

INTEGRACJA EUROPEJSKICH RYNKÓW GIEŁDOWYCH W OBLICZU KRYZYSÓW FINANSOWYCH

Elżbieta Majewska

**INTEGRACJA
EUROPEJSKICH RYNKÓW GIEŁDOWYCH
W OBLICZU KRYZYSÓW FINANSOWYCH**



Białystok 2019

Recenzent

Dr hab. Iwona Markowicz, prof. US

Opracowanie graficzne

Paweł Łuszyński

Redakcja i korekta

Teresa Margańska

Skład i redakcja techniczna

Krzysztof Rutkowski

© Copyright by Uniwersytet w Białymstoku
Białystok 2019

ISBN 978-83-7431-576-0

Wydanie publikacji sfinansowano ze środków
Wydziału Matematyki i Informatyki Uniwersytetu w Białymstoku.

Wydawnictwo Uniwersytetu w Białymstoku
ul. Świerkowa 20B, 15-328 Białystok
tel. (85) 745 71 20, (85) 745 71 02, (85) 745 70 59
e-mail: ac-dw@uwb.edu.pl
www: <http://wydawnictwo.uwb.edu.pl>

Druk i oprawa: Volumina.pl, Daniel Krzanowski

SPIS TREŚCI

WSTĘP.....	7
Rozdział I	
KONCEPCJA I POMIAR INTEGRACJI RYNKÓW KAPITAŁOWYCH	15
1.1. Integracja rynków finansowych – pojęcie, skutki, pomiar	15
1.2. Pomiar integracji oparty na korelacjach przekrojowych	22
1.3. Metody pomiaru integracji rynków finansowych oparte na głównych składowych	30
1.3.1. Metoda głównych składowych	30
1.3.2. Miary integracji oparte na głównych składowych	34
1.4. Integracja jako wrażliwość na czynniki globalne	37
1.5. Integracja a zarażanie	39
Rozdział II	
KRYZYSY FINANSOWE LAT 2007–2016 NA ŚWIECIE I W EUROPIE.....	43
2.1. Kryzys <i>subprime</i> 2007 roku na rynku amerykańskim – źródła globalnej zapaści	43
2.2. Przyczyny i przebieg kryzysu w Europie	45
2.3. Formalna identyfikacja okresów kryzysu	49
2.4. Zgodność okresów kryzysu	53
2.5. Okresy kryzysu a korelacje przekrojowe między rynkami	54
Rozdział III	
WPŁYW KRYZYSU NA POZIOM INTEGRACJI – BADANIA EMPIRYCZNE.....	57
3.1. Dane statystyczne	57
3.2. Podstawowe charakterystyki badanych rynków	62
3.3. Okresy bessy na badanych rynkach	67

3.4. Zgodność okresów kryzysu na rynkach	70
3.5. Równość macierzy korelacji przekrojowych	75
3.6. Zmiany średniego skorygowanego współczynnika determinacji i indeksu integracji	77
3.7. Dynamika indeksu segmentacji	85
3.8. Zmienność indeksu globalizacji	88
ZAKOŃCZENIE	99
DODATKI	
Dodatek 1. Okresy spadków badanych indeksów	
Dodatek 2. Analiza zgodności faz rynków	108
Dodatek 3. Analiza integracji na podstawie miar opartych na głównych składowych	122
Dodatek 4. Dynamiczne wskaźniki globalizacji badanych indeksów	132
BIBLIOGRAFIA	
SPIS RYSUNKÓW I TABEL	155

Rynek kapitałowy, w tym rynek giełdowy, jest istotnym elementem każdej gospodarki, przyczynia się w sposób bezpośredni i pośredni do rozwoju gospodarczego. Z drugiej strony o poziomie jego rozwoju decyduje w znacznym stopniu poziom rozwoju gospodarczego (stan całej gospodarki). Dlatego też liczba opracowań dotyczących giełd i szerzej – rynków finansowych, jest bardzo duża. Rozwój i integracja tych rynków ułatwia wymianę i alokację kapitału międzynarodowego, wzmacnia rozwój ekonomiczny.

Integracja rynków kapitałowych i szerzej finansowych jest kluczowym zagadnieniem w zakresie ekonomii i finansów międzynarodowych. Wiąże się to istotnie z rosnącą globalizacją, deregulacją i rozwojem narzędzi informatycznych stosowanych w komunikacji i handlu. Integracja przynosi wiele korzyści. Ułatwia przepływy kapitału, co może prowadzić do wzrostu inwestycji, a w konsekwencji szybszego tempa wzrostu gospodarczego. Może się również przyczynić do rozwoju sektora finansowego w krajach rozwijających się. Integracja finansowa jest więc procesem, w wyniku którego rynki stają się silniej powiązane i niejednokrotnie rozwijają się szybciej, przede wszystkim dzięki efektywniejszej alokacji kapitału. Ujemnym skutkiem integracji rynków finansowych jest natomiast ograniczenie możliwości dywersyfikacji ryzyka międzynarodowych portfeli inwestycyjnych. Istotna jest więc analiza zmian poziomu integracji między rynkami, wskazywanie tych rynków, których związki z pozostałymi są słabsze oraz tych, które powiązane są ze sobą silnie. Wiele miejsca w literaturze poświęca się więc integracji rynków rozwiniętych. Autorzy najczęściej potwierdzają hipotezę o silnej ich integracji (np. Pukthuanthong i Roll, 2009; Briere, Chappelle i Szafarz, 2012; Olbryś i Majewska, 2017). Równie bogaty jest dorobek w zakresie powiązań rynków rozwijających się z rozwiniętymi (np. Bekaert, Harvey i Ng, 2005; Al Nasser i Hajilee, 2016). Rynki wschodzące otwierają się na zagranicznych

inwestorów i instytucje ograniczając interwencję państwa w sektorze finansowym i komercjalizując banki.

Silna integracja może istotnie ograniczać zyski z dywersyfikacji ryzyka międzynarodowych portfeli inwestycyjnych. Dodatkowo silniejsze powiązania rynków obserwuje się w okresach kryzysów, czyli wtedy, gdy niwelowanie ryzyka jest szczególnie istotne. Dlatego też potencjalny wpływ integracji na dywersyfikację portfeli inwestycyjnych jest jednym z podstawowych powodów zainteresowania tym zagadnieniem ze strony inwestorów.

Kryzysy finansowe ostatnich lat rozbudziły więc na nowo dyskusję nad siłą i charakterem powiązań między rynkami kapitałowymi w skali światowej, ale również w Europie. Gospodarki europejskie istotnie odczuły bowiem spadki na giełdach w ostatnich kilkunastu latach. Globalny kryzys finansowy 2007–2009 oceniany jest jako największy kryzys światowy od czasu wielkiego kryzysu z 1929 roku. Rozprzestrzenił się on szybko z rynku amerykańskiego na cały świat z uwagi na liczne powiązania (na wielu płaszczyznach) między rynkami, m.in. poprzez dostęp do inwestycji międzynarodowych. Dodatkowo rynki europejskie, przede wszystkim strefy euro, doświadczyły też kolejnego kryzysu zapoczątkowanego na przełomie lat 2009 i 2010 na rynku greckim. Był to kryzys zadłużenia publicznego (Ali, 2012).

Integracja międzynarodowa rynków finansowych jest istotna zarówno z punktu widzenia teorii ekonomii, jak i praktyki inwestycyjnej. Może mieć istotny wpływ na decyzje dotyczące budowy i przebudowy międzynarodowych portfeli inwestycyjnych, a więc i alokację różnych dóbr. Dlatego też liczba opracowań na temat integracji rynków finansowych jest bardzo duża. O integracji rynków europejskich pisali na przykład Hardouvelis, Malliaropoulos i Priestley (2006), Kleimeier i Sander (2006), Büttner i Hayo (2011), Volosovych (2011), Connor i Suurlaht (2013), Majewska i Olbrys (2017a). Jednocześnie bogactwo wykorzystywanych narzędzi prowadzi często do niejednoznaczności wyników¹.

W wielu opracowaniach poruszana jest kwestia nasilającej się integracji rynków finansowych w okresach bessy. Przejawia się to m.in. wzrostem

¹ Przegląd prac na temat integracji rynków finansowych i prezentowanych w nich wyników, często istotnie różnych, przedstawiają np. Al Nasser i Hajilee (2016).

korelacji między rynkami w okresach kryzysów (Bekaert, Harvey i Ng, 2005, 2014; Briere, Chapelle i Szafarz, 2012), która znacznie ogranicza możliwości dywersyfikacji międzynarodowych portfeli inwestycyjnych. Korelacje między rynkami stanowią bowiem podstawowe narzędzie zarządzania portfelami inwestycyjnymi: niski poziom korelacji ułatwia dywersyfikację ryzyka portfela, wysoki natomiast stanowi istotne ograniczenie. Wielu autorów jest jednak zdania, że przyczyną wzrostu korelacji nie jest globalizacja i łączona z nią rosnąca integracja, lecz zjawisko zarażania rynków w okresach kryzysów. W istocie jednak, stosując narzędzia i metody ekonometryczne, trudno jest te dwie przyczyny rozróżnić (Bekaert, Harvey i Ng, 2005).

Niewątpliwie poziom integracji rynków finansowych zmienia się w czasie. Wielu autorów potwierdza, że integracja na świecie i w Europie rosła przez ostatnie 30 lat, choć zdaniem niektórych powiązania rynków europejskich osłabły po ostatnim kryzysie zadłużenia (Chakraborty i in., 2017; Volosovych, 2011, 2013). Z punktu widzenia inwestorów zmienna integracja jest korzystna, ułatwia bowiem lokowanie środków w międzynarodowych portfelach, co jest bardzo istotne, zwłaszcza w niektórych okresach. W ostatnich latach obserwuje się wzrost poziomu integracji międzynarodowej, co ma swoje lepsze i gorsze strony. Z jednej strony rosnąca integracja to łatwiejszy przepływ kapitału międzynarodowego, z drugiej strony jednak to większa podatność na wpływ zaburzeń z innych rynków. Dodatkowo silniejsza integracja ułatwia budowę międzynarodowych portfeli inwestycyjnych, ale może też ograniczać korzyści z ich dywersyfikacji.

Podstawowym celem pracy jest statyczna i dynamiczna analiza poziomu integracji grupy 35 europejskich rynków giełdowych w okresie od września 2004 roku do sierpnia 2017 roku oraz określenie wpływu okresów kryzysu na siłę powiązań między rynkami. Przyczynkiem do przeprowadzenia tych badań były liczne opracowania dotyczące ostatniego globalnego kryzysu finansowego lat 2007–2009, których autorzy jako jedną z głównych przyczyn rozprzestrzenienia się ówczesnych zaburzeń wskazywali rosnącą globalizację i integrację rynków światowych. Ukazało się również wiele prac, w których kwestia integracji poddana była analizie. Ich autorzy sięgali po różne, niejednokrotnie zaawansowane narzędzia ekonometryczne. W związku z tym autorka postawiła sobie za cel przedstawienie zbioru takich narzędzi, które choć są znane

i powszechnie stosowane w badaniach statystycznych i ekonometrycznych, to stosunkowo rzadko wykorzystywane w badaniu integracji finansowej. Są to metody o różnym stopniu trudności i złożoności, ale ich podstawową zaletą jest to, iż nie wymagają spełnienia wielu założeń dotyczących szeregow danych. Ponadto pozwalają przeanalizować różne aspekty integracji, uwzględniając różne jej przejawy. Dodatkowym celem była analiza użyteczności empirycznej tych metod do badania poziomu integracji dużej grupy rynków giełdowych, a także w kontekście wykorzystania danych o różnej częstotliwości.

Świadomym wyborem było ograniczenie badań empirycznych do rynków europejskich przy jednoczesnej dość szerokiej reprezentacji tych rynków. Z analizy literatury wynika bowiem, że integracja badana jest najczęściej albo dla dużych grup rynków z całego świata, albo dla niewielkich grup rynków z jednego regionu, przy czym i w tym przypadku najczęściej ocenie poddawana jest integracja z jednym z głównych rynków światowych – amerykańskim, brytyjskim czy też niemieckim. Rynki europejskie wydają się być o tyle ciekawe, że znakomita ich większość, począwszy od końca roku 2007 aż do drugiej połowy 2016 roku, doświadczyła kilku fal istotnych spadków na giełdach papierów wartościowych. O ile kwestia powiązań rynków z całego świata z rynkiem amerykańskim przed, w trakcie i po kryzysie 2007–2009 była dość szeroko przedstawiana w literaturze, o tyle badania uwzględniające wpływ na poziom integracji rynków europejskiego kryzysu zadłużenia lat 2009–2012, czy też lokalnych kryzysów lat 2015–2016, w momencie powstania niniejszego opracowania nie były publikowane. Istotną kwestią poruszoną w pracy jest też formalna identyfikacja okresów kryzysu. Precyzyjne określenie momentu rozpoczęcia oraz, w szczególności, zakończenia kryzysu w wielu opracowaniach jest pomijane, a ich autorzy powołują się często na doniesienia prasowe w tym względzie. Tymczasem metody statystyczne i ekonometryczne bazujące na porównaniu wyników w próbach przed, w trakcie i po kryzysie są najczęściej wrażliwe na ich wybór. Stąd w opracowaniu tym przedstawiono również jedną z metod, pozwalającą wskazać okresy istotnych spadków i wzrostów na rynkach.

Praca została podzielona na trzy części. Pierwszy rozdział poświęcony jest teoretycznym zagadnieniom dotyczącym integracji rynków kapitałowych. Różne rozumienie tego zagadnienia jest źródłem wielu jego definicji, a co za

tym idzie i metod pomiaru. Skupiając się na metodach bazujących na stopach zwrotu aktywów finansowych, przedstawiony został krótki przegląd znanych z literatury przedmiotu narzędzi pozwalających badać poziom integracji rynków. Zgodnie z przyjętą w opracowaniu koncepcją integracji, opisane zostały wybrane miary pozwalające na ocenę podobieństwa zmian stóp zwrotu aktywów finansowych. Wśród nich znalazły się testy równości macierzy korelacji przekrojowych, z uwagi na to, że korelacje między rynkami były (i nadal pozostają) przez wielu autorów traktowane jako podstawowy wskaźnik integracji finansowej. Zaprezentowana została statystyka proponowana przez Jennricha w 1970 roku, jej modyfikacja autorstwa Larntza i Perlmana (1985) oraz uogólnienie przedstawione przez Goetzmana, Li i Rouwenhorsta (2005). Ponadto przedstawione zostały metody bazujące na głównych składowych, czyli jednej z podstawowych technik analizy wielowymiarowych szeregów danych. Jedną z przedstawionych miar jest wskaźnik integracji, który określa udział wariancji pierwszej głównej składowej w wariancji całkowitej stóp zwrotu walorów reprezentujących poszczególne rynki. Miarę tę, zdaniem jej autora Volosovycha (2011), można traktować jako wielowymiarowy odpowiednik współczynnika korelacji. Pozbawiona jest ona przy tym licznych wad, z którymi mamy do czynienia stosując współczynnik korelacji. Na pierwszej głównej składowej, a dokładnie zróżnicowaniu jej współczynników, bazuje również indeks segmentacji ukazujący wpływ poszczególnych walorów na wartości pierwszej głównej składowej. Inną przedstawioną w pracy metodą jest regresja względem głównych składowych wykorzystywana m.in. przez Pukthuanthonga i Rolla (2009). Współczynnik determinacji odpowiedniego modelu może być traktowany jako wskaźnik siły powiązań między rynkami. Ostatnią z miar przedstawionych w rozdziale pierwszym jest indeks globalizacji zaproponowany przez Boamaha (2017). Ten sposób analizy integracji bazuje na określeniu wpływu czynników globalnych na kształtowanie się stóp zwrotu walorów notowanych na poszczególnych rynkach. Na zakończenie tego rozdziału poruszona została kwestia występowania zjawiska zarażania, które wiąże się ściśle z rozprzestrzenianiem niekorzystnych zmian na rynkach. Jest to temat szeroko omawiany w literaturze, stanowiący przedmiot wielu badań. Przez wielu autorów zarażanie uznawane jest za największy koszt pogłębiającej się integracji finansowej.

Przedstawione w rozdziale pierwszym miary mogą być wyznaczane w ruchomym oknie, co pozwala analizować nie tylko sam poziom integracji, ale także jego zmiany. Takie ujęcie umożliwia w szczególności obserwację wpływu okresów kryzysów na siłę powiązań rynków. Dlatego też w rozdziale drugim nakreślona została sytuacja rynków europejskich związana z kolejnymi kryzysami finansowymi w latach 2007–2016. Przedstawione zostały źródła globalnego kryzysu finansowego oraz europejskiego kryzysu zadłużenia. Istotną częścią tego rozdziału jest opis procedury statystycznej, która umożliwia precyzyjne ustalenie okresów istotnych spadków i wzrostów na giełdach. Jest to metoda zaproponowana przez Pagana i Sossounova (2003), dzięki której identyfikowane są stany rynku (*hossa* i *bessa*). Dodatkowo Edwards, Biscarri i de Gracia (2003) przedstawili miarę, która pozwala ocenić (statycznie i dynamicznie) zgodność faz w grupie rynków. Jest to o tyle istotne, że większa zgodność faz świadczy o silniejszej integracji rynków. Zatem opisane wskaźniki mogą być również wykorzystane do oceny poziomu integracji.

Trzeci rozdział ma charakter przede wszystkim empiryczny. Zaprezentowane w nich wyniki badań mają pomóc odpowiedzieć na pytanie o kształtowanie się poziomu integracji grupy 35 europejskich rynków giełdowych w okresie od września 2004 roku do sierpnia 2017 roku. Analizy przeprowadzone zostały w oparciu o autorską bazę danych, zbudowaną na podstawie dziennych notowań głównych indeksów giełdowych analizowanych rynków zaczerpniętych z ogólnodostępnych serwisów internetowych. Tak duża grupa rynków uwzględnionych w badaniu wymagała, w szczególności, przeprowadzenia procedury dopasowania danych dziennych. Na podstawie notowań dziennych zbudowano również szeregi danych tygodniowych i miesięcznych. Dane te posłużyły do przeprowadzenia szerokiej analizy zmian poziomu integracji między rynkami europejskimi. W kolejnych częściach rozdziału trzeciego przedstawiono wyniki wykorzystania metod i narzędzi opisanych w rozdziałach wcześniejszych oraz analizy ich wrażliwości na częstotliwość danych użytych w badaniu. Badania przeprowadzone zostały z wykorzystaniem programów Gretl oraz R, które stanowią stosunkowo prosty, ale bogaty software dostępny dla każdego użytkownika.

Autorka zdaje sobie sprawę z bogactwa literatury na temat integracji rynków finansowych, zwłaszcza w kontekście wpływu ostatniego globalnego

kryzysu finansowego i dlatego miary, metody i prace przytaczane w niniejszym opracowaniu stanowią jedynie subiektywny wybór autorki.

Prezentowana praca powstała dzięki wsparciu wielu osób, którym chciałabym złożyć serdeczne podziękowania. Za wieloletnią współpracę naukową i inspirację do badań nad integracją rynków finansowych dziękuję dr hab. Joannie Olbryś, prof. nzw. Politechniki Białostockiej. Za życzliwość i wsparcie finansowe dziękuję Dziekanowi Wydziału Matematyki i Informatyki Uniwersytetu w Białymstoku dr hab. Krzysztofowi P. Belina-Prażmowskiemu-Kryńskiemu, prof. UwB. Za pomoc w przygotowaniu bazy danych wykorzystanych w prezentowanych w opracowaniu badaniach empirycznych dziękuję Paniom Magdalenie Dąbrowskiej i Paulinie Grabowskiej – moim byłym studentkom, a obecnie absolwentkom matematyki finansowej na Uniwersytecie w Białymstoku. Szczególne podziękowania kieruję do dr hab. Ewy Roszkowskiej, prof. UwB nie tylko za uwagi dotyczące treści i układu książki, ale również za ogromne wsparcie i motywację w najtrudniejszych momentach pracy nad nią.

Ostateczną wersję książki zawdzięcza wnikliwej recenzji dr hab. Iwony Markowicz, prof. Uniwersytetu Szczecińskiego, której dziękuję za konstruktywne uwagi i sugestie. Pozwoliły one uniknąć wielu błędów i usterek, a także poprawić strukturę opracowania. Za wszystkie pozostałe błędy wyłączną odpowiedzialność ponosi autorka.

KONCEPCJA I POMIAR INTEGRACJI RYNKÓW KAPITAŁOWYCH

Rynek kapitałowy jest jednym z segmentów rynku finansowego, którym to mianem określa się ogół transakcji dotyczących zakupu i sprzedaży instrumentów finansowych. Przedmiotem obrotu na rynku finansowym są więc kontrakty między dwiema stronami, regulujące zależność finansową pomiędzy nimi (Jajuga i Jajuga, 2002). Rynek kapitałowy natomiast obejmuje transakcje dotyczące instrumentów długoterminowych, czyli takich, których termin realizacji wynosi co najmniej rok. Instrumenty te mogą mieć charakter wierzycielski (np. obligacje) lub własnościowy (np. akcje). Istotą funkcjonowania tego segmentu rynku jest umożliwienie efektywnej alokacji kapitału inwestorów pomiędzy emitentami instrumentów oraz uzyskanie dochodów przez tych pierwszych. Rynek kapitałowy jest więc miejscem, gdzie wolne środki finansowe przekształcane są w strumień funduszy inwestycyjnych, co przyczynia się do rozwoju całej gospodarki (Czekaj, 2008). Nieodłącznym elementem rynku kapitałowego jest natomiast rynek giełdowy, który jest zorganizowanym i w pełni uregulowanym miejscem zawierania transakcji dotyczących instrumentów rynku kapitałowego.

1.1. Integracja rynków finansowych – pojęcie, skutki, pomiar

Nie ma jednej, uniwersalnej definicji integracji rynków finansowych, w tym kapitałowych. Zgodnie ze *Słownikiem Języka Polskiego* PWN integracja to „proces gospodarczy polegający na scalaniu przedsiębiorstw, działów gospodarki lub gospodarek poszczególnych krajów”. Natomiast w literaturze przedmiotu integracja postrzegana jest najczęściej jako proces, w którym

alokacja aktywów finansowych jest coraz łatwiejsza, pozbawiona ograniczeń. Cechą charakteryzującą rynki zintegrowane jest swobodny przepływ kapitału, prowadzący do wyrównania cen oraz zysków z analogicznych aktywów na różnych rynkach, w tym również w skali międzynarodowej.

Integracja jest jednym z najistotniejszych aspektów rozwoju i wzrostu rynków finansowych, stąd liczba opracowań na ten temat jest bardzo duża. Wiele jest też różnych wyjaśnień tego pojęcia. Baele i in. (2004) zaproponowali dość szeroką definicję integracji finansowej, zgodnie z którą rynek danych instrumentów (lub usług) finansowych jest w pełni zintegrowany, jeśli wszyscy jego uczestnicy podlegają tym samym regułom, mają jednakowy dostęp do informacji oraz są jednakowo traktowani działając na nim. Natomiast odnosząc się do integracji w kontekście rynków kapitałowych, Mrzygłód (2011) wskazała na pięć podstawowych jej ujęć:

- 1) integracja jako proces eliminacji barier i kształtowania regulacji (podejście regulacyjne),
- 2) integracja jako swoboda, dostęp i równe traktowanie wszystkich uczestników rynku,
- 3) integracja oparta na prawie jednej ceny,
- 4) integracja z regionalnym rynkiem kapitałowym lub regionalnym centrum finansowym (integracja regionalna),
- 5) integracja z globalnym rynkiem kapitałowym (integracja globalna).

Dwa pierwsze ujęcia związane są z definiowaniem integracji uwzględniającym perspektywę uczestników rynku. Zgodnie z nim, z integracją mamy do czynienia wtedy, gdy wszystkie podmioty biorące udział w transakcjach są jednakowo traktowane, niezależnie od kraju pochodzenia. Kolejne ujęcie odnosi się do prawa jednej ceny, zgodnie z którym przejawem całkowitej integracji rynków jest jednakowa, niezależnie od miejsca obrotu, wycena aktywów o takim samym ryzyku (Baele i in., 2004). Dwa ostatnie podejścia do zagadnienia integracji odnoszą się do jej charakteru: lokalnego lub globalnego.

Różnorodność rozumienia pojęcia integracji znajduje swoje odzwierciedlenie w literaturze. I tak, na przykład, Bekaert, Harvey i Ng (2005) zwracają uwagę, że integracja może mieć charakter regionalny lub globalny. Beine, Cosma i Vermeulen (2010) wyróżniają integrację handlową i finansową. Hardouvelis, Malliaropoulos i Priestley (2006) wskazują, że na rynkach silnie

zintegrowanych wyceniane są przede wszystkim globalne czynniki ryzyka, natomiast jeśli rynki są zintegrowane częściowo, to wyceniane są czynniki zarówno globalne, jak i lokalne. Bekaert i Harvey (1995) zakładają natomiast, że rynki są całkowicie zintegrowane, jeśli instrumenty o takim samym ryzyku mają takie same stopy zwrotu niezależnie od rynku (prawo jednej ceny).

Niniejsze opracowanie skupiać się będzie na integracji rynków giełdowych w rozumieniu nawiązującym przede wszystkim do oceny wpływu czynników globalnych na kształtowanie się zwrotów z walorów. Za zintegrowane uznane będą bowiem te rynki, dla których obserwowane są silne powiązania stóp zwrotu głównych indeksów giełdowych w analogicznych okresach. Jeżeli na ich kształtowanie główny wpływ mają czynniki globalne, to zbieżne będą również kierunki zmian indeksów. Tak rozumiana integracja prowadzi, w szczególności, do spełnienia prawa jednej ceny. Ponadto wiąże się także ze zgodnością faz rynków zintegrowanych – okresy spadków i wzrostów na takich rynkach w znacznym stopniu się pokrywają.

Niewątpliwie w okresie ostatnich trzydziestu lat obserwowana jest rosnąca globalizacja rynków światowych i to zarówno rozwiniętych, jak i rozwijających się. W przypadku wielu rynków mamy do czynienia ze wzrostem ich integracji. Jednak globalizacja przejawiająca się jako integracja handlowa i finansowa ma zarówno pozytywne, jak i negatywne następstwa (Beine, Cosma i Vermeulen, 2010). Z jednej strony bowiem osłabia i znosi bariery dla inwestycji międzynarodowych, z drugiej jednak silna integracja może istotnie ograniczać korzyści z dywersyfikacji ryzyka szczególnie pożądane w okresach kryzysów, czyli w momencie, gdy inwestorzy poszukują strategii umożliwiających uodpornienie swoich portfeli na niekorzystne zmiany na rynkach (Bekaert, Harvey i Lumsdaine, 2002; Beine, Cosma i Vermeulen, 2010; Labuschagne, Majewska i Olbryś, 2016). Dodatkowo silna integracja, zdaniem wielu autorów, ułatwia transmisję zaburzeń i niekorzystnych zmian między rynkami, w tym zarażanie kryzysem (Büttner i Hayo, 2011; Lehnkønen, 2015; Oanea, 2015; Oprea, 2017). Nie brakuje opinii, że to właśnie silna integracja rynków w skali międzynarodowej przyczyniła się istotnie do rozprzestrzenienia się kryzysu *subprime* lat 2007–2009 rynku amerykańskiego na rynki światowe. Ale nie można zapominać, że integracja stymuluje rozwój finansowy (łatwiejszy przepływ kapitału pozwala generować wyższe zyski)

przyczyniając się do wzrostu gospodarczego. Bukowski (2013) wskazuje na następujące pozytywne skutki międzynarodowej integracji rynków finansowych:

- 1) napływ kapitału zagranicznego do sektora finansowego i wzrost efektywności instytucji finansowych,
- 2) wzrost konkurencji i obniżenie kosztów pośrednictwa finansowego,
- 3) dostęp do szerokiego międzynarodowego rynku finansowego,
- 4) podział ryzyka,
- 5) poprawa alokacji kapitału,
- 6) poprawa standardów rachunkowości, ładu korporacyjnego, nadzoru bankowego, prawa finansowego.

Poziom integracji rynków finansowych nie jest stały, zmienia się w czasie. Jak pokazują badania krzywa integracji rynków kapitałowych ma często kształt litery U. Jednak nie wszystkie rynki wykazują taką samą dynamikę integracji i dlatego można obserwować trzy różne kształty krzywych integracji (Donadelli i Paradiso, 2014):

- 1) trend rosnący,
- 2) trend w kształcie litery J,
- 3) trend w kształcie litery U lub odwróconej litery U.

Billio i in. (2017), porównując krzywe integracji uzyskane różnymi metodami dla różnych grup rynków i w różnych okresach, zauważyli, że poziom integracji rynków światowych wzrósł znacząco w ciągu ostatnich 10 lat. Do podobnych wniosków doszli również Obstfeld i Taylor (2003) badając zjawisko globalizacji rynków światowych w latach 1860–2000, czy też Connor i Suurlaht (2013), analizując zależności między rynkami europejskimi w latach 1992–2010.

W zależności od prezentowanego podejścia do pojęcia integracji finansowej rynków, stosowane są również różne miary jej poziomu. Fung, Tam i Yu (2008) wskazują dwie zasadnicze grupy metod pomiaru integracji: oparte na cenach (cenowe) oraz metody oparte na ilościach (ilościowe). Niektórzy autorzy (np. Poonpatpibul, Tanboon i Leelapornchai, 2006) wskazują również na aspekt regulacyjny (prawny) związany z integracją rynków. Dotyczy on barier i udogodnień w handlu międzynarodowym i transgranicznych przepływach kapitałów. W tym przypadku wyznacznikiem integracji jest otwartość polityki dotyczącej międzynarodowych przepływów kapitałowych. Metody ilościowe pomiaru integracji natomiast opierają się zwykle na stosunkowo

prostyh wskaźnikach badających alokację między różnymi krajami aktywów i pasywów, zapasów i kredytów bankowych.

W grupie metod opartych na cenach znajdują się miary badające zależności cen lub zysków z aktywów, w tym korelacje między nimi. Wiele z tych metod opiera się na prawie jednej ceny, zgodnie z którym aktywa o takim samym ryzyku powinny być tak samo wyceniane na różnych rynkach. Rozbieżności cen lub zwrotów są wówczas traktowane jako przejaw braku integracji. W praktyce realizacja prawa jednej ceny jest trudna do stwierdzenia ze względu na to, że niewiele jest aktywów o identycznych charakterystykach dostępnych na różnych rynkach. Uwzględniane są więc aktywa o zasadniczo podobnych cechach, a analizie poddawane są różnice ich wrażliwości na systematyczne (globalne) czynniki ryzyka oraz oceniana jest zasadność rozrzutu ich cen. Wraz z nasilaniem się integracji rynków, wahania cen aktywów o podobnych cechach powinny się zmniejszać. Ta grupa metod pomiaru integracji jest bardzo szeroka. Niektóre z nich zostaną przedstawione w niniejszym opracowaniu.

Najprostszym i, można powiedzieć, klasycznym sposobem pomiaru zależności między rynkami jest korelacja. Wielu autorów do analizy poziomu integracji między rynkami wykorzystuje więc różne metody bazujące na korelacjach. Rosnąca międzynarodowa integracja i globalizacja mogą bowiem prowadzić do stopniowego wzrostu korelacji przekrojowych. Jako jedni z pierwszych na fakt ten zwrócili uwagę Longin i Solnik (1995), a kolejne badania potwierdziły występowanie tego efektu (np. Longin i Solnik, 2001; Ang i Bekaert, 2002; Campbell, Koedijk i Kofman, 2002). W wielu opracowaniach wskazano również, że korelacje różnią się w okresach wzrostów i spadków (np. Erb, Harvey i Viskanta, 1994; de Santis i Gerard, 1997).

Szacowanie poziomu integracji w oparciu o korelacje przekrojowe może jednak budzić wątpliwości. I choć korelacje przekrojowe są szeroko wykorzystywane do badania integracji między rynkami, to należy pamiętać, że metody bazujące na nich mają szereg wad (Pukthuanthong i Roll, 2009). Nawet silnie zintegrowane rynki mogą bowiem być słabo skorelowane, a jednocześnie wysokie korelacje występować mogą przy słabej integracji rynków. Ta druga sytuacja ma miejsce wówczas, gdy zmienność stóp zwrotu determinowana jest przez wiele czynników globalnych, a poszczególne giełdy charakteryzuje

różna na nie wrażliwość. Korelacje przekrojowe nie powinny więc być stosowane jako miara integracji między rynkami (Carrieri, Errunza i Hogan, 2007). Podejście takie uznawane jest za niewłaściwe, ponieważ pomija czynniki ekonomiczne mające wpływ na poszczególne rynki. Również własności statystyczne i interpretacyjne współczynnika korelacji powodują, że nie należy traktować go jako wiarygodną miarę integracji (Volosovych, 2011; 2013). Jednym z problemów jest wybór w dłuższych okresach rynku referencyjnego (względem którego korelacja, a więc i integracja jest często mierzona). Ponadto współczynnik korelacji jest wrażliwy na obserwacje odstające, czy też grube ogony rozkładów. Wreszcie jest on obciążony ze względu na warunkową zmienność stóp zwrotu. Wartości współczynnika korelacji zależą w istotny sposób od zmienności rynku (Forbes i Rigobon, 2002). Dodatkowo, jeśli na rynki finansowe silny wpływ mają te same czynniki globalne, to korelacje między nimi mogą być wysokie, niezależnie od poziomu ich integracji.

Wielu autorów poszukuje więc innych, skuteczniejszych narzędzi pomiaru i analizy integracji. Wśród najczęściej stosowanych wymienić można testy kointegracji czy też modele typu GARCH. Obszerną grupę metod stanowią wielowskaźnikowe modele regresji. Najczęściej jest to regresja stóp zwrotu indeksów giełdowych, przy czym w charakterze zmiennych objaśniających wykorzystywane są zmienne makroekonomiczne, stopy zwrotu innych indeksów czy też zmienne sztuczne w postaci głównych składowych. Modele regresji względem portfeli rynków rozwiniętych stanowią też podstawę do analizy integracji opartej na proporcjach zmienności stóp zwrotu aktywów wyjaśnionych przez oddziaływanie czynników globalnych. Ciekawą propozycją miary poziomu integracji jest również wskaźnik oparty na pierwszej głównej składowej macierzy korelacji zaproponowany przez Volosovycha (2011; 2013). Wśród innych metod analizy integracji wymienić można analizę falkową, modele przyczynowości czy też metody symulacyjne Monte Carlo. Tabela 1.1 zawiera przegląd metod i narzędzi, które odnaleźć można w literaturze². Wśród nich wyróżnione zostały (pochyłą czcionką) te, które szerzej omówione będą w kolejnych rozdziałach.

² Szeroki przegląd metod analizy i pomiaru integracji finansowej zawiera również praca Chen, Chen i Lee (2014).

Tabela 1.1. Metody pomiaru integracji oparte na cenach prezentowane w literaturze

Narzędzie/metoda		Prace
testy kointegracji		Voronkova, 2004; Kizys i Pierdziuch, 2011; Guidi i Ugur, 2014; Bentes, 2015; Oanea, 2015; Al Nasser i Hajilee, 2016
modele typu GARCH		Fratzscher, 2002; Carrieri, Errunza i Hogan, 2007; Büttner i Hayo, 2011; Kenourgios i Samitas, 2011; Bukowski, 2013
regresja	względem zmiennych makroekonomicznych	Peša, Wrońska-Bukalska i Bosna, 2017
	względem stóp zwrotu indeksów giełdowych	Schotman i Zalewska, 2006; Al Nasser i Hajilee, 2016
	względem głównych składowych	Pukthuanthong i Roll, 2009; Lehkonen, 2015
miary oddziaływania czynników globalnych		Bekaert, Harvey i Ng, 2005; Boamah, 2017
model CAPM		Bekaert, Harvey i Lumsdaine, 2002
modele przyczynowości (VAR, VECM)		Baumöhl i Vyrost, 2010; Chen, Chen i Lee, 2014; Bentes, 2015
metoda głównych składowych – wskaźnik integracji, indeks segmentacji		Volosovych, 2011; 2013
miary zgodności faz rynków		Edwards, Biscarri i de Gracia, 2003
analiza falkowa		Dewardaru, Masih i Masih, 2016
symulacje Monte Carlo		Kenourgios i Samitas, 2011

Źródło: opracowanie własne.

Mimo szerokiego wachlarza metod pomiaru poziomu integracji niejednokrotnie okazuje się, że chociaż poziom integracji intuicyjnie może być oceniany jako wysoki, to miary ilościowe tego nie potwierdzają. Zdaniem niektórych

autorów dzieje się tak dlatego, że intuicja jest poprawna, natomiast niektóre miary integracji niewłaściwe (Pukthuanthong i Roll, 2009). Taką intuicyjnie dobrą miarą wydaje się być udział zysków, które można wyjaśnić oddziaływaniem czynnika (czynników) globalnego (globalnych). Jeśli jest on niewielki, to znaczy, że na danym rynku dominują czynniki lokalne (specyficzne). Z drugiej strony, jeśli jakaś grupa rynków jest tak samo podatna na wpływy tych samych czynników globalnych, to poziom ich integracji jest wysoki (Stulz, 1987). Ryzyko instrumentów związane jest bowiem zawsze z oddziaływaniem pewnych czynników globalnych. Jeśli rynek nie jest zintegrowany z innymi, to jego korelacja z czynnikiem globalnym może jedynie w niewielkim stopniu wyjaśniać zmienność stóp zwrotu z instrumentów na tym rynku. Intuicyjnie więc, miarą integracji finansowej rynków może być wskaźnik określający, jaką część stóp zwrotu pojedynczego waloru determinują czynniki globalne (por. rozdział 1.4).

1.2. Pomiar integracji oparty na korelacjach przekrojowych

Wielu autorów (np. Longin i Solnik, 1995) podkreśla, że rosnąca integracja międzynarodowa może prowadzić do stałego wzrostu korelacji przekrojowych. Stąd analizy integracji często opierają się na badaniu macierzy korelacji między rynkami. Porównywane są korelacje pomiędzy poszczególnymi parami rynków w rozłącznych okresach przed kryzysem i w trakcie, a często również po jego zakończeniu. Wskazane jest, aby okresy te obejmowały taką samą liczbę obserwacji tak, aby porównywanie uzyskanych wyników było możliwe i wiarygodne. W takim przypadku istotne jest właściwe określenie ram kryzysu, o czym będzie mowa w kolejnych rozdziałach.

Korelacje przekrojowe są istotnym elementem w analizie integracji między rynkami, choć, jak zaznaczono już wcześniej, nie są wystarczającą miarą i to niezależnie od przyjętej koncepcji integracji (Bekaert, Hodrick i Zhang, 2009). Popularność tej metody wynika niewątpliwie z jej prostoty. Standardowa metoda oceny powiązań między rynkami opierająca się na współczynniku korelacji jest bowiem wygodnym (bo nieskomplikowanym i powszechnie znanym) narzędziem analizy współzależności dwóch rynków finansowych

(kapitałowych). Chcąc natomiast ocenić powiązania w większej grupie rynków można stosować średni współczynnik korelacji dla poszczególnych ich par (Mauro, Sussman i Yafeh, 2002; Goetzmann, Li i Rouwenhorst, 2005; Quinn i Voth, 2008; Majewska, 2016).

Inną możliwością jest analiza dynamiczna współczynnika korelacji. Badając poziom integracji grupy rynków wyznacza się średnią wartość współczynników korelacji przekrojowych w całej grupie w ruchomym oknie:

$$\rho^\tau = \frac{2}{N(N-1)} \sum_{i < j} \rho_{ij}^\tau \quad (1.1)$$

przy czym

$$\rho_{ij}^\tau = \frac{\sum_{t=\tau-T_0+1}^{\tau} (r_{i,t} - \bar{r}_i)(r_{j,t} - \bar{r}_j)}{\sqrt{\sum_{t=\tau-T_0+1}^{\tau} (r_{i,t} - \bar{r}_i)^2} \cdot \sqrt{\sum_{t=\tau-T_0+1}^{\tau} (r_{j,t} - \bar{r}_j)^2}}, \quad (1.2)$$

gdzie:

ρ^τ – średni współczynnik korelacji w grupie N instrumentów (rynków) w chwili τ ,

ρ_{ij}^τ – współczynnik korelacji między instrumentami (rynkami) i oraz j w chwili τ ,

$r_{i,t}$ – stopa zwrotu instrumentu (ryнку) i w chwili τ ,

\bar{r}_i – oczekiwana stopa zwrotu instrumentu (ryнку) i w oknie długości T_0 .

Rosnąca wartość średniej korelacji uznana może być za przejaw nasilającej się integracji między rynkami (np. Longin i Solnik, 1995; Chesnay i Jondeau, 2001).

Innym sposobem analizy integracji między rynkami jest zastosowanie testów równości macierzy korelacji. Najczęściej służą one do potwierdzenia (lub nie) nasilenia integracji między rynkami w okresach kryzysów na rynkach. Wymaga to precyzyjnego określenia okresu kryzysu wspólnego dla analizowanej grupy rynków, a następnie wyznaczenia macierzy korelacji w dwóch rozłącznych próbach: przed kryzysem i w trakcie jego trwania (Longin i Solnik, 1995; Chesnay i Jondeau, 2001; Goetzmann, Li i Rouwenhorst, 2005; Brière i in., 2012; Majewska, 2015; Olbrys i Majewska, 2015b; 2017). Kluczowym elementem procedury jest sprawdzenie, czy macierze korelacji

przekrojowych wyznaczone w tych dwóch podpróbach różnią się istotnie czy też nie. Wśród testów weryfikujących równość macierzy korelacji, które znalazły zastosowanie przy weryfikacji hipotez dotyczących integracji rynków, najczęściej stosowany jest test Jennricha (1970), statystyka Larntza i Perlmana (1985), czy też uogólnienie testu Jennricha zaproponowane przez Goetzmana, Li i Rouwenhorsta (2005).

Test Jennricha pozwala badać równość zbioru m ($m \geq 2$) macierzy korelacji. Testowane są zatem hipotezy postaci:

$$\begin{aligned} H_0 : P_k &= P_l \text{ dla dowolnych } k, l \in \{1, 2, \dots, m\} \\ H_1 : P_k &\neq P_l \text{ dla pewnych } k, l \in \{1, 2, \dots, m\} \end{aligned}$$

gdzie P_k, P_l ($k, l \in \{1, 2, \dots, m\}$) to macierze korelacji rzeczywistych (z populacji) N zmiennych o rozkładzie normalnym.

Niech \hat{P}_k ($k = 1, 2, \dots, m$) oznacza macierz korelacji wyznaczoną na podstawie n_k elementowej próby losowej oraz

$$\hat{P} = \frac{n_1 \hat{P}_1 + n_2 \hat{P}_2 + \dots + n_m \hat{P}_m}{n_1 + n_2 + \dots + n_m} = (\hat{\rho}_{ij}), \quad (1.3)$$

$$Z_k = \sqrt{n_k} \cdot \hat{P}^{-1} \cdot (\hat{P}_k - \hat{P}), \quad (1.4)$$

$$S = (\delta_{ij} + \hat{\rho}_{ij} \cdot \hat{\rho}^{ij}), \quad (1.5)$$

gdzie

$\hat{P}^{-1} = (\hat{\rho}^{ij})$ – macierz odwrotna do macierzy \hat{P} ,

δ_{ij} – delta Kroneckera ($\delta_{ij} = 1$ dla $i = j$ oraz $\delta_{ij} = 0$ dla $i \neq j$).

Wówczas statystyka empiryczna testu Jennricha ma postać (Jennrich, 1970):

$$T_J = \sum_{k=1}^m \left(\frac{1}{2} \text{tr}(Z_k^2) - \text{diag}(Z_k)^T \cdot S^{-1} \cdot \text{diag}(Z_k) \right), \quad (1.6)$$

przy czym $\text{tr}(A)$ oznacza ślad macierzy A , natomiast $\text{diag}(A)$ – wektor kolumnowy składający się z elementów głównej przekątnej macierzy A .

Statystyka T_J ma asymptotyczny rozkład χ^2 o $\frac{(m-1)N(N-1)}{2}$ stopniach swobody. Hipotezę zerową należy odrzucić, jeśli wartość statystyki empirycznej przekracza wartość krytyczną.

Badając występowanie integracji testowane są najczęściej hipotezy postaci:

$$\begin{aligned} H_0 : P_C &= P_{PC} \\ H_1 : P_C &\neq P_{PC} \end{aligned}$$

gdzie

P_C – macierz korelacji rzeczywistych (z populacji) w okresie kryzysu,

P_{PC} – macierz korelacji rzeczywistych (z populacji) w okresie przed kryzysem.

Hipoteza zerowa mówi zatem o braku integracji rynków w okresie kryzysu (korelacje przekrojowe nie ulegają istotnym zmianom). Jeżeli hipoteza zerowa jest odrzucana, to można potwierdzić występowanie integracji rynków.

Jeśli zatem $\hat{P}_C = (\hat{\rho}_{ij}^C)$ oraz $\hat{P}_{PC} = (\hat{\rho}_{ij}^{PC})$ oznaczają macierze korelacji oszacowane na podstawie, odpowiednio n_C -elementowej próby w okresie kryzysu i n_{PC} -elementowej próby przed kryzysem, to macierz średnich korelacji jest równa

$$\hat{P} = (\hat{\rho}_{ij}) = \frac{1}{n_C + n_{PC}} (n_C \hat{P}_C + n_{PC} \hat{P}_{PC}). \quad (1.7)$$

Dodatkowo, gdy $n_C = n_{PC} = n$, to statystyka testowa Jennricha przyjmuje postać:

$$T_J = \frac{1}{2} \text{tr} (Z^2) - \text{diag}(Z)^T \cdot S^{-1} \cdot \text{diag}(Z), \quad (1.8)$$

a macierz Z jest macierzą kwadratową daną równaniem

$$Z = \sqrt{\frac{n}{2}} \cdot \hat{P}^{-1} \cdot (\hat{P}_C - \hat{P}_{PC}). \quad (1.9)$$

Statystyka T_J ma asymptotyczny rozkład χ^2 o $\frac{N(N-1)}{2}$ stopniach swobody. Jeżeli wartość statystyki T_J przekracza wartość krytyczną, to hipotezę zerową o równości macierzy korelacji w okresach przed kryzysem i w trakcie jego trwania należy odrzucić. Tym samym potwierdzone zostaje występowanie zjawiska integracji rynków w okresie spadków.

Statystyka Jennricha może być również stosowana do badania stabilności macierzy korelacji w dłuższych okresach poprzez testowanie łącznej równości macierzy wyznaczanych w kolejnych rozłącznych (następujących po sobie bezpośrednio) oknach czasowych (Djahuri i Gan, 2014).

Test Jennricha jest testem dużych prób, a zatem przy małych liczebnościach prób jego wyniki mogą być zniekształcone. Dlatego też Larntz i Perlman zaproponowali statystykę T_{LP} , która może być stosowana niezależnie od wielkości próby, a której moc jest porównywalna z mocą testu T_J (Larntz i Perlman, 1985). Autorzy do macierzy korelacji $\hat{P}_C = (\hat{\rho}_{ij}^C)$ i $\hat{P}_{PC} = (\hat{\rho}_{ij}^{PC})$ zastosowali transformatę z-Fishera. Statystyka empiryczna przyjmuje postać³:

$$T_{LP} = \sqrt{\frac{(n_C - 3)(n_{PC} - 3)}{n_C + n_{PC} - 6}} \cdot \max_{1 \leq i < j \leq N} |z_{ij}^C - z_{ij}^{PC}|, \quad (1.10)$$

gdzie

$$z_{ij}^C = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1 + \hat{\rho}_{ij}^C}{1 - \hat{\rho}_{ij}^C} \right), \quad z_{ij}^{PC} = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1 + \hat{\rho}_{ij}^{PC}}{1 - \hat{\rho}_{ij}^{PC}} \right) \quad (1.11)$$

to wartości transformaty z-Fishera współczynników korelacji z prób $\hat{\rho}_{ij}^C$ i $\hat{\rho}_{ij}^{PC}$ odpowiednio. Dodatkowo, jeśli próby są równoliczne ($n_C = n_{PC} = n$), to

$$T_{LP} = \sqrt{\frac{n-3}{2}} \cdot \max_{1 \leq i < j \leq N} |z_{ij}^C - z_{ij}^{PC}|. \quad (1.12)$$

W przypadku tego testu hipotezę zerową należy odrzucić, jeśli $T_{LP} > b_\alpha$, gdzie $b_\alpha > 0$ wyznaczone jest przez warunek

$$[\Phi(b_\alpha) - \Phi(-b_\alpha)]^{N(N-1)/2} = 1 - \alpha, \quad (1.13)$$

a Φ jest dystrybuantą standardowego rozkładu normalnego.

³ Test ten może być stosowany również do badania równości więcej niż dwóch macierzy. Larntz i Perlman (1985) opisują procedurę testowania hipotezy o równości co najmniej trzech macierzy korelacji.

Larntz i Perlman, bazując na wynikach przeprowadzonych analiz empirycznych, zaproponowali następującą regułę stosowania powyższych testów: jeżeli wielkość $\min(n_C, n_{PC})/N$, czyli stosunek liczebności próby do liczby zmiennych nie przekracza 4, to powinna być stosowana statystyka T_{LP} . Warto również zauważyć, że testy Jennricha oraz Larntza i Perlmana są asymptotycznie zgodne⁴ (Larntz i Perlman, 1985). W praktyce, jak pokazały badania, mogą one dawać różne wyniki. Ponadto oba te testy są wrażliwe na częstotliwość danych wykorzystywanych w badaniu (Majewska, 2015; Olbrys i Majewska 2015b).

Do porównania macierzy korelacji można również wykorzystać uogólnienie testu Jennricha zaproponowane przez Goetzmana, Li i Rouwenhorsta (2005), a stosowane m.in. przez Briere, Chapelle i Szafarz (2012). W teście tym złagodzone zostało założenie o normalności rozkładów zmiennych, dla których korelacje są badane. Autorzy wykorzystali bowiem rozkład asymptotyczny macierzy korelacji uzyskany przez Browne i Shapiro (1986) oraz Neudeckera i Wasselmana (1990).

Niech X będzie N -wymiarowym wektorem stóp zwrotu o skończonych momentach do rzędu czwartego. Wówczas średnia i wariancja (pierwszy i drugi moment centralny) będą postaci:

$$\mu = E(X), \quad \Sigma = E(X - \mu)(X - \mu)^T. \quad (1.14)$$

Jeśli ponadto $\Lambda = \text{diag}(\Sigma)$, to macierz korelacji odpowiadającą Σ określa zależność:

$$P = \Lambda^{-\frac{1}{2}} \Sigma \Lambda^{-\frac{1}{2}}. \quad (1.15)$$

Analogiczne wielkości w n -elementowej próbie $\{x_i, i = 1, 2, \dots, n\}$ obserwacji o jednakowym rozkładzie wynoszą wówczas:

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \quad \hat{\Sigma} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x - \hat{\mu})(x - \hat{\mu})^T, \quad \hat{\Lambda} = \text{diag}(\hat{\Sigma}), \quad \hat{P} = \hat{\Lambda}^{-\frac{1}{2}} \hat{\Sigma} \hat{\Lambda}^{-\frac{1}{2}}. \quad (1.16)$$

⁴ Zgodność asymptotyczna testów ma miejsce w próbach, których liczebność zbiega do nieskończoności.

Niech ponadto

$$M_d = \sum_{i=1}^N (E_{ii} \otimes E_{ii}), \quad (1.17)$$

$$M_s = \frac{1}{2} \left[I_{p^2 \times p^2} + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N (E_{ij} \otimes E_{ij}^T) \right], \quad (1.18)$$

$$V = E \left((X - \mu)(X - \mu)^T \otimes (X - \mu)(X - \mu)^T \right) - \text{vec}(\Sigma) \cdot \text{vec}(\Sigma)^T, \quad (1.19)$$

przy czym E_{ij} jest $N \times N$ wymiarową macierzą, w której element e_{ij} jest równy 1, a pozostałe elementy to 0.

Wówczas

$$\sqrt{n} \cdot \text{vec}(\hat{P} - P) \xrightarrow{d} N(0, \Omega), \quad (1.20)$$

gdzie

$$\Omega = [I - M_s (I \otimes P) M_d] (\Lambda^{-1/2} \otimes \Lambda^{-1/2}) V (\Lambda^{-1/2} \otimes \Lambda^{-1/2}) [I - M_d (I \otimes P) M_s]. \quad (1.21)$$

Wobec tego, dzieląc wyjściową próbę na dwie rozłączne (niezależne) podpróby: pierwszą o n_1 elementach oraz drugą o n_2 elementach otrzymuje się:

$$\sqrt{n_k} \cdot \text{vec}(\hat{P}_k - P_k) \xrightarrow{d} N(0, \Omega_k), \quad k = 1, 2. \quad (1.22)$$

Można zatem zweryfikować hipotezy o równości macierzy korelacji w podpróbach:

$$H_0: P_1 = P_2 = P \text{ oraz } \Omega_1 = \Omega_2 = \Omega$$

$$H_1: P_1 \neq P_2 \text{ lub } \Omega_1 \neq \Omega_2$$

Statystyka empiryczna postaci

$$\left[\text{vec}(\hat{P}_1 - \hat{P}_2) \right]^T \left[\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right) \Omega \right]^{-1} \left[\text{vec}(\hat{P}_1 - \hat{P}_2) \right] \quad (1.23)$$

ma rozkład χ^2 o liczbie stopni swobody równej rzędowi macierzy Ω .

Ponieważ P jest macierzą symetryczną z jedynkami na głównej przekątnej, test można ograniczyć do elementów nad główną przekątną⁵. Pozwala to nie tylko znacznie uprościć obliczenia, ale również uniknąć osobliwości macierzy, które wymagają odwracania (Goetzman, Li i Rouwenhorst, 2005).

Stosowanie testów integracji opartych na porównywaniu macierzy korelacji w podpróbach przed kryzysem i w okresie kryzysu staje się kłopotliwe wówczas, gdy badana jest duża grupa rynków, głównie ze względu na duże wymiary porównywanych macierzy. Dodatkowe trudności mogą pojawić się, gdy analiza wymaga ustalenia wspólnego dla wszystkich rynków okresu kryzysu.

Silna korelacja między rynkami jest często traktowana jak dowód znaczącej integracji finansowej. Należy jednak pamiętać o istotnych wadach współczynnika korelacji (Volosovych, 2011). Analiza integracji całej grupy rynków opiera się często na współczynnikach korelacji wyznaczanych względem konkretnego, najczęściej dużego rynku. Takie podejście może okazać się bardzo niekorzystnym, zwłaszcza w przypadku analiz długookresowych, z kilku powodów. Po pierwsze istotny wpływ na wartości współczynników korelacji mogą mieć zmiany zachodzące na rynku referencyjnym, które nie są związane ze zmianą poziomu integracji rynków, a wynikają jedynie z uwarunkowań wewnętrznych tego rynku (oddziaływania czynników lokalnych). Po drugie korelacja z próby nie jest statystyką odporną na obserwacje odstające i grube ogony w rozkładzie. Po trzecie różnice w korelacjach między szeregami finansowymi wynikają często z ich własności statystycznych, a nie z aktualnych zależności ekonomicznych między zmiennymi. Po czwarte korelacje mogą w istotny sposób zależeć od zmienności rynku, a także heteroskedastyczności stóp zwrotu. I wreszcie, po piąte, wzrost korelacji między rynkami może wynikać z silnego oddziaływania globalnych zakłóceń, co bywa błędnie interpretowane jako rosnąca integracja.

W kolejnych częściach opracowania omówione zostaną alternatywne metody pozwalające badać poziom, a także dynamikę zmian integracji między rynkami.

⁵ Elementy na głównej przekątnej i pod nią należy zastąpić zerami.

1.3. Metody pomiaru integracji rynków finansowych oparte na głównych składowych

Wśród najprostszych i do niedawna najczęściej stosowanych metod pomiaru poziomu integracji rynków finansowych jest współczynnik korelacji. W przypadku dużej grupy rynków wskaźnikiem może być średnia wartość współczynników korelacji przekrojowych. Dodatkowo, jeśli analizowane są zmiany poziomu integracji w czasie, to pomiaru średniej korelacji dokonywać można w ruchomym oknie. Jednak z uwagi na niepożądane własności współczynnika korelacji, o których mowa była w poprzednich rozdziałach, nie jest on właściwą miarą charakteryzującą zjawisko integracji rynków finansowych. Jeśli na zmiany stóp zwrotu wpływ ma wiele czynników, na przykład czynniki globalne oraz sektorowe, to dwa doskonale zintegrowane rynki mogą być stosunkowo słabo skorelowane. Doskonała integracja oznacza bowiem, że te same międzynarodowe czynniki kształtują stopy zwrotu na obu rynkach, natomiast poziom wrażliwości każdego z rynków na ich zmiany może decydować o niedoskonałej korelacji (Pukthuanthong i Roll, 2009). Stąd konieczność sięgania po inne narzędzia. Wśród nich ciekawą propozycją wydają się miary oparte na głównych składowych.

1.3.1. Metoda głównych składowych

Metoda głównych składowych (*Principal Component Analysis – PCA*) jest jedną z podstawowych metod redukcji zbiorów danych zawierających dużą liczbę powiązanych ze sobą zmiennych stosowaną w wielu dziedzinach badań. Jest też jedną z najstarszych tego typu metod statystycznych. Jej źródła doszukać się można już w pracach Pearsona (1901), a nawet Cauchy (1892) czy Jordana (1874), choć w obecnym kształcie została opracowana przez Hotellinga w 1933 roku (Abdi i Williams, 2010).

Redukcja zbioru danych w metodzie głównych składowych przebiega w taki sposób, aby w nowym zbiorze zachować jak największy zasób informacji zawartych w zmiennych pierwotnych. Obserwowalne zmienne wejściowe przekształcane są w nowe, nieobserwowalne zmienne zwane głównymi składowymi, które są liniowymi kombinacjami zmiennych pierwotnych. Kolejne

główne składowe są wzajemnie nieskorelowane i wyznaczone w taki sposób, aby maksymalizować zmienność, która nie została wyjaśniona przez poprzednią składową. Dzięki temu kilka pierwszych składowych głównych zawiera zdecydowaną większość informacji zawartych w zbiorze wejściowym (Donadelli i Paradiso, 2014; Majewska, 2016). Dzięki temu analiza struktury zmiennych i obserwacji staje się prostsza.

Niech X będzie wektorem N zmiennych o znanych wariancjach, dla których znana jest również macierz korelacji lub kowariancji. W pierwszym kroku algorytmu konstrukcji głównych składowych szukamy kombinacji liniowej $a_1^T x$ elementów wektora X postaci (Jolliffe, 2002):

$$z_1 = a_1^T X = \alpha_{11}x_1 + \alpha_{12}x_2 + \dots + \alpha_{1N}x_N = \sum_{j=1}^N \alpha_{1j}x_j, \quad (1.24)$$

gdzie:

$X = [x_1, x_2, \dots, x_N]^T$ – wektor N zmiennych (wejściowych),

$a_1 = [\alpha_{11}, \alpha_{12}, \dots, \alpha_{1N}]^T$ – wektor N stałych (współczynników) zwanych ładunkami głównymi.

Współczynniki α_{1j} dobierane są tak, aby zmaksymalizować wariancję nowej zmiennej z_1 (pierwszej głównej składowej) przy warunku⁶ $a_1^T a_1 = \sum_{j=1}^N a_{1j}^2 = 1$.

W kolejnym kroku szukamy liniowej kombinacji $z_2 = a_2^T x$ (druga główna składowa) nieskorelowanej z $a_1^T x$ o maksymalnej wariancji. Postępowanie to powtarzamy aż do uzyskania N nowych zmiennych. Każda kolejna zmienna (składowa) jest ortogonalna do poprzedniej, czyli $a_i^T a_{i+1} = 0$. k -ta główna składowa dana jest więc równaniem:

$$z_k = a_k^T x, \quad k = 1, 2, \dots, N. \quad (1.25)$$

Matematycznie zagadnienie to sprowadza się do rozwiązania równania macierzowego postaci:

$$(C - \lambda_k I) a_k = 0 \quad (1.26)$$

gdzie:

C – macierz kowariancji zmiennych wejściowych x_j ($j = 1, 2, \dots, N$),

⁶ Warunek ten oznacza normalizację wektora współczynników.

I – macierz jednostkowa.

a_k jest zatem wektorem własnym macierzy kowariancji elementów wektora X odpowiadającym wartości własnej λ_k . Można przy tym pokazać, że $\text{var}(z_k) = \lambda_k$, czyli k -ta główna składowa odpowiada k -tej największej wartości własnej. Dodatkowo, z uwagi na nieskorelowanie kolejnych składowych głównych, całkowita wariancja nowego układu zmiennych wynosi $\sum_{i=1}^N \lambda_i$.

Główne składowe mogą być wyznaczone w oparciu o macierz kowariancji wówczas, gdy zmienne wejściowe wyrażone są w tych samych jednostkach oraz nie różnią się istotnie pod względem zmienności. W przeciwnym wypadku należy dokonać ich standaryzacji. Tym samym macierz kowariancji staje się macierzą korelacji. W praktyce podejście to jest preferowane.

Jednym z istotniejszych problemów jest wybór (do dalszych analiz) odpowiedniej liczby głównych składowych. Istotą metody głównych składowych jest bowiem to, że większość wariancji zmiennych pierwotnych kumuluje się w kilku pierwszych składowych. Metod ułatwiających wybór właściwej liczby składowych jest kilka. Jedną z nich jest pozostawienie tylko tych składowych, dla których wartość własna jest większa od 1 (Kaiser, 1960). Jednak metoda ta może prowadzić do utraty istotnych informacji. Ponadto w tej postaci może być stosowana wówczas, gdy główne składowe wyznaczone są w oparciu o macierz korelacji⁷. Innym sposobem jest pozostawienie takiej liczby składowych głównych, aby ich łączna wariancja stanowiła odpowiedni, ustalony z góry, procent wariancji zmiennych wejściowych. Najczęściej jest to wielkość między 70% a 90% (Jolliffe, 2002, s. 113). Klasyczną i jednocześnie często stosowaną metodą jest również kryterium osypiska, czyli metoda graficzna oparta na analizie wykresu wartości własnych, na którym poszukujemy miejsca załamania krzywej utworzonej przez połączenie punktów odpowiadających kolejnym wartościom własnym (rysunek 1.1).

⁷ Jeśli główne składowe uzyskane zostały w oparciu o macierz kowariancji zmiennych pierwotnych, to zgodnie z powyższym kryterium pozostawić należy składowe, którym odpowiadają wartości własne większe od średniej wartości własnej (Abdi i Williams, 2010).

Wśród mniej rozpowszechnionych, ale wartych uwagi metod wskazać można kryterium współczynnika proporcji (Luo, Wang i Tsai, 2009; Liu i in., 2017). Polega ono na maksymalizacji wyrażenia:

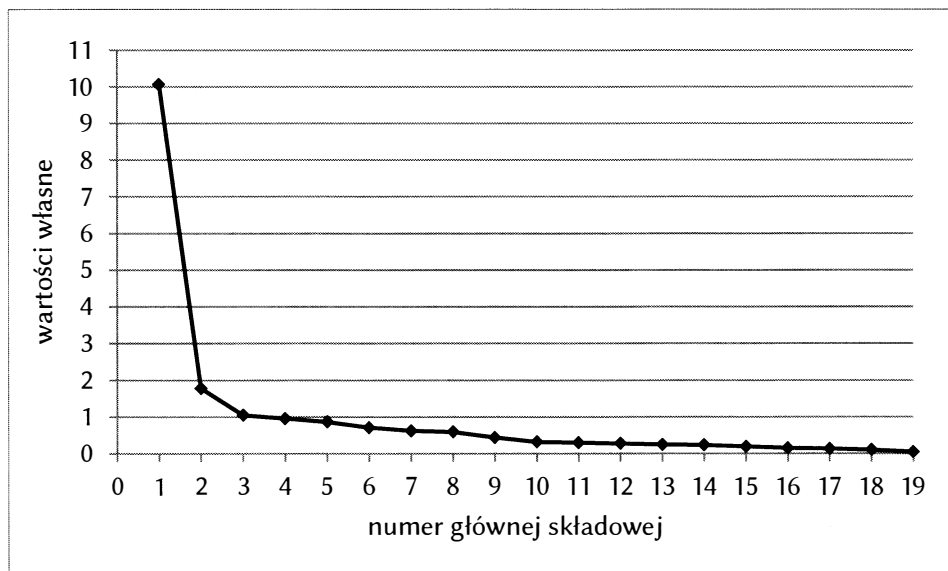
$$\frac{\lambda_j}{\lambda_{j+1}}, \quad 1 \leq j \leq n-1, \quad \lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_n > 0. \quad (1.27)$$

Wybrać należy zatem taką liczbę składowych głównych, która maksymalizuje powyższy współczynnik, czyli

$$\hat{k} = \operatorname{argmax}_{1 \leq j \leq k_{\max}} \frac{\lambda_j}{\lambda_{j+1}}, \quad (1.28)$$

gdzie $k_{\max} \leq N$ jest ustaloną z góry maksymalną dopuszczalną liczbą składowych głównych.

Rysunek 1.1. Wykres osypiska



Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Uwaga: Główne składowe wygenerowano w oparciu o standaryzowane miesięczne logarytmiczne stopy zwrotu głównych indeksów giełdowych rynków strefy euro w latach 2000–2016 (por. Majewska i Olbrys, 2018). Niewielki spadek wartości własnych można zaobserwować począwszy od trzeciej wartości własnej.

Przykłady innych kryteriów wyboru liczby głównych składowych znaleźć można w pracy Jolliffe (2002).

1.3.2. Miary integracji oparte na głównych składowych

W badaniach integracji rynków finansowych metoda głównych składowych jest stosowana najczęściej w połączeniu z innymi metodami, jako ich uzupełnienie. W ostatnich latach jednak powstają opracowania, w których główne składowe są podstawowym narzędziem analizy integracji.

W jednej z takich prac Pukthuanthong i Roll (2009) zaproponowali jako miarę integracji średni skorygowany współczynnik determinacji modelu regresji względem czynników globalnych reprezentowanych przez główne składowe, zbudowanego dla każdej z analizowanych zmiennych:

$$x_{i,t} = \beta_{i,0} + \beta_{i,1}z_{1,t} + \beta_{i,2}z_{2,t} + \dots + \beta_{i,K}z_{K,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (K < N) \quad (1.29)$$

gdzie:

$x_{i,t}$ – wartość i -tej zmiennej (reprezentującej i -ty rynek) w chwili t ($i = 1, 2, \dots, N$; $t = 1, 2, \dots, T$),

$\beta_{i,k}$ – współczynnik wrażliwości i -tej zmiennej na zmiany k -tej głównej składowej ($k = 1, 2, \dots, K$),

$z_{k,t}$ – wartość k -tej głównej składowej w chwili t .

Liczbę K składowych głównych uwzględnionych w powyższym modelu ustala się w taki sposób, aby ich łączna wariancja stanowiła odpowiednio dużą część wariancji zmiennych pierwotnych.

Volosovych (2011, 2013) zauważył, że jeśli analiza głównych składowych stosowana jest do zbioru porównywalnych zmiennych, takich jak ceny czy stopy zwrotu instrumentów notowanych na badanych rynkach, to pierwsza główna składowa ma naturalną interpretację. Można ją bowiem uznać za wielowymiarowy odpowiednik korelacji między rynkami. Zaproponował zatem, aby za indeks integracji przyjąć udział wariancji wyjaśnionej przez pierwszą główną składową w całkowitej wariancji zmiennych pierwotnych:

$$v_{PC1} = \frac{\lambda_1}{\sum_{i=1}^N \lambda_i}, \quad (1.30)$$

gdzie λ_i jest i -tą wartością własną macierzy korelacji (lub kowariancji) analizowanych zmiennych (rynków). Dodatkowo, jeśli udział pierwszej głównej składowej w wyjaśnieniu całkowitej wariancji zmiennych jest duży, oznacza to znaczny stopień powiązań między tymi rynkami. Jeśli natomiast każda z głównych składowych wyjaśnia niewielką, zbliżoną część zmienności, to badane rynki są słabo ze sobą powiązane (Gilmore, Lucey i McManus, 2008).

Volosovych (2011) wskazuje na wiele zalet metod badania integracji opartych na głównych składowych. Jest to przede wszystkim znana i przejrzysta metoda statystyczna często wykorzystywana w analizach mikroekonomicznych. Jest ona odporna na obserwacje odstające i grube ogony w rozkładzie. Nie wymaga również wskazywania rynku referencyjnego. Ponadto ma jasną interpretację. Pozwala wreszcie zdiagnozować globalne zakłócenia, które w przypadku stosowania innych metod, mogą być błędnie interpretowane jako integracja (skutkują jednakowym zachowaniem szeregów finansowych) (Majewska, 2016).

Opracowania dotyczące pomiaru integracji rynków finansowych metodami opartymi na głównych składowych można podzielić na dwie grupy. Pierwsza dotyczy analiz o charakterze statycznym, polegających na wyznaczeniu pierwszej głównej składowej (lub kilku pierwszych) w ustalonym okresie. Tego typu badania stanowiły zwykle uzupełnienie pomiarów integracji prowadzonych innymi metodami i technikami. Znane są wyniki analizy różnych grup rynków (zarówno rozwiniętych, jak i rozwijających się), na przykład: Nellis (1982), Gagnon i Unferth (1995), Mauro, Sussman i Yafeh (2002), Bordo i Murshid (2006), Pukthuanthong i Roll (2009). Druga grupa prac, zapoczątkowanych przez Volosovycha (2011), dotyczy badania zmian poziomu integracji. W tym przypadku główne składowe wyznaczane są w ruchomym oknie, co umożliwiła prezentację graficzną wyników oraz analizę dynamiczną poziomu integracji. Volosovych badał rynki obligacji skarbowych 15 rozwiniętych gospodarek w okresie 1875–2009. Wyznaczał odsetek wariancji wyjaśnionej przez pierwszą główną składową w ruchomym, 13-letnim oknie⁸. Dzięki temu wskazał okresy silniejszej i słabszej integracji rynków.

⁸ Tak długie ruchome okno pozwoliło uniknąć wpływu zakłóceń krótkookresowych.

Analogiczne podejście znaleźć można również, na przykład, w pracy Donatelli i Paradiso (2014), której autorzy zbadali 18 rynków wschodzących i rozwijających się całego świata (w podziale na kontynenty) w latach 1980–2012. Zastosowali ruchome okno długości 60 miesięcy. Obserwowali różnice poziomu integracji w poszczególnych grupach rynków, a także w okresach wzrostów i spadków na rynkach. Analizowali również kształty krzywych integracji.

Podobne badania dotyczące wybranych grup rynków europejskich znaleźć można w pracach: Majewska (2016) oraz Majewska i Olbrys (2018). W pierwszym przypadku badane były krzywe integracji w grupie rynków największych (Wielka Brytania, Francja, Niemcy) oraz rynków CEE – wschodzących Europy Środkowej i Wschodniej (Polska, Czechy, Węgry, Słowenia, Słowacja, Litwa, Estonia, Łotwa) w powiązaniu z rynkiem amerykańskim. Drugie natomiast opracowanie dotyczyło krajów strefy euro. W obu opracowaniach stwierdzono istotne zmiany poziomu integracji związane z okresem globalnego kryzysu finansowego 2007–2009.

Metoda głównych składowych pozwala również dokonać analizy siły wpływu poszczególnych rynków na poziom wskaźnika integracji. Ładunki głównych składowych określają udział każdej ze zmiennych w danej składowej. Rynki, dla których współrzędna α_{1j} jest większa, mają większy wpływ na wartość nieobserwowalnych zwrotów całej analizowanej grupy rynków. Wyznaczając współczynnik korelacji danego rynku z pierwszą główną składową można uzyskać informację, jak silny jest wpływ czynników globalnych na dany rynek. Niska lub ujemna wartość współczynnika świadczy o niewielkim powiązaniu danego rynku z całą grupą. Korelację między zmienną pierwotną x_1 a nieobserwowalną pierwszą główną składową z_1 można oszacować poprzez dekompozycję/rozkład macierzy kowariancji zmiennych pierwotnych. Korelacja jest iloczynem współczynników α_{1j} i pierwiastka kwadratowego odpowiedniej wartości własnej. Zatem współczynniki α_{1j} są proporcjonalne do współczynników korelacji (Joliffe, 2002). Dynamiczna analiza tej korelacji pozwala wskazać okresy, w których zmiany na poszczególnych rynkach są silniej związane ze zmianami całej grupy oraz te, w których są bardziej niezależne. Można też określić, które rynki mają większy wpływ na ogólny poziom integracji całej grupy, a które mniejszy (Donatelli i Paradiso, 2014; Volosovych, 2011). Zmiany na poszczególnych rynkach w różnym stopniu są zbieżne ze zmianami w całej

grupie. Ponadto składowe specyficzne dla danego rynku mogą mieć wpływ na ogólny poziom integracji. Volosovych (2011) zatem proponuje również *indeks segmentacji*, który jest doskonałym uzupełnieniem analizy dynamiki integracji między rynkami (Volosovych, 2011). Jest to (wyznaczane również w ruchomym oknie) odchylenie standardowe współczynników α_{1j} . Wysokie wartości tego indeksu świadczą o dużym zróżnicowaniu ładunków czynnikowych pierwszej składowej głównej, a tym samym o bardzo zróżnicowanej sile powiązań poszczególnych rynków z całą grupą, czyli niskim poziomie integracji. Silniejszej integracji natomiast dowodzą niskie wartości indeksu segmentacji.

1.4. Integracja jako wrażliwość na czynniki globalne

Na wszystkie rynki wpływ mają zarówno czynniki globalne, jak i specyficzne dla danego rynku. Jak pokazują badania, siła oddziaływania tych czynników jest zmienna w czasie, a w okresach kryzysów uwidacznia się często rosnący wpływ czynników globalnych (np. Bekaert, Harvey i Ng, 2005; Bukowski, 2013; Boamah, 2017).

Czynniki globalne mają kluczowe znaczenie przy optymalizacji ryzyka inwestycji, ponieważ ich silny wpływ znacznie ogranicza korzyści z dywersyfikacji. Zyski z dywersyfikacji mogą być wysokie, gdy o wysokości stóp zwrotu decydują przede wszystkim czynniki specyficzne, lokalne (Bekaert i Harvey, 1995). W okresach kryzysów na pierwszy plan bardzo często wysuwają się natomiast czynniki globalne. Berger, Pukthuanthong i Yang (2011) zauważyli, że na rynkach rozwijających się dywersyfikacja pozwala w istotny sposób zmniejszyć ryzyko inwestycji. Wyjaśniają to tym, że na tych rynkach oddziaływanie czynników globalnych jest słabsze. Ponadto istotna jest tu również różnorodność branż, na które większy wpływ mają czynniki lokalne.

Siła oddziaływania czynników globalnych jest istotnie powiązana z integracją rynków. Boamah (2017) zaproponował⁹ więc względny wskaźnik efektu globalnego oparty na technice analogicznej do metody badania integracji

⁹ Wyniki podobnych badań prezentowane były m.in. w pracach Koedijk i in. (2002); Eiling, Gerard i de Roon (2012); Boamah, Watts i Loudon (2016).

zaproponowanej przez Carrieri, Errunza i Sarkissian (2004) oraz Pukthuanthonga i Rolla (2009). Badany jest on poprzez dekompozycję wariacji indeksu giełdowego na składnik globalny i specyficzny (lokalny) oraz ich skalowanie.

Podstawowymi równaniami są zatem następujące zależności:

$$r_{j,t} = \alpha_0 + \beta_j r_{g,t} + \varepsilon_{j,t}, \quad (1.31)$$

$$\text{var}(r_{j,t}) = \beta_j^2 \text{var}(r_{g,t}) + \text{var}(\varepsilon_{j,t}), \quad (1.32)$$

gdzie

$r_{j,t}$ – stopa zwrotu z rynku (indeksu) j w chwili t ,

$r_{g,t}$ – stopa zwrotu czynnika globalnego w chwili t ,

$\varepsilon_{j,t}$ – wartość składnika losowego modelu w chwili t ,

β_j – współczynnik wrażliwości indeksu j na czynnik globalny,

$\text{var}(y)$ – wariancja zmiennej y .

Czynnikiem globalnym może być dowolny wskaźnik (indeks) reprezentujący całą grupę analizowanych rynków.

Składnik globalny $GEFF_j$ oraz specyficzny $CEFF_j$ określone są następująco:

$$GEFF_j = \frac{\beta_j^2 \text{var}(r_{g,t})}{\text{var}(r_{j,t})}, \quad (1.33)$$

$$CEFF_j = \frac{\text{var}(\varepsilon_{j,t})}{\text{var}(r_{j,t})}. \quad (1.34)$$

Składnik globalny określa udział zmienności wyjaśnionej przez czynnik globalny w całkowitej zmienności danego rynku (indeksu).

Aby otrzymać względny wskaźnik globalny, należy wyskalować składnik globalny (podzielić przez składnik specyficzny), czyli:

$$RGEFF_j = \frac{GEFF_j}{CEFF_j}. \quad (1.35)$$

Wskaźnik $RGEFF_j$ informuje o względnej ważności (istotności) składnika globalnego. Wartość $RGEFF_j > 1$ oznacza, że oddziaływanie czynnika globalnego jest silniejsze niż czynników specyficznych (lokalnych). Natomiast

$RGEFF_j < 1$, gdy to czynniki specyficzne odgrywają istotniejszą rolę w kształtowaniu się zmienności indeksu danego rynku. Równowaga pomiędzy obiema grupami czynników dawałaby wartość wskaźnika równą 1.

Boamah (2017) zaproponował, aby wskaźnik $RGEFF$ wyznaczać w ruchomym oknie, co umożliwi analizę dynamiki oddziaływania czynników globalnego i specyficznych. Rosnąca wartość wskaźnika świadczy o zwiększającej się roli czynnika globalnego, natomiast spadek jego wartości związany jest z rosnącą rolą czynników specyficznych. Gdyby wariancję indeksu kształtowały tylko czynniki globalne, to wariancja resztowa w równaniu (1.31) wynosiłaby 0, a współczynnik determinacji 1. Zmienne w czasie poziom i tempo $RGEFF$ świadczą o zmieniającej się integracji między rynkami. Boamah (2017) przeanalizował sytuację 20 rynków rozwijających się z całego świata w okresie od marca 1997 roku do stycznia 2015 roku i potwierdził, że wpływ czynników globalnych zmieniał się w czasie i rósł w okresie kryzysu lat 2007–2009.

1.5. Integracja a zarażanie

Podjmując temat integracji rynków finansowych, zwłaszcza w kontekście zmian jej poziomu w różnych okresach, nie można pominąć kwestii występowania zjawiska zarażania. Jest ono uznawane za najważniejszy koszt integracji finansowej, ponieważ większa integracja nie tylko ułatwia dywersyfikację ryzyka (w sensie formalnym), ale również rozprzestrzenia się niekorzystnych zmian na rynkach. Zarażanie stanowi więc zagrożenie dla stabilności systemu finansowego (Oprea, 2017).

Rosnąca integracja rynków finansowych uznawana jest przez wielu autorów za główną przyczynę wzrostu korelacji między nimi. Część autorów jednak wiąże wzrost korelacji przekrojowych w okresach kryzysów właśnie z efektem zarażania. Pericoli i Sbracia (2003) zauważają, że początkowo w badaniach nie rozróżniano w zasadzie zjawisk zarażania i współzależności (integracji). Tymczasem zarażanie może dotyczyć nawet rynków, które nie mają bezpośrednich powiązań ekonomicznych, czy też są odległe geograficznie.

Efekt zarażania (*contagion*) traktowany jest często w literaturze jako przyczyna występowania efektu asymetrii korelacji przekrojowych między

rynkami, polegającego na wzroście wartości korelacji w okresach kryzysu (Bekaert, Harvey i Ng, 2005). Nie wszyscy jednak podzielają ten pogląd (por. Forbes i Rigobon, 2002). Wydaje się, że te różnice są skutkiem braku jednoznacznej definicji samego efektu zarażania oraz metod jego identyfikacji¹⁰. Najogólniej zarażanie można określić jako niezależne od powiązań gospodarczych rozprzestrzenianie się zaburzeń między rynkami (Jarnuszkiewicz, 2015). W ostatnich latach w kontekście tego zagadnienia najczęściej przywoływana jest praca Forbesa i Rigobona (2002). Ich zdaniem efekt zarażania to istotny wzrost korelacji przekrojowych między rynkami, będący następstwem szoku na jednym z nich – zwanym rynkiem zarażającym. Źródłem zarażania może być również grupa rynków. Autorzy zwrócili uwagę na fakt, iż testowanie efektu zarażania zakłócać jest przez heteroskedastyczność stóp zwrotu i dlatego zaproponowali korektę współczynnika korelacji postaci:

$$\hat{\rho}_{VA} = \frac{\hat{\rho}_C}{\sqrt{1 + \delta [1 - (\hat{\rho}_C)^2]}}, \quad (1.36)$$

gdzie:

$\hat{\rho}_{VA}$ – bezwarunkowy współczynnik korelacji z korektą zmienności,

$\hat{\rho}_C$ – estymator współczynnika korelacji w okresie kryzysu,

δ – współczynnik względnego wzrostu zmienności na rynku zarażającym w okresie kryzysu, w porównaniu z okresem przed kryzysem wynoszący:

$$\delta = \frac{\hat{\sigma}_C^2}{\hat{\sigma}_{PC}^2} - 1, \quad (1.37)$$

przy czym $\hat{\sigma}_C^2$ oraz $\hat{\sigma}_{PC}^2$ oznaczają, odpowiednio, wariancje w okresie kryzysu (wysokiej zmienności) oraz przed kryzysem (okres niskiej zmienności).

Ponieważ $\hat{\sigma}_C^2 \geq \hat{\sigma}_{PC}^2$, to $\delta \geq 0$, a co za tym idzie $\hat{\rho}_{VA} < \hat{\rho}_C$. Zatem w okresach dużej zmienności na rynkach korelacje bezwarunkowe $\hat{\rho}_{VA}$ są mniejsze niż

¹⁰ Pericoli i Sbracia (2003) przedstawiają pięć różnych definicji i odpowiadających im pięć metod identyfikacji efektu zarażania. Dodatkowo dokonują obszernego przeglądu wyników badań empirycznych dotyczących zarażania w różnych grupach rynków, różnych okresach i z wykorzystaniem różnych narzędzi.

„zwykle” korelacje $\hat{\rho}_C$. Dlatego też występowanie zjawiska zarażania można badać testując następujące hipotezy:

$$\begin{aligned} H_0 &: \rho_{VA} = \rho_{PC} \\ H_1 &: \rho_{VA} \neq \rho_{PC} \end{aligned}$$

Hipoteza zerowa mówi o tym, iż zjawisko zarażania nie występuje. Statystyka testowa postaci:

$$Z = (z_1 - z_2) \sqrt{\frac{(n_1 - 3)(n_2 - 3)}{n_1 + n_2 - 6}}, \quad (1.38)$$

gdzie z_1 i z_2 jest transformatą z-Fishera¹¹ estymatorów współczynników korelacji występujących w weryfikowanych hipotezach (Southall, 2008) ma asymptotyczny rozkład normalny. Jeśli więc wartości statystyki testowej przekraczają, co do modułu, wartość krytyczną, to możemy stwierdzić występowanie efektu zarażania. Procedura Forbesa i Rigobona jest jedną z najprostszych i jednocześnie efektywnych procedur badania efektu zarażania i dlatego stosowana jest dość powszechnie (np. Chiu i MacKay, 2012; Dajcman, 2013; Hui i Chan, 2014; Labuschagne, Majewska i Olbryś, 2016; Olbryś i Majewska, 2015b).

Pericoli i Sbracia (2003) zwracają uwagę, że istotny wzrost korelacji stóp zwrotu nie zawsze musi dowodzić występowania efektu zarażania. Przyjmując, dla uproszczenia, że właściwym modelem opisującym zmienność stóp zwrotu jest model jednoczynnikowy postaci:

$$r_i = \alpha_i + \beta_i \cdot f + \varepsilon_i, \quad (1.39)$$

gdzie f i ε_i są nieskorelowanymi zmiennymi losowymi oraz $\beta_i > 0$, współczynnik korelacji pomiędzy stopami zwrotu z dwóch walorów można przedstawić jako:

$$\rho_{ij} = \frac{1}{\sqrt{1 + \frac{\text{var}(\varepsilon_i)}{\beta_i^2 \cdot \text{var}(f)}} \cdot \sqrt{1 + \frac{\text{var}(\varepsilon_j)}{\beta_j^2 \cdot \text{var}(f)}}}. \quad (1.40)$$

¹¹ Transformata z-Fishera zmiennej x ma postać $z = \frac{1}{2} \ln\left(\frac{1+x}{1-x}\right)$.

A zatem wzrost korelacji może wynikać ze wzrostu wariancji czynnika globalnego f . Stąd rozstrzygnięcia pomiędzy zarażaniem a współzależnością dokonuje się poprzez porównanie korelacji w okresach spokoju na rynku (przed kryzysem) oraz w okresie kryzysu. Jeśli więc kryzys charakteryzuje się wzrostem wariancji czynnika globalnego, to silniejsze powiązania między rynkami mogą wynikać jedynie z zależności od tego właśnie czynnika. Zarażanie ma miejsce wtedy, gdy zaobserwowane zmiany korelacji są istotnie większe niż wynikałoby to ze standardowego działania mechanizmów w okresach spokoju na rynkach. Stąd kluczem jest stosowanie miar, które potrafią wychwycić te nietypowe zmiany współzależności między rynkami w okresach kryzysów. Właściwe rozpoznanie tego efektu (w postaci nagłego wzrostu korelacji) może jednak pozwolić inwestorom uniknąć znacznych strat poprzez odpowiednią relokację środków (Hui i Chan, 2014). Występowanie zjawiska zarażania może bowiem znacznie ograniczyć, a nawet całkowicie wyeliminować zyski z dywersyfikacji.

Przy testowaniu zarażania ponownie powraca kwestia właściwego określenia momentu rozpoczęcia kryzysu i ogólniej jego ram, ponieważ niektóre testy są wrażliwe na wybór okresów kryzysów (Ahmad, Sehgal i Bhanumurthy, 2013; Baur, 2012; Kenourgios, Naifa i Dimitriou, 2016). Stąd powinny być stosowane formalne procedury ich określania. Badania dowodzą, że wybór okresów kryzysu ma wpływ na analizę efektu zarażania, ponieważ niektóre testy są wrażliwe na długość uwzględnianych w nich okresów. Kolejnym problemem jest również częstotliwość danych, na podstawie których testy są przeprowadzane. I tu również nie ma jednoznaczności. W literaturze spotkać można zarówno analizy prowadzone na podstawie notowań dziennych, tygodniowych, jak i miesięcznych. Wielu autorów uznaje jednak, że dane dzienne obarczone są zbyt wieloma zakłóceniami, a dane tygodniowe efektem dnia tygodnia, i dlatego skłaniają się ku danym miesięcznym. Badania pokazują natomiast, że wyniki testów mogą być obciążone wyborem częstotliwości danych (Olbrys i Majewska, 2016).

KRYZYSY FINANSOWE LAT 2007–2016 NA ŚWIECIE I W EUROPIE

2.1. Kryzys *subprime* 2007 roku na rynku amerykańskim – źródła globalnej zapaści

Kryzys finansowy zapoczątkowany problemami z kredytami hipotecznymi na rynku amerykańskim w 2007 roku był pierwszym tak poważnym kryzysem finansowym w XXI wieku i miał charakter globalny (Reinhart, Rogoff, 2008). Większość autorów podejmujących tę tematykę jest zgodna, że szybciej i w większym stopniu dotknął on rynków rozwiniętych niż rozwijających się (Dooley, Hutchison, 2009). Najczęściej wiązane jest to z faktem, że był to kryzys typowo bankowy (Brunnemeier, 2009), a zatem najbardziej ucierpiały te rynki, których struktura powiązań w systemie bankowym była silna i rozległa (Pisani-Ferry, Sapir i Tille, 2010).

Kryzys na rynku amerykańskim przebiegał w kilku etapach. Calomiris (2009) za jego wyznaczniki uznał następujące wydarzenia:

- 1) wiosna 2007 roku – złamanie na rynku kredytów hipotecznych *subprime*,
- 2) druga połowa 2007 roku – gwałtowny spadek płynności na rynku międzybankowym,
- 3) marzec 2008 roku – przejście zagrożonego upadłością banku Bear Stearns,
- 4) 15 września 2008 roku – upadłość banku Lehman Brothers.

To ostatnie wydarzenie, zdaniem Mishkina (2011), dało początek kryzysowi globalnemu. Konopczak, Sieradzki i Wiernicki (2010) natomiast wskazali następujące fazy kryzysu:

- 1) początek i rozwój: lipiec/sierpień 2007 roku – wrzesień 2008 roku,
- 2) globalny wymiar kryzysu: od drugiej połowy września 2008 roku,

3) kryzys w sektorze realnym: od przełomu III i IV kwartału 2008 roku,

4) wychodzenie z kryzysu: od II kwartału 2009 roku

Z kolei zdaniem Franka i Hesse (2009) pierwsze symptomy kryzysu można było dostrzec pod koniec lutego 2007 roku, a w połowie tegoż roku kryzys ujawnił się już w pełni. Dodatkowo ich zdaniem w pierwszej fazie kryzysu rynki rozwijające się odczuły go słabiej niż rynki rozwinięte. Lagoarde-Segot i Lucey (2009) uznali za okres kryzysu globalnego 01.08.2008–23.03.2009.

Na kolejne rynki kryzys docierał w różnych okresach i przebiegał z różną intensywnością. Claessens i in. (2010) szczegółowo przeanalizowali niepokojące wydarzenia w okresie od początku 2007 roku aż do pierwszego kwartału 2009 roku, świadczące o pogłębianiu się sytuacji kryzysowej. Określili również pięć grup krajów w zależności od momentu wchodzenia w okres recesji¹:

- I kwartał 2008 roku
Estonia, Islandia, Irlandia, Łotwa, USA;
- II kwartał 2008 roku
Francja, Niemcy, Hong Kong, Węgry, Włochy, Japonia, Holandia, Nowa Zelandia, Singapur, Tajlandia, Turcja, Wielka Brytania;
- III kwartał 2008 roku
Austria, Chile, Chorwacja, Dania, Dominikana, Finlandia, Litwa, Luksemburg, Meksyk, Maroko, Norwegia, Portugalia, Słowenia, Hiszpania, Szwecja, Szwajcaria;
- IV kwartał 2008 roku
Argentyna, Australia, Belgia, Boliwia, Brazylia, Bułgaria, Kanada, Chiny, Kolumbia, Costa Rica, Czechy, Grecja, Izrael, Korea, Malezja, Peru, Filipiny, Polska, Rumunia, Rosja, Południowa Afryka;
- I kwartał 2009 roku
Cypr, Salwador, Słowacja, Ukraina.

Przyczynom i skutkom kryzysu 2007–2009 na rynkach z różnych regionów świata, zwłaszcza w kontekście powiązań między rynkami i efektu zarażania, poświęconych zostało wiele opracowań. I tak na przykład o krajach Centralnej i Wschodniej Europy pisali Marer (2010) oraz Olbrys i Majewska (2014b), o rynkach Ameryki Łacińskiej – Ocampo (2009), Azji Wschodniej –

¹ Kursywą wyróżniono kraje europejskie.

Yilmaz (2010), krajom obszaru MENA² swoje prace poświęcili Lagoarde-Segot i Lucey (2009) oraz Neaime (2012), a rynkom rozwijającym się Europy, Ameryki Łacińskiej, Azji Wschodniej i obszaru MENA – Olbrys i Majewska (2014c). Następstwa kryzysu w szerokim aspekcie analizowali również Reinhart i Rogoff (2008). Natomiast Rose i Spiegel (2012) skupili się na przyczynach i skutkach ostatniego globalnego kryzysu w 107 krajach całego świata, przy czym pominęli całkowicie kwestię powiązań między rynkami.

Liczba opracowań dotyczących ostatnich załamań na rynkach jest bardzo szeroka i nie sposób przeanalizować i przytoczyć choćby większość z nich. Tak szeroka dyskusja może jednak przyczynić się do rozpoznania mechanizmów, które zadecydowały o globalnym charakterze tego kryzysu, a tym samym pomóc w opracowaniu narzędzi i metod, które w przyszłości pozwoliłyby uniknąć wielu rynkom tak dużych problemów.

2.2. Przyczyny i przebieg kryzysu w Europie

Reperkusje amerykańskiego kryzysu *subprime* odczuwane były na całym świecie, w tym również w Europie. W początkowej jego fazie istotne spadki odnotowały przede wszystkim rynki duże, rozwinięte. Natomiast po upadku banku Lehman Brothers we wrześniu 2008 roku niekorzystne trendy dotarły również na rynki mniejsze, rozwijające się (Dooley i Hutchison, 2009). Te swoiste dwie fazy kryzysu w Europie wskazywali między innymi Pisani-Ferry, Sapir i Tille (2010), którzy przebadali sytuację na rynku bankowym 27 krajów Unii Europejskiej. Ich zdaniem ogólny spadek płynności zauważalny był już od sierpnia 2007 roku, a upadek Lehman Brothers pogłębił i rozszerzył sytuację kryzysową w Europie. Zdaniem niektórych autorów (m.in. Lane i Milesi-Ferreti, 2011; Marer, 2010) wśród rynków europejskich, które najszybciej i najsilniej odczuły skutki kryzysu amerykańskiego, znalazły się kraje bałtyckie (Litwa, Łotwa, Estonia), a także Węgry. Natomiast za mniej wrażliwe na pierwszą falę kryzysu uznał Polskę, Czechy, Słowenię i Słowację.

² MENA (Middle East & North Africa) – skrót oznaczający region Afryki Północnej i Bliskiego Wschodu.

Na uwagę zasługuje kryzys w krajach strefy euro. Autorzy wskazują niejednokrotnie, że jego podstawowych przyczyn należy się doszukiwać nie tyle w problemach rynku amerykańskiego, co raczej wewnątrz samej unii walutowej. Zdaniem Gajewskiego (2013) źródłem problemów strefy euro była niedoskonałość jej konstrukcji, a także nieprzygotowanie części jej członków do funkcjonowania w tej strukturze. Niewątpliwie kluczowym dla problemów tej części rynków europejskich było ujawnienie przez rząd grecki w październiku 2009 roku informacji o niespodziewanie wysokim poziomie deficytu budżetowego tego kraju. Przewidywano, że rzeczywisty deficyt dwukrotnie przekroczy poziom prognozowany i wyniesie nawet 6% PKB³ (Gibson, Pavilos i Tavlás, 2014). Komisja Europejska w swoim raporcie ogłoszonym 8 stycznia 2010 roku ujawniła wiele nieprawidłowości w greckiej procedurze nadmiernego deficytu (Mink i de Haan, 2013). Niespodziewanie grecki kryzys zadłużenia miał istotny wpływ na systemy bankowe innych krajów przyczyniając się do analogicznych kryzysów na innych rynkach⁴ (Gibson, Pavilos i Tavlás, 2014; Provopoulos, 2014). W wielu krajach wspólnej waluty, w szczególności w Irlandii, Hiszpanii i na Cyprze, rozpoczęty w systemie bankowym kryzys przerodził się w kryzys zadłużenia. Moro (2014) podkreślał, że rozpoczęty w Grecji kryzys szybko rozprzestrzenił się na inne kraje strefy euro, a w pierwszej kolejności dotknął Portugalii, Irlandii, Włoch i Hiszpanii. W ten sposób od 2010 roku właściwie cała Europa zmagala się z silnym kryzysem ekonomicznym i finansowym zainicjowanym greckim kryzysem rządowym (Katsimi i Mutos, 2010).

Analizując przebieg kryzysu w Europie, Merler i Pisani-Ferry (2012) określili tzw. „nagle zatrzymania” (*sudden stops*) w strefie euro. Mianem tym autorzy określili gwałtowne odwrócenie kierunku przepływów kapitału prywatnego obserwowane w Grecji, Portugalii, Irlandii, Hiszpanii i Włoszech. Od 2002 roku do lat 2007–2009 w krajach tych widoczny był znaczny napływ kapitału prywatnego, a po tym okresie nastąpiły masowe jego odpływy.

³ W praktyce deficyt był znacznie wyższy, w listopadzie 2010 roku Eurostat szacował go na 15,4% PKB.

⁴ Zdaniem Samitasa i Tsakalosa (2013) rola Grecji podczas europejskiego kryzysu zadłużenia była taka jak Lehman Brothers w trakcie kryzysu globalnego.

Wiązało się to z koniecznością znacznie większego zaangażowania środków publicznych, co skutkowało istotnym wzrostem deficytu. Autorzy wskazują trzy fazy nagłych zatrzymań:

- 1) okres globalnego kryzysu finansowego,
- 2) okres po udzieleniu zgody na pierwszy program pomocowy dla Grecji w 2010 roku,
- 3) lato 2011.

Pierwsza faza dotyczyła Grecji i Irlandii, druga ponownie Grecji i Irlandii oraz Portugalii, a trzecia Włoch, Hiszpanii i Portugalii.

Kryzys europejski był niewątpliwie sekwencją interakcji zadłużenia państwa i sfery bankowej. Shambaugh (2012) wskazał wręcz, że strefę euro w ostatnich latach dotknęły trzy powiązane ze sobą kryzysy:

- 1) kryzys bankowy – banki były niedokapitalizowane i miały problem z płynnością,
- 2) kryzys zadłużenia – w wielu krajach nastąpił wzrost rentowności obligacji, skutkujący problemami z finansowaniem długu publicznego,
- 3) kryzys makroekonomiczny – powolny i nierównomierny wzrost gospodarczy strefy euro.

Pięć najsilniej dotkniętych skutkami kryzysu krajów strefy euro, czyli Hiszpania, Irlandia, Portugalia, Grecja, Cypr, otrzymało wsparcie instytucji międzynarodowych. Były one beneficjentami programów pomocowych. W maju 2010 roku utworzono Europejski Instrument Stabilności Finansowej (*European Financial Stability Facility, EFSF*) oraz Europejski Mechanizm Stabilizacji Finansowej (*European Financial Stabilisation Mechanism, EFSM*)⁵, które przy wsparciu Międzynarodowego Funduszu Walutowego (*International Monetary Fund, IMF*), udzieliły pożyczek pomocowych Irlandii, Portugalii i Grecji. W marcu 2011 roku podjęto decyzję o zastąpieniu EFSF i EFSM stałym mechanizmem pomocowym dla państw strefy euro, czyli Europejskim Mechanizmem Stabilności (*European Stability Mechanism, ESM*)⁶. Z jego środków wsparcie otrzymały Hiszpania, Cypr i ponownie Grecja. Łącznie realizowanych było pięć programów pomocowych, wszystkie zakończyły się

⁵ www.mf.gov.pl.

⁶ www.nbp.pl.

sukcesem. Najdłużej (do sierpnia 2018 roku) ze wsparcia korzystała Grecja. Szczegółowe informacje na temat programów pomocowych zawiera tabela 2.1.

Tabela 2.1. Programy pomocowe dla krajów strefy euro od 2010 roku

Kraj	Mechanizm wsparcia	Okres trwania programu	Kwota wsparcia (w mld EUR)
Irlandia	EFSF	12.2010 – 12.2013	17,7
Portugalia	EFSF	05.2011 – 05.2014	26,0
Hiszpania	ESM	12.2012 – 12.2013	41,3
Grecja	EFSF	03.2012 – 06.2015	141,8
	ESM	08.2015 – 08.2018	31,7
Cypr	ESM	04.2013 – 03.2016	6,3

Źródło: opracowanie własne na podstawie <https://www.esm.europa.eu>.

Programy pomocowe nie są jednak oceniane jednoznacznie dobrze. Część autorów, np. de Grauwe (2012) uważa, że pewne ich cechy mogły się przyczynić do pogłębienia swoistej kruchości strefy euro. Ardagna i Caseli (2014), podzielając pogląd o greckich źródłach europejskiego kryzysu zadłużenia, analizowali polityczne i ekonomiczne aspekty dwóch pierwszych programów pomocowych dla Grecji (w maju 2010 roku i w lipcu 2011 roku). Mink i de Haan (2013) badali wpływ informacji o pierwszym z tych programów na ceny akcji banków europejskich w 2010 roku oraz efekt zarażania wśród rynków europejskich. Zauważyli oni, że ogłoszenie programu pomocowego spowodowało nieoczekiwane zmiany stóp zwrotu akcji nawet takich banków, które nie miały bezpośredniego powiązania z rynkiem greckim czy innych wysoko zadłużonych gospodarek strefy euro.

Systematycznie powracają więc pytania o trwałość unii walutowej. Eichengreen (2010) badający perspektywy przetrwania Unii Europejskiej oraz Unii Gospodarczej i Walutowej uznał wprawdzie za nieprawdopodobne, aby w kolejnych dziesięciu latach nastąpiła dezintegracja strefy euro, ale sytuacja ulega ciągłym zmianom i obecnie nie wydaje się to już tak oczywiste. Często mówi się o konieczności powstania unii bankowej i, ogólniej, wzmocnieniu

struktury instytucjonalnej strefy euro, które są niezbędne dla uniknięcia nawrotów kryzysu (O'Rourke i Taylor, 2013; Constâncio, 2014; Moro, 2014). Europejski kryzys finansowy może i powinien być okazją do przeprowadzenia reform niezbędnych dla wzmocnienia stabilności strefy (Lane, 2012).

2.3. Formalna identyfikacja okresów kryzysu

Wśród licznych opracowań dotyczących kryzysu na rynku amerykańskim i na rynkach europejskich trudno jest doszukać się jednoznaczności w określeniu ich ram czasowych. Niewielu autorów dokonuje formalnej identyfikacji okresów kryzysu, a w swoich badaniach opiera się często na doniesieniach prasowych. Precyzyjne wskazanie okresów kryzysu jest natomiast bardzo istotne z punktu widzenia analiz statystycznych i ekonometrycznych zwłaszcza w kontekście badań dotyczących globalizacji i integracji rynków finansowych (Majewska i Olbrys, 2017a). W literaturze nie ma jednak zgodności co do początku i końca globalnego kryzysu finansowego, jak i okresów ostatnich kryzysów w poszczególnych krajach. Calomiris, Love i Peria (2012) uznali sierpień 2007–grudzień 2008 za okres kryzysu globalnego. Zdaniem Mishkina (2011) można wskazać dwie fazy kryzysu: pierwszą trwającą od sierpnia 2007 roku do sierpnia 2008 roku nazywaną amerykańskim kryzysem *subprime* oraz drugą, rozpoczynającą się w połowie września 2008 roku, uznaną za globalny kryzys finansowy. Natomiast Bartram i Bodnar (2009) wskazują okres przed kryzysem jako 01.01.2007–12.09.2008, a po kryzysie 28.10.2008–27.02.2009 (tym samym okres kryzysu to 15.09.2008–27.10.2008). Wskazania te wydają się jednak dyskusyjne choćby z uwagi na fakt, iż indeks rynku amerykańskiego S&P 500 odnotował spadek z poziomu 1399,04 w dniu 27.02.2007 roku do 676,53 w dniu 9 marca 2009 roku, co świadczy o trwających spadkach jeszcze na początku 2009 roku. Olbrys i Majewska (2013) zidentyfikowały jako okres kryzysu na tym właśnie rynku okres 27.02.2007–09.03.2009. Chudik i Fratzcher (2011) natomiast przyjęli następujący podział: okres przed kryzysem to 01.01.2005–06.08.2007, kryzys (zarówno na rynkach rozwiniętych, jak i rozwijających się) 07.08.2007–30.06.2009. Kizys i Pierdzioch (2011) badając

trzy największe rynki Europy Środkowej i Wschodniej, czyli polski, czeski i węgierski (CEE-3) uznali, iż kryzys dotknął je w listopadzie 2008 roku.

Taka niejednoznaczność w kwestii wskazania ram czasowych kryzysu utrudnia w szczególności ocenę wzajemnych zależności między rynkami w skali międzynarodowej w kontekście okresów bessy na rynkach. Na skutek tego wyniki uzyskiwane przez różnych autorów nie są jednoznaczne i homogeniczne. Dodatkowo w badaniach empirycznych istotna jest również wrażliwość wyników analiz statystycznych i ekonometrycznych na wybór okresów badania z podziałem na równoliczne próby przed kryzysem, w okresie kryzysu i po kryzysie. Określenie, czy stany rynku są wspólne dla różnych krajów, czy też różnią się, ma ponadto istotne znaczenie praktyczne w kontekście dywersyfikacji międzynarodowych portfeli inwestycyjnych (np. Billio i in., 2017; Boubaker, Jouini i Lahiani, 2016; Donadelli i Paradiso, 2014; Olbryś i Majewska, 2014a). Mimo istoty tego zagadnienia, wielu autorów przyznaje, że okresy kryzysów identyfikuje jedynie na podstawie obserwacji ogólnej sytuacji rynkowej (Maheu i McCurdy, 2000), co poddaje w wątpliwość precyzję takiego wskazania granic czasowych tych niekorzystnych zmian na rynkach⁷.

Bezpośrednia identyfikacja okresów kryzysu może być prowadzona poprzez określenie, z pomocą np. procedur statystycznych, tzw. stanów rynku, przez które rozumiemy:

- 1) rynek wzrostowy, czyli hossa (*bull market*),
- 2) rynek spadkowy, czyli bessa (*bear market*),
- 3) rynek w fazie stabilizacji (*range-bound market*).

Najistotniejsze, zwłaszcza z punktu widzenia inwestorów, i najczęściej analizowane są dwa pierwsze stany (Lunde i Timmermann, 2004; Maheu i McCurdy, 2000; Pagan i Sossounov, 2003). Ich precyzyjne wskazanie nie jest jednak proste.

Fabozzi i Francis (1977) zauważyli, że nie ma jednoznacznej definicji rynków wzrostowego i spadkowego. Przedstawili trzy różne procedury, które te stany pozwalają wskazać (zidentyfikować). Pierwszy sposób polega na obserwacji trendów giełdowych oraz wskazaniu istotnych trendów spadkowych

⁷ Przegląd okresów kryzysu lat 2007–2009 na rynku polskim podawanych przez różnych autorów można znaleźć np. w pracy Olbryś i Majewskiej (2014a).

i wzrostowych. Drugi bazuje na analizie stóp zwrotu z portfela rynkowego w poszczególnych miesiącach. Natomiast w przypadku trzeciej metody analizowane są miesięczne notowania portfela rynkowego i cała próba statystyczna dzielona jest na trzy podpróby:

- 1) miesiące znacznego wzrostu wartości portfela,
- 2) miesiące znacznych spadków jego wartości,
- 3) miesiące, w których zmiany nie były istotne.

Zmiany znaczne (istotne) autorzy zdefiniowali jako te, dla których wartość bezwzględna miesięcznej stopy zwrotu z portfela rynkowego jest odpowiednio większa lub mniejsza niż połowa odchylenia standardowego w całej próbie. Lunde i Timmermann (2004) podali natomiast inną (własną) definicję okresów *hossa* i *bessa*, bazującą na idei ciągów coraz większych wzrostów cen akcji (*hossa*) przerywanych ciągami coraz większych spadków cen (*bessa*).

Wśród najprostszych metod identyfikacji stanów rynku, poza analizą trendów, można wymienić również średnie ruchome i inne narzędzia analizy technicznej. Ale w literaturze odnaleźć można również opisy dużo bardziej złożonych procedur. Przykładem może być wykorzystanie modeli przełącznikowych Markowa (Kenourgios, Naifa i Dimitriou, 2016; Maheu i McCurdy, 2000).

W niniejszym opracowaniu przedstawiona i wykorzystana zostanie procedura diagnozowania stanów rynku zaproponowana przez Pagana i Sossounova (2003). Jest ona niewielką modyfikacją klasycznej procedury określania cykli koniunkturalnych na podstawie punktów zwrotnych Brya i Boschana (1971) udoskonalonej przez Hardiga i Pagana (2002). Procedura ta posłużyła m.in. do wskazania okresów *hossa* i *bessa* na giełdzie nowojorskiej na podstawie analizy notowań indeksu S&P500 w okresie od stycznia 1835 roku do maja 1997 roku (Pagan i Sossounov, 2003). Edwards, Biscarri i de Gracia (2003) natomiast wykorzystali ten algorytm do ustalenia okresów spadków i wzrostów na czterech rynkach Ameryki Łacińskiej (Argentyna, Brazylia, Chile i Meksyk) oraz dwóch rynkach azjatyckich (Korea Południowa i Tajlandia) w latach 1975–2001. W pracy Lee, Kuo i Yen (2011) przedstawiona została modyfikacja procedury umożliwiająca identyfikację trzech stanów rynku (*hossa*, *bessa*, stabilizacja) i zastosowana do wskazania tychże na rynku w Tajwanie w okresie styczeń 1997–grudzień 2007.

Procedura opisana przez Pagana i Sossounova bazuje na miesięcznych notowaniach indeksów giełdowych i przebiega w kilku etapach. W pierwszym z nich należy dokonać wstępnej identyfikacji punktów zwrotnych, czyli szczytów/górek (*peaks*) i dołków (*troughs*). Będą to notowania, odpowiednio, najwyższe i najniższe w oknie długości 8 miesięcy⁸, czyli te, dla których spełniony będzie warunek (2.1) (dla szczytów) lub (2.2) (dla dołków):

$$\ln P_{t-8}, \dots, P_{t-1} < \ln P_t > \ln P_{t+1}, \dots, \ln P_{t+8} \quad (2.1)$$

$$\ln P_{t-8}, \dots, P_{t-1} > \ln P_t < \ln P_{t+1}, \dots, \ln P_{t+8} \quad (2.2)$$

gdzie P_t oznacza notowanie indeksu w miesiącu t . Aby identyfikacja była poprawna, należy przy tym pominąć punkty zwrotne zlokalizowane na końcach próby (8 miesięcy początkowych i końcowych). Dodatkowo, spośród szczytów (dołków) następujących po sobie należy wybrać najwyższy (najniższy).

W kolejnym kroku procedury konieczna jest eliminacja cykli krótszych niż 16 miesięcy (zgodnie z przyjętą długością okna) oraz faz⁹ krótszych niż 4 miesiące jako zbyt krótkich z punktu widzenia istotnych zmian rynku. W końcowym etapie wyznaczane są amplitudy poszczególnych faz, przy czym przez amplitudę rozumiana jest różnica logarytmów notowań w kolejnych punktach zwrotnych. Służą one do wyeliminowania nieistotnych wzrostów i spadków. W trakcie trwania okresów hossy lub bessy zmiany w szeregu notowań powinny bowiem być odpowiednio duże, czyli wynosić co najmniej 20%. Oznacza to, że za istotne uznać można wzrosty, dla których

$$A = \ln P_{t+1} - \ln P_t = \ln \frac{P_{t+1}}{P_t} > \ln \frac{1,2 \cdot P_t}{P_t} = \ln 1,2 \approx 0,18 \quad (2.3)$$

⁸ Wyniki identyfikacji okresów spadków i wzrostów mogą się różnić w zależności od przyjętej długości okna. Uwzględniona w tym opracowaniu długość zaproponowana została przez Pagana i Sossounova (2003), co autorzy uzasadnili zgodnością z długością cyklu gospodarczego. Taki wariant procedury wykorzystywali m.in. Edwards, Biscarri i de Gracia (2003); Olbryś i Majewska (2014a, 2014b, 2015a, 2017) i inne prace tych autorów. Natomiast Bry i Boschan (1971) stosowali okno długości 6 miesięcy.

⁹ Faza to sekwencja szczyt–dołek–szczyt lub dołek–szczyt–dołek, natomiast cykl to połowa fazy, czyli jedna z sekwencji szczyt–dołek lub dołek–szczyt.

oraz spadki o amplitudzie spełniającej warunek

$$A = \ln P_{t+1} - \ln P_t = \ln \frac{P_{t+1}}{P_t} < \ln \frac{0,8 \cdot P_t}{P_t} = \ln 0,8 \approx -0,22. \quad (2.4)$$

2.4. Zgodność okresów kryzysu

Okresy hossy i bessy zdiagnozowane w oparciu o procedurę opisaną w rozdziale poprzednim na różnych rynkach pokrywają się w różnym stopniu. Edwards, Biscarri i de Gracia (2003) zaproponowali więc indeks zgodności, który pozwala określić, na ile okresy spadków i wzrostów są zgodne, w jakim stopniu się pokrywają dla dwóch lub więcej rynków. Indeks zgodności (*concordance index*) rynków określony jest następująco:

$$CI_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (S_t^i \cdot S_t^j + B_t^i \cdot B_t^j) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [S_t^i \cdot S_t^j + (1 - S_t^i) \cdot (1 - S_t^j)], \quad (2.5)$$

przy czym, $S_t^i = 1$ jeśli w chwili t na rynku i zidentyfikowany został rynek wzrostowy oraz $S_t^i = 0$ w pozostałych przypadkach. Analogicznie, $B_t^i = 1$ jeśli w chwili t na rynku i zidentyfikowany został rynek spadkowy oraz $B_t^i = 0$ w pozostałych przypadkach. T oznacza długość próby badawczej.

Indeks zgodności CI określa średnią (w całym badanym okresie) liczbę okresów, w których oba rynki znajdują się w tej samej fazie (wzrostów lub spadków). Przyjmuje on wartości z przedziału $[0,1]$. Wartość 0 oznacza całkowitą niezgodność faz, natomiast 1 pełną zgodność faz obu rynków.

Zdaniem Edwardsa, Biscarri i de Gracia (2003) indeks zgodności CI jest lepszy niż korelacje stóp zwrotu z rynków. Argumentują to istotnymi ograniczeniami współczynnika korelacji przekrojowych (por. rozdział 2.5). Identyfikacja okresów wzrostów poprzez zmienną binarną pozwala między innymi uniknąć zawyżenia oszacowania zależności z powodu dużych wartości stóp zwrotu. Indeks zgodności CI jest ponadto niezmienniczy ze względu na rozkład stóp zwrotu.

Edwards, Biscarri i de Gracia (2003) proponują również dynamiczną analizę zgodności faz poszczególnych rynków. Pozwala ona zdiagnozować, czy

istotne wydarzenia na rynkach mają wpływ na zgodność ich faz, a co za tym idzie, czy siła zależności między rynkami ulega zmianie. Można oczekiwać bowiem, że w przypadku rosnącej integracji rynków indeks *CI* będzie również rósł.

Dynamiczny indeks zgodności *RCI* w ruchomym oknie długości T_0 określony jest w następujący sposób:

$$RCI_{ij}^{\tau} = \frac{1}{T_0} \sum_{t=\tau-T_0+1}^{\tau} (S_t^i \cdot S_t^j + B_t^i \cdot B_t^j). \quad (2.5)$$

Yu, Fung i Tam (2010) wzrost (spadek) wartości indeksu *RCI* interpretują jako wzrost (spadek) zgodności rynków, czyli ich rosnącą (słabnącą) integrację. Dodatkowo wyznaczają oni wartość tego indeksu dla poszczególnych rynków względem wskaźnika całej grupy rynków (benchmark danej grupy rynków). Im wyższa wartość *RCI*, tym silniejsza integracja danego rynku z całą grupą (silniejszy wpływ czynników globalnych na kształtowanie się zmienności danego rynku). Zatem indeks zgodności i dynamiczny indeks zgodności mogą być również narzędziami analizy integracji rynków.

2.5. Okresy kryzysu a korelacje przekrojowe między rynkami

Podejmując temat kryzysów na rynkach finansowych nie można pominąć kwestii związanych z korelacjami przekrojowymi między rynkami w skali międzynarodowej. Jest to zagadnienie bardzo istotne ze względu na to, iż wysoki poziom korelacji znacznie utrudnia dywersyfikację międzynarodowych portfeli inwestycyjnych, która jest szczególnie ważna w okresach spadków na rynkach (Bartram i Bodnar, 2009). Dodatkowo w literaturze podnoszona jest kwestia występowania efektu asymetrii polegającego na tym, że w okresach bessy korelacje te wzrastają w porównaniu do okresów hossy, a to jeszcze bardziej utrudnia dywersyfikację ryzyka portfeli inwestycyjnych (Longin i Solnik, 2001; Campbell, Koedijk i Kofman, 2002; Goetzmann, Li i Rouwenhorst, 2005). Hong, Tu i Zhou (2007) testowali asymetrię korelacji w okresach spadków w porównaniu do okresów wzrostów na rynkach i potwierdzili, iż jest to zjawisko istotne z punktu widzenia inwestycji międzynarodowych.

Autorzy nie są zgodni co do przyczyn zjawiska asymetrii korelacji, choć zgadzają się co do jego występowania. Niektórzy wyjaśniają zmienność poziomu korelacji w kontekście wpływu informacji z globalnego otoczenia makroekonomicznego rynków finansowych wykorzystując do tego np. analizę zdarzeń (Bartram i Bodnar, 2009; Dooley i Hutchison, 2009; Mun i Brooks, 2012). Wielu autorów wiąże wzrost korelacji z efektem zarażania (*contagion*) w skali międzynarodowej (Bekaert, Harvey i Ng, 2005; Kizych i Pierdzioch, 2011). Jednocześnie wielu innych nie wiąże ze sobą tych dwóch zjawisk. Forbes i Rigobon (2002) pokazali, że wartość współczynnika korelacji jest uzależniona od zmienności na rynku. Dlatego też w okresach kryzysów, kiedy zmienność ta rośnie, rosną również korelacje. W rzeczywistości bowiem zarażanie jest rozumiane szerzej niż tylko jako wzrost korelacji stóp zwrotu na rynkach w okresach spadkowych (Edwards, 2000; Bekaert, Harvey i Ng, 2005). Niemniej jednak wzrost korelacji przekrojowych w okresach kryzysów został potwierdzony w wielu opracowaniach dla różnych rynków (m.in. Campbell, Koedijk i Kofman, 2002; Samitas i Tsakalos, 2013; Olbryś i Majewska, 2014a; 2016). Analizując więc korelacje między rynkami w kontekście ich integracji nie można zapominać o tych specyficznych przyczynach wzrostu wartości współczynników korelacji.

Należy również pamiętać o pewnych własnościach współczynnika korelacji przekrojowych, które wymagają szczególnej ostrożności przy interpretacji jego wartości. Po pierwsze wartość współczynnika korelacji może być związana z wyborem konkretnych indeksów analizowanych rynków, a nie odzwierciedlać rzeczywiste zależności między nimi. Po drugie korelacje są wrażliwe na obserwacje odstające. Kolejną wadą korelacji jest fakt, iż przy rosnących stopach zwrotu korelacje są zawsze dodatnie i statystycznie istotne. W takiej sytuacji kluczowe są zmiany wynikające z wpływu nowych informacji na wysokość stóp zwrotu i zależność między nimi, czego korelacja nie wyjaśnia. I wreszcie sama zmienność stóp zwrotu może mieć wpływ na korelację między rynkami.

WPLYW KRYZYSU NA POZIOM INTEGRACJI – BADANIA EMPIRYCZNE

3.1. Dane statystyczne

Europejskie rynki kapitałowe są bardzo zróżnicowane pod względem poziomu rozwoju. Analizy empiryczne dotyczą zwykle charakterystycznej grupy rynków, na przykład rozwiniętych i rozwijających się, zlokalizowanych w sąsiedztwie geograficznym (np. rynki bałtyckie), powiązane umowami politycznymi lub gospodarczymi (np. unia walutowa, Grupa Wyszehradzka). W rozdziale tym zaprezentowane zostaną wyniki badań empirycznych dotyczących powiązań i poziomu integracji 35 europejskich rynków kapitałowych. Przeprowadzono je w oparciu o notowania dziennych kursów zamknięcia głównych indeksów giełdowych tych rynków (tabela 3.1). Dodatkowo, w niektórych analizach uwzględniono dane dotyczące notowań indeksu MSCI Europe jako reprezentanta całej badanej grupy rynków. Przyjęty okres badawczy 03.09.2004–31.08.2017 zdeterminowany był dostępnością danych¹.

Należy zauważyć, że badana grupa indeksów nie jest jednorodna. Znalazły się w niej zarówno indeksy cenowe, jak i wynikowe, reprezentujące cały rynek, a także spółki największe. Można to uznać za istotny mankament. Jednak wobec dużej liczby i różnorodności rynków² nie było możliwe zbudowanie

¹ Indeks GENERAL rynku cypryjskiego notowany jest od 03.09.2004 roku, stąd data ta stanowi początek próby. Dane pochodzą z serwisów <https://stooq.pl> i <https://finance.yahoo.com> oraz oficjalnych witryn internetowych giełd (pełny wykaz adresów stron internetowych podany na końcu opracowania).

² Wśród badanych rynków znaczną część stanowią parkiety niewielkie, rozwijające się. Liczba benchmarków na tych rynkach jest często istotnie ograniczona i nie daje możliwości wyboru typu indeksu.

jednorodnej pod względem typu indeksu bazy. Kolejną istotną kwestią, którą należało rozważyć budując bazę danych był wybór waluty. Indeksy mogą być bowiem wyrażone w walutach lokalnych lub ustalonej walucie wspólnej. Oba podejścia znajdują swoich zwolenników. Część autorów opowiada się za denominacją notowań do wspólnej waluty w celu uniknięcia ryzyka walutowego (np. Lehkonen, 2015; Al Nasser i Hajilee, 2016), inni natomiast są zwolennikami walut lokalnych (np. Longin i Solnik, 1995). Przyjęcie wspólnej waluty może skutkować tym, że wyniki dotyczące integracji rynków mogą wskazywać na jej stosunkowo wysoki poziom, czego powodem może być w dużej mierze podobieństwo zmian kursów walutowych, a nie rzeczywiste zależności między rynkami (Fratzscher, 2002). Wyrażenie indeksów w walutach krajowych ogranicza natomiast ich zmiany wyłącznie do zmian kursów akcji i pozwala uniknąć wpływu zmian kursów walutowych na wyniki badań (Voronkova, 2004; Jochum, Kirchgässer i Platek, 1999). Dodatkowo, ceny akcji w walutach lokalnych odzwierciedlają reakcje danego rynku na informacje z rynków zagranicznych z perspektywy lokalnych inwestorów (Syriopoulos, 2004). Inwestorzy na rynkach międzynarodowych mogą zaś zabezpieczyć swoje portfele przed ryzykiem kursów walutowych. I właśnie takie podejście zostało przyjęte w prezentowanych badaniach.

Tabela 3.1. Indeksy giełdowe 35 krajów europejskich uwzględnionych w badaniu według malejącej kapitalizacji giełd w grudniu 2016 roku

Lp.	Kraj	Indeks	Kapitalizacja w mld EUR
1	Wielka Brytania	FTSE100	2889,39
2	Francja	CAC40	2049,21
3	Niemcy	DAX	1630,41
4	Szwajcaria	SMI	1331,21
5	Holandia	AEX	811,72
6	Hiszpania	IBEX35	669,40
7	Szwecja	OMXS30	642,96
8	Rosja	RTSI	588,15
9	Włochy	FTSEMIB	525,05

Lp.	Kraj	Indeks	Kapitalizacja w mld EUR
10	Belgia	BEL20	358,91
11	Dania	OMXC20	319,19
12	Norwegia	OSEAX	219,48
13	Finlandia	OMXH25	209,00
14	Turcja	XU100	162,78
15	Polska	WIG20	130,99
16	Irlandia	ISEQ	113,85
17	Austria	ATX	95,20
18	Luksemburg	LuxX	57,87
19	Portugalia	PSI20	48,91
20	Grecja	ATHEX	35,31
21	Chorwacja	CROBEX	30,75
22	Czechy	PX	22,19
23	Węgry	BUX	21,27
24	Rumunia	BET	16,81
25	Islandia	OMXI	14,60
26	Słowacja	SAX	5,28
27	Słowenia	SBITOP	5,00
28	Bułgaria	SOFIX	4,95
29	Malta	MSE	4,21
30	Ukraina	UXI	4,21
31	Litwa	OMXV	3,50
32	Czarnogóra	MONEX	2,88
33	Cypr	GENERAL	2,39
34	Estonia	OMXT	2,29
35	Łotwa	OMXR	0,80

Źródło: opracowanie własne na podstawie <http://sdw.ecb.europa.eu>, <http://www.nasdaqomxnordic.com>, <http://fese.eu>.

W oparciu o zebrane dane zbudowano bazę danych dziennych, tygodniowych i miesięcznych. Wybór częstotliwości danych pozostaje zawsze kwestią dyskusyjną. Z jednej strony dane dzienne, jako dane o wyższej częstotliwości, mogą zawierać więcej informacji o interakcjach między rynkami (np. Voronkova, 2004; Kenourgios, Naifa i Dimitriou, 2016), z drugiej jednak zbyt duża liczba zakłóceń może zniekształcać wyniki. Dodatkowo dane o niższej częstotliwości (miesięczne) pozwalają uniknąć zerowych stóp zwrotu oraz problemu niesynchroniczności danych (np. Billio i in., 2017). W niniejszym opracowaniu uwzględnione zostały dane o różnej częstotliwości, w zależności od stosowanych metod. Procedura identyfikacji okresów kryzysu Pagana i Sossounova wymaga danych miesięcznych, podobnie wskaźniki zgodności faz rynku *CI* oraz *RCI*. Pozostałe stosowane miary i metody dopuszczają różną częstotliwość danych i w związku z tym możliwe było przeprowadzenie analizy wrażliwości wyników na jej wybór.

Budowa bazy danych dziennych wymagała zastosowania procedury dopasowania danych. Badane rynki pracują w zasadzie w tej samej strefie czasowej, ale w różnych krajach nie pokrywają się terminy świąt państwowych, religijnych i innych wydarzeń skutkujących brakiem notowań giełdowych. W związku z tym różna jest liczba notowań dziennych na różnych rynkach w tym samym okresie badawczym. Jedną z najczęściej stosowanych metod rozwiązania tego problemu jest synchronizacja danych poprzez ustalenie wspólnego okna notowań (*common trading window*). Polega ona na tym, że wybierane są daty notowań wspólne dla wszystkich rynków, a eliminowane takie dni, podczas których na którymkolwiek rynku notowania nie miały miejsca. Prowadzi to jednak do pewnej, niekiedy znacznej, redukcji zbioru danych (Olbrys i Majewska 2013; 2014c), ale jednocześnie umożliwia przeprowadzenie wspólnych analiz dla wielowymiarowych szeregów czasowych. Liczba rynków uwzględnionych w prezentowanych badaniach jest na tyle duża, że ustalenie w powyższy sposób wspólnego okna notowań doprowadziłoby do istotnej redukcji danych. Dlatego też zastosowano modyfikację tej metody zaproponowaną przez Sandovala (2013). Zgodnie z tą procedurą, przy ustalaniu wspólnego okna notowań uwzględniane są te dni, podczas których notowanych jest co najmniej 70% rynków, czyli notowań nie było na co najwyżej 30% parkietów. Pozostałe dni są eliminowane, natomiast

brakujące kursy uzupełniane notowaniem z poprzedniego dnia roboczego. Zatem w badanym okresie zostały uwzględnione dni, w których notowanych było co najmniej 25 indeksów.

W przypadku danych tygodniowych problemem może być znany z literatury efekt dnia tygodnia. Polega on na tym, że poniedziałkowe stopy zwrotu są przeciętnie niższe, a piątkowe wyższe od stóp zwrotu z pozostałych dni tygodnia (np. Cross 1973; French 1980). Dlatego też baza danych tygodniowych oparta została na notowaniach środowych. W przypadku braku notowań w środę uwzględniane były kursy z poprzedniego dnia roboczego. Baza danych miesięcznych natomiast oparta została o ostatnie notowania indeksów w poszczególnych miesiącach. Stosując powyższe reguły zbudowano bazę danych dziennych, tygodniowych i miesięcznych, których liczebności przedstawia tabela 3.2.

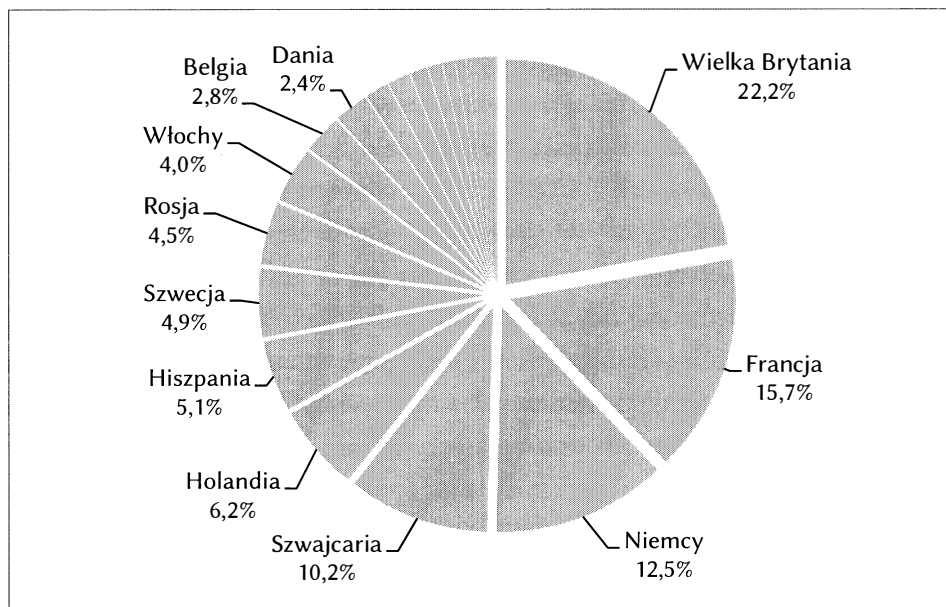
Tabela 3.2. Liczebności baz danych uwzględnionych w badaniu

Częstotliwość danych	Liczba obserwacji
dzienne	3290
tygodniowe	679
miesięczne	156

Źródło: opracowanie własne.

W badanej grupie rynków znalazły się zarówno rynki rozwinięte, jak i rozwijające się, duże i niewielkie (por. rysunek 3.1), ze wszystkich części Europy, w tym wszystkie kraje strefy euro. Wybór konkretnych rynków zdeterminowany był jedynie dostępnością danych. Celem było jednak zbudowanie jak najszerszej bazy rynków europejskich. Wobec zamiaru przeprowadzenia analiz dynamicznych (mierniki wyznaczane w ruchomych oknach) z uwzględnieniem wpływu globalnego kryzysu finansowego lat 2007–2009, próba badawcza powinna obejmować możliwie długi okres poprzedzający spadki na rynkach w 2007 roku.

Rysunek 3.1. Udział kapitalizacji poszczególnych rynków w kapitalizacji całej badanej grupy w grudniu 2016 roku



Źródło: opracowanie własne.

Uwaga: Na wykresie zaznaczono rynki, dla których udział kapitalizacji przekracza 2%.

3.2. Podstawowe charakterystyki badanych rynków

Rynki uwzględnione w badaniu różnią się pod wieloma względami począwszy od położenia geograficznego, poprzez okres działalności, czy też poziom rozwoju. Ma to również swoje odbicie w zmienności notowań giełdowych. Tabela 3.3 zawiera podstawowe statystyki poszczególnych indeksów³. Zostały one wyznaczone w oparciu o miesięczne logarytmiczne stopy zwrotu, czyli

$$r_{i,t} = \ln p_{i,t} - \ln p_{i,t-1} = \ln \frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}}, \quad (3.1)$$

³ Charakterystyka indeksów obejmuje również test normalności rozkładu Doornika-Hansena. Wiele metod analizy integracji finansowej wymaga takiego właśnie rozkładu, a ich stosowanie przy jego braku może prowadzić do błędnych wniosków.

gdzie

$r_{i,t}$ – stopa zwrotu indeksu i w chwili (miesiącu) t ,

$p_{i,t}$ – notowanie indeksu i w chwili (miesiącu) t .

Tabela 3.3. Podstawowe charakterystyki miesięcznych logarytmicznych stóp zwrotu badanych indeksów w okresie 09.2004–08.2017

Lp.	Ind.*	Śred*.	Odch*	Wsp. as.*	Wsp. eksc.*	Test*
1	FTSE100	0,003	0,038	-0,742 [0,000]	1,100 [0,006]	12,894 [0,002]
2	CAC40	0,002	0,047	-0,642 [0,001]	0,556 [0,160]	10,792 [0,005]
3	DAX	0,007	0,052	-0,912 [0,000]	2,439 [0,000]	18,868 [0,000]
4	SMI	0,003	0,036	-0,602 [0,003]	0,574 [0,147]	9,183 [0,010]
5	AEX	0,003	0,051	-1,368 [0,000]	3,978 [0,000]	34,146 [0,000]
6	IBEX35	0,002	0,057	-0,463 [0,020]	0,931 [0,019]	7,362 [0,025]
7	OMXS30	0,005	0,046	-0,893 [0,000]	2,848 [0,000]	21,255 [0,000]
8	RTSI	0,004	0,099	-0,818 [0,000]	2,778 [0,000]	21,452 [0,000]
9	FTSEMIB	-0,002	0,061	-0,284 [0,151]	0,946 [0,017]	7,204 [0,027]
10	BEL20	0,002	0,048	-1,550 [0,000]	4,869 [0,000]	42,705 [0,000]
11	OMXC20	0,008	0,053	-1,053 [0,000]	4,102 [0,000]	29,466 [0,000]
12	OSEAX	0,008	0,058	-1,591 [0,000]	5,768 [0,000]	40,713 [0,000]
13	OMXH25	0,003	0,053	-0,527 [0,008]	1,956 [0,000]	16,838 [0,000]
14	XU100	0,010	0,077	-0,491 [0,014]	0,955 [0,016]	7,694 [0,021]

Lp.	Ind.*	Śred.*	Odch*	Wsp. as.*	Wsp. eksc.*	Test*
15	WIG20	0,002	0,062	-0,572 [0,004]	1,752 [0,000]	14,116 [0,001]
16	ISEQ	0,001	0,059	-1,013 [0,000]	2,498 [0,000]	21,068 [0,000]
17	ATX	0,003	0,067	-1,410 [0,000]	4,513 [0,000]	34,538 [0,000]
18	LuxX	0,003	0,060	-1,721 [0,000]	6,603 [0,000]	45,802 [0,000]
19	PSI20	-0,002	0,055	-0,839 [0,000]	1,646 [0,000]	15,636 [0,000]
20	ATHEX	-0,007	0,092	-0,665 [0,001]	0,811 [0,041]	10,780 [0,005]
21	CROBEX	0,002	0,072	-0,573 [0,004]	5,494 [0,000]	76,474 [0,000]
22	PX	0,001	0,062	-1,254 [0,000]	5,135 [0,000]	33,804 [0,000]
23	BUX	0,007	0,068	-0,854 [0,003]	3,430 [0,000]	27,571 [0,000]
24	BET	0,006	0,088	-0,960 [0,000]	4,277 [0,000]	34,176 [0,000]
25	OMXI	-0,006	0,120	-7,622 [0,000]	74,284 [0,000]	2502,21 [0,000]
26	SAX	0,002	0,051	0,761 [0,000]	7,763 [0,000]	110,24 [0,000]
27	SBITOP	-0,001	0,055	-0,411 [0,038]	1,806 [0,000]	16,487 [0,000]
28	SOFIX	0,001	0,084	-1,380 [0,000]	7,985 [0,000]	57,461 [0,000]
29	MSE	0,003	0,039	0,334 [0,091]	0,685 [0,084]	5,061 [0,080]
30	UXI	0,008	0,122	-0,051 [0,796]	2,008 [0,000]	23,084 [0,000]
31	OMXV	0,007	0,072	-0,539 [0,007]	8,252 [0,000]	138,85 [0,000]

Lp.	Ind.*	Śred*.	Odch*	Wsp. as.*	Wsp. eks.*	Test*
32	MONEX	0,011	0,106	0,965 [0,000]	4,085 [0,000]	31,725 [0,000]
33	GENERAL	-0,016	0,128	-0,407 [0,040]	1,781 [0,000]	16,221 [0,000]
34	OMXT	0,008	0,075	-0,033 [0,865]	7,301 [0,000]	135,715 [0,000]
35	OMXR	0,007	0,062	-0,368 [0,063]	4,206 [0,000]	59,539 [0,000]

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu Gretl 2017c.

Uwaga: W nawiasach kwadratowych podano wartość prawdopodobieństwa p odpowiednich testów istotności.

*Ind. – indeks, Śred. – średnia, Odch. – odchylenie standardowe, Wsp. as. – współczynnik asymetrii, Wsp. eks. – współczynnik ekscesu, Test – test Doornika-Hansena.

Oczekiwana stopa zwrotu indeksów w analizowanym okresie nie przekroczyła 0,011 czyli 1,1% (indeks MONEX), przy czym dla sześciu indeksów była ujemna: FTSEMIB (-0,002), PSI20 (-0,002), ATHEX (-0,007), OMXI (-0,006), SBITOP (-0,001) oraz GENERAL (-0,016). Zdecydowanie największy średni spadek odnotował rynek cypryjski. We wszystkich przypadkach odchylenie standardowe wielokrotnie przekroczyło wartość bezwzględną oczekiwanej stopy zwrotu, a jego wartości wahały się w granicach od 0,036 (SMI) do 0,122 (UXI). Cztery indeksy odnotowały ryzyko przekraczające 10% (UXI, OMXI, MONEX, GENERAL).

Rozkłady stóp zwrotu niemal wszystkich indeksów (poza SAX, MSE, MONEX) wykazują ujemną asymetrię, przy czym współczynnik asymetrii dla pięciu indeksów (FTSEMIB, MSE, UXI, OMXT, OMXR) nie różni się istotnie od zera (na poziomie istotności 5%). Wszystkie rozkłady są leptokurtyczne, jednak w trzech przypadkach (indeksy CAC40, SMI, MSE) współczynnik ekscesu nie różni się istotnie od zera. Wyniki testu Doornika-Hansena⁴ wskazują, że rozkład

⁴ Test Doornika-Hansena jest testem normalności rozkładu opartym o kurtozę i skośność rozkładu empirycznego (Doornik i Hansen, 2008). Statystyka testu ma rozkład χ^2 o dwóch stopniach swobody.

stóp zwrotu można uznać za normalny jedynie w przypadku indeksu MSE. Tym samym za w pełni uzasadnione należy uznać zastosowanie do analizy integracji badanych rynków takich metod, które są odporne na rozkład zmiennych.

Kolejne rozdziały przedstawiają wyniki przeprowadzonych badań empirycznych, a tabela 3.4 zawiera zestawienie wykorzystanych metod i narzędzi.

Tabela 3.4. Metody i narzędzia wykorzystane w badaniach empirycznych

Miara lub metoda	Cel zastosowania	Źródła bibliograficzne	Podstawy teoretyczne	Wyniki empiryczne
procedura Pagana i Sossounova	formalna, statystyczna identyfikacja okresów wzrostów i spadków na rynkach	Pagan i Sossounov, 2003	rozdział 2.3; wzory 2.1–2.4	rozdział 3.3
indeks zgodności	zgodność okresów spadków i wzrostów na rynkach	Edwards, Biscarri i de Gracia, 2003	rozdział 2.4; wzór 2.5	rozdział 3.4
dynamiczny indeks zgodności	dynamiczna analiza zgodności faz rynków	Edwards, Biscarri i de Gracia, 2003	rozdział 2.4; wzór 2.6	rozdział 3.4
test Jennricha	równość macierzy korelacji przekrojowych w okresach przed i w trakcie kryzysu	Jennrich, 1970	rozdział 1.2; wzór 1.6	rozdział 3.5
test Larntza i Perlmana		Larntz i Perlman, 1985	rozdział 1.2; wzór 1.10	
test uogólniony		Goetzman, Li i Rouwenhorst, 2005	rozdział 1.2; wzór 1.23	
średni skorygowany współczynnik determinacji	poziom integracji finansowej rynków	Pukthuanthong i Roll, 2009	rozdział 1.3.2	rozdział 3.6
indeks integracji				Volosovych, 2011
indeks segmentacji				
względny wskaźnik efektu globalnego	siła oddziaływania czynników globalnych na rynkach	Boamah, 2017	rozdział 1.4; wzór 1.35	rozdział 3.8

Źródło: opracowanie własne.

3.3. Okresy bessy na badanych rynkach

Jak wielokrotnie podkreślano we wcześniejszych rozdziałach, precyzyjne wskazanie okresów kryzysu ma istotne znaczenie z punktu widzenia różnych analiz statystycznych i ekonometrycznych. Dla badanych rynków wskazania okresów bessy dokonano w oparciu o procedurę Pagana i Sossounova (por. rozdział 2.3) wykorzystując miesięczne notowania indeksów. Wyniki ilustrują rysunki 3.2 oraz D.1.

Wśród 35 indeksów jedynie w czterech przypadkach stwierdzono jedną fazę istotnych spadków. Są to indeksy: FTSE100, SMI, OMXI oraz OMXR. Dla 14 rynków zidentyfikowano po dwie fazy spadkowe (CAC40, AEX, BEL20, OMXC20, OSEAX, OMXH25, ISEQ, CROBEX, BUX, BET, SAX, MSE, MONEX, OMXT). Rynek bułgarski odnotował formalnie aż czterokrotnie niekorzystne zmiany w postaci bessy. Warto jednak zwrócić uwagę, iż czas trwania wzrostów pomiędzy drugą i trzecią fazą spadków to cztery miesiące, czyli graniczna długość fazy przyjęta w procedurze identyfikacji stanów rynku. W związku z tym w dalszych analizach zostanie ona pominięta. Dla pozostałych 16 indeksów istotne spadki wystąpiły trzykrotnie. Na niemal wszystkich rynkach pierwsza fala spadków związana była z globalnym kryzysem finansowym i rozpoczęła się w 2007 roku. Wyjątek stanowią indeksy: SAX, OMXV oraz MSE. Rynek słowacki pierwsze istotne spadki odnotował w lipcu 2005 roku, które potrwały do czerwca 2006 roku. W tym samym czasie zakończył się kryzys na giełdzie litewskiej rozpoczęty we wrześniu 2005 roku. Natomiast indeks MSE pierwszą falą kryzysu dotknięty został w marcu 2006 roku, przy czym niekorzystne zmiany zakończyły się dopiero w marcu 2009 roku.

Uzyskane wyniki wyraźnie potwierdzają okresy spadków przypadające na lata 2007–2009 związane z globalnym kryzysem finansowym. Bessa na rynkach rozpoczęła się wiosną 2007 roku (kwiecień–maj); jedynie dla dwóch indeksów (MSE i OMXT) początek spadków przypadł na okres wcześniejszy (odpowiednio marzec 2006 i styczeń 2007 roku). Październik 2007 roku był tym miesiącem, w którym niemal wszystkie rynki (poza niemieckim, rosyjskim, chorwackim i słowackim) pogrążone już były w kryzysie zakończonym w lutym–marcu 2009 roku. Nieco wcześniej, bo w styczniu 2009 roku, faza

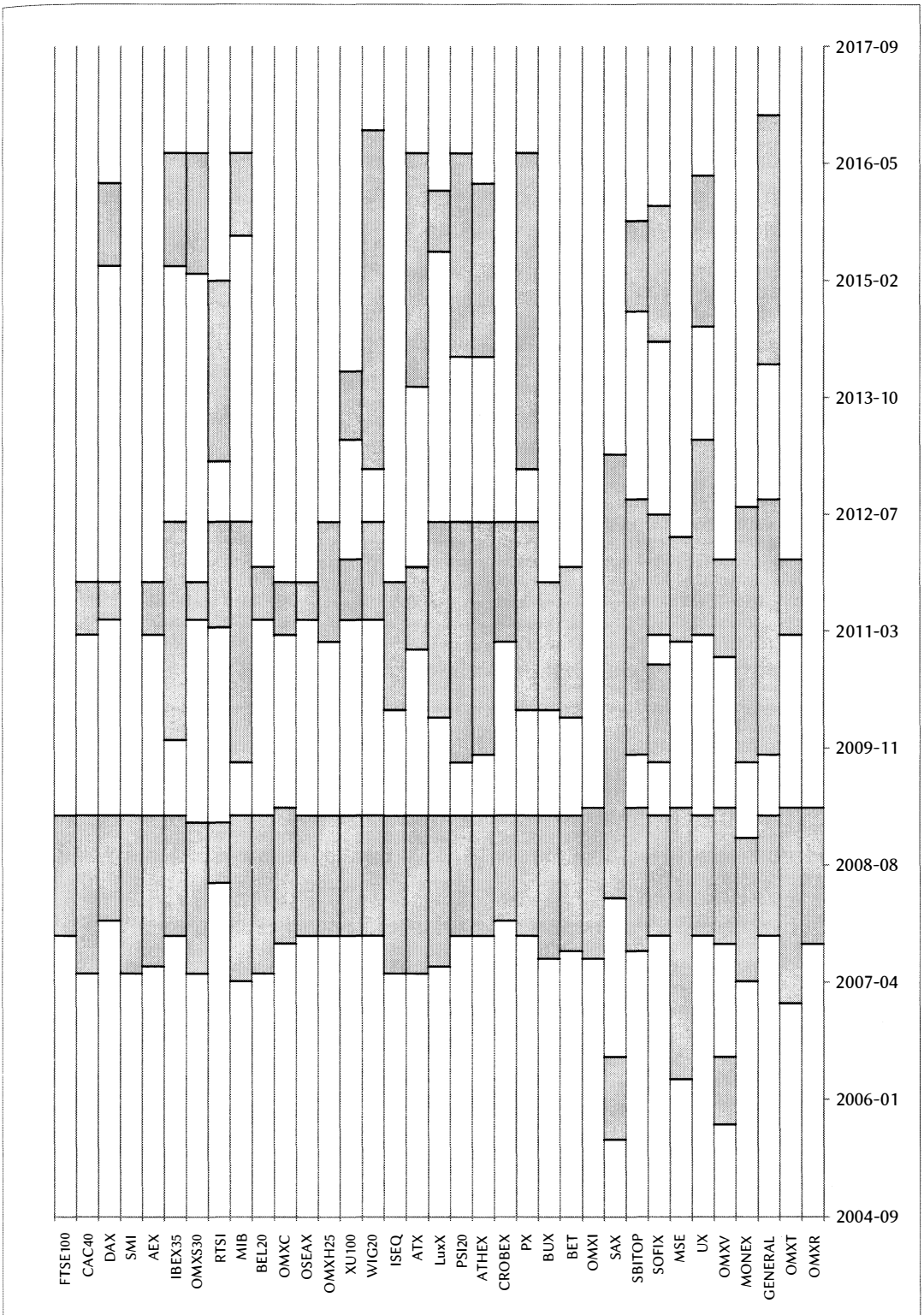
spadków zakończyła się dla indeksów OMXS30 oraz RTSI, a dla indeksu MONEX nastąpiło to w listopadzie 2008 roku.

Kolejna fala spadków, związanych z europejskim kryzysem zadłużenia, już nie miała aż tak jednoznacznego przebiegu. Nie dotknęła co prawda tylko czterech rynków: angielskiego, szwajcarskiego, islandzkiego oraz łotewskiego (jedyne w tej grupie rynki strefy euro), ale zarówno długość trwania okresów niekorzystnych zmian kursów, jak i czas ich trwania są zróżnicowane. Można jednak wskazać grupy rynków podobnych pod tym względem. Najkrótszą bessę, rozpoczętą w lutym lub kwietniu 2011 roku i trwającą od 6 do 9 miesięcy, odnotowało 8 indeksów: CAC40, DAX, AEX, OMXS30, BEL20, OMXC20, OSEAX oraz XU100. Tak samo liczna jest grupa rynków, dla których spadki rozpoczęły się między wrześniem i grudniem 2009 roku i trwały najdłużej (od 30 do 35 miesięcy). Znalazły się tutaj Hiszpania, Włochy, Portugalia, Grecja, Słowenia, Bułgaria, Czarnogóra i Cypr⁵. Na pozostałych rynkach kryzys europejski trwał od 11 do 27 miesięcy, a rozpoczął się między marcem 2010 a kwietniem 2011 roku. Wyjątek stanowi rynek słowacki. W tym przypadku okresy spadków trwały 60 miesięcy (marzec 2008–luty 2013) i nie odnotowano istotnych wzrostów pomiędzy kryzysem globalnym i europejskim.

Trzecia (ostatnia zdiagnozowana) fala spadków objęła 16 rynków. Najdłużej trwała na rynku polskim (46 miesięcy od grudnia 2012 do września 2016 roku) oraz czeskim (43 miesiące – od grudnia 2012 do czerwca 2016 roku). Najkrócej trwające spadki odnotowały natomiast indeksy giełdy w Luksemburgu (9 miesięcy – od maja 2015 do stycznia 2016 roku) oraz Turcji (10 miesięcy – od kwietnia 2013 do stycznia 2014 roku). Trudno jednak wskazać widoczne prawidłowości w czasie trwania czy też momencie rozpoczęcia/zakończenia bessy w całej grupie 16 rynków, co wskazuje na lokalny charakter tych kryzysów.

⁵ Cztery z tych rynków, czyli Portugalia, Włochy, Grecja i Hiszpania tworzą wraz z Irlandią tzw. grupę PIIGS rynków, które uznaje się za najsilniej dotknięte europejskim kryzysem zadłużenia.

Rysunek 3.2. Okresy spadków (kryzysów) na analizowanych rynkach w okresie 09.2004–08.2017



Źródło: opracowanie własne.

3.4. Zgodność okresów kryzysu na rynkach

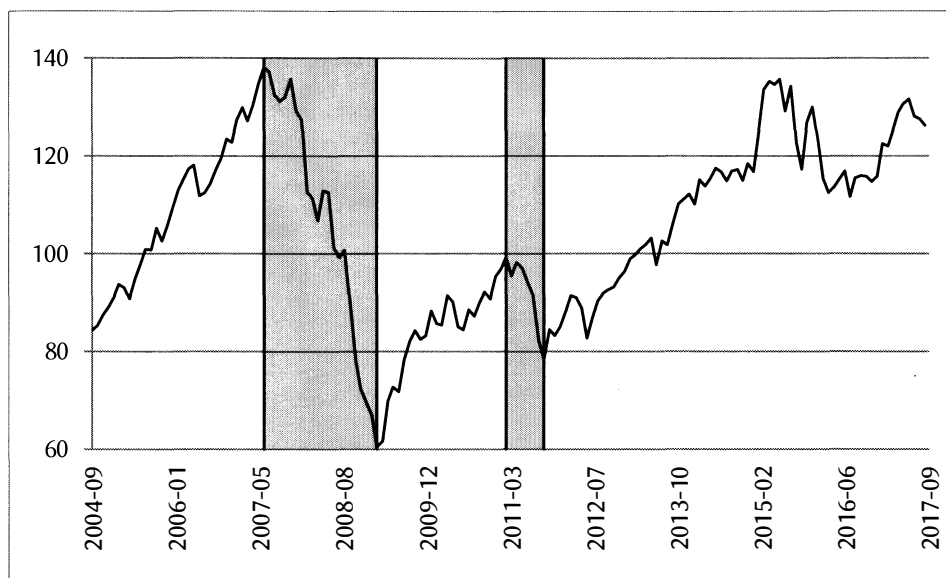
Zgodność okresów hossy i bessy na różnych rynkach jest jednym z przejawów ich integracji. Rynki finansowe można uznać za zintegrowane, jeśli w danym momencie czasu są w tej samej fazie cyklu (Yu, Fung i Tam, 2010). Wysoki stopień synchronizacji faz można więc uznać za potwierdzenie integracji rynków. W związku z tym wyznaczono wartości indeksu zgodności faz (wzór 2.5) wszystkich par analizowanych rynków w całej próbie (tabela D.1). Jego wartości kształtują się od 0,417 (para SAX–WIG20) do 1 (para FTSE100–ATHEX), przy czym $CI < 0,5$ tylko jeszcze w dwóch przypadkach: SAX–ATX ($CI = 0,423$) oraz SAX–OMXS30 ($CI = 0,474$). Charakterystyczne są wyraźnie niższe od pozostałych wartości wskaźnika zgodności faz rynku słowackiego z pozostałymi. Świadczy to o rozbieżności okresów wzrostów i spadków w porównaniu do innych rynków, co sygnalizowane było w poprzednim rozdziale. Można również wskazać grupę 14 indeksów, dla których CI przyjmuje wysokie wartości (powyżej 0,9). Tworzą ją: FTSE100, CAC40, SMI, AEX, BEL20, OMXC20, OSEAX, OMXH25, ISEQ, ATHEX, BUX, OMXT, OMXR. Mimo zauważalnych prawidłowości w kształtowaniu się wartości wskaźnika CI , efektywna analiza jego wartości, a więc i powiązań w grupie 35 rynków jest utrudniona. Dlatego też, zgodnie z sugestią Yu, Fung i Tam (2010) zbadano zgodność faz poszczególnych rynków ze wskaźnikiem całej grupy, za który przyjęto indeks MSCI Europe⁶. W analizowanym okresie indeks ten odnotował dwa okresy istotnych spadków: maj 2007 – luty 2009 oraz luty 2011 – wrzesień 2011 (rysunek 3.3), które odpowiadają globalnemu kryzysowi finansowemu oraz europejskiemu kryzysowi zadłużenia.

Wskaźnik zgodności faz poszczególnych rynków wyznaczony w odniesieniu do MSCI Europe (tabela 3.5) osiągnął wartości od 0,577 (indeksy czeski i cypryjski) do 1 (indeks francuski). W przypadku 13 indeksów wartości CI przekroczyły 0,9. Grupa ta niemal w całości pokrywa się ze wskazaną wcześniej w oparciu o przekrojowe wartości wskaźnika (wyjątek stanowi indeks OMXI, który we wcześniej wyróżnionej grupie zastąpił indeks ATHEX).

⁶ MSCI Europe jest indeksem reprezentującym około 400 największych i średnich spółek z 15 rozwiniętych rynków europejskich.

Oznacza to, że to właśnie te rynki w całym analizowanym okresie wykazywały najsilniejsze powiązania. Również wysokie, bo należące do przedziału (0,8;0,9) wartości CI uzyskano dla 9 indeksów (CROBEX, BET, OMXS30, XU100, DAX, OMXV, MSE, LuxX, MONEX), dla kolejnych 5 (ATX, FTSEMIB, IBEX35, SBITOP, UXI) wskaźnik osiągnął poziom od 0,7 do 0,8, a w przypadku 6 indeksów (RTSI, SOFIX, ATHEX, PSI20, WIG20, SAX) od 0,6 do 0,7.

Rysunek 3.3. Okresy spadków indeksu MSCI Europe



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3.5. Wartości wskaźnika CI zgodności faz indeksu MSCI Europe z analizowanymi rynkami w całej próbie

CAC40	AEX	BEL20	OMXC20	OSEAX	SMI	OMXT
1,000	0,994	0,974	0,968	0,955	0,949	0,949
ISEQ	OMXI	BUX	FTSE100	OMXR	OMXH25	CROBEX
0,936	0,929	0,923	0,917	0,917	0,910	0,897
BET	OMXS30	XU100	DAX	OMXV	MSE	LuxX
0,897	0,872	0,872	0,865	0,865	0,859	0,814

MONEX	ATX	FTSEMIB	IBEX35	SBITOP	UXI	RTSI
0,801	0,769	0,756	0,724	0,718	0,712	0,699
SOFIX	ATHEX	PSI20	WIG20	SAX	GENERAL	PX
0,699	0,660	0,628	0,609	0,603	0,577	0,577

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Uwaga: indeksy uporządkowane według malejącej wartości wskaźnika *CI*.

Wskaźnik *CI*, jako miara statyczna, daje syntetyczną informację na temat zgodności faz rynków w całym analizowanym okresie. W kontekście analizy zmian poziomu integracji istotne jest natomiast, jak zależności między rynkami zmieniają się w czasie. Dlatego też przydatny staje się dynamiczny wskaźnik zgodności *RCI* (wzór 2.6). Jego wartości zostały wyznaczone w ruchomym oknie długości 24, 30 oraz 36 miesięcy⁷. W tabeli 3.6 przedstawiony został podział indeksów na przedziały kwantylowe (po 7 indeksów każdy) względem średniej wartości wskaźnika. Strukturę tę można uznać za stabilną, ponieważ jedynie w przypadku dwóch indeksów (CROBEX i OMXS30) zmiana długości okna miała wpływ na przynależność do przedziału kwantylowego, przy czym dotyczyło to wartości granicznych dla przedziałów III i IV. Dodatkowo, jeśli analogicznego podziału na przedziały kwantylowe dokonać w oparciu o wartości *CI* z tabeli 3.5, to byłby on niemal taki sam. Jedyne wyjątek stanowi przynależność indeksów SOFIX i RTSI – w przypadku średniej wartości *RCI* są to odpowiednio przedziały II i I, a w przypadku wartości *CI* odwrotnie.

⁷ Zaproponowano trzy długości ruchomego okna w celu przeanalizowania wrażliwości wyników na tę rozpiętość. Okno długości 36 miesięcy jest najdłuższym stosowanym, ponieważ pozwala uzyskać wyniki począwszy od września 2007 roku, co jest zbliżone z okresem rozpoczęcia się na różnych rynkach globalnego kryzysu finansowego. Przyjęcie dłuższego ruchomego okna nie pozwoliłoby obserwować zmian analizowanych wskaźników w momencie wchodzenia rynków w okresy spadkowe w 2007 roku. Kwestia wyboru długości ruchomego okna będzie poruszana w rozdziale 3.6.

Tabela 3.6. Przedziały kwantylowe średniej wartości wskaźnika *RCI* zgodności faz indeksu MSCI Europe z indeksami europejskimi w ruchomych oknach długości 24, 30 i 36 miesięcy

Przedział kwantylowy	okno 24-miesięczne		okno 30-miesięczne		okno 36-miesięczne	
	indeks	<i>RCI</i>	indeks	<i>RCI</i>	indeks	<i>RCI</i>
I	PX	0,51786	PX	0,51181	PX	0,50579
	GENERAL	0,53665	GENERAL	0,53543	GENERAL	0,53356
	SAX	0,56203	SAX	0,55433	SAX	0,54259
	WIG20	0,56579	WIG20	0,56457	WIG20	0,56343
	PSI20	0,57801	PSI20	0,57480	PSI20	0,57245
	ATHEX	0,60620	ATHEX	0,60000	ATHEX	0,59606
	RTSI	0,64662	RTSI	0,62992	RTSI	0,61396
II	SOFIX	0,64756	SOFIX	0,63937	SOFIX	0,63595
	UXI	0,66823	SBITOP	0,65906	SBITOP	0,65347
	SBITOP	0,66917	UXI	0,66614	UXI	0,66690
	IBEX35	0,69079	IBEX35	0,69291	IBEX35	0,69498
	FTSEMIB	0,72838	FTSEMIB	0,73071	FTSEMIB	0,72755
	ATX	0,74342	ATX	0,74803	MONEX	0,74282
	MONEX	0,76692	MONEX	0,75591	ATX	0,75347
III	LuxX	0,78509	LuxX	0,78583	LuxX	0,78426
	MSE	0,83929	XU100	0,84252	XU100	0,83565
	DAX	0,84680	MSE	0,84409	MSE	0,85394
	XU100	0,84962	DAX	0,85297	DAX	0,85926
	OMXV	0,86247	OMXV	0,86745	BET	0,86875
	OMXS30	0,86372	BET	0,87402	CROBEX	0,86898
	BET	0,87970	CROBEX	0,87402	OMXV	0,87245
IV	CROBEX	0,87970	OMXS30	0,87402	OMXS30	0,88449
	OMXH25	0,89474	OMXH25	0,88976	OMXH25	0,88565
	FTSE100	0,90226	FTSE100	0,89764	FTSE100	0,89398
	OMXR	0,90226	OMXR	0,89764	OMXR	0,89398
	BUX	0,90977	BUX	0,90551	BUX	0,90162
	OMXI	0,91729	OMXI	0,91339	OMXI	0,90995
	ISEQ	0,92481	ISEQ	0,92126	ISEQ	0,91667
V	OMXT	0,93985	SMI	0,93701	SMI	0,93333
	SMI	0,93985	OMXT	0,93727	OMXT	0,93935
	OSEAX	0,94737	OSEAX	0,94488	OSEAX	0,94398
	OMXC20	0,96241	OMXC20	0,96063	OMXC20	0,96065
	BEL20	0,96992	BEL20	0,96850	BEL20	0,96667
	AEX	0,99248	AEX	0,99213	AEX	0,99259
	CAC40	1,00000	CAC40	1,00000	CAC40	1,00000

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Uwaga: w tabeli wyróżniono indeksy, których przynależność do przedziałów kwantylowych ulegała zmianie przy różnych długościach ruchomego okna czasowego.

Więcej informacji dostarczyć może analiza wykresów dynamicznego wskaźnika zgodności faz cykli poszczególnych indeksów z indeksem europejskim (rysunki D.2–D.4 w Dodatku 2). Wzrost (spadek) *RCI* jest bowiem sygnałem rosnącej (malejącej) zgodności faz rynków, co można interpretować jako nasilającą się (słabnącą) integrację rynków. Zmienność wskaźnika dla poszczególnych indeksów była różna i malała wraz ze wzrostem długości ruchomego okna czasowego. Zestawienie wartości odchyłeń standardowych wskaźnika w całym badanym okresie przedstawia tabela D.2. Fazy spadków rynku francuskiego w pełni pokrywają się z fazami indeksu MSCI Europe, stąd $RCI = 1$ niezależnie od długości ruchomego okna czasowego. Niewielką zmiennością *RCI* (czyli stałą siłą powiązań z całą grupą rynków) charakteryzują się również rynki holenderski, belgijski, estoński, duński i norweski. Natomiast w przypadku indeksów takich jak WIG20, PX, ATX, SAX, GENERAL różnicowanie wartości *RCI* jest największe i oznacza zmienność poziomu integracji tych rynków z całą grupą reprezentowaną przez MSCI Europe.

Kształt krzywej *RCI* dla poszczególnych indeksów przy zmieniającej się długości ruchomego okna czasowego pozostaje w zasadzie niezmienny⁸. Można jednak wskazać pewne grupy indeksów, dla których krzywe te mają charakterystyczny przebieg. Jedną z nich stanowią te rynki, dla których poziom wskaźnika w całym badanym okresie można określić jako stały z niewielkimi odchyleniami. Są to: Francja, Holandia, Belgia, Dania, Norwegia, Szwajcaria, Estonia, Irlandia, Islandia, Węgry, Wielka Brytania, Łotwa. Oznacza to, że siła powiązań tych rynków z rynkiem europejskim ulegała jedynie niewielkim wahaniom. W przypadku pozostałych rynków natomiast zmienność poziomu integracji z rynkiem europejskim była dużo większa. W tej grupie rynków widoczny jest też spadek poziomu *RCI* w kolejnych okresach następujących po zakończeniu globalnego kryzysu finansowego, przy czym najwyraźniej widoczny jest on w przypadku rynku polskiego i czeskiego, na których najdłużej trwała trzecia fala spadków. Warto jeszcze

⁸ Wzrastająca długość ruchomego okna skutkuje większym wygładzeniem krzywej.

zwrócić uwagę, na nieco inny przebieg krzywej dla indeksu SAX, co potwierdza odmiennosc jego zachowania w porównaniu do pozostałych analizowanych indeksów i świadczy o słabszych powiązaniach z całą grupą rynków europejskich.

3.5. Równość macierzy korelacji przekrojowych

Porównanie macierzy korelacji przekrojowych w okresach przed kryzysem i w trakcie jego trwania pozwala potwierdzić (lub nie) zjawisko nasilania się integracji rynków w okresach bessy (por. rozdział 1.2). Jak pokazano w rozdziale 3.3, w latach 2004–2017 na rynkach europejskich widoczne były trzy fale istotnych spadków. Pierwsza z nich, związana z globalnym kryzysem finansowym, dotknęła wszystkich rynków uwzględnionych w badaniu. Charakteryzowała się również największą zbieżnością w czasie. Stąd możliwe było wskazanie wspólnego okresu kryzysu oraz próby przed kryzysem (o takiej samej długości) niezbędnych do przeprowadzenia testów równości macierzy korelacji w tych próbach.

Uwzględniając spadki na wszystkich analizowanych rynkach, jako wspólny okres kryzysu należałoby wskazać maj 2008 – listopad 2008. Zatem szeregowe czasowe, na podstawie których wyznaczane byłyby macierze korelacji, obejmowałyby zaledwie 7 miesięcy. Natomiast po wyeliminowaniu trzech rynków: rosyjskiego, słowackiego i czarnogórskiego, na których spadki rozpoczęły się istotnie później lub zakończyły wcześniej, wspólnym okresem kryzysu okazał się być grudzień 2007 – styczeń 2009 (14 miesięcy). Takie też ramy czasowe zostały przyjęte w badaniu (konsekwentnie okres przed kryzysem to październik 2006 – listopad 2007), które objęło ostatecznie 32 rynki (pominięto indeksy RTSI, SAX i MONEX). Testy równości macierzy korelacji przeprowadzono zarówno dla danych miesięcznych, jak i tygodniowych oraz dziennych. Charakterystyki podprób badawczych oraz uzyskane wyniki zawierają odpowiednio tabele 3.7 i 3.8.

Tabela 3.7. Charakterystyki prób badawczych w testach równości macierzy korelacji

Częstotliwość danych	Okres przed kryzysem	Okres kryzysu	Liczba obserwacji
miesięczne	10.2006–11.2007	12.2007–01.2009	14
tygodniowe	04.10.2006–28.11.2007	05.12.2007–28.01.2009	61
dzienne	10.10.2006–30.11.2007	03.12.2007–30.01.2009	290

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3.8. Wyniki testów równości macierzy korelacji w próbach przed i w trakcie kryzysu

Częstotliwość danych	Wartość statystyki empirycznej	Wartość p	Decyzja (5% poziom istotności)
statystyka Jennricha (wzór 1.8)			
miesięczne	5852,064	0,000	H_1
tygodniowe	553,398	0,038	H_1
dzienne	935,494	0,000	H_1
statystyka Larntza i Perlmana (wzór 1.12)			
miesięczne	3,542	0,179	H_0
tygodniowe	3,644	0,125	H_0
dzienne	9,535	0,000	H_1
statystyka testu uogólnionego (1.23)			
tygodniowe	752,942	1	H_0
dzienne	25,175	1	H_0

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Wyniki przeprowadzonych testów nie są jednoznaczne. Wartości statystyki Jennricha wskazują na istotny wzrost korelacji przekrojowych w okresie kryzysu niezależnie od częstotliwości danych wykorzystanych w badaniu. Natomiast w przypadku statystyki Larntza i Perlmana wyniki uzyskane w oparciu o dane

miesięczne i tygodniowe nie dają podstaw do wnioskowania o zmianie poziomu korelacji w okresach spadków. Należy jednak zwrócić uwagę, iż w myśl warunku sformułowanego przez Larnza i Perlmana (por. rozdział 1.2) test Jennricha może być stosowany tylko dla danych dziennych. W pozostałych dwóch przypadkach stosunek liczebności próby do liczby zmiennych nie przekracza 4. Zastosowanie statystyki uogólnionej wskazało na brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej stwierdzającej równość macierzy korelacji w próbach przed kryzysem i w trakcie jego trwania w przypadku danych tygodniowych i dziennych. Natomiast macierz Ω (wzór 1.21) uzyskana w oparciu o dane miesięczne okazała się osobliwa, co uniemożliwiło wyznaczenie statystyki testowej.

W przypadku drugiej fali spadków na rynkach, związanej z europejskim kryzysem zadłużenia, przeprowadzenie testów równości macierzy korelacji przekrojowych w próbach przed kryzysem i w trakcie jego trwania było znacznie trudniejsze z uwagi na większe zróżnicowanie okresów spadków dotyczące zarówno momentu rozpoczęcia, jak i czasu trwania kryzysu. Najkrócej trwające spadki obejmowały zaledwie 6 miesięcy, co jest bardzo krótką próbą badawczą. Natomiast w grupie rynków, na których kryzys trwał istotnie dłużej (ponad 30 miesięcy) i był w znacznym stopniu zbieżny w czasie, problematyczne byłoby wskazanie próby przed kryzysem. Spadki związane z europejskim kryzysem zadłużenia rozpoczęły się bowiem już kilka miesięcy po zakończeniu globalnego kryzysu finansowego, a zatem próba przed drugą falą spadków musiałaby częściowo objąć okresy spadków związane z kryzysem globalnym. Porównywanie macierzy korelacji w takich próbach byłoby bezcelowe. Podobnie przeprowadzanie testów identyfikujących ewentualny wzrost poziomu integracji związany z ostatnią falą spadków nie wydaje się zasadne ze względu na ich lokalny charakter.

3.6. Zmiany średniego skorygowanego współczynnika determinacji i indeksu integracji

Średni skorygowany współczynnik determinacji modelu regresji stóp zwrotu indeksów giełdowych względem głównych składowych (wzór 1.29) jest syntetycznym miernikiem pozwalającym oceniać poziom integracji grupy rynków.

Wyznaczany w ruchomym oknie dodatkowo umożliwia śledzenie zmian tego poziomu, a w szczególności również wpływu kryzysu finansowego na siłę powiązań między rynkami. Podobnych informacji dostarcza indeks integracji (wzór 1.30) mierzący udział pierwszej głównej składowej w wyjaśnieniu całkowitej zmienności całej grupy indeksów giełdowych.

W badanej grupie 35 rynków europejskich główne składowe wyznaczone zostały w oparciu o macierz korelacji. Dzięki temu zmienność poszczególnych indeksów nie miała wpływu na wyniki analizy (por. rozdział 1.3.2). Celem badania, poza analizą zmian poziomu integracji w analizowanym okresie (z uwzględnieniem okresów kryzysów finansowych), była analiza wrażliwości wyników na częstotliwość wykorzystanych danych oraz długość ruchomego okna czasowego, w którym wyznaczane były charakterystyki dynamiczne. Ta ostatnia kwestia wywoływać może pewne kontrowersje, ponieważ nie ma określonej reguły ustalania długości tego okna. Ponieważ jednak rozważania prowadzone były w dużej grupie rynków w oparciu o miesięczne, tygodniowe oraz dzienne logarytmiczne stopy zwrotu indeksów, stworzyło to pewne ograniczenia. Jak bowiem wiadomo, wyznaczenie głównych składowych możliwe jest tylko wówczas, gdy liczba obserwacji w próbie jest większa niż liczba zmiennych pierwotnych. W związku z tym w przypadku miesięcznych stóp zwrotu, wobec liczby badanych rynków (35), najkrótsze podpróby wykorzystane w badaniu musiały liczyć co najmniej 36 obserwacji (3 lata w przypadku danych miesięcznych). Z drugiej strony istotną była kwestia wpływu kryzysów finansowych na zmiany poziomu integracji, w szczególności globalnego kryzysu finansowego mającego swoje początki w roku 2007. Wobec tego zastosowanie okna długości większej niż 36 miesięcy nie pozwoliłoby na obserwację wpływu tych istotnych spadków na rynkach na zależność między nimi⁹. Ostatecznie więc przyjęto, że w przypadku danych miesięcznych zastosowane zostanie okno długości 3 lat. Natomiast dane tygodniowe i dzienne pozwoliły na wykorzystanie również okien długości odpowiadającej 2,5 roku oraz 2 lat. Przyjęte długości okien zawiera tabela 3.9.

⁹ Zastosowanie okna długości np. 42 miesięcy (3,5 roku) skutkowałoby tym, że pierwszą wartość \bar{R}^2 uzyskano by w marcu 2008 roku, czyli już w trakcie trwania globalnego kryzysu finansowego na wszystkich badanych rynkach.

Tabela 3.9. Długości ruchomego okna czasowego przyjęte w badaniu

Częstotliwość danych	Długość τ ruchomego okna czasowego
miesięczne	$\tau = 36$ miesięcy
tygodniowe	$\tau = 104, 130, 156$ tygodni
dzienne	$\tau = 500, 625, 750$ dni

Źródło: opracowanie własne.

Uwaga: ustalając długość okien, przyjęto, że 1 rok to 52 tygodnie oraz 250 dni (roboczych).

Przystępując do analizy regresji względem głównych składowych należy ustalić liczbę zmiennych objaśniających modelu. W prezentowanym badaniu przyjęto zasadę, że powinna to być taka liczba składowych głównych, których łączna wariancja stanowi nie mniej niż 90% całkowitej wariancji zmiennych pierwotnych (analizowanych indeksów)¹⁰. Liczba ta została ustalona odrębnie dla danych o różnej częstotliwości i wyniosła: 12 w przypadku miesięcznych stóp zwrotu, 16 dla tygodniowych stóp zwrotu oraz 19 dla stóp zwrotu dziennych. Szczegółowe informacje zawiera tabela 3.10.

Tabela 3.10. Liczba K głównych składowych uwzględnionych w modelu regresji w zależności od częstotliwości danych i długości τ ruchomego okna czasowego

	Dane						
	miesięczne	tygodniowe			dzienne		
τ	36	104	130	156	500	625	750
K	12	16	16	16	19	19	19
p	91,43%	91,10%	90,58%	90,26%	90,21%	90,09%	90,07%

Źródło: opracowanie własne.

Uwaga: p oznacza udział wariancji wyjaśnionej przez K składowych głównych w całkowitej wariancji zmiennych pierwotnych.

¹⁰ Wykresy przedstawiające skumulowane udziały poszczególnych składowych głównych w wyjaśnieniu całkowitej wariancji zmiennych pierwotnych znaleźć można w Dodatku 3 (rysunki D.5–D.7).

Następnie w każdym oknie czasowym zbudowano modele regresji poszczególnych indeksów i wyznaczono średni skorygowany współczynnik determinacji \bar{R}^2 tych modeli. Uzyskane wyniki pozwoliły wykreślić krzywe integracji (rysunki 3.4–3.6 oraz D.8 i D.9). Wszystkie krzywe mają zbliżony przebieg, przy czym przy mniejszej częstotliwości danych są one bardziej wygładzone. Ponadto wraz ze wzrostem częstotliwości danych, wartości wskaźnika są średnio coraz wyższe (tabela 3.11).

Tabela 3.11. Minimalne, maksymalne i średnie wartości średniego skorygowanego współczynnika determinacji w zależności od częstotliwości danych i długości τ ruchomego okna czasowego

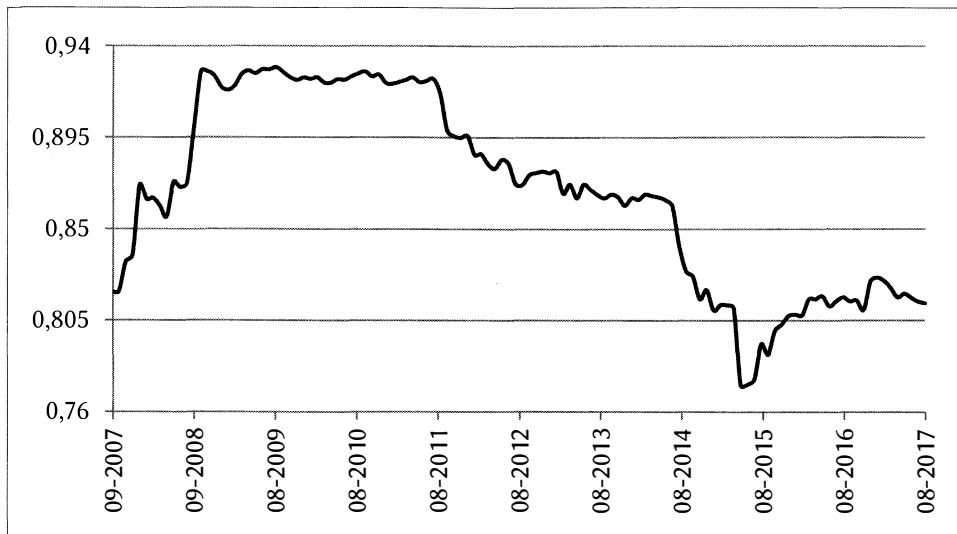
	Dane						
	miesięczne	tygodniowe			dziennie		
τ	36	104	130	156	500	625	750
min	0,7731	0,8464	0,8428	0,8409	0,8559	0,8544	0,8580
max	0,9294	0,9386	0,9312	0,9259	0,9294	0,9248	0,9194
średnia	0,8681	0,8944	0,8922	0,8911	0,8982	0,8978	0,8981

Źródło: opracowanie własne.

Niezależnie od częstotliwości danych krzywe mają kształt odwróconego U. Można wskazać cztery charakterystyczne fazy zmian wartości \bar{R}^2 : wzrostu, stabilizacji, spadku i ponownego wzrostu, przy czym w fazie drugiej widoczne jest swego rodzaju załamanie wartości.

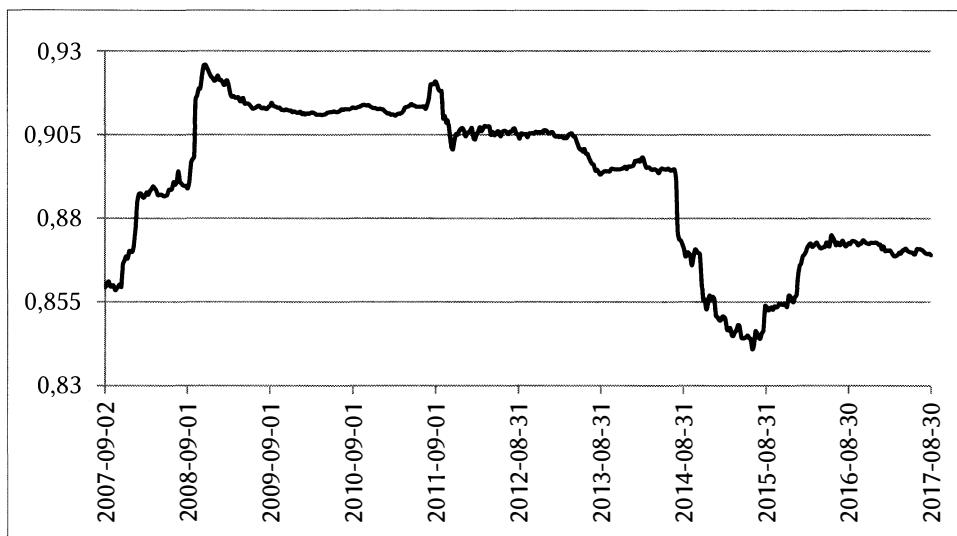
W przypadku danych miesięcznych (rysunek 3.4) pierwsza faza wzrostowa trwa od początku próby do listopada 2008 roku. Dalej następuje faza stabilizacji do lipca 2014 roku, z zauważalnym obniżeniem poziomu wskaźnika we wrześniu i październiku 2011. Od sierpnia 2014 roku widoczny jest gwałtowny spadek wartości, aż do osiągnięcia minimum w maju 2015 roku. W połowie 2015 roku rozpoczyna się kolejna faza wzrostowa, która trwa do końca okresu próby.

Rysunek 3.4. Dynamika współczynnika determinacji modelu regresji względem 12 głównych składowych w ruchomym oknie długości 36 miesięcy (dane miesięczne)



Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Rysunek 3.5. Dynamika współczynnika determinacji modelu regresji względem 16 głównych składowych – dane tygodniowe; okno długości 156 tygodni

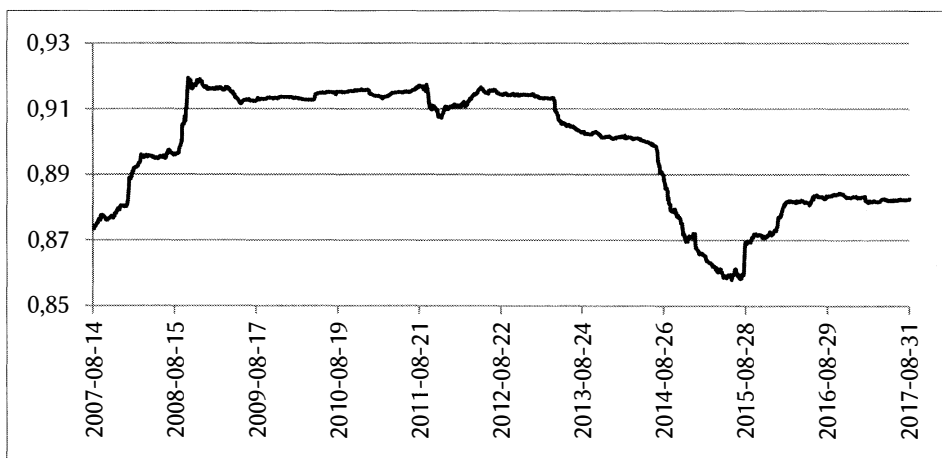


Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

W przypadku danych tygodniowych (rysunki 3.5 i D.8) pierwsza faza wzrostów również zakończyła się w listopadzie 2008 roku. Czas trwania okresu stabilizacji wartości współczynnika determinacji różnił się nieco w zależności od długości ruchomego okna czasowego i był najdłuższy w oknie 156 tygodni (zakończył się w czerwcu 2014 roku). Podobnie moment zakończenia trzeciej fazy (spadkowej) ulegał przesunięciu: od września 2014 przy oknie długości 104 tygodni, do lipca 2015 roku w oknie najdłuższym.

Analogiczne przesunięcia momentów zakończenia poszczególnych faz zmian w przebiegu krzywej integracji zaobserwować można w przypadku danych dziennych (rysunki 3.6 i D.9). Dodatkowo w tym przypadku początkowe wzrosty kończą się w październiku 2008 roku. Jednocześnie dużo mniej widoczne jest załamanie w fazie drugiej (stabilizacji). Zatem niezależnie od częstotliwości danych oraz długości ruchomego okna czasowego kształt krzywych jest zbliżony, jednak wraz ze wzrostem częstotliwości, zakończenia dwóch środkowych faz (stabilizacja i spadek wartości) następują coraz później.

Rysunek 3.6. Dynamika współczynnika determinacji modelu regresji względem 19 głównych składowych – dane dzienne; okno długości 750 dni



Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Do analogicznych wniosków prowadzi analiza krzywych integracji uzyskanych w oparciu o indeks integracji (rysunki 3.7–3.9 oraz D.10 i D.11). Mają one niemal identyczny przebieg jak krzywe ilustrujące zmienność średniego

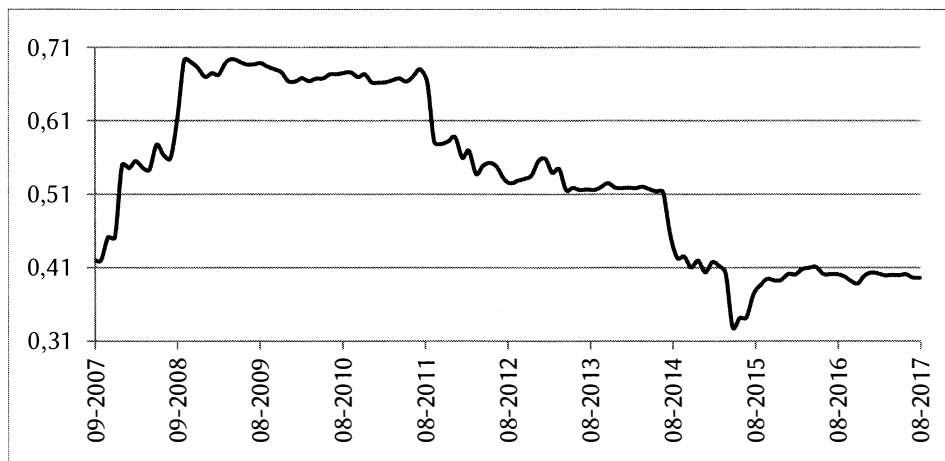
współczynnika determinacji przy analogicznej częstotliwości danych i długościach ruchomego okna czasowego. Oczywiście wartości obu wskaźników różnią się znacznie i stąd można odnieść wrażenie, że dane dzienne generują nieco inny przebieg krzywych w fazie drugiej – stabilizacji (por. rysunki 3.6 i 3.9 oraz D.9 i D.11). Jest to jednak pozorna różnica wynikająca z różnej skali wykresów (por. tabele 3.11 i 3.12). Ponadto warto zauważyć, że inaczej niż w przypadku współczynnika determinacji, średnie wartości indeksu integracji wraz ze wzrostem częstotliwości danych maleją.

Tabela 3.12. Minimalne, maksymalne i średnie wartości indeksu integracji w zależności od częstotliwości danych i długości τ ruchomego okna czasowego

	Dane						
	miesięczne	tygodniowe			dienne		
τ	36	104	130	156	500	625	750
min	0,3290	0,3823	0,3848	0,3952	0,3518	0,3487	0,3609
max	0,6937	0,6124	0,6018	0,5829	0,5309	0,5187	0,5058
średnia	0,5338	0,4957	0,4989	0,5034	0,4417	0,4447	0,4486

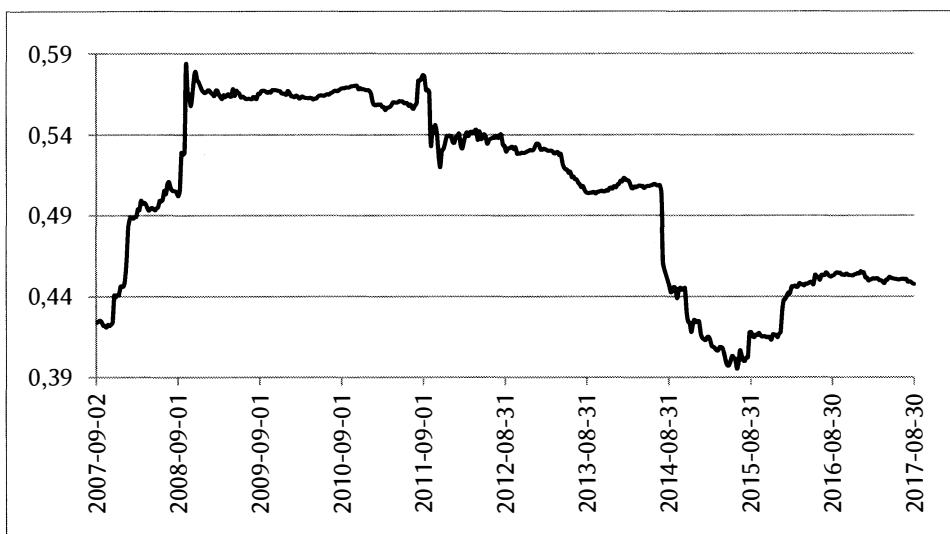
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 3.7. Dynamika wskaźnika integracji w ruchomym oknie długości 36 miesięcy (dane miesięczne)



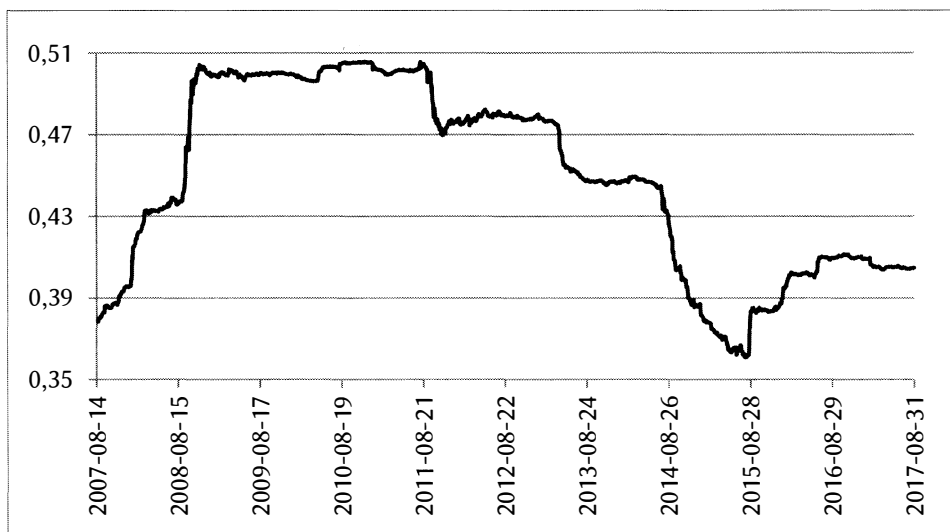
Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Rysunek 3.8. Dynamika wskaźnika integracji – dane tygodniowe; okno długości 156 tygodni



Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Rysunek 3.9. Dynamika wskaźnika integracji – dane dzienne; okno długości 750 dni



Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Przebieg krzywych ilustrujących zmiany wartości współczynnika determinacji oraz indeksu integracji jest niewątpliwie charakterystyczny. Początkowy wzrost wartości przypada na okres globalnego kryzysu finansowego na rynkach (por. rozdział 3.3). Faza druga to okres podwyższonych wartości współczynnika determinacji. Rozpoczyna się ona w ostatnich miesiącach 2008 roku i kończy, w zależności od wariantu danych, w drugiej połowie 2013 lub 2014 roku. Jak pokazano w rozdziale 3.3, do pierwszych miesięcy 2009 roku wszystkie rynki notowały spadki, po czym znalazły się w fazie wzrostowej, która jednak nie trwała zbyt długo. Od września 2009 roku kolejne rynki (poza angielskim, islandzkim i łotewskim) sukcesywnie wchodziły w fazę spadkową. Począwszy od drugiej połowy 2012 roku zbieżność faz rynku poszczególnych rynków malała. Kolejne (trzecie) bessy odnotowało już tylko 16 rynków, przy czym czas ich rozpoczęcia i zakończenia na poszczególnych giełdach różnił się znacznie. W połowie 2016 roku natomiast już niemal wszystkie rynki (poza polskim i cypryjskim) notowały wzrosty. Można więc przypuszczać, że istotne spadki wartości wskaźników integracji na przełomie lat 2014 i 2015 związane były z dużą rozbieżnością faz rynków. Wyjaśniałoby to również wzrost tych wartości począwszy od połowy 2016 roku do końca próby, kiedy to wszystkie giełdy odnotowały hossę. Podsumowując można wysnuć przypuszczenie, że wyższy poziom integracji rynków jest powiązany ze zgodnością ich faz (wzrostowych i spadkowych). Dodatkowym czynnikiem podwyższającym wartość wskaźników integracji są wspólne dla badanych rynków okresy kryzysów (w okresach spadków poziom integracji jest nieco wyższy). Do ostatecznego zweryfikowania tej hipotezy nie wystarczą jednak prezentowane badania z uwagi na to, że przyjęty okres badawczy jest stosunkowo krótki (13 lat).

3.7. Dynamika indeksu segmentacji

Indeks segmentacji jest kolejnym narzędziem, które może być wykorzystane do określenia poziomu integracji grupy rynków, a w wersji dynamicznej również do identyfikacji okresów, kiedy powiązania między rynkami się nasilają. W przeciwieństwie do miar opisanych w rozdziale 3.6, o silnej integracji świadczą niskie wartości indeksu segmentacji, ponieważ oznaczają one zbliżony

wpływ poszczególnych zmiennych pierwotnych na wartości pierwszej głównej składowej. Natomiast wysokie wartości indeksu oznaczają duże zróżnicowanie siły wpływu poszczególnych zmiennych na pierwszą składową główną.

Analizy wskaźnika segmentacji dokonano, podobnie jak wcześniej stosowanych miar, na podstawie danych miesięcznych, tygodniowych oraz dziennych, przyjmując długość ruchomego okna czasowego odpowiadającą okresom dwóch, dwóch i pół oraz trzech lat. Tabela 3.13 zawiera informacje o minimalnych, maksymalnych i średnich wartościach indeksu segmentacji wyznaczonego w poszczególnych próbach.

Tabela 3.13. Minimalne, maksymalne i średnie wartości indeksu segmentacji w zależności od częstotliwości danych i długości τ ruchomego okna czasowego

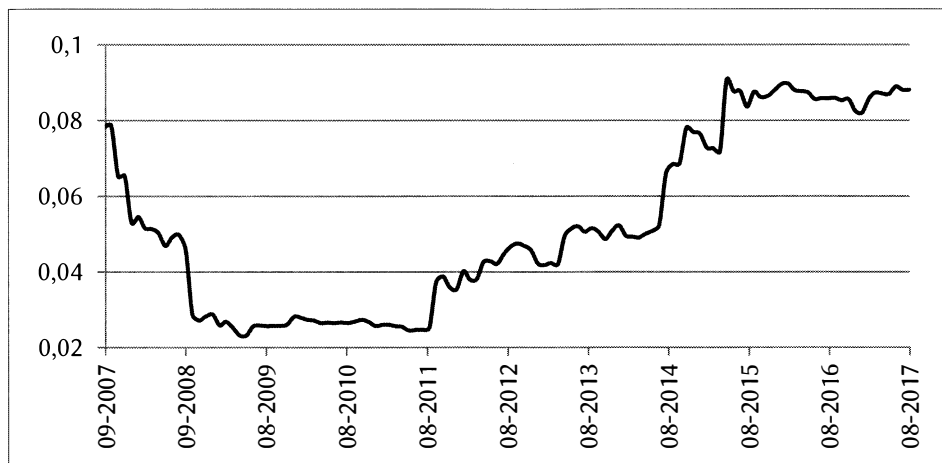
	Dane						
	miesięczne	tygodniowe			dziennie		
τ	36	104	130	156	500	625	750
min	0,0232	0,0468	0,0475	0,0484	0,0560	0,0598	0,0620
max	0,0906	0,0898	0,0887	0,0861	0,0987	0,0990	0,0905
średnia	0,0526	0,0689	0,0672	0,0655	0,0786	0,0775	0,0764

Źródło: opracowanie własne.

Średnie wartości indeksu segmentacji rosną wraz ze wzrostem częstotliwości danych. Natomiast wydłużenie ruchomego okna czasowego, przy zachowanej częstotliwości danych, powoduje spadek średniej wartości wskaźnika. Jednak niezależnie od różnic w wartościach samego wskaźnika, kształt krzywej segmentacji w poszczególnych wariantach obliczeń jest bardzo zbliżony i pozwala wskazać charakterystyczne fazy zmian poziomu integracji (rysunek 3.10–3.12, D.12 i D.13). Po początkowym spadku wartości indeksu (czyli wzroście poziomu integracji między rynkami) następuje okres stabilizacji od drugiej połowy 2008 roku do końca 2011 roku. Następnie widoczny jest stopniowy wzrost wartości aż do połowy 2014 roku. Od tego momentu następuje gwałtowny wzrost wskaźnika, a od połowy 2015 roku ponowna stabiliza-

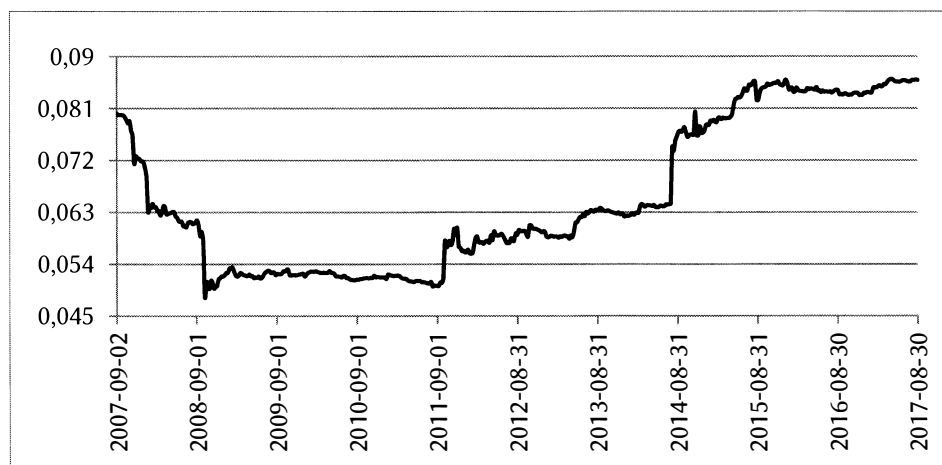
cja. Przebieg taki, w przybliżeniu, mają krzywe segmentacji we wszystkich wariantach częstotliwości danych, przy czym mniejsza częstotliwość wiąże się z większym wygładzeniem krzywej. Ponadto momenty zmian faz mają miejsce nieco wcześniej, jeśli indeks wyznaczany jest w krótszym ruchomym oknie.

Rysunek 3.10. Dynamika indeksu segmentacji w ruchomym oknie długości 36 miesięcy (dane miesięczne)



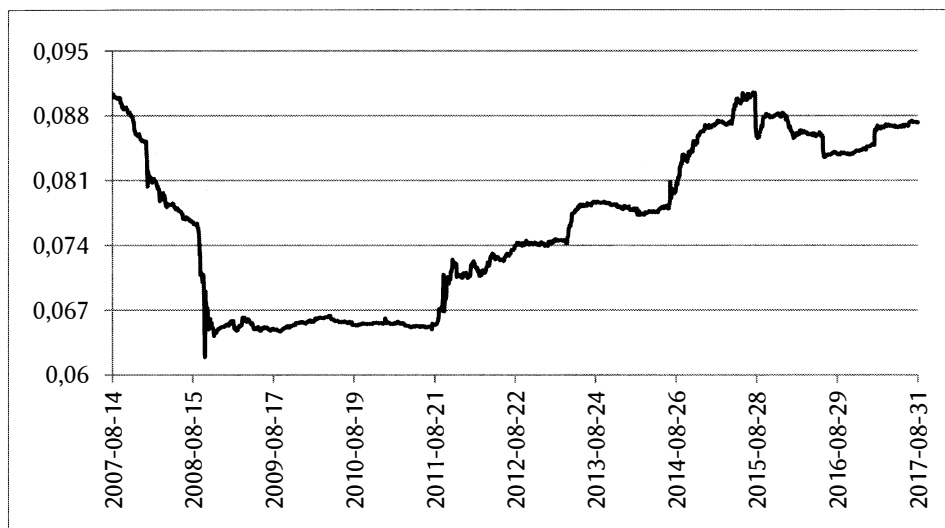
Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Rysunek 3.11. Dynamika indeksu segmentacji – dane tygodniowe; okno długości 156 tygodni



Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Rysunek 3.12. Dynamika indeksu segmentacji – dane dzienne; okno 750 dni



Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Najsilniejsza integracja rynków ma zatem miejsce od połowy 2008 roku do końca 2011, przy czym wysoki poziom utrzymuje się aż do połowy 2014 roku. Wyniki te są zgodne z przedstawionymi w rozdziale poprzednim.

3.8. Zmienność indeksu globalizacji

O poziomie integracji decyduje siła oddziaływania na stopy zwrotu z aktywów czynników globalnych i specyficznych. Im większy udział zmienności generowanej efektami globalnymi, tym silniej dany rynek jest zintegrowany z całą grupą (por. rozdział 2.3). W związku z tym, bazując na miesięcznych logarytmicznych stopach zwrotu¹¹ indeksów 35 analizowanych rynków oraz indeksu MSCI Europe (jako wskaźnika charakteryzującego cały rynek europejski), wyznaczono wskaźniki $RGEFF_j$ (wzór 1.35) poszczególnych rynków. Z uwagi na to, iż istotą prezentowanych badań jest analiza dynamiki poziomu

¹¹ Z uwagi na dostępność danych dotyczących notowań indeksu MSCI Europe nie była możliwa analiza oparta na notowaniach dziennych lub tygodniowych.

integracji, obliczeń dokonano w ruchomych oknie długości 24, 30 i 36 miesięcy. Ilustrację graficzną uzyskanych wyników przedstawiają rysunki 3.13–3.16 (okno 24-miesięczne) oraz D.14–D.21 (okno 30- i 36-miesięczne).

Niezależnie od przyjętej długości ruchomego okna czasowego przebieg krzywych dla konkretnego rynku jest taki sam, z tym, że im większa jest długość okna, tym mniej widoczne są odchylenia losowe (większe jest wygładzenie krzywej). W każdym przypadku rynki zostały podzielone na dwie grupy: te, dla których średnia wartość $RGEFF_j$ jest większa od 1 oraz te, dla których jedności nie przekracza. Rynki reprezentowane przez indeksy z pierwszej grupy wykazywały więc silniejszą integrację z całą grupą. Natomiast w drugiej grupie rynków istotniejsze okazały się czynniki lokalne, co oznacza, że ich powiązanie z całą grupą było słabsze. W pierwszej grupie (grupa A) znalazły się więc indeksy, o zmienności których w większym stopniu decydowały czynniki globalne. Są to: CAC40, AEX, DAX, BEL20, FTSEMIB, FTSE100, OMXS30, OMXH25, LuxX, ATX, SMI, OSEAX, IBEX35, PX, ATHEX, OMXC20, ISEQ, PSI20, BUX oraz WIG20. W przypadku indeksu polskiego średnia wartość wskaźnika globalizacji wyznaczonego w ruchomym oknie długości 24 miesięcy nie przekroczyła jedności ($\overline{RGEFF}_{WIG20} = 0,9505$), natomiast w pozostałych dwóch przypadkach była większa od 1 (w oknie długości 30 i 36 miesięcy wyniosła odpowiednio 1,0147 oraz 1,0590). Można zatem uznać, że wpływ czynników globalnych i lokalnych na nasz rynek był porównywalny. Do rynków słabiej powiązanych z całą analizowaną grupą zaliczyć natomiast należy rynki: rumuński, cypryjski, turecki, rosyjski, ukraiński, bułgarski, chorwacki, estoński, słoweński, litewski, łotewski, islandzki, czarnogórski, maltański oraz słowacki.

Warto zwrócić uwagę, że wartości wskaźnika globalizacji dla poszczególnych rynków (nawet z tej samej grupy) niejednokrotnie różnią się znacznie. W przypadku ruchomego okna czasowego długości 24 miesięcy wskaźnik indeksu francuskiego przyjmował wartości od 4,8923 do 25,4105, co oznacza, że udział zmienności wyjaśnionej przez czynniki globalne jest wielokrotnie wyższy niż zmienności wyjaśnionej przez oddziaływanie czynników lokalnych. Dodatkowo w całym analizowanym okresie to czynniki globalne miały decydujący wpływ na kształtowanie się zmienności stóp zwrotu tego indeksu. Natomiast dla zamykającego tę samą grupę indeksu węgierskiego

$RGEFF_{BUX} \in [0,0001; 3,5040]$, co świadczy o znacznie mniejszej przewadze wpływu czynników globalnych nad lokalnymi. W związku z tym dokonano dalszego podziału rynków na cztery grupy w zależności od wartości średniej wskaźnika globalizacji oraz jego wartości w całym badanym okresie:

- 1) grupa A1 – indeksy, dla których średnia wartość wskaźnika $RGEFF$ przekracza 1 oraz w całym okresie badawczym wartości były większe od 1,
- 2) grupa A2 – indeksy, dla których średnia wartość wskaźnika $RGEFF$ przekracza 1 oraz w pewnych podokresach wartości były mniejsze od 1,
- 3) grupa B1 – indeksy, dla których średnia wartość wskaźnika $RGEFF$ jest mniejsza od 1, ale w pewnych podokresach wartości były większe od 1,
- 4) grupa B2 – indeksy, dla których średnia wartość wskaźnika $RGEFF$ jest mniejsza od 1 oraz w całym okresie badawczym wartości były mniejsze od 1.

Uzyskany podział przedstawia tabela 3.14.

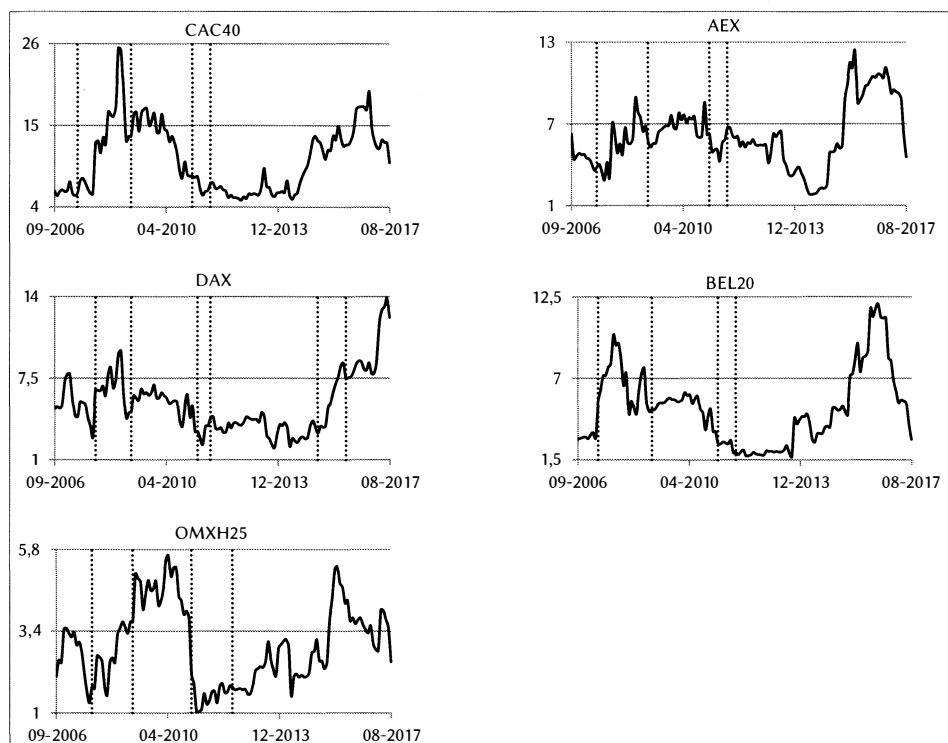
Tabela 3.14. Grupy indeksów w zależności od wartości wskaźnika globalizacji wyznaczonego w ruchomym oknie długości 24 miesięcy

Grupa			
A1	A2	B1	B2
CAC40	FTSEMIB	WIG20	OMXT
AEX	FTSE100	BET	SBITOP
DAX	OMXS30	GENERAL	OMXR
BEL20	LuxX	XU100	MONEX
OMXH25	ATX	RTSI	MSE
	SMI	UXI	SAX
	OSEAX	SOFIX	
	IBEX35	CROBEX	
	PX	OMXV	
	ATHEX	OMXI	
	OMXC20		
	ISEQ		
	PSI20		
	BUX		

Źródło: opracowanie własne.

W grupie A1 znajdują się więc indeksy, w przypadku których w całym okresie badawczym czynniki globalne odgrywały istotniejszą rolę w kształtowaniu się stóp zwrotu niż czynniki lokalne (rysunek 3.13).

Rysunek 3.13. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 24-miesięcznym oknie indeksów z grupy A1 ($RGEFF > 1$ oraz $RGEFF_j > 1$ w całym okresie)¹²



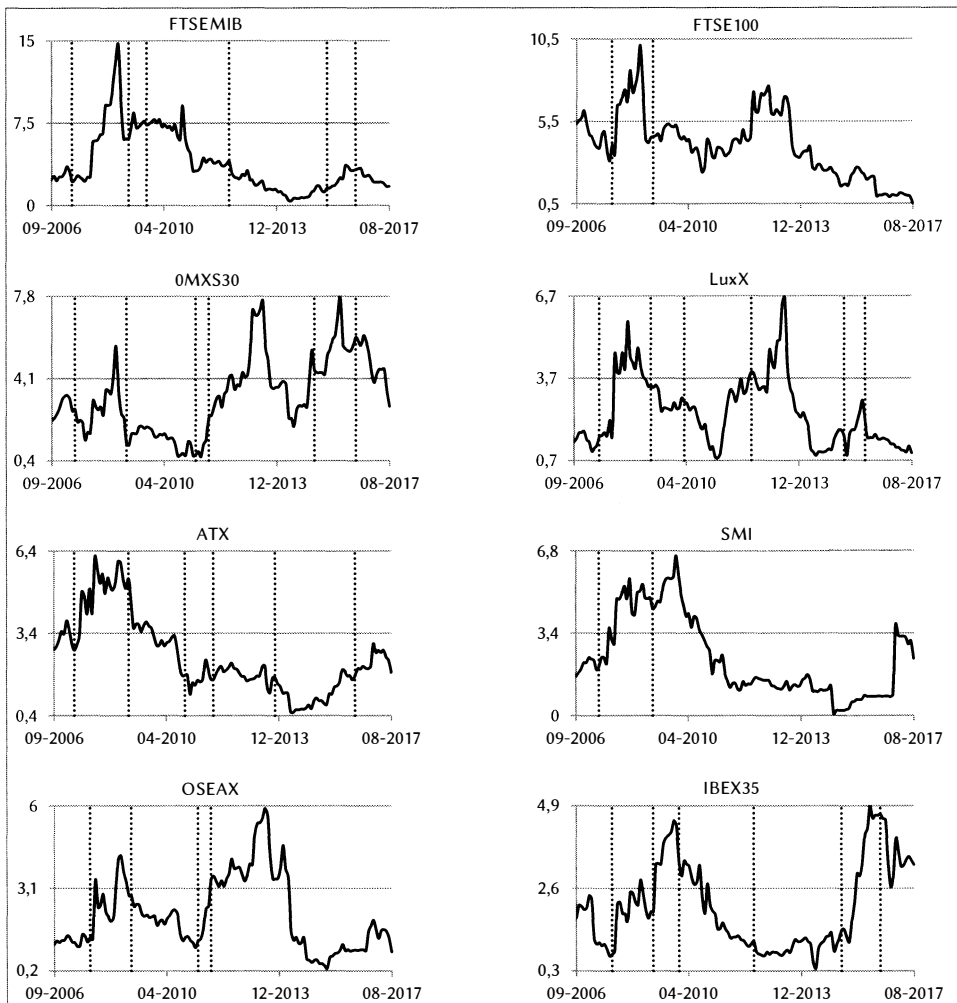
Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

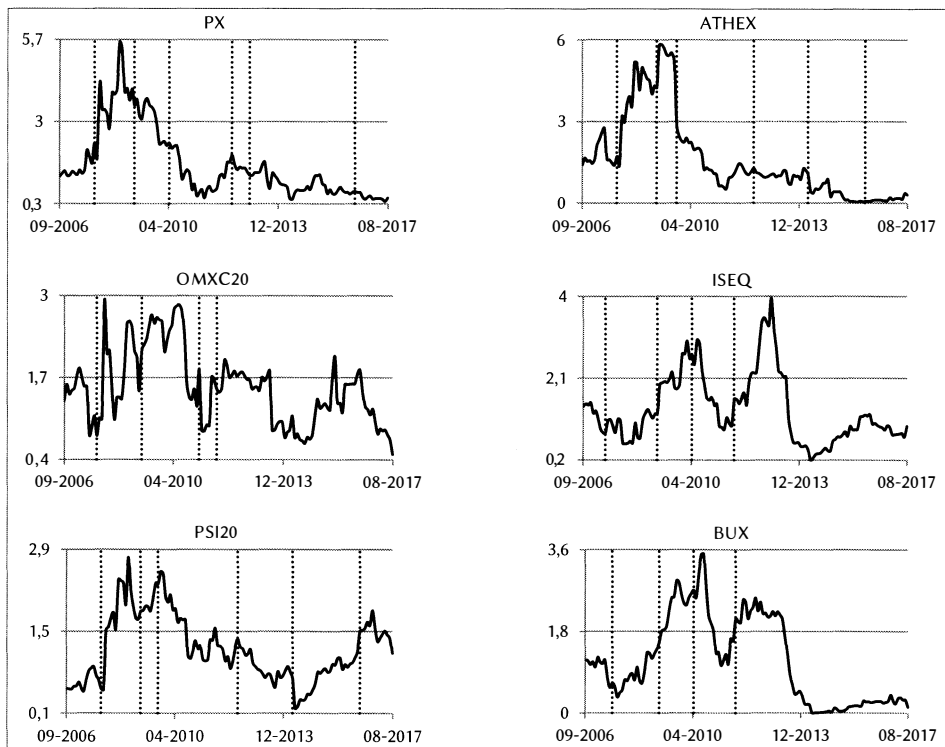
Uwaga: Kolejność wykresów (w wierszach) odpowiada malejącej średniej wartości wskaźnika globalizacji. Pionowe, przerywane linie wyznaczają fazy spadków na rynkach.

¹² Na rysunkach 3.13–3.16 prezentowane są, odmiennie niż w pozostałych przypadkach, wykresy uzyskane w 24-miesięcznym ruchomym oknie, natomiast warianty okna długości 30 i 36 miesięcy zamieszczone są w Dodatku. Niekonsekwencja ta wynikała z chęci uwzględnienia na wykresach okresów spadkowych, które na niektórych rynkach miały miejsce już nawet w 2005 roku. Okno długości 24 miesięcy pozwala na uwzględnienie okresu od września 2006 roku, pokrywającego niemal wszystkie bessy na analizowanych rynkach.

Grupy A2 (rysunek 3.14) i B1 (rysunek 3.15) skupiają te indeksy, dla których przewaga czynników globalnych lub lokalnych zmieniała się w czasie, przy czym czynniki globalne ostatecznie przeważały w grupie A2, natomiast lokalne w grupie B1.

Rysunek 3.14. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 24-miesięcznym oknie indeksów z grupy A2 ($RGEFF_i > 1$ oraz $RGEFF_j < 1$ w pewnych okresach)

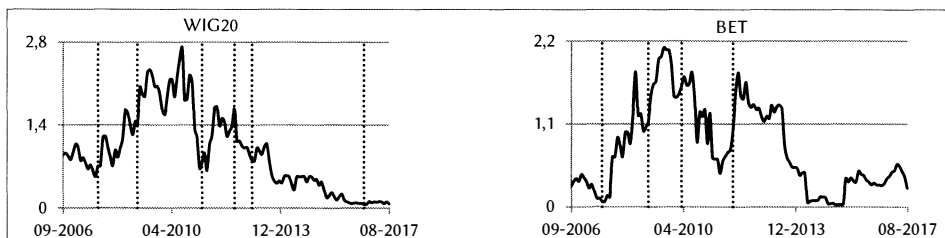


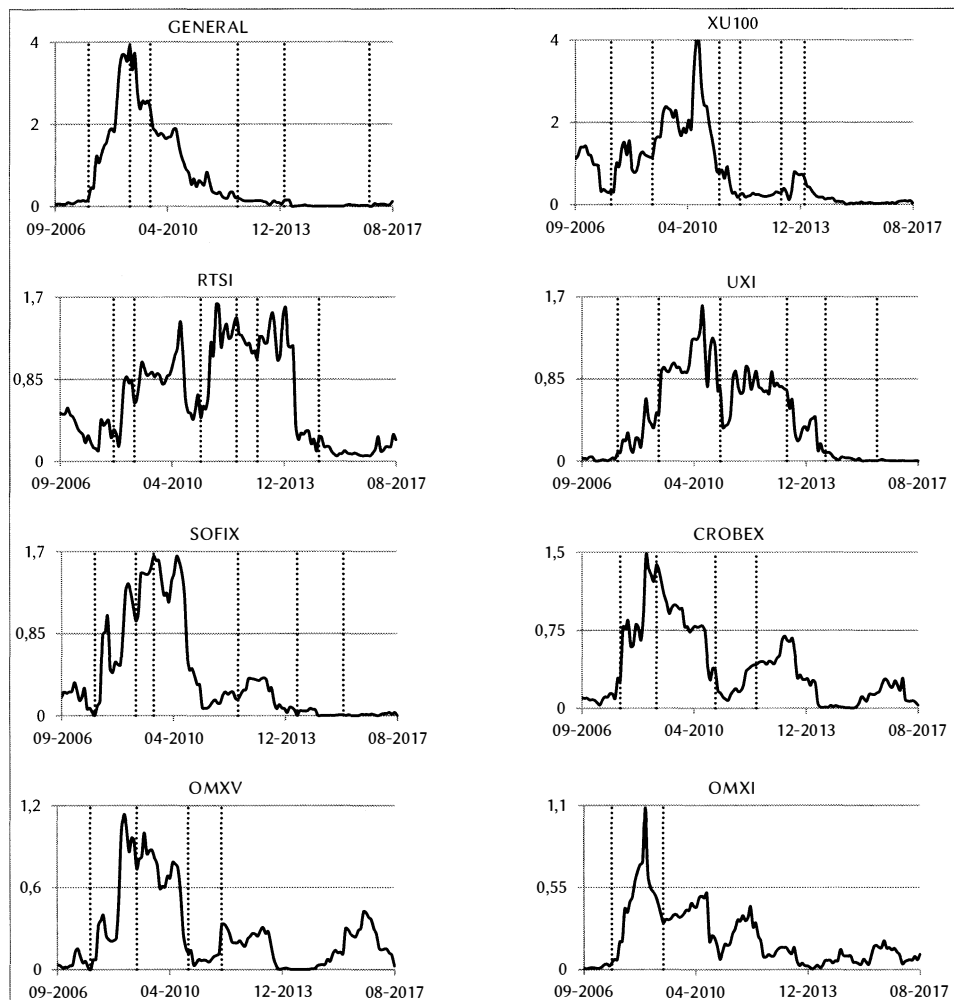


Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Uwaga: Kolejność wykresów (w wierszach) odpowiada malejącej średniej wartości wskaźnika globalizacji. Pionowe, przerywane linie wyznaczają fazy spadków na rynkach.

Rysunek 3.15. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 24-miesięcznym oknie indeksów z grupy B1 ($RGEFF < 1$ oraz $RGEFF_j > 1$)



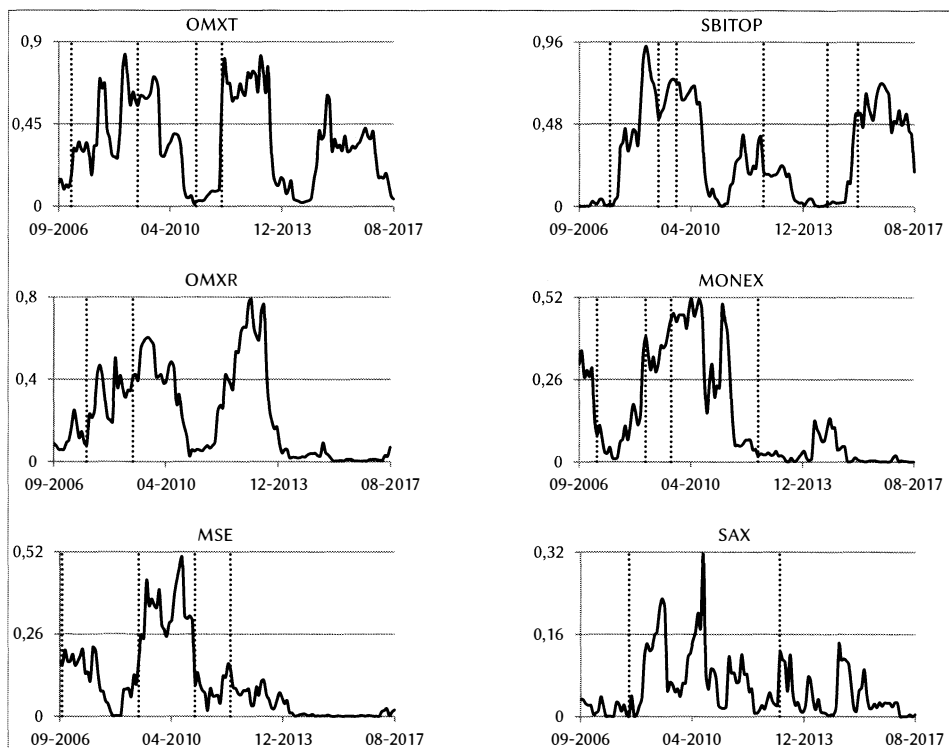


Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Uwaga: Kolejność wykresów (w wierszach) odpowiada malejącej średniej wartości wskaźnika globalizacji. Pionowe, przerywane linie wyznaczają fazy spadków na rynkach.

I wreszcie Grupę B2 tworzą te indeksy, w kształtowaniu zmienności których istotniejszą rolę w całym badanym okresie odgrywały czynniki lokalne (rysunek 3.16).

Rysunek 3.16. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 24-miesięcznym oknie indeksów z grupy B2 ($RGEFF < 1$ oraz $RGEFF_j < 1$ w całym okresie)



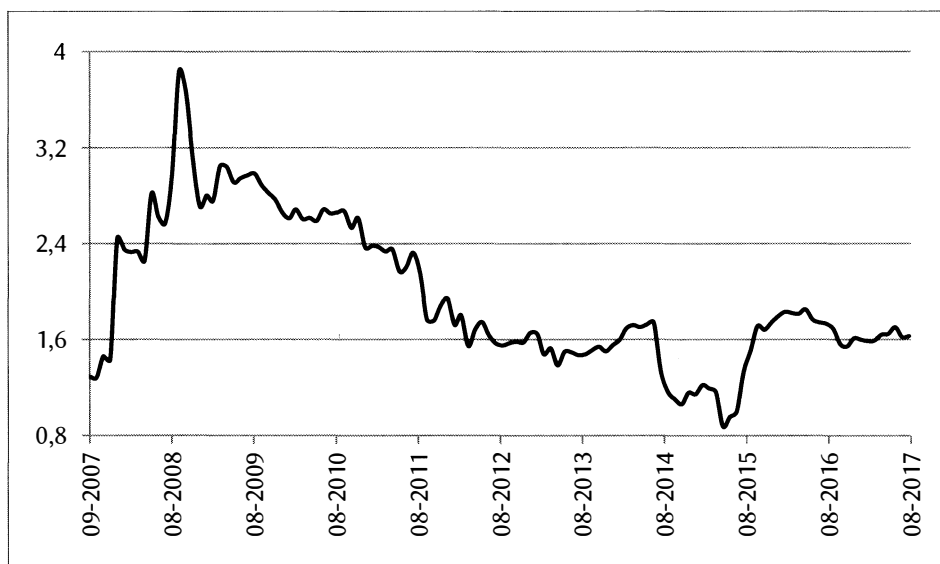
Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Uwaga: Kolejność wykresów (w wierszach) odpowiada malejącej średniej wartości wskaźnika globalizacji. Pionowe, przerywane linie wyznaczają fazy spadków na rynkach.

Wyniki opisane we wcześniejszych rozdziałach wskazywały, iż poziom integracji rynków (całej grupy) był podwyższony w okresie globalnego kryzysu finansowego, europejskiego kryzysu zadłużenia i krótko po ich zakończeniu. Warto więc zwrócić uwagę, czy i jak zmieniał się poziom $RGEFF_j$ w czasie bessy na giełdach. Okazuje się, że w zdecydowanej większości indeksów wpływ czynników globalnych rósł w czasie spadków związanych z globalnym kryzysem finansowym i zaczynał maleć pod koniec tej fazy. Wyjątek stanowią indeksy MONEX i MSE, które na początku okresu spadkowego odnotowały malejący wpływ czynników globalnych. Druga i trzecia (jeśli występowała)

faza spadkowa jest już dość zróżnicowana w kontekście monotoniczności *RGEFF*. Można wskazać zarówno rynki, na których wpływ czynników globalnych rósł (np. norweski, rosyjski, chorwacki), jak i takie, dla których malał (np. hiszpański, belgijski, francuski). Niewątpliwie jest to związane z tym, że globalny kryzys finansowy miał zbliżone ramy czasowe dla wszystkich rynków, natomiast kryzys europejski był już dużo bardziej pod tym względem zróżnicowany. Potwierdzają to również przebiegi krzywych globalizacji (rysunki 3.17 oraz D.22 i D.23), które uzyskano poprzez uśrednienie wskaźników globalizacji w całej grupie rynków w poszczególnych wariantach długości ruchomego okna czasowego.

Rysunek 3.17. Przebieg krzywej globalizacji – okno długości 36 miesięcy



Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

W oknie długości 36 miesięcy wartość średniego wskaźnika globalizacji zaczyna istotnie rosnać pod koniec 2007 roku osiągając wartość maksymalną w październiku 2008 roku. Wysoki poziom utrzymuje się do drugiej połowy 2011 roku, a nieco niższy do lipca 2014 roku. Po kilkumiesięcznych spadkach wskaźnik osiąga najniższą wartość w maju 2015 roku i następnie ponownie rośnie. Kształt krzywych globalizacji uzyskanych w oknach długości 24

i 30 miesięcy jest analogiczny, choć są one mniej wygładzone. Na uwagę zasługuje fakt, iż w każdym przypadku maksymalna wartość wskaźnika przypada na październik 2008 roku, natomiast poszczególne fazy zmienności są tym krótsze, im krótsze jest ruchome okno czasowe.

ZAKOŃCZENIE

Celem niniejszego opracowania było zaprezentowanie wyników statycznej i dynamicznej analizy poziomu integracji rynków europejskich w zetknięciu z kryzysami finansowymi ostatnich kilkunastu lat z wykorzystaniem wybranych narzędzi statystycznych i ekonometrycznych.

Nie wszystkie z zaprezentowanych tu metod pomiaru integracji okazały się równie skuteczne. Za mniej przydatne uznać należy testy równości macierzy korelacji przekrojowych. Ich wyniki były niejednoznaczne i zależne od częstotliwości danych wykorzystanych w badaniach. Dodatkowo specyficzna sytuacja na rynkach europejskich, czyli trzy fale kryzysów następujące w krótkich odstępach czasu, uniemożliwiły zastosowanie testów w odniesieniu do europejskiego kryzysu zadłużenia i kryzysów lokalnych na poszczególnych rynkach. Trudno jest też odnieść się do wyników innych autorów w tym względzie, ponieważ zgodnie z wiedzą autorki, analizy porównawcze dotyczące zastosowania testów równości macierzy korelacji w takim zakresie, jaki został przedstawiony w tym opracowaniu, nie były prowadzone.

Ciekawych informacji o zmienności poziomu integracji dostarczyła analiza zgodności faz rynków wyznaczonych w oparciu o algorytm Pagana i Sossounova. Pozwoliła między innymi wskazać grupę rynków o największej zgodności faz, a więc najsilniej ze sobą powiązanych (parami). Ponadto umożliwiła prześledzenie dynamiki zsynchronizowania poszczególnych rynków z indeksem reprezentującym całą grupę. Tym samym wyłonione zostały te rynki, które w całym badanym okresie były jednakowo silnie powiązane z pozostałymi oraz te, w przypadku których siła powiązań ulegała znacznym wahaniom. Również w przypadku tych badań porównanie wyników z uzyskanymi przez innych autorów nie było możliwe, ponieważ

taki sposób pomiaru integracji finansowej stosowany był w odniesieniu do innych grup rynków i w innym okresie¹.

Zbieżnych informacji na temat kształtowania się poziomu integracji dostarczyły krzywe integracji uzyskane w oparciu o metody wykorzystujące główne składowe oraz krzywe globalizacji. Niezależnie od przyjętej częstotliwości danych wykorzystanych w badaniu, wnioski dotyczące poziomu integracji i jego zmian w analizowanym okresie były podobne. Wskazują one na istotne nasilenie integracji w okresie globalnego kryzysu finansowego oraz jej podwyższony poziom w trakcie europejskiego kryzysu zadłużenia. Charakterystyczny jest również gwałtowny wzrost poziomu integracji w początkowej fazie kryzysu globalnego oraz znacznie łagodniejsze jego zmiany w kolejnych okresach. Podobne rezultaty uzyskano już we wcześniejszych badaniach (np. Majewska, 2016; Majewska i Jamroz, 2018; Majewska i Olbryś, 2017b) choć nie dotyczyły one tak szerokiej grupy rynków ograniczając się do rynków największych (angielskiego, francuskiego, niemieckiego), rynków Europy Środkowej i Wschodniej (Polska, Czechy, Węgry, Słowenia, Słowacja, Litwa, Łotwa, Estonia) czy też strefy euro. Potwierdza to również wyniki uzyskane przez innych autorów analizujących integrację rynków europejskich, choć należy też zaznaczyć, że nie wszyscy są w tym względzie zgodni. I tak Capiello i in. (2006) oraz Gilmore, Lucey i McManus (2008) wskazali na rosnącą integrację nowych członków z rynkiem Unii Europejskiej w okresie przed dołączeniem do jej struktur, co w szczególności dotyczyło rynków polskiego, czeskiego i węgierskiego. Kenourgios i Samitas (2011) analizowali powiązania między rynkami bałkańskimi (bułgarskim, rumuńskim, chorwackim, tureckim i greckim) oraz rynkami rozwiniętymi (amerykańskim, brytyjskim i niemieckim) w latach 2000–2009. Potwierdzili silną integrację tych rynków oraz jej nasilenie w okresie globalnego kryzysu finansowego. Również wyniki Samitasa i Tsakalosa (2013) wskazują na silniejsze związki między rynkami europejskimi w okresach kryzysów. Ich badania dotyczyły rynków francuskiego,

¹ Edwards, Biscarri i de Gracia (2003) stosowali tę metodę w odniesieniu do 6 rynków rozwijających się Ameryki Południowej i Środkowej oraz Azji w okresie od grudnia 1975 roku do stycznia 2001 roku, natomiast Yu, Fung i Tam (2010) do 10 rynków azjatyckich w okresie od marca 1994 roku do grudnia 2008 roku.

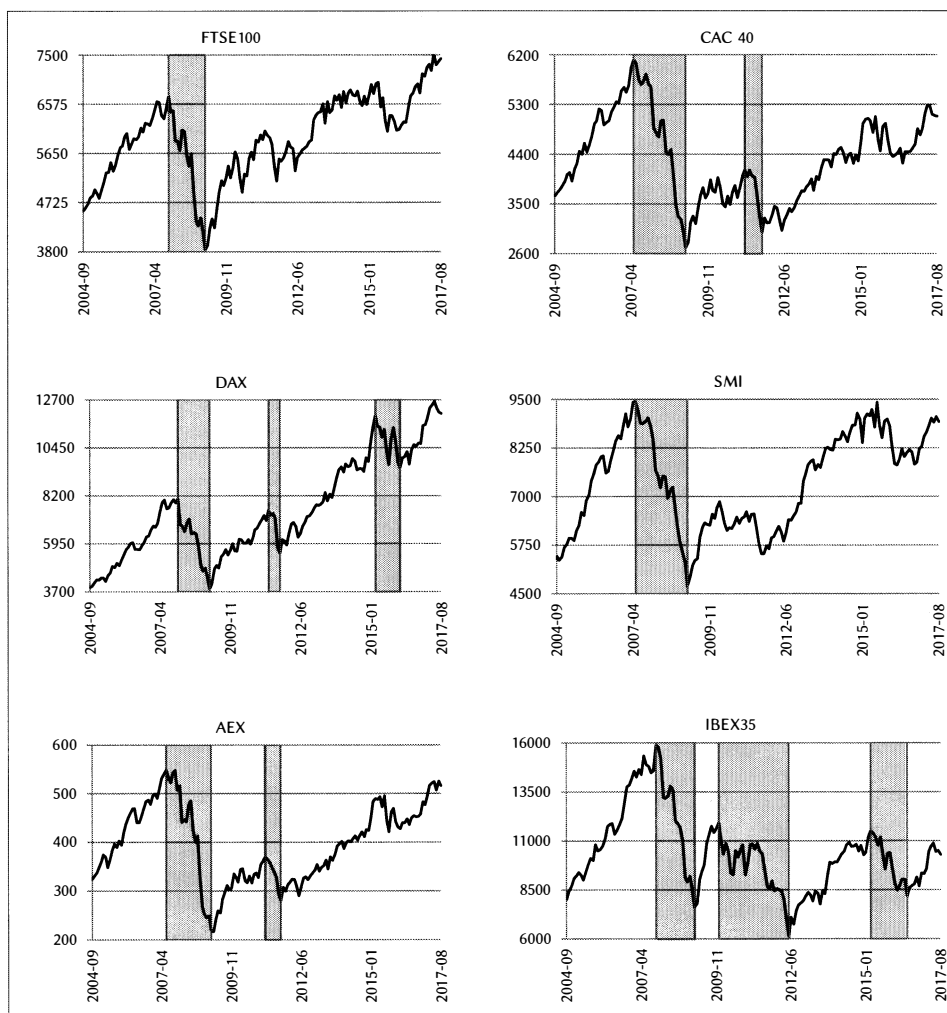
niemieckiego, brytyjskiego, portugalskiego, irlandzkiego, włoskiego, greckiego i hiszpańskiego w okresie od maja 2005 roku do kwietnia 2014 roku. Zdaniem autorów wzrost powiązań był przy tym większy w trakcie globalnego kryzysu niż w trakcie kryzysu zadłużenia. Natomiast Horvath i Petrovski (2013) badali zależność w latach 2006–2011 trzech rynków Europy Środkowej (Czechy, Polska, Węgry) i trzech Południowej (Macedonia, Serbia, Chorwacja) z europejskimi rynkami rozwiniętymi reprezentowanymi przez indeks STOXX600. Ich wyniki wskazują na silniejsze powiązania rynków środkowoeuropejskich, słabsze południowoeuropejskich za wyjątkiem Chorwacji. Jednak zdaniem autorów kryzys lat 2007–2009 nie zmienił poziomu integracji tych grup rynków. Chakraborty i in. (2017) wskazali z kolei na rosnącą integrację rynków Unii Europejskiej w okresie przed rokiem 2008 oraz jej osłabienie na skutek działań systemowych podjętych w trakcie kryzysu globalnego, a mających na celu ograniczenie rozprzestrzeniania się zaburzeń.

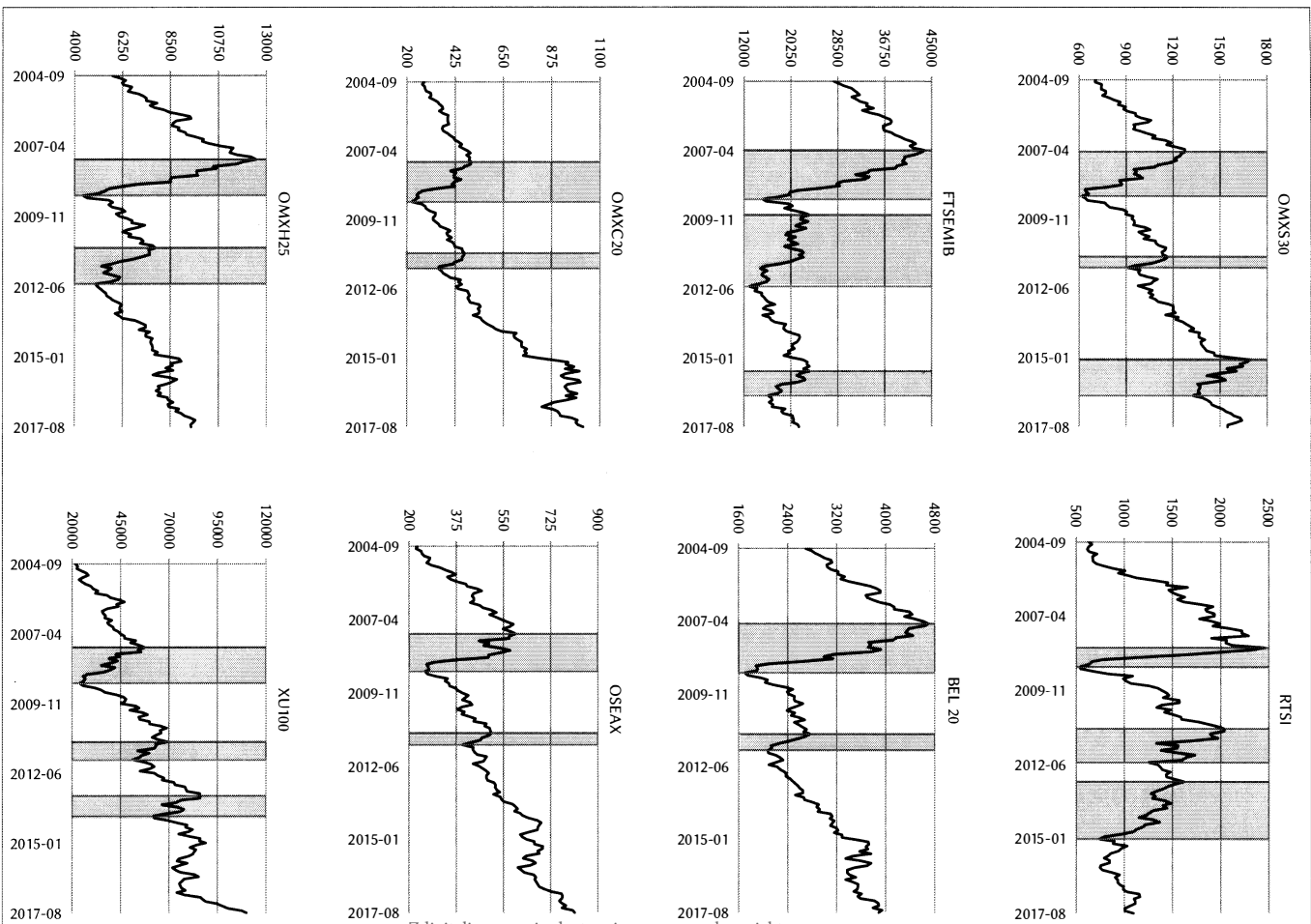
Jak widać znakomita większość autorów uzyskiwała wyniki analogiczne do prezentowanych w tym opracowaniu. Jedynie nieliczne badania ich nie potwierdzają. Należy jednak zwrócić uwagę, iż żadna z przedstawionych prac nie dotyczyła tak dużej grupy rynków europejskich, co zdaniem autorki nie jest bez znaczenia.

Brak pełnej jednoznaczności wyników prezentowanych w różnych pracach zachęca do dalszych badań w tym względzie. Wydłużenie próby badawczej może pozwolić zbadać siłę integracji w dłuższym okresie, po zakończeniu faz spadków na analizowanych rynkach. Poza tym wskazane wydaje się również rozważenie mniejszych grup rynków w celu potwierdzenia lub zaprzeczenia wyników uzyskanych przez innych autorów w oparciu o miary proponowane w tym opracowaniu. Kolejnym kierunkiem badań może być analiza struktury wewnętrznej całej grupy w celu wskazania rynków najsilniej ze sobą powiązanych, a następnie porównanie poziomu integracji w tych grupach i między nimi. Ograniczenie się do mniejszych grup rynków pozwoliłoby również, w wielu przypadkach, na znaczne wydłużenie okresu badawczego i ocenę zmian poziomu integracji w dłuższej perspektywie. Dalsze badania w tym zakresie wydają się jednak wciąż zasadne ze względu na istotne znaczenie poziomu integracji finansowej zarówno dla rozwoju gospodarczego poszczególnych krajów, jak i decyzji podejmowanych przez inwestorów na rynkach międzynarodowych.

Okresy spadków badanych indeksów

Rysunek D.1. Okresy spadków badanych indeksów uzyskane metodą Pagana i Sossounova

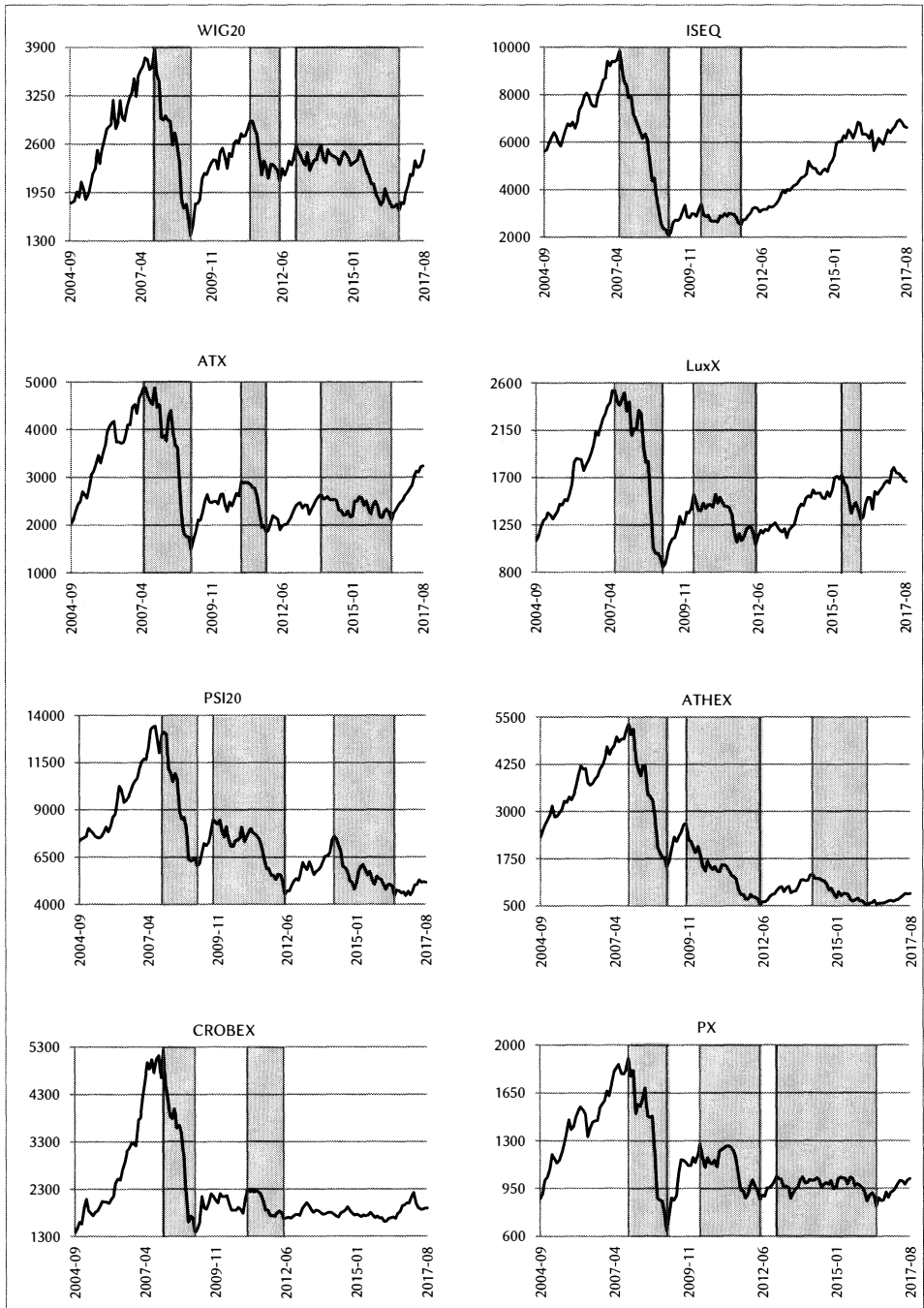


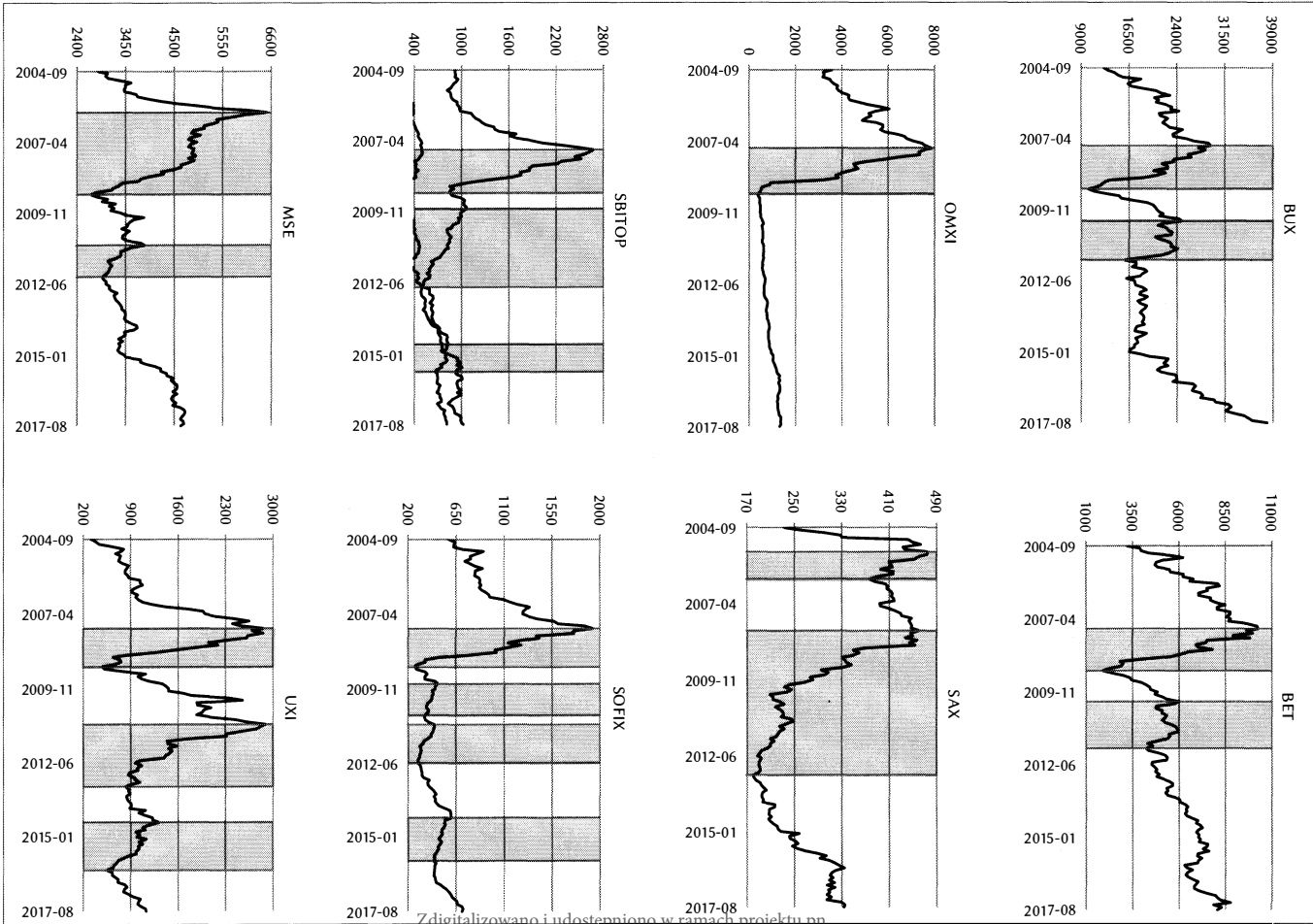


Zdigitalizowano i udostępniono w ramach projektu pn.

Rozbudowa otwartych zasobów naukowych Repozytorium Uniwersytetu w Białymstoku – kontynuacja,
 dofinansowanego z programu „Społeczna odpowiedzialność nauki” Ministra Edukacji i Nauki
 na podstawie umowy BIBL/SP/0040/2023/01

OKRESY SPADKÓW BADANYCH INDEKSÓW





Zdigitalizowano i udostępniono w ramach projektu pn.

Rozbudowa otwartych zasobów naukowych Repozytorium Uniwersytetu w Białymstoku – kontynuacja,
 dofinansowanego z programu „Społeczna odpowiedzialność nauki” Ministra Edukacji i Nauki
 na podstawie umowy BIBL/SP/0040/2023/01

OKRESY SPADKÓW BADANYCH INDEKSÓW

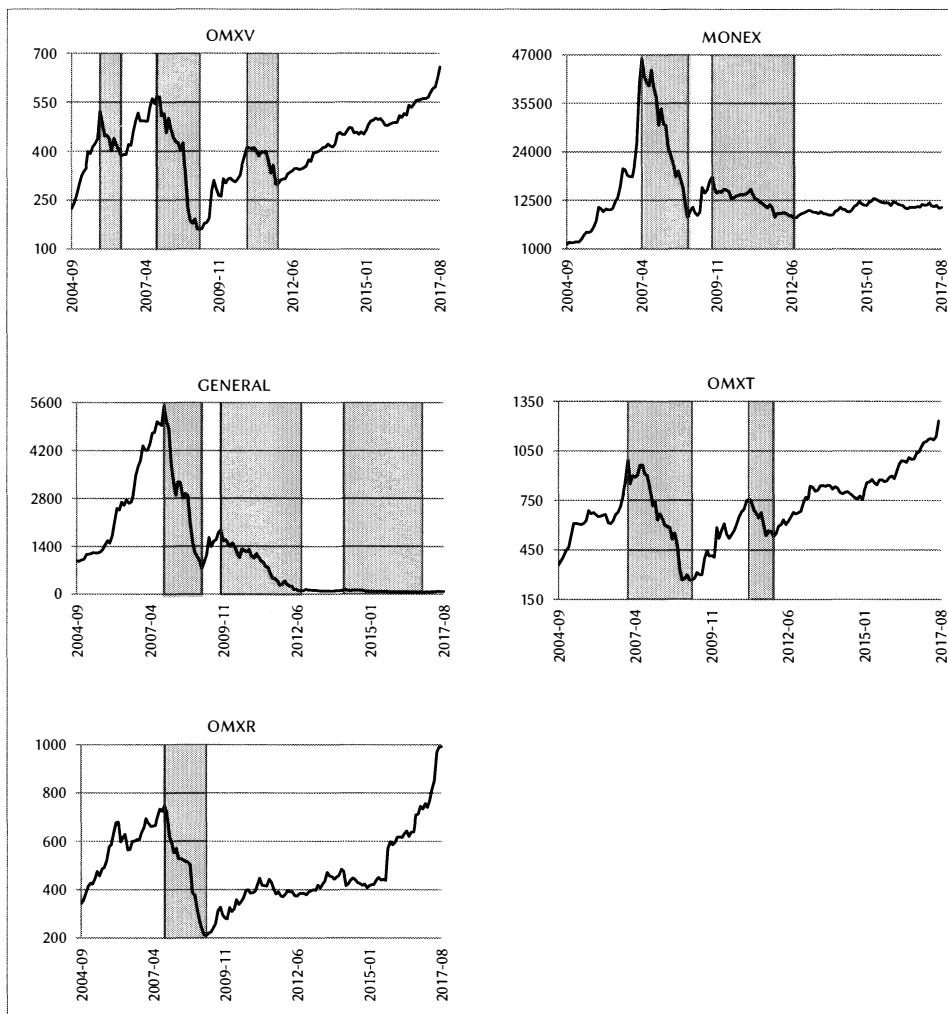


Tabela D.1. Wartości wskaźnika zgodności faz par rynków w całej próbie (cz. I)

CI	FTSE100	CAC40	DAX	SMI	AEX	IBEX35	OMXS30	RTSI	FTSEMIB	BEL20	OMXC20	OSEAX	OMXH25	XU100	WIG20	ISEQ	ATX	LuxX	
FTSE100	1	0,917	0,872	0,968	0,923	0,705	0,814	0,692	0,673	0,917	0,936	0,962	0,891	0,878	0,615	0,853	0,686	0,744	
CAC40		1	0,865	0,949	0,994	0,724	0,872	0,699	0,756	0,974	0,968	0,955	0,910	0,872	0,609	0,936	0,769	0,814	
DAX			1	0,840	0,872	0,808	0,917	0,667	0,724	0,865	0,885	0,910	0,840	0,827	0,718	0,801	0,788	0,808	
SMI				1	0,942	0,673	0,846	0,660	0,705	0,949	0,917	0,929	0,859	0,846	0,583	0,885	0,718	0,763	
AEX					1	0,731	0,865	0,705	0,750	0,968	0,974	0,962	0,917	0,878	0,615	0,929	0,763	0,821	
IBEX35						1	0,801	0,590	0,917	0,724	0,744	0,744	0,814	0,699	0,705	0,788	0,750	0,910	
OMXS30							1	0,596	0,782	0,872	0,840	0,853	0,782	0,769	0,724	0,808	0,859	0,801	
RTSI								1	0,558	0,712	0,718	0,731	0,776	0,814	0,808	0,635	0,686	0,628	
FTSEMIB									1	0,756	0,724	0,712	0,782	0,667	0,622	0,821	0,731	0,904	
BEL20										1	0,942	0,955	0,910	0,897	0,635	0,910	0,769	0,814	
OMXC20											1	0,974	0,929	0,891	0,628	0,904	0,737	0,795	
OSEAX												1	0,929	0,917	0,654	0,891	0,724	0,782	
OMXH25													1	0,885	0,686	0,859	0,718	0,853	
XU100														1	0,737	0,808	0,705	0,737	
WIG20															1	0,545	0,814	0,654	
ISEQ																1	0,731	0,878	
ATX																	1	0,750	
LuxX																			1

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R. Zdjęcie sfinansowane i udostępniono w ramach projektu pn. Rozbudowa otwartych zasobów naukowych Repozytorium Uniwersytetu w Białymstoku – kontynuacja, dofinansowanego z programu „Społeczna odpowiedzialność nauki” Ministra Edukacji i Nauki na podstawie umowy BIBL/SP/0040/2023/01

Tabela D.1. Wartości wskaźnika zgodności faz par rynków w całej próbie (cz. II)

CI	PSI20	ATHEX	CROBEX	PX	BUX	BET	OMXI	SAX	SBITOP	SOFIX	MSE	UXI	OMXV	MONEX	GENERAL	OMXT	OMXR
FTSE100	0,609	1,000	0,878	0,558	0,865	0,853	0,974	0,583	0,673	0,679	0,776	0,692	0,833	0,718	0,558	0,865	0,987
CAC40	0,628	0,917	0,897	0,577	0,923	0,897	0,929	0,603	0,718	0,699	0,859	0,712	0,865	0,801	0,577	0,949	0,917
DAX	0,712	0,872	0,853	0,660	0,814	0,801	0,846	0,558	0,712	0,744	0,724	0,795	0,782	0,667	0,660	0,814	0,859
SMI	0,577	0,968	0,846	0,526	0,872	0,846	0,981	0,551	0,667	0,647	0,808	0,660	0,814	0,750	0,526	0,897	0,968
AEX	0,635	0,923	0,904	0,583	0,929	0,904	0,936	0,609	0,724	0,705	0,853	0,718	0,872	0,795	0,583	0,942	0,923
IBEX35	0,904	0,705	0,801	0,801	0,801	0,827	0,679	0,673	0,853	0,846	0,673	0,769	0,718	0,808	0,853	0,712	0,692
OMXS30	0,718	0,814	0,769	0,667	0,795	0,769	0,827	0,474	0,692	0,699	0,731	0,763	0,737	0,686	0,667	0,821	0,814
RTSI	0,635	0,692	0,788	0,763	0,647	0,660	0,667	0,558	0,622	0,679	0,635	0,718	0,654	0,615	0,596	0,686	0,679
FTSEMIB	0,859	0,673	0,769	0,718	0,808	0,821	0,686	0,679	0,821	0,801	0,718	0,686	0,699	0,891	0,795	0,756	0,673
BEL20	0,628	0,917	0,897	0,577	0,897	0,897	0,929	0,603	0,718	0,699	0,859	0,712	0,865	0,801	0,577	0,949	0,917
OMXC20	0,647	0,936	0,917	0,596	0,917	0,904	0,936	0,635	0,737	0,718	0,840	0,731	0,897	0,769	0,596	0,929	0,949
OSEAX	0,647	0,962	0,917	0,596	0,904	0,891	0,936	0,622	0,712	0,718	0,814	0,731	0,872	0,756	0,596	0,904	0,949
OMXH25	0,718	0,891	0,987	0,667	0,872	0,885	0,865	0,692	0,782	0,776	0,859	0,788	0,878	0,827	0,667	0,897	0,878
XU100	0,603	0,878	0,872	0,679	0,821	0,833	0,853	0,577	0,667	0,673	0,769	0,699	0,827	0,712	0,551	0,859	0,865
WIG20	0,763	0,615	0,673	0,904	0,558	0,571	0,590	0,417	0,635	0,718	0,545	0,821	0,564	0,513	0,763	0,596	0,603
ISEQ	0,692	0,853	0,846	0,641	0,987	0,962	0,865	0,667	0,782	0,724	0,808	0,647	0,840	0,865	0,641	0,885	0,853
ATX	0,808	0,686	0,705	0,808	0,718	0,718	0,699	0,423	0,705	0,737	0,667	0,776	0,686	0,622	0,769	0,744	0,686
LuxX	0,814	0,744	0,840	0,750	0,878	0,891	0,756	0,673	0,853	0,821	0,763	0,756	0,769	0,859	0,763	0,801	0,744

Zdigitalizowano i udostępniono w ramach projektu pn.

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R. Rozbudowa otwartych zasobów naukowych Repozytorium Uniwersytetu w Białymstoku – kontynuacja, dofinansowanego z programu „Społeczna odpowiedzialność nauki” Ministra Edukacji i Nauki na podstawie umowy BIBL/SP/0040/2023/01

Tabela D.1. Wartości wskaźnika zgodności faz par rynków w całej próbie (cz. III)

CI	PSI20	ATHEX	CROBEX	PX	BUX	BET	OMXI	SAX	SBITOP	SOFIX	MSE	UXI	OMXV	MONEX	GENERAL	OMXT	OMXR
PSI20	1	0,609	0,705	0,859	0,705	0,731	0,583	0,615	0,859	0,917	0,577	0,776	0,622	0,750	0,936	0,615	0,596
ATHEX		1	0,878	0,558	0,865	0,853	0,974	0,583	0,673	0,679	0,776	0,692	0,833	0,718	0,558	0,865	0,987
CROBEX			1	0,654	0,859	0,872	0,853	0,705	0,769	0,763	0,846	0,776	0,865	0,814	0,654	0,885	0,865
PX				1	0,654	0,667	0,532	0,513	0,731	0,776	0,526	0,788	0,571	0,609	0,821	0,564	0,545
BUX					1	0,974	0,878	0,679	0,795	0,737	0,795	0,660	0,853	0,853	0,654	0,872	0,865
BET						1	0,853	0,705	0,821	0,763	0,795	0,673	0,865	0,865	0,679	0,872	0,853
OMXI							1	0,571	0,686	0,654	0,801	0,667	0,833	0,731	0,532	0,891	0,987
SAX								1	0,718	0,660	0,615	0,596	0,737	0,750	0,590	0,603	0,583
SBITOP									1	0,904	0,679	0,776	0,712	0,853	0,846	0,718	0,686
SOFIX										1	0,635	0,808	0,654	0,795	0,865	0,686	0,667
MSE											1	0,647	0,840	0,763	0,526	0,910	0,788
UXI												1	0,667	0,641	0,763	0,699	0,679
OMXV													1	0,744	0,571	0,865	0,846
MONEX														1	0,712	0,801	0,718
GENERAL															1	0,564	0,545
OMXT																1	0,878
OMXR																	1

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R. Zdjęcie sfinansowane i udostępniono w ramach projektu pn. Rozbudowa otwartych zasobów naukowych Repozytorium Uniwersytetu w Białymstoku – kontynuacja, dofinansowanego z programu „Społeczna odpowiedzialność nauki” Ministra Edukacji i Nauki na podstawie umowy BIBL/SP/0040/2023/01

Tabela D.2. Wartości σ odchylenia standardowego wskaźnika RCI uzyskanego w całej próbie w ruchomym oknie długości $\tau = 24, 30$ i 36 miesięcy

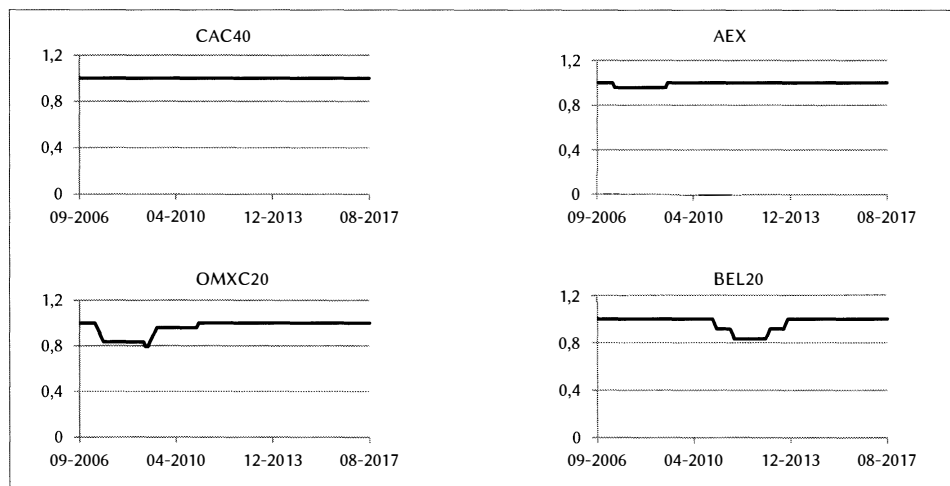
$\tau = 24$		$\tau = 30$		$\tau = 36$	
indeks	σ	indeks	σ	indeks	σ
CAC40	0	CAC40	0	CAC40	0
AEX	0,01608	AEX	0,01421	AEX	0,01234
BEL20	0,05696	BEL20	0,05132	BEL20	0,04662
OMXC20	0,06362	OMXT	0,05518	OMXT	0,04818
OMXT	0,06496	OMXC20	0,05856	OMXC20	0,05373
OSEAX	0,07623	OSEAX	0,06511	OSEAX	0,05602
OMXI	0,11318	OMXI	0,09993	FTSE100	0,08887
OMXR	0,11774	OMXR	0,10185	OMXR	0,08916
SMI	0,11978	FTSE100	0,10559	OMXI	0,09003
FTSE100	0,12542	SMI	0,10701	OMXH25	0,09336
OMXH25	0,13011	OMXH25	0,11044	SMI	0,09679
CROBEX	0,14192	CROBEX	0,11900	CROBEX	0,09863
BUX	0,14234	XU100	0,12399	XU100	0,10795
XU100	0,14304	BUX	0,12485	BUX	0,11105
ISEQ	0,14673	ISEQ	0,13151	DAX	0,11174
OMXV	0,15301	OMXV	0,13618	OMXV	0,11859
BET	0,16521	DAX	0,13971	ISEQ	0,11916
DAX	0,16968	BET	0,14662	BET	0,13123
MSE	0,19047	MSE	0,16399	MSE	0,13620
LuxX	0,20334	SOFIX	0,17665	SOFIX	0,14980
SOFIX	0,21853	LuxX	0,18192	IBEX35	0,15560
OMXS30	0,22102	OMXS30	0,19139	LuxX	0,15966
SBITOP	0,23124	IBEX35	0,19285	OMXS30	0,16064
IBEX35	0,23183	SBITOP	0,19784	SBITOP	0,17704

$\tau = 24$		$\tau = 30$		$\tau = 36$	
indeks	σ	indeks	σ	indeks	σ
FTSEMIB	0,25218	ATHEX	0,22103	ATHEX	0,18646
ATHEX	0,26154	FTSEMIB	0,22598	FTSEMIB	0,20264
MONEX	0,27067	PSI20	0,24396	PSI20	0,20841
PSI20	0,28168	RTSI	0,25014	RTSI	0,21151
SAX	0,28637	UXI	0,25511	UXI	0,23492
UXI	0,28682	MONEX	0,25895	GENERAL	0,23843
RTSI	0,28857	GENERAL	0,26758	MONEX	0,24500
GENERAL	0,29822	SAX	0,27138	SAX	0,25860
ATX	0,34028	ATX	0,32232	ATX	0,30105
PX	0,34030	PX	0,32325	PX	0,30743
WIG20	0,37805	WIG20	0,36635	WIG20	0,35412

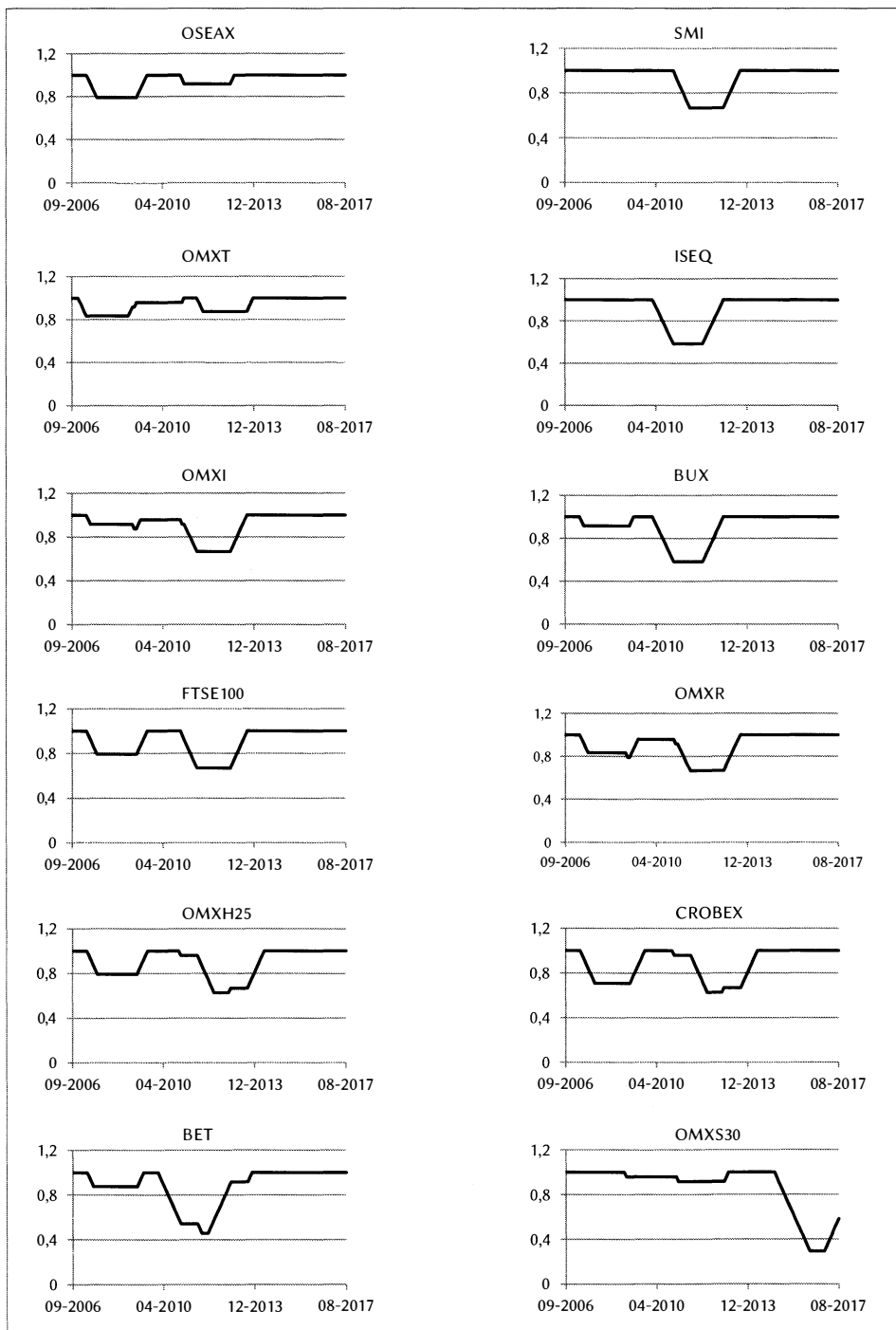
Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

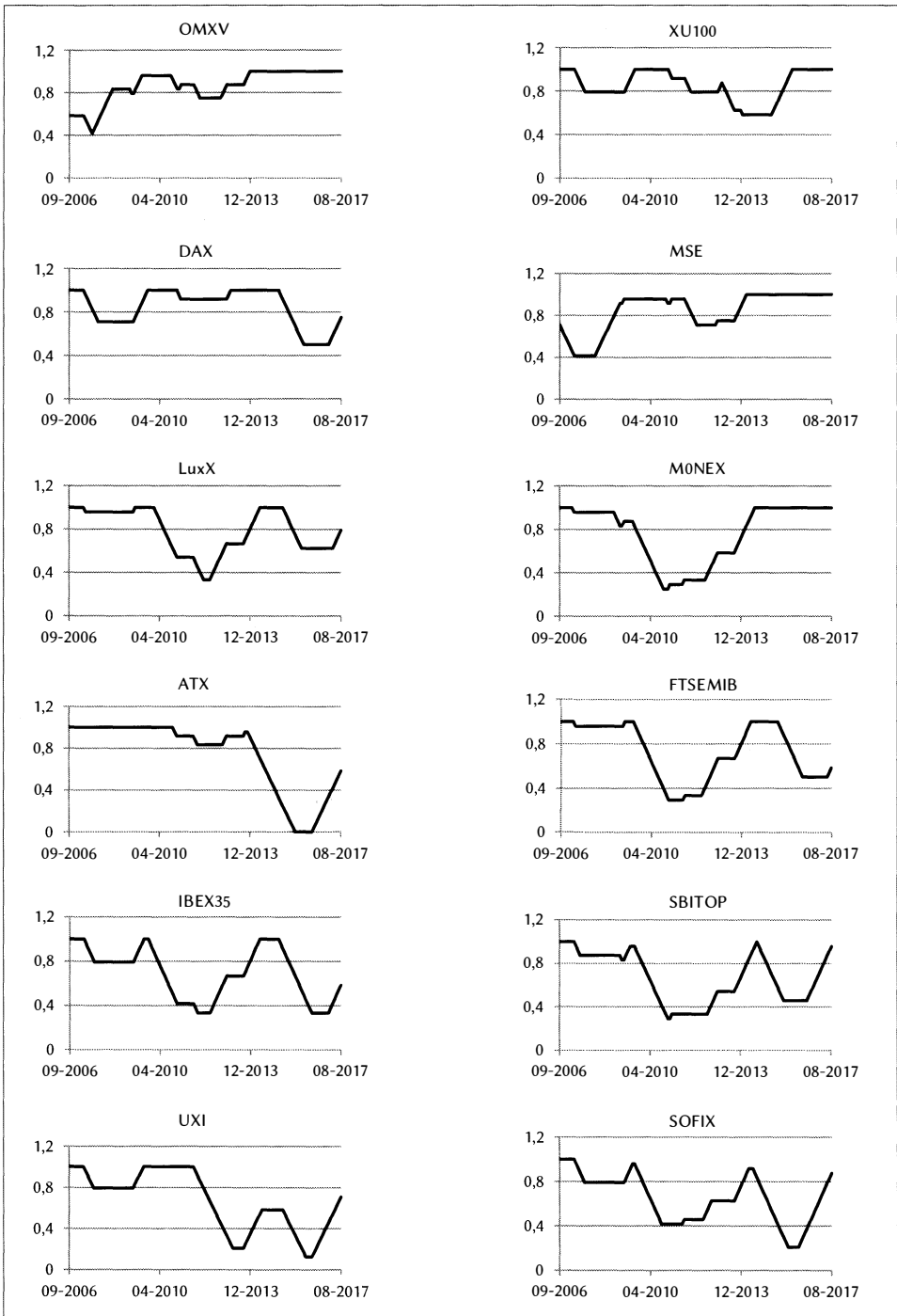
Uwaga: indeksy uporządkowane według rosnącej zmienności wskaźnika *RCI*.

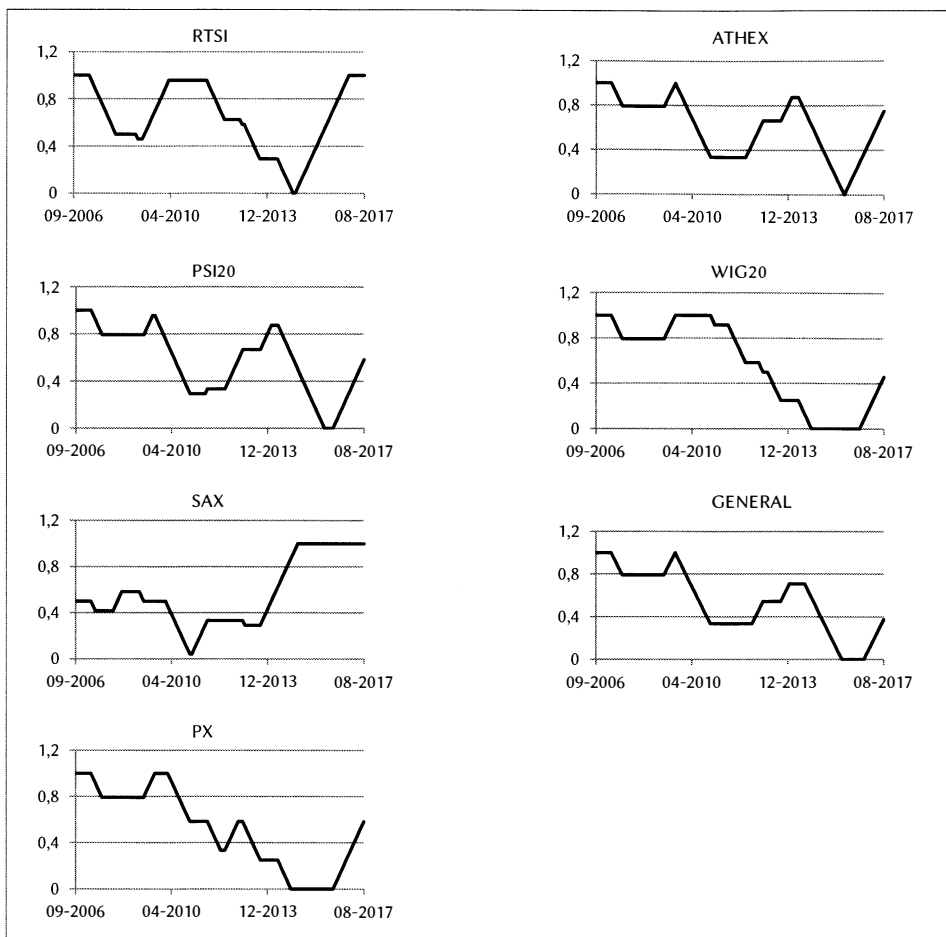
Rysunek D.2. Wskaźnik zgodności faz analizowanych indeksów z MSCI Europe w ruchomym 24-miesięcznym oknie (dane miesięczne)



ANALIZA ZGODNOŚCI FAZ RYNKÓW



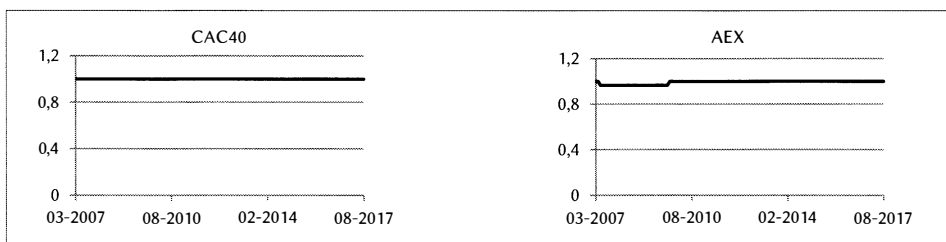


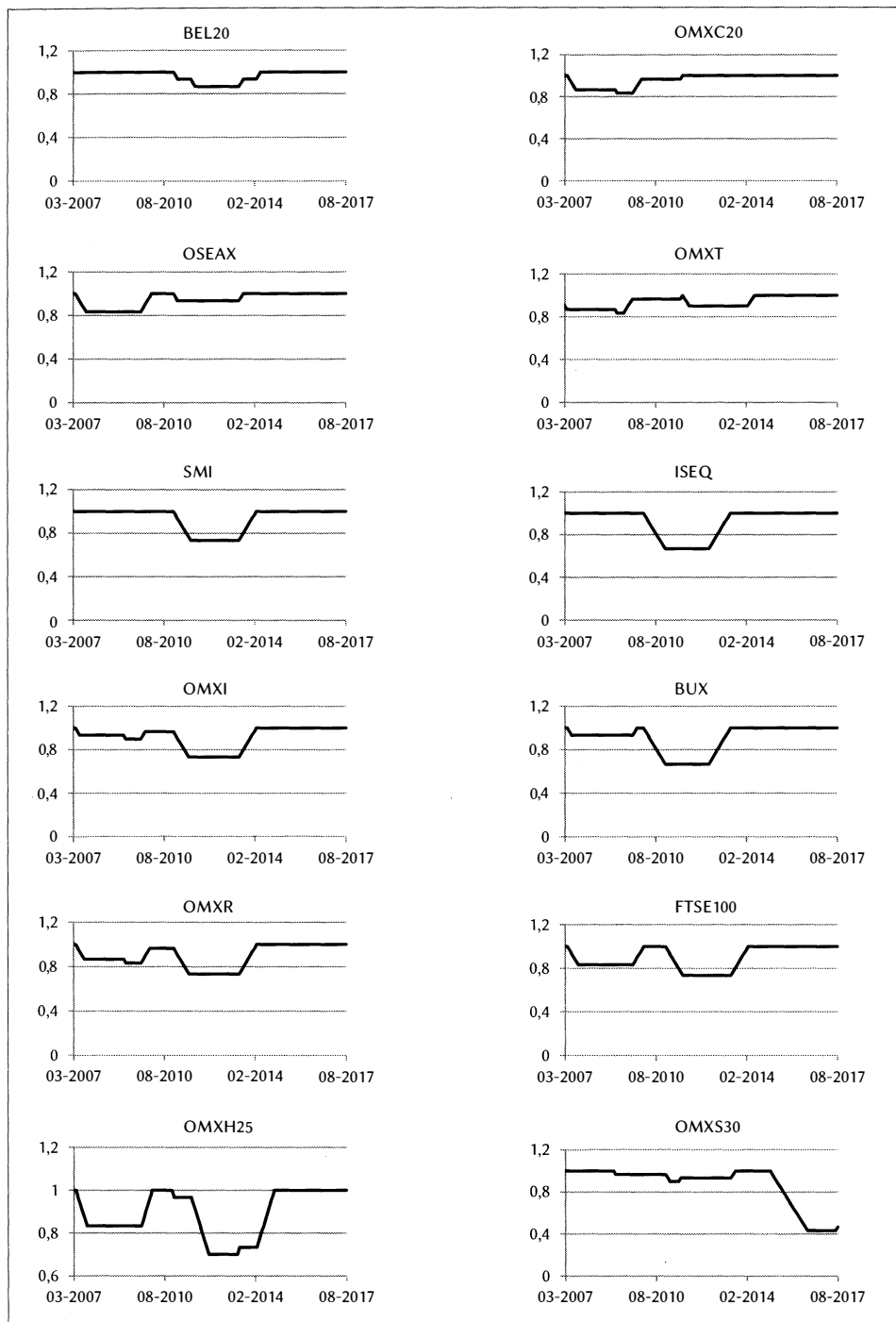


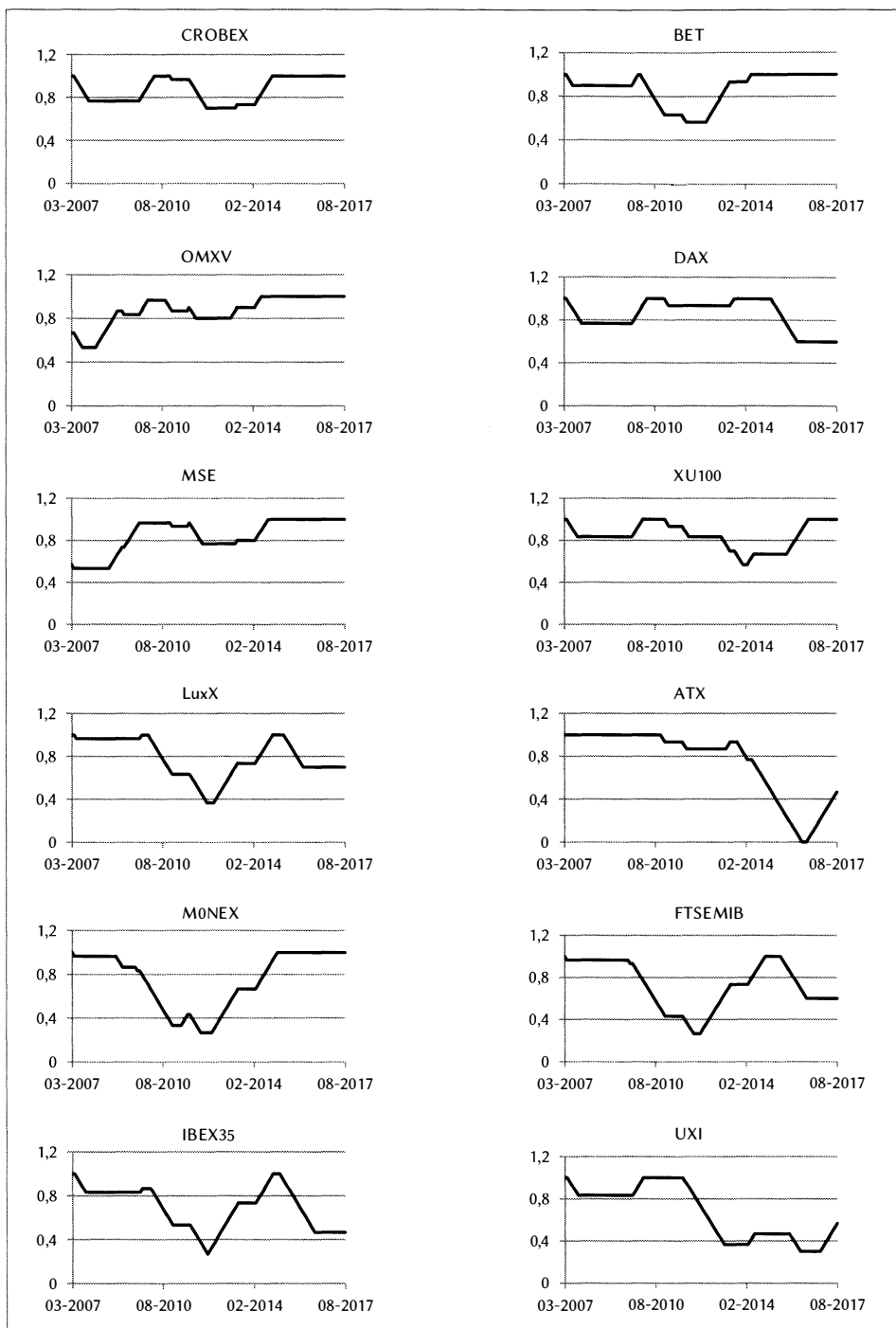
Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

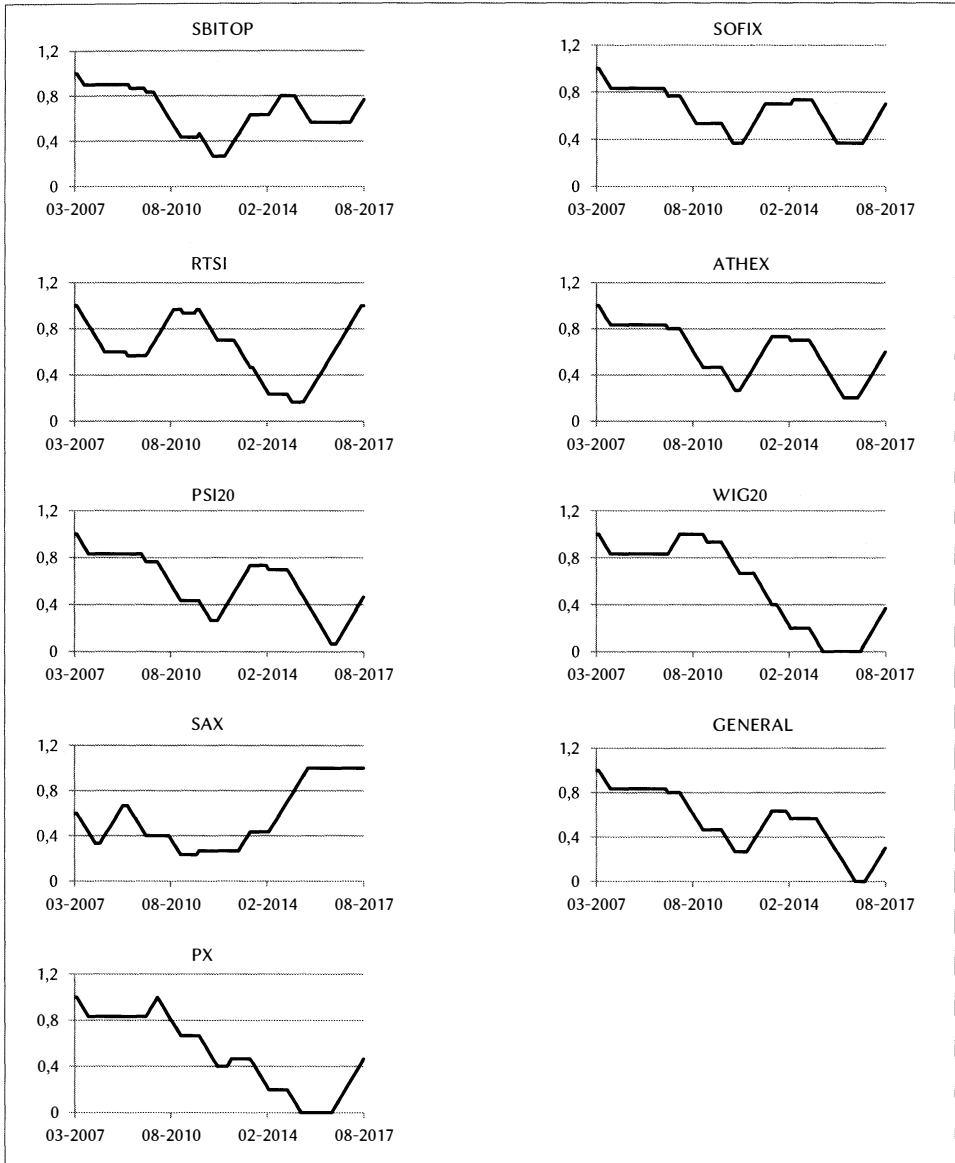
Uwaga: kolejność wykresów (wierszowo) odpowiada malejącej średniej wartości wskaźnika *RCI*.

Rysunek D.3. Wskaźnik zgodności faz analizowanych indeksów z MSCI Europe w ruchomym 30-miesięcznym oknie (dane miesięczne)





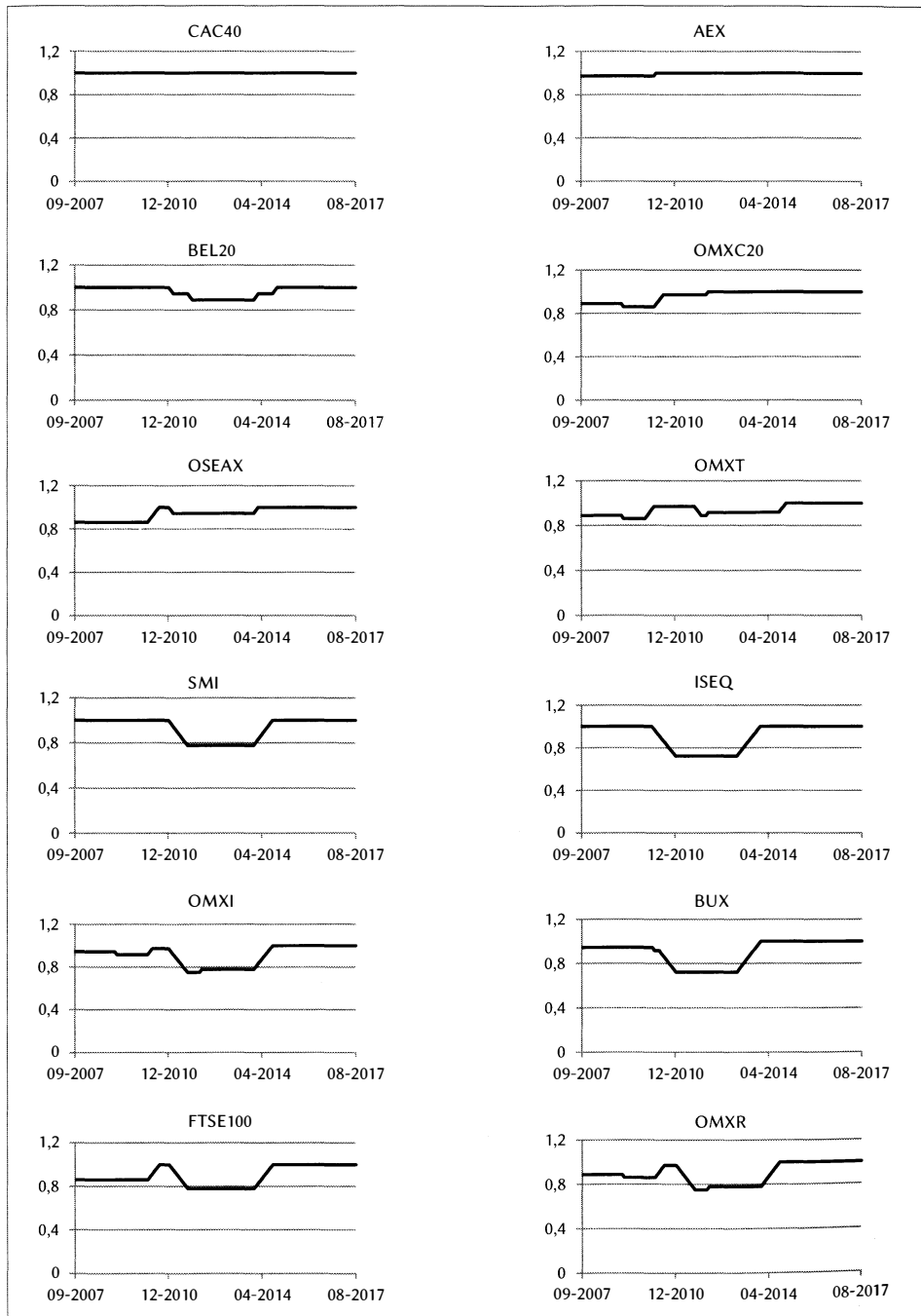


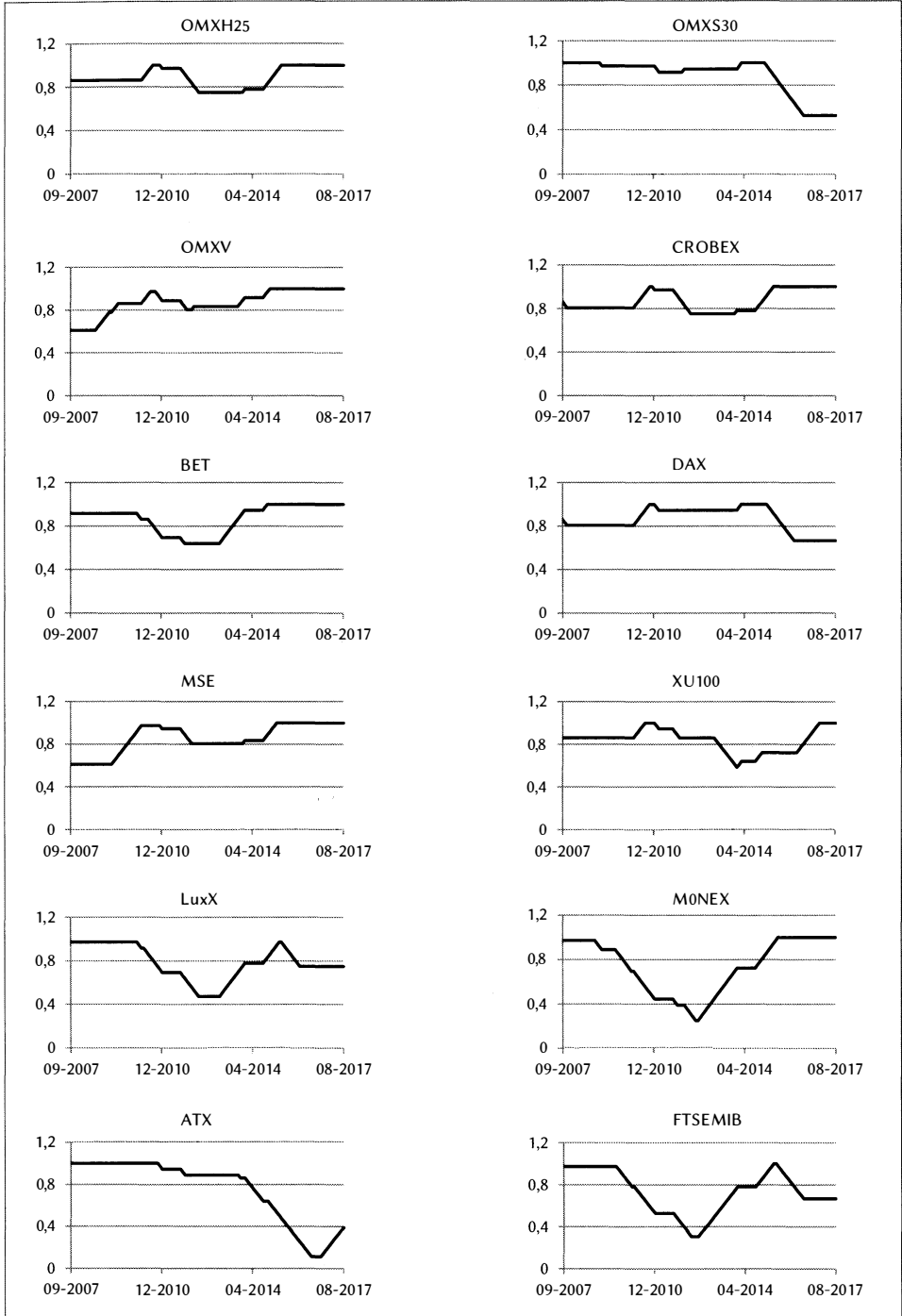


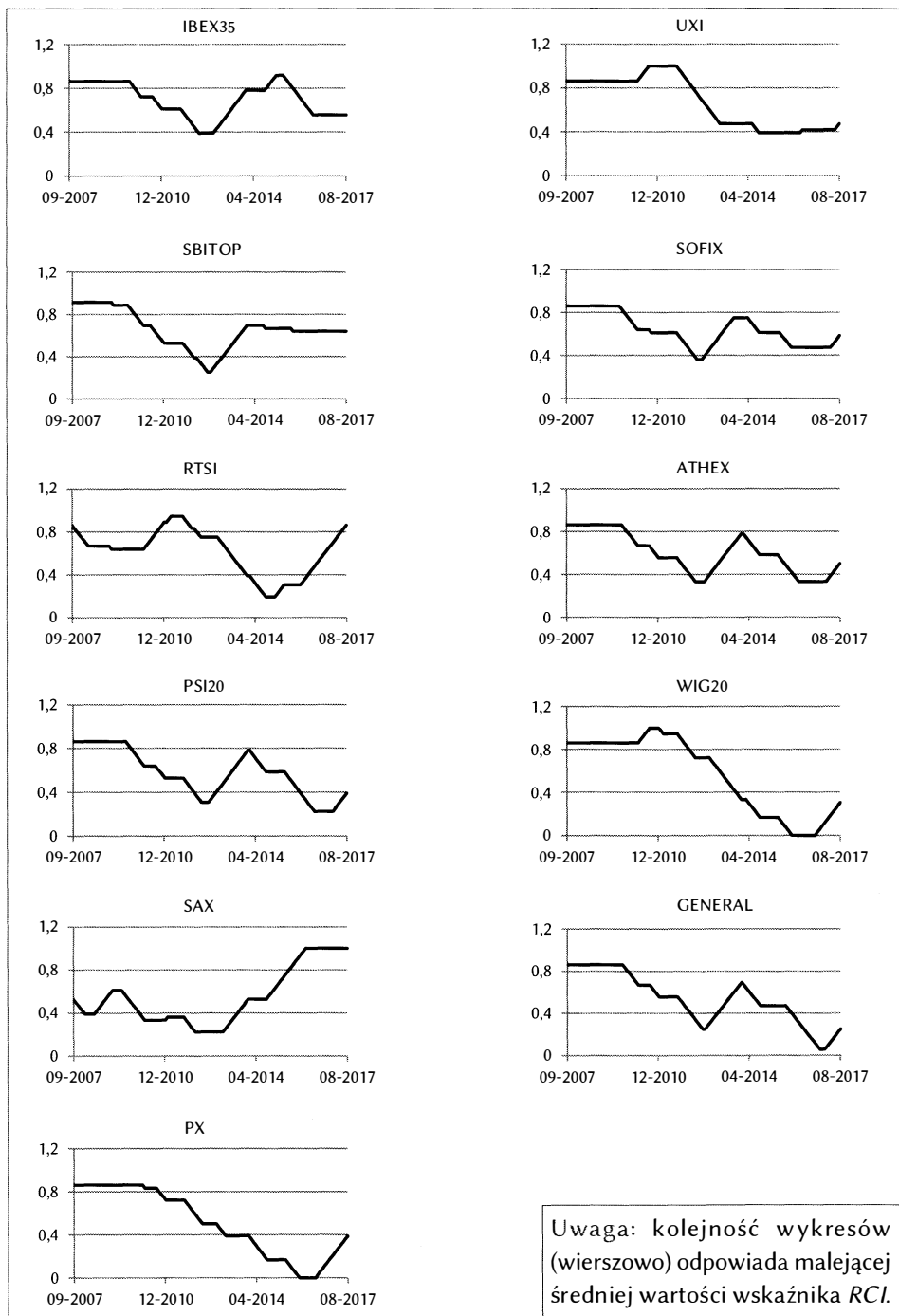
Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Uwaga: Kolejność wykresów (wierszowo) odpowiada malejącej średniej wartości wskaźnika *RCI*.

Rysunek D.4. Wskaźnik zgodności faz analizowanych indeksów z MSCI Europe w ruchomym 36-miesięcznym oknie (dane miesięczne)



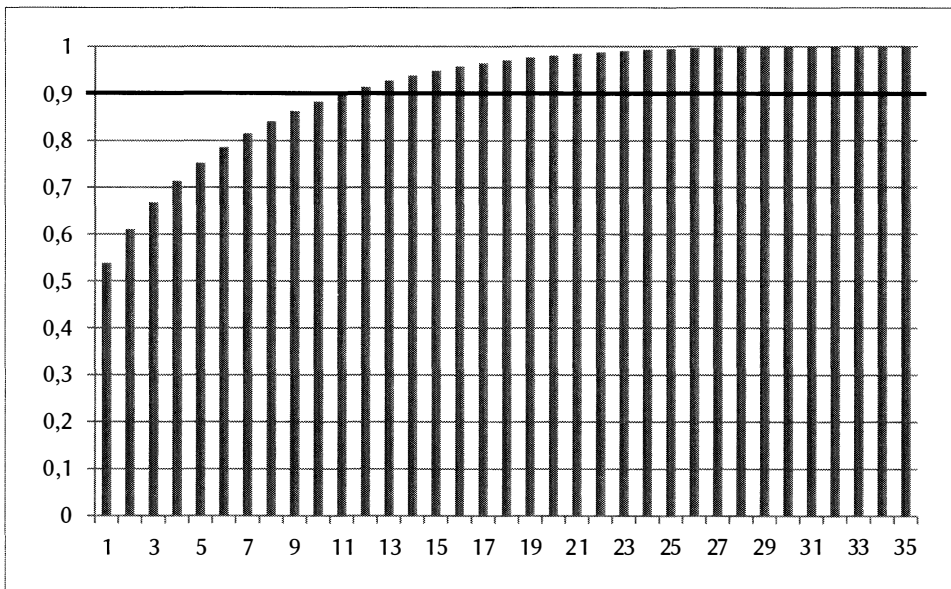




Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

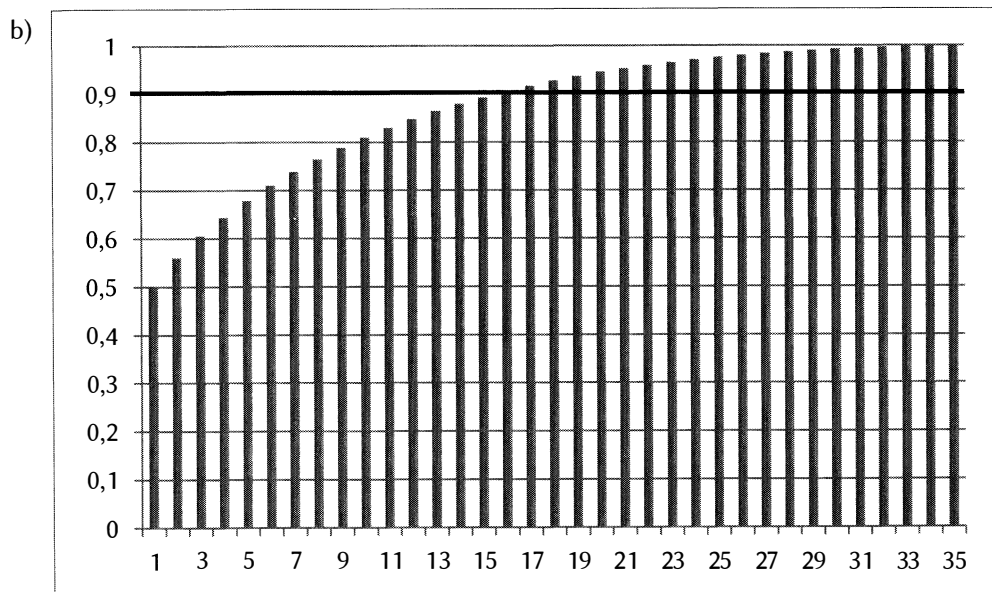
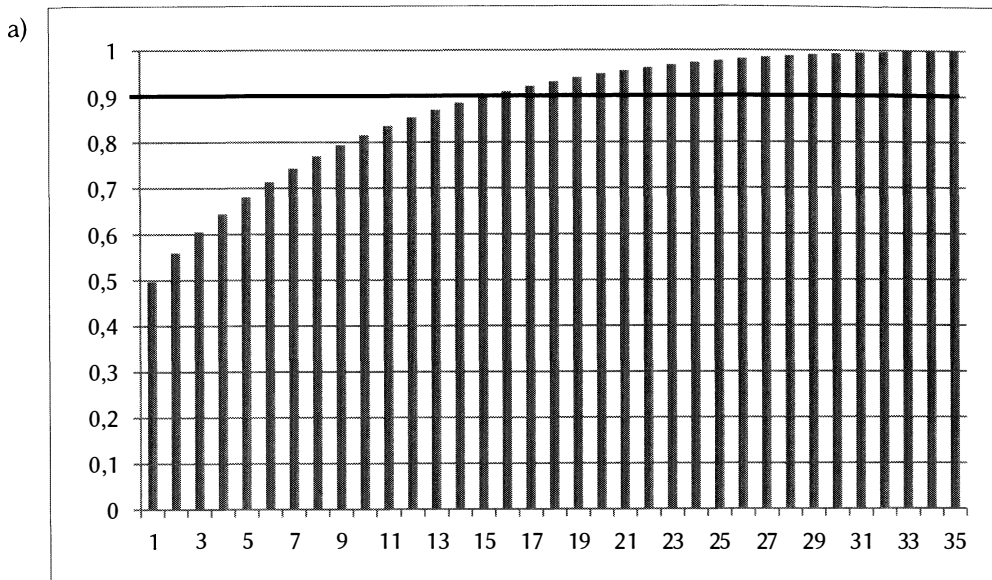
Analiza integracji na podstawie miar opartych na głównych składowych

Rysunek D.5. Średnie udziały poszczególnych głównych składowych w wyjaśnieniu całkowitej wariancji analizowanych indeksów – dane miesięczne (ruchome okno długości 36 miesięcy)

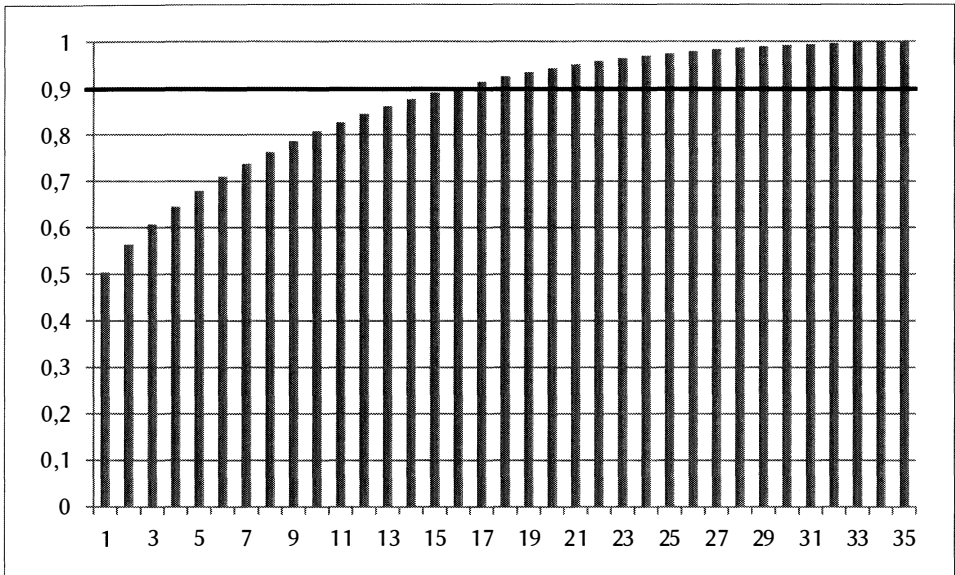


Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Rysunek D.6. Średnie udziały poszczególnych głównych składowych w wyjaśnieniu całkowitej wariacji analizowanych indeksów – dane tygodniowe; okno długości 104 tygodni (a), 130 tygodni (b), 156 tygodni (c)



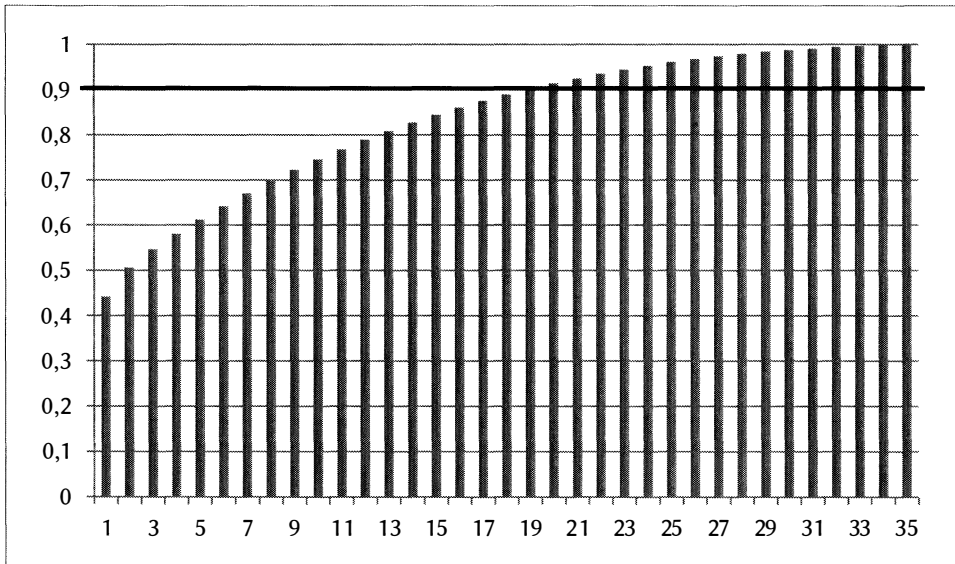
c)

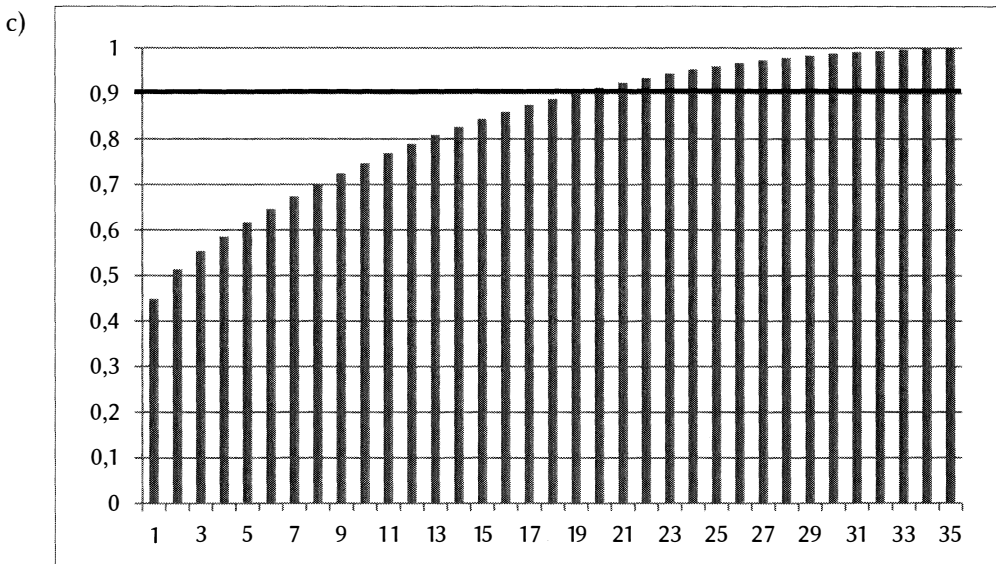
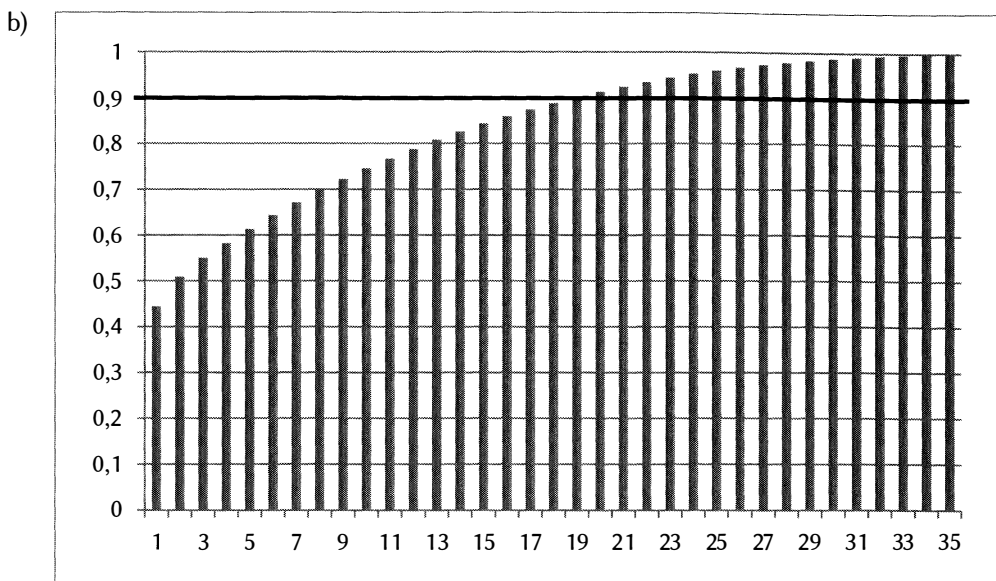


Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Rysunek D.7. Średnie udziały poszczególnych głównych składowych w wyjaśnieniu całkowitej wariancji analizowanych indeksów – dane dzienne; okno długości 500 dni (a), 625 dni (b), 750 dni (c)

a)





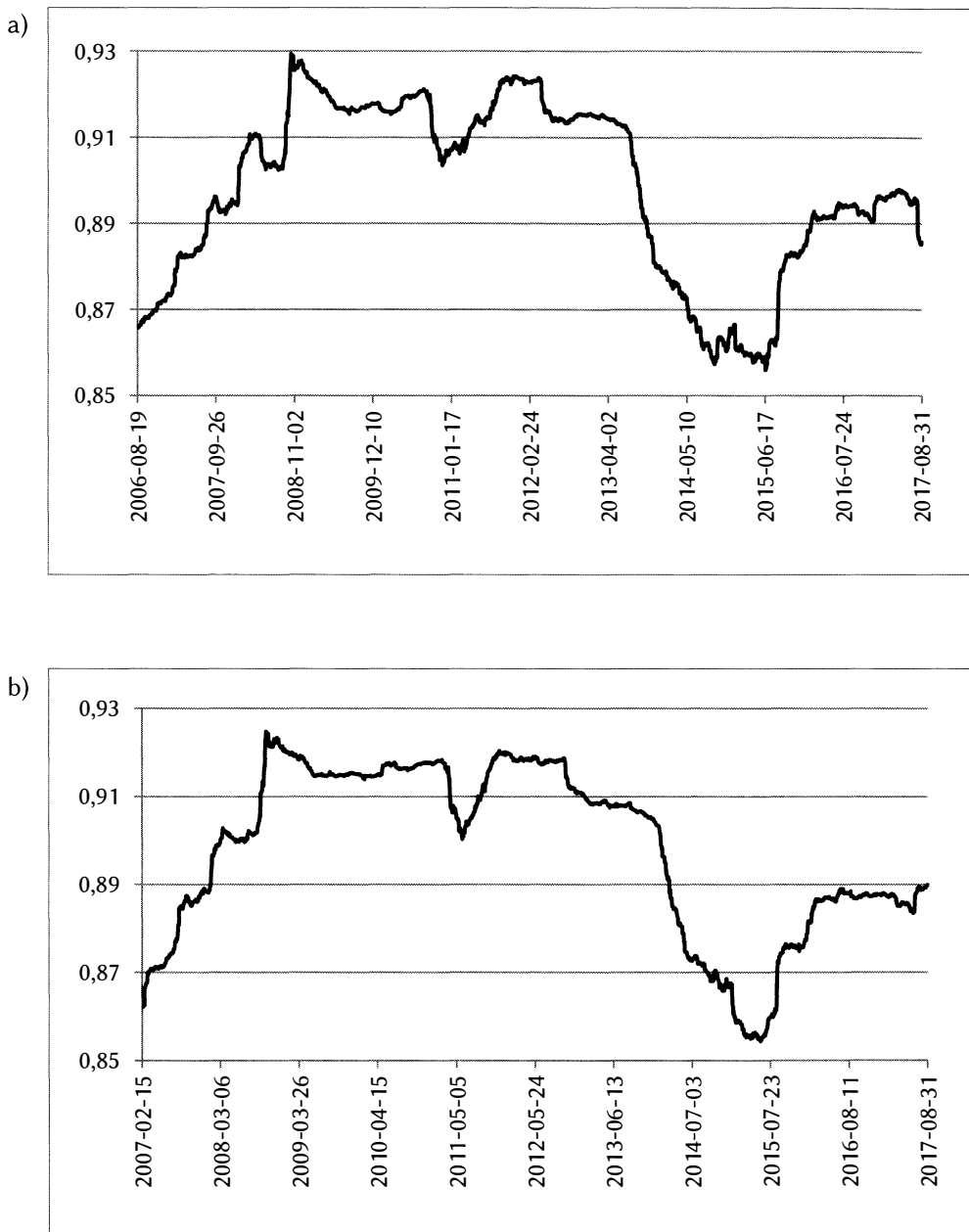
Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Rysunek D.8. Dynamika współczynnika determinacji modelu regresji względem 16 głównych składowych – dane tygodniowe; okno długości 104 tygodni (a), 130 tygodni (b)



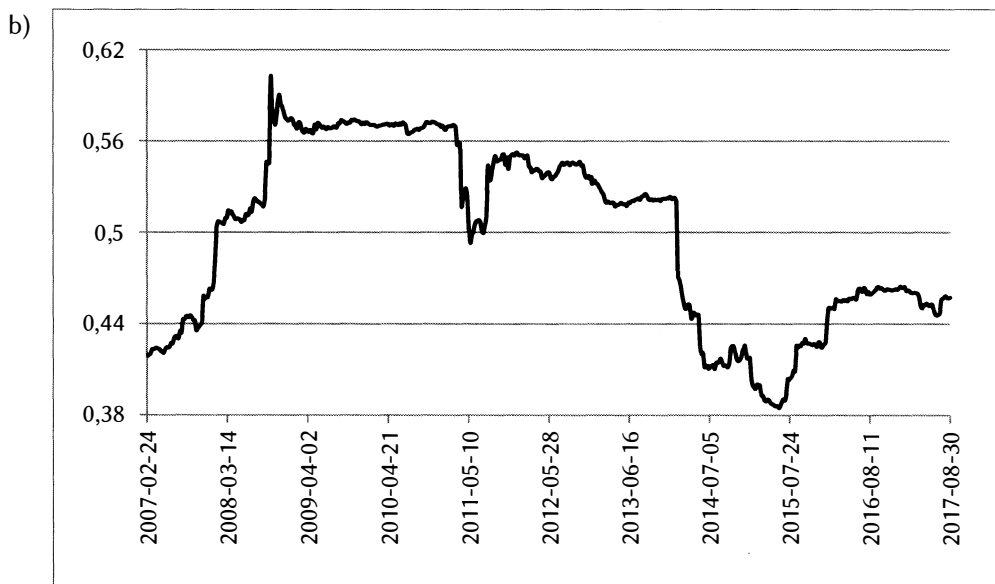
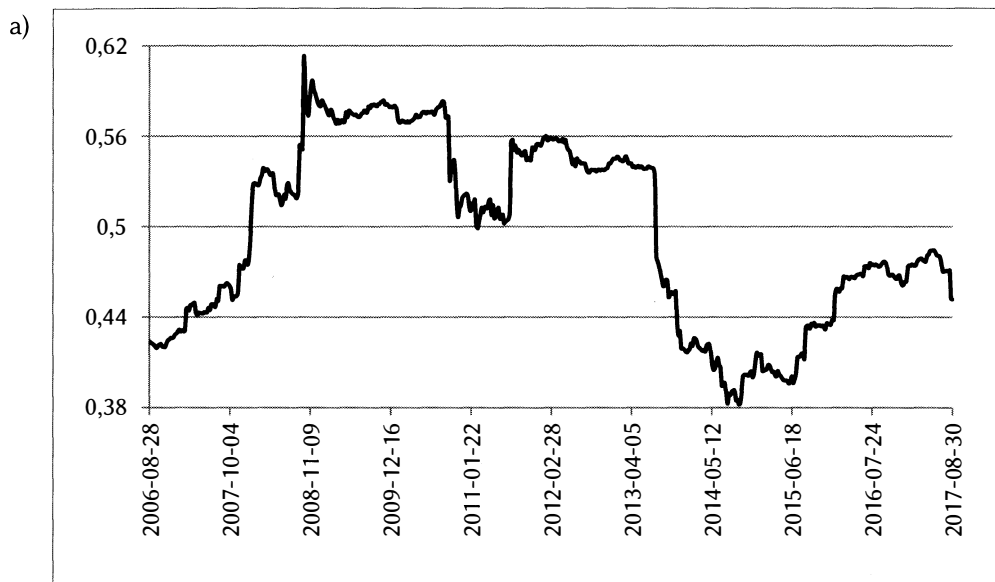
Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Rysunek D.9. Dynamika współczynnika determinacji modelu regresji względem 19 głównych składowych – dane dzienne; okno długości 500 dni (a), 625 dni (b)



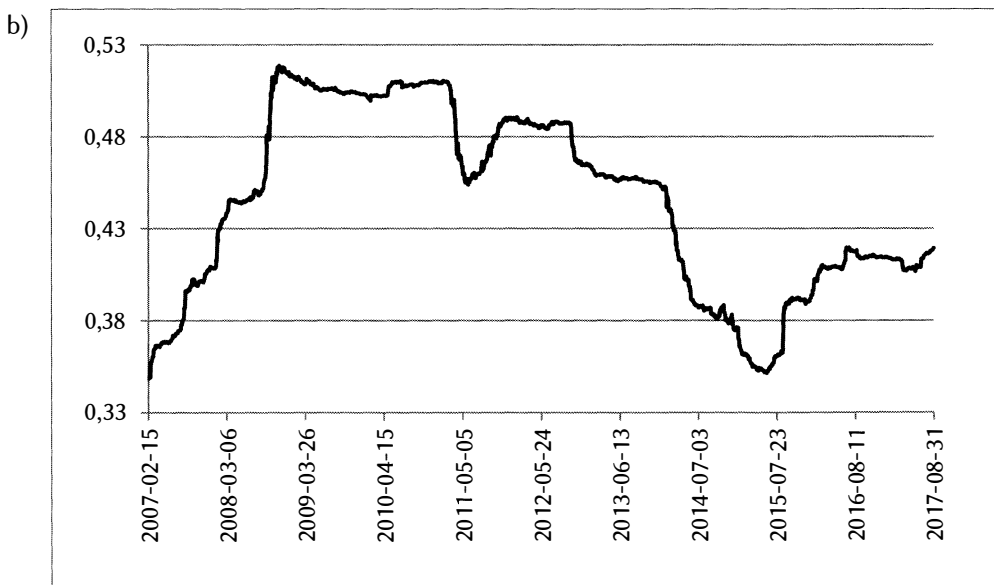
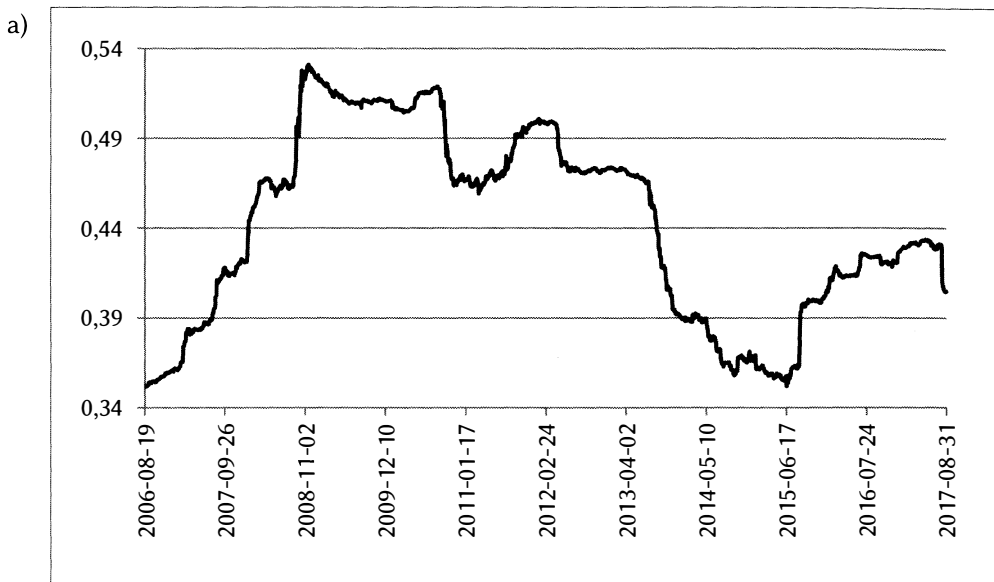
Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Rysunek D.10. Dynamika wskaźnika integracji – dane tygodniowe; okno długości 104 tygodni (a), 130 tygodni (b)



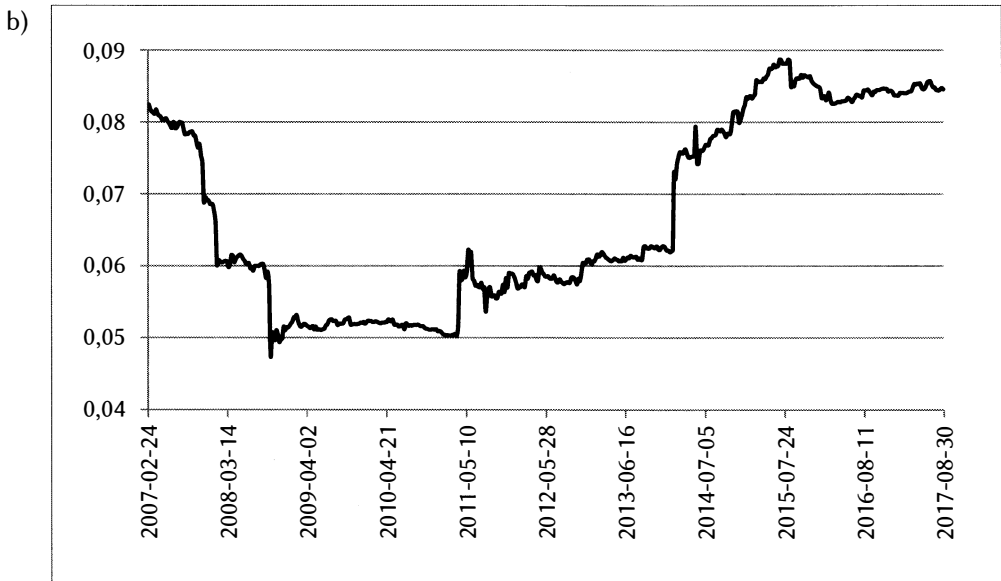
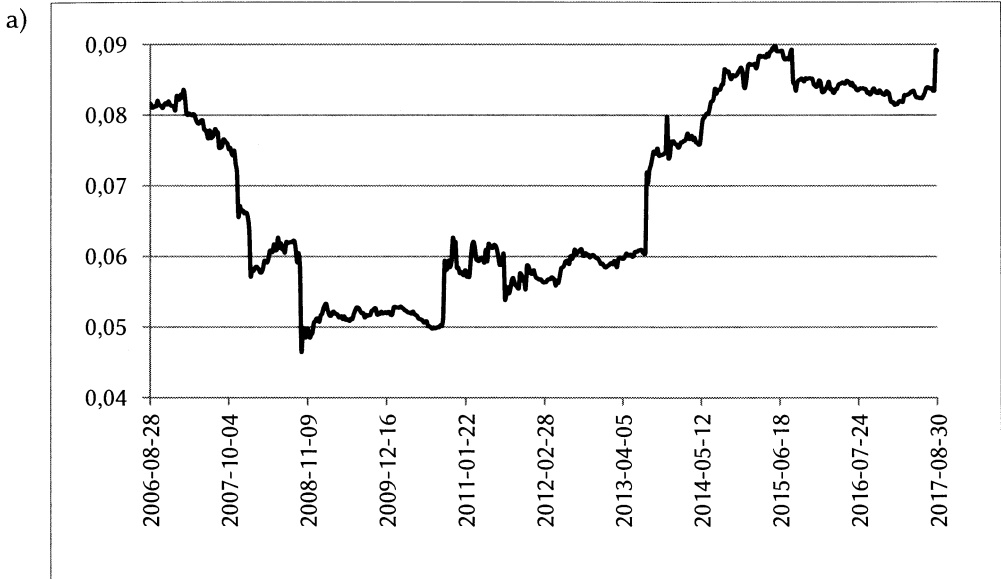
Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Rysunek D.11. Dynamika wskaźnika integracji – dane dzienne; okno długości 500 dni (a), 625 dni (b)



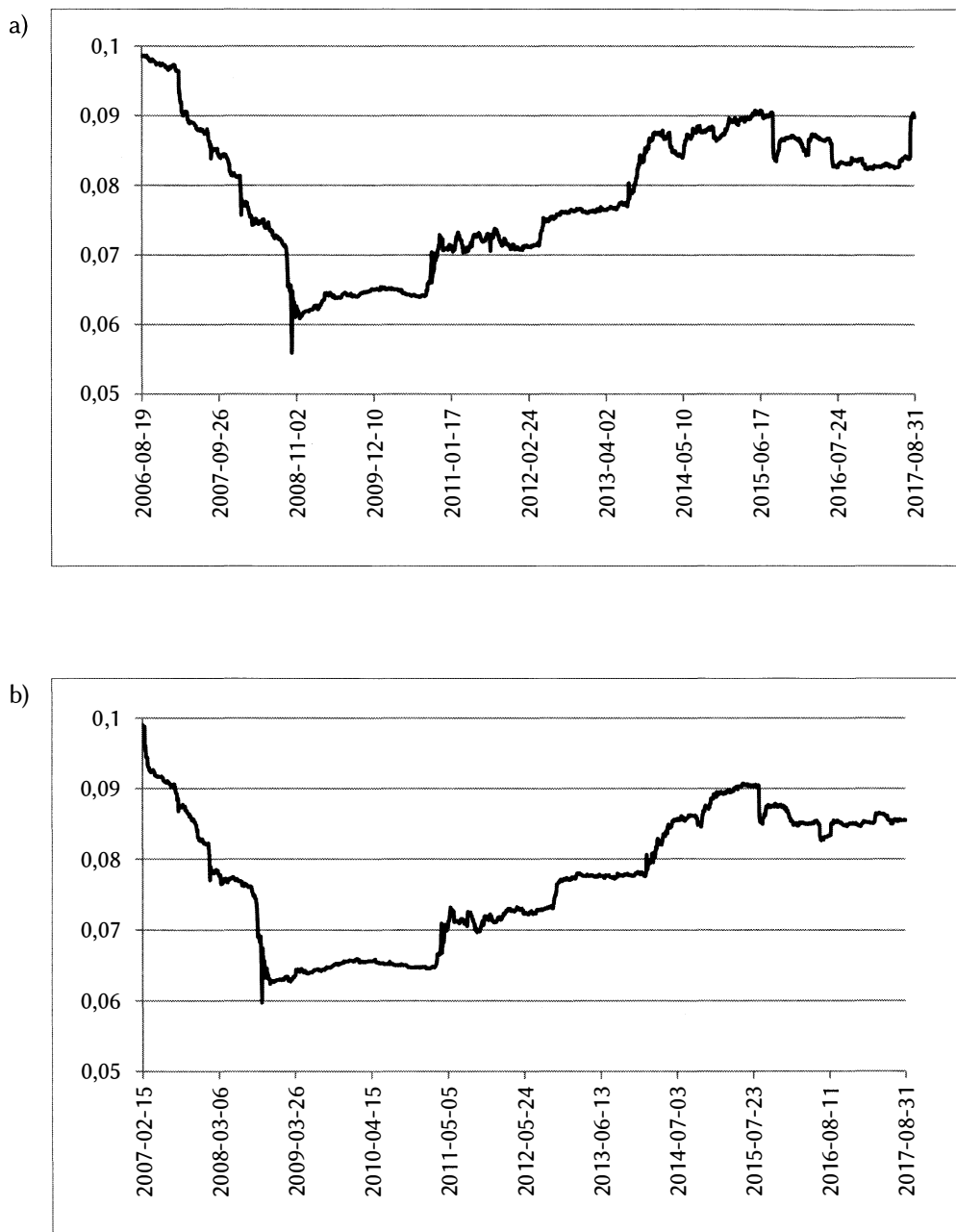
Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Rysunek D.12. Dynamika indeksu segmentacji – dane tygodniowe; okno długości 104 tygodni (a), 130 tygodni (b)



Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

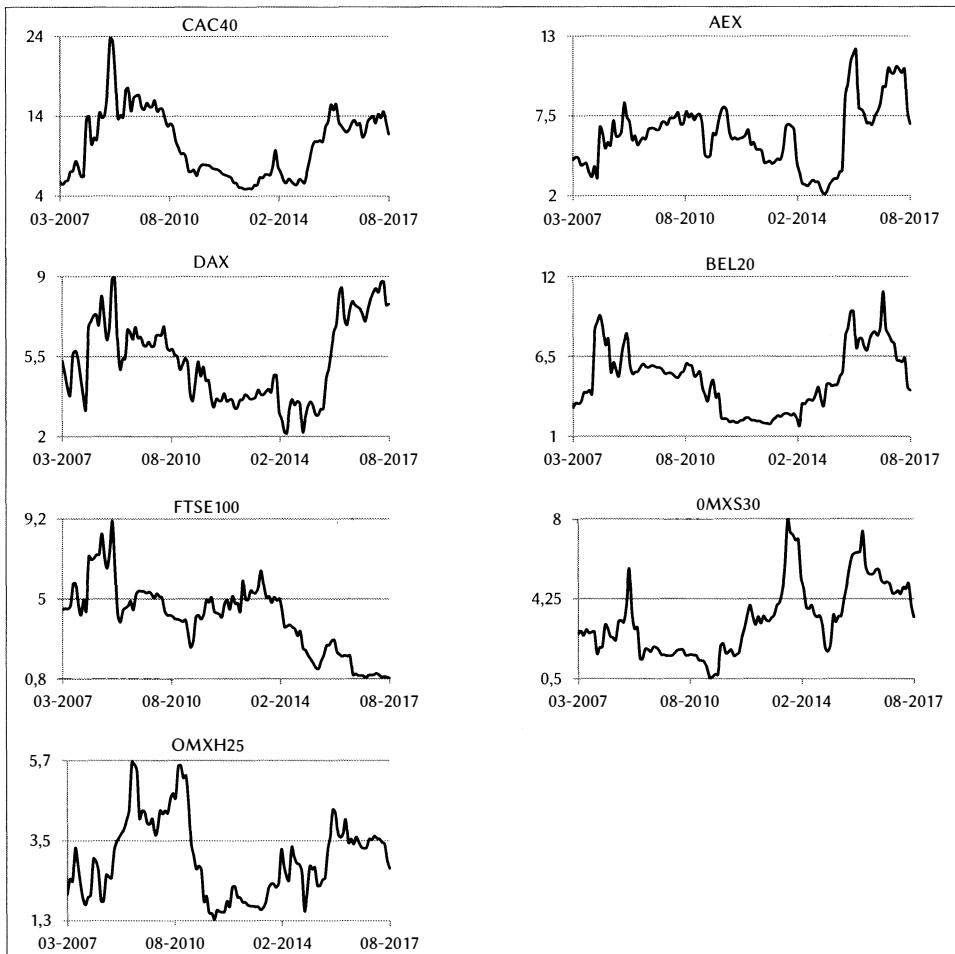
Rysunek D.13. Dynamika indeksu segmentacji – dane dzienne; okno długości 500 dni (a), 625 dni (b)



Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Dynamiczne wskaźniki globalizacji badanych indeksów

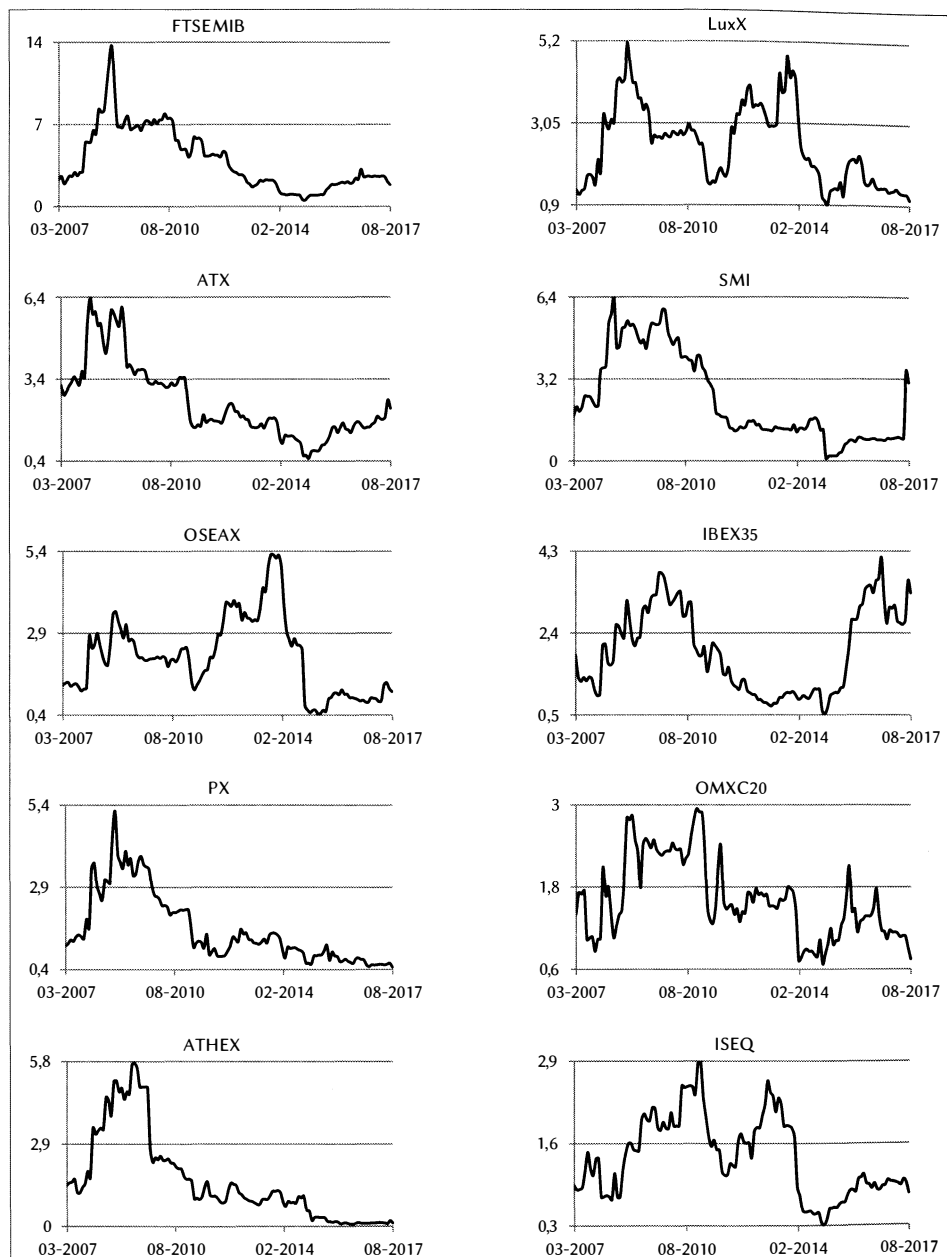
Rysunek D.14. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 30-miesięcznym oknie indeksów z grupy A1 ($RGEFF > 1$ oraz $RGEFF_j > 1$ w całym okresie)

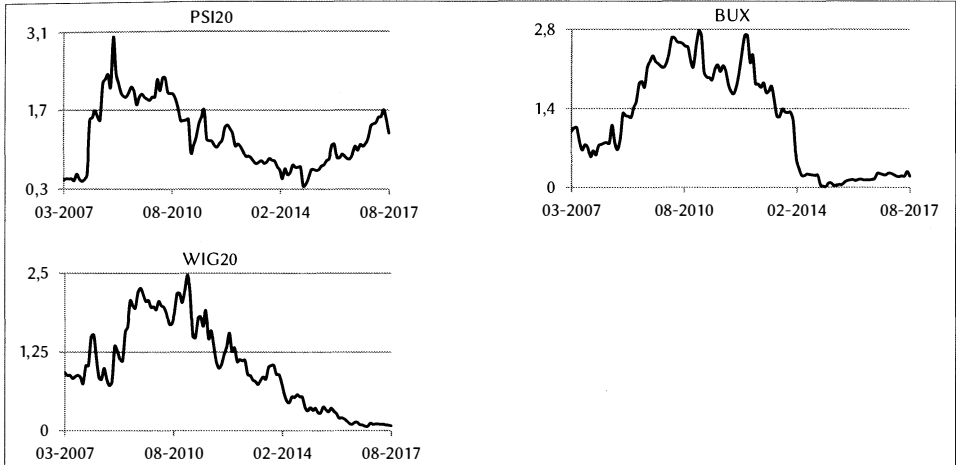


Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Uwaga: kolejność wykresów (w wierszach) odpowiada malejącej średniej wartości wskaźnika globalizacji.

Rysunek D.15. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 30-miesięcznym oknie indeksów z grupy A2 ($RGEFF_j > 1$ oraz $RGEFF_j < 1$ w pewnych okresach)

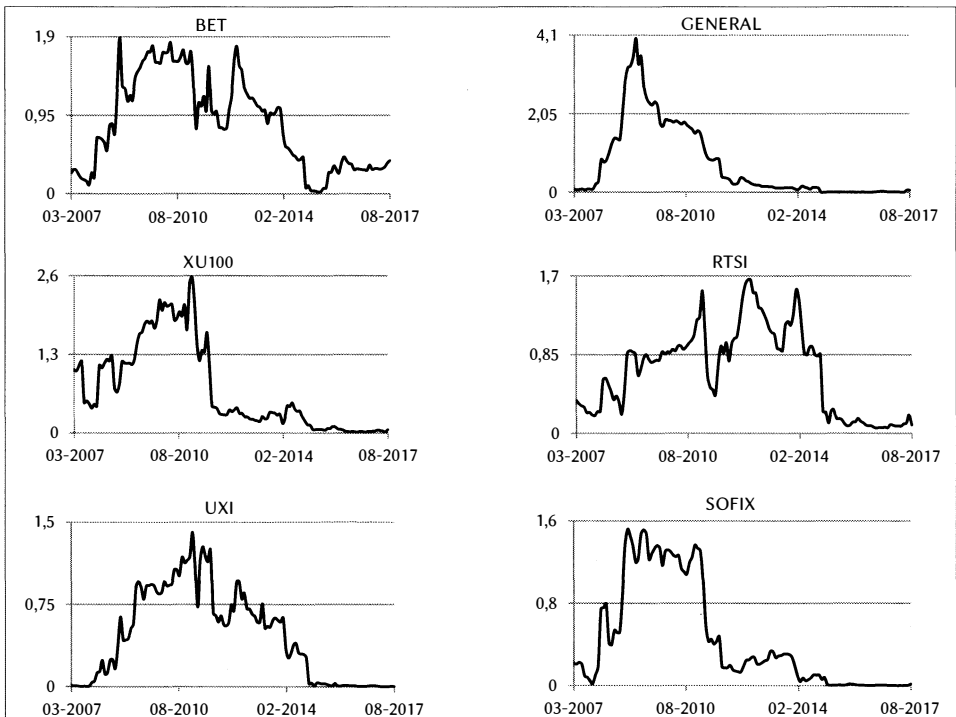


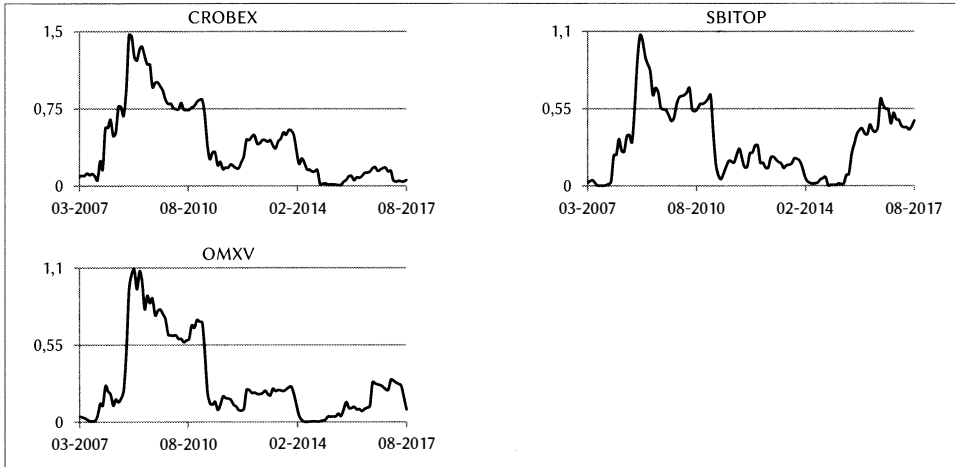


Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Uwaga: kolejność wykresów (w wierszach) odpowiada malejącej średniej wartości wskaźnika globalizacji.

Rysunek D.16. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 30-miesięcznym oknie indeksów z grupy B1 ($RGEFF < 1$ oraz $RGEFF_j > 1$ w pewnych okresach)

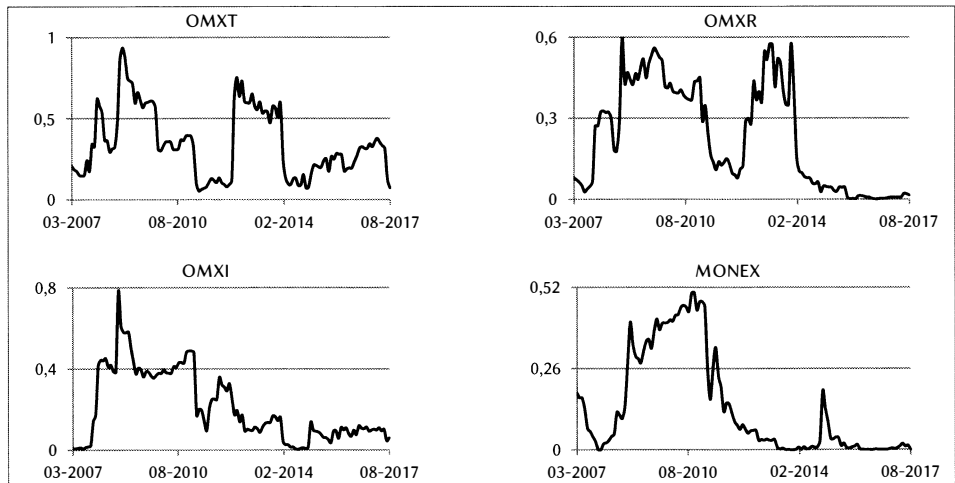


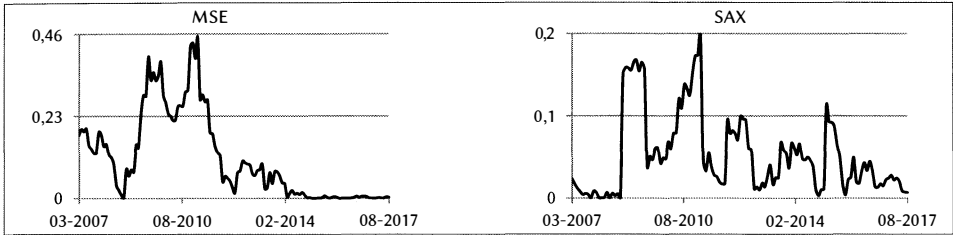


Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Uwaga: kolejność wykresów (w wierszach) odpowiada malejącej średniej wartości wskaźnika globalizacji.

Rysunek D.17. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 30-miesięcznym oknie indeksów z grupy B2 ($RGEFF < 1$ oraz $RGEFF_j < 1$ w całym okresie)

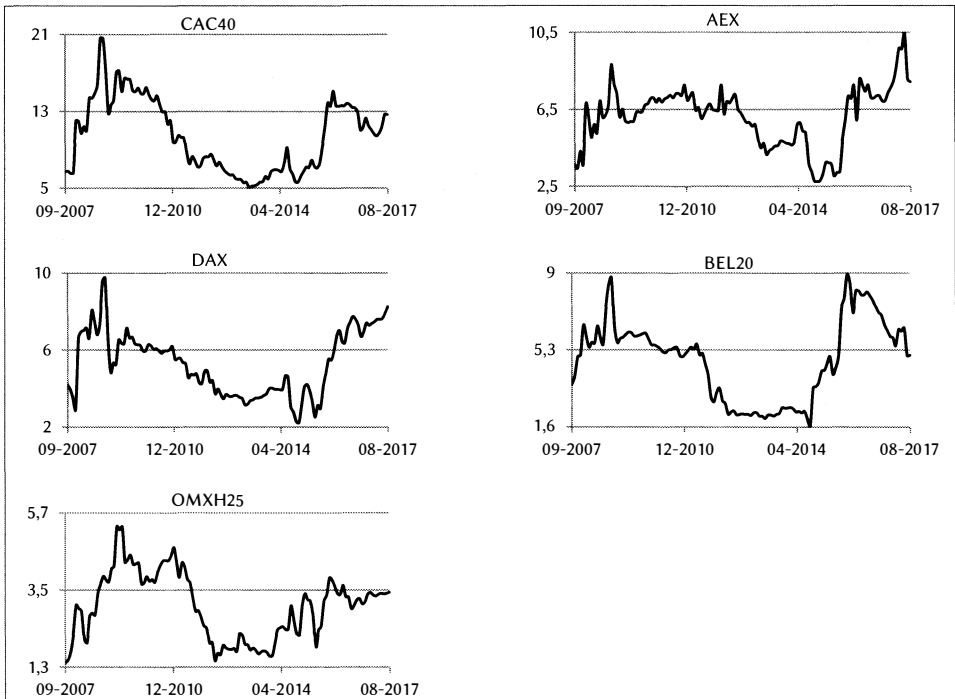




Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Uwaga: kolejność wykresów (w wierszach) odpowiada malejącej średniej wartości wskaźnika globalizacji.

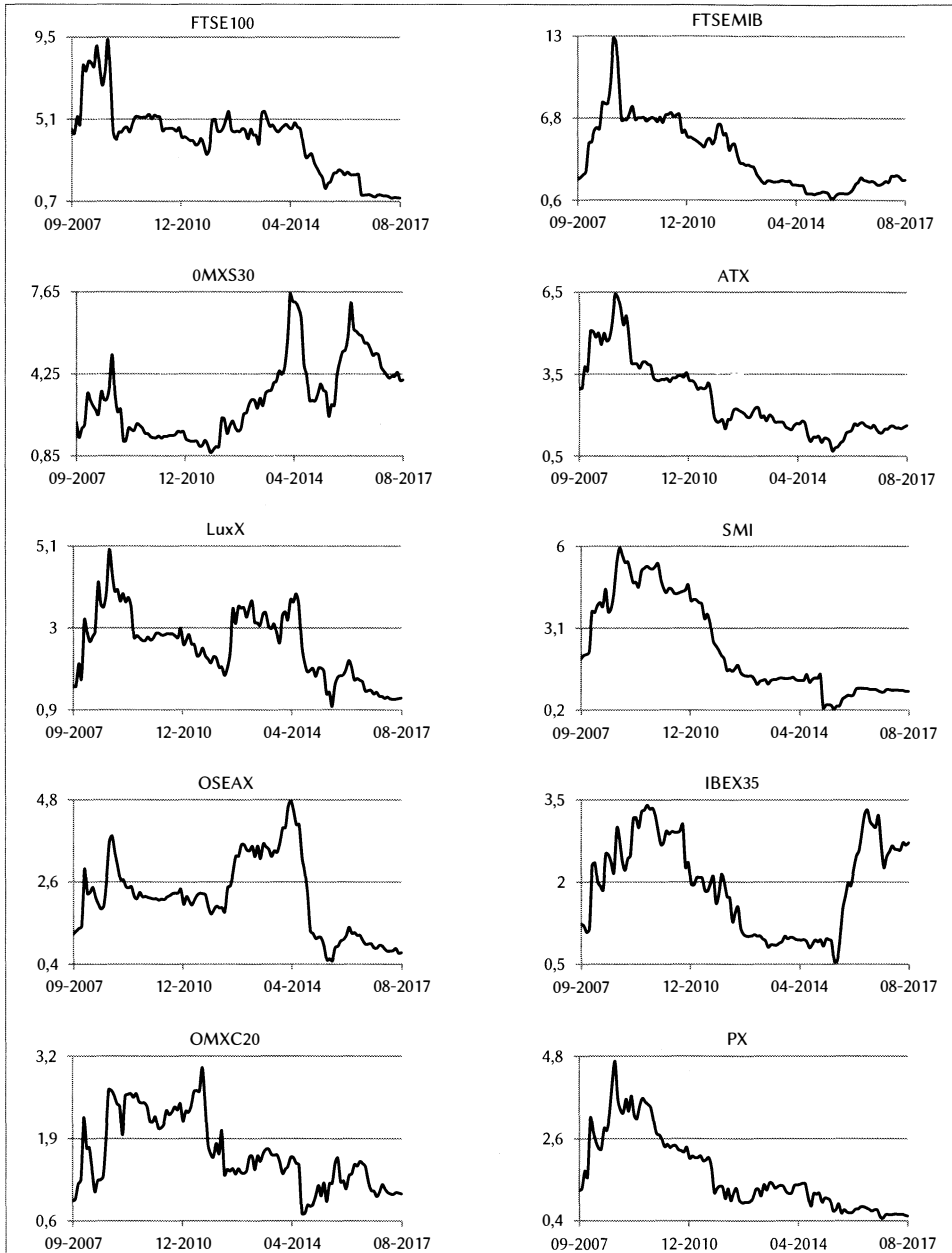
Rysunek D.18. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 36-miesięcznym oknie indeksów z grupy A1 ($RGEFF_j > 1$ oraz $RGEFF_j > 1$ w całym okresie)

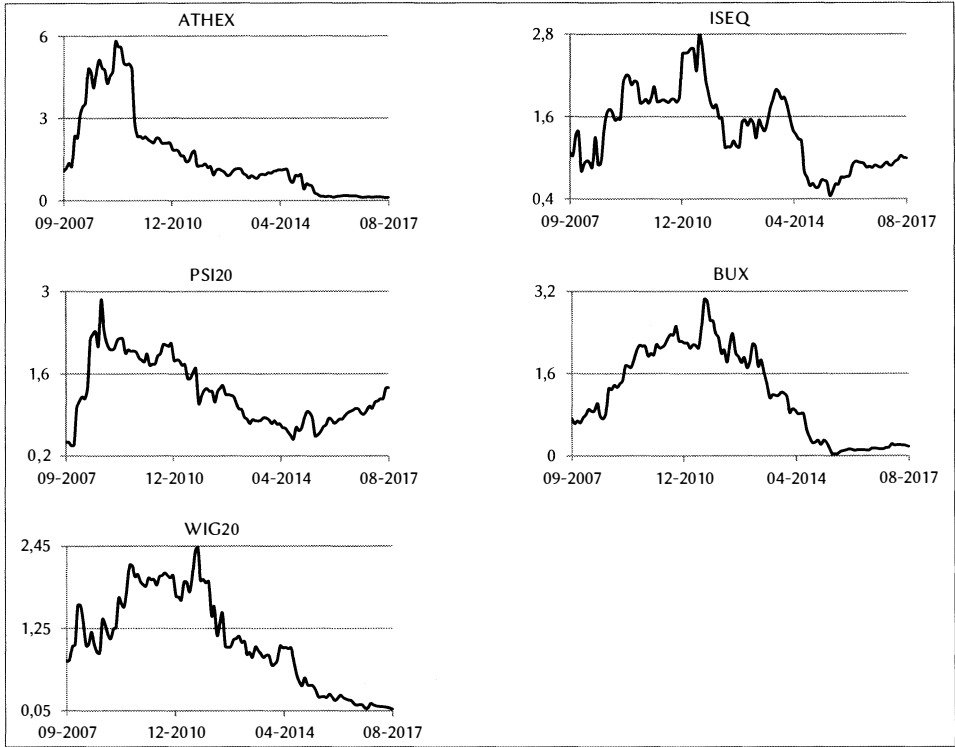


Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Uwaga: kolejność wykresów (w wierszach) odpowiada malejącej średniej wartości wskaźnika globalizacji.

Rysunek D.19. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 36-miesięcznym oknie indeksów z grupy A2 ($RGEFF_j > 1$ oraz $RGEFF_j < 1$ w pewnych okresach)

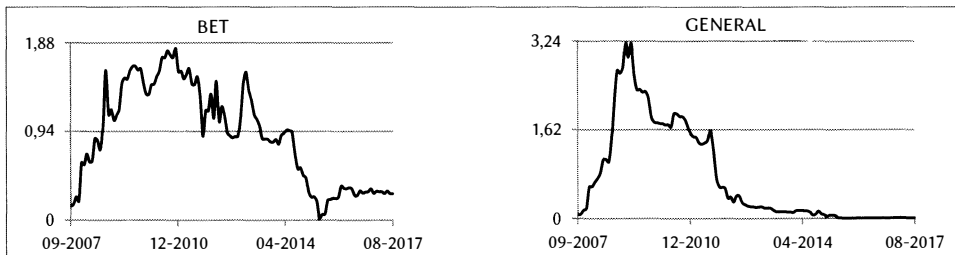


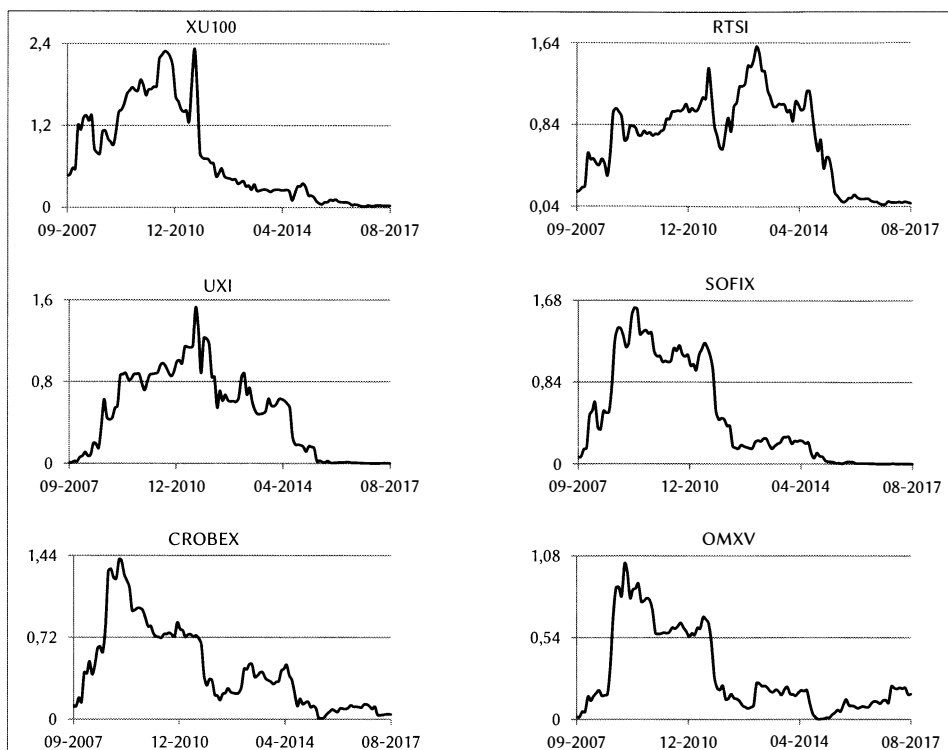


Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Uwaga: kolejność wykresów (w wierszach) odpowiada malejącej średniej wartości wskaźnika globalizacji.

Rysunek D.20. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 36-miesięcznym oknie indeksów z grupy B1 ($RGEFF < 1$ oraz $RGEFF_j > 1$ w pewnych okresach)

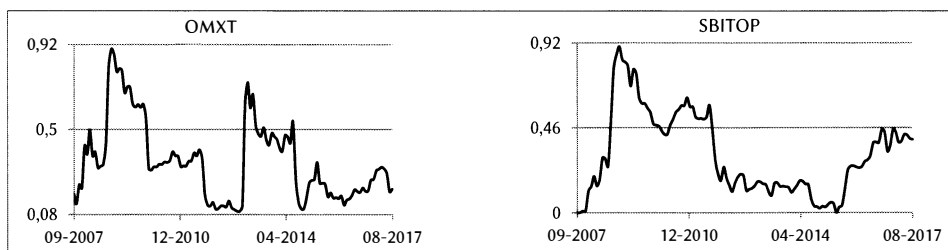


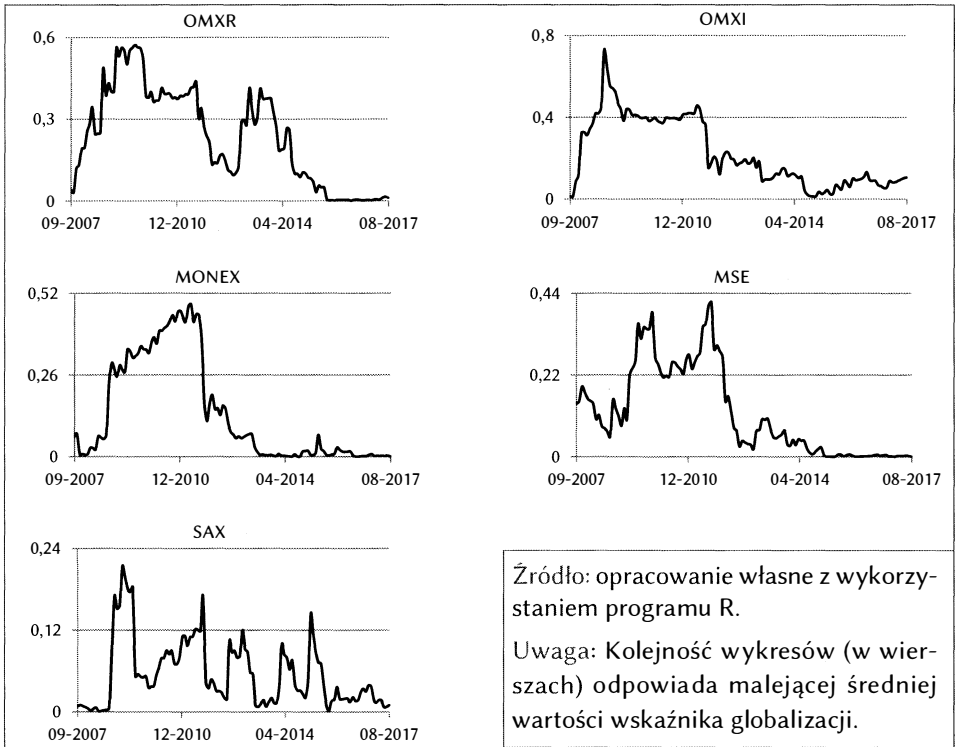


Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

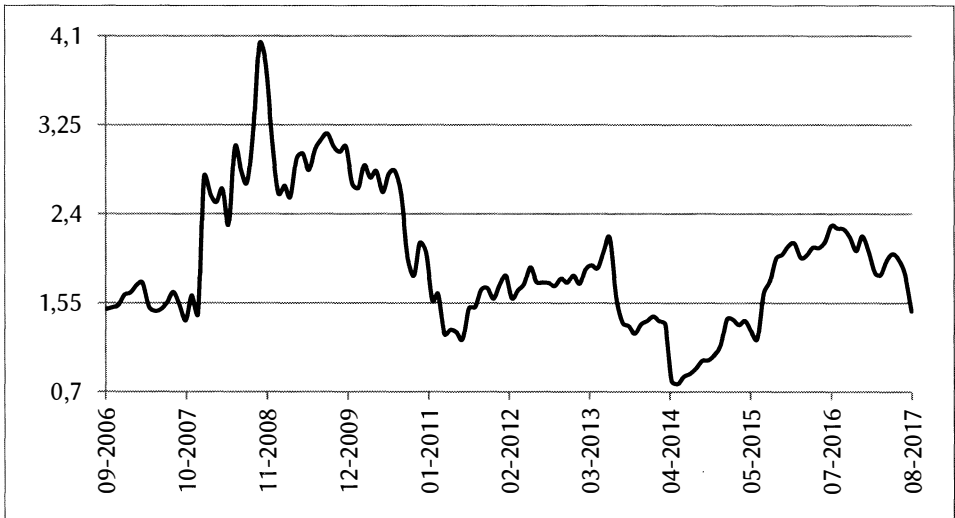
Uwaga: Kolejność wykresów (w wierszach) odpowiada malejącej średniej wartości wskaźnika globalizacji.

Rysunek D.21. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 36-miesięcznym oknie indeksów z grupy B2 ($RGEFF < 1$ oraz $RGEFF_j < 1$ w całym okresie)



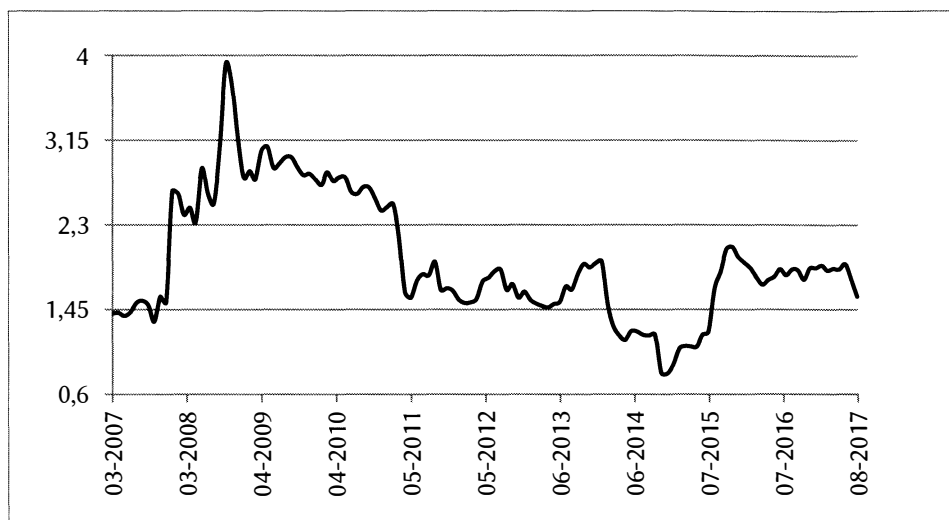


Rysunek D.22. Przebieg krzywej globalizacji – okno długości 24 miesięcy



Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Rysunek D.23. Przebieg krzywej globalizacji – okno długości 30 miesięcy



Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

BIBLIOGRAFIA

- Abdi H., Williams L.J., (2010), *Principal Component Analysis*, Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Analysis 2(4), 433–459.
- Ahmad W., Sehgal S., Bhanumurthy N. R., (2013), *Eurozone Crisis and BRIICKS Stock Markets: Contagion or Market Interdependence?*, Economic Modelling 33, 209–225.
- Ali T. M., (2012), *The Impact of the Sovereign Debt Crisis on the Eurozone Countries*, Procedia Social and Behavioral Sciences 62, 424–430.
- Al Nasser O. M., Hajilee M., (2016), *Integration of Emerging Stock Markets With Global Stock Markets*, Research in International Business and Finance, 36, 1–12.
- Ang A., Bekaert G., (2002), *International Asset allocation under regime switching*, Review of Financial Studies 15, 1137–1187.
- Ardagna S., Caselli F., (2014), *The Political Economy of the Greek Debt Crisis: A Tale of Two Bailouts*, American Economic Journal: Macroeconomics, 6(4), 291–323.
- Baele L., Ferrado A., Hördahl P., Krylova E., Monnet C., (2004), *Measuring Financial Integration in the Euro Area*, ECB Occasional Paper Series No. 14.
- Bartram S. M., Bodnar G., (2009), *No place to hide: The Global Crisis in Equity Markets in 2008/2009*, Journal of International Money and Finance, 28(8), 1246–1292.
- Baumöhl E., Vyrost T., (2010), *Stock Market Integration: Granger Causality Testing with Respect to Nonsynchronous Trading Effects*, Finance a úvěr: Czech Journal of Economics and Finance, 60(5), 414–425.
- Baur D. G., (2012), *Financial Contagion and Real Economy*, Journal of Banking and Finance 36, 2680–2692.
- Beine M., Cosma A., Vermeulen R., (2010), *The Dark Side of Global Integration: Increasing Tail Dependence*, Journal of Banking & Finance, 34(1), 184–192.
- Bekaert G., Harvey C. R., (1995), *Time-Varying Market Integration*, Journal of Finance, 50(2), 403–444.
- Bekaert G., Harvey C. R., Lumsdaine R. L., (2002), *Dating the Integration of World Equity Markets*, Journal of Financial Economics, 65, 203–247.
- Bekaert G., Harvey C. R., Ng A., (2005), *Market Integration and Contagion*, Journal of Business, 78(1), 39–69.

- Bekaert G., Hodrick R. J., Zhang X., (2009), *International Stock Return Comovements*, *Journal of Finance*, 64(6), 2591–2626.
- Bekaert G., Ehrmann M., Fratzscher M., Mehl A., (2014), *The Global Crisis and Equity Market Contagion*, Working Paper No. 1352, DIW Berlin.
- Bentes S. R., (2015), *On the Integration of Financial Markets: How Strong is the Evidence From Five International Stock Markets?*, *Physica A* 429, 205–214.
- Berger D., Pukthuanthong K., Yang J. J., (2011), *International Diversification With Frontier Markets*, *Journal of Financial Economics*, 101, 227–242.
- Billio M., Donadelli M., Paradiso A., Riedel M., (2017), *Which Market Integration Measure?*, *Journal of Banking and Finance* 76, 150–174.
- Boamah N. A., (2017), *The Dynamics of the Relative Global Sector Effects and Contagion in Emerging Markets Equity Returns*, *Research in International Business and Finance*, 39, 433–453.
- Boamah N. A., Watts E. J., Loudon G., (2016), *Investigating Temporal Variation in the Global and Regional Integration of African Stock Markets*, *Journal of Multinational Financial Management*, 36, 103–118.
- Bordo M. D., Murshid A. P., (2006), *Globalization and Changing Patterns in the International Transmission in Financial Markets*, *Journal of International Money and Finance*, 25(4), 655–674.
- Boubaker S., Jouini J., Lahiani A., (2016), *Financial Contagion Between the US and Selected Developed and Emerging Countries: The Case of the Subprime Crisis*, *The Quarterly Review of Economics and Finance* 61, 14–28.
- Briere M., Chapelle A., Szafarz A., (2012), *No Contagion, Only Globalization and Flight to Quality*, *Journal of International Money and Finance*, 31, 1729–1744.
- Browne M. W., Shapiro A., (1986), *The Asymptotic Covariance Matrix of Sample Correlation Coefficients Under General Conditions*, *Linear Algebra and its Applications*, 82, 169–176.
- Brunnermeier M. K., (2009), *Deciphering the Liquidity and Credit Crunch 2007–2008*, *Journal of Economic Perspectives*, 23(1), 77–100.
- Bry G., Boschan C., (1971), *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*, NBER: New York.
- Bukowski S. I., (2013), *Integracja rynków finansowych w Unii Europejskiej. Czechy, Polska, Słowacja, Słowenia, Węgry – obszar euro*, Instytut Naukowo-Wydawniczy „Spatium”, Radom.
- Büttner D., Hayo B., (2011), *Determinants of European Stock Market Integration*, *Economic Systems*, 35(4), 574–585.
- Calomiris C. W., (2009), *The Subprime Turmoil: What’s Old, What’s New, and What’s Next*, *Journal of Structured Finance*, 15(1), 6–52.

- Calomiris C. W., Love J., Peria M. S. M., (2012), *Stock Returns' Sensitivities to Crisis Shocks: Evidence from Developed and Emerging Markets*, *Journal of International Money and Finance*, 31(4), 743–765.
- Campbell J. Y., Koedijk K., Kofman P., (2002), *Increased Correlation in Bear Markets*, *Financial Analysts Journal*, 58(1), 87–94.
- Cappiello L., Gerard B., Kadareja A., Manganelli S., (2006), *Financial Integration of New EU Member States*, ECB Working Paper Series 683.
- Carriero F., Errunza V., Hogan K., (2007), *Characterizing World Market Integration through Time*, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42(4), 915–940.
- Carriero F., Errunza V., Sarkissian S., (2004), *Industry Risk and Market Integration*, *Management Science*, 50(2), 207–221.
- Cauchy A. L., (1829), *Sur l'équation à l'aide de laquelle on détermine les inégalités séculaires des mouvements des planètes*, *Exercices de Mathématiques 4 [w:] Oeuvres Complètes d'Augustin Cauchy*, Gauthier-Villars et fils, 2(9), 174–195.
- Chakraborty I., Hai R., Holter H. A., Stepanchuk S., (2017), *The Real Effects of Financial (Dis)integration: A Multi-country Equilibrium Analysis of Europe*, *Journal of Monetary Economics*, 85, 28–45.
- Chen M.-P., Chen P.-F., Lee C.-C., (2014), *Frontier Stock Market Integration and the Global Financial Crisis*, *North American Journal of Economics and Finance*, 29, 84–103.
- Chesnay F., Jondeau E., (2001), *Does Correlation Between Stock Returns Really Increase During Turbulent Periods?*, *Economic Notes by Banca Monte dei Paschi di Siena SpA*, 30(1), 53–80.
- Chiu A., MacKay P., (2012), *The Growing Financial Interdependence between Europe and Asia*, [w:] Oxelheim L. (red.) *EU – Asia and the Re-Polarization of the Global Economic Arena*, *Advanced Research in Asian Economic Studies* 7, 125–167.
- Chudik A., Fratzscher M., (2011) *Identifying the Global Transmission of the 2007–2009 Financial Crisis in a GVAR Model*, *European Economic Review*, 55, 325–339.
- Claessens S., Dell'Ariccia G., Igan D., Laeven L., (2010), *Cross-Country Experience and Policy Implications from the Global Financial Crisis*, *Economic Policy*, 62, 267–293.
- Connor G., Suurlaht A., (2013), *Dynamic Stock Market Covariances in the Eurozone*, *Journal of International Money and Finance*, 37, 353–370.
- Constâncio V., (2014), *The European Crisis and the Role of the Financial System*, *Journal of Macroeconomics*, 39, 250–259.
- Cross F., (1973), *The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays*, *Financial Analysts Journal* 29(6), 67–69.

- Czekaj J. (2008), *Rynki, instrumenty i instytucje finansowe*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Dajcman S., (2013), *Forbes and Rigobon's Method of Contagion Analysis with Endogenously Defined Crisis Periods – an Application to Some of Eurozone's Stock Markets*, *Inżynieria Ekonomika – Engineering Economics* 24(4), 291–299.
- De Grauwe P., (2012), *A Fragile Eurozone in Search of Better Governance*, *The Economic and Social Review*, 43(1), 1–30.
- De Santis G., Gerard B., (1997), *International Asset Pricing and Portfolio Diversification with Time-Varying Risk*, *Journal of Finance*, 52, 1881–1912.
- Dewandaru G., Masih R., Masih A. M.M., (2016), *What Can Wavelets Unveil About the Vulnerabilities of Monetary Integration? A Tale of Eurozone stock Markets*, *Economic Modelling*, 52, 981–996.
- Djauhari M. A., Gan S. L., (2014), *Dynamics of Correlation Structure in Stock Market*, *Entropy*, 16, 455–470.
- Donadelli M., Paradiso A., (2014), *Is There Heterogeneity in Financial Integration Dynamics? Evidence from Country and Industry Emerging Market Equity Indexes*, *Journal of International Financial Markets, Institution & Money*, 32, 184–218.
- Dooley M., Hutchison M., (2009), *Transmission of the U.S. Subprime Crisis to Emerging Markets: Evidence on the Decoupling–Recoupling Hypothesis*, *Journal of International Money and Finance*, 28(8), 1331–1349.
- Doornik J. A., Hansen H., (2008), *An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality*, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70 (s1), 927–939.
- Edwards S., (2000), *Contagion*, *World Economy*, 23(7), 873–900.
- Edwards S., Biscarri J. G., de Gracia F. P., (2003), *Stock Market Cycles, Financial Liberalization and Volatility*, NBER Working Paper Series 9817.
- Eichengreen B., (2010), *The Breakup of the Euro Area*, [w:] Alesina, A. and Giavazzi, F. (red.) *Europe and the Euro*, University of Chicago Press, 11–56.
- Eiling E., Gerard B., de Roon F. A., (2012), *Euro-Zone Equity Returns: Country versus Industry Effects*, *Review of Finance*, 16(3), 755–798.
- Erb C., Campbell R. H., Viskanta T., (1994), *Forecasting International Equity Correlations*, *Financial Analysts Journal*, 32–45.
- Fabozzi F. J., Francis J. C., (1977), *Stability Tests for Alphas and Betas Over Bull and Bear Market Conditions*, *Journal of Finance*, 32(4), 1093–1099.
- Forbes K. J., Rigobon R., (2002), *No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements*, *Journal of Finance*, 57(5), 2223–2261.
- Frank N., Hesse H., (2009), *Financial Spillovers to Emerging Markets During the Global Financial Crisis*, *Finance a úvěr: Czech Journal of Economics and Finance*, 59(6), 507–521.

- Fratzscher M., (2002), *Financial Market Integration in Europe: On the Effects of EMU on Stock Markets*, *International Journal of Finance and Economics* 7(3), 165–194.
- French K. R., (1980), *Stock Return and the Weekend Effect*, *Journal of Financial Economics* 8(1), 55–69.
- Fung L. K., Tam C., Yu I., (2008), *Assesing the Integration of Asia's Equity and Bond Markets*, BIS Papers No. 42.
- Gagnon J. E., Unferth M. D., (1995), *Is There a World Interest Rate?*, *Journal of International Money and Finance*, 14, 846–855.
- Gajewski P., (2013), *Kryzys w strefie euro. Przyczyny, przebieg i perspektywy rozwoju*, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Gibson H. D., Pavilos T., Tavlav G. S., (2014), *The Crisis in the Euro Area: An Analytic Overview*, *Journal of Macroeconomics*, 39, 233–239.
- Gilmore C. G., Lucey B. M., McManus G. M., (2008), *The Dynamics of Central European Equity Market Comovements*, *The Quarterly Review of Economics and Finance* 48, 605–622.
- Goetzmann W. N., Li L., Rouwenhorst K. G., (2005), *Long-Term Global Market Correlations*, *Journal of Business*, 78(1), 1–38.
- Guidi F., Ugur M., (2014), *An Analysis of South-Eastern European Stock Markets: Evidence on Cointegration and Portfolio Diversification Benefits*, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 30, 119–136.
- Harding D., Pagan A., (2002), *Dissecting the Cycle: a Methodological Investigation*, *Journal of Monetary Economics*, 49, 365–381.
- Hardouvelis G. A., Malliaropulos D., Priestley R., (2006), *EMU and European Stock Market Integration*, *Journal of Business*, 79(1), 365–392.
- Hong Y., Tu J., Zhou G., (2007), *Asymmetries in Stock Returns: Statistical Tests and Economic Evaluation*, *Review of Financial Studies*, 20(5), 1547–1578.
- Horvat R., Petrovski D., (2013), *International Stock Market Integration: Central and South Eastern Europe Compared*, *Economic Systems* 37, 81–91.
- Hui E. C., Chan K. K. K., (2014), *The Global Financial Crisis: Is There Any Contagion Between Real Estate and Equity Markets?*, *Physica A*, 405, 216–225.
- Jajuga K., Jajuga T., (2002), *Inwestycje. Instrumenty finansowe, ryzyko finansowe, inżynieria finansowa*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Jarnuszkiewicz K., (2015), *Analiza wpływu kryzysu gospodarczego lat 2007–2009 na polski rynek kapitałowy*, [w:] *Narzędzia analityczne w naukach ekonomicznych*, K. Woźniak (red.), Kraków, 87–92.
- Jennrich R. I., (1970), *An Asymptotic Chi-square Test for the Equality of Two Correlation Matrices*, *Journal of the American Statistical Association*, 65(330), 904–912.

- Jochum C., Kirchgässer G., Platek, M., (1999), *A Long Run Relationship Between Eastern European Stock Markets? Cointegration and the 1997/98 Crisis in Emerging Markets*, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 135, 455–479.
- Jolliffe I. T., (2002), *Principal Component Analysis*, Springer series in statistics, 2nd edn. Springer, New York.
- Jordan C., (1874), *Mémoire sur les formes bilinéaires*, *Journal de Mathématiques Pures et Appliquées*, 19, 35–54.
- Kaiser H. F., (1960), *The Application of Electronic Computers to Factor Analysis*, *Educational and Psychological Measurement*, 20(1), 141–151.
- Katsimi M., Moutos T., (2010), *EMU and the Greek Crisis: The Political-Economy Perspective*, *European Journal of Political Economy*, 26, 568–576.
- Kearney C., Poti V., (2006), *Correlation Dynamics in European Equity Markets*, *Research in International Business and Finance*, 20, 305–321.
- Kenourgios D., Naifa N., Dimitriou D., (2016), *Islamic Financial Markets and Global Crises: Contagion or Decoupling?*, *Economic Modelling*, 57, 36–46.
- Kenourgios D., Samitas A., (2011), *Equity Market Integration in Emerging Balkan Markets*, *Research in International Business and Finance*, 25, 296–307.
- Kizys R., Pierdzioch C., (2011), *The Financial Crisis and the Stock Markets of the CEE Countries*, *Finance a úvěr: Czech Journal of Economics and Finance*, 61(2), 153–172.
- Kleimeier S., Sander H., (2006), *Regional Versus Global Integration of Euro-Zone Retail Banking Markets: Understanding the Recent Evidence from Price-Based Integration Measures*, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 46, 353–368.
- Koedijk K. G., Kool C. J.M., Schotman P. C., van Dijk M. A., (2002), *The Cost of Capital in International Financial Markets: Local or Global?*, *Journal of International Money and Finance*, 21, 905–929.
- Konopczak M., Sieradzki R., Wiernicki M., (2010), *Kryzys na światowych rynkach finansowych – wpływ na rynek finansowy w Polsce oraz implikacje dla sektora realnego*, *Bank i Kredyt*, 41(6), 45–70.
- Labuschagne C., Majewska E., Olbryś J., (2016), *Crisis Periods, Contagion and Integration Effects in the Major African Equity Markets During the 2007–2009 Global Financial Crisis*, *Optimum. Studia Ekonomiczne*, 83(5), 31–52.
- Lagoarde-Segot T., Lucey B. M., (2009), *Shift-Contagion Vulnerability in the MENA Stock Markets*, *The World Economy*, 32(10), 1478–1497.
- Lane P. R., (2012), *The European Sovereign Debt Crisis*, *Journal of Economic Perspectives*, 26(3), 49–68.
- Lane P. R., Milesi-Ferretti G. M., (2011), *The Cross-Country Incidence of the Global Crisis*, *IMF Economic Review*, 59(1), 77–110.

- Larntz K., Perlman M. D., (1985), *A Simple Test for the Equality of Correlation Matrices*, Technical Report No. 63, Department of Statistics, University of Washington, Seattle.
- Lee J.-S., Kuo C.-T., Yen P.-H., (2011), *Market States and Initial Returns: Evidence from Taiwanese IPOs*, *Emerging Markets Finance & Trade*, 47(2), 6–20.
- Lehkonen H., (2015), *Stock Market Integration and the Global Financial Crisis*, *Review of Finance*, 19 (5), 2039–2094.
- Liu Z., Song R., Zeng D., Zhang J., (2017), *Principal Components Adjusted Variable Screening*, *Computational Statistics and Data Analysis*, 110, 134–144.
- Longin F., Solnik B., (1995), *Is the Correlation in International Equity Returns Constant: 1960–1990?*, *Journal of International Money and Finance*, 14(1), 3–26.
- Longin F., Solnik B., (2001), *Extreme Correlation of International Equity Markets*, *Journal of Finance*, 56(2), 649–676.
- Lunde A., Timmermann A., (2004), *Duration Dependence in Stock prices: An Analysis of Bull and Bear Markets*, *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(3), 253–273.
- Luo B. R., Wang H., Tsai C.-L., (2009), *Contour Projected Dimension Reduction*, *The Annals of Statistics*, 37(6B), 3743–3778.
- Maheu J. M., McCurdy T. H., (2000), *Identifying Bull and Bear Markets in Stock Returns*, *Journal of Business & Economic Statistics*, 18(1), 100–112.
- Majewska E., (2015), *Testy integracji rynków giełdowych w okresie kryzysu a częstotliwość danych*, *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego 855, Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 74(1), 115–125.
- Majewska E., (2016), *Zastosowanie metody głównych składowych do analizy integracji rynków finansowych*, *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 82(4), 227–236.
- Majewska E., Jamroz P., (2018), *Integration Measures Based on Principal Component Analysis: Example of Eurozone Stock Markets*, [w:] Tsounis N., Vlachvei A. (red.) *Advances in Time Series Data Methods in Applied Economic Research – Proceedings of the 2018 International Conference on Applied Economics (ICOAE)*, Springer Proceedings in Business and Economics, Springer, 235–249.
- Majewska E., Olbrys J., (2017a), *Formal Identification of Crises on the Euro Area Stock Markets, 2004–2015*, [w:] Tsounis N., Vlachvei A. (red.) *Advances in Applied Economic Research – Proceedings of the 2016 International Conference on Applied Economics (ICOAE)*, Springer Proceedings in Business and Economics, Springer, 167–180.
- Majewska E., Olbrys J., (2017b), *The Evolution of Financial Integration on the European Stock Markets: a Dynamic Principal Component Approach*, *Comparative Economic Research. Central and Eastern Europe* 4(20), 45–63.

- Majewska E., Olbrys J., (2018) *Measuring Dynamics of Financial Integration on the Euro Area Stock Markets, 2000–2016*, [w:] Tsounis N., Vlachvei A. (red.) *Advances in Panel Data analysis in Applied Economic Research – Proceedings of the 2017 International Conference on Applied Economics (ICOAE)*, Springer Proceedings in Business and Economics, Springer, 361–369.
- Marer P., (2010), *The Global Economic Crises: Impact on Eastern Europe*, *Acta Oeconomica*, 60(1), 3–33.
- Mauro P., Sussman N., Yafeh Y., (2002), *Emerging Market Spreads: Then Versus Now*, *Quarterly Journal of Economics*, 117(2), 695–733.
- Merler S., Pisani-Ferry J., (2012), *Sudden Stops in the Euro Area*, Breugel Policy Contribution, 2012/06, 1–16.
- Mink M., de Haan J., (2013), *Contagion During the Greek Sovereign Debt Crisis*, *Journal of International Money and Finance*, 34, 102–113.
- Mishkin F. S., (2011), *Over the Cliff: From the Subprime to the Global Financial Crisis*, *Journal of Economic Perspectives*, 25(1), 49–70.
- Moro B., (2014), *Lessons from the European Economic and Financial Great Crisis: A Survey*, *European Journal of Political Economy*, 34, S9 – S24.
- Mrzygłód U., (2011), *Procesy integracyjne na rynkach kapitałowych Unii Europejskiej*, *Materiały i Studia nr 257*, NBP.
- Mun M., Brooks R., (2012), *The Roles of News and Volatility in Stock Market Correlations During the Global Financial Crisis*, *Emerging Markets Review*, 13(1), 1–7.
- Neaime S., (2012), *The Global Financial Crisis, Financial Linkages and Correlations in Returns and Volatilities in Emerging MENA Stock Markets*, *Emerging Markets Review*, 13, 268–282.
- Nellis J. G., (1982), *A Principal Components Analysis of International Financial Integration under Fixed and Floating Exchange Rate Regimes*, *Applied Economics*, 14, 339–354.
- Neudecker H., Wesselman A. M., (1990), *The Asymptotic Variance Matrix of the Sample Correlation Matrix*, *Linear Algebra and its Applications*, 127, 589–599.
- Oanea D.-C., (2015), *Financial Markets Integration: A Vector Error-Correction Approach*, *Journal of Economic Asymmetries*, 12, 153–161.
- Obstfeld M., Taylor A. M., (2003), *Globalization and Capital Markets*, [w:] Bordo M., Taylor A. M., Williamson J. G. (red.) *Globalization in Historical Perspective*, University of Chicago Press, Chicago, 121–187.
- Ocampo J. A., (2009), *Latin America and the Global Financial Crisis*, *Cambridge Journal of Economics*, 33, 703–724.
- Olbrys J., Majewska E., (2013), *Granger Causality Analysis of the CEE Stock Markets Including Nonsynchronous Trading Effects*, *Argumenta Oeconomica*, 31(2), 151–172.

- Olbryś J., Majewska E., (2014a), *Identyfikacja okresu kryzysu z wykorzystaniem procedury diagnozowania stanów rynku*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego 802, „Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia” 65, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, 699–710.
- Olbryś J., Majewska E., (2014b), *Quantitative Identification of Crisis Periods on the CEE Stock Markets: The Influence of the 2007 U.S. Subprime Crisis*, *Procedia Economics and Finance*, 14, 461–470.
- Olbryś J., Majewska E., (2014c), *The 2007–2009 Financial Crisis on Emerging Markets: Quantitative Identification of Crisis in Continent-based Regions*, *Chinese Business Review*, 13(7), 411–426.
- Olbryś J., Majewska E., (2015a), *Bear Market Periods During the 2007–2009 Financial Crisis: Direct Evidence from the Visegrad Countries*, *Acta Oeconomica*, 65 (4), 547–565.
- Olbryś J., Majewska E., (2015b), *Testing Integration Effects Between the CEE and U.S. Stock Markets During the 2007–2009 Global Financial Crisis*, *Folia Oeconomica Stetinensia*, 15(1), 101–113.
- Olbryś J., Majewska E., (2016), *Crisis periods and contagion effects in the CEE stock markets: the influence of the 2007 US subprime crisis*, *International Journal on Computational Economics and Econometrics* 6(2), 124–137.
- Olbryś J., Majewska E., (2017), *Increasing Cross-Market Correlations During the 2007–2009 Financial Crisis: Contagion or Integration Effects?*, *Argumenta Oeconomica* 2(39), 263–277.
- Oprea O. R., (2017), *Financial Integration and Financial Contagion, a Problem for Financial Stability?*, *Journal of Public Administration, Finance and Law*, 11, 121–136.
- O’Rourke K. H., Taylor A. M., (2013), *Cross of Euros*, *Journal of Economic Perspectives*, 27(3), 167–192.
- Pagan A. R., Sossounov K. A., (2003), *A Simple Framework for Analysing Bull and Bear Markets*, *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 23–46.
- Pearson K., (1901), *On lines and planes of closest fit to systems of points in space*, *Philosophical Magazine*, 6, 559–572.
- Pericoli M., Sbracia M., (2003), *A Primer on Financial Contagion*, *Journal of Economic Surveys*, 17(4), 571–608.
- Peša A. R., Wrońska-Bukalska E., Bosna J., (2017), *ARDL Panel Estimation of Stock Market Indices and Macroeconomic Environment of CEE and SEE Countries in the Last Decade of Transition*, *Portuguese Economic Journal*, 16, 205–221.
- Pisani-Ferry J., Sapir A., Tille C. (2010), *Banking crisis management in the EU: An early assessment*, *Economic Policy* 62, 341–373.

- Poonpatpibul C., Tanboon S., Leelapornchai P., (2006), *The Role of Financial Integration in East Asiain Promoting Regional Growth and Stability*, BOT Symposium.
- Provopoulos G. A., (2014), *The Greek Economy and Banking System: Recent Developments and the Way Forward*, Journal of Macroeconomics, 39, 240–249.
- Pukthuanthong K., Roll R., (2009), *Global Market Integration: an Alternative Measure and Its Application*, Journal of Financial Economics, 94, 214–232.
- Quinn D. P., Voth H.-J., (2008), *A Century of Global Equity Market Correlations*, American Economic Review: Papers & Proceedings, 98:2, 535–540.
- Reinhart C. M., Rogoff K. S., (2008), *Is the 2007 US Sub-Prime Financial Crisis so Different? An International Historical Comparison*, American Economic Review: Papers & Proceedings, 98:2, 339–344.
- Rose A. K., Spiegel M. M., (2012), *Cross-Country Causes and Consequences of the 2008 Crisis: Early Warning*, Japan and the World Economy, 24, 1–16.
- Samitas A., Tsakalos I., (2013), *How Can a Small Country Affect the European Economy? The Greek Contagion Phenomenon*, Journal of International Financial Markets, Institutions & Money, 25, 18–32.
- Sandoval L., (2013), *Cluster Formation and Evolution in Networks of Financial Market Indices*, Algorithmic Finance 2(1), 3–43.
- Schotman P. C., Zalewska A., (2006), *Non-synchronous Trading and Testing for Market Integration In Central European Emerging Markets*, Journal of Empirical Finance, 13, 462–494.
- Shambaugh J. C., (2012), *The Euro's Three Crises*, Brookings Papers on Economic Activity, 44(1), 157–231.
- Southall T., (2008), *European Financial Markets: The Effects of European Union Membership on Central and Eastern European Equity Markets*. Physica-Verlag, A Springer Company.
- Stulz R. M., (1987), *An Equilibrium Model of Exchange Rate Determination and Asset Pricing with Nontraded Goods and Imperfect Information*, Journal of Political Economy, 95(5), 1024–1040.
- Syriopoulos T., (2004), *International Portfolio Diversification to Central European Stock Markets*, Applied Financial Economics, 14, 1253–1268.
- Volosovych V., (2011), *Measuring Financial Market Integration Over the Long Run: Is There a U-shape?*, Journal of International Money and Finance, 30, 1535–1561.
- Volosovych V., (2013), *Learning About Financial Market Integration From Principal Components Analysis*, CESifo Economic Studies, 59(2), 360–391.
- Voronkova S., (2004), *Equity Market Integration in Central European Emerging Markets: A Cointegration Analysis with Shifting Regimes*, International Review of Financial Analysis, 13, 633–647.

- Yilmaz K., (2010), *Return and Volatility Spillovers Among the East Asian Equity Markets*, *Journal of Asian Economics*, 21, 304–313.
- Yu I.-W., Fung K.-P., Tam C.-S., (2010), *Assesing Financial Market Integration In Asia – Equity Markets*, *Journal of Banking & Finance*, 34, 2874–2885.

Spis źródeł internetowych

- <http://deutsche-boerse.com>
<http://mnse.me>
<http://sjp.pwn.pl>
<http://www.bolsamadrid.es>
<http://www.borsaistanbul.com>
<http://www.borsaitaliana.it>
<http://www.bse-sofia.bg>
<http://www.bsse.sk>
<http://www.bvb.ro>
<http://www.cse.com.cy>
<http://www.ise.ie>
<http://www.ljse.si>
<http://www.londonstockexchange.com/>
<http://www.mf.gov.pl/ministerstwo-finansow>
<http://www.mnse.me>
<http://www.moex.com>
<http://www.nasdaqomxnordic.com>
<http://www.nbp.pl>
<http://www.ux.ua>
<http://www.zse.hr>
<http://zse.hr>
<https://finance.yahoo.com>
<https://stoq.pl>
<https://www.aex.nl>
<https://www.bolsadelisboa.com.pt>
<https://www.borzamalta.com.mt>
<https://www.bourse.be>
<https://www.bourse.lu>
<https://www.boursedeparis.fr>
<https://www.bse.hu>

<https://www.esm.europa.eu>

<https://www.gpw.pl>

<https://www.helex.gr>

<https://www.oslobors.no>

<https://www.pse.cz>

<https://www.six-swiss-exchange.com>

<https://www.wienerbourse.at>

SPIS RYSUNKÓW I TABEL

Spis rysunków

Rysunek 1.1. Wykres osypiska	33
Rysunek 3.1. Udział kapitalizacji poszczególnych rynków w kapitalizacji całej badanej grupy w grudniu 2016 roku	62
Rysunek 3.2. Okresy spadków (kryzysów) na analizowanych rynkach w okresie 09.2004–08.2017	68
Rysunek 3.3. Okresy spadków indeksu MSCI Europe	71
Rysunek 3.4. Dynamika współczynnika determinacji modelu regresji względem 12 głównych składowych w ruchomym oknie długości 36 miesięcy (dane miesięczne)	81
Rysunek 3.5. Dynamika współczynnika determinacji modelu regresji względem 16 głównych składowych – dane tygodniowe; okno długości 156 tygodni	81
Rysunek 3.6. Dynamika współczynnika determinacji modelu regresji względem 19 głównych składowych – dane dzienne; okno długości 750 dni	82
Rysunek 3.7. Dynamika wskaźnika integracji w ruchomym oknie długości 36 miesięcy (dane miesięczne)	83
Rysunek 3.8. Dynamika wskaźnika integracji – dane tygodniowe; okno długości 156 tygodni	84
Rysunek 3.9. Dynamika wskaźnika integracji – dane dzienne; okno długości 750 dni	84
Rysunek 3.10. Dynamika indeksu segmentacji w ruchomym oknie długości 36 miesięcy (dane miesięczne)	87
Rysunek 3.11. Dynamika indeksu segmentacji – dane tygodniowe; okno długości 156 tygodni	87
Rysunek 3.12. Dynamika indeksu segmentacji – dane dzienne; okno 750 dni ...	88
Rysunek 3.13. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 24-miesięcznym oknie indeksów z grupy A1 ($\overline{RGEFF} > 1$ oraz $RGEFF_j > 1$ w całym okresie)	91

Rysunek 3.14. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 24-miesięcznym oknie indeksów z grupy A2 ($\overline{RGEFF} > 1$ oraz $RGEFF_j < 1$ w pewnych okresach)...	92
Rysunek 3.15. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 24-miesięcznym oknie indeksów z grupy B1 ($\overline{RGEFF} < 1$ oraz $RGEFF_j > 1$).....	93
Rysunek 3.16. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 24-miesięcznym oknie indeksów z grupy B2 ($\overline{RGEFF} < 1$ oraz $RGEFF_j < 1$ w całym okresie)	95
Rysunek 3.17. Przebieg krzywej globalizacji – okno długości 36 miesięcy.....	96
Rysunek D.1. Okresy spadków badanych indeksów uzyskane metodą Pagana i Sossounova	103
Rysunek D.2. Wskaźnik zgodności faz analizowanych indeksów z MSCI Europe w ruchomym 24-miesięcznym oknie (dane miesięczne) ...	112
Rysunek D.3. Wskaźnik zgodności faz analizowanych indeksów z MSCI Europe w ruchomym 30-miesięcznym oknie (dane miesięczne) ...	115
Rysunek D.4. Wskaźnik zgodności faz analizowanych indeksów z MSCI Europe w ruchomym 36-miesięcznym oknie (dane miesięczne) ...	119
Rysunek D.5. Średnie udziały poszczególnych głównych składowych w wyjaśnieniu całkowitej wariancji analizowanych indeksów – dane miesięczne (ruchome okno długości 36 miesięcy).....	122
Rysunek D.6. Średnie udziały poszczególnych głównych składowych w wyjaśnieniu całkowitej wariancji analizowanych indeksów – dane tygodniowe; okno długości 104 tygodni (a), 130 tygodni (b), 156 tygodni (c).....	123
Rysunek D.7. Średnie udziały poszczególnych głównych składowych w wyjaśnieniu całkowitej wariancji analizowanych indeksów – dane dzienne; okno długości 500 dni (a), 625 dni (b), 750 dni (c)	124
Rysunek D.8. Dynamika współczynnika determinacji modelu regresji względem 16 głównych składowych – dane tygodniowe; okno długości 104 tygodni (a), 130 tygodni (b).....	126
Rysunek D.9. Dynamika współczynnika determinacji modelu regresji względem 19 głównych składowych – dane dzienne; okno długości 500 dni (a), 625 dni (b).....	127
Rysunek D.10. Dynamika wskaźnika integracji – dane tygodniowe; okno długości 104 tygodni (a), 130 tygodni (b).....	128
Rysunek D.11. Dynamika wskaźnika integracji – dane dzienne; okno długości 500 dni (a), 625 dni (b)	129
Rysunek D.12. Dynamika indeksu segmentacji – dane tygodniowe; okno długości 104 tygodni (a), 130 tygodni (b).....	130

Rysunek D.13. Dynamika indeksu segmentacji – dane dzienne; okno długości 500 dni (a), 625 dni (b)	131
Rysunek D.14. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 30-miesięcznym oknie indeksów z grupy A1 ($\overline{RGEFF} > 1$ oraz $RGEFF_j > 1$ w całym okresie)	132
Rysunek D.15. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 30-miesięcznym oknie indeksów z grupy A2 ($\overline{RGEFF} > 1$ oraz $RGEFF_j < 1$ w pewnych okresach)	133
Rysunek D.16. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 30-miesięcznym oknie indeksów z grupy B1 ($\overline{RGEFF} < 1$ oraz $RGEFF_j > 1$ w pewnych okresach) ..	134
Rysunek D.17. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 30-miesięcznym oknie indeksów z grupy B2 ($\overline{RGEFF} < 1$ oraz $RGEFF_j < 1$ w całym okresie)	135
Rysunek D.18. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 36-miesięcznym oknie indeksów z grupy A1 ($\overline{RGEFF} > 1$ oraz $RGEFF_j > 1$ w całym okresie)	136
Rysunek D.19. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 36-miesięcznym oknie indeksów z grupy A2 ($\overline{RGEFF} > 1$ oraz $RGEFF_j < 1$ w pewnych okresach) ..	137
Rysunek D.20. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 36-miesięcznym oknie indeksów z grupy B1 ($\overline{RGEFF} < 1$ oraz $RGEFF_j > 1$ w pewnych okresach) ..	138
Rysunek D.21. Wskaźnik globalizacji w ruchomym 36-miesięcznym oknie indeksów z grupy B2 ($\overline{RGEFF} < 1$ oraz $RGEFF_j < 1$ w całym okresie)	139
Rysunek D.22. Przebieg krzywej globalizacji – okno długości 24 miesięcy	140
Rysunek D.23. Przebieg krzywej globalizacji – okno długości 30 miesięcy	141

Spis tabel

Tabela 1.1. Metody pomiaru integracji oparte na cenach prezentowane w literaturze	21
Tabela 2.1. Programy pomocowe dla krajów strefy euro od 2010 roku	48
Tabela 3.1. Indeksy giełdowe 35 krajów europejskich uwzględnionych w badaniu według malejącej kapitalizacji giełd w grudniu 2016 roku	58
Tabela 3.2. Liczebności baz danych uwzględnionych w badaniu	61
Tabela 3.3. Podstawowe charakterystyki miesięcznych logarytmicznych stóp zwrotu badanych indeksów w okresie 09.2004–08.2017	63
Tabela 3.4. Metody i narzędzia wykorzystane w badaniach empirycznych	66
Tabela 3.5. Wartości wskaźnika <i>CI</i> zgodności faz indeksu MSCI Europe z analizowanymi rynkami w całej próbie	71

Tabela 3.6. Przedziały kwantylowe średniej wartości wskaźnika <i>RCI</i> zgodności faz indeksu MSCI Europe z indeksami europejskimi w ruchomych oknach długości 24, 30 i 36 miesięcy	73
Tabela 3.7. Charakterystyki prób badawczych w testach równości macierzy korelacji	76
Tabela 3.8. Wyniki testów równości macierzy korelacji w próbach przed i w trakcie kryzysu	76
Tabela 3.9. Długości ruchomego okna czasowego przyjęte w badaniu	79
Tabela 3.10. Liczba <i>K</i> głównych składowych uwzględnionych w modelu regresji w zależności od częstotliwości danych i długości τ ruchomego okna czasowego	79
Tabela 3.11. Minimalne, maksymalne i średnie wartości średniego skorygowanego współczynnika determinacji w zależności od częstotliwości danych i długości τ ruchomego okna czasowego	80
Tabela 3.12. Minimalne, maksymalne i średnie wartości indeksu integracji w zależności od częstotliwości danych i długości τ ruchomego okna czasowego	83
Tabela 3.13. Minimalne, maksymalne i średnie wartości indeksu segmentacji w zależności od częstotliwości danych i długości τ ruchomego okna czasowego	86
Tabela 3.14. Grupy indeksów w zależności od wartości wskaźnika globalizacji wyznaczonego w ruchomym oknie długości 24 miesięcy	90
Tabela D.1. Wartości wskaźnika zgodności faz par rynków w całej próbie	108–110
Tabela D.2. Wartości σ odchylenia standardowego wskaźnika <i>RCI</i> uzyskanego w całej próbie w ruchomym oknie długości $\tau = 24, 30$ i 36 miesięcy	111