



**AgEcon** SEARCH  
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search  
<http://ageconsearch.umn.edu>  
[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

**Kamil Jodź, Agnieszka Mruklik**

*Uniwersytet Przyrodniczy we Wrocławiu*

## KONCEPCJA SPOSOBU PROGNOZOWANIA CEN PSZENICY W POLSCE

### *IDEA OF FORECASTING THE PRICE OF WHEAT IN POLAND*

**Słowa kluczowe:** ceny pszenicy, analiza statystyczna, szeregi czasowe, proces stacjonarny, ARIMA, predykcja  
*Key words:* wheat prices, statistical analysis, time series, stationary process, ARIMA, prediction

**Abstrakt.** Odniesiono się do sugerowanego w literaturze sposobu wyznaczania prognoz cen pszenicy w Polsce. Autorzy publikacji źródłowej zaproponowali wykorzystanie w tym celu zależności między cenami pszenicy w kraju i na świecie. W opracowaniu zidentyfikowano proces ARIMA (0,1,1) jako stochastyczny model opisujący globalne ceny pszenicy konsumpcyjnej. Obliczono również wartości współczynników korelacji, które potwierdziły występowanie związku między światowymi i polskimi cenami. Wyznaczono prognozy polskich cen pszenicy na II kwartał 2014 roku oraz błędy *ex post* tych prognoz. Obliczenia wykonano przy użyciu programu GRETLL.

### **Wstęp**

Produkcja zbóż odgrywa istotną rolę w gospodarce państwa. Rynek zbóż wpływa na rynek drobiu, bydła, trzody chlewnej oraz rynek biopaliw, a także na rynek spożywczy, w tym w szczególności na przemysł browarniany, gorzelniczy oraz sektor piekarniczy i cukierniczy. Produkcja zbóż jest jedną z głównych gałęzi rolnictwa w kraju. Polski rynek zbóż jest ważny m.in. z punktu widzenia ekonomii oraz ekologii, także w skali kontynentu. Polska jest znaczącym w Europie producentem m.in. pszenicy [Jabłońska-Urbaniak 2012]. Wielkość zbiorów tego zboża uplasowała Polskę w 2011 roku na czwartym miejscu w UE oraz na szesnastym na świecie [*Rocznik statystyczny...* 2013]. Najwięksi światowi producenci pszenicy to Chiny, Indie i Stany Zjednoczone. Polski rynek zbóż jest stosunkowo mały na tle rynku światowego. To pozwala przypuszczać, że bodźce cenowe powinny generalnie płynąć z rynków zagranicznych do rynku polskiego. Zjawisko takie jest przykładem transmisji cen [Seremak-Bulge 2006]. Obrót zbożem ma charakter międzynarodowy i odbywa się przede wszystkim na giełdach towarowych. Uwzględniając te realia nasuwa się wniosek, że ceny tego surowca na polskim rynku są w znacznej mierze determinowane przez ceny na świecie i kurs walutowy [Hamulczuk i in. 2013]. Do długookresowego prognozowania cen zbóż w Polsce można więc wykorzystać dane o charakterze globalnym [Hamulczuk i in. 2013]. Argumentem przemawiającym na korzyść tego posunięcia były też wcześniejsze badania empiryczne, które wykazały, że w przypadku Polski ceny pszenicy i jęczmienia faktycznie odzwierciedlają sytuację na rynkach światowych [Seremak-Bulge 2006]. Te przewidywania odgrywają bardzo ważną rolę podczas podejmowania decyzji gospodarczych w skali makro- i mikroekonomicznej. Z takich prognoz korzystają [Hamulczuk i in. 2013]:

- podmioty związane z sektorem rolno-spożywczym w dziedzinie produkcji, analizy i handlu,
- podmioty przemysłu przetwórczego i handlowego oraz instytucje rynkowe,
- instytucje i podmioty związane z kreowaniem polityki rolnej (np. rząd i jego agendy),
- instytucje finansowe i edukacyjne.

Analiza szeregów czasowych zajmuje się badaniem własności szeregów czasowych i prognozowaniem na ich podstawie. Literatura poświęcona tej problematyce jest obszerna. Zaliczają się do niej m.in. publikacje Box i Jenkins [1983], Brockwell i Davis [2002, 2006], Shumway i Stoffer [2006] oraz Milo [1990]. Szeregi czasowe znalazły zastosowanie w wielu dziedzinach i gałęziach nauki, w tym szczególnie w ekonomii oraz ekonometrii [Maddala 2006, Stańko [2013].

W stosunkowo niewielu pracach rozpatruje się kwestię prognozowania cen pszenicy w Polsce na podstawie szeregów czasowych. W pracy Hamulczuk i Stańko [2009] przedstawiono analizę ilościową prawidłowości występujących na podstawowych rynkach rolnych w ujęciu *ex post* i *ex ante*, metody prognozowania cen oraz warunki stosowania rynkowych instrumentów zarządzania ryzykiem cenowym w rolnictwie. Wykorzystując modele ARIMA i metodę wskaźników na podstawie krajowych danych rynkowych badacze wyznaczyli m.in. miesięczne prognozy cen skupu pszenicy w Polsce w 2009 roku. Opracowanie Rembezy i Seremak-Bulge [2009] jest syntezą badań prowadzonych nad zmianami, które nastąpiły na podstawowych rynkach rolnych w latach 1990-2008 i ich wpływu m.in. na proces transmisji cen. Rozpatrując rynki zbóż wzięto pod uwagę polski, amerykański i francuski rynek. Tłuczak i Szewczyk [2010] zastosowały modele autoregresyjne do wyznaczenia punktowych prognoz cen podstawowych produktów rolnych, w tym pszenicy, w skupie na drugie półrocze 2010 roku. Badaczki użyły danych z polskiego rynku rolnego. Celem Hamulczuk i współautorów [2011] było przedstawienie istoty i uwarunkowań prognozowania cen surowców rolnych z wykorzystaniem modeli szeregów czasowych. Rezultatem prac było m.in. wyznaczenie na podstawie krajowych cen prognoz punktowych miesięcznych cen tego zboża w Polsce w latach 2008-2012. Do modelowania cen użyto procesów ARIMA. Tłuczak [2011] wykorzystując polskie dane rynkowe prognozowała ceny kilku produktów rolnych na podstawie wybranych modeli szeregów czasowych. Zastosowała m.in. modele autoregresyjne i adaptacyjny model Wintersa.

Celem badań było wykorzystanie szeregu światowych cen pszenicy konsumpcyjnej do wyznaczenia krótkookresowych prognoz punktowych cen tego zboża w Polsce.

### Material i metodyka badań

Podczas analiz wykorzystano dwa zbiory danych. Pierwszy zbiór stanowiły informacje udostępnione przez Bank Światowy [<http://data.worldbank.org/data-catalog/commodity-price-data>]. Były to średnie miesięczne ceny tony pszenicy (odmiana red hard winter) wyrażone w złotych. Obserwacje pochodziły z okresu od 01.03.2001 do 01.03.2014 i utworzyły zbiór złożony ze 157 elementów. Drugim zestawem danych były średnie miesięczne ceny jednej tony pszenicy konsumpcyjnej w Polsce zarejestrowane w okresie od 01.01.2004 do 01.04.2014. Obserwacje pochodziły ze Zintegrowanego Systemu Rolniczej Informacji Rynkowej. Na rysunku 1 przedstawiono wykresy tych szeregów czasowych. Szereg czasowy tworzą uporządkowane chronologicznie dane statystyczne będące zbiorem wartości zjawiska ekonomicznego, zaobserwowane w różnych momentach czasowych równo oddalonych. Jednostką czasu może być minuta, godzina, dzień, tydzień, miesiąc, kwartał lub rok. Składnikami szeregu czasowego są [Box, Jenkins 1983, Maddala 2006]:

- funkcja trendu, pozwalająca określić tempo i kierunek zmian badanego zjawiska;
- wahania sezonowe o horyzoncie czasowym poniżej roku reprezentujące efekty powtarzające się z pewną prawidłowością (co roku w tych samych okresach) i odzwierciedlające zwykle wpływ pogody (związany głównie z następstwem pór roku) lub kalendarza;
- wahania koniunkturalne związane zwykle z cyklem koniunkturalnym gospodarki i rozpatrywane w skali wieloletniej;
- wahania losowe (przypadkowe), trudne do zidentyfikowania *a priori*.

Jedynie wahanie losowe zawsze występuje, natomiast inne składniki niekoniecznie.

Celem badań było wyznaczenie krótkookresowych prognoz punktowych cen pszenicy w Polsce.

Szereg czasowy opisujący globalne ceny opisano za pomocą modelu ARIMA( $p, d, q$ ) (ang. *Auto-Regressive Integrated Moving Average*). Przy wyznaczaniu szukanych prognoz wykorzystano m.in. liniową zależność między krajowymi i światowymi cenami. Główne etapy badań były następujące:

- identyfikacja procesu ARIMA modelującego globalne ceny pszenicy konsumpcyjnej,
- przeprowadzenie analizy korelacyjnej badającej występowanie i siłę zależności między ceną krajową a ceną światową sprzed  $k$ -miesiący, gdzie  $k = 1, 2, \dots, 12$ ,
- oszacowanie metodą najmniejszych kwadratów modelu liniowego opisującego zależność między cenami polskimi a cenami globalnymi,

- wyznaczenie prognoz polskich cen pszenicy na II kwartał 2014 roku oraz błędów *ex post* tych prognoz.

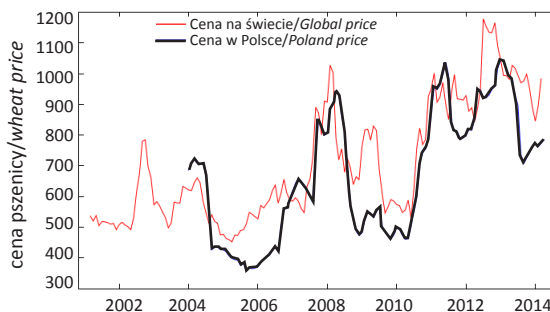
Tryb postępowania przy szacowaniu parametrów  $p, d, q$  modelu ARIMA zależy od charakteru trendu i wahań sezonowych. Jeśli są one deterministyczne, to wyjściowe dane odpowiednio przekształca się wykorzystując stosowne techniki. Eliminacja trendu może być dokonana przez odjęcie od szeregu czasowego wartości oszacowanych na podstawie dopasowanej do danych linii trendu. Natomiast wahania sezonowe usuwa się stosując np. metodę korekcji sezonowej TRAMO/SEATS, rekomendowaną m.in. przez Eurostat. Tak zmodyfikowany szereg czasowy jest następnie modelowany za pomocą procesu ARIMA. Zwieńczeniem tych wszystkich działań jest wyznaczenie prognozy punktowej. Jest ona sumą lub iloczynem, w zależności od specyfiki szeregu, prognozy trendu, prognozy wahań sezonowych oraz prognozy ze zintegrowanych modeli autoregresji i średniej ruchomej. Gdy trend i wahania sezonowe mają naturę stochastyczną, wówczas eliminacja trendu polega na  $d$ -krotnym obliczaniu różnic sąsiednich wyrazów szeregu aż do momentu osiągnięcia stacjonarności [Box, Jenkins 1983]. Różnicowanie z krokiem sezonowym prowadzi natomiast do usunięcia wahań sezonowych. Przekształcone dane opisuje się modelem ARIMA i wykorzystuje go do wyznaczenia szukanych prognoz<sup>1</sup>.

Mówiąc o stacjonarności należy ją rozumieć w szerszym sensie. Otóż proces stochastyczny jest stacjonarny w szerszym sensie, jeżeli zarówno wartość oczekiwana, jak i wariancja są stałe, tzn. niezmiennie w czasie, natomiast kowariancja nie zależy od czasu, lecz wyłącznie od odstępów między dwoma momentami obserwacji [Shumway 2000]. Mamy do dyspozycji rozbudowany aparat matematyczny oraz statystyczny pozwalający na wstępną identyfikację, estymację i weryfikację tego typu procesów, a także umożliwiający prognozowanie różnych wielkości opisanych takimi procesami. Z tego powodu klasyczne podejście polega na doprowadzeniu obserwacji do stacjonarności przez dokonanie odpowiednich przekształceń. Niestacjonarność może być spowodowana, niekoniecznie jednoczesnym, występowaniem trendu i sezonowości.

## Wyniki badań

Na rysunku 1 przedstawiającym szereg czasowy światowych cen pszenicy, można zauważyć występowanie trendu rosnącego, być może wahań sezonowych oraz rosnącą wariancję procesu. Jeśli w badanym szeregu zaobserwowano trend, to wartość oczekiwana, czyli średnia, procesu nie jest stała w czasie. Wynika z tego, że proces cen pszenicy jest niestacjonarny [Shumway 2000]. Zlogarytmowanie danych prowadzi do ustabilizowania wariancji procesu. Na rysunku 2 przedstawiono wykres przekształconego szeregu  $l\_cena_t$ .

Przekształcenie badanego szeregu do szeregu stacjonarnego ma duże znaczenie przy późniejszym tworzeniu prognoz cen pszenicy. W pierwszym kroku określa się stopień zintegrowania  $d$ . W tym celu analizowano wykresy autokorelacji (ACF) oraz autokorelacji cząstkowej (PACF). Na rysunku 3 przedstawiono oba wykresy. Powoli zmniejszające się wartości współczynników autokorelacji (ACF) oraz bliska jedności wartość funkcji autokorelacji cząstkowej (PACF) dla pierwszego opóźnienia sugerują, że proces jest zintegrowany w stopniu pierwszym. Przeprowadzone testy pierwiastka jednostkowego (ADF) potwierdziły stopień zintegrowania procesu cen pszenicy (tab. 1.)

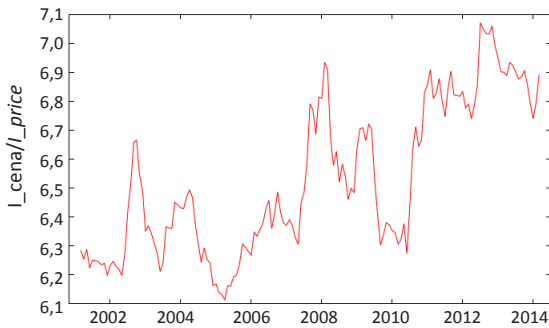


Rysunek 1. Ceny pszenicy w latach 2001-2014

Figure 1. Wheat prices in the years 2001-2014

Źródło/Source: Bank Światowy, Zintegrowanego Systemu Rolniczej Informacji Rynkowej

<sup>1</sup> Więcej nt. szeregów czasowych w książce Box i Jenkins [1983]. Hamulczuk [2013] przedstawił dostępne w programie GRETL wybrane techniki analizy i prognozowania cen produktów rolnych.



Rysunek 2. Zlogarytmowane światowe ceny pszenicy w latach 2001-2014

Figure 2. Logarithmized world price of wheat in the years 2001-2014

Źródło: opracowanie własne

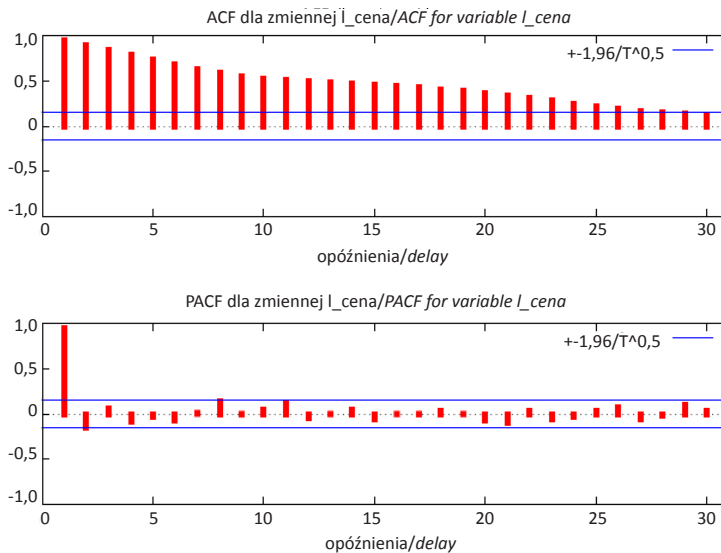
Source: own study

W celu eliminacji niestacjonarności, wynikającej z występowania trendu, różnicuje się szereg z pierwszym opóźnieniem:

$$d_l\_cena_t = l\_cena_t - l\_cena_{t-1}$$

Szereg po zróżnicowaniu został zaprezentowany na rysunku 4.

Dla zróżnicowanego szeregu ( $d_l\_cena$ ) ponownie wyznaczamy funkcje ACF oraz PACF. Na podstawie przeprowadzonych badań stwierdzono, że rozpatrywany szereg zlogarytmowanych światowych cen pszenicy można modelować procesem  $ARIMA(p,d,q)$ . Z danych na rysunku 5 przedstawiającym funkcje ACF oraz PACF wynika, że rząd opóźnienia  $p$  procesu autoregresyjnego

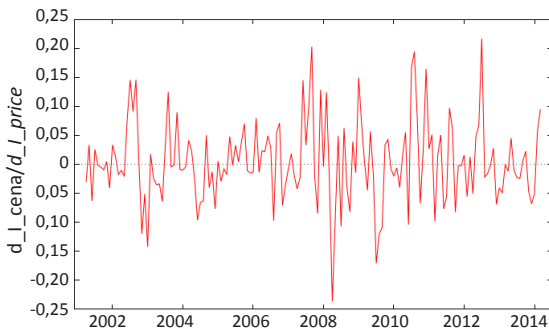


Rysunek 3. Autokorelacja (ACF) oraz autokorelacja cząstkowa (PACF) zlogarytmowanych światowych cen pszenicy w latach 2001-2014

Figure 3. Autocorrelation (ACF) and partial autocorrelation (PACF) logarithmized world wheat prices in the years 2001-2014

Źródło: opracowanie własne

Source: own study



Rysunek 4. Zróżnicowany szereg zlogarytmowanych światowych cen pszenicy w latach 2001-2014

Figure 4. A diverse range of logarithmized world wheat prices in the years 2001-2014

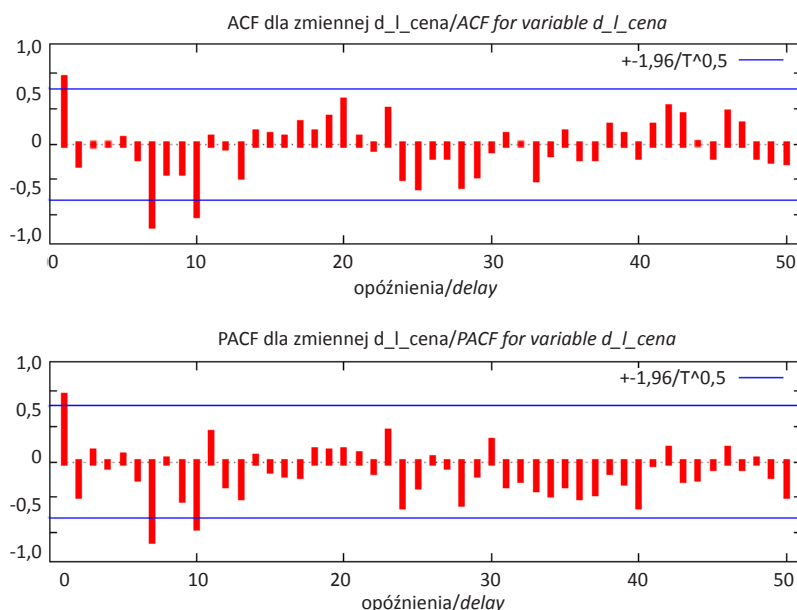
Źródło: opracowanie własne

Source: own study

Tabela 1. Testy pierwiastka jednostkowego (ADF)

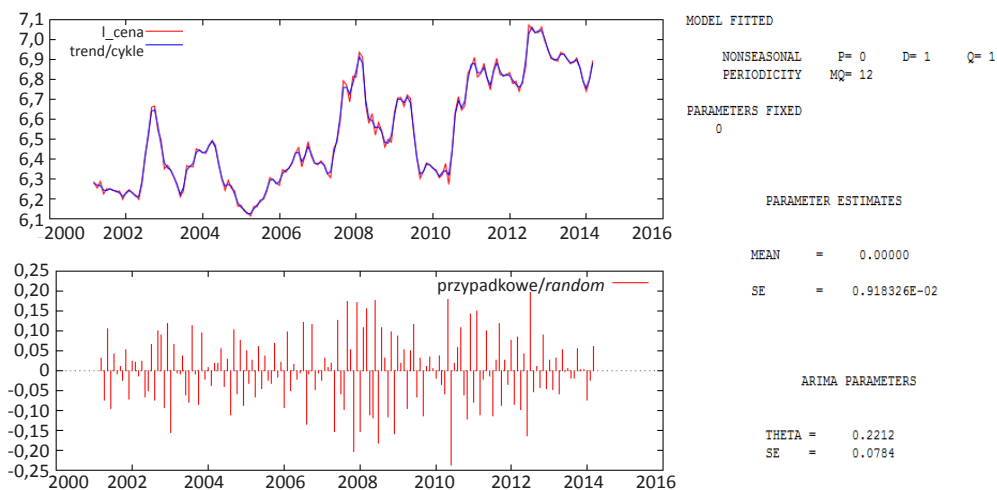
Table 1. Unit element tests

<p>Rozszerzony test Dickeya-Fullera dla procesu <math>I\_cena</math> dla opóźnienia rzędu 13 procesu <math>(1-L)I\_cena</math> liczebność próby 143 Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy <math>a = 1</math>; proces <math>I(1)</math></p> <p>test z wyrazem wolnym (const) oraz sezonowymi zmiennymi 0-1 model: <math>(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e</math> Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: 0,003 opóźnione różnice: <math>F(13, 117) = 1,777 [0,0545]</math> estymowana wartość <math>(a-1)</math> wynosi: -0,0218176 Statystyka testu: <math>\tau\_c(1) = -0,803973</math> asymptotyczna wartość <math>p = 0,8175</math></p> <p>z wyrazem wolnym i trendem liniowym oraz sezonowymi zmiennymi 0-1 model: <math>(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e</math> Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: 0,005 opóźnione różnice: <math>F(2, 138) = 4,284 [0,0157]</math> estymowana wartość <math>(a-1)</math> wynosi: -0,112368 Statystyka testu: <math>\tau\_ct(1) = -3,0853</math> asymptotyczna wartość <math>p = 0,1097</math></p>	<p>Rozszerzony test Dickeya-Fullera dla procesu <math>d\_I\_cena</math> dla opóźnienia rzędu 4 procesu <math>(1-L)d\_I\_cena</math> liczebność próby 151 Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy <math>a = 1</math>; proces <math>I(1)</math></p> <p>test z wyrazem wolnym (const) oraz sezonowymi zmiennymi 0-1 model: <math>(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e</math> Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: -0,000 opóźnione różnice: <math>F(4, 134) = 0,401 [0,8074]</math> estymowana wartość <math>(a-1)</math> wynosi: -0,819728 Statystyka testu: <math>\tau\_c(1) = -4,84236</math> asymptotyczna wartość <math>p = 4,243e-005</math></p> <p>z wyrazem wolnym i trendem liniowym oraz sezonowymi zmiennymi 0-1 model: <math>(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e</math> Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: -0,000 opóźnione różnice: <math>F(4, 133) = 0,397 [0,8104]</math> estymowana wartość <math>(a-1)</math> wynosi: -0,819938 Statystyka testu: <math>\tau\_ct(1) = -4,82524</math> asymptotyczna wartość <math>p = 0,0003884</math></p>
--	--

Rysunek 5. Autokorelacja (ACF) oraz autokorelacja cząstkowa (PACF) zróżnicowanego szeregu ( $d\_I\_cena$ )  
Figure 5. Autocorrelation (ACF) and partial auto-correlation (PACF) differ-entiated series ( $d\_I\_cena$ )

Źródło: opracowanie własne

Source: own study



Rysunek 6. Wynik zastosowania procedury TRAMO/SEATS

Figure 6. The result of the TRAMO/SEATS

Źródło: opracowanie własne

Source: own study

go jest równy 1, zaś rząd procesu średniej ruchomej przypuszczalnie wynosi 1. Sezonowość jest praktycznie niezauważalna. W celu identyfikacji procesu modelującego rozważany szereg wykorzystano również wbudowaną funkcję GRETLa o nazwie TRAMO/SEATS. Rezultaty jej działania przedstawiono na rysunku 6.

Procedura TRAMO/SEATS rozpoznała strukturę badanego szeregu jako ARIMA(0,1,1). Wiedzę o modelu opisującym światowe ceny pszenicy można wykorzystać do prognozowania cen tego zboża w Polsce. Dane na rysunku 1 pozwalają przypuszczać, że ceny pszenicy w Polsce są silnie skorelowane z cenami światowymi. Porównanie wykresów obu cen wskazuje na występowanie przesunięcia czasowego. Innymi słowy, sytuacja na polskim rynku pszenicy jest odzwierciedleniem sytuacji na rynku światowym sprzed kilku miesięcy. Potwierdza to analiza korelacyjna badająca występowanie i siłę zależności między ceną krajową a ceną globalną sprzed  $k$ -miesięcy, gdzie  $k = 1, 2, \dots, 12$ . Przeprowadzone obliczenia, których rezultaty zawarto w tabeli 2, wskazują na największą dodatnią, liniową zależność w przypadku miesięcznego opóźnienia.

Model opisujący zależność między cenami polskim a cenami globalnymi opóźnionymi o 1 miesiąc został oszacowany klasyczną metodą najmniejszych kwadratów. Równanie regresji liniowej jest postaci:

$$\widehat{cena}_{pl} = 0,89749 \cdot cena_{global} \quad (1)$$

(0,011)

Tabela 2. Współczynniki korelacji między polskimi cenami pszenicy ( $cena_{pl}$ ) i cenami globalnymi ( $cena_k$ ) opóźnionymi o  $k$ -okresów

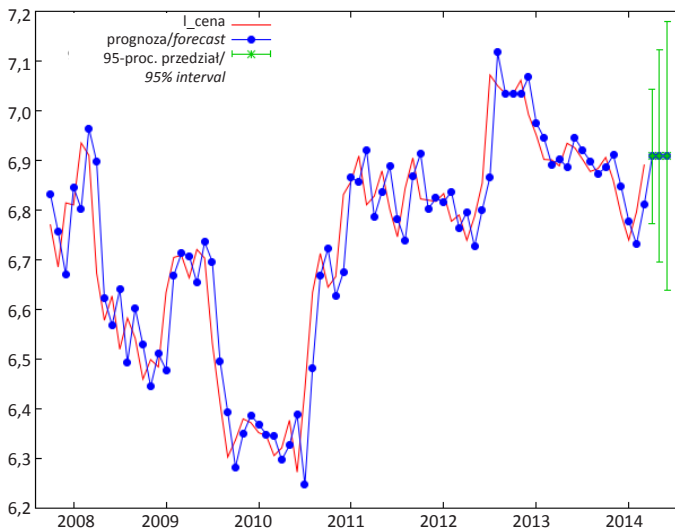
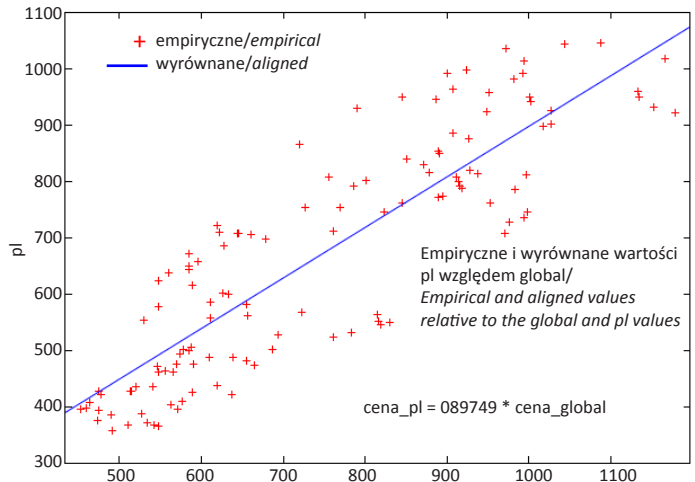
Table 2. The correlation coefficients between Polish wheat prices ( $cena_{pl}$ ) and global prices ( $cena_k$ ) lagged about  $k$ -periods

$cena_{global\_k}$	$k = 1$	$k = 2$	$k = 3$	$k = 4$	$k = 5$	$k = 6$
współczynnik korelacji z $cena_{pl}$	0,8711	0,8670	0,8404	0,8096	0,7680	0,7075
$cena_{global\_k}$	$k = 7$	$k = 8$	$k = 9$	$k = 10$	$k = 11$	$k = 12$
współczynnik korelacji z $cena_{pl}$	0,6422	0,5763	0,5113	0,4531	0,4040	0,3684

Rysunek 7. Regresja liniowa cen pszenicy w Polsce względem światowych cen pszenicy

Figure 7. Linear regression wheat prices in Poland relative to world prices of wheat

Źródło: opracowanie własne  
Source: own study



Rysunek 8. Prognozy zlogarytmowanych światowych cen pszenicy na II kwartał 2014 r.

Figure 8. Forecasts of the logarithm of world wheat prices in the second quarter 2014

Źródło: opracowanie własne  
Source: own study

Wykorzystując ponownie program GRETl oszacowano parametry modelu ARIMA(0, 1, 1) oraz uzyskano prognozy punktowe zlogarytmowanych światowych cen pszenicy na kolejne 3 miesiące 2014 roku.

Wykonując elementarne działania na logarytmach cen uzyskano wartości prognoz światowych cen pszenicy w okresie od kwietnia do czerwca 2014 roku. W tabeli 3 zawarto te obliczenia. Oszacowana regresja liniowa cen pszenicy w Polsce względem cen światowych

Tabela 3. Prognozy światowych cen pszenicy na II kwartał 2014 r.  
Table 3. Forecasts of world wheat prices in the second quarter 2014

Miesiąc/Month	III 2014	IV 2014	V 2014	VI 2014
cena_global	983,32	1000,94	1000,94	1000,94

Tabela 4. Prognozy polskich cen pszenicy na II kwartał 2014 r.  
Table 4. Forecasts of polish wheat prices in the second quarter 2014

Miesiąc/Month	III 2014	IV 2014	V 2014	VI 2014
cena_pl	782,965	797,61	787,38	769,13
cena_pl prognoza	-	898,33	898,33	898,33



umożliwia dokonanie transmisji prognozowanych cen pszenicy z rynku globalnego na rynek polski. Podstawiając do równania (1) wartości prognoz cen globalnych uzyskano prognozy ceny pszenicy w Polsce. W tabeli 4 zawarto prognozę cen pszenicy w Polsce na II kwartał roku 2014. Dla tak wyznaczonej prognozy błąd średniokwadratowy prognozy ex post MSE [Cieślak 1997] jest równy:

$$MSE = \sqrt{\frac{1}{3}[(797,61 - 898,3)^2 + (787,38 - 898,3)^2 + (769,13 - 898,3)^2]} = 114,23$$

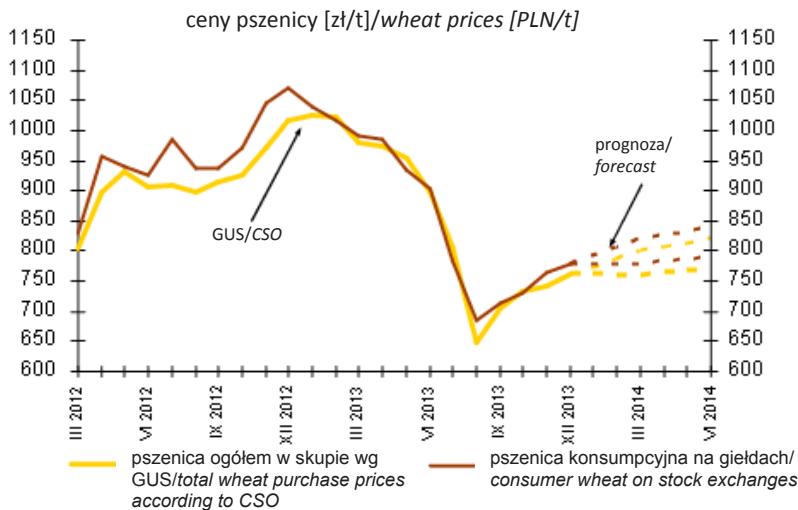
Innym miernikiem błędu ex post prognozy jest współczynnik Theila [Cieślak 1997]:

$$I^2 = \frac{\sum_{t=n+1}^T (y_t - y_t^p)^2}{\sum_{t=n+1}^T y_t^2}$$

Współczynnik ten przyjmuje wartość zero, gdy prognozy są idealnie trafne. Wartość współczynnika wzrasta wraz ze wzrostem różnic pomiędzy wartościami prognoz i zmiennej prognozowanej. W przypadku prognoz polskich cen pszenicy współczynnik Theila wynosi 0,021.

Zdaniem pracowników Zespołu Ekspertów Agencji Rynku Rolnego przeciętne ceny skupu pszenicy konsumpcyjnej w transakcjach giełdowych w czerwcu 2014 roku mogły być zawarte w przedziale 790-840 zł/t [Progniza cen... 2014]. W źródłowym raporcie w formie tabelarycznej podano prognozy przedziałowe jedynie na marzec i czerwiec. Na rysunku 9 przedstawiono przewidywane miesięczne ceny w okresie od stycznia do czerwca 2014 roku.

Przyjęto, że według ekspertów punktowa prognoza cen pszenicy konsumpcyjnej na czerwiec 2014 roku wynosiła  $815 = (840 + 790)/2$ . Średniokwadratowy błąd tej prognozy równa się 45,87.



Rysunek 9. Prognozy cen skupu pszenicy w II kwartale 2014 r. wyznaczone przez GUS i Zespół Ekspertów Agencji Rynku Rolnego

Figure 9. Forecasts wheat prices in the second quarter of 2014 made by the Central Statistical Office and the Panel of Experts of the Agricultural Market Agency

Źródło: Raport Agencji Rynku Rolnego Prognoza cen rynkowych podstawowych produktów rolniczożywnościowych

Source: Report of the Agricultural Market Agency Forecast market prices of basic agricultural and food products

## Podsumowanie i wnioski

Przeprowadzone badania wskazują, że światowe ceny pszenicy można modelować procesem  $ARIMA(0,1,1)$ . Takie oszacowania parametrów oznaczają, że cena w chwili  $t$  nie zależy od wcześniejszych cen ( $p = 0$ ), zależy jednak od błędu obserwacji w chwili  $t - 1$  ( $q = 1$ ). Parametr  $d$  określa zaś krotkość różnicowania gwarantującą stacjonarność szeregu czasowego. Ponadto, analizy potwierdziły, że występuje zależność korelacyjna między cenami światową i krajową. Z tych powodów wydaje się uzasadnione podjęcie próby prognozowania cen pszenicy w Polsce w oparciu o szereg czasowy światowych cen z uwzględnieniem odpowiednich opóźnień. Wyznaczono prognozy polskich cen pszenicy na II kwartał 2014 roku oraz błędy *ex post* tych prognoz. Uzyskane wyniki są mniej zadowolające niż rezultaty osiągnięte przez ekspertów ARR, jednak wykorzystana idea prognozowania wydaje się być potencjalnie użyteczna.

Dobłą praktyką jest wyznaczenie wieloma metodami prognoz tego samego zjawiska. Dzięki temu można porównać otrzymane rezultaty, przede wszystkim pod kątem ich dokładności [Hamulczuk, Stańko 2009].

## Literatura

- Box G.E.P., Jenkins G.M. 1983: *Analiza szeregów czasowych. Prognozowanie i sterowanie*, PWN, Warszawa.
- Brockwell P.J., Davis R.A. 2002: *Introduction to Time Series and Forecasting*, Springer-Verlag, New York Inc.
- Brockwell P.J., Davis R.A. 2006: *Time Series: Theory and Methods*, Springer Science + Business Media, LLC.
- Cieślak M. 1997: *Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowania*, PWN, Warszawa.
- Hamulczuk M. (red.) 2011: *Prognozowanie cen surowców rolnych z wykorzystaniem modeli szeregów czasowych*, IERiGŻ-PIB, Warszawa, nr 10.
- Hamulczuk M. 2013: *Analiza i prognozowanie cen surowców rolnych przykładowe ujęcia aplikacyjne z wykorzystaniem programu GRETL*, Komunikaty, Raporty, Ekspertyzy, IERiGŻ-PIB, Warszawa, nr 561.
- Hamulczuk M., Stańko S. (red.) 2009: *Zarządzanie ryzykiem cenowym a możliwości stabilizowania dochodów producentów rolnych*, IERiGŻ-PIB, Warszawa, nr 148.
- Hamulczuk M., Klimkowski C., Stańko S. 2013: *Metody ilościowe w systemie prognozowania cen produktów rolnych*, IERiGŻ-PIB, Warszawa, nr 89, s. 11-16, 48-49, 62.
- Jabłońska-Urbaniak T. (red.) 2012: *Rolnictwo i gospodarka żywnościowa w Polsce*, MRiRW, Warszawa.
- Maddala G.S. 2006: *Ekonometria*, PWN, Warszawa.
- Milo W. 1990: *Szeregi czasowe*, PWE, Warszawa.
- Prognoza cen rynkowych podstawowych produktów rolno-żywnościowych*. 23.01.2014: Agencja Rynku Rolnego, Warszawa.
- Rocznik statystyczny rolnictwa 2013*. 2013: GUS, Warszawa.
- Rembeza J., Seremak-Bulge J. 2009: *Ewolucja podstawowych rynków rolnych i jej wpływ na transmisję cen w latach 1990-2008*, IERiGŻ-PIB, Warszawa, nr 131.
- Seremak-Bulge J. (red.) 2006: *Ewolucja rynku zbożowego i jej wpływ na proces transmisji cen*, IERiGŻ-PIB, Warszawa, nr 38.
- Shumway R. H. 2000: *Time series analysis and its applications*, Springer Verlag, New York.
- Stańko S. (red.) 2013: *Prognozowanie w agrobiznesie. Teoria i przykłady zastosowania*, Wyd. SGGW, Warszawa.
- Thuczak A., Szewczyk M. 2010: *Efektywność modeli autoregresyjnych w prognozowaniu cen produktów rolnych w Polsce*, Oeconomia Copernicana, nr 1, 99-119.
- Thuczak A. 2011: *Prognozowanie w rolnictwie na podstawie wybranych modeli szeregów czasowych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Opolskiego.

## Summary

*Article refers to a method of forecasting wheat prices in Poland, which was suggested in the literature. This idea is based on empirical observations. Authors observed that there is a relationship between global prices of wheat and prices in Poland. The authors of this article have identified a process  $ARIMA(0, 1, 1)$  as a stochastic model to describe the global prices of wheat. They also found a correlation coefficients, which confirmed the relationship between the global and Polish prices. They forecasted Polish wheat prices in the second quarter of 2014 and the ex-post errors. All calculations were performed using GRETL.*

Adres do korespondencji  
mgr inż. Kamil Jodź, mgr inż. Agnieszka Mruklik  
Uniwersytet Przyrodniczy we Wrocławiu, Instytut Nauk Ekonomicznych i Społecznych  
pl. Grunwaldzki 24A, 50-363 Wrocław, tel. (71) 320 15 82  
e-mail: kamil.jodz@up.wroc.pl, agnieszka.mruklik@up.wroc.pl