

Julita Bilakiewicz, Agnieszka Mruklik

Uniwersytet Przyrodniczy we Wrocławiu

REAKCJA CEN SKUPU ŻYWCA WIEPRZOWEGO W POLSCE NA ZMIANY INDEKSU GIEŁDOWEGO – UJĘCIE EKONOMETRYCZNE

THE REACTION OF PURCHASE PRICES OF HOG LIVESTOCK IN POLAND TO CHANGES IN STOCK INDEX – ECONOMETRIC CONCEPTUALIZATION

Słowa kluczowe: cena skupu żywca wieprzowego, indeks giełdowy, model ekonometryczny, regresja liniowa, prognoza punktowa

Key words: purchase price of hog livestock, stock index, econometric model, linear regression, point forecast

JEL codes: Q11, Q13, C51, C53

Abstrakt. Zbadano wpływ notowań indeksów giełdowych: WIG, WIG20 oraz WIG-Spożywczy na wysokość cen skupu żywca wieprzowego w Polsce. Na podstawie zgromadzonych danych skonstruowano model ekonometryczny, który wyjaśnia kształtowanie się miesięcznych cen trzody chlewnej w Polsce w okresie od stycznia 2004 roku do grudnia 2015 roku w zależności od notowań indeksu WIG20. Ten model regresji liniowej został oszacowany, zweryfikowany merytorycznie oraz statystycznie, a następnie zastosowany do wyznaczenia prognoz punktowych cen żywca wieprzowego w Polsce we wszystkich miesiącach 2016 roku. Wyznaczono m.in. błąd *ex post* tych prognoz.

Wstęp

Ceny surowców rolnych zależą m.in. od podaży oraz popytu w kraju, jak i na rynkach światowych. Wraz ze wstąpieniem Polski do Unii Europejskiej (UE) na rynki rolne wpływają także postanowienia wspólnej polityki rolnej (WPR). Wpływ na ceny produktów rolnych mają także inne podejmowane działania, w tym np. embargo. Specyficzny charakter produkcji rolnej wymaga również działań interwencyjnych ze strony państwa. Działania te mają zapewnić wysokość cen surowców na poziomie akceptowanym przez konsumentów, a producentom mają przynieść odpowiednie dochody. Interwencjonizm na rynku rolnym jest konieczny ze względu na niską elastyczność popytu na produkty rolne, ma zapobiegać powstaniu niedoboru lub nadwyżki artykułów żywnościowych.

Najwięksi producenci rolni, przedsiębiorstwa z rynku artykułów żywnościowych oraz przedsiębiorstwa z rynku napojów, działający jako spółki akcyjne z siedzibą w Polsce i na Ukrainie weszli na Giełdę Papierów Wartościowych Warszawie. Stworzony został indeks WIG-Spożywczy do którego należy 27 spółek. Jest to indeks sektorowy. Ma on na celu informowanie inwestorów o sytuacji na rynku żywnościowym.

Biorąc pod uwagę powiązania między poszczególnymi sektorami gospodarki można przypuszczać, że ceny produktów rolnych zależą także od notowań indeksów giełdowych. Analizie poddano notowania indeksów: WIG, WIG20 oraz WIG-Spożywczy. Zbadano wpływ notowań giełdowych na wysokość cen żywca wieprzowego w Polsce. Na podstawie zgromadzonych danych stworzono model ekonometryczny, który wyjaśnia kształtowanie się zmiennej objaśnianej (skutku) w zależności od zmiennej objaśniającej (przyczyny). Model ten oszacowano, zweryfikowano merytorycznie oraz statystycznie, a następnie zastosowano do wyznaczenia prognoz punktowych cen skupu trzody chlewnej w Polsce we wszystkich miesiącach 2016 roku.

Metody prognozowania można podzielić na dwie główne grupy: matematyczno-statystyczne (ilościowe) i niematematyczne (jakościowe, heurystyczne) [Tłuczak 2011, s. 37].

Badacze zajmujący się modelowaniem oraz prognozowaniem cen wybranych produktów rolnych w Polsce stosowali na ogół metody matematyczno-statystyczne, przy czym przeważały sposoby z użyciem danych w postaci szeregów czasowych. Mariusz Hamulczuk [2006] wykorzystał modele ARIMA w prognozowaniu cen wieprzowiny w Polsce. Natomiast Benedykt Pepliński, Dariusz Majchrzycki i Adam Dobek do prognozowania wykorzystali analizę techniczną [Pepliński i in. 2008]. Stanisław Gędek posłużył się modelem VAR przy analizie powiązań cenowych pomiędzy polskim rynkiem wieprzowiny a rynkami wybranych krajów UE w okresie od stycznia 1999 roku do marca 2009 roku. Badania wykazały istnienie takich powiązań. Po akcesji Polski do UE nastąpiło wyraźne przyspieszenie reakcji polskiego rynku na impulsy cenowe. Na podstawie przeprowadzonych badań taki sam wniosek wysnuł Jerzy Rembeza [2008]. Impulsy cenowe na ogół miały charakter jednokierunkowy – płynęły z rynków UE na rynek polski [Gędek 2009]. Z kolei Jarosław Lira [2011] ocenił dokładność krótkoterminowych prognoz targowiskowych cen żywca wieprzowego uzyskanych z uwzględnieniem wahań cyklicznych i sezonowych na podstawie modelu multiplikatywnego według zmodyfikowanej metody klasycznej. Wykorzystując modele ARIMA i metodę wskaźników na podstawie krajowych danych rynkowych M. Hamulczuk i Stanisław Stańko [2009] wyznaczyli m.in. miesięczne prognozy cen skupu pszenicy w Polsce. Agnieszka Tłuczak i Mirosława Szewczyk [2010] zastosowały modele autoregresyjne do wyznaczenia punktowych prognoz cen podstawowych produktów rolnych, w tym trzody chlewnej, w skupie. M. Hamulczuk wraz z zespołem [2011] przedstawił istotę i uwarunkowania prognozowania cen surowców rolnych z wykorzystaniem modeli szeregów czasowych. Rezultatem pracy było m.in. wyznaczenie na podstawie krajowych cen prognoz punktowych miesięcznych cen pszenicy, żyta, mleka, a także żywca wieprzowego, wołowego i drobiowego w Polsce w okresie 2008-2012. Do modelowania cen wykorzystano procesy ARIMA. M. Hamulczuk, S. Gędek, Cezary Klimkowski i S. Stańko otrzymali krótkookresowe prognozy cen surowców rolnych z modeli przyczynowych VAR oraz VECM [Hamulczuk i in. 2012]. M. Hamulczuk, C. Klimkowski i S. Stańko wskazali możliwe zastosowania modeli ilościowych, w tym m.in. modeli ARIMA, regARIMA, modelu Holta i jego modyfikacji, a także modeli AGLINK-COSIMO i FAPRI, do prognozowania cen na wybranych rynkach rolnych w Polsce [Hamulczuk i in. 2013].

Przewidywania cen produktów rolnych odgrywają bardzo ważną rolę podczas podejmowania decyzji gospodarczych w skali makro- i mikroekonomicznej. Z takich prognoz korzystają [Hamulczuk i in. 2013, s. 11-16]:

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

Wyznaczanie dobrych jakościowo prognoz jest także istotne z punktu widzenia spodziewanego wzrostu zarówno podaży, jak i popytu na światowym rynku żywca wieprzowego [Stępień 2010, Wojnar, Kasprzyk 2014].

Materiał i metodyka badań

W celu oszacowania modelu ekonometrycznego wyjaśniającego kształtowanie się cen trzody chlewnej wykorzystano m.in. średnie miesięczne ceny wyrażone w zł/kg, notowane od stycznia 2004 roku do grudnia 2015 roku. Dane pochodzą z opracowań GUS *Skup i ceny produktów rolnych* [GUS 2005-2016] zamieszczonych na stronie internetowej GUS. Wartości notowań indeksów giełdowych WIG20 i WIG-Spożywczy zaczerpnięto ze stron internetowych: www.investing.com i www.stooq.pl.

W pracy posłużono się graficzną metodą analizy danych oraz metodami ekonometrycznymi, w tym: metodą doboru zmiennych objaśniających opierającą się na analizie empirycznych współczynników korelacji liniowej Pearsona, a także klasyczną metodą najmniejszych kwadratów

użyta do oszacowania nieznanych parametrów strukturalnych modelu. Statystyczna weryfikacja modelu sprowadzała się m.in. do wykorzystania odpowiednich testów statystycznych. W badaniach posłużono się programami Gretl i Excel.

Wyniki badań

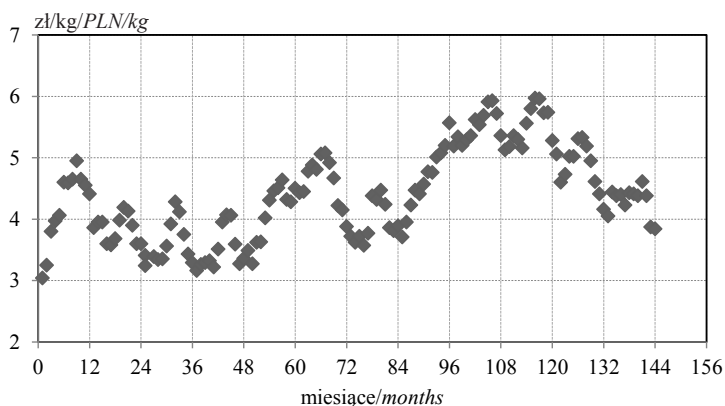
Średnie miesięczne ceny trzody chlewnej od stycznia 2004 roku ($t = 1$) do grudnia 2015 roku ($t = 144$) zostały przedstawione na rysunku 1. Średnia cena jednego kilograma trzody chlewnej w analizowanych dwunastu latach wynosiła 4,38 zł. Ceny trzody chlewnej w pierwszym kwartale były najniższe. Przyjmowały one wartości z przedziału 4,02-4,20 zł/kg i były niższe od średniej o 4,11-8,22%. Najwyższe ceny notowano w trzecim kwartale – przyjmowały one wartości od 4,68 do 4,77 zł/kg, co stanowiło o 6,85-9,80% więcej od średniej. Na rysunku 1 można zauważyć pewną tendencję dotyczącą kształtowania się cen wieprzowiny w poszczególnych latach. Przeważnie na początku roku ceny zwiększały się. W lutym były wyższe średnio o 0,95-9,36% w stosunku do ceny w styczniu. Wyjątkiem były lata 2006, 2008, 2010 i 2014, gdy ceny wieprzowiny w lutym były niższe o 2,68-9,09% w porównaniu do miesiąca poprzedniego. W każdym roku ceny osiągały maksimum w miesiącach lipiec, sierpień i wrzesień. Wyjątkiem był 2011 rok, gdy maksymalną cenę wieprzowiny odnotowano w grudniu i wyniosła ona 5,57 zł/kg. Wraz ze zbliżającym się końcem roku ceny wieprzowiny przeważnie zmniejszały się. Wyjątkiem był 2008 rok, gdy cena w grudniu była wyższa o 5,14% od ceny w poprzednim miesiącu, podobnie w 2011 roku cena była wyższa o 7,12% od listopadowej ceny. Również tendencję wzrostową zaobserwowano w latach 2007 i 2010 – ceny w grudniu były wyższe o 2,10-2,57% od ceny notowanej w poprzednim miesiącu.

Rysunek 1. Średnie miesięczne ceny trzody chlewnej w latach 2004-2015

Figure 1. The average monthly prices of hog livestock in the years 2004-2015

Źródło: opracowanie własne

Source: own study



Cena trzody chlewnej jest zmienną objaśnianą Y_t w modelu ekonometrycznym dla $t \in [1, 144]$. Zmienne objaśniające wyjaśniające kształtowanie się cen trzody chlewnej wybrano do modelu na podstawie wektora korelacji ze zmienną Y_t (tab. 1) oraz na podstawie macierzy korelacji zmiennych objaśniających (tab. 2). Analiza danych w tabeli 1 prowadzi do wniosku, że ceny trzody chlewnej Y_t były najbardziej skorelowane z indeksem WIG20, współczynnik korelacji wynosi -0,3769. Równocześnie WIG20 wykazuje wysoką korelację z indeksem WIG (współczynnik korelacji wynosi 0,7664) oraz z indeksem WIG-Spożywczy (współczynnik korelacji osiągnął wartość 0,6279), co przedstawiono w tabeli 2. Zatem na podstawie analizy danych w tabelach 1 i 2 zmienną objaśniającą X_{1t} , uwzględnioną w modelu ekonometrycznym, są notowania indeksu WIG20. Średnie miesięczne notowania tego indeksu wyrażone w punktach pochodzą ze strony internetowej www.investing.com (zakładka „notowania historyczne”).

Tabela 1. Wektor korelacji zmiennej objaśnianej Y (cena trzody chlewnej) z potencjalnymi zmiennymi objaśniającymi

Table 1. The vector correlation explained variable Y (the price of hog livestock) with potential explanatory variables

Cena trzody chlewnej/ Pig price	Indeks giełdowy/ Stock index
0,0037	WIG
-0,3769	WIG20
-0,0214	WIG-Spożywczy/food

Źródło: opracowanie własne w programie Gretl
Source: own study in Gretl

Tabela 2. Macierz korelacji zmiennych objaśniających

Table 2. The correlation matrix of explanatory variables

WIG	WIG20	WIG spożywczy	Indeks giełdowy/ Stock index
1,0000	0,7664	0,6331	WIG
	1,0000	0,6279	WIG20
		1,0000	WIG-Spożywczy/ food

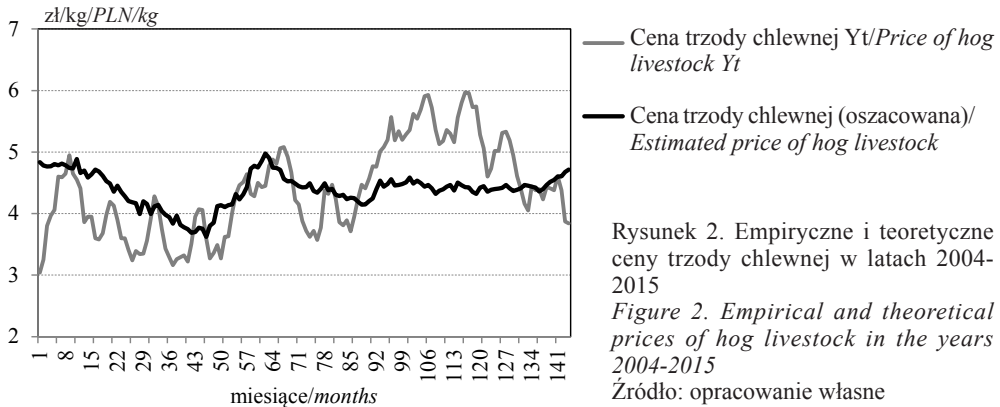
Źródło: opracowanie własne w programie Gretl
Source: own study in Gretl

Zakładając, że spełnione są założenia modelu regresji liniowej prostej [Maddala 2006, s. 100], a także wykorzystując program Excel, oszacowano rozpatrywany model ekonometryczny. Otrzymano model postaci:

$$\hat{Y}_t = 5,716736 - 0,00054 * X_{1t}, \quad t \in [1, 144]$$

(0,251281) (0,000102)

Z danych na rysunku 2 wynika, że oszacowane wartości odchylają się od wartości empirycznych, co jest spowodowane m.in. wahaniami sezonowymi cen żywca wieprzowego. Dlatego kolejnym etapem było oszacowanie wahań sezonowych miesięcznych dla modelu addytywnego. Wyznaczono czyste wskaźniki sezonowości dla wahań addytywnych uzyskując wyniki zamieszczone w tabeli 3.



Rysunek 2. Empiryczne i teoretyczne ceny trzody chlewnej w latach 2004-2015

Figure 2. Empirical and theoretical prices of hog livestock in the years 2004-2015

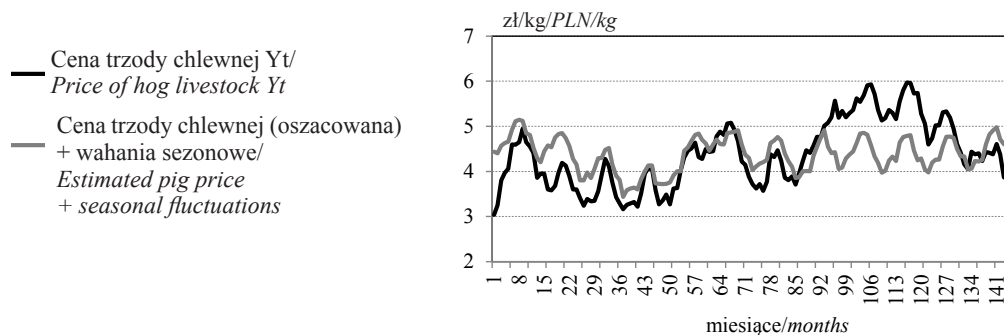
Źródło: opracowanie własne
Source: own study

Tabela 3. Czyste wskaźniki sezonowości dla Y_t

Table 3. Pure seasonal indexes for Y_t

C_I	C_{II}	C_{III}	C_{IV}	C_V	C_{VI}	C_{VII}	C_{VIII}	C_{IX}	C_X	C_{XI}	C_{XII}
-0,40	-0,39	-0,20	-0,14	-0,15	0,14	0,30	0,36	0,37	0,11	-0,08	-0,14

Źródło: opracowanie własne
Source: own study



Rysunek 3. Ceny empiryczne trzody chlewnej w latach 2004-2015 i odpowiadające im ceny teoretyczne skorygowane o wahania sezonowe

Figure 3. Empirical and theoretical pig prices adjusted for seasonal fluctuations in the years 2004-2015

Źródło: opracowanie własne

Source: own study

Uwzględnienie wahań sezonowych w pewnym stopniu polepszyło dopasowanie modelu do danych empirycznych (rys. 3). Rozpatrywany model nie budzi zastrzeżeń pod względem merytorycznym. Obliczony współczynnik determinacji informuje, że 0,36 całkowitej zmienności zmiennej objaśnianej Y została wyjaśniona przez zmienność zmiennej objaśnianej WIG20. Niski współczynnik determinacji wynikał z faktu, że głównym czynnikiem wpływającym na ceny trzody chlewnej jest podaż na rynku, o czym informują tzw. „świńskie dołki i górki”. W przypadku „świńskiej górki” ceny spadają, ponieważ podaż przewyższa popyt. Natomiast gdy na rynku występuje „świński dołek”, ceny rosną z uwagi na fakt nadwyżki popytu nad podażą. Nadwyżka podaży nad popytem może wynikać z obniżki cen zbóż czy pasz.

Tabela 4. Prognozy cen trzody chlewnej w 2016 roku oraz błąd prognozy *ex post*

Table 4. Forecasts of pig prices in the year 2016 and forecast error

Miesiąc/ Month (2016)	t	Prognoza cen trzody chlewnej na podstawie modelu/ Forecasts of pig prices based on the model	Ceny trzody chlewnej odnotowane w 2016 roku/Pig prices recorded in 2016	Błąd prognozy <i>ex post</i> /Ex post forecast error
		zł/kg/PLN/kg		
Styczeń/January	145	4,43	4,03	-0,40
Luty/February	146	4,01	4,17	0,16
Marzec/March	147	4,56	4,23	-0,33
Kwiecień/April	148	4,57	4,12	-0,45
Maj/May	149	4,61	4,53	-0,08
Czerwiec/June	150	4,97	4,99	0,02
Lipiec/July	151	5,11	5,38	0,27
Sierpień/August	152	5,14	5,31	0,17
Wrzesień/September	153	5,18	5,41	0,23
Październik/October	154	4,91	5,04	0,13
Listopad/November	155	4,72	4,96	0,24
Grudzień/December	156	4,63	5,09	0,46

Źródło: opracowanie własne

Source: own study

Na podstawie przeprowadzonych testów można przyjąć, że rozważany model może być wykorzystany do prognozowania cen żywca wieprzowego, ponieważ zmienna objaśniająca jest statystycznie istotna, a model liniowy poprawnie opisuje zależności pomiędzy zmienną objaśnianą a objaśniającą. Ponadto sprawdzono, że składnik losowy jest symetryczny. Pomiedzy składnikami losowymi nie ma korelacji (wynik testu testu Durбина-Watsona), a przeprowadzony test Harvaya-Godfraya wykazał, że nie można odrzucić hipotezy o homoskedastyczności składnika losowego).

Zakładając, że spełnione są założenia predykcji ekonometrycznej [Tłuczak 2011, s. 39], wyznaczono prognozy cen trzody chlewnej dla wszystkich miesięcy 2016 roku, tj. od $t = 145$ do $t = 156$. Prognozy te zawarto w tabeli 4.

Błąd średniokwadratowy RMSE wynosi:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{r=n+1}^{n+m} (y_T - y_T^p)^2} = \sqrt{\frac{1}{12} * 0,9446} = \sqrt{0,078717} = 0,2806$$

W celu weryfikacji, czy prognoza jest zadowalająca, obliczono także odchylenie standardowe reszt, którego wartość wyniosła 0,6262. Zatem wartość RMSE była mniejsza od 0,6262, można więc stwierdzić, że prognoza jest zadowalająca. Następnym etapem było obliczenie współczynnika rozbieżności U według wzoru:

$$U = \frac{RMSE}{\sqrt{\frac{1}{m} \sum_{r=n+1}^{n+m} y_T^2 + \frac{1}{m} \sum_{r=n+1}^{n+m} (y_T^p)^2}}$$

Otrzymano następujący wynik:

$$U = \frac{0,2806}{\sqrt{\frac{1}{12} * 267,238 + \frac{1}{12} * 270,524}} = \frac{0,2806}{4,7191 + 4,7480} = \frac{0,2806}{9,4671} = 0,03$$

Współczynnik rozbieżności wynosił 0,03, był bliski zero, dlatego można przyjąć, że prognoza cen trzody chlewnej jest bliska prognozy idealnej.

Podsumowanie

Weryfikacja prognoz cen trzody chlewnej dla 2016 roku wykazała, że otrzymane przewidywane ceny są bliskie prognozom idealnym. Zatem oszacowany model ekonometryczny można wykorzystać do prognozowania cen trzody chlewnej na podstawie notowań indeksu WIG20. Otrzymanie niskiego współczynnika rozbieżności było możliwe dzięki wyodrębnieniu w modelu miesięcznych wahań sezonowych. Wszelkie odchylenia oszacowanych cen od wartości empirycznych mogły być wynikiem zdarzeń, takich jak: wzrost lub spadek podaży trzody chlewnej zarówno w Polsce, jak i na rynku niemieckim, wzrost lub spadek cen pasz czy zbóż, decyzje polityczne (przykładem jest embargo rosyjskie wprowadzone na produkty rolne z Polski), choroby trzody chlewnej (wykrycie ogniska afrykańskiego pomoru świń przy granicy Polski powodowało spadek cen mięsa wieprzowego). Wartości notowań indeksu WIG20 w okresie prognozy były zbliżone do notowań z 2015 roku, z niewielką tendencją spadkową. Brak nagłych zmian wartości indeksu WIG20 w 2016 roku mógł być również czynnikiem, który wpłynął na mały błąd prognozy *ex post*.

Literatura/Bibliography

- Gędek Stanisław. 2009. Analiza powiązań pomiędzy cenami wieprzowiny na rynku polskim i wybranych krajów Unii Europejskiej (The analysis of pork price linkages between polish market and the markets of selected EU countries). *Roczniki Naukowe SERiA XI* (3): 92-96.
- GUS. 2006-2016. *Skup i ceny produktów rolnych w 2005 r., ..., 2015 r.* (Purchase and prices of agricultural products in 2005, ..., 2015). Warszawa: Wydawnictwo GUS.
- Hamulczuk Mariusz. 2006. „Wykorzystanie modeli ARiMA w prognozowaniu cen wieprzowiny”. *Roczniki Naukowe SERiA VIII* (5): 43-47.
- Hamulczuk Mariusz, Stanisław Stańko (red.). 2009. *Zarządzanie ryzykiem cenowym a możliwości stabilizowania dochodów producentów rolnych* (Price risk management and the possibilities of stabilizing the income of agricultural producers). Warszawa: IERiGŻ-PIB.
- Hamulczuk Mariusz (red.). 2011. *Prognozowanie cen surowców rolnych z wykorzystaniem modeli szeregów czasowych* (Forecasting prices of agricultural commodities using time series models). Warszawa: IERiGŻ-PIB.
- Hamulczuk Mariusz, Stanisław Gędek, Cezary Klimkowski, Stanisław Stańko. 2012. *Prognozowanie cen surowców rolnych na podstawie zależności przyczynowych* (Price risk management and the possibilities of stabilizing the income of agricultural producers). Warszawa: IERiGŻ-PIB.
- Hamulczuk Mariusz, Cezary Klimkowski, Stanisław Stańko. 2013. *Metody ilościowe w systemie prognozowania cen produktów rolnych* (Quantitative methods in the price forecasting system for agricultural products). Warszawa: IERiGŻ-PIB.
- Lira Jarosław. 2011. Prognozowanie targowiskowych cen żywca wieprzowego w Polsce (Forecasting of purchase prices of hog livestock in Poland). *Roczniki Naukowe SERiA XIII* (3): 168-172.
- Maddala Gangadharrao S. 2006. *Ekonometria* (Econometrics). Warszawa: PWN.
- Pepliński Benedykt, Dariusz Majchrzycki, Adam Dobek. 2008. Prognoza cen żywca wieprzowego w Polsce w latach 2008-2011 (Shape perspective of pigs' prices in 2008-2011). *Roczniki Naukowe SERiA X* (4): 331-336.
- Rembeza Jerzy. 2008. Konkurencyjność a powiązania cen produktów rolnych w Polsce z cenami na rynkach UE (Competitiveness and price linkages between Polish and the EU agricultural markets). *Roczniki Naukowe SERiA X* (4): 359-361.
- Stepień Sebastian. 2010. Perspektywy rozwoju rynku żywca wieprzowego w skali światowej (The perspectives of pork market development in a global scale). *Roczniki Naukowe SERiA XII* (4): 317-321.
- Źluzak Agnieszka, Mirosława Szewczyk. 2010. Efektywność modeli autoregresyjnych w prognozowaniu cen produktów rolnych w Polsce (The Effectiveness of the autoregressive models in forecasting the agricultural prices in Poland). *Oeconomia Copernicana* 1: 99-119.
- Źluzak Agnieszka. 2011. *Prognozowanie w rolnictwie na podstawie wybranych modeli szeregów czasowych* (Forecasting in agriculture based on selected models of time series). Opole: Wydawnictwo Uniwersytetu Opolskiego.
- Wojnar Jolanta, Beata Kasprzyk. 2014. Tendencje i prognozy w spożyciu mięsa w Polsce w latach 1989-2016 (Trends and forecasts of meat consumption in Poland in the years 1989-2016). *Roczniki Naukowe SERiA XVI* (4): 335-340.

Summary

The authors of the article examined the impact of exchange quotations of indexes WIG, WIG20 and WIG-food on prices of hog livestock in Poland. Based on the collected data was constructed an econometric model, which explains the evolution of the monthly prices of the hog livestock in Poland in the period from January 2004 to December 2015 depending on the WIG20 index quotes. This model of the linear regression has been estimated, verified substantially and statistically and next used to calculate point forecasts for all months of 2016. Forecasts errors have also been calculated.

Adres do korespondencji
 dr inż. Agnieszka Mruklik (orcid.org/0000-0001-9930-3092)
 Uniwersytet Przyrodniczy we Wrocławiu
 Instytut Nauk Ekonomicznych i Społecznych
 Wydział Przyrodniczo-Technologiczny, Centrum Dydaktyczno-Naukowe
 pl. Grunwaldzki 24A, 50-363 Wrocław
 tel. (71) 320 15 82
 e-mail: agnieszka.mruklik@upwr.edu.pl