



Dagna Wleklińska

Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu, Wydział Nauk Ekonomicznych i Zarządzania,
Katedra Ekonometrii i Statystyki, dagna.wleklinska@interia.eu

Dynamiczno-przestrzenna analiza zjawiska przenoszenia zmienności między rynkami reprezentującymi różne klasy aktywów z uwzględnieniem zmian cen ropy naftowej w latach 2000–2015

Streszczenie: W obliczu licznych turbulencji na globalnym rynku finansowym wzrasta potrzeba głębszego przyjrzenia się zjawisku przenoszenia zmienności, gdyż w jego konsekwencji wzrost zmienności na jednym rynku może prowadzić do pojawienia się podwyższonej zmienności na innym. W przypadku tych zależności istotne wydają się zwłaszcza przesunięcia przestrzenne przejawiające się w reakcjach danego rynku w jednym kraju na zmiany dokonujące się na tym rynku w innych krajach. W podejściu tym analizy przeprowadza się przy założeniu, że rynki są zlokalizowane w przestrzeni metrycznej, gdzie zależności między zmiennymi opisującymi te rynki są funkcjami fizycznej lub częściowej ekonomicznej odległości między nimi. Celem artykułu jest sprawdzenie, czy w kontekście zjawiska przenoszenia zmienności między rynkami poszczególnych klas aktywów dochodzi do ujawnienia się pewnych związków przestrzennych między nimi. Identyfikacji ewentualnych zależności przestrzennych dokonano z wykorzystaniem dynamicznych panelowych modeli przestrzennych. Analizie poddano rynki akcji oraz dziesięcioletnich obligacji skarbowych reprezentujące wybrane kraje europejskie. Zakres czasowy badania objął lata 2000–2015.

Słowa kluczowe: rynek akcji, rynek obligacji, zmienność, przenoszenie zmienności, fizyczna i ekonomiczna odległość, przestrzenne modele panelowe, macierz sąsiedztwa

JEL: C10, C12, C58, G12, G15

1. Wprowadzenie

Globalne skutki ostatniego kryzysu finansowego nasiliły potrzebę objęcia rynków finansowych szerszym spektrum analiz, zwłaszcza w zakresie wzajemnych powiązań między nimi. Zrozumienie mechanizmów, za pośrednictwem których wstrząsy rynkowe z jednego kraju przenoszone są na inne gospodarki, może istotnie wpłynąć na skuteczność globalnej dywersyfikacji portfeli aktywów, mającej zabezpieczać inwestorów przed ryzykiem. Przestrzenny kontekst analiz, jakim coraz częściej poddawane są rynki finansowe, nasuwa pytanie, czy pierwsze prawo geografii, głoszące, że „wszystko jest powiązane ze sobą, ale bliższe obiekty są bardziej zależne od siebie niż odległe”, działa w odniesieniu do obiektów, których wzajemna odległość kwantyfikowana jest nie tylko na podstawie współrzędnych geograficznych, ale także przez umiejscowienie ich w hipotetycznej przestrzeni ekonomicznej. Identyfikacja przestrzennych zależności między rynkami finansowymi może stanowić istotne wytłumaczenie procesu zarażania. Dzięki wykorzystaniu metod i narzędzi ekonometrii przestrzennej można ocenić, w jaki sposób gwałtowne zmiany zmiennych makroekonomicznych w jednym kraju wpływają na inne gospodarki i odwrotnie, gdyż są one powiązane strukturą przestrzennych i ekonomicznych zależności.

Europejska odłona współczesnego kryzysu finansowego nierozzerwalnie związana jest z kwestią długu publicznego. Mając na uwadze strukturę globalnego rynku finansowego, należy stwierdzić, że jeden z najważniejszych jego elementów stanowią obligacje skarbowe. Problematyka tych wirtualnych papierów wartościowych jest niezwykle istotna ze względu na ich rolę w finansowaniu deficytu budżetowego. Wysokość stóp procentowych i rentowność obligacji rządowych stanowi bowiem wypadkową informacji na temat polityki monetarnej, aktywności gospodarczej, inflacji, a także cen aktywów finansowych danego kraju, w związku z czym odzwierciedlają one jego ekonomiczną, gospodarczą i finansową kondycję.

Wywołany turbulencjami na globalnym rynku finansowym wzrost awersji do ryzyka, skutkujący między innymi wzrostem popytu na obligacje skarbowe, rozprzestrzenił się także na inne segmenty rynków finansowych. Intensywny przepływ kapitału z rynków akcji (uważanych za bardziej ryzykowne) na rynki obligacji doprowadził do odwrócenia długoterminowego trendu wzrostowego na rynkach akcji Stanów Zjednoczonych oraz Europy Zachodniej.

Zagadnienie przenoszenia zmienności między rynkami jest zjawiskiem dobrze udokumentowanym przez współczesną literaturę (np. Bodart, Reding, 1999; Lee, Lee, 2009). Należy zauważyć, że dopiero nowsza literatura wskazuje na zasadność analizy powiązań między rynkami finansowymi z uwzględnieniem ich lokalizacji w przestrzeni geograficznej, a także tzw. odległości ekonomicznej między nimi (np. Hondroniannis, Kelejian, Tavlas, 2009; Lychagin, Pinkse, Slade,

van Reenen, 2010; Asgharian, Hess, Liu, 2013; Muratori, 2015; Asgharian, Larsson, Liu, 2014).

Podstawowym celem pracy jest zbadanie, czy zmienność spreadów obligacji skarbowych oraz stóp zwrotu z indeksów giełdowych w lokalizacjach uznanych za sąsiednie pod względem analizowanego kryterium może mieć wpływ na kształtowanie się zjawiska zmienności na danym rynku. Przedmiotem szczególnego zainteresowania będzie ocena tego, czy lokalizacja rynków w zdefiniowanej na różne sposoby przestrzeni ekonomicznej ma wpływ na stopień zależności między nimi.

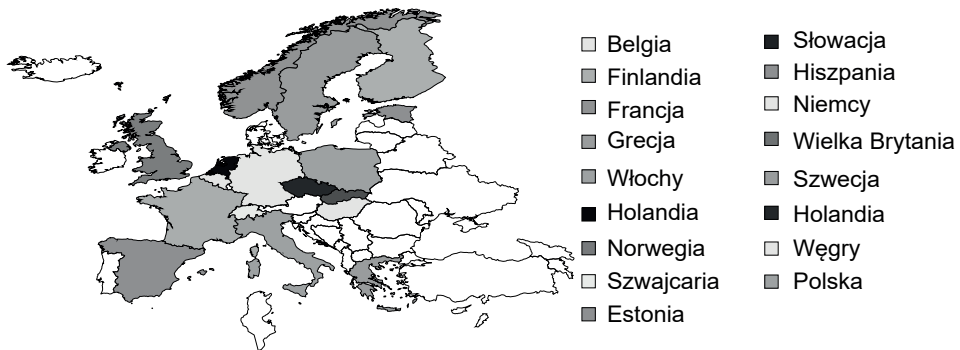
W badaniu weryfikacji podlegają dwie hipotezy. Pierwsza z nich odnosi się do tego, że względna lokalizacja rynku w przestrzeni geograficznej lub odpowiednio zdefiniowanej przestrzeni ekonomicznej ma wpływ na stopień wzajemnych zależności między rynkami obligacji rządowych na świecie. Odległość ekonomiczna ma w tym zakresie większe znaczenie niż odległość geograficzna. Natomiast druga stanowi nawiązanie do rynku ropy naftowej, której relacje z innymi klasami aktywów, a zwłaszcza obligacjami skarbowymi, stanowią jedną z bardziej interesujących zależności na globalnym rynku finansowym. Postawiono w związku z tym hipotezę, że zmiany cen ropy naftowej mają wpływ na rentowność obligacji rządowych oraz stopy zwrotu z indeksów giełdowych, a w efekcie również na zależności między samymi rynkami tych obligacji oraz indeksami akcji.

Weryfikacja hipotez badawczych przebiegała w kilku etapach. Punktem wyjścia było wyznaczenie miar zmienności spreadów dziesięcioletnich obligacji skarbowych oraz stóp zwrotu z indeksów akcji. Następnie zbudowane zostały empiryczne dynamiczne modele panelowe zależności między analizowanymi rynkami w wersji tradycyjnej, w których ignoruje się powiązania przestrzenne i ekonomiczne między rynkami, oraz dynamiczne przestrzenne modele panelowe, tj. modele z uwzględnieniem wspomnianych powiązań. W końcowym etapie dokonano porównania własności statystycznych modeli oraz wartości interpretacyjnych ich parametrów w obu wersjach.

2. Przedmiot i zakres badania

Artykuł dotyczy zjawiska przenoszenia zmienności w ujęciu przestrzennym, z podziałem na rynki akcji reprezentowane przez indeksy giełdowe oraz rynki dziesięcioletnich obligacji skarbowych, z uwzględnieniem wpływu zmian ceny ropy naftowej na realizację zależności między rynkami.

Analizie poddano cenę ropy naftowej Brent oraz 27 indeksów giełdowych i 17 rynków dziesięcioletnich obligacji skarbowych. Zakres czasowy badania objął lata 2000–2015 (dla indeksów) oraz 2006–2015 (dla rynku obligacji). Na rysunku 1 i 2 przedstawiono zakres przestrzenny przeprowadzonych analiz.



Rysunek 1. Rynki dziesięcioletnich obligacji skarbowych objęte badaniem

Źródło: opracowanie własne



Rysunek 2. Rynki akcji objęte badaniem

Źródło: opracowanie własne

Źródłem danych dla przeprowadzonej analizy był Bank Światowy oraz Międzynarodowy Fundusz Walutowy. Do obliczeń wykorzystano program R-Cran, wersja 3.2.2, natomiast rysunki sporządzono w programie MapViewer.

3. Zastosowane metody badawcze

Pojęcie zależności przestrzennych w modelach regresji odzwierciedla sytuację, w której wartości zmiennej zależnej w jednym miejscu są uzależnione od wartości tej zmiennej w lokalizacjach sąsiednich. Na gruncie takich zależności może dojść do wystąpienia efektu zarażania, jeśli w jednym z dwóch powiązanych ze sobą przestrzennie rynków wystąpi jakiś wstrząs. W zależności od źródeł korelacji przestrzennej istnieje wiele różnych modeli regresji przestrzennej. W niniejszym artykule wykorzystano ekonometryczne modele, w tym przestrzenne modele dla

połączonych danych przekrojowych i czasowych oraz przestrzenne modele panelowe. Przestrzenne modele dla połączonych danych przekrojowych i czasowych prezentują wzory 1 i 2, natomiast wzory 3 i 4 odnoszą się do przestrzennych modeli dla danych panelowych (por. np. Anselin, 1988).

1. Przestrzenny model autoregresyjny (SAR_pooled):

$$y_{it} = \alpha_0 + \sum_{m=1}^q \alpha_m x_{m, it} + \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} y_{jt} \quad (1)$$

2. Model z przestrzennie autoskorelowanym składnikiem losowym (SE_pooled):

$$y_{it} = \alpha_0 + \sum_{m=1}^q \alpha_m x_{m, it} + \eta_{it} \quad \eta_{it} = \lambda \sum_{j \neq i} w_{ij} \eta_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

3. Przestrzenny autoregresyjny model panelowy z ustalonymi efektami indywidualnymi (SAR_FE_IND):

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{m=1}^q \alpha_m x_{m, it} + \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} y_{jt} \quad (3)$$

4. Model panelowy z autokorelacją przestrzenną składnika losowego, z ustalonymi efektami indywidualnymi (SE_FE_IND):

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{m=1}^q \alpha_m x_{m, it} + \eta_{it} \quad \eta_{it} = \lambda \sum_{j \neq i} w_{ij} \eta_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Model (1) jest preferowany w sytuacjach, w których istnieje podejrzenie, że wartość badanego zjawiska w danym kraju jest bezpośrednio uzależniona od obserwacji dotyczących tego zjawiska w innym kraju, uznanym za sąsiadujący pod względem konkretnego kryterium. Model z przestrzennie autoskorelowanym składnikiem losowym będzie właściwy, gdy w modelu pominięto zmienną przestrzennie skorelowaną lub z pewnych przyczyn nie można jej uwzględnić. Branie pod uwagę efektów indywidualnych jest natomiast pożądane wtedy, kiedy grupa analizowanych obiektów charakteryzuje się heterogenicznością, stąd też istnieje obawa, że wszystkie przyczyny różnic między nimi nie zostaną uwzględnione.

Wartości w_{ij} pojawiające się we wzorach (1–4) pochodzą z macierzy powiązań \mathbf{W} między rynkami, nie są stałe w czasie, mają charakter egzogeniczny i zawierają się w przedziale $[0, 1]$, a wraz ze zbliżaniem się ich wartości do jedności ekspozycja i -tego i j -tego rynku na ryzyko wzrasta, co świadczy o wysokim podobieństwie między nimi. W zależności od przyjętego kryterium definiowania sąsiedztwa macierze \mathbf{W} mogą przyjmować różną postać (Haining, 2005: 83–84).

W wykorzystanych modelach regresji przestrzennej zmiennymi objaśnianymi była zmienność spreadu dziesięcioletnich obligacji skarbowych oraz stóp zwrotu z indeksów akcji. Co szczególnie istotne, analizy zależności na globalnym rynku

obligacji rządowych wykonywane są nie jak w przypadku akcji czy kursów walutowych, w oparciu o zwroty z analizowanych aktywów o wysokiej częstotliwości, ale o wielkość spreadu kredytowego. Z uwagi na odsetkowy charakter tych instrumentów wykorzystanie stóp zwrotu z wartości ich cen mogłoby prowadzić do błędnych wniosków. Spread kredytowy obliczany jest jako roczna nadwyżka rentowności, której oczekują inwestorzy w związku z ponoszonym przez siebie ryzykiem kredytowym. W literaturze przedmiotu często oblicza się go jako różnicę rentowności między danym instrumentem dłużnym a instrumentem nieobciążonym ryzykiem. Wraz ze wzrostem różnicy ryzyko danego papieru wartościowego wzrasta. Rentowność aktywa nieobciążonego ryzykiem nazywana jest stopą wolną od ryzyka i najczęściej ważona jest rentownością obligacji Stanów Zjednoczonych lub Niemiec, czyli aktywów uznawanych za mało ryzykowne (Hull, 2011: 392). Spread dziesięcioletnich obligacji skarbowych został w tym przypadku obliczony w odniesieniu do aktywów niemieckich.

Dodatkowymi zmiennymi kontrolnymi uwzględnionymi w modelach były: indeks EuroVIX, TED Spread oraz stopa wzrostu PKB. Indeks VIX, zwany indeksem strachu, odzwierciedla oczekiwaną przez inwestorów zmienność, wykorzystując kwotowania (ceny bid i ask) opcji na indeks S&P500. Od jego wprowadzenia w 1993 roku przez Chicago Board Options Exchange uznawany jest za barometr oczekiwań inwestorów, rynkowej zmienności oraz koniunktury (Arghyrou, Kon-tonikas, 2011: 19).

Wskaźnik TED Spread obrazuje natomiast zaufanie instytucji finansowych do wypłacalności banków. Powstał w Stanach Zjednoczonych i stanowi różnicę między rentownością trzymiesięcznych bonów skarbowych i notowań trzymiesięcznych depozytów dolarowych na rynku międzybankowym. Przez wzgląd na fakt, że bony skarbowe są w Stanach Zjednoczonych uznawane za instrumenty wolne od ryzyka, a depozyty międzybankowe LIBOR odzwierciedlają ryzyko kredytowe banków komercyjnych, różnica między tymi dwiema wartościami informuje o ryzyku niewypłacalności kredytów międzybankowych. Wraz ze wzrostem wartości tego wskaźnika zaufanie do wypłacalności banków spada, żądają więc one większej premii od udzielanych kredytów, a w związku z tym ryzyko zagrożenia płynności na rynku międzybankowym rośnie (Bruyckere, Gerhardt, Schepens, van der Vennet, 2012: 48–49).

Aby w modelach przestrzennych uwzględnić powiązania między rynkiem ropy naftowej a rynkami obligacji rządowych, których analiza stanowi pierwszy etap przeprowadzonych badań empirycznych, do modeli przestrzennych wprowadzono zmienną zerojedynkową przyjmującą wartość jeden, jeśli w danym roku zidentyfikowano istotną zależność między danym rynkiem obligacji a rynkiem ropy naftowej.

Identyfikacja podstawowych struktur gospodarczych, pod względem których poszczególne rynki finansowe są do siebie podobne, jest kluczowa, by właściwie

ocenić ich wrażliwość na zewnętrzne wstrząsy. Tradycyjny sposób definiowania w analizach przestrzennych relacji sąsiedztwa, oparty na charakterystykach fizycznych, takich jak długość granic czy odległość euklidesowa, nie znajduje zastosowania w przypadku analizy rynków finansowych. Współczesna ekonometria przestrzenna dostarcza odpowiednich narzędzi pozwalających na uwzględnienie czynników związanych z lokalizacją w abstrakcyjnej przestrzeni ekonomicznej, odnoszących się do różnych kategorii ekonomicznych wzajemnego podobieństwa rynków w analizie powiązań między nimi.

W prezentowanym badaniu powiązania między rynkami zostały określone przy zastosowaniu dwóch podejść¹. Podejście pierwsze polega na uwzględnieniu w macierzy powiązań \mathbf{W} odległości ekonomicznej, której istotą jest ustalenie podobieństwa rynków na podstawie wartości zmiennych ekonomicznych charakteryzujących poszczególne kraje. W tym podejściu odległość ekonomiczna między rynkami dziesięcioletnich obligacji skarbowych oraz indeksami akcji została obliczona na podstawie następującej formuły:

$$d_{ik} = \sqrt{\sum_{j=1}^m (z_{ij} - z_{kj})^2}, \quad (5)$$

gdzie:

d_{ik} – odległość ekonomiczna między i -tym a k -tym krajem,

z_{ij} , z_{kj} – standaryzowane wartości danej zmiennej ekonomicznej, odpowiednio dla i -tego oraz k -tego kraju,

$j = 1, 2, \dots, m$ – numer zmiennej ekonomicznej.

Chcąc ustalić strukturę przestrzennych zależności między analizowanymi rynkami, skonstruowano macierz \mathbf{W} powiązań o elementach:

$$w_{ik} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ik}}, & \text{gdy } i \neq k, \\ 0, & \text{gdy } i = k, \end{cases} \quad (6)$$

którą w następnym etapie poddano procedurze standaryzacji wierszami do jedności według następującej formuły:

$$w_{ik} = \frac{w_{ik}}{\sum_{k=1}^N w_{ik}}. \quad (7)$$

Ostatni etap stanowiła konstrukcja macierzy blokowej odzwierciedlającej przestrzenno-czasowe powiązania między analizowanymi rynkami:

¹ Analogiczne podejścia stosuje się na przykład w: Szulc i in., 2015; Szulc, Wlekińska, 2016.

$$\mathbf{W}^* = \begin{bmatrix} \mathbf{W}_1^* & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{W}_2^* & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \mathbf{0} & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{W}_T^* \end{bmatrix}, \quad (8)$$

gdzie: $\mathbf{W}_1^* \neq \mathbf{W}_2^* \neq \dots \neq \mathbf{W}_T^*$ – macierze powiązań przestrzennych uwzględniające odległość ekonomiczną między krajami, różne dla kolejnych lat.

Macierze powiązań przestrzennych odzwierciedlających odległość ekonomiczną między rynkami obligacji rządowych na świecie oraz rynkami akcji zostały wyznaczone w oparciu o zmienne:

- 1) CPI,
- 2) eksport netto.

Podobieństwo w zakresie oczekiwań inflacyjnych zmniejsza tendencję inwestorów do nadmiernego inwestowania w aktywa krajowe. Występowanie zjawiska *home bias* (French, Poterba, 1991: 222–226) skutkuje mniejszą dywersyfikacją portfela inwestycyjnego, a w związku z tym może doprowadzić do spadku prawdopodobieństwa osiągnięcia zysków i zwiększenia ryzyka poniesienia znacznych strat. Co więcej, zbieżność w zakresie stóp inflacji świadczy o występowaniu środowiska stabilnych kursów walutowych, stanowiąc tym samym zachętę dla inwestorów do inwestowania na rynkach zagranicznych. Wyniki dotychczas przeprowadzonych badań empirycznych (np. Johnson, Soenen, 2003; Hardouvelis, Malliaropoulos, Priestley, 2006) sugerują ponadto, że różnice inflacyjne poszczególnych krajów wpływają destymulująco na proces integracji ich rynków finansowych.

Zgodnie z istniejącą teorią ekonomiczną otwartość gospodarki na wymianę handlową stanowi jeden z głównych czynników stymulujących proces integracji gospodarczej i finansowej. Nie ma jednak zgody co do tego, czy wraz ze wzrostem wymiany handlowej wrażliwość danego kraju na zewnętrzne wstrząsy wzrasta, czy też maleje. Liczne badania empiryczne przeprowadzane w tym zakresie nie doprowadziły do wypracowania wspólnego stanowiska. Niemniej jednak destabilizujący wpływ rosnącego stopnia otwartości gospodarki na wymianę handlową był podkreślany między innymi przez Easterly'ego, Kremera, Pritchetta, Summers (1993); Kosego (2002); Kosego, Prasada, Terrones (2005). Zgodnie z wynikami innych badań otwartość handlowa gospodarek, a dokładniej narastająca nierównowaga w bilansie handlowym, jest jednym z czynników leżących u podstaw występowania kryzysów walutowych pierwszej generacji. W świetle istniejącej literatury podobieństwa w zakresie wymienionych charakterystyk analizowanych krajów mogą istotnie zwiększać zależność między analizowanymi gospodarkami, a w konsekwencji przyczyniać się do intensyfikacji procesów zarażania.

Drugie podejście polegało natomiast na wykorzystaniu macierzy powiązań z wagami wyznaczonymi na podstawie odległości fizycznej między stolicami państw, których dotyczą analizowane rynki. Punktem wyjścia do ustalenia powiązań przestrzennych była w tym wypadku budowa macierzy sąsiedztwa S o elementach wyznaczonych za pomocą następującej formuły:

$$s_{ik} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ik}}, & \text{gd } i \neq k, \\ 0, & \text{gd } i = k, \end{cases} \quad (9)$$

gdzie: d_{ik} – odległość fizyczna między stolicami państw, w których zlokalizowane są rynki i oraz k , a następnie jej standaryzacja wierszami do jedności:

$$w_{ik} = \frac{s_{ik}}{\sum_{k=1}^N s_{ik}}. \quad (10)$$

Powstała w ten sposób macierz przestrzenno-czasowych powiązań między rynkami dziesięcioletnich obligacji skarbowych oraz indeksami akcji przyjęła następującą postać:

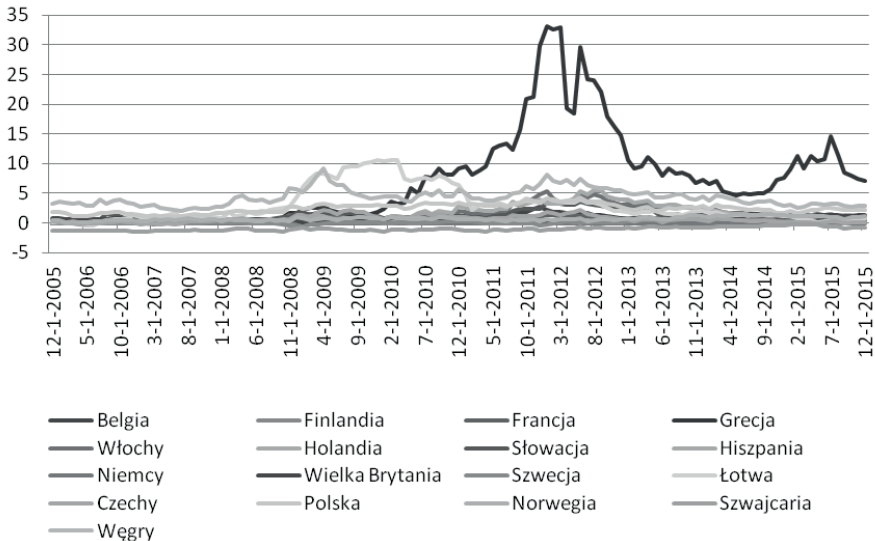
$$S = \begin{bmatrix} S_1 & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & S_2 & \cdots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & S_T \end{bmatrix}, \quad (11)$$

gdzie: $S_1 = S_2 = \dots = S_T$ – standardowe macierze powiązań przestrzennych, jednakowe dla wszystkich lat.

Do oceny empirycznych modeli zależności w zakresie zmienności analizowanych aktywów wykorzystano test Morana (statystyka I) do oceny przestrzennej niezależności, testy mnożnika Lagrange'a (LM_{lag} , LM_{err}) oraz ich wersje odporne (RLM_{lag} , RLM_{err}) do oceny zależności przestrzennej, test ilorazu wiarygodności (LR) do testowania istotności zależności przestrzennej oraz test heteroskedastyczności Breuscha-Pagana (B-P).

4. Wstępna analiza danych

Na wykresie 1 przedstawiono spready dziesięcioletnich obligacji skarbowych wybranych europejskich krajów w okresie od grudnia 2005 roku do grudnia 2015 roku.



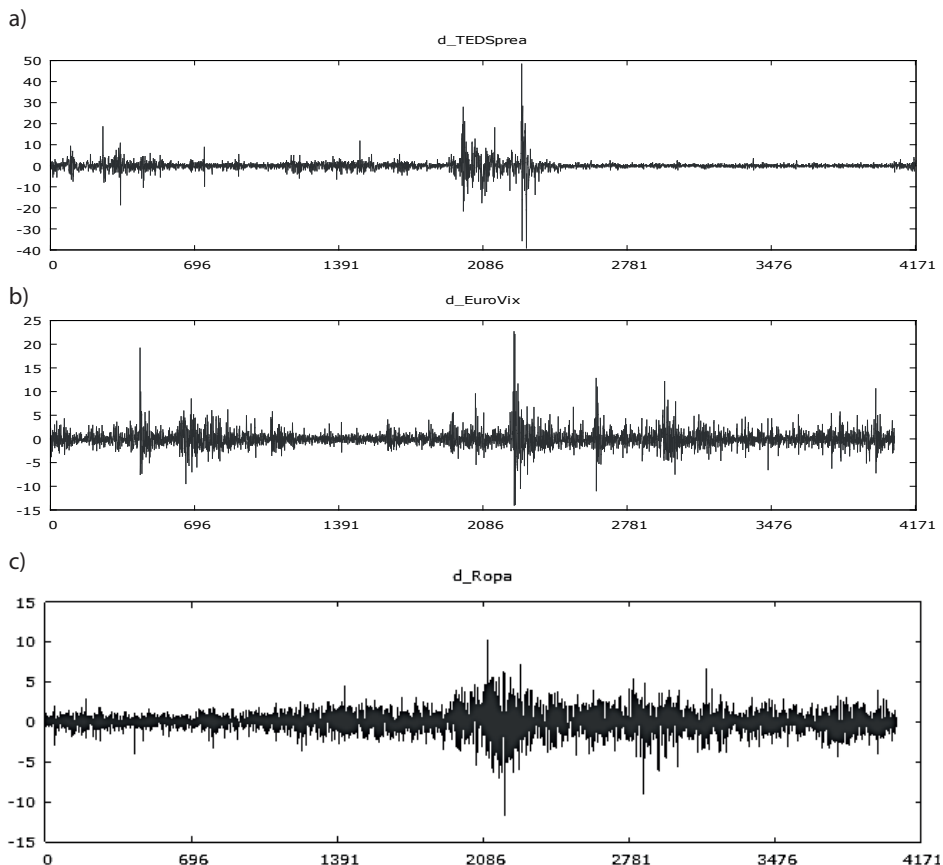
Wykres 1. Wartość spreadów dziesięcioletnich obligacji skarbowych wybranych krajów europejskich

Źródło: opracowanie własne.

Począwszy od powstania Unii Europejskiej aż do upadku banku Lehman Brothers we wrześniu 2008 roku, spread obligacji większości krajów członkowskich pozostawał względnie niewielki. Podobnie było w przypadku Norwegii i Szwajcarii, krajów niebędących członkami Unii Gospodarczej i Walutowej, których spread utrzymywał się na poziomie bliskim zeru lub poniżej. Inwestorzy długo nie dostrzegali pogarszającej się sytuacji makroekonomicznej niektórych peryferyjnych krajów. Na skutek rosnącego ryzyka wywołanego globalnym kryzysem finansowym perspektywa wzrostu uległy obniżeniu, a inwestorzy ograniczyli swoją międzynarodową ekspozycję, co najbardziej dotknęło kraje w znacznym stopniu uzależnione od zewnętrznych źródeł finansowania. Wraz z końcem 2009 roku europejski kryzys zadłużeniowy wszedł w nową fazę. Po wyborach politycznych w Grecji stosunek deficytu do PKB znacznie przewyższał oczekiwany poziom. Perspektywa długoterminowej recesji oraz słabość systemu bankowego została odzwierciedlona gwałtownym wzrostem spreadu nie tylko greckich dziesięciolatek, ale i wielu innych europejskich krajów, takich jak Czechy, Węgry, Hiszpania czy Włochy.

W 2013 roku w wyniku wdrożonych rok wcześniej programów stabilizacyjnych sytuacja na europejskim rynku obligacji skarbowych zaczęła się poprawiać. Wdrażane w ciągu pierwszych dwóch lat trwania kryzysu reformy strukturalne zaczęły przynosić pierwsze efekty. Warto zauważyć jednak, że wartości spreadów

obligacji skarbowych żadnego z analizowanych krajów nie powróciły do poziomów sprzed kryzysu finansowego.



Wykres 2. Pierwsze różnice dodatkowych zmiennych objaśniających: TED Spread (a), EuroVIX (b) i ropa naftowa (c), uwzględnione w modelach regresji przestrzennej

Źródło: opracowanie własne

Na wykresie 2 przedstawiono pierwsze różnice dodatkowych zmiennych objaśniających TED Spread, EuroVIX oraz ropy naftowej w okresie od 2000 do 2015 roku. Zaobserwować można, że na przestrzeni piętnastu lat wystąpiły trzy podokresy wyraźnie podwyższonej zmienności indeksu TED Spread oraz pięć podokresów relatywnie wysokiej zmienności indeksu EuroVIX. Na początku badanego okresu podwyższona zmienność wywołana była kryzysem dot.com. Z kolei pod koniec roku 2008 na skutek upadku banku Lehman Brothers doszło do gwałtownego wzrostu globalnej niepewności i ryzyka, co widać zarówno na wykresie obrazującym indeks TED Spread, jak i EuroVIX. Podobne wnioski wynikają z wy-

kresu obrazującego pierwsze różnice notowań ropy naftowej, niemniej jednak należy pamiętać, że cechą charakterystyczną tego rodzaju aktywa jest stosunkowo wysoka zmienność. W świetle istniejącej literatury występowanie okresów dekonjunktury prowadzi do wzrostu korelacji między rynkami. Istnieją zatem podstawy, by sądzić, że doszło także do wzrostu zależności przestrzennych między nimi.

5. Ekonometryczna weryfikacja występowania zależności przestrzennych między zmiennością stóp zwrotu z analizowanych instrumentów

Tabele 1–6 zawierają informacje na temat estymacji i weryfikacji konstruowanych w przeprowadzonym badaniu modeli ekonometrycznych. W pierwszych czterech tabelach zaprezentowano wyniki dotyczące modeli, w których zależności przestrzenne kwantyfikowane były z wykorzystaniem odległości ekonomicznej między analizowanymi rynkami, definiowanej na dwa sposoby, natomiast ostatnie dwie dotyczą modeli, w których użyto odległości fizycznej między nimi. Tabele te, dla porównania, zawierają również wyniki dotyczące modeli dla połączonych danych przekrojowych i czasowych, bez efektów przestrzennych.

W tabeli 1 zamieszczono wyniki estymacji i weryfikacji trzech modeli: modelu regresji liniowej (TSCS), przestrzennego modelu autoregresyjnego (SAR_pooled) oraz modelu błędu przestrzennego (SE_pooled), odpowiednio dla rynków dziesięcioletnich obligacji skarbowych oraz dla indeksów akcji. W modelach przestrzennych, w celu kwantyfikacji powiązań między badanymi rynkami, została wykorzystana macierz W , uwzględniająca odległość ekonomiczną między nimi, kwantyfikowaną na podstawie wartości wskaźnika inflacji.

Model klasyczny dla indeksów akcji, szacowany przy zastosowaniu połączonych danych czasowych i przekrojowych, oraz przestrzenny model autoregresyjny, szacowany dla rynków obligacji, nie spełniają podstawowych kryteriów weryfikacji statystycznej. W modelach tych stwierdza się występowanie autokorelacji reszt (zob. wyniki testu Morana).

W odniesieniu do modelu klasycznego zastosowano także testy mnożnika Lagrange'a (LM). Obok zwykłych testów LM (LM_{lag} , LM_{err}) zastosowano także tzw. odporne ich wersje (RLM_{lag} oraz RLM_{err}). Dzięki temu można było dokonać wyboru odpowiedniego modelu spośród rozważanych modeli przestrzennych. RLM_{err} jest bardziej istotny niż RLM_{lag} , zarówno dla modelu obligacji skarbowych, jak i modelu indeksów giełdowych. Dlatego w obu wypadkach należy wybrać model błędu przestrzennego. Istotność efektów przestrzennych w modelach błędów przestrzennych otrzymanych dla rynków obligacji skarbowych oraz indeksów giełdowych została potwierdzona również przy wykorzystaniu testu wiarygodności (LR).

Tabela 1. Wyniki estymacji i weryfikacji modeli dla dziesięcioletnich obligacji skarbowych oraz indeksów akcji, dla danych przekrojowo-czasowych (odległość ekonomiczna CPI)

	LM	SAR	SEM	LM	SAR	SEM
	Dziesięcioletnie obligacje skarbowe			Indeksy akcji		
Parametr						
α	1,402 (0,000)*	1,413 (0,000)	1,406 (0,000)	2,084 (0,000)	0,065 (0,000)	1,414 (0,000)
ρ	–	–0,031 (0,864)	–	–	0,525 (0,000)	–
λ	–	–	0,048 (0,000)	–	–	0,527 (0,000)
PKB pc.	–0,001 (0,001)	–0,002 (0,000)	–7.3413e–06 (0,000)	–2.899e–06 (0,351)	–1.946e–06 (0,481)	–2.362e–06 (0,381)
TED spread	–0,015 (0,303)	–0,015 (0,305)	–0,016 (0,291)	1,504 (0,000)	1,013 (0,000)	2,144 (0,000)
EuroVIX	–1,042 (0,000)	0,000 (0,943)	2.7802e–02 (0,930)	0,083 (0,015)	3.773e–02 (0,902)	5.494e–02 (0,932)
Ropa	–1,042 (0,000)	–1,039 (0,000)	–1,045 (0,000)	0,017 (0,173)	0,017 (0,105)	0,018 (0,087)
Miary dopasowania	0,197 0,178	– –	– –	0,221 0,214	– –	– –
Adjusted R AIC	–	356,300	356,260	–	1294	1293,5
Heteroskedastyczność Breuch-Pagan test	25,362 (0,000)	–	–	9,976 (0,041)	–	–
Autokorelacja reszt Moran test	0,008 (0,308)	0,0144 (0,024)	–0,001 (0,432)	0,341 (0,000)	–0,065 (1,000)	–0,066 (1,000)
Zależności przestrzenne LR	–	0,029 (0,864)	0,070 (0,791)	–	87,364 (0,000)	87,884 (0,000)
LMlag	0,063 (0,801)	–	–	523,945 (0,000)	–	–
LMerr	0,025 (0,874)	–	–	488,230 (0,000)	–	–
RLMlag	–	2,586 (0,108)	–	–	8,800 (0,000)	–
RLMerr	–	–	4,271 (0,039)	–	–	44,517 (0,000)

* Liczby w nawiasach oznaczają wartości prawdopodobieństwa testowego (p-value).

Źródło: opracowanie własne

Tabela 2. Wyniki estymacji i weryfikacji modeli panelowych z ustalonymi efektami dla dziesięcioletnich obligacji skarbowych oraz indeksów akcji (odległość ekonomiczna CPI)

	LM_FE_ IND	SAR_FE_ IND	SEM_FE_ IND	LM_FE_ IND	SAR_FE_ IND	SEM_FE_ IND
	Dziesięcioletnie obligacje skarbowe			Indeksy akcji		
Parametr						
α	0,023 (0,575)*	0,019 (0,617)	0,037 (0,334)	2,583 (0,000)	1,123 (0,000)	2,314 (0,000)
ρ	–	0,132 (0,425)	–	–	0,624 (0,000)	–
λ	–	–	0,246 (0,000)	–	–	0,677 (0,000)
PKB pc.	-2.878e-07 (0,955)	-7.2349e-07 (0,880)	-2.5114e-06 (0,600)	-7.323e-06 (0,333)	-2.264e-07 (0,970)	-3.711e-06 (0,536)
TED spread	-0,015 (0,2602)	-0,014 (0,265)	-0,019 (0,244)	1,509 (0,000)	0,091 (0,000)	2,104 (0,000)
EuroVIX	5.750e-03 (0,984)	1.326e-02 (0,959)	0,055 (0,873)	0,084 (0,010)	-0,011 (0,659)	-0,031 (0,702)
Ropa	0,048 (0,275)	0,047 (0,258)	0,035 (0,390)	6.046e-02 (0,879)	-0,010 (0,747)	6.119e-02 (0,838)
Miary dopasowania	0,391	–	–	0,345	–	–
Adjusted R	0,314	–	–	0,298	–	–
AIC	–	338,780	337,180	–	339,110	1198,600
Heteroskedastyczność Breuch-Pagan test	58,515 (0,000)	–	–	29,231 (0,506)	–	–
Autokorelacja reszt Moran test	0,051 (0,025)	0,025 (0,145)	-0,001 (0,432)	0,432 (0,000)	-0,007 (0,595)	-0,066 (1,000)
Zależności przestrzenne LR	–	0,635 (0,000)	2,234 (2,234)	–	149,700 (0,000)	157,720 (0,000)
LMlag	2,264 (0,132)	–	–	523,945 (0,000)	–	–
LMerr	0,578 (0,447)	–	–	488,229 (0,000)	–	–
RLMlag	–	2,586 (0,108)	–	–	8,800 (0,000)	–
RLMerr	–	–	4,271 (0,039)	–	–	44,517 (0,000)

* Liczby w nawiasach oznaczają wartości prawdopodobieństwa testowego (p-value).

Źródło: opracowanie własne

Tabela 2 zawiera wyniki estymacji i weryfikacji modeli panelowych, które zostały wykorzystane w badaniu, tj. panelowego modelu z ustalonymi efektami bez składnika przestrzennego, przestrzennego autoregresyjnego modelu panelowego ze stałymi efektami oraz panelowego modelu błędu przestrzennego z ustalonymi efektami.

Na podstawie wyników weryfikacji rozważanych modeli można stwierdzić, że klasyczny model panelowy nie jest odpowiedni ani w przypadku analizy obligacji skarbowych, ani też dla indeksów akcji. Podobnie jak w modelu TSCS, na podstawie testu Morana stwierdzono autokorelację w resztach tego typu modeli. W celu zaproponowania odpowiedniego modelu panelowego, uwzględniającego zależności przestrzenne, wykorzystano testy mnożnika Lagrange'a. Wszystkie testy LM dla modeli otrzymanych dla indeksów giełdowych są statystycznie istotne, natomiast w przypadku modeli dla rynków obligacji istotny okazał się jedynie RLM_{err} , co sugeruje w tym wypadku wybór modelu błędu przestrzennego z ustalonymi efektami indywidualnymi. Ponadto istotność efektów przestrzennych została potwierdzona przy zastosowaniu testu LR. Jedynie w modelu błędu przestrzennego z ustalonymi efektami dla grupy obligacji skarbowych efekty przestrzenne okazały się nieistotne.

Zmiana macierzy powiązań, czyli przejście do wariantu, w którym odległość między rynkami kwantyfikowana była z wykorzystaniem wartości eksportu netto, nie zmieniła zasadniczo statystycznych charakterystyk modeli (tab. 3).

Niezależnie od sposobu kwantyfikowania powiązań z wykorzystaniem odległości ekonomicznej między rynkami modele przestrzenne są lepsze niż model, który tych powiązań nie uwzględnia, jeśli weźmiemy pod uwagę autokorelację reszt. Niemniej jednak lepszymi własnościami statystycznymi charakteryzują się modele otrzymane dla grupy indeksów akcji.

W tabelach 5 i 6 przedstawiono wyniki estymacji tych samych modeli, ale wykorzystujących macierz sąsiedztwa kwantyfikowaną za pomocą odległości fizycznej między stolicami krajów, na terenie których zlokalizowane są objęte analizą rynki. Odniesienie się w finansach behawioralnych zarówno do ekonomicznego, jak i geograficznego sąsiedztwa jest uzasadnione, gdy uzmysłowimy sobie, że decyzje inwestycyjne niektórych graczy giełdowych podyktowane są często geograficzną lokalizacją ich potencjalnych partnerów. Często bowiem obserwowane różnice w korelacji aktywów finansowych wynikają, jak się okazuje, z lokalizacji ich emitentów, gdyż wraz ze spadkiem fizycznej odległości między nimi może dojść do wzrostu stopnia korelacji między ich aktywami. Dało to podstawy, by sądzić, że w przypadku cen aktywów można mówić o występowaniu geograficznej segmentacji. Nasuwa się w związku z tym wniosek, że negatywne szoki, do których dochodzi w geograficznie blisko położonych krajach, będą silniejsze nie tylko z uwagi na ekonomiczną współzależność tych krajów, ale również ze względu na wspomniane geograficzne sąsiedztwo.

Tabela 3. Wyniki estymacji i weryfikacji modeli dla dziesięcioletnich obligacji skarbowych oraz indeksów akcji, dla danych przekrojowo-czasowych (odległość ekonomiczna – eksport netto)

	LM	SAR	SEM	LM	SAR	SEM
	Dziesięcioletnie obligacje skarbowe			Indeksy akcji		
Parametr						
α	1,402 (0,000)*	1,375 (0,000)	1,4272 (0,000)	2,084 (0,000)	0,070 (0,000)	2,071 (0,000)
ρ	–	0,108 (0,000)	–	–	0,002 (0,000)	–
λ	–	–	0,170 (0,000)	–	–	0,001 (0,000)
PKB pc.	-7.224e-06 (0,000)	-7.3720e-06 (0,000)	-7.4751e-06 (0,000)	-2.899e-06 (0,351)	-2.002e-06 (0,000)	-1.608e-06 (0,541)
TED spread	-0,015 (0,303)	-0,014 (0,347)	-0,015 (0,377)	1,504 (0,000)	0,048 (0,459)	1,339 (0,005)
EuroVIX	2.312e-02 (0,939)	2.1548e-02 (0,943)	1.7633e-02 (0,961)	0,083 (0,015)	0,021 (0,493)	0,058 (0,491)
Ropa	-1,042 (0,000)	-1,050 (0,000)	-1,052 (0,000)	0,017 (0,173)	0,017 (0,116)	0,019 (0,071)
Miary dopasowania	0,197	–	–	0,221	–	–
Adjusted R	0,178	–	–	0,214	–	–
AIC	–	356,050	355,600	–	1280,100	1279,500
Heteroskedastyczność Breuch-Pagan test	25,362 (0,000)	–	–	9,976 (0,041)	–	–
Autokorelacja reszt Moran test	0,025 (0,153)	0,010 (0,294)	0,002 (0,402)	0,309 (0,000)	-0,037 (0,986)	-0,037 (0,986)
Zależności przestrzenne LR	–	0,281 (0,596)	0,735 (0,391)	–	101,270 (0,000)	101,900 (0,000)
LMlag	0,500 (0,479)	–	–	359,980 (0,000)	–	–
LMerr	0,182 (0,670)	–	–	357,192 (0,000)	–	–
RLMlag	–	7,118 (0,000)	–	–	8,666 (0,003)	–
RLMerr	–	–	7,436 (0,000)	–	–	11,454 (0,000)

* Liczby w nawiasach oznaczają wartości prawdopodobieństwa testowego (p-value).

Źródło: opracowanie własne

Tabela 4. Wyniki estymacji i weryfikacji modeli panelowych z ustalonymi efektami dla dziesięcioletnich obligacji skarbowych oraz indeksów akcji (odległość ekonomiczna – eksport netto)

	LM_FE_ IND	SAR_FE_ IND	SEM_FE_ IND	LM_FE_ IND	SAR_FE_ IND	SEM_FE_ IND
	Dziesięcioletnie obligacje skarbowe			Indeksy akcji		
Parametr						
α	0,023 (0,575)*	-9.568e-07 (0,601)	0,031 (0,417)	2,583 (0,000)	1,081 (0,000)	2,678 (0,000)
ρ	-	0,216 (0,000)	-	-	0,002 (0,000)	-
λ	-	-	0,217 (0,000)	-	-	0,002 (0,000)
PKB pc.	-2.878e-07 (0,955)	-0,012 (0,841)	-1.363e-06 (0,775)	-7.323e-06 (0,333)	-4.251e-06 (0,484)	-2.826e-06 (0,644)
TED spread	-0,015 (0,260)	3.544e-03 (0,333)	-0,015 (0,343)	1,509 (0,000)	0,041 (0,014)	1,407 (0,004)
EuroVIX	5.750e-03 (0,984)	0,045 (0,989)	-4.199e-03 (0,990)	0,083 (0,010)	0,016 (0,535)	0,054 (0,525)
Ropa	0,048 (0,275)	-9.568e-07 (0,278)	0,041 (0,320)	6.046e-02 (0,879)	7.160e-02 (0,822)	8.028e-02 (0,799)
Miary dopasowania	0,391	-	-	0,345	-	-
Adjusted R	0,314	-	-	0,298	-	-
AIC	-	338,130	338,1500	-	1216,300	1216,800
Heteroskedastyczność Breuch-Pagan test	58,515 (0,000)	-	-	29,231 (0,506)	-	-
Autokorelacja reszt Moran test	0,033 (0,097)	0,000 (0,418)	0,002 (0,402)	0,375 (0,000)	-0,043 (0,995)	-0,037 (0,986)
Zależności przestrzennej LR	-	1,287 (0,257)	1,263 (0,261)	-	140,030 (0,000)	139,550 (0,000)
LMIag	0,883 (0,347)	-	-	538,926 (0,000)	-	-
LMerr	0,925 (0,336)	-	-	530,388 (0,000)	-	-
RLMIag	-	0,924 (0,336)	-	-	8,752 (0,000)	-
RLMerr	-	-	0,033 (0,856)	-	-	0,213 (0,644)

* Liczby w nawiasach oznaczają wartości prawdopodobieństwa testowego (p-value).

Źródło: opracowanie własne

Tabela 5. Wyniki estymacji i weryfikacji modeli dla dziesięcioletnich obligacji skarbowych oraz indeksów akcji, dla danych przekrojowo-czasowych (odległość fizyczna)

	LM	SAR	SEM	LM	SAR	SEM
	Dziesięcioletnie obligacje skarbowe			Indeksy akcji		
Parametr						
α	0,023 (0,575)*	-9.568e-07 (0,601)	0,031 (0,417)	2,583 (0,000)	1,081 (0,000)	2,678 (0,000)
ρ	-	0,216 (0,000)	-	-	0,002 (0,000)	-
λ	-	-	0,217 (0,000)	-	-	0,002 (0,000)
PKB pc.	-2.878e-07 (0,955)	-0,012 (0,841)	-1.363e-06 (0,775)	-7.323e-06 (0,333)	-4.251e-06 (0,484)	-2.826e-06 (0,644)
TED spread	-0,015 (0,260)	3.544e-03 (0,333)	-0,015 (0,343)	1,509 (0,000)	0,041 (0,014)	1,407 (0,004)
EuroVIX	5.750e-03 (0,984)	0,045 (0,989)	-4.199e-03 (0,990)	0,083 (0,010)	0,016 (0,535)	0,054 (0,525)
Ropa	0,048 (0,275)	-9.568e-07 (0,278)	0,041 (0,320)	6.046e-02 (0,879)	7.160e-02 (0,822)	8.028e-02 (0,799)
Miary dopasowania	0,197	-	-	0,221	-	-
Adjusted R	0,178	-	-	0,214	-	-
AIC	-	355,940	355,540	-	1276,900	1275,800
Heteroskedastyczność Breuch-Pagan test	25,362 (0,000)	-	-	9,9759 (0,041)	-	-
Autokorelacja reszt Moran test	0,031 (0,092)	0,008 (0,308)	-0,002 (0,446)	0,302 (0,000)	-0,030 (0,963)	0,030 (0,961)
Zależności przestrzenne	-	0,397 (0,000)	0,790 (0,374)	-	104,530 (0,000)	105,60 (0,000)
LR	0,422 (0,516)	-	-	354,318 (0,000)	-	-
LMlag	0,901 (0,343)	-	-	2,530 (0,000)	-	-
LMerr	-	1,063 (0,303)	-	-	0,740 (0,390)	-
RLMlag	-	-	1,542 (0,214)	-	-	2,530 (0,111)
RLMerr	-	-	-	-	-	-

* Liczby w nawiasach oznaczają wartości prawdopodobieństwa testowego (p-value).

Źródło: opracowanie własne

Tabela 6. Wyniki estymacji i weryfikacji modeli panelowych z ustalonymi efektami dla dziesięcioletnich obligacji skarbowych oraz indeksów akcji (odległość fizyczna)

	LM_FE_ IND	SAR_FE_ IND	SEM_FE_ IND	LM_FE_ IND	SAR_FE_ IND	SEM_FE_ IND
	Dziesięcioletnie obligacje skarbowe			Indeksy akcji		
Parametr						
α	1,402 (0,000)*	1,367 (0,000)	1,415 (0,000)	2,084 (0,000)	0,069 (0,000)	2,174 (0,000)
ρ	–	0,107 (0,000)	–	–	0,671 (0,000)	–
λ	–	–	0,150 (0,000)	–	–	0,675 (0,000)
PKB pc.	-7.224e-06 (0,000)	-7.376e-06 (0,000)	-7.441e-06 (0,000)	-2.899e-06 (0,351)	-2.705e-06 (0,314)	-2.984e-06 (0,259)
TED spread	-0,015 (0,303)	-0,013 (0,374)	-0,014 (0,395)	1,504 (0,000)	0,040 (0,029)	1,213 (0,020)
EuroVIX	2.312e-02 (0,939)	1.080e-02 (0,971)	-7.079e-03 (0,984)	8.343e-01 (0,015)	0,034 (0,256)	1,032 (0,257)
Ropa	-1,042 (0,000)	-1,053 (0,000)	-1,050 (0,000)	1.655e-01 (0,173)	0,018 (0,085)	0,020 (0,050)
Miary dopasowania						
Adjusted R	0,391	–	–	0,345	–	–
AIC	0,314	–	–	0,298	–	–
	–	337,030	337,710	–	1216,400	1212,800
Heteroskedastyczność Breuch-Pagan test	58,515 (0,000)	–	–	29,231 (0,506)	–	–
Autokorelacja reszt Moran test	0,046 (0,031)	-0,007 (0,051)	-0,002 (0,446)	0,367 (0,000)	-0,031 (0,963)	0,030 (0,962)
Zależności przestrzenne						
LR	–	2,386 (0,122)	1,710 (0,191)	–	140,010 (0,000)	143,550 (0,000)
LMlag	2,008 (0,157)	–	–	526,860 (0,000)	–	–
LMerr	2,569 (0,110)	–	–	508,129 (0,000)	–	–
RLMlag	–	0,566 (0,452)	–	–	0,134 (0,715)	–
RLMerr	–	–	0,004 (0,948)	–	–	18,865 (0,000)

* Liczby w nawiasach oznaczają wartości prawdopodobieństwa testowego (p-value).

Źródło: opracowanie własne

Na podstawie wyników testu Morana należy stwierdzić występowanie autokorelacji reszt w modelach klasycznych estymowanych dla obu grup aktywów. Potrzeba wprowadzenia efektów przestrzennych została potwierdzona dodatkowo testem mnożnika Lagrange'a. W obu grupach model błędu przestrzennego charakteryzował się większą istotnością.

6. Podsumowanie

Włączenie powiązań, które wynikają z fizycznej (podobnie ekonomicznej) odległości między giełdami, do rozważanych modeli jest uzasadnione. Klasyczne modele, szacowane zarówno dla indeksów akcji, jak i spreadów obligacji, cechowały się występowaniem autokorelacji składnika losowego. Bez względu na sposób kwantyfikacji powiązań między rynkami modele przestrzenne charakteryzują się lepszymi własnościami statystycznymi niż modele nieuwzględniające efektów przestrzennych. Statystyczna istotność efektów indywidualnych wskazuje natomiast, że objęte analizą rynki cechują się brakiem heterogeniczności.

Istotne wartości współczynników ρ i λ świadczą o istotnym średnim wpływie zmienności rentowności zarówno dziesięcioletnich obligacji skarbowych, jak i indeksów akcji, zlokalizowanych w krajach uznanych za sąsiadujące pod względem przyjętego kryterium, na poziom zmienności rentowności na danym rynku obligacji skarbowych. Niemniej jednak obszarem, na którym dochodzi do silniejszego uwidocznienia się zależności przestrzennych między rynkami, jest ich podobieństwo pod względem poziomu eksportu netto. W badaniu potwierdzono ponadto, że odległość geograficzna ma mniejszy wpływ w procesie przenoszenia zmienności między rynkami niż odległość ekonomiczna, choć różnica ta nie okazała się duża. Można w związku z tym przypuszczać, że negatywne szoki pojawiające się w krajach zlokalizowanych geograficznie blisko siebie będą silniejsze nie tylko przez wzgląd na sieć wzajemnych ekonomicznych zależności, ale także z uwagi na fizyczne sąsiedztwo. Otrzymane empiryczne modele dla odległości ekonomicznej spełniają podstawowe kryteria weryfikacji statystycznej, choć pod tym względem lepsze okazały się modele otrzymane dla grupy indeksów akcji.

Uwzględnienie w modelach dodatkowych zmiennych objaśniających było słuszne. Wzrost gospodarczy istotnie wpływa na spadek zmienności rentowności dziesięcioletnich obligacji skarbowych. W znikomym stopniu przyczynia się również do zmniejszenia zmienności stóp zwrotu z indeksów akcji. Kształtowanie się natomiast wskaźnika TED Spread jest istotną determinantą poziomu zmienności stóp zwrotu z indeksów akcji. Odzwierciedlony rosnącą wartością tego wskaźnika wzrost ryzyka niewypłacalności kredytów międzybankowych skutkuje wzrostem poziomu zmienności stóp zwrotu z indeksów, nie wpływa natomiast na po-

ziom zmienności na rynkach obligacji. Co szczególnie istotne, wspólna zależność rynków od cen ropy naftowej stanowi kanał powiązań, za pośrednictwem którego dochodzi do realizacji zależności przestrzennych między rynkami obligacji.

Wyniki przeprowadzonych analiz sugerują, że rynek obligacji skarbowych w Europie nie jest w pełni zintegrowany. Istnieje potrzeba kontynuowania badań w zakresie identyfikacji przestrzennych struktur zależności między rynkami finansowymi.

Bibliografia

- Anselin L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Argyrou M.G., Kontonikas A. (2011), *The EMU sovereign-debt crises: Fundamentals, expectations and contagion*, European Economy, Economic Papers 436.
- Ashgharian H., Hess W., Liu L. (2013), *A spatial analysis of international stock market linkages*, „Journal of Banking & Finance”, vol. 37, issue 12, s. 4738–4754.
- Ashgharian H., Larsson M., Liu L. (2014), *Spatial dependencies in international bond markets*, www.ace-notebook.com [dostęp: 6.05.2016].
- Bodart V., Reding P. (1999), *Exchange rate regime, volatility and international correlations of bond and stock markets*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 18, s. 133–151.
- Bruyckere V., Gerhardt M., Schepens G., van der Venet R.V. (2012), *Bank/sovereign risk spillovers in the European debt crisis*, Working Paper Research 232, National Bank of Belgium.
- Easterly W., Kremer M., Pritchett L., Summers L.H. (1993), *God Policy or Good Luck? Country Growth Performance and Temporary Shocks*, NBER Working Paper, No. 4474, „Journal of Monetary Economics”, vol. 32, s. 459–483.
- French K., Poterba J. (1991), *Investor diversification and international equity markets*, „The American Economic Review”, vol. 81, no. 2, s. 222–226.
- Haining R. (2005), *Spatial Data Analysis. Theory and Practice*, 3th ed., Cambridge University Press, Cambridge.
- Hardouvelis G., Malliaropoulos D., Priestley R. (2006), *EMU and European Stock Market Integration*, „Journal of Business”, no. 79(1), s. 365–392.
- Hondroniannis G., Kelejian H.H., Tavlas G.S. (2009), *Spatial aspects of contagion among emerging economies*, „Spatial Economic Analysis”, no. 4, s. 191–211.
- Hull J. (2011), *Zarządzanie ryzykiem instytucji finansowych*, Wydawnictwo Profesjonalne PWN, Warszawa.
- Johnson R., Soenen L. (2003), *Indicators of successful companies*, „European Management Journal”, no. 21(3), s. 364–369.
- Kose M.A. (2002), *Explaining business cycles in small open economies: How much do world prices matter?*, „Journal of International Economics”, vol. 56, issue 2, s. 299–327.
- Kose M.A., Prasad E.S., Terrones M.E. (2005), *Growth and Volatility in an Era of Globalization*, „IMF Staff Paper”, vol. 52, s. 31–63.
- Lee J., Lee H. (2009), *Testing for risk spillover between stock market and foreign exchange market in Korea*, „Journal of Economic Research”, no. 14, s. 329–340.
- Lychagin S., Pinkse J., Slade M., van Reenen J. (2010), *Spillovers in space: Does geography matter?*, CEP Discussion Paper No 991.
- Muratori M. (2015), *Contagion in the Euro Area Sovereign Bond Market*, „Social Sciences”, no. 4, s. 66–82.

Szulc E., Wleklińska D. (2016), *Spatio-temporal Analysis of Convergence of Development Level of Selected Stock Exchanges in the Period of 2004–2012*, „Dynamic Econometrics Models”, vol. 15, s. 5–26.


Szulc E., Wleklińska D., Górna K., Górna J. (2015), *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.

Spatio-Temporal Analysis of the Phenomenon of Volatility Transfer Between the Markets Representing Different Assets Classes with Regard to the Changes of the Crude Oil Prices in the Period of 2000–2015

Abstract: In the face of the numerous turbulence on the global financial markets the need for a more profound look at the phenomenon of volatility transfer between different markets increases because as a consequence of this phenomenon the increase in volatility in one market may lead to the appearance of an increased volatility on another. In the case of these relationships spatial displacement can also be observed, consisting in reactions of the market in one country on the changes taking place in other markets in other countries. In this approach, the analysis is carried out on the assumption that the markets are located in a metric space, where the relationship between the variables describing these markets are the functions of the physical or more likely economic distance between them. The aim of this article is to determine whether, in the context of the phenomenon of the price volatility transfer between different assets classes, a certain spatial relationships between them could be disclosed. Subsequently, in case of occurrence of supposed dependences, an attempt to identify the possible spatial relationships between the market in one country and markets located in the neighboring countries was made. To identify the spatial relationships dynamic spatial panel models were introduced. The research includes the markets of equities, bonds and foreign exchange markets representing selected countries in Europe and Asia in the period of 2000–2015.

Keywords: equity market, bond market, exchange rates, volatility, volatility transfer, physical and economic distance, spatial panel models, connectivity matrix

JEL: C10, C12, C58, G12, G15

	<p>© by the author, licensee Łódź University – Łódź University Press, Łódź, Poland. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution license CC-BY (http://creativecommons.org/licenses/by/3.0/)</p> <p>Received: 2016-08-14; verified: 2017-03-24. Accepted: 2017-11-03</p>
---	--