

Materiały i Studia nr 313

Determinanty rentowności obligacji skarbowych Polski i wybranych krajów europejskich w latach 2005–2013

Lech Kujawski, Urszula Mrzygłód, Anna Zamojska



Materiały i Studia nr 313

Determinanty rentowności obligacji skarbowych Polski i wybranych krajów europejskich w latach 2005–2013

Lech Kujawski, Urszula Mrzygłód, Anna Zamojska

dr Lech Kujawski – Katedra Ekonometrii, Wydział Zarządzania, Uniwersytet Gdański.

dr Urszula Mrzygłód – Zakład Międzynarodowych Rynków Finansowych, Wydział Ekonomiczny, Uniwersytet Gdański.

prof. UG, dr hab. Anna Zamojska – Katedra Ekonometrii, Wydział Zarządzania, Uniwersytet Gdański.

Autorzy pragną podziękować profesorowi Ryszardowi Kokoszczyńskiemu oraz pozostałym uczestnikom seminarium, które odbyło się 17 września 2014 r. w siedzibie Narodowego Banku Polskiego, a także anonimowemu recenzentowi za cenne uwagi oraz komentarze odnośnie do prezentowanych wstępnych wyników badań nad rentownością obligacji skarbowych.

Projekt badawczy został zrealizowany w ramach konkursu na projekty badawcze NBP przeznaczone do realizacji w 2014 r. oraz sfinansowany ze środków Narodowego Banku Polskiego.

Wydał:
Narodowy Bank Polski
Departament Edukacji i Wydawnictw
ul. Świętokrzyska 11/21
00-919 Warszawa
tel. +48 22 185 23 35
www.nbp.pl

ISSN 2084-6258

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2015

Streszczenie	6
Wprowadzenie	7
1. Determinanty rentowności obligacji skarbowych – przegląd badań	11
2. Zakres i przedmiot badania	25
3. Modele stochastycznego czynnika dyskontującego w analizie determinant rentowności obligacji skarbowych	38
3.1 Wprowadzenie	38
3.2. Metoda badania	42
3.3. Wyniki estymacji modeli SDF	45
4. Determinanty rentowności obligacji skarbowych nowych państw członkowskich Unii Europejskiej – estymacja panelowa	55
4.1. Wprowadzenie	55
4.2. Metoda badania	56
4.3. Wyniki estymacji panelowej	60
5. Zastosowanie modeli typu MIDAS do analizy rentowności obligacji skarbowych wybranych państw członkowskich Unii Europejskiej	73
5.1 Wprowadzenie	73
5.2. Metoda badania	74
5.3. Wyniki estymacji modelu MIDAS	77
6. Determinanty rentowności obligacji skarbowych nowych państw członkowskich Unii Europejskiej – prognozy	80
7. Wnioski i podsumowanie	86
Literatura	91
Załączniki	97

Spis rysunków

Rysunek 1. Podstawowa charakterystyka rynku obligacji nowych państw członkowskich Unii Europejskiej	25
Rysunek 2. Rentowność 10-letnich obligacji nowych państw członkowskich Unii Europejskiej (w pkt. proc.)	27
Rysunek 3. Podstawowa charakterystyka statystyczna rentowności 10-letnich obligacji nowych państw członkowskich Unii Europejskiej (w pkt. proc.)	28
Rysunek 4. Oszacowane wartości SDF najlepszego modelu dla 5-letnich obligacji z walorem wolnym od ryzyka danego kraju	48
Rysunek 5. Oszacowane wartości SDF najlepszego modelu dla 10-letnich obligacji z walorem wolnym od ryzyka danego kraju	48
Rysunek 6. Oszacowane wartości SDF najlepszego modelu dla 5-letnich obligacji z 5-letnią obligacją niemiecką jako walorem wolnym od ryzyka	49
Rysunek 7. Oszacowane wartości SDF najlepszego modelu dla 10-letnich obligacji z 10-letnią obligacją niemiecką jako walorem wolnym od ryzyka	49
Rysunek 8. Najbardziej precyzyjne prognozy rentowności 10-letnich obligacji skarbowych	85

Tabela 1.	Współczynniki korelacji rentowności 10-letnich obligacji skarbowych nowych państw członkowskich Unii Europejskiej	28
Tabela 2.	Zakres wykonanych analiz empirycznych	29
Tabela 3.	Współczynniki korelacji dla panelu danych	36
Tabela 4.	Charakterystyka statystyczna zmiennych	36
Tabela 5.	Wyniki estymacji modeli SDF dla rentowności Polski	50
Tabela 6.	Wyniki estymacji modeli SDF dla rentowności Czech	51
Tabela 7.	Wyniki estymacji modeli SDF dla rentowności Rumunii	53
Tabela 8.	Wyniki estymacji modeli SDF dla rentowności Węgier	54
Tabela 9.	Wyniki testów pierwiastka jednostkowego (z wyrazem wolnym) ...	61
Tabela 10.	Dynamika długookresowa ECM – estymacja panelowa metodą PMG dla rentowności 10-letnich obligacji skarbowych nowych państw członkowskich Unii Europejskiej (model 1)	63
Tabela 11.	Dynamika krótkookresowa – estymacja panelowa metodą PMG dla rentowności 10-letnich obligacji skarbowych nowych państw członkowskich Unii Europejskiej (model 1)	63
Tabela 12.	Dynamika długookresowa ECM – estymacja panelowa metodą PMG dla rentowności 10-letnich obligacji skarbowych nowych państw członkowskich Unii Europejskiej (model 2)	65
Tabela 13.	Dynamika krótkookresowa – estymacja panelowa metodą PMG dla rentowności 10-letnich obligacji skarbowych nowych państw członkowskich Unii Europejskiej (model 2)	65
Tabela 14.	Wyniki estymacji panelowej metodą PMG dla spreadów wobec 10-letnich niemieckich obligacji skarbowych dla grupy nowych państw członkowskich Unii Europejskiej (model 3)	67
Tabela 15.	Dynamika krótkookresowa – estymacja panelowa metodą PMG dla spreadów wobec 10-letnich niemieckich obligacji skarbowych nowych państw członkowskich Unii Europejskiej (model 3)	67
Tabela 16.	Wyniki estymacji panelowej metodą PMG dla spreadów wobec 10-letnich niemieckich obligacji skarbowych dla grupy nowych państw członkowskich Unii Europejskiej (model 4)	70
Tabela 17.	Dynamika krótkookresowa – estymacja panelowa metodą PMG dla spreadów wobec 10-letnich niemieckich obligacji skarbowych nowych państw członkowskich Unii Europejskiej (model 4)	70
Tabela 18.	Testy diagnostyczne reszt modeli MIDAS; determinanty rentowności obligacji skarbowych	79
Tabela 19.	(PL) Prognozy rentowności 10-letnich obligacji skarbowych dla Polski w okresie 2013q1–2013q4 wraz z miarami dopasowania i testami precyzji Diebolda–Mariano	82

Streszczenie

Celem opracowania jest identyfikacja determinant obligacji skarbowych Polski oraz wybranych państw europejskich. W grupie analizowanych państw znalazły się obok Polski: Bułgaria, Czechy, Litwa, Łotwa, Słowacja, Słowenia, Rumunia i Węgry. W opracowaniu dokonano przeglądu potencjalnych determinant rentowności obligacji, bazując na szerokim spektrum danych dla lat 2005–2013. W analizie wykorzystano trzy podejścia empiryczne: wieloczynnikowe modele stochastycznego czynnika dyskontującego (*stochastic discount factor, SDF*), dynamiczne modele panelowe przy wykorzystaniu estymatora PMG (*pooled mean group*) oraz modele pozwalające na połączenie danych o zróżnicowanej częstotliwości (*mixed data sampling, MIDAS*). Przeprowadzone badania potwierdziły występowanie jako determinant rentowności obligacji takich czynników jak: stan rachunku obrotów bieżących do stanu rezerw walutowych, międzynarodowa pozycja inwestycyjna brutto oraz netto, zmienność kursu walutowego. Można również wskazać takie czynniki ryzyka jak apetyt na ryzyko inwestorów międzynarodowych oraz płynność rynku obligacji. Obok zidentyfikowanych czynników wspólnych badania potwierdziły występowanie determinant rentowności specyficznych dla poszczególnych krajów.

Słowa kluczowe: rentowność obligacji skarbowych, determinanty, spread, estymacja panelowa, SDF, MIDAS.

JEL: G12, H63

Wprowadzenie

Badania rynku obligacji skarbowych przyciągają zainteresowanie środowisk akademickich, instytucji finansowych oraz inwestorów ze względu na znaczący udział tego segmentu rynku w systemie finansowym każdego kraju oraz pełnienie funkcji punktu odniesienia dla określania ratingu emitentów sektora prywatnego i określania poziomu kosztu kapitału. Poznanie determinant rentowności obligacji skarbowych leży w centrum zainteresowania rządów oraz polityków, ponieważ determinanty wyznaczają cenę przyszłego długu i tym samym są istotnym elementem kształtowania polityki zarządzania długiem publicznym.

W okresie ostatniego kryzysu na międzynarodowych rynkach finansowych wiele państw doświadczyło wzrostu poziomu rentowności obligacji skarbowych. Tradycyjnie wysokość spreadu 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. Na rentowność obligacji oraz spread działa szereg czynników, zarówno związanych z gospodarką danego państwa – emitenta, jak i kondycją gospodarki światowej. Zmiana poziomu awersji do ryzyka inwestorów i w konsekwencji poszukiwanie przez nich bezpiecznych papierów wartościowych powodują zwiększenie spreadów wobec obligacji o najlepszych ocenach ratingowych, które pełnią rolę międzynarodowych benchmarków (przykładowo obligacje niemieckie). Zatem można oczekiwać, że wśród czynników wyjaśniających zmiany rentowności obligacji skarbowych znajdują się czynniki indywidualne oraz wspólne dla grup państw.

Pomimo wzrostu liczby badań w zakresie determinant rentowności obligacji skarbowych światowa literatura empiryczna wciąż jest zdominowana przez analizy obejmujące najważniejszych uczestników gospodarki światowej: grupę państw strefy euro oraz USA i Japonię. Kryzys zadłużeniowy oraz zakłócenia w procesie integracji rynków kapitałowych strefy euro powodują, że

analizy tego obszaru gospodarczego prowadzone są obecnie najczęściej. Relatywnie rzadko podejmowane analizy obejmują swoim zakresem państwa Europy Środkowo-Wschodniej (EŚW) – tzw. nowych członków Unii Europejskiej, w tym także Polskę. Autorzy niniejszego opracowania pragną wypełnić tę lukę i przeprowadzić analizę determinant rentowności polskich obligacji skarbowych oraz wybranych nowych państw członkowskich Unii Europejskiej. W grupie analizowanych państw znalazły się obok Polski: Bułgaria, Czechy, Litwa, Łotwa, Słowacja, Słowenia, Rumunia i Węgry. Celem opracowania jest identyfikacja czynników determinujących rentowność obligacji skarbowych w wybranej grupie państw.

Państwa EŚW, w tym Polska, aktywnie korzystają z możliwości pozyskiwania kapitału na międzynarodowych rynkach finansowych, także na rynku europejskim. Przeprowadzona liberalizacja przepływów handlowych i kapitałowych oraz postępujący proces globalizacji przyczyniły się do nasilenia procesów integracji gospodarczej i finansowej. Jednocześnie w ostatnich kilkunastu latach doszło do znaczącego rozwoju krajowych rynków obligacji skarbowych. Problem determinant rentowności obligacji skarbowych mieści się w nurcie badań dotyczących wyceny papierów wartościowych. Ponadto analiza zmian rentowności obligacji skarbowych może być przydatnym narzędziem określającym stopień zintegrowania Polski ze strefą euro.

W ramach prowadzonych analiz autorzy przyjęli następujące hipotezy badawcze.

- Hipoteza 1. Wśród determinant rentowności obligacji skarbowych polskich i wybranych państw europejskich wskazać należy dwie grupy czynników: charakteryzujące emitenta oraz związane z koniunkturą gospodarczą.
- Hipoteza 2. Kształtowanie się cen i rentowności obligacji skarbowych wskazuje na występowanie współzależności pomiędzy poszczególnymi państwami lub grupami państw.
- Hipoteza 3. Ceny i rentowność obligacji kształtowane są pod wpływem czynników o różnej częstotliwości.

W pracy zastosowano trzy metody badawcze, które różnią się zbiorem założeń przyjmowanych przy konstrukcji modelu, stosowaną metodą estymacji oraz zakresem i częstotliwością danych wykorzystanych w procesie modelowania. Celem zastosowania tego podejścia jest uzyskanie wspólnego zbioru determinant rentowności uzyskanych niezależnie od przyjętej metody badawczej. Punkt wyjścia stanowiła analiza literatury dotyczącej determinant rentowności obligacji skarbowych. Pierwszą stanowiły wieloczynnikowe modele stochastycznego czynnika dyskontującego (*stochastic discount factor*, SDF), które są uniwersalnym narzędziem do wyceny aktywów. Modele SDF zostały wykorzystane do analizy rentowności 5- oraz 10-letnich obligacji skarbowych Polski, Czech, Węgier i Rumunii oraz ich spreadów wobec obligacji niemieckich. Druga metoda to dynamiczne modele panelowe przy wykorzystaniu estymatora PMG (*pooled mean group*) zgodnie z podejściem M.H. Pesarana, Y. Shina i R.P. Smitha [1999]. W grupie państw, które podlegały analizie, znalazły się Polska, Bułgaria, Czechy, Litwa, Łotwa, Słowacja, Słowenia, Rumunia i Węgry. W ostatnim badaniu empirycznym wykorzystano narzędzie ekonometryczne pozwalające łączyć w jednym modelu dane o zróżnicowanej częstotliwości (*mixed data sampling*, MIDAS). W porównaniu do tradycyjnego modelowania ekonometrycznego zastosowanie modeli MIDAS pozwala na wykorzystanie pełnej informacji wynikającej z szeregu danych o wysokiej częstotliwości oraz daje możliwość śródkresowej korekty prognozy wraz z napływem informacji pochodzącej z szeregu o wysokiej częstotliwości. Analizę przeprowadzono dla lat 2005–2013, a dobór państw do poszczególnych metod badawczych wynikał z dwóch przyczyn: dostępności danych w oczekiwanych częstotliwościach i okresie badania oraz chęci porównania wyników odrębnych podejść empirycznych.

Niniejsze opracowanie składa się z siedmiu części. W pierwszej przedstawiono przegląd wybranych międzynarodowych badań dotyczących determinant rentowności obligacji skarbowych, uwzględniono w niej również

opracowania dotyczące grupy państw tzw. rynków wschodzących. W części drugiej przedstawiono dane będące podstawą prowadzonych analiz, natomiast analizy empiryczne zostały zaprezentowane w części trzeciej (wieloczynnikowe modele stochastycznego czynnika dyskontującego), czwartej (modele panelowe) oraz piątej (MIDAS). W kolejnej (szóstej) części opracowania ujęto wyniki przeprowadzonej analizy zdolności oszacowanych typów modeli, tj. SDF, panelowych i MIDAS, do generowania prognoz rentowności obligacji skarbowych. Po prezentacji wszystkich wyników w części siódmej przedstawiono wnioski i podsumowanie. Opracowanie kończy się zestawieniem bibliografii oraz załącznikami.

Dane będące podstawą analiz empirycznych pochodziły z szeregu źródeł: Eurostatu, Międzynarodowego Funduszu Walutowego, banków centralnych analizowanych państw oraz Banku Systemu Rezerw Federalnych z St. Louis. Bezcennym źródłem była platforma informacyjna Thomson Reuters Eikon, z której dane zostały pozyskane na podstawie umowy o współpracy pomiędzy Uniwersytetem Gdańskim a Thomson Reuters. Opracowanie kończy się podsumowaniem zawierającym wnioski z przeprowadzonych badań.

1. Determinanty rentowności obligacji skarbowych – przegląd badań

Do podkreślanych w literaturze najważniejszych czynników ryzyka związanych z inwestowaniem w obligacje należą ryzyko kredytowe wraz z ryzykiem niewypłacalności, a następnie ryzyko płynności. We wszystkich prowadzonych badaniach empirycznych podkreśla się znaczenie zmiennych makroekonomicznych [np. Baldacci, Gupta i Mati, 2008; Barbosa i Costa, 2010]. W ramach tej grupy studiów analizie poddawane są przede wszystkim: sytuacja w finansach publicznych, zadłużenie zagraniczne, wzrost gospodarczy, stopy procentowe, inflacja, saldo rachunku obrotów bieżących. Podejście to koncentruje się na zmiennych związanych z sytuacją gospodarczą emitenta.

Badanie dla realnych stóp dochodowości obligacji skarbowych 17 państw OECD przeprowadzili A. Afoso i Ch. Rault [2010], którzy po pierwsze zidentyfikowali wspólne ruchy szeregów rentowności w celu potwierdzenia występowania procesu integracji finansowej. Uzyskane wyniki estymacji dynamicznego panelu potwierdziły istnienie (występowanie) zależności w kształtowaniu się długoterminowych stóp dochodowości wybranej grupy państw. Po drugie autorzy potwierdzili znaczenie salda budżetowego, nieoczekiwanej inflacji¹, wielkości zadłużenia, stanu rachunku obrotów bieżących oraz realnego efektywnego kursu walutowego dla wyjaśnienia różnic w poziomach realnych stóp dochodowości.

Dynamiczną estymację panelową zastosował również T. Poghosyan [2012]. Dla grupy 22 państw wysoko rozwiniętych autor ten przeprowadził analizę 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

¹ Nieoczekiwanych zmian.

krótkookresowej realnej stopy procentowej. Warto jednak zauważyć, że w wypadku inflacji zmienna ta weszła do równania ze złym znakiem.

W zakresie analizy wpływu płynności rynku na rentowność obligacji skarbowych szeroką analizę przeprowadziły L. Barbosa i S. Costa [2010]. Autorki skonstruowały kilka miar płynności rynku na podstawie szerokiej bazy danych z platformy MTS, w tym między innymi: spreadów transakcyjnych, współczynnika opartego na wartości wolumenów po stronie kupna i sprzedaży, maksymalnych wielkości transakcji oraz współczynnika odnoszącego koszty transakcji do wolumenu transakcji. Dodatkowo dla oceny ryzyka kredytowego kraju wykorzystano stawki swapów kredytowych CDS² 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.

Płynność rynku może być analizowana za pomocą szeregu zmiennych, tym niemniej głębsza analiza problemu determinowana jest dostępem do szczegółowych danych o zleceniach³. Na znaczenie spreadów transakcyjnych obligacji (*bid-ask spread*) uwagę zwrócili M. Gomez-Puig [2006] oraz Ch. Assman i J. Boysen-Hogrefe [2011]. Z kolei A. Beber i in. [2006] zwrócili uwagę, że szczególnie w okresie gorszej sytuacji gospodarczej płynność rynku jest niezwykle istotną zmienną dla inwestorów. Nie oznacza to, że ryzyko kredytowe

² Zależności pomiędzy CDS a wielkością spreadów na obligacjach skarbowych były także przedmiotem badań M. Delisa i N. Mylonidisa [2011].

³ W badaniach C.A. Favero i in. [2010] do oceny płynności rynku wykorzystano następujący współczynnik: udział wyemitowanego długu danego państwa do wielkości długu globalnego bądź długu państw strefy euro. Podane za A. Afonso i in. [2012].

związane z emitentem nie ma znaczenia dla wyjaśniania zmian w kształtowaniu stóp rentowności. Jednakże inwestor w czasie zwiększonych napięć na rynku finansowym będzie wybierał taki jego segment, który jest najbardziej płynny.

W badaniu Ch. Assmana i J.Boysen-Hogrefe [2011] potwierdzono istotność prognozowanej wielkości zadłużenia (w proc. PKB) w wyjaśnianiu różnic w spreadach obligacji państw strefy euro. Autorzy wykorzystali metodologię, która daje możliwość uchwycenia dynamiki zjawiska w czasie (*time-varying approach*). W latach 2003–2007, jak wskazują Ch. Assman i J.Boysen-Hogrefe, najsilniejsze oddziaływanie na kształtowanie się spreadów miała wielkość prognozy zadłużenia danego kraju. Z kolei w czasie kryzysu relacja ta uległa osłabieniu na rzecz prognozy salda budżetowego. Autorzy wiążą to zjawisko z podejmowanymi programami pomocy rządowej dla sektora bankowego i tłumaczą możliwością zmiany podejścia uczestników rynku do oceny ryzyka niewypłacalności. Wpływ prognoz makroekonomicznych (dokładnie – sytuacji budżetowej) na wielkość spreadów wobec obligacji niemieckich był przedmiotem analizy także D. Haugha i in. [2009].

Również A. Afonso i in. [2012] badali fundamentalne dane makroekonomiczne dla panelu dziesięciu państw strefy euro⁴. W tej grupie zmiennych znalazły się: deficyt budżetowy, zadłużenie, efektywny kurs walutowy, produkcja przemysłowa (zmienna przybliżająca wzrost gospodarczy). Dodatkowo autorzy wykorzystali w badaniu dane spreadów transakcyjnych (płynność rynku) oraz indeks VIX, którego zadaniem było odzwierciedlenie globalnego czynnika ryzyka⁵. Badanie wykazało, że wzrost ryzyka na międzynarodowych rynkach finansowych (indeks VIX) powoduje zwiększenie spreadów pomiędzy stopami dochodowości obligacji wybranych państw wobec Niemiec. W otrzymanych wynikach ostatniej estymacji A. Afonso i in. wskazują,

⁴ W grupie analizowanych państw nie ujęto Niemiec, a część wniosków była odnoszona do tzw. państw peryferyjnych strefy euro.

⁵ Za pomocą analizy czynnikowej A. Afonso i in. wprowadzili także zmienną charakteryzującą transmisję szoków do państw peryferyjnych strefy euro [2012].

że w czasie kryzysu w strefie euro stopy rentowności są dobrze wyjaśniane przez zmienne takie jak: produkcja przemysłowa (różnica wobec Niemiec), oczekiwany stan finansów publicznych (prognoza salda budżetu w okresie 1 roku), wielkość spreadu *bid-ask* na obligacjach. Ponadto autorzy potwierdzili istotność opóźnionej zmiennej zależnej dla kształtowania wysokości spreadu. Spośród zmiennych nie potwierdzono jednakże istotności wielkości zadłużenia oraz struktury zadłużenia pod względem zapadalności. Na 0,1 poziomie istotności potwierdzono jedynie istotność prognozowanej zmiany wielkości zadłużenia w proc. PKB (różnica wobec Niemiec).

W pracy S.C. Ludvigson i S. Ng z 2005 r. za pomocą dynamicznej analizy czynnikowej autorki poddały analizie precyzję prognozowania (*forecasting power*) 132 zmiennych finansowych oraz makroekonomicznych na stopy dochodowości obligacji rządowych USA (nadwyżkowe stopy zwrotu, rentowność, stopy *forward*) w latach 1964–2003 (analiza głównych składowych). Do zmiennych makroekonomicznych należały między innymi: realny wzrost gospodarczy, zatrudnienie, bezrobocie, zapasy i współczynniki zatrzymania zapasów, koszty pracy, dane dotyczące produkcji przemysłowej i wielkości sprzedaży, wielkość wydatków konsumenckich, inflacja. Spośród danych finansowych analizie poddano między innymi stopy procentowe oraz indeksy giełdowe S&P. Zgodnie z procedurą analizy czynnikowej zmienne zostały podzielone w grupy. Autorki potwierdziły istotność wyróżnionych grup czynników w wyjaśnianiu i prognozowaniu premii za ryzyko w rentowności obligacji. Najważniejszy okazał się tzw. czynnik „realny”, który jest wysoko skorelowany z realnym wzrostem gospodarczym oraz zatrudnieniem, ale nie z danymi finansowymi [Ludvigson, Ng, 2005].

Znaczenie informacji o zmianach wskaźników makroekonomicznych dla rentowności obligacji było także przedmiotem analiz L. Goldberg oraz D. Leonard. Autorki poddały analizie znaczenie informacji zawartej w publikowanych (ogłaszanych) przekazach o danych makroekonomicznych na

kształtowanie się rentowności obligacji USA oraz Niemiec. Badanie zostało przeprowadzone na szeregach rentowności o wysokiej częstotliwości (1h). Zgodnie z podejściem autorek badano wpływ nieoczekiwanej zmiany w publikowanych danych (różnica pomiędzy danymi faktycznymi a danymi oczekiwanymi przez rynek). Badaniu poddano szereg ogłoszeń, w tym między innymi obejmujących wskaźniki: zapasów, bezrobocia, inflacji, zamówień, produkcji przemysłowej, sprzedaży detalicznej, kosztów zatrudnienia, wzrostu gospodarczego. Dla wyjaśnienia zmian rentowności obligacji skarbowych USA największe znaczenie miały ogłoszenia dotyczące wielkości produkcji oraz zaufania konsumentów, a w dalszej kolejności – indeksu cen konsumpcyjnych, indeksu cen produkcyjnych, wzrostu gospodarczego oraz wielkości i kosztach zatrudnienia [Goldberg, Leonard, 2003].

Wcześniejsze i szersze badanie, w którym analizowano wpływ publikacji danych makroekonomicznych⁶ na ceny i obroty intraday papierów skarbowych, zostało przeprowadzone przez P. Balducciego i in. [2001]. Autorzy dysponowali szeroką bazą danych o cenach, spreadach *bid-ask*, wielkości obrotów dla 3-miesięcznych bonów skarbowych oraz 2-, 3- a także 10-letnich obligacji skarbowych. Dla wszystkich 4 instrumentów w wyjaśnianiu zmian cen istotne okazały się informacje m.in. o zamówieniach dóbr trwałych, liczbie nowych bezrobotnych, indeksie cen produkcyjnych, wskaźniku zaufania konsumentów, sprzedaży nowych domów. Potwierdzenie zyskały również takie zmienne jak bezrobocie, produkcja przemysłowa, wielkość importu, jednak dla wybranych instrumentów.

W badaniu D. Chionisa i in. [2014] podjęto analizę wpływu najważniejszych zmiennych makroekonomicznych: zadłużenia, inflacji, bezrobocia, deficytu budżetowego, wzrostu gospodarczego (konjunktury) na rentowność 10-letnich greckich obligacji skarbowych. Badanie zostało

⁶ Analizowano wpływ informacji wynikającej z różnic pomiędzy oczekiwanym przez uczestników rynku poziomem zmiennej makroekonomicznej a jej wielkością faktyczną – tzw. wskaźnik zaskoczenia (*surprise measure*).

przeprowadzone na danych kwartalnych dla okresu 2001q1–2012q4 oraz osobno dla 2009q2–2012q4. Zdaniem D. Chionisa i in. bezrobocie i inflacja istotnie wpływały na kształtowanie się rentowności obligacji. Z kolei M. Gómez-Puig i in. traktują stopę bezrobocia jako zmienną charakteryzującą potencjał wzrostu gospodarki. Zdaniem M. Gomez-Puig i in. [2014] wzrost stopy bezrobocia, a także inflacji powodują pogorszenie się międzynarodowej konkurencyjności danego kraju. W rezultacie stopy dochodowości obligacji będą rosnąć.

Warto zauważyć, że wśród poszukiwanych czynników wpływających na rentowność obligacji skarbowych wykorzystywane są również zmienne tworzone na podstawie stóp dochodowości obligacji korporacyjnych. Przykładowo w badaniach rentowności obligacji rynków wschodzących do zmiennych wprowadza się różnicę pomiędzy stopą dochodowości obligacji korporacyjnych o ratingu Baa oraz Aaa spółek z USA. Badania takie były prowadzone także przy wykorzystaniu danych spółek rynku europejskiego [Georgoutsos, Migiakis, 2013].

W analizie determinant stóp dochodowości obligacji skarbowych konieczne stało się także odniesienie się do międzynarodowych czynników ryzyka. Sytuacja na międzynarodowym rynku finansowym wpływa na możliwości pozyskiwania finansowania przez poszczególne państwa. W literaturze można spotkać podejścia, w których analizie poddawane są główne indeksy giełdowe np. Dow Jones Eurostoxx 50, Standard & Poors 500 (np. Alexopoulou i in.) lub też czynniki określające tzw. apetyt inwestorów międzynarodowych na ryzyko. Do oceny apetytu na ryzyko inwestorów międzynarodowych często wykorzystywany jest indeks VIX z giełdy CBOE [Beber i in., 2006]. Podobne podejście zastosowano w badaniach P. Ferucciego [2003], który wskazuje, że na wycenę papierów dłużnych wpływ ma chociażby sytuacja na rynku akcji USA. Czynniki globalne uwzględnili także S. Barrios i in. [2009].

Na koniec tej części nie można pominąć znaczenia ratingów w kształtowaniu się stóp dochodowości obligacji. Tego rodzaju badania w ostatnich latach były prowadzone przez A. Afonso i in. [2011, 2012, 2014].

Badania determinant rentowności obligacji skarbowych są prowadzone od około 30 lat. W wyniku procesów integracji monetarnej państw strefy euro oraz kryzysu ostatnich lat literatura jest w ostatnich latach zdominowana przez analizy poświęcone grupie państw strefy euro. Za prekursora badań analiz rentowności obligacji skarbowych i ich spreadów dla państw rozwijających się uznaje się S. Edwardsa, który opublikował jedną z pierwszych prac poświęconych tym państwom [1983]. W pracy tej właściwie po raz pierwszy połączono zagadnienie ryzyka niewypłacalności z wielkością spreadów rentowności obligacji. S. Edwards podkreślił znaczenie sytuacji gospodarczej państwa emitującego, a wśród czynników za najważniejsze uznał: zadłużenie zagraniczne, jakość obsługi długu oraz stopę inwestycji, która wskazuje, jaki będzie potencjał wzrostu w następnych okresach.

Warto zwrócić uwagę, że w wypadku tej grupy państw często jako zmienną zależną wykorzystywano indeksy obligacji EMBI (Emerging Markets Bond Index, J.P. Morgan). Wraz z rozwojem narodowych rynków kapitałowych coraz częściej wykorzystywane są stopy dochodowości krajowych obligacji o różnych terminach zapadalności. Analizom poddawano również stopy dochodowości z rynku pierwotnego, tym niemniej między innymi ze względu na związaną z tym konieczność doboru próby, a co za tym idzie – błąd selekcji (*selection bias*), obecnie tego rodzaju analizy są prowadzone dość rzadko [Ferrucci, 2003].

W badaniach przeprowadzonych przez S.J. Peirisa [2010] dla 10 państw rynków wschodzących potwierdzono znaczenie zmiennych charakteryzujących sytuację budżetową. Także badania przeprowadzone przez E. Baldacci i M. Kumara [2010] na danych z 31 gospodarek wschodzących wskazują na istotność deficytu budżetowego i wielkości zadłużenia. Z kolei L. Jaramillo oraz

A. 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. Autorki wykorzystały w badaniu prognozy zmiennych makroekonomicznych pozyskane z Economic Intelligence Unit (EIU), a zmienną identyfikującą zmianę sytuacji rynkowej ponownie był indeks VIX.

W badaniach E. Baldacci i in. [2008] podjęto analizę szerokiej gamy determinant rentowności obligacji skarbowych dla 30 państw rynków wschodzących, w tym Polski (lata 1997–2007). Do zmiennych autorzy wybrali dużą ilość czynników określających wypłacalność i płynność emitenta (rezerwy walutowe, saldo rachunku obrotów bieżących, inflację), stan finansów publicznych (w tym wielkość zadłużenia), globalne warunki finansowania (indeks VIX). Dodatkowo autorzy wykorzystali oceny ryzyka politycznego kraju. Zmienna ta została skonstruowana w oparciu o analizę głównych składowych. W tym celu wykorzystano dane między innymi Banku Światowego (*governance index*), fundacji Heritage (*freedom index*) oraz dane oceny ryzyka ICRG. Szereg rentowności został stworzony w oparciu o indeksy obligacyjne EMBI publikowane przez J.P. Morgan. Wyniki badania E. Baldacci i in. wskazują, że dobra ocena ryzyka politycznego istotnie wpływa na obniżenie spreadów stóp dochodowości analizowanej grupy państw. Potwierdzenie uzyskały również zmienne charakteryzujące sytuację finansów publicznych. Poprawa w tym zakresie zawęży spready szczególnie w wypadku państw, które we wcześniejszym okresie ogłosiły niewypłacalność. Autorzy ponadto zwrócili uwagę na strukturę wydatków publicznych. Otóż wzrost inwestycji publicznych nie wpływa na zwiększenie spreadów, dopóki nie powoduje zwiększenia deficytu budżetowego.

Z kolei M. Gonzales-Rozada oraz E.L. Yeyati [2008] zidentyfikowali istotność takich czynników globalnych jak: apetyt na ryzyko, płynność rynku globalnego, efekty zarażania zdarzeniami systemowymi (badano wpływ

ogłoszenia niewypłacalności przez Rosję) w wyjaśnianiu spreadów stóp dochodowości obligacji skarbowych państw rynków wschodzących. Do pomiaru ryzyka autorzy wykorzystali Credit Swiss First Boston High Yield Index, a zmienną przybliżającą płynność rynku była rentowność 10-letnich obligacji skarbowych.

Także sytuacja na globalnych rynkach finansowych była brana pod uwagę w badaniu F.F. Heinz oraz Y. Sun [2014]⁷. Badanie to nieco odbiega 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.

Zdecydowanie mniejszym zainteresowaniem cieszyły się w poprzednich latach nowe państwa członkowskie Unii Europejskiej. Oczywistym powodem jest fakt, że kraje te miały mniej rozwinięte rynki kapitałowe, a także później przystąpiły do ugrupowania integracyjnego. Także dopiero w wyniku procesu przygotowywania się do integracji monetarnej niektóre państwa z tej części Europy rozpoczęły emisje długoterminowych, 10-letnich obligacji. Zatem mniejsza dostępność odpowiednio długich szeregów czasowych jest jednym z obiektywnych problemów.

W badaniu I. Alexopoulou i in. [2009] w grupie państw znalazły się: Bułgaria, Czechy, Polska, Węgry, Łotwa, Litwa, Rumunia oraz Słowacja. Autorzy szacowali za pomocą dynamicznej estymacji panelowej wpływ długo- i krótkookresowych zmiennych na spready stóp dochodowości obligacji skarbowych wobec średniej rentowności dla państw strefy euro. Wybrali szeroką gamę zmiennych, w tym: zmienne przedstawiające sytuację w finansach publicznych, równowagę zewnętrzną, otwartość finansową i handlową, inflację, PKB per capita, stopy rynku pieniężnego, zmienność kursu walutowego oraz indeks giełdowy Dow Jones Eurostoxx 50 (czynnik wspólny dla strefy euro).

⁷ Badaniem objęto grupę 24 państw Europy Środkowo-Wschodniej oraz Południowej.

Autorzy potwierdzili istotność następujących zmiennych długookresowych: zadłużenia zagranicznego, otwartości handlowej, inflacji, kursu walutowego i krótkoterminowych stóp procentowych oraz potwierdzili występowanie dostosowań za pomocą mechanizmu korekty błędem. Nie zyskały natomiast potwierdzenia pozostałe zmienne jako zmienne długookresowe. Tym niemniej analiza dynamiki krótkookresowej pokazała, że omawiana grupa państw jest stosunkowo heterogeniczna pod względem istotności parametrów krótkookresowych. W przypadku Polski zyskano potwierdzenie wszystkich zmiennych wybranych do modelu (jedyne przypadki w panelu).

W badaniu Ch. Nickel i in. [2009], do analizy wybrano pięć państw Europy Wschodniej: Czechy, Polskę, Rosję, Turcję oraz Węgry (lata 1998–2007). Wśród potencjalnych determinant spreadów stóp dochodowości obligacji (dane EMBI dla danych państw – emisje obligacji w USD) znalazły się prognozy krótkookresowych stóp procentowych, bezrobocia, wzrostu gospodarczego oraz deficytu budżetowego. Dodatkowo autorzy wprowadzili zmienną sztuczną identyfikującą wejście do Unii Europejskiej oraz indeks globalnego ryzyka (również z EMBI). Prognozy pochodziły z Census Economic Forecasts (CEF). Spośród zmiennych makroekonomicznych wyniki estymacji panelowej wykazały istotność deficytu budżetowego w wyjaśnianiu spreadów stóp dochodowości. Tym niemniej, jak sami autorzy wskazują, wyniki te należy przyjmować z dużą ostrożnością z uwagi na fakt, że w estymacji indywidualnej, za wyjątkiem Węgier i Turcji, deficyt okazał się zmienną nieistotną. Z kolei w każdej estymacji indywidualnej, za wyjątkiem Polski, istotna okazała się zmienna sztuczna – data wejścia do Unii Europejskiej.

Wyznaczenia determinant spreadów na rentowności obligacji skarbowych denominowanych w euro dla państw Europy Środkowo-Wschodniej⁸ podjął się A. Ebner [2009]. Spready były wyznaczone wobec

⁸ Badaniem zostały objęte: Polska, Bułgaria, Czechy, Litwa, Słowacja, Słowenia, Rumunia, Węgry, Turcja, Cypr i Chorwacja.

obligacji niemieckich dla 11 państw, dla których regresje były szacowane indywidualnie. W ramach potencjalnych determinant spreadów A. Ebner wyznaczył dwie grupy. W pierwszej, określonej mianem czynników rynkowych i egzogenicznych wobec państw EŚW, znalazły się: stopa referencyjna EBC, płynność rynku mierzona za pomocą spreadu pomiędzy stopą referencyjną EBC a 3-miesięczną stawką Euribor, zmienność rynku przybliżona za pomocą indeksu VDAX-NEW, poziom inflacji w strefie euro. W drugiej grupie znalazły się zmienne makroekonomiczne charakteryzujące gospodarkę emitenta obligacji: poziom inflacji, poziom kursu walutowego wobec euro, produkcja przemysłowa, równowaga zewnętrzna, równowaga budżetowa, wielkość zadłużenia w stosunku do PKB, wielkość rezerw w stosunku do PKB. W ramach estymacji wprowadzono także zmienne sztuczne odzwierciedlające specyficzne wydarzenia z okresu badania (lata 1999–2007)⁹.

Oczekiwane dodatnie znaki parametrów autor zakładał w wypadku: zmienności rynku, inflacji w strefie euro i kraju emitenta, kursu walutowego oraz zadłużenia. Przeciwnie znaki spodziewał się uzyskać dla poziomu płynności, produkcji przemysłowej, równowagi zewnętrznej i budżetowej oraz stanu rezerw. Uzyskane wyniki wskazują na duże zróżnicowanie determinant spreadów na obligacjach w analizowanej grupie państw. Ponadto w wypadku estymacji prowadzonej na pierwszych różnicach zmiennych zdaniem autora potwierdzenie zyskiwały częściej determinanty z grupy rynkowych (egzogenicznych) niż czynniki charakteryzujące gospodarkę emitenta. A. Ebner podkreśla, że oznacza to, iż spready są determinowane głównie czynnikami zewnętrznymi, spośród których najważniejsze to stopa procentowa EBC oraz indeks VDAX-NEW¹⁰. Spośród zmiennych makroekonomicznych specyficznych dla gospodarek emitenta statystycznie istotny i pozytywnie wpływający na wysokość spreadu dla Węgier oraz Słowacji okazał się kurs walutowy. Z kolei dla

⁹ Wśród nich znalazły się między innymi przyjęcie raportu o rozszerzeniu UE z 2001 r. oraz zakończenie rozmów akcesyjnych dla Rumunii i Bułgarii.

¹⁰ Zmienna ta określa również poziom apetytu na ryzyko inwestorów.

Polski, Czech oraz Turcji zmienna ta okazała się nieistotna statystycznie, choć weszła do oszacowań z dobrym znakiem¹¹.

Wyniki oszacowań dla poziomów zmiennych dla 4 państw wskazały na istotność statystyczną stawki referencyjnej ECB (Polska¹², Słowacja, Słowenia) oraz indeksu VDAX-NEW (Polska, Słowacja, Słowenia, Turcja). Ponadto w wypadku Polski spośród zmiennych makroekonomicznych istotne okazały się inflacja strefy euro¹³ oraz wielkość zadłużenia. Dla Słowacji były to: inflacja krajowa, kurs walutowy i rezerwy walutowe. W wypadku Słowenii – inflacja krajowa, rezerwy walutowe i równowaga zewnętrzna. Także w wypadku Turcji inflacja krajowa okazała się zmienną istotną. Warto jednak zauważyć, że częściowo zmienne te weszły do równań z nieprawidłowymi znakami. Badanie A. Ebnera wskazuje na trudności w prowadzeniu analiz empirycznych rentowności obligacji skarbowych, heterogeniczność państw oraz znaczenie globalnych czynników ryzyka.

Uogólniając, przedstawione prace można spróbować podzielić według kilku najważniejszych kryteriów:

- stosowanej metodologii i zakresu badań – przykładowo analiza czynnikowa dla pojedynczych emitentów, analizy przekrojowe i panelowe dla grup państw, analiza zdarzeń (np. wpływu ogłoszeń informacji makroekonomicznych na rentowność obligacji) [Csonto, Ivaschenko, 2013];
- grup państw będących przedmiotem badania – analizy dotyczące państw wysoko rozwiniętych, rynków wschodzących (*emerging markets*).
- doboru zmiennej zależnej: analiza stóp dochodowości obligacji skarbowych bądź też analiza spreadów – rynek wtórny, analiza stóp dochodowości na rynku pierwotnym, analiza realnych stóp

¹¹ W wypadku Słowenii, Litwy, Bułgarii i Cypru kurs walutowy nie znalazł się w wynikach oszacowań. Z kolei z przeciwnym znakiem parametr ten pojawił się w oszacowaniach Chorwacji oraz Rumunii.

¹² Na poziomie istotności 0,1.

¹³ Na poziomie istotności 0,1.

dochodowości, analiza stóp rentowności z indeksów obligacji tworzonych np. przez J.P. Morgan (Afoso, Rault 2010);

Zmienne objaśniające w przedstawionych pracach można podzielić na zmienne związane z sytuacją gospodarczą emitenta (*country specific*) oraz zmienne związane z sytuacją w gospodarce światowej (*global factors*) [Csonto, Ivaschenko, 2013].

W ramach pierwszej grupy, która charakteryzuje sytuację gospodarczą emitenta, do najczęściej występujących zmiennych objaśniających należą:

- zmienne identyfikujące stan finansów publicznych – saldo budżetu państwa, wielkość i strukturę zadłużenia (np. wielkość zadłużenia w proc. PKB, wielkość zadłużenia zagranicznego, wielkość zadłużenia zapadającego w nadchodzącym roku);
- zmienne identyfikujące równowagę zewnętrzną danego państwa i wypłacalność – saldo rachunku obrotów bieżących; stan międzynarodowej pozycji inwestycyjnej, rezerwy walutowe;
- pozostałe zmienne makroekonomiczne identyfikujące koniunkturę i/lub konkurencyjność danej gospodarki – inflacja, wzrost gospodarczy, produkcja przemysłowa (stosowana także zamiennie ze wzrostem gospodarczym A. Afonso i in. 2012), bezrobocie, kurs walutowy, stopy procentowe, otwartość handlowa, PKB per capita. Nieco rzadziej wykorzystuje się dane dotyczące kształtowania się zapasów, wielkości zamówień, kosztów pracy, wielkości wydatków konsumenckich i zaufania konsumentów.

W prowadzonych analizach wykorzystuje się także dane charakteryzujące ryzyko wypłacalności emitenta lub też szerzej ryzyko kraju (*country risk*), które są dostarczane przez agencje ratingowe lub też inne podmioty tj. PRS group. Ryzyko niewypłacalności jest także przybliżane przez stawki swapów kredytowych CDS.

Warto zwrócić uwagę, że dla niektórych państw prowadzono analizy dla oryginalnie publikowanych danych (tzw. *original release data* albo *real data*). Takie podejście pozwala na uchwycenie reakcji rynku na publikację informacji o np. wielkości zadłużenia, czy wysokości bezrobocia. Ciekawe są również badania oparte na oryginalnych prognoz zmiennych makroekonomicznych (prognozy dotyczące wielkości zadłużenia, inflacji, deficytu budżetowego). Niestety takie szeregi danych są dostępne dla niewielkiej liczby państw, co uniemożliwiło zastosowanie tego podejścia w niniejszym badaniu i konieczne stało się wykorzystanie szeregów danych, które podlegały rewizji w kolejnych okresach.

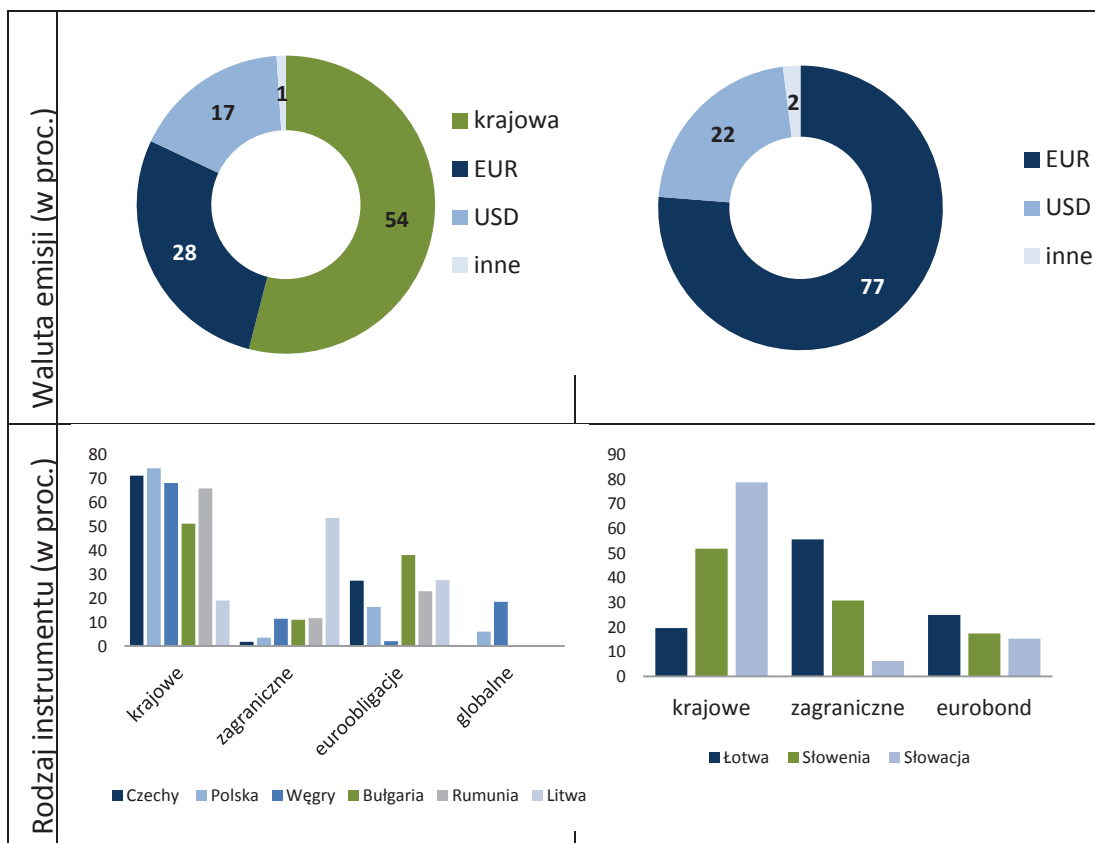
W ramach drugiej grupy danych, określanych mianem czynników globalnych (*global factors*) najczęściej wykorzystywane są te zmienne, które wskazują na międzynarodowe czynniki ryzyka (określane także apetytem na ryzyko). Czynniki globalne wpływają na możliwości pozyskiwania finansowania na rynkach międzynarodowych przez poszczególne państwa. W tej grupie najczęściej znajdują się: indeksy giełdowe najważniejszych giełd papierów wartościowych np. Dow Jones Eurostoxx 50, indeks VIX z giełdy CBOE, miary płynności międzynarodowego rynku obligacji, egzogeniczne wobec danego państwa stopy procentowe (np. EBC), spread pomiędzy obligacjami korporacyjnymi o ratingu Baa oraz Aaa dla spółek amerykańskich lub europejskich. Stosowane są także zmienne sztuczne, których zadaniem jest uchwycenie wpływu takich zdarzeń jak: kryzys finansowy w wybranych państwach, wejście do Unii Europejskiej itd.

Na koniec należy zauważyć, że w badaniach dużą uwagę poświęca się zmiennym charakteryzującym dany rynek obligacji, w tym przede wszystkim płynność rynku tj. spread transakcyjny.

2. Zakres i przedmiot badania

Międzynarodowy kryzys finansowy, który rozpoczął się w połowie 2007 r. oraz związany z nim kryzys gospodarczy miały niezwykle silny wpływ na rynek obligacji państw członkowskich strefy euro. Wzrost ogólnego poziomu ryzyka skutkował wzrostem poziomu rentowności obligacji skarbowych państw strefy euro, a jednocześnie doszło do zwiększenia różnic w wycenie obligacji skarbowych pomiędzy poszczególnymi państwami członkowskimi. Zjawisko to było odwróceniem wcześniejszej tendencji, kiedy to rentowność obligacji państw strefy euro podlegała procesowi konwergencji. Jest to szczególnie istotne, gdyż już w 1998 r. doszło do stosunkowo wysokiej zbieżności szeregów rentowności (za wyjątkiem Grecji i Cypru) [Gajewski i in., 2012].

Rysunek 1. Podstawowa charakterystyka rynku obligacji nowych państw członkowskich Unii Europejskiej



Źródło: Thomson Reuters. Na podstawie umowy o współpracy pomiędzy Uniwersytetem Gdańskim a Thomson Reuters.

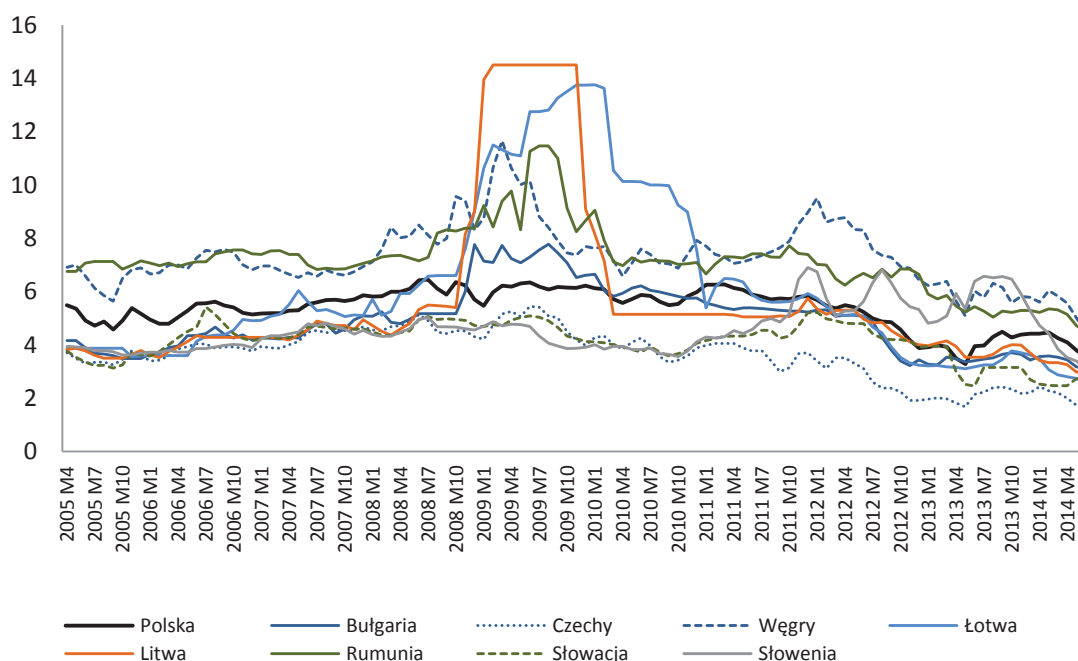
Gwałtowne zmiany rentowności dotyczyły szczególnie państw o najłagodniejszej sytuacji fiskalnej, takich jak Grecja. Tym niemniej wzrost spreadów wynikał także ze zwiększonej niepewności co do trwałości strefy euro oraz płynności rynku obligacji. Zgodnie z raportem ECB ta samonapędzająca się premia za ryzyko uległa zmniejszeniu po wprowadzeniu bezwarunkowych transakcji monetarnych (*Outright Monetary Transactions*, OMT), których mechanizm został uruchomiony w ostatnim kwartale 2012 roku [Financial Integration Europe 2014]¹⁴.

W analizowanym okresie 2005–2013 dynamiczne zmiany rentowności obligacji skarbowych objęły również nowe państwa członkowskie Unii Europejskiej. Państwa te weszły do ugrupowania integracyjnego w latach 2004 oraz 2007, a trzy z nich w późniejszych latach stały się członkami strefy euro. Szczegółowe omówienie zmian na rynkach obligacji po przystąpieniu do UE przekracza ramy niniejszego opracowania. Warto jednak przedstawić krótką charakterystykę rynku obligacji poszczególnych państw według stanu na wrzesień 2014 r. – odrębnie potraktowano państwa, które weszły do strefy euro. W wypadku nowych państw członkowskich, które nie weszły do strefy euro, nieco ponad połowa obecnego stanu zadłużenia jest denominowana w walucie krajowej (średnia nieważona), a EUR i USD to najważniejsze waluty obce emitowanych obligacji. W państwach EMU z oczywistych względów waluta wspólnotowa stanowi najważniejszą walutę emisji. Warto zauważyć, że według stanu z września 2014 r. ponad 90 proc. wyemitowanych słowackich obligacji jest denominowanych w euro. W wypadku obligacji łotewskich jest to nieco ponad 62 proc. Jeśli chodzi o rodzaj instrumentu, to dominują obligacje krajowe, tylko w wypadku Łotwy oraz Litwy częściej wybierane są obligacje zagraniczne¹⁵.

¹⁴ Mechanizm został ogłoszony w lipcu 2012 r. przez M. Dragiego. Ciekawą analizę skutków ogłoszenia mechanizmu OMT przeprowadzili E. Stawasz i W. Grabowski, którzy potwierdzili skuteczność interwencji słownej M. Dragiego dla kształtowania się rentowności obligacji skarbowych państw strefy euro [Grabowski, Stawasz, 2013].

¹⁵ Rodzaje obligacji podane zgodnie z podziałem przyjętym przez Thomson Reuters.

Badanie rentowności obligacji skarbowych państw EŚW objęło lata 2005–2013. Okres ten obfitował w szereg ważnych wydarzeń wpływających na poziom kosztu pozyskiwanego finansowania. Wejście do Unii Europejskiej, zwiększenie uczestnictwa we wspólnotowym rynku kapitałowym oraz korzystna sytuacja na międzynarodowych rynkach finansowych sprzyjały obniżeniu rentowności obligacji skarbowych omawianej grupy państw do połowy 2007 r. Zmniejszenie spreadów obejmowało wszystkie państwa, jednakże w różnym stopniu [Alexopoulou, 2009].

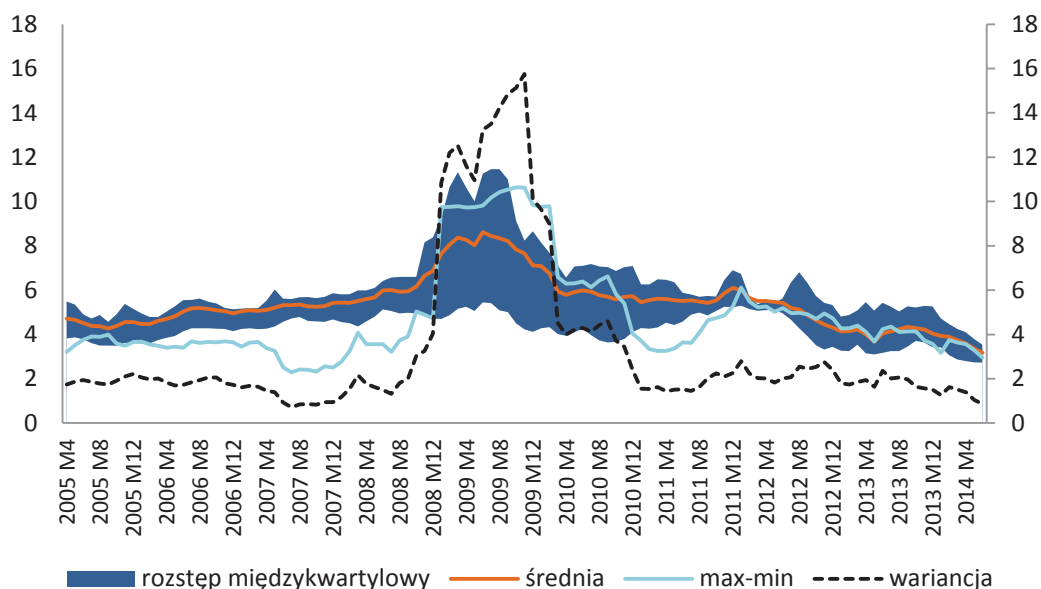


Rysunek 2. **Rentowność 10-letnich obligacji nowych państw członkowskich Unii Europejskiej (w pkt. proc.)**

Źródło: EBC.

Podobnie do państw członkowskich tzw. starej piętnastki (UE-15) również w omawianej grupie państw Europy Środkowo-Wschodniej wzrost rentowności był obserwowany w niewielkim stopniu od połowy 2007 r., a dynamika tego wzrostu nasiliła się w 2008 r. Wpływ kryzysu był ponownie nierównomiernie rozłożony, na co wskazuje m.in. zwiększenie wariancji przekrojowej szeregów rentowności. Sytuacja uległa zdecydowanej poprawie od 2011 r. i przy porównaniu poziomów rentowności z początku okresu badania i na początku

2014 r. można powiedzieć, że we wszystkich państwach rentowność kształtuje się poniżej poziomu początkowego.



Rysunek 3. Podstawowa charakterystyka statystyczna rentowności 10-letnich obligacji nowych państw członkowskich Unii Europejskiej (w pkt. proc.)

Źródło: Obliczenia na podstawie danych EBC.

O zróżnicowaniu szeregów rentowności świadczą również przedstawione współczynniki korelacji dla 10-letnich obligacji skarbowych. Warto zwrócić uwagę na Słowenię, w wypadku której współczynniki są ujemne.

Tabela 1. Współczynniki korelacji rentowności 10-letnich obligacji skarbowych nowych państw członkowskich Unii Europejskiej

Kraj/symbol	Bułgaria	Czechy	Litwa	Łotwa	Polska	Rumunia	Słowacja	Słowenia	Węgry
Bułgaria/ bgy10	1								
Czechy/ czy10	0,6905	1							
Litwa/ lty10	0,8267	0,5427	1						
Łotwa/ lvy10	0,9088	0,5937	0,8156	1					
Polska/ ply10	0,7597	0,8733	0,4854	0,6341	1				
Rumunia/ roy10	0,7787	0,7371	0,8041	0,7497	0,666	1			
Słowacja/ sky10	0,5319	0,6389	0,4202	0,3224	0,6667	0,5602	1		
Słowenia/ siy10	-0,2074	-0,4803	-0,0822	-0,2931	-0,3692	-0,3757	0,0077	1	
Węgry/ huy10	0,7224	0,6002	0,6701	0,541	0,6685	0,6402	0,7271	0,0559	1

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych EBC (pogrubiona czcionka – statystycznie istotne dla poziomu istotności 0,05).

Do weryfikacji przyjętych hipotez badawczych przewidziano wykorzystanie następujących metod badawczych:

- wieloczynnikowych modeli stochastycznego czynnika dyskontującego (*stochastic discount factor*, SDF) dla analizy 5- oraz 10-letnich obligacji skarbowych;
- dynamicznych modeli panelowych przy wykorzystaniu estymatora PMG;
- MIDAS – narzędzia ekonometrycznego pozwalającego łączyć w jednym modelu dane o zróżnicowanej częstotliwości.

Tabela 2. Zakres wykonanych analiz empirycznych

Metoda	Państwa objęte analizą	Zmienna zależna
Regresja SDF	Polska, Czechy, Węgry, Rumunia	rentowność 10-letnich oraz 5-letnich obligacji skarbowych
Regresja panelowa	Polska, Bułgaria, Czechy, Litwa, Łotwa, Słowacja, Słowenia, Rumunia, Węgry	rentowność 10-letnich obligacji skarbowych oraz spread wobec 10-letnich obligacji niemieckich
Regresja MIDAS	Polska, Czechy, Węgry, Rumunia	rentowność 10-letnich obligacji skarbowych

Źródło: Opracowanie własne.

Zestawienie zakresu wszystkich wykonanych analiz empirycznych zostało przedstawione w tabeli powyżej (tabela 2). Każda z wymienionych metod badawczych wymaga odpowiedniej długości szeregu czasowego o dobranej częstotliwości. Z uwagi na dostępność oraz braki w danych nie było możliwe oszacowanie regresji każdą metodą dla całej grupy państw. Zdecydowano więc, że modelowaniem panelowym zostanie objęta możliwie najszersza grupa państw EŚW, a pozostałe estymacje zostaną wykonane dla Polski, Czech, Węgier oraz Rumunii. Decyzja była także podyktowana chęcią porównania wyników odrębnych podejść empirycznych.

Postawiony problem badawczy ma na celu zidentyfikowanie determinant rentowności obligacji skarbowych. Zmienną zależną jest zatem stopa rentowności obligacji skarbowych wybranej grupy państw. Dla modelu panelowego dane zostały pobrane z bazy Europejskiego Banku Centralnego

(częstotliwość kwartalna) – zmienna **y10**. Dodatkowo dla panelu państw obliczenia wykonano również dla spreadu rentowności wobec 10-letnich obligacji niemieckich – zmienna **y10spread**. W wypadku modeli SDF oraz MIDAS zmienne zależne zostały pobrane w częstotliwości dziennej z bazy Thomson Reuters Eikon i następnie przetworzone do wymaganych w kolejnych modelach częstotliwości.

Zbiór potencjalnych zmiennych objaśniających utworzony został na podstawie wyników przeprowadzonych studiów literatury, ale także był determinowany dostępnością danych. Celem uniknięcia powtórzeń w opracowaniu wszystkie zmienne przedstawiono w jednej części pracy. Najpierw zostanie omówiony dobór zmiennych charakteryzujących gospodarkę emitenta, a następnie zmienne odnoszące się do sytuacji na rynkach międzynarodowych. W dalszej kolejności omówione zostaną zmienne dodatkowe, które wynikają ze specyfiki modelowania SDF oraz MIDAS.

W literaturze przedmiotu szczególną uwagę zwraca się na znaczenie stanu finansów publicznych w wyjaśnianiu rentowności obligacji skarbowych. Do zmiennych charakteryzujących sytuację w finansach publicznych wybrano:

- deficyt/nadwyżkę budżetową – **deficit** (w proc. PKB),
- wielkość zadłużenia – **debt** (w proc. PKB).

Oczekiwany znak parametru stojący przy saldzie budżetowym (deficyt/nadwyżka) jest ujemny z uwagi na fakt, że nadwyżka budżetowa świadczy o poprawie stanu finansów publicznych. Z kolei rosnące zadłużenie wpływa na pogorszenie się oceny ryzyka danego kraju. Do pozostałych zmiennych charakteryzujących sytuację makroekonomiczną wybrano:

- stopę inflacji (indeks cen konsumpcyjnych) – **cpi**,
- stopę wzrostu gospodarczego – **growth**,
- stopę bezrobocia – **urate**.

Podobnie do podejścia M. Gómez-Puig i in. [2014] stopa bezrobocia charakteryzuje potencjał wzrostu gospodarki. Wzrost stopy bezrobocia, wzrost inflacji oraz spadek stopy wzrostu gospodarczego powinny przyczyniać się do wzrostu stóp dochodowości obligacji [zob. także Alfonso i in., 2012].

Kolejne zmienne, podobnie jak u innych autorów, charakteryzują równowagę zewnętrzną danego kraju. Do zmiennych tych wybrano:

- deficyt/nadwyżkę na rachunku bieżącym bilansu płatniczego – **cagdp** (w proc. PKB),
- deficyt/nadwyżkę na rachunku bieżącym bilansu płatniczego przyrównaną do stanu rezerw walutowych danego kraju – **caresvs**,
- międzynarodową pozycję inwestycyjną netto – **iipnetto** (w proc. PKB).

Znaczenie deficytu/nadwyżki na rachunku bieżącym można interpretować w dwojaki sposób. Po pierwsze jest to miara konkurencyjności międzynarodowej danego kraju. Państwa, które utrzymują wysokie deficyty na rachunku bieżącym, są oceniane jako mniej konkurencyjne w zakresie eksportu. Pogarszanie się tego salda może też rodzić obawy co do możliwości realizacji w długim okresie zobowiązań finansowych państwa (ryzyko niewypłacalności, ryzyko kredytowe). W niektórych podejściach dodatkową zmienną jest stan rezerw walutowych danego kraju; pogarszanie się tego stanu jest sygnałem trudności w utrzymaniu stabilności finansowej państwa. W niniejszym opracowaniu nie zdecydowano się na wprowadzenie tej zmiennej bezpośrednio, ale na przyrównanie stanu rachunku bieżącego bilansu płatniczego do stanu rezerw, uzyskując w ten sposób informację o ryzyku niewypłacalności. W obydwu wypadkach oczekiwany znak parametru jest ujemny, natomiast w wypadku, gdy dany kraj utrzymuje saldo dodatnie rachunku bieżącego, może to być również interpretowane jako zmienna przybliżająca (proxy) dostępność kredytu, ponieważ nadwyżka na rachunku bieżącym oznacza akumulację kapitału [Assman, Boysen-Hogrefe, 2011].

Ch. Assman i J. Boysen-Hogrefe [2011] wskazali także na pewną niejednoznaczność relacji pomiędzy deficytem na rachunku bieżącym i deficytem budżetowym oraz rentownością obligacji skarbowych – jeśli deficyty te są związane z nakładami na inwestycje zrównoważone, które w przyszłości będą prowadzić do wyższej stopy wzrostu danej gospodarki, to można oczekiwać dodatniego znaku parametru przy tych zmiennych [Assman, Boysen-Hogrefe, 2011]. Problem ten zatem może również dotyczyć państw, które nadal transformują swoją gospodarkę.

Także sytuacja w międzynarodowej pozycji inwestycyjnej netto jest potencjalną zmienną wyjaśniającą zmiany w kształtowaniu się rentowności obligacji skarbowych. Utrzymywanie wysokiego ujemnego salda międzynarodowej pozycji inwestycyjnej stanowi czynnik ryzyka danego kraju i sprzyja wzrostowi rentowności obligacji. Podobnie problem ten ujmowały L. Barbosa i S. Costa [2010].

Wśród zmiennych charakteryzujących otwartość gospodarczą państw znalazły się: międzynarodowa pozycja inwestycyjna brutto **iip** (w proc. PKB) oraz otwartość handlowa – **openness** (w proc. PKB). Obydwie zmienne odnoszą się do procesów integracji gospodarczej i finansowej. Wyższa pozycja inwestycyjna brutto oznacza, że dany kraj otworzył się na międzynarodowe przepływy kapitałowe, podlega procesowi integracji finansowej (choćby mierzonej wskaźnikami ilościowymi (szerzej o wskaźnikach integracji zob. Mrzygłód, 2011; Bukowski, 2011), co powinno być pozytywnie odbierane przez uczestników rynków finansowych i sprzyjać obniżeniu rentowności obligacji. Podobnie jest w wypadku otwartości handlowej: jej wzrost świadczy o wzroście powiązań z gospodarką światową, integracji gospodarczej i powinien sprzyjać lepszej ocenie gospodarki emitenta.

W dalszej kolejności wśród zmiennych, które mogą być potencjalnymi determinantami rentowności obligacji skarbowych, znalazły się: stawki swapów

kredytowych (*credit default swap*, CDS) – **cds**, spread pomiędzy ceną kupna i sprzedaży obligacji – **bidask**.

Należy się zgodzić z faktem, że ryzyko płynności ma znaczący wpływ na kształtowanie się stóp zwrotu z każdego instrumentu finansowego (aktywu). Trudności zamknięcia pozycji na danym instrumencie finansowym powodują wyższą ocenę ryzyka tego instrumentu. W niektórych badaniach można znaleźć wykorzystanie spreadów transakcyjnych pochodzących z notowań bieżących. Autorzy niniejszego opracowania nie mieli możliwości skorzystania z takiej bazy danych jak np. MTS [Barbosa, Costa, 2010], dlatego też zdecydowano się na stawki na zamknięcie dnia. Podobne podejście zastosowali M. Gomez-Puig i in. [2006].

Zadaniem zmiennej **bidask** jest właśnie uchwycenie ryzyka płynności. Warto też zauważyć, że nagle rosnące spready transakcyjne wskazują na wzrost ryzyka na rynku, ponieważ jego uczestnicy, np. market makerzy, nie chcą prowadzić transakcji. Z kolei swapy kredytowe CDS odzwierciedlają percepcję ryzyka niewypłacalności emitenta. W wypadku stawek CDS, które zostały wzięte do badania, chodzi oczywiście o rządowe papiery dłużne, gdzie wzrostowi stawek CDS powinien towarzyszyć wzrost stawek stóp dochodowości obligacji. W badaniu wykorzystano dzienne notowania, a dane pochodziły z bazy Bloomberg¹⁶.

W literaturze analizie poddaje się częstokroć wpływ ogłoszeń oceny ratingowej na kształtowanie się rentowności obligacji skarbowych. Kryzys przyczynił się do okresowego osłabienia ocen ratingowych, ale także wzrosło w tym czasie zróżnicowanie pomiędzy państwami. Pomimo dużej atrakcyjności wykorzystania w badaniu determinant stóp dochodowości ocen ratingowych

¹⁶ Ciekawe badania dotyczące stawek CDS oraz efektów zarażania przeprowadził M. Adam [2013], z kolei G. Camba-Mendez i in. [2014] wykorzystali w swoich badaniach terminową strukturę stawek CDS. Przytoczenie wyników obydwu badań wykracza poza ramy niniejszego opracowania.

pochodzących z najbardziej znanych agencji tj. Moody's Investors Service, Fitch, Standard & Poor's, zdecydowano jednak, że do wybranych metod estymacji częstotliwość publikowanych ratingów będzie zbyt niska¹⁷. Z tego też względu zastąpiono oceny ratingowe nadawane przez największe agencje ratingowe oceną ryzyka nadawaną przez PRS Group – International Country Risk Guide (ICRG). Oceny ICRG są szeroko stosowane w badaniach empirycznych z uwagi na miesięczną częstotliwość publikowania danych, długie szeregi czasowe oraz szeroką gamę państw, które podlegają ocenie (ponad 100). Zmienna ta została wprowadzona do analizy pod nazwą **crisk** i jest to ogólna miara ryzyka danego kraju (*composite risk rating*). Składają się na nią: ocena ryzyka ekonomicznego, finansowego oraz politycznego. Maksymalny rating danego kraju wynosi 100, co oznacza, że im wyższa ocena kraju, tym niższe spodziewane są stopy dochodowości obligacji.

Podobnie jak w innych badaniach innych autorów do analizy determinant wprowadzono czynnik globalnego ryzyka, oznaczający apetyt na ryzyko inwestorów międzynarodowych. W zmiennych czynnik ten występuje jako **awersja**. Zmienna ta została wyznaczona za pomocą analizy głównych składowych (*principal component analysis*, PCA) z dwóch zmiennych opisujących poziom awersji do ryzyka:

- spreadu pomiędzy obligacjami korporacyjnymi o ratingu Baa oraz Aaa spółek amerykańskich (Baa–Aaa Moody's),
- indeksu VIX z giełdy CBOE¹⁸.

Zmienna **awersja** jest pierwszą główną składową otrzymaną w wyniku przeprowadzonej analizy PCA. W obydwu wypadkach można przewidywać, że

¹⁷ Podobne zdanie miał A. Ebner [2009].

¹⁸ Indeks VIX jest często wykorzystywany w analizach empirycznych jako zmienna przybliżająca awersję do ryzyka lub inaczej – popyt na ryzyko. Autorzy niniejszego opracowania zastanawiali się nad przyjęciem do PCA jeszcze zmiennej indeksu giełdowego (indeks giełdy niemieckiej), który byłby bliżej związany z sytuacją na europejskich rynkach finansowych. Jednak współczynnik korelacji pomiędzy indeksem giełdy niemieckiej a VIX wyniósł powyżej 0,9 i dlatego nie zdecydowano się wprowadzić do PCA dodatkowej zmiennej.

wraz ze wzrostem poziomu tych dwóch zmiennych rosnąć będzie stopa dochodowości obligacji skarbowych państw EŚW. Dane dotyczące dochodowości obligacji korporacyjnych oraz indeksu VIX pobrano z Banku Rezerwy Federalnej z St. Louis¹⁹.

Ostatnie zmienne²⁰ wprowadzone do analizy odzwierciedlają ryzyko kursu walutowego. Spojrzenie na rynek obligacji skarbowych państw EŚW z perspektywy inwestora zagranicznego uwzględnia znaczenie ryzyka kursowego dla stopy rentowności inwestycji portfelowej. O konieczności uwzględnienia ryzyka kursowego w ocenie rentowności międzynarodowych inwestycji portfelowych pisali między innymi B. Solnik i D. McLeavey [2004, s. 153] oraz K. Jajuga i T. Jajuga [2006, s. 248]. W badaniu uwzględniono poziom kursu walutowego analizowanych państw wobec USD (zmienna *fx*), a także wariancję (zmienna *fxvar*) i odchylenie standardowe (zmienna *fxstd*). Dla państw, które w omawianym okresie weszły do strefy euro, zostały uwzględnione odpowiednie przeliczenia.

W badaniach I. Alexopoulou i in. [2009] kurs walutowy był jedną z wyznaczonych determinant rentowności w ramach relacji długookresowej (ECM). Autorzy ci zauważyli, że nawet w grupie państw EŚW reakcja spreadów wobec obligacji benchmarkowych nie jest jednolita. Tym niemniej wskazują, że zarówno w wypadku poziomu, jak i wariancji (zmienności) kursu walutowego oczekiwany znak parametru powinien być dodatni. W pierwszym wypadku mamy do czynienia z deprecjacją kursu walutowego, a w drugim z jego zmiennością, czyli rosnącym ryzykiem walutowym [Alexopoulou i in., 2009]²¹.

¹⁹ Federal Reserve Economic Data (FRED).

²⁰ Początkowo autorzy opracowania planowali także uwzględnienie zmiennych demograficznych w estymacji. Pomysł ten jednak zarzucono, ponieważ regresje uwzględniające podstawowe zmienne demograficzne wymagają posiadania danych dla wielu lat (np. E.P. Davis i Ch. Li [2003] prowadzili badania dla 50 lat; H. McMillan i J.B. Baesel [1988] dla 35 lat), z tego też względu są głównie prowadzone dla państw wysoko rozwiniętych.

²¹ Szerzej na temat znaczenia ryzyka kursu walutowego dla spreadów wobec rentowności obligacji benchmarkowych zob. C. Favero i in. [1996]. Autorzy ci przeprowadzili analizę spreadów obligacji rządowych wobec obligacji niemieckich dla trzech państw europejskich: Szwecji, Włoch oraz Hiszpanii.

Na koniec tej części w tabelach zostały przedstawione współczynniki korelacji Pearsona dla omówionych zmiennych dla całej grupy państw EŚW oraz podstawowe statystyki opisowe szeregów omawianych zmiennych.

Tabela 3. Współczynniki korelacji dla panelu danych

Zmienne	<i>debt</i>	<i>deficit</i>	<i>cpi</i>	<i>growth</i>	<i>fx</i>	<i>bidask</i>
<i>y10</i>	0,158	-0,246	0,356	-0,414	0,111	0,580
<i>y10spread</i>	0,302	-0,299	0,585	-0,474	0,118	0,534
Zmienne	<i>urate</i>	<i>openess</i>	<i>cagdp</i>	<i>caresvs</i>	<i>fxvar</i>	<i>spread baa-aaa</i>
<i>y10</i>	0,106	-0,288	0,176	0,175	0,268	0,332
<i>y10spread</i>	0,281	-0,195	0,367	0,348	0,271	0,331
Zmienne	<i>iip</i>	<i>iipnetto</i>	<i>crisk</i>	<i>cds</i>	<i>fxstd</i>	<i>VIX</i>
<i>y10</i>	0,309	-0,620	-0,549	0,684	0,237	0,354
<i>y10spread</i>	0,354	-0,647	-0,657	0,839	0,237	0,351

Źródło: Obliczenia własne (czcionka pogrubiona – statystycznie istotne dla poziomu istotności 0,05).

Tabela 4. Charakterystyka statystyczna zmiennych

Zmienne	Średnia	Mediana	Max	Min	SE	Skośność	Kurtoza	JB [prob.]
<i>y10spread</i>	2,841	2,570	11,480	-0,090	2,177	1,346	5,416	142,335 (0,000)
<i>y10</i>	5,704	5,210	14,500	1,920	2,139	1,594	6,777	265,616 (0,000)
<i>bidask</i>	0,004	0,003	0,055	0,000	0,006	4,128	27,976	7525,223 (0,000)
<i>cagdp</i>	-4,188	-3,300	13,600	-31,700	7,312	-1,132	5,517	124,652 (0,000)
<i>caresvs</i>	-5,691	-3,891	82,665	-92,567	19,999	0,220	11,446	777,812 (0,000)
<i>cds</i>	181,682	131,204	923,111	4,250	163,225	1,353	5,178	131,277 (0,000)
<i>cpi</i>	1,241	1,216	1,541	0,993	0,144	0,256	2,005	13,614 (0,001)
<i>crisk</i>	71,205	71,800	79,333	62,333	4,081	-0,166	2,011	11,842 (0,003)
<i>debt</i>	39,408	38,300	85,500	8,800	19,334	0,559	2,667	14,814 (0,001)
<i>deficit</i>	-3,835	-3,720	38,830	-39,990	5,819	0,610	18,961	2786,437 (0,000)
<i>growth</i>	0,336	0,600	6,100	-13,100	1,866	-3,070	18,691	3087,574 (0,000)
<i>iipnetto</i>	-64,701	-61,868	-18,785	-123,189	21,599	-0,589	2,608	16,751 (0,000)
<i>iip</i>	226,533	185,215	647,278	102,087	127,128	1,955	5,952	260,987 (0,000)
<i>openess</i>	126,470	131,200	193,200	65,000	32,288	-0,041	2,021	10,498 (0,005)
<i>urate</i>	10,144	10,100	21,300	2,800	3,705	0,424	2,773	8,394 (0,015)

fx	36,790	2,504	180,782	0,286	59,064	1,374	3,073	100,261 (0,000)
$fxvar$	9,087	0,017	350,398	0,000	32,352	6,226	15,461	238,224 (0,000)
$fxstd$	1,334	0,128	18,718	0,005	2,707	3,023	13,482	178,521 (0,000)

Źródło: Obliczenia własne.

Dla modeli stochastycznego czynnika dyskontującego konieczne jest wprowadzenie dodatkowych zmiennych. Do pierwszej grupy należało 10 indeksów J.P. Morgan skonstruowanych dla rynku obligacji rynków wschodzących EMBI (w SDF traktowane jako walory prymitywne). Indeksy EMBI tworzone są dla obligacji m.in. o różnych poziomach ratingu oraz zapadalności. J.P. Morgan tworzy je dla grup państw, regionów, ale także dla pojedynczych emitentów (rządów państw). Są to indeksy (portfele) tworzone w oparciu o obligacje zagraniczne. J.P. Morgan tworzy szereg indeksów obligacyjnych, także obejmujących obligacje krajowe. Niestety zostały one wprowadzone do notowań stosunkowo niedawno, co wykluczyło możliwość ich zastosowania w badaniu.

Dodatkowo w modelach SDF wprowadzono szeregi krótkookresowych stóp procentowych (w SDF określanych jako walory wolne od ryzyka). Dla Polski był to średni ważony zysk z bonów skarbowych. Dane pobrano z Biuletynu Informacyjnego NBP. Z kolei dla Czech oraz Węgier były to stopy dochodowości 3-miesięcznych bonów skarbowych, a w wypadku Rumunii – 6-miesięcznych bonów. Te dane zostały pobrane z bazy Thomson Reuters Eikon. Szeregi krótkookresowych stóp procentowych oraz indeksów J.P. Morgana zostały wykorzystane również do analizy MIDAS. Dodatkowo w modelach SDF jako walory wolne od ryzyka potraktowano także rentowność z obligacji niemieckich.

3. Modele stochastycznego czynnika dyskontującego w analizie determinant rentowności obligacji skarbowych

3.1 Wprowadzenie

Modele stochastycznego czynnika dyskontującego (*stochastic discount factor*, SDF) są uniwersalnym narzędziem do wyceny walorów, które ma wiele zalet²². Wśród nich wskazać można zastosowanie zarówno względnego, jak też bezwzględnego podejścia do procesu wyceny walorów. SDF jest narzędziem prostym i możliwym do zastosowania dla wielu typów walorów finansowych oraz różnych strategii inwestycyjnych. Umożliwia stosowanie różnych postaci funkcyjnych do opisu zmian stochastycznego czynnika dyskontującego oraz zarówno bezwarunkowego, jak i warunkowego podejścia w procesie estymacji parametrów modelu wyceny. Istotną zaletą narzędzia SDF z punktu widzenia przeprowadzonego badania jest możliwość identyfikacji czynników ryzyka oraz wskazanie ich istotności (znaczenia). Kluczową przewagą modeli wyceny SDF (własności tej nie mają inne modele wyceny) jest to, że w modelach wyceny SDF czynniki są liniowymi funkcjami warunkowych kowariancji pomiędzy czynnikami a stopami zwrotu walorów [Smith, Wickens, 2002]. W przeprowadzonym badaniu wykorzystano wieloczynnikowe modele wyceny stóp zwrotu dla obligacji skarbowych wybranych państw: Polski, Czech, Rumunii i Węgier. Jednym z podstawowych problemów, jakie związane są z szacowaniem modeli wyceny, jest określenie zbioru zmiennych, które stanowią czynniki wyceny. Problem potęguje fakt, iż zarówno w czasie, jak i w przestrzeni (dla różnych krajów) czynniki ryzyka mogą się zmieniać.

Celem pierwszej części przeprowadzonego badania była weryfikacja następującej hipotezy: *Wśród determinant rentowności obligacji skarbowych polskich i wybranych państw europejskich wskazać należy dwie grupy czynników:*

²² W opracowaniu jako symbol stochastycznego czynnika dyskontującego zamiennie używane będą SDF oraz m_{t+1} . Zastosowanie metody SDF do oceny efektywności zarządzania portfelem inwestycyjnym pokazano w: Zamojska A. [2012].

charakteryzujące emitenta oraz związane z koniunkturą gospodarczą. Wyznaczenie wartości stochastycznego czynnika dyskontującego spełniającego założenia dla modeli zawierających zmienne charakteryzujące rynek finansowy oraz zmienne makroekonomiczne świadczyć będzie o potwierdzeniu stawianej hipotezy.

Stochastyczny czynnik dyskontujący²³ zdefiniowany jest jako iloczyn subiektywnego czynnika dyskontującego i krańcowej stopy substytucji międzyokresowej konsumpcji inwestora, stąd cena dowolnego waloru finansowego (p_t) może być zapisana jako iloczyn oczekiwanej wypłaty (x_{t+1}) skorygowanej stochastycznym czynnikiem dyskontującym (m_{t+1}):

$$p_t = E_t[m_{t+1}x_{t+1}] \quad (3.1)$$

Wyrażenie (3.1) w świetle teorii wyceny walorów wskazuje, że cena waloru jest określona przez oczekiwania odnośnie wielkości przyszłych zdyskontowanych wypłat [Cochrane, 2005].

Teoria SDF oparta jest na dwóch kluczowych założeniach²⁴. Pierwsze założenie mówi, że spełnione musi być prawo jednej ceny²⁵ i tym samym walory o tych samych oczekiwanych wypłatach²⁶ w każdym stanie natury muszą mieć takie same ceny, co z kolei implikuje, że rynek walorów znajduje się w równowadze. Drugie założenie wymaga takich warunków na rynku, w jakich nie istnieje możliwość przeprowadzania transakcji arbitrażowych [Ayadi, Kryzanowski, 2005]. W wypadku, gdy spełnione są oba prawa, m_{t+1} właściwie

²³ Stochastyczny czynnik dyskontujący jest zmienną losową, która skupia w sobie poziom niecierpliwości inwestora oraz jego awersję do ryzyka występujące w danym stanie rynku. Określany bywa jako krańcowa stopa substytucji czy też jądro wyceny (*pricing kernel*).

²⁴ Zastosowanie prawa jednej ceny oraz braku arbitrażu jest niezwykle wygodne, ponieważ wówczas nie jest konieczne formułowanie często trudnych do spełnienia założeń, takich jak określenie postaci funkcji użyteczności inwestora czy też spełnienie warunku zupełności rynku.

²⁵ Prawo jednej ceny określa, że jeśli dwa dowolne walory lub portfele mają takie same oczekiwane wypłaty w dowolnym stanie natury, wówczas muszą mieć takie same ceny. W sytuacji naruszenia tego warunku pojawia się możliwość arbitrażu. Istnienie czynnika dyskontującego, który wycenia wszystkie wypłaty (*payoff*) zgodnie z $p = E(mx)$, możliwe jest wtedy i tylko wtedy, gdy funkcjonuje prawo jednej ceny.

²⁶ Przy założeniu, że wypłaty mają skończone drugie momenty.

wyceniający rynek powinien mieć wartość oczekiwaną dodatnią oraz bliską 1. Jeśli wartość oczekiwana m_{t+1} jest wartością ujemną, wówczas wskazuje to, że nie jest spełnione założenie odnośnie braku arbitrażu [Hansen, Heaton, Luttmer, 1995].

Obustronne podzielenie (3.1) przez cenę waloru p_t pozwala na zapisanie modelu wyceny waloru jako równania Eulera w postaci:

$$E_t[m_{t+1}R_{t+1}] = 1 \quad (3.2)$$

gdzie R_{t+1} jest stopą zwrotu brutto waloru.

Jeśli na rynku istnieje walor wolny od ryzyka²⁷, wówczas przedmiotem wyceny mogą być nadwyżki stóp zwrotu waloru [Wickens, 2008, s. 236]. Wartość oczekiwana zdyskontowanej nadwyżki stopy zwrotu jest równa zero w warunkach równowagi rynku kapitałowego:

$$E_t[m_{t+1}(R_{t+1} - R_{ft+1})] = 0 \quad (3.3)$$

Jeśli w wyrażeniu (3.2) wykorzystane zostaną stopy zwrotu netto waloru, wówczas wartość oczekiwaną stopy zwrotu można zapisać w postaci:

$$E_t[r_{t+1} - r_{ft+1}] = -\frac{\text{cov}_t(m_{t+1}, r_{t+1} - r_{ft+1})}{E_t[m_{t+1}]} \quad (3.4)$$

Zamieniając wartość oczekiwaną stochastycznego czynnika dyskontującego na odwrotność stopy zwrotu waloru wolnego od ryzyka, otrzymujemy:

$$E_t[r_{t+1} - r_{ft+1}] = -(1 + r_{ft+1}) \cdot \text{cov}_t(m_{t+1}, r_{t+1} - r_{ft+1}) \quad (3.5)$$

Powyższe wyrażenie (3.5) stanowi warunek braku arbitrażu, który wszystkie poprawnie wycenione walory muszą spełniać. Określa on jednocześnie, jaka jest wysokość oczekiwanej dodatkowej stopy zwrotu za podjęcie ryzyka inwestowania w dany walor [Smith, Wickens, 2002].

²⁷ Prawdłowo określony SDF powinien być odwrotnością wartości waloru wolnego od ryzyka.

Zagadnienie ryzyka w modelu wyceny SDF wynika z klasycznego założenia, że inwestor oczekuje dodatkowej rekompensaty za podjęcie ryzyka inwestowania w walory. Implikuje to, że w procesie wyceny przyszłe, nieznane wartości wypłaty (x_{t+1}) związane z danym walorem powinny być dodatnio skorelowane ze wzrostem konsumpcji inwestora. Ceny walorów kupowanych w okresie bieżącym powinny być na tyle niskie, aby skompensować inwestorowi ryzyko, jakie podejmuje w związku z odłożeniem bieżącej konsumpcji na okres przyszły. Ryzyko pojawia się wówczas, gdy m_{t+1} ma dużą wartość, natomiast stopa zwrotu brutto waloru niską, a inwestor charakteryzuje się awersją wobec ryzyka.

W świetle teorii stochastycznego czynnika dyskontującego oczekiwana stopa zwrotu dowolnego waloru w okresie $t+1$ jest iloczynem stopy zwrotu wolnej od ryzyka i kowariancji stopy zwrotu waloru z czynnikiem dyskontującym, co oznacza, że są one proporcjonalne do kowariancji stopy zwrotu waloru z czynnikiem dyskontującym. W wypadku, gdy nadwyżka stopy zwrotu jest dodatnia, wówczas kowariancja czynnika dyskontującego i stopy zwrotu z waloru musi być ujemna. Kowariancja rośnie więc w wypadku, gdy niskim stopom zwrotu towarzyszy wysoka wartość stochastycznego czynnika dyskontującego [Wickens, 2008]. Korygowanie stopy zwrotu z waloru o ryzyko z nim związane ma związek z faktem, że krańcowa użyteczność konsumpcji zmniejsza się wraz ze wzrostem konsumpcji. Wielkość tej kompensaty wynika z natężenia awersji inwestora do niepewności konsumpcji w okresach następnych. Inwestor z awersją do ryzyka oczekuje dodatniej premii za podjęcie ryzyka i z tego założenia wynika, że wysoko wyceniane są aktywa, których wypłaty są ujemnie skorelowane z konsumpcją, ponieważ zmniejszają jej zmienność. Walory mają wysoki zwrot, gdy konsumpcja jest niska. Natomiast nisko wyceniane są walory, których wypłaty są dodatnio skorelowane z konsumpcją, ponieważ wywołują wzrost zmienności konsumpcji. Mechanizm wyceny wynika z powiązania wysokich zwrotów z wysoką konsumpcją i niskiej

konsumpcji z niskim zwrotem z walorów [Cochrane, 2005]. Występująca we wzorach kowariancja wskazuje, że z punktu widzenia inwestora, dla którego najważniejsza jest stałość konsumpcji w kolejnych okresach, większe znaczenie ma współzależność między wypłatami z posiadanych przez niego walorów i stochastycznym czynnikiem dyskontującym niż ich indywidualne wariacje określające poziom ryzyka.

3.2. Metoda badania

Modele wyceny zgodne z teorią stochastycznego czynnika dyskontującego opisują ceny walorów za pomocą iloczynu wypłaty i stochastycznego czynnika dyskontującego m_{t+1} . Jeśli model wyceny jest właściwym procesem generowania danych (*data generating process*, DGP), wówczas m_{t+1} właściwie wycenia ryzykowne walory. Bardzo często w wycenie walorów za pomocą stochastycznego czynnika dyskontującego stosuje się klasyczne wieloczynnikowe modele wyceny, których zadaniem jest aproksymacja nieobserwowalnego m_{t+1} .

Naturalną aproksymacją modelu stochastycznego czynnika dyskontującego są powszechnie stosowane w procesie wyceny walorów modele wieloczynnikowe²⁸. Używa się ich jako procesów generujących stopy zwrotu walorów, a ich konstrukcja umożliwia uwzględnienie w procesie wyceny struktury wariancji i kowariancji stóp zwrotu walorów. Modele wieloczynnikowe umożliwiają także dekompozycję ryzyka stopy zwrotu na dwie części: pierwszą, wynikającą z oddziaływania czynników związanych z ryzykiem systematycznym i drugą, związaną z ryzykiem specyficznym danego waloru czy też portfela [Connor, Korajczyk, 2010]. Ogólna postać procesu generującego stopy zwrotu wyrażona w postaci modelu czynnikowego jest następująca:

²⁸ Proces estymacji i weryfikacji modeli wyceny walorów skupia się na odpowiedzi na cztery podstawowe pytania: jak oszacować parametry modelu [Lozano, Rubio, 2011], czy ich interpretacja ma sens ekonomiczny, jaka jest właściwa postać szacowanego modelu uwzględniająca wybrane podejście do wyceny oraz jak ma się ona do założeń wynikających z teoretycznych podstaw modeli wyceny.

$$r = F \cdot \beta + \xi \quad (3.5)$$

gdzie: r – macierz stóp zwrotu walorów ($T \times n$), F – macierz realizacji losowych czynników ($T \times K$), β – wektor parametrów strukturalnych tzw. ładunków czynnikowych ($K \times n$), ξ – macierz składników losowych walorów ($T \times n$).

Szeregi czasowe realizacji czynników f_t muszą istnieć oraz posiadać własność stacjonarności, opisywaną przez momenty bezwarunkowe, ponadto między źródłami ryzyka systematycznego i specyficznego nie powinny występować zależności²⁹. Natomiast empiryczna struktura modelu związana z jego ekonomiczną interpretacją wymaga, aby ryzyka specyficzne poszczególnych walorów były wzajemnie niezależne oraz miały kowariancje stałe w czasie [Zivot, Wang, 2006].

W procesie estymacji modeli wieloczynnikowych niezbędne są informacje odnośnie realizacji czynników będących zmiennymi objaśniającymi modelu. Występują trzy typowe zestawy tych zmiennych: modele z czynnikami makroekonomicznymi, modele z czynnikami fundamentalnymi i modele z czynnikami statystycznymi³⁰. W niniejszym opracowaniu wykorzystano podejście wskazane jako pierwsze, tj. modele z czynnikami

²⁹ W pierwotnej wersji projektowanego badania autorzy zakładali wykorzystanie falek, które przeznaczone są do analizy szeregów niestacjonarnych. Rozważana we wstępnym projekcie badania transformacja falkowa jest rodzajem analizy czasowo-częstotliwościowej. Umożliwia jednocześnie przedstawienie czasowych oraz częstotliwościowych własności sygnałów w szeregu czasowym i prowadzi do ich aproksymacji poprzez wyodrębnienie elementów strukturalnych. Autorzy badania napotkali ograniczenie w możliwości zastosowania tego podejścia wynikające z dostępności jedynie krótkich szeregów czasowych, podczas gdy proponowana analiza falkowa wymaga dużej ilości obserwacji (skala diadyczna), co czyni badanie na obecnie dostępnych szeregach czasowych bezcelowym.

³⁰ W modelach z czynnikami makroekonomicznymi znane są szeregi czasowe zmiennych objaśniających, co umożliwia estymację wartości parametrów strukturalnych za pomocą regresji szeregów czasowych. W modelach czynnikowych wartości czynników nie są obserwowalne, dane są natomiast wartości parametrów strukturalnych stanowiące charakterystyki portfela w danym okresie. W oparciu o regresję przekrojową wyznacza się wartość realizacji czynników na dany okres. W ostatnim, trzecim typie modeli z czynnikami statystycznymi nie są obserwowalne ani szeregi czasowe czynników, ani wartości parametrów strukturalnych. Dostępne są jedynie szeregi czasowe stóp zwrotu walorów lub portfeli, ze zbioru których czynniki wyodrębnia się za pomocą analizy czynnikowej. Wskazać należy także modele hybrydowe, uwzględniające różne kombinacje modeli klasycznych.

makroekonomicznymi potencjalnie objaśniającymi kształtowanie się stóp zwrotu walorów. Dużą zaletą tego typu modeli wyceny jest możliwość bezpośredniej interpretacji ekonomicznej uzyskanych wyników, jednocześnie jako wadę wskazać należy problem doboru zmiennych makroekonomicznych [Shanken, Weinstein, 2006].

Czynniki makroekonomiczne są zmiennymi, dla których dostępne są szeregi czasowe, co umożliwia oszacowanie zarówno parametrów modelu, jak i macierzy kowariancji. Współczynnik determinacji R^2 oszacowanego modelu jest miarą części (odsetka) ryzyka rynkowego, a współczynnik zbieżności $(1-R^2)$ ryzyka specyficznego, $\hat{\sigma}_i$, jest miarą przeciętnej wielkości ryzyka specyficznego waloru. W wieloczynnikowych modelach wyceny wartość oczekiwana stopy zwrotu waloru jest liniową funkcją premii oczekiwanej za podjęte ryzyko związane z danym czynnikiem oraz ceny jego ryzyka. Każdy z czynników ryzyka występujących w modelu charakteryzuje się indywidualną wartością oczekiwaną μ i wariancją σ^2 . W rzeczywistości stopy zwrotu często nie spełniają założenia o *i.i.d.* (łącznie niezależnych rozkładach normalnych). Ich szeregi czasowe wykazują zwykle: warunkową heteroskedastyczność, autokorelację i brak rozkładu normalnego. W tej sytuacji konieczne jest zastosowanie metody estymacji odpornej na wymienione zjawiska.

Uogólniona metoda momentów (GMM) zaproponowana przez Hansena umożliwia szacowanie modeli, w których szeregi czasowe zmiennych charakteryzują powyższe własności [Hansen, 1982, s. 646–660]. Metoda GMM jest wysoce użyteczna w wypadku empirycznej weryfikacji teoretycznych modeli zjawisk finansowych, głównie dlatego, że nie wymaga spełnienia rygorystycznych i często niemożliwych do spełnienia założeń, takich jak wspomniane już założenie odnoszące się do niezależności rozkładów stóp zwrotu walorów. Estymator GMM łączy w sobie zalety wielu estymatorów, umożliwia ich porównanie i ocenę. Jednocześnie, z uwagi na „jedynie”

asymptotyczną efektywność, zastosowanie ma w wypadku dużych prób, jakkolwiek użyteczność estymatora GMM wynika również z tego, że głównym celem większości estymacji są proste funkcje momentów [Johnston, DiNardo, 1997, s. 329].

3.3. Wyniki estymacji modeli SDF

Model SDF oszacowano dla rentowności 5-letnich i 10-letnich obligacji skarbowych: polskich, czeskich, rumuńskich i węgierskich. Wybór wskazanych krajów podyktowany jest kompletnością zgromadzonych danych do modelu dla wskazanych krajów. W badaniu wykorzystano dane kwartalne, pomimo że taka częstotliwość danych w pewnym stopniu eliminuje z szeregów czasowych czynników okresowo zmieniającą się wariancję, ale jednocześnie umożliwia wykorzystanie w modelu zarówno danych finansowych, jak i makroekonomicznych³¹.

W procesie estymacji modelu SDF niezbędne jest określenie trzech podstawowych grup wykorzystywanych zmiennych: czynników ryzyka, walorów prymitywnych oraz waloru wolnego od ryzyka. W zaprojektowanym badaniu wykorzystano podejście, w którym stochastyczny czynnik dyskontujący jest liniową funkcją czynników. Jako funkcje stochastycznego czynnika dyskontującego zastosowano modele, które różniły się między sobą zestawami czynników wyceniających. Zestawy czynników tworzone były w oparciu o wyjściowy zbiór utworzony przez następujące zmienne³²: *awersja*, *bidask*, *cagdp*, *caresvs*, *cds*, *cpi*, *crisk*, *debt*, *deficit*, *growth*, *openess*, *iip*, *iipnetto*, *urate*.

³¹ Podstawowym problemem modelowania zjawisk zachodzących na rynkach finansowych jest fakt, że specyfika szeregów makroekonomicznych w postaci danych kwartalnych lub rocznych jest zupełnie inna i nieadekwatna do specyfiki zjawisk zachodzących na rynku finansowym. Jedną z prób rozwiązania tego problemu jest zastosowanie modelu MIDAS proponowane w dalszej części niniejszego opracowania.

³² Wszystkie zmienne zostały dostosowane do częstotliwości kwartalnej.

Zbiór walorów prymitywnych³³, określanych także jako walory bazowe czy też referencyjne, powinien zawierać walory będące dostępną alternatywą wycenianego waloru zarówno dla inwestorów indywidualnych jak i zarządzających portfelami inwestorów instytucjonalnych³⁴. Wybór zbioru walorów prymitywnych powinien odzwierciedlać charakterystykę wycenianego waloru: poziom oczekiwanej stopy zwrotu, ekspozycję na ryzyko, długość horyzontu inwestycyjnego. Ma to istotne znaczenie ze względu na fakt, że wybór walorów prymitywnych determinuje parametry strukturalne w procesie generującym wartości stochastycznego czynnika dyskontującego. W prowadzonym badaniu jako walory prymitywne w procesie estymacji modeli wykorzystano dwa zbiory zmiennych. Pierwszy zbiór walorów prymitywnych stanowiły obligacje 5- i 10-letnie wszystkich krajów uwzględnionych w badaniu (tabela Z1.1 w załączniku). Drugi zbiór walorów prymitywnych utworzyło 10 indeksów EMBI J.P. Morgan (P1–P9, tabela Z 1.2 w załączniku).

Modele SDF szacowane były dla dwóch różnych walorów wolnych od ryzyka. Jednym był walor wolny od ryzyka określony dla danego kraju. I tak dla Polski był to średni ważony zysk z bonów skarbowych, dla Czech i Węgier – stopa dochodowości 3-miesięcznych bonów skarbowych, natomiast dla Rumunii – stopa dochodowości 6-miesięcznych bonów skarbowych. Jako drugi walor wolny od ryzyka przyjęto wspólnie dla wszystkich krajów rentowność skarbowych obligacji (odpowiednio 5- lub 10-letnich) niemieckich. Przyjęcie dwóch różnych walorów wolnych od ryzyka do modelowania dwóch wybranych do badania rentowności obligacji pozwoliło dla każdego z krajów oszacować po 4 warianty modelu SDF (model rentowności 5-letnich obligacji z krajowym

³³ Inwestor może użyć walorów prymitywnych do utworzenia portfeli o różnej strukturze i takich samych oczekiwanych stopach zwrotu (portfele posiadające własności replikowalności) [Ingersoll, 1987, s. 25].

³⁴ Farnsworth i in. [2002] zastosowali: 9 prymitywnych walorów: krótkookresowy walor wolny od ryzyka, zwroty dwóch długookresowych obligacji, 6 portfeli akcyjnych (naśladujące duże spółki, małe spółki, wartości, wzrostu, momentum i kontrariańska strategia), Ayadi i Kryzanowski [2005] zastosowali: szeroki indeks obligacji, indeks obligacji skarbowych, indeks obligacji korporacyjnych/przedsiębiorstw; Bessler i in. [2009] zastosowali 10 niemieckich indeksów sektorowych.

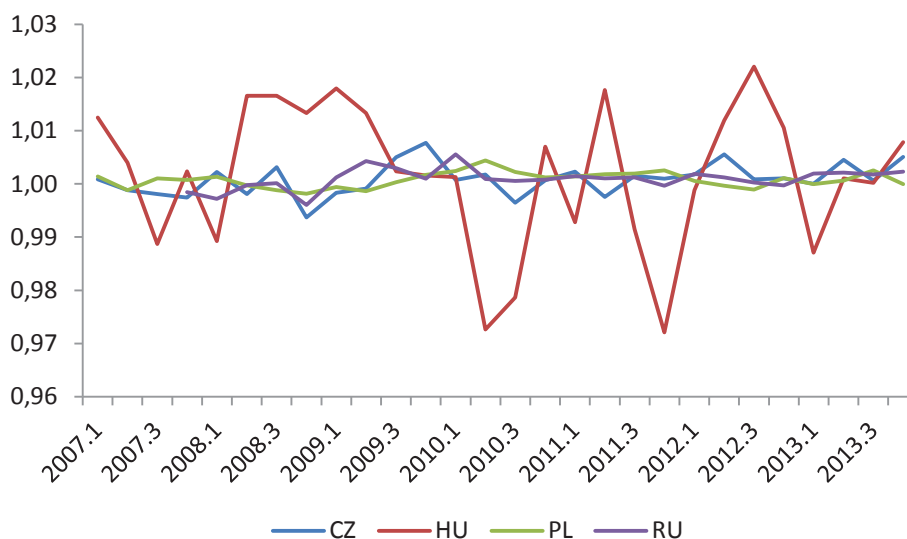
walorem wolnym od ryzyka, model rentowności 10-letnich obligacji z krajowym walorem wolnym od ryzyka, model rentowności 5-letnich obligacji z 5-letnią obligacją niemiecką jako walorem wolnym od ryzyka, model rentowności 10-letnich obligacji z 10-letnią obligacją niemiecką jako walorem wolnym od ryzyka).

Celem tej części badania była identyfikacja czynników determinujących rentowność obligacji. Realizacja tak postawionego celu wymaga z jednej strony sprawdzenia, czy wskazywane w literaturze czynniki cały czas zachowują ważność, z drugiej natomiast skłania do poszukiwania nowych czynników, które w naturalny sposób pojawiają się wraz z rozwojem gospodarczym i związanym z tym rozwojem rynków finansowych. Organizacja badania polegała na estymacji za pomocą GMM modeli SDF dla wszystkich możliwych kombinacji zestawów czynników oraz zestawów walorów prymitywnych dla danego wariantu modelu (wg rentowności obligacji oraz wyrazu wolnego). Z otrzymanego zbioru oszacowanych modeli wybrane zostały te, dla których spełnione zostały następujące kryteria:

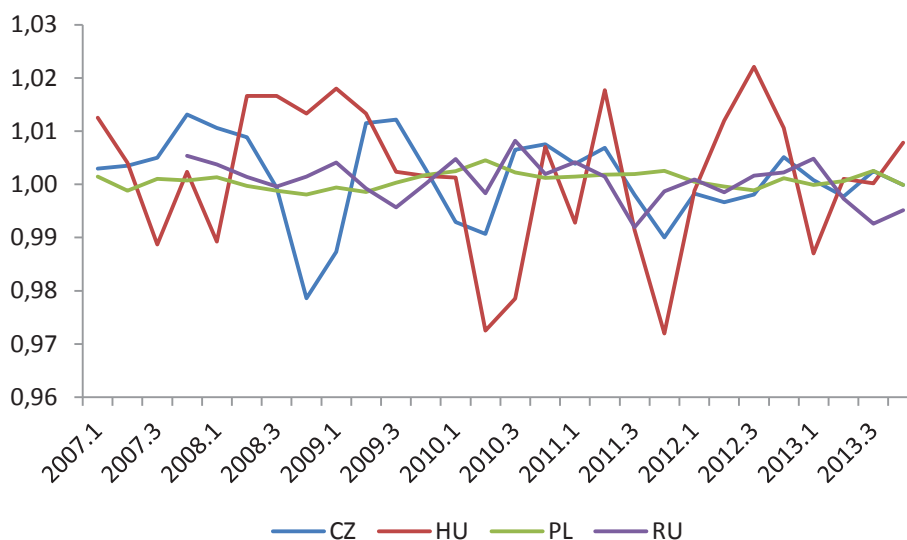
- przeprowadzona została pozytywna weryfikacja poprawności specyfikacji modelu za pomocą statystyki poprawności specyfikacji modelu J;
- rozkład oszacowanych wartości SDF charakteryzował się własnościami rozkładu normalnego, co weryfikowane było za pomocą klasycznej statystyki JB (Jarque–Bera);
- oszacowane wartości parametrów strukturalnych w regresji stochastycznego czynnika dyskontującego były statystycznie istotne co najmniej dla poziomu istotności 0,1.

Na rysunkach 4–7 przedstawiono wartości SDF dla najlepszego modelu (wśród 10 wybranych) w każdym z analizowanych czterech wariantów. Największy zakres wahań w modelach dla 5-letnich obligacji obserwujemy dla Węgier, zdecydowanie mniejsze wahania obserwujemy dla pozostałych trzech krajów (rysunki 4 i 6). W modelach obligacji 10-letnich największy zakres wahań obserwujemy w modelu pierwszym dla Czech i Węgier (rysunek 5), natomiast

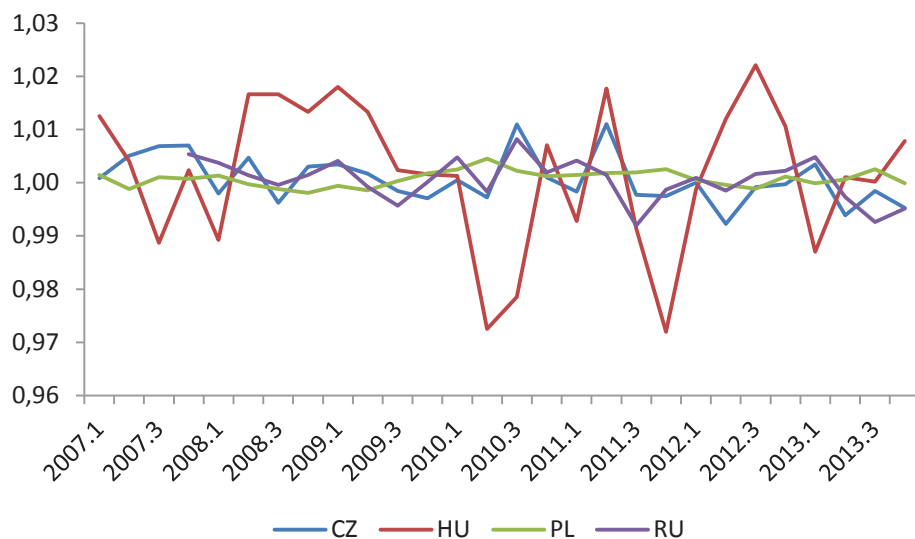
w drugim modelu z obligacją niemiecką jako walorem wolnym od ryzyka – dla Polski i Węgier (rysunek 7).



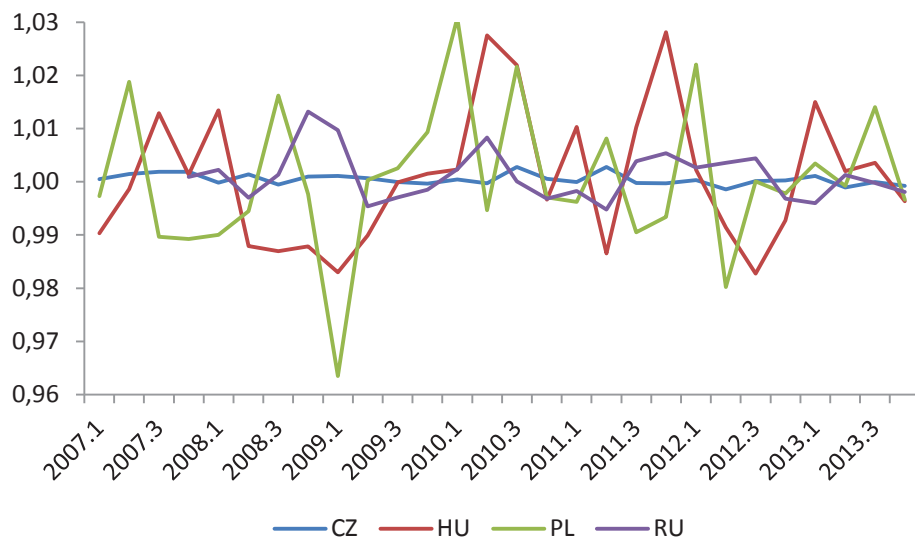
Rysunek 4. Oszacowane wartości SDF najlepszego modelu dla 5-letnich obligacji z walorem wolnym od ryzyka danego kraju
Źródło: Opracowanie własne.



Rysunek 5. Oszacowane wartości SDF najlepszego modelu dla 10-letnich obligacji z walorem wolnym od ryzyka danego kraju
Źródło: Opracowanie własne.



Rysunek 6. Oszacowane wartości SDF najlepszego modelu dla 5-letnich obligacji z 5-letnią obligacją niemiecką jako walorem wolnym od ryzyka
Źródło: Opracowanie własne.



Rysunek 7. Oszacowane wartości SDF najlepszego modelu dla 10-letnich obligacji z 10-letnią obligacją niemiecką jako walorem wolnym od ryzyka
Źródło: Opracowanie własne.

W tabelach 5–8 przedstawiono wyniki estymacji modeli SDF za pomocą GMM dla wybranych czterech krajów. We wszystkich prezentowanych modelach specyfikacja modelu jest poprawna, stochastyczny czynnik dyskontujący ma rozkład normalny, a parametry strukturalne przy czynnikach ryzyka są statystycznie istotnie różne od zera (co najmniej dla poziomu istotności 0,1).

Jako czynniki ryzyka (tabela 5) dla rentowności obligacji 5-letnich dla Polski zidentyfikowano: płynność (*bidask*), apetyt na ryzyko (*awersja*), wskaźnik deficytu na rachunku bieżącym do stanu rezerw walutowych (*caresvs*), zmienność kursu walutowego (*fxs*) oraz międzynarodową pozycję inwestycyjną brutto (*iip*). Jako walory prymitywne dla powyższych czynników ryzyka w modelu SDF wskazać można rentowność obligacji 5-letnich Bułgarii, Czech, Węgier i Stanów Zjednoczonych oraz rentowność obligacji 10-letnich Czech, Litwy i Niemiec. Wśród czynników ryzyka dla rentowności obligacji 10-letnich powtórzyły się takie czynniki ryzyka jak: płynność (*bidask*), apetyt na ryzyko (*awersja*), wskaźnik deficytu w rachunku bieżącym do stanu rezerw walutowych (*caresvs*) oraz zmienność kursu walutowego (*fxs*). Pojawił się także nowy czynnik ryzyka, jakim jest otwartość handlowa (*openess*). Zestaw walorów prymitywnych był analogiczny jak dla rentowności obligacji 5-letnich z rentownością bonów skarbowych jako walorów wolnych od ryzyka, tj. rentowność 5-letnich obligacji Niemiec i Węgier oraz rentowność 10-letnich obligacji Czech i Litwy.

Tabela 5. Wyniki estymacji modeli SDF dla rentowności Polski

Zmienna	Parametr	SE	Z	P> z	Low95%	High95%	Walory prymitywne
Rentowność obligacji 5Y							
stała	307,210	929,560	0,330	0,741	-1514,694	2129,114	cz10y
<i>bidask</i>	-46,195	19,488	-2,370	0,018	-84,391	-7,999	hu5y
<i>caresvs</i>	2,624	1,325	1,980	0,048	0,027	5,221	lt10y
<i>fxs</i>	1,139	0,231	4,931	0,000	0,686	1,592	de5y
J = 0,345 [0,557]							
Rentowność obligacji 5Yde							
stała	2828,700	1125,600	2,513	0,012	622,565	5034,835	cz5y
<i>bidask</i>	-0,574	0,209	-2,746	0,006	-0,984	-0,164	bg5y
<i>awersja</i>	-2255,400	433,840	-5,199	0,000	-3105,711	-1405,089	de10y

<i>iip</i>	1,399	0,343	4,079	0,000	0,727	2,071	<i>us5y</i>
$J = 0,344 [0,558]$							
Rentowność obligacji 10Y							
<i>stała</i>	1049,100	1109,200	0,946	0,344	-1124,892	3223,092	<i>cz10y</i>
<i>bidask</i>	-42,098	19,959	-2,109	0,035	-81,217	-2,979	<i>hu5y</i>
<i>caresvs</i>	2,232	1,307	1,708	0,088	-0,330	4,794	<i>lt10y</i>
<i>fxs</i>	1,169	0,169	6,917	0,000	0,838	1,500	<i>de5y</i>
$J = 0,167 [0,683]$							
Rentowność obligacji 10Yde							
<i>stała</i>	-1638,400	735,740	-2,227	0,026	-3080,424	-196,376	<i>cz10y</i>
<i>bidask</i>	-0,626	0,233	-2,687	0,007	-1,083	-0,169	<i>hu5y</i>
<i>awersja</i>	73,033	90,754	-2,687	0,007	-1,083	-0,169	<i>lt10y</i>
<i>openess</i>	0,662	0,315	0,805	0,421	-104,842	250,908	<i>de5y</i>
$J = 0,293 [0,589]$							

Źródło: Obliczenia własne wykonane w pakiecie R.

Czynniki ryzyka dla rentowności 5-letnich obligacji czeskich (tabela 6), które okazały się statystycznie istotne to: płynność (*bidask*), apetyt na ryzyko (*awersja*), międzynarodowa pozycja inwestycyjna (*iipnetto*) oraz otwartość handlowa (*openess*). Jako walory prymitywne dla powyższych czynników ryzyka w modelu SDF wskazać można rentowność 5-letnich obligacji węgierskich i niemieckich oraz rentowność 10-letnich obligacji wyemitowanych przez rządy Litwy, Niemiec, Polski i Węgier. Wśród czynników ryzyka dla rentowności obligacji 10-letnich powtórzyły się trzy czynniki ryzyka: płynność (*bidask*), apetyt na ryzyko (*awersja*) oraz otwartość handlowa (*openess*). Zestaw walorów prymitywnych był dość podobny jak dla rentowności obligacji 5-letnich, tj. rentowność 5-letnich obligacji Niemiec i Węgier oraz rentowność 10-letnich obligacji Litwy i Polski.

Tabela 6. Wyniki estymacji modeli SDF dla rentowności Czech

Zmienna	Parametr	SE	Z	P> z	Low95%	High95%	Walory prymitywne
Rentowność obligacji 5Y							
<i>stała</i>	-294,270	1361,700	-0,216	0,829	-2963,153	2374,613	<i>pl10</i>
<i>bidask</i>	-0,530	0,192	-2,760	0,006	-0,906	-0,154	<i>hu5y</i>
<i>awersja</i>	-50,321	61,421	-0,819	0,413	-170,704	70,062	<i>lt10</i>
<i>iipnetto</i>	1,308	0,519	2,520	0,012	0,291	2,325	<i>de5y</i>
$J = 0,123 [0,726]$							

Rentowność obligacji 5Yde							
stała	-683,870	227,850	-3,001	0,003	-1130,448	-237,292	pl10
bidask	-0,577	0,115	-5,017	0,000	-0,802	-0,352	hu5y
awersja	-15,454	8,707	-1,775	0,076	-32,519	1,611	lt10
openess	1,406	0,294	4,782	0,000	0,830	1,982	de10y
J = 0,331 [0,565]							
Rentowność obligacji 10Y							
stała	-818,880	227,850	-3,594	0,000	-1265,458	-372,302	pl10
bidask	-0,577	0,115	-5,017	0,000	-0,802	-0,352	hu5y
awersja	-15,454	8,707	-1,775	0,076	-32,519	1,611	lt10
openess	1,406	0,208	6,760	0,000	0,998	1,814	de5y
J = 0,749 [0,387]							
Rentowność obligacji 10Yde							
stała	-757,370	255,730	-2,962	0,003	-1258,592	-256,148	pl10
bidask	-0,603	0,123	-4,902	0,000	-0,844	-0,362	hu5y
awersja	-17,026	10,089	-1,688	0,091	-36,800	2,748	lt10
openess	1,425	0,316	4,509	0,000	0,806	2,044	de5y
J = 0,421 [0,517]							

Źródło: Obliczenia własne wykonane w pakiecie R.

Wśród czynników ryzyka (tabela 7) dla rentowności 5-letnich obligacji Rumunii, które okazały się statystycznie istotne, wskazać należy analogicznie do Polski i Czech: apetyt na ryzyko (*awersja*), otwartość handlową (*openess*) oraz zmienność kursu walutowego. Obok wymienionych powyżej czynników ryzyka w wypadku Rumunii pojawiło się ryzyko niewypłacalności (*cds*) oraz ryzyko zmiany stopy bezrobocia (*urate*). Jako walory prymitywne dla powyższych czynników ryzyka w modelu SDF wskazać można rentowność obligacji 5-letnich: Bułgarii, Polski, Stanów Zjednoczonych, Węgier i Wielkiej Brytanii oraz rentowność obligacji 10-letnich Litwy i Niemiec. Czynniki ryzyka dla rentowności obligacji 10-letnich Rumunii różniły się między sobą w zależności od wybranego waloru wolnego od ryzyka. W wariacie modelu z dochodowością 6-miesięcznych bonów skarbowych było to ryzyko zmienności kursu walutowego (*fxs*) oraz deficyt w rachunku bieżącym do stanu rezerw walutowych (*caresvs*), natomiast w wersji modelu z rentownością 10-letnich obligacji niemieckich jako waloru wolnego od ryzyka były to odpowiednio apetyt na ryzyko (*awersja*) oraz międzynarodowa pozycja inwestycyjna brutto (*iip*). Zestaw walorów

prymitywnych dla obu wariantów modelu SDF składał się jedynie z rentowności obligacji 5-letnich: Bułgarii, Niemiec, Polski, Stanów Zjednoczonych, Węgier i Wielkiej Brytanii.

Tabela 7. Wyniki estymacji modeli SDF dla rentowności Rumunii

Zmienna	Parametr	SE	Z	P> z	Low95%	High95%	Walory prymitywne
Rentowność obligacji 5Y							
stała	0,791	3,300	0,240	0,811	-5,677	7,259	<i>bg5y</i>
<i>cds</i>	-0,452	0,216	-2,093	0,036	-0,875	-0,029	<i>pl5y</i>
<i>awersja</i>	-49,449	27,092	-1,825	0,068	-102,548	3,650	<i>de10y</i>
<i>openess</i>	1,595	0,245	6,510	0,000	1,115	2,075	<i>us5y</i>
J = 0,034 [0,853]							
Rentowność obligacji 5Yde							
stała	-0,278	0,335	-0,830	0,407	-0,935	0,379	<i>pl5y</i>
<i>awersja</i>	-145,620	37,464	-3,887	0,000	-219,048	-72,192	<i>hu5y</i>
<i>urate</i>	2,241	2,446	0,916	0,360	-2,553	7,035	<i>lt10y</i>
<i>fxs</i>	1,014	0,219	4,630	0,000	0,585	1,443	<i>uk5y</i>
J = 0,516 [0,473]							
Rentowność obligacji 10Y							
stała	0,373	6,052	0,062	0,951	-11,489	12,235	<i>bg5y</i>
<i>caresvs</i>	-1,004	0,167	-6,012	0,000	-1,331	-0,677	<i>pl5y</i>
<i>fxs</i>	1,060	0,367	2,888	0,004	0,341	1,779	<i>de5y</i>
							<i>us5y</i>
J = 1,732 [0,421]							
Rentowność obligacji 10Yde							
stała	-0,139	0,171	-0,813	0,416	-0,474	0,196	<i>hu5y</i>
<i>awersja</i>	-9,522	3,826	-2,489	0,013	-17,021	-2,023	<i>uk5y</i>
<i>iip</i>	1,099	0,273	4,026	0,000	0,564	1,634	<i>us5y</i>
J = 0,293 [0,589]							

Źródło: Obliczenia własne wykonane w pakiecie R.

Wyniki estymacji modeli SDF (tabela 8) dla rentowności 5-letnich obligacji węgierskich wykazały, że czynniki, które okazały się statystycznie istotne, to: otwartość handlowa (*openess*), deficyt w rachunku bieżącym do stanu rezerw walutowych (*caresvs*) oraz międzynarodowa pozycja inwestycyjna brutto (*iip*). Jako walory prymitywne dla powyższych czynników ryzyka w modelu SDF wskazać można rentowność obligacji 5-letnich: Bułgarii, Polski, Litwy, Niemiec i Stanów Zjednoczonych oraz rentowność 10-letnich obligacji niemieckich.

Czynniki ryzyka dla rentowności obligacji 10-letnich w wypadku Węgier, analogicznie jak dla Rumunii, różniły się między sobą w zależności od tego, jaki wybrano walor wolny od ryzyka. W wariancie modelu z dochodowością 3-miesięcznych bonów skarbowych były to ryzyko płynności (*bidask*) oraz deficyt w rachunku bieżącym do stanu rezerw walutowych (*caresvs*), natomiast w wersji modelu z rentownością 10-letnich obligacji niemieckich jako waloru wolnego od ryzyka były to ryzyko niewypłacalności (*cds*) oraz międzynarodowa pozycja inwestycyjna netto (*iipnetto*). Zestaw walorów prymitywnych składał się z rentowności obligacji 5-letnich Polski i Stanów Zjednoczonych oraz rentowności obligacji 10-letnich Bułgarii, Litwy i Stanów Zjednoczonych.

Tabela 8. Wyniki estymacji modeli SDF dla rentowności Węgier

Zmienna	Parametr	SE	Z	P> z	Low95%	High95%	Walory prymitywne
Rentowność obligacji 5Y							
<i>stała</i>	-4,752	0,702	-6,769	0,000	-6,128	-3,376	<i>pl5y</i>
<i>openess</i>	-23,849	1,277	-18,676	0,000	-26,352	-21,346	<i>de5y</i>
<i>caresvs</i>	1,060	0,010	106,000	0,000	1,040	1,080	<i>us5y</i>
J = 1,264 [0,266]							
Rentowność obligacji 5Yde							
<i>stała</i>	-1,385	2,892	-0,479	0,632	-7,053	4,283	<i>lt5y</i>
<i>iip</i>	10,236	5,190	1,972	0,049	0,064	20,408	<i>de10y</i>
<i>caresvs</i>	1,254	0,317	3,956	0,000	0,633	1,875	<i>us5y</i>
J = 2,322 [0,128]							
Rentowność obligacji 10Y							
<i>stała</i>	397,780	198,730	2,002	0,045	8,276	787,284	<i>pl5y</i>
<i>bidask</i>	-21,596	9,138	-2,363	0,018	-39,506	-3,686	<i>lt10y</i>
<i>caresvs</i>	0,969	0,096	10,094	0,000	0,781	1,157	<i>us5y</i>
J = 1,249 [0,264]							
Rentowność obligacji 10Yde							
<i>stała</i>	-2,486	3,754	-0,662	0,508	-9,844	4,872	<i>pl5y</i>
<i>cds</i>	-3,651	11,131	-0,328	0,743	-25,467	18,165	<i>bg10y</i>
<i>iipnetto</i>	1,006	0,101	9,960	0,000	0,808	1,204	<i>us10y</i>
J = 0,306 [0,580]							

Źródło: Obliczenia własne wykonane w pakiecie R.

4. Determinanty rentowności obligacji skarbowych nowych państw członkowskich Unii Europejskiej – estymacja panelowa

4.1. Wprowadzenie

Od chwili rozpoczęcia się międzynarodowego kryzysu na rynkach finansowych rentowność obligacji skarbowych znacząco wzrosła w szeregu państw członkowskich Unii Europejskiej. Z drugiej strony dane przedstawiane w raportach integracji finansowej przez Europejski Bank Centralny wskazują, że kryzys przyczynił się do zwiększenia zróżnicowania stóp dochodowości w strefie euro [Financial Integration in Europe, 2014].

Wzrost rentowności oraz spreadów wobec niemieckich papierów skarbowych były obserwowane również w grupie nowych państw członkowskich Unii Europejskiej. Także tutaj mamy do czynienia z jednej strony z heterogeniczną reakcją stóp zwrotu aktywów poszczególnych państw, która odzwierciedla inny poziom ryzyka. Z drugiej zaś strony do pewnego stopnia są zauważalne wspólne reakcje na rynku obligacji skarbowych, o czym świadczy chociażby malejący poziom odchylenia standardowego rentowności po 2011 r.

Jak wspomniano wcześniej, grupa nowych państw członkowskich relatywnie rzadziej jest przedmiotem analiz empirycznych w zakresie kształtowania się rentowności obligacji skarbowych. Kryzys na międzynarodowych rynkach finansowych przyczynił się do wzrostu liczby badań, ale głównie koncentrują się one na strefie euro. W niniejszej części opracowania przedstawiono wyniki badania determinant rentowności obligacji skarbowych w latach 2005–2013 dla grupy 9 państw, do której należały: Bułgaria, Czechy, Litwa, Łotwa, Polska, Rumunia, Słowacja, Słowenia oraz Węgry. W tym celu wykorzystano analizę panelową, która pozwala na zwiększenie efektywności estymacji³⁵. Wyznaczenie wspólnych determinant dla grupy nowych państw członkowskich jest naturalnym elementem badania rentowności obligacji

³⁵ Dyskusję o zaletach stosowania modeli panelowych przeprowadziło wielu autorów również na gruncie polskim. Zob. Ciołek, 2004; Dańska-Borsiak, 2011.

skarbowych w sytuacji, gdy analizie podlega grupa państw oraz gdy szereg danych jest stosunkowo krótki. Celem badania była weryfikacja następującej hipotezy: *Kształtowanie się cen i rentowności obligacji skarbowych wskazuje na występowanie współzależności pomiędzy poszczególnymi państwami lub grupami państw.* Wyznaczenie wspólnych czynników (determinant) świadczyć będzie o potwierdzeniu stawianej hipotezy.

4.2. Metoda badania

W badaniu wykorzystano zmienne przedstawione w części 3 niniejszego opracowania. Dobór krajów był determinowany dostępnością danych w wybranym okresie 2005–2013. Analizę przeprowadzono dla danych o częstotliwości kwartalnej. Za zmienną zależną przyjęto odpowiednio rentowność 10-letnich obligacji skarbowych oraz ich spready wobec obligacji niemieckich. Szereg rentowności 10-letnich obligacji skarbowych pochodził z bazy danych Europejskiego Banku Centralnego. W grupie potencjalnych determinant znalazły się zmienne makroekonomiczne (tj. deficyt budżetowy, stopa wzrostu gospodarczego, stopa inflacji, wielkość zadłużenia, bezrobocie, otwartość handlowa i finansowa, międzynarodowa pozycja inwestycyjna netto, stan rachunku bieżącego bilansu płatniczego) oraz dane finansowe charakteryzujące płynność rynku (spread pomiędzy ceną kupna i sprzedaży obligacji) oraz ryzyko niewypłacalności (stawki swapów CDS). Podobnie jak w badaniu opartym na modelu stochastycznego czynnika dyskontującego w tej części wykorzystano oceny ryzyka kraju publikowane przez ICRG.

Modele panelowe pozwalają na lepsze zrozumienie i dokładniejszy pomiar efektów ekonomicznych, m.in. na uwzględnienie czynników, których nie można ująć bezpośrednio w postaci konkretnych zmiennych ekonomicznych (tzw. efekty indywidualne i okresowe) [Ciołek, 2004]. W badaniach panelowych dotyczących rentowności obligacji skarbowych typowe jest wykorzystywanie modeli z efektami nielosowymi (*fixed effects*, FE) [Poghosyan, 2012]. 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 współrzednymi wektora kointegrującego. Przeprowadzona analiza zmiennych potwierdziła występowanie niestacjonarności w szeregach czasowych, co wobec braku apriorycznej wiedzy odnośnie postaci wektora kointegrującego uniemożliwiło zastosowanie powyższego podejścia.

Ponadto warto zwrócić uwagę, że zastosowanie modeli FE w niniejszym badaniu oznaczałoby wyznaczenie długookresowych determinant rentowności obligacji skarbowych z pominięciem analizy występowania efektów/odchyleń krótkookresowych. Biorąc pod uwagę występowanie w ostatnich latach odchyleń rentowności obligacji skarbowych od ich wartości długookresowych, wynikających m.in. z poszukiwania przez inwestorów bezpiecznych aktywów (problem *safe-haven*) [Poghosyan, 2012], zdecydowano się na zastosowanie podejścia zaproponowanego przez Pesarana, Shina i Smitha [1999].

Estymator PMG (*pooled mean group*) zaproponowany przez wymienionych autorów, wprowadza możliwość jednoczesnej identyfikacji efektów długoterminowych i krótkookresowych w ramach pojedynczej specyfikacji. Zastosowanie PMG pozwala zatem na przeprowadzanie analizy dla szeregów z pierwiastkiem jednostkowym (ogólnie niestacjonarnych). Jest to również dogodna metoda estymacji dla paneli składających się z niedużej liczby państw, które mogą charakteryzować się pewnymi cechami wspólnymi [Alexopoulou i in., 2009]. Szacowaniu podlega wówczas krótkookresowa dynamika zmiennej zależnej oraz długookresowa przy wykorzystaniu mechanizmu korekty błędem (*error correction mechanism*, ECM)³⁶. Zatem dla danych w określonych jednostkach czasu $t = 1, 2, \dots, T$ oraz grupach $i = 1, 2, \dots, N$, gdzie i oznacza poszczególne kraje, należy oszacować dla zmiennej objaśnianej Y model autoregresyjny ARDL($p, q_1, \dots, q_n$) w postaci [Pesaran i in., 1999]:

³⁶ Szerzej: Pesaran i in. [1999]; Asteriou, Hall [2011].

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta'_{ij} x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (4.1)$$

gdzie: $x_{it}(k \times 1)$ jest wektorem zmiennych objaśniających dla danego i , μ_i reprezentuje efekty nielosowe (FE), λ_{ij} jest skalarą parametrów opóźnień zmiennej objaśnianej, δ_{ij} oznacza wektory współczynników o wymiarze $(k \times 1)$.

Równanie powyższe może być zapisane również w postaci [Asteriou, Hall, 2011; Pesaran i in., 1999]:

$$\Delta y_{it} = \theta_i y_{i,t-1} + \beta'_i x_{it} + \sum_{j=0}^{p-1} \gamma_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^{*'} \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (4.2)$$

gdzie β_i oraz θ_i oznaczają odpowiednio parametry długookresowe i relacji mechanizmu korekty błędem (ECM). Dla potwierdzenia występowania mechanizmu dostosowawczego wartości parametru θ_i muszą być ujemne (ogólnie z przedziału $(-1,0)$) i statystycznie istotne. Parametry te świadczą o szybkości dostosowania i powracania do stanu równowagi z okresu na okres.

Przyjęte podejście jest zgodne z Pesaranem i in. [1999] i było stosowane w badaniach determinant rentowności obligacji między innymi prowadzonych przez Poghosyana [2012], Alexopoulou i in. [2009], Afonso i Rault [2012].

Pierwszym etapem procedury badania było przeprowadzenie analizy stopnia integracji zmiennych w celu weryfikacji możliwości stosowania estymatora PMG. W badaniu stacjonarności wykorzystano panelowe wersje testów stacjonarności: Levin, Lin & Chu (LLC), Im, Pesaran & Shin (IPS), oraz dwa testy oparte na teście Fishera autorstwa Maddali, Wu oraz Choi.

Hipoteza zerowa i alternatywna w teście Levina, Lina oraz Chu przyjmują odpowiednio formę: $H_0: \rho = 0$ oraz $H_0: \rho < 0$. Hipoteza zerowa mówi, że wszystkie szeregi w analizowanym przekroju posiadają pierwiastek jednostkowy, tym samym są zintegrowane w stopniu pierwszym $Y \sim I(1)$, a alternatywna jest równoznaczna ze stacjonarnością szeregów $Y \sim I(0)$.

W teście Ima, Pesarana i Shina (IPS) hipoteza zerowa również zakłada występowanie pierwiastka jednostkowego, tym razem dla każdego szeregu. Tym niemniej przyjęta konstrukcja hipotez powoduje, że odrzucenie hipotezy zerowej na rzecz alternatywnej nie jest równoznaczne z brakiem występowania pierwiastka jednostkowego w panelu, lecz informuje o tym, że co najmniej jeden z szeregów panelu jest stacjonarny $I(0)$ [Strzała, 2009]³⁷. Hipotezy w obydwu testach autorstwa Maddali, Wu oraz Choi są tożsame z podejściem testem IPS.

Następnie w celu wyznaczenia zmiennych wchodzących do wektora kointegrującego (analiza długookresowa) zdecydowano się na przeprowadzenie panelowego testu kointegracji Johansena autorstwa Maddali i Wu. W tym podejściu, które jest wzorowane na procedurze Johansena, wykorzystuje się statystykę Fishera. Hipoteza zerowa i alternatywna w teście Maddali i Wu zakładają odpowiednio H_0 – brak istnienia wektora kointegrującego, H_1 istnienie jednego wektora kointegrującego. W przypadku odrzucenia H_0 konieczne jest sprawdzenie możliwości występowania większej liczby wektorów kointegrujących [Strzała, 2012, s. 77].

Zatem na kolejnym etapie, wykorzystując panelowy test kointegracji Johansena, zweryfikowano hipotezę o istnieniu wektora kointegrującego wszystkich potencjalnych zmiennych objaśniających $I(1)$ ze zmienną objaśnianą. Uzyskany wynik wskazywał na możliwość istnienia do ośmiu wektorów kointegrujących. Autorzy uznali, że identyfikacja wszystkich ośmiu możliwych wektorów kointegrujących nie jest celowa (o ile z praktyki nie wynika konieczność poddania w wątpliwość możliwości poprawnej identyfikacji takiej liczby wektorów kointegrujących układu), a uwaga powinna być skupiona jedynie na wspólnych wzorcach zmienności stochastycznej łączącej rentowność obligacji z potencjalnymi zmiennymi objaśniającymi. Dlatego panelowy test kointegracji Johansena powtórzono dla każdej z par zmiennych: rentowność obligacji – potencjalna zmienna objaśniająca. W ten sposób wyodrębniono zbiór

³⁷ Szerzej na temat panelowych testów integracji i kointegracji zob. [Strzała, 2012].

zmiennych objaśniających potencjalnie parami skointegrowanych ze zmienną objaśnianą.

Do równania ECM przyjmowano zmienne, które w teście Johansena wskazywały na możliwe występowanie wektora kointegrującego. Oszacowane za pomocą estymatora PMG modele zostały poddane testom diagnostycznym na występowanie jednorodności wariancji składnika losowego (statystyka Goldfelda–Quandt, GQ)³⁸ oraz normalności rozkładu składnika losowego (statystyka Jarque–Bery, JB). Z kolei analiza autokorelacji składnika losowego została przeprowadzona za pomocą testu Breuscha–Godfrey. Ewentualne potwierdzenie zgodności rozkładu składnika zakłócającego z rozkładem normalnym pozwalało w wiarygodny sposób interpretować wyniki wszelkich testów, poczynwszy od istotności zmiennych, skończywszy na testach diagnostycznych. Ponadto empiryczne potwierdzenie stałości wariancji, jak również autokorelacji zależnej jedynie od odległości między obserwacjami traktowane było jako potwierdzenie stacjonarności składnika zakłócającego, w efekcie umożliwiając interpretację określonych parametrów jako składowych wektora kointegrującego.

4.3. Wyniki estymacji panelowej

Zgodnie z opisaną powyżej procedurą w pierwszej kolejności przeprowadzono testy na występowanie pierwiastka jednostkowego dla wszystkich szeregów panelu, których wyniki przedstawiono w tabeli poniżej. W wypadku poziomów badanych zmiennych, na przyjętym w badaniu 5-procentowym poziomie istotności, nie można odrzucić hipotezy zerowej mówiącej o istnieniu pierwiastka jednostkowego. Wyjątek stanowią tylko szeregi *growth*, *bidask*, *fx*³⁹, *fxvar* oraz *fxstd*, dla których wyniki testów wskazują na stacjonarność. Zgodnie ze sztuką dla zmiennych niestacjonarnych badanie powtórzono dla pierwszych różnic.

³⁸ Przeprowadzono również badanie testem Conovera.

³⁹ Za wyjątkiem ostatniej wersji testu (kolumny 8 i 9).

Tabela 9. Wyniki testów pierwiastka jednostkowego (z wyrazem wolnym)

Zmienna	Levin, Lin & Chu t		Im, Pesaran & Shin W-stat		Maddala, Wu & Choi Fisher ADF		Maddala, Wu & Choi Fisher – PP	
	stat	prob	stat	prob	stat	prob	stat	prob
y10	-0,36836	0,3563	-1,12154	0,1310	21,9369	0,2348	15,6291	0,6184
Δ y10	-11,9641	0,0000	-12,6590	0,0000	162,065	0,0000	170,238	0,0000
y10spread	-1,28252	0,0998	-1,39886	0,0809	23,4034	0,1756	18,0432	0,4528
y10spread ^A	0,04604	0,5184	0,12948	0,5515	14,6092	0,6886	11,2073	0,8854
Δ y10spread	-11,4779	0,0000	-12,0200	0,0000	151,893	0,0000	158,917	0,0000
urate	-4,97871	0,0000	-4,02683	0,0000	53,4326	0,0000	11,4967	0,8721
Δ urate	-3,50652	0,0002	-3,74510	0,0001	48,6609	0,0001	107,181	0,0000
openess	-1,24467	0,1066	-0,65524	0,2562	17,4979	0,4892	11,9158	0,8516
Δ openess	-8,37303	0,0000	-7,50290	0,0000	89,8689	0,0000	96,4039	0,0000
iipnetto	-4,38554	0,0000	-1,90929	0,0281	26,8329	0,0822	28,4563	0,0554
iipnetto ^A	0,22063	0,5873	3,63096	0,9999	6,83366	0,9915	5,62110	0,9975
Δ iipnetto	-10,8495	0,0000	-9,63823	0,0000	124,674	0,0000	153,984	0,0000
Δ iipnetto ^A	-12,6062	0,0000	-11,2457	0,0000	133,947	0,0000	189,081	0,0000
iip ^A	-0,20829	0,4175	1,33636	0,9093	12,8598	0,7998	5,14823	0,9986
Δ iip	-10,7731	0,0000	-9,72353	0,0000	118,663	0,0000	124,921	0,0000
growth	-6,19982	0,0000	-6,59817	0,0000	79,6152	0,0000	88,4590	0,0000
deficit	-0,91646	0,1797	-2,31380	0,0103	43,5446	0,0007	125,289	0,0000
Δ deficit	-7,19140	0,0000	-14,2954	0,0000	155,807	0,0000	259,636	0,0000
debt	-0,15038	0,4402	2,47003	0,9932	27,0537	0,0780	17,8259	0,4672
debt ^A	-2,59766	0,0047	0,13912	0,5553	17,1092	0,5156	14,5177	0,6948
Δ debt	-6,79249	0,0000	-7,08156	0,0000	88,5019	0,0000	136,914	0,0000
crisk	-1,18034	0,1189	-0,34854	0,3637	17,1569	0,5123	14,5388	0,6934
crisk ^A	0,48392	0,6858	0,62871	0,7352	21,2830	0,2654	12,6778	0,8103
Δ risk	-12,6390	0,0000	-11,2478	0,0000	140,361	0,0000	157,943	0,0000
cpi ^A	0,63255	0,7365	-0,34618	0,3646	17,8836	0,4633	8,07379	0,9775
Δ cpi	-5,06887	0,0000	-4,95026	0,0000	59,4479	0,0000	119,760	0,0000
caresvs	0,17656	0,5701	-0,22779	0,4099	25,6452	0,1082	31,7659	0,0234
caresvs ^A	-1,13587	0,1280	-1,30970	0,0951	28,8046	0,0508	32,7660	0,0178
Δ caresvs	-16,4514	0,0000	-19,0362	0,0000	248,459	0,0000	262,427	0,0000
cagdp	-0,54628	0,2924	-0,49109	0,3117	22,8672	0,1957	67,8712	0,0000
cagdp ^A	-3,42982	0,0003	-3,57451	0,0002	45,4960	0,0004	139,385	0,0000
Δ cagdp	-12,8900	0,0000	-15,5833	0,0000	195,505	0,0000	254,156	0,0000
bidask	-1,96720	0,0246	-3,19804	0,0007	43,2140	0,0007	41,9359	0,0011
cds	-2,48042	0,0066	-2,37257	0,0088	31,6724	0,0240	18,0232	0,4541
cds ^A	-1,84829	0,0323	-1,80477	0,0356	25,9439	0,1010	10,0211	0,9312
Δ cds	-11,6327	0,0000	-10,1621	0,0000	126,090	0,0000	99,8514	0,0000
fx	-6,22122	0,0000	-5,04272	0,0000	59,7577	0,0000	18,1464	0,4460
Δ fx	-13,3505	0,0000	-10,9177	0,0000	141,656	0,0000	94,6480	0,0000
fxvar	-12,6947	0,0000	-11,0626	0,0000	137,500	0,0000	137,438	0,0000
fxstd	-10,1403	0,0000	-9,60791	0,0000	116,844	0,0000	118,217	0,0000

^A z wyrazem wolnym i trendem

Źródło: Obliczenia własne wykonane w pakiecie EViews 7.

Szczegółowe wyniki panelowego testu kointegracji Johansena autorstwa Maddali i Wu zostały przedstawione w załączniku (tabela Z 4.1). Uogólniając wyniki, w wypadku rentowności 10-letnich obligacji skarbowych test potwierdził występowanie pojedynczego wektora kointegrującego dla par zmiennych y10

oraz *urate*, *iipnetto*, *iip*, *growth*, *deficit*, *debt*, *cpi*, *cagdp*, *crisk*, *caresvs*, *cagdp*, *fxvar*, *fxstd* pod warunkiem włączenia do przestrzeni kointegrującej trendu (z restrykcją). W wypadku par zmiennych *y10* oraz *bidask*, *deficit*, *openess*, *crisk* oraz *fx* można mówić o występowaniu pojedynczego wektora kointegrującego w podstawowej wersji ze stałą (bez restrykcji)⁴⁰. W wypadku weryfikacji kointegracji spreadów wobec rentowności 10-letnich obligacji niemieckich wyniki testu wskazują na występowanie wektora kointegrującego dla par zmiennych *y10spread* oraz *urate*, *iipnetto*, *iip*, *growth*, *debt*, *crisk*, *cpsi*, *csd*, *cagdp*, *bidask* pod warunkiem włączenia trendu (z restrykcją) do przestrzeni kointegrującej. Dla zmiennych *openess*, *deficit* oraz *caresvs* nie było możliwe potwierdzenie występowania wektora kointegrującego.

Zgodnie z procedurą stosowaną przy estymacji modeli panelowych za pomocą estymatora PMG w ramach równania mechanizmu korekty błędem (ECM), do badania wybrano te zmienne, które wskazywały na możliwość występowania relacji długookresowej ze zmienną zależną. Wyniki oszacowań są zaprezentowane w tabelach poniżej. W zestawieniu ujęto te wyniki oszacowań, które charakteryzowały się prawidłowymi znakami przy zmiennych objaśniających oraz miały „najlepsze” charakterystyki rozkładów reszt⁴¹. Ostatecznie wybrano cztery modele, po dwa dla każdej zmiennej zależnej *y10* oraz *y10spread*. Z uwagi na cel badania osobno w tabelach przedstawiono relacje długookresowe dla całego panelu oraz krótkookresowe – dla każdego z państw.

⁴⁰ Z pełną świadomością zdecydowano się na zastosowanie testu Johansena dla szeregów *bidask*, *fvvar*, *fxstd* oraz *growth* pomimo tego, że wykonane testy pierwiastka jednostkowego raczej wskazały na ich stacjonarność, co w konsekwencji wykluczałoby możliwość skointegrowania ze zmienną *y10*.

⁴¹ Wyniki testów diagnostycznych wykonane na resztach modeli przedstawiono w załączniku.

Tabela 10. Dynamika długookresowa ECM – estymacja panelowa metodą PMG dla rentowności 10-letnich obligacji skarbowych nowych państw członkowskich Unii Europejskiej (model 1)

Zmienna	Parametr	SE	Z	P> z	Low95%	High95%
<i>openess</i>	-3,3663	1,9813	-1,6991	0,0893	-7,2495	0,5169
<i>deficit</i>	-6,4855	5,2813	-1,2280	0,2194	-16,837	3,8657
<i>iip</i>	-2,5419	1,4693	-1,7301	0,0836	-5,4217	0,3377
<i>caresvs</i>	-14,211	5,7604	-2,4670	0,0136	-25,5012	-2,9207

Źródło: Obliczenia własne wykonane w pakiecie R.

Tabela 11. Dynamika krótkookresowa – estymacja panelowa metodą PMG dla rentowności 10-letnich obligacji skarbowych nowych państw członkowskich Unii Europejskiej (model 1)

Kraj	Zmienna	Parametr	SE	Z	P> z	Low95%	High95%
Polska	ECM	-0,2012	0,0787	-2,5559	0,0106	-0,3556	-0,0469
	Δ <i>caresvs</i>	3,8758	2,7876	1,3904	0,1644	-1,5878	9,3395
	stała	2,0975	0,8022	2,6145	0,0089	0,5251	3,6699
Bułgaria	ECM	-0,1122	0,0546	-2,0565	0,0397	-0,2191	-0,0053
	Δ <i>caresvs</i>	-0,0097	3,1027	-0,0031	0,9975	-6,0909	6,0714
	stała	1,5305	0,7826	1,9556	0,0505	-0,0034	3,0644
Czechy	ECM	-0,3696	0,1185	-3,1194	0,0018	-0,6019	-0,1374
	Δ <i>caresvs</i>	3,1329	2,2202	1,4111	0,1582	-1,2186	7,4844
	Stała	4,3908	1,5216	2,8857	0,0039	1,4085	7,3730
Węgry	ECM	-0,0475	0,0364	-1,3062	0,1915	-0,1187	0,0238
	Δ <i>caresvs</i>	17,4155	6,9922	2,4907	0,0127	3,7112	31,1199
	stała	1,1002	0,8622	1,2761	0,2019	-0,5896	2,7901
Łotwa	ECM	-0,0605	0,0310	-1,9473	0,0515	-0,1213	0,0004
	Δ <i>caresvs</i>	8,5120	2,6692	3,1890	0,0014	3,2805	13,7435
	Stała	0,8455	0,5193	1,6283	0,1035	-0,1723	1,8634
Litwa	ECM	-0,1774	0,0674	-2,6315	0,0085	-0,3094	-0,0453
	Δ <i>caresvs</i>	7,3886	3,4884	2,1181	0,0342	0,5516	14,2257
	stała	2,2577	1,0211	2,2110	0,0270	0,2563	4,2591
Rumunia	ECM	-0,1558	0,0721	-2,1611	0,0307	-0,2971	-0,0145
	Δ <i>caresvs</i>	8,7555	3,7549	2,3317	0,0197	1,3960	16,1150
	stała	1,7678	0,8943	1,9767	0,0481	0,0150	3,5206
Słowacja	ECM	-0,0340	0,0220	-1,5427	0,1229	-0,0772	0,0092
	Δ <i>caresvs</i>	0,2566	0,3142	0,8167	0,4141	-0,3592	0,8724
	stała	0,4463	0,3420	1,3050	0,1919	-0,2240	1,1166
Słowenia	ECM	-0,0058	0,0171	-0,3411	0,7330	-0,0394	0,0277
	Δ <i>caresvs</i>	0,3498	0,5791	0,6041	0,5458	-0,7851	1,4847
	stała	0,1087	0,2509	0,4331	0,6649	-0,3831	0,6004

Źródło: Obliczenia własne wykonane w pakiecie R.

W pierwszym modelu (tabele 10 oraz 11) w równaniu opisującym mechanizm korekty błędem (ECM), który charakteryzuje relację długookresową zidentyfikowano zmienne: *openess*, *iip*, *deficit* oraz *caresvs*. Dla poziomu istotności 0,1 otwartość handlowa (*openess*) oraz międzynarodowa pozycja inwestycyjna⁴² są statystycznie istotne. Stan rachunku obrotów bieżących przyrównany do wielkości rezerw (*caresvs*) okazał się statystycznie istotny dla poziomu 0,05. Tym niemniej zmienna odnosząca się do stanu budżetu państwa (*deficit*) okazała się nieistotna. Warto jednak zauważyć, że usunięcie tej zmiennej powoduje pogorszenie wyników całego modelu. Wszystkie zmienne weszły do modelu z oczekiwanym znakiem parametru. W wypadku dynamiki krótkookresowej (tabela 11) istotność mechanizmu korekty błędem potwierdzono dla siedmiu spośród dziewięciu analizowanych państw. Wyjątki stanowiły Słowacja oraz Słowenia. W ocenie dynamiki krótkookresowej najważniejszy jest odpowiedni znak parametru stojącego przy ECM (znak ujemny), jego istotność oraz wielkość, która może świadczyć o występowaniu mechanizmu dostosowawczego. We wszystkich krajach uzyskano odpowiedni znak parametru przy ECM. Najsilniejszą reakcję dostosowawczą wykazano dla Czech, a następnie Polski oraz Litwy. Analizowane państwa różniły się także pod względem istotności przyrostu zmiennej *caresvs*. Dla Łotwy, Litwy, Rumunii oraz Węgier pierwszy przyrost stanu rachunku obrotów bieżących okazał się istotny na poziomie 0,05. W wypadku Polski, Czech oraz Bułgarii zmienna ta nie okazała się istotna statystycznie.

Reszty równań krótkookresowych dla wszystkich krajów w wypadku szacowania rentowności 10-letnich obligacji skarbowych charakteryzują się rozkładem normalnym przy 5-procentowym poziomie istotności. Słabsze wyniki uzyskano w teście GQ – w wypadku Łotwy oraz Węgier reszty modelu charakteryzują się heteroskedastycznością. Wyłączywszy Rumunię, nie

⁴² Określana również mianem otwartości finansowej.

zaobserwowano autokorelacji składników zakłócających omawianego modelu (tabela Z.4.3 w załączniku).

Tabela 12. Dynamika długookresowa ECM – estymacja panelowa metodą PMG dla rentowności 10-letnich obligacji skarbowych nowych państw członkowskich Unii Europejskiej (model 2)

Zmienna	Parametr	SE	Z	P> z	Low95%	High95%
openess	-2,9851	0,9694	-3,0794	0,0021	-4,8851	-1,0851
iip	-3,3716	0,8844	-3,8122	0,0001	-5,1051	-1,6382
caresvs	-13,8143	5,1466	-2,6842	0,0073	-23,9014	-3,7271
fx	-0,1122	0,0533	-2,1031	0,0355	-0,2168	-0,0076

Źródło: Obliczenia własne wykonane w pakiecie R.

Tabela 13. Dynamika krótkookresowa – estymacja panelowa metodą PMG dla rentowności 10-letnich obligacji skarbowych nowych państw członkowskich Unii Europejskiej (model 2)

Kraj	Zmienna	Parametr	SE	Z	P> z	Low95%	High95%
Polska	ECM	-0,1806	0,0629	-2,8701	0,0041	-0,3040	-0,0573
	$\Delta \text{caresvs}$	3,5956	5,5813	0,6442	0,5194	-7,3435	14,5347
	$\Delta \text{caresvs}_{t-1}$	0,1997	3,3280	0,0600	0,9522	-6,3230	6,7224
	Δfx	-0,0907	0,3450	-0,2629	0,7926	-0,7669	0,5855
	Δfx_{t-1}	-0,0564	0,3062	-0,1841	0,8540	-0,6565	0,5438
	stała	2,1419	0,7446	2,8766	0,0040	0,6825	3,6013
Bułgaria	ECM	-0,1426	0,0544	-2,6218	0,0087	-0,2491	-0,0360
	$\Delta \text{caresvs}$	6,9237	6,4312	1,0766	0,2817	-5,6813	19,5287
	$\Delta \text{caresvs}_{t-1}$	-4,1963	3,5592	-1,1790	0,2384	-11,1723	2,7796
	Δfx	2,9310	1,2611	2,3242	0,0201	0,4594	5,4026
	Δfx_{t-1}	-0,3657	1,0782	-0,3391	0,7345	-2,4790	1,7476
	stała	2,1869	0,8735	2,5036	0,0123	0,4748	3,8990
Czechy	ECM	-0,6713	0,1213	-5,5348	0,0000	-0,9090	-0,4336
	$\Delta \text{caresvs}$	19,0370	4,7652	3,9951	0,0001	9,6975	28,3766
	$\Delta \text{caresvs}_{t-1}$	-7,9431	2,1047	-3,7741	0,0002	-12,0682	-3,8181
	Δfx	0,0892	0,0531	1,6809	0,0928	-0,0148	0,1932
	Δfx_{t-1}	-0,1676	0,0558	-3,0009	0,0027	-0,2770	-0,0581
	stała	9,8679	2,1151	4,6654	0,0000	5,7223	14,0134
Węgry	ECM	-0,0842	0,0285	-2,9550	0,0031	-0,1401	-0,0284
	$\Delta \text{caresvs}$	12,7474	10,2554	1,2430	0,2139	-7,3527	32,8476
	$\Delta \text{caresvs}_{t-1}$	-3,2194	7,1384	-0,4510	0,6520	-17,2103	10,7716
	Δfx	0,0443	0,0118	3,7489	0,0002	0,0212	0,0675
	Δfx_{t-1}	-0,0196	0,0109	-1,7945	0,0727	-0,0411	0,0018
	stała	3,8772	1,2330	3,1445	0,0017	1,4605	6,2940
Łotwa	ECM	-0,0715	0,0275	-2,6019	0,0093	-0,1254	-0,0176
	$\Delta \text{caresvs}$	13,5015	3,5352	3,8192	0,0001	6,5727	20,4303

	$\Delta \text{caresvs}_{t-1}$	-5,8037	2,5307	-2,2933	0,0218	-10,7639	-0,8435
	Δfx	7,9587	5,5183	1,4422	0,1492	-2,8571	18,7745
	Δfx_{t-1}	-4,8517	4,8944	-0,9913	0,3215	-14,4446	4,7411
	stała	1,1594	0,5254	2,2067	0,0273	0,1296	2,1891
Litwa	ECM	-0,2164	0,0564	-3,8392	0,0001	-0,3269	-0,1059
	$\Delta \text{caresvs}$	16,6882	5,1611	3,2334	0,0012	6,5726	26,8038
	$\Delta \text{caresvs}_{t-1}$	-7,0178	3,0607	-2,2929	0,0219	-13,0166	-1,0191
	Δfx	3,8140	1,6201	2,3542	0,0186	0,6386	6,9894
	Δfx_{t-1}	-4,7900	1,3829	-3,4637	0,0005	-7,5005	-2,0795
	stała	3,0393	0,9101	3,3397	0,0008	1,2556	4,8230
Rumunia	ECM	-0,1611	0,0573	-2,8135	0,0049	-0,2733	-0,0489
	$\Delta \text{caresvs}$	15,9970	7,0793	2,2597	0,0238	2,1218	29,8722
	$\Delta \text{caresvs}_{t-1}$	-4,8865	4,1258	-1,1844	0,2363	-12,9729	3,1999
	Δfx	0,1273	0,6829	0,1864	0,8521	-1,2112	1,4658
	Δfx_{t-1}	-0,9756	0,5601	-1,7419	0,0815	-2,0734	0,1221
	stała	2,0235	0,7874	2,5697	0,0102	0,4802	3,5669
Słowacja	ECM	-0,0392	0,0256	-1,5304	0,1259	-0,0893	0,0110
	$\Delta \text{caresvs}$	0,5357	0,6583	0,8138	0,4158	-0,7545	1,8259
	$\Delta \text{caresvs}_{t-1}$	-0,1255	0,3432	-0,3656	0,7147	-0,7981	0,5471
	Δfx	-0,0732	0,0826	-0,8864	0,3754	-0,2351	0,0887
	Δfx_{t-1}	0,0036	0,0837	0,0429	0,9658	-0,1605	0,1676
	stała	0,6374	0,4822	1,3218	0,1862	-0,3077	1,5825
Słowenia	ECM	-0,0041	0,0168	-0,2440	0,8072	-0,0370	0,0288
	$\Delta \text{caresvs}$	0,4113	0,9167	0,4486	0,6537	-1,3855	2,2080
	$\Delta \text{caresvs}_{t-1}$	0,1233	0,5826	0,2117	0,8323	-1,0185	1,2651
	Δfx	-0,0001	0,0218	-0,0052	0,9958	-0,0428	0,0426
	Δfx_{t-1}	0,0182	0,0204	0,8930	0,3719	-0,0217	0,0581
	stała	0,1677	0,5083	0,3300	0,7414	-0,8285	1,1640

Źródło: Obliczenia własne wykonane w pakiecie R.

W drugim modelu dla rentowności 10-letnich obligacji skarbowych uwzględniony został kurs walutowy. W równaniu opisującym mechanizm korekty błędem znalazły się także wcześniejsze zmienne: *openess*, *iip* oraz *caresvs*. Pod względem istotności parametrów wszystkie zmienne relacji długookresowej okazały się istotne przy 5-procentowym poziomie istotności. Zatem pod względem istotności parametrów drugi model charakteryzuje się lepszymi własnościami. Dla zmiennych *openess*, *iip*, *caresvs* oraz *deficit* znaki oszacowanych parametrów są zgodne z przewidywaniami. W wypadku zmiennej *fx* znak parametru jest niezgodny z oczekiwaniami, co utrudnia jego

interpretację ekonomiczną. Warto jednak zauważyć, że również w badaniach innych autorów relacja z kursem walutowym była ujemna (Alexopoulou i in., 2009). Przechodząc do dynamiki krótkookresowej ponownie należy zauważyć, że ECM nie uzyskał istotności statystycznej w wypadku Słowenii oraz Słowacji. Najsilniejszą reakcję dostosowawczą wykazano w wypadku Czech, a następnie Litwy. Ponadto w relacji krótkookresowej pierwszy przyrost stanu rachunku obrotów bieżących do rezerw okazał się istotny przy poziomie 0,05 w wypadku Czech, Łotwy, Litwy i Rumunii. Pierwsze opóźnienie tej zmiennej ($\Delta \text{caresvs}_{t-1}$) okazało się istotne w wypadku Czech, Łotwy oraz Litwy. Z kolei pierwszy przyrost kursu walutowego okazał się istotny na poziomie istotności 0,05 dla Bułgarii, Węgier oraz Litwy, a w wypadku Czech na poziomie 0,1. Z kolei opóźnienie tej zmiennej okazało się istotne dla Czech i Litwy (na poziomie 0,05) oraz Węgier i Rumunii (na poziomie 0,1). Za zaskakujący należy uznać przypadek Polski, gdzie poza ECM żaden z czynników nie zyskał istotności statystycznej. Warto zauważyć, że omawiany model charakteryzuje się lepszymi własnościami reszt w porównaniu z modelem 1 (zestawienie testów w załączniku tabela Z.4.4.).

Tabela 14. Wyniki estymacji panelowej metodą PMG dla spreadów wobec 10-letnich niemieckich obligacji skarbowych dla grupy nowych państw członkowskich Unii Europejskiej (model 3)

Zmienna	Parametr	SE	Z	P> z	Low95%	High95%
<i>cds</i>	0,0104	0,0006	18,1458	0,0000	0,0092	0,0115
<i>iip</i>	-0,3374	0,1444	-2,3359	0,0195	-0,6235	-0,0513
<i>bidask</i>	0,6071	0,2888	2,1023	0,0355	0,0398	1,1745

Źródło: Obliczenia własne wykonane w pakiecie R.

Tabela 15. Dynamika krótkookresowa – estymacja panelowa metodą PMG dla spreadów wobec 10-letnich niemieckich obligacji skarbowych nowych państw członkowskich Unii Europejskiej (model 3)

Kraj	Zmienna	Parametr	SE	Z	P> z	Low95%	High95%
Polska	ECM	-0,3271	0,1026	-3,1891	0,0014	-0,5321	-0,1221
	$\Delta y_{10spread_{t-1}}$	-0,2295	0,1265	-1,8142	0,0697	-0,4737	0,0147
	Δcds	0,0027	0,0017	1,5788	0,1144	-0,0005	0,0059
	Δiip	-0,0669	1,0716	-0,0625	0,9502	-1,1919	1,0580
	$\Delta bidask$	0,3742	0,5522	0,6777	0,4980	-0,4552	1,2037
	stała	0,6172	0,1930	3,1981	0,0014	0,2315	1,0029

Bułgaria	ECM	-0,5076	0,1267	-4,0071	0,0001	-0,7610	-0,2543
	$\Delta y_{10spread_{t-1}}$	-0,2973	0,0944	-3,1491	0,0016	-0,4859	-0,1086
	Δcds	0,0035	0,0016	2,2276	0,0259	0,0004	0,0065
	Δiip	-0,6922	1,3016	-0,5318	0,5948	-2,5211	1,1367
	$\Delta bidask$	-0,2880	0,8906	-0,3234	0,7464	-1,4045	0,8285
	stała	0,3754	0,1845	2,0351	0,0418	0,0142	0,7367
Czechy	ECM	-0,7317	0,1524	-4,8026	0,0000	-1,0364	-0,4270
	$\Delta y_{10spread_{t-1}}$	0,0800	0,1264	0,6332	0,5266	-0,1062	0,2662
	Δcds	-0,0018	0,0021	-0,8633	0,3880	-0,0052	0,0016
	Δiip	1,0257	1,3096	0,7832	0,4335	-1,0258	3,0772
	$\Delta bidask$	1,0317	1,1920	0,8655	0,3868	-0,8913	2,9547
	stała	0,4299	0,1917	2,2427	0,0249	0,0513	0,8084
Węgry	ECM	0,7431	0,1742	4,2661	0,0000	0,3947	1,0914
	$\Delta y_{10spread_{t-1}}$	-0,0306	0,1051	-0,2917	0,7705	-0,1598	0,0985
	Δcds	0,0009	0,0022	0,4126	0,6799	-0,0020	0,0038
	Δiip	0,1947	0,3063	0,6357	0,5250	-0,2571	0,6464
	$\Delta bidask$	4,3067	1,9921	2,1619	0,0306	0,3835	8,2298
	stała	2,7149	0,7957	3,4121	0,0006	1,1241	4,3057
Łotwa	ECM	0,5391	0,0940	5,7366	0,0000	0,3511	0,7270
	$\Delta y_{10spread_{t-1}}$	0,1087	0,0975	1,1142	0,2652	-0,0605	0,2779
	Δcds	-0,0003	0,0012	-0,2488	0,8035	-0,0018	0,0012
	Δiip	3,7514	1,1557	3,2459	0,0012	1,4413	6,0615
	$\Delta bidask$	0,1445	0,1497	0,9654	0,3343	-0,1048	0,3939
	stała	0,6346	0,2554	2,4847	0,0130	0,1271	1,1421
Litwa	ECM	-0,6678	0,1430	-4,6685	0,0000	-0,9539	-0,3817
	$\Delta y_{10spread_{t-1}}$	0,3362	0,0842	3,9947	0,0001	0,1679	0,5046
	Δcds	0,0004	0,0026	0,1444	0,8852	-0,0025	0,0032
	Δiip	3,3205	3,6124	0,9192	0,3580	-2,6111	9,2521
	$\Delta bidask$	0,9583	0,3340	2,8688	0,0041	0,2916	1,6250
	stała	0,6768	0,2686	2,5196	0,0117	0,1427	1,2108
Rumunia	ECM	-0,4767	0,1063	-4,4835	0,0000	-0,6894	-0,2641
	$\Delta y_{10spread_{t-1}}$	0,1370	0,1537	0,8916	0,3726	-0,1131	0,3871
	Δcds	-0,0044	0,0017	-2,5833	0,0098	-0,0078	-0,0010
	Δiip	-3,6708	3,3798	-1,0861	0,2774	-9,4927	2,1511
	$\Delta bidask$	0,3354	0,3628	0,9244	0,3553	-0,2613	0,9320
	stała	0,8623	0,2531	3,4074	0,0007	0,3563	1,3682
Słowacja	ECM	-1,1055	0,1153	-9,5906	0,0000	-1,3360	-0,8749
	$\Delta y_{10spread_{t-1}}$	-0,1511	0,0908	-1,6640	0,0961	-0,3240	0,0218
	Δcds	-0,0036	0,0018	-2,0331	0,0420	-0,0070	-0,0001
	Δiip	0,9324	0,7576	1,2308	0,2184	-0,4173	2,2821
	$\Delta bidask$	1,5486	1,4754	1,0496	0,2939	-0,9686	4,0658
	stała	1,0112	0,3509	2,8818	0,0040	0,3108	1,7117

Słowenia	ECM	-0,3033	0,2084	-1,4553	0,1456	-0,6897	0,0832
	$\Delta y_{10spread_{t-1}}$	-0,3657	0,1517	-2,4116	0,0159	-0,6666	-0,0648
	Δcds	0,0083	0,0025	3,2782	0,0010	0,0032	0,0134
	Δiip	0,8373	1,9426	0,4310	0,6665	-1,7533	3,4278
	$\Delta bidask$	-0,3039	0,4050	-0,7504	0,4530	-0,9304	0,3226
	stała	0,3115	0,2294	1,3577	0,1746	-0,1073	0,7304

Źródło: Obliczenia własne wykonane w pakiecie R.

Nieco odmiennie kształtują się wyniki estymacji dla spreadów obligacji skarbowych nowych państw członkowskich Unii Europejskiej – zmienna zależna $y_{10spread}$. W modelu numer 3 (tabele 14 oraz 15) w skład części modelu odpowiedzialnej za zależność długookresową weszły czynniki: cds , iip oraz $bidask$. Wszystkie długookresowe determinanty okazały się statystycznie istotne na poziomie istotności 5% oraz z poprawnymi oczekiwanymi znakami. Parametr stojący przy ECM okazał się istotny we wszystkich państwach za wyjątkiem Słowenii. Najsilniejszą reakcję dostosowawczą przedstawiają Węgry oraz Czechy. Parametry stojące przy ECM świadczą o silniejszych reakcjach dostosowawczych niż w poprzednich dwóch modelach. Należy zauważyć, że w wypadku Słowacji parametr przy ECM jest co do modułu większy od 1, co oznacza brak powrotu do stanu równowagi. Wobec ujemnego znaku parametru jest to równoznaczne z występowaniem zwiększających się oscylacji wobec trajektorii długookresowej i może sugerować nieprawidłową specyfikację modelu (lub jego części długookresowej) w wypadku tego kraju.

W części krótkookresowej modelu ponownie poszczególne relacje długookresowe charakteryzują się zróżnicowanymi czynnikami. I tak opóźniony przyrost zmiennej zależnej $\Delta y_{10spread_{t-1}}$ na poziomie 0,05 uzyskał statystyczną istotność w wypadku Bułgarii, Litwy oraz Słowenii. Przyjmując poziom 0,1, w tej grupie znajdują się jeszcze Polska oraz Słowacja. Z kolei przyrost zmiennej cds okazał się istotny dla Bułgarii, Rumunii, Słowacji oraz Słowenii (na poziomie 0,05). Międzynarodowa pozycja inwestycyjna brutto (pierwszy przyrost) okazała

się istotna tylko w wypadku Łotwy, z kolei zmienna *bidask* charakteryzująca płynność rynku wystąpiła w wypadku Węgier oraz Litwy.

Reszty równań krótkookresowych dla wszystkich krajów w wypadku szacowania rentowności 10-letnich obligacji skarbowych charakteryzują się rozkładem normalnym przy 5-procentowym poziomie istotności za wyjątkiem Czech oraz Rumunii. Słabsze wyniki uzyskano w teście GQ, gdzie tylko w wypadku Polski oraz Węgier reszty modelu charakteryzują się brakiem heteroskedastyczności. Z kolei test Breuscha–Godfrey wykazał brak autokorelacji reszt we wszystkich relacjach krótkookresowych (tabela Z.4.5 w załączniku).

Tabela 16. Wyniki estymacji panelowej metodą PMG dla spreadów wobec 10-letnich niemieckich obligacji skarbowych dla grupy nowych państw członkowskich Unii Europejskiej (model 4)

Zmienna	Parametr	SE	Z	P> z	Low95%	High95%
<i>cds</i>	0,0111	0,0005	21,6176	0,0000	0,0101	0,0121
<i>iip</i>	−0,4308	0,1488	−2,8946	0,0038	−0,7280	−0,1337
<i>bidask</i>	0,5108	0,2543	2,0089	0,0445	0,0136	1,0080

Źródło: Obliczenia własne wykonane w pakiecie R.

Tabela 17. Dynamika krótkookresowa – estymacja panelowa metodą PMG dla spreadów wobec 10-letnich niemieckich obligacji skarbowych nowych państw członkowskich Unii Europejskiej (model 4)

Kraj	Zmienna	Parametr	SE	Z	P> z	Low95%	High95%
Polska	ECM	0,4492	0,0750	5,9855	0,0000	0,2991	0,5992
	$\Delta y_{10spread_{t-1}}$	−0,2315	0,1234	−1,8753	0,0607	−0,4709	0,0079
	$\Delta bidask$	0,5074	0,5476	0,9266	0,3541	−0,3938	1,4086
	stała	0,8625	0,1536	5,6153	0,0000	0,5553	1,1697
Bułgaria	ECM	0,7147	0,0848	8,4266	0,0000	0,5450	0,8843
	$\Delta y_{10spread_{t-1}}$	−0,2807	0,1009	−2,7809	0,0054	−0,4820	−0,0794
	$\Delta bidask$	−0,0783	0,0936	−0,8361	0,4031	−0,2278	0,0712
	stała	0,5738	0,2307	2,4873	0,0129	0,1154	1,0323
Czechy	ECM	0,5710	0,1114	5,1253	0,0000	0,3482	0,7938
	$\Delta y_{10spread_{t-1}}$	0,0998	0,1125	0,8874	0,3749	−0,0830	0,2825
	$\Delta bidask$	0,0849	0,1172	0,7248	0,4686	−0,0945	0,2643
	stała	0,4144	0,1579	2,6236	0,0087	0,0999	0,7289

Węgry	ECM	-0,7393	0,0960	-7,7011	0,0000	-0,9312	-0,5473
	$\Delta y_{10spread_{t-1}}$	-0,0327	0,0988	-0,3314	0,7404	-0,1571	0,0917
	$\Delta bidask$	0,4410	0,2036	2,1660	0,0303	0,0400	0,8421
	stała	2,9841	0,6323	4,7196	0,0000	1,7195	4,2487
Łotwa	ECM	0,4150	0,0535	7,7507	0,0000	0,3079	0,5221
	$\Delta y_{10spread_{t-1}}$	0,1970	0,0943	2,0902	0,0366	0,0120	0,3821
	$\Delta bidask$	0,0261	0,0126	2,0753	0,0380	0,0014	0,0507
	stała	0,6095	0,2076	2,9366	0,0033	0,1951	1,0240
Litwa	ECM	-0,6161	0,0709	-8,6859	0,0000	-0,7579	-0,4742
	$\Delta y_{10spread_{t-1}}$	0,3188	0,0816	3,9082	0,0001	0,1556	0,4819
	$\Delta bidask$	0,1044	0,0309	3,3749	0,0007	0,0425	0,1662
	stała	0,6728	0,2273	2,9599	0,0031	0,2189	1,1268
Rumunia	ECM	-0,3452	0,0937	-3,6850	0,0002	-0,5326	-0,1579
	$\Delta y_{10spread_{t-1}}$	0,0904	0,1626	0,5557	0,5784	-0,1408	0,3216
	$\Delta bidask$	-0,0048	0,0364	-0,1326	0,8945	-0,0451	0,0354
	stała	0,5878	0,2252	2,6106	0,0090	0,1395	1,0361
Słowacja	ECM	-0,8774	0,1035	-8,4785	0,0000	-1,0844	-0,6704
	$\Delta y_{10spread_{t-1}}$	-0,1692	0,1124	-1,5055	0,1322	-0,3790	0,0407
	$\Delta bidask$	-0,0701	0,1515	-0,4626	0,6436	-0,2756	0,1354
	stała	0,9337	0,2978	3,1349	0,0017	0,3385	1,5288
Słowenia	ECM	-0,8773	0,1595	-5,4988	0,0000	-1,1964	-0,5582
	$\Delta y_{10spread_{t-1}}$	-0,1033	0,1440	-0,7172	0,4733	-0,3231	0,1166
	$\Delta bidask$	-0,0252	0,0461	-0,5459	0,5851	-0,0905	0,0401
	stała	0,9290	0,2852	3,2578	0,0011	0,3590	1,4990

Źródło: Obliczenia własne wykonane w pakiecie R.

Wyniki ostatniego, czwartego modelu przedstawiono w tabelach 16 oraz 17. Ponownie w skład mechanizmu korekty błędem weszły te same zestawy czynników: *cds*, *iip*, *bidask*; model ten odróżnia od modelu poprzedniego (modelu 3) specyfikacja części krótkookresowej. Wszystkie długookresowe determinanty okazały się statystycznie istotne na poziomie istotności 5% oraz weszły do równania z poprawnymi znakami. Z kolei w relacji świadczącej o dynamice krótkookresowej do relacji weszło mniej zmiennych niż w modelu 3. Od razu należy zauważyć, że ECM w relacji krótkookresowej okazał się istotny dla wszystkich analizowanych państw, tym niemniej biorąc pod uwagę wymagany znak parametru przy ECM, tylko w wypadku Słowenii, Słowacji, Węgier, Rumunii oraz Litwy wyniki uznać należy za prawidłowe i oczekiwane. W tych pięciu krajach w relacji krótkookresowej wyróżniono zmienne *bidask* oraz

opóźniony przyrost zmiennej zależnej ($\Delta y_{10spread_{t-1}}$). Ponownie wyniki wskazują na zróżnicowanie pomiędzy krajami oraz słabsze wyniki testów diagnostycznych. W wypadku Rumunii oraz Słowacji w regresji niespełniony został warunek normalności rozkładu reszt, a warunek stałości wariancji nie został spełniony dla większości analizowanych państw ⁴³ (tabela Z.4.6 w załączniku).

Ostrożnie interpretując uzyskane wyniki, można potwierdzić występowanie długookresowych determinant rentowności obligacji skarbowych dla grupy analizowanych państw EŚW oraz statystycznie istotnego procesu dostosowań krótkookresowych, którego siła mierzona z kwartału na kwartał jest jednak relatywnie słaba w wypadku estymacji rentowności obligacji oraz silniejsza w wypadku estymacji spreadów. Ponadto należy podkreślić, że omawiane kraje różnią się pod względem czynników ryzyka rentowności obligacji skarbowych, które były identyfikowane w relacjach krótkookresowych. Jest to zatem relatywnie heterogeniczna grupa państw. Warto także zauważyć, że Słowenia oraz Słowacja to kraje, które mocniej odbiegają od reszty państw EŚW, ponieważ w ich wypadku rzadziej można było potwierdzić statystyczną istotność ECM.

⁴³ Mowa jest tutaj tylko o tych pięciu relacjach, dla których uzyskano prawidłowe znaki ECM.

5. Zastosowanie modeli typu MIDAS do analizy rentowności obligacji skarbowych wybranych państw członkowskich Unii Europejskiej

5.1 Wprowadzenie

W niniejszym rozdziale przedstawiono badania regresji, w której zmienna objaśniana obserwowalna jest w postaci szeregu czasowego niskiej częstotliwości (kwartalnej – tak jak w modelach SDF i modelach panelowych prezentowanych w niniejszym raporcie), natomiast regresory dostępne są i bezpośrednio w regresji wykorzystane zarówno w postaci szeregów danych kwartalnych, jak i danych o częstotliwości wyższej, miesięcznej.

Jednym z narzędzi ekonometrycznych pozwalającym łączyć w jednym modelu dane o zróżnicowanej częstotliwości jest regresja oznaczona skrótem MIDAS (*Mixed Data Sampling*; por. Ghysels i in., 2004, 2006). W zastosowaniach makroekonomicznych i dodatkowo prognostycznych jednoczesne użycie w modelu zmiennych niskiej i wysokiej częstotliwości niesie ze sobą przynajmniej dwie korzyści w porównaniu do modeli tradycyjnych (tj. w tym raporcie: modeli SDF i modeli panelowych): (1) brak utraty informacji spowodowanej agregacją zmiennych o częstotliwości wysokiej; (2) możliwość śródkresowej korekty prognozy wraz z napływem informacji pochodzącej z szeregu (szeregów) o częstotliwości wysokiej.

Druga z wymienionych przesłanek wydaje się szczególnie atrakcyjna nie tylko w odniesieniu do zastosowań makroekonomicznych (por. L. Kujawski, 2013), lecz wszędzie tam, gdzie występują i znaczenie mają dane o wysokiej i bardzo wysokiej częstotliwości, czyli w praktyce na rynkach finansowych, z których de facto model MIDAS się wywodzi (por. Chen, Ghysels, 2011; Andreou i in., 2010).

Wymienione zalety regresji MIDAS są na tyle ważne, że celowe wydaje się empiryczne sprawdzenie jakości modeli oraz precyzji prognoz zmiennych

pochodzących z rynków finansowych omawianych w niniejszym opracowaniu, a uzyskiwanych na podstawie tychże modeli, i porównanie ich z prognozami uzyskanymi z typowych modeli spotykanych w literaturze, do których można zaliczyć głównie prognozy pochodzące z modeli panelowych.

W celu weryfikacji tezy głoszącej, że *cenę i rentowność obligacji kształtowane są pod wpływem czynników o różnej częstotliwości*, na podstawie tych samych danych, które stosowane były w estymacji modeli SDF i estymacji modeli panelowych, oszacowane zostały modele MIDAS rentowności czeskich, polskich, rumuńskich i węgierskich 10-letnich obligacji skarbowych. Następnie dokonano porównania krótkookresowych prognoz rentowności uzyskanych na podstawie wymienionych modeli. Porównanie jakości prognoz i testowanie ich precyzji pozwoliło na sformułowanie wniosków odnoszących się do weryfikowanej tezy.

W wypadku regresji MIDAS zaproponowana została prosta i naturalna modyfikacja umożliwiająca – na wzór modeli DFM – jednoczesne wykorzystanie wielu danych z obszernych baz; szczegóły modyfikacji omówione zostały w dalszej części opracowania.

5.2. Metoda badania

Podstawowy jednorównaniowy model MIDAS o horyzoncie prognozy $h = 1$ można zapisać następująco [Clemens, Galvao, 2006]:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 B(L^{1/m}; \theta) x_{t-1}^m + \xi_t^m \quad (5.1)$$

$$L^{s/m} x_{t-1}^m = x_{t-1-s/m}^m \quad (5.2)$$

$$B(L^{1/m}; \theta) = \sum_{k=1}^K b(k; \theta) L^{(k-1)/m} \quad (5.3)$$

$$b(k; \theta) = \frac{\exp(\theta_1 k + \theta_2 k^2)}{\sum_{k=1}^K \exp(\theta_1 k + \theta_2 k^2)} \quad (5.4)$$

Równanie (5.1) definiuje model MIDAS, w równaniu (5.2) zdefiniowano operator opóźnienia zmiennych wysokiej częstotliwości, równanie (5.3) tłumaczy, jak na potrzeby modelu MIDAS rozumiany jest wielomian skalarny względem operatora opóźnień zmiennych wysokiej częstotliwości. Równanie (5.4) wskazuje na wykładniczy (zgodny z metodą S. Almon) schemat zmienności parametrów przy zmiennych wysokiej częstotliwości z rozłożonymi opóźnieniami.

Ponadto: indeks t jest nazywany indeksem podstawowym, tj. indeksem zmiennych niskiej częstotliwości (w wypadku niniejszego badania jest to indeks zmiennych kwartalnych); m jest stałą określającą liczbę obserwacji wysokiej częstotliwości w podstawowej jednostce czasu niskiej częstotliwości (na potrzeby tego badania $m = 3$, trzy miesiące w kwartale), nie jest to zatem oznaczenie wykładnika potęgi stopnia m ; K determinuje stopień rozłożonych opóźnień szeregu zmiennej o częstotliwości wysokiej.

Przykładowo, przyjmując $m = 3$ i $K = 12$, model MIDAS można zapisać w postaci:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 [b(1; \theta)x_{t-1}^3 + b(2; \theta)x_{t-1-1/3}^3 + \dots + b(12; \theta)x_{t-4-2/3}^3] + \xi_t^3 \quad (5.5)$$

Jeśli przyjmie się, że indeks t identyfikuje obserwację, np. z pierwszego kwartału 2013 r. (2013q1), wówczas x_{t-1}^3 jest obserwacją dokonaną na zmiennej o częstotliwości miesięcznej 2012m12 (warto zauważyć, iż oznaczenie x_{t-1}^3 mogłoby być zastąpione przez $x_{t-1-0/3}^3$), $x_{t-1-1/3}^3$ jest obserwacją z okresu 2012m11, $x_{t-4-2/3}^3$ zaś – obserwacją z okresu 2012m01.

Równanie (5.1) wskazuje postać modelu pozwalającego formułować prognozy przy założeniu horyzontu prognozy $h = 1$. MIDAS dla ogólnego h ($h \neq 1$) zdefiniowany został następująco:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 B(L^{1/m}; \theta)x_{t-h}^m + \xi_t^m \quad (5.6)$$

Równanie (5.5) wskazuje na sposób formułowania prognoz kwartalnych na podstawie tylko i wyłącznie opóźnionych w czasie obserwacji miesięcznych. Zdaniem autorów najciekawszą wersją prostego modelu MIDAS jest ta, która pozwala formułować prognozy kwartalne na podstawie danych miesięcznych dostępnych w tymże kwartale, odpowiedni model przybiera wówczas postać:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 B(L^{1/m}; \theta) x_{t-2/3}^m + \xi_t^m \quad (5.7)$$

Horyzont prognozy ustalony jest wówczas na $h = 2/3$, czyli wskazuje na dostępność danych pochodzących z pierwszego miesiąca danego kwartału⁴⁴.

W prezentowanym badaniu zaproponowany i użyty został następujący model MIDAS⁴⁵:

$$y_t = \beta_0 + \sum_{i=0}^4 \beta_i B(L^{1/m}; \theta_i) x_{i,t-2/3}^m + \sum_{j=0}^4 \alpha_j B(L^{1/m}; \theta_j) z_{j,t-1}^m + \sum_{l=0}^4 \sum_{g=0}^4 \gamma_{lg} w_{lg,t-g} + \xi_t^m \quad (5.8)$$

Zaproponowana modyfikacja w porównaniu do modelu podstawowego, pozwala na: (1) uwzględnienie do czterech zmiennych ($i = 0, 1, \dots, 4$) miesięcznych pochodzących z pierwszego miesiąca danego kwartału – oznaczenie zmiennej $x_{i,t-2/3}^m$; (2) uwzględnienie do czterech zmiennych miesięcznych ($j = 0, 1, \dots, 4$) pochodzących z okresów poprzedzających wyróżniony (t -ty) kwartał – oznaczenie zmiennej $z_{j,t-1}^m$; (3) do czterech opóźnionych zmiennych ($l = 0, 1, \dots, 4$) o częstotliwości kwartalnej, o maksymalnym stopniu opóźnienia wynoszącym 4 ($g = 0, 1, 2, 3, 4$) – oznaczenie zmiennej $w_{lg,t-g}$.

Stosując model (5.8), możliwe jest zatem wykorzystanie danych miesięcznych odnoszących się do bieżącego kwartału, oraz opóźnionych w czasie danych miesięcznych oraz bieżących i opóźnionych danych

⁴⁴ Podobnie $h = 1/3$ wskazuje na dostępność danych pochodzących z dwóch pierwszych miesięcy danego kwartału.

⁴⁵ De facto jest to połączenie modeli MIDAS i DL.

kwartalnych. Ograniczenia nałożone na maksymalne liczby poszczególnych zmiennych i stopień rozłożonych opóźnień zmiennych kwartalnych przyjęte zostały arbitralnie, tak by zachowana była wysoka liczba stopni swobody pozwalająca wiarygodnie testować własności struktury stochastycznej modeli oraz w celu ograniczenia czasu trwania iteracyjnego procesu estymacji⁴⁶. W literaturze wykazano [Ghysels i in., 2004a], że przy typowych założeniach odnoszących się do składnika zakłócającego i zmiennych modelu estymator nieliniowej MNK parametrów modelu MIDAS jest co najmniej zgodny. Tenże estymator zastosowano na potrzeby niniejszego badania. Należy jednak zaznaczyć, że model MIDAS jest modelem zmiennych stacjonarnych (estymator nieliniowej MNK ma wówczas pożądane własności), zatem zmienne modelu poddano przekształceniom prowadzącym do stacjonarności (pierwsze różnicowanie lub logarytmy pierwszych różnic, por. wyniki testów stacjonarności zmiennych zastosowanych w niniejszym badaniu).

5.3. Wyniki estymacji modelu MIDAS

Jak zaznaczono wcześniej, regresja MIDAS oszacowana została dla rentowności obligacji skarbowych polskich, czeskich, rumuńskich i węgierskich. Pierwszym krokiem był dobór potencjalnych zmiennych objaśniających modelu. Do dyspozycji były następujące zmienne o częstotliwości kwartalnej: *debt*, *deficit*, *openess*, *cpi*, *growth*, *urate*, *iip*, *iipnetto*, *caresvs*. Ponadto zmienne o częstotliwości miesięcznej: *awersja*, *crisk*, *RF*, *cds*, *bidask*, $p_1 \rightarrow p_{10}$, przy czym trzy pierwsze z wymienionych zaliczono do zbioru zmiennych $z_{j,t-1}^m$, natomiast wszystkie pozostałe zaliczono do zbioru zmiennych $x_{i,t-2/3}^m$ modelu (5.8).

Spośród kombinacji potencjalnych zmiennych objaśniających o częstotliwości kwartalnej z uwagi na silne skorelowanie apriorycznie wyłączono łączne zastosowanie zmiennych *iip* i *iipnetto*, jednocześnie z tych

⁴⁶ Zastosowano metodę Newtona–Raphsona z numerycznym szacowaniem gradientu i hesjanu. Do numerycznego szacowania pochodnych cząstkowych pierwszego i drugiego rzędu zastosowano metodę dwupunktową przy założonym arbitralnie przyroście argumentu 0,00001.

samych przyczyn wśród zmiennych o częstotliwości miesięcznej dopuszczono co najwyżej jednoczesne występowanie zmiennej p_7 z dowolną inną zmienną p_n ($n = 1, 2, \dots, 10$ i $n \neq 7$). Zastosowanie restrykcji nałożonych na kombinacje potencjalnych zmiennych objaśniających umożliwiło oszacowanie 4312 modeli dla każdego ze wspomnianych krajów.

Spośród oszacowanych modeli dla każdego kraju osobno dokonano wyboru modelu najlepszego. Minimalnymi wymaganiami były odpowiednie dopasowanie wartości teoretycznych modelu do danych empirycznych, zgodność składnika zakłócającego z rozkładem normalnym i stałość wariancji. Problem autokorelacji składnika zakłócającego jest przynajmniej dyskusyjny i w ostateczności został pozostawiony otwarty. Z uwagi na niestacjonarność zmiennej objaśnianej model (5.8) szacowany jest dla pierwszych różnic. Zgodnie z sugestiami literatury jeśli w relacji oryginalnej (budowanej na poziomach zmiennych) autokorelacja składnika zakłócającego nie występuje, wówczas pierwsze różnicowanie doprowadzi do powstania autokorelacji składnika zakłócającego w relacji dla pierwszych różnic, przy czym ta prosta zależność jest zakłócana w modelu (5.8) poprzez rozłożone opóźnienia zmiennych o różnej częstotliwości.

Ponadto jeśli celem samym w sobie jest zbudowanie modelu dla pierwszych różnic, wówczas oczywiście autokorelacja składnika zakłócającego jest niepożądana. Jeśli jednak model ma w ostateczności posłużyć do wyliczenia prognoz poziomów zmiennej na podstawie prognoz jej przyrostów, wówczas brak autokorelacji rzędu pierwszego składnika zakłócającego w modelu dla pierwszych różnic przełoży się w ostateczności na autokorelację błędu prognozy wyliczonej na poziomach zmiennej i wówczas brak autokorelacji w modelu dla pierwszych różnic jest niepożądany.

Ostatecznie za najlepszy uznano model o najmniejszej sumie kwadratów reszt (SKR) spośród wszystkich spełniających wymagania minimalne (tj. normalność rozkładu składnika zakłócającego i stałość wariancji), natomiast

w dalszej części raportu prognozy poziomów zmiennych policzono w dwóch wersjach, bez i z korektą autokorelacji.

Wyniki estymacji modeli MIDAS przedstawione zostały w postaci tabelarycznej. Oszacowania parametrów strukturalnych wraz z podstawowymi miarami oceny modeli znajdują się w załączniku w tabelach Z 5.1–Z 5.4.

Tabela 18. Testy diagnostyczne reszt modeli MIDAS; determinanty rentowności obligacji skarbowych

	Statystyka [prob]			SKR	Zmienne modelu MIDAS		
	JB	GQ	Conov.		$X_{i,t-2/3}$	$Z_{i,t-1}$	$W_{i,t-g}$
Czechy	0.087[0.957]	1.587[0.264]	8.406[0.077]	0.00007	p_3	<i>crisk</i>	<i>cpi</i>
Polska	1.520[0.467]	1.506[0.287]	6.701[0.155]	0.00012	p_7 p_9 <i>bidask</i>	<i>awersja</i>	<i>cpi growth</i>
Rumunia	0.348[0.840]	1.388[0.333]	5.179[0.159]	0.00014	p_7 p_8 <i>bidask</i>	<i>awersja RF</i>	<i>cpi growth</i>
Węgry	0.850[0.653]	1.450[0.315]	2.259[0.520]	0.00031	p_1	<i>awersja</i>	<i>iipnetto</i> <i>cpi urate</i> <i>iipnetto</i>

JB – statystyka Jarque–Bera, GQ – statystyka Goldfelda–Quandt, Conov. – statystyka Conovera, SKR – suma kwadratów reszt

Źródło: Obliczenia własne wykonane w pakiecie R.

Z zestawienia dokonanego w tabeli 18 wynikają dwa generalne wnioski: (1) nie można odrzucić hipotez o zgodności rozkładów składników zakłócających z rozkładem normalnym (statystyka JB), nie można również odrzucić hipotez o stałości wariancji tegoż składnika (statystyki GQ i Conov.); łącznie z uwagami poczynionymi we wcześniejszej części paragrafu odnośnie autokorelacji można uznać, że struktura stochastyczna modeli jest poprawna; (2) możliwe jest wyodrębnienie grup czynników o zróżnicowanych częstotliwościach oddziałujących na rentowność obligacji skarbowych; wśród czynników o częstotliwości miesięcznej dostępnych w okresie wyróżnionego kwartału należy wymienić: p_1 , p_3 , p_7 , p_8 , p_9 , *bidask* (sześć spośród dwunastu potencjalnych zmiennych); do czynników o częstotliwości miesięcznej dostępnych w okresie poprzedzającym wyróżniony kwartał należy zaliczyć: *RF*, *crisk*, *awersja* (wykorzystano wszystkie potencjalne zmienne); czynnikami o częstotliwości kwartalnej były: *cpi*, *growth*, *iipnetto* (trzy spośród dziewięciu potencjalnych zmiennych).

6. Determinanty rentowności obligacji skarbowych nowych państw członkowskich Unii Europejskiej – prognozy

Kolejny etap badania polegał na sprawdzeniu zdolności wszystkich oszacowanych typów modeli, tj. SDF, panelowych i MIDAS, do generowania prognoz rentowności obligacji skarbowych.

Badanie zostało zaplanowane jako symulacja czterech sesji prognostycznych obejmujących okres 2013q1–2013q4 w wypadku każdej sesji założono konieczność wyznaczenia prognozy z wyprzedzeniem czasowym $h = 1$ (prognoza typu *in sample*). W każdej sesji procedura przebiegała następująco: (1) tworzono podpróby zmiennych objaśnianych i objaśniających o długości $T-1$ dla założonej zmienności $T = 2013q1, 2013q2, 2013q3, 2013q4$; (2) estymowano modele SDF, panelowe i MIDAS z zestawem prezentowanych w opracowaniu zmiennych; (3) wyznaczano prognozy na okres następny ($h = 1$), wymagane wartości zmiennych egzogenicznych nieopóźnionych (o ile występowały w modelu) pochodziły z próby w oczywisty sposób polepsza to precyzję prognoz, pozwalając jednak na ocenę zdolności do generowania prognoz samego wybranego narzędzia, a nie regresji pomocniczych niezbędnych do „doszacowania” brakujących danych.

Po wyznaczeniu prognoz liczone były błędy *ex post* i miary RMSE (por. tablica 2). Minimalny błąd RMSE wskazywał prognozy uznane za najlepsze tj. najbardziej precyzyjne. Następnie parami testowano hipotezę o identyczności precyzji prognoz najlepszych z precyzją prognoz pozostałych. Ostatecznie precyzję prognoz najlepszych porównywano z precyzją prognozy naiwnej. Posługiwano się testem Diebolda-Mariano z poprawką małopróbkową [Diebold, 2012]. Skrypty procedur estymacji modeli SDF, MIDAS modeli panelowych estymatorem PMG jak również skrypty szacowania prognoz oraz porównania jakości prognoz zostały napisane samodzielnie przez autorów w programie R.

Prognozy, ich miary dopasowania oraz wyniki testu Diebolda-Mariano zebrano w tabelach. Tabela 19 (PL) zawiera odpowiednie zestawienia dla Polski, analogiczne tablice Z 6.1., Z 6.2, Z 6.3 dla trzech pozostałych krajów umieszczono w załączniku. W załączniku znalazły się również wykresy prognoz uznanych za najbardziej precyzyjne.

Tabela 19. (PL) Prognozy rentowności 10-letnich obligacji skarbowych dla Polski w okresie 2013q1–2013q4 wraz z miarami dopasowania i testami precyzji Diebolda–Mariano

Data	y1opl	sdf(1)	sdf(2)	sdf(3)	sdf(4)	MIDAS	MIDAS(ari)	PMG(m1)	PMG(m2)	Naivna
2012.4	4,2852	–	–	–	–	–	–	–	–	–
2013.1	3,9592	3,2183	2,9062	4,6706	4,4370	4,2880	4,2934	3,6985	4,2421	4,2852
2013.2	3,5998	3,9649	3,8902	3,9739	3,8702	3,9632	3,9733	4,8610	4,0265	3,9592
2013.3	4,2681	3,6495	3,2993	3,9761	3,9874	3,5941	3,5946	4,1084	3,4611	3,5998
2013.4	4,3765	4,2908	4,2632	4,3236	4,3176	4,2711	4,2631	5,0818	4,2094	4,2681
MSE		0,2680	0,5361	0,1835	0,0959	0,1764	0,1794	0,5454	0,2353	0,1734
RMSE		0,5177	0,7322	0,4284	0,3097	0,4200	0,4235	0,7385	0,4851	0,4165
V		0,1369	0,2040	0,1011	0,0746	0,1042	0,1051	0,1664	0,1217	0,1034
StatDM		–2,1050	–1,7733	–1,3442	–	–0,7644	–0,8000	–1,1713	–0,9056	–0,7470
probDM		0,0630	0,0871	0,1357	–	0,2501	0,2411	0,1630	0,2160	0,2546
StatDM(Boot = 8)		–4,3288	–3,4934	–2,5178	–	–2,0076	–2,0899	–2,4706	–2,2859	–1,9736
probDM(Boot = 8)		0,0014	0,0060	0,0188	–	0,0610	0,0541	0,0281	0,0390	0,0644

Źródło: Obliczenia własne wykonane w pakiecie R.

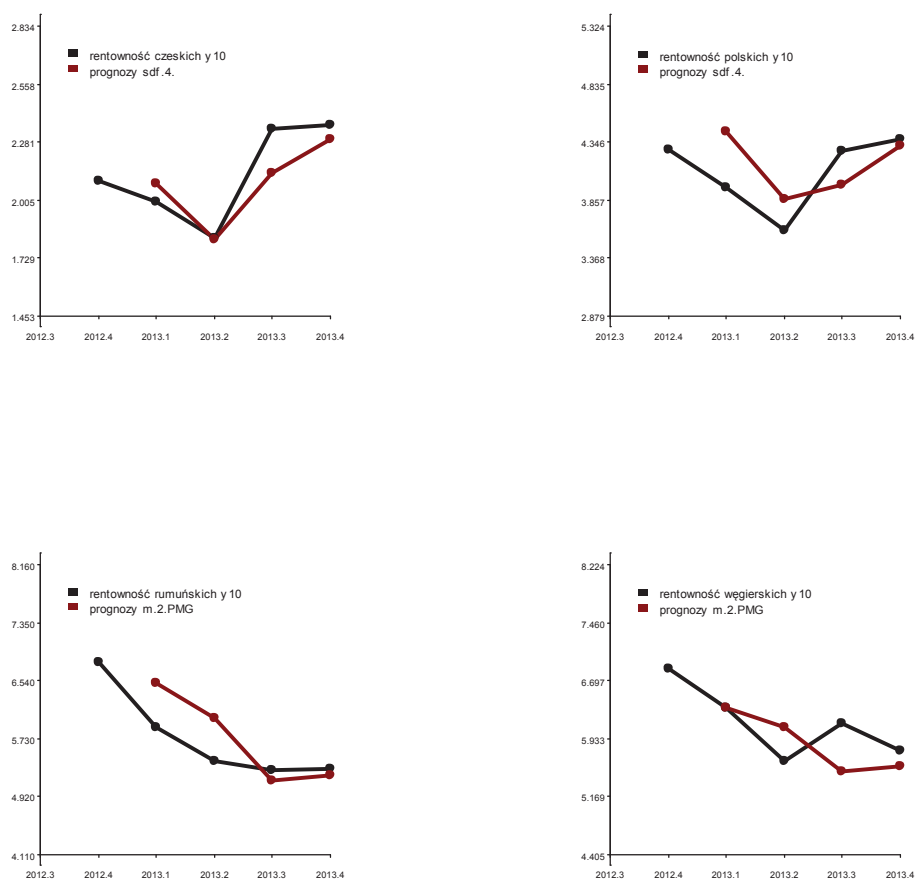
Tabela 19 (PL) (oraz tablice Z 6.1., Z 6.2, Z 6.3) zorganizowana jest następująco: (1) w części lewej podane są faktyczne rentowności 10-letnich obligacji skarbowych dla Polski; (2) w części środkowej i prawej podane są prognozy wyznaczone przy zastosowaniu modeli SDF, MIDAS i modeli panelowych, ostatnia kolumna jest prognozą naiwną; (3) poniżej prognoz zebrano podstawowe miary ich precyzji; (4) w przedostatnim panelu tabeli raportowane są wartości statystyki Diebolda-Mariano, poniżej statystyk zamieszczono [prob] testu – puste miejsce wskazuje prognozy najbardziej precyzyjne, czyli w tym badaniu prognozy o najmniejszym błędzie RMSE; (5) dwa ostatnie wiersze tabeli zawierają wartości statystyk testu Diebolda–Mariano oraz [prob] tego testu repróbrowane metodą *bootstrap*. Zastosowano repróbrowanie, gdyż w rzeczywistości pełna symulacja czterech sesji prognostycznych dostarczała jedynie czterech prognoz i pomimo zastosowania poprawki małopróbkowej moc testu Diebolda–Mariano dla 4 obserwacji pozostaje niska [por. Diebold, 2012]. Z uwagi na krótkie szeregi czasowe dostępne do estymacji modeli autorzy uznali, że repróbrowanie prognoz i oszacowanie bootstrapowych statystyk testu Diebolda–Mariano będzie najlepszym rozwiązaniem. Prognozy sztucznie wydłużono do 8 obserwacji, iteracje bootstrapowe powtarzano 10 000 razy, losowania prognoz dokonano z rozkładu jednostajnego.

Analizując zestawienia prognoz i miar ich precyzji zebrane w tabeli 19 (PL) oraz tabelach Z 4.1., Z 4.2, Z 4.3 zamieszczonych w załączniku, można dokonać następujących spostrzeżeń:

- 1) w wypadku Czech i Polski najbardziej precyzyjnych prognoz dostarczyły modele SDF, w których jako czynnik wolny od ryzyka zastosowano rentowność obligacji niemieckich – są to modele oznaczone w tabelach jako sdf(3) lub sdf(4); w wypadku Rumunii i Węgier najbardziej precyzyjne okazały się prognozy obliczone na podstawie drugiego modelu panelowego, w żadnym z badanych krajów modele MIDAS nie dostarczyły najbardziej precyzyjnych prognoz;
- 2) korekta ze względu na autokorelację prognoz liczonych na podstawie modeli MIDAS zwiększyła ich precyzję jedynie w wypadku Rumunii, w każdym z pozostałych krajów korekta na autokorelację pogorszyła precyzję prognoz;
- 3) porównanie precyzji prognoz najlepszych z precyzją prognoz uzyskanych z pozostałych modeli (*predictive accuracy Diebold–Mariano* test na poziomie istotności 0,05) pozwala na odrzucenie hipotezy o równej precyzji prognoz jedynie w wypadku

Czech; model najlepszy, tj. sdf(4), okazał się statystycznie bardziej precyzyjny od drugiego modelu panelowego; w każdym z pozostałych krajów modele najlepsze nie dostarczają prognoz statystycznie istotnie bardziej precyzyjnych od modeli pozostałych;

- 4) w żadnym z badanych krajów modele najlepsze nie okazały się statystycznie istotnie bardziej precyzyjne w generowaniu prognoz niż prognoza naiwna, jakkolwiek miary RMSE modeli najlepszych wskazywały zawsze na ich przewagę pod względem precyzji w porównaniu do precyzji prognoz naiwnych;
- 5) bootstrapowe wydłużenie prognoz do szeregu długości 8 obserwacji pozwala na stwierdzenie statystycznie istotnie lepszej precyzji prognoz uzyskanych z modelu najlepszego w stosunku do prognoz dowolnego innego badanego modelu (w tym prognoz naiwnych) w Czechach i Polsce;
- 6) w wypadku Węgier bootstrapowe wydłużenie szeregu prognoz pozwala stwierdzić na wnioskowanie o lepszej precyzji prognoz z modelu najlepszego w porównaniu do prognozy naiwnej, jednocześnie pozostałe modele nie różnią się precyzją prognoz od modelu najlepszego;
- 7) w wypadku Rumunii bootstrapowe wydłużenie szeregu prognoz pozwoliło na stwierdzenie przewagi precyzji prognoz modelu najlepszego, tj. drugiego modelu panelowego, nad precyzją prognoz z modelu SDF i MIDAS bez korekty na autokorelację, jednakże wydłużone szeregi prognoz nie okazały się statystycznie istotnie bardziej precyzyjne od prognoz naiwnych.



Rysunek 8. **Najbardziej precyzyjne prognozy rentowności 10-letnich obligacji skarbowych**
 Źródło: Opracowanie własne na podstawie obliczeń wykonanych w pakiecie R.

7. Wnioski i podsumowanie

Analizy rynku obligacji skarbowych przyciągają zainteresowanie środowisk akademickich, instytucji finansowych oraz inwestorów od wielu lat. Z uwagi na znaczenie dla międzynarodowego rynku finansowego najwięcej badań prowadzono dla państw wysoko rozwiniętych, takich jak USA, Niemcy czy Wielka Brytania, które charakteryzują się największymi rynkami długu, a jednocześnie ich obligacje pełnią funkcję międzynarodowych benchmarków. Proces integracji monetarnej przeprowadzony w państwach europejskich pociągnął za sobą rozwój badań nad integracją finansową państw strefy euro, w ramach których podejmowane są analizy spreadów i determinant rentowności obligacji skarbowych. W związku z powyższym w niniejszym opracowaniu uwaga została skoncentrowana na wybranych państwach Europy Środkowo-Wschodniej, które są państwami członkowskimi Unii Europejskiej. Celem opracowania jest identyfikacja determinant rentowności obligacji skarbowych Polski oraz Bułgarii, Czech, Litwy, Łotwy, Słowacji, Słowenii, Rumunii i Węgier.

Odnosząc się do postawionych w badaniu hipotez badawczych, należy stwierdzić, że wśród determinant rentowności polskich obligacji skarbowych i wybranych państw europejskich można wskazać dwie grupy czynników: charakteryzujące emitenta oraz związane z koniunkturą gospodarczą. W przeprowadzonych trzech analizach empirycznych wyróżniono szereg czynników.

Przy stosowaniu stochastycznego czynnika dyskontującego wśród czynników ryzyka wyróżnionych dla poszczególnych krajów znalazły się:

- dla Polski (obligacje 5-letnie): płynność (*bidask*), apetyt na ryzyko (*awersja*), wskaźnik deficytu na rachunku bieżącym do stanu rezerw walutowych (*caresvs*), zmienność kursu walutowego (*fxs*) oraz międzynarodowa pozycja inwestycyjna brutto (*iip*);
- dla Polski (obligacje 10-letnie): płynność (*bidask*), apetyt na ryzyko (*awersja*), wskaźnik deficytu w rachunku bieżącym do stanu rezerw walutowych (*caresvs*), zmienność kursu walutowego (*fxs*), otwartość handlowa (*openess*);

- dla Czech (obligacje 5-letnie): płynność (*bidask*), apetyt na ryzyko (*awersja*), międzynarodowa pozycja inwestycyjna netto (*iipnetto*) oraz otwartość handlowa (*openess*);
- dla Czech (obligacje 10-letnie): płynność (*bidask*), apetyt na ryzyko (*awersja*), otwartość handlowa (*openess*);
- dla Rumunii (obligacje 5-letnie): apetyt na ryzyko (*awersja*), otwartość handlowa (*openess*), zmienność kursu walutowego (*fxs*), stawki cds wskazujące na ryzyko niewypłacalności, stopa bezrobocia (*urate*);
- dla Rumunii (obligacje 10-letnie) w zależności od rodzaju przyjętego waloru wolnego od ryzyka: zmienność kursu walutowego (*fxs*), deficyt w rachunku bieżącym do stanu rezerw walutowych (*caresvs*)⁴⁷, bądź też: zmienna charakteryzująca apetyt na ryzyko inwestorów międzynarodowych (*awersja*) oraz międzynarodowa pozycja inwestycyjna brutto (*iip*)⁴⁸;
- dla Węgier (obligacje 5-letnie): otwartość handlowa (*openess*), deficyt w rachunku bieżącym do stanu rezerw walutowych (*caresvs*), międzynarodowa pozycja inwestycyjna brutto (*iip*);
- dla Węgier (obligacje 10-letnie) w zależności od rodzaju przyjętego waloru wolnego od ryzyka: płynność (*bidask*) oraz deficyt w rachunku bieżącym do stanu rezerw walutowych (*caresvs*)⁴⁹, a dodatkowo: stawki oraz międzynarodowa pozycja inwestycyjna netto (*iipnetto*)⁵⁰.

W podejściu MIDAS, umożliwiającym łączenie zmiennych o różnej częstotliwości, wyróżniono następujące czynniki:

- dla Czech: zmienna ogólnego poziomu ryzyka (*crisk*), inflacja (*cpi*);
- dla Polski: apetyt na ryzyko (*awersja*), wzrost gospodarczy (*growth*), inflacja (*cpi*), płynność (*bidask*);
- dla Węgier: apetyt na ryzyko (*awersja*), wzrost gospodarczy (*growth*), inflacja (*cpi*), stopa wolna od ryzyka (*RF*), płynność (*bidask*) oraz międzynarodowa pozycja inwestycyjna netto (*iipnetto*);

⁴⁷ Wersja z 6-miesięcznymi bonami skarbowymi.

⁴⁸ Wersja z rentownością 10-letnich obligacji niemieckich.

⁴⁹ W wariacie modelu z dochodowością 3-miesięcznych bonów skarbowych.

⁵⁰ Wersja z rentownością 10-letnich obligacji niemieckich.

- dla Rumunii: apetyt na ryzyko (*awersja*), inflacja (*cpi*), stopa bezrobocia (*urate*), międzynarodowa pozycja inwestycyjna netto (*iipnetto*).

W estymacji panelowej w ramach relacji długookresowej ECM wskazano na istotność następujących czynników dla całej grupy analizowanych państw EŚW:

- dla rentowności 10-letnich obligacji skarbowych (model 1): stan rachunku obrotów bieżących przyrównany do wielkości rezerw (*caresvs*) oraz otwartość handlowa (*openess*) i międzynarodowa pozycja inwestycyjna brutto (*iip*)⁵¹;
- dla rentowności 10-letnich obligacji skarbowych (model 2): otwartość handlowa (*openess*), międzynarodowa pozycja inwestycyjna brutto (*iip*), stan rachunku obrotów bieżących przyrównany do wielkości rezerw (*caresvs*) oraz kurs walutowy (*fx*);
- dla spreadów wobec 10-letnich obligacji niemieckich (modele 3 oraz 4): ryzyko niewypłacalności (*cds*), międzynarodowa pozycja inwestycyjna brutto (*iip*), płynność (*bidask*).

Do najczęściej pojawiających się czynników w ramach wszystkich analiz należały zmienne charakteryzujące stan gospodarki emitenta (rachunek obrotów bieżących, międzynarodowa pozycja inwestycyjna brutto oraz netto, zmienność kursu walutowego). Można również stwierdzić, że spośród wybranych danych zmienna *awersja*, która charakteryzuje apetyt na ryzyko inwestorów międzynarodowych, również okazała się czynnikiem istotnym dla wyceny obligacji skarbowych analizowanych państw. Zmienna *awersja* była wyznaczona za pomocą analizy czynnikowej i składały się na nią indeks VIX oraz różnica pomiędzy rentownością obligacji korporacyjnych w USA o ratingu Baa i Aaa. Można zatem stwierdzić, że rentowność obligacji skarbowych państw EŚW jest determinowana czynnikami globalnymi. Warto zwrócić uwagę na znaczenie płynności rynku obligacji, która była w badaniu przybliżona za pomocą spreadu pomiędzy ceną kupna i sprzedaży obligacji.

Należy uznać, że przyjęta w badaniu pierwsza hipoteza, która brzmi: *Wśród determinant rentowności obligacji skarbowych polskich i wybranych państw europejskich wskazać należy dwie grupy czynników: charakteryzujące emitenta oraz związane*

⁵¹ Dwa ostatnie czynniki okazały się istotne na poziomie ufności 0,1.

z koniunkturą gospodarczą została potwierdzona. Ponadto przedstawione wyniki pozwalają również na potwierdzenie hipotezy drugiej: *Kształtowanie się cen i rentowności obligacji skarbowych wskazuje na występowanie współzależności pomiędzy poszczególnymi państwami lub grupami państw*, ponieważ ceny i rentowność obligacji skarbowych państw EŚW są determinowane również czynnikami wspólnymi, na co wskazuje przeprowadzona estymacja panelowa.

Warto także zwrócić uwagę, że spośród potencjalnych czynników determinujących rentowność obligacji statystycznej istotności nie uzyskały zmienne charakteryzujące stan finansów publicznych, tj. deficyt/nadwyżka budżetowa oraz wielkość zadłużenia w proc. PKB. Zmienne te, choć uważane za jedne z najważniejszych w literaturze, często nie zyskują potwierdzenia empirycznego, na co wskazują wyniki innych opracowań (np. Afonso i in., 2012). Wyniki analiz przeprowadzonych przez P. Gajewskiego (2014) potwierdzają wystąpienie silnej zmiany sposobu wyceny obligacji rządowych w strefie euro pod wpływem kryzysu finansowego. Autor wspomnianych badań wykazał, że istotne przełożenie na rentowność obligacji przed kryzysem miały takie zmienne jak: wskaźnik płynności krajowych rynków obligacji, oczekiwane saldo sektora rządowego i samorządowego, oczekiwana stopa oszczędności oraz dynamika jednostkowych kosztów pracy. Natomiast po kryzysie istotna stała się wspomniana powyżej relacja długu do PKB. Relatywnie mniejsze znaczenie (rzadko pojawiały się w wynikach estymacji) w analizowanych krajach mają takie zmienne makroekonomiczne jak: inflacja, stopa bezrobocia czy wzrost gospodarczy oraz zmienna charakteryzująca ogólne ryzyko emitenta. Fakt, że zmienne te wystąpiły w oszacowaniach dla niektórych z państw, świadczyć może o indywidualnej charakterystyce determinant lub inaczej – o indywidualnej ekspozycji danego kraju na dany rodzaj czynnika/ryzyko.

Odnosząc się do hipotezy trzeciej, która mówi, że *Ceny i rentowność obligacji kształtowane są pod wpływem czynników o różnej częstotliwości*, należy stwierdzić, że badania empiryczne nie potwierdziły, iż modele, w których wykorzystuje się zmienne o zróżnicowanej częstotliwości, wykazywały się lepszymi własnościami, w tym własnościami prognostycznymi, niż modele SDF i panelowe. Zatem hipoteza trzecia nie została potwierdzona.

Przeprowadzone badania pozwalają na wyciągnięcie kilku wniosków natury ogólnej. Po pierwsze niezależnie od wybranej metody estymacji wśród czynników determinujących rentowność obligacji skarbowych wybranych państw znalazły się rachunek obrotów bieżących oraz międzynarodowa pozycja inwestycyjna. Po drugie pomimo przyjętych a priori założeń odnośnie podobieństwa państw EŚW wynikającego z ich położenia geograficznego, zbliżonej historii gospodarczej oraz stopnia obecnego rozwoju gospodarczego (szczególnie w porównaniu do państw wysoko rozwiniętych) należy zauważyć wysoki poziom heterogeniczności w obrębie badanej grupy państw.

Podsumowując, warto również wskazać możliwości, jakie ukazały się w wyniku przeprowadzenia niniejszych badań. Otóż warto podjąć w kolejnych badaniach próbę znacznego wydłużenia szeregów czasowych, co pozwoliłoby poprawić efektywność estymatorów i umożliwiłoby wydłużenie horyzontu prognoz w próbie i poza próbą. Warto również podjąć wątek heterogeniczności rynków analizowanych państw w kontekście takich zmiennych jak struktura inwestorów zagranicznych oraz poziom płynności i obrotów na rynku papierów dłużnych. Szczególnie duże pole do dalszej eksploracji otworzyło zastosowanie modelu MIDAS, co wynika z możliwości zaadaptowania w jednym modelu analizy danych czasu rzeczywistego wraz z danymi historycznymi o różnej częstotliwości.

Literatura

1. Adam M., 2013, *Spillovers and contagion in the sovereign CDS market*, „Bank i Kredyt”, vol. 44, no. 6.
2. 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.
3. Afonso A., Furceri D., Gomes P., 2011, *Sovereign credit ratings and financial market linkages. Application to European data*, ECB Working Paper Series, no. 1347. Opublikowane również pod tym samym tytułem w: „Journal of International Money and Finance”, 2012, no. 31.
4. Afonso A., Gomes P., Taamouti A., 2014, *Sovereign credit ratings, market volatility and financial gains*, „Computational Statistics and Data Analysis”, no. 76.
5. Afonso A., Rault Ch., 2012, *Short- and long-run behaviour of long-term sovereign bond yields*, CESIFO Working Paper, no. 3249.
6. Alexopoulou I., Bunda I., Ferrado A., 2009, *Determinants of government bond spreads in new EU countries*, ECB Working Paper Series, no. 1093, September.
7. Andreou E., Ghysels E., Kourtellos A., 2010, *Forecasting with mixed-frequency data*, Oxford Handbook on Economy Forecasting.
8. Assman Ch., Boysen-Hogrefe J., 2011, *Determinants of government bond spreads in the euro area: in good times as in bad*, „Empirica”, no. 39.
9. Asteriou D., Hall S.G., 2011, *Applied econometrics*, 2nd ed., Palgrave Macmillan.
10. Ayadi M.A., Kryzanowski L., 2005, *Stochastic Discount Factor-Based Approach for Fixed-Income Mutual Fund Performance Evaluation*, [w:] *Numerical methods in finance*, New York.
11. Baldacci E., Gupta S., Mati A., 2008, *Is it (still) mostly fiscal? Determinants of sovereign spreads in emerging markets*, IMF Working Paper, WP/08/259.
12. Baldacci E., Kumar M., 2010, *Fiscal deficits, public debt, and sovereign spreads in emerging economies*, IMF Working Paper, WP/10/184.
13. Balducci P., Elton E. J., Green T. C., 2001, *Economic news and bond prices: evidence from US treasury market*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis”, vol. 36, no. 4.

-
14. 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.
 15. 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, November.
 16. 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.
 17. Bessler W., Drobetz W., Zimmermann H., 2009, *Conditional Performance Evaluation for German Equity Mutual Funds*, „European Journal of Finance”, vol. 15, no. 3.
 18. Bukowski S.I., 2011, *Międzynarodowa integracja rynków finansowych*, Difin, Warszawa.
 19. Camba-Mendez G., Kostrzewa K., Mospan A., Serwa D., 2014, *Pricing sovereign credit risk of an emerging market*, NBP Working Paper, no. 189.
 20. Chen X., Ghysels E., 2011, *News – good or bad – and its impact on predicting future volatility*, „Review of Financial Studies”, vol. 24, no. 1.
 21. 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, <http://dx.doi.org/10.1016/j.frl.2014.02.003>.
 22. Ciołek D., 2004, *Konwergencja do Unii Europejskiej krajów w okresie transformacji*, Uniwersytet Gdański, Gdańsk (praca doktorska).
 23. Clements M.P., Galvao A.B., 2006, *Macroeconomic Forecasting with Mixed Frequency Data: Forecast of US output growth and inflation*, Warwick Economic Research Papers, 773.
 24. Cochrane J.H., 2005, *Asset pricing (Revised edition)*, Princeton, New Jersey.
 25. Connor G., Korajczyk R.A., 2010, *Factor models in portfolio and asset pricing theory*, [w:] red. J.B. Guerard, *Handbook of portfolio construction*, New York.
 26. Csonto B., Ivaschenko I., 2013, *Determinants of sovereign bond spreads in emerging markets: local fundamentals and global factors vs. ever-changing misalignments*, IMF, Working Paper, 13/164.
 27. Dańska-Borsiak B., 2011, *Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.

28. Davis E.P., Li Ch., 2003, *Demographics and financial asset pricing in the major industrial economies*, Brunel University West London (dostępne w internecie).
29. Delis M.D., Mylonidis N., 2011, *The chicken or the egg? A note on the dynamic interrelation between government bond spreads and credit default swaps*, „Finance Research Letters”, no. 8.
30. Diebold F., 2012, *Comparing Predictive Accuracy, Twenty Years Later: A Personal Perspective on the Use and Abuse of Diebold-Mariano Test*, University of Pennsylvania Working Paper, 7.
31. Ebner A., 2009, *An empirical analysis on the determinants of CEE government bond spreads*, „Emerging Markets Review”, no. 10.
32. Edwards S., 1983, *LDC foreign borrowing and default risk: an empirical investigation*, NBER Working Paper, no. 1172 (artykuł opublikowany w 1984 r. w „American Economic Review”, vol. 74, no. 4).
33. Farnsworth H., Ferson W.E., Jackson D., Todd S., 2002, *Performance Evaluation with Stochastic Discount Factors*, „Journal of Business”, vol. 75, no. 3.
34. Favero C., Giavazzi F., Spaventa L., 1996, *High yields, the spread on German interest rates*, NBER Working Paper, no. 5408. Opublikowany także w „Economic Journal”, 1997, vol. 107, no. 663 (informacja ze strony nber.org).
35. Favero C., Pagano, M., and von Thadden, E.-L., 2010, *How does liquidity affect government bond yields?*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis”, vol. 45.
36. Ferucci P., 2003, *Empirical determinants of emerging market economies' sovereign bond spreads*, Bank of England, Working Papers, no. 205.
37. *Financial integration in Europe*, 2014, European Central Bank, April 2014, www.ecb.int.
38. Gajewski K., Olszewski K., Pawłowska M., Rogowski W., Tchorek G., Zięba J., 2012, *Integracja finansowa w Europie po wprowadzeniu euro. Przegląd literatury*, „Materiały i Studia Narodowego Banku Polskiego”, Zeszyt nr 277.
39. Gajewski P., 2014, *Kryzys finansowy a determinanty oprocentowania obligacji rządowych w strefie euro*, „Humanities and Social Sciences”, vol. 21, no. 2.
40. 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.

-
41. Ghysels E., Santa-Clara P., Valkanov R., 2004, *The MIDAS touch: Mixed Data Sampling regression models*, Chapel Hill, North Carolina.
 42. Ghysels E., Santa-Clara P., Valkanov R., 2006, *Predicting volatility: Getting the most out of return data sampled at different frequencies*, „Journal of Econometrics”, vol. 131, no. 1-2.
 43. 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, no. 9.
 44. Gomez-Puig M., 2006, *Size matters for liquidity: evidence from EMU sovereign yield spreads*, „Economic Letters”, no. 90.
 45. Gómez-Puig M., Sosvilla-Rivero S., Carmen Ramos-Herrera M. del C., 2014, *An Update on EMU Sovereign Yield Spread Drivers in Times of Crisis: A Panel Data Analysis*, Research Institute of Applied Economics, Working Paper, no. 07.
 46. Gonzales-Rozada M., Yeyati E.L., 2008, *Global factors in emerging market spreads*, „The Economic Journal”, no. 118.
 47. Grabowski W., Stawasz E., 2013, *Programy skupu Europejskiego Banku Centralnego w dobie kryzysu zadłużeniowego w strefie euro*, „Ekonomia Międzynarodowa”, Zeszyt nr 4.
 48. Hansen L., 1982, *Large sample properties of generalized method of moments estimators*, „Econometrica”, vol. 50, no. 4.
 49. Hansen L.P., Heaton J., Luttmer E.G.J., 1995, *Econometric evaluation of asset pricing models*, „The Review of Financial Studies”, vol. 8, no. 2.
 50. Haugh, D., P. Ollivaud and D. Turner, 2009, *What drives sovereign risk premiums?: An analysis of recent evidence from the euro area*, OECD Economics Department Working Papers, No. 718, OECD Publishing, <http://dx.doi.org/10.1787/222675756166>.
 51. 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, WP/14/17.
 52. Ingersoll J.A., 1987, *Theory of Financial Decision Making*, Rowman and Littlefield Publishers Inc., Oxford.
 53. Jajuga K., Jajuga T., 2006, *Inwestycje*, PWN, Warszawa.

54. Jaramillo L., Weber A., 2013, *Bond yields in emerging economies: it matters what state you are in*, „Emerging Markets Review”, no. 17.
55. Johnston J., Di Nardo J., 1997, *Econometric Methods*, New York.
56. Lozano L., Rubio G., 2011, *Evaluating Alternative Methods for Testing Assets Pricing Models with Historical Data*, „Journal of Empirical Finance”, vol. 18, no. 1.
57. Ludvigson S.C., Ng S., 2005, *Macro factors in Bond risk premia*, NBER Working Paper, no. 11703.
58. McMillan H., Baesel J. B., 1988, *The role of demographic factors in interest rate forecasting*, „Managerial and Decision Economics”, vol. 9, no. 3.
59. Mrzygłód U., 2011, *Procesy integracyjne na europejskich rynkach kapitałowych*, „Materiały i Studia Narodowego Banku Polskiego”, Zeszyt nr 257.
60. Nickel Ch, Rother P.C., Rülke J.C., 2009, *Fiscal variables and bond spreads. Evidence from Eastern European countries and Turkey*, ECB Occasional Paper Series, no. 1101.
61. Peiris S.J., 2010, *Foreign participation in emerging markets' local currency bond markets*, IMF working Paper, WP/10/88.
62. Pesharan M.H., Shin Y., Smith R.P., 1999, *Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels*, „Journal of the American Statistical Association”, vol. 94, no. 446.
63. Poghosyan T., 2012, *Long-run and short-run determinants of sovereign bond yields in advanced economies*, IMF Working Paper, WP/12/271.
64. Shanken J., Weinstein M.I., 2006, *Economic forces and the stock market revisited*, „Journal of Empirical Finance”, vol. 13, no. 2.
65. Smith P., M. Wickens, 2002, *Asset pricing with observable stochastic discount factors*, „Journal of Economics Survey”, vol. 16, no. 3.
66. Solnik B., McLeavey D., 2004, *International investments*, 5 ed., Addison Wesley, Boston, Massachusetts.
67. Strzała K., 2009, *Panelowe testy stacjonarności – możliwości i ograniczenia*, „Przegląd Statystyczny”, R. LVI, Zeszyt 1.
68. Strzała K., 2012, *Dylemat Feldsteina i Horioki. Weryfikacja empiryczna dla krajów Unii Europejskiej*, Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk.
69. Wickens M., 2008, *Macroeconomic theory. A dynamic general equilibrium approach*, Princeton, New Jersey.

-
70. Zamojska A., 2012, *Efektywność Funduszy Inwestycyjnych w Polsce. Studium Teoretyczno-Empiryczne*, C.H. Beck, Warszawa.
71. Zivot E., Wang J., 2006, *Modelling financial time series with S-PLUS*, New York.

Załączniki

Tabela Z 1.1. Dane obligacji skarbowych – wykorzystane w modelowaniu SDF i MIDAS

Zmienna	Wyjaśnienie oznaczenia	Dana	Okres	Częstotliwość	Źródło
<i>pl5y</i>	5-letni benchmark polskich obligacji skarbowych	<i>bid yield close</i>	2000–2014	dzienna	Thomson Reuters Eikon
<i>pl10y</i>	10-letni benchmark polskich obligacji skarbowych	<i>bid yield close</i>	2000–2014	dzienna	Thomson Reuters Eikon
<i>cz5y</i>	5-letni benchmark czeskich obligacji skarbowych	<i>bid yield close</i>	2000–2014	dzienna	Thomson Reuters Eikon
<i>cz10y</i>	10-letni benchmark czeskich obligacji skarbowych	<i>bid yield close</i>	2000–2014	dzienna	Thomson Reuters Eikon
<i>hu5y</i>	5-letni benchmark węgierskich obligacji skarbowych	<i>bid yield close</i>	2003–2014	dzienna	Thomson Reuters Eikon
<i>hu10y</i>	10-letni benchmark węgierskich obligacji skarbowych	<i>bid yield close</i>	2002–2014	dzienna	Thomson Reuters Eikon
<i>ro5y</i>	5-letni benchmark rumuńskich obligacji skarbowych	<i>bid yield close</i>	2007–2014	dzienna	Thomson Reuters Eikon
<i>ro10y</i>	10-letni benchmark rumuńskich obligacji skarbowych	<i>bid yield close</i>	2007–2014	dzienna	Thomson Reuters Eikon
<i>de5y</i>	5-letni benchmark niemieckich obligacji skarbowych	<i>bid yield close</i>	2000–2014	dzienna	Thomson Reuters Eikon
<i>de10y</i>	10-letni benchmark niemieckich obligacji skarbowych	<i>bid yield close</i>	2000–2014	dzienna	Thomson Reuters Eikon

Źródło: Opracowanie własne. Dane pobrano z Thomson Reuters Eikon na podstawie umowy o współpracy pomiędzy Uniwersytetem Gdańskim a Thomson Reuters.

Tabela Z 1.2. Dane walorów prymitywnych – wykorzystane w SDF i MIDAS – indeksy J.P. Morgan

Zmienna	Nazwa pełna	Dana	Okres	Częstotliwość	Źródło
<i>P1</i>	EMBI GLOBAL A	poziom indeksu	2000–2014	dzienna	Thomson Reuters Eikon
<i>P2</i>	EMBI GLOBAL B	poziom indeksu	2000–2014	dzienna	Thomson Reuters Eikon
<i>P3</i>	EMBI GLOBAL BB	poziom indeksu	2000–2014	dzienna	Thomson Reuters Eikon
<i>P4</i>	EMBI GLOBAL BBB	poziom indeksu	2000–2014	dzienna	Thomson Reuters Eikon
<i>P5</i>	EMBI GLOBAL Sovereign	poziom indeksu	2000–2014	dzienna	Thomson Reuters Eikon
<i>P6</i>	EMBI GLOBAL DIVERSIFIED Sovereign	poziom indeksu	2004–2014	dzienna	Thomson Reuters Eikon
<i>P7</i>	EMBI GLOBAL DIVERSIFIED BBB	poziom indeksu	2000–2014	dzienna	Thomson Reuters Eikon
<i>P8</i>	EMBI EUR GBL 03 to 05 Years	poziom indeksu	2006–2014	dzienna	Thomson Reuters Eikon
<i>P9</i>	EMBI EUR GBL 05 to 07 Years	poziom indeksu	2000–2014	dzienna	Thomson Reuters Eikon

Źródło: Opracowanie własne. . Dane pobrano z Thomson Reuters Eikon na podstawie umowy o współpracy pomiędzy Uniwersytetem Gdańskim a Thomson Reuters.

Tabela Z 2.1. Macierz korelacji instrumentów prymitywnych

	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9
P1	1,000								
P2	0,156	1,000							
P3	0,164	0,649	1,000						
P4	0,401	0,594	0,845	1,000					
P5	0,205	0,731	0,954	0,934	1,000				
P6	0,192	0,652	0,906	0,863	0,926	1,000			
P7	0,016	0,119	0,098	0,109	0,124	0,151	1,000		
P8	0,062	0,006	-0,100	-0,076	-0,082	-0,083	0,015	1,000	
P9	0,013	0,019	-0,003	0,023	0,020	0,017	0,006	0,095	1,000

Źródło: Obliczenia własne w pakiecie R.

Tabela Z 2.2. Dane użyte do skonstruowania zmiennej awersja

	Wyjaśnienie	Okres	Częstotliwość	Źródło
Baa	rentowność obligacji korporacyjnych o ratingu Baa	2005–2013	dzienna	Federal Reserve Economic Data (FRED) Federal Reserve Bank of St. Louis
Aaa	rentowność obligacji korporacyjnych o ratingu Aaa	2005–2013	dzienna	FRED
VIX	indeks VIX z giełdy CBOE	2005–2013	dzienna	FRED

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela Z 2.3. Dane makroekonomiczne

Zmienna	Wyjaśnienie	Okres	Częstotliwość	Źródło
y10	rentowność 10-letnich obligacji skarbowych (<i>harmonised long-term interest rates for convergence assessment purposes</i>)	2005–2013	kwartalna	EBC
y10spread	spread rentowności obligacji danego państwa wobec 10-letnich obligacji niemieckich	2005–2013	kwartalna	obliczenia własne na podstawie danych EBC
bidask	spread pomiędzy ceną kupna a ceną sprzedaży obligacji	2005–2013	dzienna	obliczenia własne na podstawie danych z Thomson Reuters Eikon
cagdp	deficyt/nadwyżka na rachunku bieżącym bilansu płatniczego przyrównane do PKB	2005–2013	kwartalna	Eurostat
caresvs	deficyt/nadwyżka na rachunku bieżącym bilansu płatniczego przyrównane do stanu rezerw walutowych danego państwa	2005–2013	kwartalna	obliczenia własne na podstawie danych z International Financial Statistics – IFS (MFW)
cds	punkty bazowe na zamknięcie dnia (krótsze szeregi danych dla niektórych państw)	2005–2013	dzienna	Bloomberg
cpi	inflacja	2005–2013	kwartalna	IFS
crisk	composite risk = political, economic, financial poziom indeksu	2005–2013	miesięczna	PRS Group International Country Risk Guide (ICRG)
debt	wielkość zadłużenia w PKB	2005–2013	kwartalna	Eurostat
deficit	deficyt/nadwyżka budżetowa przyrównane do PKB	2005–2013	kwartalna	Eurostat
growth	stopa wzrostu gospodarczego	2005–2013	kwartalna	Eurostat
iipnetto	międzynarodowa pozycja inwestycyjna netto (aktywa minus pasywa)/PKB	2005–2013	kwartalna	obliczenia własne na podstawie danych z IFS uzupełnione danymi ze stron banków centralnych oraz Eurostat
iip	międzynarodowa pozycja inwestycyjna brutto (aktywa plus pasywa)/PKB	2005–2013	kwartalna	obliczenia własne na podstawie danych z IFS uzupełnione danymi ze stron banków centralnych oraz Eurostat
openess	(eksport + import)/PKB	2005–2013	kwartalna	obliczenia własne na podstawie danych Eurostat
urate	stopa bezrobocia	2005–2013	kwartalna	IFS, Eurostat
fx	poziom kursu walutowego wobec USD	2005–2013	dzienna	Thomson Reuters Eikon
fxvar	wariancja kursu walutowego wobec USD	2005–2013	dzienna	obliczenia własne na podstawie danych z Thomson Reuters Eikon
fxstd	odchylenie standardowe wobec USD	2005–2013	dzienna	obliczenia własne na podstawie danych z Thomson Reuters Eikon

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela Z 4.1. Testy występowania wektora kointegrującego dla zmienne y10 (rentowność 10-letnich obligacji skarbowych) (Johansen Fisher Panel Cointegration Test Linear deterministic trend)

Pary zmiennych	Hypothesized	Fisher Stat.*		Fisher Stat.*	
	No. of CE(s)	(from trace test)	Prob.	(from max-eigen test)	Prob.
y10 urate	None	73,68	0,0000	66,50	0,0000
	At most 1	38,21	0,0036	38,21	0,0036
y10 urate ^a	None	67,58	0,0000	73,09	0,0000
	At most 1	15,88	0,6008	15,88	0,6008
y10 openness	None	39,33	0,0026	35,96	0,0071
	At most 1	21,67	0,2472	21,67	0,2472
y10 iipnetto	None	51,93	0,0000	40,87	0,0016
	At most 1	43,23	0,0007	43,23	0,0007
y10 iipnetto ^a	None	35,05	0,0093	39,46	0,0025
	At most 1	11,92	0,8514	11,92	0,8514
y10 iip	None	75,96	0,0000	63,33	0,0000
	At most 1	44,25	0,0005	44,25	0,0005
y10 iip ^a	None	54,39	0,0000	55,26	0,0000
	At most 1	15,92	0,5984	15,92	0,5984
y10 growth	None	95,92	0,0000	93,82	0,0000
	At most 1	30,16	0,0359	30,16	0,0359
y10 growth ^a	None	79,10	0,0000	92,76	0,0000
	At most 1	7,642	0,9835	7,642	0,9835
y10 deficit	None	47,70	0,0002	46,02	0,0003
	At most 1	22,83	0,1971	22,83	0,1971
y10 deficit ^a	None	25,80	0,1043	26,49	0,0890
	At most 1	10,57	0,9118	10,57	0,9118
y10 debt	None	57,91	0,0000	49,34	0,0001
	At most 1	35,06	0,0093	35,06	0,0093
y10 debt ^a	None	48,23	0,0001	40,16	0,0020
	At most 1	21,83	0,2395	21,83	0,2395
y10 crisk	None	26,92	0,0806	20,81	0,2889
	At most 1	28,60	0,0535	28,60	0,0535
y10 crisk ^a	None	29,93	0,0382	30,42	0,0335
	At most 1	10,42	0,9174	10,42	0,9174
y10 cpi	None	33,55	0,0143	29,50	0,0426
	At most 1	29,84	0,0390	29,84	0,0390
y10 cpi ^a	None	34,98	0,0095	39,51	0,0024
	At most 1	10,41	0,9175	10,41	0,9175
y10 caresvs	None	30,50	0,0328	29,11	0,0471
	At most 1	20,96	0,2814	20,96	0,2814
y10 caresvs ^a	None	29,01	0,0483	35,66	0,0078
	At most 1	7,569	0,9844	7,569	0,9844
y10 cagdp	None	42,43	0,0010	38,11	0,0037
	At most 1	28,05	0,0613	28,05	0,0613
y10 cagdp ^a	None	50,35	0,0001	51,80	0,0000
	At most 1	16,27	0,5740	16,27	0,5740
y10 awersja	None	71,31	0,0000	66,19	0,0000
	At most 1	29,70	0,0405	29,70	0,0405
y10 awersja ^a	None	46,93	0,0002	55,65	0,0000
	At most 1	6,819	0,9916	6,819	0,9916
y10 cds	None	22,81	0,1982	23,94	0,1570
	At most 1	15,74	0,6107	15,74	0,6107
y10 cds ^a	None	33,72	0,0136	39,41	0,0025
	At most 1	8,803	0,9641	8,803	0,9641
y10 bidask	None	60,91	0,0000	58,45	0,0000
	At most 1	24,78	0,1310	24,78	0,1310
y10 fx	None	23,03	0,1894	17,41	0,4953
	At most 1	28,07	0,0609	28,07	0,0609
y10 fxst	None	96,27	0,0000	90,96	0,0000
	At most 1	33,58	0,0142	33,58	0,0142
y10 fxvar	None	110,7	0,0000	104,4	0,0000
	At most 1	36,28	0,0065	36,28	0,0065

^a Linear deterministic trend (restricted).

Źródło: Obliczenia własne w pakiecie R.

Tabela Z 4.2. Testy występowania wektora kointegrującego dla zmiennej yiospread (spread wobec obligacji niemieckich)
(Johansen Fisher Panel Cointegration Test Linear deterministic trend)

Pary zmiennych	Hypothesized No. of CE(s)	Fisher Stat.*		Fisher Stat.*	
		(from trace test)	Prob.	(from max-eigen test)	Prob.
yiospread urate	None	116,1	0,0000	109,3	0,0000
	At most 1	40,10	0,0020	40,10	0,0020
y10 urate ^a	None	73,19	0,0000	85,27	0,0000
	At most 1	8,534	0,9696	8,534	0,9696
yiospread openness	None	15,77	0,6086	11,70	0,8625
	At most 1	25,06	0,1234	25,06	0,1234
yiospread openness ^a	None	10,79	0,9030	14,19	0,7169
	At most 1	3,985	0,9998	3,985	0,9998
yiospread iipnetto	None	50,84	0,0001	40,57	0,0017
	At most 1	42,87	0,0008	42,87	0,0008
yiospread iipnetto ^a	None	28,81	0,0508	37,69	0,0043
	At most 1	6,670	0,9926	6,670	0,9926
yiospread iip	None	73,47	0,0000	57,83	0,0000
	At most 1	52,54	0,0000	52,54	0,0000
yiospread iip ^a	None	39,82	0,0022	43,32	0,0007
	At most 1	11,57	0,8687	11,57	0,8687
yiospread growth	None	118,3	0,0000	110,7	0,0000
	At most 1	41,64	0,0012	41,64	0,0012
yiospread growth ^a	None	62,51	0,0000	82,34	0,0000
	At most 1	5,451	0,9980	5,451	0,9980
yiospread deficit	None	58,91	0,0000	50,79	0,0001
	At most 1	35,89	0,0073	35,89	0,0073
yiospread deficit ^a	None	23,50	0,1722	29,67	0,0407
	At most 1	5,943	0,9964	5,943	0,9964
yiospread debt	None	61,88	0,0000	52,43	0,0000
	At most 1	39,88	0,0022	39,88	0,0022
yiospread debt ^a	None	39,04	0,0028	37,37	0,0047
	At most 1	14,88	0,6704	14,88	0,6704
yiospread crisk	None	54,83	0,0000	41,26	0,0014
	At most 1	45,59	0,0003	45,59	0,0003
yiospread crisk ^a	None	31,50	0,0252	31,91	0,0225
	At most 1	10,02	0,9312	10,02	0,9312
yiospread cpi	None	37,58	0,0044	32,27	0,0204
	At most 1	32,09	0,0214	32,09	0,0214
yiospread cpi ^a	None	32,04	0,0218	39,19	0,0027
	At most 1	6,691	0,9925	6,691	0,9925
yiospread caresvs	None	28,69	0,0523	21,48	0,2561
	At most 1	37,59	0,0044	37,59	0,0044
yiospread caresvs ^a	None	22,42	0,2139	29,00	0,0484
	At most 1	6,176	0,9954	6,176	0,9954
yiospread cagdp	None	49,27	0,0001	40,83	0,0016
	At most 1	39,83	0,0022	39,83	0,0022
yiospread cagdp ^a	None	42,07	0,0011	49,06	0,0001
	At most 1	11,30	0,8812	11,30	0,8812
yiospread awersja	None	73,39	0,0000	50,20	0,0001
	At most 1	62,58	0,0000	62,58	0,0000
yiospread awersja ^a	None	43,43	0,0007	43,49	0,0007
	At most 1	12,76	0,8056	12,76	0,8056
yiospread cds	None	67,24	0,0000	55,48	0,0000
	At most 1	44,21	0,0005	44,21	0,0005
yiospread cds ^a	None	41,94	0,0011	46,87	0,0002
	At most 1	10,68	0,9075	10,68	0,9075
yiospread bidask	None	57,67	0,0000	43,39	0,0007
	At most 1	44,24	0,0005	44,24	0,0005
yiospread bidask ^a	None	80,98	0,0000	55,42	0,0000
	At most 1	19,76	0,3465	19,76	0,3465

^a Linear deterministic trend (restricted).

Źródło: Obliczenia własne w pakiecie R.

Tabela Z.4.3. Wyniki testów Jarque–Bera, Godreya–Quanta, Connovera, Breuscha–Godfreya dla modelu 1 (zmienna zależna y_{10})

Relacja dla kraju	StatJB [prob]	StatGQ [prob]	StatCON [prob]	StatBG (F) [prob]
Polska	2,3829 [0,3038]	3,7373 [0,0516]	0,6266 [0,7310]	0,2547 [0,9030]
Bułgaria	2,5492 [0,2795]	2,9574 [0,0879]	2,1684 [0,3382]	0,0842 [0,9862]
Czechy	2,3113 [0,3149]	3,3786 [0,0653]	4,9938 [0,0823]	1,0494 [0,4096]
Węgry	5,6263 [0,0600]	18,4443 [0,0005]	2,7549 [0,2522]	0,2268 [0,9198]
Łotwa	4,8180 [0,0899]	33,1625 [0,0001]	7,1611 [0,0279]	1,4678 [0,2533]
Litwa	3,5213 [0,1719]	1,0953 [0,4537]	9,0938 [0,0106]	1,4286 [0,2650]
Rumunia	2,8568 [0,2397]	1,1147 [0,4449]	3,8815 [0,1436]	2,8457 [0,0545]
Słowacja	1,3199 [0,5169]	2,4270 [0,1325]	0,5961 [0,7423]	0,4567 [0,7664]
Słowenia	0,2060 [0,9021]	1,0798 [0,4610]	7,5636 [0,0228]	2,8711 [0,0531]

Źródło: Obliczenia własne w pakiecie R.

Tabela Z.4.4. Wyniki testów Jarque–Bera, Godreya–Quanta, Connovera, Breuscha–Godfreya dla modelu 2 (zmienna zależna y_{10})

Relacja dla kraju	StatJB [prob]	StatGQ [prob]	StatCON [prob]	StatBG (F) [prob]
Polska	0,5473 [0,7606]	1,4543 [0,2814]	1,4178 [0,4922]	0,1235 [0,9716]
Bułgaria	4,4934 [0,1057]	1,7501 [0,1860]	1,7827 [0,4101]	0,0755 [0,9885]
Czechy	0,1121 [0,9455]	2,3705 [0,0925]	3,2218 [0,1997]	0,9451 [0,4669]
Węgry	1,7019 [0,4270]	2,0364 [0,1295]	5,5693 [0,0617]	0,7520 [0,5731]
Łotwa	0,7419 [0,6901]	2,2520 [0,1059]	2,6176 [0,2701]	0,7173 [0,5940]
Litwa	1,3090 [0,5197]	1,1268 [0,4291]	5,8455 [0,0538]	1,3070 [0,3149]
Rumunia	1,3001 [0,5220]	1,0655 [0,4561]	6,3445 [0,0419]	1,9190 [0,1631]
Słowacja	0,5959 [0,7423]	1,9380 [0,1535]	0,5142 [0,7733]	0,4068 [0,8008]
Słowenia	4,9260 [0,0852]	2,4989 [0,0943]	7,4692 [0,0239]	2,5253 [0,0878]

Źródło: Obliczenia własne w pakiecie R.

Tabela Z.4.5. Wyniki testów Jarque–Bera, Godreya–Quanta, Breuscha–Godfreya dla modelu 3 (zmienna zależna $y_{10spread}$)

Relacja dla kraju	StatJB [prob]	StatGQ [prob]	StatBG (F) [prob]
Polska	3,8932 [0,1428]	2,5567 [0,0774]	0,0016 [0,9999]
Bułgaria	5,0991 [0,0781]	4,2367 [0,0161]	0,0061 [0,9999]
Czechy	10,1683 [0,0062]	5,2980 [0,0148]	0,0321 [0,9977]
Węgry	2,5390 [0,2810]	1,2833 [0,3504]	0,0310 [0,9979]
Łotwa	4,4255 [0,1094]	12,1326 [0,0039]	0,4406 [0,7773]
Litwa	4,2317 [0,1205]	11,6249 [0,0022]	0,0133 [0,9996]
Rumunia	6,8023 [0,0333]	5,9578 [0,0237]	0,3772 [0,8211]
Słowacja	4,8239 [0,0896]	344,4304 [0,0029]	0,1028 [0,9796]
Słowenia	3,2570 [0,1962]	10,9519 [0,0051]	0,5103 [0,7492]

Źródło: Obliczenia własne w pakiecie R.

Tabela Z4.6. Wyniki testów Jarque–Bera oraz Godreya–Quanta, Connovera, Breuscha–Godfrey dla modelu 4 (zmienna zależna *y10spread*)

Relacja dla kraju	StatJB [prob]	StatGQ [prob]	StatCON [prob]	StatBG (F) [prob]
Polska	4,2344 [0,1204]	2,5539 [0,0776]	19,6857 [0,0002]	0,0222 [0,9989]
Bułgaria	5,2168 [0,0737]	4,1229 [0,0177]	17,3155 [0,0006]	0,0155 [0,9994]
Czechy	11,3187 [0,0035]	5,0865 [0,0168]	18,5469 [0,0003]	0,0474 [0,9952]
Węgry	2,7545 [0,2523]	1,1749 [0,4019]	15,6889 [0,0013]	0,1110 [0,9766]
Łotwa	4,9496 [0,0842]	13,4561 [0,0030]	3,5634 [0,3126]	0,4372 [0,7797]
Litwa	4,3538 [0,1134]	11,5736 [0,0023]	14,4222 [0,0024]	0,1045 [0,9790]
Rumunia	6,7514 [0,0342]	5,6592 [0,0267]	3,2013 [0,3616]	0,5101 [0,7293]
Słowacja	5,1490 [0,0762]	33,6434 [0,0020]	14,6066 [0,0022]	0,6806 [0,6168]
Słowenia	3,2319 [0,1987]	10,0340 [0,0065]	6,5652 [0,0871]	0,7880 [0,5518]

Źródło: Obliczenia własne w pakiecie R.

Tabela Z 5.1. Model MIDAS dla Polski

Zmienna	Parametr	Ocena	SE	Z	P> z	Low95%	High95%
const	β_0	-0,0016	0,0004	-4,0290	0,0001	-0,0024	-0,0008
p7	β_1	0,0013	0,0003	4,3475	0,0000	0,0007	0,0019
	θ_{11}	-13,3479	5,3358	-2,5016	0,0124	-23,8059	-2,8900
	θ_{12}	1,7743	0,8220	2,1586	0,0309	0,1633	3,3854
p9	β_2	-0,0336	0,0111	-3,0274	0,0025	-0,0554	-0,0119
	θ_{21}	-2,1770	0,3658	-5,9513	0,0000	-2,8940	-1,4600
	θ_{22}	0,3116	0,0936	3,3288	0,0009	0,1281	0,4950
bidask	β_3	0,0142	0,0097	1,4526	0,1463	-0,0049	0,0333
	θ_{31}	-19,0868	7,1073	-2,6855	0,0072	-33,0169	-5,1568
	θ_{32}	1,6239	0,9224	1,7605	0,0783	-0,1840	3,4318
awersja	α_1	-0,2627	0,0499	-5,2640	0,0000	-0,3605	-0,1649
	θ_{41}	0,7883	0,5965	1,3216	0,1863	-0,3808	1,9574
	θ_{42}	-0,0848	0,0422	-2,0085	0,0446	-0,1675	-0,0020
cpi	γ_1	0,0206	0,0094	2,1806	0,0292	0,0021	0,0391
growth	γ_2	0,2528	0,1091	2,3174	0,0205	0,0390	0,4667
JB = 1,5202[0,4676]; GQ = 1,5060[0,2879]; SKR = 0,00013							

Źródło: Obliczenia własne w pakiecie R.

Tabela Z 5.2. Model MIDAS dla Czech

Zmienna	Parametr	Ocena	SE	Z	P> z	Low95%	High95%
const	β_0	-0,0010	0,0001	-10,7220	0,0000	-0,0012	-0,0008
p3	β_1	-0,0031	0,0003	-10,7240	0,0000	-0,0037	-0,0026
	θ_{11}	9,8589	4,5886	2,1486	0,0317	0,8655	18,8524
	θ_{12}	-1,8619	0,4655	-3,9999	0,0001	-2,7742	-0,9496
crisk	α_1	-0,1064	0,0300	-3,5439	0,0004	-0,1653	-0,0476
	θ_{41}	16,4194	7,8352	2,0956	0,0361	1,0627	31,7762
	θ_{42}	-3,1268	1,5055	-2,0770	0,0378	-6,0775	-0,1761
cpi	γ_1	0,0899	0,0219	4,1051	0,0000	0,0470	0,1328

JB = 0,0874[0,9572]; GQ = 1,5871[0,2641]; SKR = 0,000073

Źródło: Obliczenia własne w pakiecie R.

Tabela Z 5.3. Model MIDAS dla Rumunii

Zmienna	Parametr	Ocena	SE	Z	P> z	Low95%	High95%
const	β_0	-1,3188	0,4692	-2,8108	0,0049	-2,2384	-0,3992
p7	β_1	1,1826	0,3766	3,1404	0,0017	0,4445	1,9207
	θ_{11}	13,0619	8,9369	1,4616	0,1439	-4,4542	30,5779
	θ_{12}	-20,1679	6,4782	-3,1132	0,0019	-32,8649	-7,4708
	β_2	2,7026	0,9636	2,8046	0,0050	0,8139	4,5913
p8	θ_{21}	-2,2277	0,9446	-2,3584	0,0184	-4,0790	-0,3763
	θ_{22}	4,7077	2,7216	1,7298	0,0837	-0,6265	10,0419
	β_3	-3,2494	1,4305	-2,2716	0,0231	-6,0531	-0,4457
	θ_{31}	3,7763	1,2365	3,0541	0,0023	1,3528	6,1998
bidask	θ_{32}	-5,8853	1,9100	-3,0813	0,0021	-9,6287	-2,1418
	α_1	-0,6332	0,2627	-2,4108	0,0159	-1,1481	-0,1184
	θ_{41}	13,7833	5,8375	2,3612	0,0182	2,3421	25,2245
	θ_{42}	-2,2492	0,7296	-3,0829	0,0021	-3,6792	-0,8192
awersja	α_2	-8,9206	5,1142	-1,7443	0,0811	-18,9442	1,1031
	θ_{51}	12,6458	9,0236	1,4014	0,1611	-5,0401	30,3317
	θ_{52}	-1,7089	0,7135	-2,3952	0,0166	-3,1072	-0,3105
	γ_1	-2,5987	1,1757	-2,2103	0,0271	-4,9031	-0,2944
cpi	γ_2	-1,0024	0,7594	-1,3198	0,1869	-2,4908	0,4861
growth	γ_3	-3,3267	1,4997	-2,2183	0,0265	-6,2661	-0,3874
iipnetto							

JB = 0,3484[0,8400]; GQ = 1,3883[0,3338]; SKR = 0,00014

Źródło: Obliczenia własne w pakiecie R.

Tabela Z 5.4. Model MIDAS dla Węgier

Zmienna	Parametr	Ocena	SE	Z	P> z	Low95%	High95%
const	β_0	0,0044	0,0003	13,0946	0,0000	0,0037	0,0051
p1	β_1	-0,0065	0,0018	-3,6827	0,0002	-0,0099	-0,0030
	θ_{11}	1,8126	0,5154	3,5167	0,0004	0,8024	2,8228
	θ_{12}	-0,2152	0,0983	-2,1892	0,0286	-0,4078	-0,0225
	α_1	-0,3340	0,1789	-1,8672	0,0619	-0,6846	0,0166
awersja	θ_{21}	1,6980	1,3402	1,2670	0,2052	-0,9288	4,3248
	θ_{22}	-0,2521	0,0792	-3,1817	0,0015	-0,4074	-0,0968
	γ_1	-0,0885	0,0390	-2,2709	0,0232	-0,1648	-0,0121
	γ_2	0,9254	0,5529	1,6736	0,0942	-0,1584	2,0091
cpi	γ_3	0,0378	0,0165	2,2896	0,0220	0,0054	0,0701
urate							
iipnetto							

Źródło: Obliczenia własne w pakiecie R.

Tabela Z 6.1. Prognozy rentowności 10-letnich obligacji skarbowych dla Czech w okresie 2013q1–2013q4 wraz z miarami dopasowania i testami precyzji Diebolda–Mariano

Data	y10cz	sdf(1)	sdf(2)	sdf(3)	sdf(4)	midas	midas(arr)	PMG(m1)	PMG(m2)	Naivna
2012.4	2,0960	–	–	–	–	–	–	–	–	–
2013.1	2,0003	2,0969	2,0216	2,1863	2,0845	2,0783	2,0931	1,1975	2,3285	2,0960
2013.2	1,8257	2,2878	2,2652	1,8832	1,8166	1,9809	1,9875	3,4554	2,3751	2,0003
2013.3	2,3434	1,6840	1,8117	2,1837	2,1365	1,8381	1,6128	2,6917	2,0732	1,8257
2013.4	2,3619	2,2101	2,1978	2,3519	2,2941	2,3292	2,3273	3,5544	1,8487	2,3434
MSE		0,1702	0,1258	0,0159	0,0136	0,0716	0,1424	1,2110	0,1865	0,0770
RMSE		0,4126	0,3547	0,1260	0,1168	0,2676	0,3774	1,1005	0,4319	0,2775
V		0,1993	0,1710	0,0586	0,0561	0,1301	0,1882	0,4039	0,2003	0,1343
StatDM		–1,7017	–1,8308	–0,2371	–	–1,1180	–1,0653	–2,1444	–2,6889	–1,1630
ProbDM		0,0937	0,0823	0,4139	–	0,1725	0,1824	0,0607	0,0372	0,1645
StatDM(Boot = 8)		–4,0902	–4,5113	0,0119	–	–2,5523	–2,3917	–4,0389	–5,0321	–2,6546
ProbDM(Boot = 8)		0,0022	0,0015	0,5032	–	0,0208	0,0276	0,0020	0,0005	0,0173

Źródło: Obliczenia własne w pakiecie R.

Tabela Z 6.2. Prognozy rentowności 10-letnich obligacji skarbowych dla Rumunii w okresie 2013q1–2013q4 wraz z miarami dopasowania i testami precyzji Diebolda–Mariano

Data	y10r0	sdf(1)	sdf(2)	sdf(3)	sdf(4)	midas	midas(arr)	PMG(m1)	PMG(m2)	Naiwna
2012.4	6,8008	–	–	–	–	–	–	–	–	–
2013.1	5,8940	6,1006	5,6742	6,9913	6,9160	6,8477	6,8365	6,2539	6,5083	6,8008
2013.2	5,4223	5,0102	4,9232	5,8209	5,6706	6,3419	5,8034	6,9800	6,0240	5,8940
2013.3	5,2967	4,7646	4,1477	5,8202	5,7560	7,4487	5,0512	5,7146	5,1386	5,4223
2013.4	5,3153	4,2858	4,1782	5,3163	5,3335	5,3800	5,2905	5,8923	5,2163	5,2967
MSE		0,3888	0,7276	0,4093	0,3294	1,5976	0,2736	0,7659	0,1935	0,2652
RMSE		0,6236	0,8530	0,6397	0,5739	1,2640	0,5231	0,8751	0,4399	0,5150
V		0,1237	0,1803	0,1068	0,0970	0,1943	0,0910	0,1409	0,0769	0,0880
StatDM		–0,6267	–1,2189	–0,9640	–0,6679	–1,3070	–0,5207	–1,1189	–	–0,5593
ProbDM		0,2877	0,1550	0,2031	0,2760	0,1412	0,3193	0,1723	–	0,3075
StatDM(Boot = 8)		–1,0557	–2,5021	–1,6055	–0,9394	–2,8542	–0,5306	–2,4966	–	–0,5783
ProbDM(Boot = 8)		0,2016	0,0333	0,1054	0,2383	0,0115	0,3395	0,0243	–	0,3235

Źródło: Obliczenia własne w pakiecie R.

Tabela Z 6.3. Prognozy rentowności 10-letnich obligacji skarbowych dla Węgier w okresie 2013q1–2013q4 wraz z miarami dopasowania i testami precyzji Diebolda–Mariano

Data	y _{rohu}	sdf(1)	sdf(2)	sdf(3)	sdf(4)	midas	midas(arr)	PMG(m1)	PMG(m2)	Naivna
2012.4	6,8539	–	–	–	–	–	–	–	–	–
2013.1	6,3368	6,1509	6,1210	6,8419	6,9155	6,8590	6,8579	6,1057	6,3425	6,8539
2013.2	5,6402	5,6083	5,6057	6,2083	6,2788	6,3380	6,3285	9,1636	6,0841	6,3368
2013.3	6,1362	5,2665	5,2664	6,0379	6,0041	6,5145	6,5788	8,2079	5,5073	5,6402
2013.4	5,7817	5,4204	5,4170	6,1361	6,1822	6,1356	6,1451	8,5464	5,5698	6,1362
MSE		0,2307	0,2344	0,1783	0,2302	0,2570	0,2683	6,1010	0,1594	0,2811
RMSE		0,4803	0,4841	0,4223	0,4798	0,5069	0,5180	2,4700	0,3992	0,5302
V		0,0856	0,0864	0,0670	0,0756	0,0785	0,0800	0,3085	0,0679	0,0849
StatDM		–0,6233	–0,6572	–0,1353	–0,4532	–0,7748	–0,9734	–2,2871	–	–1,1969
ProbDM		0,2886	0,2790	0,4505	0,3406	0,2475	0,2011	0,0531	–	0,1587
StatDM(Boot = 8)		–1,1455	–1,1979	0,1084	–0,5355	–1,2678	–1,6410	–4,9188	–	–2,0927
ProbDM(Boot = 8)		0,2027	0,1930	0,5381	0,3583	0,1919	0,1303	0,0006	–	0,0748

Źródło: Obliczenia własne w pakiecie R.

www.nbp.pl

