

Marta Chylińska

Uniwersytet Gdański

UWAGI O DZIAŁANIU PRAWA JEDNEJ CENY NA LONDYŃSKIEJ GIEŁDZIE METALI

Streszczenie: W pracy sprawozdaje się wyniki badania nad działaniem prawa jednej ceny na Londyńskiej Giełdzie Metali. Zastosowano w tym celu model *cost-of-carry*. W jego estymacji i walidacji wykorzystano miesięczne szeregi czasowe logarytmów naturalnych cen kontraktów na miedź – natychmiastowego i terminowych o zapadalności 3, 15 oraz 27 miesięcy – z okresu styczeń 1998-grudzień 2011 r. Stwierdzono występowanie wspólnego wzorca zmienności stochastycznej ceny natychmiastowej oraz cen terminowych. Spready cenowe, tj. różnice pomiędzy ceną terminową a natychmiastową, okazały się mieć własności kointegrujące. Ze względu na ich strukturę autoregresyjną odzwierciedlają zmienną w czasie premię płynności (za ryzyko).

Słowa kluczowe: prawo jednej ceny, model *cost-of-carry*, kointegracja, Londyńska Giełda Metali.

1. Wstęp

Metale nieżelazne (aluminium, miedź, cynk, cyna, ołów, nikiel i in.) dzięki swoim właściwościom fizykochemicznym wykorzystywane są w wielu dziedzinach gospodarki, głównie w budownictwie, przemyśle produkcji maszyn, elektrycznym oraz elektrotechnicznym. Popyt na nie oraz ich ceny odzwierciedlają aktualny stan światowej gospodarki, w tym krajów rozwijających się, w których te sektory przemysłu odgrywają znaczącą rolę. Rynkiem, na którym kształtują się ceny metali nieżelaznych, jest Londyńska Giełda Metali (London Metal Exchange – LME). Przedmiotem obrotu są na niej kontrakty natychmiastowe i terminowe. Przypada na nią ponad 80% wartości światowego obrotu metalami nieżelaznymi¹.

W pracy poddano analizie mechanizm stanowienia cen miedzi na LME, mającej znaczący udział w obrocie na tym rynku². Opierając się na prawie jednej ceny, założono, że ceny kontraktu natychmiastowego oraz kontraktów terminowych na miedź

¹ Zob. *A guide to the LME*, s. 2, www.lme.com/who.asp z 11.01.2013 r.

² W 2012 roku transakcje związane z miedzią stanowiły 24% wartości całkowitego obrotu LME wyrażonego w USD; zob. *Annual Turnovers 2012*, www.lme.com/annual_turnover.asp z 11.01.2013 r.

znajdują się w relacji równowagi długookresowej i kształtują się zgodnie z modelem *cost-of-carry* [Brenner, Kroner 1995]. Prawdziwość tego założenia zweryfikowano, pokazując kointegrujące właściwości spreadów cenowych, tj. różnic pomiędzy logarytmami naturalnymi cen kontraktów terminowych i kontraktu natychmiastowego, za pomocą testów pierwiastka jednostkowego i stacjonarności ADF-GLS [Kwiatkowski i in. 1992]) i KPSS [Elliott, Rothenberg, Stock 1996] oraz wnioskując odnośnie do parametru integracji ułamkowej w modelu ARFIMA [Coakley, Dolley, Kellard 2011]. Zakres czasowy badania objął lata 1998-2011, przez co głównym problemem badawczym tej pracy stało się to, czy przygotowania do letnich igrzysk olimpijskich w Pekinie oraz kryzys światowej gospodarki zapoczątkowany upadkiem banku Lehman Brothers w 2008 r., które wpłynęły na światową koniunkturę, popyt na metale nieżelazne oraz ich ceny, zakłóciły działanie prawa jednej ceny w odniesieniu do miedzi na LME, uprzednio wielokrotnie dokumentowane w literaturze przedmiotu (zob. np. [Chowdhury 1991; Watkins, McAleer 2006; Figuerola-Ferretti, Gilbert 2008]).

Praca składa się z dwóch części. W pierwszej ukazuje się istotę prawa jednej ceny, sposoby jego weryfikacji oraz aktualny stan badań nad jego działaniem na rynku kontraktów na miedź notowanych na LME. W drugiej części przedstawia się plan badania empirycznego nad kointegrującymi własnościami spreadów cenowych, zwięźle sprawozdaje jego przebieg oraz uzyskane wyniki. W zakończeniu w sposób syntetyczny zestawia się zasadnicze wnioski badawcze.

W badaniu posłużono się miesięcznymi szeregami czasowymi cen kontraktów na miedź – natychmiastowym i terminowym – o zapadalności 3, 15 oraz 27 miesięcy z okresu styczeń 1998-grudzień 2011 r. (168 obserwacji z ostatniego dnia roboczego w miesiącu)³. Stosowne obliczenia wykonano za pomocą pakietu StataSE 12.0.

Z przeprowadzonego badania wynika zachodzenie relacji długookresowej pomiędzy ceną kontraktu natychmiastowego a cenami kontraktów terminowych na miedź. Nie ma więc podstaw do odrzucenia hipotezy o obowiązywaniu prawa jednej ceny na rynku kontraktów na miedź notowanych na LME w pierwszej dekadzie XXI wieku.

2. Prawo jednej ceny i sposoby jego weryfikacji

Prawo jednej ceny głosi, że dobra będące doskonałymi substytutami są sprzedawane po tej samej cenie. Jego działanie tłumaczy się, przywołując argument braku możliwości arbitrażu na rynkach doskonale konkurencyjnych i nieodseparowanych⁴. Na ich podstawie podejmuje się próby wyjaśnienia parytetu siły nabywczej, parytetu stóp procentowych oraz struktury terminowej stóp procentowych (zob. np. [Cuth-

³ Dane pobrano ze strony internetowej LME (www.lme.com/historical_data.asp).

⁴ Zob. wyjaśnienie pojęcia „arbitraż” w pracy [Dybvig, Ross 2008].

berstson, Nitzsche 2004, s. 552-564]). Działanie tego prawa na rynkach finansowych opisują Lamont i Thaler [2003]. Brenner i Kroner [1995], nawiązując do prawa jednej ceny, uzasadniają istnienie długookresowego związku pomiędzy ceną natychmiastową i ceną terminową instrumentów notowanych na tych rynkach w postaci

$$\ln F_{t+k,t} = \ln S_t + \ln D_{t+k,t}, \quad (1)$$

gdzie: S_t – cena kontraktu natychmiastowego w chwili t ,
 $F_{t+k,t}$ – cena kontraktu terminowego w chwili t o zapadalności w chwili $t+k$,
 $D_{t+k,t}$ – koszt przeniesienia dla okresu trwania kontraktu (*cost-of-carry*), na który składa się koszt przechowywania dobra oraz szeroko rozumiane koszty transakcyjne.

Występujący w relacji (1) znak równości wynika z przyjęcia założenia, że przy niemożności arbitrażu inwestor winien być obojętny wobec dwóch strategii działania prowadzących do dysponowania jednostką rozpatrywanego dobra w przyszłości, tj. w chwili $t+k$. Pierwsza z nich polega na zakupie jego jednostki w chwili t po cenie S_t i poniesieniu kosztów jego przechowania do chwili wygaśnięcia kontraktu terminowego. Druga strategia zakłada zakup w chwili t kontraktu terminowego zapadającego za k okresów po cenie $F_{t+k,t}$.

W sytuacji, w której koszt przeniesienia jest stacjonarny, cena terminowa i natychmiastowa są skointegrowane (zob. np. [Chow, McAleer, Sequeira 2000]). Wówczas kształtowanie się cen kontraktu natychmiastowego i terminowego zgodnie z modelem *cost-of-carry* weryfikuje się, dowodząc kointegrujących właściwości ich spreadu. Skointegrowanie bieżących cen: terminowej i natychmiastowej, oznacza także ich skointegrowanie dla dowolnego układu ich opóźnień/wyprzedzeń. Powoduje to, że weryfikując hipotezę o kształtowaniu się cen zgodnie z modelem *cost-of-carry*, weryfikuje się jednocześnie hipotezę premii płynności (za ryzyko), wynikającą z przyjęcia założenia o efektywności rynku (*Efficient Market Hypothesis*, EMH) i racjonalnych oczekiwaniach jego uczestników (*Rational Expectations*, RE) [Watkins, McAleer 2006, s. 856-857].

W celu weryfikacji kointegrujących własności spreadu wykorzystuje się testy pierwiastka jednostkowego i stacjonarności oraz wnioskowanie oparte na procedurze Engle'a-Grangera [1987] lub procedurze Johansena [1988]. Aktualny stan badań nad działaniem prawa jednej ceny na rynku miedzi LME (jego efektywnością) zarysowano w tab. 1.

Z informacji zestawionych w tab. 1 wynika istnienie relacji długookresowej pomiędzy ceną kontraktu natychmiastowego a ceną kontraktu o zapadalności 3-miesięcznej w różnych okresach do początku XXI wieku, gdy rozpatrywano wielkości o częstotliwości dziennej [Kenourgios, Samitas 2004; Watkins, McAleer 2006; Figuerola-Ferretti, Gilbert 2008] i miesięcznej [Chowdhury 1991] oraz pomiędzy ceną

kontraktu natychmiastowego a cenami kontraktów o zapadalności 15- i 27- miesięcznej, gdy rozpatrywano wielkości o częstotliwości miesięcznej [Miłobędzki 2006]⁵.

Tabela 1. Zarys aktualnego stanu badań nad działaniem prawa jednej ceny na rynku miedzi LME

Autor	Wykorzystane szeregi czasowe	Zakres czasowy badania	Częstotliwość danych	Metodyka	Wnioski badawcze
[Chowdhury 1991]	C0, C3	VII.1971–VI.1988	miesięczna	model premii za ryzyko (testy pierwiastka jednostkowego i stacjonarności, procedura Engle’a-Grangera)	istnienie relacji długookresowej pomiędzy C0 a C3
[Kenourgios, Samitas 2004]	C0, C3, C15	3.I.1989 – 30.IV.2000	dzienna	model premii płynności (za ryzyko), procedura Johansena, procedura Engle’a-Grangera	istnienie relacji długookresowej pomiędzy C0 a C3; brak takiej relacji pomiędzy C0 a C15
[Watkins, McAleer 2006]	C0, C3	1.II.1986 – 30.IX.1998	dzienna	model <i>cost-of-carry</i> , model premii płynności (za ryzyko), testy pierwiastka jednostkowego i stacjonarności, model VAR)	istnienie relacji długookresowej pomiędzy C0 a C3
[Miłobędzki 2006]	C0, C3, C15, C27	I.1998 – V.2006	miesięczna	model <i>cost-of-carry</i> , procedura Johansena, model VECM	istnienie relacji długookresowej pomiędzy C0 a C3, C0 a C15, C0 a C27
[Figuerola-Ferretti, Gilbert 2008]	C0, C3	3.X.1982 – 30.XII.2005	dzienna	model zmienności FIGARCH-VECM	istnienie relacji długookresowej pomiędzy C0 a C3

C0, C3, C15, C27 – szeregi czasowe cen kontraktu natychmiastowego i terminowych o zapadalnościach odpowiednio 3, 15 oraz 27 miesięcy.

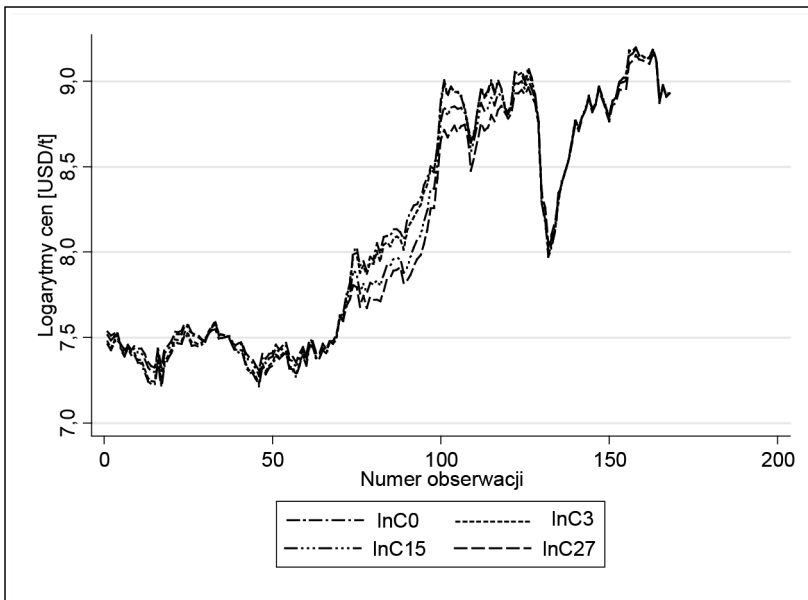
Źródło: opracowanie własne.

⁵ Przegląd badań nad działaniem prawa jednej ceny na rynkach pozostałych metali nieżelaznych przedstawiają prace [Watkins, McAller, 2004, s. 656-661, s. 867-878].

3. Wyniki badania nad działaniem prawa jednej ceny na rynku miedzi na LME

Badanie nad działaniem prawa jednej ceny na rynku miedzi na LME przeprowadzono w dwóch etapach. W pierwszym etapie zbadano stacjonarność szeregów czasowych logarytmów naturalnych cen kontraktów natychmiastowego i terminowych na miedź, w drugim etapie – własności kointegrujące ich spreadów.

Badanie rozpoczęto od analizy kształtowania się szeregów czasowych logarytmów naturalnych cen kontraktów na miedź: natychmiastowego i terminowych o zapadalnościach 3, 15 oraz 27 miesięcy ($\ln C_0$, $\ln C_3$, $\ln C_{15}$, $\ln C_{27}$), a także ich spreadów: 3-, 15- i 27-miesięcznego ($\text{sln}C_3$, $\text{sln}C_{15}$, $\text{sln}C_{27}$) (zob. rys. 1 i 2).



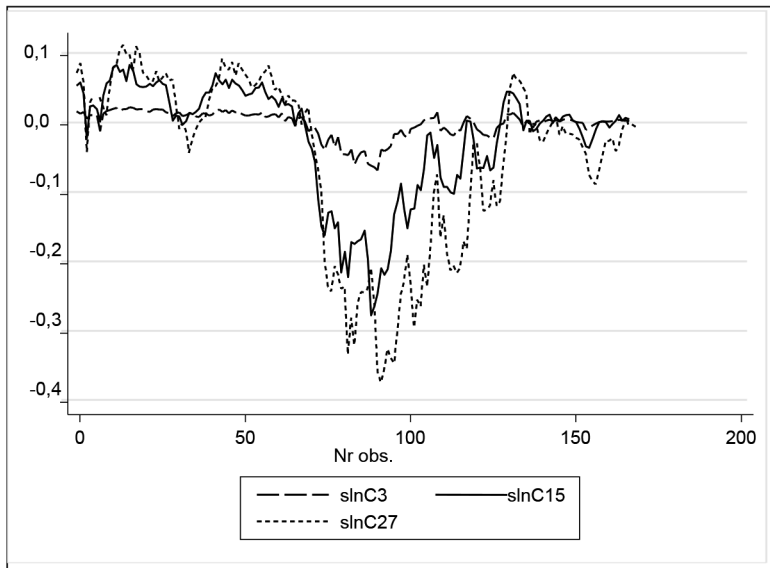
Rys. 1. Miesięczne szeregi czasowe logarytmów naturalnych cen kontraktów na miedź – natychmiastowego i terminowych, styczeń 1998-grudzień 2011

Źródło: opracowanie własne.

Szeregi czasowe logarytmów naturalnych cen rzadko przechodzą przez swoje średnie, co sugeruje ich niestacjonarność. Z ich przebiegu wynika, że rozpatrywany okres można podzielić na trzy podokresy: okres względnej stabilizacji cen kontraktów na miedź (styczeń 1998-wrzesień 2003, obs. nr 1-69), ich dynamicznego wzrostu (październik 2003-sierpień 2008, obs. nr 70-128) oraz ponownej względnej stabilizacji (wrzesień 2008-grudzień 2011, obs. nr 129-168). Znaczny wzrost cen w drugim podokresie miał związek z ożywionym w tym czasie wzrostem gospo-

darczym krajów rozwijających się (szczególnie Chin) i zwiększonym popytem na miedź (inne metale nieżelazne), spowodowanymi przygotowaniem do olimpiady w Pekinie w sierpniu 2008 r. Pomiędzy sierpniem a grudniem 2008 r., w okresie uważanym za początek kryzysu światowej gospodarki, cena miedzi spadła gwałtownie z poziomu ok. 9 tys. USD za tonę do poziomu poniżej 3 tys. USD za tonę. Następnie po głębokiej i krótkotrwałej korekcie ceny kontraktów na miedź powróciły do swoich poprzednich poziomów.

Podobną periodyzację można również zaobserwować w kształtowaniu się szeregów czasowych spreadów (zob. rys. 2). W pierwszym i trzecim podokresie cechuje je względnie mała zmienność. W środkowym podokresie spready są mocno zmienne i w przeważającej mierze ujemne, co sygnalizuje znaczną dynamikę cen kontraktów w przyszłości. Niemniej rzadkie przechodzenie tych szeregów przez swoje średnie również sugeruje ich niestacjonarność.



Rys. 2. Miesięczne szeregi czasowe spreadów cenowych kontraktów terminowych na miedź, styczeń 1998-grudzień 2011

Źródło: opracowanie własne.

Przypuszczenie o niestacjonarności szeregów czasowych logarytmów naturalnych cen kontraktów na miedź i ich spreadów zweryfikowano formalnie za pomocą testów pierwiastka jednostkowego i stacjonarności ADF-GLS i KPSS. Wyniki obu testów zamieszczono w tab. 2.

Z danych tam zestawionych wynika, że logarytmy cen kontraktów na miedź (nającychmiastowych i terminowych) są szeregami zintegrowanymi w stopniu pierwszym.

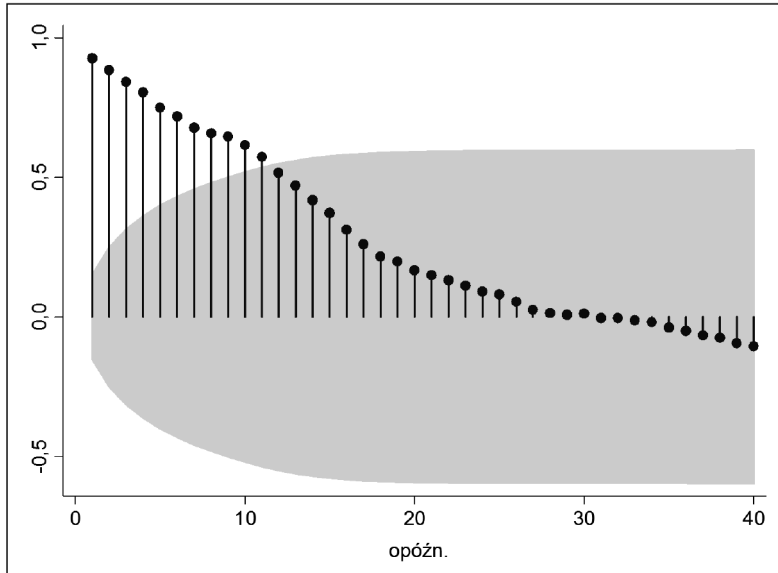
Tabela 2. Wyniki testów pierwiastka jednostkowego i stacjonarności ADF-GLS i KPSS dla szeregów logarytmów naturalnych cen kontraktów na miedź i ich spreadów

Szereg	Test							
	ADF-GLS				KPSS			
	poziom	opóźn.	trend	opóźn.	poziom	opóźn.	trend	opóźn.
Ceny								
lnC0	-1,183	11	-1,929	11	1,150	13	0,124	13
lnC3	-1,155	11	-1,903	11	1,150	13	0,125	13
lnC15	-0,041	11	-1,774	11	1,160	13	0,138	13
lnC27	0,142	11	-1,590	11	1,170	13	0,158	13
Przyrosty cen								
lnC0	-2,214	10	-2,955	10	0,091	13	0,087	13
lnC3	-2,132	10	-2,942	10	0,091	13	0,086	13
lnC15	-2,401	10	-3,221	10	0,099	13	0,086	13
lnC27	-2,780	10	-3,584	10	0,113	13	0,084	13
Spready								
slnC3	-1,747	11	-2,281	11	0,341	13	0,189	13
slnC15	-1,474	11	-1,843	11	0,338	13	0,209	13
slnC27	-1,317	11	-1,645	11	0,376	13	0,213	13

Pogrubioną czcionką zapisano oceny statystyk testowych, na podstawie których wnioskuje się odpowiednio o odrzuceniu H_0 o niestacjonarności (test ADF-GLS) oraz braku podstaw do odrzucenia H_0 o stacjonarności (test KPSS) na poziomie istotności $\alpha = 0,05$. Wartości krytyczne w teście ADF-GLS wyznaczono za pomocą metody płaszczyzny odpowiedzi, stosując stosowną augmentację w celu wyeliminowania autokorelacji składników losowych: -1,989 (opóźn. 10), -1,980 (opóźn. 11) (poziom); -2,850 (opóźn. 10), -2,830 (opóźn. 11) (trend) (zob. [Cheung, Lai 1995]). Wartości krytyczne w teście KPSS: 0,146 (trend), 0,463 (poziom).

Źródło: obliczenia własne.

W odniesieniu do spreadów wyniki obu testów są niejednoznaczne. Stosując test ADF-GLS, nie znaleziono podstaw do odrzucenia H_0 o ich niestacjonarności. Z kolei test KPSS nie dał podstaw do odrzucenia H_0 o ich stacjonarności wokół poziomu oraz kazał odrzucać H_0 o ich stacjonarności wokół trendu. Sytuacja taka każe podejrzewać możliwość ułamkowej integracji spreadów, którą uprawdopodobniają przebiegi ich funkcji autokorelacji, cechujące się charakterystycznym, wykładniczym zanikiem ocen współczynników autokorelacji, typowym dla szeregów o długiej pamięci ([Figuerola-Ferretti, Gilbert 2008, s. 942]). Przykładowy przebieg funkcji autokorelacji dla spreadu slnC3 przedstawiono na rys. 3.



Rys. 3. Funkcja autokorelacji dla szeregu czasowego sInC3

Źródło: opracowanie własne.

Weryfikację hipotezy o ułamkowej integracji spreadów oparto na modelu AR-FIMA:

$$\rho(L)(1-L)^d y_t = \Theta(L)\varepsilon_t, \quad (2)$$

gdzie: y_t – spread,

$\rho(L) = 1 - \rho_1 L - \rho_2 L^2 - \dots - \rho_p L^p$ – (część autoregresyjna modelu),

$\Theta(L) = 1 + \Theta_1 L + \Theta_2 L^2 + \dots + \Theta_q L^q$ – (część średniej ruchomej modelu),

$L^k y_t = y_{t-k}$ – operator opóźnień,

p – stopień wielomianu części autoregresyjnej modelu,

q – stopień wielomianu części średniej ruchomej modelu

d – parametr integracji ułamkowej, $d > -1$.

Model (2) oszacowano metodą największej wiarygodności. Postać modelu dla $p, q \leq 6$ ustalono, stosując kryterium Akaikiego. Następnie konstruowano 95-procentowy przedział ufności dla parametru integracji ułamkowej d oraz weryfikowano hipotezę głoszącą, że jest on równy zero. Wyniki estymacji i walidacji zestawiono w tab. 3.

Z informacji zestawionych w tej tabelicy wynika, że we wszystkich przypadkach 95-procentowy przedział ufności dla parametru d pokrywa zero. Brak jest także podstaw do odrzucenia $H_0 : d = 0$ na poziomie istotności $\alpha = 0,05$. Ze względu na to, że wyniki testu Ljunga-Boxa [1978] wspierają hipotezę głoszącą, że reszty z modelu (2) są białoszumowe, stwierdza się, iż szeregi spreadów cenowych kontraktów na miedź są szeregami stacjonarnymi o właściwościach autoregresyjnych, odzwierciedlającymi stacjonarne, zmienne w czasie premie płynności (za ryzyko). Oznacza to, że mają charakter kointegrujący. Istnieje zatem długookresowa relacja pomiędzy cenami terminowymi a ceną natychmiastową kontraktów na miedź.

Tabela 3. Wyniki estymacji i walidacji modelu (2) dla szeregów czasowych spreadów

Szereg	Ocena				95-procentowy przedział ufności dla d	Wald
	p	q	d	$S(d)$		
slnC3	1	1	-0,027	0,165	[-0,296; 0,350]	0,030
slnC15	1	0	0,087	0,113	[-0,135; 0,309]	0,590
slnC27	1	0	0,077	0,119	[-0,157; 0,311]	0,420

$S(d)$ – ocena błędu standardowego parametru d ; Wald – ocena statystyki testowej Walda, przy prawdziwości $H_0 : d = 0$ o rozkładzie $\chi^2(1)$, wartość krytyczna $\chi^2_{0,05}(1) = 3,841$.

Źródło: opracowanie własne.

4. Zakończenie

W pracy analizie poddano działanie prawa jednej ceny na rynku miedzi Londyńskiej Giełdy Metali. Stosując metodykę właściwą dla niestacjonarnych szeregów czasowych, wykazano jednostkową integrację miesięcznych szeregów czasowych logarytmów naturalnych cen kontraktów na miedź w okresie styczeń roku 1998 -grudzień roku 2011. Stwierdzono również, że spready pomiędzy cenami kontraktów terminowych a ceną kontraktu natychmiastowego są szeregami stacjonarnymi o strukturze autoregresyjnej, odzwierciedlającej zmienną w czasie premię płynności (za ryzyko). Istnieje zatem relacja długookresowa pomiędzy cenami terminowymi a ceną natychmiastową. Tym samym potwierdzono działanie prawa jednej ceny na rynku miedzi LME w końcu XX i w pierwszej dekadzie XXI wieku.

Literatura

- Brenner R.J., Kroner K.F., *Arbitrage, cointegration, and testing the unbiasedness hypothesis in financial markets*, "Journal of Financial and Quantitative Analysis" 1995, t. 30, nr 1, s. 23-42.
 Cheung Y.W., Lai K.S., *Lag order and critical values of a modified Dickey-Fuller test*, "Oxford Bulletin of Economics and Statistics" 1995, t. 57, s. 411-419.

- Chow Y., McAleer M., Sequeira J., *Pricing of forward and futures contracts*, "Journal of Economic Surveys" 2000, t. 14, nr 2, s. 215-253.
- Chowdhury A.R., *Futures market efficiency: evidence from cointegration tests*, "Journal of Futures Markets" 1991, t. 11, nr 5, s. 577-589.
- Coakley J., Dollery J., Kellard N., *Long memory and structural breaks in commodity futures markets*, "Journal of Futures Markets" 2011, t. 31, nr 11, s. 1076-1113.
- Cuthbertson K., Nitzsche D., *Quantitative Financial Economics. Stocks, Bonds & Foreign Exchange*, John Wiley & Sons, 2004, wyd. 2.
- Dybvig P.H., Ross S.A., *The New Palgrave Dictionary of Economics*, 2008, www.dictionaryofeconomics.com, z dn. 07.12.2012.
- Elliott G., Rothenberg T.J., Stock J.H., *Efficient tests for an autoregressive unit root*, "Econometrica" 1996, t. 64, nr 4, s. 813-836.
- Engle R., Granger C.W.J., *Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing*, "Econometrica" 1987, t. 55, nr 2, s. 251-276.
- Figuerola-Ferretti I., Gilbert C., *Commonality in the LME aluminium and copper volatility processes through a figarch lens*, "Journal of Futures Markets" 2008, t. 28, nr 10, s. 935-962.
- Johansen S., *Statistical analysis of cointegration vectors*, "Journal of Economic Dynamics and Control" 1988, t. 12, nr 2-3, s. 231-254.
- Kenourgios D.F., Aristeidis G.S., *Testing efficiency of the copper futures market: new evidence from London Metal Exchange*, "Global Business and Economics Review-Anthology" 2004, t. 1, s. 261-271.
- 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. 159-178.
- Lamont O.A., Thaler R.H., *The law of one price in financial markets*, "Journal of Economic Perspectives" 2003, t. 17, nr 4, s. 191-202.
- Ljung G.M., Box G.E.P., *On a measure of lack of fit in time series models*, "Biometrika" 1978, t. 65, s. 297-303.
- Miłobędzki P., *Analiza kointegracyjna cen miedzi na Londyńskiej Gieldzie Metali*, „Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego” 2006, t. 3, s. 155-165.
- Watkins C., McAleer M., *Econometric modelling of non-ferrous metal price*, "Journal of Economic Surveys" 2004, t. 18, nr 5, s. 651-704.
- Watkins C., McAleer M., *Pricing of non-ferrous metals futures on the London Metal Exchange*, "Applied Econometrics" 2006, t. 16, s. 853-880.

DOES THE LAW OF ONE PRICE APPLY TO COPPER AT THE LONDON METAL EXCHANGE?

Summary: This paper reports the results of testing for validity of the law of one price with respect to copper at the London Metal Exchange. In doing so a cost-of-carry model is estimated and validated on monthly sampled data exhibiting its spot and 3, 15 and 27-month futures prices from the period January 1998–December 2011. The main findings include that the spot and futures prices exhibit common stochastic trends and their log spreads have cointegrating properties. Since the structure of the latter is autoregressive they reflect time-varying liquidity (risk) premium.

Keywords: law of one price, cost-of-carry, cointegration, London Metal Exchange.