

Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu
Katedra Ekonometrii i Statystyki

Joanna Bruzda

INTEGRACJA GIEŁD EUROPEJSKICH I OPTYMALNE HORYZONTY INWESTYCYJNE W ŚWIETLE ANALIZY FALKOWEJ[†]

Z a r y s t r e ś c i. W artykule prezentuje się wyniki badania procesu integracji giełd europejskich z użyciem dwu metod analizy falkowej: dekompozycji wariancji i korelacji falkowych. W szczególności odpowiada się na pytania o zmiany ryzyka inwestycyjnego oraz możliwość międzynarodowej dywersyfikacji portfeli przy uwzględnieniu różnych horyzontów inwestycyjnych. Badanie pokazuje, że ma miejsce proces konwergencji giełd środkowoeuropejskich, ale rynki te jako całość wykazują pewną segmentację. Daje to możliwość międzynarodowej dywersyfikacji portfeli, przede wszystkim dla dłuższych horyzontów inwestycyjnych.

S ł o w a k l u c z o w e: integracja giełd, analiza czasowo-skalowa, wariancje i korelacje falkowe

1. WSTĘP

Jednym z przejawów globalizacji finansowej jest występowanie wspólnych ruchów cen na giełdach. Poznanie charakteru tych procesów jest ważne zarówno ze względu na decyzje alokacyjne inwestorów, jak i decyzje osób odpowiedzialnych za prowadzenie polityki gospodarczej. Z punktu widzenia inwestorów rosnąca integracja giełd zwiększa znaczenie sektorowej dywersyfikacji portfeli kosztem dywersyfikacji międzynarodowej. Natomiast patrząc z perspektywy globalnej integracja rynków finansowych jest fundamentalnie związana ze wzrostem gospodarczym poprzez poprawę efektywności alokacyjnej, dzielenie się ryzykiem i redukcję zmienności makroekonomicznej¹. Konwergencja giełd, poprzez kanał dochodowy, wpływa także na skuteczność polityki monetarnej i – jako taka – powinna znajdować się w bieżącym zainteresowaniu polityków gospodarczych.

[†] Praca finansowana z grantu MNiSW nr N N111 285135.

¹ Patrz Kim i in. (2005).

Badania Longina i Solnika (1995) wskazują na rosnącą integrację największych giełd światowych w okresie 1960–1990, przy czym obserwuje się także dodatkowe podwyższanie się korelacji w okresach większej zmienności. Również bardziej współczesne badania dokumentują konwergencję giełd, choć proces ten nie jest jednostajny ani względem czasu ani też względem segmentów rynku (Kim i inni, 2005), ma charakter asymetryczny, tj. szoki negatywne są silniej transmitowane przez granice (Fratzscher, 2002) oraz pozostawia miejsce na częściową segmentację giełd (Bessler, Yang, 2003). Za integracją rynków kapitałowych stoi realna i nominalna konwergencja gospodarcza, a w tym redukcja ryzyka kursowego i zbieżność polityki monetarnej w zakresie stóp procentowych i inflacji (Fratzscher, 2002; Phengpis i inni, 2004). Do integracji największych giełd europejskich i wzrostu ich znaczenia na świecie w dużym stopniu przyczyniło się utworzenie wspólnego obszaru walutowego (Fratzscher, 2002; Kim i inni, 2005; Hardouvelis i inni, 2006).

Tylko w kilku artykułach podjęto problem badania konwergencji giełd Europy Środkowo-Wschodniej oraz ich integracji z giełdami światowymi (Scheicher, 2001; Voronkova, 2004; Chelley-Steeley, 2005; Gilmore i inni, 2008; Harrison, Moore, 2009). Chelley-Steeley (2005) ustaliła, że w okresie 1994–1999 korelacje stóp zwrotu z indeksów giełdowych rynków Europy Środkowo-Wschodniej i rynków rozwiniętych były zwykle poniżej 0,3, podczas gdy korelacje stóp zwrotu z indeksów giełd rozwiniętych są często nawet powyżej 0,5. W większości badań empirycznych stwierdza się pewną segmentację giełd Europy Środkowo-Wschodniej i brak jednostajnie rosnącej integracji, choć giełdy te pozostają pod istotnym wpływem giełd światowych.

We współczesnych badaniach podkreśla się rolę niejednorodności podmiotów występujących na rynkach finansowych w procesach wyceny instrumentów finansowych². Na rynkach jest obecnych wielu inwestorów, stosujących odmienne strategie inwestycyjne i o różnych horyzontach inwestycyjnych – od jednodniowych do kilkuletnich. Gracze charakteryzujący się długimi horyzontami inwestycyjnymi koncentrują się na fundamentach ekonomicznych wyznaczających trendy, podczas gdy spekulanci nastawieni są na ‘pokonanie rynku’ w krótkim okresie i uciekają się do wykorzystania metod analizy technicznej. Heterogeniczność graczy w naturalny sposób skłania do analizowania procesów giełdowych według różnych skal (horyzontów inwestycyjnych). Metodą, która umożliwia badanie procesów stochastycznych zdekomponowanych według skal jest analiza czasowo-skalowa (falkowa). Celem artykułu jest zastosowanie analizy falkowej do badania zbieżności giełd Europy Środkowej i rozwiniętych giełd europejskich. Ponieważ przedmiotem analizy z założenia nie mają być bezpośrednio obserwowane skutki globalizacji na rynkach kapitałowych, w tym tzw. efekty zarażania, a raczej czasowo-skalowy obraz ich konsekwencji dla inwestorów giełdowych, zdecydowano się analizować indeksy wyrażone w jed-

² Patrz Connor, Rossiter (2005) i znajdujące się tam odwołania do literatury.

nej walucie, aby jednocześnie kompensować ekspozycję inwestorów na ryzyko kursowe. Przyjęto przy tym perspektywę inwestora złotówkowego.

Badanie empiryczne, którym objęto trzy dojrzałe giełdy europejskie – niemiecką, brytyjską i francuską (indeksy DAX, FTSE100, CAC40) – oraz sześć giełd Europy Środkowej – czeską, słowacką, węgierską, bułgarską, rumuńską i polską (indeksy PX50, SAX, BUX, SOFIX, BET i WIG), ma następujące cele:

- ustalenie, czy ma miejsce proces konwergencji giełd europejskich (giełd rozwijających się i giełd dojrzałych oraz samych giełd Europy Środkowej) i czy proces ten jest jednostajny w czasie i względem horyzontów inwestycyjnych;
- sprawdzenie, dla jakich horyzontów inwestycyjnych dywersyfikacja międzynarodowa powinna przynosić najlepsze efekty;
- ustalenie, czy szybkiemu rozwojowi giełd Europy Środkowej towarzyszą negatywne efekty uboczne w postaci wzrostu ryzyka inwestycyjnego;
- sprawdzenie, czy występuje ‘efekt Unii Europejskiej’ – zwiększenie integracji giełd wynikające ze wzrostu wymiany handlowej, przyrostu inwestycji, koordynacji polityki i otwarcia rynków pracy, które sprzyjają realnej konwergencji gospodarczej.

W części drugiej pracy prezentuje się skrótowo wykorzystywane narzędzia z zakresu analizy falkowej, w części trzeciej zamieszcza się najważniejsze wyniki badania empirycznego, zaś punkt ostatni zawiera podsumowanie najważniejszych wniosków.

2. METODOLOGIA

Analiza falkowa polega na dekompozycji procesu na składowe, będące przesuniętymi i przeskalowanymi wersjami falki podstawowej $\psi(\cdot)$. U podstaw analizy falkowej leży transformata falkowa, która może być ciągła lub dyskretna. Transformata dyskretna dostarcza oszczędnej reprezentacji danych i jest szczególnie pożyteczna w redukcji szumu i kompresji informacji, podczas gdy transformata ciągła jest bardziej przydatna w rozpoznawaniu lokalnych charakterystyk sygnałów, choć towarzyszy jej nadmiarowość informacji.

Ciągłą transformatą falkową (CWT) funkcji $f(\cdot)$ nazywamy przekształcenie:

$$W(\lambda, t) = \int_{-\infty}^{\infty} \psi_{\lambda, t}(x) f(x) dx, \quad (1)$$

gdzie

$$\psi_{\lambda, t}(x) = \frac{1}{\sqrt{\lambda}} \psi\left(\frac{x-t}{\lambda}\right), \quad \lambda > 0. \quad (2)$$

W wyniku ciągłej transformacji falkowej otrzymuje się więc zbiór współczynników falkowych, $\psi_{\lambda,t}(x)$, zależnych od skali λ i czasu t . Niech dany będzie wektor postaci $\mathbf{x} = (x_0, x_1, \dots, x_{N-1})'$ długości $N = 2^J$. Dla $j = 1, 2, \dots, J$ oraz $t = 0, 1, \dots, 2^{J-j} - 1$ definiujemy dyskretną transformatę falkową (DWT) wektora \mathbf{x} :

$$W_{j,t} = \sum_{n=0}^{N-1} x_n \psi_{j,t} \left(\frac{n}{N} \right), \quad (3)$$

gdzie $\psi_{j,t}(\cdot)$ są przeskalowanymi i przesuniętymi na skali diadycznej wersjami falki podstawowej, tj.:

$$\psi_{j,t}(x) = 2^{-j/2} \psi(2^{-j+1}x - t). \quad (4)$$

Dla danego j współczynniki $W_{j,t}$ odpowiadają skali $\lambda_j = 2^{j-1}$. DWT jest efektem krytycznego próbkowania CWT, tj. dostarcza minimalnego zbioru współczynników falkowych, przechowujących całą informację na temat analizowanego sygnału.

Wśród narzędzi wykorzystujących transformatę dyskretną znajdują się między innymi wariancje, kowariancje i korelacje falkowe³. Dla procesu stochastycznego Y_t zmienną w czasie wariancję falkową definiuje się następująco:

$$\sigma_t^2(\lambda_j) = \frac{1}{2\lambda_j} \text{Var}(W_{j,t}). \quad (5)$$

Zakładając, że wariancja ta nie zależy od czasu⁴, otrzymuje się dekompozycję wariancji według skal postaci:

$$\text{Var}(Y_t) = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^{\infty} \frac{1}{\lambda_j} \text{Var}(W_{j,t}) = \sum_{j=1}^{\infty} \sigma^2(\lambda_j). \quad (6)$$

Wariancja falkowa na poziomie j odpowiadającym skali $\lambda_j = 2^{j-1}$, $\sigma^2(\lambda_j)$, informuje o zmienności wahań o okresach zawartych w przybliżeniu w przedziale $2^j - 2^{j+1}$. Analogicznie do wariancji falkowej wprowadza się pojęcia kowariancji i korelacji falkowych. Dla procesów stochastycznych Y_{1t} i Y_{2t} kowariancja falkowa dla skali λ_j jest definiowana jako:

³ Wśród innych narzędzi wykorzystujących DWT występują analiza wielorozdzielcza i krzyżowe korelacje falkowe – patrz Gençay i in. (2002). Natomiast popularnymi narzędziami wykorzystującymi CWT są skalogramy (falkowe spektra mocy), skalogramy wzajemne, koherencje falkowe i falkowe kąty fazowe – patrz Grinsted i inni (2004).

⁴ Założenie to jest spełnione także dla procesów niestacjonarnych pod warunkiem, że procesy te są zintegrowane rzędu d , zaś długość filtru falkowego L jest wystarczająca dla eliminacji niestacjonarności ($L > 2d$) - patrz Percival, Walden (2000), s. 304.

$$\gamma(\lambda_j) = \frac{1}{2\lambda_j} \text{Cov}(W_{1,j,t}, W_{2,j,t}). \quad (7)$$

Podobnie jak w przypadku dekompozycji wariancji danej wzorem (6), kowariancje falkowe są wynikiem dekompozycji kowariancji procesów Y_{1t} i Y_{2t} według skal λ_j . Natomiast korelacje falkowe dla skali λ_j są definiowane jako:

$$\rho(\lambda_j) = \frac{\gamma(\lambda_j)}{\sigma_1(\lambda_j)\sigma_2(\lambda_j)}. \quad (8)$$

Wielkość (8) przyjmuje wartości z przedziału $[-1; 1]$ i informują o sile i kierunku zależności między procesami na danym poziomie rozdzielczości (tj. dla danej skali λ_j).

W estymacji wariancji i korelacji falkowych w praktyce w miejsce DWT stosuje się jej modyfikację w postaci MODWT (ang. *maximal overlap discrete wavelet transform*), która nie wymaga operowania szeregami długości będącej potęgą liczby 2, dostarcza bardziej efektywnego estymatora $\gamma(\lambda_j)$ oraz ma własność niezmienniczości ze względu na przesunięcia w czasie⁵. Nieobciążony estymator wariancji falkowej dany jest wówczas wzorem:

$$\tilde{\sigma}^2(\lambda_j) = \frac{1}{\tilde{N}_j} \sum_{t=L_j-1}^{N-1} \tilde{W}_{j,t}^2, \quad (9)$$

gdzie $\tilde{W}_{j,t}^2$ są współczynnikami MODWT, $L_j = (2^j - 1)(L - 1)$ jest długością filtru falkowego dla skali λ_j (L jest długością podstawowego filtru falkowego), zaś $\tilde{N}_j = N - L_j + 1$ jest liczbą współczynników niezniekształconych metodą ekstrapolacji na krańcach próby. $(1-\alpha)$ -procentowy przedział ufności dla $\sigma^2(\lambda_j)$ można aproksymować następująco:

$$\tilde{\sigma}^2(\lambda_j) \pm \varsigma_{\frac{\alpha}{2}} \left(\frac{\hat{f}_{\tilde{W},j}(0)}{\tilde{N}_j} \right)^{0,5}, \quad (10)$$

gdzie $\varsigma_{\frac{\alpha}{2}}$ jest kwantylem $(1-\alpha/2)$ z rozkładu normalnego, zaś $\hat{f}_{\tilde{W},j}(0)$ jest oceną funkcji gęstości spektralnej dla współczynników falkowych dla skali λ_j w punkcie 0. Oceny kowariancji i korelacji falkowych wyznaczamy ze wzorów:

⁵ Patrz Gençay i in. (2002), s. 135.

$$\tilde{\gamma}(\lambda_j) = \frac{1}{\tilde{N}_j} \sum_{t=L_j-1}^{N-1} \tilde{W}_{1,j,t} \tilde{W}_{2,j,t}, \quad (11)$$

$$\tilde{\rho}(\lambda_j) = \frac{\tilde{\gamma}(\lambda_j)}{\tilde{\sigma}_1(\lambda_j) \tilde{\sigma}_2(\lambda_j)}. \quad (12)$$

Przybliżony $(1-\alpha)$ -procentowy przedział ufności dla $\gamma(\lambda_j)$ wyznaczamy w sposób analogiczny, jak w przypadku wariancji falkowej, przy czym $\hat{f}_{\tilde{w},j}(0)$ jest wówczas oceną właściwej funkcji wzajemnej gęstości spektralnej. W przypadku korelacji falkowych, w celu zapewnienia, że przedział ufności jest ograniczony przez ± 1 , stosuje się dodatkowo transformatę z Fishera. Przy uwzględnieniu faktu, iż dyskretna transformata falkowa ma własność przybliżonej deko-relacji, odpowiedni przedział ufności dany jest przez:

$$\tanh \left\{ h[\tilde{\rho}(\lambda_j)] \pm \varsigma_{\frac{\alpha}{2}} \left(\frac{1}{\hat{N}_j} \right)^{0,5} \right\}, \quad (13)$$

gdzie \hat{N}_j jest liczbą współczynników falkowych dla skali λ_j ⁶.

3. WYNIKI EMPIRYCZNE

W badaniu wykorzystano skorygowane odpowiednim kursem walutowym z NBP dzienne kursy zamknięcia trzech indeksów z giełd rozwiniętych (DAX, FTSE100, CAC40) i sześciu z giełd środkowoeuropejskich (PX50, SAX, BUX, SOFIX, BET i WIG) z okresu 2.01.2002–30.04.2009 (1912 obserwacji), za wyjątkiem SAX (od 2.01.2003) oraz SOFIX i BET (od 3.04.2007), gdyż we wcześniejszym okresie nie było dziennych notowań tych kursów w NBP. Po uzupełnieniu brakujących notowań metodą liniowej interpolacji szeregi zlogarytmowano. Dane analizowano w najdłuższym przekroju czasowym oraz w trzech podokresach: 01.2002–04.2004 (608 obserwacji), 05.2004–03.2007 (761 obserwacji), 04.2007–04.2009 (543 obserwacje). Pierwszy podpróba to okres poprzedzający wejście 10 państw do Unii Europejskiej, druga to okres pierwszych trzech lat po rozszerzeniu Unii, zaś trzeci wynikał z możliwości uwzględnienia w analizie skorygowanych notowań SAX i SOFIX.

Wyniki grupowego testu stacjonarności wykonanego na niezbalansowanym panelu wszystkich indeksów przy maksymalnej dostępnej liczbie obserwacji, liczbie opóźnień przyjętej zgodnie ze wskazaniem kryterium Schwarza, estymacji spektrum z użyciem okna Bartletta z szerokością pasma ustaloną metodą Neweya-Westa oraz założeniu o występowaniu efektów indywidualnych w te-

⁶ Patrz Gençay i in. (2002), s. 259–260.

stach dla poziomów i braku wyrazu wolnego w testach dla przyrostów zawiera Tabela 1. Wyniki te wskazują, że procesy są zintegrowane rzędu pierwszego.

Tabela 1. Wyniki panelowych testów stacjonarności

Test	Statystyka	Wartość p	Statystyka	Wartość p
	Poziomy		Przyrosty	
	H0: Wspólny pierwiastek jednostkowy			
	-3,029	0,001	-92,054	0,000
Breitung t	3,199	0,999	087,593	0,000
	H0: Indywidualny pierwiastek jednostkowy			
Im, Pesaran, Shin W	0,596	0,725		
ADF-Fisher χ^2	15,915	0,599	1153,20	0,000
PP-Fisher χ^2	16,155	0,582	529,606	0,000
	H0: brak wspólnego pierwiastka jednostkowego			
Hadri Z	66,89	0,000		

Źródło: obliczenia własne.

W badaniu z użyciem dyskretnej transformaty falkowej wykorzystano falkę sym8, zapewniającą dobrą aproksymację o dokładnej symetrii i liniowej fazie. Poziomy dekompozycji 1–6 odpowiadają w przybliżeniu wahaniom o okresach w dniach odpowiednio 2–4, 4–8 (do półtora tygodnia), 8–16 (do 3 tygodni), 16–32 (do 6 tygodni), 32–64 (do jednego kwartału) oraz 64–128 (do 2 kwartałów). W przypadku analizy danych z całego przyjętego okresu badano także zależności dla wahań 128–256 (do jednego roku) i 256–512 (do 2 lat).

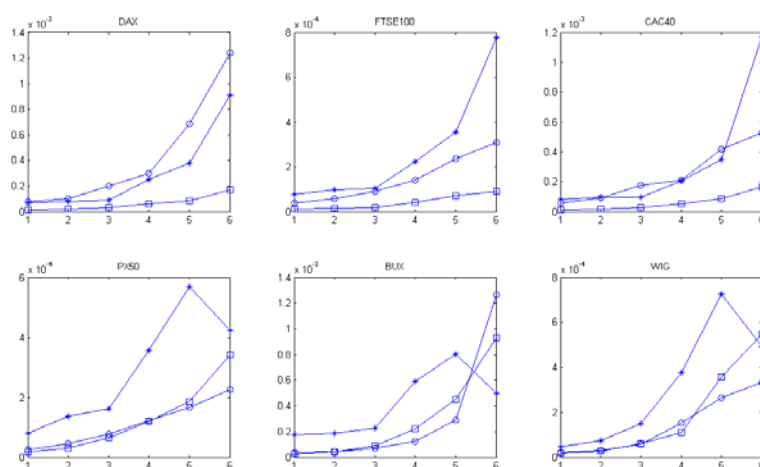
Wykresy 1–2 prezentują wyniki dekompozycji wariancji falkowych. Wyniki te wskazują, iż dla giełd dojrzałych ryzyko inwestycyjne było wyraźnie mniejsze w okresie drugim, zaś w ostatnim okresie ponownie wzrosło dla wszystkich horyzontów inwestycyjnych – w przypadku giełdy londyńskiej nawet powyżej odpowiedniego ryzyka w okresie przed wejściem 10 krajów do Unii Europejskiej. W przypadku 3 giełd rozwijających się, w okresie przed i poakcesyjnym wariancje falkowe są takie same. Porównanie wariancji na wykresach z przedziałami ufności pokazuje, że za wyjątkiem najdłuższych horyzontów inwestycyjnych, tj. dla wahań o okresach do 6 tygodni, wariancja w ostatnim okresie jest wyższa niż w okresie drugim. Jednak w przypadku wahań powyżej 6 tygodni (powyżej jednego kwartału dla PX50) nie nastąpiło istotne podwyższenie wariancji. Stąd wniosek, że europejskie giełdy rozwijające się wykazują większą odporność na kryzys na rynkach finansowych.

Na Wykresach 3–6 prezentowane są wyniki dekompozycji korelacji falkowych. W przypadku giełd rozwiniętych widać bardzo silne powiązanie DAX i CAC40 oraz FTSE100 i CAC40. Te trzy giełdy mogą być traktowane jako jedna możliwość inwestycyjna. Analizując korelacje między giełdami dojrzałymi i rozwijającymi się można zauważyć, że giełdy rozwinięte wywierają istotny wpływ na rynki kapitałowe Europy Środkowej, za wyjątkiem giełdy bratysławskiej, a w długim okresie także sofijskiej. Zwraca uwagę brak systematycznej konwergencji giełd środkowoeuropejskich i giełd rozwiniętych: najczę-

ściej najsilniejsze korelacje mają miejsce w ostatnim okresie, następnie w najwcześniejszym, zaś w okresie 2004–2007 korelacje są najniższe lub zbliżone do odpowiednich miar z pierwszego okresu. Biorąc pod uwagę, że silniejsze powiązania giełd w ostatnim okresie mogą być rezultatem sytuacji kryzysowej na rynkach finansowych, należy uznać, iż nie obserwuje się jednostajnie rosnących powiązań pomiędzy badanymi grupami indeksów.

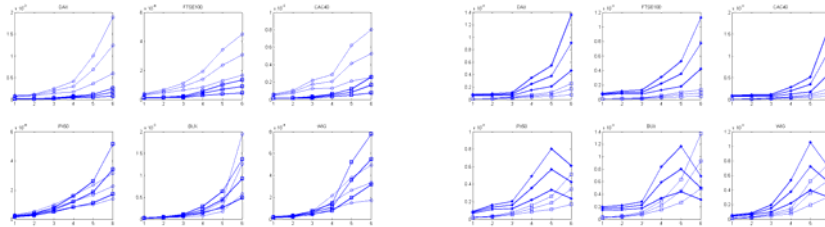
Obserwuje się ponadto silne (i – co najważniejsze – rosnące, szczególnie w relacji PX50-WIG) powiązania indeksów PX50, BUX i WIG. Istotne są także związki tych indeksów z indeksem BET. Wydaje się natomiast, że indeks SAX nie jest istotnie powiązany z żadnym z analizowanych indeksów, zaś SOFIX jest najsilniej skorelowany z DAX i BET.

W przypadku najdłuższych horyzontów inwestycyjnych w kontekście dywersyfikacji międzynarodowej zwracają uwagę relacje FTSE100-WIG i CAC40-PX50. Ponadto można zauważyć bliskie zero korelacje indeksów giełd praskiej, budapeszteńskiej i warszawskiej z indeksami SOFIX i SAX. Stąd w krótkim okresie możliwości dywersyfikacji pojawią się przy uwzględnieniu inwestycji na giełdzie w Bratysławie i – szczególnie w dłuższym okresie – Soffii. W większości przypadków, za wyjątkiem najdłuższych horyzontów inwestycyjnych, korelacje wydają się być jednostajnie rozłożone po częstościach.



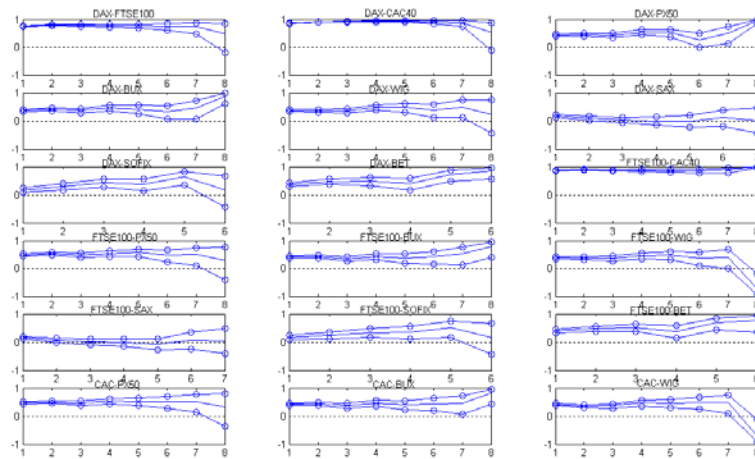
Wykres 1. Dekompozycja wariacji falkowych w podokresach. –○– okres 01.2002–04.2004, –□– okres 05.2004–03.2007, –*– okres 04.2007–04.2009

Źródło: opracowanie własne.



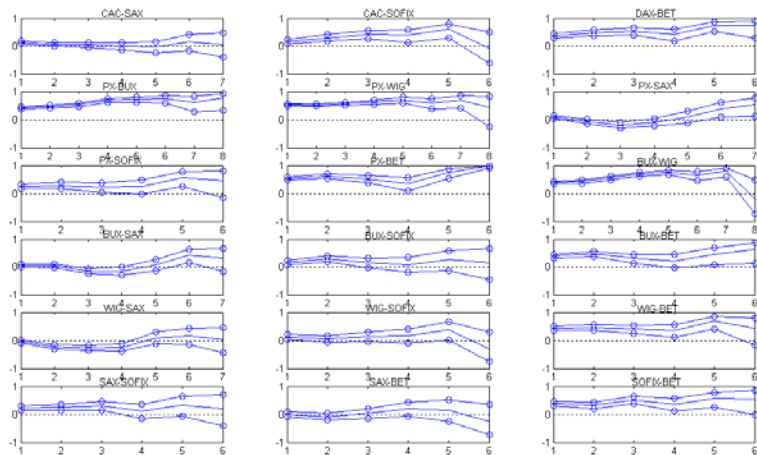
Wykres 2. Porównanie wariacji falkowych w podokresach wraz z 95%-owymi przedziałami ufności. —o— okres 01.2002–04.2004, —□— okres 05.2004–03.2007, —*— okres 04.2007–04.2009, linie pogrubione oznaczają okres późniejszy

Źródło: opracowanie własne.



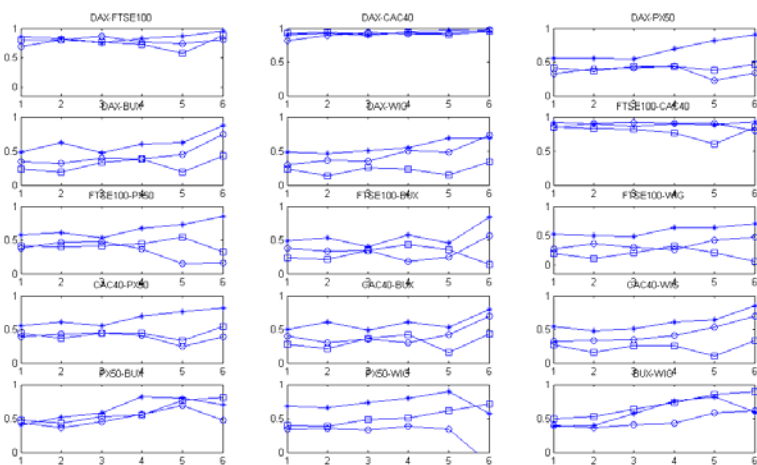
Wykres 3. Dekompozycja korelacji falkowych – współczynniki korelacji wraz z 95%-owymi przedziałami ufności

Źródło: opracowanie własne.



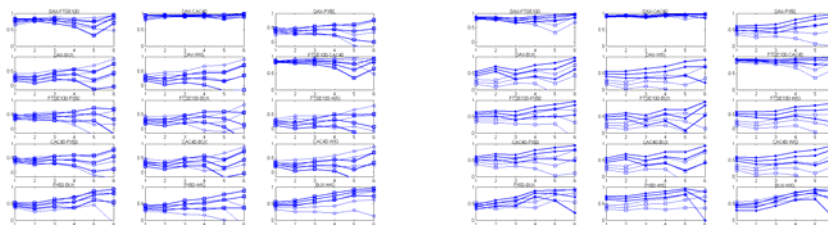
Wykres 4. Dekompozycja korelacji falkowych – współczynniki korelacji wraz z 95%-owymi przedziałami ufności – cd

Źródło: opracowanie własne.



Wykres 5. Dekompozycja korelacji falkowych w podokresach. –o– okres 01.2002–04.2004, –□– okres 05.2004–03.2007, –*– okres 04.2007–04.2009

Źródło: opracowanie własne.



Wykres 6. Porównanie korelacji falkowych w podokresach wraz z 95%-owymi przedziałami ufności. –o– okres 01.2002–04.2004, –□– okres 05.2004–03.2007, –*– okres 04.2007–04.2009, linie pogrubione oznaczają okres późniejszy

Źródło: opracowanie własne.

4. PODSUMOWANIE

Integracja występuje przede wszystkim w zakresie giełd rozwijających się: czeskiej, węgierskiej i polskiej, wydaje się natomiast, że nie mamy do czynienia z jednostajnym po czasie procesem konwergencji tych giełd i trzech rozwiniętych giełd europejskich: niemieckiej, brytyjskiej i francuskiej, a wyższe korelacje między odpowiednimi współczynnikami falkowymi w ostatnim okresie można wyjaśnić podwyższoną współzależnością w czasie kryzysu finansowego. Świadczy to o pewnej segmentacji rynków Europy Środkowej, choć rynki te pozostają pod istotnym wpływem rynków rozwiniętych. W krótkim okresie po akcesyjnym, z jakim mamy do czynienia, bezpośrednio nie obserwuje się więc jeszcze efektu Unii. Rozkład korelacji po częstościach jest względnie jednorodny. Odstępstwa od jednorodności dotyczą zwykle dłuższych horyzontów i mogą mieć charakter odchylenia w obie strony. Odstępstwa te świadczą o występowaniu możliwości międzynarodowej dywersyfikacji długookresowych portfeli inwestycyjnych. Natomiast w krótszych okresach zerowe lub ujemne korelacje pojawiają się w relacjach z indeksami SAX i SOFIX. Można także stwierdzić, iż rozwojowi giełd Europy Środkowej nie towarzyszą negatywne zjawiska związane ze wzrostem zmienności. Co więcej, giełdy tej części Europy wydają się nawet nieco bardziej odporne na kryzys na rynkach finansowych, gdyż w ich przypadku w ostatnim okresie analizy nie nastąpiło istotne podwyższenie zmienności dla inwestycji w dłuższych horyzontach.

LITERATURA

- Bessler D. A., Yang J. (2003), *The Structure of Interdependence in International Stock Markets*, „Journal of International Money and Finance”, nr 22, 261–287.
- Chelley-Steeley P.L. (2005), *Modelling Equity Market Integration Using Smooth Transition Analysis: A Study of Eastern European Stock Markets*, „Journal of International Money and Finance”, nr 24, 818–831.
- Connor J., Rossiter R. (2005), *Wavelet Transforms and Commodity Prices*, „Studies in Nonlinear Dynamic and Econometrics”, nr 9 (1), article 6.

- Fratzscher M. (2002), *Financial Market Integration in Europe: On the Effects of EMU on Stock Markets*, „International Journal of Finance and Economics”, nr 7, 165–193.
- Gençay R. F., Selçuk F., Whitcher B. (2002), *An Introduction to Wavelets and Other Filtering Methods in Finance and Economics*, Academic Press, San Diego.
- Gilmore C.G., Lucey B. M., McManus G.M. (2008), *The Dynamics of the Central European Equity Market Comovements*, „Quarterly Review of Economics and Finance”, nr 48, 605–622.
- Grinsted A., Moore J. C., Jevrejeva S. (2004), *Application of the Cross Wavelet Transform and Wavelet Coherence to Geophysical Time Series*, „Nonlinear Processes in Geophysics”, nr 11, 561–566.
- Hardouvelis G.A., Malliaropoulos D., Priestley R. (2006), *EMU and European Stock Market Integration*, „Journal of Business”, nr 79, 365–392.
- Harrison B., Moore W. (2009), *Spillover Effects from London and Frankfurt to Central and Eastern European Stock Markets*, w druku w „Applied Financial Economics”.
- Kim S. J., Moshirian F., Wu E. (2005), *Dynamic Stock Market Integration Driven by the European Monetary Union: An Empirical Analysis*, „Journal of Banking and Finance”, nr 29, 2475–2502.
- Longin F., Solnik B. (1995), *Is the Correlation in International Equity Returns Constant: 1960–1990?*, „Journal of International Money and Finance”, nr 14, 3–26.
- Percival D. B., Walden A. T. (2000), *Wavelet Methods for Time Series Analysis*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Phengpis C., Apilado V. P., Swanson P.E. (2004), *Effects of Economic Convergence on Stock Market Returns in Major EMU Member Countries*, „Review of Quantitative Finance and Accounting”, nr 23, 207–227.
- Scheicher M. (2001), *The Comovements of Stock Markets in Hungary, Poland and the Czech Republic*, „International Journal of Finance and Economics”, nr 6, 27–39.
- Voronkova S. (2004), *Equity Market Integration in Central European Emerging Markets: A Cointegration Analysis with Shifting Regimes*, „International Review of Financial Analysis”, nr 13, 633–647.

EUROPEAN EQUITY MARKETS INTEGRATION AND OPTIMAL INVESTMENT HORIZONS – EVIDENCE FROM WAVELET ANALYSIS

A b s t r a c t. In the paper we present results of our examination of the equity markets integration process in Europe from the wavelet perspective. The method applied is the discrete wavelet analysis in the form of the wavelet variance and wavelet correlation decomposition. In particular, we answer the questions about changes of the investment risk and the possibility of international portfolio diversification under different investment horizons. The study documents comovements in Central European equity markets, although these markets show some kind of segmentation. This enables investors to reduce the variability of their portfolio returns by the international portfolio diversification, especially for longer investment horizons.

K e y w o r d s: equity market integration, time-scale analysis, wavelet correlations