

## Testy integracji rynków giełdowych w okresie kryzysu a częstotliwość danych

Elżbieta Majewska\*

**Streszczenie:** *Cel* – Głównym celem pracy była weryfikacja hipotezy o braku efektu integracji na rynkach giełdowych europejskich i rynku amerykańskim w okresie ostatniego globalnego kryzysu finansowego w latach 2007–2009. Przetestowano równość macierzy korelacji przekrojowych w grupach badanych rynków oraz zbadano wrażliwość zastosowanych testów na zmianę częstotliwości danych.

*Metodologia badania* – Zastosowano procedurę testowania równości macierzy korelacji przekrojowych pomiędzy rynkami uzyskanych dla dziennych, tygodniowych i miesięcznych logarytmicznych stóp zwrotu z głównych indeksów giełdowych analizowanych rynków. Zastosowano testy Jennricha (1970) oraz Larntza i Perlmana (1985).

*Wynik* – Uzyskane wyniki nie dają podstaw do udzielenia jednoznacznej odpowiedzi na pytanie o występowanie zjawiska integracji w grupach analizowanych rynków. Wskazują również na wrażliwość zastosowanych testów na częstotliwość danych.

*Oryginalność/wartość* – Zagadnienie integracji międzynarodowych rynków kapitałowych ma istotne znaczenie praktyczne. Zgodnie z wiedzą autorki kompleksowa analiza integracji rynków europejskich i rynku amerykańskiego z uwzględnieniem danych o różnych częstotliwościach oraz różnych grup rynków nie była dotąd przeprowadzona.

**Słowa kluczowe:** okres kryzysu, korelacje przekrojowe między rynkami, integracja, częstotliwość danych

### Wprowadzenie

Celem pracy jest weryfikacja hipotezy o braku efektu integracji rynku amerykańskiego oraz wybranych rynków europejskich w okresie ostatniego globalnego kryzysu finansowego w latach 2007–2009. Wśród analizowanych rynków europejskich znalazły się trzy rynki największe, czyli: Wielka Brytania, Francja, Niemcy oraz osiem rynków wschodzących Europy Środkowej i Wschodniej (CEE): Polska, Czechy, Węgry, Słowacja, Słowenia, Litwa, Łotwa, Estonia.

Zagadnienia związane z wpływem i skutkami kryzysu finansowego 2007–2009 w USA dla światowych rynków kapitałowych są szeroko opisywane w literaturze. Zarówno siła, jak i tempo „zarażania” recesją były różne dla różnych krajów. Brunnermeier (2009) twierdzi, że wiąże się to z faktem, iż kryzys ten miał cechy typowe dla kryzysu bankowego. Wobec tego rozprzestrzenił się najszybciej i najsilniej właśnie poprzez system bankowy.

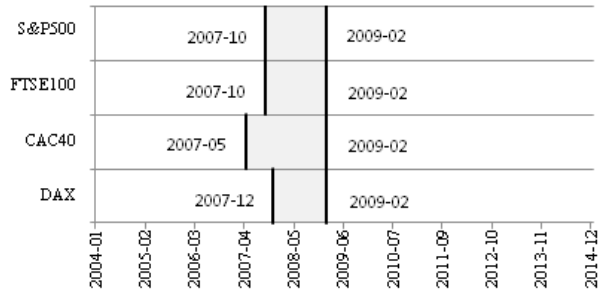
---

\* dr Elżbieta Majewska, Wydział Matematyki i Informatyki, Uniwersytet w Białymstoku, ul. K. Ciołkowskiego 1M, 15-245 Białystok, e-mail: e.majewska@uwb.edu.pl.

Wielu autorów wskazuje, że rozpoczął się on w krajach rozwiniętych, w tym USA i Wielkiej Brytanii. Pisani-Ferry i Sapir (2010) podkreślają, że szczególnie narażone na jego wpływ były banki europejskie z uwagi na znaczne umiędzynarodowienie ich działalności zarówno w strefie euro, jak i poza nią. Claessens i in. (2010) wskazują pięć grup krajów w zależności od momentu zainfekowania kryzysem amerykańskim. Do pierwszej grupy zaliczyli Łotwę i Estonię, gdzie recesja rozpoczęła się w pierwszym kwartale 2008 roku. W drugim kwartale tego roku kryzys dotarł na Węgry i do głównych krajów Europy Zachodniej (Wielka Brytania, Francja, Niemcy), a w kwartale trzecim na Litwę i Słowenię. W czwartym kwartale 2008 roku natomiast do krajów objętych kryzysem dołączyły Polska i Czechy. Natomiast Słowacja opierała się niekorzystnym wpływom najdłużej, bo aż do pierwszego kwartału 2009 roku. Lane i Milesi-Ferretti (2011) stwierdzili, że wśród krajów, które najbardziej odczuły wpływ ostatniego kryzysu finansowego znalazły się kraje bałtyckie, czyli Litwa, Łotwa i Estonia (zostały one zaliczone do grupy „Top-5” pięciu krajów najbardziej dotkniętych kryzysem). Natomiast zdaniem Marera (2010) w Europie Wschodniej kryzys globalny uderzył najszybciej i najsilniej w gospodarki najbardziej wrażliwe (Węgry i kraje bałtyckie), natomiast rynki mniej wrażliwe (Polska, Czechy, Słowenia, Słowacja) zostały dotknięte słabiej.

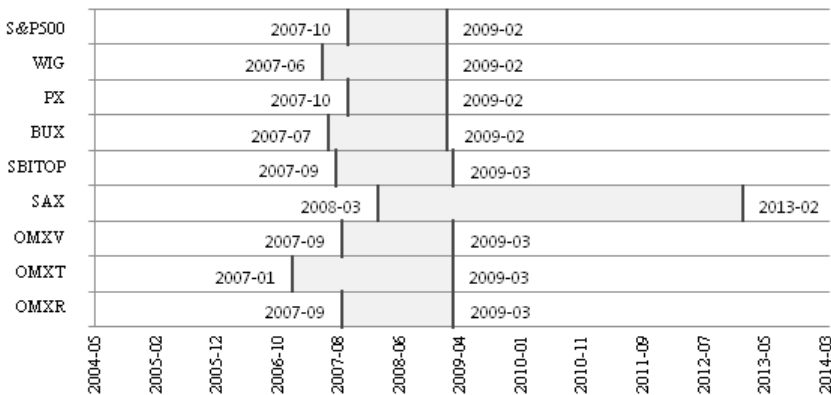
Z literatury przedmiotu wiadomo, że rosnąca integracja międzynarodowa może prowadzić do stałego wzrostu korelacji przekrojowych (Longin, Solnik 1995). Dlatego też do zbadania efektu integracji podczas ostatniego globalnego kryzysu finansowego wykorzystane zostały testy równości macierzy korelacji między analizowanymi rynkami wyznaczonych w dwóch sąsiadujących, rozłącznych podpróbach: przed kryzysem i w okresie kryzysu. Niezbędne więc było wskazanie wspólnych okresów kryzysu dla analizowanych rynków. Zostały one ustalone w oparciu o statystyczną procedurę identyfikacji stanów rynku (Pagan, Sossounov 2003) w pracach Olbryś, Majewska (2015) dla głównych rynków europejskich (rys. 1) oraz Olbryś, Majewska (2014b) dla krajów CEE (rys. 2). W obu przypadkach identyfikacja okresów kryzysu została przeprowadzona w grupie badanych rynków oraz, dla porównania, dla rynku amerykańskiego. Jako wspólne okresy ostatniego kryzysu finansowego wskazano grudzień 2007 – luty 2009 dla rynków głównych i amerykańskiego oraz okres październik 2007 – luty 2009 dla rynku amerykańskiego i krajów CEE z wyjątkiem Słowacji. W tym ostatnim przypadku widać wyraźne opóźnienie symptomów kryzysu, co wiązać można z przystąpieniem Słowacji do strefy euro 1 stycznia 2009 roku. Okres kryzysu był w tym kraju dłuższy i objął również kryzys strefy euro, który rozpoczął się wiosną 2010 roku (Merler, Pisani-Ferry 2012).

Próby empiryczne uwzględnione w badaniu objęły okres kryzysu na rynku amerykańskim 2007–2009. W przypadku krajów CEE był to bowiem okres od 1.04.2004, czyli momentu wstąpienia do Unii Europejskiej, do 30.04.2014 roku (dziesięć pełnych lat). Natomiast w przypadku głównych rynków europejskich próba ta została nieco rozszerzona i objęła okres jedenastu lat od 1.01.2004 do 31.12.2004 roku. Dodatkowo przeprowadzono analizę odporności zastosowanych testów na zmianę częstotliwości danych.



**Rysunek 1.** Okresy kryzysu na rynku amerykańskim i głównych rynkach europejskich w analizowanej próbie 01.2004–12.2014

Źródło: opracowanie własne.



**Rysunek 2.** Okresy kryzysu na rynku amerykańskim i rynkach CEE w analizowanej próbie 05.2004–04.2014

Źródło: opracowanie własne.

Uzyskane wyniki nie pozwoliły jednoznacznie potwierdzić lub wykluczyć zjawiska integracji w grupach analizowanych rynków europejskich i rynku amerykańskiego. Co więcej, zależały one zarówno od zastosowanego testu, jak i uwzględnionej w badaniu częstotliwości danych.

## 1. Testy integracji

Do zbadania integracji rynków europejskich z rynkiem amerykańskim wykorzystana została procedura testowania równości macierzy korelacji w dwóch rozłącznych podpróbach

(Jennrich 1970; Larntz, Perlman 1985; Longin, Solnik 1995; Chesnay, Jondeau 2001; Goetzman i in. 2005; Briere i in. 2012). Przetestowano hipotezy:

$$\begin{aligned} H_0 : P_C &= P_{pC}, \\ H_1 : P_C &= P_{pC}, \end{aligned}$$

gdzie  $P_C$  i  $P_{pC}$  są rzeczywistymi macierzami korelacji (z populacji) odpowiednio w okresie kryzysu i przed kryzysem. Hipoteza zerowa mówi o braku integracji rynków w okresie kryzysu. Jedną z najczęściej stosowanych statystyk do weryfikacji powyższych hipotez jest zaproponowana przez Jennricha (1970).

Niech  $\hat{P}_C = (\hat{\rho}_{ij}^C)$  oraz  $\hat{P}_{pC} = (\hat{\rho}_{ij}^{pC})$  będą macierzami korelacji oszacowanymi na podstawie odpowiednio  $n_C$  – elementowej próby w okresie kryzysu i  $n_{pC}$  – elementowej próby przed kryzysem. Wówczas macierz średnich korelacji jest równa

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

W przypadku, gdy  $n_C = n_{pC} = n$  statystyka testowa przyjmuje postać:

$$T_J = \frac{1}{2} \text{tr} \left( Z^2 \right) - \text{diag}(Z)' \times S^{-1} \times \text{diag}(Z) \quad (1)$$

gdzie  $Z$  jest macierzą kwadratową daną równaniem

$$Z = \sqrt{\frac{n}{2}} \times \hat{P}^{-1} \times (\hat{P}_C - \hat{P}_{pC}),$$

natomiast  $S = (\delta_{ij} + \hat{\rho}_{ij} \times \hat{\rho}^{ij})$ , przy czym  $(\hat{\rho}^{ij}) = \hat{P}^{-1}$ , a  $\delta_{ij}$  to delta Kroneckera. W równaniu (1)  $\text{diag}(Z)$  oznacza wektor kolumnowy składający się z elementów głównej przekątnej macierzy  $Z$ . Statystyka  $T_J$  ma rozkład asymptotyczny  $\chi^2$  o  $\frac{p(p-1)}{2}$  stopniach swobody ( $p$  oznacza ilość zmiennych, dla których zbudowano macierz korelacji). Jeżeli wartość statystyki  $T_J$  jest większa od wartości krytycznej, to hipotezę zerową o równości macierzy korelacji należy odrzucić.

Test Jennricha jest bardzo popularny w literaturze, niemniej Larntz i Perlman (1985: 3) podkreślają, iż jest to test dużych prób, a co za tym idzie, może on dawać zniekształcone wyniki w przypadku prób małych. W związku z tym jako alternatywę proponują oni test  $T_{LP}$ , który może być stosowany również przy małych próbach, a którego moc jest porównywalna z testem  $T_J$  Jennricha dla dużych prób (Larntz, Perlman 1985). Ideą testu jest zastosowanie transformaty z Fishera (1921) do macierzy korelacji  $\hat{P}_C$  i  $\hat{P}_{pC}$ . W przypadku równolicznych prób ( $n_C = n_{pC} = n$ ) statystyka empiryczna testu Larntza i Perlmana ma postać:

$$T_{LP} = \sqrt{\frac{(n-3)^2}{2n-6}} \times \max_{1 \leq i < j \leq p} \left| z_{ij}^C - z_{ij}^{pC} \right| \quad (2)$$

gdzie  $z_{ij}^C$  i  $z_{ij}^{pC}$  są wartościami transformaty z Fishera współczynników korelacji z prób:

odpowiednio  $\hat{\rho}_{ij}^C$  i  $\hat{\rho}_{ij}^{pC}$ , czyli  $z_{ij}^C = \frac{1}{2} \ln \left( \frac{1 + \hat{\rho}_{ij}^C}{1 - \hat{\rho}_{ij}^C} \right)$  oraz  $z_{ij}^{pC} = \frac{1}{2} \ln \left( \frac{1 + \hat{\rho}_{ij}^{pC}}{1 - \hat{\rho}_{ij}^{pC}} \right)$ . Na poziomie

istotności  $\alpha$  hipotezę zerową o równości macierzy korelacji należy odrzucić, jeśli  $T_{LP} > b_\alpha$ ,

gdzie  $b_\alpha > 0$  spełnia warunek  $[\Phi(b_\alpha) - \Phi(-b_\alpha)]^{p(p-1)/2} = 1 - \alpha$ , przy czym  $\Phi$  jest dys-

trybuantą standardowego rozkładu normalnego. Larntz i Perlman (1985: 9), opierając się na przeprowadzonych analizach empirycznych, proponują następującą zasadę: jeżeli stosunek  $n/p$  (liczebności próby do liczby zmiennych) nie przekracza 4, rekomendowany jest test  $T_{LP}$ . W przypadku, gdy  $n \rightarrow \infty$  testy Jennricha oraz Larntza i Perlmana są asymptotycznie zgodne.

## 2. Dane empiryczne

W badaniach wykorzystano autorską bazę danych zawierającą kursy zamknięcia głównych indeksów giełdowych największych rynków europejskich (FTSE100, CAC40, DAX), rynków wschodzących Europy Środkowej i Wschodniej (WIG, PX, BUX, SBITOP, SAX, OMXV, OMXT, OMXR) oraz rynku amerykańskiego (S&P500). Wyznaczone zostały dzienne, tygodniowe i miesięczne logarytmiczne stopy zwrotu badanych indeksów. W przypadku krajów rozwijających się (CEE) próba empiryczna objęła 10 pełnych lat od dnia wstąpienia do Unii Europejskiej, czyli od 1.05.2004 do 30.04.2014 roku, natomiast w przypadku głównych rynków europejskich był to okres od 1.01.2004 do 31.12.2014 roku (11 pełnych lat pokrywających okres próby dla krajów CEE). W obu przypadkach uwzględniono również indeks S&P500.

Aby uniknąć wpływu na uzyskiwane wyniki badań efektu dnia tygodnia, tygodniowe logarytmiczne stopy zwrotu wyznaczone zostały w oparciu o notowania środowe. Znany jest bowiem w literaturze fakt, iż poniedziałkowe stopy zwrotu są przeciętnie niższe, a piątkowe wyższe od stóp zwrotu z pozostałych dni tygodnia (Cross 1973; French 1980). Natomiast notowania dzienne wymagały zastosowania procedury dopasowania danych. Ponieważ analizowane dane dotyczyły rynków różnych krajów, istotny był tu efekt niesynchronizacji II rodzaju. Jest on związany z tym, że z jednej strony giełdy światowe pracują w różnych strefach czasowych, mają więc niejednakowe godziny otwarcia i zamknięcia sesji. Ponadto w różnych krajach nie pokrywają się terminy świąt państwowych, religijnych i innych wydarzeń skutkujących brakiem notowań giełdowych, a co za tym idzie, różną ilością notowań dziennych na różnych rynkach w tym samym okresie. Jedną z najczęściej stosowanych w takim przypadku procedur 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 oczywiście do pewnej redukcji danych (Olbryś i Majewska 2013; 2014c), ale jednocześnie umożliwia przeprowadzenie wspólnych analiz dla wielowymiarowych szeregów czasowych.

W tabelach 1 i 2 przedstawiono podstawowe statystyki miesięcznych logarytmicznych stóp zwrotu z indeksów rynku amerykańskiego i krajów CEE w okresie od maja 2004 do kwietnia 2014 roku oraz rynku amerykańskiego i głównych rynków europejskich w okresie od stycznia 2004 do grudnia 2014 roku, a także wyniki testu normalności rozkładów. We wszystkich analizowanych przypadkach średnia stopa zwrotu bliska jest zeru. Niemal wszystkie indeksy wykazują ujemną asymetrię. Wyjątek stanowi indeks SAX – w tym przypadku asymetria jest dodatnia. Wartości  $p$  wskazują na konieczność odrzucenia hipotezy zerowej o symetrii rozkładu stóp zwrotu poszczególnych indeksów poza SBITOP i OMXT. Natomiast wartości ekscesu wskazują na istotne odstępstwa od rozkładu normalnego za wyjątkiem indeksu CAC40. Wyniki testu Doornika-Hansena (2008) wskazują jednak na konieczność odrzucenia hipotezy zerowej o normalności analizowanych rozkładów we wszystkich przypadkach.

**Tabela 1**

Podstawowe statystyki miesięcznych logarytmicznych stóp zwrotu z indeksów rynków CEE i S&P500 w okresie od maja 2004 do kwietnia 2014 roku

Rynek	Indeks	Kapitalizacja roczna (12.2013) w mld €	Średnia	Odchylenie standardowe	Współczynnik asymetrii	Eksces	Test Doornika-Hansena
Nowy Jork	S&P500	13 026,2	0,004	0,043	-1,086 [0,000]	2,754 [0,000]	18,680 [0,000]
Warszawa	WIG	148,7	0,006	0,064	-0,735 [0,001]	2,599 [0,000]	17,871 [0,000]
Praga	PX	22,0	0,002	0,068	-1,269 [0,000]	4,483 [0,000]	24,882 [0,000]
Budapeszt	BUX	14,4	0,004	0,072	-0,941 [0,000]	3,211 [0,000]	19,983 [0,000]
Lublana	SBITOP	5,2	-0,002	0,059	-0,388 [0,084]	1,342 [0,003]	9,521 [0,009]
Bratysława	SAX	4,1	0,001	0,056	0,851 [0,000]	6,787 [0,000]	69,936 [0,000]
Wilno	OMXV	2,9	0,006	0,081	-0,449 [0,046]	5,882 [0,000]	76,461 [0,000]
Tallinn	OMXT	1,9	0,007	0,084	-0,004 [0,985]	5,394 [0,000]	76,595 [0,000]
Ryga	OMXR	0,9	0,002	0,064	-0,868 [0,000]	2,769 [0,000]	17,563 [0,000]

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu *Gretl 1.9.92*.

**Tabela 2**

Podstawowe statystyki miesięcznych logarytmicznych stóp zwrotu z indeksów głównych rynków europejskich i S&P500 w okresie od stycznia 2004 do grudnia 2014 roku

Rynek	Indeks	Kapitalizacja roczna (12.2013) w mld €	Średnia	Odchylenie standardowe	Współczynnik asymetrii	Eksces	Test Doornika-Hansena
Nowy Jork	S&P500	13 026,2	0,005	0,042	-1,122 [0,000]	3,125 [0,000]	21,389 [0,000]
Londyn	FTSE100	3214,1	0,003	0,039	-0,737 [0,001]	1,149 [0,008]	10,944 [0,004]
Paryż	CAC40	1669,9	0,001	0,047	-0,751 [0,001]	0,784 [0,068]	12,473 [0,002]
Frankfurt	DAX	1405,0	0,007	0,052	-1,065 [0,000]	3,114 [0,000]	20,467 [0,000]

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu *Gretl 1.9.92*.

### 3. Analiza wrażliwości testów integracji

Zasadniczym celem pracy była weryfikacja hipotezy o braku efektu integracji rynku amerykańskiego i rynków europejskich w okresie ostatniego kryzysu finansowego w latach 2007–2009. Jak wspomniano w rozdziale 2, wpływ kryzysu na rynku amerykańskim na rynki europejskie był nieco inny w przypadku rynków wschodzących (CEE) niż w przypadku największych rynków Europy. Dlatego też analizy dokonano oddzielnie dla każdej z tych grup rynków.

W przypadku rynków amerykańskiego i krajów CEE wspólnym okresem kryzysu był okres 10.2007–02.2009 roku za wyjątkiem indeksu słowackiego (SAX), który wykazywał wyraźne opóźnienie symptomów kryzysu i dlatego został wyłączony z testów integracji (rys. 2).

Tabele 3–5 przedstawiają wyniki testów Jennricha (1970) oraz Larntza i Perlmana (1985) dla siedmiu indeksów CEE (za wyjątkiem SAX) oraz indeksu S&P500. Macierze korelacji zostały wyznaczone w dwóch równolicznych, rozłącznych, ale sąsiadujących podokresach: przed kryzysem i w czasie kryzysu. Weryfikowana hipoteza głosi, że macierze te są równe. Testy przeprowadzono w odniesieniu do danych o różnej częstotliwości i dlatego liczebności próbek były różne. W przypadku miesięcznych stóp zwrotu badane podokresy, czyli 05.2006–09.2007 oraz 10.200–02.2009 obejmowały 17 miesięcy (tab. 3), a w przypadku tygodniowych i dziennych logarytmicznych stóp zwrotu odpowiednio: 05.2006–09.2007 i 10.2001–02.2009, czyli 74 tygodnie (tab. 4) oraz 19.05.2006–27.09.2007 i 1.10.2007–27.02.2009, czyli 309 obserwacji dziennych (tab. 5).

**Tabela 3**

Wyniki testów integracji Jennricha i Larntza-Perlmana – miesięczne logarytmiczne stopy zwrotu rynków CEE i S&P500 (okres testowy 05.2006–09.2007 oraz 10.2007–02.2009)

Test Jennricha			Test Larntza-Perlmana		
Statystyka	Wartość krytyczna (5%)	Wartość krytyczna (10%)	Statystyka	Wartość krytyczna $b_\alpha$ (5%)	Wartość krytyczna $b_\alpha$ (10%)
$T_J$			$T_{LP}$		
34,04	41,34 ( $H_0$ )	37,92 ( $H_0$ )	2,08	3,12 ( $H_0$ )	2,90 ( $H_0$ )

Źródło: opracowanie własne.

**Tabela 4**

Wyniki testów integracji Jennricha i Larntza-Perlmana – tygodniowe logarytmiczne stopy zwrotu rynków CEE i S&P500 (okres testowy 05.2006–09.2007 oraz 10.2007–02.2009)

Test Jennricha			Test Larntza-Perlmana		
Statystyka	Wartość krytyczna (5%)	Wartość krytyczna (10%)	Statystyka	Wartość krytyczna $b_\alpha$ (5%)	Wartość krytyczna $b_\alpha$ (10%)
$T_J$			$T_{LP}$		
54,12	41,34 ( $H_1$ )	37,92 ( $H_1$ )	2,58	3,12 ( $H_0$ )	2,90 ( $H_0$ )

Źródło: opracowanie własne.

**Tabela 5**

Wyniki testów integracji Jennricha i Larntza-Perlmana – dzienne logarytmiczne stopy zwrotu rynków CEE i S&P500 (okres testowy 19.05.2006–27.09.2007 oraz 1.10.2007–27.02.2009)

Test Jennricha			Test Larntza-Perlmana		
Statystyka $T_J$	Wartość krytyczna (5%)	Wartość krytyczna (10%)	Statystyka $T_{LP}$	Wartość krytyczna $b_\alpha$ (5%)	Wartość krytyczna $b_\alpha$ (10%)
107,84	41,34 ( $H_1$ )	37,92 ( $H_1$ )	6,08	3,12 ( $H_1$ )	2,90 ( $H_1$ )

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki przedstawione w tabelach 3–5 wskazują na to, że częstotliwość danych miała istotne znaczenie dla wyników zastosowanych testów. W przypadku miesięcznych stóp zwrotu oba testy wskazują na brak podstaw do odrzucenia hipotezy o równości macierzy korelacji (tab. 3). Natomiast w przypadku tygodniowych stóp zwrotu wnioski wynikające z testów Jennricha oraz Larntza i Perlmana są różne. Pierwszy z nich wskazuje na istotne różnice macierzy korelacji, natomiast drugi na ich brak (tab. 4). Z kolei oba testy przeprowadzone na danych dziennych nakazują odrzucenie hipotezy o braku efektu integracji w grupie badanych rynków w okresie ostatniego kryzysu finansowego. Uzyskane wyniki są więc niejednoznaczne.

Analogiczne do przedstawionych wyżej badania przeprowadzono również w odniesieniu do głównych rynków europejskich i rynku amerykańskiego. Wspólny okres kryzysu był tu nieco krótszy: 12.2007–02.2009 (rys. 1) i w związku z tym podpróby odpowiadające okresowi kryzysu i przed kryzysem były mniej liczne. W przypadku miesięcznych stóp zwrotu liczyły one po 15 miesięcy (09.2006–11.2007 i 12.2007–02.2009), w przypadku stóp zwrotu tygodniowych po 65 tygodni (09.2006–11.2007 i 12.2007–02.2009) i wreszcie po 303 obserwacje dzienne (12.09.2006–30.11.2007 i 3.12.2007–27.02.2009). Uzyskane wyniki zostały przedstawione w tabelach 6–8.

**Tabela 6**

Wyniki testów integracji Jennricha i Larntza-Perlmana – miesięczne logarytmiczne stopy zwrotu głównych rynków europejskich i S&P500 (okres testowy 09.2006–11.2007 oraz 12.2007–02.2009)

Test Jennricha			Test Larntza-Perlmana		
Statystyka $T_J$	Wartość krytyczna (5%)	Wartość krytyczna (10%)	Statystyka $T_{LP}$	Wartość krytyczna $b_\alpha$ (5%)	Wartość krytyczna $b_\alpha$ (10%)
1,17	12,59 ( $H_0$ )	10,64 ( $H_0$ )	0,86	2,63 ( $H_0$ )	2,38 ( $H_0$ )

Źródło: opracowanie własne.

Również w tej grupie rynków testy integracji wykazują wrażliwość na częstotliwość danych wykorzystanych w badaniu. Oba testy (Jennricha oraz Larntza i Perlmana) wskazują na równość macierzy korelacji przekrojowych wyznaczonych dla miesięcznych



logarytmicznych stóp zwrotu (tab. 6). Ale już w przypadku stóp zwrotu tygodniowych (tab. 7) oraz dziennych (tab. 8) hipotezę o braku efektu integracji w tej grupie rynków należy odrzucić. A zatem ponownie nie uzyskano jednoznacznych wyników. Można jednak zauważyć, że w tej grupie rynków wyniki obu testów (przy ustalonej częstotliwości danych) są zgodne.

**Tabela 7**

Wyniki testów integracji Jennricha i Larntza-Perlmana – tygodniowe logarytmiczne stopy zwrotu głównych rynków europejskich i S&P500 (okres testowy 09.2006–11.2007 oraz 12.2007–02.2009)

Test Jennricha			Test Larntza-Perlmana		
Statystyka	Wartość krytyczna (5%)	Wartość krytyczna (10%)	Statystyka	Wartość krytyczna $b_{\alpha}$ (5%)	Wartość krytyczna $b_{\alpha}$ (10%)
$T_J$			$T_{LP}$		
13,37	12,59 ( $H_1$ )	10,64 ( $H_1$ )	2,81	2,63 ( $H_1$ )	2,38 ( $H_1$ )

Źródło: opracowanie własne.

**Tabela 8**

Wyniki testów integracji Jennricha i Larntza-Perlmana – dzienne logarytmiczne stopy zwrotu głównych rynków europejskich i S&P500 (okres testowy 12.09.2006–30.11.2007 oraz 03.12.2007–27.02.2009)

Test Jennricha			Test Larntza-Perlmana		
Statystyka	Wartość krytyczna (5%)	Wartość krytyczna (10%)	Statystyka	Wartość krytyczna $b_{\alpha}$ (5%)	Wartość krytyczna $b_{\alpha}$ (10%)
$T_J$			$T_{LP}$		
35,22	12,59 ( $H_1$ )	10,64 ( $H_1$ )	3,63	2,63 ( $H_1$ )	2,38 ( $H_1$ )

Źródło: opracowanie własne.

## Uwagi końcowe

W pracy podjęto próbę weryfikacji hipotezy dotyczącej braku integracji rynków europejskich i rynku amerykańskiego w okresie ostatniego globalnego kryzysu finansowego w latach 2007–2009. Z uwagi na niejednakowy wpływ kryzysu amerykańskiego na różne rynki, analizę przeprowadzono w odniesieniu do dwóch grup rynków: największych rynków Europy oraz rynków wschodzących Europy Środkowej i Wschodniej. Zastosowano testy Jennricha (1970) oraz Larntza i Perlmana (1985) równości macierzy korelacji badanych rynków wyznaczonych w dwóch rozłącznych podpróbach: przed kryzysem i w okresie kryzysu. Przedstawione w rozdziale 3 wyniki empiryczne nie są jednoznaczne. W przypadku rynków CEE zależą zarówno od zastosowanego testu, jak i częstotliwości danych wykorzystanych w badaniu. Natomiast w grupie największych rynków europejskich oba testy wykazują wrażliwość na częstotliwość danych, ale ich wyniki dla danych o ustalonej częstotliwości są takie same. Zatem uzyskane wyniki nie pozwalają na jednoznaczne potwierdzenie lub

odrzuć hipotezę o braku efektu integracji między rynkami w okresie ostatniego globalnego kryzysu finansowego. Z uwagi na istotę zagadnienia wskazane są więc dalsze analizy wykorzystujące inne metody badania tego zjawiska.

## Literatura

- Adkins L.C. (2014), *Using Gretl for principles of econometrics*, 4th Ed., Version 1.041.
- Briere M., Chapelle A., Szafarz A. (2012), *No contagion, only globalization and flight to quality*, „Journal of International Money and Finance” vol. 31, no. 6, s. 1729–1744.
- Brunnermeier M.K. (2009), *Deciphering the liquidity and credit crunch 2007–2008*, „Journal of Economic Perspectives” vol. 23, no. 1, s. 77–100.
- Chesnay F., Jondeau E. (2001), *Does correlation between stock returns really increase during turbulent periods?*, „Economic Notes” vol. 30, no. 1, s. 53–80.
- Claessens S., Dell’Ariccia G., Igan D., Laeven L. (2010), *Cross-country experience and policy implications from the global financial crisis*, „Economic Policy” vol. 25, no. 62, s. 267–293.
- Cross F. (1973), *The behavior of stock prices on Fridays and Mondays*, „Financial Analysts Journal” vol. 29, no. 6, s. 67–69.
- Doornik J.A., Hansen H. (2008), *An omnibus test for univariate and multivariate normality*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” vol. 70, Supplement 1, s. 927–939.
- Fisher R.A. (1921), *On the “probable error” of a coefficient of correlation deduced from a small sample*, „Metron” no. 1, s. 3–32.
- French K.R. (1980), *Stock return and the weekend effect*, „Journal of Financial Economics” vol. 8, no. 1, s. 55–69.
- Goetzmann W.N., Li L., Rouwenhorst K.G. (2005), *Long-term global market correlations*, „Journal of Business” vol. 79, no. 1, s. 1–38.
- Jennrich R.I. (1970), *An asymptotic chi-square test for the equality of two correlation matrices*, „Journal of the American Statistical Association” vol. 65, no. 330, s. 904–912.
- Lane P.R., Milesi-Ferretti G.M. (2011), *The cross-country incidence of the global crisis*, „IMF Economic Review” vol. 59, no. 1, s. 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.
- Longin F., Solnik B. (1995), *Is the correlation in international equity returns constant: 1960-1990?*, „Journal of International Money and Finance” vol. 14, no. 1, s. 3–26.
- Marer P. (2010), *The global economic crises: impact on Eastern Europe*, „Acta Oeconomica” vol. 60, no. 1, s. 3–33.
- Merler S., Pisani-Ferry J. (2012), *Sudden stops in the euro area*, „Breugel Policy Contribution” vol. 6, March, s. 1–16.
- Olbrys J., Majewska E. (2013), *Granger causality analysis of the CEE stock markets including nonsynchronous trading effects*, „Argumenta Oeconomica” vol. 31, s. 151–172.
- Olbrys J., Majewska E. (2014a), *Identyfikacja okresu kryzysu z wykorzystaniem procedury diagnozowania stanów rynku*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 802, „Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia” nr 65, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, s. 699–710.
- Olbrys 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” vol. 14, s. 461–470.
- Olbrys J., Majewska E. (2014c), *Implications of market frictions: serial correlations in indexes on the emerging stock markets in Central and Eastern Europe*, „Operations Research and Decision” vol. 24, no. 1, s. 51–70.
- Olbrys J., Majewska E. (2015), *Increasing cross-market correlations during the 2007–2009 financial crisis: contagion or integration effects?*, „Argumenta Oeconomica” (w druku).
- Pagan A.R., Sossounov K.A. (2003), *A simple framework for analyzing bull and bear markets*, „Journal of Applied Econometrics” vol. 18, no. 1, s. 23–46.
- Pisani-Ferry J., Sapir A. (2010), *Banking crisis management in the EU: An early assessment*, „Economic Policy” vol. 62, s. 341–373.

## DATA FREQUENCY AND STOCK EXCHANGE INTEGRATION TESTS DURING THE CRISIS PERIOD

**Abstract:** *Purpose* – The aim of the paper is to verify the hypothesis that there was no integration effect between the American and European stock markets during the 2007–2009 global financial crisis. The equality of cross-market correlations matrices in groups of investigated markets has been tested. The robustness of integration tests with respect to various data frequencies has also been tested.

*Design/methodology/approach* – We have used the tests of the equality of the cross-market correlations matrices, based on daily, weekly and monthly logarithmic returns of the main indexes of investigated markets. We have used the Jennrich (1970) and the Larntz-Perlman (1985) tests.

*Findings* – The empirical results have not allowed to confirm the integration effect between investigated groups of markets. They have shown, however, the dependence of the tests with respect to various data frequencies.

*Originality/value* – The international capital markets integration is very important from the practical point of view. To the best of our knowledge, a comprehensive analysis of the integration effect between European and American markets with respect to the various data frequencies and groups of markets has not been conducted before.

**Keywords:** crisis period, cross-market correlations, integration, data frequency

## Cytowanie

Majewska E. (2015), *Testy integracji rynków giełdowych w okresie kryzysu a częstotliwość danych*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 855, „Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia” nr 74, t. 1, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, s. 115–125; [www.wneiz.pl/frfu](http://www.wneiz.pl/frfu).

