

KONIUNKTURA NA POLSKIM RYNKU KAPITAŁOWYM WOBEC SYTUACJI NA RYNKACH WIODĄCYCH ¹

Tadeusz Waściński

Katedra Organizacji i Inżynierii Produkcji SGGW
e-mail: twascinski@wp.pl

Grzegorz Przekota

Instytut Ekonomii i Zarządzania PK,
e-mail: gprzekota@wp.pl

Lidia Sobczak

Wydział Zarządzania PW,
e-mail: lidiasobczak@interia.pl

Streszczenie: W przedstawionym artykule „Koniunktura na polskim rynku kapitałowym wobec sytuacji na rynkach wiodących” podjęto próbę określenia siły i kierunku powiązań pomiędzy indeksem WIG Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie a indeksami wiodących giełd światowych: Stany Zjednoczone (S&P 500) oraz Japonia (NIKKEI 225). Analizie poddano dane dzienne wartości wybranych indeksów giełdowych za lata 2000-2008. Wykorzystano tutaj proste metody korelacyjne oraz model z Mechanizmem Korekty Błędem. Wyniki badań wskazują na pełne zintegrowanie polskiego rynku z rozwiniętymi rynkami zagranicznymi. Wysoka siła powiązania uwidoczniła się w ostatnich latach. Reakcja rynku polskiego na sytuację na rynkach zagranicznych następuje w czasie rzeczywistym. Podstawową przyczyną integracji rynków jest ich otwartość oraz rozwój technik komunikacji.

Słowa kluczowe: rynki kapitałowe, szeregi czasowe indeksów, model korekty błędów, analiza korelacji, modele transmisji

¹ Praca sfinansowana ze środków MNiSW Nr projektu N N112 120935

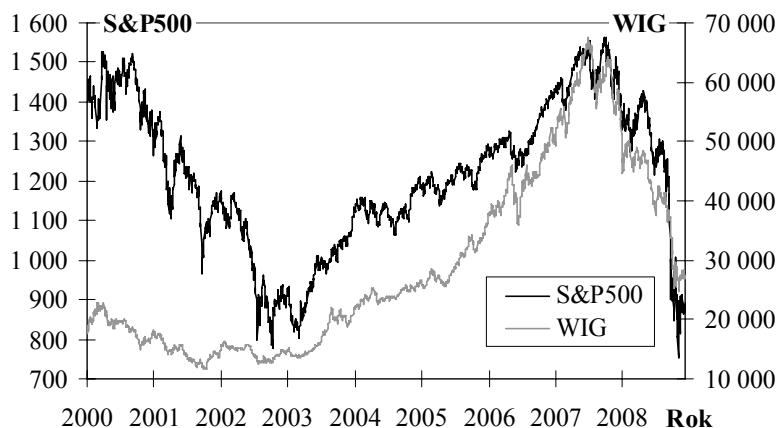
WSTĘP

Szybki postęp technologiczny ostatnich lat jest jedną z przyczyn integracji rynków kapitałowych. Jeśli dodatkowo połączyć to z coraz mniejszą ilością ograniczeń w przepływach kapitału można powiedzieć, iż rynki finansowe są otwarte na napływający kapitał. Dzięki temu potencjalny inwestor może w prosty sposób dokonać dywersyfikacji swojego portfela². Dywersyfikacja portfela na rynku międzynarodowym znacząco przyczynia się do minimalizacji ryzyka³.

Powiązania pomiędzy rynkami kapitałowymi mogą mieć charakter wspólnego trendu, dzieje się tak, gdy papierom o tym samym ryzyku towarzyszy ta sama oczekiwana stopa zwrotu. Fakt ten może dotyczyć nawet rynków o znacząco różnej wielkości. Oczekiwać można, iż impulsy z rynków większych będą kształtować sytuację na rynkach mniejszych⁴. Coraz nowsze badania wskazują na wzrost siły takich powiązań⁵.

W pracy starano się opisać powiązania pomiędzy indeksem WIG Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie a indeksami wiodących giełd światowych: Stany Zjednoczone (S&P 500) oraz Japonia (NIKKEI 225). Przedmiotem zainteresowania była przede wszystkim ocena, z którym z tych dwóch rynków polski rynek kapitałowy jest silniej powiązany, na ile stabilne w czasie są te powiązania oraz rozkład w czasie reakcji polskiego rynku na zmiany wartości indeksów na rynkach zagranicznych.

Rysunek 1. Szeregi czasowe indeksów S&P500 i WIG



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych historycznych giełd.

² Porównaj: Solnik, [1974] s. 48-54.

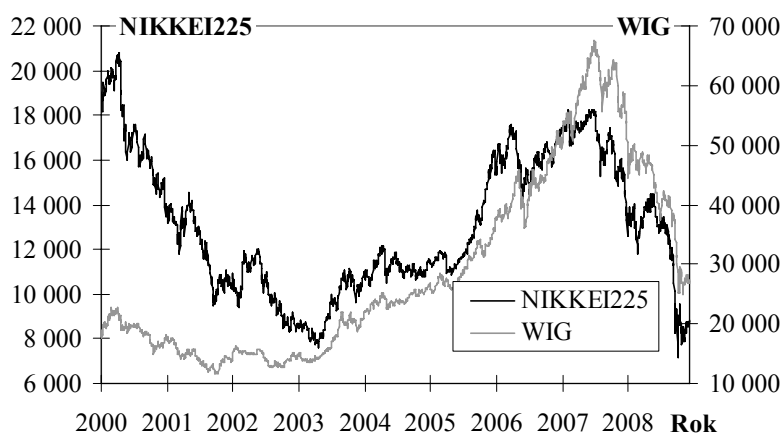
³ Zobacz: Obstfeld [1994] s. 1310-1329.

⁴ Porównaj: Forbes, Rigobon, [2002] s. 2223-2261.

⁵ Zobacz: Bekart, Harvey [1995] s. 403-444.

Analizie poddano dane dzienne wartości wybranych indeksów giełdowych za lata 2000-2008 (rysunek 1 i 2). Dane wybrano w ten sposób, aby notowanie z rynku amerykańskiego i japońskiego poprzedzało notowanie na rynku polskim, zakładając, że polski rynek jako mniejszy będzie reagował na zmiany na rynkach rozwiniętych. Ewentualne stwierdzenie integracji polskiego rynku kapitałowego z rynkami zagranicznymi lub też zaprzeczenie takiej ważnej jest w praktycznym punktu widzenia, gdyż może być skutecznie wykorzystywane w zakresie dywersyfikacji portfela.

Rysunek 2. Szeregi czasowe indeksów NIKKEI225 i WIG



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych historycznych giełd.

UWAGI DOTYCZĄCE ZASTOSOWANEGO MODELU

Z punktu widzenia prawidłowej interpretacji parametrów modeli ekonometrycznych ważne jest, aby pomiędzy zmiennymi nie było korelacji pozornych. Procedura estymacji zaproponowana przez Englea i Grangera eliminuje z modelowania takie relacje. Kolejne jej etapy polegają na weryfikacji hipotez dotyczących stacjonarności i kointegracji zmiennych oraz etap końcowy budowa modelu.

Weryfikację stacjonarności szeregów czasowych wybranych indeksów giełdowych przeprowadzono za pomocą testu ADF w dwóch wersjach: bez stałej oraz ze stałą. Hipoteza zerowa brzmi: badany szereg jest szeregiem niestacjonarnym. Sprawdzianem hipotezy zerowej jest iloraz:

$$ADF = \frac{\hat{\delta}}{S(\hat{\delta})} \quad (1)$$

gdzie $\hat{\delta}$ jest oceną parametru δ w równaniu:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

otrzymanym metodą MNK, a $S(\hat{\delta})$ jego błędem standardowym otrzymanym dla metody MNK. W równaniu (2) k jest taką ilością opóźnień, która pozwoli na wyeliminowanie autokorelacji. Odrzucenie hipotezy zerowej dla szeregu obserwacji y_t oznacza, iż jest to szereg stacjonarny i oznaczą się go $I(0)$, co oznacza zintegrowanie w stopniu 0.

Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej nie oznacza, że szeregu y_t nie można doprowadzić do szeregu stacjonarnego. Może on być zintegrowany w stopniu wyższym niż zero. W takim przypadku należy powyższą procedurę testowania zastosować dla przyrostów obserwacji. Odrzucenie hipotezy zerowej w takim przypadku oznacza, że szereg Δy_t jest stacjonarny, a szereg y_t zintegrowany w stopniu 1, co oznacza się $I(1)$.

Stacjonarność szeregu obserwacji y_t oznacza, iż modelowanie zależności powinno przeprowadzić się dla obserwacji. Natomiast stacjonarność pierwszych przyrostów oznacza, iż modelowanie zależności powinno przeprowadzać się właśnie dla przyrostów. W tym przypadku możliwe jest w jednym modelu pokazanie związków krótko- i długoterminowych. Jednak warunkiem tego jest kointegracja szeregów czasowych.

Dwa szeregi czasowe y_t i x_t są skointegrowane stopnia d, b ($I(d, b)$), jeżeli są zintegrowane tego samego stopnia d oraz istnieje liniowa kombinacja tych zmiennych, która jest zintegrowana stopnia $d-b$. Z praktycznego punktu widzenia najważniejsza jest sytuacja, w której zmienne są skointegrowane w stopniu (1,1). W takich sytuacjach można stosować twierdzenie Grangera⁶.

Twierdzenie Grangera. Jeżeli y_t i x_t są $I(1)$ oraz (y_t, x_t) są skointegrowane w stopniu (1,1), to y_t można przedstawić w postaci modelu z mechanizmem korekty błędem:

$$\Delta y_t = \alpha ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \theta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

gdzie: ECM – reszty z równania kointegrującego.

Parametr α związany jest z szybkością dostosowywania zmiennej y_t do poziomu długookresowej równowagi z x_t , a parametry θ i γ związane są z dynamiką krótkookresową. Równanie 3 może dodatkowo zawierać stałą. Jeżeli brak jest kointegracji pomiędzy zmiennymi, to w równaniu 3 nie szacuje się parametru α .

⁶ Porównaj: Engle, Granger [1987] s. 1057-1072.

ANALIZA KORELACJI

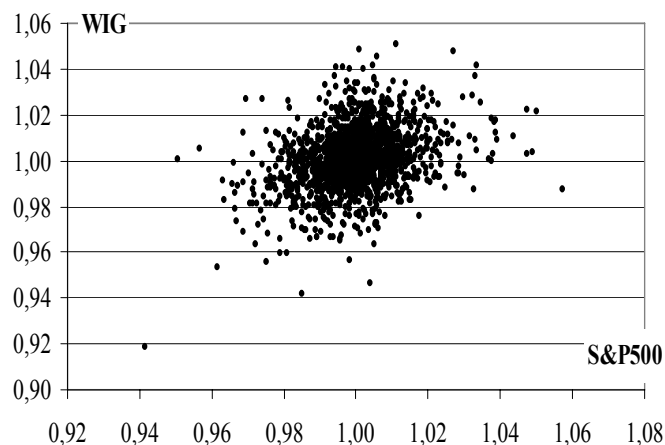
Na rysunku 1 i 2 przedstawiono szeregi czasowe badanych indeksów giełdowych w układzie WIG-S&P500 oraz WIG-NIKKEI225. Wykresy różnią się jedynie w pierwszej części do roku 2003, gdzie tempo spadku było różne. Od roku 2003 wykresy upodabniają się. Tempo wzrostu do połowy roku 2007 było podobne, a od połowy roku 2007 na wszystkich analizowanych rynkach obserwuje się podobne tempo spadku. Znajduje to swoje odzwierciedlenie w wyznaczonych współczynnikach korelacji. W całym analizowanym okresie związek pomiędzy poziomami indeksów w Polsce i w USA oraz Japonii był dodatni, lecz niezbyt silny, natomiast w okresie ograniczonym do lat 2003-2008 był dodatni bardzo silny (tabela 1). Z kolei związek pomiędzy wartościami indeksów S&P500 i NIKKEI225 zarówno w dłuższym jak i krótszym okresie czasu okazał się bardzo silny dodatni.

Tabela 1. Związki korelacyjne pomiędzy analizowanymi indeksami.

Korelacje	2000-2008		2003-2008	
	Poziomy	Stopy zwrotu	Poziomy	Stopy zwrotu
WIG ↔ S&P500	0,4466	0,3100	0,9356	0,2247
WIG ↔ NIKKEI225	0,5152	0,2618	0,9575	0,2537
S&P500 ↔ NIKKEI225	0,9005	0,3545	0,9043	0,4030

Źródło: obliczenia własne.

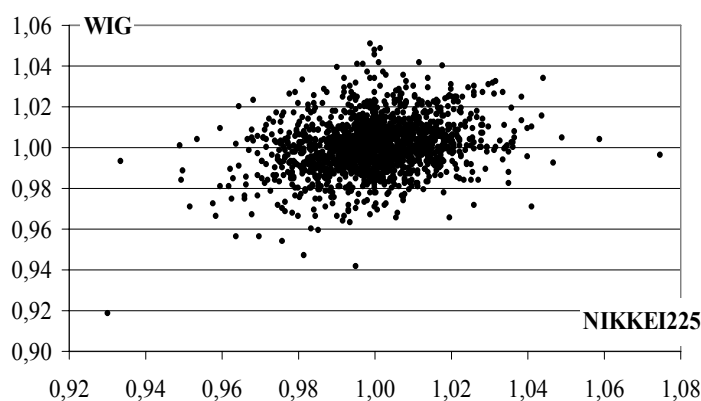
Rysunek 3. Związek korelacyjny stóp zwrotu indeksów WIG i S&P500



Źródło: wykonanie własne.

Inną sytuację obserwujemy w zakresie związku pomiędzy stopami zwrotu. Tutaj niezależnie od przyjętego okresu badania związek korelacyjny jest dodatni, jednak charakteryzuje się słabą siłą (tabela 1). Dotyczy to zarówno związku pomiędzy stopami zwrotu polskiego indeksu ze stopami zwrotu indeksów giełd amerykańskiej i japońskiej oraz związku pomiędzy stopami zwrotu z giełdy amerykańskiej i japońskiej. Wskazują na to wyznaczone współczynniki korelacji (tabela 1), a obrazują tę sytuację w dłuższym okresie czasu rysunki 3 i 4.

Rysunek 4. Związek korelacyjny stóp zwrotu indeksów WIG i NIKKEI225



Źródło: Opracowanie własne.

STACJONARNOŚĆ I KOINTEGRACJA

Zaobserwowane związki korelacyjne mogą być uznane za wiarygodne pod warunkiem występowania kointegracji. Z uwagi na zmianę właściwości powiązań pomiędzy wartościami indeksów giełdowych jaka nastąpiła w ostatnim okresie, czyli zdecydowanie silniejszą zależność w dalszych badaniach ograniczono się do okresu 2003-2008. Ponadto końcowym celem ma być model z Mechanizmem Korekty Błędem dlatego obliczenia prowadzono na szeregach danych zlogarytmowanych.

Szeregi czasowe poziomów indeksów giełdowych WIG, S&P500 oraz NIKKEI225 w okresie 2003-2008 okazały się szeregami niestacjonarnymi (tabela 2). Stacjonarne są pierwsze przyrosty tych indeksów. Wyniki takie uzyskano dla testu ADF bez stałej oraz ze stałą.

Równanie kointegrujące szacowano w postaci $y=a_1x+a_0$ (tabela 3). Parametry równania kointegrującego okazują się statystycznie istotne, ale przede wszystkim reszty z tych równań są stacjonarne. Czyni to wiarygodnym analizę korelacji, a ponadto umożliwia modelowanie związku z jednoczesnym uwzględnieniem zmian długookresowych i krótkookresowych w postaci modelu z mechanizmem korekty błędem.

Tabela 2. Testy stacjonarności

Indeks	ADF bez stałej				ADF ze stałą			
	I(0)		I(1)		I(0)		I(1)	
	ADF	p	ADF	p	ADF	p	ADF	p
WIG	3,6334	0,9999	-28,8661	0,0000	-0,3444	0,9157	-29,1875	0,0000
S&P500	1,9487	0,9881	-33,8092	0,0000	-1,3130	0,6254	-33,9163	0,0000
NIKKEI225	1,8613	0,9854	-31,5271	0,0000	-0,7282	0,8375	-31,6215	0,0000

Objaśnienia: I(0) – testowanie stacjonarności poziomów, I(1) – testowanie stacjonarności pierwszych przyrostów, ADF – wartość empiryczna testu, p – poziom istotności testu.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3. Test ko integracji

Zmienna niezależna	Zmienna zależna: WIG			
	Model		ADF	
	a1 / poziom p	a0 / poziom p	ADF	poziom p
S&P500	2,7410 0,0000	-9,1090 0,0000	-2,5932	0,0093
NIKKEI225	1,6006 0,0000	-4,8355 0,0000	-3,6143	0,0003

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4. Modele transmisji – zmienna zależna przyrosty wartości indeksu giełdowego WIG

Zmienna niezależna x	ECM_{t-1}	$d(x_t)$	$d(x_{t-1})$	$d(y_{t-1})$	c
S&P500	-0,0068	0,3222	-0,0133	0,0484	0,0010
	0,0389	0,0000	0,7703	0,1323	0,0022
NIKKEI225	-0,0064	0,2315	0,0166	0,0449	0,0010
	0,1057	0,0000	0,5752	0,1588	0,0028

Objaśnienia: górna liczba w komórce – parametr, dolna liczba w komórce – poziom istotności.

Źródło: obliczenia własne.

Według uzyskanych wartości modelowych (tabela 4) istotny wpływ na przyrosty indeksu giełdowego WIG w krótkim okresie czasu wywierają jedynie bieżące przyrosty wartości indeksów giełd zagranicznych. Okazuje się, iż w okresie 2003-2008 zmiana wartości indeksu S&P500 o 1% na otwarciu gene-

rowała średnią zmianę wartości indeksu giełdowego WIG na zamknięciu 0,3222%, natomiast zmiana wartości indeksu NIKKEI225 o 1% na zamknięciu generowała średnią zmianę wartości indeksu giełdowego WIG na zamknięciu o 0,2315%. Wpływ zmian wartości indeksów zagranicznych z dnia poprzedniego oraz zmian indeksu WIG z dnia poprzedniego na bieżącą zmianę wartości indeksu WIG okazuje się nieistotny. Stosunkowo niskie wartości współczynnika ECM informują, iż wartości indeksu giełdowego WIG stosunkowo wolno dostosowują się do długookresowej równowagi z wartościami indeksów giełd zagranicznych. W ciągu jednego dnia redukowana jest tylko niewielka część odchylenia od stanu równowagi.

PODSUMOWANIE

Przeprowadzona analiza wskazuje, że polski rynek w ciągu ostatnich kilku lat stał się rynkiem w pełni zintegrowanym z rozwiniętymi rynkami zagranicznymi. Koniunktura panująca na rynkach zagranicznych ma swoje bezpośrednie przełożenie na koniunkturę na rynku polskim. Siła oddziaływania rynku amerykańskiego i japońskiego jest zbliżona. Warto jednak zwrócić uwagę na fakt, iż rynek polski niezbyt szybko dostosuje się do długookresowej równowagi z rynkami zagranicznymi. Z punktu widzenia inwestora taka sytuacja oznaczać może osiągnięcie pewnych korzyści z dywersyfikacji.

Tak silny wpływ rynków zagranicznych na polski rynek giełdowy bezsprzecznie wiązać można z szybkim postępem technologicznym ostatnich lat. W sytuacji gdy dane z giełd zagranicznych docierają na rynek polski w czasie rzeczywistym musi następować natychmiastowa reakcja na nie. I tak też się dzieje. Informacje z dnia poprzedniego nie odgrywają tak silnej roli jak właśnie informacje bieżące. Napływające informacje rynek dyskontuje natychmiast. Efektem tego są wspólne trendy rynków światowych, które oczywiście nie wykluczają osiągania korzyści z dywersyfikacji. Poza reakcją, o której mowa, każdy rynek ma jednak swoją wewnętrzną specyfikę.

LITERATURA

- Bekart G., Harvey C., Time varying world market integration, *Journal of Finance*, No 50, 1995, s. 403-444.
- Engle R.F., Granger C.W., Cointegration and error correction: representation, estimation, testing, *Econometrica*, No 55, 1987, s. 1057-1072.
- Forbes K.J., Rigobon R., No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements, *Journal of Finance*, Vol. 7, No 5, 2002, s. 2223-2261.
- Obstfeld M., Risk taking, global diversification and growth, *American Economic Review*, No 84, 1994, s. 1310-1329.
- Solnik B., Why not diversify internationally?, *Financial Analysts Journal*, No 20, 1974, s. 48-54.

Conditions of polish capital market against the situation on leading markets

Abstract: The paper presents an attempt towards determination of the strength and direction of relations between the WIG index of Stock Exchange in Warsaw and the indexes of leading world stock exchanges in the United States (S&P 500) and Japan (NIKKEI 225). The daily data values of selected stock exchange indexes for the period 2000-2008 were analyzed, using the simple correlation methods and a model with Error Correction Mechanism. The results point out at full integration of Polish market with the developed foreign markets. The high strength of relations has occurred in recent years. The Polish market response to situation on foreign markets occurs in real time. The basic cause of market integration is their open nature and development of communication techniques.

Keywords: capital markets, temporary rows of indexes, Error Correction Model (ECM), coefficients of correlation, models of transmission