

**Mariusz Hamulczuk**

Katedra Ekonomiki Rolnictwa i Międzynarodowych Stosunków Gospodarczych  
SGGW

## **Prognozowanie cen żywca wieprzowego z wykorzystaniem modeli zgodnych i zmiennych wyprzedzających**

### **Wstęp**

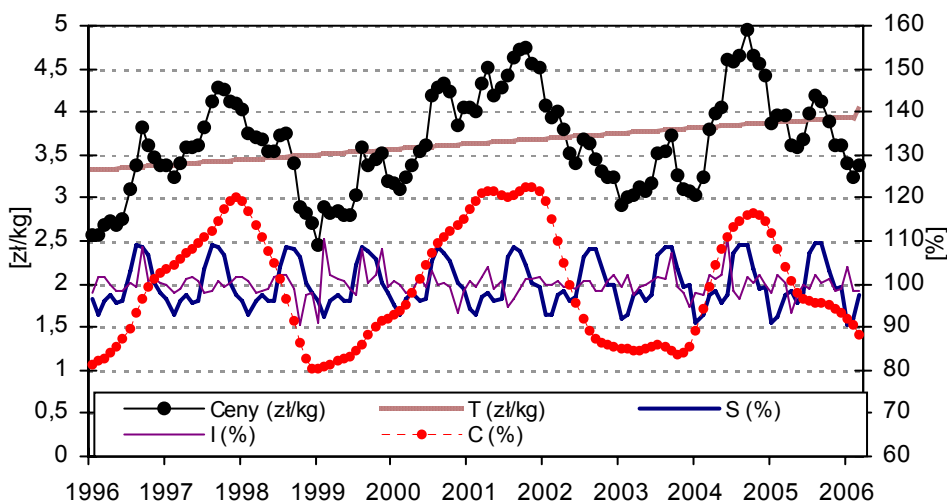
Prognozowanie zjawisk i procesów gospodarczych odgrywa duże znaczenie we wspomaganiu procesów decyzyjnych. Umożliwia ono ograniczenie ryzyka związanego z prowadzeniem działalności gospodarczej przez zmniejszenie luki informacyjnej. Należy pamiętać, że prognozowanie nie chroni przed podjęciem nietrafnych decyzji, ale jest działaniem sprzyjającym ograniczeniu ryzyka związanego z niewłaściwymi decyzjami.

Do prognozowania zjawisk i procesów gospodarczych wykorzystuje się wiele metod. Najczęściej dzieli się je na metody ilościowe i jakościowe (heurystyczne). Wśród metod ilościowych można wyróżnić m.in. modele o charakterze przyczynowym, gdzie poziom zjawiska jest powiązany ze stanem innych zmiennych. W podejściu takim, po zbudowaniu modelu i jego weryfikacji, należy oszacować wartości zmiennych objaśniających na okres prognozowany, z czym wiąże się ryzyko popełnienia błędów. Można uznać więc, że takie postępowanie prognostyczne jest zasadne tylko wówczas, gdy potrafimy lepiej prognozować zmienne objaśniające niż zmienną objaśnianą. Alternatywą dla takiego ustalania wartości zmiennych objaśniających jest zastosowanie w ich roli zmiennych wyprzedzających (leading indicators), które z pewnym wyprzedzeniem wskazują na przyszły kierunek rozwoju zjawiska prognozowanego.

Celem opracowania było zbadanie możliwości zastosowania podejścia wykorzystującego zmienne wyprzedzające w roli zmiennych objaśniających do krótkookresowego prognozowania cen żywca wieprzowego w Polsce. Specyfikację takiego modelu przeprowadzono według koncepcji modelowania zgodnego.

## Przesłanki prognozowania cen żywca wieprzowego

Wahania na rynku trzody chlewnej mają obiektywny charakter, bo wynikają z takich przyczyn, jak: duża plenność macior, niska cenowa i dochodowa elastyczność popytu na mięso, duża zmienność cen żywca, plonów i cen zbóż oraz ziemniaków [Małkowski, Zawadzka 1995]. Efektem tego jest złożona struktura szeregu czasowego cen żywca wieprzowego, objawiająca się występowaniem trendu (T), wahań: cyklicznych (C), sezonowych (S) i przypadkowych (I). Dekompozycję szeregu czasowego cen żywca z lat 1996–2006 na poszczególne składowe przedstawiono na rysunku 1.



**Rysunek 1**

Dekompozycja szeregu czasowego cen żywca wieprzowego – model multiplikatywny  
Źródło: obliczenia własne.

Największy udział (ok. 60%, w zależności od sposobu wyznaczania składnika cyklicznego) w zmienności wokół długookresowego trendu mają wahania cykliczne związane z mechanizmem tzw. cyklu świńskiego. Cykle świńskie zalicza się do tzw. cykli specjalnych (towarowych), tj. mających swój własny mechanizm, niezależny od mechanizmu zmian koniunkturalnych. Główną cechą odróżniającą cykle towarowe od koniunkturalnych jest różnokierunkowy przebieg cen i produkcji.

Za bezpośrednią przyczynę występowania „cykli świńskich” uważa się niestabilność opłacalności chowu wywołaną zmianami cen pasz i żywca wieprzowego.

Falowanie cen jest spowodowane opóźnieniem efektów produkcji w stosunku do momentu podejmowania decyzji, co jest wynikiem trudności technologicznych w dostosowaniu rozmiarów chowu do zmian popytu. Przeciętny czas trwania cyklu w latach 1990–2004 wyniósł 43 miesiące [Hamulczuk 2006].

Jednym ze sposobów prognozowania zjawisk z wahaniami cyklicznymi jest oparcie się na zmiennych, które z pewnym wyprzedzeniem informują o prawdopodobnym kierunku rozwoju cyklu i zjawiska. Występujące w przebiegu zmiennych ekonomicznych wyprzedzenia i opóźnienia umożliwiają konstrukcję prognoz, których horyzont czasowy determinowany jest nie tylko długością wyprzedzenia, ale i częstotliwością publikacji danych statystycznych. Odpowiedzi wymagały pytania, jakie zmienne można zastosować w tym celu i z jakim wyprzedzeniem można na ich podstawie uzyskać informacje o przyszłym stanie zjawiska.

Zmienne wyprzedzające powinny umożliwiać w głównej mierze wskazanie kierunku i tempa cyklicznych zmian cen żywca wieprzowego. Z przeprowadzonych badań [Hamulczuk 2006] wynika, że rolę zmiennych wiodących dla cyklicznych zmian cen może pełnić pogłowie prosiąt<sup>1</sup>, loch i loch prośnych. Oszacowane przeciętne wyprzedzenia dla tych kategorii wynoszą od 6 miesięcy (pogłowie prosiąt) do 9 miesięcy (pozostałe zmienne)<sup>2</sup>. Wyprzedzeniem jednego roku charakteryzuje się również relacja cen żywca do cen prosiąt, a dwudziestomiesięcznym – relacja cen żywca do cen pasz. Przedstawione wyprzedzenia będą stanowiły punkt wyjścia do specyfikacji modeli prognostycznych.

## Metoda prognozowania i wyniki badań

W tradycyjnym podejściu specyfikacja zmiennych objaśniających następuje na podstawie wiedzy teoretycznej i praktycznej o współzależnościach między zmiennymi. Jeżeli ocena modelu wypadnie dobrze (istotne parametry oraz

---

<sup>1</sup> Z uwagi na krótki okres wyprzedzenia zrezygnowano z tej zmiennej przy szacowaniu modeli.

<sup>2</sup> W przypadku pogłowia trzody chlewnej mamy do czynienia z brakiem porównywalności czasowej danych statystycznych. W 1998 r. w ramach działań dostosowawczych statystyki rolnictwa do wymogów Eurostatu zrezygnowano z kwartalnych spisów zwierząt na rzecz odrębnych badań pogłowia trzody chlewnej i produkcji żywca wieprzowego. Obecnie badania prowadzone są trzykrotnie w roku: według stanu na koniec marca, lipca i listopada. W pracy dokonano porównywalności danych między tymi dwoma okresami, korygując wielkość pogłowia trzody ze spisów do 1997 r., przy zachowaniu warunku bilansowania. Jednocześnie w badaniach oparto się na danych dotyczących pogłowia trzody chlewnej zamienionych na miesięczne w wyniku interpolacji liniowej i skorygowanych z wahań sezonowych z uwagi na zmianę charakteru wahań sezonowych w tych dwóch podokresach.

odpowiednie własności reszt, takie jak losowość czy brak autokorelacji), to przyjmuje się, że można taki model wykorzystać we wnioskowaniu bądź prognozowaniu. Konsekwencją takiego postępowania mogą być błędnie wyspecyfikowane zależności między zmiennymi, przyjęte błędne założenia dotyczące procesu resztowego i zła ocena wyprzedzeń czasowych zmiennych. Może okazać się, że wyprzedzenia, które zostały dobrane wcześniej, nie są najbardziej odpowiednie, biorąc pod uwagę dodatkowo współzależności z innymi zmiennymi opóźnionymi w czasie.

Jednym ze sposobów budowy modelu prognostycznego jest koncepcja modelowania zgodnego [Kufel 2004; Wiśniewski, Zieliński 2004]. Zakłada się w niej, że w każdym równaniu modelu powinna zachodzić zgodność struktury liniowego procesu endogenicznego oraz struktury liniowej formy ważonej procesów objaśniających i procesu resztowego. Modelowanie zgodne w praktyce polega na tym, że w roli zmiennych objaśniających modelu występują wielomianowe funkcje zmiennej czasowej, składniki sezonowe w postaci zmiennych zero-jedynkowych, zmienna objaśniana opóźniona w czasie oraz zmienne objaśniające wraz z opóźnieniami.

Wstępnym etapem modelowania zgodnego jest ocena stopnia wykorzystywanych opóźnień – zarówno zmiennej prognozowanej, jak i objaśniających. Przeprowadza się ją po eliminacji składników deterministycznych (trendu i sezonowości) z szeregu czasowego, oceniając występowanie składnika autoregresyjnego w pozostałej części za pomocą funkcji autokorelacji i autokorelacji cząstkowej. Jeżeli proces, z którego wyeliminowano składniki deterministyczne, miał pierwiastek jednostkowy (nie był stacjonarny), to należy rząd opóźnień powiększyć o rząd integracji (zazwyczaj jeden)<sup>3</sup>.

W badaniach oparto się na danych przekształconych w wyniku operacji logarytmowania. Wynika to stąd, że obserwowane szeregi czasowe charakteryzują się własnościami multiplikatywnymi. Jednocześnie spadkowej tendencji kształtowania się pogłowia trzody chlewnej (i wahań wokół trendu) towarzyszy rosnąca tendencja kształtowania się cen żywca.

W tabeli 1 przedstawiono strukturę wewnętrznych składników procesów (logarytmowanych) badanego modelu ekonometrycznego. Istnienie sezonowości zostało potwierdzone na podstawie testu F stabilnej sezonowości metody Census X-11. Za pomocą takiego sposobu wyeliminowano również sezonowość.

---

<sup>3</sup> Innym podejściem byłoby oszacowanie modelu uwzględniającego wszystkie możliwe opóźnienia. Jednak taki sposób powodowałby rozbudowę modelu i zmniejszenie liczby stopni swobody. Specyfikacja opóźnień przez sprawdzanie każdego procesu indywidualnie pozwala na ograniczenie liczby szacowanych parametrów.

**Tabela 1**

Struktura wewnętrznych składników procesów (ln) wykorzystywanych do budowy modelu ekonometrycznego

Procesy	Stopień wielomianu	Sezonowość	Rząd autoregresji
Ceny żywca	1	tak	4
Pogłowie loch ogółem (skorygowane sezonowo)	1	nie	4
Pogłowie loch prośnych (skorygowane sezonowo)	1	nie	3
Relacja cen żywca do cen prosiąt	1	tak	10
Relacja cen żywca do cen pasz	1	tak	1

Źródło: obliczenia własne.

Problem polega jednak na tym, że wstępnie założone opóźnienia mogą być błędne i wówczas pozostałe opóźnienia mogą ulec zmianie. Aby tego uniknąć, założono tolerancję +/- jednego miesiąca w stosunku do opoźnień przedstawionych w pracy Hamulczuka [2006] i które były punktem wyjścia przy określaniu rozkładu opoźnień. Dodatkowo jeden miesiąc opóźnienia dodano z uwagi na możliwość niestacjonarności procesów wynikającej z faktu występowania wahań cyklicznych. Wraz z trendem i jedenastoma zmiennymi 0–1 dla sezonowości stanowi to w sumie 40 potencjalnych zmiennych objaśniających i 83 stopnie swobody pełnego modelu.

Równanie pełne, uwzględniające strukturę autoregresyjną wykorzystywanych procesów, trend, wahania sezonowe oraz jednomiesięczną tolerancję, ma postać:

$$\ln Y_t = \sum_{j=0}^1 a_j t^j + \sum_{i=0}^{11} d_i Q_{it} + \sum_{s=1}^5 a_{0s} \ln Y_{t-s} + \\ + \sum_{s=8}^{15} a_{1s} \ln X1_{t-s} + \sum_{s=8}^{14} a_{2s} \ln X2_{t-s} + \sum_{s=11}^{24} a_{3s} \ln X3_{t-s} + \sum_{s=19}^{23} a_{4s} \ln X4_{t-s} + \varepsilon_t$$

gdzie:

$Y_{t-s}$  – ceny żywca wieprzowego opóźnione od 1 do 5 miesięcy,

$t$  – zmienna czasowa,

$Q_{it}$  – zmienne sztuczne zero-jedynkowe dla uwzględnienia wahań sezonowych, dla miesięcy od stycznia (I) do listopada (XI),

$X1_{t-s}$  – pogłowie loch ogółem opóźnione od 8 do 15 miesięcy (skorygowane z wahań sezonowych),

$X2_{t-s}$  – pogłowie loch prośnych opóźnione od 8 do 14 miesięcy (skorygowane z wahań sezonowych),

- $X_{3_{t-s}}$  – relacje cen żywca wieprzowego (100 kg) do cen prosiąt (1 para) opóźnione od 11 do 24 miesięcy,  
 $X_{4_{t-s}}$  – relacje cen żywca wieprzowego (1 kg) do cen zestawu pasz (1 kg) opóźnione od 19 do 23 miesięcy,  
 $a, d$  – parametry modelu.

W celu ustalenia optymalnego zestawu zmiennych objaśniających wykorzystano metodę regresji krokowej do tyłu [Borkowski i inni 2003]. Polega ona na budowie modelu ze wszystkimi zmiennymi i stopniowej eliminacji zmiennych, które nie spełnią wybranego kryterium istotności. W metodzie regresji krokowej wykorzystano statystykę cząstkowego testu  $F$  wraz ze statystyką na poziomie  $F = 4$ . Do oszacowania parametrów takiego modelu wykorzystano klasyczną metodę najmniejszych kwadratów.

W wyniku zastosowania regresji krokowej do tyłu i estymacji za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów (KMNK) otrzymano parametry i statystyki modelu zawarte w tabeli 2.

**Tabela 2**

Wyniki estymacji modelu prognostycznego dla cen żywca wieprzowego (ln) za pomocą KMNK od stycznia 1996 do marca 2006 r.

Zmienna	Parametr	Statystyka t-Studenta	p	Zmienna	Parametr	Statystyka t-Studenta	p
<i>stała</i>	5,8837	5,14	0,00	$Q_{10}$	-0,0619	-3,92	0,00
$\ln Y_{t-1}$	0,7743	13,99	0,00	$Q_{11}$	-0,0470	-3,15	0,00
$\ln Y_{t-3}$	0,2539	2,85	0,01	$\ln X_{2_{t-8}}$	-1,8755	-4,14	0,00
$\ln Y_{t-4}$	-0,4115	-5,00	0,00	$\ln X_{2_{t-9}}$	1,5279	2,96	0,00
$Q_1$	-0,0504	-3,54	0,00	$\ln X_{2_{t-13}}$	1,2577	2,37	0,02
$Q_5$	-0,0558	-3,81	0,00	$\ln X_{2_{t-14}}$	-1,0524	-2,33	0,02
$Q_6$	-0,0442	-2,73	0,01	$\ln X_{3_{t-24}}$	-0,5628	-4,47	0,00
$Q_7$	0,0418	2,97	0,00	$\ln X_{4_{t-23}}$	-0,0813	-3,74	0,00
$Q_8$	0,0614	4,01	0,00				
$\tilde{R}^2$				93,66			
Se				0,0397			
DW				2,20			

Źródło: obliczenia własne.

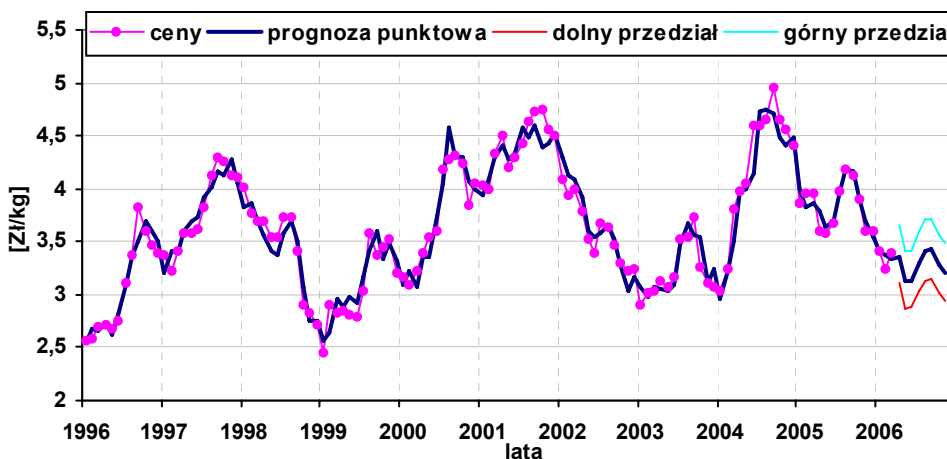
W skład modelu wchodzi 17 zmiennych objaśniających, włączając w to wyraz wolny, z tego 7 stanowią wskaźniki wahań sezonowych w postaci zmiennych 0–1. Należy podkreślić, że w modelu nie znalazła się zmienna czasowa. Maksymalny horyzont prognozowania tego modelu, bez konieczności dodatkowego szacowania prognoz dla zmiennych objaśniających, wynosi

8 miesięcy. Jeżeli byśmy chcieli obliczyć prognozy cen żywca wieprzowego na dalsze okresy, to należałoby wcześniej obliczyć prognozy pogłowia loch prośnych.

Oszacowany model charakteryzuje się dobrym dopasowaniem do danych empirycznych ( $\tilde{R}^2 = 93,66\%$ ) oraz istotnością wszystkich parametrów. Reszty charakteryzują się losowością. Obliczona statystyka testu Serii [Borkowski i inni, s. 81] dla dużych prób wyniosła  $Z = 0,09$ . Tym samym brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy o losowym rozkładzie reszt. Świadczy to o prawidłowym doborze postaci analitycznej modelu. Należy mieć na uwadze, że duża w tym zasługa opóźnionej zmiennej objaśnianej występującej w roli zmiennej objaśniającej.

O braku autokorelacji składnika losowego można przekonać się, obliczając, obok statystyki Durбина-Watsona (2,20), statystykę testu Boxa-Pierce [Makridakis i inni, s. 319]. Dla opóźnienia 24 miesięcy wynosi ona 28,44, przy poziomie istotności 0,24. Na własności białoszumowe reszt wskazuje również wykres autokorelacji cząstkowej PACF (nie przedstawiono w pracy). Reszty charakteryzują się rozkładem normalnym. Potwierdzają to test Shapiro-Wilka [Borkowski i inni s. 82–83], gdzie obliczonej statystyce  $W = 0,976$  odpowiada poziom istotności  $p = 0,28$ .

Przyjmuje się, że jeżeli model przekształcony jest dobry, to i dobry jest też model oryginalny [Dittmann 2003, s. 132]. Zatem można oszacowany model wykorzystać w celach prognostycznych. Modelem oryginalnym w tym przypadku jest model postaci wykładniczo-potęgowej.



**Rysunek 2**

Ceny żywca wieprzowego, wartości modelu oraz prognozy punktowe i przedziałowe cen żywca wieprzowego wykonane na okres od kwietnia 2006 do listopada 2006 r.

Źródło: obliczenia własne.

Na rysunku 2 przedstawiono wartości teoretyczne z prognozami punktowymi i przedziałowymi od kwietnia do listopada 2006 r. Średnie względne błędy predykcji [Wiśniewski, Zieliński 2004, s. 362] tak sformułowanych prognoz ulegają zwiększeniu wraz ze wzrostem horyzontu prognozowania i zawierają się w przedziale od 4,09 do 4,26%. Taki poziom błędów wskazuje na możliwość akceptacji wykonanych prognoz.

Aby ocenić zdolności prognostyczne modelu i ustosunkować do przedstawionych prognoz, dodatkowo przeprowadzono analizę prognoz wygasłych. Postępowanie polegało na obliczaniu prognoz na podstawie modeli oszacowanych na podstawie skróconego zakresu materiału statystycznego. Oznaczało to jednocześnie szacowanie od nowa parametrów strukturalnych modeli służących do obliczania prognoz *ex post*. Oszacowane modele miały bardzo zbliżoną strukturę do modelu przedstawionego w tabeli 2, ale w skład poszczególnych modeli nie wchodziły zmienne dokładnie o takich samych opóźnieniach. Prognozy wygasłe wykonano w 6 momentach, za każdym razem na okres do 8 miesięcy (tab. 3).

**Tabela 3**

Prognozy wygasłe cen żywca wieprzowego oraz ich w zależności od momentu wykonania obliczeń i horyzontu prognozowania

Horyzont (mies.)	Prognozy wygasłe w zależności od momentu prognozowania						
	VII 2005– –II 2006	IV 2005– –XI 2005	I 2005– –VIII 2005	X 2004– –V 2005	VII 2004– –II 2005	IV 2004– –XI 2004	
1	3,95	3,89	4,06	4,42	4,69	4,05	
2	4,18	3,84	3,96	4,19	4,88	4,06	
3	4,18	3,88	3,89	4,16	4,81	3,99	
4	3,93	4,16	3,87	3,80	4,29 <sup>a</sup>	4,17	
5	3,74	4,25	3,76	3,80	4,05	4,22	
6	3,68	4,17	3,89	3,87	3,97	4,11	
7	3,47	3,90	4,21	3,89	3,81	3,94	
8	3,46	3,68	4,31	3,84	3,97	4,00	
Horyzont	MAPE prognoz wygasłych [%]						Średnie
1	0,63	7,94	5,19	4,84	2,23	2,10	3,82
2	0,32	7,39	0,29	8,01	5,03	0,12	3,53
3	1,13	5,30	1,59	5,71	2,84	13,21	<b>4,96</b>
4	0,75	4,51	7,48	1,49	7,73	9,07	5,17
5	4,01	1,54	5,15	3,79	10,90	9,26	5,77
6	2,29	1,03	5,77	1,93	9,94	16,97	<b>6,32</b>
7	1,76	0,00	5,75	8,06	1,20	15,34	5,35
8	6,73	2,23	2,77	7,19	0,54	12,06	5,25
Średnie	2,20	3,74	4,25	5,13	5,05	9,77	

<sup>a</sup> Prognozy przedstawione kursywą nie zostały objęte 95-procentowym przedziałem prawdopodobieństwa realizacji prognozy.

Źródło: obliczenia własne.



Jednocześnie obliczono dokładność prognoz wygasłych – zarówno w poszczególnych momentach, jak i przeciętnie w zależności od horyzontu prognozowania i momentu i wykonania, z wykorzystaniem średniego bezwzględnego błędu procentowego (MAPE) [Makridakis i inni, s. 44]:

$$MAPE = \sum_1^k \frac{1}{k} \left| \frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t} \right| \cdot 100\%$$

gdzie:

$Y_t$  – rzeczywisty poziom zjawiska,  
 $\hat{Y}_t$  – prognozowany poziom zjawiska,  
 $k$  – liczba porównywanych prognoz.

Dokładność wykonanych prognoz wygasłych jest dosyć wysoka. Najniższymi błędami charakteryzują się prognozy obliczone na okres od lipca 2005 do lutego 2006 r. – 2,20%. Największe wartości MAPE przyjął w najbardziej odległym okresie (tuż po wejściu Polski do UE) – 9,77%. Taki rozkład błędów świadczy o aktualności modelu dla celów prognostycznych. W ośmiu przypadkach późniejsze ceny nie zawierały się w obszarze wyznaczonym przez 95-procentowy poziom prawdopodobieństwa (tab. 3). Wskazuje to, że podejście wykorzystujące zmienne wyprzedzające nie zawsze gwarantuje obliczenie prognoz charakteryzujących się bardzo wysoką trafnością.

Aby ocenić skuteczność zastosowanego podejścia, porównano dokładność obliczonych prognoz wygasłych z dokładnością prognoz formułowanych przez zespół niezależnych ekspertów Agencji Rynku Rolnego. Eksperti na początku każdego kwartału budują prognozy przedziałowe cen żywca wieprzowego o rozpiętości nieprzekraczającej 5% na miesiąc trzeci i 7% na miesiąc szósty. W badaniach przyjęto środek tego przedziału za wartość prognozy najbardziej prawdopodobnej i na jej podstawie dokonywano porównań.

Błędy prognoz wykonanych przez ekspertów, w okresach analogicznych jak w tabeli 3, na trzeci miesiąc wyniosły 8,02%, a na szósty – 7,53%. Błędy prognoz wygasłych obliczone na podstawie przedstawionego modelu zgodnego na trzeci miesiąc wyniosły 4,96%, a na szósty 6,32%, a więc były niższe niż według ekspertów. Porównanie dokładności prognoz wygasłych otrzymanych z modeli ilościowych z dokładnością prognoz ekspertów ARR wskazuje na konkurencyjny charakter metod ilościowych w stosunku do sposobów mniej formalnych i możliwości praktycznego wykorzystania podejścia opartego na modelowaniu zgodnym w prognozowaniu cen żywca wieprzowego.

## Podsumowanie

Biorąc pod uwagę znaczny stopień zmienności zjawiska, dokładność uzyskanych prognoz wygasłych oraz dokładność prognoz ekspertów ARR, należy uznać, że przedstawione modele mają dobre zdolności prognostyczne w przewidywaniu cen wieprzowiny. Prognozy obliczane według zaproponowanego podejścia mogą stanowić jeden z elementów oceny przyszłej sytuacji rynkowej. Należy mieć na uwadze, że prognozy obliczane na podstawie modeli opartych na zmiennych wyprzedzających powinny podlegać wszechstronnej ocenie merytorycznej pod kątem ich realności, ze szczególnym uwzględnieniem sytuacji bieżącej i zmian o charakterze politycznym czy instytucjonalnym.

## Literatura

- BIULETYN INFORMACYJNY ARR, lata 2004–2006. ARR, Warszawa.
- BORKOWSKI B., DUDEK H., SZCZESNY W. 2003: *Ekonometria. Wybrane zagadnienia*. PWN, Warszawa, 66–101.
- DITTMAN P. 2000: *Prognozowanie w przedsiębiorstwie*. Oficyna Ekonomiczna, Kraków.
- HAMULCZUK M. 2006: *Cykliczne zmiany na rynku trzody chlewnej w Polsce*. W: *Roczniki Nauk Rolniczych. Seria G, Tom 92, Zeszyt 2*. PAN, SGGW, Warszawa, 42–51.
- KUFEL T. 2004: *Ekonometria, Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*. PWN, Warszawa 89–113.
- MAKRIDAKIS S., WHEELWRIGHT S.C., HYNDMAN R.J. 1998: *Forecasting Methods and Applications, III Edition*, Wiley & Sons, Hoboken, 1–70, 311–332.
- MAŁKOWSKI J., ZAWADZKA D. 1995: *Wahania produkcji trzody chlewnej w Polsce i innych krajach*. W: *Komunikaty, Raporty, Ekspertyzy nr 389*. IERiGŻ, Warszawa.
- WIŚNIEWSKI J.W., ZIELIŃSKI Z. 2004: *Elementy ekonometrii*. Uniwersytet Mikołaja Kopernika, Toruń, 273–378.

## Pig Price Forecasting Using Congruent Models with Leading Variables

### Abstract

The aim of the research is to examine possibilities of application congruent models based on the leading variables in the pig prices short-time forecasting in Poland. The main way of assessment of the suitability of these methods in predicting the future was the ex post analysis. According to the research the short-term forecast based on those models are more accurate those based on the professionals opinion.