t-1}$	0,781	0,112	0,02**
EXRATE	-0,249	0,188	0,1*
GDPGROWTH	-0,122	0,012	0,002***
MOODY'S	0,199	0,008	0,003***
S&P	0,503	0,011	0,001***
FITCH	0,784	0,026	0,03**
VDAXNEW	1,202	0,078	0,005***
Współczynnik determinacji $R^2 = 0,96113$			
Skorygowany $R^2 = 0,91228$			

a) oznaczenie poziomu statystycznej istotności rozpatrywanych zmiennych (*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$).

Źródło: opracowanie własne na podstawie uzyskanych wyników w estymacji przy wykorzystaniu programu EVIEWS 9.

Na podstawie wyników estymacji modelu ekonometrycznego przy wykorzystaniu metody DOLS stwierdzono, że istotny dla rozpatrywanego zagadnienia (na przyjętym poziomie istotności 0,05) jest wpływ zmiennych takich jak: zmiana relacji długu w odniesieniu do PKB, poziom kursu walutowego, wzrost gospodarczy, oceny ratingowe (FITCH, MOODY'S i S&P), a także poziom indeksu VDAX obrazującego ryzyko na globalnych rynkach finansowych. Wpływ zmiennej DEFICIT jest nieistotny na zakładanym poziomie istotności i w finalnej wersji modelu zmienna ta nie jest uwzględniona. Wybrane zmienne objaśniające w sposób znaczący wyjaśniają różnicę w poziomie oprocentowania 10-letnich obligacji skarbowych wybranej do badania grupy państw z regionu EŚW w odniesieniu do walorów niemieckich.

Oceny ratingowe nadawane przez agencje Fitch, Moody's i S&P mają istotny wpływ na zmienną objaśnianą. Można zatem stwierdzić, że pogorszenie o jednostkę oceny ratingowej agencji Moody's wiąże się ze wzrostem

poziomu oprocentowania długu o 0,199 punktu procentowego, w przypadku agencji Fitch o 0,784 punktu procentowego, z kolei w odniesieniu do agencji S&P o 0,503. Wynik ten jest zgodny z oczekiwaniami, ponieważ oceny formułowane przez agencje ratingowe często pomagają inwestorom w podejmowaniu decyzji o nabywaniu do swoich portfeli inwestycyjnych papierów wartościowych tych podmiotów. Warto dodatkowo nadmienić, że wprowadzone przez władze UE regulacje prawne w zakresie funkcjonowania agencji ratingowych po wystąpieniu kryzysu finansowego mogły tylko dodatkowo wzmocnić znaczenie nadawanych ocen w oczach inwestorów nabywających skarbowe papiery wartościowe. Z drugiej strony należy mieć na uwadze możliwość wystąpienia problemu endogeniczności ocen ratingowych. Oddziałują na nie bowiem te same czynniki zewnętrzne, np. polityczne, które wpływają także na koszt obsługi długu. Ponadto może występować odwrotna zależność przyczynowa, tj. rynkowa wycena kosztów oceny długu może oddziaływać na rating. Uzyskane zatem wyniki należy rozpatrywać z pewną dozą ostrożności.

Podobnie jak w przypadku wyników otrzymanych przez Ebnera [2009], w przeprowadzonych badaniach zdecydowano się do estymacji wykorzystać zmienność indeksu VDAX-NEW, co pozwoliło na uchwycenie wpływu niepewności inwestorów wywołanej kryzysem finansowym i przełożeniem tego na kształtowanie poziomu kosztu obsługi długu wśród wybranych państw z EŚW. Zauważa się, że w okresach podwyższonego ryzyka na światowych rynkach finansowych inwestorzy często wybierali bezpieczne aktywa, a do takich należały m.in. niemieckie obligacje skarbowe. Konkludując, w okresach podwyższonej zmienności na rynkach giełdowych często następuje spadek rentowności obligacji skarbowych emitowanych przez Niemcy. Ponieważ obligacje emitowane przez Polskę, Czechy, Węgry i Rumunię nie należą do tak bezpiecznych papierów wartościowych (jak ich odpowiedniki niemieckie), rentowności obligacji tych krajów nie zmniejszały się. Z tego powodu pozytywna zależność pomiędzy zmienną VDAX-NEW a uzyskiwanymi różnicami na spreadach nie wzbudza wątpliwości i zmienna ta została ostatecznie potwierdzona jako czynnik mający znaczący związek z poziomem kosztu obsługi długu w analizowanej grupie państw.

Na podstawie uzyskanych wyników z przeprowadzonego badania można powiedzieć, że rynki obligacji skarbowych w krajach EŚW reagowały nie tyle na poziom zadłużenia, co na zmianę relacji długu do PKB. Wzrost tej zmiennej o 1 punkt procentowy w okresie $t-1$ wiąże się odpowiednio ze wzrostem spreadów o 0,781 punktu procentowego. Oznacza to zatem, że inwestorzy reagowali z opóźnieniem na wzrost zadłużenia w danym kraju. Mogło to wynikać z faktu, że statystyki dotyczące relacji długu do PKB były publikowane z opóźnieniem. Opierając się zatem na wynikach badań i wnioskach z przeprowadzonej analizy literatury przedmiotu można z wielkim prawdopodobieństwem stwierdzić, że wielkość zadłużenia ujęta jako procentowa zmiana relacji długu do PKB była jedną z ważnych determinant poziomu oprocentowania długu w wybranej do badania grupie państw.

Ujemna ocena parametru przy zmiennej przedstawiającej wzrost gospodarczy oznacza, że wraz ze wzrostem aktywności gospodarczej i poprawą koniunktury następuje spadek długoterminowych stóp procentowych w krajach z regionu EŚW. Znak oszacowania parametru przy zmiennej obrazującej poziom kursu walutowego również okazał się zgodny z oczekiwaniami. Jeśli waluty krajowe państw EŚW umacniały się w stosunku do euro, obserwowany był spadek spreadów pomiędzy rentownościami tych obligacji a oprocentowaniem odpowiednich walorów niemieckich o 0,249 punktu procentowego. Uzyskany wynik wskazuje, że ryzyko kursowe odgrywało istotną rolę przy ocenie ryzyka niewypłacalności w przypadku krajów analizowanego regionu w badanym okresie.

Analiza wrażliwości

Na podstawie uzyskanych wyników można stwierdzić, że oceny ratingowe agencji Fitch, S&P i Moody's są mocno skorelowane ze sobą nawzajem. Warto w tym przypadku zbadać te zmienne pod kątem występowania współzależności, wykorzystując współczynnik korelacji rang Spearmana. W rozpatrywanym przypadku należy zbadać siłę i kierunek zależności między ocenami ratingowymi poszczególnych agencji, co polega na nadaniu ocenom ratingowym poszczególnych agencji wartości liczbowych według następującego schematu. Dla grupy najkorzystniejszych ocen z przedziału inwestycyjnego (AAA/Aaa do A3/A-) nadawano wartość 1. Grupie ocen z przedziału (Baa1/BBB+ do B3/ B-) nadawano wartość 2. Natomiast grupa ocen z przedziału określanego mianem śmieciowych (Caa1/ CCC+ do Ca/ CC) otrzymywała wartość 3. Należy zatem zwrócić uwagę, że w takim podejściu mocno zagregowano wartości ratingów. Wynikało to m.in. z bardzo dużego zróżnicowania skali ocen. Dlatego też kolejnym krokiem jest wykorzystanie precyzyjniejszej skali od 1–10 w zależności od tego, ile konkretnych progów nadawanych ocen posiada dana agencja. We wszystkich przypadkach rozpatrywanych par wystąpiła współzależność pomiędzy tymi zmiennymi.

Tabela 6. Korelacja porządku rang Spearmana dla ocen ratingowych wykorzystanych w badaniu*

Para zmiennych	N ważnych**	R Spearman***	t (N-2)****	poziom p*****
Ocena Moody's – ocena Fitch	208	0,937892	7,532386	0,000067
Ocena Moody's – ocena S&P	208	0,912345	8,56987	0,000051
Ocena Fitch – ocena S&P	208	0,967842	7,65128	0,000081

* Oznaczone współczynniki są istotne z $p < ,05$.

** Liczebność grup.

*** Wartość współczynnika R Spearmana.

**** Wartość statystyki t dla badania istotności współczynnika R Spearmana.

***** Wartość prawdopodobieństwa p dla powyższej statystyki t.

Źródło: opracowanie własne na podstawie uzyskanych wyników w estymacji przy wykorzystaniu programu EViews 9.

W załączniku w tabelach Z1 i Z2 pokazane są wyniki estymacji następujących modeli, które dodatkowo oszacowano:

- 1) model 1 dla zmiennej SPREAD z ocenami ratingowymi na skali od 1 do 3 w wariantach:
 - z oddzielnym uwzględnieniem ocen każdej rozpatrywanej agencji;
 - ze wspólnym uwzględnieniem ocen wszystkich rozpatrywanych agencji.
- 2) model 2 dla zmiennej SPREAD z ocenami ratingowymi na skali od 1 do 10 w wariantach:
 - z oddzielnym uwzględnieniem ocen każdej rozpatrywanej agencji;
 - ze wspólnym uwzględnieniem ocen wszystkich rozpatrywanych agencji.

Podsumowując, przeprowadzono estymację przy wykorzystaniu poszczególnych zakodowanych ocen ratingowych indywidualnie i wspólnie dla rozpatrywanego modelu. Zbadanie tego jest istotne z uwagi na kwestię ryzyka silnego zagregowania ocen ratingowych.

Uzyskane wyniki jednoznacznie wskazują na występowanie silnej współzależności, jeśli chodzi o wpływ ocen ratingowych na poziom kosztu długu publicznego w badanej grupie państw. We wszystkich rozpatrywanych przypadkach spadek ratingu był jednoznaczny ze zwiększeniem poziomu zmiennej objaśnianej (SPREAD). Przyjęcie dokładniejszej skali kodowania ocen ratingowych skutkuje tym, że oceny wszystkich rozpatrywanych agencji okazały się być istotne w ostatecznych wynikach estymacji. Świadczy to o dosyć silnym zagregowaniu tych zmiennych w pierwszym modelu (tabela 5).

Konkluzja

W świetle przeprowadzonego badania można stwierdzić, że zakładana hipoteza główna mówiąca o tym, że poziom kosztu obsługi długu sektora finansów publicznych wśród wybranych do badania państw z regionu EŚW spoza strefy euro w latach 2005–2017 był w głównej mierze determinowany czynnikami związanymi z nadawaną oceną ryzyka niewypłacalności (oceną ratingową), jaką nabywający wiązali z inwestowaniem w skarbowe papiery wartościowe tych krajów – uzyskała empiryczne potwierdzenie. Co prawda, oceny tylko dwóch (Moody's i Fitch) spośród trzech analizowanych agencji okazały się być istotne na zakładanym wcześniej poziomie, zatem można wnioskować, że spadek ratingu oddziaływał na zwiększenie poziomu kosztu obsługi długu w analizowanej grupie państw.

Podobna sytuacja wystąpiła w przypadku zmiennej VDAX-NEW, odzwierciedlającej panujący poziom niepewności wśród inwestorów na rynkach finansowych. Wzrost wartości tego indeksu miał odbicie w zwiększeniu kosztu obsługi zadłużenia w analizowanym okresie.

Wzrost zadłużenia również miał związek ze zwiększeniem spreadu w przypadku wyceny obligacji wybranej grupy państw. Inwestorzy w swoich analizach dotyczących ryzyka nabywanych obligacji skarbowych kierowali się w głównej mierze poziomem ich zadłużenia.

Bibliografia

- Afonso A., Arghyrou M.G., Kostonikas A. [2012], The determinants of sovereign bond yield spreads in the EMU, *Business School – Economics, University of Glasgow Working Papers*: 23–32.
- Afonso A., Gomes P., Taamouti A. [2014], Sovereign credit ratings, market volatility and financial gains, *Computational Statistics and Data Analysis*, no. 76: 17.
- Alessandrini P., Fratianni M., Hallet A.H., Presbitero A.F. [2014], External imbalances and fiscal fragility in the euro area, *Open Economies Review*, vol. 25(1): 3–34.
- Alexopoulou I., Bunda I., Ferrado A. [2009], Determinants of government bond spreads in new EU countries, *ECB Working Paper Series*, no. 1093: 45–47.
- Arghyrou M., Kostonikas A. [2010], The EMU sovereign – debt crisis: fundamentals, expectations and contagion, *Cardiff Economics Working Papers*, no. 9: 15.
- Assman Ch., Boysen-Hogrefe J. [2011], Determinants of government bond spreads in the euro area: in good times as in bad, *Empirica*, no. 39: 57–58.
- Attinasi M.G., Checherita C., Nickel C. [2009], What explains the surge in euro area sovereign spreads during the financial crisis of 2007–09?, *ECB Working Paper*, no. 1131: 66.
- Baldacci E., Kumar M. [2010], Fiscal deficits, public debt, and sovereign spreads in emerging economies, *IMF Working Paper*, no. WP/10/184: 74.
- Barbosa L., Costa S. [2010], Determinants of sovereign bond yield spreads in the euro area in the context of the economic and financial crisis, *Banco de Portugal Working Papers*, no. 22: 18.
- 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*, no. 388: 34.
- Beber A., Brandt M.W., Kavajecz K.A. [2006], Flight to quality or flight to liquidity? Evidence from the euro area bond market, *NBER Working Paper*, no. 12376: 124–126.
- Beirne J., Fratzscher M. [2013], The pricing of sovereign risk and contagion during the European sovereign debt crisis, *Journal of International Money and Finance*, no. 34: 60–82.
- Bernoth K., Erdogan B. [2012], Sovereign bond yields spreads: a time-varying coefficient approach, *Journal of International Money and Finance*, vol. 31(5): 639–656.
- Bernoth K., Von Hagen J., Schuknecht L. [2012], Sovereign risk premiums in the European government bond market, *Journal of International Money and Finance*, vol. 31(5): 975–995.
- Caggiano G., Greco L. [2011], Sovereign risk in the euro area: is it mostly fiscal or financial, *Mimeo*, no. 4: 54.
- Chionis D., Pragidis I., Schizas P. [2014], Long-term government bond yields and macroeconomic fundamentals: evidence for Greece during the crisis – era, *Finance Research Letters*, no. 11: 87–89.
- Codogno L., Favero C., Missale A. [2003], Yield spreads on EMU government bonds, *Economic Policy*, no. 18: 24.
- De Grauwe P., Ji Y. [2013], Self-fulfilling crises in the Eurozone: an empirical test, *Journal of International Money and Finance*, no. 34: 15–36.
- De Santis R. [2012], The euro area sovereign debt crisis: safe haven, credit rating agencies and the spread of the fever from Greece, Ireland and Portugal, *Working Paper Series European Central Bank*, no. 1419: 144.

- Ebner A. [2009], An empirical analysis on the determinants of CEE government bond spreads, *Emerging Markets Review*, no. 10: 45–49.
- Edwards S. [1983], LDC foreign borrowing and default risk: an empirical investigation, *NBER Working Paper*, no. 1172: 168.
- Favero C.A. [2013], Modelling and forecasting government bond spreads in the euro area: a GVAR model, *Journal of Econometrics*, vol. 177(2): 343–356.
- Ferucci P. [2003], Empirical determinants of emerging market economies' sovereign bond spreads, *Bank of England Working Papers*, no. 205: 187.
- Georgoutsos D.A., Migiakis P.M. [2013], Heterogeneity of the determinants of euro-area sovereign bond spreads; what does it tell us about financial stability?, *Journal of Banking & Finance*, no. 37: 89.
- Gibson H.D., Hall S.G., Tavlas G.S. [2012], The Greek financial crisis: growing imbalances and sovereign spreads, *Journal of International Money and Finance*, vol. 31(3): 498–516.
- Gibson H.D., Hall S.G., Tavlas G.S. [2015], Are all sovereigns equal? A test of the common determination of sovereign spreads in the euro area, *Empirical Economics*, vol. 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*, vol. 16(2): 131–160.
- Goldberg L., Leonard D. [2003], What moves sovereign bond markets? The effects of economic news on US and German yields, Federal Reserve Bank of New York, *Current Issues in Economics and Finance*, vol. 9(9): 45.
- Gonzales-Rozada M., Yeyati E.L. [2008], Global factors in emerging market spreads, *The Economic Journal*, no. 118: 17.
- Gómez-Puig M., Sosvilla-Rivero S., del C. Carmen Ramos-Herrera M. [2014], An update on EMU sovereign yield spread drivers in times of crisis: a panel data analysis, *Institute of Applied Economics Working Paper*, no. 7: 32.
- Grabowski W., Stawasz E. [2016], Determinanty rentowności obligacji skarbowych peryferyjnych krajów strefy euro w warunkach stabilności i kryzysu, *Bank i Kredyt*, nr 47(2): 119–136.
- Haugh D., Ollivaud P., Turner D. [2009], What drives sovereign risk premiums? An analysis of recent evidence from the euro area, *OECD Economics Department Working Papers*, no. 718: 102.
- 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*, no. WP/14/17: 45.
- Jaramillo L., Weber A. [2013], Bond yields in emerging economies: it matters what state you are in, *Emerging Markets Review*, no. 17: 23.
- Kao Ch., Chiang M.H. [1999], On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data, *Center for Policy Research Working Papers*, no. 3: 57.
- Koronowski A. [2011], Kryzys finansów publicznych czy kryzys płatniczy krajów PIIGS, *Gospodarka Narodowa*, nr 5–6: 69–84.
- Kujawski L., Mrzygłód U., Zamojska A. [2015], Determinanty rentowności obligacji skarbowych Polski i wybranych krajów europejskich w latach 2005–2013, NBP, *Materiały i Studia*, nr 313: 8.
- Ludvigson S.C., Ng S. [2005], Macro factors in bond risk premia, *NBER Working Paper*, no. 11703: 27–29.

- Maltritz D. [2012], Determinants of sovereign yield spreads in the Eurozone: a Bayesian approach, *Journal of International Money and Finance*, vol. 31(3): 757–772.
- Manganelli S., Wolswijk G. [2009], What drives spreads in the euro area government bond market?, *Economic Policy*, no. 58: 191–240.
- 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*, vol. 22(2): 278–304.
- Pedroni P. [2001], Purchasing power parity tests in cointegrated panels, *Review of Economics and Statistics*, vol. 83(4): 727–731.
- Peiris S.J. [2010], Foreign participation in emerging markets' local currency bond markets, *IMF Working Paper*, no. WP/10/88: 16–17.
- Poghosyan T. [2012], Long-run and short-run determinants of sovereign bond yields in advanced economies, *IMF Working Paper*, no. WP/12/271: 25–26.
- Saikkonen P. [1992], Estimation and testing of cointegrated systems by an autoregressive approximation, *Econometric Theory*, no. 8: 1–27.
- Schuknecht L., von Hagen J., Wolswijk G. [2010], Government bond risk premiums in the EU revisited. The impact of the financial crisis, *ECB Working Paper*, no. 2010/1152: 8–10.
- Sgherri S., Zoli E. [2009], Euro area sovereign risk during the crisis, *IMF Working Paper*, no. 9/222: 234–236.
- Stock J., Watson M. [1993], A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems, *Econometrica*, vol. 61(4): 783–820.
- Strzała K. [2009], Panelowe testy stacjonarności – możliwości i ograniczenia, *Przegląd Statystyczny*, r. LVI, z. 1: 34–37.

Załącznik

Tabela Z1. Wyniki estymacji parametrów dynamiczną metodą najmniejszych kwadratów przy wykorzystaniu poszczególnych zakodowanych ocen ratingowych (skala 1–3) oddzielnie i wspólnie

Model 1: Estymacja panelowa MNK (DOLS) – 208 obserwacje Częstotliwość: kwartalna Okres badania: 2005–2017 Zmienna zależna: SPREAD Odporne błędy standardowe (robust HAC)			
Zmienna	Oszacowanie	Błąd standardowy	Empiryczny poziom istotności
$\Delta DEBT_{t-1}$	0,348	0,014	0,02**
EXRATE	-3,118	0,211	0,1*
GDPGROWTH	-1,211	0,079	0,02**
MOODY'S	0,247	0,042	0,005***
VDAXNEW	1,117	0,052	0,001***
Współczynnik determinacji $R^2 = 0,92883$			
Skorygowany $R^2 = 0,89119$			

Model 1: Estymacja panelowa MNK (DOLS) – 208 obserwacje Częstotliwość: kwartalna Okres badania: 2005–2017 Zmienna zależna: SPREAD Odporne błędy standardowe (robust HAC)			
Zmienna	Oszacowanie	Błąd standardowy	Empiryczny poziom istotności
$\Delta DEBT_{t-1}$	0,571	0,087	0,03**
EXRATE	-1,118	0,213	0,1*
GDPGROWTH	-0,021	0,281	0,2
S&P	0,489	0,081	0,002**
VDAXNEW	0,779	0,021	0,0005***
Współczynnik determinacji $R^2 = 0,91638$			
Skorygowany $R^2 = 0,88123$			
$\Delta DEBT_{t-1}$	0,247	6,701	0,5
EXRATE	-4,288	0,833	0,3
GDPGROWTH	-0,779	0,001	0,0001***
FITCH	1,269	0,004	0,002***
VDAXNEW	1,228	0,141	0,1*
Współczynnik determinacji $R^2 = 0,91113$			
Skorygowany $R^2 = 0,86779$			
$\Delta DEBT_{t-1}$	0,781	0,112	0,02**
EXRATE	-0,249	0,188	0,1*
GDPGROWTH	-0,122	0,012	0,002***
MOODY'S	0,199	0,008	0,003***
S&P	0,503	0,011	0,001***
FITCH	0,784	0,026	0,03**
VDAXNEW	1,202	0,078	0,005***
Współczynnik determinacji $R^2 = 0,96113$			
Skorygowany $R^2 = 0,91228$			

Źródło: opracowanie własne na podstawie uzyskanych wyników w estymacji przy wykorzystaniu programu EViews 9.

Tabela Z2. Wyniki estymacji parametrów dynamiczną metodą najmniejszych kwadratów przy wykorzystaniu poszczególnych zakodowanych ocen ratingowych (skala 1–10) oddzielnie i wspólnie

Model 1: Estymacja panelowa MNK (DOLS) – 208 obserwacje Częstotliwość: kwartalna Okres badania: 2005–2017 Zmienna zależna: SPREAD Odporne błędy standardowe (robust HAC)			
Zmienna	Oszacowanie	Błąd standardowy	Empiryczny poziom istotności
$\Delta DEBT_{t-1}$	0,082	0,047	0,03**
EXRATE	-0,812	1,233	0,2

Model 1: Estymacja panelowa MNK (DOLS) – 208 obserwacje			
Częstotliwość: kwartalna			
Okres badania: 2005–2017			
Zmienna zależna: SPREAD			
Odporne błędy standardowe (robust HAC)			
Zmienna	Oszacowanie	Błąd standardowy	Empiryczny poziom istotności
GDPGROWTH	-1,488	0,003	0,008***
MOODY'S	0,987	0,017	0,0005***
VDAXNEW	1,258	0,014	0,002***
Współczynnik determinacji $R^2 = 0,91123$			
Skorygowany $R^2 = 0,86771$			
$\Delta DEBT_{t-1}$	2,248	0,017	0,001***
EXRATE	4,802	4,221	0,8
GDPGROWTH	-0,778	0,112	0,04**
S&P	0,156	0,0001	0,006***
VDAXNEW	0,448	0,048	0,001***
Współczynnik determinacji $R^2 = 0,91227$			
Skorygowany $R^2 = 0,87771$			
$\Delta DEBT_{t-1}$	0,559	0,178	0,02**
EXRATE	-4,771	6,253	0,5
GDPGROWTH	-0,583	0,117	0,06*
FITCH	0,881	0,007	0,001***
VDAXNEW	0,899	0,009	0,0009***
Współczynnik determinacji $R^2 = 0,90511$			
Skorygowany $R^2 = 0,85338$			
$\Delta DEBT_{t-1}$	0,481	0,009	0,006***
EXRATE	-3,487	1,112	0,1*
GDPGROWTH	-0,779	0,0071	0,005***
MOODY'S	1,224	0,004	0,00002***
S&P	1,781	0,0118	0,006***
FITCH	0,983	0,019	0,0003***
VDAXNEW	0,444	0,0091	0,0001**
Współczynnik determinacji $R^2 = 0,95237$			
Skorygowany $R^2 = 0,89228$			

Źródło: opracowanie własne na podstawie uzyskanych wyników w estymacji przy wykorzystaniu programu EViews 9.

Credit Rating and the Cost of Public Debt Service in Central and Eastern European Countries from 2005 to 2017

Abstract: The continually growing level of debt in the vast majority of countries worldwide and the resulting significant increase in servicing costs is a major challenge for sovereign debt managers. This paper is part of research on the consequences of a permanent budget imbalance in non-eurozone new European Union member states in Central and Eastern Europe (CEE). The main objective is to investigate what determinants are ultimately associated with changes in the level of debt service costs among the countries selected for the analysis: Poland, the Czech Republic, Hungary, and Romania. Special attention is paid to the impact of credit ratings, which are a key uncertainty indicator that investors take into account when acquiring Treasury securities issued by indebted countries. The study covers the 2005–2017 period, a time frame that includes the latest global financial crisis, which led to a significant increase in spreads on Treasury bonds issued by the studied countries. The empirical part of the paper uses the panel dynamic ordinary least squares method (DOLS). The analysis identifies following determinants of debt servicing costs for selected CEE countries: rating agency reports, the level of volatility implied in the market, the budget deficit, the exchange rate, the debt level, and economic growth. The obtained results carry implications for public debt management policy.

Keywords: public finances, public debt, debt service costs, public debt management policy

JEL classification codes: H63, H68, G24, G01

Article submitted June 16, 2018, accepted for publication January 16, 2019.
