

Analiza porównawcza efektywności rynków papierów wartościowych ze szczególnym uwzględnieniem kryzysu w latach 2007–2009

Łukasz Goczek*, Juan Kania-Morales[#]

Nadesłany: 5 września 2013 r. Zaakceptowany: 4 grudnia 2014 r.

Streszczenie

Tematem artykułu jest empiryczna weryfikacja efektywności wybranych rynków papierów wartościowych, ze szczególnym uwzględnieniem światowego kryzysu finansowego 2007–2009 (kryzysu *subprime*). W celu zapewnienia porównywalności prezentowanych rezultatów z wynikami innych badań weryfikację przeprowadzono także dla okresów 20-miesięcznych: bezpośrednio poprzedzającego kryzys oraz bezpośrednio następującego po kryzysie. W badaniu wykorzystano codzienne wartości 22 indeksów giełdowych z 20 różnych rynków kapitałowych. Zastosowano m.in. testy: pierwiastka jednostkowego, przyczynowości w sensie Grangera oraz nieliniowej zależności chaotycznej. Dobrana próba pozwoliła sformułować wstępny wniosek o braku natychmiastowego wpływu kryzysu na efektywność rozważanych giełd. Efektywność informacyjna oraz operacyjna wschodzących rynków kapitałowych, m.in. z krajów Europy Środkowej i Wschodniej, jedynie nieznacznie odbiega od efektywności najbardziej rozwiniętych rynków papierów wartościowych na świecie. Uzyskane wyniki pozwalają wskazać pewne cechy charakterystyczne każdego z trzech analizowanych okresów na podstawie różnic między wartościami indeksów rynków wschodzących oraz indeksów rynków rozwiniętych.

Słowa kluczowe: giełda, analiza porównawcza, hipoteza błędzenia losowego, hipoteza rynku efektywnego

JEL: C22, G1, N20

* Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych; e-mail: lgoczek@wne.uw.edu.pl.

[#] Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych; e-mail: juan.kania.morales@gmail.com.

1. Wstęp

Odpowiedzi na pytania dotyczące występowania i formy efektywności rynków papierów wartościowych mogą mieć fundamentalne znaczenie dla rozważań nad zagadnieniami finansowymi i ekonomicznymi. Rynek kapitałowy stanowi bowiem miejsce, w którym odzwierciedlenie znajdują oczekiwania dotyczące zarówno pojedynczych firm, jak i całej gospodarki. Jeśli rynek jest efektywny, oczekiwania te pomagają menedżerom i decydentom gospodarczym w podejmowaniu efektywnych decyzji.

Wedle wiedzy autorów próbę określenia, czym jest rynek efektywny (efektywność rynku papierów wartościowych), jako jeden z pierwszych podjął Gibson (1889) w pracy *The stock exchanges of London, Paris, and New York*. Pisał on o znaczeniu szybkości przepływu informacji dla giełd oraz o konkutowaniu osób handlujących akcjami w jak najszybszym docieraniu do informacji. Dzieło Gibsona zawiera ogólne spostrzeżenie będące podstawą hipotezy rynku efektywnego, że rynek papierów wartościowych możliwie najszybciej (zależnie od środków komunikacji) odzwierciedla wydarzenia społeczno-gospodarcze w cenach notowanych aktywów. Niestety bardzo trudno zweryfikować to statystycznie, gdyż lista czynników mogących wpływać na kształtowanie się cen na giełdzie jest przypuszczalnie nieskończenie długa (Bachelier 1901).

Na efektywnie działającym rynku rola organów regulacyjnych jest ograniczona. Dzięki efektywnemu mechanizmowi kształtowania się cen, przy założeniu racjonalności oraz właściwych motywów zarządzających kapitałami, oszczędności i inwestycje są alokowane w sposób optymalny, czyli zgodny z wnioskami płynącymi z analizy ekonomicznej. Nieefektywność rynku kapitałowego przyczynia się z kolei do podejmowania nieoptymalnych ekonomicznie decyzji inwestycyjnych. Jeżeli rynek kapitałowy jest nieefektywny, decyzje inwestorów, *ceteris paribus*, częściej mogą być źródłem istotnych kosztów dla nich i dla całej gospodarki. Wnioski z analizy efektywności rynku mogą być zatem istotne dla organów władzy publicznej czy instytucji finansowych danego kraju, ale też dla potencjalnych inwestorów, w szczególności inwestorów międzynarodowych, oraz dla uczestników rynku próbujących wykorzystywać narzędzia analizy technicznej.

Przedmiotem artykułu jest empiryczna weryfikacja efektywności wybranych rynków papierów wartościowych ze szczególnym uwzględnieniem okresu światowego kryzysu finansowego lat 2007–2009. Celem autorów jest udzielenie odpowiedzi na pytania dotyczące efektywności mniej rozwiniętych rynków kapitałowych względem najbardziej rozwiniętych rynków papierów wartościowych na świecie. W tym celu w artykule zweryfikowana zostanie hipoteza błędzenia losowego Samuelsona (1965) oraz Malkiela (1973), a także hipoteza rynku efektywnego Fama (1970), przy wykorzystaniu testów pierwiastka jednostkowego, testów autokorelacji Ljung-Boxa, testów serii, testów ilorazów wariancji Lo-MacKinlaya, testów przyczynowości w sensie Grangera i testów nieliniowej zależności chaotycznej Brocka, Decherta i Scheinkmana (1987) oraz Kočendy (2001).

2. Hipoteza rynku efektywnego, jej znaczenie oraz sposoby weryfikacji empirycznej

Efektywność rynku papierów wartościowych jest bardzo ważna dla Polski będącej importerem kapitału netto. Według danych NBP o bilansie płatniczym Polski oraz danych GUS o PKB roczny import kapita-

łu netto do Polski w latach 2005–2010 kształtował się średnio na poziomie około 1% PKB – bezpośrednio w postaci zakupów udziałów lub akcji bądź aportów – oraz na poziomie około 4% PKB – w postaci bezpośrednich inwestycji zagranicznych. Efektywność giełdy papierów wartościowych może istotnie wpływać na zdolność do finansowania zobowiązań zewnętrznych Polski i krajów regionu za pomocą międzynarodowego kapitału finansowego napływającego na rynki papierów wartościowych. W tym kontekście efektywność informacyjną uważa się za charakterystyczną cechę dojrzałych rynków finansowych. Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie, podobnie jak inne rynki Europy Środkowej i Wschodniej, pomimo znacznego rozwoju w ostatnich latach jest uważana za rynek wschodzący, na którym warunki efektywności, nawet w wersji słabej, mogą nie być spełnione. W szczególności giełdy rynków wschodzących są małe w sensie obrotów dziennych lub rocznych. Mniejsze obroty wywołują, *ceteris paribus*, mniejszą płynność notowanych aktywów, a to przeważnie powoduje mniejsze zainteresowanie rynkami wschodzącymi ze strony dużych, bardzo dobrze wykwalifikowanych inwestorów – ang. *superior analysts* lub *sophisticated traders* (Fama 1965a). Mniejsza liczba wykwalifikowanych uczestników danego rynku istotnie osłabia mechanizm stabilizujący ceny notowanych aktywów blisko ich wartości godziwych – ang. *intrinsic values* (Fama 1965a). Z tych powodów uważa się, że rynki wschodzące są bardziej podatne na sporadyczne spekulacje czy zmiany strategii inwestycyjnych ze strony inwestorów, w szczególności dużych instytucji finansowych. Co więcej, ze względu na gorsze standardy ujawniania informacji w gospodarkach wschodzących, krótszą historię działalności ich giełd papierów wartościowych, słabo ugruntowaną tradycję nadzoru i inne czynniki instytucjonalne przepływ informacji na rynkach Europy Środkowej i Wschodniej jest postrzegany jako mniej płynny niż na najbardziej rozwiniętych rynkach światowych. Wyniki analiz empirycznych potwierdzają wzrost powiązań między stopami zwrotów z indeksów giełdowych krajów Grupy Wyszegradzkiej w okresie kryzysu *subprime* (Bieńkowski, Gawrońska-Nowak, Grabowski 2013). Może to świadczyć, że w tym czasie przeciętny inwestor ignorował różnice między rynkami wschodzącymi i traktował je jako jednakowo ryzykowne, pomimo istotnego zróżnicowania sytuacji tych gospodarek (np. w Polsce i na Węgrzech).

W czasie kryzysu finansowego informacje na rynkach rozwiniętych oraz wschodzących mogą się różnić jakością. Może to powodować bardzo gwałtowne i długotrwałe zmiany wyceny wartości aktywów na rynkach wschodzących. Każdy kryzys finansowy jest w istocie kryzysem zaufania do instytucji finansowych oraz do informacji pozyskiwanych i udostępnianych przez nie uczestnikom rynku kapitałowego. Na rynku kapitałowym, którego istotą jest przecież asymetria informacji, taki kryzys zaufania powinien, *ceteris paribus*, zmniejszać efektywność kształtowania cen. Przeświadczenie o niemiarodajności dostępnych informacji, wątpliwości co do racjonalności innych uczestników rynku oraz nieznanie ich motywów wiążą się z nieoczekiwanymi, trudnymi do przewidzenia działaniami inwestorów. Nie są oni w stanie rozróżnić spadków cen, wywołanych informacjami na temat rzeczywistych problemów danej spółki, sektora finansowego czy całej gospodarki, od wyprzedaży związanych z zachowaniami stadnymi lub preferowaniem płynnych aktywów. Oznacza to, że ich decyzje inwestycyjne mogą być nieoptymalne. Problemy z odczytaniem sygnałów rynkowych zniekształcają ocenę sytuacji przez inwestorów, w szczególności ocenę ryzyka związanego z decyzjami portfelowymi. Ze względu na pogłębiającą się asymetrię informacji nieefektywność informacyjna powinna dotknąć głównie te rynki, które miały gorszy dostęp do informacji oraz były mniej popularne wśród wykwalifikowanych inwestorów, jak rynki kapitałowe Europy Środkowej i Wschodniej (Goczek 2011). Warto zauważyć, że nawet wykwalifikowani inwestorzy nie mają dostatecznych informacji o krajach, które przeszły transformację systemową. Z tego powodu reakcją na problemy Węgier była ucieczka z Polski, stosunkowo łagodnie przechodzącej kryzys.

Weryfikacja hipotezy błędzenia losowego na rynkach papierów wartościowych, przeprowadzana w celu oceny efektywności rynku kapitałowego w formie słabej, od dawna jest stosowana w finansach ilościowych (ang. *quantitative finance*). Początków tych badań można upatrywać w pracach Workinga (1934), Kendalla (1953) i Robertsa (1959). Późniejsze publikacje na ten temat to m.in. prace Famy i Frencha (1988) oraz Lo i MacKinlaya (1988). Potwierdzenie hipotezy błędzenia losowego cen, jako warunku wystarczającego słabej efektywności informacyjnej, ma zasadnicze znaczenie w niniejszej pracy. Jeżeli ceny akcji kształtowane są przez proces błędzenia losowego, to ich zmian nie można przewidzieć na podstawie wcześniejszych obserwacji, a zatem nie jest możliwe regularne osiąganie ponadprzeciętnych zysków na podstawie historycznych danych o cenach. W szczególności podważa to zasadność stosowania narzędzi analizy technicznej, bowiem w ujęciu warunkowej wartości oczekiwanej to właśnie bieżąca cena byłaby najlepszym prognostykiem przyszłej ceny pod warunkiem dostępności informacji o cenach w przeszłości (Fama 1965b). Jedną z alternatywnych hipotez w stosunku do hipotezy błędzenia losowego jest kształtowanie się cen akcji według pewnego procesu stochastycznego powracającego do średniej (z trendem lub bez), co jest cechą procesów stacjonarnych. Zazwyczaj oznacza to, że znając zachowanie rynku w przeszłości, inwestorzy mogą przewidzieć jego reakcje znacznie lepiej niż za pomocą całkowicie naiwnego lub losowego mechanizmu prognozy.

Zagadnienie występowania pierwiastka jednostkowego w szeregach cen oraz stóp zwrotu na giełdzie było już wielokrotnie poruszane w literaturze przedmiotu. W dotychczasowych opracowaniach dotyczących rynków papierów wartościowych w Europie Środkowej i Wschodniej analizowano jednak znacznie wcześniejsze próby danych lub dane o innej częstotliwości niż w tym artykule. Wyniki analizy stacjonarności szeregów cen giełdowych w badaniach efektywności rynku najczęściej pozbawione były metodycznie poprawnej interpretacji, uwzględniającej występowanie autokorelacji w tych szeregach. Co więcej, rynki uwzględnione w niniejszej pracy nie były dotychczas analizowane łącznie i według wiedzy autorów nie weryfikowano nieliniowych zależności między ich stopami zwrotu za pomocą testów BDS (Brocka, Decherta i Scheinkmana) oraz Kočendy. Celowa wydaje się zatem weryfikacja hipotezy efektywności wybranych rynków papierów wartościowych przy użyciu zarówno klasycznych, jak i nowszych metod empirycznych, z wykorzystaniem próby uwzględniającej okres kryzysu *subprime*.

Klasycznie zdefiniowana (postulowana) efektywność informacyjna rynku finansowego może występować w trzech formach (Fama 1970):

- słabej (*weak hypothesis*): występuje wtedy i tylko wtedy, gdy w bieżących cenach akcji odzwierciedlenie znajdują przynajmniej historyczne dane dotyczące cen tych akcji; w literaturze można się zetknąć z definicjami słabej formy (*efficient market hypothesis* – EMH), według których bieżące ceny akcji powinny odzwierciedlać także historyczne informacje na temat przedsiębiorstw, branży i całej gospodarki;

- półsilnej (*semi strong hypothesis*): występuje wtedy i tylko wtedy, gdy oprócz informacji wymaganych w formie słabej natychmiastowy wpływ na bieżące ceny akcji mają wszystkie powszechnie dostępne informacje społeczno-gospodarcze;

- silnej (*strong hypothesis*): występuje wtedy i tylko wtedy, gdy prócz informacji wymaganych w formie słabej i półsilnej natychmiastowy wpływ na bieżące ceny akcji mają informacje poufne, znane jedynie bardzo wąskiej grupie osób uprzywilejowanych (tzw. *insiders*).

Hipoteza rynku efektywnego (EMH) bezpośrednio wiąże się z hipotezą błędzenia losowego (ang. *random walk hypothesis* – RWH). Pierwszego, rozległego i zarazem „nietechnicznego” przeglądu prac poświęconych błędzeniu losowemu notowań cen akcji na giełdach papierów wartościowych dokonał

Fama (1965a; 1970). Najważniejsze prace w literaturze światowej, popularyzujące pojęcie efektywności rynków kapitałowych, to artykuły Samuelsona (1965) i Malkiela (1973). Zaproponowali oni opisanie procesu generowania cen na giełdach za pomocą formuły danej wzorem:

$$P_t = \mu + \alpha P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdzie:

- μ – parametr dryfu,
- α – parametr przy opóźnionej wartości cen,
- P_t – cena akcji w czasie t ,
- ε_t – składnik losowy w okresie t .

Hipoteza błędzenia losowego zakłada, że parametr inercji α jest bliski jedności (błądzenie losowe bez dryfu wymaga jeszcze założenia, że parametr dryfu jest równy zero).

Przy testowaniu hipotezy błędzenia losowego, szczególnie w przypadku uzyskania silnych dowodów stacjonarności cen giełdowych, ważne są własności uzyskanej wartości estymatora składnika losowego, czyli reszt. Ze względu na ich statystyczne właściwości rozróżnia się kilka form dopasowania szeregu cen do procesu błędzenia losowego. W szczególności uważa się, że rynek jest efektywny co najmniej w formie słabej, tzn. nieskuteczne są proste, mechaniczne strategie inwestycyjne oparte na danych historycznych, jeśli:

- przy szacowaniu równania (1) metodą najmniejszych kwadratów wartość oszacowania generowanego przez estymator μ jest relatywnie mała,
- estymator α jest możliwe bliski jedności, a w szeregu reszt nie występuje ani zjawisko autokorelacji, ani efekt ARCH,
- rozkład tych reszt jest rozkładem symetrycznym ze średnią bliską 0 w porównaniu z rzędem wielkości procesu $\{p_t\}_{t \in N^*}$.

Dodatkowo przyjmuje się, że proces stochastyczny cen $\{p_t\}_{t \in N}$ jest w chwili t martyngałem względem zbiorów informacji $\{U_{t-1}\}_{t \in N^*}$. Nieco mniej pracochłonna weryfikacja EMH może opierać się na analizie tylko szeregu stóp zwrotu, który powinien mieć właściwości zbliżone do szeregu składnika losowego w powyższym równaniu. W szczególności zdecydowanie prostszą formą weryfikacji EMH, często prezentowaną w literaturze przedmiotu, jest badanie wyłącznie autokorelacji w szeregach stóp zwrotu za pomocą testu Ljung-Boxa (Fijałkowska 2012).

W porównaniu z rynkami rozwiniętymi rynki wschodzące są odizolowane od rynków kapitałowych w innych krajach. Z tego powodu często uważa się, że charakteryzują się stosunkowo niską korelacją stóp zwrotu z rynkami rozwiniętymi. Co więcej, liczba badań weryfikujących hipotezę rynku efektywnego dla giełd papierów wartościowych w krajach wschodzących jest nieznaczną w porównaniu z licznymi i różnorodnymi publikacjami na temat efektywności rynków rozwiniętych. Na ogół zakłada się, że rynki wschodzące są zdecydowanie mniej efektywne niż rozwinięte rynki kapitałowe. Wskazuje się przy tym, że uczestnicy rynków wschodzących nie są dobrze ani jednakowo informowani, co z kolei powoduje, że zachowania irracjonalne oraz destabilizujące ceny aktywów są tam obserwowane relatywnie częściej. Przyczyn tego stanu rzeczy można upatrywać w pewnych niedoskonałościach tych rynków, takich jak wysokie koszty transakcyjne, brak aktualnych i wiarygodnych informacji społeczno-gospodarczych, wysokie koszty ich pozyskania czy znacznie większa niepewność co do przyszłości lokalnych gospodarek (zwiększone ryzyko i niepewność systemowa). Niższy poziom efektywności na

rynkach krajów słabiej rozwiniętych może być również powodowany przez ich małą przejrzystość i brak skutecznej egzekucji wymogów ujawniania informacji czy płytkość i nieciągłość obrotów na tych rynkach (Errunza, Losq 1985). Przyczyną mogą być także czynniki instytucjonalne, takie jak fragmentacja rynku, opóźnienia w raportowaniu i przerwy w handlu oraz brak oficjalnych, skutecznych lub wiarygodnych animatorów i regulatorów rynku (Butler, Malaikah 1992).

Niewiele jest badań weryfikujących efektywność, dotyczących bezpośrednio GPW oraz rynków Europy Środkowej i Wschodniej. Wskazać można pracę Czekaja, Wosia i Żarnowskiego (2001), wykorzystującą modele analizy technicznej w celu zweryfikowania hipotezy rynku efektywnego w formie słabej dla polskiego rynku kapitałowego w latach 1994–2000. Wyniki przedstawionych badań potwierdziły hipotezę błędzenia losowego w odniesieniu do notowań akcji na GPW. Autorzy zweryfikowali rentowność strategii inwestycyjnych opartych na sygnałach generowanych przez wybrane średnie ruchome i oscylatory. Stwierdzili, że wykorzystanie zaproponowanych narzędzi nie przyniosłoby ponadprzeciętnych stóp zwrotu, tj. statystycznie istotnie różnych od średniej. Przeprowadzili także formalne testy statystyczne weryfikujące hipotezę błędzenia losowego (testy ilorazu wariancji, testy serii, testy pierwiastka jednostkowego). W podsumowaniu autorzy stwierdzili, że „polski rynek kapitałowy nie odbiegał w badanym okresie od zachodnich standardów efektywności” (Czekaj, Woś, Żarnowski 2001, s. 160). Wyjątkiem był przełom 1993 i 1994 r., kiedy indeksy charakteryzowały się silnym trendem wzrostowym.

Hipotezę o słabej efektywności polskiego rynku kapitałowego weryfikowali także Jajuga (2000) oraz Papla (2003). Wyniki testów hipotezy błędzenia losowego były różne w zależności od zastosowanego podejścia, jednak w większości przypadków autorzy odrzucili hipotezę o błędzeniu losowym cen akcji. Z drugiej strony analiza strategii wykorzystujących filtr Alexandra nie pozwoliła odrzucić hipotezy o słabej efektywności polskiej giełdy. Ponadto wyniki testów ilorazu wariancji wskazywały, że na polskiej giełdzie efekt dnia tygodnia i miesiąca roku nie są istotne statystycznie.

W innym badaniu efektywności GPW w Warszawie (Szyszka 2003) wykorzystano metodę studiów wydarzeń w podziale na dwa okresy. Zaobserwowano, że rynek nie zachowywał się efektywnie we wczesnej fazie rozwoju (okres do 3 października 1994 r.). W kolejnych latach (3 października 1994 – 1 października 1999 r.) badania wykorzystujące testy korelacji, testy serii oraz analizę rozkładu stóp zwrotu w czasie nie dostarczyły jednoznacznych argumentów, na podstawie których można odrzucić hipotezę o efektywności w formie słabej warszawskiej giełdy papierów wartościowych. Według Buczka (2005) badania potwierdzają słabą efektywność informacyjną GPW. Co więcej, zaobserwowane na początku istnienia warszawskiej GPW anomalie (jak efekt pierwszego tygodnia w miesiącu) stopniowo zanikały, co miałyby świadczyć o dojrzewaniu polskiego rynku kapitałowego.

Witkowska i Żebrowska-Suchodolska (2008) przedstawiły inną weryfikację słabej formy efektywności informacyjnej GPW w Warszawie. Na podstawie wyników otrzymanych dla rozpatrywanych sektorów gospodarki stwierdziły, że efektywność polskiego rynku kapitałowego, rozumiana jako rosnące wartości statystyki testów pierwiastka jednostkowego dla branżowych indeksów giełdowych, zwiększała się w czasie. W omawianych badaniach największą efektywność wykazywały spółki z indeksu WIG20, szczególnie z sektora bankowego.

Fijałkowska (2012) przedstawiła wyniki badań opartych na znacznie nowszych danych dla rynku polskiego i amerykańskiego. Z powodu różnej dostępności dane dotyczące tych rynków miały jednak inną częstotliwość: miesięczną lub tygodniową. Nasuwają się wątpliwości, czy uprawnia to do wyciągania wniosków zawartych w omawianym artykule. Mimo że wstępne wyniki sugerowały efektywność rynku w formie słabej, autorka przedstawiła testy prognoz zwrotów na podstawie danych historycz-

nych, aby udowodnić ich przewidywalność. Jest to sprzeczne z wnioskami zaprezentowanymi w pierwszej części pracy. Sprzeczność ta nie zostaje wyjaśniona, zatem wnioski wynikające z tej analizy pozostają dla nas niejednoznaczne.

Weryfikacja niezależności stóp zwrotu w czasie jest kluczowa dla dokładnego zbadania założeń hipotezy błędzenia losowego. Niemniej jednak w literaturze empirycznej poświęconej RWH lub EMH hipoteza zerowa najczęściej dotyczy jedynie występowania pierwiastka jednostkowego w procesie generującym ceny giełdowe. Testy pierwiastka jednostkowego zostały stworzone do weryfikacji stacjonarności szeregu czasowego. Nie należy jednak mylić hipotezy o niestacjonarności cen z hipotezą błędzenia losowego, jak wskazują chociażby Rahman i Saadi (2008). Niestacjonarność cen akcji jest wprawdzie niezbędna, by potwierdzić RWH, ale równie potrzebna jest analiza własności rozkładu stóp zwrotu. Szczególnie ważna jest weryfikacja braku autokorelacji. Oznacza to, że zakres badań nad efektywnością rynku w formie słabej musi być znacznie szerszy niż analiza występowania pierwiastka jednostkowego. Przy testowaniu hipotezy rynku efektywnego w formie słabej należy bowiem pamiętać, że hipoteza błędzenia losowego jest warunkiem wystarczającym hipotezy rynku efektywnego, ale nie jest jej warunkiem koniecznym. W szczególności można udowodnić, że rynek, na którym ceny generowane są przez proces stacjonarny i brakuje autokorelacji jako podstawy do przewidywania cen, jest rynkiem efektywnym według EMH, ale nie według RWH.

Szeregi generowane przez procesy nieliniowe mogą mieć własności liniowego białego szumu, mimo że kolejne realizacje są w pewien sposób zależne od poprzednich. Jest to zagadnienie ważne, ponieważ w literaturze często wskazuje się na nieliniowość procesów stochastycznych generujących ceny aktywów finansowych (zob. m.in. Scheinkman, LeBaron 1989; Kohers, Pandey, Kohers 1997; Saadi i in. 2006). W większości weryfikacji hipotezy błędzenia losowego lub hipotezy rynku efektywnego pomija się jednak potencjalną nieliniowość stóp zwrotu i zakłada się, że zmiany cen akcji są generowane przez proces liniowy. Autorzy przeważnie wychodzą z wątpliwego założenia, że samo istnienie pierwiastka jednostkowego i brak szeroko pojętej liniowej autokorelacji wystarczą do potwierdzenia RWH i przez to stanowią potwierdzenie efektywności rynku w formie co najmniej słabej. Wyjątkiem są analizy Suresha, Tiwariego i Josepha (2012), w których uwzględniono również możliwość generowania cen na rynkach akcji przez procesy nieliniowe.

3. Badanie efektywności rynku w formie słabej – podejście klasyczne

W tym rozdziale opisano sposób analizy danych oraz testy statystyczne wybranych szeregów czasowych. Interpretując wyniki testów statystycznych, przyjmujemy 5-procentowy poziom istotności, o ile nie zaznaczono, że jest inaczej.

Szeregi indeksów giełdowych wykorzystane w większości prezentowanych dalej rozważań zostały poddane transformacji logarytmicznej. W tabelach zaznaczono to przez dodanie na początku ich nazw członu $\ln$. Tego typu dane finansowe często wymagają przekształcenia logarytmicznego w celu ograniczenia grupowania wariancji, jednak przeprowadzone testy Boxa-Coxa w żadnym przypadku nie wskazywały na wyraźnie lepsze dopasowanie zlogarytmowanych danych o indeksach giełdowych do rozkładu normalnego. Także analiza stopnia integracji w całym okresie objętym badaniem, przeprowadzona zarówno dla surowych, jak i zlogarytmowanych szeregów oraz odpowiednio ich pierwszych różnic, pozwalała przyjąć, że każdy szereg jest zintegrowany w stopniu pierwszym.

Wykorzystane dane pochodzą z internetowego serwisu stooq.pl. Na całą próbę składają się 22 zestawy danych, z 21 różnych giełd papierów wartościowych, z 20 różnych rynków kapitałowych. Szczegółową listę wybranych indeksów giełdowych zawiera tabela 1, natomiast lista rodzajów szeregów czasowych znajduje się w tabeli 2. W celu zapewnienia porównywalności wyników dla każdego indeksu wykorzystano dane o tej samej częstotliwości: dziennej, pochodzące z okresu 16 listopada 2005 – 15 listopada 2010 r. Próba surowych danych liczy przeciętnie 1254 obserwacje dla danego indeksu giełdowego. Liczebność próbek różni się z powodu innej liczby dni sesyjnych na poszczególnych giełdach papierów wartościowych. Wykorzystane szeregi indeksów giełdowych to wartości tych indeksów z ceduły zamknięcia dnia sesyjnego. Bardzo ogólne podsumowanie statystyczne surowych szeregów indeksów giełdowych, wykorzystanych w tej pracy, znajduje się w tabeli 3.

W przypadku Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie przeprowadzono analizę dla dwóch indeksów: WIG oraz WIG20. Powodem szczególnego potraktowania szeregów z warszawskiej giełdy jest fakt, że szeroki Warszawski Indeks Giełdowy jest indeksem dochodowym. Z drugiej strony indeks cenowy WIG20 grupuje jedynie 20 największych¹ spółek notowanych na giełdzie w Warszawie, a to może istotnie zmniejszać jego reprezentatywność. W przypadku polskiej giełdy papierów wartościowych sugerujemy zatem, by oprzeć się na wynikach analizy dla indeksu WIG, podobnie jak w pracach: Brzeszczyński i Kelm (2002) oraz Gündüz i Hatemi-J (2005). Zapewni to merytoryczną hiperpoprawność porównania polskiego rynku kapitałowego z rynkami zagranicznymi. W pracy prezentujemy i uwzględniamy także wyniki dla indeksu WIG20.

Wykres 1 przedstawia zbiorczo analizowane indeksy giełdowe w okresie objętym analizą, rozbitym na trzy podokresy: przed kryzysem (16 listopada 2005 – 15 lipca 2007), w trakcie kryzysu (16 lipca 2007 – 15 marca 2009) oraz po kryzysie (16 marca 2009 – 15 listopada 2010). Daty graniczne kryzysu wybraлиśmy na podstawie opinii eksperckiej, popartej analizą przebiegu wydarzeń w gospodarce światowej oraz analizą wykresów indeksów giełdowych. Początek kryzysu – 16 lipca 2007 r. – to data ogłoszenia bankructwa dwóch funduszy hedgingowych typu *subprime* przez duży amerykański bank inwestycyjny Bear Stearns. Z kolei uznanie 15 marca 2009 r. za koniec kryzysu oprócz analizy wykresów indeksów giełdowych jest poparte interpretacją wskaźników stanowiących miarę zaniepokojenia czy nerwowości na rynkach finansowych. W tym zakresie oparliśmy się na wywodzie Konopczaka, Sieradzkiego i Wiernickiego (2010), uwzględniającym głównie polską gospodarkę. Okres przed kryzysem oraz okres po kryzysie dobraliśmy w ten sposób, aby każdy miał taką samą długość jak okres kryzysu (20 miesięcy).

Uwagę zwraca bardzo gwałtowny spadek wartości prawie wszystkich indeksów giełdowych w czasie zaostżenia się kryzysu finansowego w drugiej połowie 2008 r. Na wykresie 1 widzimy, że wartości głównych indeksów giełd gospodarek wschodzących kształtowały się podobnie jak indeksy giełdowe w gospodarkach rozwiniętych. Gwałtowne zmiany cen mogą sugerować, że żaden z tych rynków w okresie kryzysu oraz po nim nie był efektywny. Na pewnym etapie kryzysu zasadne mogły być oczekiwania, iż ceny instrumentów finansowych będą dalej spadać, a w miarę wzrostów po kryzysie – że wrócą do historycznych, zdecydowanie wyższych poziomów. W ciągu kolejnych 20 miesięcy od zakończenia kryzysu wartości indeksów w większości powróciły do poziomów sprzed kryzysu, a zatem mogły być przewidywane na podstawie danych historycznych.

Proces generujący ceny szerokiego rynku w całym okresie na każdej giełdzie akcji był zintegrowany w stopniu pierwszym. Ustalono to przede wszystkim na podstawie testu Dickeya-Fullera (DF)

¹ Ze względu na sposób klasyfikacji przedsiębiorstw w indeksie WIG20 mówienie o największych spółkach jest uproszczeniem, ale nie ma to większego znaczenia dla całości wyводу.

na występowanie pierwiastka jednostkowego w zlogarytmowanych szeregach wartości indeksów giełdowych oraz analogicznych wyników dla ich pierwszych różnic. Interpretacja wyników testu DF mogłaby jednak prowadzić do błędnych wniosków tam, gdzie test Breuscha-Godfreya ujawniał autokorelację reszt² w modelu estymowanym na potrzeby testu DF. Z tego względu we wnioskowaniu na temat stopnia integracji szeregów uwzględniliśmy także wyniki rozszerzonej wersji testu Dickeya-Fullera (ADF) oraz testu Dickeya-Fullera opartego na estymatorach uogólnionej metody najmniejszych kwadratów (DF-GLS). Hipotezą alternatywną we wszystkich trzech rodzajach testu Dickeya-Fullera była słaba stacjonarność bez trendu wokół średniej (w tabelach 7–10 zmienne oznaczone *level*) albo kowariancyjna stacjonarność wokół pewnego trendu liniowego (zmienne *trend*). W dalszej części pracy będziemy się odnosić do wyników testu Dickeya-Fullera w wersji *level* lub w wersji *trend*.

W celu potwierdzenia stopnia integracji analizowanych szeregów surowe oraz zróżnicowane szeregi zlogarytmowanych wartości indeksów giełdowych poddano również testowi Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schmidta i Shina (KPSS) na stacjonarność bez trendu oraz z trendem. W tabelach zawierających wyniki przyjęliśmy dla testów KPSS taką samą konwencję jak w przypadku prezentacji wyników testów Dickeya-Fullera, z tym że w teście KPSS odwrotnie zdefiniowane są zespoły hipotez. Zaznaczono to w uwagach do tabel. Szerokość pasma w testach KPSS została dobrana według kryterium Schwerta, a do estymacji wariancji długookresowej wykorzystano jądro Bartletta. Dla testów KPSS hipotezą alternatywną zawsze było występowanie pierwiastka jednostkowego w procesie generującym dany szereg: z trendem lub bez trendu. Wyniki testów na stacjonarność surowych oraz zróżnicowanych szeregów zlogarytmowanych wartości indeksów giełdowych prezentujemy w tabelach 7 i 8 oraz 9 i 10. Warto nadmienić, że analiza stacjonarności pierwszych przyrostów zlogarytmowanych szeregów wartości indeksów giełdowych jest analizą stacjonarności logarytmicznych stóp zwrotu z tych indeksów. Dla uzupełnienia wyводу podajemy, że przez logarytmiczną stopę zwrotu r_t dla instrumentu finansowego Y w okresie $[t - 1; t]$ rozumiemy tutaj wartość daną wzorem:

$$r_t = y_t - y_{t-1} = \ln \left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}} \right) \quad (2)$$

$$y_t = \ln(Y_t)$$

gdzie:

- Y_t – cena lub jakkolwiek inaczej mierzona wartość instrumentu Y w chwili t ,
- Y_{t-1} – cena lub mierzona tak jak wartość Y_t wartość instrumentu Y w chwili $t - 1$.

Stopy zwrotu użyte w tej pracy liczone są w odniesieniu do zmian wartości indeksów giełdowych od zakończenia sesji w dniu sesyjnym $t - 1$ do zakończenia sesji w kolejnym dniu sesyjnym t .

Przeprowadzone przez nas testy DF i KPSS wskazują, że w całym okresie analizowanym łącznie, tj. między 16 listopada 2005 a 15 listopada 2010 r., wszystkie indeksy są błędzeniem losowym. Według wyników testów szeregi zlogarytmowanych wartości tych indeksów nie były stacjonarne w poziomach ani po uwzględnieniu trendu liniowego, natomiast ich pierwsze różnice były już stacjonarne bez potrzeby uwzględniania trendu liniowego. W pracy nie prezentujemy wyników analiz dla całego okresu. W przypadku niektórych indeksów giełdowych można jednak stwierdzić stacjonarność ich logarytmów wokół pewnego trendu liniowego bądź nawet bez trendu liniowego. Dla okresu przed kryzysem nie można odrzucić hipotezy, że indeks WIG oscylował wokół pewnego trendu liniowego, co potwierdziły

² Sprawdzono autokorelację do szóstego rzędu opóźnień włącznie.

wszystkie cztery testy w wersji *trend* (DF *trend*, ADF *trend*, KPSS *trend*, DF-GLS *trend*). Jest to jedyny szereg, dla którego przed kryzysem zaobserwowano stacjonarność wokół trendu zamiast błędzenia losowego, czyli integrację pierwszego stopnia bez trendu w poziomach (na podstawie co najmniej dwóch testów). Ta pojedyncza obserwacja nie jest jednak podstawą do odrzucenia hipotezy błędzenia losowego dla GPW. Może być konsekwencją przyjętego poziomu istotności (odrzuć RWH w tym okresie nastąpiłoby dla jednego indeksu na około 20, to znaczy dla około 5% próby; tyle wynosi przyjęty poziom istotności) oraz realizacji nietypowej wartości indeksu WIG20. Warto zwrócić uwagę, że dla okresu poprzedzającego kryzys wyniki testów DF-GLS w wersji *level* nie pozwalały odrzucić hipotezy zerowej o niestacjonarności szeregów pierwszych różnic zlogarytmowanych wartości indeksów giełdowych (czyli hipotezy o niestacjonarności logarytmicznych stóp zwrotu) w przypadku aż pięciu rynków rozwiniętych oraz sześciu rynków wschodzących.

W czasie kryzysu jedynie wyniki chilijskiego indeksu IPSA (w jednym teście) przeczą hipotezie błędzenia losowego. Podobnie jak w przypadku indeksu WIG20 przez kryzysem nie interpretujemy tego jako zaprzeczenia hipotezy błędzenia losowego dla giełdy w Santiago. Wyniki testów DF-GLS dla tego okresu, przeprowadzonych w wersji *level* na szeregach pierwszych różnic zlogarytmowanych wartości indeksów giełdowych, negatywnie weryfikują hipotezę błędzenia losowego jedynie dla dwóch indeksów rynków wschodzących (OMX Riga Index, WIG).

Dla okresu po kryzysie (16 marca 2009 – 15 listopada 2010) interpretacja rezultatów testów Dickeya-Fullera oraz KPSS jest zdecydowanie bardziej subiektywna. Jako podstawę odrzucenia hipotezy błędzenia losowego przyjęliśmy istotność co najmniej jednego z ośmiu proponowanych hipotez odpowiadających stacjonarności procesów dla szeregów niezróżnicowanych. Przeciwnie niż w okresie przed kryzysem oraz podczas kryzysu hipoteza ta nie może zostać odrzucona jedynie dla dwóch indeksów rynków rozwiniętych (OMX Helsinki Index, FTSE 250) oraz trzech indeksów rynków wschodzących (OMX Tallinn Index, OMX Vilnius Index, OMX Riga Index). Pominięcie istotności testu Dickeya-Fullera w obu wariantach (*level* oraz *trend*) zwiększyłoby liczbę indeksów, dla których nie można odrzucić RWH, o trzy indeksy rynków rozwiniętych (All Ordinaries Index, Dow Jones Composite, Nasdaq Composite U.S.). Na podstawie nieprezentowanych tutaj wyników testów Breuscha-Godfreya stwierdzono jednak brak autokorelacji w szeregach reszt otrzymanych z modeli estymowanych na potrzeby testów DF, do szóstego rzędu włącznie. Mimo spodziewanych problemów z autokorelacją reszt w odpowiednich regresjach w przypadku tych trzech indeksów należałoby jednak posłużyć się klasycznym testem Dickeya-Fullera dla szeregów logarytmów ich wartości. Jeśli jako kryterium odrzucenia RWH dodatkowo przyjmujemy wyniki testów na stacjonarność pierwszych różnic logarytmów (logarytmicznych stóp zwrotu) ośmiu wymienionych powyżej indeksów, to hipotezy błędzenia losowego nie można odrzucić jedynie dla OMX Tallinn Index oraz OMX Vilnius Index. Dotyczy to wszystkich czterech zaproponowanych testów. Ze względu na częste potwierdzanie hipotezy zerowej przez testy DF-GLS w wersjach *level* dla szeregów pierwszych różnic w okresie przed kryzysem zdecydowaliśmy się pomijać płynące z nich wnioski. W tak dobranej próbie mamy zatem dwa indeksy rynków rozwiniętych oraz trzy indeksy rynków wschodzących, dla których na tym etapie nie można odrzucić hipotezy błędzenia losowego. W przypadku pozostałych indeksów ich surowe szeregi logarytmów po kryzysie wykazywały stacjonarność z trendem lub nawet bez trendu, potwierdzoną co najmniej przez jeden z trzech testów: DF, ADF lub KPSS. Najsilniejsze potwierdzenie stacjonarności bez trendu w tym okresie otrzymano dla dwóch indeksów krajów rozwiniętych (Nikkei 225, FTSE MIB Index). Zarówno test ADF, jak i KPSS w wersjach *level* wskazywały na ich stacjonarność. Jeden z pozostałych indeksów rynków rozwiniętych (CAC 40)

oraz siedem indeksów rynków wschodzących (PX Index, Kuala Lumpur Composite Index, WIG, WIG20, Straits Time Index, XU100, BUX Index) okazały się stacjonarne bez trendu wyłącznie w teście ADF. Z kolei dwa inne indeksy rynków rozwiniętych (All Ordinaries Index, Nasdaq Composite U.S.) są stacjonarne bez trendu wyłącznie w teście DF w wersji *level*, a Dow Jones Composite jest stacjonarny z trendem według testu DF w wersji *trend*. Ostatnie trzy szeregi rynków rozwiniętych (DAX Index, OSEAX, OMX Stockholm 30 Index) wykazują trendostacjonarność wyłącznie według testu ADF, a ostatni indeks rynku wschodzącego (IPSA Index) wykazuje trendostacjonarność tylko według testu KPSS. Wśród 22 światowych indeksów giełdowych jest dziewięć indeksów rynków rozwiniętych oraz siedem indeksów rynków wschodzących, w przypadku których na tym etapie analizy nie można odrzucić hipotezy błędzenia losowego dla okresu po kryzysie.

Naszym zdaniem przy bardzo konserwatywnym podejściu nie można odrzucić RWH jedynie dla dwóch indeksów rynków wschodzących. Ponadto otrzymaliśmy słabe (wyłącznie w jednym teście: ADF albo KPSS) potwierdzenie stacjonarności bez trendu dla pięciu indeksów rynków rozwiniętych oraz siedmiu indeksów rynków wschodzących. Co więcej, na tej podstawie można wysnuć wniosek o słabej stacjonarności wokół trendu liniowego dla czterech indeksów rynków rozwiniętych oraz jednego indeksu rynku wschodzącego. Warto też zwrócić uwagę na to, że w przypadku danych z okresu po kryzysie test KPSS w wersji *level* wskazuje na niestacjonarność logarytmicznych stóp zwrotu dla czterech indeksów rynków wschodzących: PX Index, Kuala Lumpur Composite Index, Straits Times Index oraz BUX. Ze względu na to, że zdecydowaliśmy się weryfikować RWH dla logarytmów wartości indeksów, wydaje się to argumentem za odrzuceniem hipotezy błędzenia losowego w przypadku tych czterech indeksów. W weryfikacji EMH w odniesieniu do tych indeksów decydujące powinny być jednak wyniki testów na autokorelację w szeregach logarytmicznych stóp zwrotu. Przy nieco bardziej liberalnym sformułowaniu kryterium negatywnej weryfikacji RWH, naszym zdaniem wciąż uzasadnionym, należałoby uznać, że na tym etapie analizy nie można odrzucić RWH co najmniej dla dziewięciu indeksów rynków rozwiniętych oraz siedmiu indeksów rynków wschodzących.

Na tym etapie analizy zdecydowanie najwięcej wątpliwości co do prawdziwości RWH występuje w przypadku okresu po kryzysie. Jednak dopiero interpretacja wyników testów na autokorelację umożliwi pełną weryfikację EMH. Jednocześnie to indeksy rynków wschodzących rzadziej są zgodne z RWH.

Inny sposób weryfikacji hipotezy błędzenia losowego zaproponowali Lo i MacKinlay (1988). Wykorzystali w nim, podobnie jak w teście KPSS, właściwości wariancji, które powinny cechować szereg czasowy będący realizacją procesu błędzenia losowego. Wariancja przyrostów procesu będącego realizacją błędzenia losowego powinna być liniową funkcją rozpatrywanego horyzontu czasu. Jeśli np. założymy, że szereg p_t jest generowany przez proces błędzenia losowego, to wariancja szeregu $(p_t - p_{t-s})$ powinna być s -krotnie większa niż wariancja szeregu $(p_t - p_{t-1})$. Analiza przeprowadzona dla danych tygodniowych oraz miesięcznych w przeciwieństwie do większości prac empirycznych pozwoliła odrzucić hipotezę o efektywności rynków amerykańskich, tzn. odrzucono RWH dla danych o częstotliwości tygodniowej w przypadku zdecydowanej większości analizowanych szeregów czasowych.

W naszej pracy hipotezę zerową testu Lo-MacKinlaya jest oscylowanie logarytmów indeksów giełdowych zgodnie z procesem błędzenia losowego. W celu weryfikacji RWH w sposób stosowany przez Lo i MacKinlaya (1988) zdecydowaliśmy się przeprowadzić zaproponowany przez nich test dla czterech horyzontów czasowych: 2, 4, 8, oraz 16 kolejnych sesji giełdowych. Wykorzystaliśmy testy w wersji odpornej na heteroskedastyczność stóp zwrotu z indeksów. Wyniki w postaci p -value prezentujemy razem z wynikami odpowiednich testów serii w tabelach 14 oraz 15. Interpretacja wyników testu

Lo-Mac Kinlaya przyniosła wiele dodatkowych argumentów za odrzuceniem RWH. W okresie przed kryzysem należy odrzucić RWH dla dwóch indeksów rynków rozwiniętych (AOI, FMIB) oraz pięciu indeksów rynków wschodzących (OMXT, OMXV, OMXR, KLCI, BUX). W przypadku okresu kryzysu odrzuciliśmy RWH w odniesieniu do dwóch indeksów rynków rozwiniętych (CAC, DJC) oraz dwóch indeksów rynków wschodzących (OMXT, OMXV). Jeśli chodzi o okres po kryzysie, to należy odrzucić RWH jedynie dla czterech indeksów rynków wschodzących (IPSA, OMXT, OMXV, KLCI). W przypadku weryfikacji RWH w sposób zaproponowany przez Lo i MacKinlaya największej wątpliwości budzą analizowane indeksy w okresie przed kryzysem. Warto też zauważyć, że w żadnym podokresie RWH nie wyjaśnia kształtowania się indeksów w Estonii i na Litwie. Wyniki testów ilorazu wariancji Lo-MacKinlaya, podobnie jak wyniki testów pierwiastka jednostkowego, wskazują, że to indeksy rynków wschodzących rzadziej są zgodne z RWH.

W celu dalszej weryfikacji hipotezy rynku efektywnego, na w większości stacjonarnych szeregach logarytmicznych stóp zwrotu przeprowadzono testy Ljung-Boxa na liniową białoszumowość. Przypomnijmy, że jedynie dla okresu po kryzysie otrzymaliśmy potwierdzenie (odrzućmy hipotezy zerowej na podstawie testu KPSS w wersji level) niestacjonarności logarytmicznych stóp zwrotu dla czterech rynków wschodzących. W przypadkach, gdy test KPSS wskazywał na niestacjonarność stóp zwrotu, powinna wystąpić autokorelacja i brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej testu Ljung-Boxa. Testom Ljung-Boxa poddaliśmy jednak wszystkie analizowane szeregi logarytmicznych stóp zwrotu. Ma to na celu weryfikację hipotezy o występowaniu takiego rodzaju autokorelacji, który nie może być sygnalizowany przez wyniki testów na stacjonarność. Mamy tu na myśli najczęstszy rodzaj autokorelacji w stopach zwrotu, czyli liniową autokorelację procesu stacjonarnego (proces stacjonarny może się cechować autokorelacją, np. następujący proces autoregresyjny pierwszego rzędu: $y_t = 0,7 y_{t-1} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim IIN(0,1)$). Taka weryfikacja EMH jest komplementarna wobec drugiego kroku w weryfikacji RWH. Pierwszy krok – analizę stacjonarności odpowiednich szeregów – opisano wcześniej.

Statystyka Q testu Ljung-Boxa dla m -tego opóźnienia wynosi:

$$Q = n(n+2) \sum_{j=1}^m \frac{1}{n-j} \hat{\rho}^2(j) \rightarrow \chi_m^2 \quad (3)$$

gdzie:

n – liczba obserwacji w całej próbie,

$\hat{\rho}^2(j)$ – kwadrat autokorelacji wartości bieżącej z opóźnieniem j -tego rzędu, oszacowanej na podstawie całej próby.

Zdecydowaliśmy się przeanalizować wyniki (zawierające *p-values*) testów Ljung-Boxa, uwzględniając autokorelacje rzędów od 1 do 40. W celu interpretacji rezultatów tych testów sformułowaliśmy trzy kryteria weryfikacji efektywności procesów kształtujących wartości indeksów giełdowych. Najbardziej konserwatywnym kryterium odrzucenia EMH w formie słabej, tzn. jednoczesnego odrzucenia RWH oraz uznania skuteczności prostych strategii inwestycyjnych (opartych na analizie autokorelacji stóp zwrotu), jest istotność autokorelacji choćby jednego rzędu z zakresu 1–40 w danych o logarytmicznych stopach zwrotu. Jako umiarkowanie liberalne kryterium odrzucenia EMH obraliśmy istotność autokorelacji przynajmniej jednego rzędu z zakresu 1–20. Najbardziej liberalnym kryterium odrzucenia hipotezy o efektywności danego rynku jest istotność autokorelacji chociaż jednego rzędu z zakresu 1–5. Wnioski wynikające z zastosowania tych kryteriów, w podziale na różne poziomy istotności autokore-

lacji dostrzegane przez inwestorów, przedstawiliśmy w tabeli 11. Według testów Ljung-Boxa najbardziej efektywne w danym okresie okazały się te indeksy, które są efektywne zgodnie z kryterium konserwatywnym na poziomie istotności 10%. Najmniej efektywne w danym okresie są zatem indeksy, które nie spełniają kryterium liberalnego na poziomie istotności 1%. Te najmniej efektywne indeksy nie zostały uwzględnione w tabeli 11. W tabelach 12 oraz 13 prezentujemy *p-value* testów Ljung-Boxa dla logarytmicznych stóp zwrotu z analizowanych indeksów tylko dla wybranych rzędów opóźnień.

Pod względem ilościowym wyniki liniowych testów na białoszumowość wskazują, że indeksy rynków wschodzących były przeciętnie tak samo efektywne przez cały analizowany okres. Z kolei rynki rozwinięte przed kryzysem oraz w czasie kryzysu były przeciętnie tak efektywne, jak rynki wschodzące. Wyniki otrzymane dla okresu po kryzysie świadczą jednak, że efektywność rynków rozwiniętych była wówczas zdecydowanie większa niż ich efektywność przed kryzysem oraz w czasie kryzysu. Przeciętna efektywność rynków rozwiniętych wydaje się wyraźnie większa niż efektywność rynków wschodzących, o czym świadczą wyniki testów Ljung-Boxa na występowanie autokorelacji w logarytmicznych stopach zwrotu.

Na podstawie testów Ljung-Boxa na autokorelację w logarytmicznych stopach zwrotu można bardziej szczegółowo zinterpretować otrzymane rezultaty. Turecki indeks XU100 wydaje się najbardziej efektywny w całej próbie, tzn. nie można odrzucić EMH według wszystkich trzech kryteriów we wszystkich trzech okresach na poziomie istotności 10% (z wyjątkiem kryterium konserwatywnego dla danych z lat 2005–2007). Na rynkach rozwiniętych najbardziej efektywny w całym analizowanym okresie był japoński NIKKEI 225. Wystarczająco efektywne były również: singapurski STI oraz fiński OMXH (według kryterium liberalnego na poziomie istotności 5%). Efektywne były polskie indeksy WIG20 oraz WIG (WIG nieco mniej) w okresie przed kryzysem oraz w trakcie kryzysu. W ciągu 20 miesięcy po kryzysie polskie indeksy nie osiągnęły jednak takiej efektywności jak w latach 2005–2009. Z kolei amerykańskie indeksy NASDAQ Composite oraz Dow Jones Industrial, podobnie jak włoski FMIB, nie były efektywne ani przed kryzysem, ani podczas niego, natomiast po kryzysie były tak efektywne, jak tylko to możliwe według zaproponowanych kryteriów. Ciekawy przypadek stanowi malezyjski KLCI oraz norweski OSEAX – efektywne jedynie w okresie kryzysu. Łotewski OMXR także wydaje się najbardziej efektywny w czasie kryzysu, podczas gdy przed kryzysem był mało efektywny (jedynie według kryterium konserwatywnego na poziomie istotności 1%), a w po kryzysie przyzwoicie efektywny (według kryterium liberalnego na poziomie istotności 10%). Z kolei efektywność czeskiego indeksu PX, podobnie jak niemieckiego DAX oraz francuskiego CAC 40, zmniejszyła się podczas kryzysu, a po kryzysie stała się większa niż przed nim. Mało efektywny przed kryzysem węgierski BUX nie był w ogóle efektywny w czasie kryzysu, a po kryzysie okazał się przyzwoicie efektywny (według kryterium liberalnego na poziomie istotności 10% oraz według kryterium konserwatywnego na poziomie istotności 1%). Australijski All Ordinaries Index, szwedzki OMXS oraz brytyjski FTSE 250 w analizowanym okresie stały się coraz efektywniejsze. Przed kryzysem były zupełnie nieefektywne; w czasie kryzysu AOI stał się przyzwoicie efektywny, a OMXS i FTSE były bardzo mało efektywne. Po kryzysie AOI oraz OMXS stały się efektywne tak, jak to możliwe według zaproponowanych kryteriów, a FTSE stał się przyzwoicie efektywny (według kryterium konserwatywnego na poziomie istotności 5%). W całej próbie najmniej efektywny był litewski OMXV, który okazał się efektywny jedynie podczas kryzysu według kryterium liberalnego na poziomie istotności 1%. Także chilijski IPSA oraz estoński OMXT były bardzo mało efektywne; charakteryzowały się niską efektywnością wyłącznie po kryzysie. Ogólnie rzecz biorąc, wyniki testów Ljung-Boxa dla szeregów logarytmicznych stóp zwrotu dały podstawy do dalszego weryfikowania hipotez RWH oraz EMH dla analizowanych indeksów.

W ramach wstępnej weryfikacji hipotezy pomocniczej o symetrii rozkładów logarytmicznych stóp zwrotu, na ich szeregach wystandaryzowanych pod względem rozkładu normalnego o średniej 0 i wariancji wynoszącej 1, przeprowadzono testy Kołmogorowa-Smirnova, których wyników nie prezentujemy w niniejszej pracy. Przy poziomie istotności 1% dla okresu przed kryzysem nie znaleziono podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o rozkładzie $N(0,1)$ dla dziewięciu indeksów rynków rozwiniętych oraz ośmiu indeksów rynków wschodzących. Przy tym samym poziomie istotności w czasie kryzysu oraz po kryzysie nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, odpowiednio, dla: sześciu i dziesięciu indeksów rynków rozwiniętych oraz sześciu i dziesięciu indeksów rynków wschodzących. Przy poziomie istotności 5% dla kolejnych okresów nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej odpowiednio dla: siedmiu, trzech i ośmiu indeksów rynków rozwiniętych oraz czterech, czterech i siedmiu indeksów rynków wschodzących. Test K-S został przeprowadzony w celu wstępnego, formalnego zidentyfikowania asymetrii rozkładów logarytmicznych stóp zwrotu oraz określenia częstości występowania obserwacji odstających od średniej w odniesieniu do rozkładu normalnego. Wydaje się, że najwięcej wątpliwości co do normalności rozkładów logarytmicznych stóp zwrotu dotyczy okresu kryzysu, a najmniej wątpliwości budzi okres po kryzysie.

W celu poszerzenia zakresu weryfikacji EMH oraz RWH zweryfikowaliśmy występowanie innego rodzaju autokorelacji w badanych logarytmicznych stopach zwrotu. Użyliśmy do tego testu Walda-Wolfowitza. Wadą tego podejścia jest to, że powoduje utratę informacji przez odwzorowanie analizowanych szeregów czasowych o charakterze zmiennych ciągłych w postaci szeregów zero-jedynkowych. Jego zaletą jest natomiast prosta interpretacja uzyskanych wyników. Oznacza to, że może ono posłużyć do budowy strategii inwestycyjnej, której ekonomiczną istotność należałoby zweryfikować w przypadku odrzucenia hipotezy zerowej o braku autokorelacji seryjnej w szeregach logarytmicznych stóp zwrotu.

Przez jedną serię rozumiemy liczbę kolejnych sesji giełdowych, z których każda zakończyła się zmianą wartości indeksu powodującą zmianę logarytmicznej stopy zwrotu powyżej albo poniżej ustalonego progu. Progiem tym jest średnia lub mediana w próbie. Przy takim określeniu pojedynczej serii relatywnie mała liczba serii w próbce wskazywałaby na dodatnią autokorelację seryjną w szeregu logarytmicznych stóp zwrotu. Z kolei stosunkowo duża liczba serii świadczyłaby o ujemnej autokorelacji seryjnej w danym szeregu. Jako wspomniany próg dzielący obserwacje zero-jedynkowo zdecydowaliśmy się przyjąć medianę w próbce obejmującej dany okres (podejście oznaczone jako *runtest*) albo zero (podejście oznaczone jako *runtest threshold 0*). Oczekiwana liczba serii w próbce μ_r oraz wariancja liczby serii w próbie σ_r^2 , przy założeniu hipotezy zerowej o braku autokorelacji seryjnej w badanym szeregu, są opisane wzorami:

$$\mu_r = \frac{2n_0n_1}{N} + 1 \quad (4)$$

$$\sigma_r^2 = \frac{2n_0n_1(2n_0n_1 - N)}{N^2(N - 1)}$$

gdzie:

n_0 – liczba stóp zwrotu poniżej zadanego progu lub równych mu,

n_1 – liczba stóp zwrotu powyżej zadanego progu,

$N = n_0 + n_1$ – liczba obserwacji w próbce,

r – liczba serii w próbce.

Statystyka testowa o asymptotycznym rozkładzie standardowym normalnym ma postać:

$$\hat{z} = \frac{r - \mu_r}{\sigma_r} \quad (5)$$

Modyfikacją opisanego testu serii (*run test*) jest test typu *runs up-and-down*. To podejście różni się definicją serii. Seria składa się w nim z liczby kolejnych sesji giełdowych, podczas których logarytmiczne stopy zwrotu chronologicznie kolejno malały albo rosły. Ciąg kolejnych stóp zwrotu tworzy serię wtedy i tylko wtedy, gdy tworzy nieprzerwany chronologiczny ciąg coraz większych albo coraz mniejszych stóp zwrotu. Jak wskazuje m.in. Madansky (1988), *run test* jest zazwyczaj skuteczniejszy niż test typu *runs up-and-down* w wykrywaniu trendów w szeregach czasowych, podczas gdy test *runs up-and-down* skuteczniej niż *run test* wykrywa szerzej pojętą autokorelację. Test typu *runs up-and-down* dla szeregu lr_t jest w istocie opisanym wcześniej testem serii (*run test*) dla szeregu jego pierwszych różnic, to jest dla Δlr_t . W przypadku dużych próbek ($N > 100$) statystyka testowa testu *runs up-and-down* dla szeregu lr_t , przeprowadzonego jako *run test* dla szeregu jego pierwszych różnic Δlr_t , jest jednak niewłaściwa. Przyjmijmy definicję serii odpowiednią dla testu *runs up-and-down*. Wówczas przy założeniu hipotezy zerowej o braku autokorelacji w szeregach stóp zwrotu wielkości μ_r i σ_r^2 dane są wzorami:

$$\mu_r = \frac{2N - 1}{3} \quad (6)$$

$$\sigma_r^2 = \frac{16N - 29}{30} \quad (7)$$

gdzie:

r – liczba serii w próbce,

μ_r – oczekiwana liczba serii w próbce,

σ_r^2 – wariancja liczby serii w próbce.

Statystyka testowa testu *runs up-and-down* ma wtedy (w dużych próbach) asymptotyczny rozkład standardowy normalny i jest dana wzorem:

$$\hat{z} = \frac{r - \mu_r}{\sigma_r} \quad (8)$$

W interpretacji wyników przeprowadzonych testów serii skoncentrujemy się na tych szeregach, w przypadku których stwierdzono istotną autokorelację w przeciwieństwie do wniosków z testów Ljung-Boxa. Dla okresu przed kryzysem *run test* wykazał bardzo istotną, dodatkową autokorelację w szeregach stóp zwrotu z francuskiego indeksu CAC40 oraz niemieckiego indeksu DAX. Wyniki testów serii dla indeksów rynków wschodzących w tym okresie nie wniosły dodatkowej informacji. Z kolei w odniesieniu do okresu kryzysu rezultaty testów serii wskazały na dodatkowe, istotne autokorelacje w stopach zwrotu z dwóch indeksów wyłącznie rynków wschodzących: łotewskiego OMXR oraz malezyjskiego KLCI. Dla okresu po kryzysie *run test* wskazuje na dodatkową, istotną autokorelację w szeregu logarytmicznych stóp zwrotu ze szwedzkiego indeksu OMXS.

Według zaprezentowanych wyników generowanie cen zgodnie z EMH następuje w przypadku indeksów: tureckiego, japońskiego, singapurskiego oraz fińskiego. Z kolei kształtowanie się indeksu litewskiego, malezyjskiego, chilijskiego oraz estońskiego, jest najmniej zgodne z hipotezą rynku

efektywnego. Efektywność rynków wschodzących i rozwiniętych przed kryzysem oraz ich efektywność w trakcie kryzysu były na ogół takie same. Po kryzysie efektywność rynków rozwiniętych była zdecydowanie większa zarówno według RWH, jak i według EMH. W przypadku indeksu WIG20 wnioski pokrywają się z rezultatami uzyskanymi dla tego samego okresu na podstawie danych o częstotliwości miesięcznej (Fijałkowska 2012), wbrew opinii, że dla częstotliwości danych większej niż miesięczna szeregi cen nie będą zgodne z hipotezą błędzenia losowego.

4. Empiryczna analiza przyczynowości na wybranych giełdach akcji

W tym rozdziale proponujemy sprawdzenie głębokości rynku za pomocą testu na brak natychmiastowej przyczynowości w sensie Grangera między wolumenem a wartością bezwzględną zmiany cen, mierzonej modulem logarytmicznej stopy zwrotu. Gdyby rynek był płynny, to większe wartości wolumenów nie powinny natychmiast powodować większej zmiany cen, mierzonej na przykład wartością bezwzględną logarytmicznych stóp zwrotu (Kyle 1985; Doman 2011). Proponujemy także weryfikację przejrzystości rynku za pomocą testu na brak zwykłej przyczynowości w sensie Grangera między cenami a wolumenem. Według niektórych modeli handlu akcjami uczestnicy rynku niemający bezpośredniego dostępu do informacji (np. książki zleceń) z opóźnieniem reagują na wydarzenia rynkowe i podejmują decyzje na podstawie obserwacji kształtowania się cen i ich wolumenu w przeszłości (Tauchen, Pitts 1983).

W przeciwieństwie do miar efektywności operacyjnej giełdy papierów wartościowych, np. płynności czy przejrzystości, efektywność informacyjna dotyczy odzwierciedlenia informacji w cenach. Główną trudność z jej weryfikacją stanowi dobór informacji, z których korzystają racjonalni inwestorzy. W prezentowanym badaniu posłużyliśmy się testem na brak przyczynowości w sensie Grangera, tym razem między wolumenem a cenami albo między wolumenem a logarytmicznymi stopami zwrotu. Informacje zawarte w szeregu czasowym nie wystarczą, by regularnie uzyskiwać ponadprzeciętne zyski przez ich wykorzystanie do prognozowania cen albo stóp zwrotu. Na rynku efektywnym informacyjnie w formie słabej nie da się bowiem uzyskiwać ponadprzeciętnych rezultatów, wykorzystując dane historyczne (Gündüz, Hatemi-J 2005).

Aby sprawdzić, czy występuje zależność przyczynowa między wybranymi zmiennymi, posłużyliśmy się poszerzonym testem na brak przyczynowości w sensie Grangera (Toda, Yamamoto 1995). W celu przeprowadzenia każdego testu należało najpierw wyspecyfikować model wektorowej autoregresji dla wybranych zmiennych. Występowanie przyczynowości między danymi szeregami czasowymi sprawdzano parami, za każdym razem konstruując model VAR z dwiema zmiennymi.

Choi (1993), Toda i Yamamoto (1995) oraz Dolado i Lütkepohl (1996) proponują oszacowanie modelu VAR na podstawie danych w poziomach, o ile stopień zintegrowania zmiennych endogenicznych nie przekracza stopnia prawdziwego, generującego dane procesu VAR. Sugerują, aby po ustaleniu właściwego rzędu modelu dla danych w poziomach, oznaczanego dalej przez k , oszacować parametry modelu $VAR(k + d_{max})$, gdzie d_{max} to maksymalny spodziewany stopień integracji zmiennych modelowych. Co ciekawe, nie musi być dokładnie znany – wystarczy, aby nie był większy niż k (Dolado, Lütkepohl 1996). Jeśli powyższe warunki są spełnione, można testować liniowe i nieliniowe ograniczenia dla pierwszych k współczynników oszacowanego modelu $VAR(k + d_{max})$, uzyskując wnioskowanie dla procesu generującego dane, czyli $VAR(k)$. Statystyki testowe dobrze przybliżają rozkłady asymptotyczne

i na podstawie tak przeprowadzonych weryfikacji hipotez zerowych można poprawnie wnioskować statystycznie. Wspomniani autorzy wskazują także na skuteczność standardowej procedury doboru rzędu opóźnień: dobre przybliżenie k można uzyskać m.in. za pomocą serii testów Walda.

W literaturze przedmiotu sugeruje się, aby wybierając liczbę opóźnień w ekonometrycznych modelach wektorowej autoregresji, stosować przede wszystkim kryteria informacyjne. Przy wyborze rzędu opóźnień w modelu VAR przeważnie zaleca się korzystanie z bayesowskiego kryterium Schwarza (SBC) lub Hannana-Quinna (HQC); por. Hatemi-J, Hacker (2008). Eksperymenty wielopróbkowe Monte Carlo wykazały jednak, że w przypadku dwuwymiarowych (z dwiema zmiennymi endogenicznymi) modeli VAR niskich rzędów (dla liczby opóźnień $k \in \{1, 2\}$) to kryterium Akaike (AIC) oraz kryterium *final prediction error* (FPE) najskuteczniej wskazują prawdziwy proces generujący dane (Lütkepohl 2005). Hatemi-J i Hacker (2008) wykazali, że w przypadku próby wynoszącej co najmniej 100 obserwacji uwzględnienie w modelu VAR dodatkowych opóźnień nie zaburza wnioskowania o przyczynowości w sensie Grangera tak bardzo, jak niedoszacowanie liczby opóźnień. Kryteria SBC i HQC wskazują przeważnie na niższą wartość k niż kryteria AIC i FPE. Ze względu na to, że SBC i AIC nie wskazywały takiej samej wielkości k , korzystaliśmy z testu LR w celu rozstrzygnięcia między k_{SBC} i k_{AIC} , jak sugerują eksperymenty Monte Carlo (Hatemi-J, Hacker 2009). Po wybraniu formy modelu dla każdej pary zmiennych przystąpiliśmy do przeprowadzenia testów na brak przyczynowości w sensie Grangera.

Niech x_t oraz y_t oznaczają zmienne generowane przez model VAR rzędu p , opisany wzorami:

$$x_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p a_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^p b_j y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$y_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^p c_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^p d_j y_{t-j} + \eta_t \quad (10)$$

gdzie:

ε_t, η_t – nieskorelowane procesy będące białymi szumami,

α_0, β_0 – stałe w modelu,

a_j, b_j, c_j, d_j – parametry modelu dla $j \in \{1, 2, \dots, p\}$.

Z definicji x_t jest przyczyną y_t w sensie Grangera, co oznaczamy $x_t \rightarrow y_t$, jeśli $\exists_{j \leq p} c_j \neq 0$. Analogicznie y_t jest przyczyną x_t w sensie Grangera, co oznaczamy $y_t \rightarrow x_t$, jeśli $\exists_{j \leq p} b_j \neq 0$ (Granger 1969). W celu weryfikacji występowania natychmiastowej przyczynowości należałoby przy formułowaniu hipotezy zerowej założyć prawdziwość modelu o następującej postaci:

$$x_t + b_0 y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p a_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^p b_j y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$y_t + c_0 x_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^p c_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^p d_j y_{t-j} + \eta_t \quad (12)$$

Przy danych wynikach oszacowania parametrów tego uogólnionego modelu przyjmuje się, że x_t jest natychmiastową przyczyną y_t w sensie Grangera, co oznaczamy $x_t \Rightarrow y_t$, jeśli $c_0 \neq 0$. Z kolei $y_t \Rightarrow x_t$, jeśli $b_0 \neq 0$.

Po ustaleniu najwyższej pierwszej stopnia integracji dla prawie wszystkich zmiennych endogenicznych, za każdym razem dysponując próbą liczniejszą niż 100 obserwacji, przeanalizowaliśmy występowanie relacji przyczynowości. Korzystaliśmy ze wspomnianego rozszerzonego testu Walda dla modelu VAR (Toda, Yamamoto 1995). Toda i Yamamoto zaproponowali procedurę testowania braku przyczynowości między zmiennymi x_t oraz y_t , o najwyższym stopniu integracji, generowanymi przez proces ustrukturalizowanego SVAR(p), który bazuje na oszacowaniu modelu SVAR($p + 1$):

$$x_t + b_0 y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p+1} a_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^{p+1} b_j y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$y_t + c_0 x_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^{p+1} c_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^{p+1} d_j y_{t-j} + \eta_t \quad (14)$$

Oba testy braku zwykłej przyczynowości przeprowadzono osobno pod warunkami $c_0 = 0$ oraz $b_0 = 0$, w następujący sposób:

$$x_t \not\rightarrow y_t, \text{ jeśli } \bigvee_{0 \leq j < p+1} c_j = 0$$

$$y_t \not\rightarrow x_t, \text{ jeśli } \bigvee_{0 \leq j < p+1} b_j = 0$$

Testy braku natychmiastowej przyczynowości przebiegają według schematu: $x_t \not\rightarrow y_t$, jeśli $\bigvee_{0 \leq j < p+1} c_j = 0$, oraz $y_t \not\rightarrow x_t$, jeśli $\bigvee_{0 \leq j < p+1} b_j = 0$.

Empiryczne statystyki testowe dla tych hipotez asymptotycznie zbiegają, odpowiednio, do $\chi^2(p)$ oraz $\chi^2(p + 1)$. Stosując opisany schemat konstrukcji modelu i wykonując odpowiednie testy Walda, można korzystać z asymptotycznych statystyk testowych χ^2 . Szersze omówienie różnych rodzajów przyczynowości w sensie Grangera można znaleźć w pracy Lütkepohla (2005).

Tabele 16 i 17 zawierają zestawienie p -value dla testów na brak występowania wybranych zależności przyczynowych między analizowanymi szeregami, w odniesieniu do rodzaju efektywności związanego z danym testem. Dzienna częstotliwość danych z lat 2005–2010, wykorzystanych w niniejszej pracy, pozwala na jedynie częściowe porównanie uzyskanych wyników dla indeksów giełdowych: tureckiego (XU), węgierskiego (BUX) oraz polskiego (WIG), z wnioskami prezentowanymi w weryfikacji EMH opartej na danych tygodniowych z lat 1994–2002 (Gündüz, Hatemi-J 2005). Sprzężenie zwrotne między szeregami cen a wolumenem WIG w latach 1994–2002 nie jest wykrywalne za pomocą tej samej procedury na aktualniejszych danych. Może to świadczyć o zwiększeniu efektywności informacyjnej Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie. Taki sam wniosek należy wysnuć dla giełdy tureckiej, gdzie przeprowadzona analiza wskazuje na brak zwykłej przyczynowości w sensie Grangera między wolumenem a cenami. Ten sam test – na zgodność ze słabą wersją EMH – wykazał, że rynek węgierski nie był efektywny w latach 1994–2002, a w okresie 2005–2010 charakteryzował się efektywnością. Przeprowadzona weryfikacja EMH za pomocą testu na brak przyczynowości w sensie Grangera między wolumenem a cenami lub stopami zwrotu wskazuje na brak wyraźnych różnic między rynkami wschodzącymi a rynkami rozwiniętymi. Przed kryzysem wolumen oddziałował na indeksy lub stopy zwrotu wyłącznie na czterech rynkach rozwiniętych (OMXH, CAC, OSEAX, NASDAQ) i na żadnym rynku wschodzącym. W okresie kryzysu należy odrzucić hipotezę zerową o braku takiej zależności jedynie wobec jednego indeksu rynku wschodzącego (WIG20). Z kolei dla okresu po kryzysie EMH została zweryfikowana

negatywnie dla jednego indeksu rynku rozwiniętego (OMXS) oraz jednego indeksu rynku wschodzącego (PX). W badaniu empirycznym to rynki rozwinięte wydają się zatem trochę mniej efektywne informacyjnie. Jest to wniosek odwrotny, niż można oczekiwać na podstawie publikowanych wyników badań (Gündüz, Hatemi-J 2005).

Wyniki przeprowadzonych testów efektywności operacyjnej wskazują na nieprawdziwość hipotezy zerowej o głębokości każdego z analizowanych rynków. Naszym zdaniem spowodowała to zbyt duża moc zaproponowanego testu płynności (głębokości). Wyniki testów na przejrzystość są z kolei bardziej różnorodne. Według co najmniej jednego z dwóch zaproponowanych testów przed kryzysem nietransparentne okazały się trzy rynki rozwinięte (OMXH, DAX, FMIB) oraz dwa rynki wschodzące (KLCI, XU). W okresie kryzysu nie można odrzucić hipotezy o nietransparentności siedmiu rynków rozwiniętych (OMXH, CAC, NIKKEI, DAX, DJC, NASDAQ, FMIB) oraz trzech rynków wschodzących (PX, WIG20, XU), a po kryzysie – trzech rynków rozwiniętych (DAX, OMXS, DJC) oraz pięciu rynków wschodzących (OMXT, OMXV, KLCI, WIG, XU). W przypadku efektywności operacyjnej (podobnie jak efektywności informacyjnej) rynki wschodzące wydają się zatem bardziej efektywne. Może to jednak wynikać z większej płynności rynków rozwiniętych, tzn. większej liczby inwestorów oraz wyższego kapitału notowanych spółek. Czynniki te mogą istotnie przyczyniać się do bardziej aktywnego sposobu inwestowania na rynkach rozwiniętych, w przeciwieństwie do bierniejszych strategii obieranych w stosunku do aktywów pochodzących z rynków wschodzących.

5. Badanie empiryczne efektywności rynku w formie słabej – restrikcje nieliniowe

Jak wspomniano, procesy nieliniowe mogą wykazywać własności liniowego białego szumu w standardowych testach statystycznych, mimo że w rzeczywistości są generowane przez procesy stochastyczne o istotnym składniku deterministycznym. Jest to ważne, ponieważ w literaturze bardzo często wskazuje się na możliwość występowania nieliniowych zależności w procesach stochastycznych generujących ceny aktywów finansowych. Z tych powodów poszerzyliśmy weryfikowanie RWH oraz EMH o metody sprawdzające występowanie nieliniowych zależności między logarytmicznymi stopami zwrotu.

Statystykę testową BDS uzyskaliśmy, wykorzystując następującą procedurę. Mając dane o realizacji szeregu czasowego w N okresów: $\{p_t\} = [x_1, x_2, x_3, \dots, x_N]$, wybraliśmy wartość wymiaru zanurzeniowego m (ang. *embedding dimension*), a następnie przekształciliśmy szereg czasowy w szereg wektorów o wymiarze m każdy, każdorazowo tworząc wektor przez wybranie m kolejnych wartości. Pozwoliło to uzyskać szereg wektorów o postaci:

$$\begin{aligned} x_1^m &= (x_1, x_2, \dots, x_m) \\ x_2^m &= (x_2, x_3, \dots, x_{m+1}) \\ &\vdots \\ x_{N-m}^m &= (x_{N-m}, x_{N-m+1}, \dots, x_N) \end{aligned} \quad (15)$$

Następnie obliczyliśmy całą korelację, która odzwierciedla korelację przestrzenną między wektorami danych przez dodanie liczby par punktów (i, j) , gdzie $1 \leq i \leq N$ oraz $1 \leq j \leq N$, w przestrzeni m -wymiarowej. Punkty te są od siebie odległe najwyżej o wartość ε :

$$C_{\varepsilon,m} = \frac{1}{N_m(N_m - 1)} \sum_{i \neq j} I_{i,j;\varepsilon} \quad (16)$$

gdzie $I_{i,j;\varepsilon}$ przyjmuje wartość 1, jeżeli $\|x_i^m - x_j^m\| \leq \varepsilon$ oraz jest równe 0 w pozostałych przypadkach.

Tak uzyskaną całkę korelacyjną można interpretować jako prawdopodobieństwo, że dwa losowo wybrane wektory spośród wszystkich utworzonych są oddalone od siebie o mniej niż ε .

Brock, Dechert i Scheinkman (1987) dowodzą, że jeśli wartości szeregu nie zależą od jego historycznych wartości oraz charakteryzują się jednakowym rozkładem w czasie, to:

$$C_{\varepsilon,m} \approx [C_{\varepsilon,1}]^m \quad (17)$$

Jeżeli relacja N do m jest większa niż 200, wartości ε/σ znajdują się w przedziale od 0,5 do 2, a wartości m w przedziale od 2 do 5 (Brock, Sayers 1988), to wartość $[C_{\varepsilon,m} - (C_{\varepsilon,1})^m]$ ma rozkład asymptotycznie normalny wokół zera i wariancję o następującym wzorze:

$$V_{\varepsilon,m} = 4 \left[K^m + 2 \sum_{j=1}^{m-1} K^{m-j} C_{\varepsilon}^{2j} - (m-1)^2 C_{\varepsilon}^{2m} - m^2 K C_{\varepsilon}^{2m-2} \right] \quad (18)$$

gdzie:

$$K = K_{\varepsilon} = \frac{6}{N_m(N_m - 1)(N_m - 2)} \sum_{i < j < N} h_{i,j,N;\varepsilon} \quad (19)$$

$$h_{i,j,N;\varepsilon} = \frac{[I_{i,j;\varepsilon} I_{j,N;\varepsilon} + I_{i,N;\varepsilon} I_{N,j;\varepsilon} + I_{j,i;\varepsilon} I_{i,N;\varepsilon}]}{3} \quad (20)$$

Statystyka testowa BDS może być następnie zapisana jako:

$$BDS_{\varepsilon,m} = \frac{\sqrt{N}[C_{\varepsilon,m} - (C_{\varepsilon,1})^m]}{\sqrt{V_{\varepsilon,m}}} \quad (21)$$

Test BDS jest testem obustronnym, w którym wartości krytyczne przy $\alpha = 0,05$ wynoszą $\pm 1,96$. Jak wspominają Scheinkman i LeBaron (1989), statystyka BDS jest jednak wrażliwa na dobór wymiarów m oraz ε . Jeśli zostanie wybrana zbyt mała wartość ε , to hipoteza zerowa o niezależności i jednakowym rozkładzie będzie odrzucana zbyt często, niezależnie od tego, czy jest prawdziwa czy fałszywa. Wybór zbyt dużej wartości ε spowoduje odwrotną reakcję. Aby poradzić sobie z tym problemem, Brock, Hsieh i LeBaron (1991) proponują, by rozważyć ten test jednocześnie dla 0,5, 1, 1,5 oraz 2 odchyłeń standardowych analizowanych szeregów czasowych. Jeśli chodzi o wybór właściwego m , Hsieh (1989) zaproponował przeprowadzenie testu w szerokim zakresie wartości: od 2 do 6. Biorąc to pod uwagę, w tabelach 18–23 przedstawiamy wyniki dla sugerowanego w literaturze zakresu wartości obu parametrów.

Wartości graniczne zamieszczone w tabelach 18–23 wskazują na to, że w zdecydowanej większości przypadków należy odrzucić hipotezę zerową o jednakowych i niezależnych, według testu BDS,

rozkładach stóp zwrotu w czasie. Wyniki świadczą o braku nieliniowej niezależności szeregów czasowych większości analizowanych indeksów giełdowych. Pozwala to przyjąć, że ich kształtowanie się jest chaotyczne (w przeciwieństwie do błędzenia losowego szeregi chaotyczne wykazują nieliniową zależność w czasie i zawierają pewien składnik deterministyczny). Według testu BDS przed kryzysem najbardziej efektywne były rynki amerykańskie (DJC, NASDAQ) i rynek warszawski (WIG, WIG20). Okres kryzysu przyniósł pogorszenie efektywności tych rynków, jednak GPW zachowała pewną efektywność. Być może wynikało to z „zacofania” naszego rynku kapitałowego w stosunku do gospodarek rynkowych. W znacznej mierze opóźniło to transmisję impulsów kryzysowych do Polski.

Zgodnie z wynikami testu BDS w czasie kryzysu najbardziej efektywnym rynkiem była giełda w Londynie (indeks FTSE 250). Z kolei po kryzysie najbardziej efektywny okazał się rynek japoński (NIKKEI), ale rynek niemiecki (DAX) oraz francuski (CAC) prawie mu dorównywały. Po kryzysie dość efektywnych było także pięć rynków rozwiniętych (AOI, DJC, NASDAQ, FTSE 250, FMIB) oraz pięć rynków wschodzących (IPSA, OMXR, WIG20, XU, BUX). We wszystkich krajach widać silny wzrost efektywności po kryzysie finansowym. Powoduje to zacieranie się różnic między efektywnością rynków bardziej i mniej rozwiniętych, z wyjątkiem najmniejszych giełd o relatywnie najmniejszej płynności, np. czeskiej, krajów bałtyckich, singapurskiej, malezyjskiej.

W celu dalszej weryfikacji niezależności i homogeniczności rozkładu cen akcji w czasie wykorzystaliśmy dalej test zaproponowany przez Kočendę (2001). Ponieważ wybór obu parametrów wcześniejszego testu ma charakter arbitralny, Kočenda (2001) zastosował zmodyfikowaną wersję testu BDS. Problem arbitralności wyboru ε został rozwiązany przez szacowanie korelacji za pomocą metody najmniejszych kwadratów, w zależności od wartości ε . Kočenda (2001) rozwinął postać statystyczną testu, obliczając współczynnik nachylenia całki korelacji zależnie od wartości dopuszczalnej odległości dla różnych wymiarów zanurzenia. Współczynnik nachylenia β_m jest oszacowany w następujący sposób:

$$\beta_m = \frac{\sum_t (\ln(\varepsilon) - \overline{\ln(\varepsilon)}) (\ln(C_m(\varepsilon)) - \overline{\ln(C_m(\varepsilon))})}{\sum_t (\ln(\varepsilon) - \overline{\ln(\varepsilon)})^2} \quad (22)$$

gdzie:

$\ln(\varepsilon)$ – logarytm dopuszczalnej odległości,

$\ln(C_m(\varepsilon))$ – logarytm całki korelacji.

Skoro zakres ε odległości (tolerancji), jest różny, to wynik nie zależy od arbitralnego wyboru ε . Odnosi się to również do wyboru wymiaru m . Użycie m w zakresie od 2 do 6 pozwala przeanalizować bardziej złożoną strukturę wymiarową bez pomijania nawet mało prawdopodobnych możliwości.

Teoretycznie cechą współczynnika nachylenia danego wzorem (18) jest to, że jeżeli zgodnie z hipotezą zerową kolejne dane są generowane w sposób niezależny od wartości historycznych i każda realizacja pochodzi z tego samego rozkładu, to współczynniki te są równe odpowiadającym im wymiarom zanurzenia m , w których obliczana jest statystyka testu ($\beta_m = \mu$). Oznacza to, że jeśli testowane dane są niezależne i mają jednakowy rozkład, to nachylenie współczynnika β_m musi pozostać w pewnych przedziałach ufności.

Wyniki testu Kočendy przedstawione w tabelach 18–23 dla wartości ε od 1,6 do 1,9 podważają hipotezę, że wszystkie indeksy akcji rynków wschodzących mają jednakowe i niezależne rozkłady na

poziomie istotności 1%, podobne jak w przypadku rynków rozwiniętych. Z jednej strony wskazuje to na istnienie pewnej nieliniowej zależności między stopami zwrotu na prawie wszystkich rynkach. Z drugiej strony świadczy to o braku wyraźnych różnic między rynkami mniej i bardziej rozwiniętymi. Podobnie jak w przypadku testu BDS na poziomie istotności 1% widać pogorszenie efektywności w czasie kryzysu, a następnie poprawę po kryzysie. Przed kryzysem pewien istotny poziom efektywności według testu Kočendy wykazywały indeksy FTSE 250 oraz WIG20, a po kryzysie indeksy AOI oraz NIKKEI.

6. Wnioski

Wyniki prezentowane w niniejszej pracy pozwalają sądzić, że w latach 2005–2007, w okresie poprzedzającym kryzys finansowy *subprime*, wschodzące rynki kapitałowe wykazywały, co do zasady, podobną efektywność operacyjną oraz informacyjną jak największe i najbardziej rozwinięte rynki kapitałowe na świecie. Indeksy rynków wschodzących rzadziej jednak są zgodne z RWH. Badanie objęło także dane z okresu światowego kryzysu finansowego *subprime* (2007–2009), kiedy problem braku efektywności informacyjnej oraz operacyjnej powinien być widoczny zwłaszcza na rynkach wschodzących. Nie uzyskaliśmy jednak dowodów, że kryzys ten szczególnie wpłynął na efektywność rynków wschodzących, między innymi Europy Środkowej i Wschodniej. Naszym zdaniem analizowane indeksy podczas kryzysu na ogół bardziej odpowiadały RWH niż przed kryzysem. Choć po kryzysie wiele rozważanych indeksów nie było zgodnych z RWH według testów pierwiastka jednostkowego oraz testu Lo-MacKinlaya, naszym zdaniem były wówczas zgodne z EMH, biorąc pod uwagę niemożność ich przewidywania.

W wybranej próbie 21 rynków giełdowych najbardziej efektywna informacyjnie oraz operacyjnie przed kryzysem była giełda w Tokio (indeks NIKKEI). W tym czasie giełda turecka (indeks XU) ustępowała japońskiej jedynie pod względem przejrzystości. Jeśli chodzi o efektywność informacyjną, to w czasie kryzysu najefektywniejszy był także turecki indeks XU, a japoński NIKKEI niewiele mu ustępował. Na uwagę zasługują także wyniki australijskiego indeksu OSEAX. W czasie kryzysu był on bardzo efektywny informacyjnie oraz w pełni efektywny operacyjnie (przejrzysty). Z kolei po kryzysie najbardziej efektywne informacyjnie oraz operacyjnie były: francuski CAC, niemiecki DAX, amerykański NASDAQ, amerykański DJC, angielski FTSE 250, włoski FMIB, singapurski STI oraz turecki XU. Przeprowadzone testy efektywności wykazały, że po kryzysie *subprime* (czyli w latach 2009–2010) rozwinięte rynki finansowe były wyraźnie efektywniejsze.

Naszym zdaniem w całym rozpatrywanym okresie 2005–2010 więcej rynków rozwiniętych było zgodnych z RWH niż rynków wschodzących. Rezultaty testów pierwiastka jednostkowego oraz ilorazu wariancji Lo-MacKinlaya dla danych z lat 2005–2009 nie pozwalają odrzucić RWH dla większości indeksów objętych analizą. Według testów pierwiastka jednostkowego zdecydowanie najwięcej wątpliwości co do prawdziwości RWH na rozważanych giełdach wiąże się z okresem po kryzysie. Z kolei na podstawie testów Lo-MacKinlaya przed kryzysem i po nim nie można odrzucić RWH dla prawie żadnego z rozwiniętych rynków giełdowych, podczas gdy dla blisko połowy rynków wschodzących RWH jest odrzucana przez ten test.

Uzyskane wyniki pozwalają przedstawić wiele szczegółowych wniosków. Bieżące ceny papierów wartościowych w Polsce wydają się lepiej odzwierciedlać historyczne informacje na temat wyników rynku papierów wartościowych niż na giełdach innych krajów Europy Środkowej i Wschodniej. Ceny akcji na warszawskiej GPW są mniej przewidywalne niż na większości rozpatrywanych rynków wscho-

dzących. Na tej podstawie można stwierdzić, że narzędzia analizy technicznej bazujące na autokorelacji stóp zwrotu są prawdopodobnie nieskuteczne w prognozowaniu zmian cen na warszawskiej giełdzie – nawet przy tak ekstremalnych zmianach cen, jak w czasie najgłębszego kryzysu na rynkach finansowych.

Testy na obecność pierwiastka jednostkowego, których wyniki prezentujemy w pracy, nie powinny być mylone z testami hipotezy, że zwroty z inwestycji w akcje są całkowicie nieprzewidywalne. Do takiej konkluzji konieczne jest stwierdzenie niezależności rozkładów stóp zwrotu w czasie. Z tego powodu rozwinęliśmy analizę, przeprowadzając testy na obecność w analizowanych szeregach czynnika deterministycznego, zarówno o charakterze liniowym, jak i nieliniowym. Nasze wyniki dowodzą, że RWH może być postrzegana jako warunek wystarczający, ale nie jako warunek konieczny EMH. Najczęściej RWH jest odrzucana w przypadku danych z okresu po kryzysie, ale właśnie w tym czasie szeregi cen najlepiej pasują do EMH, o czym świadczą wyniki testów na liniowe oraz nieliniowe zależności między stopami zwrotu rozpatrywanymi w czasie.

Zaprezentowane wyniki dowodzą istnienia pewnych zależności liniowych oraz nieliniowych w szeregach stóp zwrotu. Trudno jednak szczegółowo określić ich rodzaj na podstawie weryfikacji EMH. Pojawia się pytanie, czy wykazane zależności liniowe i nieliniowe mogą być użyteczne w prognozowaniu indeksów giełdowych. Intuicja podpowiada, że systematyczne i skuteczne prognozowanie na giełdzie na podstawie danych historycznych jest na tyle skomplikowane, że może być niewykonalne. Potrzebna jest jednak formalna weryfikacja empiryczna. Przy ocenie ogólnej efektywności rynków na podstawie prezentowanych przez nas wyników należy więc pamiętać, że sformułowane wnioski opierają się na wynikach testów statystycznych, natomiast ich znaczenie ekonomiczne nie może być potwierdzone *ad hoc*. W szczególności nie mogliśmy uwzględnić kosztów pozyskiwania informacji, kosztów transakcyjnych, abstrahowaliśmy też od specyficznej dla każdego rynku premii za ryzyko. Naszym zdaniem uzyskane wyniki odnoszące się do efektywności informacyjnej podają w wątpliwość przewidywalność cen akcji. Uwzględnienie premii za ryzyko, kosztów informacji oraz kosztów transakcyjnych powoduje bowiem, że wykorzystanie każdej wykazanej przez nas zależności liniowej oraz nieliniowej stawałoby się kosztowniejsze.

Gdyby nawet udało się dokładnie określić zależności o charakterze nieliniowym, to zapewne charakteryzowałyby się one nieustanną zmiennością. Ze względu na ciągłą ewolucję społeczeństwa i gospodarki tzw. prawa ekonomii słusznie są określane mianem stochastycznych reguł, prawdziwych tu i teraz, ale nie mają waloru niezmiennych praw przyrody. Tak samo jest z głównymi parametrami w modelach ekonomicznych. Niemożliwe wydaje się zbudowanie, a nawet wyobrażenie sobie modelu deterministycznego, który dobrze wyjaśniałby na przykład zmiany cen akcji, a równocześnie byłby prostszy niż równie dobry prognostycznie model z elementami losowymi. Dlatego względną przewagę mogą mieć modele z elementem stochastycznym zawierającym bardzo różne nieliniowości oraz algorytmy uczenia się. Określenie, który z tych modeli najlepiej opisuje dynamikę cen, powinno być przedmiotem dalszych badań. Niemniej jednak naszym zdaniem bardzo prawdopodobne jest, że najlepsze rezultaty w porównaniu z tak skomplikowanymi modelami przyniosłaby prognoza naiwna, co istotnie wskazywałoby na efektywność rynku w formie słabej.

Bibliografia

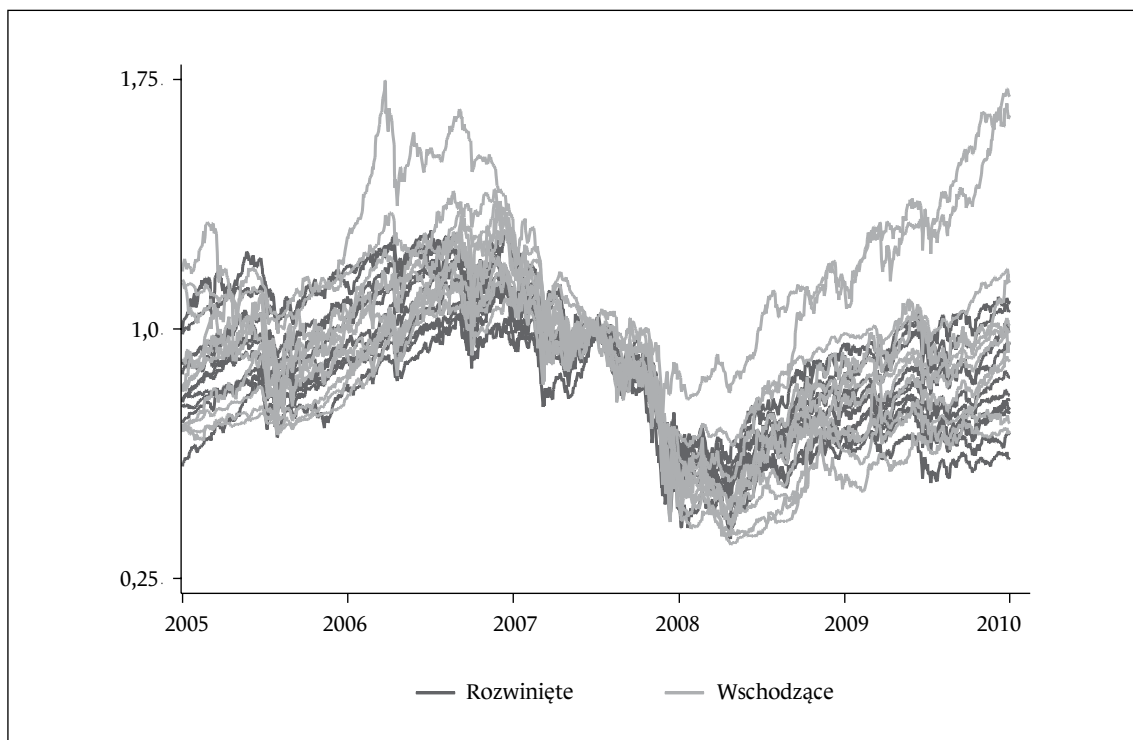
- Bachelier L. (1901), Théorie mathématique du jeu, *Annales Scientifiques de l'Ecole Normale Supérieure*, 18, 143–210.
- Bieńkowski W., Gawrońska-Nowak B., Grabowski W. (2013), Analiza transmisji szoków dla rynków giełdowych Czech, Węgier i Polski w okresie globalnego kryzysu, *Bank i Kredyt*, 44(4), 403–434.
- Brock W., Dechert, W., Scheinkman J. (1987), *A test for independence based on the correlation dimension*, University of Wisconsin at Madison, University of Houston, University of Chicago, manuscript.
- Brock W., Hsieh D., LeBaron B. (1991), *Nonlinear dynamics, chaos, and instability*, MIT Press, Cambridge.
- Brock W., Sayers C. (1988), Is the business cycle characterized by deterministic chaos?, *Journal of Monetary Economics*, 22, 71–90.
- Brzeszczyński J., Kelm R. (2002), *Ekonometryczne modele rynków finansowych*, WIG-Press, Warszawa.
- Buczek S. (2005), *Efektywność informacyjna rynków akcji. Teoria a rzeczywistość*, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie.
- Choi I. (1993), Asymptotic normality of the least-squares estimates for higher order autoregressive integrated processes with some applications, *Econometric Theory*, 9, 263–282.
- Czekaj J., Woś M., Żarnowski J. (2001), *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce, z perspektywy dziesięciolecia*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Dolado J., Lütkepohl H. (1996), Making Wald tests work for cointegrated VAR systems, *Econometric Reviews*, 15(4), 369–389.
- Doman M. (2011), *Mikrostruktura giełd papierów wartościowych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu.
- Errunza V., Losq E. (1985), The behavior of stock prices on LDC markets, *Journal of Banking and Finance*, 9, 561–575.
- Fama E. (1965a), The behaviour of stock market prices, *The Journal of Business*, 38(1), 34–105.
- Fama E. (1965b), Random walks in stock market prices, *Financial Analyst Journal*, 21, 55–60.
- Fama E. (1970), Capital markets: a review of theory and empirical work, *Journal of Finance*, 25, 383–417.
- Fama E., French K. (1988), Permanent and temporary components of stock prices, *Journal of Political Economy*, 96, 246–273.
- Fijałkowska J. (2012), Przewidywalność stóp zwrotu z akcji. Wyniki dla USA i Polski, *Bank i Kredyt*, 43(1), 49–78.
- Gibson G.R. (1889), *The stock exchanges of London, Paris, and New York. A comparison*, G.P. Putnam's Sons, New York.
- Goczek Ł. (2011), Federal policy responses to the 2007–2009 US credit crunch, *Equilibrium Quarterly Journal of Economics and Economic Policy*, 6(3), 27–42.
- Granger C.W.J. (1969), Investigating causal relation by econometric and cross-sectional method, *Econometrica*, 37, 424–438.
- Gündüz L., Hatemi-J A. (2005), Stock price and volume relation in emerging markets, *Emerging Markets Finance and Trade*, 41(1), 29–44.
- Hatemi-J A., Hacker S. (2008), Optimal lag-length choice in stable and unstable VAR models under situations of homoscedasticity and ARCH, *Journal of Applied Statistics*, 35(6), 601–615.
- Hatemi-J A., Hacker S. (2009), Can the LR test be helpful in choosing the optimal lag order in the VAR model when information criteria suggest different lag orders?, *Applied Economics*, 41, 1121–1125.

- Hsieh D.A. (1989), Testing for nonlinear dependence in daily foreign exchange rates, *Journal of Business*, 62, 339–368.
- Jajuga K. (2000), *Metody ekonometryczne i statystyczne w analizie rynku kapitałowego*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego, Wrocław.
- Kendall M.G. (1953), The analysis of economic time-series. Part I: prices, *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 116(1), 11–34.
- Kočenda E. (2001), An alternative to the BDS test: integration across the correlation integral, *Econometric Reviews*, 20, 337–351.
- Kohers T., Pandey V., Kohers G. (1997), Using nonlinear dynamics to test for market efficiency among the major U.S. stock exchanges, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 37, 523–545.
- 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.
- Kyle A. (1985), Continuous auctions and insider trading, *Econometrica*, 53(6), 1315–1335.
- Lo A., MacKinlay A. (1988), Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test, *Review of Financial Studies*, 1, 41–66.
- Lütkepohl H. (2005), *New introduction to multiple time series analysis*, Springer, Berlin.
- Madansky A. (1988), *Prescriptions for working statisticians*, Springer, New York.
- Malkiel B. (1973), *A random walk down Wall Street*, W.W. Norton & Company, London.
- Papla D. (2003), *Teoria efektywności i jej zastosowanie na rynku polskim*, rozprawa doktorska obroniona na Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, maszynopis.
- Rahman A., Saadi S. (2008), Random walk and breaking trend in financial series: an econometric critique of unit root tests, *Review of Financial Economics*, 17, 204–212.
- Roberts H. (1959), Stock-market “patterns” and financial analysis: methodological suggestions, *Journal of Finance*, 14(1), 1–10.
- Saadi S., Gandhi D., Dutta S. (2006), Testing for nonlinearity and modeling volatility in emerging capital market, *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 9(7), 1021–1050.
- Samuelson P. (1965), Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly, *Industrial Management Review*, 6(2), 41–49.
- Scheinkman J., LeBaron B. (1989), Nonlinear dynamics and stock returns, *Journal of Business*, 62, 311–337.
- Suresh K.G., Tiwari A.K., Joseph A. (2012), Are the emerging BRIC stock markets efficient, *Economics Bulletin*, 32(2), 1261–1271.
- Szyska A. (2003), *Efektywność Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie na tle rynków dojrzałych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.
- Tauchen G., Pitts M. (1983), The price variability-volume relationship on speculative markets, *Econometrica*, 51(2), 485–505.
- Toda H.Y., Yamamoto T. (1995), Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes, *Journal of Econometrics*, 66, 225–250.
- Witkowska D., Żebrowska-Suchodolska D. (2008), Badanie słabej formy efektywności informacyjnej GPW, *Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania*, 9, 155–166.
- Working H. (1934), A random-difference series for use in the analysis of time series, *Journal of the American Statistical Association*, March, 11–24.

Aneks

Wykres 1

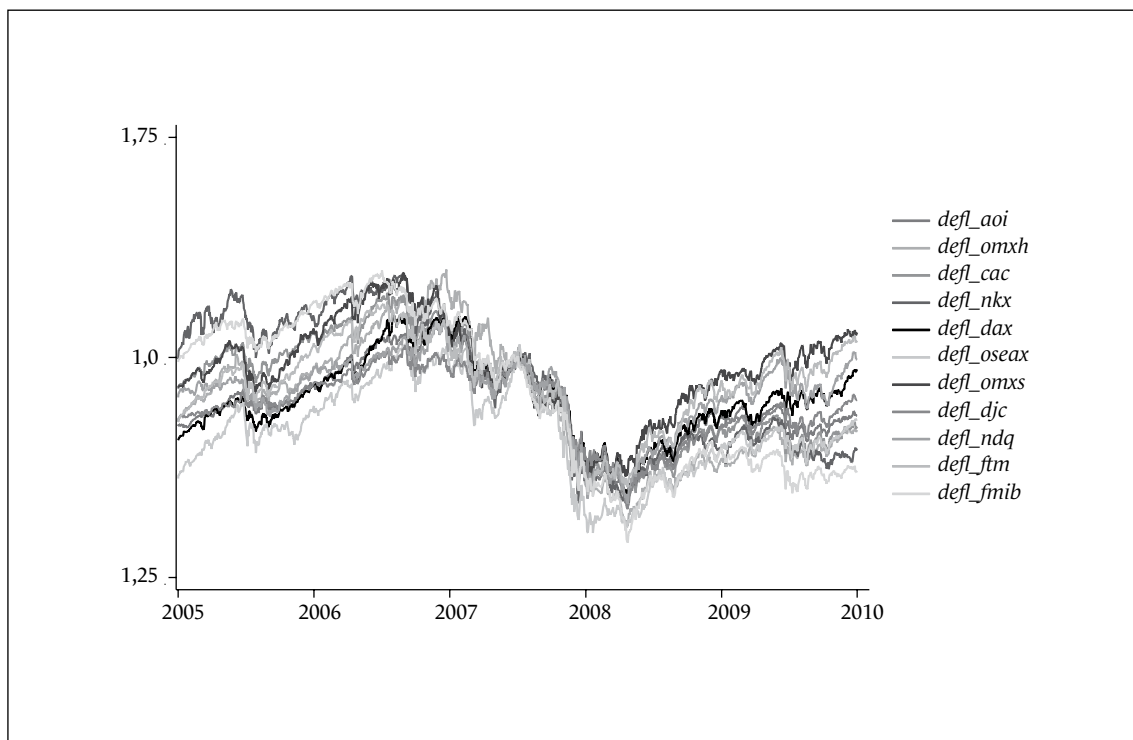
Porównanie wartości indeksów rynków rozwiniętych oraz rynków wschodzących w okresie 16 listopada 2005 – 15 listopada 2010 r.



Uwaga: dane zostały przekształcone w ten sposób, że wartość każdego z indeksów 15 maja 2008 r. wynosi 1.

Wykres 2

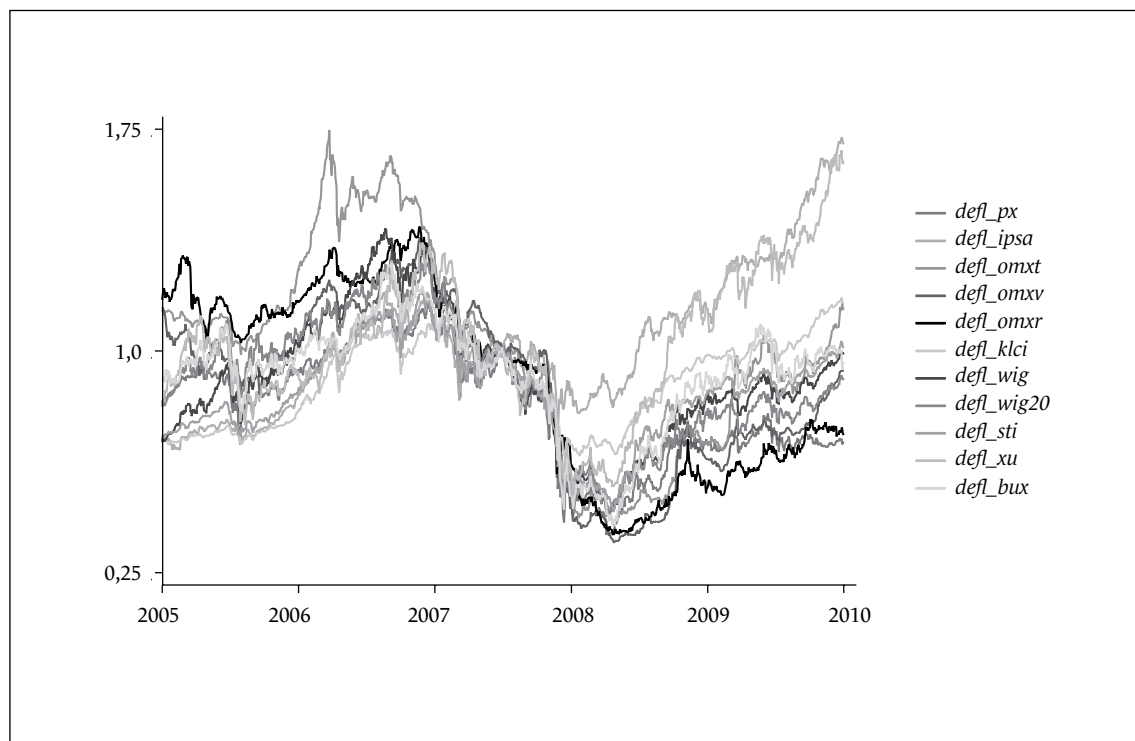
Zbiorny wykres analizowanych w pracy indeksów giełdowych rynków rozwiniętych w okresie 16 listopada 2005 – 15 listopada 2010 r.



Uwaga: dane zostały przekształcone w ten sposób, że wartość każdego z indeksów 15 maja 2008 r. wynosi 1.

Wykres 3

Zbiorny wykres analizowanych w pracy indeksów giełdowych rynków wschodzących w okresie 16 listopada 2005 – 15 listopada 2010 r.



Uwaga: dane zostały przeksztalcone w ten sposób, że wartość każdego z indeksów 15 maja 2008 r. wynosi 1.

Tabela 1

Kraje oraz odpowiadające im indeksy giełdowe objęte analizą

Kraje rozwinięte (wybrany indeks)	Skrót	Kraje wschodzące (wybrany indeks)	Skrót
Australia (All Ordinaries Index)	aoi	Czechy (PX Index)	px
Finlandia (OMX Helsinki Index)	omxh	Chile (IPSA Index)	ipsa
Francja (CAC 40)	cac	Estonia (OMX Tallinn Index)	omxt
Japonia (Nikkei 225)	nkx	Litwa (OMX Vilnius Index)	omxv
Niemcy (DAX Index)	dax	Łotwa (OMX Riga Index)	omxr
Norwegia (OSEAX)	oseax	Malezja (Kuala Lumpur Composite Index)	kloi
Szwecja (OMX Stockholm 30 Index)	omxs	Polska (WIG)	wig
USA (Dow Jones Composite)	djc	Polska (WIG 20)	wig20
USA (Nasdaq Composite U.S.)	ndq	Singapur (Straits Times Index)	sti
Wielka Brytania (FTSE 250)	ftm	Turcja (XU100)	xu
Włochy (FTSE MIB Index)	fmib	Węgry (BUX Index)	bux

Tabela 2

Rodzaje szeregów czasowych wykorzystanych w pracy

Nazwa szeregu w prezentowanych wynikach	Opis
<i>index</i>	Wartości danego indeksu giełdowego
<i>ln_index</i>	Logarytm wartości danego indeksu giełdowego
<i>lr_index</i> lub <i>dln_index</i>	Logarytmiczne stopy zwrotu z danego indeksu giełdowego, czyli szereg pierwszych różnic dla <i>ln_index</i>
<i>defl_index</i>	Wartości indeksu giełdowego przeskalowane w ten sposób, żeby wartość w dniu 15 maja 2008 r. wynosiła 1
<i>ln_v_index</i>	Logarytm wartości wolumenu liczonego w sztukach akcji dla danego indeksu

Tabela 3

Zestawienie statystyczne surowych i zlogarytmowanych danych o szeregach indeksów giełdowych w okresie 16 listopada 2005 – 15 listopada 2010 r.

Szereg	Liczba obserwacji	Minimum	Maksimum	Średnia	p50	sd	Skośność	Kurtoza	CV
aoi	1 265	3 112	6 854	5 011	4 929	847,48	0,05	2,49	0,17
omxh	1 258	4 110	12 657	8 220	8 381	2 075,98	0,16	1,97	0,25
cac	1 278	2 519	6 168	4 473	4 623	944,58	-0,05	1,75	0,21
nkx	1 226	7 055	18 262	13 066	13 325	3 328,12	-0,05	1,48	0,25
dax	1 271	3 666	8 106	6 112	6 048	974,55	0,05	2,63	0,16
oseax	1 256	232	605	435	431	89,06	-0,18	2,41	0,20
omxs	1 257	568	1 312	979	977	165,77	-0,33	2,78	0,17
djc	1 258	2 195	4 731	3 785	3 811	538,30	-0,49	2,57	0,14
ndq	1 258	1 269	2 859	2 230	2 288	319,71	-0,93	3,44	0,14
ftm	1 264	5 491	12 220	9 494	9 650	1 532,30	-0,65	2,96	0,16
fmib	1 269	12 621	44 364	30 113	32 179	8 923,97	-0,05	1,43	0,30
px	1 255	629	1 936	1 357	1 427	319	-0,25	2,18	0,24
ipsa	1 246	1 940	5 026	3 008	2 957	690	0,71	3,22	0,23
omxt	1 254	245	1 043	603	614	198	0,04	2,31	0,33
omxv	1 221	150	591	376	401	118	-0,31	2,08	0,31
omxr	1 243	203	765	489	528	168	-0,16	1,59	0,34
klci	1 230	829	1 528	1 158	1 196	191	-0,10	1,66	0,16
wig	1 255	21 274	67 569	43 163	41 883	10 323	0,25	2,71	0,24
wig20	1 255	1 328	3 918	2 712	2 670	617	-0,07	2,28	0,23
sti	1 252	1 457	3 876	2 757	2 797	519	-0,33	2,77	0,19
xu	1 258	21 228	71 543	43 845	43 468	10 236	0,13	2,83	0,23
bux	1 252	9 461	30 118	21 366	22 174	4 329	-0,92	3,51	0,20
ln_aoi	1 265	8,04	8,83	8,51	8,50	0,17	-0,36	2,74	0,02
ln_omxh	1 258	8,32	9,45	8,98	9,03	0,26	-0,21	2,04	0,03
ln_cac	1 278	7,83	8,73	8,38	8,44	0,22	-0,31	1,92	0,03
ln_nkx	1 226	8,86	9,81	9,44	9,50	0,27	-0,25	1,61	0,03
ln_dax	1 271	8,21	9,00	8,71	8,71	0,16	-0,37	2,97	0,02
ln_oseax	1 256	5,45	6,41	6,05	6,07	0,22	-0,65	2,92	0,04
ln_omxs	1 257	6,34	7,18	6,87	6,89	0,18	-0,79	3,30	0,03
ln_djc	1 258	7,69	8,46	8,23	8,25	0,15	-0,81	3,21	0,02
ln_ndq	1 258	7,15	7,96	7,70	7,74	0,16	-1,29	4,17	0,02
ln_ftm	1 264	8,61	9,41	9,14	9,18	0,18	-1,05	3,59	0,02
ln_fmib	1 269	9,44	10,70	10,27	10,38	0,32	-0,28	1,62	0,03
ln_px	1 255	6,44	7,57	7,18	7,26	0,26	-0,72	2,84	0,04
ln_ipsa	1 246	7,57	8,52	7,98	7,99	0,22	0,20	2,47	0,03
ln_omxt	1 254	5,50	6,95	6,34	6,42	0,36	-0,62	2,53	0,06
ln_omxv	1 221	5,01	6,38	5,87	5,99	0,36	-0,83	2,64	0,06
ln_omxr	1 243	5,31	6,64	6,12	6,27	0,39	-0,50	1,90	0,06
ln_klci	1 230	6,72	7,33	7,04	7,09	0,17	-0,26	1,65	0,02
ln_wig	1 255	9,97	11,12	10,64	10,64	0,25	-0,39	2,98	0,02
ln_wig20	1 255	7,19	8,27	7,88	7,89	0,24	-0,56	2,76	0,03
ln_sti	1 252	7,28	8,26	7,90	7,94	0,20	-0,85	3,43	0,03
ln_xu	1 258	9,96	11,18	10,66	10,68	0,25	-0,52	3,05	0,02
ln_bux	1 252	9,16	10,31	9,94	10,01	0,24	-1,45	4,49	0,02

Uwaga: kolumna p50 zawiera mediany, kolumna sd składa się z odchyleń standardowych, a kolumna CV zawiera współczynniki zmienności dla odpowiednich danych.

Tabela 4

Macierz wzajemnych korelacji szeregów indeksów giełdowych dla krajów rozwiniętych, liczonych współczynnikiem Spearmana dla par zmiennych

Szereg	<i>aoi</i>	<i>omxh</i>	<i>cac</i>	<i>nkx</i>	<i>dax</i>	<i>oseax</i>	<i>omxs</i>	<i>djc</i>	<i>ndq</i>	<i>ftm</i>	<i>fmib</i>
<i>aoi</i>	1,00	0,96	0,94	0,85	0,90	0,96	0,75	0,96	0,86	0,82	0,88
<i>omxh</i>	0,96	1,00	0,95	0,87	0,88	0,93	0,76	0,95	0,85	0,81	0,90
<i>cac</i>	0,94	0,95	1,00	0,95	0,79	0,88	0,79	0,90	0,81	0,80	0,98
<i>nkx</i>	0,85	0,87	0,95	1,00	0,65	0,77	0,71	0,80	0,70	0,69	0,97
<i>dax</i>	0,90	0,88	0,79	0,65	1,00	0,94	0,81	0,93	0,93	0,89	0,69
<i>oseax</i>	0,96	0,93	0,88	0,77	0,94	1,00	0,76	0,97	0,90	0,84	0,80
<i>omxs</i>	0,75	0,76	0,79	0,71	0,81	0,76	1,00	0,74	0,86	0,96	0,73
<i>djc</i>	0,96	0,95	0,90	0,80	0,93	0,97	0,74	1,00	0,89	0,81	0,83
<i>ndq</i>	0,86	0,85	0,81	0,70	0,93	0,90	0,86	0,89	1,00	0,90	0,72
<i>ftm</i>	0,82	0,81	0,80	0,69	0,89	0,84	0,96	0,81	0,90	1,00	0,73
<i>fmib</i>	0,88	0,90	0,98	0,97	0,69	0,80	0,73	0,83	0,72	0,73	1,00

Uwaga: prezentowane wartości są odporne względem monotonicznych transformacji danych.

Tabela 5

Macierz wzajemnych korelacji szeregów indeksów giełdowych dla krajów wschodzących, liczonych współczynnikiem Spearmana dla par zmiennych

Szereg	<i>px</i>	<i>ipsa</i>	<i>omxt</i>	<i>omxv</i>	<i>omxr</i>	<i>klci</i>	<i>wig</i>	<i>wig20</i>	<i>sti</i>	<i>xu</i>	<i>bux</i>
<i>px</i>	1,00	-0,06	0,90	0,95	0,90	0,38	0,86	0,95	0,73	0,28	0,83
<i>ipsa</i>	-0,06	1,00	-0,06	-0,07	-0,22	0,82	0,26	-0,06	0,58	0,78	0,26
<i>omxt</i>	0,90	-0,06	1,00	0,93	0,95	0,35	0,87	0,95	0,67	0,32	0,86
<i>omxv</i>	0,95	-0,07	0,93	1,00	0,94	0,38	0,85	0,93	0,72	0,28	0,81
<i>omxr</i>	0,90	-0,22	0,95	0,94	1,00	0,19	0,78	0,93	0,56	0,18	0,77
<i>klci</i>	0,38	0,82	0,35	0,38	0,19	1,00	0,65	0,39	0,86	0,84	0,63
<i>wig</i>	0,86	0,26	0,87	0,85	0,78	0,65	1,00	0,93	0,89	0,49	0,91
<i>wig20</i>	0,95	-0,06	0,95	0,93	0,93	0,39	0,93	1,00	0,73	0,30	0,88
<i>sti</i>	0,73	0,58	0,67	0,72	0,56	0,86	0,89	0,73	1,00	0,69	0,83
<i>xu</i>	0,28	0,78	0,32	0,28	0,18	0,84	0,49	0,30	0,69	1,00	0,62
<i>bux</i>	0,83	0,26	0,86	0,81	0,77	0,63	0,91	0,88	0,83	0,62	1,00

Uwaga: prezentowane wartości są odporne względem monotonicznych transformacji danych.

Tabela 7

Wartości statystyk testowych dla testów pierwiastka jednostkowego w szeregach indeksów giełdowych rynków rozwiniętych

Okres	Test	Szereg										
		<i>ln_aoi</i>	<i>ln_omxh</i>	<i>ln_cac</i>	<i>ln_rlx</i>	<i>ln_dax</i>	<i>ln_oseax</i>	<i>ln_omxs</i>	<i>ln_djc</i>	<i>ln_rndq</i>	<i>ln_ftm</i>	<i>ln_fmib</i>
2005–2007	<i>DF level</i>	-0,483	-0,641	-1,221	-2,475	-0,188	-1,401	-0,719	-0,645	-0,625	-1,600	-1,771
	<i>DF trend</i>	-2,390	-1,750	-2,913	-3,079	-1,756	-2,964	-2,200	-3,160*	-1,684	-2,556	-2,650
	<i>ADF level</i>	-0,275	-0,610	-1,142	-2,278	-0,127	-1,175	-0,545	0,067	-0,356	-1,279	-1,648
	<i>ADF trend</i>	-1,990	-1,773	-2,747	-2,910	-1,674	-2,646	-1,932	-3,136*	-1,546	-2,184	-2,278
	<i>KPSS level</i>	1,797	1,537	1,759	1,142	1,752	1,707	1,651	1,837	1,229	1,795	1,711
	<i>KPSS trend</i>	0,319	0,284	0,182*	0,197*	0,328	0,158*	0,265	0,288	0,308	0,163*	0,152*
	<i>DF-GLS level</i>	2,063	1,687	0,963	0,230	2,356	1,345	1,216	2,067	0,792	1,284	0,497
	<i>DF-GLS trend</i>	-1,734	-1,481	-2,667*	-2,007	-1,635	-1,897	-1,701	-2,178	-1,525	-1,667	-2,009
	Liczba obserwacji	418	417	424	410	423	417	417	416	416	419	423
	<i>DF level</i>	-0,018	0,181	-0,497	-0,675	-0,327	-0,311	-1,320	-0,044	-0,395	-0,668	0,715
2007–2009	<i>DF trend</i>	-2,238	-2,363	-2,817	-2,383	-2,375	-1,715	-3,235*	-1,750	-2,200	-2,130	-1,719
	<i>ADF level</i>	0,053	0,421	0,015	-0,557	-0,053	-0,328	-1,267	0,666	0,020	-0,709	1,411
	<i>ADF trend</i>	-2,158	-2,349	-2,451	-2,228	-2,170	-1,750	-3,141*	-1,043	-1,719	-2,279	-1,013
	<i>KPSS level</i>	1,767	1,831	1,849	1,664	1,750	1,544	1,844	1,525	1,596	1,744	1,841
	<i>KPSS trend</i>	0,352	0,407	0,342	0,279	0,342	0,343	0,147*	0,414	0,328	0,300	0,396
	<i>DF-GLS level</i>	1,670	1,557	2,188	1,033	1,018	0,703	0,808	2,009	0,928	0,972	2,942
	<i>DF-GLS trend</i>	-1,168	-1,367	-1,961	-2,147	-1,976	-1,497	-2,665*	-0,852	-1,441	-1,783	-0,931
	Liczba obserwacji	424	420	427	408	423	421	420	421	421	424	421
	<i>DF level</i>	-3,164**	-2,463	-2,833*	-3,693***	-2,452	-2,770*	-2,197	-2,746*	-3,037**	-2,405	-4,225***
	<i>DF trend</i>	-2,705	-3,217*	-2,813	-3,526**	-3,722**	-3,268*	-3,508**	-3,469**	-3,413*	-2,994	-3,841**
2009–2010	<i>ADF level</i>	-2,815*	-2,648*	-2,919**	-3,366**	-2,64*	-2,703*	-2,379	-2,516	-2,667*	-2,507	-4,386***
	<i>ADF trend</i>	-2,415	-3,304*	-2,839	-3,227*	-3,912**	-3,515**	-3,602**	-3,161*	-2,993	-3,262*	-4,010***
	<i>KPSS level</i>	1,108	1,507	0,984	0,365**	1,722	1,517	1,781	1,633	1,574	1,706	0,440**
	<i>KPSS trend</i>	0,415	0,218	0,375	0,340	0,308	0,365	0,346	0,383	0,380	0,312	0,359
	<i>DF-GLS level</i>	0,512	0,400	0,271	-0,248	0,991	0,839	0,803	0,961	1,074	1,200	-0,070
	<i>DF-GLS trend</i>	-0,806	-1,623	-1,051	-1,000	-1,325	-1,028	-1,615	-1,111	-0,892	-1,116	-0,872
	Liczba obserwacji	425	423	429	409	427	420	422	423	423	423	427
	<i>DF level</i>	-3,164**	-2,463	-2,833*	-3,693***	-2,452	-2,770*	-2,197	-2,746*	-3,037**	-2,405	-4,225***
	<i>DF trend</i>	-2,705	-3,217*	-2,813	-3,526**	-3,722**	-3,268*	-3,508**	-3,469**	-3,413*	-2,994	-3,841**
	<i>ADF level</i>	-2,815*	-2,648*	-2,919**	-3,366**	-2,64*	-2,703*	-2,379	-2,516	-2,667*	-2,507	-4,386***
	<i>ADF trend</i>	-2,415	-3,304*	-2,839	-3,227*	-3,912**	-3,515**	-3,602**	-3,161*	-2,993	-3,262*	-4,010***

Uwaga: w przypadku testów DF, ADF oraz DF-GLS * ** oraz *** oznaczają istotne statystycznie podstawy do odrzucenia H_0 , o pierwiastku jednostkowym na poziomie istotności odpowiednio 10%, 5% oraz 1%. Dla testów KPSS *, ** oraz *** oznaczają brak istotnych statystycznie podstaw do odrzucenia H_0 , o braku pierwiastka jednostkowego na poziomie istotności odpowiednio 1%, 5% oraz 10%.

Tabela 8
Wartości statystyk testowych dla testów pierwiastka jednostkowego w szeregach indeksów giełdowych rynków wschodzących

Okres	Test	Szereg										
		<i>ln_px</i>	<i>ln_ipsa</i>	<i>ln_omxt</i>	<i>ln_omxv</i>	<i>ln_omxr</i>	<i>ln_klci</i>	<i>ln_wig</i>	<i>ln_wig20</i>	<i>ln_sti</i>	<i>ln_xu</i>	<i>ln_bux</i>
2005-2007	<i>DF level</i>	-0,793	0,588	0,516	-0,158	-0,904	0,826	-0,716	-1,624	0,106	-1,318	-0,485
	<i>DF trend</i>	-1,668	-1,816	-1,683	-2,277	-1,481	-1,598	-2,787	-3,506**	-1,630	-1,541	-1,589
	<i>ADF level</i>	-0,850	0,519	0,133	-0,452	-1,110	0,496	-0,653	-1,501	0,133	-1,394	-0,775
	<i>ADF trend</i>	-1,795	-2,106	-1,898	-2,344	-1,714	-1,732	-2,964	-3,506**	-1,623	-1,623	-1,923
	<i>KPSS level</i>	1,299	1,791	1,605	1,043	0,69600*	1,734	1,890	1,748	1,760	0,505*	1,116
	<i>KPSS trend</i>	0,356	0,419	0,325	0,348	0,291	0,445	0,198*	0,107***	0,395	0,315	0,228
	<i>DF-GLS level</i>	0,718	2,478	-0,093	-1,199	-1,213	2,034	1,247	0,545	2,329	0,059	0,617
	<i>DF-GLS trend</i>	-1,804	-0,840	-1,541	-1,172	-1,657	-0,840	-3,338**	-2,933**	-1,093	-1,578	-1,877
2007-2009	Liczba obserwacji	417	416	420	403	415	411	418	418	416	420	418
	<i>DF level</i>	0,193	-1,625	0,781	1,850	1,431	0,026	-0,013	-0,151	0,100	-0,312	0,069
	<i>DF trend</i>	-1,784	-2,783	-1,287	-1,151	-1,216	-1,821	-2,217	-2,433	-1,823	-2,601	-1,919
	<i>ADF level</i>	0,371	-1,869	0,354	1,549	1,448	-0,071	-0,106	-0,174	0,148	-0,397	0,033
	<i>ADF trend</i>	-1,596	-3,275*	-1,722	-1,235	-1,207	-1,943	-2,464	-2,498	-1,773	-2,749	-2,000
	<i>KPSS level</i>	1,645	1,498	1,841	1,634	1,716	1,678	1,848	1,812	1,700	1,774	1,740
	<i>KPSS trend</i>	0,382	0,1***	0,276	0,370	0,355	0,330	0,305	0,306	0,346	0,203*	0,352
	<i>DF-GLS level</i>	1,206	0,090	1,447	1,014	2,283	1,198	1,641	1,373	1,088	0,882	2,076
2009-2010	<i>DF-GLS trend</i>	-1,237	-2,629*	-2,210	-1,276	-0,851	-1,351	-2,095	-1,884	-1,493	-1,677	-1,251
	Liczba obserwacji	420	414	418	406	415	403	417	417	419	419	414
	<i>DF level</i>	-3,763***	-1,370	-1,479	-1,545	-1,652	-3,735***	-2,843*	-2,547	-3,909***	-3,045**	-3,369**
	<i>DF trend</i>	-3,248*	-2,705	-1,790	-1,522	-2,650	-3,774**	-3,213*	-3,445**	-3,811**	-3,256*	-2,714
	<i>ADF level</i>	-3,779***	-1,240	-1,359	-1,569	-1,794	-3,333**	-3,247**	-2,983**	-4,085***	-3,120**	-3,796***
	<i>ADF trend</i>	-3,349*	-2,762	-1,858	-1,753	-2,540	-3,742**	-3,657**	-3,794**	-4,195***	-3,427**	-3,079
	<i>KPSS level</i>	1,226	1,848	1,790	1,606	1,721	1,719	1,646	1,627	1,536	1,733	1,514
	<i>KPSS trend</i>	0,389	0,127**	0,273	0,290	0,185*	0,334	0,380	0,365	0,336	0,357	0,424
2009-2010	<i>DF-GLS level</i>	0,379	1,511	0,796	0,613	0,755	1,352	1,459	1,229	0,937	1,378	0,534
	<i>DF-GLS trend</i>	-0,625	-1,466	-2,200	-1,959	-1,888	-0,761	-0,776	-0,970	-0,751	-0,846	-0,553
	Liczba obserwacji	420	417	418	414	415	418	422	422	419	421	422

Uwaga: w przypadku testów DF, ADF oraz DF-GLS *, ** oraz *** oznaczają istotne statystycznie podstawy do odrzucenia H_0 o pierwiastku jednostkowym na poziomie istotności odpowiednio 10%, 5% oraz 1%. Dla testów KPSS *, ** oraz *** oznaczają brak istotnych statystycznie podstaw do odrzucenia H_0 o braku pierwiastka jednostkowego na poziomie istotności odpowiednio 1%, 5% oraz 10%.

Tabela 9
Wartości statystyk testowych dla testów pierwiastka jednostkowego w szeregach logarytmicznych stóp zwrotu z indeksów giełdowych rynków rozwiniętych

Okres	Test	Szereg													
		<i>lr_aoi</i>	<i>lr_omxh</i>	<i>lr_cac</i>	<i>lr_nkx</i>	<i>lr_dax</i>	<i>lr_oseax</i>	<i>lr_omxs</i>	<i>lr_djc</i>	<i>lr_ndq</i>	<i>lr_ftm</i>	<i>lr_fmib</i>			
2005-2007	<i>DF level</i>	-24,36***	-19,99***	-21,90***	-20,67***	-21,26***	-22,20***	-23,08***	-19,85***	-19,60***	-21,27***	-23,74***			
	<i>DF trend</i>	-24,33***	-19,96***	-21,87***	-20,65***	-21,25***	-22,17***	-23,06***	-19,83***	-19,60***	-21,27***	-23,74***			
	<i>ADF level</i>	-15,75***	-13,84***	-15,02***	-14,59***	-10,35***	-14,07***	-15,67***	-10,49***	-15,96***	-10,48***	-15,43***			
	<i>ADF trend</i>	-15,74***	-13,82***	-15,01***	-14,58***	-10,37***	-14,06***	-15,66***	-10,51***	-15,99***	-10,48***	-15,44***			
	<i>KPSS level</i>	0,086***	0,135***	0,061***	0,092***	0,161***	0,088***	0,094***	0,079***	0,194***	0,126***	0,103***			
	<i>KPSS trend</i>	0,062***	0,110***	0,062***	0,087***	0,088***	0,088***	0,067***	0,049***	0,085***	0,093***	0,073***			
	<i>DF-GLS level</i>	-2,949***	-1,242	-1,448	-2,284**	-1,665*	-1,277	-8,604***	-6,148***	-9,500***	-1,866*	-3,327***			
	<i>DF-GLS trend</i>	-4,131***	-2,784*	-3,022**	-3,421**	-3,797***	-2,800*	-8,602***	-6,114***	-9,385***	-3,575***	-4,250***			
	Liczba obserwacji	418	417	424	410	423	417	417	416	416	419	423			
2007-2009	<i>DF level</i>	-21,49***	-20,67***	-22,83***	-21,61***	-21,42***	-20,11***	-21,17***	-23,69***	-23,45***	-19,30***	-20,93***			
	<i>DF trend</i>	-21,51***	-20,70***	-22,82***	-21,59***	-21,42***	-20,11***	-21,15***	-23,74***	-23,46***	-19,27***	-21,00***			
	<i>ADF level</i>	-15,12***	-16,05***	-10,08***	-15,32***	-9,815***	-15,70***	-16,09***	-17,89***	-17,33***	-9,620***	-10,38***			
	<i>ADF trend</i>	-13,40***	-16,11***	-10,10***	-15,31***	-9,843***	-15,71***	-16,07***	-17,98***	-17,35***	-9,609***	-10,58***			
	<i>KPSS level</i>	0,220***	0,244***	0,108***	0,084***	0,134***	0,157***	0,064***	0,297***	0,174***	0,073***	0,330***			
	<i>KPSS trend</i>	0,054***	0,045***	0,040***	0,059***	0,037***	0,076***	0,057***	0,058***	0,054***	0,060***	0,041***			
	<i>DF-GLS level</i>	-8,597***	-9,624***	-9,395***	-15,00***	-9,099***	-4,219***	-3,678***	-5,252***	-4,320***	-6,517***	-3,309***			
	<i>DF-GLS trend</i>	-8,679***	-5,238***	-4,841***	-14,85***	-9,212***	-4,374***	-3,815***	-4,734***	-4,221***	-8,374***	-3,811***			
	Liczba obserwacji	424	420	427	408	423	421	420	421	421	424	421			
2009-2010	<i>DF level</i>	-20,51***	-22,11***	-21,74***	-20,18***	-21,35***	-22,60***	-21,71***	-21,49***	-21,48***	-19,13***	-20,59***			
	<i>DF trend</i>	-20,63***	-22,12***	-21,77***	-20,26***	-21,37***	-22,65***	-21,73***	-21,54***	-21,57***	-19,17***	-20,74***			
	<i>ADF level</i>	-14,09***	-12,82***	-14,96***	-14,75***	-15,10***	-11,38***	-13,55***	-15,60***	-15,71***	-13,68***	-14,42***			
	<i>ADF trend</i>	-14,18***	-12,87***	-15,00***	-14,82***	-15,13***	-11,46***	-13,62***	-15,65***	-15,79***	-13,74***	-14,60***			
	<i>KPSS level</i>	0,386**	0,201***	0,262***	0,328***	0,221***	0,302***	0,262***	0,346***	0,323***	0,251***	0,433**			
	<i>KPSS trend</i>	0,088***	0,076***	0,077***	0,090***	0,088***	0,095***	0,056***	0,091***	0,091***	0,070***	0,121**			
	<i>DF-GLS level</i>	-7,349***	-0,280	-0,415	-0,834	-0,576	-1,751*	-0,421	-0,791	-0,938	-1,041	-0,408			
	<i>DF-GLS trend</i>	-7,420***	-1,745	-1,710	-2,240	-1,689	-3,875***	-1,635	-2,325	-2,095	-2,523	-1,632			
	Liczba obserwacji	425	423	429	409	427	420	422	423	423	423	427			

Uwaga: w przypadku testów DF, ADF oraz DF-GLS *, ** oraz *** oznaczają istotne statystycznie podstawy do odrzucenia H0 o pierwiastku jednostkowym na poziomie istotności odpowiednio 10%, 5% oraz 1%. Dla testów KPSS *, ** oraz *** oznaczają brak istotnych statystycznie podstaw do odrzucenia H0 o braku pierwiastka jednostkowego na poziomie istotności odpowiednio 1%, 5% oraz 10%.

Tabela 10

Wartości statystyk testowych dla testów pierwiastka jednostkowego w szeregach logarytmicznych stóp zwrotu z indeksów giełdowych rynków wschodzących

Okres	Test	Szereg										
		<i>lr_px</i>	<i>lr_ipsa</i>	<i>lr_omxt</i>	<i>lr_omxv</i>	<i>lr_omxr</i>	<i>lr_klci</i>	<i>lr_wig</i>	<i>lr_wig20</i>	<i>lr_sti</i>	<i>lr_xu</i>	<i>lr_bux</i>
2005-2007	<i>DF level</i>	-19,10***	-19,40***	-16,06***	-16,87***	-18,29***	-15,97***	-19,08***	-20,04***	-20,50***	-19,58***	-18,40***
	<i>DF trend</i>	-19,08***	-19,45***	-16,12***	-17,10***	-18,31***	-16,03***	-19,06***	-20,01***	-20,51***	-19,56***	-18,42***
	<i>ADF level</i>	-13,22***	-9,184***	-12,82***	-13,31***	-13,18***	-5,818***	-13,41***	-13,95***	-15,13***	-13,16***	-13,38***
	<i>ADF trend</i>	-13,22***	-9,295***	-12,91***	-13,59***	-13,22***	-5,969***	-13,40***	-13,93***	-15,15***	-13,15***	-13,40***
	<i>KPSS level</i>	0,104***	0,274***	0,219***	0,380**	0,102***	0,302***	0,034***	0,040***	0,188***	0,136***	0,128***
	<i>KPSS trend</i>	0,077***	0,076***	0,080***	0,069***	0,040***	0,068***	0,034***	0,039***	0,081***	0,118***	0,069***
	<i>DF-GLS level</i>	-1,011	-1,104	-1,239	-3,361***	-2,314**	-4,360***	-3,180***	-5,074***	-1,824*	-1,578	-0,893
	<i>DF-GLS trend</i>	-2,075	-2,624*	-2,765*	-4,481***	-3,049**	-4,618***	-3,830***	-5,004***	-2,882**	-2,515	-1,938
Liczba obserwacji		417	416	420	403	415	411	418	418	416	420	418
2007-2009	<i>DF level</i>	-19,40***	-17,40***	-17,41***	-17,90***	-20,39***	-18,60***	-18,99***	-19,92***	-21,05***	-19,26***	-17,69***
	<i>DF trend</i>	-19,44***	-17,38***	-17,44***	-18,14***	-20,57***	-18,61***	-18,98***	-19,92***	-21,08***	-19,26***	-17,69***
	<i>ADF level</i>	-16,35***	-12,84***	-11,83***	-12,76***	-14,17***	-14,57***	-10,61***	-15,17***	-12,86***	-14,31***	-15,94***
	<i>ADF trend</i>	-16,41***	-12,83***	-11,86***	-13,01***	-14,36***	-14,60***	-10,62***	-15,18***	-12,92***	-14,32***	-15,97***
	<i>KPSS level</i>	0,238***	0,040***	0,117***	0,359**	0,394**	0,167***	0,080***	0,103***	0,193***	0,106***	0,190***
	<i>KPSS trend</i>	0,053***	0,039***	0,043***	0,051***	0,058***	0,065***	0,037***	0,037***	0,060***	0,043***	0,052***
	<i>DF-GLS level</i>	-3,554***	-5,387***	-3,077***	-3,421***	-1,918*	-8,196***	-1,629*	-8,271***	-4,067***	-6,307***	-2,006**
	<i>DF-GLS trend</i>	-3,988***	-5,642***	-3,780***	-3,697***	-4,030***	-8,263***	-3,721***	-5,023***	-4,296***	-6,672***	-3,058**
Liczba obserwacji		420	414	418	406	415	403	417	417	419	419	414
2009-2010	<i>DF level</i>	-19,46***	-18,46***	-18,70***	-17,03***	-21,94***	-16,81***	-18,82***	-19,61***	-18,70***	-19,85***	-21,22***
	<i>DF trend</i>	-19,63***	-18,46***	-18,71***	-17,05***	-21,95***	-17,00***	-18,89***	-19,63***	-18,89***	-20,00***	-21,45***
	<i>ADF level</i>	-4,161***	-14,30***	-14,22***	-13,07***	-15,41***	-13,29***	-15,40***	-16,23***	-13,39***	-14,15***	-15,65***
	<i>ADF trend</i>	-14,92***	-14,30***	-14,23***	-13,10***	-15,44***	-13,51***	-15,52***	-16,28***	-13,62***	-14,33***	-16***
	<i>KPSS level</i>	0,502*	0,120***	0,089***	0,117***	0,114***	0,492*	0,420**	0,290***	0,533*	0,443**	0,693*
	<i>KPSS trend</i>	0,070***	0,093***	0,040***	0,063***	0,045***	0,166*	0,121**	0,091***	0,164*	0,126**	0,081***
	<i>DF-GLS level</i>	-5,572***	-2,824***	-2,870***	-3,411***	-1,078	-2,211**	-0,980	-0,946	-2,745***	-4,469***	0,028
	<i>DF-GLS trend</i>	-5,573***	-3,866***	-3,556***	-3,557***	-2,022	-3,138**	-2,256	-2,166	-4,347***	-4,585***	-1,545
Liczba obserwacji		420	417	418	414	415	418	422	422	419	421	422

Uwaga: w przypadku testów DF, ADF oraz DF-GLS *, ** oraz *** oznaczają istotne statystycznie podstawy do odrzucenia H_0 o pierwiastku jednostkowym na poziomie istotności odpowiednio 10%, 5% oraz 1%. Dla testów KPSS *, ** oraz *** oznaczają brak istotnych statystycznie podstaw do odrzucenia H_0 o braku pierwiastka jednostkowego na poziomie istotności odpowiednio 1%, 5% oraz 10%.

Tabela 11
Wnioski z analizy istotności autokorelacji w testach Ljung-Boxa dla logarytmicznych stóp zwrotu

Okres	Poziom istotności autokore- lacji	Kryterium		
		liberalne (brak istotnych autokorelacji rzędów 1–5)	umiarkowane (brak istotnych autokorelacji rzędów 1–20)	konserwatywne (brak istotnych autokorelacji rzędów 1–40)
2005–2007	1%	omxh cac nkx dax oseax djc ndq ftm (8) px omxr wig wig20 sti xu bux (7)	omxh cac nkx dax ndq (5) px omxr wig wig20 sti xu bux (7)	omxh cac nkx dax ndq (5) px omxr wig20 xu bux (5)
	5%	omxh cac nkx dax (4) px wig wig20 sti xu (5)	cac nkx dax (3) wig20 xu (2)	cac nkx dax (3) xu (1)
	10%	omxh nkx (2) px wig wig20 sti xu (5)	nkx (1) xu (1)	nkx (1) (0)
2007–2009	1%	aoi omxh nkx dax oseax omxs ftm (7) omxv omxr klci wig wig20 sti xu (7)	aoi omxh nkx dax oseax omxs ftm (7) omxr klci wig wig20 sti xu (6)	aoi omxh nkx oseax (4) omxr klci wig wig20 xu (5)
	5%	aoi omxh nkx oseax ftm (5) omxr klci wig wig20 sti xu (6)	nkx oseax (2) omxr klci wig wig20 xu (5)	(0) klci xu (2)
	10%	aoi nkx oseax (3) omxr wig20 sti xu (4)	nkx (1) wig20 xu (2)	(0) xu (1)
2009–2010	1%	aoi omxh cac nkx dax oseax omxs djc ndq ftm fmib (11) px ipsa omxt omxr wig wig20 sti xu bux (9)	aoi omxh cac nkx dax omxs djc ndq ftm fmib (10) px ipsa omxt wig wig20 sti xu bux (8)	aoi omxh cac nkx dax omxs djc ndq ftm fmib (10) px ipsa wig wig20 sti xu bux (7)
	5%	aoi omxh cac nkx dax omxs djc ndq ftm fmib (10) px omxt omxr sti xu bux (6)	aoi cac dax omxs djc ndq ftm fmib (8) px sti xu (3)	aoi cac dax omxs djc ndq ftm fmib (8) px sti xu (3)
	10%	aoi cac nkx dax omxs djc ndq fmib (8) px omxr xu bux (4)	aoi cac dax omxs djc ndq fmib (7) px xu (2)	aoi cac dax omxs djc ndq fmib (7) xu (1)

Uwaga: w komórkach umieszczono skróty indeksów, zakładając różne poziomy istotności autokorelacji, w przypadku których nie można odrzucić EMH w formie słabej oraz RWH według odpowiednich kryteriów. W każdej komórce umieszczono najpierw indeksy rynków rozwiniętych, a następnie indeksy rynków wschodzących. W nawiasach podano liczbę indeksów.

Tabela 12
p-value dla wybranych testów Ljung-Boxa na brak autokorelacji do danego rzędu włącznie

Okres	Test	Szereg										
		<i>lr_aoi</i>	<i>lr_omxh</i>	<i>lr_cac</i>	<i>lr_nkx</i>	<i>lr_dax</i>	<i>lr_oseax</i>	<i>lr_omxs</i>	<i>lr_djc</i>	<i>lr_ndq</i>	<i>lr_ftm</i>	<i>lr_fmib</i>
2005-2007	<i>Ljung-Box 1</i>	0	0,705	0,183	0,602	0,456	0,078	0,010	0,636	0,464	0,390	0,003
	<i>Ljung-Box 2</i>	0,001	0,801	0,412	0,858	0,748	0,083	0,035	0,080	0,036	0,467	0,009
	<i>Ljung-Box 3</i>	0,001	0,931	0,222	0,958	0,281	0,168	0,010	0,116	0,078	0,169	0,006
	<i>Ljung-Box 4</i>	0,002	0,900	0,090	0,563	0,133	0,255	0,002	0,206	0,146	0,023	0,005
	<i>Ljung-Box 5</i>	0,001	0,784	0,081	0,442	0,079	0,035	0,003	0,011	0,142	0,043	0,008
	<i>Ljung-Box 10</i>	0,009	0,035	0,103	0,378	0,101	0,002	0,004	0,001	0,127	0,001	0,049
	<i>Ljung-Box 20</i>	0,002	0,072	0,200	0,401	0,164	0	0,042	0,001	0,381	0,010	0,023
	<i>Ljung-Box 30</i>	0,001	0,392	0,391	0,568	0,350	0,005	0,189	0,003	0,496	0,053	0,007
2007-2009	<i>Ljung-Box 40</i>	0	0,039	0,131	0,637	0,207	0,003	0,076	0,003	0,521	0,053	0,017
	<i>Ljung-Box 1</i>	0,338	0,715	0,029	0,145	0,344	0,743	0,436	0,003	0,005	0,217	0,601
	<i>Ljung-Box 2</i>	0,574	0,100	0,020	0,243	0,229	0,148	0,127	0	0,002	0,285	0,301
	<i>Ljung-Box 3</i>	0,183	0,180	0,012	0,199	0,260	0,276	0,114	0	0,001	0,189	0,140
	<i>Ljung-Box 4</i>	0,179	0,055	0	0,317	0,029	0,386	0,063	0	0,001	0,054	0,001
	<i>Ljung-Box 5</i>	0,175	0,074	0	0,264	0,021	0,220	0,049	0	0,001	0,098	0
	<i>Ljung-Box 10</i>	0,094	0,022	0	0,298	0,057	0,136	0,149	0	0,016	0,168	0
	<i>Ljung-Box 20</i>	0,378	0,190	0	0,371	0,187	0,202	0,127	0	0,002	0,370	0
2009-2010	<i>Ljung-Box 30</i>	0,444	0,071	0	0,042	0,035	0,204	0,058	0	0,004	0,376	0
	<i>Ljung-Box 40</i>	0,414	0,029	0	0,056	0	0,045	0,003	0	0,001	0,027	0
	<i>Ljung-Box 1</i>	0,976	0,170	0,324	0,988	0,483	0,039	0,247	0,340	0,356	0,146	0,964
	<i>Ljung-Box 2</i>	0,779	0,269	0,614	0,878	0,701	0,036	0,395	0,436	0,308	0,313	0,992
	<i>Ljung-Box 3</i>	0,779	0,092	0,589	0,859	0,585	0,053	0,128	0,603	0,497	0,398	0,995
	<i>Ljung-Box 4</i>	0,859	0,142	0,454	0,943	0,647	0,036	0,159	0,754	0,642	0,257	0,969
	<i>Ljung-Box 5</i>	0,926	0,052	0,592	0,478	0,775	0,067	0,172	0,834	0,774	0,090	0,990
	<i>Ljung-Box 10</i>	0,712	0,179	0,560	0,107	0,715	0,190	0,506	0,878	0,817	0,362	0,890
	<i>Ljung-Box 20</i>	0,728	0,040	0,708	0,180	0,633	0,353	0,551	0,757	0,711	0,261	0,651
	<i>Ljung-Box 30</i>	0,923	0,090	0,633	0,258	0,481	0,650	0,787	0,823	0,504	0,643	0,771
	<i>Ljung-Box 40</i>	0,947	0,079	0,762	0,542	0,435	0,008	0,744	0,253	0,118	0,139	0,800

Uwaga: hipotezą zerową w każdym przypadku jest brak autokorelacji.

Tabela 13
p-value dla wybranych testów Ljung-Boxa na brak autokorelacji do danego rzędu włącznie

Okres	Test	Szereg										
		lr_px	lr_ipsa	lr_omxt	lr_omxv	lr_omxr	lr_klci	lr_wig	lr_wig20	lr_sti	lr_xu	lr_bux
2005-2007	Ljung-Box 1	0,194	0,319	0	0,001	0,036	0	0,195	0,740	0,860	0,382	0,032
	Ljung-Box 2	0,235	0,435	0	0,003	0,081	0	0,315	0,840	0,587	0,234	0,085
	Ljung-Box 3	0,320	0,248	0	0,009	0,114	0	0,467	0,949	0,784	0,405	0,177
	Ljung-Box 4	0,187	0,009	0	0,020	0,202	0	0,495	0,813	0,887	0,571	0,291
	Ljung-Box 5	0,204	0,018	0	0,013	0,117	0	0,638	0,865	0,939	0,376	0,407
	Ljung-Box 10	0,066	0,008	0	0,004	0,124	0	0,192	0,323	0,234	0,533	0,289
	Ljung-Box 20	0,166	0,016	0	0	0,238	0	0,041	0,076	0,033	0,530	0,177
	Ljung-Box 30	0,208	0,034	0	0	0,145	0	0,048	0,106	0,062	0,355	0,346
	Ljung-Box 40	0,248	0,070	0	0	0,032	0	0,002	0,025	0,033	0,067	0,370
	Ljung-Box 1	0,295	0,002	0,001	0,021	0,922	0,146	0,162	0,680	0,509	0,242	0,008
2007-2009	Ljung-Box 2	0,005	0,005	0	0,038	0,964	0,150	0,199	0,366	0,687	0,459	0
	Ljung-Box 3	0,007	0,012	0	0,066	0,992	0,084	0,055	0,250	0,130	0,508	0
	Ljung-Box 4	0,008	0,028	0	0,126	0,675	0,154	0,064	0,349	0,227	0,642	0
	Ljung-Box 5	0,005	0,019	0	0,200	0,772	0,246	0,113	0,487	0,339	0,737	0
	Ljung-Box 10	0,038	0,005	0,003	0,011	0,259	0,337	0,271	0,521	0,713	0,280	0
	Ljung-Box 20	0,003	0,011	0,001	0	0,135	0,449	0,098	0,151	0,040	0,395	0
	Ljung-Box 30	0,005	0,042	0,002	0,002	0,217	0,369	0,093	0,090	0,070	0,598	0
	Ljung-Box 40	0,012	0,084	0,002	0,001	0,139	0,566	0,055	0,029	0,115	0,420	0
	Ljung-Box 1	0,330	0,049	0,082	0	0,114	0	0,084	0,372	0,077	0,545	0,522
	2009-2010	Ljung-Box 2	0,418	0,106	0,187	0,002	0,252	0	0,026	0,013	0,165	0,828
Ljung-Box 3		0,271	0,114	0,260	0,005	0,398	0,002	0,039	0,026	0,308	0,785	0,475
Ljung-Box 4		0,396	0,103	0,308	0,004	0,558	0,003	0,076	0,051	0,456	0,887	0,635
Ljung-Box 5		0,529	0,151	0,093	0,005	0,546	0,003	0,064	0,045	0,557	0,950	0,633
Ljung-Box 10		0,237	0,492	0,010	0	0,026	0,040	0,079	0,024	0,428	0,810	0,134
Ljung-Box 20		0,256	0,689	0,016	0	0,008	0,089	0,022	0,057	0,286	0,468	0,094
Ljung-Box 30		0,233	0,874	0,012	0	0,013	0,022	0,049	0,062	0,568	0,261	0,270
Ljung-Box 40		0,065	0,527	0,016	0,001	0,026	0,028	0,060	0,077	0,252	0,565	0,321

Uwaga: hipotezę zerową w każdym przypadku jest brak autokorelacji.

Tabela 14
p-value dla testów serii oraz wybranych testów wariancji Lo-MacKinlaya

Okres	Test	Szereg										
		<i>lr_aoi</i>	<i>lr_omxh</i>	<i>lr_cac</i>	<i>lr_nkx</i>	<i>lr_dax</i>	<i>lr_oseax</i>	<i>lr_omxs</i>	<i>lr_djc</i>	<i>lr_ndq</i>	<i>lr_ftm</i>	<i>lr_fmib</i>
2005-2007	<i>runtest</i>	0,0033	0,5895	0	0,0602	0,0098	0,3515	0,0162	0,7683	0,3262	0,8834	0,0021
	<i>runtest threshold 0</i>	0,0017	0,5502	0,0003	0,2650	0,1939	0,6298	0,0375	0,6334	0,3308	0,2670	0,0368
	<i>adjusted up&down</i>	0,0028	0,1116	0,7582	0,3476	0,5376	0,3933	0,5347	0,1297	0,1297	0,3529	0,3967
	<i>adjusted up&down threshold 0</i>	0,0028	0,1744	0,8776	0,6386	0,8775	0,5347	0,3933	0,0475	0,0035	0,2455	0,8775
	<i>Lo-MacKinlay 2</i>	0,001	0,707	0,317	0,556	0,659	0,308	0,148	0,555	0,423	0,679	0,016
	<i>Lo-MacKinlay 4</i>	0,067	0,569	0,690	0,655	0,848	0,730	0,381	0,632	0,576	0,786	0,214
	<i>Lo-MacKinlay 8</i>	0,099	0,947	0,398	0,640	0,629	0,679	0,386	0,129	0,258	0,836	0,302
	<i>Lo-MacKinlay 16</i>	0,217	0,718	0,315	0,555	0,441	0,592	0,416	0,093	0,219	0,597	0,423
2007-2009	<i>runtest</i>	0,9225	0,6959	0,8085	0,3215	0,5267	0,6606	0,8450	0,0454	0,4641	0,1197	0,8835
	<i>runtest threshold 0</i>	0,6807	0,5202	0,7442	0,2390	0,3965	0,4099	0,2832	0,0143	0,1233	0,2975	0,5742
	<i>adjusted up&down</i>	0,0904	0,4626	0,0236	0,3881	0,0590	0,6156	0,2790	0,2628	0,3154	0,8474	0,8469
	<i>adjusted up&down threshold 0</i>	0,1437	0,8467	0,0236	0,5302	0,0976	0,7869	0,1887	0,1133	0,3154	0,8474	0,671
	<i>Lo-MacKinlay 2</i>	0,566	0,826	0,156	0,427	0,580	0,727	0,562	0,030	0,057	0,229	0,820
	<i>Lo-MacKinlay 4</i>	0,324	0,230	0,041	0,299	0,279	0,655	0,128	0,039	0,069	0,903	0,312
	<i>Lo-MacKinlay 8</i>	0,410	0,312	0,112	0,260	0,511	0,589	0,149	0,082	0,101	0,904	0,320
	<i>Lo-MacKinlay 16</i>	0,435	0,315	0,201	0,462	0,511	0,742	0,194	0,256	0,292	0,987	0,423
2009-2010	<i>runtest</i>	0,5931	0,7333	0,8091	0,3468	0,6627	0,1179	0,0249	0,8076	0,9610	0,0576	0,6627
	<i>runtest threshold 0</i>	0,8404	0,6619	0,9938	0,3189	0,5856	0,0243	0,0493	0,7055	0,5787	0,2927	0,5512
	<i>adjusted up&down</i>	0,7294	0,5376	0,7020	0,8447	0,2198	0,0133	0,3546	0,8775	0,6165	0,2176	0,3188
	<i>adjusted up&down threshold 0</i>	0,4196	0,5376	0,8784	0,8447	0,2198	0,0249	0,3546	0,8775	0,4642	0,2176	0,2198
	<i>Lo-MacKinlay 2</i>	0,963	0,608	0,524	0,492	0,490	0,104	0,270	0,609	0,922	0,316	0,902
	<i>Lo-MacKinlay 4</i>	0,772	0,710	0,587	0,792	0,518	0,658	0,191	0,574	0,707	0,300	0,932
	<i>Lo-MacKinlay 8</i>	0,759	0,385	0,607	0,898	0,583	0,443	0,134	0,686	0,867	0,754	0,913
	<i>Lo-MacKinlay 16</i>	0,739	0,780	0,600	0,794	0,566	0,525	0,230	0,395	0,777	0,880	0,631

Tabela 15
p-value dla testów serii oraz wybranych testów wariancji Lo-MacKinlaya

Okres	Test	Szereg									
		<i>lr_px</i>	<i>lr_ipsa</i>	<i>lr_omxt</i>	<i>lr_omxv</i>	<i>lr_omxr</i>	<i>lr_klci</i>	<i>lr_wig</i>	<i>lr_wig20</i>	<i>lr_sti</i>	<i>lr_xu</i> <i>lr_bux</i>
2005-2007	<i>runtest</i>	0,8831	0,0032	0	0,0032	0,7309	0,4012	0,2029	0,2813	0,0392	0,7694 0,6243
	<i>runtest threshold 0</i>	0,9153	0,0059	0	0,0174	0,4616	0,1666	0,1721	0,1926	0,0937	0,3364 0,1314
	<i>adjusted up&down</i>	0,8766	0,0622	0,0085	0,1796	0,7854	0,1090	0,4383	0,2610	0,7266	0,3739 0,8463
	<i>adjusted up&down threshold 0</i>	0,9381	0,1027	0,0042	0,1796	0,7854	0,0383	0,5874	0,5100	0,9072	0,5110 0,8463
	<i>Lo-MacKinlay 2</i>	0,298	0,530	0,005	0,014	0,164	0,012	0,167	0,673	0,969	0,432 0,064
	<i>Lo-MacKinlay 4</i>	0,291	0,964	0,005	0,044	0,157	0,014	0,076	0,421	0,690	0,183 0,040
2007-2009	<i>Lo-MacKinlay 8</i>	0,958	0,656	0,004	0,040	0,092	0,182	0,248	0,769	0,442	0,464 0,097
	<i>Lo-MacKinlay 16</i>	0,971	0,995	0,001	0	0,013	0,244	0,476	0,998	0,586	0,901 0,419
	<i>runtest</i>	0,7694	0,0002	0,0311	0,1963	0,3503	0,0190	0,4621	0,5238	0,1560	0,8068 0,3757
	<i>runtest threshold 0</i>	0,7102	0,0002	0,0326	0,4420	0,0474	0,0099	0,7448	0,5667	0,0057	0,6983 0,3956
	<i>adjusted up&down</i>	0,3739	0,0390	0,3939	0,7530	0,3119	0,0694	0,7859	0,7859	0,3529	1 0,7851
	<i>adjusted up&down threshold 0</i>	0,6706	0,0672	0,5352	0,5819	0,2132	0,0401	0,7859	0,3320	0,4859	1 0,9689
2009-2010	<i>Lo-MacKinlay 2</i>	0,594	0,064	0,085	0,401	0,985	0,146	0,133	0,578	0,770	0,176 0,190
	<i>Lo-MacKinlay 4</i>	0,661	0,054	0,009	0,314	0,878	0,315	0,243	0,852	0,665	0,474 0,986
	<i>Lo-MacKinlay 8</i>	0,774	0,337	0,004	0,214	0,760	0,351	0,208	0,834	0,591	0,907 0,945
	<i>Lo-MacKinlay 16</i>	0,771	0,773	0,001	0,035	0,419	0,533	0,571	0,766	0,791	0,940 0,774
	<i>runtest</i>	0,1713	0,0861	0,4929	0,2790	0,0160	0,2029	0,5586	0,3296	0,4630	0,5915 0,4950
	<i>runtest threshold 0</i>	0,4362	0,0459	0,4836	0,2075	0,0910	0,0110	0,8664	0,2351	0,3788	0,7753 0,6681
2009-2010	<i>adjusted up&down</i>	0,4394	0,0523	0,8463	0,2273	0,1734	0,2296	0,2977	0,4179	0,5615	0,7869 0,7285
	<i>adjusted up&down threshold 0</i>	0,5883	0,004	0,3326	0,3303	0,1734	0,0330	0,4179	0,4179	0,9075	0,7869 0,7285
	<i>Lo-MacKinlay 2</i>	0,696	0,043	0,096	0,112	0,198	0,001	0,263	0,685	0,131	0,475 0,543
	<i>Lo-MacKinlay 4</i>	0,857	0,274	0,160	0,074	0,228	0,005	0,951	0,386	0,101	0,665 0,408
	<i>Lo-MacKinlay 8</i>	0,746	0,210	0,034	0,042	0,226	0,011	0,854	0,334	0,199	0,930 0,390
	<i>Lo-MacKinlay 16</i>	0,934	0,103	0,001	0,001	0,430	0,014	0,928	0,287	0,236	0,730 0,621

Tabela 16
p-value dla testów na brak przyczynowości pomiędzy wskazanymi zmiennymi

Okres	Test	Indeks										
		aoi	omxh	cac	nkx	dax	oseax	omxs	djc	ndq	ftm	fmlb
2005-2007	efektywność	-	0,006	0,033	0,381	0,213	0,001	-	0,375	0,018	0,289	0,313
	ln_volume ↗ ln_index	-	0,166	0,039	0,511	0,153	0,008	-	0,195	0,010	0,262	0,209
	transparentność	-	0,934	0,126	0,409	0,005	0,796	-	0,087	0,361	0,214	0,056
	ln_index ↗ ln_volume	-	0,010	0,089	0,602	0,001	0,562	-	0,323	0,204	0,193	0,010
	logreturn ↗ ln_volume	-	0	0	0	0	0	-	0	0	0	0
	ln_volume ↗ absolute logreturn	-	0	0	0	0	0	-	0	0	0	0
2007-2009	efektywność	-	0,751	0,290	0,886	0,277	0,851	0,424	0,858	0,518	0,256	0,821
	ln_volume ↗ ln_index	-	0,803	0,269	0,869	0,258	0,874	0,460	0,762	0,496	0,219	0,968
	transparentność	-	0,004	0,003	0,029	0,016	0,476	0,323	0	0	0,269	0,031
	ln_index ↗ ln_volume	-	0,005	0,002	0,028	0,023	0,351	0,285	0	0	0,325	0,132
	logreturn ↗ ln_volume	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	ln_volume ↗ absolute logreturn	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2009-2010	efektywność	-	0,812	0,329	0,069	0,790	0,761	0,002	0,663	0,133	0,863	0,693
	ln_volume ↗ ln_index	-	0,994	0,169	0,105	0,914	0,224	0,015	0,973	0,209	0,653	0,673
	transparentność	-	0,100	0,228	0,472	0,082	0,382	0,039	0,001	0,145	0,413	0,173
	ln_index ↗ ln_volume	-	0,687	0,342	0,659	0,044	0,732	0,022	0,011	0,156	0,807	0,143
	logreturn ↗ ln_volume	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	ln_volume ↗ absolute logreturn	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Uwaga: myślnik (-) oznacza brak wystarczającej liczby obserwacji potrzebnych do wyestymowania parametrów odpowiedniego modelu VAR.

Tabela 17
p-value dla testów na brak przyczynowości pomiędzy wskazanymi zmiennymi

Okres	Test	Indeks										
		px	ipsa	omxt	omxv	omxr	kpci	wig	wig20	sti	xu	bux
2005-2007	efektywność	-	-	0,927	-	0,502	0,185	0,859	0,528	-	0,583	0,334
	ln_volume ↗ ln_index	-	-	0,908	-	0,511	0,141	0,082	0,092	-	0,545	0,296
	transparentność	-	-	0,481	-	0,311	0,010	0,689	0,724	-	0,019	0,350
	ln_index ↗ ln_volume logreturn ↗ ln_volume	-	-	0,730	-	0,296	0,010	0,200	0,795	-	0,014	0,263
2007-2009	głębokość	-	-	0	-	0	0	0	0	-	0	0
	ln_volume ↗ ln_index	0,196	-	0,278	0,227	0,307	0,158	0,324	0,043	0,673	0,248	0,518
	ln_volume ↗ logreturn	0,217	-	0,329	0,183	0,236	0,195	0,335	0,056	0,725	0,318	0,434
	transparentność	0,028	-	0,763	0,164	0,302	0,069	0,793	0,987	0,286	0,008	0,104
2009-2010	głębokość	0,021	-	0,644	0,197	0,360	0,074	0,785	0,011	0,434	0,008	0,084
	ln_volume ↗ ln_index logreturn ↗ ln_volume	0	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	efektywność	0,007	-	0,469	0,072	0,854	0,264	0,775	0,468	0,612	0,157	0,611
	ln_volume ↗ logreturn	0,003	-	0,716	0,057	0,768	0,734	0,744	0,548	0,476	0,380	0,067
2009-2010	transparentność	0,194	-	0,062	0	0,392	0,010	0,097	0,289	0,11	0,012	0,783
	ln_index ↗ ln_volume logreturn ↗ ln_volume	0,085	-	0,006	0	0,483	0,008	0,047	0,451	0,165	0,003	0,809
	głębokość	0	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	ln_volume ↗ absolute logreturn	0	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Uwaga: myślnik (-) oznacza brak danych potrzebnych do wyestymowania parametrów odpowiedniego modelu VAR.

Tabela 19
p-value testów BDS oraz Kočendy dla rynków wschodzących w latach 2005–2007

Test	ε/δ	Wymiar zanurzenia	Szereg										
			lr_{px}	lr_{ipsa}	lr_{omxt}	lr_{omxv}	lr_{omxr}	lr_{klci}	lr_{wig}	lr_{wig20}	lr_{sti}	lr_{xu}	lr_{bux}
BDS	2	2	0	0	0	0	0	0	0,6252	0,7791	0,0449	0,0062	0,0002
	2	3	0	0	0	0	0	0	0,6073	0,7905	0,0222	0,0002	0
	2	4	0	0	0	0	0	0	0,2772	0,4763	0,0002	0,0001	0
	2	5	0	0	0	0	0	0	0,2012	0,3804	0	0	0
	2	6	0	0	0	0	0	0	0,0905	0,2131	0	0	0
	1,5	2	0	0	0	0	0	0	0,2512	0,6792	0,0412	0,0033	0
	1,5	3	0	0	0	0	0	0	0,7914	0,8984	0,0104	0,0001	0
	1,5	4	0	0	0	0	0	0	0,6565	0,6246	0,0001	0	0
	1,5	5	0	0	0	0	0	0	0,5092	0,5038	0	0	0
	1,5	6	0	0	0	0	0	0	0,2493	0,3162	0	0	0
	1	2	0	0	0	0	0	0	0,2333	0,4133	0,0701	0,0033	0,0001
	1	3	0	0	0	0	0	0	0,6016	0,5548	0,0102	0,0001	0
	1	4	0	0	0	0	0	0	0,8341	0,7055	0	0	0
	1	5	0	0	0	0	0	0	0,7330	0,5442	0	0	0
	1	6	0	0	0	0	0	0	0,3923	0,2696	0	0	0
Kočendy	0,5	2	0,0391	0,0391	0	0	0	0,0391	0,7266	0,6779	0,1143	0,0044	0,0001
	0,5	3	0,0026	0,0026	0	0	0	0,0026	0,8930	0,6932	0,0041	0,0024	0
	0,5	4	0	0	0	0	0	0	0,4446	0,8778	0	0,0022	0
	0,5	5	0	0	0	0	0	0	0,4239	0,7291	0	0,0005	0
	0,5	6	0	0	0	0	0	0	0,0127	0,8382	0	0	0
	–	2	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
Kočendy	–	3	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,10	0,01	0,01	0,01
	–	4	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
	–	5	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,05	0,01	0,01	0,01
	–	6	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,05	0,01	0,01	0,01
	–	6	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,05	0,01	0,01	0,01
	–	6	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,05	0,01	0,01	0,01

A comparison of selected stock market's efficiencies considering financial crisis of 2007–2009

Abstract

This paper contains quite complex empirical examination of the informative and operational efficiency of selected 20 capital markets before, during and after the subprime crisis of the 2007–2009 period. Reported results give insight on the relative efficiency of less developed capital markets, such as those of Central and Eastern Europe, compared to the most developed capital markets in the world. The main hypotheses of the paper were verified using tests for unit roots, Ljung-Box tests, runs tests, Lo-MacKinlay variance ratio tests, Granger causality tests and tests for nonlinear chaotic dependences (BDS and Kočenda tests). The results show that the efficiency of the emerging markets evolves in times of financial crisis similarly to the most developed ones.

Keywords: stock market, comparative analysis, random walk hypothesis, efficient market hypothesis

