

ELŻBIETA SZYMAŃSKA

EWA TATARCZAK

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego
Warszawa

ZMIANY PRODUKCJI ORAZ CEN ŻYWCA WIEPRZOWEGO I ZBÓŻ W POLSCE W LATACH 1995-2008

Wstęp

Na rynku trzody chlewnej ma miejsce duża zmienność cen powodowana różnymi przyczynami. Podstawowe znaczenie w wyjaśnianiu zmienności mają wahania cykliczne, tendencje i wahania sezonowe. Wyjaśniają one 92,0% zmienności cen. Pozostała zmienność (8,0%) powodowana jest wahaniami przypadkowymi [11]. Wahania cykliczne są powtarzającymi się rytmicznie zmianami w okresach dłuższych niż rok. Zmiany takie występują w pogłowie trzody chlewnej, a także w podaży i cenach żywca wieprzowego. Wahania na rynku trzody chlewnej wynikają z dużej plenności macior, niskiej cenowej i dochodowej elastyczności popytu na mięso, wysokiej zmienności cen żywca, plonów i cen zbóż oraz ziemniaków [7]. Cykliczne wahania cen i produkcji trzody chlewnej są obiektem badań naukowych od wielu dekad. Za podstawę wyjaśnienia zjawiska przyjmuje się teoremat pajęczyny, opracowany przez Ezekieła [3]. Przedstawia on mechanizm dostosowawczy popytu i podaży zachodzący na rynku w warunkach opóźnionej reakcji producentów danego dobra na zmiany jego ceny.

Związek pomiędzy występowaniem rytmiczności a biologicznie uwarunkowaną kolejnością faz cyklu produkcji zwierzęcej jest, w opinii Schmidta i Steczkowskiego [9], niezależny od ustroju gospodarczego i charakteru rynku. Cykliczne wahania w pogłowie, produkcji i cenach trzody chlewnej występują w każdej gospodarce rynkowej, bez względu na koncentrację produkcji i działania wspierające rynek wieprzowiny. Wahań tych nie można wyeliminować. Można co najwyżej zmniejszyć ich amplitudę poprzez przewidywanie cen i podejmowanie na tej podstawie decyzji produkcyjnych [12].

Wahania sezonowe są to zmiany, które powtarzają się regularnie w tym samym okresie każdego roku. Wynikają one z powiązania produkcji rolniczej z porami roku i dotyczą nie tylko produkcji roślinnej, ale również zwierzęcej. Sezonowo zmienia się także popyt na produkty pochodzenia rolniczego. W przypadku wieprzowiny zwiększa się on przed Świątami Wielkiej Nocy i Bożego Narodzenia,

a maleje po świętach. Wahania przypadkowe występują natomiast nieregularnie i są spowodowane nie dającymi się przewidzieć zdarzeniami losowymi.

W Polsce na wahania cen na rynku wieprzowiny w dużym stopniu wpływa rozdrobnienie chowu trzody chlewnej. Według danych GUS, w 2008 roku 39,9% gospodarstw z trzodą chlewną posiadało mniej niż 50 sztuk tego gatunku zwierząt [16]. Trzodę chlewną cechuje ponadto wysoka zdolność rozrodcza. Cecha ta sprzyja łatwości podjęcia decyzji o czasowym ograniczeniu lub likwidacji stada świń. Wysoka plenność macior oraz krótki cykl produkcyjny sprawiają, że w gospodarstwach o małej skali produkcji rolnicy z łatwością mogą wznowić produkcję tuczników, gdy ceny rosną i wygasić ją, gdy spadają. Wahaniom pogłowia sprzyjają też luźne wciąż związki bazy surowcowej z przemysłem mięsnym. Bardzo popularnym bowiem sposobem pozyskiwania tuczników przez zakłady mięsne w Polsce są zakupy na wolnym rynku, dokonywane przez służby surowcowe lub pośredników.

Ze zmianami pogłowia trzody chlewnej i cen skupu żywca wieprzowego wiążą się zmiany cen prosiąt. Wysoki poziom cen prosiąt w obrotach targowiskowych oraz zwiększenie liczby krytych loch świadczy o poprawiającej się koniunkturze na rynku wieprzowiny, i odwrotnie. Generalnie, targowiskowe ceny prosiąt zmieniają się zgodnie z cenami skupu trzody chlewnej [14].

Na wahania cen skupu żywca wieprzowego oraz zmiany w pogłowiu trzody chlewnej wpływają także zasoby pasz. Ich poziom zależy od podaży kształtowanej przez wielkość zbiorów zbóż i obroty handlu międzynarodowego. Z badań IERiGŻ wynika, że przy relacji cen skupu żywca wieprzowego do żyta na poziomie 1:8, rośnie zainteresowanie rolników zwiększeniem skali produkcji trzody chlewnej [10].

Cel i zakres badań

W opracowaniu podjęto próbę oceny tendencji zmian cen trzody chlewnej i zależności długookresowych między produkcją żywca wieprzowego a cenami zbóż na polskim rynku. Zmienność cen i produkcji żywca wieprzowego wpływa na destabilizację dochodów producentów rolnych i często wymusza podejmowanie działań interwencyjnych. Stąd bardzo istotna jest znajomość istniejących prawidłowości na rynku wieprzowiny. Ich poznanie umożliwia formułowanie trafnych prognoz co do wielkości produkcji i cen żywca wieprzowego oraz pomaga podejmować odpowiednie decyzje producentom trzody chlewnej.

Zagadnienia związane z wahaniami cen i produkcji trzody chlewnej są ciągle aktualne, ponieważ warunki gospodarcze nigdy nie pozostają w bezruchu, a nowa rzeczywistość wymaga stałej weryfikacji poglądów [17].

Przedmiotem analizy¹ były szeregi czasowe, od stycznia 1995 do marca 2008, reprezentowane przez miesięczne:

- ceny skupu żywca wieprzowego w zł/kg (c_s_wieprz),
- targowiskowe ceny prosiąt w zł/szt. (c_prosiak),

¹ Praca naukowa wykonana w ramach badań własnych SGGW – projekt badawczy nr 504-10-08110011.

- targowiskowe ceny żyta w zł/dt (c_t_zyta),
- targowiskowe ceny jęczmienia w zł/dt (c_t_jeczm),
- produkcję trzody chlewnej – żywiec rzeźny w tys. ton (p_trzoda_chl)².

Wszystkie wartości analizowanego zbioru danych pochodziły z oficjalnych publikacji GUS oraz IERiGŻ-PIB.

Do badania normalności rozkładów wymienionych szeregów czasowych zastosowano test Shapiro-Wilka, szczególnie preferowany ze względu na swoją moc w stosunku do innych testów. Ponadto, może on być stosowany dla małych prób i jest mało wrażliwy na autokorelację i heteroskedastyczność [1].

Do badania stacjonarności szeregów czasowych wykorzystano:

- test pierwiastka jednostkowego Dickeya-Fullera (DF),
- rozszerzony test pierwiastka jednostkowego Dickeya-Fullera (ADF),
- test Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schmidta, Shina (KPSS).

Dla cen skupu trzody chlewnej oraz targowiskowych cen prosiąt zbudowano modele ARIMA, z zastosowaniem procedury ARIMA X-12. Służy ona do sezonowego oczyszczania procesów i pozwala poprzez automatyczną identyfikację parametrów modelu ARIMA(p,d,q)(p_s,d_s,q_s)_m na jego estymację oraz wyodrębnienie poszczególnych składowych procesów: składnika cyklicznego/trendu, składnika sezonowego oraz przypadkowego. Analizy kointegracji między miesięczną produkcją trzody chlewnej a targowiskowymi cenami pasz dokonano na podstawie procedury Engle'a i Granger'a. Zakłada ona, że długookresowe zależności występują wówczas, gdy dwa lub więcej szeregi są niestacjonarne, ale ich liniowa kombinacja jest stacjonarna.

Charakterystyka szeregów czasowych

W analizowanym okresie średnia cena skupu żywca wieprzowego wynosiła 3,54 zł/kg, a targowiskowa cena prosiąt 91,83 zł za sztukę. Za 1 dt żyta płacono przeciętnie 40,71 zł, a cena jęczmienia była wyższa o 6,38 zł/dt (tab. 1).

Najszerszym przedziałem zmienności charakteryzowały się targowiskowe ceny prosiąt oraz ceny skupu trzody chlewnej. Wartość rozstępu dla tych cen wynosiła ponad 83,0 zł. Wartość odchylenia od średniej dla targowiskowej ceny prosiąt stanowiła 20,64 zł, a dla ceny skupu tuczników 16,99 zł. Najwyższy poziom zmienności cechował jednak targowiskowe ceny żyta. Współczynnik zmienności dla targowiskowych cen żyta był równy 0,26. Najniższy współczynnik zmienności charakteryzował natomiast produkcję trzody chlewnej, przy relatywnie szerokim przedziale zmienności. Rozkłady cen skupu żywca wieprzowego i targowiskowych cen prosiąt oraz produkcji trzody chlewnej były lewostronnie asymetryczne. Natomiast pozostałe badane szeregi były prawostronnie asymetryczne.

² Z powodu braku dostępnych danych, produkcja trzody chlewnej została wyliczona szacunkowo na podstawie miesięcznego skupu trzody chlewnej i jego udziału w produkcji. Wprawdzie miesięczne dane dotyczące skupu mają charakter meldunkowy i nie są pełne, ale w literaturze przedmiotu wskazuje się na możliwość wnioskowania na ich podstawie o podaży i produkcji żywca wieprzowego w kraju. Z badań Hamulczuka [4] wynika, że czas trwania poszczególnych cykli skupu w latach 1990-2004 był zbliżony do tego, jaki zaobserwowano w przypadku pogłowia trzody.

Obliczone wartości p -value w teście Shapiro-Wilka prowadzą do odrzucenia hipotezy o zgodności badanych rozkładów z rozkładem normalnym na poziomie $\alpha = 0,05$ w przypadku targowiskowych cen prosiąt oraz targowiskowych cen żyta i jęczmienia. Rozkład normalny cechował jedynie produkcję trzody chlewnej oraz ceny skupu trzody chlewnej. Wartość p -value dla tych zmiennych wynosiła odpowiednio 0,40 i 0,07.

Tabela 1

Charakterystyki opisowe analizowanego zbioru danych

| Wyszczególnienie | c_s_wieprz | c_prosiak | c_t_zyta | c_t_jecz | p_trzoda_chl |
|-------------------------|------------|-----------|----------|----------|--------------|
| Średnia | 3,54 | 91,83 | 40,71 | 47,09 | 139,34 |
| Mediana | 3,54 | 87,85 | 38,83 | 45,23 | 138,51 |
| Minimum | 2,39 | 56,24 | 24,17 | 28,96 | 101,22 |
| Maksimum | 4,95 | 140,00 | 76,32 | 83,75 | 184,29 |
| Odchylenie stand. | 0,58 | 20,64 | 10,54 | 10,35 | 16,99 |
| Współczynnik zmienności | 0,16 | 0,22 | 0,26 | 0,22 | 0,12 |
| Skośność | 0,11 | 0,30 | 1,57 | 1,36 | 0,23 |
| Kurioza | -0,62 | -0,75 | 2,53 | 2,09 | -0,34 |

Źródło: Obliczenia własne przy użyciu pakietu Statistica.

Badanie stacjonarności szeregów czasowych

Zaproponowany przez Dickey-Fullera test (DF) do badania stacjonarności szeregów czasowych zakłada w hipotezie zerowej, że badany szereg jest niestacjonarny z powodu występowania pierwiastka jednostkowego. Hipoteza alternatywna mówi o stacjonarności szeregu. Test DF ma jednak niską moc i jest wrażliwy na odstępstwa od założeń dotyczących składnika losowego. Nie uwzględnia on możliwości wystąpienia autokorelacji składnika losowego. W tej sytuacji występuje konieczność jego modyfikacji. Autokorelacja składnika losowego prowadzi bowiem do otrzymania niewłaściwych wartości statystyk testu DF [2]. W związku z tym wykorzystuje się rozszerzony test Dickeya-Fullera (ADF) na występowanie pierwiastka jednostkowego, z wyborem maksymalnego rzędu opóźnienia. Problem w tym zakresie stanowi wybór optymalnej liczby opóźnień. Charemza twierdzi, iż „wartość opóźnień k powinna być dostatecznie mała, aby zachować wystarczającą liczbę stopni swobody, ale na tyle dużą, aby uwzględnić występowanie autokorelacji” [15].

Z przeprowadzonych obliczeń wynika, że wartości statystyki testu DF i ADF dają takie samo rozstrzygnięcie na poziomie istotności 0,05 odnośnie targowiskowych cen prosiąt oraz targowiskowych cen żyta i jęczmienia (tab. 2). W przypadku tych szeregów nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o występowaniu pierwiastka jednostkowego. Odmienne wyniki wystąpiły przy pozostałych zmiennych.

Tabela 2

Wyniki testów na stacjonarność wybranych szeregów czasowych^a

| Testy | c_s_wieprz | c_prosiak | c_t_zyta | c_t_jeczmn | p_trzoda_chl |
|-----------------------------|------------|-----------|----------|------------|--------------|
| Test DF | p=0,09 | p=0,48 | p=0,98 | p=0,91 | p=0,00 |
| Test ADF z opóźnieniem = 6 | p=0,03 | p=0,06 | p=0,90 | p=0,79 | p=0,01 |
| Test KPSS | k=1,40 | k=2,44 | k=2,80 | k=2,90 | k=0,76 |
| Test KPSS z opóźnieniem = 6 | k=0,51 | k=0,75 | k=0,92 | k=0,98 | k=0,55 |

Objaśnienia: Poziom istotności w teście ADF = 0,05, wartość krytyczna statystyki testu KPSS na poziomie istotności 0,05 = 0,46, p - p -value w teście ADF, k - statystyka empiryczna w teście KPSS.

^a Przy badaniu stacjonarności szeregów nie uwzględniono sezonowości, ale odnotowano ją w modelach ARIMA X-12 dla cen skupu trzody chlewnej i targowiskowych cen prosiąt (w dalszej części opracowania).

Źródło: Jak w tab. 1.

W celu uzyskania jednoznacznych rozstrzygnięć dotyczących cen skupu żywca wieprzowego i produkcji trzody chlewnej wykorzystano test KPSS. Weryfikuje on hipotezę o stacjonarności procesu lub trendostacjonarności procesu. Posiada bowiem dwie wersje: z trendem oraz bez trendu. Ponadto, test ADF oraz test KPSS pozwalają ocenić całkowity rząd integracji, który dla procesów ekonomicznych najczęściej przyjmuje wartość I(0) lub I(1), a bardzo rzadko I(2) [5].

W przypadku targowiskowych cen prosiąt oraz targowiskowych cen żyta i jęczmienia wartość obliczonych statystyk dla testu KPSS była wyższa od wartości krytycznej. Stanowi to podstawę do odrzucenia hipotezy zerowej. Możemy więc zakładać, że szeregi cen skupu prosiąt oraz targowiskowych cen żyta i jęczmienia są zintegrowane przynajmniej w stopniu pierwszym. W przypadku cen skupu żywca wieprzowego oraz produkcji trzody chlewnej test DF, ADF oraz KPSS nie dają spójnych rozstrzygnięć, dlatego przyjęto jako podstawę do dalszej analizy wyniki testu KPSS, uznawanego w literaturze za test bardziej restrykcyjny. Na podstawie tego testu, przy poziomie istotności 0,05, odrzucono hipotezę zerową o stacjonarności cen skupu żywca wieprzowego oraz produkcji trzody chlewnej. Podobnie zatem, jak w przypadku pozostałych szeregów, należy zakładać, że są to szeregi zintegrowane przynajmniej w stopniu pierwszym (tab. 3).

Tabela 3

Wyniki testów na stacjonarność dla pierwszych różnic szeregów czasowych

| Test | c_s_wieprz | c_prosiak | c_t_zyta | c_t_jeczmn | p_trzoda_chl |
|-----------|------------|-----------|----------|------------|--------------|
| Test KPSS | k=0,06 | k=0,27 | k=0,30 | k=0,20 | k=0,015 |

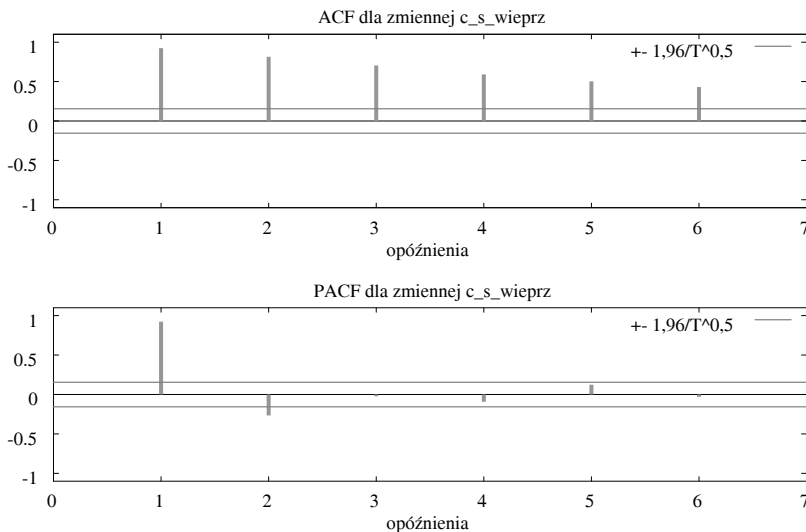
Objaśnienia: Wartość krytyczna statystyki testu KPSS na poziomie istotności 0,05 = 0,46, k - statystyka empiryczna w teście KPSS.

Źródło: Jak w tab. 1.

W celu zbadania stopnia integracji szeregów czasowych posłużono się testem KPSS dla pierwszych różnic analizowanych szeregów czasowych. Na poziomie istotności 0,05 w teście KPSS nie stwierdzono podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o stacjonarności szeregu wokół średniej dla wszystkich badanych szeregów. Wobec tego można przyjąć występowanie pierwiastka jednostkowego $I(1)$ dla produkcji trzody chlewnej, miesięcznych: cen skupu żywca wieprzowego, targowiskowych cen prosiąt, targowiskowych cen żyta i jęczmienia (tab. 3), co oznacza, że wymienione szeregi są zintegrowane w stopniu pierwszym.

Modele jednowymiarowych szeregów czasowych

Założenie, że analizowane miesięczne szeregi czasowe są zmiennymi niestacjonarnymi potwierdza kształtowanie się funkcji autokorelacji. Na rysunku dotyczącym cen skupu trzody chlewnej można zauważyć, iż wartości funkcji autokorelacji ACF zanikają bardzo powoli, natomiast funkcja autokorelacji częstkowej PACF urywa się po odstępie p , wskazując na istotność 1, 2 i/lub 3 opóźnienia (rys. 1).



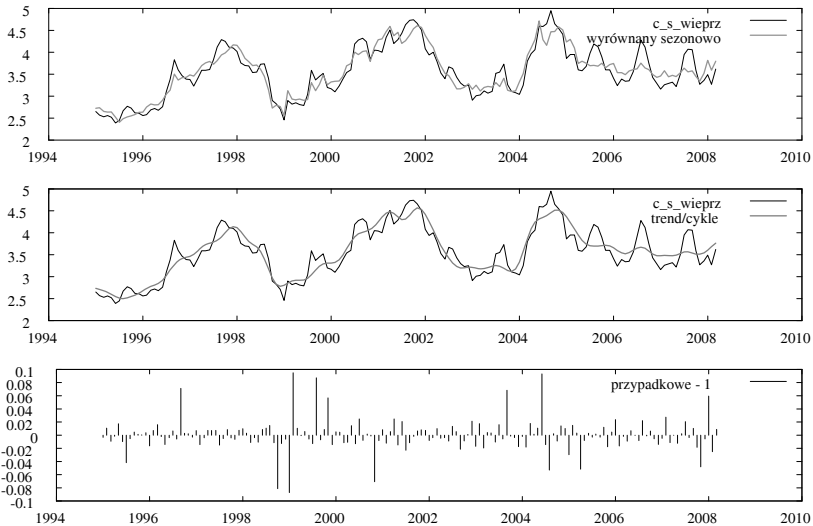
Rys. 1. Funkcje autokorelacji i częstkowej autokorelacji dla cen skupu trzody chlewnej

Źródło: Opracowanie własne.

W związku z brakiem stacjonarności analizowanych szeregów poddano je przekształceniom polegającym na d -krotnym różnicowaniu. Dla cen skupu trzody chlewnej oraz targowiskowych cen prosiąt zbudowano zatem zintegrowane modele autoregresji i średniej ruchomej – ARIMA, natomiast dla produkcji trzody chlewnej model uwzględniający wpływ cen targowiskowych żyta i jęczmienia. Ze względu na występowanie zjawiska sezonowości w analizowanych szeregach czasowych, która niekorzystnie wpływa na ocenę tendencji rozwojowych, zastosowano

wano procedurę oczyszczającą ARIMA X-12. Dzięki niej dokonana została identyfikacja rzędu integracji sezonowej i niesezonowej d i d_s , rzędu sezonowej i niesezonowej autoregresji p i p_s oraz rzędu sezonowej i niesezonowej średniej ruchomej q i q_s dla cen skupu żywca wieprzowego oraz targowiskowych cen prosiąt.

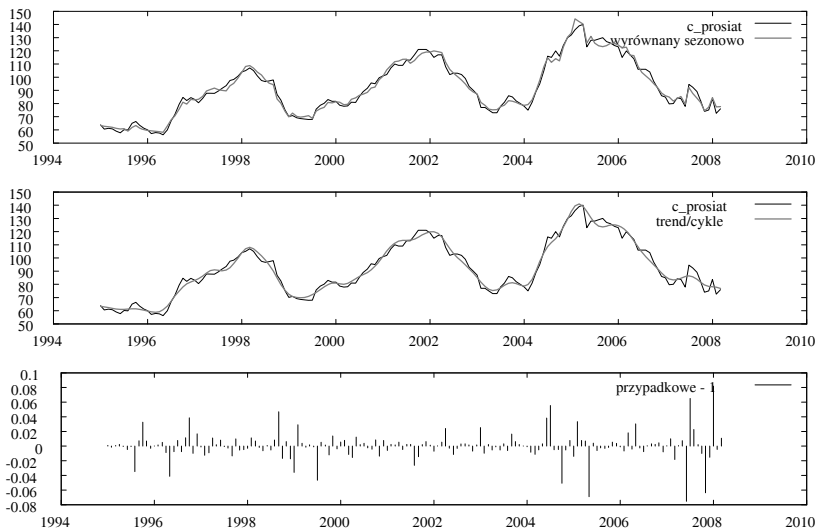
Z analizy ARIMA X-12 dla cen skupu żywca wieprzowego wynika, że mamy do czynienia zarówno ze zjawiskiem sezonowości, jak też cykliczności. Na podstawie wyodrębnionego składnika cyklicznego (rys. 2) możemy dla cen skupu żywca wieprzowego wyznaczyć średnią długość cyklu, która wynosi przeciętnie 43 miesiące (07.1995-12.1998, 01.1999-10.2002 oraz 11.2002-04.2006), co jest zgodne z badaniami Hamulczuka [4] dla okresu 1990-2004. Model ARIMA X-12, reprezentujący szereg cen skupu żywca wieprzowego, to $(3,1,1)(0,1,1)_{12}$. Zatem w przypadku cen żywca wieprzowego występuje sezonowa i niesezonowa integracja w stopniu pierwszym, $d=1$ i $d_s=1$, rząd niesezonowej autoregresji $p=3$, a rząd sezonowej i niesezonowej średniej ruchomej wynosi 1, $q=1$ i $q_s=1$.



Rys. 2. Dekompozycja szeregu cen skupu żywca wieprzowego za pomocą ARIMA-X12

Źródło: Opracowanie własne.

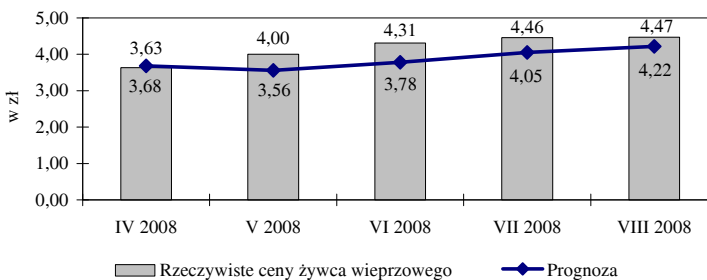
W szeregu targowiskowych cen prosiąt odnotowano także wyraźną cykliczność i sezonowość (rys. 3). Potwierdza się również średnia długość cyklu, wynosząca 43 miesiące. Postać modelu ARIMA-X12 jest identyczna $(3,1,1)(0,1,1)_{12}$ jak w przypadku szeregu cen skupu trzody chlewnej.



Rys. 3. Dekompozycja szeregu targowiskowych cen prosiąt za pomocą ARIMA-X12

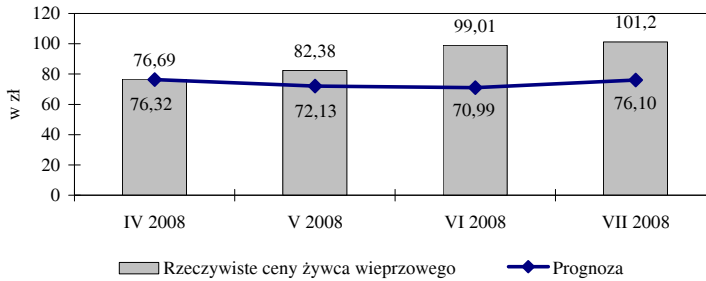
Źródło: Opracowanie własne.

Model cen skupu żywca wieprzowego charakteryzuje się jednak niższymi wartościami kryteriów informacyjnych, co sugeruje, że jest to model relatywnie lepiej dopasowany do szeregu czasowego cen skupu żywca wieprzowego niż model zbudowany dla targowiskowych cen prosiąt. Wniosek ten potwierdza analiza prognoz uzyskanych za pomocą obu modeli i porównanie ich z rzeczywistymi cenami (rys. 4 i 5).



Rys. 4. Prognoza cen żywca wieprzowego na podstawie modelu ARIMA X-12 oraz wartości *ex post*

Źródło: Opracowanie własne.



Rys. 5. Prognoza cen psiań na podstawie modelu ARIMA X-12 oraz wartości *ex post*
 Źródło: Opracowanie własne.

Analiza kointegracji między szeregami

O kointegracji między dwoma szeregami czasowymi można mówić tylko wtedy, kiedy oba szeregi zintegrowane są w stopniu pierwszym [I(1)]. Ponadto składnik losowy pochodzący z równania regresji między tymi zmiennymi nie jest zintegrowany, a więc jest stacjonarny. Szeregi czasowe, które wykazują kointegrację, charakteryzują się długookresową ścieżką równowagi, a różnica między tymi procesami jest praktycznie stała w czasie. W związku z powyższym postanowiono zbadać, czy istnieje długookresowa zależność między miesięczną produkcją trzody chlewnej a cenami targowymi żyta oraz jęczmienia. Jak wykazała bowiem wcześniejsza analiza, wszystkie wymienione szeregi są zintegrowane w stopniu pierwszym.

Do testowania kointegracji wykorzystano często wymienianą w literaturze i stosowaną w badaniach naukowych dwuetapową procedurę Engle'a i Granger'a, opierającą się na testach Dickeya-Fuller'a [8, 13].

Tabela 4

Wyniki testu Engle'a i Granger'a z oszacowanymi wartościami wektorów kointegrujących

| Zmienna zależna p_trzoda_chl | | |
|----------------------------------|---|---------------------------|
| c_t_zyta | wyraz wolny | 128,51 (p -value=0,00) |
| | współ. kierunkowy | 0,27 (p -value=0,04) |
| | test Dickey-Fuller'a dla procesu resztowego | $p=0,01$ |
| c_t_jecz | wyraz wolny | 126,86 (p -value=0,00) |
| | współ. kierunkowy | 0,27 (p -value=0,04) |
| | test Dickey-Fuller'a dla procesu resztowego | $p=0,02$ |

Objaśnienia: Asymptotyczna wartość p w teście DF dla poziomu istotności 0,05, p -value w teście na istotność parametru na poziomie istotności 0,05.

Źródło: Opracowanie własne.

Oszacowane metodą najmniejszych kwadratów parametry dla dwóch równań okazały się istotne statystycznie na poziomie istotności 0,05 (tab. 4). Przeprowadzony test Dickey-Fuller'a dla reszt pochodzących z oszacowanych modeli w obu przypadkach pozwolił na odrzucenie hipotezy zerowej, mówiącej o występowaniu pierwiastka jednostkowego. Reszty pochodzące z obu modeli są więc stacjonarne. Na tej podstawie można wnioskować, że zachodzi relacja kointegrująca między miesięczną produkcją trzody chlewnej a miesięcznymi cenami targowiskowymi żyta oraz relacja kointegrująca między miesięczną produkcją trzody chlewnej a miesięcznymi cenami targowiskowymi jęczmienia. Pozwala to na przeprowadzenie dalszej analizy i zbudowanie modelu korekty błędem ECM dla każdej z tych relacji kointegrujących.

Z obliczeń wynika, że model długookresowej równowagi między miesięczną produkcją trzody chlewnej a miesięcznymi cenami targowiskowymi żyta oraz cenami targowiskowymi jęczmienia przedstawiają następujące równania:

$$(1) p_trzoda_chl_t = 128,51 + 0,27 \cdot c_t_zyta_t + \varepsilon_t$$

$$(2) p_trzoda_chl_t = 126,86 + 0,27 \cdot c_t_jeczm_t + \varepsilon_t$$

Jeśli rozważy się krótki okres, to w modelu równowagi może pojawić się nierównowaga, którą reprezentuje błąd ε_t . Błąd ten wykorzystywany jest do powiązania ze sobą relacji długookresowej i krótkookresowej przez zbudowanie dwóch modeli korekty błędem (ECM), którego równania mają postać:

$$(3) \Delta p_trzoda_chl_t = a_1 + b_1 \cdot \Delta c_t_zyta_t + c_1 \cdot ECM1_{t-1} + \mu 1_t$$

$$(4) \Delta p_trzoda_chl_t = a_2 + b_2 \cdot \Delta c_t_jeczm_t + c_2 \cdot ECM2_{t-1} + \mu 2_t$$

W obu modelach wszystkie parametry oprócz stałej są istotne, reszty pochodzące z modelu nie podlegają autokorelacji (DW1=2,3, DW2=2,3). Parametry b_1 i b_2 informują o wpływie zmian cen zbóż na zmianę produkcji żywca wieprzowego (tab. 5). Z modelu wynika, że w analizowanym okresie wzrost cen żyta i jęczmienia wiązał się ze wzrostem produkcji żywca wieprzowego. Wynika to prawdopodobnie z opóźnienia efektów produkcji w stosunku do momentu podejmowania decyzji przez rolników, co jest rezultatem trudności technologicznych w dostosowaniu rozmiarów chowu do sytuacji na rynku trzody chlewnej. Ponadto, bezpośredni wpływ na wielkość produkcji żywca wieprzowego wywiera jej opłacalność, czyli relacja przychodów do poniesionych kosztów. Kiedy więc absolutna i względna opłacalność produkcji żywca wieprzowego kształtuje się korzystnie, to możliwy jest wzrost tej produkcji nawet przy wzroście cen zbóż. Z badań Małkowskiego [6] wynika, że zmiana opłacalności w gospodarce socjalistycznej znacznie częściej była wywoływana zmianami cen pasz, podczas gdy w gospodarce kapitalistycznej – zmianami cen żywca wieprzowego.

Tabela 5

Wyniki oszacowania modeli korekty błędem dla miesięcznej produkcji trzody chlewnej

| Parametry | Oszacowane wartości parametrów | Błąd standardowy | Wartość p -value |
|-----------|--------------------------------|------------------|--------------------|
| a_1 | -0,46 | 1,07 | 0,66 |
| b_1 | 1,52 | 0,48 | 0,00 |
| c_1 | -0,44 | 0,065 | 0,00 |
| a_2 | -0,34 | 1,08 | 0,75 |
| b_2 | 1,21 | 0,52 | 0,02 |
| c_2 | -0,45 | 0,07 | 0,00 |

Źródło: Opracowanie własne.

Przedstawione zależności mogą także wynikać z potencjalnie silniejszych powiązań poziomu produkcji trzody chlewnej ze zmianami cen innego rodzaju pasz. W obu modelach interesująca jest wartość parametru c_1 oraz c_2 . Po pierwsze, wartość c_1 jest mniejsza od 0, więc na pewno mamy do czynienia z modelem powracającym do równowagi. Wartość c_2 informuje natomiast, jaka część nierównowagi dla miesięcznej produkcji trzody chlewnej jest korygowana przez błąd w okresie późniejszym. Obrazuje zatem średnie opóźnienie pełnego dostosowania gospodarstw do zmian rynkowych. Gospodarstwa dostosowują się do ścieżki długookresowej z poprzedniego miesiąca w dość niewielkim zakresie. Na podstawie pierwszego modelu 44%, a na podstawie drugiego 45% jest korygowane przez błąd w okresie późniejszym. Dodatni znak parametrów b w obu modelach oraz długi proces dostosowywania do zmian potwierdzają, że czas reakcji na zmiany rynkowe w produkcji trzody chlewnej w krótkim okresie jest marginalny.

Podsumowanie i wnioski

Na rynku trzody chlewnej występuje duża zmienność cen, która wpływa na poziom osiąganych dochodów rolniczych przez producentów trzody chlewnej. Z badań wynika, że miesięczne ceny skupu żywca wieprzowego oraz prosiąt, jak również ceny żyta i jęczmienia charakteryzują się cyklicznością i sezonowością, jak również dość dużym poziomem zmienności. Od stycznia 1995 roku do marca 2008 roku najszerszym przedziałem zmienności charakteryzowały się targowiskowe ceny prosiąt oraz ceny skupu trzody chlewnej.

Przeprowadzone analizy rozkładów miesięcznych cen skupu żywca wieprzowego i targowiskowych cen prosiąt, żyta i jęczmienia oraz produkcji trzody chlewnej wykazały, że są to rozkłady niezgodne z rozkładem normalnym i cechuje je asymetria. Rozkłady cen skupu żywca wieprzowego i targowiskowych cen prosiąt oraz produkcji trzody chlewnej były lewostronnie asymetryczne. Natomiast pozostałe badane szeregi były prawostronnie asymetryczne.

Występowanie zjawiska cykliczności i sezonowości w przypadku cen skupu żywca wieprzowego oraz targowiskowych cen prosiąt potwierdziły modele

ARIMA X-12. Przy czym, model dla targowiskowych cen skupu żywca wieprzowego okazał się być lepiej dopasowanym do wartości rzeczywistych niż model targowiskowych cen prosiąt. Modele takie mogą zatem stanowić podstawę prognozowania cen na rynku trzody chlewnej. Powinny jednak podlegać wszechstronnej ocenie merytorycznej pod kątem ich realności.

Z badań wynika, że średnia długość cyklu koniunkturalnego na rynku trzody chlewnej wynosi w Polsce 43 miesiące, co jest zgodne z badaniami innych autorów. Ponadto, otrzymane wyniki wykazały wzrost produkcji żywca wieprzowego w analizowanym okresie, pomimo wzrostu targowiskowych cen jęczmienia i żyta. Wynika to z opóźnienia efektów produkcji w stosunku do momentu podejmowania decyzji przez rolników oraz z faktu, iż na wielkość produkcji trzody chlewnej wpływa głównie jej opłacalność. Jeśli kształtuje się ona korzystnie, to możliwy jest wzrost produkcji żywca wieprzowego nawet przy wzroście cen zbóż. Takie zależności mogą wynikać również z silniejszego powiązania poziomu produkcji ze zmianami cen innego rodzaju pasz. W krótkim okresie wpływ zmian cen jęczmienia i żyta na zmiany w wielkości produkcji trzody chlewnej miał charakter marginalny.

Literatura:

1. Borkowski B., Dudek H., Szczęsny W.: Ekonometria wybrane zagadnienia. PWN, Warszawa 2004.
2. Charemza W., Deadman D.: Nowa ekonometria. PWE, Warszawa 1997.
3. Ezekiel M.: The Cobweb Theorem. *Quarterly Journal of Economics*, nr 52, 1938.
4. Hamulczuk M.: Cykliczne zmiany na rynku trzody chlewnej w Polsce. *Roczniki Nauk Rolniczych*, Seria G, t. 92, z. 2. PAN, SGGW, Warszawa 2006.
5. Kufel T.: Narzędzia ekonometrii dynamicznej w oprogramowaniu GRETL http://www.dem.umk.pl/2005/34_kufel.pdf, 2005
6. Małkowski J.: Efektywność regulowania produkcji i podaży żywca wieprzowego. Spółdzielczy Instytut Badawczy, Warszawa 1971.
7. Małkowski J., Zawadzka D.: Wahania produkcji trzody chlewnej w Polsce i innych krajach. *Komunikaty, Raporty, Ekspertyzy*, nr 389. IERiGŻ, Warszawa 1995.
8. Osińska M.: Ekonometria finansowa. PWE, Warszawa 2005.
9. Schmidt S., Steczkowski J.: Zmienność produkcji trzody chlewnej i możliwości jej regulowania. *Folia Oeconomica Cracoviensia*, Vol. XVII. PAN, Kraków 1975.
10. Seremak-Bulge J.: Wahania koniunkturalne na rynku trzody chlewnej. *InfoPOLSUS, Ogólnopolski Biuletyn dla Hodowców i Producentów Trzody Chlewnej*, nr 6, Warszawa 2008.
11. Stańko S.: Tendencje w produkcji, handlu zagranicznym i konsumpcji wieprzowiny w Polsce w latach 1990-2007. *Roczniki Naukowe SERiA*, t. X, z. 4, Warszawa 2008.
12. Stańko S., Kossakowska J.: Prognozowanie sytuacji na rynku wieprzowiny (w oparciu o dane GUS). *Biuletyn Informacyjny ARR*, nr 12(186), Warszawa 2006.
13. Syczewska E.M.: Analiza niestacjonarności kursu walutowego USD/PLN na podstawie danych dziennych i miesięcznych. *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych*, z. 10. Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2002.

14. Szymańska E.: Opłacalność produkcji żywca wieprzowego w Polsce po integracji z UE [w:] Problemy rolnictwa światowego. Rolnictwo i gospodarka żywnościowa Polski w ramach Unii Europejskiej. Tom XV. Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2007.
15. Tatarczak E.: Badanie stacjonarności oraz analiza kointegracji kursów walutowych. Roczniki Nauk Rolniczych, seria G, t. 94, z. 1, Warszawa 2007.
16. Użytkowanie gruntów, powierzchnia zasiewów i pogłowie zwierząt gospodarskich w 2008 r. http://www.stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/gus/PUBL_rl_uzytkowanie_gruntow_r_2008.pdf
17. Zawadzka D.: Historia badań „cyklu świńskiego”. Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, nr 4, Warszawa 2006.