

*Blanka Łęt\**

ZALEŻNOŚCI PRZYCZYNOWE W SENSIE GRANGERA  
POMIĘDZY KURSEM TERMINOWYM ROPY NAFTOWEJ  
A WARTOŚCIĄ DOLARA AMERYKAŃSKIEGO\*\*

**Z a r y s t r e ś c i.** Artykuł poświęcony został analizie zależności przyczynowych w sensie Grangera w średniej i wariancji pomiędzy kursem terminowym ropy naftowej a wartością dolara amerykańskiego w stosunku do koszyka walut światowych. Zastosowano procedurę testową Cheunga i Ng oraz Honga, która polega na badaniu współczynników korelacji pomiędzy szeregami w różnych odstępach czasowych. Test Honga przypisuje wyższe wagi korelacjom odpowiadającym odstępom niższego rzędu. Pozwala to uwzględnić istotny aspekt postarzania się napływających informacji, które kształtują reakcje inwestorów..

**S ł o w a k l u c z o w e:** ropa naftowa, przyczynowość w sensie Grangera, testowanie przyczynowości w średniej, testowanie przyczynowości w wariancji.

**K l a s y f i k a c j a J E L:** G15, Q47.

WSTĘP

Występująca w ostatnich latach duża niepewność na rynku ropy naftowej, stanowi istotną przesłankę, by poszukiwać metod, pozwalających w dobry sposób prognozować cenę tego surowca oraz jego zmienność w przyszłości. Wykrycie związków o charakterze przyczynowym w sensie Grangera pomiędzy ceną ropy naftowej a kursem określonych instrumentów finansowych może przyczynić się do poprawienia jakości prognoz, poprzez zmniejszenie wariancji błędu predykcji. Jest to szczególnie istotne z punktu widzenia świadomego inwestora z rynku surowców energetycznych, który biorąc pod uwagę wyznaczone prognozy zmienności, może w lepszy sposób konstruować strategię zabez-

\* Adres do korespondencji: Blanka Łęt, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, WIGE, al. Niepodległości 10, 61–875 Poznań, e-mail: [blanka.let@ue.poznan.pl](mailto:blanka.let@ue.poznan.pl).

\*\* Praca finansowana ze środków budżetowych na naukę w latach 2010–2013 jako projekt badawczy N N111 035139. Autorka pragnie podziękować prof. dr hab. Magdalenie Osińskiej za cenne uwagi i sugestie.

pieczające. Problemem, z jakim należy się zmierzyć, jest oczywiście kwestia doboru właściwych instrumentów finansowych, które poddane zostaną procedurze testowej, weryfikującej istnienie tego typu przyczynowości.

Istnieje bardzo wiele czynników, które wpływają na cenę ropy naftowej. Do czynników, które ją kształtują należy m.in. kurs dolara amerykańskiego (Schofield, 2007). Kluczowa rola tej waluty wynika z faktu, iż cena ropy na świecie denominowana jest w dolarach. Niska wartość dolara amerykańskiego może wpływać na wielkość podaży i popytu na ropę. Występowanie takich zależności potwierdzają wyniki badań Krichene (2006), które wskazują, że popyt na ropę naftową jest powiązany z kształtowaniem się efektywnego kursu dolara (NEER), informującego, o ile procent waluta ta osłabiła się bądź wzmocniła wobec walut innych państw uwzględnionych w koszyku kursu efektywnego.

Sytuacja na rynku natychmiastowym ropy naftowej ma wpływ na rynek terminowy. Transakcje terminowe, dla których instrumentem bazowym jest ropa naftowa mogą być zatem wykorzystane przez inwestorów jako zabezpieczenie przeciwko słabnięciu dolara.

Omówione zależności pomiędzy ceną ropy naftowej a wartością dolara amerykańskiego stanowią silny argument, przemawiający za tym, by poddać weryfikacji hipotezę o występowaniu zależności przyczynowych w sensie Grangera pomiędzy kursem terminowym ropy naftowej a wartością dolara amerykańskiego. Wnioski z przeprowadzonej analizy mogą być cenne, nie tylko dla inwestorów z rynku surowców energetycznych, lecz również dla inwestorów na rynku walutowym – w obu przypadkach wykrycie następstwa czasowego pomiędzy ropą i dolarem pozwoli na uzyskanie lepszych prognoz.

Celem naszego badania jest wykrycie zależności przyczynowych w sensie Grangera w średniej i wariancji pomiędzy kursem kontraktów futures na ropę naftową a wartością dolara. Jako punkt odniesienia do wartości dolara w stosunku do koszyka walut światowych wykorzystany został U.S. Dollar Index. W celu wykrycia zależności przyczynowych zastosowano procedurę testową zaproponowaną przez Honga (2001), będącą modyfikacją testu Cheunga i Ng (1996). Metoda ta polega na badaniu współczynników korelacji pomiędzy wcześniej przefiltrowanymi szeregami w różnych odstępach czasowych. Test Honga przypisuje wyższe wagi korelacjom odpowiadającym odstępom niższego rzędu. W tym celu wykorzystuje się różnego typu funkcje wagowe np. Bartletta, Daniella, Parzena, QS (Quadratic Spectral) lub Tukeya-Hanninga. Metoda Honga pozwala uwzględnić istotny aspekt postarzania się napływających informacji, kształtujących reakcje inwestorów. Z uwagi na ograniczoną stosowność testu Honga, testowanie zależności przyczynowych w sensie Grangera dla początkowych opóźnień przeprowadzone zostanie również przy użyciu testu Cheunga i Ng.

Podjęmowane zagadnienie rozpatrywane było dotychczas przez Sadorsky'ego (2000), który badał występowanie przyczynowości w sensie Grangera pomiędzy ceną terminową ropy naftowej a indeksem dolara amerykańskiego. Zhang i in. (2008) analizowali zależności w sensie Grangera w śred-

niej, wariancji i ryzyku pomiędzy ceną natychmiastową ropy naftowej a wartością kursu walutowego dolara amerykańskiego względem euro. Analiza przeprowadzona w niniejszej pracy stanowi zatem uzupełnienie badań przeprowadzonych przez powyższych autorów.

## 1. KONCEPCJA PRZYCZYNOWOŚCI W SENSIE GRANGERA

### 1.1. DEFINICJA G-PRZYCZYNY

Niech  $X_t$  i  $Y_t$  oznaczają stacjonarne procesy stochastyczne z czasem dyskretnym i niech  $\mathcal{F}_t = \{X_{t-j}, Y_{t-j}; j > 0\}$  oznacza zbiór wszystkich informacji dostępnych w chwili  $t$ , a  $\mathcal{F}_t \setminus Y_t$  podobny zbiór z wyłączeniem informacji na temat przeszłych wartości  $Y_t$ .  $Y_t$  jest G-przyczyną w średniej  $X_t$ , jeżeli

$$E\{X_t | \mathcal{F}_t \setminus Y_t\} \neq E\{X_t | \mathcal{F}_t\}, \quad (1)$$

Przyczynowość w średniej, określana jest również mianem przyczynowości systematycznej (Osińska, 2011a).

Cheung i Ng (1996) uzupełnili koncepcję przyczynowości Grangera, proponując testowanie przyczynowości w wariancji, którą zdefiniowali analogicznie do definicji G-przyczynowości w średniej.  $Y_t$  jest przyczyną w wariancji  $X_t$ , jeżeli:

$$E\{(X_t - \mu_{X_t})^2 | \mathcal{F}_t \setminus Y_t\} \neq E\{(X_t - \mu_{X_t})^2 | \mathcal{F}_t\}, \quad (2)$$

gdzie  $\mu_{X_t} = E(X_t | \mathcal{F}_t \setminus Y_t)$  jest warunkową wartością oczekiwaną  $X_t$ , przy założeniu zbioru informacji  $\mathcal{F}_t \setminus Y_t$ .

Przyczynowość w sensie Grangera w wariancji związana jest z przepływem informacji na rynkach finansowych. Z tego powodu określa się ją mianem przyczynowości informacyjnej (Osińska, 2011a). Inwestorzy, w reakcji na napływające informacje, podejmują decyzje, skutkujące ruchami kapitału finansowego pomiędzy rynkami (Osińska, 2008). W ten sposób zmienność jednego instrumentu finansowego może mieć wpływ na zmienność innych instrumentów.

### 1.2. TESTOWANIE ZALEŻNOŚCI PRZYCZYNOWYCH – TEST CHEUNGA I NG ORAZ TEST HONGA

Procedura testowa zaproponowana przez Cheunga i Ng (1996) i rozszerzona przez Honga (2001), składa się z kilku etapów. Rozważamy dwa szeregi czasowe logarytmicznych stóp zwrotu z badanych instrumentów finansowych, które można przedstawić w postaci dekompozycji:

$$X_t = \mu_{x,t} + \sqrt{h_{X_t}} v_t, \quad (3)$$

$$Y_t = \mu_{y,t} + \sqrt{h_{Y_t}} \zeta_t, \quad (4)$$

gdzie  $\mu_{X_t}$  i  $\mu_{Y_t}$  oznaczają warunkowe wartości oczekiwane w chwili  $t$ , które mogą być wyznaczone np. za pomocą modelu autoregresyjnego AR(1) postaci:

$$X_t = a_{X,0} + a_{X,1}X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

$$Y_t = a_{Y,0} + a_{Y,1}Y_{t-1} + \xi_t, \quad (6)$$

gdzie  $-1 < a_{.,1} < 1$ .

Założmy, że warunkowe wariancje  $h_{X_t}, h_{Y_t}$  mają reprezentację GARCH( $p, q$ ) Bollersleva (1986):

$$h_{X_t} = \omega_X + \sum_{i=1}^q \alpha_{X,i} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_{X,j} h_{X_{t-j}}, \quad (7)$$

$$h_{Y_t} = \omega_Y + \sum_{i=1}^q \alpha_{Y,i} \xi_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_{Y,j} h_{Y_{t-j}}, \quad (8)$$

gdzie  $\varepsilon_t = \sqrt{h_{X_t}} v_t$ ,  $\xi_t = \sqrt{h_{Y_t}} \zeta_t$ ,  $\omega > 0$ ,  $\alpha_{.,i} \geq 0$ ,  $\beta_{.,j} \geq 0$ ,  $\sum_{i=1}^q \alpha_{.,i} + \sum_{j=1}^p \beta_{.,j} < 1$ . W sytuacji, gdy  $i=1, q, i+j=1, p, j=1$  otrzymujemy model IGARCH( $p, q$ ) (Engle, Bollerslev, 1986).

Niech  $U_t, V_t$  oznaczają kwadraty standaryzowanych reszt:

$$U_t = \frac{(X_t - \mu_{X_t})^2}{h_{X_t}} = v_t^2, \quad (9)$$

$$V_t = \frac{(Y_t - \mu_{Y_t})^2}{h_{Y_t}} = \zeta_t^2. \quad (10)$$

Niech ponadto:

$$\rho(j) = \frac{E(U_{t-j} V_t)}{\sqrt{E(U_t^2) E(V_t^2)}}, \quad j = 0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad (11)$$

Omawiane testy bazują oczywiście na estymatorach współczynnika korelacji, tj.  $r(j) = \hat{\rho}(j)$ .

Rozpatrujemy następujące hipotezy:

- $H_0: \rho(j) = 0$  dla  $j > 0$ , ( $X_t$  nie jest G-przyczyną w wariancji  $Y_t$ ).
- $H_0: \rho(j) = 0$  dla  $j < 0$ , ( $Y_t$  nie jest G-przyczyną w wariancji  $X_t$ ).

Statystyka testowa testu Cheunga i Ng (1996) ma rozkład  $\chi^2(M)$  i wyraża się wzorem:

$$CHN = T \sum_{j=1}^M r^2(j). \quad (12)$$

Hong (2001) zaproponował, by przekształcić statystykę testową (12), przypisując wyższe wagi korelacjom odpowiadającym odstępom niższego rzędu. W tym celu wykorzystuje się różnego typu funkcje wagowe. Metoda Honga pozwala uwzględnić istotny aspekt postarzania się napływających informacji, kształtujących reakcje inwestorów. Statystyka testu ma wówczas postać:

$$Q1 = \frac{T \sum_{j=1}^{T-1} k^2 \left( \frac{j}{M+1} \right) r^2(j) - C(k)}{\sqrt{2D(k)}}, \quad (13)$$

gdzie  $T$  oznacza liczebność próby, a wartości  $C(k)$  i  $D(k)$  wyznaczone są jako:

$$C(k) = \sum_{j=1}^{T-1} \left(1 - \frac{j}{T}\right) k^2 \left(\frac{j}{M+1}\right), \quad (14)$$

$$D(k) = \sum_{j=1}^{T-1} \left(1 - \frac{j}{T}\right) \left(1 - \frac{j+1}{T}\right) k^4 \left(\frac{j}{M+1}\right). \quad (15)$$

Statystyka  $Q_1$  jest zbieżna do rozkładu normalnego standaryzowanego, jeżeli  $M$  dąży do nieskończoności.

Ponadto, powyższe testy można z powodzeniem zastosować do weryfikacji hipotezy o braku przyczynowości w średniej biorąc pod uwagę korelacje wyznaczane pomiędzy  $\sqrt{U_t} = \varepsilon_t$  i  $\sqrt{V_t} = \zeta_t$  (Hong, 2001).

Funkcja  $k(z)$ , stosowana w rozpatrywanej procedurze testowej może być zdefiniowana na różne sposoby. Do często wykorzystywanych funkcji wagowych należy funkcja Bartletta, która zakłada, że starzenie się informacji przebiega w sposób liniowy:

$$k(z) = \begin{cases} 1 - |z|, & |z| < 1 \\ 0, & |z| \geq 1 \end{cases} \quad (16)$$

## 2. PRZEDMIOT BADANIA

Celem badania jest zweryfikowanie, czy występują zależności przyczynowe pomiędzy ceną ropy naftowej a wartością dolara amerykańskiego. Koniecznym staje się, by odwoływać się do instrumentów finansowych, które najlepiej odzwierciedlają te wielkości.

Duża różnorodność w dostępnych na rynku typów ropy naftowej przyczyniła się do publikowania od 1980 roku cen tzw. benchmarków ropy, które stanowią punkt odniesienia dla producentów i konsumentów. Do najważniejszych benchmarków ropy na świecie należy m.in. ropa West Texas Intermediate. Jest to globalny benchmark pochodzenia amerykańskiego, ceniony ze względu na pożądane wartości kluczowych dla ropy naftowej parametrów: ropa WTI jest słodka (zawartość siarki poniżej 0,24%<sup>3</sup>) i lekka (39,6° API<sup>4</sup>). Stanowi instrument bazowy dla kontraktów futures na amerykańskiej giełdzie NYMEX. Jeden kontrakt opiewa na 1000 baryłek ropy (1 baryłka  $\approx$  159 litrów). Warto zaznaczyć, że ten wprowadzony do obrotu w marcu 1983 r. instrument finansowy, jest jednym z najaktywniej wykorzystywanych kontraktów na rynku surowców energetycznych. Ponadto, wyniki badań (Gürcan, 1998) wskazują, że kurs terminowy kontraktu na ropę WTI jest nieobciążonym predyktorem przyszłego

<sup>3</sup> Wysoka zawartość siarki w ropie naftowej nie jest pożądana. Ze względu na zawartość siarki wyróżnić można dwa rodzaje ropy: słodką, która zawiera niewielką ilość siarki (nie więcej niż 0,5%) oraz kwaśną o zawartości siarki powyżej 0,5%.

<sup>4</sup> Jedną z istotniejszych charakterystyk ropy jest gęstość w skali API (American Petroleum Institute), zdefiniowana następująco:  $^{\circ}API = \frac{141,5}{gw} - 131,5$ ,

gdzie  $gw$  – gęstość względna, stosunek gęstości ropy do gęstości wody w temp. 60 °F (15,6 °C). Lekka ropa, z której można uzyskać większą ilość bardziej wartościowych produktów w procesie przeróbki rafinerijnej, jest bardziej wartościowa niż ciężka.

kursu natychmiastowego. Z tego powodu w naszym badaniu koncentrujemy się na zależnościach przyczynowych w sensie Grangera w odniesieniu do kursu terminowego.

Jako punkt odniesienia do bieżącej wartości dolara amerykańskiego wybrany został U.S. Dollar Index, obliczany jako ważona średnia geometryczna kursu dolara w odniesieniu do następujących walut (ICE Futures U.S., 2012):

- Euro (EUR) – 57,6%,
- Jena (JPY) – 13,6%,
- Funta brytyjskiego (GBP) – 11,9%,
- Dolara kanadyjskiego (CAD) – 9,1%,
- Korony Szwedzkiej (SEK) – 4,2%,
- Franka Szwajcarskiego (CHF) – 3,6%.

Oprócz kursu natychmiastowego wspomnianego indeksu, w badaniu uwzględniono również kurs terminowy, który odzwierciedla przewidywania uczestników rynku finansowego, co do kształtowania się wartości dolara amerykańskiego w przyszłości.

Podsumowując, w badaniu wykorzystano dzienne procentowe zwroty logarytmiczne wyznaczone dla następujących instrumentów finansowych:

- U.S. Dollar Index (ozn. DX\_S),
- kontrakt futures na U.S. Dollar Index (ozn. DX\_F),
- kontrakt futures na ropę naftową WTI (West Texas Intermediate) (ozn. CL).

Badanie przeprowadzono dla danych<sup>5</sup> z okresu od 2.02.2001 r. do 21.06.2011 r. Tabela 1 przedstawia najważniejsze statystyki opisowe rozpatrywanych szeregów. Średni dzienny zwrot z indeksu dolara oraz kontraktu na ten indeks jest bliski zeru i ujemny, natomiast dla kontraktu na ropę naftową WTI średni zwrot jest dodatni. Zwraca uwagę relatywnie wysokie odchylenie standardowe oraz kurtoza szeregu CL w porównaniu z pozostałymi walorami. Rozkłady CL i DX\_S nie są w pełni symetryczne, ale współczynnik skośności nie jest co do wartości bezwzględnej bardzo wysoki. Natomiast rozkład szeregu DX\_F jest bliski symetrycznemu.

Tabela 1. Statystyki opisowe i wyniki testów autokorelacji dla szeregów CL, DX\_S, DX\_F w okresie 2.02.2001–21.06.2011 (2451 obserwacji)

Szereg czasowy	Min	Średnia	Max	Odchylenie standardowe	Skośność	Kurtoza nadwyżkowa
CL	-16,3630	0,0466	14,5630	2,4906	-0,2976	3,3152
DX_S	-2,1605	-0,0099	4,5766	0,5572	0,2745	2,6897
DX_F	-3,0478	-0,0155	2,9160	0,5763	0,0277	1,3260

Źródło: obliczenia własne.

<sup>5</sup> Wykorzystano dane pochodzące z serwisu [www.tickdatamarket.com](http://www.tickdatamarket.com).

### 3. ANALIZA EMPIRYCZNA

Procedura testowa zaproponowana przez Honga (2001) wymaga dopasowania modelu dla średnich i wariancji warunkowych. Do badanych szeregów czasowych dopasowano modele z rodziny GARCH z rozkładem *t*-Studenta. Wyniki estymacji zostały zamieszczone w tabeli 2. Testy przyczynowości, stosowane w dalszej części badania, są wrażliwe na niską liczbę stopni swobody. Rozpatrywane szeregi charakteryzowały się liczbą stopni swobody większą niż 9<sup>6</sup>. Niemniej ważną kwestią jest model zmienności stosowany do opisu dynamiki badanych instrumentów. Do szeregu zwrotów z kontraktu na ropę naftową dopasowano model GARCH. Dla indeksu dolara i kontraktu na ten indeks najlepszym okazał się model IGARCH, który znajduje się w klasie dopuszczalnych modeli zmienności z punktu widzenia stosowanych testów (Hong, 2001).

Tabela 2. Wyniki estymacji parametrów modeli dla CL, DX\_S oraz DX\_F

Szereg czasowy i model	CL: AR(1)-GARCH(1,1)					
Parametr	$a_0$	$a_1$	$\omega$	$\alpha_1$	$\beta_1$	DF
Oszacowanie parametru	0,1013 (0,0404)	-0,0639 (0,01945)	0,0746 (0,0245)	0,0397 (0,007)	0,9467 (0,0094)	9,2839 (1,8360)
Testy autokorelacji	j	5	10	20	50	
$Q(j)$		2,6165	15,7500	30,7754*	62,4040	
$Q^2(j)$		1,9036	2,0438	13,9102	39,0179	
Szereg czasowy i model	DX_S: IGARCH(1,2)					
Parametr	$a_0$	$\omega$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\beta_1$	DF
Oszacowanie parametru	-0,0182 (0,0099)	0,0006 (0,0003)	-	0,0408 (0,0061)	0,9592	19,0341 (6,3534)
Testy autokorelacji	j	5	10	20	50	
$Q(j)$		3,8050	6,9277	17,3789	37,2228	
$Q^2(j)$		4,6571	13,8288	19,3557	34,3922	
Szereg czasowy i model	DX_F: AR(1)-IGARCH(1,1)					
Parametr	$a_0$	$a_1$	$\omega$	$\alpha_1$	$\beta_1$	DF
Oszacowanie parametru	-0,0245 (0,0099)	-0,0399 (0,0195)	0,0006 (0,0003)	0,0349 (0,0055)	0,9651	13,0675 (3,0585)
Testy autokorelacji	j	5	10	20	50	
$Q(j)$		2,5394	6,7854	15,1616	41,2531	
$Q^2(j)$		6,0149	15,3872	21,9607	43,6549	

Błędy standardowe podano w nawiasach. Statystyki testowe  $Q(j)$  i  $Q^2(j)$  obliczone zostały na potrzeby testów Boxa-Pierce'a dla reszt standaryzowanych i ich kwadratów. Gwiazdką wyróżniono wyniki, wskazujące na odrzucenie hipotezy o braku autokorelacji w szeregach reszt standaryzowanych (lub ich kwadratów). DF oznacza liczbę stopni swobody w rozkładzie *t*-Studenta.

Źródło: obliczenia własne.

<sup>6</sup> Procedura testowa zaproponowana przez Honga (2001) wymaga, by dla danych o rozkładzie *t*-Studenta liczba stopni swobody wynosiła przynajmniej 8. Więcej informacji na temat mocy testów dla danych z różnych rozkładów można znaleźć w pracy Osińskiej (2008).



Reszty standaryzowane wykorzystano w kolejnym etapie procedury testowej w celu wykrycia zależności przyczynowych w sensie Grangera w średniej i w wariancji. Dla każdej pary instrumentów przeprowadzone zostały testy przyczynowości w dwóch kierunkach. Uzyskano wnioski na temat wzajemnej użyteczności wykorzystania informacji na temat kształtowania się kursu jednego instrumentu w procesie predykcji drugiego.

Rozpatrywane przez nas szerokie spektrum wartości parametru  $M$  pozwala uwzględnić wpływ informacji odpowiadających różnym horyzontom czasowym. Począwszy od informacji z poprzedniego dnia ( $M = 1$ ), tygodnia ( $M = 5$ ) i z okresu bliskiego miesiącowi giełdowemu ( $M = 20$ ), aż do wartości  $M = 200$  (niemal roczne opóźnienie). W zależności od wartości tego parametru bierzemy pod uwagę wskazania innych testów. W przypadku danych dziennych dla opóźnień do dwóch tygodni włącznie zaleca się, by brać pod uwagę wyniki testu Cheunga i Ng, natomiast dla dalszych odstępów czasowych – test Honga z wybraną funkcją wagową (Osińska, 2008).

Wyniki testowania zależności przyczynowych w średniej i wariancji zamieszczono w tabeli 3. W pierwszej kolejności zajęliśmy się oceną wartości prognostycznej wartości dolara amerykańskiego, mierzonej przez U.S. Dollar Index i kursu terminowego ropy naftowej. Zgodnie ze wskazaniami testów nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o braku przyczynowości w sensie Grangera w średniej pomiędzy tą parą instrumentów.

Wyniki uzyskane w przypadku badania zależności przyczynowych w średniej dla kursów terminowych ropy i indeksu dolara, częściowo pokrywają się z wcześniejszymi rezultatami. Przeprowadzone testy przyczynowości w większości przypadków sugerują brak wpływu informacji o zwrotach z kontraktu na indeks wartości dolara na jakość prognoz kursu terminowego ropy naftowej. Wyniki testu Cheunga i Ng dla opóźnienia  $M = 5$  wskazują (na poziomie istotności 10%), że przyczynowość w sensie Grangera w średniej występuje. Dla zależności w przeciwnym kierunku, jedynie wyniki testu Cheunga i Ng na poziomie istotności 10% dla parametru  $M = 1$  wskazują, że kurs terminowy ropy naftowej jest przyczyną w sensie Grangera w średniej dla kursu terminowego U.S. Dollar Index.

Podsumowując wyniki testowania zależności przyczynowych w średniej częściowo potwierdza się teza, że w przypadku szeregów zwrotów dla instrumentów finansowych, zazwyczaj nie występuje przyczynowość systematyczna w sensie Grangera (Osińska, 2011b), która pozwalałaby na poprawienie jakości prognoz zwrotów jednego instrumentu z wykorzystaniem drugiego.

Wyniki testów przyczynowości w zakresie zmienności potwierdzają szczególny charakter finansowych szeregów czasowych, dla których zmienność ma większe, niż poziom, znaczenie praktyczne (Osińska, 2008).

Test dla niskich wartości parametru  $M$  dla pary  $DX\_S - CL$  (test Cheunga i Ng dla opóźnień od tygodnia do dwóch oraz test Honga dla  $M = 20$ ), wskazuje, że wartość dolara amerykańskiego jest przyczyną w sensie Grangera dla



zmienności kursu terminowego ropy naftowej. Ponadto, na poziomie istotności 10%, stwierdzamy, że również w drugim kierunku przyczynowość w wariancji występuje dla początkowych opóźnień.

Tabela 3. Wyniki testów przyczynowości dla danych z okresu 2.02.2001–21.06.2011

$H_0$	DX_S nie jest przyczyną w sensie Grangera w średniej dla CL						
$M$	1	5	10	20	50	100	200
Wartość statystyki testowej	1,1866	8,2367	9,7833	-0,0072	0,2809	0,5599	0,8904
$H_0$	CL nie jest przyczyną w sensie Grangera w średniej dla DX_S						
$M$	1	5	10	20	50	100	200
Wartość statystyki testowej	2,2987	6,5403	13,0600	0,6739	0,7709	0,4456	0,1372
$H_0$	DX_F nie jest przyczyną w sensie Grangera w średniej dla CL						
$M$	1	5	10	20	50	100	200
Wartość statystyki testowej	1,6189	9,9688*	12,4396	0,4626	0,5252	0,9079	1,1436
$H_0$	CL nie jest przyczyną w sensie Grangera w średniej dla DX_F						
$M$	1	5	10	20	50	100	200
Wartość statystyki testowej	3,2784*	8,8933	15,6118	1,2159	1,1325	0,6160	0,3404
$H_0$	DX_S nie jest przyczyną w sensie Grangera w wariancji dla CL						
$M$	1	5	10	20	50	100	200
Wartość statystyki testowej	0,3696	12,0668**	21,6613**	1,4650*	0,9830	0,8478	0,4891
$H_0$	CL nie jest przyczyną w sensie Grangera w wariancji dla DX_S						
$M$	1	5	10	20	50	100	200
Wartość statystyki testowej	3,2220*	7,2007	15,9986*	1,0204	0,4410	0,0552	-0,0810
$H_0$	DX_F nie jest przyczyną w sensie Grangera w wariancji dla CL						
$M$	1	5	10	20	50	100	200
Wartość statystyki testowej	1,2390	19,5113**	49,4605**	5,3313**	6,2471**	5,6757**	4,6464**
$H_0$	CL nie jest przyczyną w sensie Grangera w wariancji dla DX_F						
$M$	1	5	10	20	50	100	200
Wartość statystyki testowej	7,8048**	8,2351	18,1621**	1,8501**	0,8381	0,1350	-0,5007

Dla opóźnień od  $M = 1$  do  $M = 10$  zastosowano test Cheunga i Ng, dla opóźnień od  $M = 20$  do  $M = 200$  test Honga z wagami z funkcji Bartletta. Przypadki, dla których odrzucono hipotezę zerową na poziomie istotności 10% i 5% zostały wyróżnione symbolami \* i \*\*.

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki badania wskazują na występowanie silnych, dwukierunkowych zależności przyczynowych w sensie Grangera w zakresie zmienności pomiędzy kursami terminowymi ropy naftowej i U.S. Dollar Index. Jak zaznacza Osińska (2008), istotą testowania zależności przyczynowych jest poznanie kierunku wzajemnych relacji na rynkach finansowych oraz czasu niezbędnego do wywołania reakcji w celu przewidywania zmian, zwłaszcza niekorzystnych. Wyniki uzyskane dla pary DX\_F – CL są szczególnie interesujące, z uwagi na wystę-

powanie pewnego rodzaju asymetrii czasowej w zakresie tempa badanej reakcji przyczynowej w sensie Grangera. Jak się okazuje, zmienność na rynku terminowym indeksu dolara poprzedza zmienność kontraktu futures na ropę naftową WTI, przy czym dopiero informacje z okresu min. tygodnia są wystarczające do lepszego przewidywania niepewności na rynku ropy. Przyczynowość w wariancji w przeciwnym kierunku, tj.  $CL \rightarrow DX\_F$ , występuje znacznie szybciej, bo już po jednym dniu. Wyniki te uzupełniają badanie pomiędzy tą parą instrumentów w średniej o wniosek, że informacje na temat zmienności kursu terminowego ropy naftowej z okresu od jednego dnia aż do niemal miesiąca mogą być użyteczne w prognozowaniu zmienności kontraktu na indeks wartości dolara amerykańskiego.

#### PODSUMOWANIE

W artykule przedstawiono wyniki badań, mających na celu wykrycie zależności przyczynowych w sensie Grangera w średniej i wariancji pomiędzy kursem kontraktów futures na ropę naftową a wartością dolara amerykańskiego. Jako punkt odniesienia dla wartości dolara w stosunku do koszyka walut światowych wykorzystany został U.S. Dollar Index. Zastosowano procedurę testową zaproponowaną przez Cheunga i Ng (1996) oraz jej modyfikację, zaproponowaną przez Honga (2001). Zastosowanie metody Honga podyktowane było tym, że pozwala ona uwzględnić istotny aspekt postarzania się napływających informacji, kształtujących reakcje inwestorów.

Przedstawione wyniki testów wskazują na występowanie przyczynowości w zakresie zmienności pomiędzy badanymi instrumentami. Szczególnie silne, dwukierunkowe zależności w wariancji wykryto pomiędzy kursami terminowymi ropy naftowej i U.S. Dollar Index. Jest to istotna informacja z punktu widzenia uczestników rynku, inwestujących na rynku ropy naftowej, czy też inwestorów, przeprowadzających transakcje walutowe. Wiedza na temat tego typu zależności może przyczynić się do uzyskania lepszych prognoz zmienności, zarówno na rynku ropy naftowej, jak i walutowym.

Niewątpliwie, przeprowadzone analizy nie wyczerpują w całości rozpatrywanego przez nas zagadnienia. Po pierwsze, badanie nad zależnościami przyczynowymi w sensie Grangera w średniej i wariancji pomiędzy kursem terminowym ropy naftowej a kursem (natychmiastowym i terminowym) U.S. Dollar Index warto rozszerzyć, uwzględniając możliwość występowania przyczynowości w sensie Grangera w ryzyku, zdefiniowanej przez Honga i in. (2009). Ponadto, cennym uzupełnieniem przeprowadzonego badania byłaby analiza przeprowadzona w odniesieniu do danych o wysokiej częstotliwości.

## LITERATURA

- Bollerslev T. (1986), *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*, „Journal of Econometrics”, 31, 307–327.
- Cheung Y.-W., Ng L.K. (1996), *A Causality-in-Variance Test and its Application to Financial Market Prices*, „Journal of Econometrics”, 72, 33–48.
- Engle R.F., Bollerslev T. (1986), *Modeling the Persistence of Conditional Variances*, „Econometric Reviews”, 5, 1–50.
- Granger, C.W.J. (1969), *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods*, „Econometrica”, 37, 424–438.
- Granger, C.W.J. (1980), *Testing for Causality: A Personal View*, „Journal of Economic Dynamics and Control”, 2, 329–352.
- Gürcan, G. S. (1998), *Efficiency in the Crude Oil Futures Market*, „Journal of Energy Finance and Development”, 3, 13–21.
- Hong Y. (2001), *A Test for Volatility Spillover with Application to Exchange Rates*, „Journal of Econometrics”, 103, 183–224.
- Hong Y., Liu Y., Wang S. (2009), *Granger Causality in Risk and Detection of Extreme Risk Spillover between Financial Markets*, „Journal of Econometrics”, 150, 271–287.
- ICE Futures U.S. (2012), *The ICE U.S. Dollar Index<sup>®</sup> and US Dollar Index Futures Contracts*, [https://www.theice.com/publicdocs/futures\\_us/ICE\\_Dollar\\_Index\\_FAQ.pdf](https://www.theice.com/publicdocs/futures_us/ICE_Dollar_Index_FAQ.pdf) (7.03.2013).
- Krichene N. (2006), *World Crude Oil Markets: Monetary Policy and the Recent Oil Shock*, IMF Working Paper 06/62, <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2006/wp0662.pdf> (10.09.2011).
- Osińska M. (2008), *Ekonometryczna analiza zależności przyczynowych*, Wyd. Naukowe UMK, Toruń.
- Osińska M. (2011a), *On the Interpretation of Causality in Granger's Sense*, „Dynamic Econometric Models”, 11, 129–139.
- Osińska M. (2011b), *Metody opisu i analizy zależności przyczynowych w ekonomii*, Wykład w ramach odczytów wydziałowych Wydziału Matematyki i Informatyki Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza w Poznaniu, 14 października 2011 r.
- Schofield N.C. (2007), *Commodity Derivatives Markets and Applications*, John Wiley & Sons Ltd.

## THE GRANGER CAUSALITY ANALYSIS OF CRUDE OIL FUTURES PRICE AND U.S. DOLLAR VALUE

The paper presents the results of causality-in-mean and causality-in-variance tests among crude oil futures price and U.S. Dollar Index. The testing procedure introduced by Cheung and Ng and Hong is applied. Cheung and Ng proposed to examine correlation coefficients between lagged values of the time series. Hong proposed to use a flexible weighting scheme for the sample cross-correlation at each lag. It allows to take into account the important aspect of aging of the incoming information.

**K e y w o r d s:** crude oil, Granger causality, causality-in-mean test, causality-in-variance test