

Paweł Miłobędzki

Uniwersytet Gdański

O ZALEŻNOŚCI MIĘDZY CENAMI OTWARCIA I ZAMKNIĘCIA NA GIEŁDZIE PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH W WARSZAWIE SA

1. Wstęp

W analizach kształtowania się cen instrumentów finansowych, stóp zwrotu z tych instrumentów oraz ich zmienności zazwyczaj wykorzystuje się ceny odnotowywane na zamknięciu sesji, natomiast pomija się ceny odnotowywane na jej otwarciu, a także ich sesyjne maksima i minima. Tymczasem ich szeregi czasowe są realizacjami tego samego procesu stochastycznego, stąd odrzucane wielkości zawierają w sobie dodatkowe informacje o dynamice cen, które mogą się okazać przydatne w jej modelowaniu (prognozowaniu).

Na przykład ceny maksymalna i minimalna odzwierciedlają cenę, przy której zmienia się znak nadwyżkowego popytu. Ich znajomość jest niezbędna do wyceny niektórych opcji egzotycznych oraz w analizie technicznej przy konstrukcji kanałów kupna i sprzedaży, wykresów świecowych oraz oscylatorów stochastycznych (zob. np.: [Taylor, Allen 1992; Edwards, Magee 1997; Cheung, Wong 2000; Lo, Mamaysky, Wang 2000; Cheung, Chinn 2002]).

Z kolei rozpiętość ceny opierająca się na sesyjnych ekstremach dostarcza informacji o zmienności stopy zwrotu. Wykorzystuje się ją w estymatorach warunkowej lub lokalnej wariancji (zob. np. [Gallant, Hsu, Tauchen 1999; Alizadeh, Brandt, Dieboldt 2002; Brandt, Dieboldt 2003; Chou 2005; Fernandes, de Sa Mota, Rocha 2005; Engle, Gallo 2006]), a także w procesie weryfikacji hipotezy o błędzeniu przypadkowym (zob. [Mok, Lam, Li 2000]).

Ceny otwarcia i zamknięcia nie były dotychczas wykorzystywane w analizach dynamiki cen i w jej prognozowaniu.

W artykule pokazano, że obie ceny charakteryzuje wspólny wzorzec zmienności stochastycznej, a różnica między nimi zawiera informację o rozmiarach zysku, który można osiągnąć przy zastosowaniu odpowiedniego systemu transakcyjnego. Konstrukcję takiego systemu oparto na wektorowym, dwuwymiarowym modelu korekty błędem (*Vector Error Correction Model*, VECM) z symetrycznym składnikiem ko-

rekty. W jego budowie wykorzystano procedurę zaproponowaną przez Johansena (zob. [Johansen 1988; 1991]). System ten umożliwi osiągnięcie dochodu wyższego od tego, który zapewnia inwestowanie w portfel naśladowujący indeks WIG20.

Estymację modelu VECM przeprowadzono na podstawie dziennych szeregów czasowych logarytmów naturalnych cen otwarcia i zamknięcia dla portfela naśladowującego indeks WIG20 z okresu 3.02.1997-31.03.2008, natomiast ocenę efektywności systemu transakcyjnego – zarówno dla okresu estymacji modelu, jak i dla okresu prognozy cen otwarcia i zamknięcia, z 1.04-13.08.2008. W obliczeniach wykorzystano pakiet GAUSS 8.0.

W kolejnych punktach przedstawiono model dynamiki cen otwarcia i zamknięcia portfela naśladowującego indeks WIG20 oraz zbudowany na jego podstawie system transakcyjny wraz z oceną jego efektywności. Całość kończą syntetyczne wnioski.

2. Model dynamiki cen otwarcia i zamknięcia portfela naśladowującego indeks WIG20

Konstrukcja systemu transakcyjnego opiera się na dwóch własności dziennych szeregów czasowych logarytmów naturalnych cen otwarcia i zamknięcia portfela naśladowującego indeks WIG20: ich niestacjonarności oraz istnienia wspólnego wzorca zmienności stochastycznej. Tej pierwszej dowodzi się, szacując statystyki ADF_{max} Leybourne'a oraz KPSS (zob. [Leybourne 1995; Kwiatkowski i in. 1992]).

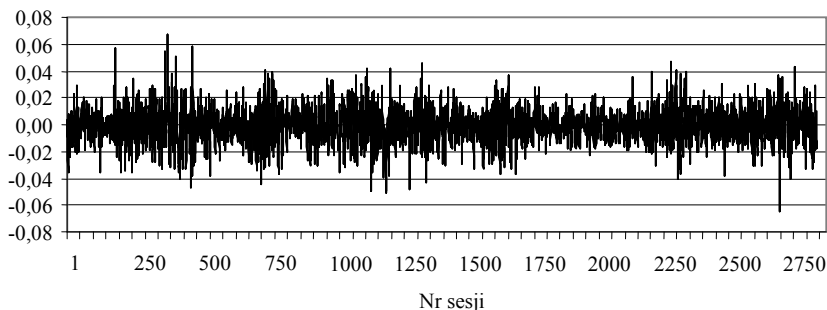
Tabela 1. Testy pierwiastka jednostkowego oraz stacjonarności dla logarytmów naturalnych WIG20 na otwarcie ($\ln O_t$) i zamknięcie sesji ($\ln Z_t$), obserwacje dzienne z okresu 3.02.1997-31.03.2008

Zmienna	Test					
	Leybourne'a			KPSS		
	ADF_{max}	element determinujący	rząd augmentacji	trend	poziom	rząd odcięcia
$\ln O_t$	-1,6136	c, tr	2	1,8174	5,1800	27
$\ln Z_t$	-1,6567	c, tr	2	1,8170	5,1785	27
$\ln O_t - \ln Z_t$	-36,3689	-	0	0,0631	0,1483	27
$\Delta \ln O_t$	-37,5310	-	1	0,0512	0,1233	27
$\Delta \ln Z_t$	-35,6470	-	1	0,0534	0,1209	27

Postać regresji pomocniczej w teście Leybourne'a: $\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$; $\{y_t\}$ – szereg czasowy badanej zmiennej w porządku oryginalnym lub odwróconym. ADF_{max} – większa z ocen statystyki $t(\gamma)$ dla $H_0: \gamma = 0$ dla szeregu czasowego badanej zmiennej w porządku oryginalnym oraz odwróconym. Rząd augmentacji w teście Leybourne'a (KPSS) ustalono, stosując kryterium informacyjne Akaikego, a rząd odcięcia w teście KPSS – kryterium Schwerta. Grubą czcionką podano oceny istotne na poziomie istotności $\alpha = 0,05$.

Źródło: obliczenia własne.

Zestawione w tab. 1 wyniki stosownych procedur testowych zaświadcza o tym, że rozpatrywane szeregi czasowe są szeregami zintegrowanymi w stopniu pierwszym, a szereg czasowy różnicy między nimi jest stacjonarny. To ostatnie z kolei pozwala przypuszczać, że logarytmy naturalne cen otwarcia i zamknięcia są skointegrowane wektorem kointegrującym $[1 \ -1]$. Przypuszczenie to wzmacnia analiza wzrokowa przebiegu szeregu czasowego ich różnicy przedstawionego na rys. 1, o stacjonarności którego przesądza częste jego przechodzenie przez swoją wartość średnią.



Rys. 1. Szereg czasowy różnicy logarytmów naturalnych ceny na otwarcie i zamknięcie sesji dla portfela naśladowującego indeks WIG20, obserwacje dzienne z okresu 3.02.1997-13.08.2008
Źródło: opracowanie własne.

Skointegrowanie logarytmów naturalnych cen otwarcia i zamknięcia portfela naśladowującego indeks WIG20 powoduje, że na mocy twierdzenia Grangera o reprezentacji można je przedstawić w postaci dwuwymiarowego modelu VECM (zob. [Engle, Granger 1987]):

$$\Delta \ln O_t = \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_{o,i} \Delta \ln O_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{o,i} \Delta \ln Z_{t-i} + \delta_o e_{o,t-1} + \xi_{o,t}, \quad (1a)$$

$$\Delta \ln Z_t = \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_{z,i} \Delta \ln O_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{z,i} \Delta \ln Z_{t-i} + \delta_z e_{z,t-1} + \xi_{z,t}, \quad (1b)$$

gdzie: $\ln O_t$ – logarytm naturalny ceny otwarcia, $\ln Z_t$ – logarytm naturalny ceny zamknięcia, $e_{s,t} = \gamma_{1,s} \ln O_t - \gamma_{2,s} \ln Z_t$, $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ ($X_t = \ln O_t, \ln Z_t$), $\xi_{s,t}$ – składniki losowe ($s = o, z$), w którym $\gamma_{1,s} = 1$ i $\gamma_{2,s} = -1$. W modelu tym współczynniki δ_s charakteryzują szybkość dostosowania w krótkim okresie logarytmów cen na otwarcie i zamknięcie sesji (stóp zwrotu na otwarcie i zamknięcie) portfela naśladowującego indeks WIG20 do ich ścieżki równowagi długookresowej, natomiast współczynniki $\alpha_{s,i}$ oraz $\beta_{s,i}$ – strukturę przyczynowości (w rozumieniu Grangera) logarytmów cen (stóp zwrotu). Model ten można wykorzystać do prognozowania dynamiki cen.

Występowanie jednego wektora kointegrującego logarytmy naturalne cen otwarcia i zamknięcia potwierdzono na podstawie testów maksymalnej wartości własnej oraz śladu macierzy (zob. [Johansen 1988; 1991]). Wyniki odpowiednich procedur testowych zestawiono w tab. 2.

Tabela 2. Wyniki testów kointegracji logarytmów naturalnych WIG20 na otwarcie i zamknięcie sesji, obserwacje dzienne z okresu 3.02.1997-31.03.2008

Test									
Maksymalnej wartości własnej					ślądu macierzy				
Hipoteza		statystyka testowa	wartość krytyczna		hipoteza		statystyka testowa	wartość krytyczna	
H_0	H_A		5%	10%	H_0	H_A		5%	10%
$r = 0$	$r = 1$	1617,1	11,0300	9,2800	$r = 0$	$r \geq 1$	1617,6	12,3600	10,2500
$r \leq 1$	$r = 2$	0,4980	4,1600	3,0400	$r \leq 1$	$r \geq 2$	0,4980	4,1600	3,0400

W modelu VAR w relacji kointegrującej nie występuje wyraz wolny; poza relacją kointegrującą nie występuje zmienna czasowa. Rząd opóźnienia VAR $p = 2$ wyznaczono, stosując kryterium informacyjne Akaikego (zob. [Lütkepohl 2005, rozdz. 4]).

Źródło: obliczenia własne.

W celu normalizacji relacji równowagi długookresowej ze względu na cenę zamknięcia i dalszego testowania kointegrującej własności różnicy logarytmów cen modelowanie strukturalne rozpoczęto od nałożenia na wektor kointegrujący $\gamma_s^T = [\gamma_{1,s} \quad \gamma_{2,s}]$ restrykcji $\gamma_{2,s} = -1$. Otrzymano oszacowanie relacji równowagi długookresowej zestawione w tab. 3. Następnie, stosując test ilorazu wiarygodności, zweryfikowano hipotezę o kointegrującej własności różnicy logarytmów naturalnych cen otwarcia i zamknięcia. Nałożono w tym celu dodatkową restrykcję $\gamma_{1,s} = 1$. Ze względu na to, że wartość próbkowa stosownej statystyki testowej o rozkładzie χ^2 z jednym stopniem swobody wyniosła 1,0514 przy zwyczajowym 5% poziomie istotności nie znaleziono podstaw do odrzucenia hipotezy głoszącej stacjonarność spreadu cenowego (różnicy logarytmów naturalnych cen otwarcia i zamknięcia).

Tabela 3. Ocena wektora kointegrującego uzyskana MNW z restrykcjami jednoznacznie identyfikującymi

Parametr	Zmienna	
	$\ln O_t$	$\ln Z_t$
$\gamma_{i,s}$	1,0000	-0,99998
	(-)	(0,00001876)

Asymptotyczne błędy standardowe szacunku w nawiasach pod ocenami parametrów strukturalnych.

Źródło: obliczenia własne.

Analizę zależności między logarytmami naturalnymi cen otwarcia i zamknięcia portfela naśladowującego indeks WIG20 (stopami zwrotu z portfela na otwarcie i za-

mknięcie sesji) wieńczy estymacja modelu VECM z wektorem kointegrującym $[1 \ -1]$ za pomocą iterowanej metody Zellnera. Jej rezultaty przedstawiono w tab. 4.

Tabela 4. Oszacowania równań modelu (1)

Zmienna/statystyka	Równanie	
	$\Delta \ln O_t$	$\Delta \ln Z_t$
$\Delta \ln O_{t-1}$	0,0546	0,0892
	(0,0224)	(0,0319)
$\Delta \ln Z_{t-1}$	-0,1261	-0,2352
	(0,0566)	(0,0712)
e_{t-1}	-1,2108	-0,3018
	(0,0555)	(0,0740)
R^2	0,6266	0,0121
$LM(5)$	10,6837	2,6799
$ARCH(5)$	471,5700	337,0300

$e_{t-1} = \ln O_{t-1} - \ln Z_{t-1}$. Błędy standardowe szacunku parametrów strukturalnych (skorygowane ze względu na heteroskedastyczność) w nawiasach pod ich ocenami. Statystyki: $LM(k)$ – LM Godfreya dla rzędu autokorelacji k , $ARCH(s)$ – LM Engle'a-Bollersleva dla efektów typu ARCH rzędu s . Grubą czcionką podano oceny istotne na poziomie istotności $\alpha = 0,05$.

Źródło: obliczenia własne.

Z danych zestawionych w tab. 4 wynikają dwa zasadnicze wnioski odnoszące się do oddziaływań krótkookresowych. Pierwszy dotyczy struktury przyczynowości (w rozumieniu Grangera) w zbiorze logarytmów cen (stóp zwrotu) na otwarcie i zamknięcie sesji. Określa dwukierunkową zależność między logarytmem ceny (stopą zwrotu) na otwarcie i logarytmem ceny (stopą zwrotu) na zamknięcie. Drugi wniosek stwierdza, że spread cenowy relatywnie silniej oddziałuje na logarytm ceny (stopę zwrotu) otwarcia niż logarytm ceny zamknięcia. Przyrost różnicy stóp zwrotu z portfela na otwarcie i zamknięcie o jeden punkt procentowy w okresie t sprawia, że stopa zwrotu z portfela na otwarcie w okresie następnym spada o 1,2108 punktu procentowego, natomiast stopa zwrotu z portfela na zamknięcie spada tylko o 0,3018 punktu procentowego *ceteris paribus*.

Należy jednak podkreślić, że zdolności objaśniające obu równań dynamiki cen (stóp zwrotu) mierzone za pomocą współczynnika determinacji R^2 są silnie zróżnicowane. Jego ocena dla równania stopy zwrotu na otwarcie jest równa 0,6266, natomiast dla równania stopy zwrotu na zamknięcie – zaledwie 0,0121.

Tabela 5. Zgodność modelu teoretycznego z danymi rzeczywistymi w okresie historycznym i okresie prognozy

Zmiany wielkości									
Otwarcie					zamknięcie				
Okres historyczny, 3.02.1997-31.03.2008									
	teoretyczne		$\chi^2(1)$	V		teoretyczne		$\chi^2(1)$	V
Rzeczywiste	$\Delta \ln O_t \geq 0$	$\Delta \ln O_t < 0$	1197,0127	0,6622	rzeczywiste	$\Delta \ln Z_t \geq 0$	$\Delta \ln Z_t < 0$	9,3329	0,0585
$\Delta \ln O_t \geq 0$	1159	233			$\Delta \ln Z_t \geq 0$	749	623		
$\Delta \ln O_t < 0$	228	1110			$\Delta \ln Z_t < 0$	662	696		
okres prognozy, 1.04.2008-13.08.2008									
	teoretyczne		$\chi^2(1)$	V		teoretyczne		$\chi^2(1)$	V
Rzeczywiste	$\Delta \ln O_t \geq 0$	$\Delta \ln O_t < 0$	70,5387	0,6724	rzeczywiste	$\Delta \ln Z_t \geq 0$	$\Delta \ln Z_t < 0$	0,0444	0,0169
$\Delta \ln O_t \geq 0$	54	13			$\Delta Z_t \geq 0$	33	42		
$\Delta \ln O_t < 0$	12	77			$\Delta Z_t < 0$	37	44		

$\chi^2(1)$ – ocena statystyki χ^2 – Pearsona na niezależność, V – ocena współczynnika Cramera. Grubą czcionką podano oceny istotne na poziomie istotności $\alpha = 0,05$.

Źródło: obliczenia własne.

Równie zróżnicowane są ich zdolności prognozowania zgodności kierunku zmiany cen na otwarcie i zamknięcie z ich zmianami rzeczywistymi. Oceny statystyki χ^2 – Pearsona na niezależność zmian logarytmów cen (stóp zwrotu) teoretycznych i rzeczywistych oraz opierających się na nich współczynnikach V Cramera wskazują na relatywnie dużą zgodność modelu VECM z danymi rzeczywistymi – zarówno w okresie historycznym, jak i w okresie prognozy – dla logarytmu ceny na otwarcie sesji, oraz jej niewielką zgodność – dla logarytmu ceny na jej zamknięcie (zob. tab. 5).

3. System transakcyjny i jego efektywność

Konstruując system transakcyjny, poczyniono 3 założenia. Po pierwsze dopuszczono występowanie kosztów transakcyjnych w wysokości $100x$ procent wartości transakcji kupna/sprzedaży oraz możliwość krótkiej sprzedaży wszystkich walorów. Po drugie założono dodatkowo, że każde zlecenie kupna/sprzedaży może być zrealizowane. Po trzecie wreszcie przyjęto, że inwestor na otwarcie sesji $t+1$ za kwotę 1000 PLN (lub jej wielokrotność) kupuje $\frac{(1-x)1000}{O_{t+1}}$ jednostek pewnego waloru, które następnie sprzedaje na zamknięcie tej sesji po cenie zamknięcia, uzyskując kwotę

Tabela 6. Ocena efektywności systemu transakcyjnego

Kategoria	Bez krótkiej sprzedaży											
	Koszty transakcyjne (%)											
	0,00		0,10		0,20		0,30		0,40		0,50	
okres												
	historyczne zowane	historyczne	prognozowane	historyczne	prognozowane	historyczne	prognozowane	historyczne	prognozowane	historyczne	prognozowane	
Liczba transakcji	1367	288	26	59	2	23	1	8	0	3	0	
Łączny zysk	1544,04	-35,22	-87,47	63,88	45,34	-45,28	60,60	-40,70	0,00	26,33	0,00	
Średni zysk	1,13	-0,12	-3,36	1,08	22,67	-1,97	60,60	-5,09	x	8,78	x	
wylącznie krótka sprzedaż												
koszty transakcyjne (%)												
Kategoria	0,00		0,10		0,20		0,30		0,40		0,50	
okres												
	historyczne zowane	historyczne	prognozowane	historyczne	prognozowane	historyczne	prognozowane	historyczne	prognozowane	historyczne	prognozowane	
Liczba transakcji	1363	267	17	59	3	19	2	8	0	2	0	
Łączny zysk	662,70	-228,52	-82,56	-282,31	-15,10	24,59	-7,62	-40,69	0,00	13,87	0,00	
Średni zysk	0,49	-0,86	-4,86	-4,78	-5,03	1,29	-3,81	-5,09	x	6,93	x	
razem												
koszty transakcyjne (%)												
Kategoria	0,00		0,10		0,20		0,30		0,40		0,50	
okres												
	historyczne zowane	historyczne	prognozowane	historyczne	prognozowane	historyczne	prognozowane	historyczne	prognozowane	historyczne	prognozowane	
Liczba transakcji	2730	555	43	118	5	42	3	12	0	5	0	
Łączny zysk	2206,73	-263,74	-170,02	-218,43	30,24	-20,69	52,99	-16,38	0,00	40,20	0,00	
Średni zysk	0,81	-0,48	-3,95	-1,85	6,05	-0,49	-17,66	-1,37	x	8,04	x	
Łączny i średni zysk w PLN przy założeniu zaangażowania 1000,00 PLN w każdą transakcję. Dla WIG20 zysk z portfela o wartości 1000,00 PLN.												

Źródło: obliczenia własne.

$(1-x) \left[\frac{(1-x)1000}{O_{t+1}} \right] Z_{t+1}$ PLN zawsze wtedy, gdy prognoza (sesyjnej) stopy zwrotu z inwestycji w ten walor na sesję $t+1$, uzyskana w okresie poprzednim, tj¹.

$$\tau_{t+1}^{pr}(t) = \frac{Z_{t+1}^{pr}(t) - O_{t+1}^{pr}(t)}{O_{t+1}^{pr}(t)} = e^{[\Delta \ln Z_{t+1}^{pr}(t) - \Delta \ln O_{t+1}^{pr}(t)] + (\ln Z_t - \ln O_t)} - 1, \quad (2)$$

okaże się wyższa od stopy kosztów transakcyjnych $x(t+1)$, gdzie $\Delta \ln O_{t+1}^{pr}(t)$ i $\Delta \ln Z_{t+1}^{pr}(t)$ są prognozami stóp zwrotu na otwarcie i zamknięcie z inwestycji w rozpatrywany walor uzyskanymi na podstawie modelu VECM ($t=1, 2, \dots, T$). W przeciwnym wypadku inwestor dokona krótkiej sprzedaży tego waloru.

Opisany system transakcyjny zastosowano do portfela naśladowującego indeks WIG20. Wyniki jego zastosowania w okresie historycznym (3.02.1997-31.03.2008) i w okresie prognozy (1.04-13.08.2008) dla wybranych wielkości kosztów transakcyjnych $x \in [0, 0, 005]$ oraz stosowania bądź też niestosowania krótkiej sprzedaży zestawiono w tab. 6.

Z danych zestawionych w tab. 6 wynika, że zarówno liczba przeprowadzonych transakcji, jak i łączny oraz średni zysk z tych transakcji w okresie historycznym i prognostycznym zależą od kosztów transakcyjnych. System transakcyjny przynosi zyski wyłącznie wtedy, gdy koszty transakcyjne są zerowe, natomiast liczba transakcji staje się bliska zeru, gdy koszty te przekroczą 0,4%. Do podobnego wniosku dochodzi się również wtedy, gdy porówna się uzyskane wyniki z wynikami inwestowania, do których prowadzi zakup za kwotę 1000 PLN portfela naśladowującego indeks WIG20 w pierwszym dniu okresu historycznego (prognostycznego), a następnie jego sprzedaż w ostatnim dniu tego okresu (756,28 PLN i -105,03 odpowiednio w okresie historycznym i prognostycznym). Oznacza to, że GPW w Warszawie SA w obu okresach była rynkiem nieefektywnym informacyjnie oraz efektywnym transakcyjnie. Zaproponowany system transakcyjny jest więc nieatrakcyjny dla inwestorów.

4. Zakończenie

Celem pracy było pokazanie, że (logarytmy naturalne) ceny otwarcia i zamknięcia papierów wartościowych wykazują wspólny wzorzec zmienności stochastycznej, którego znajomość może być wykorzystana do konstrukcji przynoszącego zysk systemu transakcyjnego. System taki skonstruowano dla portfela naśladowującego indeks WIG20. Jego budowę oparto na modelu VECM z symetrycznym składnikiem korekty. Model ten oszacowano na podstawie dziennych szeregów czasowych historycznych (logaryt-

¹ Prognoza wynika z tożsamości $\Delta(\ln Z_{t+1} - \ln O_{t+1}) \equiv (\ln Z_{t+1} - \ln O_{t+1}) - (\ln Z_t - \ln O_t)$, stąd $\ln Z_{t+1} - \ln O_{t+1} \equiv (\Delta \ln Z_{t+1} - \Delta \ln O_{t+1}) + (\ln Z_t - \ln O_t)$.

mów naturalnych) cen otwarcia i zamknięcia portfela naśladowującego indeks WIG20 z okresu 3.02.1997-31.03.2008 oraz zbadano efektywność systemu transakcyjnego zarówno w okresie historycznym, jak i w okresie prognostycznym, tj. 1.04-13.08.2008. Ocena efektywności prowadzi do wniosku, że GPW w Warszawie SA w obu okresach była rynkiem nieefektywnym informacyjnie oraz efektywnym transakcyjnie.

Literatura

- Alizadeh S., Brandt M.W., Dieboldt F.X., *Range-based estimation of stochastic volatility models*, „Journal of Finance” 2002, t. 57, s. 1047-1091.
- Brandt M.W., Dieboldt F.X., *A no-arbitrage approach to range-based estimation of return covariances and correlations*, University of Pennsylvania, „PIER Working Paper” 2003 no 03-013.
- Cheung Y.-W., Chinn M.D., *Currency traders, and exchange rate dynamics: a survey of the US market*, „Journal of International Money and Finance” 2001, t. 20, s. 439-471.
- Cheung Y.-W., Wong C.Y.P., *A survey of market practitioners' views on exchange rate Dynamics*, „Journal of International Economics” 2000, t. 51, s. 401-419.
- Chou R., *Forecasting financial volatilities with extreme values: the conditional autoregressive range (CARR) model*, „Journal of Money, Credit, and Banking” 2005, t. 37, s. 561-582.
- Dickey D.A., Fuller W.A., *Likelihood ratio statistics for autoregressive time series models: tests and implications*, „American Statistician” 1981, t. 40, s. 12-26.
- Edwards R.D., Magee J., *Technical analysis of stock trends*, Amacom, New York 1997.
- Engle R.F., Gallo G.M., *A multiple indicators model for volatility using intra-daily data*, „Journal of Econometrics” 2006, t. 131, s. 3-27.
- Engle R.F., Granger C.W.J., *Cointegration and error correction representation. estimation and testing*, „Econometrica” 1987, t. 55, s. 251-276.
- Fernandes M., de Sa Mota B., Rocha G., *A multivariate conditional autoregressive range model*, „Economics Letters” 2005, t. 86, s. 435-440.
- Gallant A.R., Hsu C.T., Tauchen G.E., *Using daily range data to calibrate volatility diffusions and extract the forward integrated variance*, „Review of Economics and Statistics” 1999, t. 81, s. 617-631.
- Johansen S., *Statistical analysis of cointegrating vectors*, „Journal of Economic Dynamics and Control” 1988, t. 12, s. 231-254.
- Johansen S., *Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autoregressive models*, „Econometrica” 1991, t. 59, s. 1551-1580.
- Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P., Shin Y., *Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root*, „Journal of Econometrics” 1992, t. 54, s. 157-178.
- Leybourne S.J., *Testing for unit root using forward and reverse Dickey-Fuller regressions*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” 1995, t. 57, s. 559-571.
- Lo A.W., Mamaysky H., Wang J., *Foundations of technical analysis: computational algorithms, statistical inference, and empirical implementation*, „Journal of Finance” 2000, t. 55, s. 1075-1765.
- Luetkepohl H., *New introduction to multiple time series analysis*, Springer, Berlin 2005.
- Mok D.M.Y., Lam K., Li W.K., *Using daily high/low time to test for intraday random walk in two index futures markets*, „Review of Quantitative Finance and Accounting” 2000, t. 14, s. 381-397.
- Taylor M.P., Allen H., *The use of technical analysis in the foreign exchange market*, „Journal of International Money and Finance” 1992, t. 11, s. 304-314.

A NOTE ON THE OPENING AND CLOSING PRICE DEPENDENCIES ON THE WARSAW STOCK EXCHANGE

Summary

It is shown in the paper that between February 3, 1997 and March 31, 2008 the natural logarithms of daily opening and closing prices of portfolio imitating the Warsaw Stock Exchange index WIG20 exhibited a common stochastic trend. Both logs of prices are modelled using a bivariate VECM with a symmetric error correction term to build a trading system that is profitable unless transaction costs are positive. That is to say the Warsaw Stock Exchange is informationally inefficient. Its transactional efficiency is not undermined, however.

Key words: informational and transactional efficiency, opening and closing prices, VECM, transaction system, Warsaw Stock Exchange.

JEL Classification: C32, G14.