

dr Dagna WLEKLIŃSKA

Uniwersytet Kazimierza Wielkiego w Bydgoszczy
e-mail: dagna@ukw.edu.pl
ORCID: 0000-0002-8198-1669

DOI: 10.15290/oes.2024.01.115.09

WSPÓŁZALEŻNOŚCI GLOBALNE A KRYZYSY FINANSOWE – PRZESTRZENNE EFEKTY *SPILLOVERS* NA RYNKU DZIESIĘCIOLETNICH OBLIGACJI SKARBOWYCH¹

Streszczenie

Cel – Celem artykułu jest ocena przestrzennych efektów *spillovers* na rynku dziesięcioletnich obligacji skarbowych. Pod rozwagę wzięto, czy czynnikiem indukującym to zjawisko mogą być niekorzystne zmiany poziomu ratingów obligacji. Odległość między poszczególnymi rynkami została skwantyfikowana z wykorzystaniem macierzy odległości ekonomicznej.

Metoda badań – W badaniu wykorzystano przestrzenne dynamiczne modele dla połączonych danych przekrojowych i czasowych oraz danych panelowych. Analizie poddano rentowność w okresie do wykupu dziesięcioletnich obligacji skarbowych emitowanych przez czterdzieści krajów.

Wnioski – Analiza empiryczna potwierdziła występowanie statystycznie istotnych zależności przestrzennych, nie tylko przez wzgląd na istotność statystyczną parametru autoregresyjnego, ale również istotność przestrzennie przesuniętej zmiennej odzwierciedlającej niekorzystne zmiany ratingu.

Oryginalność/wartość/implikacje/rekomendacje – Rozszerzenie analiz dotyczących zjawiska zarażania na rynku finansowym o aspekt przestrzeni daje możliwość lepszego zrozumienia wzorców przyczynowo-skutkowych zależności istotnych z punktu widzenia przeciwdziałania ryzyku systemowemu na, jakie narażone są gospodarki międzynarodowe.

Słowa kluczowe: przestrzenne efekty *spillovers*, współzależności, efekty pośrednie, dynamiczne przestrzenne modele dla połączonych danych przekrojowych i czasowych, dynamiczne przestrzenne modele panelowe

¹ Publikacja jest efektem projektu realizowanego przez Uniwersytet w Białymstoku, finansowanego ze środków MNiE w ramach programu „Doskonała nauka – wsparcie konferencji naukowych”, numer umowy DNK/SP/549102/2022.

Artykuł wpłynął 2.11.2023, zaakceptowano 16.12.2023.

GLOBAL INTERDEPENDENCIES AND FINANCIAL CRISES –
SPATIAL SPILLOVER EFFECTS
IN THE TEN-YEAR TREASURY BOND MARKET

Summary

Purpose – The purpose of the article is the assessment of the spatial spillover effects in the ten-year treasury bond market. It was considered whether unfavorable changes in bond ratings could be a factor inducing this phenomenon. The distance between individual markets was quantified using a matrix based on economic distance.

Research method – In the study the spatial dynamic models for pooled-time series, cross-sectional and panel data has been used. The analysis covers the yield to maturity of ten-year treasury bonds issued by forty countries.

Results – The empirical analysis confirmed the existence of statistically significant spatial dependencies, not only due to the statistical significance of the autoregressive parameter, but also the significance of the spatially shifted variable reflecting unfavorable changes in the rating.

Originality/value/implications/recommendations – Extending the analyzes of the contagion phenomenon in the financial market to include the aspect of space provides an opportunity to better understand the patterns of cause and effect relationships that are important from the point of view of counteracting the systemic risk to which international economies are exposed.

Keywords: spatial spillovers, interdependencies, indirect effects, dynamic spatial models for pooled-time series and cross-sectional data, dynamic spatial panel models

JEL classification: G12, G17, E43, H63

1. Wstęp

Współzależności globalne i ich wpływ na sposób rozprzestrzeniania się specyficznych dla danego kraju wstrząsów na inne gospodarki zaczął być częściej dyskutowanym i podejmowanym w literaturze przedmiotu tematem pod koniec lat 90., kiedy przyglądano się międzynarodowym skutkom kryzysu azjatyckiego. Jednym z czynników, które zdaniem Stiglitz i in. [1999] przyczyniły się do jego ekspansji, były niekorzystne zmiany oceny wiarygodności kredytowej azjatyckich gospodarek. Ich argumenty opierały się na wiedzy o bankructwie Tajlandii w październiku 1997 r., której rating obniżono z A- do BBB, następnie Malezji, która ogłosiła bankructwo w grudniu tego samego roku i której rating obniżono z A+

do A, oraz Indonezji, której ocena wiarygodności kredytowej spadła na koniec roku z BBB na BB+².

Zainteresowanie tą tematyką wzmożło się także wraz z wybuchem i ekspansją na międzynarodowe rynki finansowe kryzysu *subprime* z lat 2008–2009, a następnie zadłużeniowego, w jakim pogrążone były europejskie gospodarki w latach 2010–2012. Obniżenie ratingu kredytowego Grecji w grudniu 2009 roku z poziomu A- do BBB+, zdaniem Arezki i in. [2011], zdestabilizowało sytuację w Europie, a uzasadnieniem dla obniżek ratingów kolejnych krajów peryferyjnych w mniejszym stopniu były ich fundamenty makroekonomiczne, w większym zaś wystąpienie efektu zarażania, przez wzgląd na który kraje absorbowały negatywne impulsy z zewnątrz. Do podobnych wniosków doszli m.in. Afonso i in. [2011] oraz Beirne i Fratzscher [2013].

Brak przesłanek dających się uzasadnić czynnikami fundamentalnymi, tłumaczących obserwowany w owym czasie wzrost rentowności obligacji skarbowych emitowanych przez zadłużone gospodarki, i doświadczenia poprzednich kryzysów skłoniły do rewizji dotychczasowych sposobów pomiaru zjawiska zarażania³, rozumianego jako przenoszenie negatywnych impulsów na współzależne gospodarki. Zmianie zaczęła ulegać ogólnościowa narracja akademicka w kierunku podejścia wielowymiarowego, uwzględniającego czas i szeroko rozumianą przestrzeń. W toczącej się debacie zaczął krystalizować się pogląd, zgodnie z którym w warunkach ciągłego wzrostu transgranicznego przepływu kapitału, dywersyfikacji ryzyka portfela i działania innych czynników prowadzących do wzrostu współzależności między krajami zagrożeniem dla stabilności całego systemu finansowego mogą być także szoki związane z konkretną gospodarką.

Analiza współzależności prowadzona jest w literaturze przedmiotu z wykorzystaniem metod i narzędzi zapożyczonych z różnych dziedzin nauki. Różnorodne metodologicznie podejścia do zjawiska zarażania prezentują m.in. Giordano i in. [2013], Ludwig [2014], De Santis i Stein [2015], Caporin i in. [2018]. Nieco szerszą koncepcję tego efektu rozważa się w badaniach wykorzystujących modele ekonometrii przestrzennej. Fundamenty teoretyczne stojące u podstaw takich analiz czerpią inspirację z metodologii opracowanej m.in. przez: Kelejian,

² Tematykę wpływu zmian poziomów ratingów na rentowność obligacji skarbowych podejmowali m.in. Steiner, Heinke [2001]; Kaminsky, Schmukler [2002]; Almeida i in. [2014], Capelle-Blancard i in. [2019]; Szulc, Wleklińska [2019]; El-Shagi, Schweinitz [2016]; Augustin i in. [2022].

³ O występowaniu zjawiska zarażania (ang. *spillover effect*) mówi się, gdy dochodzi do znacznego przenoszenia negatywnych impulsów między rynkami [za: Forbes, Rigobon, 2000].

Prucha [1999]; Anselin [2003]; LeSage i Pace [2009]; Elhorst [2014]; LeSage, Chih [2016]. W szczególności konstrukcja przestrzennych modeli panelowych, także ich wersji dynamicznych [zob. np. Vega, Elhorst, 2013], posiada szereg wartości poznawczych, istotnych z punktu widzenia wielowymiarowości zjawiska zarażania.

Kwestię wpływu zależności przestrzennych na poziom kształtowania się rentowności obligacji skarbowych z wykorzystaniem metodologii modeli przestrzennych podjęły Szulc i Wlekińska [2019]. Czynnikiem mającym indukować efekty zarażania w latach 2007–2017 były pozytywne i negatywne zmiany ratingów emitowanych obligacji. Wykorzystując różne postaci modeli przestrzennych, doszły do wniosku, że zmiany ocen ratingowych oddziałują nie tylko na rentowność obligacji skarbowych danego kraju, lecz także innych gospodarek, powiązanych ze sobą danym kanałem zależności.

Konfrontacji dwóch metodologicznie niezależnych podejść do analizy zjawiska zarażania dokonali Elhorst i in. [2018]. Autorzy porównali wyniki otrzymane z wykorzystaniem wektorowego modelu autoregresji z efektami pośrednimi wyodrębnionymi dzięki odpowiednim przekształceniom przestrzennego modelu Durbina. Definiując zjawisko zarażania jako rozprzestrzenianie się szoku od jego źródła do celu w określonym kanale transmisji, przyjęli równoległe, że każde źródło i cel są definiowane w trzech wymiarach, tj. przekroju krajów, czasu oraz zmiennych ekonomicznych, których zmiany indukują proces zarażania.

Niniejszy artykuł prezentuje podejście metodologiczne do zjawiska zarażania na rynku finansowym uwzględniające jego trzy wymiary. Celem przeprowadzonych analiz jest ocena przestrzennych efektów *spillovers* na rynku dziesięcioletnich obligacji skarbowych. Pod rozwagę wzięto, czy czynnikiem indukującym to zjawisko mogą być niekorzystne zmiany poziomu ratingów obligacji. Hipoteza badawcza zakłada, że niekorzystne zmiany ocen ratingowych stanowiły w okresie 2008–2021 czynnik indukujący przestrzenne efekty *spillovers* na rynku dziesięcioletnich obligacji skarbowych. W modelowaniu zależności przestrzennych wykorzystano dane o częstotliwości rocznej pobrane z serwisu Bloomberg. Jako zmienną objaśnianą przyjęto stopę zwrotu w okresie do wykupu dziesięcioletnich obligacji skarbowych emitowanych przez czterdzieści krajów, których dobór podyktowany był dostępnością danych. Istotne znaczenie obligacji skarbowych dla budżetu każdego państwa wynika z finansowania za ich pośrednictwem deficytu budżetowego. Pogorszenie ocen wiarygodności kredytowej zwiększa koszty obsługi zadłużenia danego kraju, co w obliczu wzajemnych współzależności między krajami może doprowadzić do zachwiania stabilności całego rynku finansowego, co stanowi wyjaśnienie wzięcia pod rozwagę w analizie zjawiska zarażania właśnie tej klasy instrumentów finansowych.

2. Metodologia

Uwzględnienie w analizie zjawiska zarażania wymiaru przestrzenno-czasowego posiada kilka wartych odnotowania zalet. Na podstawie interpretacji parametru stojącego przy przestrzennie przesuniętej zmiennej objaśnianej można zweryfikować hipotezę o wzajemnych zależnościach w zakresie kształtowania się poziomów zmiennej objaśnianej w lokalizacjach uznanych za powiązane. Przy czym zależności te można interpretować, odnosząc się do różnych kanałów, za pośrednictwem których powiązane gospodarki oddziałują na siebie nawzajem. Z kolei uwzględnienie przesunięć przestrzennych dodatkowych zmiennych objaśniających pozwala ocenić, w jaki sposób ich zmiany w innych lokalizacjach, tj. uznanych za „bliskie” pod względem przyjętego kryterium, wpływają na rentowność danej obligacji. Dzięki konstrukcji dynamicznych modeli przestrzennych pod rozwagę zostaje wzięta także możliwość występowania reakcji opóźnionych rynków. Za budową empirycznych przestrzennych modeli panelowych przemawia niejednorodność analizowanych rynków. Poprzez włączenie do modelowania efektów indywidualnych uwzględniona zostaje przestrzenna heterogeniczność krajów emitujących obligacje, dzięki czemu ryzyko uzyskania obciążonego estymatora maleje [Elhorst, 2011].

W modelowaniu przestrzennych efektów *spillovers* na rynku dziesięcioletnich obligacji skarbowych wykorzystano modele przestrzenne dla połączonych danych przekrojowych i czasowych oraz danych panelowych. Przestrzenny model Durbina, którego konstrukcja teoretyczna opiera się na założeniu jednoczesnego występowania dwóch źródeł zależności przestrzennych, tj. autoregresji przestrzennej i regresji krzyżowej, i którego odpowiednie przekształcenia pozwalają na wyodrębnienie tzw. przestrzennych efektów *spillovers*, posiadał następującą specyfikację:

– SDM_pooled:

$$YTM_{it} = \tau YTM_{it-1} + \rho \sum_{i \neq j} w_{ij,t} YTM_{jt} + \beta_0 + \beta_1 Rating_{wzrost_t} + \beta_2 Rating_{spadek_t} + \theta_1 \sum_{i \neq j} w_{ij,t} Rating_{spadek_{jt}} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

– SDM_fe_ind:

$$YTM_{it} = \tau YTM_{it-1} + \rho \sum_{i \neq j} w_{ij,t} YTM_{jt} + \beta_i + \beta_1 Rating_{wzrost_t} + \beta_2 Rating_{spadek_t} + \theta_1 \sum_{i \neq j} w_{ij,t} Rating_{spadek_{jt}} + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

gdzie: YTM_{it} oraz YTM_{it-1} oznaczają rentowność w okresie do wykupu obligacji skarbowych emitowanych przez i -ty kraj w czasie t i $t-1$; $\sum_{i \neq j} w_{ij,t} YTM_{jt}$ odzwierciedlają wartości tejże zmiennej w czasie t w krajach powiązanych z i -tym krajem strukturą przestrzennych zależności; $Rating_{spadek_t}$ i $Rating_{wzrost_t}$ są dodatkowymi zmiennymi objaśniającymi, odnoszącymi się odpowiednio do niekorzystnych i korzystnych zmian w poziomach ratingów obligacji emitowanych przez analizowane gospodarki w czasie t , wyrażonymi w następujący sposób:

$$Rating_spadek_{it} = \begin{cases} 1, & \text{spadek ratingu w stosunku do poprzedniego okresu,} \\ 0, & \text{utrzymanie ratingu lub wzrost,} \end{cases}$$

$$Rating_wzrost_{it} = \begin{cases} 1, & \text{wzrost ratingu w stosunku do poprzedniego roku,} \\ 0, & \text{utrzymanie ratingu lub spadek,} \end{cases}$$

$\sum_{i \neq j} w_{ij,t} Rating_{spadek_{jt}}$ a jest zmienną informującą o wpływie niekorzystnych zmian poziomów ratingów obligacji emitowanych przez j -ty kraj na rentowność w okresie do wykupu obligacji skarbowych emitowanych przez inne powiązane gospodarki.

Elementy $w_{ij,t}$, znajdujące się z w modelach (1) i (2), odnoszą się do struktury wzajemnych zależności przestrzennych między krajami emitującymi obligacje i pochodzą z macierzy odległości \mathbf{W} , której podstawą konstrukcji była tzw. odległość ekonomiczna wyznaczona z wykorzystaniem następującego wskaźnika:

$$d_{ij,t} = \frac{holding_{ij,t}}{\sum_{k=1}^N holding_{ik,t}}, \quad (3)$$

gdzie: zmienna $holding_{ij,t}$ oznacza wartość (w mld dolarów) obligacji skarbowych wyemitowanych przez i -ty kraj będących w posiadaniu podmiotów z j -tego kraju, natomiast $holding_{ik,t}$ stanowi wartość (w mld dolarów) obligacji skarbowych wyemitowanych przez i -ty kraj w posiadaniu poszczególnych podmiotów z innych krajów. Macierz odległości \mathbf{W} o wymiarach $N \times N$, gdzie N jest liczbą obserwacji, odzwierciedla więc relacje między krajami i wskazuje, czy i w jaki sposób poszczególne kraje wpływają na siebie nawzajem.

Po odwróceniu elementów $d_{ij,t}$ dokonano standaryzacji macierzy wierszami do jedności, w rezultacie czego otrzymano macierz odzwierciedlającą przekrojowe i czasowe powiązania między gospodarkami. Warto zaznaczyć, że wśród alternatywnych sposobów kwantyfikacji odległości ekonomicznej w przestrzenno-czasowych analizach rynku kapitałowego wymienić można np. stosunek długu publicznego do

produktu krajowego brutto, stosunek kapitalizacji rynku obligacji skarbowych do produktu krajowego brutto, absolutną różnicę w poziomach oczekiwanej inflacji, wartość bezpośrednich inwestycji zagranicznych czy wielkość bilateralnych przepływów handlowych [patrz np. Suhecka, Łaskiewicz, 2011; Claeys i in., 2012; Asgharian i in., 2014; Szulc i in., 2014; Szulc, Wlekińska, 2015].

Aby wyodrębnić efekty pośrednie, należało dokonać odpowiednich przekształceń modelu Durbina, wyrażonego wektorowo w następujący sposób:

$$\mathbf{Y}_t = \tau \mathbf{Y}_{t-1} + \rho \mathbf{W} \mathbf{Y}_t + \eta \mathbf{W} \mathbf{Y}_{t-1} + \alpha \mathbf{1}_N + \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta} + \mathbf{W} \mathbf{X}_t \boldsymbol{\theta} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (4)$$

do postaci:

$$\mathbf{Y}_t = (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} (\tau \mathbf{I} + \eta \mathbf{W}) \mathbf{Y}_{t-1} + (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} \alpha \mathbf{1}_N + (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} (\mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta} + \mathbf{W} \mathbf{X}_t \boldsymbol{\theta}) + (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (5)$$

a następnie:

$$\mathbf{Y}_t = (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} (\tau \mathbf{I} + \eta \mathbf{W}) \mathbf{Y}_{t-1} + (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} \alpha \mathbf{1}_N + (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} (\dot{\mathbf{X}}_t \boldsymbol{\beta} + \mathbf{W} \dot{\mathbf{X}}_t \boldsymbol{\theta}) + (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} (\boldsymbol{\beta}_k \mathbf{I}_N + \boldsymbol{\theta}_k \mathbf{W}) \mathbf{X}_{kt} + (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (6)$$

gdzie: wyrażenie $(\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} (\boldsymbol{\beta}_k \mathbf{I}_N + \boldsymbol{\theta}_k \mathbf{W})$ pozwala na identyfikację efektów pośrednich mówiących w tym przypadku o wpływie niekorzystnych zmian ratingów obligacji emitowanych przez analizowane kraje na rentowność w okresie do wykupu obligacji emitowanych przez inne gospodarki.

Efekty krótkoterminowe, rozumiane jako wpływ zmian zmiennej objaśniającej w danej przestrzennej lokalizacji na zmienną objaśnianą w innych przestrzennych lokalizacjach, wyznaczone są w postaci macierzy pochodnych cząstkowych zmiennej objaśnianej względem k -tej zmiennej objaśniającej X we wszystkich pozostałych lokalizacjach przestrzennych, tj.:

$$\left[\frac{\partial Y}{\partial x_{1k}} \dots \frac{\partial Y}{\partial x_{Nk}} \right] = (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} (\boldsymbol{\beta}_k \mathbf{I}_N + \boldsymbol{\theta}_k \mathbf{W}). \quad (7)$$

Diagonalne elementy macierzy $(\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} (\boldsymbol{\beta}_k \mathbf{I}_N + \boldsymbol{\theta}_k \mathbf{W})$ odzwierciedlają bezpośredni wpływ zmian i -tej zmiennej objaśniającej x_{ik} na wartość zmiennej objaśnianej w tej samej przestrzennej lokalizacji, czyli odnoszą się do wpływu obniżenia poziomu ratingu danej obligacji skarbowej na jej rentowność w okresie

do wykupu. Efekty pośrednie identyfikowane są na podstawie niediagonalnych elementów tejże macierzy i to one stanowiły podstawę analizy przestrzennych efektów *spillovers* na rynku dziesięcioletnich obligacji skarbowych.

3. Wyniki analiz empirycznych

Wyniki estymacji i weryfikacji statystycznej modeli pozwalające na ocenę występowania efektu zarażania przedstawiono w tabeli 1. Statystyki Morana I obliczone dla wersji klasycznej modelu (LM_pooled), także w wariancie z efektami indywidualnymi (LM_fe_ind), potwierdziły zasadność rozszerzenia analizy w kierunku podejścia przestrzennego, wskazały bowiem na występowanie autokorelacji reszt, przez wzgląd na co, modele te należało uznać za niespełniające podstawowych wymogów weryfikacji statystycznej.

W celu zaproponowania konkretnej alternatywy wobec modeli klasycznych zastosowano testy mnożnika Lagrange'a oraz jego wersje odporne. W modelu bez efektów indywidualnych zarówno RLM_{lag} , jak i RLM_{err} są jednakowo istotne statystycznie. Z kolei w modelu uwzględniającym przestrzenną heterogeniczność analizowanych rynków tylko RLM_{err} nie wykazuje statystycznej istotności. Uwzględnienie w modelowaniu struktury przestrzennych zależności między krajami emitującymi dziesięcioletnie obligacje skarbowe, poprzez konstrukcję przestrzennego modelu Durbina, poskutkowało wyeliminowaniem autokorelacji reszt, zarówno w modelu SDM_pooled, jak i SDM_fe_ind. Nieistotność efektów przestrzennych w drugim z modeli, zweryfikowana za pomocą testu F, zdecydowała o jego odrzuceniu.

Wszystkie ze zmiennych włączonych do modelu SDM_pooled są statystycznie istotne. Istotność parametru autoregresji przestrzennej ρ oznacza występowanie interakcji przestrzennych zmiennej objaśnianej. Przez wzgląd na posiadanie przez kraje w swoich portfelach obligacji emitowanych przez inne gospodarki dochodzi między nimi do transmisji impulsów, a zatem rentowności emitowanych przez nie obligacji skarbowych wzajemnie na siebie oddziałują.

O występowaniu efektów zarażania, czyli pośrednim wpływie zmiennej objaśniającej na zmienną objaśnianą w innych lokalizacjach, świadczy istotny statystycznie parametr stojący przy przestrzennie przesuniętej zmiennej oznaczającej niekorzystne zmiany ratingu danej obligacji w stosunku do roku poprzedniego. Oznacza to, że spadek oceny jakości kredytowej obligacji emitowanej przez dany kraj prowadzi do zmian poziomu rentowności obligacji emitowanych przez powiązane z nim gospodarki.

TABELA 1

Wyniki estymacji (a) i weryfikacji (b)
 modeli rentowności obligacji skarbowych w latach 2008–2021

(a)

Zmienna	LM_pooled	LM_fe_ind	SDM_pooled	SDM_fe_ind
<i>Constant</i>	3,390 (0,000)	–	3,419 (0,000)	–
<i>YTM_{t-1}</i>	-0,069 (0,158)	-0,037 (0,253)	-0,037 (0,027)	0,018 (0,772)
<i>Rating_{spadek}</i>	2,893 (0,000)	0,410 (0,401)	2,730 (0,000)	0,331 (0,462)
<i>Rating_{wzrost}</i>	2,388 (0,001)	-0,344 (0,487)	2,360 (0,001)	-0,235 (0,608)
<i>Rating_{spadek}_{lag}</i>	–	–	-3,704 (0,052)	-1,039 (0,396)
Parametr autoregresji przestrzennej				
ρ	–	–	0,424 (0,006)	0,588 (0,000)

(b)

Diagnostyka	LM_pooled	LM_IND	SDM_pooled	SDM_IND
Dopasowanie Adjusted R^2 AIC	0,077 2305,100	0,646 1944,100	– 2312,5	– 1953,8
Heteroskedastyczność Breuch-Pagan test	8,415 (0,077)	74,000 (0,002)	10,054 (0,074)	77,631 (0,001)
Autokorelacja reszt Moran test	0,063 (0,013)	0,064 (0,007)	0,021 (0,150)	0,020 (0,139)
Istotność efektów indywidualnych Test F	–	17,517 (0,000)	–	18,161 (0,000)
Zależność przestrzenna Chow test (F)	–	–	2.241 (0.012)	2.044 (0,061)
Przestrzenna zależność LM				
<i>LM_{lag}</i>	1,192 (0,274)	7,515 (0,006)	–	–
<i>LM_{merr}</i>	2,581 (0,108)	8,616 (0,003)	–	–
<i>RLM_{lag}</i>	11,485 (0,001)	7,515 (0,006)	–	–
<i>RLM_{merr}</i>	12,875 (0,000)	3,432 (0,064)	–	–

Źródło: opracowanie własne.

Analizę krótkookresowych efektów pośrednich, umożliwiających określenie pośredniego wpływu niekorzystnych zmian ratingów obligacji na zmiany wyceny obligacji skarbowych emitowanych przez inne kraje, przeprowadzono na podstawie macierzy $(\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})^{-1} \theta_1 \mathbf{W}\mathbf{X}_{4t}$ pochodzącej z przekształconego do postaci (8) modelu SDM_pooled:

$$\mathbf{Y}_t = (\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})^{-1} \tau \mathbf{Y}_{t-1} + (\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})^{-1} \alpha_0 + (\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})^{-1} \beta_1 \mathbf{X}_{1t} + \\ + (\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})^{-1} \beta_2 \mathbf{X}_{2t} + (\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})^{-1} \beta_3 \mathbf{X}_{3t} + (\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})^{-1} \theta_1 \mathbf{W}\mathbf{X}_{4t}, \quad (8)$$

gdzie: $\mathbf{W}\mathbf{X}_4$ oznacza wartości przesuniętej w przestrzeni zmiennej odnoszącej się do niekorzystnych zmian ratingu obligacji.

Rysunki 1–3 przedstawiają rozkłady przestrzenne średnich wpływów obniżania poziomu ratingów analizowanych obligacji na rentowność w okresie do wykupu obligacji emitowanych przez daną gospodarkę, odpowiednio dla roku 2008, w którym doszło do ekspansji kryzysu *subprime* na międzynarodowe rynki, roku 2012, czyli w okresie trwającego europejskie gospodarki kryzysu zadłużeniowego oraz roku 2021. Wykorzystując miary pozycyjne, wyodrębniono cztery grupy krajów charakteryzujące się odmienną siłą wpływu na pozostałe, przy czym najsilniejszy wpływ oznaczono z wykorzystaniem koloru ciemnoszarego. Dodatkowo, aby pogłębić wnioski płynące z interpretacji rysunków, na wykresie 1 przedstawiono rentowność w okresie do wykupu analizowanych obligacji wraz z wartością wskaźnika odzwierciedlającego stosunek długu publicznego do produktu krajowego brutto. Emisja obligacji skarbowych stanowiła bowiem jeden z podstawowych sposobów finansowania rosnącego zadłużenia krajów.

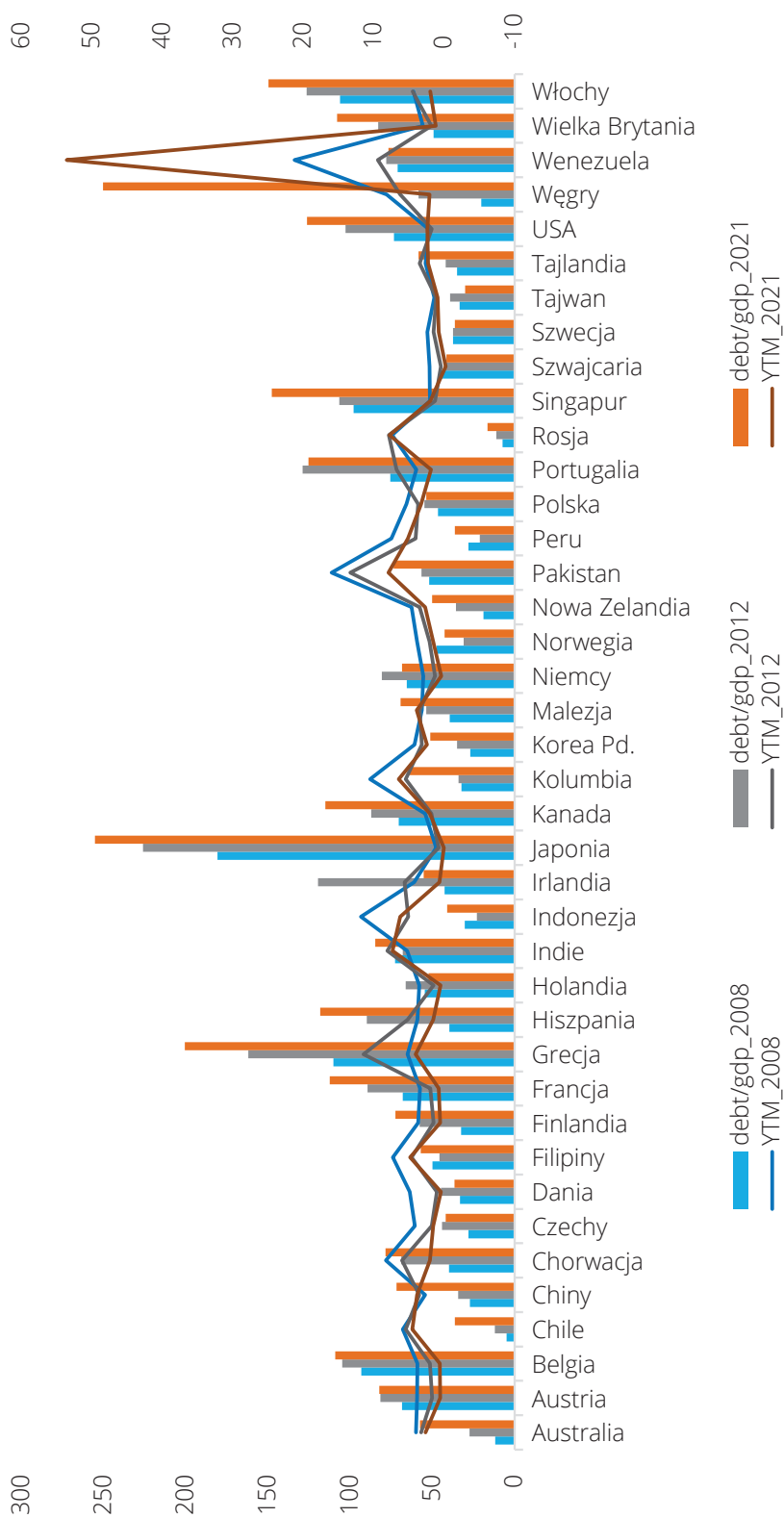
RYSUNEK 1

Rozkłady przestrzenne średnich wpływów obniżenia ratingu obligacji analizowanych krajów na rentowność w okresie do wykupu obligacji emitowanych przez daną gospodarkę w 2008 roku



WYKRES 1

Wartości wskaźnika stosunku długu publicznego do produktu krajowego brutto oraz rentowności w okresie do wykupu obligacji skarbowych w roku 2008, 2012 i 2021



Źródło: opracowanie własne na podstawie: [International Monetary Fund].

Pomimo zapewnienia w latach 1997–1998 krajom ASEAN+3 dostępu do mechanizmów pomocowych w celu utrzymania płynności, co stanowiło jedną z reakcji banków centralnych na azjatycki kryzys finansowy, silne powiązania z rynkiem amerykańskim i osłabienie wcześniejszym kryzysem sprawiło, że większość z nich znalazła się w roku 2008 w grupie krajów o ponadprzeciętnej wrażliwości na niekorzystne zmiany poziomów ratingów innych krajów. Wśród nich wymienić należy np. Indie, Malezję, Tajwan, Singapur czy Japonię, uznawaną za pozostającą w recesji, i której stosunek długu publicznego do produktu krajowego brutto wyniósł w 2008 roku ponad sto osiemdziesiąt procent). Podobną wrażliwość potwierdzono w przypadku Kolumbii, Wenezueli, Pakistanu czy Indonezji, których obligacje skarbowe charakteryzowały się w roku 2008 wyjątkowo wysokimi poziomami rentowności.

W Europie zewnętrzne impulsy najsilniej absorbowały Irlandia i Portugalia. Ich podatność na przyjmowanie negatywnych szoków w 2008 roku wynikała z utrzymywanego na rachunku wysokiego deficytu budżetowego – Irlandia na poziomie siedmiu procent, a Portugalia blisko czterech, finansowanego między innymi dzięki emisji obligacji skarbowych. Obydwa kraje wymagały w tamtym okresie wsparcia finansowego w celu refinansowania długu publicznego.

RYSUNEK 2

Rozkłady przestrzenne średnich wpływów obniżenia ratingu obligacji poszczególnych krajów na rentowność w okresie do wykupu obligacji emitowanych przez daną gospodarkę w 2012 roku



Źródło: opracowanie własne.

Europejski kryzys zadłużeniowy z lat 2009–2012 miał także znamiona reakcji łańcuchowej. W roku 2008 stosunek długu publicznego Grecji do produktu krajowego brutto wynosił ponad sto dziesięć procent, a w roku 2012 był już ponad pięćdziesiąt punktów procentowych wyższy. Obniżenie ratingu kredytowego greckich obligacji, do którego doszło w 2009 roku, poskutkowało wzrostem kosztów obsługi zadłużenia i pojawienia się problemów z wypłacalnością względem wierzycieli. Zaindukowany w ten sposób proces wzajemnej absorpcji impulsów i sprzężeń zwrotnych, wynikających z dużych współzależności między krajami, doprowadził do tego, że wkrótce potem kolejne kraje, takie jak Portugalia, Irlandia czy Hiszpania, zmuszone były wystąpić o pomoc w spłacie swoich wierzycieli, prowadząc w konsekwencji do wybuchu kryzysu zadłużeniowego w Europie. Nawarstwiająca się problemy z obsługą zadłużenia poskutkowały obniżeniem wiarygodności kredytowej obligacji skarbowych Hiszpanii, której stosunek długu publicznego do produktu krajowego brutto zbliżył się w 2012 roku do poziomu stu procent, i Włoch z zadłużeniem sięgającym stu pięćdziesięciu procent produktu krajowego brutto. Emitentami obligacji, które w 2012 roku znalazły się pod najsilniejszym wpływem innych krajów, były Kanada, Kolumbia, Chile, Belgia, Portugalia, Węgry, Grecja, Pakistan, Rosja oraz większość południowo-azjatyckich gospodarek.

RYSUNEK 3

Rozkłady przestrzenne średnich wpływów obniżenia ratingu obligacji poszczególnych krajów na rentowność w okresie do wykupu obligacji emitowanych przez daną gospodarkę w 2021 roku



Źródło: opracowanie własne.

W 2021 roku zaobserwować można spadek wrażliwości krajów Ameryki Łacińskiej na impulsy zewnętrzne. Rentowność obligacji Polski, Austrii, Węgier czy Norwegii pozostawała pod silnym średnim wpływem zmian poziomów ratingów obligacji emitowanych przez pozostałe kraje, zwłaszcza Portugalię, Chorwację i Wielką Brytanię. Występowanie umiarkowanie silnego i silnego sprzężenia zwrotnego w przypadku wschodnich gospodarek azjatyckich potwierdzono w przypadku Rosji, Australii, Chin, Indii, Filipin, Malezji, co należy utożsamiać z występowaniem znacznego wpływu na poziom wyceny emitowanych przez nie dziesięcioletnich obligacji skarbowych, niekorzystnych zmian ratingu obligacji emitowanych przez inne kraje, powiązane z nimi strukturą przestrzennych zależności. Rosnące zadłużenie krajów azjatyckich w roku 2021 powodowało, że emitowane przez nie obligacje skarbowe cechowały się także wyższymi poziomami rentowności w stosunku do krajów, których siła wrażliwości na absorpcję negatywnych impulsów została oceniona jako poniżej średniej.

4. Podsumowanie

Analiza empiryczna potwierdziła występowanie przestrzennych efektów zarażania na rynku dziesięcioletnich obligacji skarbowych, a zmienną, za pośrednictwem której dochodziło do materializacji tego zjawiska, były niekorzystne zmiany ratingu obligacji skarbowych emitowanych przez kraje objęte analizą. Wykorzystanie macierzy powiązań przestrzennych do modelowania współzależności między krajami indukowało zależności przestrzenne nie tylko przez wzgląd na istotność parametru autoregresyjnego, ale także przez transmisję wpływu zmiennej spadek ratingu. Nie było w związku z tym podstaw do odrzucenia sformułowanej we wstępie hipotezy, zgodnie z którą niekorzystne zmiany ocen ratingowych stanowiły w okresie 2008–2021 czynnik indukujący przestrzenne efekty *spillovers* na rynku dziesięcioletnich obligacji skarbowych.

Analiza krótkoterminowych efektów pośrednich pozwoliła sformułować wniosek, że siła realizujących się w ten sposób przestrzennych zależności i wzajemnych wpływów wykazuje zróżnicowanie w przekroju poprzecznym krajów. Co więcej, dała wgląd w przyczynowo-skutkowy mechanizm rozprzestrzeniania się negatywnych impulsów z jednych gospodarek na inne.

Na podstawie porównania rozkładów przestrzennych średnich wpływów obniżenia ratingu obligacji poszczególnych krajów na rentowność w okresie do wykupu obligacji emitowanych przez daną gospodarkę w przekroju czasowym, głównie w latach przypadających na międzynarodowe kryzysy finansowe, potwierdzono

często sygnalizowaną przez literaturę prawidłowość dotyczącą wzrostu współzależności między krajami w okresie kryzysów finansowych.

W odniesieniu do przyjętego sposobu definiowania współzależności między krajami, tj. na podstawie dzielącej je odległości ekonomicznej, ustalono, że dwustronne inwestycje portfelowe, czyli fakt posiadania przez dany kraj w swoim portfelu dużej wartości dłużnych papierów wartościowych innego kraju, czyni go bardziej wrażliwym na absorbcję zewnętrznych impulsów.

Zastosowana metodologia stanowi istotne uzupełnienie dotychczas stosowanych w literaturze przedmiotu metod pomiaru zjawiska zarażania na rynku kapitałowym poprzez nadanie mu wymiaru przestrzennego. Jako dalszy kierunek eksploracji należałoby rozważyć odmienne sposoby kwantyfikacji odległości ekonomicznej między rynkami obligacji, być może także uwzględniające w sposób zagregowany znane literaturze przedmiotu kanały współzależności między krajami emitującymi obligacje skarbowe, nie ograniczając się do jej konstrukcji opartej na tylko jednym zadanym kryterium.

Literatura

- Afonso A., Furceri D., Gomes P., 2011, *Sovereign Credit Ratings and Financial Markets Linkages*, "Journal of International Money and Finance", vol. 31, no. 3, s. 606–638, DOI: 10.1016/j.jimonfin.2012.01.016.
- Almeida H., Cunha I., Ferreira M.A., Restrepo F., 2014, *The Real Effects of Credit Ratings: The Sovereign Ceiling Channel*, "The Journal of Finance", vol. 72, issue 1, s. 249–290, DOI: 10.2139/ssrn.2349051.
- Anselin L., 2003, *Spatial Externalities, Spatial Multipliers and Spatial Econometrics*, "International Regional Science Review", vol. 26, s. 153–166, DOI: 10.1177/0160017602250972.
- Arezki R., Candelon B., Sy A.N.R., 2011, *Sovereign Rating News and Financial Markets Spillovers: Evidence from the European Debt Crisis*, IMF Working Paper 11(68), s. 1–27, DOI: 10.5089/9781455227112.001.
- Asgharian H., Hess W., Liu L., 2013, *A spatial analysis of international Stock market linkages*, "Journal of Banking and Finance", vol. 37, issue 12, s. 4738–4754, DOI: 10.1016/j.jbankfin.2013.08.015.
- Asgharian H., Larsson M., Liu L., 2014, *Spatial dependence in international bond market*, https://www.efmaefm.org/0efmameetings/efma%20annual%20meetings/2015-Amsterdam/papers/EFMA2015_0226_fullpaper.pdf [data dostępu: 20.05.2023].
- Augustin P., Sokolovsky V., Subrahmanyam M.G., Tomio D., 2022, *In sickness and in debt: The COVID-19 impact on sovereign credit risk*, "Journal of Financial Economics", vol. 143, issue 3, s. 1251–1275, DOI: 10.1016/j.jfineco.2021.05.009.

- Beirne J., Fratzscher M., 2013, *The Pricing of Sovereign Risk and Contagion During the European Sovereign Debt Crisis*, “Journal of International Money and Finance”, Vol. 34(C), pp. 60–82.
- Capelle-Blancard G., Crifo P., Diaye M.A., Oueghlissi R., Scholtens B., 2019, *Sovereign bond yield spreads and sustainability: An empirical analysis of OECD countries*, “Journal of Banking and Finance”, vol. 98, s. 156–169, DOI: 10.1016/j.jbankfin.2018.11.011.
- Caporin M., Pelizzon L., Ravazzolo F., Rigobon R., 2018, *Measuring sovereign contagion in Europe*, “Journal of Financial Stability”, vol. 34, s. 150–181, DOI: 10.1016/j.jfs.2017.12.004.
- Claeys P., Moreno R., Suriñach J., 2012, *Debt, interest rates, and integration of financial markets*, “Economic Modelling”, vol. 29, s. 48–59, DOI: 10.1016/j.econmod.2011.05.009.
- De Santis R., Stein M., 2015, *Financial indicators signaling correlation changes in sovereign bond markets*, “Journal of Banking and Finance”, vol. 56, s. 86–102.
- Elhorst J., 2014, *Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*, Springer, Berlin, DOI: 10.1007/978-3-642-40340-8.
- Elhorst J.P., Gross M., Tereanu E., 2018, *Spillovers in space and time: where spatial econometrics and Global VAR models meet*, European Central Bank, Working Paper Series, 2134, DOI: 10.2139/ssrn.3134525.
- El-Shagi M., Schweinitz G., 2016, *The joint dynamics of sovereign ratings and government bond yields*, Discussion Papers 13, Deutsche Bundesbank, DOI: 10.2139/ssrn.2797086.
- Forbes K., Rigobon R., 2000, *Contagion in Latin America: Definitions, Measurements and Policy Implications*, NBER Working Paper 7885, September, Cambridge, MA, DOI: 10.3386/w7885.
- Giordano R., Pericoli M., Tommasino P., 2013, *Pure or wake-up-call contagion? another look at the EMU sovereign debt crisis*, “International Finance”, vol. 16, s. 131–160, DOI: 10.2139/ssrn.2135435.
- International Monetary Fund, <https://www.imf.org/en/Home> [data dostępu: 20.07.2023].
- Kaminsky G., Schmukler S.L., 2002, *Emerging market instability: Do sovereign ratings affect country risk and stock returns*, “The World Bank Economic Review”, vol. 16, no. 2, s. 171–195, DOI: 10.1093/wber/16.2.171.
- Kelejian H.H., Prucha I.R., 1999, *A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model*, “International Economic Review”, vol. 40, no. 2, s. 509–533, DOI: 10.1111/1468-2354.00027.
- LeSage J., Chih Y.Y., 2016, *Interpreting heterogeneous coefficient spatial autoregressive panel models*, “Economics Letters”, vol. 142, s. 1–5, DOI: 10.1016/j.econlet.2016.02.033.
- LeSage J., Pace K.R., 2009, *Introduction to Spatial Econometrics*, Champion & Hall/CRC, Boca Raton, London–New York.
- Ludwig A., 2014, *A unified approach to investigate pure and wake-up-call contagion: Evidence from the eurozone’s first financial crisis*, “Journal of International Money and Finance”, vol. 48, s. 125–146, DOI: 10.1016/j.jimonfin.2014.07.008.

- Steiner M., Heinke V.G., 2001, *Event Study Concerning International Bond Price Effects of Credit Rating Actions*, "International Journal of Finance & Economics", vol. 6, issue 2, s. 139–157.
- Stiglitz J.E., Ferri G., Liu L.G., 1999, *The Procyclical Role of Rating Agencies: Evidence from the East Asian Crisis*, "Economic Notes", vol. 28, s. 335–355, DOI: 10.1111/1468-0300.00016.
- Suchecka J., Łaszkiwicz E., 2011, *Spatial and Economic Distance Influence on the European Stock Market Connections Changing in Crisis 2007–2009*, "Folia Oeconomica", vol. 252, s. 69–84.
- Szulc E., Wleklińska D., 2015, *Spatio-temporal Analysis of Convergence of Development Level of Selected Stock Exchanges in the Period of 2004–2012*, "Dynamic Econometrics Models", vol. 14, s. 5–26, DOI: 10.12775/DEM.2015.001.
- Szulc E., Wleklińska D., 2019, *Spatio-Temporal Analysis of the Impact of Credit Rating Agency Announcements on the Government Bond Yield in the World in the Period of 2008–2017*, „Acta Universitatis Lodzianis. Folia Oeconomica”, vol. 3, nr 342, s. 133–149, DOI: 10.18778/0208-6018.342.07.
- Szulc E., Wleklińska D., Górna K., Górna A., 2014, *The Significance of Distance Between Stock Exchanges Undergoing the Process of Convergence: an Analysis of Selected World Stock Exchanges During the Period of 2004–2012*, "Dynamic Econometrics Models", vol. 4, s. 125–144, DOI: 10.12775/DEM.2016.010.
- Vega S.H., Elhorst J.P., 2013, *On spatial econometrics models, spillover effects, and W*, "European Regional Science Association Conference Papers", vol. 56, no. 2, s. 501–530.