

# **Analiza transmisji szoków dla rynków giełdowych Czech, Węgier i Polski w okresie globalnego kryzysu**

Wojciech Bieńkowski<sup>\*</sup>, Bogna Gawrońska-Nowak<sup>#</sup>,  
Wojciech Grabowski<sup>‡</sup>

Nadesłany: 30 sierpnia 2012 r. Zaakceptowany: 3 kwietnia 2013 r.

---

## **Streszczenie**

Kryzys, który wybuchł w USA w 2008 r., przeniósł się na rynki w innych regionach świata, m.in. do krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Po wygaśnięciu negatywnych skutków kryzysu w USA na światowych rynkach finansowych pojawiła się niepewność związana z kryzysem strefy euro. W niniejszym artykule prezentowane są oszacowania transmisji stóp zwrotu, szoków i zmienności w okresie boomu gospodarczego oraz w różnych fazach kryzysu finansowego, uzyskane za pomocą modelu VAR-GARCH-BEKK. Przeprowadzone badanie obejmuje podokresy zarówno stabilności, jak i niestabilności na rynkach kapitałowych Czech, Polski i Węgier. Uzyskane wyniki wskazują na wzrost powiązań pomiędzy stopami zwrotu z indeksów giełdowych w tych krajach w czasie kryzysu w porównaniu z okresem stabilności. Rezultaty oszacowań wskazują także na różnice pomiędzy krajami Grupy Wyszehradzkiej w przechodzeniu przez fazy kryzysu finansowego, mimo że inwestorzy często traktują Polskę, Czechy i Węgry jako jednolitą grupę.

---

**Słowa kluczowe:** transmisja szoków, transmisja zmienności, model VAR-GARCH-BEKK, kryzys finansowy

**JEL:** G01, C58, F36, G15

---

<sup>\*</sup> Uczelnia Łazarskiego, Instytut Gospodarki Amerykańskiej i Stosunków Transatlantyckich.

<sup>#</sup> Uczelnia Łazarskiego, Katedra Ekonomii.

<sup>‡</sup> Uniwersytet Łódzki, Katedra Modeli i Prognoz Ekonometrycznych; e-mail: emfwog@uni.lodz.pl.

## 1. Wstęp

Ze względu na relatywnie krótki czas funkcjonowania gospodarki rynkowej w Polsce, Czechach i na Węgrzech (CEEC3) rozwój rynków kapitałowych w tych państwach jest wciąż zdecydowanie słabszy niż w rozwiniętych krajach europejskich. Relatywnie słabe zintegrowanie rynków finansowych krajów grupy CEEC3 z rynkami rozwiniętymi umożliwiało na początkowym etapie transformacji redukcję ryzyka inwestycyjnego przez uwzględnienie papierów tych krajów w portfelu (por. Gilmore, McManus, Tezel 2005). Gwałtowny wzrost zainteresowania aktywami krajów Grupy Wyszehradzkiej doprowadził do wzrostu stóp zwrotu z tych aktywów (Chelley-Steeley, 2005). Jednak wraz z postępującą transformacją, liberalizacją handlu i przepływów kapitałowych rosła integracja rynków kapitałowych krajów Europy Środkowo-Wschodniej z rynkami kapitałowymi rozwiniętych państw europejskich (m.in. Arouri, Foulquier 2012; Sum 2012).

Głównym celem artykułu jest sprawdzenie powiązań pomiędzy rynkami kapitałowymi krajów grupy CEEC3 zarówno w okresach niestabilności na rynkach finansowych, jak również w okresach stabilności. Jedną z hipotez badawczych, którą próbujemy weryfikować na podstawie danych z okresu od stycznia 2005 r. do stycznia 2013 r., głosi, że powiązania między rynkami kapitałowymi są większe w fazie kryzysu niż w fazie stabilności. Interesujące jest także sprawdzenie, czy siła współzależności pomiędzy rynkami giełdowymi zmieniła się w momencie przejścia z fazy kryzysu *subprime* do fazy kryzysu PIIGS. Spodziewamy się, że kraje wyszehradzkie są ze sobą mocno powiązane. Przemawia za tym podobny poziom rozwoju gospodarczego i instytucjonalnego oraz wspólne doświadczenia historyczne. Jednocześnie należy brać pod uwagę, że kraje wyszehradzkie to małe, otwarte (zwłaszcza Czechy i Węgry) gospodarki w dużym stopniu uzależnione od sytuacji partnerów handlowych i liderów gospodarki światowej, takich jak Niemcy i USA. Interesujące jest więc sprawdzenie zależności wewnątrz grupy i porównanie ich ze współzależnościami zewnętrznymi. Dodatkową motywację do podjęcia takich analiz stanowi percepcja inwestorów, którzy mogą bez względu na faktyczne powiązania ekonomiczne traktować kraje Grupy Wyszehradzkiej jako bardzo podobne i na tej podstawie podejmować decyzje. Warto pamiętać, że właśnie takie postępowanie inwestorów było jedną z przyczyn kryzysu w Azji Południowo-Wschodniej w 1997 r. (Khalid, Kawai 2003). W okresie kryzysu amerykańskiego, charakteryzującego się paniką i spadkiem zaufania do aktywów rynków wschodzących, inwestorzy nie rozróżniali pomiędzy aktywami krajów regionu i spadki jednego rodzaju aktywów mogły prowadzić do natychmiastowych spadków pozostałych. Spodziewamy się jednak zmiany percepcji inwestorów w okresie kryzysu PIIGS. Mogli oni zauważyć odmienną sytuację omawianych krajów, ponieważ Polska i Czechy zdecydowanie łagodniej przeszły przez kryzys, a dodatkowo Węgry miały niższe oceny ratingowe. Dlatego formułujemy hipotezę, że powiązania pomiędzy indeksem BUX a pozostałymi indeksami krajów grupy CEEC3 osłabiły się w ostatnich dwóch latach.

W niniejszym artykule prezentujemy wyniki estymacji parametrów modelu VAR-GARCH-BEKK wykorzystanego do analizy transmisji stóp zwrotu, szoków i zmienności dla grupy obejmującej Polskę, Czechy i Węgry oraz kraje typowane jako ważne źródła tych szoków. Wybór krajów generujących szoki opierał się na chronologii wydarzeń kryzysowych. Wyróżniliśmy tutaj dwie zasadnicze fazy kryzysu: pierwsza to okres tuż przed bankructwem i po bankructwie Lehman Brothers, druga zaś to kryzys strefy euro, związany z zadłużeniem krajów nazywanych PIIGS (Portugalia, Irlandia, Włochy, Grecja i Hiszpania). Ostatecznie więc dwa kraje – USA oraz Hiszpania

– rozważane są jako kraje zarażające. Stopy zwrotu z indeksu S&P500 uwzględniane są jednak także w modelu VAR-GARCH-BEKK, ponieważ zmienna ta wyjaśnia znaczną część wahań innych stóp zwrotu. Amerykański rynek kapitałowy traktowany jest jako rynek globalny, mający znaczny wpływ na rynki kapitałowe pozostałych krajów.

W literaturze przedmiotu są opracowania poświęcone analizie transmisji szoków na światowych giełdach (m.in. Khalid, Kawai 2003; Ane, Labidi 2006; Ehrmann, Fratzscher, Rigobon 2011). Niektóre z nich dotyczą krajów Europy Środkowo-Wschodniej (Scheicher 2001; Voronkova 2004; Brzeszczyński, Welfe 2007; Syriopoulos 2007; Buttner, Hayo 2009; Egert, Kocenda 2007; 2011; Li, Majerowska 2008; Demian 2011) oraz wpływu kryzysu w USA na rynki finansowe tych krajów (np. Będowska-Sójka 2010). Jednak w większości prace te nie omawiają wpływu kryzysu strefy euro na powiązania pomiędzy rynkami kapitałowymi, ponieważ powstały zbyt wcześnie, by uwzględnić ten okres analizy. Dane wykorzystane w niniejszym badaniu obejmują okres stabilności na rynkach finansowych, kryzys w USA, a także kryzys strefy euro. Niniejszy artykuł ma na celu porównanie powiązań pomiędzy rynkami kapitałowymi krajów wyszehradzkich oraz ich podatności na szoki zewnętrzne w różnych fazach kryzysu finansowego. Wykorzystanie większej liczby obserwacji dla okresu kryzysu PIIGS pozwala wyciągnąć bardziej wiarygodne wnioski dotyczące funkcjonowania rynków w tym okresie. Poza tym, znane autorom prace poświęcone efektowi zarażania i transmisji szoków w okresach kryzysów ograniczają się na ogół do analizy wpływu spadków stóp zwrotu w jednym kraju dotkniętym kryzysem na zachowanie innych rynków. W niniejszym artykule badamy transmisję stóp zwrotu, szoków i zmienności z dwóch różnych krajów będących źródłami kryzysu w innych okresach. Porównanie wpływu napięć pochodzących z kraju odległego, ale znajdującego się w centrum gospodarki globalnej, z napięciami pochodzącymi z regionu bliższego, ale obejmującego gospodarkę o mniejszej sile oddziaływania, wydaje się ciekawym zagadnieniem.

Najbardziej podobna pod względem koncepcji i zakresu jest praca Li i Majerowskiej (2008), choć autorzy oczywiście wykorzystali w badaniu dane z okresu stabilności. W niniejszej analizie wyraźnie wydzielił się jednak podokresy stabilności i niestabilności w całym okresie od stycznia 2005 r. do stycznia 2013 r. W celu dokonania podziału na okres stabilności, oddziaływania kryzysu w USA oraz okres oddziaływania kryzysu strefy euro przeanalizowaliśmy chronologię zdarzeń kryzysowych oraz posłużyliśmy się obserwacją współczynnika zgodności stóp zwrotu.

Struktura artykułu jest następująca. W rozdziale drugim prezentowane są statystyki opisowe dla zmiennych. Na podstawie analizy powiązań pomiędzy stopami zwrotu wyróżniono okresy stabilności oraz dwie fazy globalnego kryzysu finansowego. Rozdział trzeci zawiera wyniki estymacji parametrów modelu VAR-GARCH-BEKK, a także rezultaty testowania hipotez dotyczących m.in. istotności powiązań, transmisji zmienności i szoków. Rozdział czwarty stanowi podsumowanie.

## 2. Statystyki opisowe danych empirycznych

W badaniu empirycznym wykorzystaliśmy dane dzienne z okresu od początku 2005 r. do końca stycznia 2013 r. Wartości indeksów giełdowych WIG, BUX, PX, IBEX oraz S&P500 pochodzą z bazy danych CEIC, z podbazy Daily Database. Wykres 1 ilustruje kształtowanie się indeksów giełdowych WIG, BUX, PX, S&P500 oraz IBEX, a na wykresie 2 pokazano kształtowanie się odpowiadających im logarymicznych stóp zwrotu.

Tabela 1 zawiera statystyki opisowe dla logarytmicznych stóp zwrotu ze wszystkich pięciu indeksów giełdowych.

Stopy zwrotów z hiszpańskich indeksów IBEX oraz PX cechuje ujemna wartość średnia. W przypadku tego kraju taki wynik nie zaskakuje, gdyż nie tylko doświadczył on i doświadcza kryzysu wewnętrznego, lecz także odczuł negatywne skutki kryzysu *subprime*. Dodatnia średnia stopa zwrotu w przypadku indeksu S&P500 świadczy o tym, że po kryzysie na rynku nieruchomości w USA zapanowało ożywienie, a kraj ten jest niewrażliwy na negatywne tendencje, które pojawiły się na rynkach finansowych Europy Południowej. Jest to widoczne także na wykresie 1. Najwyższa średnia stopa zwrotu dotyczy indeksu WIG. Spadek zaufania do aktywów rynków wschodzących podczas kryzysu w USA negatywnie wpłynął na polską giełdę, jednak wysokie dodatnie stopy zwrotu w okresie dobrej koniunktury (2005–2007) oraz relatywnie łagodne przechodzenie Polski przez kryzys globalny sprawiły, że inwestorzy mogli osiągnąć średnio najwyższe zyski właśnie na warszawskiej giełdzie. O relatywnej stabilności GPW świadczy także niższa zmienność stóp zwrotu nawet w porównaniu z giełdą kraju lepiej rozwiniętego instytucjonalnie, czyli Hiszpanii. Relatywnie niska zmienność stóp zwrotu z polskiego indeksu giełdowego wynika z faktu, że na polskiej giełdzie dobre informacje zwiększają zmienność stóp zwrotu bardziej niż złe informacje (por. Będowska-Sójka 2010). Ujemne współczynniki skośności w przypadku większości indeksów świadczą o tym, że wysokie co do modułu ujemne stopy zwrotu występowały częściej niż wysokie dodatnie stopy zwrotu. Dotyczy to zwłaszcza giełdy warszawskiej. Wartości statystyk Jarque'a i Berry'ego świadczą o braku normalności rozkładów logarytmicznych stóp zwrotu.

Analiza kształtowania się indeksów giełdowych oraz odpowiadających im stóp zwrotu pozwala wyróżnić podokresy stabilności i podokresy niestabilności na rynkach kapitałowych. Lata 2005–2007 cechowały się wysokimi dodatnimi średnimi stopami zwrotu oraz mniejszą ich zmiennością w porównaniu z latami kryzysu. Dotyczy to zwłaszcza krajów Grupy Wyszehradzkiej. Ze względu na stosunkowo słabe jeszcze powiązanie z rynkami globalnymi rynki krajów Europy Środkowo-Wschodniej wykorzystywano do dywersyfikacji portfela. Wybuch kryzysu w Stanach Zjednoczonych, związanego z rynkiem nieruchomości, doprowadził do załamania na większości rynków finansowych, w tym na rynkach kapitałowych Polski, Czech i Węgier. Gwałtowne spadki na giełdach USA, Hiszpanii, Polski, Czech oraz Węgier trwały kilka miesięcy, po czym na globalnych rynkach finansowych nastąpiło chwilowe uspokojenie. Negatywne szoki na rynkach finansowych krajów Grupy Wyszehradzkiej mogły wynikać z szoków globalnych oraz ze spadku zaufania do aktywów rynków wschodzących (por. Konopczak, Sieradzki, Wiernicki 2010). Ponieważ kryzys globalny rozpoczął się w Stanach Zjednoczonych, przyjmuje się, że stopy zwrotu z indeksu S&P500 powinny być wykorzystane w badaniu odporności (wrażliwości) giełd analizowanych krajów środkowoeuropejskich w okresie kryzysu. W 2010 r. rozpoczęły się napięcia w Europie Południowej. Wiosną 2010 r. zadłużenie Grecji osiągnęło około 120% PKB i MFW oraz UE udzieliły temu krajowi pomocy. Portugalia doświadczyła nagłego wycofania kapitału, ale w krótkim okresie i na relatywnie małą skalę, podczas gdy ucieczka kapitału z Irlandii przyjęła potężne rozmiary i miała charakter długookresowy. W 2011 r. Włochy, Hiszpania oraz Portugalia odczuły skutki nadmiernego zadłużenia, a ich obligacje rządowe straciły wiarygodność, po czym nastąpiła kolejna fala gwałtownego odpływu kapitału. W okresie kryzysu PIIGS nie obserwowano gwałtownych spadków indeksów w Stanach Zjednoczonych, rynek kapitałowy tego kraju okazał się bowiem odporny na szoki powstałe w krajach Europy Południowej. Biorąc to pod uwagę, w analizie podat-

ności (odporności) krajów grupy CEEC3 na szoki wynikające z kryzysu strefy euro proponujemy wykorzystać indeks jednego z krajów dotkniętych kryzysem PIIGS, czyli Hiszpanii.

W celu zidentyfikowania powiązań pomiędzy stopami zwrotów z indeksów giełdowych w kolejnych kwartałach obliczyliśmy współczynnik zgodności stóp zwrotu w następujący sposób:

$$WK_S^{ij} = \frac{\sum_{s \in S} 1[\text{sgn}(sz_{is} - \text{med}(\{sz_{is} : s \in S\})) = \text{sgn}(sz_{js} - \text{med}(\{sz_{js} : s \in S\}))]}{\bar{S}} \quad (1)$$

gdzie  $S$  jest zbiorem dni funkcjonowania giełd  $i$  oraz  $j$  w danym kwartale.

Wartości tego wskaźnika obliczyliśmy dla par Polska-USA, Polska-Hiszpania, Węgry-USA, Węgry-Hiszpania, Czechy-USA oraz Czechy-Hiszpania. Miało to na celu zidentyfikowanie dynamiki powiązań między stopami zwrotu z indeksów giełdowych. Wartości współczynnika (1) wynoszące mniej niż 0,5 lub niewiele więcej niż 0,5 świadczą o słabych powiązaniach pomiędzy stopami zwrotu z indeksów giełdowych. Tak niskie wartości współczynników obserwowane są zwłaszcza na początku próby. Gwałtowny wzrost miernika (1) nastąpił już w 2007 r., czyli w okresie boomu na globalnych rynkach finansowych. Wzrost powiązań pomiędzy „nowymi” a „starymi” członkami UE mógł być uzasadniony coraz dłuższym uczestnictwem krajów wyszehradzkich w strukturach Wspólnoty. Jednak wartości współczynnika przekraczające 0,7, a czasem nawet 0,8 w niektórych kwartałach 2007 r. mogły też wynikać z zachowań stadnych w okresach prosperity na rynkach globalnych. Okres kryzysu w Stanach Zjednoczonych cechował się wysokimi wartościami analizowanego współczynnika. Dotyczyło to zwłaszcza początkowego okresu kryzysu, cechującego się paniką inwestorów. Proponujemy, by jako moment zmiany strukturalnej przyjąć początek 2008 r., gdyż jeszcze przed bankructwem banku Lehman Brothers rozpoczęły się gwałtowne spadki na giełdzie amerykańskiej, co pociągnęło za sobą spadki pozostałych indeksów giełdowych. Bardzo wysokie wartości współczynnika dla par USA-Polska oraz USA-Węgry utrzymywały się w wielu kwartałach 2009 i 2010 r. W przypadku par Hiszpania-Polska, Hiszpania-Węgry oraz Hiszpania-Czechy upadek Banku Lehman Brothers wiązał się ze wzrostem powiązań pomiędzy stopami zwrotów. Wynik ten należy interpretować jako ogólny wzrost powiązań pomiędzy rynkami giełdowymi na początku globalnego kryzysu finansowego. Kolejny wzrost współczynnika (1) nastąpił dla pary Hiszpania-Polska pod koniec 2009 r., a dla par Hiszpania-Węgry i Hiszpania-Czechy na początku 2010 r. Okres ten należy wiązać z początkiem kryzysu strefy euro, kiedy gwałtownie spadła wiarygodność hiszpańskich obligacji rządowych i nastąpił gwałtowny odwrót kapitału z tego kraju. Z kolei w Stanach Zjednoczonych utrzymywała się faza wzrostu głównych indeksów giełdowych. Rynki kapitałowe Polski, Czech i Węgier negatywnie odczuły skutki gwałtownych spadków na rynkach kapitałowych krajów Europy Południowej. W związku z tym proponujemy przyjąć początek drugiego kwartału 2010 r. jako moment, od którego kryzys PIIGS oddziaływał na rynki kapitałowe krajów Grupy Wyszehradzkiej. W tym czasie rosła wartość amerykańskiego indeksu giełdowego. Proponujemy jednak uwzględnić w tym okresie stopy zwrotu zarówno z indeksu IBEX, jak i z indeksu S&P500 w modelu VAR-GARCH-BEKK.

Po przeanalizowaniu zmian indeksów giełdowych oraz odpowiadających im stóp zwrotu, a także powiązań pomiędzy stopami zwrotu proponujemy wyróżnić następujące podokresy:

– 2005–2007: okres stabilności na rynkach finansowych wszystkich krajów poprzedzający wybuch kryzysu na rynku *subprime*,

– styczeń 2008 – marzec 2010 r.: globalny kryzys finansowy i związany z nim gwałtowny wzrost zmienności stóp zwrotu oraz spadek ich wartości oczekiwanych; w podokresie tym nastąpiło także chwilowe uspokojenie na giełdach i główne indeksy powróciły na ścieżkę wzrostu;

– kwiecień 2010 – styczeń 2013 r.: okres nagłego zatrzymania kapitału (*sudden capital stops*) dla tzw. PIIGS: Portugalii, Irlandii, Włoch, Grecji i Hiszpanii (por. Merler, Pisani-Ferry 2012).

Zaproponowany podział próby na podokresy ma charakter zdecydowanie mniej formalny niż stosowane często w analizie rynków finansowych w różnych reżimach (por. np. Cai 1994; Hamilton, Sumsel 1994; Bauwens, Preminger, Rombouts 2010).

Tabela 3 prezentuje statystyki opisowe dla logarytmicznych stóp zwrotu dla każdego z pięciu indeksów w każdym z podokresów. Z kolei tabela 4 zawiera współczynniki korelacji liniowej pomiędzy stopami zwrotu we wszystkich podokresach. Wartości statystyk opisowych potwierdzają dotychczasowe obserwacje dotyczące kształtowania się indeksów giełdowych oraz ich zmienności. Dodatkowo średnie wartości stóp zwrotu występowały w okresie boomu gospodarczego poprzedzającego kryzys w Stanach Zjednoczonych. Jednak w przypadku amerykańskiego indeksu średnia stopa zwrotu okazała się najniższa w grupie przeanalizowanych pięciu krajów. Mimo dobrej koniunktury w gospodarce globalnej problemy w sektorze bankowym USA ujawniły się bowiem dużo wcześniej niż w 2008 r. Ujemne średnie stopy zwrotu dla trzeciego podokresu w Hiszpanii, Polsce, na Węgrzech i w Czechach oraz dodatnia średnia stopa zwrotu w USA dowodzą, że wzrosty na amerykańskim rynku kapitałowym po załamaniu z 2008 r. nie zatrzymały się na skutek wybuchu kryzysu w strefie euro. Rynek kapitałowy w USA okazuje się zatem odporny na negatywne szoki w Europie Południowej. Okresy, w których obserwowane są ujemne stopy zwrotu, charakteryzują się także silniejszymi wahaniami. Wartości współczynników skośności są w większości przypadków ujemne. Również po podziale próby na podokresy wartości statystyk J-B wskazują na brak normalności rozkładu logarytmicznych stóp zwrotu.

### 3. Model VAR-GARCH-BEKK. Estymacja parametrów

Ze względu na właściwości szeregów czasowych rozważanych w poprzednim rozdziale model klasy GARCH jest właściwym narzędziem do wyjaśnienia powiązań pomiędzy stopami zwrotu a ich zmiennością. Model VAR-GARCH-BEKK (por. Engle, Kroner 1995; szerszy opis modelu i estymacji jego parametrów można znaleźć m.in. w pracach Osiewalskiego, Pajor i Pipienia 2007; Osińskiej 2006 oraz Doman i Domana 2009) umożliwia identyfikację zależności zarówno między stopami zwrotu, jak i między wariancjami oraz mechanizmu transmisji szoków. Analizę powiązań pomiędzy logarytmicznymi stopami zwrotu umożliwia następujący układ równań:

$$\mathbf{X}_t = \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\Gamma}\mathbf{X}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t | I_{t-1} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{H}_t) \quad (2a)$$

gdzie  $\mathbf{X}_t$  jest kolumnowym wektorem logarytmicznych stóp zwrotu, a  $\mathbf{\Gamma}$  to macierz parametrów przy opóźnionych stopach zwrotu o wymiarach  $4 \times 4$  (lub  $5 \times 5$  w przypadku podokresu obejmującego kryzys strefy euro). Diagonalne elementy macierzy  $\mathbf{\Gamma}$  mierzą efekt zmian przeszłych stóp zwrotu z tego samego indeksu. Pozadiagonalne elementy tej macierzy informują o zależnościach między stopami zwrotu indeksów różnych rynków. Wektor składników losowych  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  o wymiarach  $4 \times 1$  (lub  $5 \times 1$ ) charakteryzuje się macierzą warunkowych wariancji-kowariancji  $\mathbf{H}_t$ .  $I_{t-1}$  jest informacją dostępną w momencie  $t - 1$ . Wektor  $\boldsymbol{\alpha}$  o wymiarach  $4 \times 1$  (lub  $5 \times 1$ ) reprezentuje stałe.

Równanie macierzy wariancji-kowariancji jest następujące:

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{C}'\mathbf{C} + \mathbf{A}'\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}'\mathbf{A} + \mathbf{G}'\mathbf{H}_{t-1}\mathbf{G} \quad (2b)$$

W modelu (2b)  $\mathbf{C}$  jest trójkątną dolną macierzą stałych o wymiarach  $4 \times 4$  (lub  $5 \times 5$ ). Diagonalne parametry macierzy  $\mathbf{A}$  o wymiarach  $4 \times 4$  (lub  $5 \times 5$ ) mierzą efekty własnych przeszłych szoków na warunkowe wariancje, podczas gdy diagonalne parametry macierzy  $\mathbf{G}$  o wymiarach  $4 \times 4$  (lub  $5 \times 5$ ) mierzą wpływ przeszłych zmienności na warunkowe wariancje. Pozadiagonalne parametry macierzy  $\mathbf{A}$  mierzą odpowiedzi rynków na szoki powstałe na innych rynkach.

Parametry modelu (2a)–(2b) szacuje się najczęściej metodą największej wiarygodności z pełną informacją (FIML), która umożliwia uzyskanie zgodnych i efektywnych estymatorów. Logarytm funkcji wiarygodności przyjmuje następującą postać:

$$L = -2T \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln|\mathbf{H}_t| - \frac{1}{2} \boldsymbol{\varepsilon}_t' \mathbf{H}_t^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (3)$$

W naszym badaniu algorytm BHHH (por. Berndt i in. 1974) stosuje się w celu maksymalizacji wyrażenia (3). Program RATS 7.3 wykorzystywany jest do estymacji parametrów modelu (2a)–(2b) dla każdej z trzech podprób. Wyniki estymacji parametrów zawiera tabela 5.

Zastosowanie modelu VAR-GARCH-BEKK uwzględniającego transmisję szoków i zmienności jest uzasadnione wówczas, gdy takie transmisje rzeczywiście występują. W związku z tym dla każdego z trzech podokresów należy zweryfikować hipotezę:

$$\begin{aligned} H_0: & \forall_{i \neq j} ((a_{ij} = 0) \wedge (g_{ij} = 0)) \\ H_1: & \left( \exists_{i \neq j} a_{ij} \neq 0 \right) \vee \left( \exists_{i \neq j} g_{ij} \neq 0 \right) \end{aligned} \quad (4)$$

Brak odrzucenia hipotezy zerowej oznaczałoby, że mniej sparametryzowane, jednorównaniowe modele GARCH dla każdego kraju byłyby wystarczającym narzędziem do wyjaśnienia zmienności stóp zwrotu. Wyniki testowania hipotezy (4) za pomocą testu Walda zawiera tabela 6.

Jak widać, dla każdego z podokresów należy odrzucić hipotezę zerową, co uzasadnia zastosowanie modelu VAR-GARCH-BEKK.

Oszacowania parametrów modelu (2a)–(2b) zawartych w tabeli 5 należy interpretować ostrożnie. Kompletny model opisujący zależności pomiędzy rynkami finansowymi powinien zawierać także takie zmienne wpływające na wahania cen akcji jak np. miary ryzyka rynkowego, miary

płynności rynku, wypłaty dywidend, zmienne opisujące wahania na rynku pieniężnym i walutowym. Jednak zgodnie z celami artykułu koncentrujemy się na analizie powiązań pomiędzy stopami zwrotów. Wpływ opóźnionych stóp zwrotu z indeksu S&P500 w równaniach stóp zwrotu z indeksu polskiego, węgierskiego i czeskiego jest istotny w każdym podokresie. Oszacowania odpowiednich parametrów są wysokie i dodatnie. Oznacza to zatem, że sytuacja na rynkach giełdowych w grupie CEEC3 w znacznym stopniu zależy od sytuacji na globalnych rynkach finansowych. Ponieważ Europa Środkowa i Stany Zjednoczone leżą w różnych strefach czasowych, wynik ten oznacza, że nastroje inwestorów europejskich zależą od wysokości indeksów amerykańskich na koniec dnia funkcjonowania giełdy. Wahania indeksu S&P500 miały zdecydowanie słabszy wpływ na sytuację na madryckiej giełdzie w okresie kryzysu PIIGS. Zła sytuacja na tej giełdzie w latach 2010–2012 była wynikiem poważnego kryzysu gospodarczego w Hiszpanii, więc sytuacja na rynkach globalnych miała mniejszy wpływ na kształtowanie się hiszpańskiego indeksu. Opóźnione stopy zwrotu z hiszpańskiego indeksu miały nieistotny wpływ na stopy zwrotu z indeksu BUX oraz PX. W przypadku pary IBEX-WIG ten wpływ okazał się istotny statystycznie, ale ujemny. Ujemne oszacowanie parametru  $\gamma_{25}$  wskazuje na to, że główny indeks giełdy warszawskiej zwiększał się po spadkach wartości indeksu IBEX. Stosunkowo niska (w porównaniu z innymi rynkami giełdowymi) wariancja stóp zwrotu z indeksu WIG sprzyjała lokowaniu na warszawskiej giełdzie środków wycofywanych z niestabilnych giełd z krajów Europy Południowej dotkniętych kryzysem zadłużeniowym (w tym Hiszpanii). Oszacowania parametrów wskazujące na transmisję stóp zwrotu wewnątrz Grupy Wyszehradzkiej z opóźnieniem jednego dnia są nieistotne na poziomie istotności 0,05 w okresie stabilności. W przypadku drugiego i trzeciego podokresu tylko jeden parametr okazał się istotnie różny od zera. Brak istotności wynika zapewne z tego, że rynki giełdowe grupy CEEC3 zwykle jednocześnie i w tym samym kierunku reagują na szoki zewnętrzne. Współczynniki korelacji równoczesnych pomiędzy stopami zwrotu z indeksów WIG, PX i BUX, a także współczynniki korelacji pomiędzy szokami dla stóp zwrotu były najwyższe w drugim podokresie. Wzrost powiązań równoczesnych pomiędzy stopami zwrotów z indeksów krajów wyszehradzkich w okresie kryzysu *subprime* świadczy o tym, że inwestorzy międzynarodowi nie dostrzegali różnic między rynkami kapitałowymi krajów wschodzących. Charakterystyczny dla okresu kryzysu *subprime* spadek zaufania inwestorów do aktywów krajów transformujących się doprowadził do równoczesnych spadków wartości indeksów giełdowych w całym regionie. Panika i wzrost awersji do ryzyka spowodowały jednoczesne wycofywanie papierów z rynków wszystkich krajów Grupy Wyszehradzkiej bez względu na faktyczny stan ich gospodarek. W okresie kryzysu strefy euro osłabiły się równoczesne powiązania między stopami zwrotów i szokami w analizowanej grupie. Zjawisko to można uzasadnić tym, że analizowane kraje różnie przechodziły przez kryzys. W okresie kryzysu w Europie Południowej zmieniła się zapewne percepcja inwestorów. Ze względu na odmienną sytuację wewnętrzną w trzech krajach grupy CEEC3 inwestorzy nie utożsamiali problemów Węgier z sytuacją w całym regionie. Nasze wyniki, wskazujące na wpływ opóźnionych stóp zwrotu na ich bieżące poziomy, w przypadku czeskiej i amerykańskiej giełdy należy traktować z dużą ostrożnością. Nie można na ich podstawie przesądzać o braku efektywności tych rynków. Tego typu wnioskowanie wymagałoby dodatkowego testowania, np. cykliczności zachowań giełdy (por. Carhart 1997; Wośko 2007; 2012) czy takich zjawisk, jak momentum lub strategie przeciwnego inwestowania (por. Szyszka 2006). Analizy te wykraczają jednak poza główny cel niniejszego opracowania. Warto jednak dodać, że zgodnie z wynikami badań przeprowadzonych przez Kima,



Lima i Shamsuddina (2011) w okresie kryzysu na rynku nieruchomości wzrosła trafność prognozowania stóp zwrotu z indeksu amerykańskiego za pomocą opóźnionych stóp zwrotu. Wynik ten jest zatem zgodny z hipotezą rynków adaptujących się (por. Lo 2004).

Godna uwagi jest analiza mechanizmu transmisji stóp zwrotu ze względu na kraje. Warto bowiem dokonać statystycznej weryfikacji odporności poszczególnych rynków na zmiany stóp zwrotu w innych krajach. Mówimy, że np. stopy zwrotu z WIGu są odporne na zmiany średnich stóp zwrotu w innych krajach w trzecim podokresie, jeśli nie ma podstaw do odrzucenia następującej hipotezy:

$$H_0: \gamma_{21} = \gamma_{23} = \gamma_{24} = \gamma_{25} = 0$$

$$H_1: \exists (\gamma_{2j} \neq 0) \quad (5)$$

W przypadku kraju innego niż Polska należy zmienić pierwszą cyfrę indeksu dolnego w hipotezie (5). Wyniki testowania hipotezy (5) dla trzech podokresów we wszystkich krajach objętych analizą prezentuje tabela 7. Jeśli przyjmiemy poziom istotności 0,05, to w przypadku giełdy amerykańskiej oraz hiszpańskiej nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Odporność amerykańskiego rynku na wahania indeksów giełdowych w krajach Grupy Wyszehradzkiej nie zaskakuje. Z kolei brak odporności stóp zwrotu krajów grupy CEEC3 jest zgodny z przedstawioną hipotezą silnego uzależnienia giełd krajów Europy Środkowo-Wschodniej od sytuacji na rynkach globalnych ze względu na otwartość tamtejszych gospodarek. Odporność hiszpańskiego indeksu giełdowego na wahania stóp zwrotu z indeksu amerykańskiego i indeksów krajów grupy CEEC3 w okresie kryzysu strefy euro wynika z faktu, że problemy w sektorze finansowym Hiszpanii w okresie kryzysu PIIGS były tak głębokie, że indeks IBEX negatywnie reagował na problemy wewnętrzne Hiszpanii i nie zależał od wahań indeksu amerykańskiego i indeksów środkowoeuropejskich.

Warto także dokonać statystycznej weryfikacji hipotezy wpływu sytuacji na danej giełdzie na wahania stóp zwrotu z indeksów w innych krajach. Możemy powiedzieć, że np. wydarzenia na rynku kapitałowym Węgier nie mają wpływu na średnie stopy zwrotu z indeksów na innych giełdach w trzecim podokresie, jeśli nie ma podstaw do odrzucenia następującej hipotezy:

$$H_0: \gamma_{13} = \gamma_{23} = \gamma_{43} = \gamma_{53} = 0$$

$$H_1: \exists (\gamma_{j3} \neq 0) \quad (6)$$

W przypadku kraju innego niż Węgry należy zmienić drugą cyfrę dolnego indeksu w hipotezie (6). Tabela 8 prezentuje wyniki testowania hipotezy (6). Dla podokresu stabilności i kryzysu *sub-prime* należy odrzucić hipotezę zerową tylko w przypadku giełdy amerykańskiej. Sytuacja na giełdzie w największej gospodarce świata determinuje zatem sytuację na rynkach kapitałowych w innych krajach. W podokresie obejmującym kryzys PIIGS na stopy zwrotów z indeksów giełdowych innych krajów oddziaływał nie tylko indeks amerykański, ale także indeksu czeski i hiszpański. Okazuje się zatem, że kryzys strefy euro i kształtowanie się indeksu giełdowego jednego z krajów dotkniętych kryzysem wpływają na pozostałe indeksy. Oddziaływanie opóźnionych stóp zwrotu

z praskiego indeksu na stopy zwrotu z pozostałych indeksów w okresie kryzysu PIIGS może wynikać z faktu, że z rynków kapitałowych Europy Środkowo-Wschodniej czeski rynek jest najbardziej zintegrowany z rynkami kapitałowymi krajów rozwiniętych (por. Cheeley-Steeley 2005). Ponadto sytuacja na rynkach kapitałowych krajów rozwiniętych silnie wpływa na rynki krajów peryferyjnych, takich jak Węgry czy Polska.

Dla okresu stabilności na rynkach kapitałowych wyższe są oszacowania elementów macierzy  $C' C$  w porównaniu z okresami kryzysu na rynkach finansowych. Spadek znaczenia stałych komponentów macierzy  $H$  przy jednoczesnym wzroście elementów tej macierzy należy interpretować jako wzrost transmisji zmienności i szoków w okresach kryzysowych. Z parametrów wskazujących na przenoszenie się szoków na rynki krajów wyszehradzkich wynika, że najsłabsza była transmisja szoków na rynek węgierski. Być może powodem jest to, że budapesztański indeks giełdowy w ostatnich latach zdeterminowała zła sytuacja w gospodarce węgierskiej. Ze względu na stabilniejszą sytuację makroekonomiczną Polski i Czech wahania stóp zwrotu z głównych indeksów giełdowych w tych krajach zależały w większym stopniu od szoków generowanych przez inne rynki. Duża liczba istotnych parametrów w macierzy  $G$  wskazuje na obecność silnego mechanizmu transmisji zmienności w okresach stabilności na rynkach kapitałowych oraz w czasie kryzysu w USA. Jak widać, duża awersja do ryzyka pojawiała się nie tylko w okresie paniki inwestorów związanej z załamaniem na giełdach światowych, ale także podczas wzrostów, kiedy coraz powszechniej oczekiwano odwrócenia się tendencji na skutek informacji o złej sytuacji amerykańskiego systemu finansowego. Silna transmisja zmienności w grupie obejmującej Polskę, Węgry, Czechy oraz kraj bezpośrednio dotknięty kryzysem potwierdza wyniki badań uzyskanych przez Beirne'a i in. (2010). Autorzy ci wskazują, że transmisje szoków z regionalnych i globalnych rynków dotyczą większość gospodarek wschodzących. Jednak natura wzajemnych, międzyrynkowych powiązań różni się w zależności od regionu. Wschodzące gospodarki Azji i Ameryki Południowej doświadczają głównie transmisji stóp zwrotu, która stała się bardziej istotna w okresach niestabilności na światowych rynkach finansowych. Tymczasem w krajach Europy Środkowo-Wschodniej (w tym w Polsce, Czechach i na Węgrzech) dominującą rolę odgrywa transmisja zmienności, której znaczenie maleje podczas kryzysu strefy euro. Zapewne wynika to z faktu, że Czechy i Polska wprowadziły skuteczne mechanizmy walki z kryzysem i rynki kapitałowe tych krajów nie odczuły tak bardzo negatywnych skutków problemów z zadłużeniem krajów PIIGS. Niskie zadłużenie tych krajów oraz relatywnie dobra sytuacja makroekonomiczna umożliwiły im stosunkowo łagodne przejście przez kryzys. Dotychczasowe wyniki badań poświęcone zarówno rynkowi finansowemu, pieniężnemu czy realnej sferze gospodarki wskazują na dobrą sytuację w polskiej gospodarce i na polskim rynku finansowym w okresie kryzysu w USA oraz kryzysu strefy euro (m.in. Konopczak, Marczewski 2011; Bieńkowski, Gawrońska-Nowak, Grabowski 2011; Welfe, Florczak 2010; Kliber, Płuciennik 2011).

Wykresy 3–8 ilustrują oszacowania zmiennych warunkowych wariancji oraz współczynników korelacji warunkowych pomiędzy szokami, uzyskane w wyniku estymacji parametrów modelu VAR-GARCH-BEKK. Zgodnie ze specyfiką powiązań pomiędzy indeksami giełdowymi w różnych fazach koniunktury wyższe oszacowania współczynników korelacji obserwujemy w okresach kryzysu. W czasie boomu gospodarczego mamy do czynienia ze słabszymi powiązaniem pomiędzy rynkami kapitałowymi i można wyróżnić okresy ujemnych oszacowań współczynników korelacji. Wzrost współzależności pomiędzy szokami w okresie kryzysu USA jest szczególnie widoczny dla par S&P500-WIG oraz S&P500-BUX i słabszy dla pary S&P500-PX. Czeski rynek kapitałowy

w początkowej fazie po akcesji wykazywał większe zintegrowanie z rynkami kapitałowymi krajów strefy euro (por. Savva, Aslanidis 2010). Być może dlatego okazał się nieco bardziej odporny na szoki płynące z USA. Wartości współczynników korelacji pomiędzy szokami dla indeksu IBEX a szokami dla indeksów krajów grupy CEEC3 w okresie od kwietnia 2010 do stycznia 2013 r. wskazują na umiarkowane zależności pomiędzy indeksami Polski, Czech i Węgier oraz indeksem kraju strefy euro dotkniętego kryzysem. Tylko w okresach największych napięć w strefie euro oszacowania przyjmują wartości powyżej 0,7. Rezultat ten jest zgodny z wynikami badań uzyskanymi przez Syllignakisa i Kouretasa (2010), według których globalny kryzys finansowy doprowadził do spowolnienia procesu integracji rynków kapitałowych krajów Grupy Wyszehradzkiej z rynkami kapitałowymi krajów Europy Zachodniej. Oznacza to, że reakcja rynków kapitałowych krajów Grupy Wyszehradzkiej podczas globalnego kryzysu różni się od reakcji rynków krajów nadbałtyckich (Litwa, Łotwa, Estonia), gdzie na skutek pojawienia się niestabilności gwałtownie wzrosło zintegrowanie (por. Nikkinen, Piljak, Aijo 2012). Różna reakcja może wynikać z obowiązywania odmiennych reżimów kursowych w tych grupach krajów. Zintegrowanie rynków finansowych należy jednak interpretować ostrożnie, ponieważ wzrost wrażliwości stóp zwrotu w krajach transformujących się mógł wynikać także ze spadku płynności danego rynku lub ze wzrostu awersji do ryzyka międzynarodowych inwestorów. Relatywna odporność czeskiego, a zwłaszcza polskiego rynku kapitałowego na negatywne wydarzenia w krajach Europy Południowej mogły się także wiązać ze skutecznością działań antykryzysowych. W okresie kryzysu strefy euro widoczny jest także spadek współzależności pomiędzy giełdą budapesztańską a giełdą madrycką. Zastanawiające są jednak spadki współczynników korelacji pomiędzy szokami z indeksu BUX a szokami z pozostałych indeksów krajów Grupy Wyszehradzkiej. Zapewne wynika to z faktu, że fundamenty polskiej i czeskiej gospodarki były mocniejsze, a zadłużenie w tych krajach było relatywnie niskie w porównaniu z Węgrami. Kryzys na Węgrzech był w tym okresie głębszy; odmienny był też mechanizm obserwowany na węgierskim rynku finansowym. W ostatnich latach inwestorzy zagraniczni rzadziej traktują więc Polskę, Czechy i Węgry jako jednolitą grupę.

#### 4. Podsumowanie

Okres od stycznia 2005 do stycznia 2013 r. okazał się niestabilny z punktu widzenia transmisji stóp zwrotu, szoków i zmienności. Można w nim wyróżnić zarówno fazę stabilności, jak i dwie różniące się od siebie fazy kryzysu. Reakcje rynków kapitałowych Polski, Czech i Węgier na szoki płynące z różnych części świata różniły się od siebie. Wzmacnia to potrzebę traktowania okresu 2008–2012 jako heterogenicznego i uwzględnienia owej heterogeniczności w badaniach empirycznych. Wydaje się, że negatywne wydarzenia w Stanach Zjednoczonych w 2008 r. i zła sytuacja na rynkach finansowych tuż po bankructwie banku Lehman Brothers wykształciły u inwestorów potrzebę konstruowania skutecznych strategii prowadzących do minimalizacji negatywnych skutków załamania na rynkach globalnych. Stopy zwrotów z indeksów giełdowych krajów Grupy Wyszehradzkiej okazują się silnie zależne od sytuacji na globalnych rynkach finansowych, jednak opóźnione stopy zwrotu z indeksu IBEX są istotne statystycznie tylko w równaniu dla Polski. Przeprowadzone badanie pokazało, że rynki grupy CEEC3 zwykle jednocześnie i w tym samym kierunku reagują na szoki zewnętrzne. Silna była transmisja zmienności stóp zwrotu pomiędzy rynkami

analizowanej grupy. Powiązania pomiędzy stopami zwrotów i szokami okazały się największe w okresie kryzysu *subprime* i zdecydowanie osłabły w czasie kryzysu PIIGS. Należy zatem przypuszczać, że rynki kapitałowe krajów Grupy Wyszehradzkiej w okresie kryzysu amerykańskiego były traktowane jako jednolite. Czy było to merytorycznie uzasadnione? Niektóre z uzyskanych wyników przeczą temu. Sytuacja w realnej sferze gospodarki Polski i Czech w 2011 r. nie uzasadniała gwałtownych spadków głównych indeksów giełdowych w tych krajach po wybuchu kryzysu strefy euro. Jest możliwe, że łagodzenie kryzysu za pomocą polityki makroekonomicznej tych państw zmniejszyło skalę negatywnych zjawisk powstałych na rynkach finansowych Europy Południowej. Należy jednak zaznaczyć, że powyższe pozytywne opinie nie dotyczą Węgier. Ich wysoki deficyt budżetowy, ogólnie gorsza kondycja całej gospodarki i w konsekwencji spadek zaufania inwestorów mogły zmniejszyć odporność budapesztańskiej giełdy na kryzys. Dodatkowo zauważalny spadek powiązania węgierskiego indeksu z indeksami Polski i Czech w dalszej fazie kryzysu strefy euro wskazują na to, że w ostatnim czasie zmieniła się percepcja inwestorów. Spadek zaufania do węgierskich aktywów, wynikający także ze złej sytuacji tamtej gospodarki w ostatnich latach, przyczynił się do znacznych spadków wartości głównego indeksu giełdy budapesztańskiej.

## Bibliografia

- Ane T., Labidi C. (2006), Spillover effects and conditional dependence, *International Review of Economics and Finance*, 15, 417–442.
- Arouri M.E.H., Foulquier P. (2012), Financial market integration: theory and empirical results, *Economic Modelling*, 29, 382–394.
- Bauwens L., Preminger A., Rombouts J.V. (2010), Theory and inference for a Markov switching GARCH model, *Econometrics Journal*, 13, 218–244.
- Berndt E.R., Hall B.H., Hall R.E., Hausman J.A. (1974), Estimation and inference in non-linear structural models, *Annals of Economic and Social Measurement*, 3, 653–665.
- Będowska-Sójka B. (2010), Intraday CAC40, DAX and WIG20 returns when the American macro news is announced, *Bank i Kredyt*, 41(2), 7–20.
- Bieńkowski W., Gawrońska-Nowak B., Grabowski W. (2011), *Podatność polskich rynków finansowych na niestabilności wewnętrzne i zewnętrzne*, Materiały i Studia NBP, 258, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Brzeszczyński J., Welfe A. (2007), Are there benefits from trading strategy based on the returns spillovers to the emerging stock markets? Evidence from Poland, *Emerging markets finance and trade*, 43(4), 74–92.
- Buttner D., Hayo B. (2010), News and correlations of CEEC-3 financial markets, *Economic Modelling*, 27, 915–922.
- Cai J. (1994), Markov model of unconditional variance in ARCH, *Journal of Business and Economics Statistics*, 12, 309–316.
- Carhart M.M. (1997), On persistence in mutual fund performance, *Journal of Finance*, 52, 57–82.
- Chelley-Steeley P.L. (2005), Modeling equity market integration using smooth transition analysis: A study of Eastern European stock markets, *Journal of International Money and Finance*, 24, 818–831.

- Demian C-V. (2011), Cointegration in Central and East European markets in light of EU accession, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 21, 144–155.
- Doman M., Doman R. (2009), *Modelowanie zmienności i ryzyka*, Oficyna Wydawnicza Wolters Kluwer Business, Kraków.
- Egert B., Kocenda E. (2007), Interdependence between Eastern and Western European stock markets: evidence from intraday data, *Economic Systems*, 31, 184–203.
- Egert B., Kocenda E. (2011), Time-varying synchronization of European stock markets, *Empirical Economics*, 40, 393–407.
- Ehrmann M., Fratzscher M., Rigobon R. (2011), Stocks, bonds, money markets and exchange rates: measuring international financial transmission, *Journal of Applied Econometrics*, 26, 948–974.
- Gilmore C.G., McManus G.M., Tezel A. (2005), Portfolio allocations and the emerging equity markets of Central Europe, *Journal of Multinational Financial Management*, 15(3), 287–300.
- Hamilton J., Sumsel R. (1994), Autoregressive conditional heteroscedasticity and changes in regime, *Journal of Econometrics*, 64, 307–333.
- Khalid A.M., Kawai M. (2003), Was financial market contagion the source of economic crisis in Asia? Evidence using a multivariate VAR model, *Journal of Asian Economics*, 14, 131–156.
- Kim J.H., Lim K-P., Shamsuddin A. (2011), Stock return predictability and the adaptive markets hypothesis: evidence from century long U.S. data, *Journal of Empirical Finance*, 18, 868–879.
- Kliber A., Płuciennik P. (2011), An assessment of monetary policy effectiveness in POLONIA rate stabilization during financial crisis, *Bank i Kredyt*, 42(4), 5–30.
- Konopczak K., Marczewski K. (2011), Why so different from other CEECs – Poland's cyclical divergence from the euro area during the recent financial crisis, *Bank i Kredyt*, 42(2), 7–30.
- 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.
- Li H., Majerowska E. (2008), Testing stock market linkages for Poland and Hungary. A multivariate GARCH approach, *Research in International Business and Finance*, 22, 247–266.
- Lo A.W. (2004), The adaptive markets hypothesis: market efficiency from an evolutionary perspective, *Journal of Portfolio Management*, 30, 15–29.
- Merler S., Pisani-Ferry J. (2012), Sudden stops in the euro area, *Breugel Policy Contribution*, 2012/06, March, 1–16.
- Nikkinen J., Piljak V., Aijo J. (2012), Baltic stock markets and the financial crisis of 2008–2009, *Research in International Business and Finance*, 26, 398–409.
- Osiewalski J., Pajor A., Pipień M. (2007), Bayesian comparison of bivariate GARCH, SV and hybrid models, w: A. Welfe, W. Welfe (red.), *Proceedings of the 34-th International Conference Macromodels*, Absolwent, Łódź.
- Osińska M. (2006), *Ekonometria finansowa*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Savva C.S., Aslanidis N. (2010), Stock market integration between new EU member states and the Euro-zone, *Empirical Economics*, 39, 337–351.
- Scheicher M. (2001), The comovements of stock markets in Hungary, Poland and the Czech Republic, *International Journal of Finance and Economics*, 6, 27–39.
- Sum K. (2012), The integration of the financial markets and growth evidence from a global cross-country analysis, *Bank i Kredyt*, 43(3), 47–70.

- Syllignakis M.N., Kouretas G.P. (2010), German, US and Central and Eastern European stock market integration, *Open Economic Review*, 21, 607–628.
- Syriopoulos T. (2007), Dynamic linkages between emerging European and developed stock markets: Has the EMU any impact?, *International Review of Financial Analysis*, 16, 41–60.
- Szyska A. (2006), Zjawisko kontynuacji stóp zwrotu na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie, *Bank i Kredyt*, 37, 37–49.
- Voronkova S. (2004), Equity market integration in Central European emerging markets: a cointegration analysis with shifting regimes, *International Review of Financial Analysis*, 13(5), 633–647.
- Welfe W., Florczak W. (2010), Slowdown of the Polish economy. Model-based simulations, *Gospodarka Narodowa*, 1(9), 47–64.
- Wośko Z. (2007), Cykliczność polskiego rynku akcji a wahania ogólnogospodarczej koniunktury, w: *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, 462, Szczecin.
- Wośko Z. (2012), Using linear filters for detecting cycles in survey data, w: W. Milo, P. Wdowiński (red.), *Financial markets. Principles of modeling, forecasting and decision-making*, Łódź University Press.

## Podziękowania

Autorzy artykułu pragną podziękować anonimowym recenzentom za cenne uwagi, które przyczyniły się do znacznej poprawy wcześniejszych wersji tekstu.

## Aneks

Tabela 1

Statystyki opisowe dla logarytmicznych stóp zwrotu w okresie styczeń 2005 – styczeń 2013 r.

	<b>Średnia</b>	<b>Odchylenie standardowe</b>	<b>Skośność</b>	<b>Kurtoza</b>
WIG	0,0003	0,0136	-0,4606	6,4256 J-B = 1100,00 (0,000)
BUX	0,0001	0,0177	-0,0807	9,1019 J-B = 3257,06 (0,000)
PX	-0,0000	0,0163	-0,5353	16,5976 J-B = 16263,17 (0,000)
S&P 500	0,0001	0,0137	-0,2998	13,147479 J-B = 8996,72 (0,000)
IBEX	-0,0000	0,0159	0,1644	9,8209 J-B = 4076,45 (0,000)

Uwaga: w nawiasach podano graniczne poziomy istotności dla statystyk Jarque'a i Berry ego.

Tabela 2

Kwartalne wartości współczynnika (1) dla logarytmicznych stóp zwrotu

	Korelacja $sz^{WIG}$		Korelacja $sz^{BUX}$		Korelacja $sz^{PX}$	
	Z $sz^{S\&P500}$	Z $sz^{IBEX}$	Z $sz^{S\&P500}$	Z $sz^{IBEX}$	Z $sz^{S\&P500}$	Z $sz^{IBEX}$
I kw. 2005	0,57	0,67	0,45	0,50	0,53	0,59
II kw. 2005	0,68	0,58	0,50	0,56	0,63	0,64
III kw. 2005	0,57	0,51	0,58	0,58	0,49	0,49
IV kw. 2005	0,65	0,61	0,48	0,55	0,52	0,59
I kw. 2006	0,63	0,66	0,62	0,72	0,52	0,63
II kw. 2006	0,60	0,60	0,66	0,65	0,63	0,66
III kw. 2006	0,59	0,62	0,57	0,69	0,51	0,66
IV kw. 2006	0,68	0,77	0,61	0,61	0,61	0,57
I kw. 2007	0,55	0,66	0,52	0,65	0,66	0,71
II kw. 2007	0,70	0,70	0,74	0,77	0,47	0,63
III kw. 2007	0,75	0,84	0,72	0,84	0,69	0,73
IV kw. 2007	0,74	0,70	0,76	0,76	0,61	0,55
I kw. 2008	0,71	0,81	0,71	0,78	0,50	0,68
II kw. 2008	0,68	0,71	0,68	0,68	0,66	0,77
III kw. 2008	0,75	0,82	0,72	0,78	0,61	0,75
IV kw. 2008	0,74	0,81	0,74	0,77	0,68	0,67
I kw. 2009	0,65	0,74	0,68	0,71	0,77	0,84
II kw. 2009	0,77	0,64	0,68	0,77	0,62	0,68
III kw. 2009	0,73	0,85	0,69	0,78	0,60	0,58
IV kw. 2009	0,71	0,78	0,62	0,62	0,55	0,58
I kw. 2010	0,78	0,75	0,66	0,71	0,67	0,71
II kw. 2010	0,77	0,70	0,70	0,71	0,66	0,87
III kw. 2010	0,76	0,76	0,69	0,71	0,61	0,68
IV kw. 2010	0,62	0,65	0,72	0,62	0,67	0,63
I kw. 2011	0,71	0,62	0,68	0,63	0,66	0,67
II kw. 2011	0,61	0,64	0,68	0,51	0,61	0,63
III kw. 2011	0,69	0,78	0,67	0,79	0,73	0,77
IV kw. 2011	0,77	0,77	0,74	0,81	0,72	0,69
I kw. 2012	0,62	0,66	0,62	0,62	0,61	0,77
II kw. 2012	0,77	0,67	0,73	0,70	0,70	0,68
III kw. 2012	0,69	0,72	0,59	0,66	0,69	0,70
IV kw. 2012	0,51	0,63	0,59	0,61	0,43	0,61



Tabela 3

Statystyki opisowe dla logarytmicznych stóp zwrotu w trzech podokresach

	Średnia	Odchylenie standardowe	Skośność	Kurtoza
WIG	1) 0,0009	1) 0,0118	1) -0,5359	1) 5,3803 J-B = 189,23 (0,000)
	2) -0,0005	2) 0,0180	2) -0,2606	2) 4,9045 J-B = 86,87 (0,000)
	3) 0,0001	3) 0,0112	3) -0,6325	3) 7,3502 J-B = 482,08 (0,000)
BUX	1) 0,0007	1) 0,0138	1) -0,2696	1) 4,1729 J-B = 42,60 (0,000)
	2) -0,0001	2) 0,0240	2) -0,0883	2) 7,5159 J-B = 426,96 (0,000)
	3) -0,0003	3) 0,0154	3) 0,2023	3) 7,9402 J-B = 675,11 (0,000)
PX	1) 0,0007	1) 0,0113	1) -0,6731	1) 8,5258 J-B = 614,66 (0,000)
	2) -0,0007	2) 0,0241	2) -0,3855	2) 11,2515 J-B = 1379,6 (0,000)
	3) -0,000440	3) 0,013511	3) -0,456456	3) 5,142476 J-B = 339,71 (0,000)
S&P 500	1) 0,0003	1) 0,0077	1) -0,3600	1) 5,3492 J-B = 159,81 (0,000)
	2) -0,0004	2) 0,0206	2) -0,1458	2) 8,1888 J-B = 453,11 (0,000)
	3) 0,0003	3) 0,0116	3) -0,4059	3) 7,0043 J-B = 432,32 (0,000)
IBEX	3) -0,0004	3) 0,0180	3) 0,4912	3) 8,0239 J-B = 728,66 (0,000)

Uwaga: w nawiasach podano graniczne poziomy istotności dla statystyk Jarque'a i Berry'ego.

Tabela 4

Współczynniki korelacji liniowej pomiędzy stopami zwrotu z indeksów giełdowych

		<b>S&amp;P500</b>	<b>WIG</b>	<b>BUX</b>	<b>PX</b>
Podokres 1	S&P500	1	0,285	0,166	0,234
	WIG	.	1	0,625	0,549
	BUX	.	.	1	0,534
	PX	.	.	.	1
		<b>S&amp;P500</b>	<b>WIG</b>	<b>BUX</b>	<b>PX</b>
Podokres 2	S&P500	1	0,401	0,419	0,352
	WIG	.	1	0,630	0,740
	BUX	.	.	1	0,631
	PX	.	.	.	1
		<b>S&amp;P500</b>	<b>WIG</b>	<b>BUX</b>	<b>PX</b>
Podokres 3	S&P500	1	0,546	0,467	0,453
	WIG	.	1	0,631	0,645
	BUX	.	.	1	0,571
	PX	.	.	.	1
	IBEX	0,611	0,636	0,593	0,608

Tabela 5

Oszacowania parametrów asymetrycznego modelu VAR-GARCH-BEKK dla trzech podokresów

		<b>S&amp;P 500</b> <i>i = 1</i>	<b>WIG</b> <i>i = 2</i>	<b>BUX</b> <i>i = 3</i>	<b>PX</b> <i>i = 4</i>	<b>IBEX</b> <i>i = 5</i>
Model (2a)	$\alpha_i$	1) 0,001*	1) 0,001*	1) 0,001	1) 0,001**	
		2) 0,000	2) 0,000	2) 0,001	2) 0,000	
		3) 0,001	3) 0,000	3) -0,000	3) 0,000	3) 0,000
	$\gamma_{i1}$ <b>S&amp;P500</b>	1) -0,074	1) 0,365**	1) 0,540**	1) 0,377**	
		2) -0,129**	2) 0,222**	2) 0,283**	2) 0,424**	
		3) -0,093*	3) 0,206**	3) 0,201**	3) 0,309**	3) 0,062
	$\gamma_{i2}$ <b>WIG</b>	1) 0,011	1) 0,012	1) 0,035	1) 0,039	
		2) 0,036	2) 0,097	2) 0,153*	2) 0,089	
		3) -0,085	3) -0,047	3) -0,086	3) 0,014	3) -0,040
	$\gamma_{i3}$ <b>BUX</b>	1) -0,020	1) -0,032	1) 0,003	1) 0,033	
		2) 0,011	2) -0,042	2) -0,080	2) -0,020	
		3) 0,023	3) 0,018	3) 0,018	3) 0,017	3) 0,036
	$\gamma_{i4}$ <b>PX</b>	1) -0,021	1) -0,029	1) -0,065	1) -0,113**	
		2) -0,061	2) -0,071	2) -0,096	2) -0,134**	
		3) 0,025	3) -0,069	3) -0,110*	3) -0,148**	3) -0,063
$\gamma_{i5}$ <b>IBEX</b>	3) 0,009	3) -0,076**	3) -0,076	3) -0,059	3) -0,040	

Model (2b)	$c_{i1}$ <b>S&amp;P500</b>	1) -0,000	1) -0,007**	1) -0,007**	1) 0,001**		
		2) -0,000	2) 0,000	2) 0,000	2) -0,001		
		3) -0,001	3) 0,002	3) 0,001	3) -0,001	3) -0,001	
	$c_{i2}$ <b>WIG</b>		1) -0,000	1) -0,000	1) 0,000		
			2) 0,001	2) 0,001	2) -0,002**		
			3) 0,001	3) 0,001	3) 0,001	3) 0,000	
	$c_{i3}$ <b>BUX</b>			1) -0,000	1) 0,000		
				2) -0,000	2) 0,000		
				3) -0,000	3) -0,000	3) -0,000	
	$c_{i4}$ <b>PX</b>				1) 0,000		
					2) 0,000		
					3) 0,000	3) -0,000	
	$c_{i5}$ <b>IBEX</b>					3) 0,000	
		$\alpha_{i1}$ <b>S&amp;P500</b>	1) 0,248**	1) -0,047	1) 0,077*	1) 0,024	
			2) 0,077	2) 0,070	2) -0,126**	2) 0,206**	3) 0,054*
3) -0,073**	3) 0,279**		3) 0,014	3) 0,044			
$\alpha_{i2}$ <b>WIG</b>	1) 0,291**	1) -0,194**	1) -0,103	1) 0,215**			
	2) -0,241**	2) 0,008	2) -0,005	2) 0,115	3) 0,352**		
	3) -0,303**	3) 0,298**	3) -0,036	3) -0,024			
$\alpha_{i3}$ <b>BUX</b>	1) 0,331**	1) -0,381**	1) -0,047	1) 0,370**			
	2) -0,324**	2) 0,209**	2) -0,032	2) 0,254**	3) 0,143*		
	3) -0,364**	3) 0,160*	3) -0,003	3) 0,131*			
$\alpha_{i4}$ <b>BUX</b>	1) 0,126*	1) -0,149**	1) 0,262**	1) 0,158**			
	2) -0,292**	2) 0,249**	2) -0,100*	2) -0,048**	3) 0,080**		
	3) -0,197**	3) 0,176**	3) -0,048	3) 0,071			
$\alpha_{i5}$ <b>IBEX</b>	3) -0,447**	3) 0,078	3) -0,039	3) 0,233**	3) 0,139**		
	$g_{i1}$ <b>S&amp;P500</b>	1) 0,913**	1) -0,181**	1) 0,309**	1) -0,253**		
		2) 1,038**	2) 0,041	2) 0,022	2) -0,321**	3) 0,064*	
3) 1,004**		3) 0,074	3) -0,293**	3) -0,110*			
$g_{i2}$ <b>WIG</b>	1) 0,503**	1) 0,309**	1) -0,183*	1) 0,477**			
	2) 0,233**	2) 1,017**	2) -0,108**	2) -0,115**	3) -0,072**		
	3) 0,224**	3) 0,820**	3) -0,068*	3) 0,127**			
$g_{i3}$ <b>BUX</b>	1) 0,045	1) -0,769**	1) 0,535**	1) 0,780**			
	2) 0,156**	2) 0,283**	2) 0,912**	2) -0,353**	3) -0,039		
	3) 0,661**	3) -0,383**	3) 0,749**	3) 0,214**			
$g_{i4}$ <b>PX</b>	1) 0,265**	1) -0,082	1) 0,068	1) 0,845**			
	2) 0,365**	2) 0,029	2) 0,079*	2) 0,684**	3) -0,025		
	3) 0,298**	3) -0,180**	3) -0,213**	3) 1,051**			
$g_{i5}$ <b>IBEX</b>	3) 0,246**	3) -0,059	3) -0,246**	3) 0,074	3) 0,919**		

LB- Q(25)	1) 31,84 (0,16) 2) 13,92 (0,96) 3) 17,55 (0,86)	1) 32,16 (0,15) 2) 21,72 (0,65) 3) 33,77 (0,11)	1) 23,88 (0,53) 2) 28,12 (0,30) 3) 16,08 (0,91)	1) 15,04 (0,94) 2) 24,90 (0,47) 3) 15,44 (0,30)	3) 28,15 (0,30)
LL			1) 9238,59 2) 6052,97 3) 10699,58		
AIC			1) -26,219 2) -22,522 3) -32,038		

Uwagi:

\* Odnosi się do parametrów istotnych na poziomie istotności pomiędzy 0,01 a 0,05.

\*\* Odnosi się do parametrów istotnych na poziomie istotności poniżej 0,01.

Tabela 6

Testowanie hipotezy (4) za pomocą testu Walda

Podokres	1	2	3
Statystyka	8266,987	1705,208	2009,806
Chi-kwadrat	(0,000)	(0,000)	(0,000)

Uwaga: wartość statystyki Chi-kwadrat. W nawiasach podano graniczne poziomy istotności.

Tabela 7

Testowanie hipotezy (5) za pomocą testu Walda

Podokres	USA	Polska	Węgry	Czechy	Hiszpania
1	2,034 (0,565)	44,258 (0,000)	78,590 (0,000)	73,491 (0,000)	–
2	2,014 (0,570)	34,627 (0,000)	36,028 (0,000)	110,479 (0,000)	–
3	2,072 (0,722)	31,589 (0,000)	19,680 (0,001)	61,312 (0,000)	2,873 (0,579)

Uwaga: wartość statystyki Chi-kwadrat. W nawiasach podano graniczne poziomy istotności.

Tabela 8

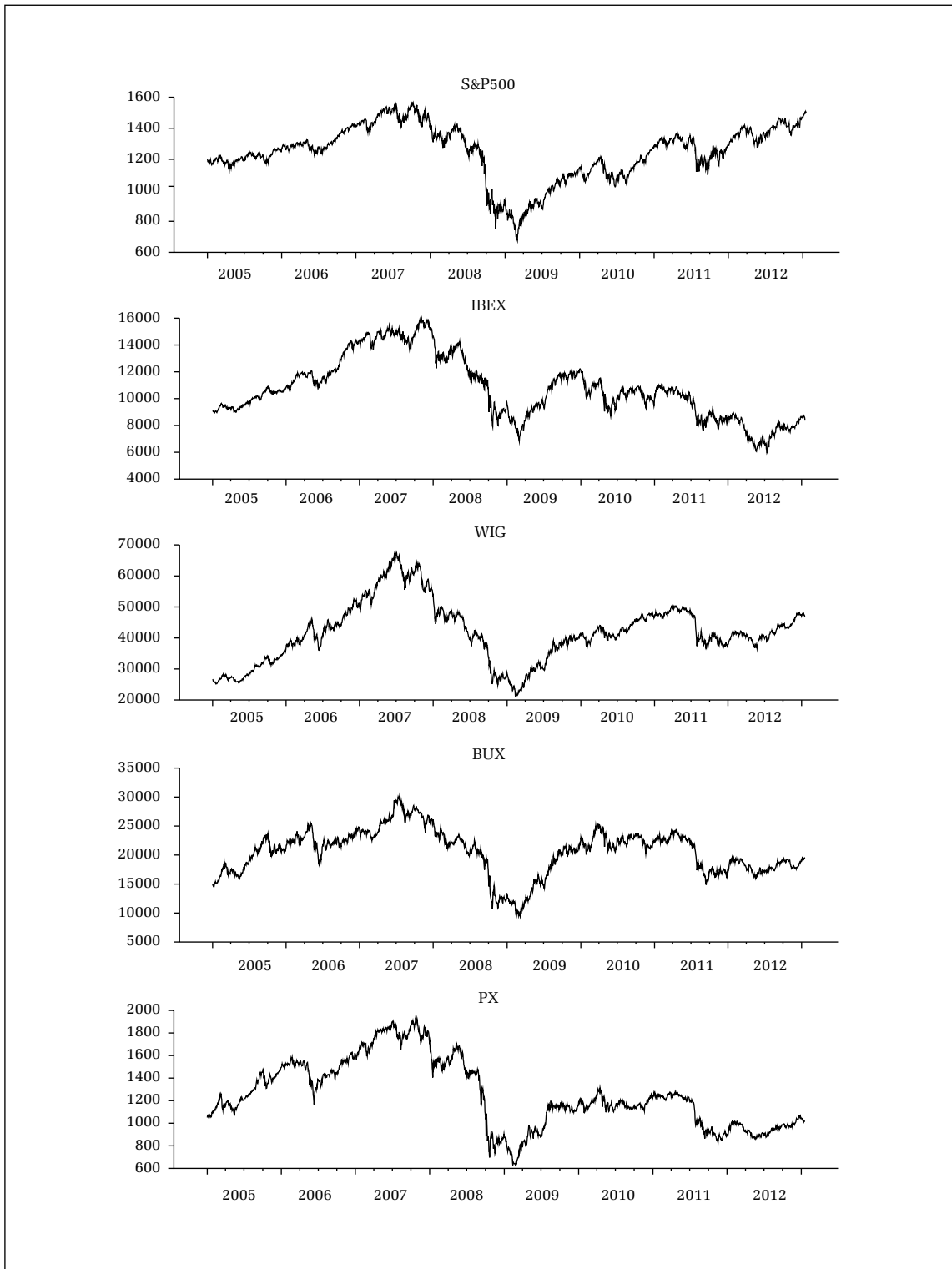
Testowanie hipotezy (6) za pomocą testu Walda

Podokres	USA	Polska	Węgry	Czechy	Hiszpania
1	97,009 (0,000)	1,191 (0,755)	4,771 (0,189)	2,133 (0,545)	–
2	97,132 (0,000)	5,643 (0,130)	2,077 (0,556)	3,996 (0,262)	–
3	68,345 (0,000)	2,739 (0,632)	1,259 (0,868)	11,883 (0,018)	13,299 (0,010)

Uwaga: wartość statystyki Chi-kwadrat. W nawiasach podano graniczne poziomy istotności.

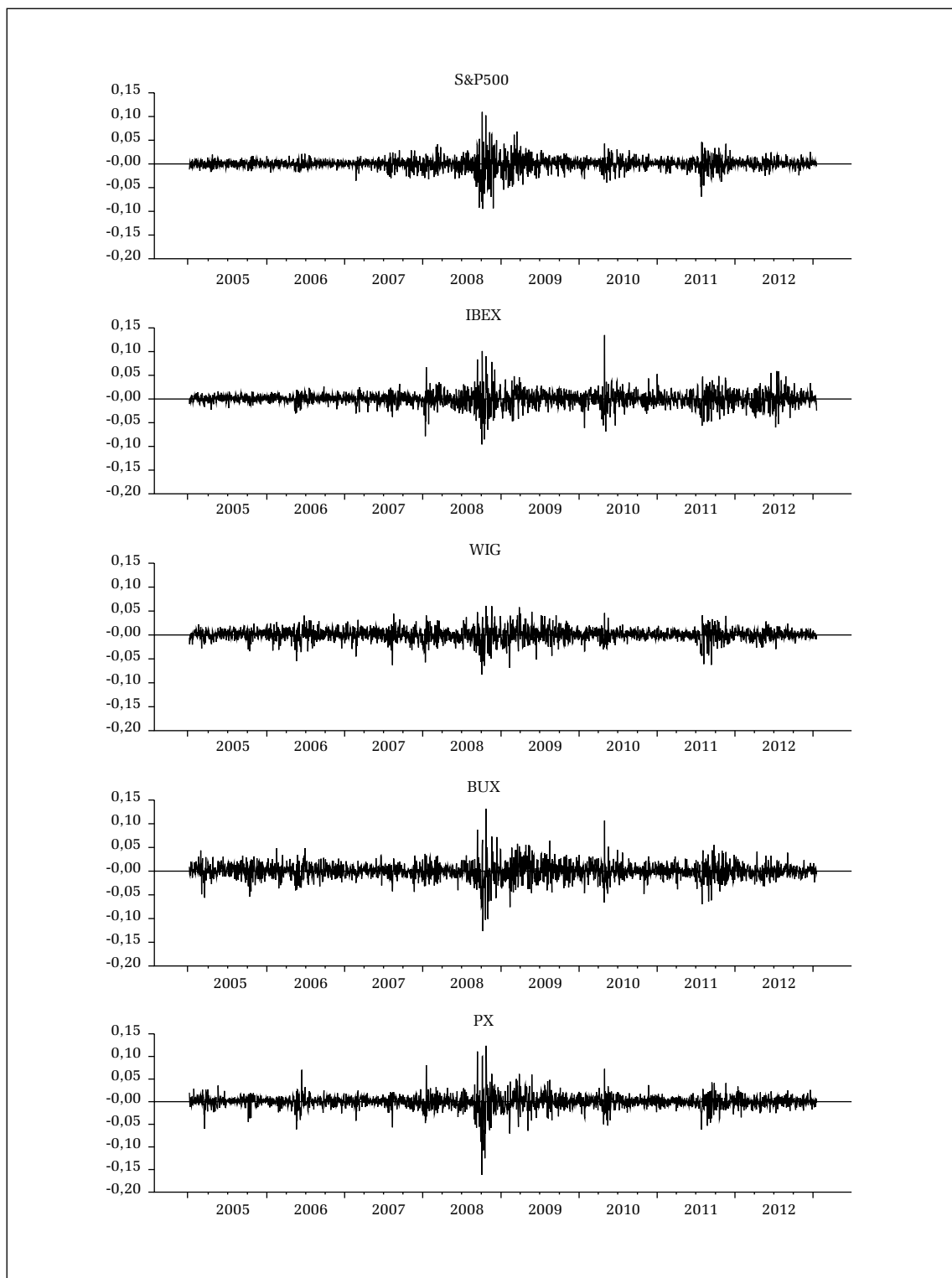
Wykres 1

Indeksy giełdowe



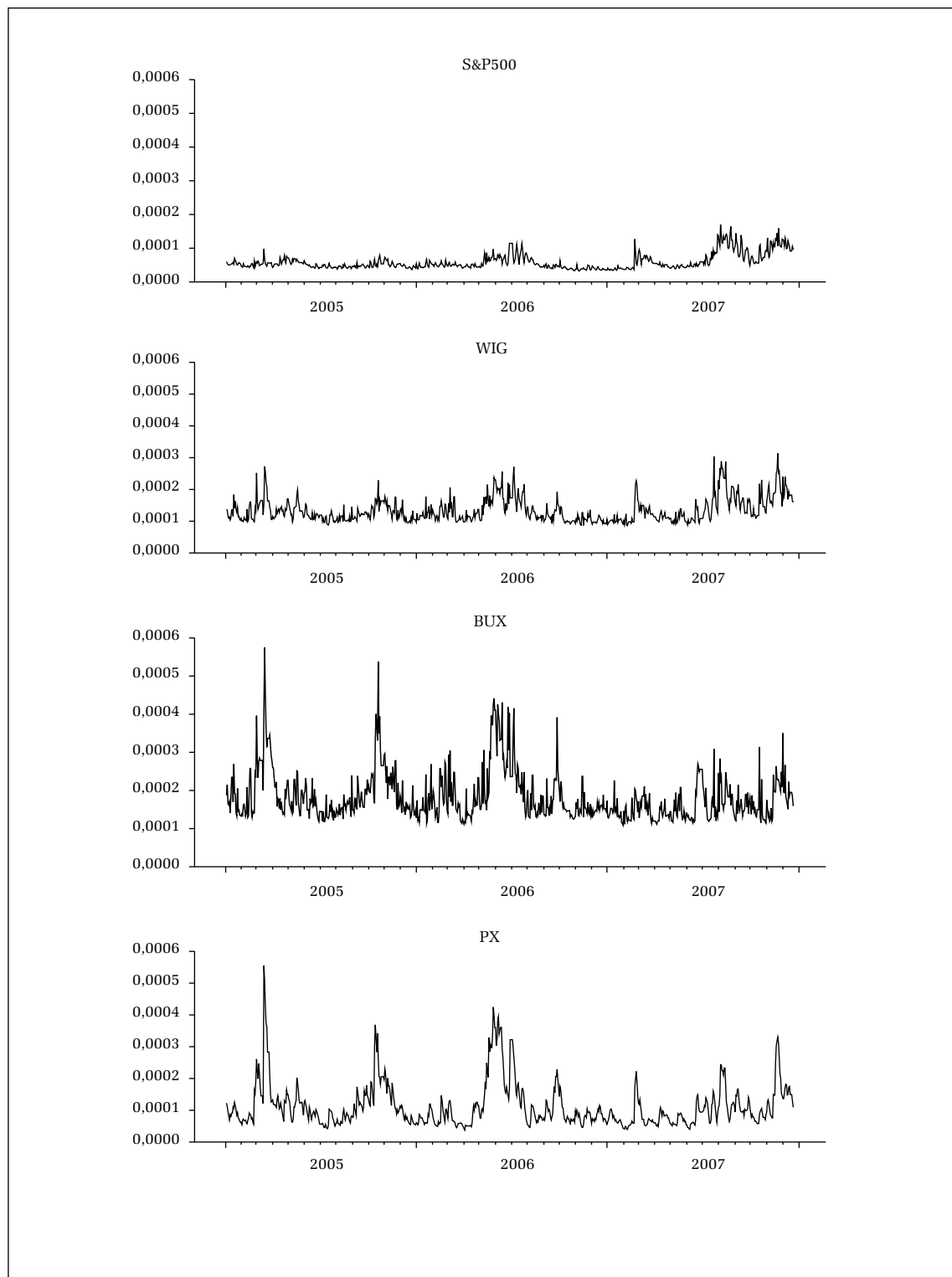
Wykres 2

Stopy zwrotu z indeksów giełdowych



Wykres 3

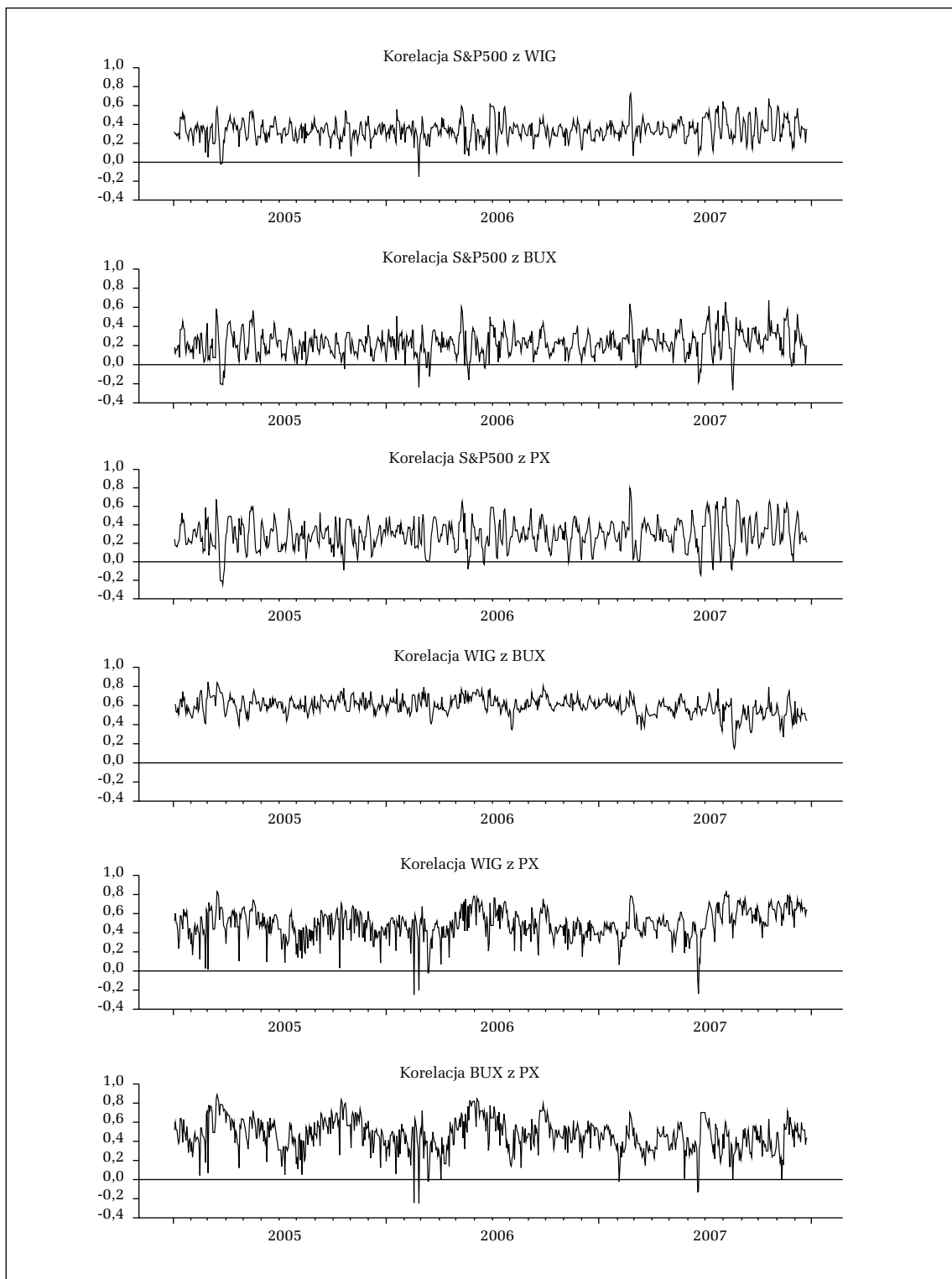
Oszacowania warunkowych variancji szoków dla pierwszego podokresu





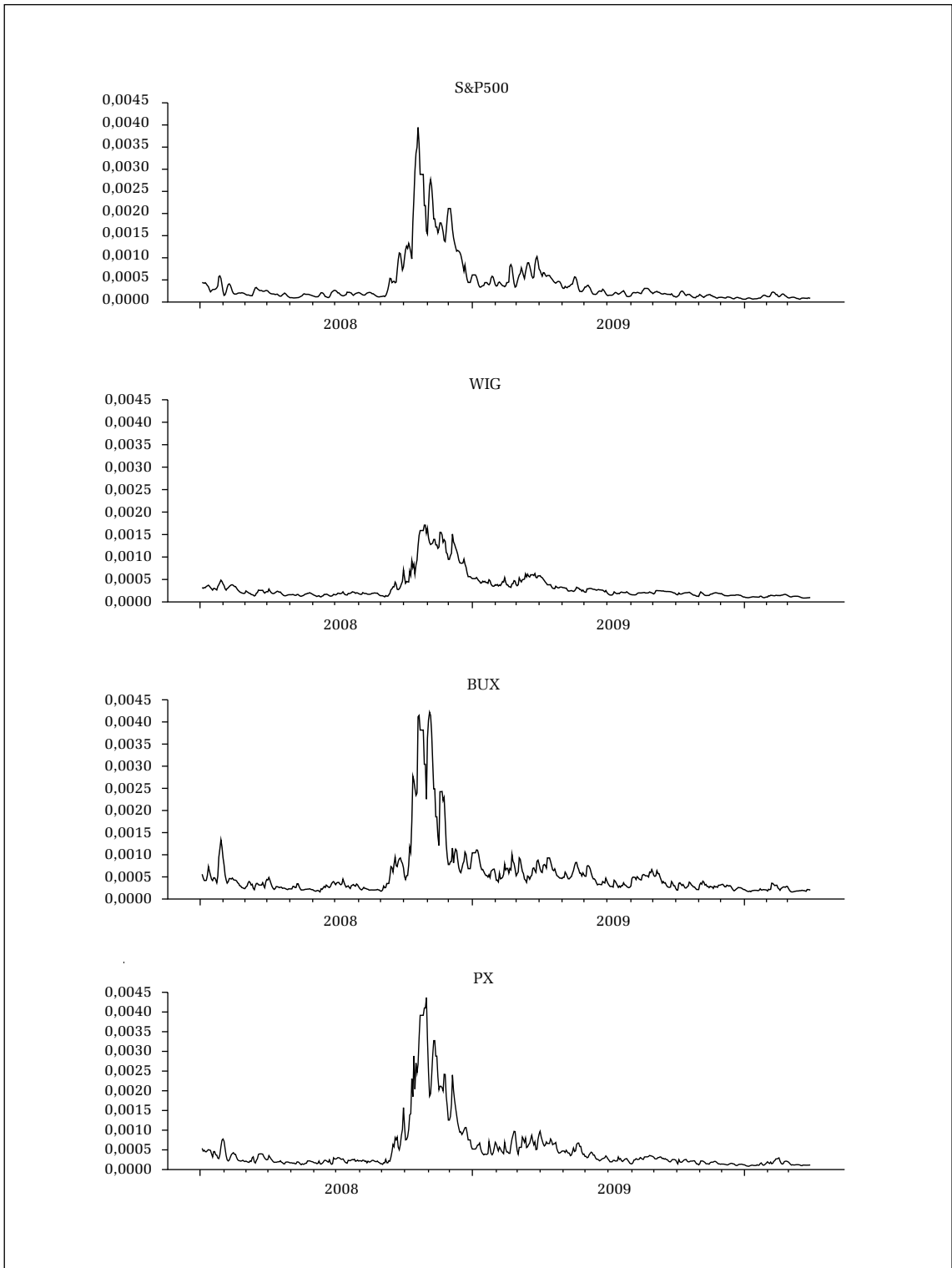
Wykres 4

Oszacowania współczynników korelacji warunkowych między szokami dla pierwszego podokresu



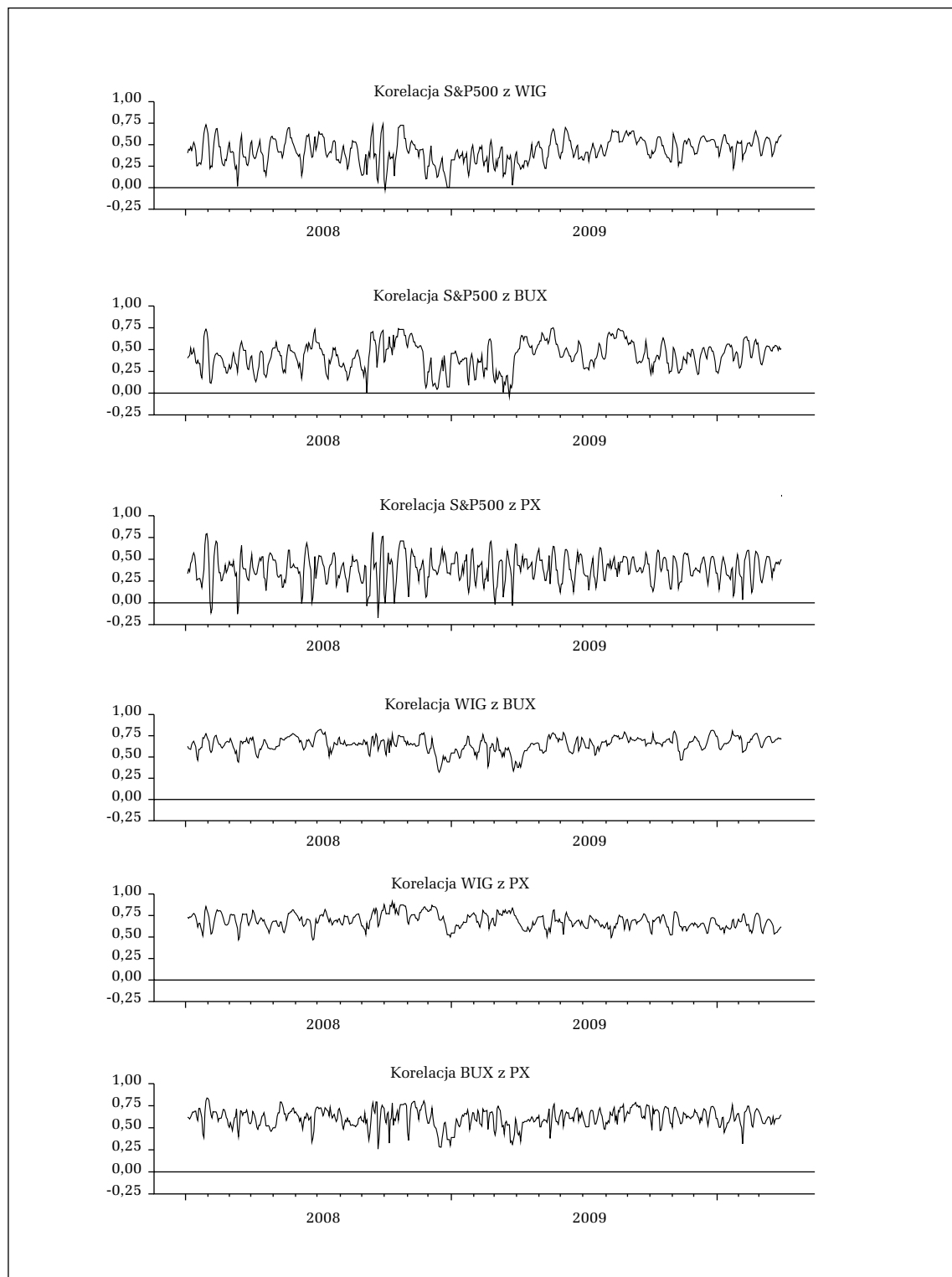
Wykres 5

Oszacowania warunkowych variancji szoków dla drugiego podokresu



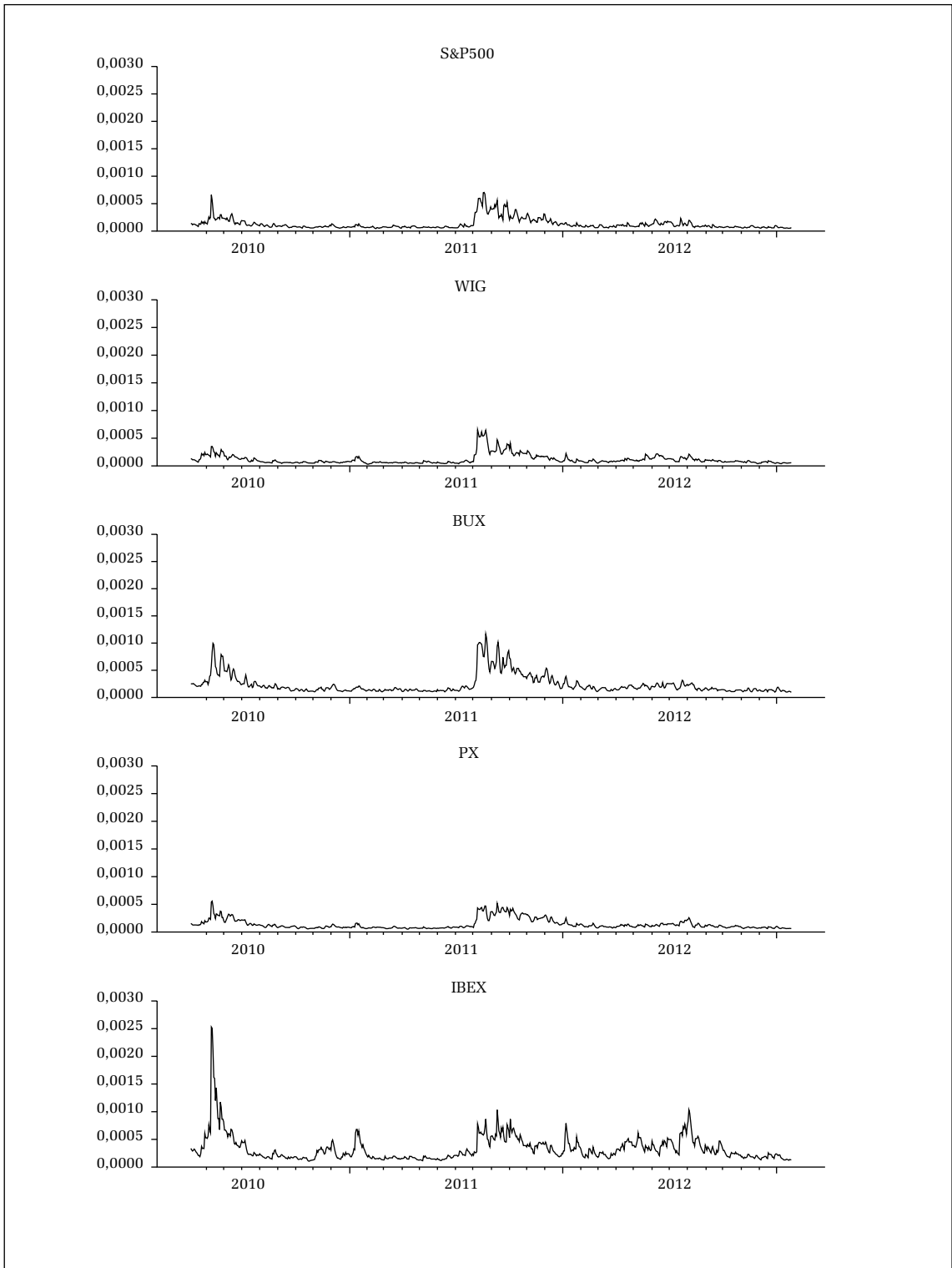
Wykres 6

Oszacowania współczynników korelacji warunkowych między szokami dla drugiego podokresu



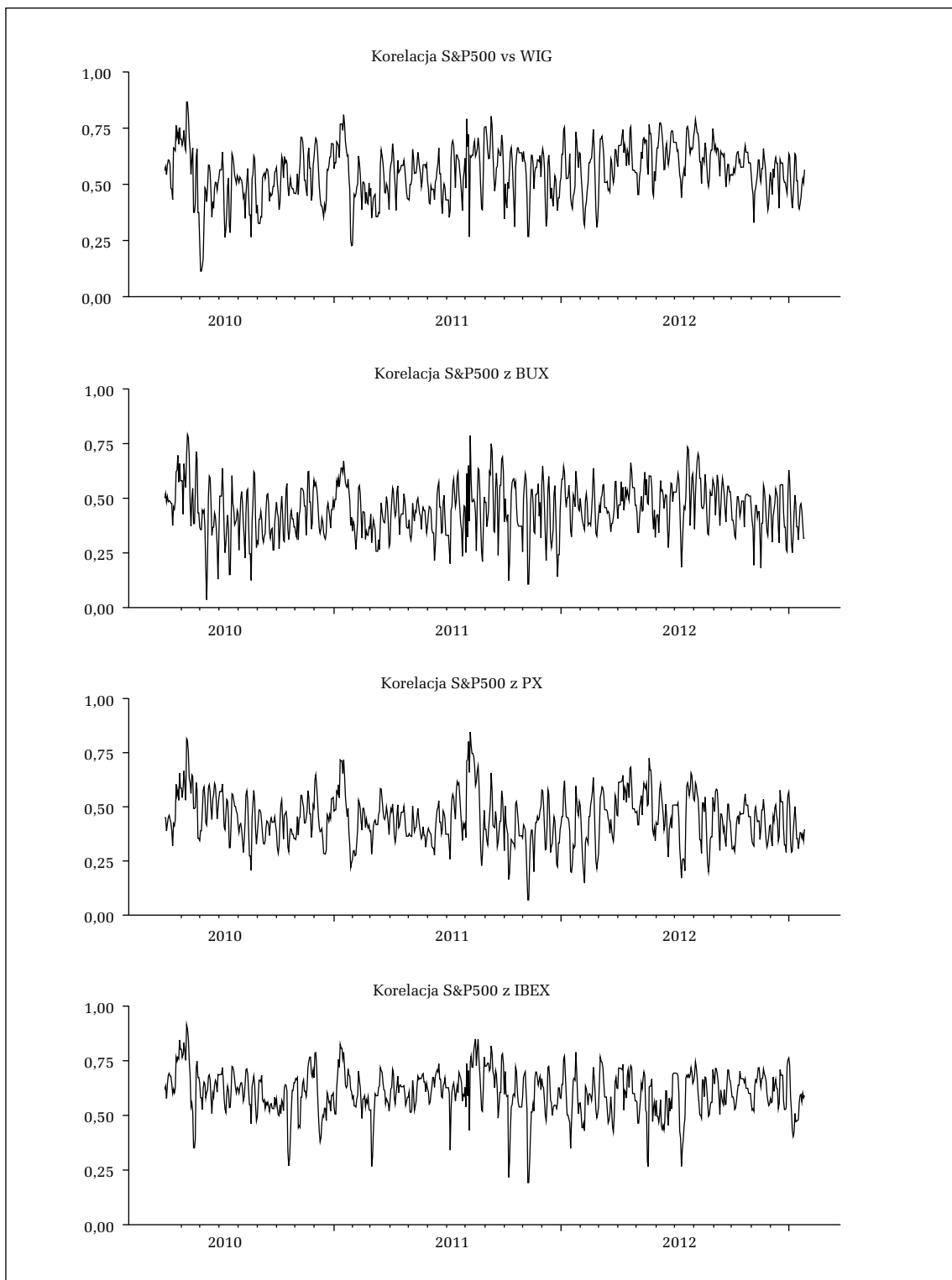
Wykres 7

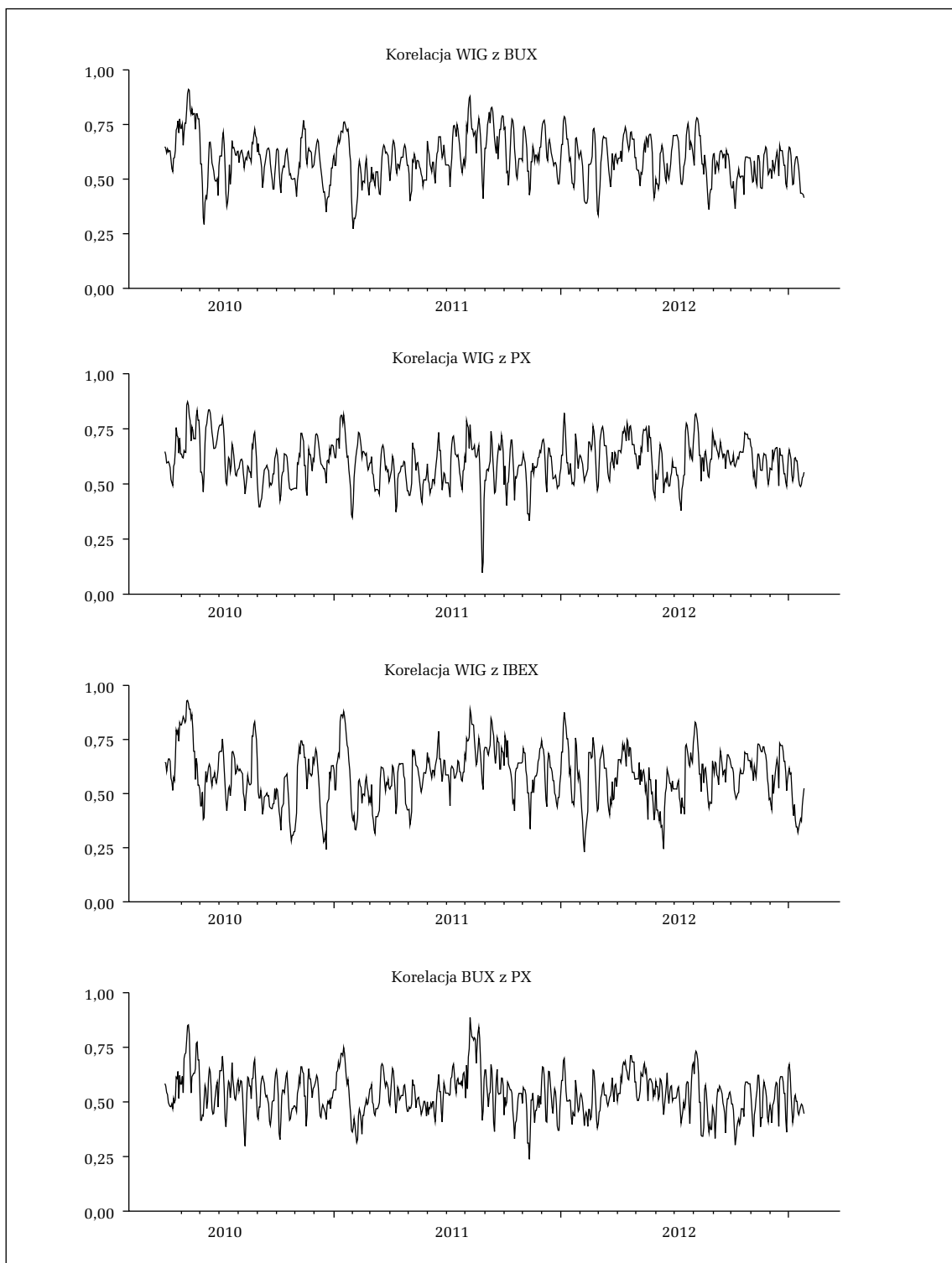
Oszacowania warunkowych wariancji szoków dla trzeciego podokresu

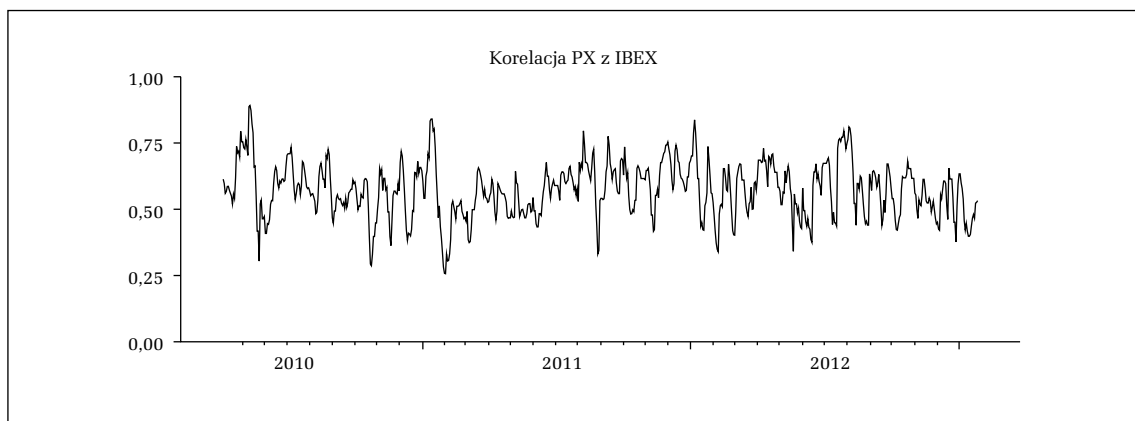


Wykres 8

Oszacowania współczynników korelacji warunkowych między szokami dla trzeciego podokresu







## **Analysis of shock transmission in case of financial markets of Czech Republic, Hungary and Poland during the global financial crisis**

---

### **Abstract**

The effects of the 2008 subprime crisis were transmitted from the United States to other countries. Recovery after the crisis did not occur immediately, and was followed by the crisis in the Eurozone. In this paper we use the VAR-GARCH-BEKK model to analyze links between the rates of returns and the volatility spillover for the Visegrad Group and other countries hit by the crisis. Results of estimation inform about an increase of comovements between the rates of return in the CEEC3 group during the crisis periods as compared to tranquil period. Estimates of the VAR-GARCH-BEKK model point to differences between Poland, Czech Republic and Hungary in sensitivity to global shocks, though these countries very often are treated as homogeneous group by foreign investors.

---

**Keywords:** shock transmission, volatility transmission, VAR-GARCH-BEKK model, financial crisis