

Grzegorz PRZEKOTA*

ANALIZA ZALEŻNOŚCI MIĘDZY INDEKSAMI RYNKÓW AKCJI NA GIEŁDZIE POLSKIEJ I AMERYKAŃSKIEJ

W artykule skonstruowano dwa modele ukazujące wpływ sytuacji na giełdzie amerykańskiej na sytuację na giełdzie polskiej. Do modelowania zależności użyto mechanizmu korekty błędem, szacowanego za pomocą procedury Englea–Grangera. Modele pozwalają na określenie dwóch zależności: długo- i krótkookresowej. Takie ujęcie problemu pozwoliło określić szybkość, z jaką rynek reaguje na odchylenia od długookresowej zależności oraz szybkość, z jaką przenoszone są bieżące informacje.

Słowa kluczowe: *rynek kapitałowy, indeksy giełdowe, stacjonarność, kointegracja, model ECM*

Indeksy giełdowe

Współczesne rynki finansowe charakteryzują się bardzo szybkim przepływem informacji. Pojawiające się zdarzenia w czasie rzeczywistym wpływają na sytuację na rynkach finansowych, szczególnie na rynkach kapitałowych. Ważną kwestią jest rozstrzygnięcie problemu wzajemnych powiązań różnych rynków, a więc odpowiedź na pytanie: w jakim stopniu rozwijająca się sytuacja na jednym rynku wpływa na sytuację na drugim rynku?

W niniejszej pracy podjęto próbę przeanalizowania powiązań między rynkiem polskim a rynkiem amerykańskim. Rynek amerykański należy do największych na świecie. Wydaje się, iż koniunktura na tym rynku powinna oddziaływać na inne, mniejsze rynki, takie jak rynek polski.

Rozważania oparto na danych dziennych notowań indeksów S&P500 na giełdzie amerykańskiej oraz WIG na giełdzie polskiej. Wybór indeksów podyktowany został ich popularnością oraz reprezentatywnością dla omawianych rynków. Okres badania obejmuje rok 2006, w którym mamy do czynienia z kilkoma fazami, co zostanie

* Politechnika Koszalińska, ul. Kwiatkowskiego 6E, 75-343 Koszalin, e-mail: grzegorzprzekota@wp.pl

omówione w dalszej części artykułu. Oczywiście w związku z dynamicznym rozwojem szeregów czasowych wyniki uzyskane w innych latach mogą się różnić od uzyskanych w pracy. Jednak należy przypuszczać, iż coraz szybszy przepływ informacji oraz otwartość rynków czynią badania dla krótszych, nowszych okresów równie interesującymi jak badania dla okresów dłuższych, obejmujących czasy, w których przepływ informacji był wolniejszy. W związku z różnymi godzinami otwarcia giełdy polskiej i amerykańskiej skonstruowano dwa modele:

- model I – wpływ otwarcia giełdy amerykańskiej w danym dniu na zamknięcie giełdy polskiej w tym samym dniu ($S\&P500_t$ otwarcie \rightarrow WIG_t zamknięcie),
- model II – wpływ zamknięcia giełdy amerykańskiej w danym dniu na otwarcie giełdy polskiej w dniu następnym ($S\&P500_{t-1}$ zamknięcie \rightarrow WIG_t otwarcie).

Uwagi dotyczące modelowania zależności

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, które zamyka etap końcowy – budowa modelu. W niezbędnym skrócie omówiono podstawowe pojęcia (na podstawie [1]).

Proces stochastyczny Y_t nazywamy stacjonarnym (w szerszym sensie), jeżeli:

1. $E(Y_t) = \text{const.}$
2. $\text{Var}(Y_t) = \text{const.}$
3. $\text{Cov}(Y_t, Y_{t+j}) = \sigma_j$.

Jeżeli jeden z powyższych warunków nie jest spełniony, to taki proces nazywany jest procesem niestacjonarnym. Proces błądzenia losowego jest przykładem procesu niestacjonarnego. Jednak procesy niestacjonarne można niekiedy doprowadzić do procesów stacjonarnych poprzez różnicowanie. Szereg niestacjonarny, który można sprowadzić do szeregu stacjonarnego obliczając przyrosty d razy, nazywa się szeregiem zintegrowanym stopnia d . Szeregi takie oznacza się $I(d)$. Szereg stacjonarnych poziomów jest zatem szeregiem $I(0)$, a szereg, w którym stacjonarne są pierwsze różnice jest szeregiem $I(1)$.

Do weryfikacji hipotezy stacjonarności służą między innymi testy DF i ADF. Test Dickeya–Fullera (DF) dotyczy badania stopnia integracji szeregu y_t w równaniu

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (1)$$

Jeżeli ρ w powyższym równaniu jest równe 1, to szereg y_t jest procesem błądzenia przypadkowego, pod warunkiem, że składnik losowy jest procesem białego szumu.

Jeżeli w równaniu (1) podstawimy $\rho = 1 + \delta$, to przyjmie ono postać

$$y_t = (1 + \delta)y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

co jest równoważne z

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (3)$$

Jeżeli w równaniu (3) δ jest ujemna, to w równaniu (1) ρ staje się mniejsze od 1.

W hipotezie zerowej zakłada się, że $\delta = 0$, a w hipotezie alternatywnej, że $\delta < 0$. Odrzucenie hipotezy zerowej oznacza, że ρ jest mniejsze od jedności, a szereg y_t jest zintegrowany w stopniu 0, czyli stacjonarny. Nieodrzućenie hipotezy zerowej oznacza, że szereg jest typu błądzenia losowego – niestacjonarny.

Sprawdzianem hipotezy jest iloraz

$$DF = \frac{\hat{\delta}}{S(\hat{\delta})}, \quad (4)$$

gdzie $\hat{\delta}$ jest oceną parametru δ w równaniu (3), oszacowanym metodą MNK, a $S(\hat{\delta})$ jego błędem standardowym, otrzymanym dla metody MNK. Otrzymaną wartość porównujemy z wartościami krytycznymi odczytanymi z tablic wartości krytycznych dla testu Dickeya–Fullera. Jeżeli otrzymana wartość jest mniejsza od dolnej wartości krytycznej, dla przyjętego poziomu istotności, to hipotezę zerową odrzucamy na rzecz hipotezy alternatywnej. Jeżeli obliczona wartość jest większa od górnej wartości krytycznej, to brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Jeśli obliczona wartość znajdzie się pomiędzy wartościami krytycznymi, to nie można podjąć żadnej decyzji.

Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej nie oznacza, że szeregu y_t nie można doprowadzić do szeregu stacjonarnego. Stacjonarne mogą być pierwsze różnice. W takim przypadku należy powyższą procedurę testowania ujemności δ zastosować do równania

$$\Delta \Delta y_t = \delta \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (5)$$

Odrzucenie hipotezy zerowej w takim przypadku oznacza, że szereg Δy_t jest stacjonarny, a szereg y_t zintegrowany w stopniu 1. Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej oznacza, że proces obliczania przyrostów należy kontynuować i badać wyższe stopnie zintegrowania. Może się zdarzyć, że szereg y_t nie jest zintegrowany w żadnym stopniu. Przejawia się to zwykle wysoką, dodatnią wartością statystyki testowej, połączoną z wysokim współczynnikiem determinacji.

Słabością tego testu jest nieuwzględnienie autokorelacji procesu generującego składnik losowy. Rozwiązaniem jest zastosowanie rozszerzonego testu Dickeya–Fullera

(ADF). W teście tym szacuje się statystykę ADF analogicznie jak statystykę DF, z tym że wykorzystuje się następujące równanie odpowiadające równaniu (3):

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

gdzie k jest taką liczbą opóźnień, która pozwoli na wyeliminowanie autokorelacji. Nie wyklucza się $k = 0$. Do wyznaczenia optymalnej liczby opóźnień k stosuje się np. kryterium Akaike [3].

Dwa szeregi czasowe y_t i x_t są skointegrowane w stopniu d, b ($CI(d, b)$), jeżeli są zintegrowane w tym samym stopniu d oraz istnieje liniowa kombinacja tych zmiennych, która jest zintegrowana w stopniu $d-b$. Z praktycznego punktu widzenia najważniejsza jest sytuacja, w której zmienne są skointegrowane w stopniu (1,1).

Twierdzenie Grangera. Jeśli (y_t, x_t) są skointegrowane w stopniu (1,1) oraz y_t i x_t są $I(1)$, to y_t można przedstawić w postaci mechanizmu korekty błędem [2]

$$\Delta y_t = \alpha ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \theta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

gdzie $ECM_t = y_t - \beta x_t - c$.

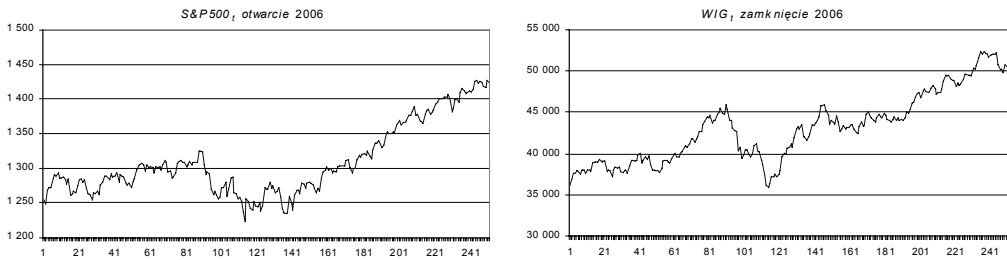
Wyrażenie $y_t = \beta x_t + c$ jest interpretowane jako równowaga długookresowa, a więc taka relacja między zmiennymi, do której te zmienne dążą przy braku zaburzeń losowych. Parametr α związany jest z szybkością dostosowywania zmiennej y_t do poziomu równowagi, a parametry θ_i i γ związane są z dynamiką krótkookresową [4].

Model I

Model I dotyczy wpływu otwarcia giełdy amerykańskiej na zamknięcie giełdy polskiej w tym samym dniu. Wykresy odpowiednich szeregów czasowych zamieszczono na rysunku 1. Obydwa charakteryzują się wyraźnymi trzema fazami: pierwsza wzrostowa, silniejsza na rynku polskim; druga spadkowa, bardzo krótka, ale stosunkowo silna oraz trzecia – faza systematycznego wzrostu cen akcji z niewielkimi korektami. Te podobieństwa mogą oznaczać, iż istnieje między rynkami pewien związek.

Pierwszym etapem konstrukcji modelu korekty błędem jest weryfikacja hipotez, dotycząca stopnia integracji szeregów czasowych. Dla szeregu poziomów obserwacji indeksu giełdowego *WIG zamknięcie* (tab. 1) nie odrzucono hipotezy zerowej o niestacjonarności. Wartość empiryczna statystyki ADF = 1,504387 jest większa od war-

tości krytycznych dla każdego ze wskazanych poziomów istotności. Dla szeregu pierwszych przyrostów natomiast wartość empiryczna statystyki $ADF = -14,63468$ jest mniejsza od każdej ze wskazanych wartości krytycznych, co pozwala na odrzucenie hipotezy zerowej o niestacjonarności na rzecz hipotezy o stacjonarności pierwszych przyrostów. Oznacza to, iż szereg notowań indeksu giełdowego *WIG zamknięcie* jest zintegrowany w stopniu 1.



Rys. 1. Szeregi czasowe *S&P500 otwarcie 2006* i *WIG zamknięcie 2006*

Źródło: Wykonanie własne.

Tabela 1. Test ADF dla *WIG zamknięcie 2006*

Null Hypothesis: W has a unit root
Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.*
ADF test statistic	1,504387	0,9674
Test critical	1% level -2,574245	
values:	5% level -1,942099	
	10% level -1,615852	

*MacKinnon one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(W)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2-251
Included observations: 250 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error
D(-1)	0,001244	0,000827

R-squared	-0,001298	Mean dep.	57,46096
Adjusted R-s.	-0,001298	S.D. dep.	564,6171
S.E. of reg.	564,9834	Akaike c.	15,51546
Sum sq. resid	79482358	Schwarz c.	15,52955
Log likelihood	-1938,433	D-W stat	1,857944

Null Hypothesis: D(W) has a unit root
Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.*
ADF test statistic	-14,63468	0,0000
Test critical	1% level -2,574282	
values:	5% level -1,942104	
	10% level -1,615849	

*MacKinnon one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(W,2)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 3-251
Included observations: 249 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error
D(W(-1))	-0,923151	0,063080

R-squared	0,463395	Mean dep.	-3,345984
Adjusted R-s.	0,463395	S.D. dep.	771,1709
S.E. of reg.	564,9083	Akaike c.	15,51521
Sum sq. resid	79142104	Schwarz c.	15,52934
Log likelihood	-1930,644	D-W stat	2,015538

Źródło: Obliczenia własne za pomocą programu EViews.

Podobnych wniosków dostarcza obserwacja wyników badania integracji szeregu czasowego *S&P500 otwarcie* (tab. 2). Tutaj także nie odrzucono hipotezy zerowej o niestacjonarności w przypadku poziomów ($ADF = 1,304491$), a odrzucono tę hipotezę dla pierwszych przyrostów ($ADF = -16,17307$). Oznacza to, iż pierwsze przyrosty szeregu *S&P500 otwarcie* są stacjonarne, a więc szereg notowań indeksu giełdowego *S&P500 otwarcie* jest zintegrowany w stopniu 1.

Do badania stopnia integracji wykorzystano model postaci (6), w którym na podstawie kryterium Akaike przyjęto $k = 0$ opóźnień. Nie było potrzeby wprowadzania opóźnień, gdyż nie zaobserwowano istotnej autokorelacji reszt, co można zaobserwować z wartości statystyki Durbin–Watsona, która we wszystkich przypadkach jest bliska 2. Pierwsze z założeń twierdzenia Grangera jest spełnione.

Tabela 2. Test ADF dla *S&P otwarcie* 2006

Null Hypothesis: S has a unit root			Null Hypothesis: D(S) has a unit root				
Lag Length: 0			Lag Length: 0				
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*		
ADF test statistic	1,304491	0,9515	ADF test statistic	-16,17307	0,0000		
Test critical	1% level	-2,574245	Test critical	1% level	-2,574282		
values:	5% level	-1,942099	values:	5% level	-1,942104		
	10% level	-1,615852		10% level	-1,615849		
*MacKinnon one-sided p-values.			*MacKinnon one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation			Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(S)			Dependent Variable: D(S,2)				
Method: Least Squares			Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2-251			Sample (adjusted): 3-251				
Included observations: 250 after adjustments			Included observations: 249 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	Variable	Coefficient	Std. Error		
S(-1)	0,000513	0,000393	D(S(-1))	-1,025628	0,063416		
R-squared	-0,000202	Mean dep.	0,681240	R-squared	0,513313	Mean dep.	0,016145
Adjusted R-s.	-0,000202	S.D. dep.	8,137001	Adjusted R-s.	0,513313	S.D. dep.	11,71119
S.E. of reg.	8,137823	Akaike c.	7,034914	S.E. of reg.	8,170075	Akaike c.	7,042841
Sum sq. resid	16489,81	Schwarz c.	7,049000	Sum sq. resid	16554,03	Schwarz c.	7,056967
Log likelihood	-878,3643	D-W stat	2,063771	Log likelihood	-875,8337	D-W stat	1,966666

Źródło: Jak w tabeli 1.

Kolejnym etapem jest wyznaczenie zależności długoterminowej oraz sprawdzenie, czy reszty z tej zależności są stacjonarne. Na podstawie wartości z tabeli 3 można odczytać wzór zależności długoterminowej:

$$WIG \text{ zamknięcie} = 72,06806 \cdot S\&P500 \text{ otwarcie} - 51306,27.$$

Reszty z tego związku okazują się stacjonarne, gdyż wartość statystyki empirycznej $ADF = -2,856755$ jest mniejsza od każdej z wybranych wartości krytycznych. Oznacza to, iż szeregi czasowe *WIG zamknięcie* oraz *S&P500 otwarcie* są skointegrowane, a więc istnieje dla tych zmiennych reprezentacja w postaci modelu korekty błędem.

Tabela 3. Test kointegracji pomiędzy *WIG zamknięcie* 2006 a *S&P500 otwarcie* 2006

Dependent Variable: W					Null Hypothesis: ECM has a unit root			
Method: Least Squares					Lag Length: 0			
Sample: 1-251						t-Statistic	Prob.*	
Included observations: 251								
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	ADF test statistic	-2,856755	0,0044	
S	72,06806	2,665523	27,03712	0,0000	Test critical	1% level	-2,574245	
C	-51306,27	3492,463	-14,69057	0,0000	values:	5% level	-1,942099	
						10% level	-1,615852	
					*MacKinnon one-sided p-values.			
R-squared	0,745920	Mean dep.	43049,52		Augmented Dickey-Fuller Test Equation			
Adjusted R-s.	0,744899	S.D. dep.	4227,507		Dependent Variable: D(ECM)			
S.E. of reg.	2135,207	Akaike c.	18,17845		Method: Least Squares			
Sum sq. resid	1,14E+09	Schwarz c.	18,20654		Sample (adjusted): 2-251			
Log likelihood	-2279,396	F-statistic	731,0057		Included observations: 250 after adjustments			
D-W stat	0,111573	Prob(F)	0,000000		Variable	Coefficient	Std. Error	
					ECM(-1)	-0,059529	0,020838	
					R-squared	0,031601	Mean dep.	8,365315
					Adjusted R-s.	0,031601	S.D. dep.	713,1650
					S.E. of reg.	701,8060	Akaike c.	15,94918
					Sum sq. resid	1,23E+08	Schwarz c.	15,96327
					Log likelihood	-1992,648	D-W stat	2,199905

Źródło: Jak w tabeli 1.

W modelu I (tab. 4) przyjęto jedno opóźnienie przyrostu zmiennej *WIG zamknięcie* oraz przyrost zmiennej *S&P500 otwarcie* bez opóźnień. Otrzymano następujący model:

$$\Delta WIG_t = -0,036712ECM_{t-1} + 0,038123\Delta WIG_{t-1} + 17,36098\Delta S \& P500_t .$$

Tabela 4. Model zależności długo- i krótkookresowej między *WIG zamknięcie* 2006 a *S&P500 otwarcie* 2006

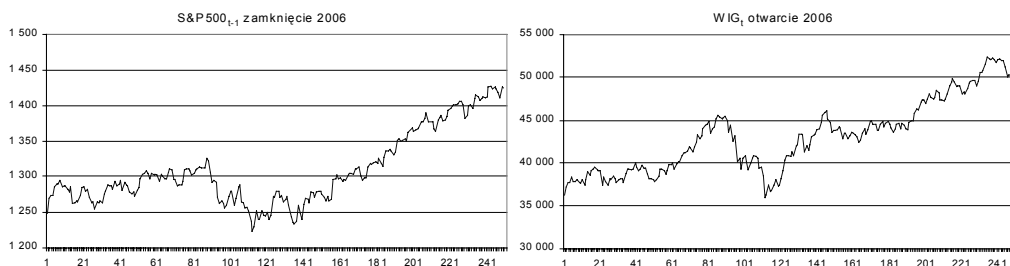
Dependent Variable: D(W)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 3-251				
Included observations: 249 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ECM(-1)	-0,036712	0,016390	-2,239853	0,0260
D(W(-1))	0,038123	0,062356	0,611374	0,5415
D(S)	17,36098	4,345316	3,995332	0,0001
R-squared	0,070651	Mean dep.	54,60948	
Adjusted R-s.	0,063096	S.D. dep.	563,9477	
S.E. of reg.	545,8666	Akaike c.	15,45460	
Sum sq. resid	73300697	Schwarz c.	15,49698	
Log likelihood	-1921,098	D-W stat	2,028973	

Źródło: Jak w tabeli 1.

Parametr $\alpha = -0,036712$ oznacza, iż około 3,67% zmian odchyleń wartości indeksu giełdowego *WIG zamknięcie* od długookresowej zależności z *S&P500 otwarcie* redukowana jest w ciągu jednego dnia, a także, iż zależność ta jest bardzo silna i trudno wytrącić ten proces z długookresowej zależności. Parametr $\theta_1 = 0,038123$ okazuje się statystycznie nieistotny, co oznacza, iż ostatnio zrealizowany przyrost wartości indeksu *WIG zamknięcie* nie ma wpływu na przyrost bieżący. Parametr $\gamma_0 = 17,36098$ jest statystycznie istotny i oznacza, iż przyrost wartości indeksu giełdowego *S&P500* wpływa na wartość indeksu giełdowego *WIG zamknięcie*. Ponadto kierunek zmian jest taki sam. Na zamknięcie giełdy w Polsce wyrażone indeksem *WIG* nie ma więc wpływu zamknięcie indeksu *WIG* w dniu poprzednim, ale ma wpływ otwarcie giełdy w USA, które ma miejsce przed zamknięciem giełdy polskiej.

Model II

Etapy, które wykonano w modelu I powinny być wykonane także w modelu II, w którym założono, iż określony zostanie wpływ zamknięcia giełdy amerykańskiej w danym dniu na otwarcie giełdy polskiej w dniu następnym. Wykresy szeregów czasowych *S&P zamknięcie* oraz *WIG otwarcie* zamieszczono na rysunku 2. Podobnie jak w modelu I, także w modelu II ich kształt jest zbliżony, można się zatem spodziewać, iż pomiędzy badanymi zmiennymi będzie występować kointegracja.



Rys. 2. Szeregi czasowe *S&P500* zamknięcie 2006 i *WIG* otwarcie 2006
 Źródło: Wykonanie własne.

Tabela 5. Test ADF dla *WIG* otwarcie 2006

Null Hypothesis: W has a unit root				Null Hypothesis: D(W) has a unit root			
Lag Length: 0				Lag Length: 0			
		t-Statistic	Prob.*			t-Statistic	Prob.*
ADF test statistic		1,368362	0,9571	ADF test statistic		-15,51969	0,0000
Test critical	1% level	-2,574282		Test critical	1% level	-2,574320	
values:	5% level	-1,942104		values:	5% level	-1,942110	
	10% level	-1,615849			10% level	-1,615846	
*MacKinnon one-sided p-values.				*MacKinnon one-sided p-values.			
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				Augmented Dickey-Fuller Test Equation			
Dependent Variable: D(W)				Dependent Variable: D(W,2)			
Method: Least Squares				Method: Least Squares			
Sample (adjusted): 2-250				Sample (adjusted): 3-250			
Included observations: 249 after adjustments				Included observations: 248 after adjustments			
Variable	Coefficient	Std. Error		Variable	Coefficient	Std. Error	
W(-1)	0,001231	0,000899		D(W(-1))	-0,982412	0,063301	
R-squared	-0,001262	Mean dep.	57,48562	R-squared	0,493682	Mean dep.	-6,183145
Adjusted R-s.	-0,001262	S.D. dep.	613,2815	Adjusted R-s.	0,493682	S.D. dep.	861,9832
S.E. of reg.	613,6684	Akaike c.	15,68079	S.E. of reg.	613,3531	Akaike c.	15,67978
Sum sq. resid	93394041	Schwarz c.	15,69492	Sum sq. resid	92921887	Schwarz c.	15,69395
Log likelihood	-1951,259	D-W stat	1,967592	Log likelihood	-1943,293	D-W stat	2,004765

Źródło: Jak w tabeli 1.

Badania stopnia zintegrowania szeregów czasowych *WIG* otwarcie (tab. 5) i *S&P* zamknięcie (tab. 6) pokazują, iż poziomy tych zmiennych są niestacjonarne. Wartości statystyki empirycznej ADF są większe od wartości krytycznych, a więc nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o niestacjonarności, co oznacza, iż mamy do czynienia z błędzeniem losowym. Pierwsze przyrosty tych szeregów są już natomiast stacjonarne. Warto-

ści statystyki ADF są w tych przypadkach mniejsze od wartości krytycznych dla wszystkich wskazanych poziomów istotności, co oznacza, iż istnieją podstawy do odrzucenia hipotezy o niestacjonarności na rzecz hipotezy o stacjonarności pierwszych przyrostów. Szeregi *WIG otwarcie* oraz *S&P500 zamknięcie* są zatem zintegrowane w stopniu 1, co oznacza, iż jest spełnione jedno z założeń modelu korekty błędem.

Podobnie jak w szeregach z modelu I, także w szeregach z modelu II nie było potrzeby wprowadzania opóźnień przyrostów w celu szacowania statystyki ADF; autokorelacja reszt jest statystycznie nieistotna. Można także zauważyć, iż same wartości statystyki ADF w odpowiadających sobie szeregach z modelu I i II są zbliżone.

Tabela 6. Test ADF dla *S&P zamknięcie* 2006

Null Hypothesis: S has a unit root			Null Hypothesis: D(S) has a unit root				
Lag Length: 0			Lag Length: 0				
		t-Statistic	Prob.*				
ADF test statistic		1,355075	0,9560	ADF test statistic			
Test critical	1% level	-2,574282		Test critical	1% level		
values:	5% level	-1,942104		values:	5% level		
	10% level	-1,615849			10% level		
*MacKinnon one-sided p-values.			*MacKinnon one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation			Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(S)			Dependent Variable: D(S,2)				
Method: Least Squares			Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2-250			Sample (adjusted): 3-250				
Included observations: 249 after adjustments			Included observations: 248 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error		Variable	Coefficient	Std. Error	
S(-1)	0,000533	0,000393		D(S(-1))	-0,985762	0,062814	
R-squared	-0,000233	Mean dep.	0,708594	R-squared	0,499241	Mean dep.	-0,091210
Adjusted R-s.	-0,000233	S.D. dep.	8,123901	Adjusted R-s.	0,499241	S.D. dep.	11,39789
S.E. of reg.	8,124846	Akaike c.	7,031739	S.E. of reg.	8,065638	Akaike c.	7,017127
Sum sq. resid	16371,25	Schwarz c.	7,045865	Sum sq. resid	16068,47	Schwarz c.	7,031294
Log likelihood	-874,4515	D-W stat	1,961220	Log likelihood	-869,1237	D-W stat	2,005106

Źródło: Jak w tabeli 1

Wzór zależności długoterminowej w modelu II przedstawia się równaniem (tab. 7):

$$WIG \text{ otwarcie} = 71,66692 \cdot S\&P500 \text{ zamknięcie} - 50778,01.$$

Reszty z tego równania się stacjonarne, gdyż wartość statystyki empirycznej ADF = -2,622192 jest mniejsza od wybranych wartości krytycznych. Szeregi czasowe *WIG otwarcie* oraz *S&P500 zamknięcie* są więc skointegrowane i istnieje dla tych zmiennych reprezentacja modelem korekty błędem.

Tabela 7. Test kointegracji pomiędzy *WIG otwarcie 2006* a *S&P500 zamknięcie 2006*

Dependent Variable: W					Null Hypothesis: ECM has a unit root			
Method: Least Squares					Lag Length: 0			
Sample: 1-250								
Included observations: 250								
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	ADF test statistic	t-Statistic	Prob.*	
S	71,66692	2,664454	26,89742	0,0000	Test critical	-2,622192	0,0087	
C	-50778,01	3491,397	-14,54375	0,0000	values:	1% level	-2,574282	
						5% level	-1,942104	
						10% level	-1,615849	
					*MacKinnon one-sided p-values.			
R-squared	0,744717	Mean dep.	43061,18		Augmented Dickey-Fuller Test Equation			
Adjusted R-s.	0,743688	S.D. dep.	4220,239		Dependent Variable: D(ECM)			
S.E. of reg.	2136,593	Akaike c.	18,17978		Method: Least Squares			
Sum sq. resid	1,13E+09	Schwarz c.	18,20795		Sample (adjusted): 2-250			
Log likelihood	-2270,473	F-statistic	723,4710		Included observations: 249 after adjustments			
D-W stat	0,097587	Prob(F)	0,000000		Variable	Coefficient	Std. Error	
					ECM(-1)	-0,051326	0,019574	
					R-squared	0,026879	Mean dep.	6,702849
					Adjusted R-s.	0,026879	S.D. dep.	667,4158
					S.E. of reg.	658,3850	Akaike c.	15,82146
					Sum sq. resid	1,08E+08	Schwarz c.	15,83559
					Log likelihood	-1968,772	D-W stat	2,055602

Źródło: Jak w tabeli 1.

W modelu II (tab. 8) przyjęto jedno opóźnienie przyrostu zmiennej *WIG otwarcie* oraz przyrost zmiennej *S&P500 zamknięcie* bez opóźnień. Otrzymano następujący model:

$$\Delta WIG_t = -0,039217 ECM_{t-1} - 0,028769 \Delta WIG_{t-1} + 29,43739 \Delta S \& P500_t .$$

Mimo innych wartości parametrów modelu II niż modelu I podstawowe własności analizowanych szeregów są zbliżone. Parametr $\alpha = -0,039217$ oznacza, iż około 3,92% zmian odchyłek wartości indeksu giełdowego *WIG otwarcie* od długookresowej zależności z *S&P500 zamknięcie* redukowana jest w ciągu jednego dnia, a także, iż zależność ta jest bardzo silna i trudno wytrącić ten proces z tej zależności. Parametr $\theta_1 = -0,028769$ okazuje się statystycznie nieistotny, co oznacza, iż ostatnio zrealizowany przyrost wartości indeksu *WIG otwarcie* nie ma wpływu na przyrost bieżący. Parametr $\gamma_0 = 29,43739$ jest statystycznie istotny i oznacza, iż przyrost wartości indeksu giełdowego *S&P500 zamknięcie* wpływa na wartość indeksu giełdowego *WIG otwarcie*. Ponadto kierunek zmian jest taki sam. Na otwarcie giełdy w Polsce wyrażone indeksem *WIG* nie ma więc wpływu otwarcie indeksu *WIG* w dniu poprzednim, ale zamknięcie giełdy w USA, które ma miejsce przed otwarciem giełdy polskiej.

Tabela 8. Model zależności długo- i krótkookresowej między *WIG* otwarcie 2006 a *S&P500* zamknięcie 2006

Dependent Variable: D(W)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 3-250

Included observations: 248 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ECM(-1)	-0,039217	0,016931	-2,316319	0,0214
D(W(-1))	-0,028769	0,059039	-0,487286	0,6265
D(S)	29,43739	4,516344	6,517969	0,0000
R-squared	0,151712	Mean dep.	53,39661	
Adjusted R-s.	0,144787	S.D. dep.	611,1111	
S.E. of reg.	565,1418	Akaike c.	15,52405	
Sum sq. resid	78249381	Schwarz c.	15,56655	
Log likelihood	-1921,983	D-W stat	1,954609	

Źródło: Jak w tabeli 1.

Podsumowanie

Prezentowane w pracy modele powiązań pomiędzy wartościami indeksów giełdy polskiej i amerykańskiej, mimo szacowania dla różnych momentów, dostarczają podobnych wniosków. Bez względu na to, czy rozpatrywano wpływ otwarcia giełdy amerykańskiej na zamknięcie giełdy polskiej (model I), czy też zamknięcie giełdy amerykańskiej na otwarcie giełdy polskiej (model II) można powiedzieć, iż:

1. Związek długookresowy pomiędzy giełdami jest statystycznie istotny i silny, trudno jest wytrącić proces z długookresowej zależności.

2. W krótkim okresie silniejszy wpływ na bieżące zmiany giełdy polskiej mają bieżące zmiany na giełdzie amerykańskiej niż przeszłe zmiany na giełdzie polskiej, co wskazuje na bardzo szybki przepływ bieżących informacji pomiędzy rynkami.

Tradycyjne modele ekonometryczne nie pozwalają na uchwycenie w jednym równaniu zmian długo- i krótkookresowych. Rozwiązanie, jakie daje procedura Engle–Grangera pozwala na rozwiązanie tego problemu. Uzyskane wyniki bardzo łatwo zinterpretować, a wprowadzanie odpowiednich opóźnień w modelu korekty błędem pozwala uchwycić różnorodne zjawiska krótkookresowe.

Bibliografia

- [1] CHAREMZA W.W., DEADMAN D.F., *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997.
- [2] ENGLE R.F., GRANGER C.W.J., *Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*, *Econometrica*, Vol. 55, 1987, s. 251–276.
- [3] KUSIDEŁ E., *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania*, [w:] *Dane panelowe i modelowanie wielowymiarowe w badaniach ekonomicznych*, pod red. B. Sucheckiego, t. 3, Absolwent, Łódź 2000.
- [4] OSIŃSKA M., *Ekonometria finansowa*, PWE, Warszawa 2006.
- [5] WELFE A., *Ekonometria*, PWE, Warszawa 1995.

Analysis of the relationships between indexes on Polish and American Stock Exchange

For research purposes, in order to show relationships between values of American S&P500 index and Polish WIG index, two models have been constructed. Because of the volume of the American Stock Exchange, the analysis should answer the question of “how the situation on American Stock Exchange affects the situation on Polish Stock Exchange”. As a result of different opening hours of these stock exchanges, the models can be described:

- model I – influence of opening the American Stock Exchange during closing the Polish Stock Exchange on the same day ($S\&P500_t \text{ open} \rightarrow WIG_t \text{ close}$);
- model II – influence of closing the American Stock Exchange on opening the Polish Stock Exchange on the next day ($S\&P500_{t-1} \text{ close} \rightarrow WIG_t \text{ open}$).

To show the short-run and long-run relationships, one equation ECM was estimated by using the Engle-Granger procedure. The results allow us to draw two conclusions:

1. The long-run relationship between the stock exchanges is statistically strong and important. It is difficult to disturb the long-run equilibrium.
2. Current changes of the American stock exchange have stronger influence on current changes of Polish exchanges in the long term than the past changes on Polish exchange, which indicates very fast flow of current information among markets.

Keywords: *capital market, stock indexes, stationarity, cointegration, ECM model*