

Paweł Miłobędzki, Sabina Nowak

Akademia Morska w Gdyni

ANALIZA ZMIENNOŚCI CEN AKCJI KGHM POLSKA MIEDŹ SA W LATACH 1998-2004

1. Wstęp

KGHM Polska Miedź SA jest jedną z najważniejszych polskich spółek akcyjnych. Jest największym producentem miedzi w Europie, korzystającym z własnych zasobów górniczych, siódmym producentem miedzi i drugim producentem srebra na świecie. Produkowaną przez spółkę miedź katodową Londyńska Giełda Metali (London Metal Exchange – LME), największy na świecie rynek metali nieżelaznych, zarejestrowała jako tzw. Copper Grade A. Wydobywane przez KGHM srebro jest oznaczone certyfikatem „Good Delivery”, wystawionym przez Stowarzyszenie Londyńskiego Rynku Kruszców (London Bullion Market Association) i notowane zarówno na Londyńskim Rynku Kruszców (London Bullion Market), jak i na LME. Oprócz miedzi i srebra spółka produkuje w mniejszych ilościach ołów, selen techniczny, złoto oraz sól kamienną. Udział miedzi w całkowitej sprzedaży KGHM Polska Miedź SA wynosi ok. 76%, udział srebra – 18%, a udział pozostałych produktów – 6%. Dwie trzecie sprzedaży jest kierowane na eksport¹.

Od 10 lipca 1997 r. akcje KGHM Polska Miedź SA są notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych SA w Warszawie (GPW). Z kolei na Londyńskiej Giełdzie Papierów Wartościowych obraca się kwitami depozytowymi emitowanymi na podstawie akcji koncernu miedziowego.

KGHM Polska Miedź SA należy do spółek o największej kapitalizacji na giełdzie warszawskiej. Jej notowania wyróżnia duża płynność. Wchodzi w skład indeksów giełdowych WIG i WIG20. Największym akcjonariuszem KGHM Polska Miedź SA jest Skarb Państwa, który ma 44,28% kapitału akcyjnego. Właściciele Globalnych Kwitów Depozytowych (GDR) mają 5,06% akcji, a PKO Bank Polski SA posiada 5,38% wotów spółki. W rękach pozostałych akcjonariuszy znajduje się 45,28% akcji².

¹ Informacje pochodzą ze strony internetowej www.kghm.pl.

² Por. Raport analityczny KGHM SA, przygotowany przez Dom Inwestycyjny BRE Banku SA (www.biznespolska.pl/files/reports) z 5 sierpnia 2004 r.

Celem niniejszej pracy jest identyfikacja czynników zmienności cen akcji KGHM Polska Miedź SA na GPW. Ich źródeł upatrujemy w naturalnych czynnikach ryzyka działalności spółki, tj. w ryzyku związanym z handlem miedzią na LME, w ryzyku polskiego i brytyjskiego rynku papierów wartościowych oraz w ryzyku kursu walutowego. W związku z powyższym weryfikacji poddaliśmy następujące hipotezy badawcze: (a) ceny akcji KGHM Polska Miedź SA zależą od ceny kontraktów na miedź notowanych na LME, koniunktury na rynku polskim i rynku brytyjskim, a także kursów głównych walut, w których dokonuje się transakcji miedzią – dolara amerykańskiego i funta szterlinga; (b) zależność między cenami akcji KGHM Polska Miedź SA a ceną kontraktów na miedź, koniunkturą i kursami walut ma charakter dynamiczny; (c) powyższe wielkości pozostają w długookresowej równowadze; w krótkim okresie odstępstwa od równowagi mają charakter asymetryczny; (d) struktura czasowa analizowanej zależności jest uwarunkowana częstotliwością obserwacji.

W procesie weryfikacji powyższych hipotez zastosowaliśmy metody wnioskowania oparte na niestacjonarnych szeregach czasowych (zob. np. [Fuller 1976; Dickey, Fuller 1979; 1981; Nelson, Plosser 1982; Hylleberg, Engle, Granger 1990]). Narzędziem wnioskowania stał się model korekty błędem (zob. np. [Engle, Granger 1987]) ze składnikiem korekty zbudowanym na podstawie progowego modelu autoregresyjnego z impetem (ang. *momentum threshold autoregressive model*, M-TAR), umożliwiającego odwzorowanie asymetrycznego dostosowania do równowagi długookresowej (zob. np. [Tong 1983; Enders, Granger 1998; Enders, Siklos 2001]). Powyższe podejście stosowano uprzednio m.in. w analizie bezrobocia w różnych fazach cyklu koniunkturalnego w USA [Hansen 1997], analizie parytetu siły nabywczej dla wybranych krajów rozwiniętych [Gouveia, Rodrigues 2004; Enders, Dibooglu 2001; Bec, Ben-Salem, Carrasco 2004], analizie struktury czasowej stóp procentowych w Australii, Wielkiej Brytanii i Japonii [Lim 2001; Shin, Lee 2001; Kuo, Enders 2004], analizie zależności między natychmiastowymi i terminowymi kursami walutowymi [Dacco, Satchel 2001], natychmiastowymi oraz terminowymi cenami kontraktów na miedź na LME [Miłobędzki] oraz stopami procentowymi w Wielkiej Brytanii i USA i kursem GBP/USD [Balke, Wohar 1998], a także w analizie zależności między stopami procentowymi i inflacją w USA [Million 2004], zależności cenowych na rynku mięsnym w USA i Szwajcarii [Goodwin, Holt 1999; Abdulai 2002], oraz analizie cen lokalnych płodów rolnych w USA [Goodwin, Piggott 2001].

W badaniu wykorzystaliśmyienne, tygodniowe oraz miesięczne szeregi czasowe logarytmów naturalnych cen akcji KGHM Polska Miedź SA ($\ln KGHM$), ceny kontraktu na miedź z dostawą natychmiastową, kwotowanej na LME ($\ln SPOT$), indeksów WIG ($\ln WIG$) i FTSE100 ($\ln FTSE$), średniego kursu wymiany dolara amerykańskiego na złote ($\ln USD$) oraz średniego kursu wymiany funta brytyjskiego na złote ($\ln GBP$) w Narodowym Banku Polskim. Łącznie dysponowaliśmy 1632 obserwacjami dziennymi, 334 obserwacjami tygodniowymi oraz 77 obserwacjami miesięcznymi na tych zmiennych z okresu od 5 stycznia 1998 r. do 28 maja 2004 r. Stosowne obliczenia wykonaliśmy, posługując się pakietem Microfit 4.0.

Z przeprowadzonych analiz można wyciągnąć 3 zasadnicze wnioski: (a) czynnikami wpływającymi na zmienność cen akcji KGHM Polska Miedź SA są: koniunktura na polskim i brytyjskim rynku papierów wartościowych, cena kontraktów na miedź z dostawą natychmiastową na LME, kurs wymiany dolara na złote; (b) modele szacowane na podstawie danych dla wszystkich częstotliwości są modelami korekty błędem z symetrycznym składnikiem korekty; (c) w modelach szacowanych na podstawie danych dziennych i tygodniowych występują efekty typu ARCH.

Pozostałą część pracy podzielono na 3 oddzielne części. W pierwszej, na podstawie progowego modelu M-TAR, przedstawiono rozszerzenie modelu korekty błędem typu Engle'a-Grangera dla symetrycznego dostosowania ceny akcji KGHM Polska Miedź SA na przypadek dostosowania asymetrycznego, problemy związane z jego estymacją oraz wnioskowaniem na jego podstawie. Część drugą poświęcono analizie kształtowania się ceny akcji spółki: wnioskowaniu o stopniu jej integracji, wyznaczeniu długookresowej relacji równowagi – atraktora oraz estymacji modeli korekty błędem przy założeniu symetrii oraz asymetrii w dostosowaniu cen z wykorzystaniem danych dziennych, tygodniowych i miesięcznych. Całość zakończono wnioskami.

2. Model korekty błędem z asymetrycznym składnikiem korekty

Jeśli założy się, że zmienne X_i ($i = 1, 2, \dots, n$), z których każda jest zintegrowana w stopniu pierwszym, są związane relacją długookresową w postaci

$$X_{1t} = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_n X_{nt} + v_t, \quad (1)$$

gdzie: X_{it} – realizacje zmiennej X_i ($t = 1, 2, \dots, T$), $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$ – parametry strukturalne, v_t – składnik losowy, to szereg $\{v_t\}$ jest stacjonarny, czyli spełniona jest zależność

$$\Delta v_t = \rho v_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

gdzie: $\Delta v_t = v_t - v_{t-1}$, $\rho \in (-2, 0)$, ε_t – składnik losowy typu białoszumowego. Relacja długookresowa (1) definiuje atraktor, którego przyciąganie jest proporcjonalne do wartości bezwzględnej v_t . W takiej sytuacji z twierdzenia Grangera o reprezentacji wynika istnienie modelu korekty błędem dla zmiennej X_1 w przybliżonej postaci (zob. [Enders, Siklos 2001])

$$\Delta X_{1t} = \alpha_i [X_{1,t-1} - \beta_0 - \beta_1(t-1) - \beta_2 X_{2,t-1} - \dots - \beta_n X_{n,t-1}] + \dots + \mu_{it}. \quad (3)$$

W równaniu tym po prawej stronie może występować wyraz wolny oraz opóźnione zmienne ΔX_{i-j} ($j = 1, 2, \dots, s$). W celu oszacowania parametrów tego modelu, po potwierdzeniu stopnia integracji zmiennych X_i , stosuje się dwustopniową procedurę estymacji zaproponowaną przez Engle'a i Grangera (por. [Engle, Granger 1987]).

Jeśli przyciąganie atraktora jest niesymetryczne, to (2) można zapisać w postaci modelu M-TAR jako

$$\Delta v_t = I_t \rho_1 v_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 v_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (4)$$

gdzie: $I_t = \begin{cases} 1 & \Delta v_{t-1} \geq \tau_0 + \tau_1(t-1) \\ 0 & \Delta v_{t-1} < \tau_0 + \tau_1(t-1) \end{cases}$, τ_0, τ_1 – parametry prognozy dostosowania, ε_t –

białoszumowy składnik losowy niezależny od v_t dla $k < t$. Warunkiem stacjonarności szeregu $\{v_t\}$ dla dowolnych τ_0 i τ_1 jest to, żeby $\rho_1, \rho_2 < 0$ oraz $(1 + \rho_1)(1 + \rho_2) < 1$ ³. Wówczas model korekty błędem przybiera postać

$$\Delta X_{1t} = \rho_1 I_t v_{t-1} + \rho_2 (1 - I_t) v_{t-1} + \dots + \mu_{it}. \quad (5)$$

W modelu tym współczynniki ρ_1 i ρ_2 są miarami prędkości dostosowania ΔX_{1t} .

Wyboru pomiędzy symetrycznym a niesymetrycznym mechanizmem przyciągania dokonuje się w dwóch etapach. Najpierw metodą najmniejszych kwadratów (MNK) szacuje się model regresji w postaci

$$v_t = \tau_0 + \tau_1 t + \eta_t, \quad (6)$$

gdzie η_t – składnik losowy, uzyskując oceny $\hat{\tau}_0$ i $\hat{\tau}_1$ parametrów prognozy dostosowania.

Następnie ponownie za pomocą MNK szacuje się model (4), w którym szereg $\{v_t\}$ zastępuje się szeregiem reszt $\{\hat{v}_t\} = \{\hat{\eta}_t\}$ z modelu (6), dodając po prawej jego stronie – w celu wybielenia błędów – opóźnione zmienne $\Delta \hat{v}_t$ ⁴, i rozstrzyga się o stacjonarności szeregu $\{\hat{v}_t\}$, weryfikując układ hipotez: $H_0: \rho_1 = 0, \rho_2 = 0$; $H_A: (\rho_1 < 0, \rho_2 < 0) \wedge [(1 + \rho_1)(1 + \rho_2) < 1]$ ⁵. Tablice wartości krytycznych stosownych statystyk testowych przy założeniu prawdziwości H_0 (niestacjonarności $\{v_t\}$) dla modelu M-TAR dla różnych rodzajów prognozy dostosowania ($\tau_0 = \tau_1 = 0$; $\tau_0 \neq 0, \tau_1 = 0$; $\tau_0, \tau_1 \neq 0$), podają np. Enders i Granger, Enders, Caner i Hansen⁶, a moc wnioskowania analizują Enders i Siklos, Cook i Manning, Enders, Caner i Hansen⁷. W przypadku odrzucenia hipotezy zerowej bada się następnie symetrię dostosowania, weryfikując z kolei układ hipotez: $H_0: \rho_1 = \rho_2$; $H_A: \rho_1 \neq \rho_2$ ⁸.

³ Zob. np. [Petrucci, Woodford 1984; Shin, Lee 2001].

⁴ Por. z równaniem (6) w pracy [Enders, Granger 1998].

⁵ Warto zauważyć, że przy prawdziwości H_A model (4) przybiera postać: $\Delta v_t = I_t \rho_1 [v_{t-1} - \hat{\tau}_0 - \hat{\tau}_1(t-1)] + (1 - I_t) \rho_2 [v_{t-1} - \hat{\tau}_0 - \hat{\tau}_1(t-1)] + \varepsilon_t$.

⁶ Zob. tab. 1 w [Enders, Granger 1998], tab. 1, 2 i 5 w [Enders 2001] oraz tab. 3 w [Caner, Hansen 2001].

⁷ Zob. tab. 3 i 4 w [Enders, Siklos 2001], tab. 3-5, 8, 9 w [Cook, Manning 2003; Enders 2001] oraz tab. 5 w [Caner, Hansen 2001].

⁸ W sytuacji odrzucenia hipotezy o niestacjonarności $\{\hat{v}_t\}$ estymatory MNK parametrów ρ_1 i ρ_2 mają asymptotyczny łączny rozkład normalny, zob. np. [Tong 1983] za [Enders, Granger 1998, s. 305].

3. Kształtowanie się cen akcji KGHM Polska Miedź SA

Dzienne, tygodniowe oraz miesięczne szeregi czasowe logarytmów naturalnych wszystkich analizowanych wielkości okazały się realizacjami zmiennych zintegrowanych w stopniu pierwszym. Świadczą o tym próbkowe oceny statystyk Dickey-Fullera: prostej (DF) i augmented (ADF), które zestawiliśmy w tab. 1-3.

Tabela 1. Pierwiastki jednostkowe w dziennych szeregach czasowych badanych zmiennych

Zmienna	DF/ADF t_a	Regresja DF	Augmentacja	AIC	SBC
lnKGHM	-1,8187	const	1**	3441,0	3433,0
	-1,8126	const, t	1**	3440,0	3429,3
lnSPOT	0,1781	const	1**	4801,6	4793,5
	-0,5794	const, t	1**	4802,3	4791,6
lnWIG	-1,4746	const	1	4361,9	4353,8
	-1,6797	const, t	1	4361,4	4350,6
lnFTSE	-1,0467	const	3**	4737,1	4723,6
	-2,4625	const, t	3**	4738,8	4722,6
lnUSD	-2,2539	const	0	5718,5	5713,2
	-2,0631	const, t	0	5717,6	5709,5
lnGBP	-1,8802	const	3**	5645,8	5632,3
	-2,1196	const, t	3**	5645,3	5629,1
Δ lnKGHM	-38,4401*	const	0	3439,6	3434,2
	-38,4296*	const, t	0	3438,6	3430,5
Δ lnSPOT	-42,1296*	const	0	4799,1	4793,7
	-42,1969*	const, t	0	4799,7	4791,6
Δ lnWIG	-37,4587*	const	0	4359,2	4353,8
	-37,4542*	const, t	0	4358,3	4350,2
Δ lnFTSE	-26,6092*	const	2	4734,1	4723,3
	-26,6133*	const, t	2	4733,3	4719,8
Δ lnUSD	-40,7558*	const	0	5712,8	5707,4
	-40,7683*	const, t	0	5712,3	5704,2
Δ lnGBP	-25,3518*	const	2**	5641,4	5630,6
	-25,3457*	const, t	2**	5640,4	5627,0

* Istotność na poziomie istotności $\alpha = 0,05$; test oparto na regresji

$$\Delta y_t = \text{const} + \lambda t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \phi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t,$$

gdzie y_t oznacza badaną zmienną;

rozkład statystyki t_a , zob. [Engle, Granger 1987; Engle, Yoo 1987];

DF/ADF – oceny próbkowe statystyki Dickey-Fullera.

** W sytuacji, w której kryterium Akaike (AIC) i Schwarza-Bayesa (SBC) nie dawały jednoznacznych wskazań, spośród statystyk ADF odpowiadających największym wartościom obu kryteriów wybrano statystyki o największej augmentacji.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2. Pierwiastki jednostkowe w tygodniowych szeregach czasowych badanych zmiennych

Zmienna	DF/ADF t_a	Regresja DF	Augmentacja	AIC	SBC
lnKGHM	-1,7231	const	0	415,79	412,02
	-1,7199	const, t	0	414,79	409,14
lnSPOT	-0,0154	const	0	704,90	701,13
	-0,7966	const, t	0	705,84	700,19
lnWIG	-1,3460	const	4**	588,53	577,22
	-1,6747	const, t	4**	588,69	575,49
lnFTSE	-1,1239	const	0	730,47	726,70
	-2,0817	const, t	0	731,03	725,37
lnUSD	-2,4111	const	1**	888,49	882,84
	-2,1870	const, t	1	887,67	880,13
lnGBP	-1,9172	const	0	898,66	894,88
	-2,1035	const, t	0	898,06	892,40
Δ lnKGHM	-18,4133*	const	0	412,77	409,00
	-18,3844*	const, t	0	411,77	406,12
Δ lnSPOT	-16,4740*	const	0	703,45	699,68
	-16,5937*	const, t	0	703,76	698,10
Δ lnWIG	-9,2821*	const	3	586,29	576,87
	-9,3501*	const, t	3	585,92	574,61
Δ lnFTSE	-17,9677*	const	0	727,44	723,67
	-17,9400*	const, t	0	726,45	720,80
Δ lnUSD	-19,8604*	const	0	883,39	879,62
	-19,9012*	const, t	0	883,03	877,38
Δ lnGBP	-17,7949*	const	0	893,66	889,89
	-17,7679*	const, t	0	892,67	887,02

Oznaczenia jak w tab. 1.

Źródło: obliczenia własne.

Relacja długookresowa typu (1) przy szacowaniu na podstawie danych dziennych przybrała dwie postacie:

$$\ln KGHM_t = -21,4718 + 0,000214t + 0,74635 \ln WIG_t + 0,35192 \ln SPOT_t + 1,3078 \ln FTSE_t + 0,44593 \ln USD_t + 1,3832 \ln GBP_t + reszta$$

(0,24266) (0,0000177) (0,029054) (0,033754) (0,043664) (0,077696) (0,072552)

, (7)

$$\ln KGHM_t = -19,8263 + 0,88753 \ln WIG_t + 0,47845 \ln SPOT_t + 0,82096 \ln FTSE_t + 1,1798 \ln USD_t + 1,0458 \ln GBP_t + reszta$$

(0,20963) (0,027763) (0,03349) (0,017586) (0,050581) (0,069888)

. (8)

Reszty z tych regresji okazały się stacjonarne. Szacując (4), otrzymaliśmy bowiem

$$\Delta res1_t = -0,032783 res1_{t-1} I_t - 0,029535 res1_{t-1} (1 - I_t) + -0,11623 \Delta res1_{t-1} - 0,041866 \Delta res1_{t-2} - 0,092813 \Delta res1_{t-3} + reszta$$

(0,0098622) (0,010056) (0,024886) (0,024942) (0,024679)

(9)

oraz

$$\Delta res2_t = \underset{(0,0089332)}{-0,029068} res2_{t-1} I_t - \underset{(0,090187)}{0,022819} res2_{t-1} (1 - I_t) + \underset{(0,024842)}{-0,11815} \Delta res2_{t-1} + \underset{(0,024912)}{0,04498} \Delta res2_{t-2} - \underset{(0,024676)}{0,089789} \Delta res2_{t-3} + reszta \quad (10)$$

gdzie $res1_t$ i $res2_t$ – reszty odpowiednio z równania (7) i (8), oraz $\hat{F}_1 = 9,58$ i $\hat{F}_2 = 8,32$, $\hat{F}_i > F_{0,05} = 3,21$, \hat{F}_i – próbkowe oceny statystyki F , za pomocą której weryfikowaliśmy hipotezę głoszącą, iż współczynniki stojące w równaniu (9) (10) przy zmiennych $res1_{t-1} I_t$ i $res1_{t-1} (1 - I_t)$ ($res2_{t-1} I_t$ i $res2_{t-1} (1 - I_t)$) są równe zero ($res1_t$ i $res2_t$ są niestacjonarne).

Tabela 2. Pierwiastki jednostkowe w miesięcznych szeregach czasowych badanych zmiennych

Zmienna	DF/ADF t_a	Regresja DF	Augmentacja	AIC	SBC
lnKGHM	-2,0889	const	3**	40,48	34,86
	-2,0826	const, t	3**	39,51	32,76
lnSPOT	-1,2389	const	3**	91,83	86,21
	-1,4243	const, t	3**	91,89	85,14
lnWIG	-1,4221	const	0	67,73	65,48
	-1,7647	const, t	0	67,77	64,40
lnFTSE	-0,9529	const	0	114,92	112,67
	-1,8320	const, t	0	115,18	111,81
lnUSD	-2,7555	const	0	143,94	141,69
	-2,6353	const, t	0	143,15	139,78
lnGBP	-2,0692	const	0	137,79	135,54
	-2,1754	const, t	0	137,08	133,70
Δ lnKGHM	-3,6768*	const	3**	37,99	32,40
	-3,4090***	const, t	2**	37,17	31,58
Δ lnSPOT	-3,4565*	const	2**	90,18	85,71
	-10,1587*	const, t	0	90,25	86,90
Δ lnWIG	-4,4335*	const	3**	65,72	60,13
	-4,5631*	const, t	3**	65,33	58,62
Δ lnFTSE	-7,7844*	const	0	112,38	110,15
	-7,7289*	const, t	0	111,39	108,04
Δ lnUSD	-6,9042*	const	1	138,12	134,77
	-6,0812*	const, t	3**	138,95	132,25
Δ lnGBP	-8,4256*	const	0	133,93	131,69
	-8,3579*	const, t	0	132,93	129,58

Oznaczenia jak w tab. 1.

Źródło: obliczenia własne.

Z kolei próbkowe oceny statystyk $\hat{\chi}_1^2(1) = 0,054664$ i $\hat{\chi}_2^2(1) = 0,24776$, mniejsze od $\chi_{0,05}^2(1) = 3,841$, nie pozwoliły odrzucić w obu przypadkach hipotezy głoszącej, iż $\rho_1 = \rho_2$, czyli symetrii dostosowania do długookresowej relacji równowagi. W związku tym właściwym modelem ceny akcji KGHM Polska Miedź SA

na GPW okazał się model korekty błędem z symetrycznym składnikiem korekty. Dla długookresowej relacji równowagi (7) przybrał on postać:

$$\begin{aligned} \Delta \ln KGHM_t = & -0,020343 \underset{(0,0053002)}{res1_{t-1}} - 0,062816 \underset{(0,021118)}{\Delta \ln KGHM_{t-1}} + \\ & + 1,0121 \underset{(0,037688)}{\Delta \ln WIG_t} - 0,11333 \underset{(0,047324)}{\Delta \ln FTSE_t} + 0,23865 \underset{(0,047485)}{\Delta \ln SPOT_t} + \\ & + 0,32825 \underset{(0,047653)}{\Delta \ln SPOT_{t-1}} + 0,19889 \underset{(0,083728)}{\Delta \ln USD_t} + 0,22217 \underset{(0,082817)}{\Delta \ln USD_{t-1}} + reszta \end{aligned} \quad (11)$$

Ze względu na występowanie w resztach modelu (11) efektów typu ARCH, powyższy model szacowaliśmy ponownie, zakładając, że zmienność składnika losowego można opisać za pomocą modelu typu GARCH(M, Q), czyli

$$\sigma_{\mu}^2 = \omega + \sum_{m=1}^M \psi_m \mu_{t-m}^2 + \sum_{q=1}^Q \phi_q \sigma_{\mu-q}^2. \quad (12)$$

Założyliśmy przy tym dodatkowo, że składniki losowe μ_t podlegają albo rozkładowi normalnemu, albo rozkładowi t -Studenta. Analogiczną procedurę przeprowadziliśmy dla modelu korekty błędem, w którym składnik korekty zbudowano na podstawie zmiennej $res2_t$. W obu przypadkach, w świetle kryteriów Akaike i Schwarza-Bayesa, lepszy okazał się model ze składnikiem losowym o rozkładzie t -Studenta. Za najlepszy oba kryteria pozwoliły nam uznać model ze składnikiem korekty zbudowanym na podstawie zmiennej $res2_t$, charakteryzujący się zmiennością składnika losowego typu GARCH(0,4)

$$\begin{aligned} \Delta \ln KGHM_t = & -0,01347 \underset{(0,0043639)}{res2_{t-1}} - 0,074481 \underset{(0,022023)}{\Delta \ln KGHM_{t-1}} + \\ & + 0,98468 \underset{(0,033951)}{\Delta \ln WIG_t} - 0,072063 \underset{(0,040735)}{\Delta \ln FTSE_t} + 0,19422 \underset{(0,038873)}{\Delta \ln SPOT_t} + \\ & + 0,26251 \underset{(0,03897)}{\Delta \ln SPOT_{t-1}} + 0,088166 \underset{(0,06652)}{\Delta \ln USD_t} + 0,15459 \underset{(0,065593)}{\Delta \ln USD_{t-1}} + reszta \end{aligned} \quad (13)$$

Z tego wynika, że czynnikami oddziałującymi na cenę akcji KGHM Polska Miedź SA w długim okresie są: koniunktura na polskim i brytyjskim rynku kapitałowym, mierzona logarytmami naturalnymi indeksów WIG i FTSE100, logarytm naturalny ceny kontraktu na miedź z dostawą natychmiastową na Londyńskiej Giełdzie Metali oraz logarytm naturalny kursów wymiany złotego na dolara i na funta szterlinga, w których kwotuje się ceny kontraktów terminowych. W krótkim okresie natomiast stopa zwrotu z akcji KGHM SA jest warunkowana stopami zwrotu z indeksów WIG i FTSE100, stopą zwrotu z kontraktów na miedź z dostawą natychmiastową na LME, tempem zmian kursu wymiany dolara amerykańskiego na złote oraz odchyleniem stopy zwrotu z akcji spółki od jej wielkości długookresowej. Przyrost tego odchylenia w okresie t o 1 pkt procentowy spowoduje spadek stopy zwrotu z akcji spółki w następnym okresie o ok. 0,013 pkt procentowego.

Próbkowa ocena statystyki Pesarana-Timmermanna (\hat{PT}) dla tego modelu wyniosła 11,9934, co świadczy o jego dobrych własnościach prognostycznych (zob. [Pesaran, Timmermann 1992; 1994]).

Identyczną procedurę przeprowadziliśmy w przypadku szacowania modelu na podstawie danych tygodniowych i miesięcznych. Dla danych tygodniowych użyliśmy model korekty błędem z symetrycznym składnikiem korekty zbudowanym na podstawie zmiennej $res2_t$, w którym składnik losowy charakteryzuje się zmiennością typu $GARCH(0,3)$ i podlega rozkładowi t -Studenta:

$$\begin{aligned} \Delta \ln KGHM_t = & -0,064456 res2_{t-1} + 1,0789 \Delta \ln WIG_t + \\ & (0,074197) \qquad (0,10166) \\ & + 0,56817 \Delta \ln SPOT_t + 0,91387 \Delta \ln USD_t + reszta \\ & (0,13678) \qquad (0,29458) \end{aligned} \quad (14)$$

Z oszacowania tego można wnioskować, że tym razem czynnikami oddziałującymi na stopę zwrotu z akcji KGHM SA w krótkim okresie są: koniunktura na polskim rynku kapitałowym mierzona stopą zwrotu z indeksu WIG, stopa zwrotu z kontraktów na miedź z dostawą natychmiastową na LME, kurs wymiany złotego na dolara amerykańskiego oraz odchylenie stopy zwrotu z akcji spółki od jej wielkości długookresowej. Przyrost tego odchylenia w okresie t o 1 pkt procentowy spowoduje spadek stopy zwrotu z akcji spółki w następnym okresie o ok. 0,064 pkt procentowego. Próbkowa ocena statystyki Pesarana-Timmermanna dla tego modelu wyniosła 10,3509.

Z kolei dla danych miesięcznych najlepszym modelem okazał się model korekty błędem z symetrycznym składnikiem korekty, dla którego nie zaobserwowaliśmy efektów typu $ARCH$:

$$\begin{aligned} \Delta \ln KGHM_t = & -0,2215 res2_{t-1} + 0,9909 \Delta \ln WIG_t + \\ & (0,074197) \qquad (0,10166) \\ & + 0,84084 \Delta \ln SPOT_t + 0,8381 \Delta \ln USD_t + reszta \\ & (0,13678) \qquad (0,29458) \end{aligned} \quad (15)$$

Z oszacowania (15) wynika, że dla danych o częstotliwości miesięcznej czynniki, które oddziałują na stopę zwrotu z akcji KGHM SA w krótkim okresie, są takie same jak dla danych tygodniowych. Z kolei przyrost odchylenia stopy zwrotu z akcji spółki od jej wielkości długookresowej o 1 pkt procentowy w okresie t spowoduje spadek stopy zwrotu z akcji spółki w okresie następnym o ok. 0,221 pkt procentowego. Również i ten model charakteryzuje się dobrymi własnościami prognostycznymi ($\hat{PT} = 6,8186$).

4. Wnioski

Przeprowadzone analizy pozwalają nam twierdzić, że czynnikami wpływającymi na zmienność cen akcji KGHM Polska Miedź SA są: koniunktura na polskim i brytyj-

skim rynku akcji, cena kontraktów na miedź z dostawą natychmiastową na LME oraz kurs wymiany dolara na złote. Czynniki te znajdują się w długotrwałej równowadze, od której w krótkim okresie odchylają się symetrycznie. Hipoteza o asymetrycznym dostosowaniu do równowagi długookresowej, zgodnie z mechanizmem odwzorowywanym przez model autoregresyjny typu M-TAR, nie została przez nas potwierdzona.

W modelach zmienności stopy zwrotu z akcji KGHM Polska Miedź SA, szacowanych na podstawie danych dziennych i tygodniowych, występują efekty typu ARCH. Model zmienności stóp zwrotu szacowany na podstawie danych miesięcznych upodabnia się do modelu wieloindeksowego.

Wszystkie modele charakteryzują się dobrymi własnościami prognostycznymi.

Literatura

- Abdulai A., *Using Threshold Cointegration to Estimate Asymmetric Price Transmission in the Swiss Pork Market*, „Applied Economics” 2002, t. 34, s. 679-687.
- Balke N.S., Wohar M.E., *Nonlinear Dynamics and Covered Interest Rates Parity*. „Empirical Economics” 1998, t. 23, s. 535-559.
- Bec F., Ben-Salem M., Carrasco M., *Tests for Unit-Root versus Threshold Specification with an Application to the Purchasing Power Parity*, „Journal of Business and Economic Statistics” 2004, t. 22, s. 382-395.
- Caner M., Hansen B.E., *Threshold Autoregression with a Unit Root*, „Econometrica” 2001, t. 69, s. 1555-1596.
- Cook S., Manning N., *The Power of the Asymmetric Unit Root Tests under Threshold and Consistent-threshold Estimation*, „Applied Economics” 2003, t. 35, s. 1543-1550.
- Dacco R., Satchel S., *Forward and Spot Exchange Rates in a Bivariate TAR Framework*, „European Journal of Finance” 2001, t. 7, s. 131-143.
- Dickey D.A., Fuller W.A., *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, „Journal of the American Statistical Association” 1979, t. 74, s. 427-431.
- 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.
- Enders W., *Improved Critical Values for the Enders-Granger Unit-Root Test*, „Applied Economic Letters” 2001, t. 8, s. 257-261.
- Enders W., Granger C.W.J., *Unit Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates*, „Journal of Business and Economic Statistics” 1998, t. 16, s. 304-311.
- Enders W., Dibooglu S., *Long-Run Purchasing Power Parity with Asymmetric Adjustment*, „Southern Economic Journal” 2001, t. 68, s. 433-445.

- Enders W., Siklos P.L., *Cointegration and Threshold Adjustment*, „Journal of Business and Economic Statistics” 2001, t. 19, s. 166-176.
- Engle R.F., Granger C.W.J., *Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*, „Econometrica” 1987, t. 55, s. 251-276.
- Engle R.F., Yoo S., *Forecasting and Testing in Cointegrated System*, „Journal of Economics” 1987, t. 35, s. 143-159.
- Fuller W.A., *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley&Sons, New York 1976.
- Goodwin B.K., Holt M.T., *Price Transmission and Asymmetric Adjustment in the US Beef Sector*, „American Journal of Agriculture Economics” 1999, t. 81, s. 630-639.
- Goodwin B.K., Piggott N.E., *Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effect*, „American Journal of Agricultural Economics” 2001, t. 83, s. 302-317.
- Gouveia P., Rodrigues P. *Threshold Cointegration and the PPP Hypothesis*, „Journal of Applied Statistics” 2004, t. 31, s. 115-127.
- Hansen B.E., *Inference in TAR Models*, „Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics” 1997, t. 2, s. 1-14.
- Hylleberg S., Engle R.F., Granger C.W.J., Yoo B.S., *Seasonal Integration and Cointegration*, „Journal of Econometrics” 1990, t. 44, s. 215-238.
- Kuo S.H., Enders W., *The Term Structure of Japanese Interest Rates: The Equilibrium Spread with Asymmetric Dynamics*, „Journal of the Japanese and International Economies” 2004, t. 18, s. 84-98.
- Lim G.C., *Bank Interest Rate Adjustments – Are They Asymmetric?* „Economic Record” 2001, t. 77, s. 135-147.
- Million N., *Central Bank’s Interventions and the Fisher Hypothesis: A Threshold Cointegration Investigation*, „Economic Modelling” 2004, t. 21, s. 1051-1064.
- Miłobędzki P., *Analiza zależności między cenami kontraktów na miedź na Londyńskiej Gieldzie Metali*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej im. Karola Adameckiego w Katowicach, w druku.
- Nelson C.R., Plosser C.I., *Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications*, „Journal of Monetary Economics” 1982, t. 10, s. 139-162.
- Pesaran M.H., Timmermann A., *A Simple Nonparametric Test of Predictive Performance*, „Journal of Business and Economic Statistics” 1992, t. 10, s. 461-465.
- Pesaran M.H., Timmermann A., *Forecasting Stock Returns: An Examination of Stock Market Trading in the Presence of Transaction Costs*, „Journal of Forecasting” 1994, t. 13, s. 335-367.
- Petrucelli J., Woolford S., *A Threshold AR(1) Model*, „Journal of Applied Probability” 1984, t. 21, s. 270-286.
- Shin D.W., Lee D., *Tests for Asymmetry in Possibly Nonstationary Time Series Data*, „Journal of Business and Economic Statistics” 2001, t. 19, s. 233-244.

Tong H., *Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis*, Springer Verlag, New York 1983.

ANALYSIS OF THE KGHM POLSKA MIEDZ SA STOCK PRICES VOLATILITY, 1998-2004

Summary

The paper is devoted to the modelling of the rate of return on KGHM Polska Miedź SA stocks based on the daily, weekly and monthly time series of variables exhibiting various sources of its risk associated with the copper forward contracts traded at the London Metal Exchange (LME) and Polish and British capital markets operation from the period January 5, 1998 – May 28, 2004. The natural logs of the copper spot price at LME, Warsaw and London stock exchanges indices WIG and FTSE100, and American dollar-Polish zloty exchange rate are found significant in the symmetric error correction model of natural logs of the rate of return on stock in question.