

PRACE NAUKOWE

Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu

RESEARCH PAPERS

of Wrocław University of Economics

Nr 371

**Inwestycje finansowe i ubezpieczenia –
tendencje światowe a rynek polski**

Redaktorzy naukowci

Krzysztof Jajuga

Wanda Ronka-Chmielowiec



Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
Wrocław 2014

Redakcja wydawnicza: Jadwiga Marcinek
Redakcja techniczna: Barbara Łopusiewicz
Korekta: Barbara Cibis
Łamanie: Małgorzata Czupryńska
Projekt okładki: Beata Dębska

Informacje o naborze artykułów i zasadach recenzowania
znajdują się na stronie internetowej Wydawnictwa
www.pracnaukowe.ue.wroc.pl
www.wydawnictwo.ue.wroc.pl

Publikacja udostępniona na licencji Creative Commons
Uznanie autorstwa-Użycie niekomercyjne-Bez utworów zależnych 3.0 Polska
(CC BY-NC-ND 3.0 PL)



© Copyright by Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu
Wrocław 2014

ISSN 1899-3192
ISBN 978-83-7695-411-0

Wersja pierwotna: publikacja drukowana

Zamówienia na opublikowane prace należy składać na adres:
Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
tel./fax 71 36 80 602; e-mail: econbook@ue.wroc.pl
www.ksiegarnia.ue.wroc.pl

Druk i oprawa: TOTEM

Spis treści

Wstęp	9
Waldemar Aspadarec: Wyniki inwestycyjne funduszy hedge po doświadczeniach kryzysu finansowego	11
Aleksandra Baszczyńska: Metoda jądrowa w analizie finansowych szeregów czasowych.....	23
Katarzyna Byrka-Kita, Mateusz Czerwiński, Agnieszka Perepeczo: Reakcja akcjonariuszy na sprzedaż znaczących pakietów akcji.....	32
Katarzyna Byrka-Kita, Dominik Rozkrut: Ryzyko jako determinanta premii z tytułu kontroli – empiryczna weryfikacja.....	43
Iwona Chomiak-Orsa, Piotr Staszkiwicz: Reduced form of the standard approach for operational risk for economic capital assessment	54
Tadeusz Czernik: Efekt histerezy – wycena opcji i implikowana zmienność	65
Tadeusz Czernik, Daniel Iskra: Modyfikacja geometrycznego ruchu Browna oparta na czasie przebywania. Wycena instrumentów pochodnych, implikowana zmienność – badania symulacyjne.....	75
Magdalena Frasyniuk-Pietrzyk, Radosław Pietrzyk: Efektywność inwestycji funduszy emerytalnych w Polsce – wybrane problemy.....	88
Monika Hadaś-Dyduch: Produkty strukturyzowane – ujęcie algorytmiczne zysku z uwzględnieniem oddziaływania wskaźników rynku finansowego	101
Magdalena Homa: Wpływ strategii inwestycyjnej ubezpieczonego na rozkład wartości portfela ubezpieczeniowego w UFK.....	112
Marietta Janowicz-Lomott, Krzysztof Łyskawa: Kształtowanie indeksowych ubezpieczeń upraw oparte na indywidualizmie w postrzeganiu ryzyka przez gospodarstwa rolne w Polsce	123
Łukasz Jasiński: Innowacje produktowe w ubezpieczeniach zdrowotnych w Polsce.....	137
Lidia Karbownik: Determinanty zagrożenia finansowego przedsiębiorstw sektora TSL w Polsce.....	149
Tomasz Karczyński, Edward Radośniński: Ocena relacji pomiędzy trendami giełd światowych a trendami giełd Europy Środkowowschodniej na przykładzie warszawskiej Giełdy Papierów Wartościowych	165
Krzysztof Kowalke: Efektywność informacyjna Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie	177
Mieczysław Kowerski: Uwagi dotyczące sposobu liczenia stopy wypłaty dywidendy.....	188

Robert Kurek: Systemy informacyjne nadzoru ubezpieczeniowego.....	203
Agnieszka Majewska: Porównanie strategii zabezpieczających portfel akcji z wykorzystaniem kontraktów <i>futures</i> na WIG20 w okresach spadków i wzrostów cen	213
Tomasz Miziołek: Ocena efektywności zarządzania funduszami ETF posiadającymi ekspozycję na polski rynek akcji	224
Joanna Olbryś: Efekt przedziałowy parametru ryzyka systematycznego na GPW w Warszawie SA	236
Andrzej Paliński: Wykorzystanie wartości likwidacyjnej aktywów kredytobiorcy i metody Monte Carlo do wyznaczenia oprocentowania kredytu bankowego.....	245
Jarosław Pawłowski: Zarządzanie ryzykiem pogodowym – przykład wykorzystania pogodowego instrumentu pochodnego przez producenta piwa w Polsce.....	255
Dorota Pekasiewicz: Wybrane testy zgodności dotyczące rozkładów statystyk ekstremalnych i ich zastosowanie w analizach finansowych.....	268
Marcin Salamaga: Efektywność krótkoterminowych inwestycji w złoto	278
Anna Sroczyńska-Baron: Analiza wysokości progu oferty obowiązkowej przy przejściach spółek w oparciu o teorię gier kooperacyjnych	289
Waldemar Tarczyński: Ocena różnych wariantów fundamentalnego portfela papierów wartościowych	298
Magdalena Ulrichs: Zmiany strukturalne na polskim rynku finansowym a sfera realna gospodarki – analiza empiryczna	310
Stanisław Wanat: Efekt dywersyfikacji ryzyka w Solvency II w świetle wyników ilościowego badania wpływu QIS5	320
Ryszard Węgrzyn: Ocena trafności prognoz zmienności indeksu WIG20 konstruowanych na podstawie wybranych modeli klasy GARCH oraz rynkowej zmienności implikowanej.....	331
Stanisław Wieteska: Wybuch jako element ryzyka w ubezpieczeniach od ognia i innych zdarzeń losowych.....	344
Marcelina Więckowska: Obligacje w zarządzaniu ryzykiem katastroficznym	359
Piotr Wybieralski: Zastosowanie wybranych instrumentów pochodnych w warunkach ograniczonej dostępności limitów skarbowych na walutowym rynku pozagieldowym	371
Dariusz Zarzecki: Koszt kapitału, płynność i ryzyko – analiza sektorowa na rynku amerykańskim	383

Summaries

Waldemar Aspadarec: Investment performance of hedge funds after the financial crisis	22
Aleksandra Baszczyńska: Kernel method in the analysis of financial time series	31
Katarzyna Byrka-Kita, Mateusz Czerwiński, Agnieszka Perepeczo: Market reactions to transfer of control within block trades in public companies – empirical evidence	42
Katarzyna Byrka-Kita, Dominik Rozkrut: Risk as a determinant of control premium – empirical evidence.....	53
Iwona Chomiak-Orsa, Piotr Staszkiwicz: Zredukowana forma metody standardowej do oceny kapitału ekonomicznego	64
Tadeusz Czernik: Hysteretic-like effect – derivative pricing and implied volatility	74
Tadeusz Czernik, Daniel Iskra: Modified geometric Brownian motion – occupation time approach. Derivative pricing, implied volatility – simulations.....	87
Magdalena Frasyniuk-Pietrzyk, Radosław Pietrzyk: Pension funds performance in Poland – selected problems	100
Monika Hadaś-Dyduch: Valuation of structured product according to algorithmic interaction with regard to the financial market	110
Magdalena Homa: Effect of investment strategy for the distribution of the portfolio value in unit-linked insurance.....	121
Marietta Janowicz-Lomott, Krzysztof Łyskawa: Individualism in risk perception by farms in Poland and in the development of insurance products	136
Łukasz Jasiński: Product innovations in health insurances in Poland.....	148
Lidia Karbownik: Determinants of financial threat of the enterprises from transport, forwarding and logistic sector in Poland	164
Tomasz Karczyński, Edward Radosiński: Assessment of relation between global and Central Europe stock market trends on the example of the Warsaw Stock Exchange	176
Krzysztof Kowalke: Effectiveness of information on the Warsaw Stock Exchange	187
Mieczysław Kowerski: Some remarks on the calculation of the dividend payout ratio	202
Robert Kurek: Information systems of insurance supervision	212
Agnieszka Majewska: Comparison of hedging using futures on WIG20 in periods of price increases and decreases	223
Tomasz Miziolek: Evaluation of the effectiveness of management exchange-traded funds having exposure on the Polish equity market	235

Joanna Olbryś: Intervalling effect bias in beta: empirical results in the Warsaw Stock Exchange	244
Andrzej Paliński: Bank loan pricing with use the of the Monte Carlo method and the liquidation value of borrower's assets.....	254
Jarosław Pawłowski: Weather risk management – example of using weather derivative by a producer of beer in Poland	267
Dorota Pekasiewicz: Selected tests of goodness of extreme distributions and their application in financial analyses.....	277
Marcin Salamaga: The effectiveness of short-term investment in gold	288
Anna Sroczyńska-Baron: The analysis of the limit of obligatory offer based on the theory of cooperative games	297
Waldemar Tarczyński: Assessment of different variants of fundamental portfolio of securities.....	309
Magdalena Ulrichs: Structural changes on the Polish financial market and the real economy – an empirical analysis	319
Stanisław Wanat: The diversification effect in Solvency II in the light of the fifth quantitative impact study	330
Ryszard Węgrzyn: Assessment of the forecasts accuracy of the WIG20 index volatility constructed on the basis of selected models of the GARCH class and market implied volatility.....	343
Stanisław Wieteska: Explosion as an element of risk in insurance from fire and other random events.....	358
Marcelina Więckowska: Bonds for catastrophe risk management.....	370
Piotr Wybieralski: The application of selected currency derivatives in terms of constrained amounts of treasury limits in the OTC market.....	382
Dariusz Zarzecki: Cost of capital, liquidity and risk – sectoral analysis on the American capital market.....	411

Tomasz Karczyński, Edward Radosiński

Politechnika Wroclawska

e-mails: tomasz.karczynski@pwr.wroc.pl; edward.radosinski@pwr.wroc.pl

OCENA RELACJI POMIĘDZY TRENDAMI GIEŁD ŚWIATOWYCH A TRENDAMI GIEŁD EUROPY ŚRODKOWOSCHODNIEJ NA PRZYKŁADZIE WARSZAWSKIEJ GIEŁDY PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH

Streszczenie: W pracy zaprezentowana została idea badawcza oraz wyniki badań mających na celu ocenę stopnia zbieżności notowań indeksów polskiej giełdy papierów wartościowych oraz notowań indeksów czołowych giełd światowych. Celem pracy jest zweryfikowanie hipotezy badawczej zakładającej istnienie znacząco statystycznej korelacji między trendami giełd światowych a trendami giełd Europy Środkowoschodniej. Jako przykład giełdy środkowoschodniej arbitralnie wybrana została warszawska Giełda Papierów Wartościowych.

Słowa kluczowe: Analiza rynków giełdowych, giełda papierów wartościowych, modele ekonometryczne, korelacja a przyczynowość, zależność między rynkami giełdowymi, relacje, trendy.

DOI: 10.15611/pn.2014.371.14

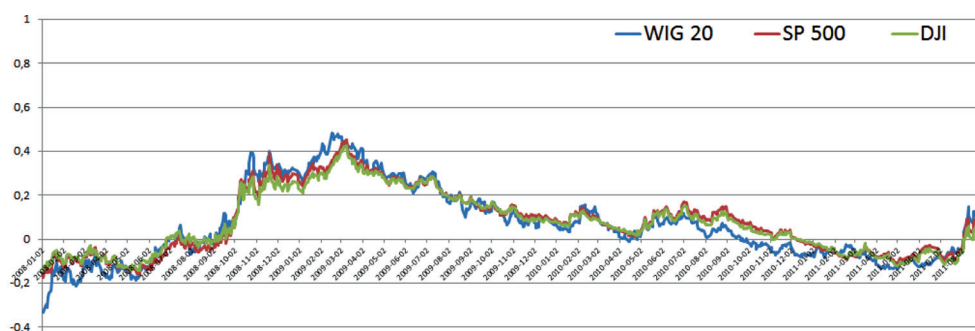
1. Wstęp

Kryzys gospodarczy, którego punktem kulminacyjnym był upadek banku Lehman Brothers, odcisnął swoje piętno nie tylko na rynku amerykańskim, ale również na rynkach całego świata. Powszechnie panująca niepewność na rynkach kapitałowych była dyskontowana przez inwestorów również na rynku rodzimym. Pomimo stosunkowo dobrego stanu polskiej gospodarki w latach 2007-2011 zachowanie rynku giełdowego w znaczącej mierze determinowane było przez sygnały pochodzące z rynków gospodarek wysokorozwiniętych, zwłaszcza z rynków europejskich. Empiryczne obserwacje rynku giełdowego w Polsce w latach 2007-2011, dokonane przez autorów niniejszej publikacji, były przyczyną wysnucia hipotezy o dominującym wpływie zachowania giełdy frankfurckiej i nowojorskiej na giełdę warszawską. Powszechnie obserwowane zjawisko wyczekiwania inwestorów giełd rynków środ-

kowoeuropejskich na ruchy inwestycyjne na rynkach niemieckim i amerykańskim skłoniły autorów do przeprowadzenia szczegółowej analizy wpływu tychże rynków na rynek rodzimy. W ramach niniejszej publikacji przedstawione zostaną wyniki modeli ekonometrycznych opisujące stopień zależności notowań na rynku warszawskim od notowań wybranych giełd z całego świata.

2. Motywacja badawcza

Zainteresowanie autorów analizą stopnia zależności między rynkami giełdowymi zrodziła się dzięki wykresowi obrazującemu notowania indeksu WIG 20 oraz SP 500 w latach 2008 i 2011.



Rys. 1. Notowania indeksów giełdowych w latach 2008-2011 (wartości normalizowane)

Źródło: opracowanie własne.

Wartości notowań indeksów zostały poddane normalizacji wartością średnią w analizowanym czasie. Stopień zbieżności wykresów sugeruje bowiem istnienie silnej korelacji między notowaniami. Na wykresach analizowanych indeksów widoczna jest nie tylko zbieżność w trendzie głównym, ale również w trendach średnio-, a nawet krótkoterminowych. Notowania indeksów SP 500 i DJI związane są z amerykańskim rynkiem papierów wartościowych. Rynek amerykański jest obecnie największym rynkiem kapitałowym na świecie. Przesłanki te skłoniły autorów do przyjęcia założenia, że to indeks WIG 20, związany z mniejszym rynkiem, zależny jest od indeksów SP 500 i DJI.

3. Hipoteza badawcza

Przedstawiony powyżej rysunek oraz obserwacje empiryczne stały się podstawą do wysnucia hipotezy badawczej o istnieniu silnej korelacji pomiędzy trendami giełd światowych a trendami giełd Europy Środkowowschodniej. W celu potwierdzenia niniejszej hipotezy autorzy postanowili przeprowadzić szereg analiz statystycznych

modeli ekonometrycznych. Idea badawcza, weryfikująca postawioną hipotezę, polegała na opracowaniu możliwie obszernego zbioru modeli ekonometrycznych opisujących zachowania indeksu WIG 20 za pomocą indeksów związanych z innymi rynkami giełdowymi. Indeks WIG 20 został wybrany arbitralnie, jako indeks związany z jedną z największą giełdą papierów wartościowych w Europie Środkowo-wschodniej. Dokonując pomiaru podstawowych charakterystyk opisujących opracowane modele ekonometryczne, możliwe jest zweryfikowanie postawionej hipotezy.

4. Dane badawcze

Na potrzeby badawcze zebrane zostały dane z roku 2009 dotyczące wartości na zamknięciu siedmiu indeksów giełdowych:

- WIG 20 – indeks giełdy w Warszawie;
- DAX – indeks giełdy we Frankfurcie;
- CAC – indeks giełdy w Paryżu;
- FUTE – indeks giełdy w Londynie;
- HANGSENG – indeks giełdy w Hongkongu;
- DJI – indeks giełdy w Nowym Jorku (wartość na otwarciu sesji);
- RTS – indeks moskiewskiej giełdy.

Zebrane dane zostały poddane operacji unifikacji, mającej na celu wyeliminowanie wszystkich tych sesji giełdowych, które nie były wspólne dla wszystkich siedmiu analizowanych indeksów giełdowych. Jeśli z pewnych powodów danego dnia nie odbyła się sesja na giełdzie związanej choćby z jednym analizowanym indeksem, wszystkie pozostałe notowania indeksów tego dnia również nie były brane pod uwagę podczas zbierania danych do analizy. Ponadto wartość każdego indeksu została znormalizowana do wartości wyrażonej w walucie PLN. Powodem normalizacji było wyeliminowanie dodatkowego wpływu wahania kursu PLN względem walut związanych z rynkami kapitałowymi analizowanych giełd. Poniżej zaprezentowana została idea obliczania wartości normalizowanych dla sesji X indeksu giełdowego giełdy G :

$$IndexNorm_{(X,G)} = Index_{(X,G)} \times KursWaluty_{(X,G)}.$$

Nieprzypadkowe było również zebranie danych z roku 2009. W roku tym wszystkie analizowane indeksy giełdowe odnotowały swoje wieloletnie minima, nastąpiło również odwrócenie silnego trendu spadkowego rozpoczętego na giełdach światowych ok. roku 2007. Powszechnie panujący strach, że chwilowe wzrosty mają jedynie charakter korekty technicznej panującego trendu spadkowego, stworzył bardzo dogodne warunki do analizy korelacji rynków giełdowych. Zasadna wydaje się teza o wzmocnieniu się zjawiska korelacji między notowaniami indeksów giełdowych rynków wschodzących a indeksami giełdowymi rynków wysokorozwiniętych. Uzasadnieniem takiej tezy jest zależność gospodarcza i kapitałowa rynków wschodzą-

cych od rynków krajów rozwiniętych. Zachowanie się głównego indeksu WIG 20 na Warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych dla wielu inwestorów stanowi barometr stanu polskiej gospodarki zaliczanej do grona gospodarek wschodzących.

W celu dokonania szczegółowej analizy stopnia zależności notowań indeksu WIG 20 od pozostałych analizowanych indeksów giełdowych opracowane zostały modele ekonometryczne. Podstawowym problemem modeli ekonometrycznych opartych na surowych danych była wysoka wartość stopnia autokorelacji składnika losowego. Wartość ta, mierzona np. współczynnikiem Durбина–Watsona często wykluczała poprawność opracowywanych modeli. W celu wyeliminowania tego zjawiska dane dotyczące notowań indeksów giełdowych zostały poddane operacji wygładzania wykładniczego. Wykorzystana została tutaj metodyka budowy wykładniczego szeregu średnich ruchomych, tzw. EMA. Dla sesji giełdowej X indeksu giełdowego G średnia EMA yliczana jest według wzoru.

$$EMA_X = \frac{G_X + a \times G_{X-1} + a^2 \times G_{X-2} + \dots + a^{n-1} \times G_{X-n-1}}{1 + a + a^2 + a^3 + \dots + a^{n-1}}.$$

Bardzo znacząca dla procesu obliczania wykładniczej średniej ruchowej EMA jest wartość współczynnika wykładniczego a oraz długość badanego ciągu n kolejno następujących po sobie sesji giełdowych. W przypadku analizowanych danych długość ciągu została ogólnie ustalona na 25 kolejnych sesji giełdowych. W kolejnych krokach analizy zbudowane zostały modele ekonometryczne oparte na średniej EMA, których celem było wyjaśnienie zachowania wykładniczej średniej kroczącej związanej z indeksem WIG 20 na podstawie średnich EMA pozostałych indeksów giełdowych. Każdy z modeli przybierał postać:

$$EMA_{WIG\ 20} = \beta_1 \times EMA_{DAX} + \beta_2 \times EMA_{CAC} + \dots + \beta_6 \times EMA_{RTS} + \beta_0.$$

Modele ekonometryczne powstały na podstawie 25 kolejnych wartości średnich kroczących EMA. Długość ciągu badawczego została ustalona w sposób empiryczny. Pożądane jest opracowanie modelu w oparciu o jak największą liczbę przypadków. Opracowanie modeli ekonometrycznych opartych na zwiększonej liczbie przypadków zmiennych objaśniających skutkowało znaczącym spadkiem wartości współczynnika Durбина–Watsona. Spadek wartości współczynnika poza dopuszczalne wartości był skrajnie niepożądany, gdyż potwierdzał istotną wadę modeli – autokorelację składników losowych. W kroku kolejnym, na podstawie badań empirycznych, ustalona została wartość współczynnika wygładzania a . Podstawowym kryterium optymalizacji wartości współczynnika a było uzyskanie jak największej wartości średniej współczynnika Durбина–Watsona dla wszystkich opracowanych modeli ekonometrycznych, przy jednoczesnym zachowaniu wysokiej wartości R^2 – średniej dopasowania modeli. Obserwacje empiryczne potwierdziły, że im niższe wartości współczynnika a , tym wyższa wartość średnia współczynnika Durбина–Watsona i niższa wartość średnia R^2 analizowanych modeli. W procesie optymaliza-

cji współczynnika a przyjęto regułę, że wartość współczynnika ulega zmniejszeniu w kolejnych krokach optymalizacji, dopóki wzrost średniej wartości współczynnika Durбина–Watsona jest większy od spadku średniej wartości R^2 . W wyniku procesu optymalizacji wartość współczynnika a została ustalona na poziomie 0,7. W załączniku 1. przedstawiono schemat opisujący algorytm budowy analizowanych modeli ekonometrycznych.

Spośród wszystkich 201 opracowanych modeli ekonometrycznych wyeliminowane zostały te z nich, w których wartość współczynnika Durбина–Watsona była niższa niż 0,86803. Jest to wartość graniczna testu Durбина–Watsona dla 6 zmiennych i 25 przypadków testowych przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$. Poniżej tej wartości należy przyjąć hipotezę o istnieniu niepożądanego autokorelacji reszt modelu ekonometrycznego. Należy podkreślić, że wartość współczynnika Durбина–Watsona, mieszcząca się w przedziale tzw. niekonkluzywności, nie powoduje wykluczenia modelu.

Tabela 1. Parametry badawcze

Długość ciągu EMA	25 sesji
Współczynnik wykładniczy	0,7
Liczba przypadków dla modelu	25 sesji
Liczba opracowanych modeli	201
Wartość graniczna współczynnika Durбина–Watsona determinująca eliminację modelu	0,868
Liczba zaakceptowanych modeli	173
Wartość średnia współczynnika R^2	0,945
Średnia wartość współczynnika Durбина–Watsona	1,498
Średnia wartość wyrazu wolnego	1570

Źródło: opracowanie własne.

Godny odnotowania jest fakt bardzo wysokiej wartości współczynnika dopasowania modelu R^2 .

5. Wstępna analiza danych

Analiza danych rozpoczęta została od surowego porównania stopnia korelacji między notowaniami indeksów giełdowych związanych z konkretnymi zmiennymi objaśniającymi i zmienną objaśnianą.

Należy zwrócić szczególną uwagę na bardzo wysoką wartość współczynnika korelacji między notowaniami indeksu WIG 20 a notowaniami indeksów analizowanych. Wyjątek stanowią notowania amerykańskiego indeksu DJI, które są skorelowane w wyraźnie mniejszym stopniu z notowaniami WIG 20.

Tabela 2. Wartości współczynnika korelacji między analizowanymi indeksami giełdowymi a notowaniami WIG 20

	Wartość korelacji danych normalizowanych kursem	Wartość korelacji danych surowych
DAX	0,9401	0,9930
DJI	0,6150	0,9699
FTSE	0,9055	0,9644
CAC	0,9187	0,9552
HANGSENG	0,9254	0,9619
RTS	0,9318	0,9683

Źródło: opracowanie własne.

Z punktu widzenia analizowanego problemu należy zwrócić szczególną uwagę na standaryzowaną postać wartości współczynnika β każdej zmiennej modelu. Za pomocą tego współczynnika możliwe jest porównywanie ważności predyktorów w modelu. Wartości bliskie 0 oznaczają znikomą zależność pomiędzy predyktorem, tj. zmienną związaną z notowaniami konkretnego zagranicznego indeksu giełdowego, a zmienną zależną związaną z notowaniami indeksu WIG 20. Interpretacja współczynnika β zbliżona jest do interpretacji współczynnika korelacji. Wartości ujemne informują, że wzrost wartości danego predyktora wpływa na zmniejszenie wartości zmiennej objaśnianej. Wartość dodatnia informuje natomiast, że wzrost wartości danego predyktora wpływa na zwiększenie wartości zmiennej objaśnianej. Standaryzowanie współczynnika β pozwala na porównywanie siły oddziaływania konkretnych indeksów giełdowych, ponieważ zniesiony zostaje efekt nierównej skali zmiennej i różnic w wartościach kowariancji zmiennych objaśnianych. Ponadto wyeliminowany został wpływ wyrazu wolnego na wartość modelu. Wynosi on zawsze 0. Poniżej zaprezentowana została tabela zawierająca średnie wartości standaryzowane współczynników β dla wszystkich analizowanych modeli ekonometrycznych.

Tabela 3. Średnie wartości współczynników zmiennych objaśniających

	Średnia wartość współczynnika w modelach	Średnia standaryzowana wartość współczynnika w modelach
DAX	0,1278	1,5122
DJI	-0,4984	-0,3350
FTSE	-0,0235	-0,3745
CAC	-0,0469	-0,3618
HANGSENG	0,0039	0,1399
RTS	0,8499	0,0150

Źródło: opracowanie własne.

Kolejną bardzo istotną informacją obliczoną na potrzeby niniejszej analizy danych jest wartość testu istotności zmiennej objaśniającej. Test ten informuje, przy zadanym poziomie istotności, czy zmienna obrazująca notowania konkretnego indeksu giełdowego jest istotnie ważna z punktu widzenia modelu ekonometrycznego. Przy poziomie istotności równym 0,05 każda wartość niższa informuje o tym, że zmienna jest istotna i nie powinna zostać pominięta przy budowie modelu ekonometrycznego. Analogicznie, każdą wartość testu wyższą od 0,05 dla danej zmiennej objaśniającej należy uznać za argument do jej wyeliminowania ze zbioru zmiennych modelu. Poniżej zaprezentowana została tabela zawierająca średnie wartości testu istotności.

Tabela 4. Średnie wartości testu istotności zmiennych

	Średnia wartość testu istotności zmiennej	Procent przypadków odrzuconych
DAX	0,1150	34%
DJI	0,1409	42%
FTSE	0,2290	58%
CAC	0,2414	52%
HANGSENG	0,2454	63%
RTS	0,2284	50%

Źródło: opracowanie własne.

Należy podkreślić, że wartości średnie testu istotności zmiennej wyższe niż 0,05 informują tylko, że wśród opracowanych modeli ekonometrycznych znajdują się również takie modele, w których dana zmienna powinna zostać pominięta. Na potrzeby pełniejszej analizy danych obliczony został procentowy udział przypadków modeli ekonometrycznych, w których konkretne zmienne objaśniające związane z konkretnymi indeksami giełdowymi powinny zostać pominięte.

6. Podsumowanie i wnioski

Przystępując do omówienia wniosków na podstawie przedstawionej analizy, należy zwrócić szczególną uwagę na tzw. pułapkę korelacji. Autorzy niniejszego artykułu są świadomi, że korelacja nie musi implikować przyczynowości. Przeprowadzona analiza statystyczna ma za zadanie jedynie wyznaczenie kierunku dalszych prac badawczych mających na celu odszukanie rzeczywistych zależności między rynkami giełdowymi.

Analiza korelacji uwydatniła bardzo wysoką wartość statystycznej zależności między wartościami notowań WIG 20 a pozostałymi analizowanymi indeksami giełdowymi. Najwyższa wartość współczynnika korelacji przyjmowana jest w przypadku notowań frankfurckiego indeksu DAX, najniższa – w przypadku nowojorskiego

indeksu DJI. Należy podkreślić, że wartość współczynnika obliczano na podstawie danych znormalizowanych kursem walut. Wartości współczynnika dla danych nie-normalizowanych utrzymują się na bardzo wysokim poziomie dla wszystkich indeksów giełdowych. Wartości dla indeksu DAX zdają się potwierdzać fakt wysokiej zależności zarówno rynku kapitałowego, jak i gospodarki polskiej od stanu gospodarki niemieckiej. Niska wartość współczynnika korelacji DJI może być tłumaczona znaczącymi wahaniami trendu notowań dolara amerykańskiego względem polskiej złotówki. Zmienność była znacznie silniejsza od zmienności obserwowanej w przypadku notowań waluty euro. Prezentacja graficzna została przedstawiona w Załączniku 2. W roku 2009 różnica między najniższymi a najwyższymi notowaniami USD wynosiła aż 1,19 PLN wobec różnicy 0,98 PLN w przypadku EUR. Po uwzględnieniu efektu bazy widać wyraźnie, że większe wahania notowań kursu mogą stanowić źródło różnic wartości współczynnika korelacji.

Kolejnym ważnym wnioskiem analizy danych jest fakt wysokiej wartości średniej wyrazu wolnego. W roku 2009 średnia wartość notowań indeksu WIG 20 wyniosła 1959 pkt. W opracowanych modelach ekonometrycznych średnia wartość wyrazu wolnego wyniosła 1570. Na potrzeby kolejnych badań, można zatem przyjąć hipotezę badawczą, że tylko ok. 25% wartości notowania indeksu WIG 20 zależna jest od pozostałych analizowanych indeksów giełdowych. Wartość ta zdaje się potwierdzać fakt dyskontowania przez rynki giełdowe dobrego stanu polskiej gospodarki w 2009 r. Należy przyjąć założenie, że wysoka wartość wyrazu wolnego względem wartości rzeczywistej notowań indeksu WIG 20 może świadczyć o wysokim poziomie niezależności notowań względem pozostałych analizowanych czynników.

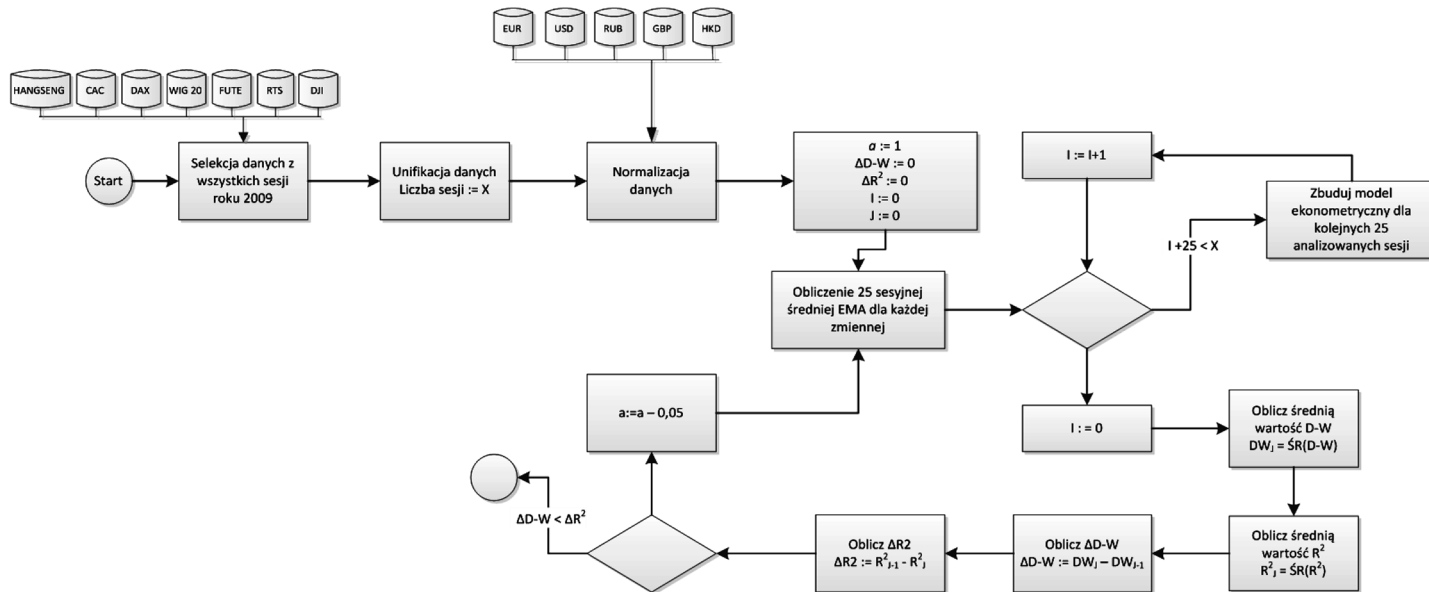
Opierając się na przeprowadzonych analizach danych, należy zwrócić szczególną uwagę na średnie wartości współczynników przy zmiennych objaśniających w opracowanych modelach ekonometrycznych. Na ich podstawie możliwe jest oszacowanie sposobu i siły wpływu kolejnych współczynników na notowania indeksu WIG 20. Należy podkreślić, że wartości te mogą ulec diametralnym zmianom, jeśli zbiór zmiennych wyjaśniających zostanie zmodyfikowany. Spośród wszystkich analizowanych indeksów giełdowych największy wpływ na notowania WIG 20 wywierają notowania niemieckiego DAX. Analizując średnie wartości standaryzowane, bardzo istotne wydaje się, że zmienna związana z indeksem DAX wpływa średnio 5-krotnie silniej niż pozostałe analizowane zmienne. Istotna wydaje się również zbieżność kierunkowa. Wraz ze wzrostem wartości indeksu DAX rośnie przewidywana wartość indeksu WIG 20. Kolejny raz analiza danych pozwala potwierdzić tezę o wysokim stopniu zależności notowań giełdy warszawskiej od notowań giełdy frankfurckiej. Źródła tej zależności należy upatrywać w silnym powiązaniu gospodarki polskiej względem niemieckiej oraz w stosunkowo dobrej kondycji ekonomicznej obu gospodarek na tle światowym. Rynek polski zaliczany jest do grona tzw. rynków gospodarek wschodzących. Nie powinien zatem dziwić fakt, że zbieżność kierunkowa obserwowana jest również w przypadku moskiewskiego indeksu

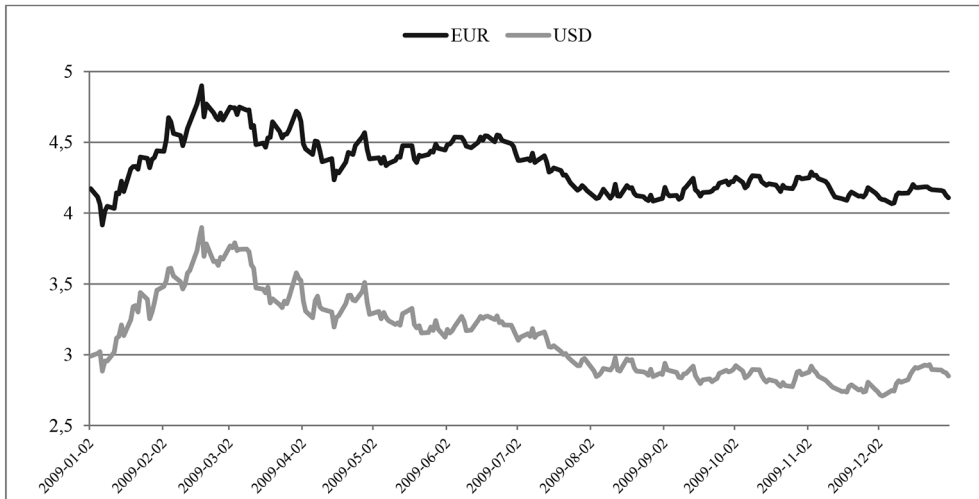
RTS oraz hongkońskiego indeksu HANGSENG. Obydwa rynki zaliczane są również do grona reprezentantów rynków wschodzących. W przypadku indeksów paryskiego CAC, londyńskiego FTSE i nowojorskiego DJI zbieżność kierunkowa nie została zachowana. Warto odnotowania wydają się bardzo zbliżone średnie wartości standaryzowanych współczynników przy zmiennych związanych z tymi indeksami giełdowymi. Taki stan tłumaczyć można zarówno złym stanem gospodarek związanych z tymi indeksami (przeciwny kierunek), jak również stosunkowo niską wartością bezpośrednich inwestycji kapitałowych tychże gospodarek na rynku rodzimym (niska wartość bezwzględna).

Ostatnim przeprowadzonym w ramach analizy danych testem był test istotności zmiennych. Jego założeniem było zweryfikowanie, jak często zmienna związana z konkretnym indeksem giełdowym jest pomijana przy budowie modelu ekonometrycznego. Jeśli zmienna często stanowi statystycznie istotny składnik opracowanych modeli, można uznać, że wywiera ona stabilny wpływ na notowania indeksu WIG 20. Ponownie jak w analizach wcześniejszych, również ta potwierdziła znaczący wpływ zmiennej objaśniającej związanej z indeksem DAX na zmienną objaśnianą. Aż w 113 przypadkach na 172 zmienna ta stanowiła istotny składnik modeli ekonometrycznych. Ponownie fakt ten można wytłumaczyć bardzo silnym powiązaniem kapitałowym i gospodarczym rynku polskiego z rynkiem niemieckim. Interesujący jest fakt równie częstego udziału zmiennej związanej z indeksem DJI. W 101 przypadkach na 172 zmienna ta stanowiła istotny składnik modeli ekonometrycznych. Wartość tę można wytłumaczyć faktem, że ogniskiem kryzysu gospodarczego w latach 2007-2011 była gospodarka USA. Jest to największa gospodarka świata, dlatego naturalny wydaje się częsty udział zmiennej objaśniającej związanej z tą gospodarką.

Badania przeprowadzone na potrzeby niniejszego artykułu zdają się potwierdzać słuszność tezy o znaczącym wpływie niemieckiej gospodarki i tamtejszego rynku kapitałowego na stan rynku kapitałowego w Polsce. W świetle przeprowadzonych prac badawczych siła oddziaływania zmiennej związanej z notowaniami indeksu DAX na zmienną objaśnianą związaną z indeksem WIG 20 jest statystycznie istotna. Znaczące wydaje się, że konkluzje wyciągnięte na podstawie analizy modeli ekonometrycznych znajdują liczne potwierdzenia w analizach i pracach o charakterze ekonomicznym. Kontrowersyjna hipoteza o możliwości oszacowania stopnia niezależności konkretnego rynku kapitałowego za pomocą wartości wyrazu wolnego modelu ekonometrycznego opisującego ten rynek będzie celem dalszych prac badawczych autorów.

Załącznik 1. Algorytm przygotowania danych badawczych



Załącznik 2.**Notowania Euro i USD względem PLN w 2009 r.**

Literatura

- 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.
- Łon E., 2005, *Determinanty kursów akcji banków notowanych na GPW w Warszawie*, Nasz Rynek Kapitałowy, nr 2.
- Łon E., 2005, *Kurs walutowy a koniunktura na rynku akcji*, *Ekonomika i Organizacja Przedsiębiorstwa*, nr 8.
- Łon E., 2006, *Makroekonomiczne uwarunkowania koniunktury na polskim rynku akcji w świetle doświadczeń międzynarodowych*, Wydawnictwo AE w Poznaniu, Poznań.
- Matkowski Z., 2010, *Wpływ kryzysu globalnego na ogólną kondycję polskiej gospodarki*, Wydawnictwo SGH, Warszawa.
- Matkowski Z., Próchniak M., *Zbieżność rozwoju gospodarczego Polski i innych krajów Europy Środkowoschodniej w stosunku do Unii Europejskiej*.
- Narodowy Bank Polski, 2009, *Polska Wobec Światowego Kryzysu Gospodarczego*, wrzesień.
- Piech K., 2000, *Integracja regionalna świata i Polski w aspekcie synchronizacji cykli koniunkturalnych*, Wydawnictwo SGH, Warszawa.
- Piech K., Marczak K., 2007, *Cykle koniunkturalne: ujęcie historyczne i przegląd głównych teorii; Katedra Polityki Gospodarczej*, Wydawnictwo SGH, Warszawa.
- Piech K., Szczodrowski G., 2002, *Przemiana i perspektywy polskiej gospodarki w procesie integracji z gospodarką światową*, Katedra Polityki Gospodarczej, Wydawnictwo SGH, Warszawa.
- Wyżnikiewicz B., Fundowicz J., 2002, *Wpływ zewnętrznych cykli koniunkturalnych na polską gospodarkę*, Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego.

ASSESSMENT OF RELATION BETWEEN GLOBAL AND CENTRAL EUROPE STOCK MARKET TRENDS ON THE EXAMPLE OF THE WARSAW STOCK EXCHANGE

Summary: The idea and results of analysis of convergence and correlation between Polish and world's most important stock markets indexes was presented in this paper. The aim of the study is to verify the research hypothesis that assumes the existence of a significant statistical correlation between global and Central Europe long term stock markets trends. For this purpose econometric models were used. All models are based on stock quotation moving averages. Arbitrarily as the representative of Central Europe stock market the Warsaw Stock Exchange was chosen.

Keywords: stock market analysis, stock markets, econometric models, correlation and causality, relation among stock markets, , relationship, long term trends.