

Marta Chylińska*

Paweł Miłobędzki**

Zależności między cenami kontraktów terminowych na miedź na Giełdzie Kontraktów Terminowych w Szanghaju

Wstęp

Giełda Kontraktów Terminowych w Szanghaju (Shanghai Futures Exchange, SHFE) powstała w 1998 roku w wyniku połączenia trzech giełd towarowych: Shanghai Metal Exchange (SHME), Shanghai Cereals and Oil Exchange (SHCOE) oraz Shanghai Commodity Exchange (SHCE). Handel kontraktami terminowymi na miedź rozpoczął się na niej w maju następnego roku. Oprócz miedzi handlowano kontraktami na aluminium i kauczuk naturalny¹. Początkowo celem giełdy było zapewnienie dostawy tych towarów na rynek lokalny. W następnych latach, dzięki dynamicznemu rozwojowi gospodarki Chińskiej Republiki Ludowej (ChRL)², giełda zwielokrotniła wolumen i wartość obrotu. Według Futures Industry Association jest obecnie największą pod względem wolumenu obrotu giełdą kontraktów terminowych w ChRL oraz dziewiątym rynkiem tego typu na świecie³. Poza wyżej wymienionymi kontraktami terminowymi handluje się na niej także kontraktami na złoto, srebro, aluminium, cynk, ołów, nikiel, stalowe pręty zbrojeniowe, walcówkę stalową, olej opałowy, asfalt oraz gorącowalcowane cewki. W zakresie kontraktów na metale nieżelazne, w szczególności

* Mgr inż., Katedra Ekonometrii, Wydział Zarządzania, Uniwersytet Gdański, ul. Armii Krajowej 101, 81-824 Sopot, marta.chylinska@ug.edu.pl

** Prof. UG dr hab., Katedra Ekonometrii, Wydział Zarządzania, Uniwersytet Gdański, ul. Armii Krajowej 101, 81-824 Sopot, pawel.milobedzki@ug.edu.pl

¹ Początek handlu kontraktami terminowymi na miedź w ChRL datuje się na 15 maja 1991 roku, kiedy uruchomiono giełdę miedzi w Jin Peng (Jin Peng Copper Exchange, JPCE). Handel na niej odbywał się raz w tygodniu, w piątki rano. W obrocie znajdowały się kontrakty typu forward. 18 stycznia 1992 roku codzienny handel tymi kontraktami w godz. 9–11 zainicjowała Shenzhen Nonferrous Metal Exchange (SNME), a 31 marca 1993 roku – kontraktami typu futures – SHME. Od 1 stycznia 1999 roku SHFE jest jedyną giełdą chińską, na której handluje się miedzią [Lien, Yang, 2008, s. 124–125].

² Licząc według parytetu siły nabywczej, gospodarka ChRL jest największą gospodarką świata z PKB równym 17,63 tys. mld dol. USA [CIA, 2015].

³ Zob. [Acworth, 2015, tabl. *Exchange Rank* w Dodatku *Annual Volume Survey*].

kontraktów na miedź, której ChRL jest największym importerm i konsumentem [Smakowski i inni, 2014, s. 615–654], konkuruje z Londyńską Giełdą Metali (London Metal Exchange, LME) i Commodity Exchange of New York (COMEX) o miano miejsca stanowienia ich cen światowych [Li, Zhang, 2009; Hua i inni, 2010; Mou, 2014; Figuerola-Ferretti i inni, 2014].

Zależności między cenami kontraktów terminowych na miedź na tych rynkach były w ostatnich latach przedmiotem intensywnych badań. Li, Zhang [2009], a także Hua i inni [2010] wykazali, że ich ceny na SHFE i LME znajdują się w relacji równowagi długookresowej i wzajemnie na siebie oddziaływają. Oddziaływanie LME na SHFE jest silniejsze niż oddziaływanie SHFE na LME. Fung i inni [2010] stwierdzili występowanie podobnych zależności pomiędzy SHFE i COMEX. Z kolei Rutledge i inni [2013] oraz Yin, Han [2013] dowiedli skointegrowania cen kontraktów na SHFE, LME i COMEX. Zidentyfikowali dwukierunkową przyczynowość w rozumieniu Grangera między tymi rynkami, jej nasilenie się po kryzysie 2008 roku, a także dwukierunkowe, asymetryczne rozlewanie się zmienności (*volatility spillovers*). Stwierdzili przy tym silniejsze oddziaływanie obu rynków rozwiniętych na rynek chiński niż rynku chińskiego na rynki rozwinięte. Wreszcie Mou [2014] pokazał, że LME jest ciągle wiodącym rynkiem jeśli chodzi o stanowienie cen miedzi.

Stan wiedzy odnośnie do mechanizmu stanowienia cen kontraktów terminowych na miedź na SHFE jest mniej aktualny i dotyczy okresu sprzed kryzysu 2008 roku. I tak Lien, Yang [2008] wykazali skointegrowanie ceny natychmiastowej i ceny terminowej miedzi, asymetrię ich powrotu do relacji równowagi długookresowej, wzrost warunkowej zmienności stopy zwrotu natychmiastowej i stopy terminowej w wyniku powiększania się dodatniej bazy cenowej (spreadów cen pomiędzy kontraktami o różnej zapadalności), a także to, iż wraz ze wzrostem ujemnej bazy nasila się nie tylko zmienność na rynku terminowym, ale także powiązanie obu rynków odzwierciedlane za pomocą współczynnika korelacji warunkowej. Natomiast Liu i inni [2008] odkryli występowanie dwukierunkowej przyczynowości w rozumieniu Grangera w średniej i wariancji dla obu rynków. Stwierdzili także, iż oddziaływanie rynku terminowego na rynek kasowy jest w każdym z tych wymiarów silniejsze.

Celem artykułu jest dostarczenie aktualnej wiedzy na temat mechanizmu stanowienia cen kontraktów terminowych na miedź na SHFE.

Stawiamy w nim pytanie o możliwość arbitrażu między rynkami kontraktów na miedź o różnej zapadalności i działanie prawa jednej ceny po 2006 roku. Stosowny model pomiarowy cen specyfikujemy w oparciu o model premii za ryzyko [Watkins, McAleer, 2006]. Z uwagi na to, że ceny na rynkach towarowych są niestacjonarne i charakteryzują się znaczną zmiennością, jest on złożeniem wielowymiarowego modelu korekty błędem (VECM) [Johansen, 1995] i wielowymiarowego modelu warunkowej zmienności VCC-MGARCH [Tse, Tsui, 2002]. Model ten pozwala na łączną analizę dynamiki cen kontraktów, ich zmienności oraz warunkowych korelacji między rynkami cząstkowymi. Szacujemy go na podstawie szeregów czasowych cen rozliczeniowych kontraktów o zapadalności od 1 do 6 miesięcy oraz kursu wymiany waluty krajowej (juan) na dolara USA o częstotliwości tygodniowej (obserwacje ze środy) z okresu styczeń 2006–grudzień 2014 roku⁴. Następnie weryfikujemy hipotezę o działaniu prawa jednej ceny. Badamy także strukturę przyczynowości w zbiorze cen kontraktów oraz dynamikę ich zmienności i wzajemnych powiązań. Stosowne obliczenia wykonujemy w środowisku Microfit 5.0 oraz StataSE 13.0.

Pozostała część pracy jest podzielona na cztery części w następujący sposób. W pierwszej części przybliżamy kontrakty terminowe na miedź na SHFE; w drugiej – model VECM VCC-MGARCH, będący podstawą wniosku odnośnie do mechanizmu stanowienia cen. Trzecią część poświęcamy danym wykorzystanym w badaniu nad cenami kontraktów na miedź oraz wynikom estymacji i walidacji modelu. W Zakończeniu zestawiamy zasadnicze wnioski badawcze.

Przeprowadzone badanie wykazało istnienie wspólnego wzorca zmienności stochastycznej dla cen kontraktów terminowych na miedź, brak kointegrujących własności ich spreadów (bazy cenowej), występowanie dwukierunkowej przyczynowości w rozumieniu Grangera w średniej dla większości par cen kontraktów, występowanie istotnego wpływu odchyień od relacji równowagi długookresowej na bieżącą zmianę ceny każdego z nich oraz braku takiego wpływu w wypadku historycznych zmian kursu wymiany juana na dolara USA, a także raptowne i wydatne okresowe zwiększenie się zmienności na rynkach

⁴ Dane pobraliśmy z serwisu Thomson Reuters na podstawie umowy o współpracę pomiędzy Uniwersytetem Gdańskim oraz firmą Thomson Reuters. Posłużyliśmy się również danymi OECD odzwierciedlającymi recesję w ChRL [zob. OECD Composite Leading Indicators, dostęp dnia 15.10.2015].

cząstkowych po upadku holdingu Lehman Brothers Inc., który miał miejsce we wrześniu 2008 roku. W tym samym czasie współzależność cen kontraktów mierzona współczynnikiem korelacji warunkowej pomiędzy tygodniowymi stopami zwrotu raz malała a innym razem rosła, niemniej pozostawała na dość wysokim poziomie.

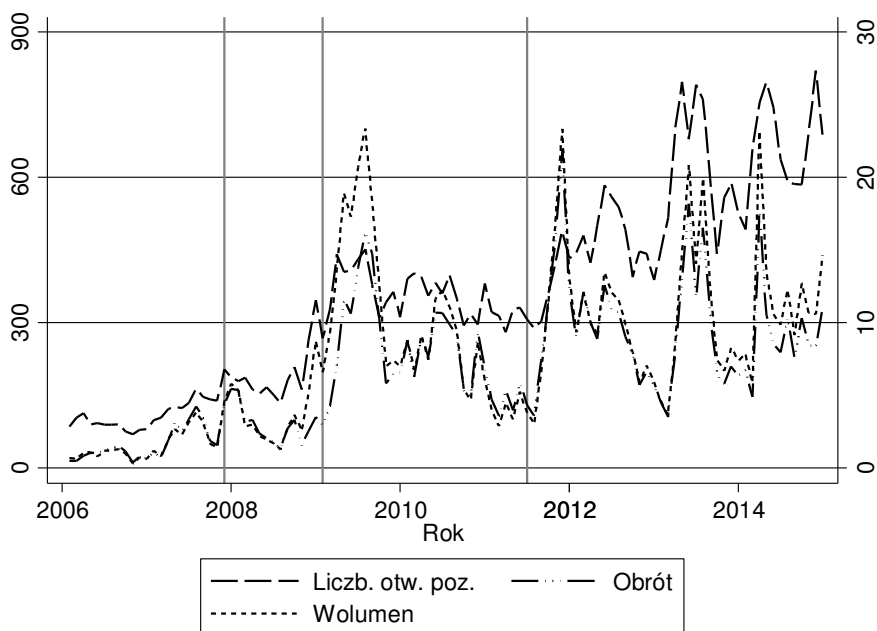
1. Charakterystyka kontraktów terminowych na miedź na SHFE

Przedmiotem kontraktów futures na miedź na SHFE jest miedź katodowa w postaci pięciotonowych paczek, zgodna ze następującymi standardami: *1# Standard Copper Cathode (Cu-CATH-2)* i *Grade-A Copper (Cu-CATH-1)*, opisanymi w *National Standard of GB/T467–2010* lub też *Grade-A Copper (Cu-CATH-1)*, zgodnym z normą *BS EN 1978:1998* obowiązującą na LME [*Copper Cathode Contract Specifications*, dostęp dnia 15.10.2015]. Kontrakt kwotowany jest w juanach za tonę (RMB/t). Dopuszcza się minimalną zmianę ceny o 10 RMB/t w górę lub w dół. Handel w formie elektronicznej odbywa się za pomocą terminali rozlokowanych na terytorium całej ChRL. Ma miejsce w każdy dzień roboczy w godzinach 9.00–11.30 i 13.30–15.00. W trakcie dnia cena nie może się zwiększyć o więcej niż 3% w stosunku do ceny rozliczeniowej z dnia poprzedniego. Kontrakty zapadają w każdym miesiącu danego roku. Ostatnim dniem handlu jest 15 dzień miesiąca zapadalności. Rozliczenie kontraktu następuje przez dostawę fizyczną do jednego z oficjalnych magazynów składowych zlokalizowanych na terytorium całego kraju w ciągu kolejnych 5 dni roboczych. Miedź dostarczana jest w wielokrotnościach 25-tonowych paczek miedzi katodowej w formie wlewek o masie minimum 15 kg. Opłata transakcyjna wynosi maksymalnie 0,02% wartości kontraktu, a depozyt zabezpieczający – minimum 5% jego wartości.

Na rysunku 1 przedstawiamy podstawowe wielkości charakteryzujące rozmiary handlu kontraktami futures na miedź na SHFE w okresie styczeń 2006–grudzień 2014 roku. Na lewej osi odkładamy liczbę otwartych pozycji (ich sumę dla wszystkich zapadalności w miesiącu t) oraz wartość obrotu, a na prawej osi – wolumen obrotu w tym miesiącu. Szarymi pionowymi liniami zaznaczamy okresy recesji. Z rysunku tego wynika, że w rozpatrywanym przez nas okresie pomimo recesji w gospodarce ChRL (listopad 2007–styczeń 2009 roku, czerwiec 2011 roku – do chwili obecnej) nastąpił gwałtowny rozwój handlu kontraktami na miedź. Liczba otwartych pozycji w miesiącu zwiększyła się z 86 tys. pięciotonowych paczek miedzi do 688 tys. takich paczek, natomiast wolumen obrotu i wartość obrotu – odpowiednio z 696 tys. paczek do 14,66 mln paczek

i z 15,19 mld RMB do 333,73 mld RMB. Oznacza to, że średnie miesięczne (roczne) tempo wzrostu tego rynku mierzone liczbą otwartych pozycji wyniosło 1,94% (25,93%), natomiast mierzone wolumenem i wartością obrotu – odpowiednio 2,86% (40,27%) oraz 2,9% (40,92%). Niemniej jednak znaczna część tego wzrostu miała miejsce do zakończenia budowy infrastruktury związanej z letnią olimpiadą w Pekinie w 2008 roku. W późniejszym czasie wszystkie te wielkości charakteryzowała znaczna wspólna cykliczność, przy czym ich lokalne maksima miały miejsce w lipcu 2009 roku, listopadzie 2011 roku oraz marcu 2014 roku; te trzy ostatnie – w trakcie i pomimo recesji. Z kolei następujące po nich spadki były porównywalne z tym, który nastąpił bezpośrednio po upadku holdingu Lehman Brothers Inc. we wrześniu 2008 roku, poprzedzającym gwałtowne spadki na rynkach finansowych na całym świecie.

Rysunek 1. Handel kontraktami futures na miedź na SHFE, styczeń 2006–grudzień 2014 roku



Liczba otwartych pozycji – oś lewa (tys. paczek); wolumen – oś prawa (mln paczek); obrót – oś lewa (mld RMB); okresy recesji (listopad 2007–styczeń 2009 roku, czerwiec 2011–grudzień 2014 roku) zaznaczono pionowymi liniami.

Źródło: Opracowanie własne.

Przyczyn tego stanu rzeczy upatruje się w coraz silniejszym powiązaniu gospodarki ChRL z gospodarką światową oraz narastających

strukturalnych i instytucjonalnych barierach rozwoju tego kraju skutkujących znacznym osłabieniem tempa wzrostu gospodarczego [Hodgson, Huang, 2013].

2. Model cen kontraktów terminowych na miedź

Podstawą specyfikacji modelu opisującego kształtowanie się cen kontraktów terminowych na miedź na SHFE jest model premii za ryzyko, w którym – bazując na założeniu efektywności rynków cząstkowych i braku możliwości arbitrażu między nimi – przyjmuje się, że bieżąca cena terminowa jest równa oczekiwanej, przyszłej cenie natychmiastowej powiększonej o oczekiwaną premię [Watkins, McAleer, 2006], tj.

$$f_{t+k,t} = E_t(s_{t+k}) + E_t(\pi_{t+k}), \quad (1)$$

gdzie: $f_{t+k,t}$ – cena (logarytmiczna) kontraktu terminowego z chwili t zapadającego w chwili $t+k$, $E_t(s_{t+k})$ – oczekiwana w chwili t jego cena (logarytmiczna) natychmiastowa z chwili $t+k$, $E_t(\pi_{t+k})$ – oczekiwana w chwili t premia za ryzyko dla kontraktu zapadającego w chwili $t+k$, $E_t(\cdot) = E(\cdot | I_t)$ – operator warunkowej wartości oczekiwanej, I_t – zbiór informacji dostępnych uczestnikom rynku w chwili t , $k=1,2,\dots,n$. Jeśli oczekiwania uczestników rynku są racjonalne, tj. $E_t(s_{t+k}) = s_{t+k} + \varepsilon_{t+k}^s$ i $E_t(\pi_{t+k}) = \pi_{t+k} + \varepsilon_{t+k}^\pi$, gdzie ε_{t+k}^s i ε_{t+k}^π są niesystematycznymi i ortogonalnymi względem ceny, premii oraz siebie wzajemnie błędami oczekiwań, to stosowny model pomiarowy można zapisać w postaci

$$f_{t+k,t} = \phi_0 + \phi_1 s_{t+k} + \phi_2 \pi_{t+k} + \varepsilon_{k,t}, \quad (2)$$

gdzie ϕ_i są takimi parametrami strukturalnymi, że $\phi_0 = 0$, $\phi_1 = 1$ i $\phi_2 = 1$, a $\varepsilon_{k,t} = \varepsilon_{t+k}^s + \varepsilon_{t+k}^\pi$ – sumarycznym błędem oczekiwań⁵. W modelu tym zakłada się także, iż ceny i premie są zmiennymi typu $I(1)$; te pierwsze endogenicznymi, te drugie zaś – egzogenicznymi. W wypadku gdy sumaryczne błędy oczekiwań są stacjonarne, ceny terminowe, cena natychmiastowa oraz premie za ryzyko są skointegrowane, tj. wykazują wspólny wzorzec zmienności stochastycznej. Skointegrowane są też ich wszystkie opóźnienia i wyprzedzenia. Zatem posiłkując się twierdzeniem Grangera o reprezentacji utworzony na podstawie układu (2),

⁵ Sytuacja, w której $\phi_0 \neq 0$, $\phi_1 \neq 1$ i $\phi_2 \neq 1$ oznacza popełnianie błędów w trakcie formułowania oczekiwań.

model VAR możemy przekształcić do postaci VECM [Engle, Granger, 1987; Johansen, 1991]:

$$\Delta f_{t+l,t} = \sum_{k=1; k \neq l}^n \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{k,j}^{(l)} \Delta f_{t+k,t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j^{(l)} \Delta \pi_{t-j} + \sum_{k=1}^n \delta_k^{(l)} \tilde{\epsilon}_{k,t-1} + \xi_{l,t} \quad (l=0,1,\dots,n)$$

$$\tilde{\epsilon}_{k,t} = f_{t+k,t} - \phi_0 + \phi_1 s_t + \phi_2 \pi_t. \quad (3a)$$

Taka specyfikacja umożliwia analizę różnych aspektów zależności w średniej między kontraktami o różnej zapadalności. Współczynniki $\delta_k^{(l)}$ odzwierciedlają reakcję cen kontraktów o różnej zapadalności na ich odchylenia od relacji równowagi długookresowej; $\alpha_{k,j}^{(l)}$ – reakcję cen kontraktów na ich historyczne zmiany ($k=l$); $\gamma_j^{(l)}$ – taką reakcję na zmiany premii za ryzyko; z kolei $\alpha_{k,j}^{(l)}$ – zdolności predykcyjne ceny pojedynczego kontraktu dla cen pozostałych kontraktów ($k \neq l$). Szczególnie interesującą hipotezą jest ta głosząca brak przyczynowości w rozumieniu Grangera biegnącej od ceny kontraktu zapadającego w chwili $t+k$ do ceny kontraktu zapadającego w chwili $t+l$ ($\alpha_{k,j}^{(l)} = 0$ dla $k \neq l$).

Rozszerzeniem modelu (3a) o część opisującą zależności między cenami w wariancji jest model VCC-MGARCH odzwierciedlający kształtowanie się innowacji $\xi_{l,t}$ [Tse, Tsui, 2002]:

$$\xi_t = H_t^{0,5} v_t, \quad H_t = D_t^{0,5} R_t D_t^{0,5}, \quad (3b)$$

$$R_t = (1 - \lambda_1 - \lambda_2) R + \lambda_1 \Psi_{t-1} + \lambda_2 R_{t-1}, \quad (3c)$$

gdzie: $\xi_t = [\xi_{0,t}, \dots, \xi_{n,t}]$, v_t – wektor niezależnych innowacji o tym samym rozkładzie, H_t – zmienna w czasie macierz kowariancji, D_t – diagonalna macierz warunkowych wariancji, w której elementy na głównej przekątnej σ_{it}^2 są procesami typu GARCH(p_t, q_t), R_t – macierz warunkowych kowariancji, R – macierz średnich, do których powraca proces (3c), Ψ_t – estymator macierzy korelacji $\tilde{\xi}_t$, do wyznaczenia którego używa się uprzednich $n+1$ obserwacji, λ_1, λ_2 – parametry procesu (3c) takie, że $0 \leq \lambda_1 + \lambda_2 < 1$. W tej części modelu pomiarowego cen interesujące są hipotezy głoszące stałość warunkowych korelacji ($\lambda_1 = \lambda_2 = 0$) oraz brak powrotu warunkowych wariancji do średniej ($\lambda_1 + \lambda_2 = 1$).

Model (3a)–(3c) szacujemy w dwóch etapach. Na pierwszym etapie najpierw badamy stopień integracji zmiennych z modelu pomiarowego

cen za pomocą testów pierwiastka jednostkowego (ADF-GLS, Zivota-Andrewsa (ZA)) i stacjonarności (KPSS) [Elliott i inni, 1996; Zivot, Andrews, 1992; Kwiatkowski i inni, 1992]. Następnie ustalamy rząd p modelu VAR będącego podstawą specyfikacji modelu krótkookresowego (3a) oraz liczbę i postać wektorów kointegrujących. Posługujemy się w tym celu kryterium Akaike oraz procedurą Johansena [Lütkepohl, 2005, rozdz. 6–8]. Na tym etapie przybliżamy nieobserwowaną premię za ryzyko kursem wymiany juana na dolara USA⁶. Na drugim etapie wykorzystujemy wcześniej uzyskane reszty z relacji kointegrujących i metodą największej wiarygodności szacujemy pełny model VECM VCC-MGARCH. Zakładamy przy tym, że innowacje v_t są zmiennymi o rozkładzie t -Studenta.

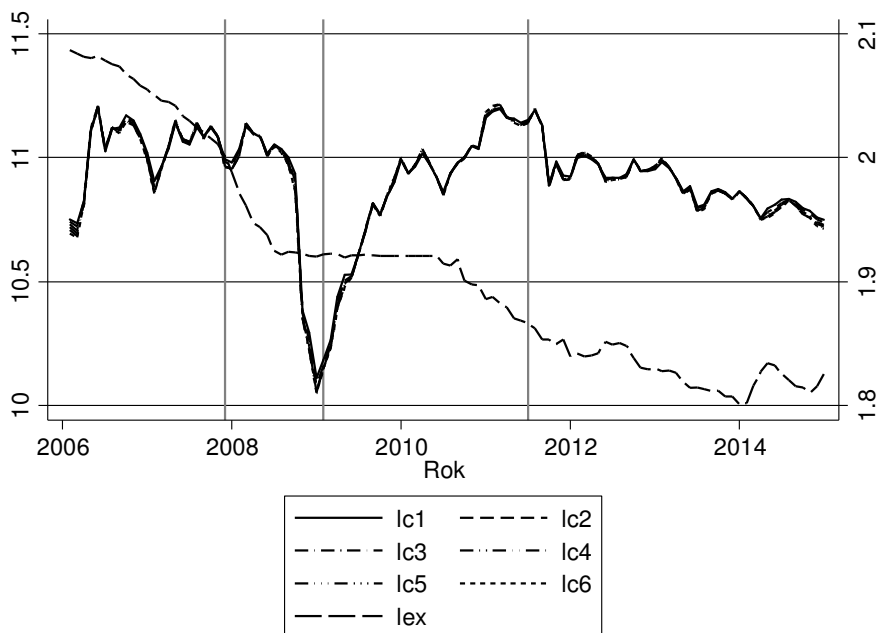
3. Dane, dyskusja wyników empirycznych

Analizy empiryczne rozpoczęliśmy od ustalenia stopnia integracji zmiennych użytych w badaniu. Ich przebieg w okresie styczeń 2006–grudzień 2014 roku obrazuje rysunek 2. Wzrokowy ogląd tego rysunku sugeruje, że szeregi logarytmów naturalnych cen kontraktów terminowych na miedź mają wspólny wzorzec zmienności. Szeregi te załamują się na jesieni 2008 roku w konsekwencji upadku holdingu Lehman Brothers Inc., który zapoczątkował kryzys na rynkach finansowych na świecie. Rzadko przechodzą też przez swoje wartości średnie, co pozwala przypuszczać, że są niestacjonarne. Podobnie rzecz ma się z logarytmicznym szeregiem kursu wymiany, którego przebieg odzwierciedla aprecjację juana wobec dolara USA (poza okresem kryzysu) po zmianie reżimu kursowego w lipcu 2005 roku.

Przypuszczenie o niestacjonarności analizowanych szeregów zweryfikowaliśmy za pomocą testów ADF-GLS, ZA i KPSS. Oceny stosownych statystyk testowych zestawiamy w tabelicy 1. Z zestawienia tego wynika, że analizowane zmienne są zintegrowane w stopniu pierwszym. Wyniki testu ZA potwierdzają występowanie załamania w szeregach między grudniem 2008 a sierpniem 2009 roku.

⁶ W związku z otwarciem się gospodarki ChRL na świat w latach dziewięćdziesiątych ubiegłego stulecia, po odejściu w lipcu 2005 roku od stałego kursu wymiany jej waluty na dolara USA, oparciu go o koszyk walutowy i zezwoleniu na jej powolną aprecjację w ramach wąskiego korytarza zmian, wahania kursu zaczęły w dużym stopniu odzwierciedlać ryzyko prowadzenia działalności w sektorach rynkowych; zob. np. [Morrison, Labonte, 2013; Fidrmuc, Siddiqui, 2015; Yue i inni, 2016].

Rysunek 2. Szeregi czasowe zmiennych wykorzystanych w badaniu



lc1–lc6 – logarytmy naturalne cen kontraktów terminowych na miedź o zapadalności od 1 do 6 miesięcy (oś lewa); lex – logarytm naturalny kursu wymiany juana na dolara USA – oś prawa; 470 obserwacji ze środy (4.01.2006–31.12.2014 roku); okresy recesji (listopad 2007–styczeń 2009 roku, czerwiec 2011–grudzień 2014 roku) zaznaczono szarymi pionowymi liniami.

Źródło: Opracowanie własne.

Tablica 1. Wyniki testów ADF-GLS, ZA i KPSS dla miesięcznych szeregów czasowych logarytmów naturalnych zmiennych wykorzystanych w badaniu

Szereg	Test									
	ADF-GLS				ZA		KPSS			
	poziom	op.	trend	op.	st+trend	załam.	poziom	op.	trend	op.
Poziom										
lc1	-1,977	15	-2,678	14	-4,360	2009M7	0,179	17	0,146	17
lc2	-2,184	14	-2,702	14	-4,396	2009M7	0,173	17	0,146	17
lc3	-2,235	8	-2,721	8	-4,430	2009M7	0,169	17	0,146	17
lc4	-2,150	14	-2,672	14	-4,450	2009M7	0,167	17	0,146	17
lc5	-2,118	14	-2,661	14	-4,457	2009M7	0,163	17	0,145	17
lc6	-2,076	14	-2,645	14	-4,473	2009M7	0,160	17	0,144	17
lex	0,658	12	-0,853	12	-3,215	2009M7	2,500	17	0,427	17

Szereg	Test										
	ADF-GLS				ZA		KPSS				
	poziom	op.	trend	op.	st+trend	załam.	poziom	op.	trend	op.	
Przyrost											
lc1	-4,303	13	-5,236	14	-11,680	2008M12	0,083	17	0,049	17	
lc2	-4,484	13	-5,036	13	-11,480	2008M12	0,081	17	0,048	17	
lc3	-4,303	13	-6,112	7	-11,252	2008M12	0,080	17	0,048	17	
lc4	-4,191	13	-4,967	13	-11,314	2008M12	0,082	17	0,048	17	
lc5	-4,142	13	-4,951	13	-11,338	2008M12	0,084	17	0,048	17	
lc6	-4,460	13	-5,322	14	-11,285	2008M12	0,086	17	0,048	17	
lex	-3,903	11	-3,945	11	-9,735	2008M12	0,493	17	0,066	17	

Pogrubioną czcionką zapisano oceny statystyk testowych, na podstawie których wnioskuje się odpowiednio o odrzuceniu H_0 o niestacjonarności (test ADF-GLS, ZA) 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: $-1,971$ ($h=8$), $1,964$ ($h=11$), $-1,962$ ($h=12$), $-1,960$ ($h=13$), $-1,957$ ($h=14$), $-1,955$ ($h=15$) (poziom) oraz $-2,860$ ($h=7$), $-2,857$ ($h=8$), $-2,846$ ($h=11$), $-2,842$ ($h=12$), $-2,834$ ($h=4$) (trend), h – rząd opóźnienia, zob. [Cheung, Lai, 1995], wartości krytyczne w teście ZA: $-5,08$ (stała i trend), KPSS: $0,146$ (trend), $0,463$ (poziom).

Źródło: Obliczenia własne.

Posługując się kryterium Akaike, ustaliliśmy rząd opóźnienia $p = 3$ w modelu VAR. Testy maksymalnej wartości własnej i śladu macierzy pozwoliły nam na zidentyfikowanie pięciu wektorów kointegrujących. Oznacza to występowanie wspólnego wzorca zmienności stochastycznej wśród logarytmicznych szeregów cen kontraktów (zob. tablica 2). Następnie w celu rozstrzygnięcia tego czy spready cenowe (baza) mają właściwości kointegrujące nałożyliśmy nadmiarowe restrykcje zerowe na stosowne parametry relacji długookresowych. Z uwagi na to, że dla tego przypadku ocena statystyki testowej w teście ilorazu wiarygodności $LR(5) = 24,94$, na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ odrzuciliśmy tę hipotezę⁷.

⁷ Przy prawdziwości H_0 statystyka LR ma asymptotyczny rozkład $\chi^2(5)$. 95% bootstrapowa wartość krytyczna wynosi w tym wypadku 13,92.

Tablica 2. Wyniki testów maksymalnej wartości własnej i śladu macierzy

Test									
Maksymalnej wartości własnej					Śladu macierzy				
Hipoteza		Stat. testowa	Wart. kryt.		Hipoteza		Stat. testowa	Wart. kryt.	
H ₀	H _A		5%	10%	H ₀	H _A		5%	10%
r=0	r=1	159,07	43,76	40,93	r = 0	r>= 1	464,40	116,30	110,50
r<=1	r=2	113,54	37,48	34,99	r<= 1	r>= 2	305,32	86,58	82,17
r<=2	r=3	100,60	31,48	29,01	r<= 2	r>= 3	191,78	62,75	59,07
r<=3	r=4	50,38	25,54	22,98	r<= 3	r>= 4	91,18	42,40	39,12
r<=4	r=5	30,42	18,88	16,74	r<= 4	r>= 5	40,80	25,23	22,76
r<=5	r=6	10,38	12,45	10,50	r<= 5	r = 6	10,38	12,45	10,50

Źródło: Obliczenia własne.

W dalszej kolejności uchyłaliśmy kolejno założenia o kointegrujących właściwościach spreadów cenowych dla par kontraktów o różnych zapadalnościach, począwszy od pary kontraktów o zapadalności 5 i 6 miesięcy. Weryfikowaliśmy także założenie o zmiennych w czasie premiach za ryzyko (braku premii) nakładając restrykcje zerowe na parametry stojące przy zmiennej lex_t , (na stałą) w relacjach długookresowych. W rezultacie otrzymaliśmy układ wektorów kointegrujących, który przedstawiamy w tablicy 3. Ocena statystyki testowej w teście ilorazu wiarygodności dla tego układu restrykcji $LR(3) = 3,12$. Zważywszy na to, że przy prawdziwości H_0 statystyka ta ma asymptotyczny rozkład $\chi^2(3)$, a 95% bootstrapowa wartość krytyczna wynosi w tym wypadku 9,95, na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ nie byliśmy w stanie odrzucić tego przypuszczenia.

Tablica 3. Wektory kointegrujące

Zmienna	Nr wektora				
	1	2	3	4	5
lc1	-1,0	0,0	0,0	0,0	0,0
	-	-	-	-	-
lc2	0,0	-1,0	0,0	0,0	0,0
	-	-	-	-	-
lc3	0,0	0,0	-1,0	0,0	0,0
	-	-	-	-	-
lc4	0,0	0,0	0,0	-1,0	0,0
	-	-	-	-	-

Zmienna	Nr wektora				
	1	2	3	4	5
lc5	0,0 –	0,0 –	0,0 –	0,0 –	–1,0 –
lc6	0,949 (0,008)	0,975 (0,004)	0,996 (0,001)	1,0 –	1,0 –
lex	0,065 (0,020)	0,045 (0,012)	0,027 (0,006)	0,020 (0,004)	0,010 (0,002)
stała	0,447 (0,073)	0,193 (0,035)	0,0 –	–0,035 (0,008)	–0,017 (0,004)

W nawiasach okrągłych pod ocenami parametrów relacji kointegrujących zamieszczono ich błędy standardowe szacunku.

Źródło: Obliczenia własne.

Na koniec, wykorzystując reszty z relacji kointegrujących z tablicy 3, metodą największej wiarygodności oszacowaliśmy pełny model (3a)-(3c). Wyniki oszacowania wraz z wynikami najważniejszych procedur walidacyjnych przedstawiamy w tablicy 4. Na ich podstawie wnioskujemy co następuje:

1. Odrzucamy hipotezę głoszącą, że historyczne zmiany cen kontraktów wpływają na ich bieżące ceny prócz kontraktu o jednomiesięcznej zapadalności (zob. oceny statystyk W_{ii} , $i = 2, \dots, 6$).
2. Odrzucamy hipotezę głoszącą brak przyczynowości w rozumieniu Grangera biegnącej od ceny kontraktu j -tego do ceny kontraktu i -tego dla wszystkich par kontraktów, dla których $i > 1$ (zob. oceny statystyk W_{ij} , $i \neq j$).
3. Stwierdzamy brak podstaw do odrzucenia hipotezy głoszącej, iż historyczne zmiany kursu wymiany juana na dolara USA nie wpływają na bieżące ceny kontraktów (zob. oceny statystyk W_{7i} , $i = 1, 2, \dots, 6$).
4. Odrzucamy hipotezę głoszącą, że odchylenia od relacji równowagi długookresowej nie wpływają na bieżące ceny kontraktów (zob. oceny statystyk W_{8i} , $i = 1, 2, \dots, 6$).
5. Odrzucamy także hipotezy głoszące stałość warunkowych korelacji pomiędzy logarytmicznymi tygodniowymi stopami zwrotu z kontraktów ($\lambda_1 = \lambda_2 = 0$) oraz brak powrotu warunkowych wariacji logarytmicznych tygodniowych stóp zwrotu do średniej ($\lambda_1 + \lambda_2 = 1$) (zob. oceny statystyk VC_1 i VC_2).

Tablica 4. Wyniki estymacji i walidacji modelu VECM VCC-MGARCH

Parametr/ Statystyka	Równanie					
	Δc_1	Δc_2	Δc_3	Δc_4	Δc_5	Δc_6
δ_1	1,40 (0,38)	1,18 (0,41)	1,46 (0,43)	1,53 (0,44)	1,53 (0,46)	1,51 (0,46)
δ_2	-3,88 (0,56)	-3,48 (0,61)	-4,22 (0,66)	-4,27 (0,69)	-4,31 (0,71)	-4,26 (0,72)
δ_3	3,67 (0,66)	3,43 (0,67)	4,04 (0,70)	3,58 (0,71)	3,88 (0,72)	3,83 (0,72)
δ_4	-3,53 (1,46)	-3,35 (1,58)	-3,63 (1,68)	-2,95 (1,73)	-3,77 (1,75)	-3,30 (1,75)
δ_5	4,31 (2,59)	4,01 (1,78)	4,20 (1,90)	4,02 (1,95)	4,87 (1,96)	3,86 (1,96)
W_{1i}	4,77	4,64	4,89	4,65	3,90	3,89
W_{2i}	17,08	13,01	16,08	15,33	14,84	14,91
W_{3i}	10,96	11,24	6,47	16,49	21,19	16,50
W_{4i}	174,99	421,90	589,66	971,25	751,17	387,69
W_{5i}	298,43	639,93	985,08	1045,02	955,84	608,37
W_{6i}	103,15	145,52	146,46	181,58	189,85	195,64
W_{7i}	1,06	1,29	1,48	1,79	1,98	1,92
W_{8i}	91,86	71,88	91,79	79,90	83,37	76,91

Walidacja modelu: IG=4,62, GARCH(1,1) vs. IGARCH(1,1), statystyka Walda, rozkład $\chi^2(6)$; VC₁=**1507,64**, VECM VCC-GARCH vs. VECM CCC-GARCH, $\lambda_1=\lambda_2=0$, statystyka Walda, rozkład $\chi^2(2)$; VC₂= **6,25**, powrót warunkowych wariancji do średniej, $\lambda_1+\lambda_2=1$, statystyka Walda, rozkład $\chi^2(1)$

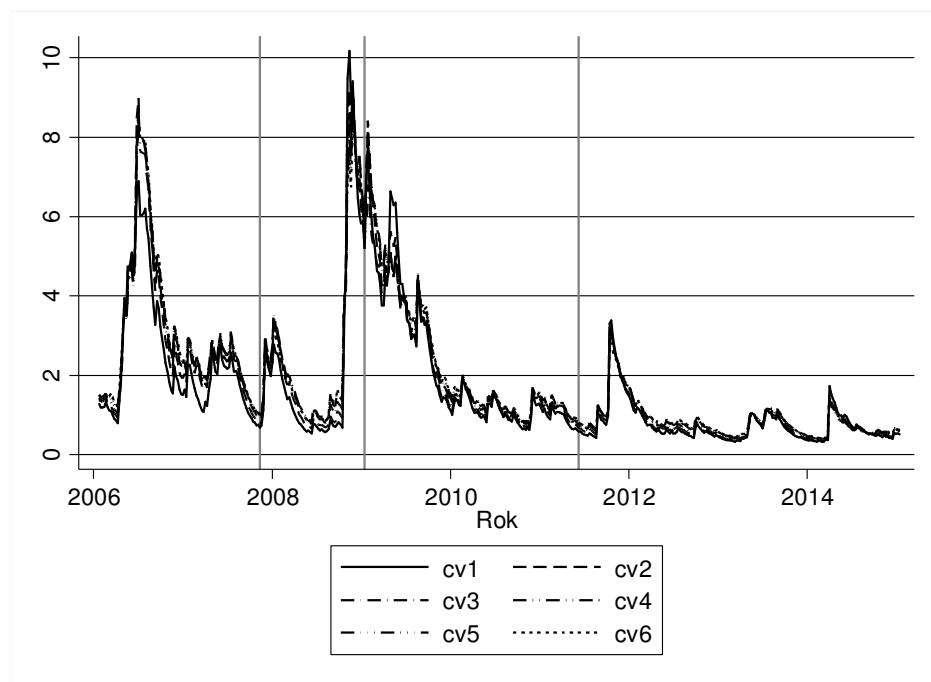
Główna przekątna: W_{1i} – historyczne zmiany ceny kontraktu i -tego nie wpływają na bieżącą zmianę jego ceny (statystyka Walda, przy prawdziwości H_0 – rozkład $\chi^2(2)$); poza główną przekątną: W_{1s} – brak przyczynowości w rozumieniu Grangera biegnącej od ceny kontraktu s -tego do ceny kontraktu l -tego (statystyka Walda, przy prawdziwości H_0 – rozkład $\chi^2(2)$) ($l=1,2,\dots,6$); W_{7i} – historyczne zmiany kursu wymiany nie wpływają na bieżącą zmianę ceny kontraktu i -tego (statystyka Walda, przy prawdziwości H_0 – rozkład $\chi^2(2)$); W_{8i} – odchylenia od relacji równowagi długookresowej nie wpływają na bieżącą zmianę ceny kontraktu i -tego (statystyka Walda, przy prawdziwości H_0 – rozkład $\chi^2(5)$); w nawiasach okrągłych pod ocenami parametrów strukturalnych oceny ich odpornych błędów standardowych szacunku; pogrubioną czcionką – istotność na poziomie istotności $\alpha=0,05$.

Źródło: Obliczenia własne.

Kształtowanie się warunkowych wariancji i warunkowych współczynników korelacji pomiędzy wybranymi stopami zwrotu z kontraktów terminowych na miedź obrazujemy na rysunkach 3 i 4. Na pierw-

szym z nich obserwujemy raptowne i wydatne okresowe zwiększenie się zmienności tygodniowych stóp zwrotu po upadku holdingu Lehman Brothers Inc., który miał miejsce we wrześniu 2008 roku, oraz jej powrót w późniejszym okresie do uprzedniego poziomu; na drugim – nieznaczne okresowe spadki ich dużej współzależności odzwierciedlanej przez współczynniki korelacji warunkowej.

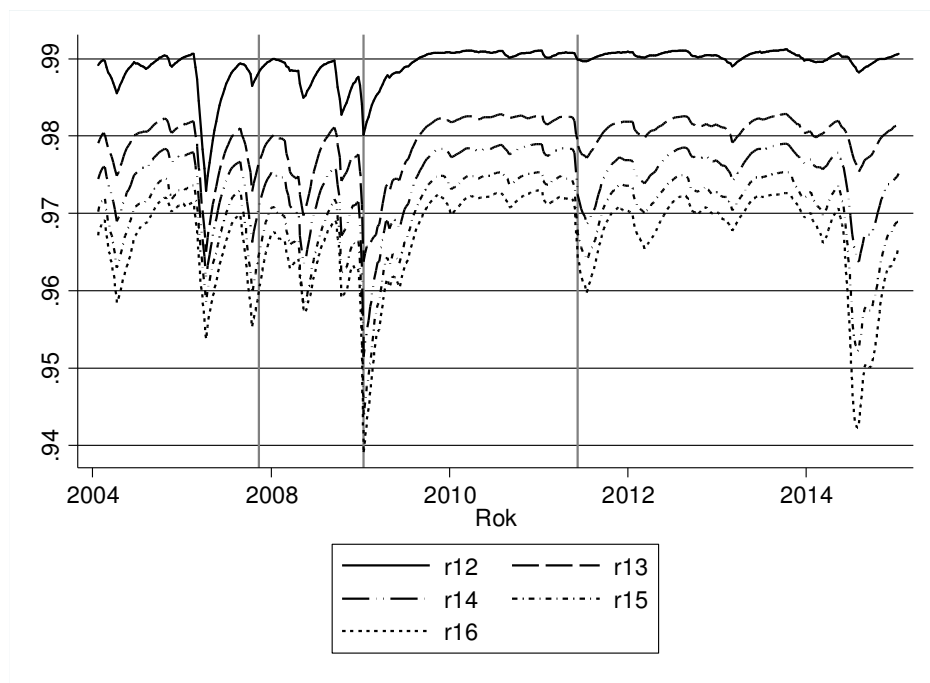
Rysunek 3. Warunkowe wariancje tygodniowych stóp zwrotu z kontraktów terminowych na miedź na SHFE



cv1-cv6 – warunkowe wariancje dla kontraktów o zapadalności od 1 do 6 miesięcy ($\%^2$); 470 obserwacji ze środy (4.01.2006–31.12.2014 roku); okresy recesji (listopad 2007–styczeń 2009 roku, czerwiec 2011–grudzień 2014 roku) zaznaczono szarymi pionowymi liniami.

Źródło: Opracowanie własne.

Rysunek 4. Wybrane warunkowe współczynniki korelacji pomiędzy tygodniowymi stopami zwrotu z kontraktów terminowych na miedź na SHFE



r_{jk} – warunkowe współczynniki korelacji pomiędzy tygodniowymi stopami zwrotu z kontraktów o zapadalności j i k miesięcy ($j=1, k=2, \dots, 6$); 470 obserwacji ze środy (4.01. 2006–31.12.2014 roku); okresy recesji (listopad 2007–styczeń 2009 roku, czerwiec 2011–grudzień 2014 roku) zaznaczono szarymi pionowymi liniami.

Źródło: Opracowanie własne.

Zakończenie

W artykule wykazaliśmy, że ceny kontraktów terminowych na miedź na SHFE w okresie styczeń 2006–grudzień 2014 roku cechował wspólny wzorzec zmienności stochastycznej. Znajdowały się one w relacji równowagi długookresowej, od której w krótkim okresie odchodziły się symetrycznie. Historyczne zmiany cen kontraktów wpływały na ich bieżące ceny prócz kontraktu o jednomiesięcznej zapadalności. Odrzuciliśmy hipotezę głoszącą brak przyczynowości w rozumieniu Grangera biegnącej od ceny kontraktu j -tego do ceny kontraktu i -tego dla wszystkich par kontraktów, dla których $i > 1$. Z kolei historyczne zmiany kursu wymiany juana na dolara USA nie wpływały na ich bieżące ceny. Po upadku holdingu Lehman Brothers Inc. we wrześniu 2008 roku raptownie i wydatnie okresowo zwiększyła się zmienność tygodnio-

wych stóp zwrotu z kontraktów, by później wrócić do poprzedniego poziomu. Odnotowaliśmy też nieznaczne okresowe spadki ich dużej współzależności mierzonej warunkowym współczynnikiem korelacji.

Powyższe ustalenia w znaczący sposób rozszerzają dotychczasową wiedzę odnośnie do mechanizmu stanowienia cen kontraktów terminowych na miedź na SHFE w okresie kryzysu i po kryzysie 2008 roku na światowych rynkach finansowych.

Literatura

1. Acworth W. (2015), *2014 FIA Annual Global Futures and Options Volume: Gains in North America and Europe Offset Declines in Asia-Pacific*, „Futures Industry Magazine”, March, www.fia.org/categories/exchange-volume, dostęp dnia 15.10.2015.
2. Cheung Y-W., Lai K. S. (1995), *Lag Order and Critical Values of the Augmented Dickey-Fuller Test*, „Journal of Business & Economic Statistics”, Vol. 13, No. 3.
3. CIA (2015), *The World Fact Book*, „China Economy”, www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/geos/ch.html, dostęp dnia 15.10.2015.
4. *Copper Cathode Contract Specifications*, <http://www.shfe.com.cn/en/products/Copper/contract/211238434.html>, dostęp dnia 15.10.2015.
5. Elliott G., Rothenberg T. J., Stock J. H. (1996), *Efficient tests for autoregressive unit root*, „Econometrica”, Vol. 64, No. 4.
6. Engle R. F., Granger C. W. J. (1987), *Co-integration and error correction: representation, estimation and testing*, „Econometrica”, Vol. 55, No. 2.
7. Fidrmuc J., Siddiqui M. (2015), *Exchange Rate Policy in China after the Financial Crisis: Evidence from Time-varying Exchange Rate Basket*, „Review of Development Economics”, Vol. 19, No. 3.
8. Figuerola-Ferretti I., Gilbert C. L., Yan J. (2014), *Copper Price Discovery on Comex, the LME and the SHFE, 2001–2013*, Universidad Carlos III de Madrid, „Working Paper Business Economic Series” (2), No. 4.
9. Fung H-G., Liu Q, Tse Y. (2010), *The Information Flow and Market Efficiency between the U.S. and Chinese Aluminium and Copper Futures Markets*, „Journal of Futures Markets”, Vol. 30, No. 12.
10. Hodgson G.M., Huang K. (2013), *Brakes on Chinese Development: Institutional Causes of a Growth Slowdown*, „Journal of Economic Issues”, Vol. 47, No. 3.

11. Hua R., Lu B., Chen B. (2010), *Price discovery process in copper markets: Is Shanghai futures market relevant?* „Review of Futures Markets”, Vol. 18, No. 3.
12. Hua R., Lu B., Chen B. (2007), *International linkages of the Chinese futures markets*, „Applied Financial Economics”, Vol. 17, No. 16.
13. Johansen S. (1991), *Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models*, „Econometrica”, Vol. 59, No. 6.
14. Johansen S. (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.
15. Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P., Shin Y. (1992), *Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root*, „Journal of Econometrics”, Vol. 54, No. 1–3.
16. Li X, Zhang B. (2009), *Price discovery for copper futures in informationally linked markets*, „Applied Economics Letters”, Vol. 16, No. 15.
17. Lien D., Yang L. (2008), *Hedging with Chinese metal futures*, „Global Finance Journal”, Vol. 19, No. 2.
18. Liu X., Cheng S., Wang S., Hong Y., Li Y. (2008), *An empirical study on information spillover effects between the Chinese copper futures market and spot market*, „Physica A”, No. 387.
19. Lütkepohl H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, Berlin.
20. Morrison W.M., Labonte M. (2013), *China's Currency Policy: An Analysis of the Economic Issues*. CRS Report for Congress, Congressional Research Service 7–5700.
21. Mou D. (2014), *Can China Gain Commodity Pricing Power by Developing Futures Markets?* „Journal of Chinese Economics”, Vol. 2, No. 1.
22. OECD Composite Leading Indicators, „Composite Leading Indicators: Reference Turning Points and Component Series”, www.oecd.org/std/cli, dostęp dnia 15.10.2015.
23. Rutledge R. W., Karim K., Wang R. (2013), *International Copper Futures Market Price Linkage and Information Transmission: Empirical Evidence from the Primary World Copper Markets*, „Journal of International Business Research”, Vol. 12, No. 1.
24. Smakowski T., Ney R., Galos K. (2014) (red.), *Bilans gospodarki surowcami mineralnymi Polski i świata 2012*, Państwowy Instytut Geologiczny, Warszawa.

25. Thomson M. (2011), *Base Metal Handbook*, Woodhead Publishing, Cambridge.
26. Tse Y. K., Tsui A. K. C. (2002), *A multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time-varying correlations*, „Journal of Business & Economic Statistics”, Vol. 20, No. 3.
27. Watkins C., McAleer M. (2004), *Econometric modelling of non-ferrous metals*, „Journal of Economic Surveys”, Vol. 18, No. 5.
28. Watkins C., McAleer M. (2006), *Pricing of non-ferrous metals futures on the London Metal Exchange*, „Applied Financial Economics”, Vol. 16, No. 12.
29. Yin L., Han L. (2013), *Exogenous Shocks and Information Transmission in Global Copper Futures Markets*, „Journal of Futures Markets”, Vol. 33, No. 8.
30. Yue L. H., Qiang J., Kai T. Y. (2016), *Determination of Renminbi Equilibrium Exchange Rate, Misalignment, and Official Intervention*, „Emerging Markets Finance & Trade”, Vol. 52, No. 2.
31. Zivot E., Andrews D. W. K. (1992), *Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis*, „Journal of Business & Economic Statistics”, Vol. 10, No. 3.

Streszczenie

Posługując się modelem VECM VCC-MGARCH oszacowanym na podstawie szeregów czasowych cen kontraktów terminowych na miedź o zapadalności od 1 do 6 miesięcy notowanych na SHFE w okresie styczeń 2006–grudzień 2014 roku (częstotliwość tygodniowa, pokazaliśmy, że ceny te posiadały wspólny wzorzec zmienności stochastycznej. Znajdowały się też w relacji równowagi długookresowej, od której w krótkim okresie odchodziły się symetrycznie. Historyczne zmiany cen kontraktów wpływały na ich bieżące ceny prócz kontraktu o jednomiesięcznej zapadalności. Odrzuciliśmy hipotezę głoszącą brak przyczynowości w rozumieniu Grangera dla większości par kontraktów. Po upadku holdingu Lehman Brothers Inc. we wrześniu 2008 roku raptownie i wydatnie okresowo zwiększyła się warunkowa zmienność tygodniowych stóp zwrotu z kontraktów, by później wrócić do poprzedniego poziomu. Odnotowaliśmy też nieznaczne okresowe spadki ich dużej współzależności mierzonej warunkowym współczynnikiem korelacji.

Słowa kluczowe

Gięda Kontraktów Terminowych w Szanghaju, kontrakty futures na miedź, VECM VCC-MGARCH, warunkowa zmienność i korelacja

Copper Price Discovery on the Shanghai Futures Exchange (Summary)

We estimated a VECM VCC-MGARCH on the weekly sampled series of copper futures with the maturities ranging from 1 to 6 months called on the Shanghai Futures Exchange in the period January 2006-December 2014 to find out that they are co-integrated and symmetrically revert to their long run equilibrium relation. We also revealed the existence of Granger causality running in both directions within almost all pairs of maturities. More interestingly, after the collapse of the Lehman Bros Holdings Inc. in September 2008 we observed an increased conditional volatility of the returns on copper futures as well as a slight decrease of their conditional correlations.

Keywords

Shanghai Futures Exchange, copper futures, VECM VCC-MGARCH, conditional volatility and correlation