

## POWIĄZANIA MIĘDZY CENAMI ROPY A CENAMI PSZENICY W POLSCE

*Mariusz Hamulczuk\*, Cezary Klimkowski\*\**

\*Katedra Ekonomiki Rolnictwa i Międzynarodowych Stosunków Gospodarczych  
Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie  
Kierownik: prof. dr hab. Henryk Manteuffel

\*\*Samodzielna Pracownia Zastosowań Matematyki w Ekonomice Rolnictwa  
Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy  
Kierownik: prof. dr hab. Włodzimierz Rembisz

Słowa kluczowe: ceny pszenicy, ceny ropy, analiza szeregów czasowych, biopaliwa  
*Key words: wheat prices, crude oil prices, time series analysis, biofuels*

S y n o p s i s. Ceny surowców rolnych stanowią najważniejszy parametr podejmowania decyzji gospodarczych przez producentów rolnych, ponieważ bezpośrednio wpływają na dochody przez nich uzyskiwane. Stąd ważne jest poznawanie uwarunkowań ich zmienności. Wśród czynników, które wpływają na ceny zbóż coraz częściej wskazuje się na ceny ropy naftowej. Celem opracowania jest ocena powiązań między cenami ropy na rynkach światowych a cenami pszenicy w Polsce. Uzyskane wyniki potwierdziły opinie, że istnieje znaczny wpływ cen ropy na ceny pszenicy, przy tym charakter i siła tych związków ulega zmianom w czasie.

### WSTĘP

Ekonomia, podobnie jak większość pozostałych nauk społecznych, podlega pewnym trendom – nie inaczej jest w przypadku ekonomiki rolnictwa. Owe trendy badań kreowane są przez zdarzenia zachodzące w gospodarce i wynikają z potrzeby wytłumaczenia mechanizmu zjawisk tam zachodzących. Na początku poprzedniej dekady w polskiej literaturze zauważyć się dało wyraźny wzrost zainteresowania integracją gospodarczą w ramach Unii Europejskiej. W ostatnich latach popularność zdobyły badania nad rozwojem zrównoważonym. W literaturze światowej publikuje się zaś obecnie coraz więcej prac poświęconych zagadnieniu ruchów cen na rynku surowców rolnych i energetycznych, w tym przede wszystkim ropy naftowej. Jest to wynik niespotykanych w poprzednich latach wahań cen na tych rynkach oraz ich znaczenia dla gospodarki. Ponieważ problem wysokich cen artykułów rolnych i ropy dotyczy również Polski, w artykule podjęto zagadnienie zmienności cen pszenicy i ropy oraz mechanizmów ich powiązań w warunkach Polski. Celem opracowania jest przedstawienie teoretycznych i ekonomicznych uwarunkowań powiązania cen na tych rynkach oraz empiryczna ocena wpływu zmian cen ropy na rynkach światowych na ceny pszenicy w Polsce.

## CENY SUROWCÓW JAKO PROBLEM EKONOMICZNY

Opracowanie obejmuje dwa niezwykle istotne i powiązane ze sobą problemy ekonomiczne. Pierwszy z nich dotyczy długookresowego trendu cen artykułów rolnych, drugi zaś obejmuje zagadnienie zależności pomiędzy cenami surowców rolnych a cenami surowców energetycznych.

Problem długookresowego trendu cen artykułów rolnych, jak również surowców naturalnych, nurtuje ekonomistów od bardzo dawna. Jak stwierdza Marian Radetzki [2010], w historii ekonomii zauważyć można dwa przeciwstawne poglądy teoretyczne. Pierwszy, wywodzący się z klasycznej ekonomii Adama Smitha, Davida Ricardo i Stuarta Milla głosi, że ograniczona podaż ziemi i surowców energetycznych przy stale rozwijającej się gospodarce, a więc rosnącym popycie na surowce, musi doprowadzić w długim okresie do wzrostu cen. Drugi, bazujący na racjonalizowaniu obserwacji empirycznych, zawarty najpełniej w tezie Prebisha-Singera, wskazuje na odwrotny proces. Dochodowa elastyczność popytu na dobra przetworzone jest wyższa niż na surowce, co przy wzroście gospodarczym stawia rolników w niekorzystnej sytuacji. Istotny jest również inny czynnik. Zapoczątkowany w połowie XIX wieku spadek kosztów transportu stanowiących wyższy odsetek ceny surowców niż dóbr przetworzonych sprawił, że ceny surowców w XX wieku malały szybciej [Radetzki 2010]<sup>1</sup>.

Obecny wzrost cen surowców nie przeczy drugiemu z przedstawionych poglądów. Bowiem rynek surowców zawsze był narażony na wyższe wahania cen, co jest konsekwencją uzależnienia od warunków naturalnych, katastrof (szoki podażowe), a dodatkowo elastyczność cenowa surowców jest znacząco niższa niż elastyczność cenowa dóbr przetworzonych [Radetzki 2010]. Stosunkowo rzadko w literaturze stawiana jest teza o wyjątkowości ostatnich wahań cen na rynkach rolnych, tak jak twierdzą Scott Irwin i Darrel Good [2009]. Przeciwnie, zauważa się, że wzrost cen w latach 2006-2008 wyrażony w wartościach realnych był niższy od tego obserwowanego po roku 1973 [FAO 2008].

Jedynym czynnikiem, który należy uznać za nowy w stosunku do wahań cen surowców dotychczas obserwowanych, jest wpływ rynku finansowego. W wyniku zapoczątkowanej w latach 80. XX wieku liberalizacji handlu oraz spadku kosztów transportu doszło do globalizacji rynku surowców rolnych. W konsekwencji wzrosło zainteresowanie działaniem rynków terminowych oferujących kontrakty na surowce rolne. Dotyczy to w szczególności kapitału spekulacyjnego, gdyż kontrakty terminowe na żywność przynoszą szczególnie duże zyski w okresach recesji [Gorton, Rouwenhorst 2005]. Badania przeprowadzone przez Bryce'a Cooke'a i Miguela Roblesa [2009] na szeregach czasowych cen światowych kukurydzy, pszenicy, ryżu i soi wskazały, że spośród różnych ewentualnych czynników wzrostów cen<sup>2</sup> pomiędzy 2006 a 2008 rokiem, to właśnie wzmożona działalność spekulacyjna na rynkach finansowych była jedyną istotną przyczyną (w sensie Grangera) obserwowanego wzrostu cen. Nie można jednak stwierdzić jednoznaczności tych wyników,

<sup>1</sup> Koszt transportu tony pszenicy z Nowego Jorku do Liverpoolu w cenach stałych w USD z 1910 r. wynosił w kolejnych latach: 1825 – 55,1, 1857 – 15,7, 1880 – 8,6, 1910 – 3,5. Druga faza obniżania kosztów transportu nastąpiła po kryzysie sueskim w latach 50. XX wieku, gdy dokonano inwestycji infrastrukturalnych w portach, przystosowujących je do obsługi największych masowców, które do tej pory były używane względnie rzadko. W 1960 r. nie istniały masowce o nośności ponad 100 000 DWT, podczas gdy w 1988 r. transportowano takimi lub większymi statkami 70% rud żelaza i 40% węgla [Radetzki 2010].

<sup>2</sup> Do czynników tych zaliczono wzrost popytu światowego, wzrost zużycia na biodiesel i etanol, zwiększoną aktywność na rynkach finansowych, czynniki strony podażowej (wzrost kosztów czynników produkcji), niski poziom inwestycji w B+R w rolnictwie, bariery w handlu i dewaluację dolara.

gdyż aktualizacja szeregów czasowych o spadek cen artykułów rolnych z lat 2008-2009 sprawia, że tezę o spekulacyjnych przyczynach wzrostu cen należy odrzucić.

Problem powiązań cen surowców rolnych z cenami surowców energetycznych lub – po zawężeniu zagadnienia – z cenami ropy jest jeszcze bardziej niejednoznaczny. Tradycyjnie ceny artykułów rolnych i energii uważało się za nisko lub nawet negatywnie skorelowane [Hertel, Beckman 2011]. Według badań Wallace'a Tynera [2009] korelacja cen kukurydzy i ropy w latach 1988-2005 w USA wyniosła  $-0,26$ . Obserwowano jedynie wyraźne powiązania cen surowców energetycznych ze stroną kosztową produkcji rolnej. Sytuacja uległa jednak zmianie wraz z rozwojem rynku biopaliw. Przeznaczenie części upraw rolnych na potrzeby rynku energetycznego spowodowało powiązanie cen wybranych artykułów rolnych z cenami ropy, choć siła i natura tego powiązania wciąż nie jest jasna.

Krajem, który jako pierwszy rozwinął produkcję surowców rolnych z przeznaczeniem na energię, jest Brazylia. Rozwój rynku etanolu w Brazylii rozpoczął się w okresie kryzysu paliwowego w 1973 roku, gdy wzrostowi cen ropy towarzyszyły niskie ceny trzciny cukrowej. Rząd silnie wspierał podaż i popyt na paliwo wytwarzane w Brazylii. Z pomocą przyszła technologia, w tym wprowadzenie w 2003 r. silnika technologii FFV, który mógł korzystać z paliwa BIO85, zawierającego od 70 do 85% etanolu. Do końca 2005 r. 70% nowych samochodów sprzedawanych w Brazylii korzystało z tej technologii. Powstała tam duża liczba fabryk produkujących etanol z trzciny cukrowej, które dodatkowo bez problemów mogą przestawić produkcję na cukier w zależności od warunków cenowych na rynku. Nie powinno więc dziwić, że na podstawie danych z Brazylii dowiedziono istnienia łańcucha zależności, idącego od cen ropy poprzez ceny etanolu do cen cukru. Poziom cen ropy wpływa w Brazylii na ceny i zmienność cen etanolu. Wzrost zmienności cen ropy wpływa na wzrost zmienności cen etanolu. Ceny etanolu wpływają na średnie ceny cukru i pośrednio na ich zmienność [Serra, Zilberman 2009].

Obecnie rynek biopaliw rozwinął się także w USA (etanol produkowany najczęściej z kukurydzy), krajach Unii Europejskiej (biodiesel przede wszystkim z rzepaku), Kanadzie, Japonii i wielu innych krajach wysoko rozwiniętych. W konsekwencji, ceny artykułów rolnych pozostają powiązane z cenami ropy naftowej, a ocena siły tych powiązań i wynikające z tego implikacje stanowią przedmiot wielu badań. Poniżej przedstawiono skrótowy przegląd wyników badań dla danych z amerykańskiego rynku.

Dowiedziano, że wpływ zmienności cen ropy na rynki rolne w latach 1998-2006 pozostał praktycznie niezauważony, jednak sytuacja zmieniła się istotnie dla danych po roku 2006 [Du i in. 2009]. Sayed Saghaian [2010] wykazał, że istnieje silna korelacja pomiędzy cenami surowców rolnych a ceną ropy, ale natura tych powiązań jest niejednoznaczna. Test przyczynowości Grangera potwierdził, że ceny ropy wpływają na ceny kukurydzy, pszenicy i soi. W innym badaniu zauważono również, że rosnący rynek etanolu sprawia, że ceny ropy i zbóż są ze sobą powiązane i niestabilność z rynku ropy przenoszona jest na rynek zbóż [Muhammad, Kebede 2009]. Potwierdzają to również badania Dennisa Conleya i Adama George'a [2008], według których rotacyjna natura produkcji roślinnej sprawia, że rozwój rynku etanolu wpływa nie tylko na ceny kukurydzy, lecz także soi, pszenicy, a nawet bawełny. Warto jednak zaznaczyć, że powiązania między cenami ropy a cenami surowców rolnych są odmienne w zależności od wysokości cen ropy. Stopień korelacji jest dalece niższy przy niskich cenach ropy (od stycznia 2001 r. do sierpnia 2007 r.), gdy wynosił w USA  $0,32$ , inny dla wysokich cen (od września 2007 r. do października 2008 r.) – równy  $0,92$ , a jeszcze inny dla średnich – ok.  $0,5$  [Hertel, Beckmann 2011]. Jednak wyniki pozostają niejednoznaczne nie tylko ze względu na dobrany okres badań. Badania przepro-

wadzone przez Adriana Harriego, Laniera Nalleya i Darrena Hudsona [2009] wykazały, że ceny kukurydzy, bawełny i soi były powiązane ze zmianami cen ropy, natomiast nie zauważono takiego związku dla cen pszenicy. Maria Mutuc [2010] wymieniła listę prac, których rezultaty wspierały bądź nie tezę o kointegracji cen ropy i surowców rolnych.

Jakkolwiek w środowisku ekonomistów panuje zgoda co do przyszłego wzrostu powiązań cen artykułów rolnych z cenami ropy, wynikającego z rozwoju rynku biopaliw, to wyniki dotyczące poszczególnych artykułów rolnych, cech dobieranych danych (tygodniowe, miesięczne czy roczne), horyzontu czasowego i zmienności powiązań w czasie stanowią przedmiot burzliwej dyskusji. Tym bardziej warto przyjrzeć się temu zagadnieniu z perspektywy cen kształtujących się na polskim rynku.

Analizując powiązania pomiędzy cenami pszenicy na polskim rynku a cenami ropy naftowej, warto zauważyć, że w odróżnieniu od wspomnianych przypadków w Brazylii i USA, w Polsce wykorzystanie zbóż na produkcję etanolu jest dość niskie. Szacowana produkcja bioetanolu w Polsce w latach 2008, 2009 i 2010 wyniosła odpowiednio: 88, 132 i 166 tys. ton, co stanowiło około 0,3% produkcji światowej. Nie ma dokładnych danych dotyczących rodzajów surowców rolnych zużywanych przy produkcji bioetanolu, niemniej szacuje się, że najważniejszym jest kukurydza. Gdyby jednak założyć, że w 2009 r. całość produkcji biopaliw została wytworzona z pszenicy, to na ten cel przeznaczono by około 440 tys. ton pszenicy. Mimo, że stanowiłoby to zaledwie 4,5% ogółu produkcji pszenicy, to zdecydowałoby o ponad 30% przemysłowego wykorzystania tego zboża. W rzeczywistości, z racji przewagi wykorzystywania kukurydzy, odsetek ten jest znacząco niższy. Produkcja i wykorzystanie biopaliw jest warunkowane regulacjami unijnymi. W dyrektywie 2009/28/WE w sprawie stosowania promowania energii ze źródeł odnawialnych określono, że do 2020 roku minimalny udział biopaliw i innych paliw ze źródeł odnawialnych w ogóle paliw wykorzystywanych w transporcie publicznym ma w UE wynosić 10%. W 2009 r. wartość tego udziału w Polsce wynosiła 4,63% [Chmielewski, Rodkiewicz 2010].

Od krajowego rynku biopaliw dużo ważniejsze znaczenie ma wpływ cen światowych. Nawet przy braku produkcji etanolu w Polsce uzależnienie cen krajowych od koniunktury na rynkach światowych, gdzie znaczenie biopaliw jest znacząco wyższe niż w Polsce, pozwala domniemywać istnienia badanej w tej pracy zależności zmian cen pszenicy i ropy. Istotne są relacje między artykułami rolnymi a ropą występujące na amerykańskim rynku, który z racji rozwiniętych giełd terminowych, w dużym stopniu wpływa na relacje cen w innych krajach.

Jednak nawet gdyby znaczenie wspomnianych mechanizmów powiązań cenowych nie odgrywało w rzeczywistości żadnej roli, powiązania cen ropy z rynkiem pszenicy pozostałyby niezwykle istotne dla producentów zbóż ze względu na kosztotwórcze znaczenie ropy. Ewentualne dodatnie skorelowanie tych cen sprawiałoby, że ryzyko dochodowe gospodarstw zbożowych pozostaje znacząco niższe od ryzyka wahań cen na rynku zbóż.

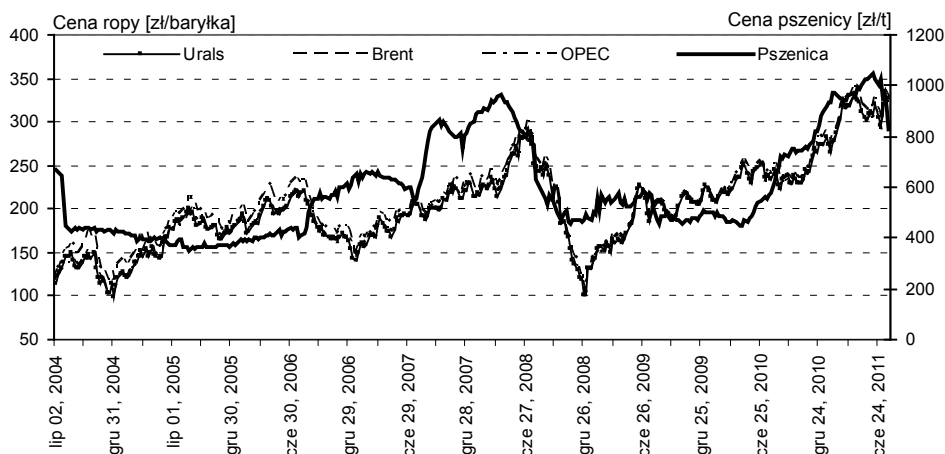
## DANE I METODYKA

Ocenę powiązań między rynkiem ropy a rynkiem pszenicy przeprowadzono, wykorzystując dane o cenach ropy naftowej o interwale tygodniowym gromadzone przez U.S. Energy Information Administration (EIA), amerykańską agencję analityczno-statystyczną działającą przy Departamencie Energii Stanów Zjednoczonych. Spośród wielu szeregów czasowych wybrano średnie ceny ropy eksportowanej z państw OPEC (oznacza-

na w dalszej części pracy jako OPEC), ceny ropy rosyjskiej z przeznaczeniem do portów śródziemnomorskich (oznaczenie Urals) i brytyjską ropę Brent Blend (oznaczenie Brent). Analizowane wartości dotyczą ceny fob w portach krajów eksporterów z 30-dniowym odroczeniem płatności. Cena średnia państw OPEC jest średnią ważoną wielkością eksportu. Lista krajów członkowskich OPEC była aktualizowana na bieżąco<sup>3</sup>. Ceny ropy wyrażono w zł za baryłkę<sup>4</sup>, wykorzystując do ich przeliczenia średniotygodniowe kursy EUROSTAT.

Tygodniowe ceny pszenicy (zł/tona) gromadzone są w ramach Zintegrowanego Systemu Rolniczej Informacji Rynkowej (ZSRIR) prowadzonego przez Departament Rynków Rolnych Ministerstwa Rolnictwa i Rozwoju Wsi. Badany okres obejmuje 370 tygodni od tygodnia rozpoczynającego się 28 maja 2004 r. do ostatniego tygodnia lipca 2011 r. rozpoczynającego się 25 lipca 2011 r. W dalszej części badano ceny również w dwóch podokresach: od początku do sierpnia 2007 r. (nazwano je w skrócie 2004-2007) oraz od grudnia 2007 r. do końca (oznaczono je jako 2007-2011).

Kształtowanie się poszczególnych zmiennych przedstawiono na rysunku 1. Średnia cena pszenicy w badanym okresie wyniosła 591 zł (mediana – 540 zł), a współczynnik zmienności 32,2%. Na rynku pszenicy zaobserwować można stabilizację cen pomiędzy sierpniem 2004 a sierpniem 2006 r., następnie wyraźne wzrosty cen rozpoczęte we wrześniu 2006 r., sierpniu 2007 r. i na przełomie lat 2007 i 2008. Po szczycie cenowym w kwietniu 2008 r. nastąpiło obniżenie cen do poziomu około 500 zł/t. Od sierpnia 2010 r. do czerwca 2011 r. ceny ponownie zaczęły rosnąć. Wnioski wynikające z analizy graficznej zostały potwierdzone przez analizę spektralną, z której wynika, że dominujący udział w zmianach wokół trendu miały wahania cykliczne o długości 185 tygodni (około 3,5 roku). Kolejne wahania mające istotne znaczenie trwały 74 tygodni i one również przeważały nad wahaniami sezonowymi.



Rysunek 1. Ceny pszenicy (skala prawa – zł/tonę) i ropy (skala lewa – zł/baryłkę) w okresie od czerwca 2004 do lipca 2011 r.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych EIA i ZSRIR.

<sup>3</sup> W badanym okresie niektóre państwa zrezygnowały z członkostwa (np. Indonezja), inne zaś dołączyły do organizacji (np. Angola).

<sup>4</sup> Baryłka ropy naftowej – równa 42 galonom amerykańskim – odpowiada około 159 litrom.

Średnie ceny ropy Urals, Brent i OPEC wyniosły odpowiednio: 201, 210 i 202 zł (mediana – 198, 208 i 200 zł), a współczynnik zmienności odpowiednio: 24,6, 22,9 i 24,2%. Kolejne wzrosty cen przedzielane były okresami spadków cen. Z analizy spektralnej wynika, że dominujący charakter miały zmiany periodyczne o długości 123 tygodni (około 2 lat), a następnie 53 tygodni. Zmiany cen ropy ze wszystkich trzech analizowanych źródeł były ze sobą w całym okresie silnie skorelowane (wsp. korelacji > 0,99).

Z uwagi na to, że sezonowość może zakłócać wyniki badań, analizowane dane poddane zostały procesowi desezonalizacji. Do wyliczenia efektu sezonowego na danych logarytmowanych wykorzystano model zmiennych dychotomicznych postaci:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{26} \gamma_j D_j + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdzie:

$y_t$  – zmienne wykorzystane w badaniu (pszenica, ropa),

$\alpha_0, \gamma_j$  – parametry modelu,

$D_j$  – sezonowe zmienne zero-jedynkowe,

$\varepsilon_t$  – składnik losowy modelu.

Badania rozpoczęto od obliczenia współczynników korelacji pomiędzy parami zmiennych  $x, y$ . Z uwagi na zmieniające się relacje między zmiennymi posłużono się rekursywnym współczynnikiem korelacji z ruchomym oknem. Szerokość okna ustalono arbitralnie na 53 tygodnie, zaś obliczoną wartość przyporządkowano środkowej obserwacji. Wartości takiego współczynnika korelacji obliczono według następującego wzoru:

$$r_t = \frac{\sum_{t-26}^{t+26} (x_t - \bar{x})(y_t - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{t-26}^{t+26} (x_t - \bar{x})^2 \sum_{t-26}^{t+26} (y_t - \bar{y})^2}} \quad (2)$$

Do badania stacjonarności zmiennych wykorzystano test Kwiatkowskiego, Philipa, Schmidta i Shina (KPSS). Zerowej hipotezie o stacjonarności zmiennej przeciwstawiono hipotezę alternatywną, według której szereg czasowy jest zintegrowany w stopniu 1. Zakładając brak komponentu liniowego trendu, zmienną  $y_t$  można zapisać w postaci [Lütkepohl, Krätzig 2007]:

$$y_t = x_t + z_t \quad (3)$$

gdzie:  $x_t$  to proces błędzenia przypadkowego  $x_t = x_{t-1} + v_t$ , w którym  $v_t$  jest stacjonarnym procesem  $v_t \sim IID(0, \sigma_v^2)$ , natomiast  $z_t$  to również stacjonarny proces postaci  $z_t \sim IID(0, \sigma_z^2)$ . Testem stacjonarności jest para hipotez:  $H_0: \sigma_v^2 = 0$  wobec  $H_1: \sigma_v^2 > 0$ . Statystyka testowa dana jest wzorem:

$$KPSS = 1/T^2 \sum_1^T S_t^2 / \hat{\sigma}_\infty^2 \quad (4)$$

gdzie:  $S_t^2 = \sum_{j=1}^t (y_j - \bar{y})$ , natomiast  $\hat{\sigma}_\infty^2$  to estymator długookresowej wariancji.

Szerszy opis testu znaleźć można np. w [Lütkepohl, Krätzig 2007, s. 63].

W ocenie powiązań między cenami pszenicy a cenami ropy wspierano się koncepcją przyczynowości w sensie Grangera. Zmienna  $x$  jest przyczyną dla zmiennej  $y$  jeżeli potrafimy dokładniej przewidywać przyszłość zmiennej  $y$ , wykorzystując opóźnione wartości zmiennej  $x$  niż bez nich [Lütkepohl, Krätzig 2007]. Przyczynowość badano za pomocą testu Grangera o konstrukcji:

$$y_t = A_0 D_t + \sum_{j=1}^k \alpha_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

gdzie:

$A_0, \alpha_j, \beta_j$ , parametry modelu,

$D_t$  – zmienne deterministyczne,  $y$  i  $x$  to zmienne modelu podlegające badaniu,

$k$  – opóźnienia.

Hipoteza zerowa mówiąca o braku przyczynowości zakłada, że  $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ . Hipoteza alternatywna zakłada istotne znaczenie opóźnionych wartości zmiennej  $x$ . Decydując o liczbie analizowanych opóźnień  $k$ , wykorzystano model VAR.

Model wektorowej autoregresji (VAR) składa się z regresji każdej ze zmiennej nieopóźnionej względem wszystkich zmiennych opóźnionych o pewną liczbę okresów. Zapisujemy go następująco [Kusideł 2000]:

$$Y_t = \psi D + \sum_{j=1}^k \alpha_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

gdzie:

$Y_t$  – wektor procesów stochastycznych o wymiarach  $K \times I$ ,

$D$  – wektor zmiennych deterministycznych,

$\Psi$  – macierz parametrów stojących przy zmiennych deterministycznych,

$\alpha$  – macierz parametrów stojących przy zmiennych stochastycznych  $K \times k$ , gdzie  $k$  oznacza rząd modelu VAR.

Dodatkowo w badaniu wykorzystano model o rozłożonych opóźnieniach ADL (*Autoregressive Distributed Lags*). Zakłada się w nim, że bieżący poziom zjawiska (stacjonarnego)  $y_t$  jest funkcją opóźnionych o  $k$  okresów przeszłych obserwacji zmiennej objaśnianej  $y$  oraz bieżących i przeszłych (do  $k$ ) obserwacji zmiennej objaśniającej  $x$ . Dla poziomów zjawiska zapisujemy go następująco [Gruszczyński i in. 2009]:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^k \alpha_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^k \beta_j x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Przyjmując, że zmienne w modelu danym wzorem (7) w poszczególnych okresach kształtują się na swoim długookresowym poziomie, zaś wartość składnika losowego jest równa zero, możemy obliczyć efekty długookresowe. Mnożnik długookresowy określający wpływ wzrostu średniego  $x$  o jednostkę na średnie wartości  $y$  obliczono ze wzoru [Gruszczyński i in. 2009]:

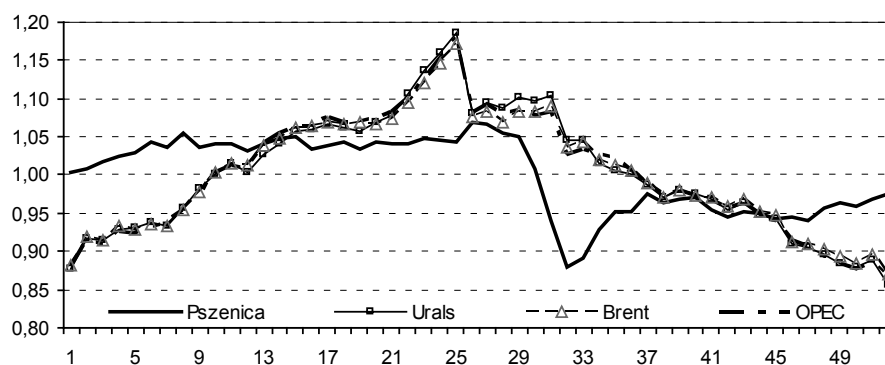
$$\beta = \sum_{j=0}^k \beta_j / (1 - \sum_{j=0}^k \alpha_j) \quad (8)$$

## SEZONOWOŚĆ I KORELACJA

Po analizie graficznej cen dokonano wyliczenia efektu sezonowego (wzór (1), uwzględniono dane zlogarytmowane). Wartości składnika sezonowego dla poszczególnych tygodni przedstawiono na rysunku 2. Amplitudy wahań sezonowych dla cen pszenicy wynoszą około 0,14, zaś cen ropy są jeszcze większe (około 0,30). Zaobserwować można powolny wzrost cen pszenicy do okresu przednówku, a następnie nagły spadek tych cen w okresie zbiorów. Również w przypadku cen ropy istnieje wyraźnie zarysowana sezonowość ze szczytem cen w okresie letnim.

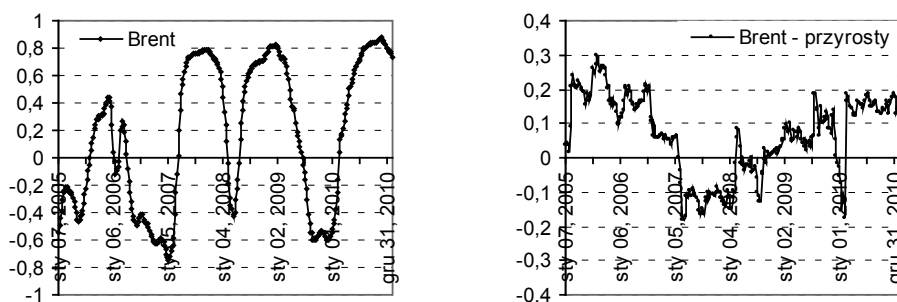
Ocena kształtu składnika sezonowego wskazuje, że bez przeprowadzenia dekompozycji szeregów, wpływ sezonowości mógłby poważnie zaburzać wyniki analizy korelacji między szeregami czasowymi cen ropy i cen pszenicy. Dlatego współczynniki korelacji według formuły (2) przedstawione na rysunku 3. obliczono dla danych skorygowanych sezonowo.

Na rysunku 3. po lewej stronie przedstawiono wielkość współczynnika korelacji pomiędzy poziomami cen pszenicy a ceną ropy Brent (ułożenie pozostałych współczynników nie odbiegało od prezentowanego na wykresie). Współczynniki korelacji ulegały zmianom w czasie, co może wskazywać na brak długookresowych zależności (kointegracji) pomiędzy



Rysunek 2. Wskaźniki wahań sezonowych cen pszenicy i ropy dla kolejnych tygodni roku kalendarzowego

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych EIA i ZSRIR.



Rysunek 3. Wartości rekursywnych współczynników korelacji (według wzoru (2)) pomiędzy poziomami cen pszenicy a cenami ropy (lewy) oraz przyrostami tych cen (prawy)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych EIA i ZSRIR.



szeregiami czasowymi cen ropy i cen pszenicy. Wahania wartości współczynnika korelacji wynikają z różnic w długości cykli cenowych dominujących na obu rynkach (185 tygodni – pszenica; 123 tygodnie – ropa).

Po prawej stronie przedstawiono wartości współczynnika korelacji rekursywnej dla przyrostów cen (skorygowanych sezonowo). Wartości współczynników korelacji przybierały mniejsze wartości, aczkolwiek dalej pozostawały w większości przypadków dodatnie. Brak stabilności otrzymanych współczynników wskazuje, że również krótkookresowe zależności między cenami pszenicy a cenami ropy ewoluowały w czasie. Ujemne współczynniki korelacji zanotowano w 2007 r. i pierwszej połowie 2008 r. w pierwszej fazie kryzysu.

### STACJONARNOŚĆ I PRZYCZYNOWOŚĆ

Chcąc ocenić, czy ceny pszenicy w Polsce determinowane były cenami ropy, przeprowadzono testy przyczynowości w sensie Grangera. Z uwagi na to, że sezonowość może determinować otrzymywane wyniki, operowano wciąż na danych skorygowanych sezonowo. Innym rozwiązaniem byłoby włączenie zmiennych sezonowych do modelu, co jednak obniżyłoby znacząco liczbę stopni swobody.

Ponieważ test można wykorzystywać jedynie wówczas, gdy zmienne są stacjonarne, przeprowadzono analizę stacjonarności zmiennych przy użyciu testu KPSS (wzór (3) i (4)). Hipoteza zerowa ( $H_0$ ) zakłada stacjonarność badanego szeregu, alternatywą jest hipoteza ( $H_1$ ) głosząca brak stacjonarności. Obliczeń dokonano w programie GRETL, a wyniki przedstawiono w tabeli 1. Wynika z nich, że zarówno zlogarytowane poziomy cen, jak i te same szeregi wzbogacone o zmienną czasową nie są stacjonarne. Natomiast za stacjonarne należy uznać pierwsze różnice wszystkich szeregów czasowych.

Brak stacjonarności wszystkich zmiennych oraz multiplikatywny charakter struktury szeregów czasowych spowodował, że przy testowaniu przyczynowości wykorzystywano tzw. logarytmiczne stopy zwrotu (różnice logarytmów) szeregów czasowych skorygowanych z wahań sezonowych.

Istotny wpływ na otrzymywane wyniki ma liczba opóźnień wykorzystanych w testowaniu hipotezy. Wedle ogólnej zasady [Kusideł 2000, s. 23] liczba opóźnień powinna być możliwie niska, jednak wystarczająca do tego, aby wykluczyć autokorelację składnika losowego. W praktyce do wyznaczania opóźnień stosuje się kryteria informacyjne, np. Akaike'a (AIC) lub Schwarz (CBC), wyznaczane na podstawie modeli VAR o różnych opóźnieniach. W opracowaniu rząd opóźnień określono, minimalizując kryterium informacyjne Akaike'a. W przypadku badania zależności cen pszenicy w Polsce oraz cen ropy optymalna wartość opóźnienia wynosi 4 tygodnie dla wszystkich par zmiennych. Dotyczy to całej próby.

Tabela 1. Wartość statystyki KPSS dla szeregów czasowych skorygowanych sezonowo

Wyszczególnienie	Pszenica	Urals	Brent	OPEC
Logarytmowany poziom cen	1,97511	2,68631	2,24104	2,65432
Logarytmowany poziom cen z trendem	0,39955	0,252707	0,266151	0,248936
Przyrosty logarytmiczne	0,195903*	0,054688*	0,057225*	0,05305*

\* – wartość statystyki mniejsza niż wartość krytyczna przy poziomie 0,10 – brak podstaw do odrzucenia  $H_0$

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki testu przyczynowości dla całego okresu zawarto w tabeli 2. Dane dotyczące całego okresu wskazują, że pomiędzy cenami ropy a cenami pszenicy zachodziły zależności o charakterze przyczynowym (w sensie Grangera). Zmiany cen ropy rosyjskiej (Urals) oraz ropy brytyjskiej (Brent) były przyczyną kształtowania się cen pszenicy w Polsce. Odwrotnej zależności na poziomie istotności 0,05 nie potwierdzono. W przypadku relacji między przeciętnymi cenami ropy eksportowanej z krajów OPEC, zależności dwustronne występują na poziomie istotności 0,1. Natomiast na poziomie istotności 0,05 należy odrzucić hipotezy o istotnym związku przyczynowym między tymi zmiennymi.

Tabela 2. Wyniki testu przyczynowości Grangera

Przyczyna	Skutek	Wyniki testu przyczynowości Grangera w latach					
		2004-2011		2004-2007		2007-2011	
		statystyka F (4, 356)	wartość $p$	statystyka F (2, 157)	wartość $p$	statystyka F (5, 179)	wartość $p$
Urals	Pszenica	2,707	0,030	5,281	0,006	3,483	0,005
Brent	Pszenica	2,591	0,036	5,153	0,007	3,986	0,002
OPEC	Pszenica	2,182	0,071	5,319	0,006	3,802	0,003
Pszenica	Urals	0,763	0,550	1,643	0,197	1,677	0,142
Pszenica	Brent	1,396	0,235	1,959	0,144	1,805	0,114
Pszenica	OPEC	2,293	0,059	2,593	0,078	2,228	0,053

Źródło: opracowanie własne.

Jedną z przyczyn, dla których analiza przyczynowości (i nie tylko) może dawać błędne rezultaty, jest występowanie zmian strukturalnych (*structural breaks*). Zmiana strukturalna oznacza, że w analizowanym procesie występują okresy charakteryzujące się różnymi właściwościami (parametrami). W różnych podokresach mogą zachodzić całkiem inne zależności zarówno w dynamice pojedynczego szeregu czasowego, jak i zależności z innymi zmiennymi. Może być to sygnał, że parametryzacja modeli opisujących te zależności może ulegać zmianom w czasie. Warto zatem szukać odpowiedzi na pytanie o moment (okres), w którym takie zmiany nastąpiły.

Na brak stabilności parametrów wskazywać może analiza wykresów korelacji rekursywnej (rys. 3). Brak stabilności parametrów w okresie od września do początku grudnia 2007 roku sugerowały również wyniki zaimplementowanego w GRETL-u testu QLR (*Quandt Likelihood Ratio*) oraz towarzyszącej mu statystyki F-Chowa. Stąd w kolejnym kroku próbę podzielono na dwa podokresy. Pierwszy objął obserwacje od czerwca 2004 do sierpnia 2007 r. (166 pierwszych obserwacji), a drugi od grudnia 2007 do lipca 2011 r. (od 181. obserwacji do ostatniej). Z badań wyeliminowano 14 obserwacji charakteryzujących się wysokimi wartościami statystyki F testu QLR, przy czym opóźnienia dla testu Grangera ustalone z wykorzystaniem kryterium Akaike'a dla obydwu podprób były odmienne. W pierwszym podokresie opóźnienia wynosiły 2 tygodnie, zaś w drugim 5 tygodni.

Wyniki testowania przyczynowości dla poszczególnych podokresów przedstawiono w tabeli 2. Porównując statystyki F oraz wartości  $p$  można na uznać, że podział danych na dwie mniejsze próby uwidocznił silniejsze związki między cenami ropy i cenami pszenicy niż to wynikałoby z analizy przeprowadzonej dla całego okresu. Zatem można uznać (na poziomie istotności 0,05), że to ceny ropy wpływały na ceny pszenicy w obydwu podokresach a nie odwrotnie. Dotyczy to również zależności między cenami ropy dla krajów OPEC a cenami pszenicy w Polsce.

## WYNIKI MODELOWANIA VAR I ADL

Przedstawione testy przyczynowości nie wskazują kierunku oraz siły oddziaływania zmiennych. Częściowo sugerują to wskaźniki korelacji zawarte na rysunku 3. Bardziej precyzyjnymi metodami badawczymi są modele VAR oraz ADL<sup>5</sup>. Model VAR należy do ateoretycznego podejścia do modelowania wynikającego z krytyki Simsa. Podejście to opiera się na braku rozróżnienia między zmiennymi endogenicznymi i egzogenicznymi, braku uzasadnionych ograniczeń co do wartości parametrów, jak również na braku ścisłej i pierwotnej dla modelowania teorii ekonomicznej [Kusideł 2000]. Model ADL z kolei stanowi uproszczoną wersję modelu VAR, która nie zakłada sprzężeń zwrotnych między zmiennymi (równaniami).

Modele te zbudowano dla danych pozbawionych sezonowości, logarytmowanych oraz zróżnicowanych z krokiem pierwszym. Innymi słowy wykorzystywano tzw. logarytmiczne stopy zwrotu szeregów czasowych skorygowanych o wahania sezonowe. Oszacowano w sumie po 9 modeli każdego rodzaju. Kryterium podziału modeli był zakres czasowy (pełen okres, dane do roku 2007 i po roku 2007) oraz pary zmiennych. Opóźnienia zmiennych w tych modelach są zawsze sprawą dyskusyjną. W omawianym przypadku również dla różnych podokresów i różnych zmiennych wartości optymalne opóźnień były dosyć zróżnicowane, jeśli wziąć pod uwagę różne kryteria (informacyjne czy statystyczną istotność parametrów). Aby zachować porównywalność wyników w różnych przedziałach czasowych, opóźnienia przyjęte w modelach wynoszą 5 tygodni, ponieważ w wielu przypadkach zmienne z takimi opóźnieniami okazywały się statystycznie istotne.

Badania rozpoczęto od modeli VAR. Podstawowym narzędziem wykorzystanym w analizie VAR jest funkcja odpowiedzi na impuls (*impulse response function* – IRF). Pozwala ona ocenić związki czasowe między dwiema zmiennymi wchodzącymi w skład wielowymiarowego systemu zmiennych. Analiza odpowiedzi na impuls jest rodzajem analizy mnożnikowej umożliwiającej ocenę reakcji pojedynczej zmiennej na jednostkową zmianę innej zmiennej. Jedna realizacja  $Y_{t+n}$  zakłada, że w chwili  $t$  system został poddany szokowi zewnętrznemu  $\delta$  i aż do chwili  $t + n$  nie pojawił się żaden inny impuls zewnętrzny.

W analizie przepływu impulsów cenowych istotne jest określenie dominującego ich kierunku. W przypadku prowadzonych badań chodzi o określenie przepływu impulsów pomiędzy dwoma zmiennymi – cenami pszenicy w Polsce i cenami ropy (w różnych lokalizacjach). W tym zakresie teoretyczne przypuszczenia zostały potwierdzone przez wyniki przyczynowości Grangera oraz wyniki dekompozycji wariancji błędów prognoz. Zatem założono, że najbardziej zewnętrzną zmienną jest cena ropy, a zmienną najbardziej wewnętrzną – krajowa cena pszenicy.

Wyniki reakcji na impuls dla dwóch podokresów przedstawiono na rysunku 4. Zawarto tam reakcje cen pszenicy w Polsce na 1% zmiany poszczególnych cen ropy. Zauważyć można pewne (ale niewielkie) różnice między reakcją cen pszenicy na zmiany cen ropy w obydwu podokresach. W obydwu przypadkach przeważają pozytywne reakcje nad negatywnymi, przy tym większe pozytywne oddziaływanie odnotowano dla lat 2004-2007 w stosunku do okresu 2007-2011.

Wykres reakcji na impuls (sinusoidalny charakter) sugeruje, że zasadniczo może nie istnieć większe uzasadnienie stosowania modelu VAR, gdyż reakcje te mogą być jednostronne. Na gruncie logicznym należy oczekiwać, że to ceny ropy na rynkach światowych

<sup>5</sup> Podczas badań nie stwierdzono istnienia zależności długookresowych (kointegracji) między cenami pszenicy a cenami ropy, stąd nie wykorzystano w analizie modeli wektorowej korekty błędem VECM.

wpływają na ceny pszenicy w Polsce, a nie odwrotnie, stąd wystarczającym sposobem podejścia byłby model ADL zbudowany dla cen pszenicy w Polsce (tab. 3). Takie przypuszczenie potwierdziły wyniki macierzy wariancji i kowariancji dla reszt poszczególnych równań modeli VAR. Uzyskane na ich podstawie współczynniki korelacji były bardzo niskie (od 0,01 od 0,11 – niższe w drugim podokresie), co wskazuje na brak większych sprzężeń zwrotnych pomiędzy cenami pszenicy w Polsce a cenami ropy na świecie.

Tabela 3. Przykładowe oszacowanie modelu ADL dla cen pszenicy w Polsce w zależności od cen ropy OPEC (lata 2007-2011)

Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka t-Studenta	Wartość <i>p</i>
Stała	0,0000	0,0021	-0,0108	0,9914
ld_SA_OPEC	0,0085	0,0556	0,1532	0,8785
ld_SA_OPEC__1	-0,0264	0,0557	-0,4746	0,6357
ld_SA_OPEC__2	0,0588	0,0554	1,0610	0,2903
ld_SA_OPEC__3	-0,0429	0,0551	-0,7794	0,4368
ld_SA_OPEC__4	0,2076	0,0547	3,7950	0,0002
ld_SA_OPEC__5	-0,1281	0,0563	-2,2730	0,0242
ld_SA_Pszzenica_1	-0,0641	0,0730	-0,8784	0,3809
ld_SA_Pszzenica_2	0,2122	0,0717	2,9600	0,0035
ld_SA_Pszzenica_3	0,1013	0,0740	1,3690	0,1728
ld_SA_Pszzenica_4	0,0675	0,0731	0,9225	0,3575
ld_SA_Pszzenica_5	0,1774	0,0733	2,4190	0,0166
Wybrane statystyki opisowe modelu				
Błąd standardowy reszt		0,0294		
R-kwadrat		0,1974		
Statystyka F (11, 178)		3,9809 (p<0,001)		
Test chi kwadrat na normalność reszt		39,3646 (p<0,001)		
Test Ljung-Box (opóźnienie 10)		4,8810 (p=0,899)		
LM testu ARCH (opóźnienie 10)		21,6333 (p=0,017)		

Przykładowe oznaczenie: ld\_SA\_OPEC\_1 – pierwsze różnice szeregów skorygowanych sezonowo cen ropy OPEC opóźnione o jeden okres.

Źródło: opracowanie własne.

W kolejnym kroku oszacowano modele ADL. Przykład oszacowania takiego modelu wraz z wybranymi statystykami opisowymi znajduje się w tabeli 3. Interpretacja pozostałych modeli jest podobna. Model w niskim stopniu wyjaśnia zachowanie zmiennych (tak jak to ma miejsce w przypadku danych różnicowanych), niemniej zmienne jako zestaw są statystycznie istotne (statystyka F). Specyfikacja opóźnień nie wymaga ich zwiększenia, na co wskazuje statystyka testu na autokorelację. Problemem może być brak normalności rozkładu oraz pojawiający się dla niskich opóźnień efekt ARCH. Reszty mają rozkład wysmukły, istnieje też większe niż w rozkładzie normalnym prawdopodobieństwo pojawienia się dużych reszt. Zatem w przyszłości należałoby się skupić na łącznym modelowaniu wartości średniej i wariancji.

Na podstawie modeli ADL oszacowano natychmiastowe i długookresowe efekty ze strony poszczególnych zmiennych wyrażających ceny ropy (tab. 4.). Należy zauważyć, że proces dostosowań cen pszenicy do zmian cen ropy jest rozłożony w czasie. Natychmiastowe efekty stanowiły przeciętnie dla całego okresu około jednej czwartej efektu

Tabela 4. Mnożniki krótko- i długookresowe otrzymane na podstawie modelu ADL

Wskaźniki	Mnożniki krótkookresowe/długookresowe		
	Urals	Brent	OPEC
2004-2011	0,05 / 0,21	0,06 / 0,22	0,07 / 0,24
2004-2007	0,07 / 0,28	0,09 / 0,25	0,13 / 0,36
2007-2011	0,01 / 0,15	0,03 / 0,19	0,01 / 0,15

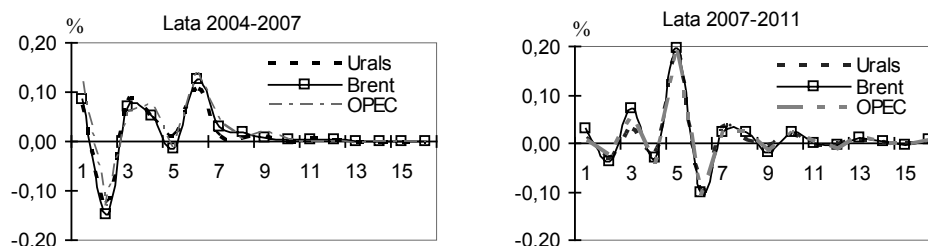
Źródło: opracowanie własne.

długookresowego. W latach 2004-2007 ceny pszenicy w Polsce reagowały w tym samym tygodniu na jednoprocenową zmianę cen ropy wzrostem o 0,07-0,13%. W drugim podokresie natychmiastowe oddziaływanie było praktycznie zerowe.

Większe efekty obserwowano w długim okresie, na co wskazują wielkości mnożnika długookresowego. W latach 2004-2011 ceny pszenicy w Polsce na jednoprocenową zmianę cen ropy reagowały wzrostem cen o 0,21-0,24%. Mnożniki te dla pierwszego okresu (2004-2007) były znacznie wyższe niż dla okresu drugiego (2007-2011).

Należy podkreślić, że istnieje powiązanie między mnożnikami długookresowymi zawartymi w tabeli 4., a wartościami funkcji odpowiedzi na impuls (IRF) umieszczonymi na rysunku 4. Ze względu na to, że brakuje dwustronnych powiązań między zmiennymi, skumulowane wartości IRF dla danych z rysunku 4. dla dalszych opóźnień są bliskie odpowiednim mnożnikom długookresowym.

Ogólnie można stwierdzić, że wyniki zastosowania modeli VAR i ADF potwierdzają silne powiązanie cen ropy z cenami pszenicy. Nie są do końca jasne przyczyny zróżnicowania siły tych związków w poszczególnych podokresach, bo wykorzystanie zbóż na biopaliwa ciągle wzrasta. Częściowym uzasadnieniem słabszego związku po roku 2007 może być obniżenie ceny ropy, przez co zmalało ekonomiczne uzasadnienie dla wykorzystania pszenicy dla celów energetycznych. Dodatkowo spadek cen ropy uwidocznił ryzyko inwestycyjne producentów biokomponentów.



Rysunek 4. Funkcje odpowiedzi cen pszenicy w Polsce na 1% impuls ze strony cen ropy [%]

Źródło: opracowanie własne.

## WNIOSKI

Szeregi czasowe ceny pszenicy i ceny ropy cechują się złożoną strukturą. W latach 2004-2011 zaobserwowano wzrostową tendencję cen, na którą nałożyły się wahania cykliczne i sezonowe. Długość dominujących cykli była odmienna w przypadku cen pszenicy (3,5 roku) i cen ropy (ponad 2 lata). Wykazano, że ani cen pszenicy, ani cen ropy nie należy traktować w badanym okresie jako szeregów stacjonarnych. Niemniej za stacjonarne można uznać szeregi przyrostów logarytmicznych badanych cen.

W badanym okresie zaobserwowano dodatnie skorelowanie cen pszenicy i cen ropy, przy tym wartość rekursywnego współczynnika korelacji z ruchomym oknem ulegała zmianom, co było spowodowane różnicą długości wahań cyklicznych oraz stopniem powiązania rynków.

Dowiedziano, że pomiędzy cenami ropy a cenami pszenicy zachodzą związki o charakterze przyczynowym. Ceny ropy powodują (w sensie Grangera) zmiany krajowej ceny pszenicy. Odwrotnej zależności – zgodnie z przewidywaniami – nie wykryto. Dodatkowo wykazano, że pod koniec 2007 r. miała miejsce zmiana struktury zależności między badanymi szeregami czasowymi. Podział próby na dwa okresy (pierwszy kończący się w sierpniu 2007 r., drugi rozpoczynający się w grudniu 2007 r.) uwidocznił silniejsze związki między cenami ropy i pszenicy niż to wynikało z analizy przeprowadzonej dla całego okresu.

Na podstawie modeli ADL wykazano, że długookresowym efektem zmian cen ropy o 1% jest zmiana ceny pszenicy o 0,21-0,24% (silniejsze oddziaływanie odnotowano w okresie do sierpnia 2007 r.). Natychmiastowe efekty, czyli zauważalne w ciągu jednego tygodnia, stanowiły około ¼ efektu długookresowego, przy czym w pierwszym badanym okresie tego rodzaju efekt jest wyraźnie silniejszy.

Wyniki badań dowiodły, że istnieje wpływ zmian cen ropy na zmianę cen pszenicy. Wpływ ten był szczególnie silny do połowy roku 2007 r., czyli w okresie prawie 10-letniego trendu wzrostowego cen ropy, poprzedzającym wzrost cen zbóż. Wydaje się, że w tym okresie popyt na biopaliwa był szczególnie duży. W kolejnym okresie, rozpoczętym w grudniu 2007 r. siła wpływu cen ropy uległa niewielkiemu obniżeniu. Dla polskiego rolnictwa, w nikłym stopniu uzależnionego od popytu na biopaliwa, ważnym wnioskiem z niniejszej pracy pozostaje dodatnie skorelowanie kosztotwórczych cen ropy z cenami wytwarzanych artykułów rolnych – wpływa to na obniżenie ryzyka dochodowego producentów rolnych.

Przeprowadzone badania, choć dały odpowiedź na najważniejsze pytania, wciąż wymagają poszerzenia. Niezwykle istotną, wartą rozpatrzenia kwestią pozostaje wpływ zmienności cen ropy na zmienność cen surowców rolnych i poziom ryzyka cenowego, na którego działanie narażeni są producenci rolni.

#### LITERATURA

- Conley D. M., George A., 2008: *Spatial Marketing Patterns for Corn under the Condition of Increasing Ethanol Production in the U.S.*, International Food and Agribusiness Management Review, Vol. 13, No 3.
- Cooke B., Robles M., 2009: *Recent Food Prices Movements. A Time Series Analysis*, IFPRI Discussion Paper No. 00942.
- Chmielewski Ł., Rodkiewicz W., 2010: *Międzynarodowy rynek biopaliw. Stan rozwoju i perspektywy*, FAPA, Warszawa.
- Du X., Yu C., Hayes D., 2009: *Speculation and Volatility Spillover in the Crude Oil and Agricultural Commodity Markets: A Bayesian Analysis*, Paper presented at the Agricultural and Applied Economics Association, Milwaukee, Wisconsin.
- FAO, 2008: *High Prices or Food Crisis?* dokument przygotowany na konferencję High-level conference on food security; the challenges of climate change and bioenergy. Rzym 3-5 czerwca.
- Gorton G., Rouwenhorst K.G., 2005: *Facts and Fantasies about Commodity Futures*, "Financial Analyst Journal" Vol. 62, No 2.
- Gruszczyński M., Kuszewski T., Podgórska M., 2009: *Ekonometria i badania operacyjne*, PWN, Warszawa.
- Harri A., Nalley L., Hudson D., 2009: *The Relationship between Oil, Exchange Rates, and Commodity Prices*, "Journal of Agricultural and Applied Economics", volume 41 (2).

- Hertel T.W., Beckman J., 2011: *Commodity Price Volatility In the Biofuels Era: An Examination of the Linkage between Energy and Agricultural Markets*, Working Paper, NBER.
- Irwin S.H., Good D.L., 2009: *Market Instability in a New Era of Corn, Soybean, and Wheat Prices*, "Choices" Vol. 24, No 1.
- Kusideł E., 2000: *Modelowanie wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowanie w badaniach ekonomicznych*, Absolwent, Łódź.
- Lütkepohl H., Krätzig M., 2007: *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, New York.
- Muhammad A., Kebede E., 2009: *The Emergence of an Agro-Energy Sector: Is Agriculture Importing Instability from the Oil Sector?* "Choices", Volume 24 (1).
- Mutuc M. M., 2010: *What Drives Commodity Prices More: Oil Demand or Supply Shocks?* Poster presented for presentation at the Agricultural & Applied Economics Association, Denver, 25-27 czerwca.
- Radetzki M., 2010: *Primary Commodities: Historical Perspectives and Prospects*, <http://www.imf.org/external/np/seminars/eng/2010/afrfin/pdf/Radetzki2.pdf>.
- Saghian S. H., 2010: *The Impact of the Oil Sector on Commodity Prices: Correlation or Causation?* "Journal of Agricultural and Applied Economics", Vol. 42, No 3.
- Serra T., Zilberman D., 2009: *Price volatility in ethanol markets*, Contributed Paper for International Association of Agricultural Economists Conference, Pekin.
- Tyner W., 2009: *The Integration of Energy and Agricultural Markets*, Paper Presented at the International Association of Agricultural Economists, Pekin, Chiny.  
[http://www.eia.gov/dnav/pet/pet\\_pri\\_wco\\_k\\_w.htm](http://www.eia.gov/dnav/pet/pet_pri_wco_k_w.htm).
- <http://www.minrol.gov.pl>.

*Mariusz Hamulczuk, Cezary Klimkowski*

#### THE CONNECTION BETWEEN CRUDE OIL PRICES AND POLISH WHEAT PRICES

##### Summary

Agricultural commodities' prices play a crucial role in the process of farmers' decision making. It is due to their direct impact on farmers' income. It is important to explain the causes of changes of those prices. Among factors influencing wheat prices, crude oil prices are considered as one of the most important. The aim of this paper was an assessment of the connection between world crude oil prices and Polish wheat prices. The results of research confirm an existence of cause-effect of crude oil prices on wheat prices, although the nature and the strength of this relationship changes in time.

Adres do korespondencji:

Dr Mariusz Hamulczuk  
Katedra Ekonomiki Rolnictwa i Międzynarodowych Stosunków Gospodarczych  
SGGW w Warszawie  
Ul. Nowoursynowska 166  
02-787 Warszawa  
[mariusz\\_hamulczuk@sggw.pl](mailto:mariusz_hamulczuk@sggw.pl)

Mgr Cezary Klimkowski  
Samodzielna Pracownia Zastosowań Matematyki w Ekonomice Rolnictwa  
Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej-PIB  
ul. Świętokrzyska 20  
00-002 Warszawa  
[klimkowski@ierigz.waw.pl](mailto:klimkowski@ierigz.waw.pl)