

Agnieszka Tłuczak
Uniwersytet Opolski

Analiza zmian cen w łańcuchach dostaw żywności na przykładzie rynku mięsa wołowego w Polsce

The analysis of price changes in delivery chain of food – the example of beef market in Poland

Synopsis. Łańcuch dostaw żywności łączy działania, których podstawowym celem jest zapewnienie zadowolenia nabywcom oraz zysku przedsiębiorstwom uczestniczącym w przepływie produktów i usług ze sfery pierwotnej produkcji rolnej (rolnika) aż do konsumenta. Łańcuch dostaw żywności charakteryzuje się dużą różnorodnością podmiotów wchodzących w jego skład. Obejmuje on producentów, dostawców, firmy transportowe, magazyny, sprzedawców hurtowych i detalicznych, organizacje usługowe oraz konsumentów. Zmiany zachodzące na rynku żywności mają zazwyczaj charakter cykliczny. Poziom cen detalicznych na rynku żywności oraz zależności między ich poziomem w poszczególnych ogniwach łańcucha dostaw charakteryzują się również cyklicznością.

Celem artykułu jest identyfikacja, na podstawie danych pochodzących z Głównego Urzędu Statystycznego, występujących zależności między cenami na rynku mięsa w poszczególnych ogniwach łańcucha dostaw produktów mięsnych oraz ustalenie kierunku ich zmian. W badaniach wspomnianych zależności pomocny będzie test przyczynowości Grangera oraz modele VAR, przy konstrukcji których nie wymaga się zgodności modelu z teorią ekonomii. Zakres czasowy analiz obejmuje lata 2010–2014.

Słowa kluczowe: ceny, przyczynowość, rynek mięsa, test Grangera

Abstract. The food supply chain connects the activities whose primary purpose is to ensure the satisfaction of buyers and profit companies participating in the movement of goods and services from the sphere of primary agricultural production (farmer) to the consumer. The food supply chain is characterized by a large variety of entities in its composition. It includes manufacturers, suppliers, transport companies, warehouses, wholesalers and retailers, service organizations, and consumers. Changes occurring in the food market are usually cyclical. The level of retail prices in the food market and the relationship between their level of individual supply chain are also characterized by cyclical.

The aim of this article is to examine occurring the relationship between the market prices of meat in each supply chain of meat products and determine their direction. In the studies the Granger causality test will be helpful. The time horizon of the analysis covers the period 2010–2014.

Key words: prices, causality, meat market, Granger test

Wstęp

Łańcuch dostaw żywności, rolnictwo, przemysł rolno-spożywczy i dystrybucja stanowią ponad 5% wartości dodanej wytwarzanej w Europie i zapewniają 7% miejsc pracy. Ponadto sektory rolnictwa i przemysłu spożywczego mają wartość 1400 mld euro rocznie. Jest to więcej niż jakikolwiek inny sektor produkcyjny w UE [Piotrowski i in. 2013]. W Polsce sektor mięsny jest największym działem przemysłu spożywczego, a mięso, podroby i przetwory mięsne są jednymi z głównych towarów eksportowych w grupie produktów rolno-spożywczych [Piwowar 2014]. Zakłady mięsne są świetnie wyposażone, dostosowane do najwyższych standardów europejskich, jak również mają ciekawe rozwiązania technologiczne i receptury [WPR... 2010]. Przystąpienie Polski do Unii Europejskiej i włączenie do jednolitego rynku europejskiego spowodowało wzrost wymiany handlowej w zakresie produktów pochodzenia zwierzęcego. Warto podkreślić, że branża mięsna odnotowuje relatywnie dobre wyniki w handlu zagranicznym na tle innych sektorów przemysłu spożywczego w okresie osłabienia koniunktury gospodarczej [Kowalski 2014].

Jakiegokolwiek zakłócenia działania łańcucha dostaw żywności mogą mieć poważne skutki ekonomiczne i społeczne dla rolników, spółdzielni i terenów wiejskich. Wahań cen w ciągu ostatnich lat, zarówno tych płaconych rolnikom, jak i tych płaconych przez konsumentów, dobitnie pokazały brak równowagi w łańcuchu. Stanowi to poważne zagrożenie dla trwałości sektora, zwłaszcza w rolnictwie. Głównymi przyczynami tego zachwiania są wzmożona globalizacja i koncentracja, zwłaszcza w sektorze detalicznym. Doprowadziło to do obecnej sytuacji, w której niewielu detalistów jest partnerami handlowymi 13,4 mln rolników i 310 tys. przedsiębiorstw sektora żywności w UE. Głównym skutkiem tego braku równowagi jest bardzo silna presja na obniżanie cen płaconych rolnikom. Rolnicy nie są w stanie samodzielnie pokryć kosztów produkcji ani nie mają pieniędzy na inwestycje, co prowadzi do zaniechania działalności oraz dużych opóźnień w inwestycjach i innowacjach. Ostatnie dane Eurostatu dotyczące dochodów rolników za 2009 rok wykazują spadek o 11,6% na poziomie UE [WPR... 2010].

Ze względu na dużą złożoność sieci, w której działają podmioty tworzące łańcuch dostaw żywności oraz występujące w niej powiązania, pełne wykorzystanie potencjału łańcucha jest bardzo trudne. Uczestnikami łańcucha dostaw są bowiem jednocześnie bardzo duże, średnie oraz małe przedsiębiorstwa, występujące w roli konkurentów, dostawców oraz klientów. Globalizacja i utworzenie jednolitego rynku europejskiego wymuszają zmiany w polityce logistycznej uczestników łańcucha dostaw żywności. Podmioty międzynarodowe stanowią bowiem coraz poważniejszą konkurencję w poszczególnych sektorach tego łańcucha [Motowidlak, Fajczak-Kowalska 2010].

Podstawowym celem badań było określenie, na podstawie danych pochodzących z Głównego Urzędu Statystycznego, występujących zależności między cenami na rynku mięsa w poszczególnych ogniwach łańcucha dostaw produktów mięsnych oraz ustalenie kierunku ich zmian. W badaniach wykorzystano szeroko opisane w literaturze przedmiotu test przyczynowości Grangera oraz modele VAR. Modele wektorowej autoregresji znajdują często zastosowanie w badaniu zależności przyczynowych oraz wyznaczaniu kierunku tych zależności, ponieważ przy ich konstrukcji nie wymaga się zgodności modelu z teorią ekonomii. Zakres czasowy analiz obejmuje lata 2010–2014.

Metodyka badań

Głównym celem badań była identyfikacja związków przyczynowych między cenami mięsa wołowego w poszczególnych ogniwach łańcucha dostaw. Wyodrębnione ogniwa to: (1) punkty skupu, oferujące producentom rolnym cenę za żywca rzeźny, który musi spełniać określone warunki; (2) przetwórcy tego mięsa, którzy nabywają mięso bezpośrednio od rolników, ale w dużej mierze z punktów skupu; (3) detaliczne punkty sprzedaży, które klientom oferują przetworzony produkt.

Analizie poddano mechanizm przenoszenia się impulsów cenowych między poszczególnymi poziomami produkcji i handlu na rynku mięsa wołowego. Przedmiotem zainteresowania były powiązania między cenami skupu bydła a cenami mięsa wołowego z kością na poziomie zakładów przetwórczych oraz handlu detalicznego. Do weryfikacji hipotezy o występowaniu związków przyczynowych pomiędzy zmiennymi został wykorzystany test przyczynowości Grangera.

Przyczynowość w sensie Grangera definiowana jest następująco: „zmienna x jest przyczyną zmiennej y , jeżeli bieżące wartości zmiennej y można prognozować z większą dokładnością za pomocą przeszłych wartości zmiennej x niż bez ich wykorzystania, z założeniem, że pozostała informacja jest niezmienną” [Tłuczak 2013]. Koncepcja przyczynowości Grangera sama nie daje jednoznacznych dowodów na rzecz rozstrzygnięcia o charakterze przyczynowości. Dostarcza ona jednak dodatkowych argumentów natury statystycznej [Ewolucja... 2006].

Badanie przyczynowości w sensie Grangera opiera się na modelach wektorowej autoregresji (VAR) i rozpoczyna się od oszacowania parametrów modeli [Charemza, Deadman 1997, Kusideł 2000]:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \beta_p x_{t-p} + \eta_t \quad (2)$$

gdzie:

y_t – realizacja zmiennej Y ,

x_t – realizacja zmiennej X ,

p – rząd opóźnień zmiennych.

Testowane hipotezy w omawianym teście przyjmują postać:

$$H_0 : \sigma^2(\varepsilon_t) = \sigma^2(\eta_t); H_1 : \sigma^2(\varepsilon_t) \neq \sigma^2(\eta_t)$$

Hipoteza zerowa stanowi stwierdzenie, że X nie jest przyczyną kształtowania wartości oczekiwanej zmiennej Y . Wyznaczona statystyka testu Grangera według kryterium Walda przyjmuje postać [Tłuczak 2011]:

$$F = \frac{n \times (s^2(\varepsilon_t) - s^2(\eta_t))}{s^2(\varepsilon_t)} \quad (3)$$

Przy prawdziwości hipotezy zerowej ma ona rozkład chi-kwadrat – $\chi^2_{\alpha}(p)$.

Należy zauważyć, że moc testu Grangera dla zmiennych niestacjonarnych zachowana jest tylko w przybliżeniu, dlatego też przed jego zastosowaniem należy przeprowadzić testy stacjonarności [Przekota, Lisowska 2013]. Do badania stacjonarności wykorzystano popularny test ADF, czyli rozszerzony test Dickeya-Fullera¹. Zaproponowany przez Dickeya-Fullera test zakłada w hipotezie zerowej, że badany szereg jest niestacjonarny z powodu występowania pierwiastka jednostkowego ($H_0: \delta = 0$). Hipoteza alternatywna mówi o stacjonarności szeregu ($H_1: \delta < 0$). Do przeprowadzenia testu potrzebna jest często zmodyfikowana wersja testu ADF dana następującą relacją [Tłuczak 2011]:

$$\Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad \text{lub} \quad \Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (4)$$

Decyzję o odrzuceniu bądź nie, hipotezy zerowej podejmuje się na podstawie statystyki DF liczonej za pomocą ilorazu t-Studenta:

$$DF = \frac{\hat{\delta}}{S(\hat{\delta})} \quad (5)$$

Jeżeli obliczona wartość statystyki DF jest większa niż wartość krytyczna, to nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o niestacjonarności badanego szeregu, w przeciwnym wypadku należy ją dorzucić [Borzyszkowska 2007].

Wyniki empiryczne badania przyczynowości – co jest przyczyną a co skutkiem?

Dane empiryczne wykorzystane w badaniach obejmują okres od stycznia 2010 roku do grudnia 2014 roku. Są to średnie miesięczne nominalne ceny bydła w skupie (byd_sk), ceny producenta mięsa wołowego kością (wol_z_k_pr) oraz ceny detaliczne mięsa wołowego z kością (wol_z_k_det) w Polsce, wyrażone w złotych za kilogram. Dane zgromadzono na podstawie informacji udostępnianych przez Główny Urząd Statystyczny (ceny w gospodarce narodowej 2014 oraz biuletyny statystyczne z lat 2010–2015). W pierwszym etapie badań wyznaczono logarytmiczne przyrosty cen poszczególnych kategorii cen². Na rysunku 1 przedstawiono kształtowanie się cen analizowanych mięs i ich logarytmicznych przyrostów, na podstawie których zostały wyznaczone wybrane statystyki opisowe oraz współczynniki korelacji liniowej (tab. 1).

¹ Brak stacjonarności zmiennych może prowadzić do obiecujących wyników, nawet jeśli regresja nie będzie miała sensu. Stacjonarność w węższym sensie, bo taką będziemy się interesować na potrzeby badań, oznacza stałość średniej oraz wariancji w czasie oraz niezależność kowariancji od czasu.

² Logarytmiczne przyrosty obliczono według formuły $r_t = \ln \frac{P_t}{P_{t-1}}$, gdzie P_t oznacza cenę w chwili t , a P_{t-1} to cena towaru w okresie poprzednim. Jak wykazały liczne badania dane charakteryzujące się dużą częstotliwością charakteryzują się dużą zmiennością, a szeregi reprezentujące ceny są niestacjonarne. Obliczenie logarytmicznych przyrostów cen powoduje, że rozważane szeregi stają się zazwyczaj szeregami stacjonarnymi (por. Syczewska [2004]).

Tabela 1. Statystyki opisowe logarytmicznych przyrostów cen mięs

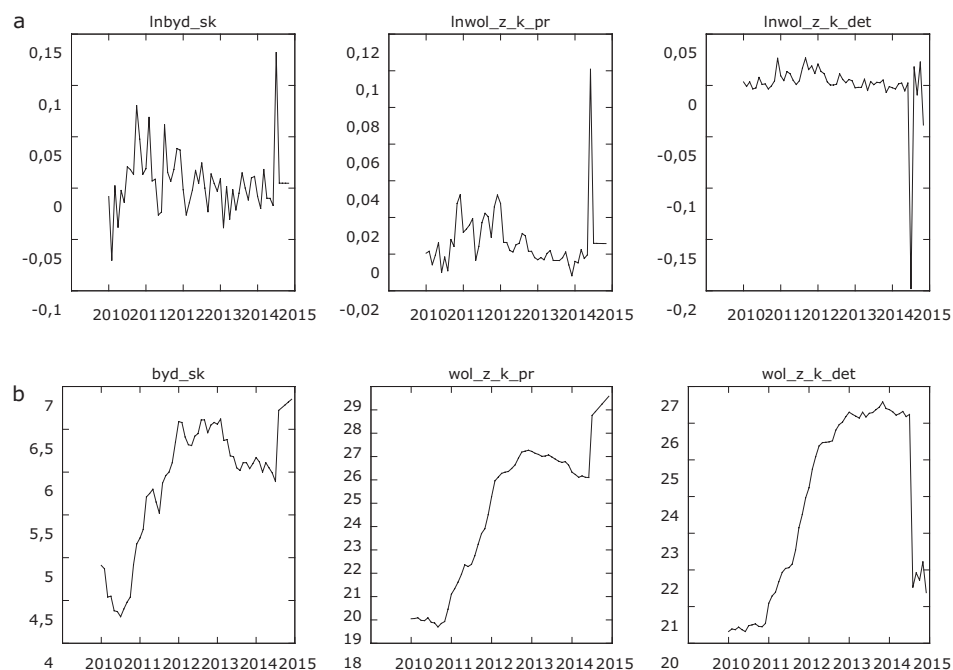
Table 1. Descriptive statistics of logarithmic growth of meat prices

Zmienna	Średnia	Współczynnik zmienności	Skośność	Kurtoza
byd_sk	0,005	5,36%	1,364	4,609
wol_z_k_pr	0,007	2,34%	3,564	17,601
wol_z_k_det	0,0008	32,59%	-6,139	41,008

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

W latach 2010–2014 na rynku mięsa wołowego obserwujemy tendencję rosnącą cen bydła w skupie, jak i cen producenta oraz cen detalicznych mięsa wołowego z kością. Załamanie rynku widoczne było dopiero na początku 2014 roku, kiedy to można zaobserwować spadek cen. Najbardziej widoczny spadek odnotowano w przypadku cen detalicznych mięsa. Było to wynikiem ówczesnych utrudnień w handlu zagranicznym, dodatkowo na polskim rynku pojawiła się dodatkowa podaż mięsa. Magazyny w wielu zakładach były wówczas wypełnione niesprzedanymi produktami, które wcześniej były lokowane na rynkach wschodnich.

Analizując relacje cen producenta mięsa wołowego do cen skupu bydła, obserwujemy bardzo dużą zmienność. Nie mniej jednak ceny producenta były średnio blisko czterokrotnie większe niż ceny w skupie, za jaką producent rolny ma możliwość odsprzedać

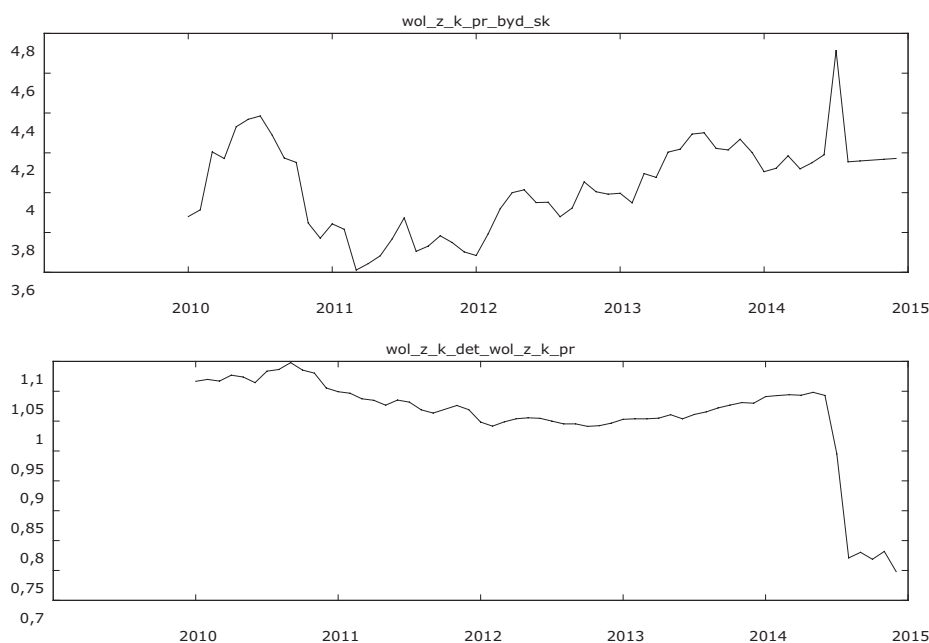


Rysunek 1. Kształtowanie się cen analizowanych gatunków mięs i ich logarytmicznych przyrostów w latach 2010–2014: a – logarytmiczne przyrosty, b – ceny mięsa

Figure 1. Price evolution analyzed meats and their in 2010–2014: a – logarithmic growth, b – price of meat

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

żywiec rzeźny. Najmniej korzystna relacja tych cen dla producenta rolnego miała miejsce w lipcu 2014 roku, kiedy to za 5 kg żywca wołowego można było uzyskać 1 kg mięsa wołowego z kością po cenie producenta. Zdecydowanie inaczej wyglądają relacje cen detalicznych do cen producenta mięsa wołowego. Poza gwałtownym spadkiem w drugiej połowie 2014 roku na korzyść cen producenta relacje te utrzymywały się na względnie stałym poziomie (rys. 2).



Rysunek 2. Relacje cen producenta mięsa wołowego z kością do cen bydła w skupie oraz cen detalicznych mięsa wołowego z kości do cen producenta mięsa wołowego z kością w latach 2010–2014

Figure 2. The relationship of producer prices of beef on the bone to cattle prices in procurement and retail prices of beef with bones for producer prices of beef on the bone in the years 2010–2014

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Stosowanie testu przyczynowości wymusza stacjonarność zmiennych. Uzyskane na podstawie testu ADF wartości statystyki testowej obliczonej według wzoru (5) pozwoliły na odrzucenie hipotezy zerowej na korzyść hipotezy alternatywnej, która głosi że rozpatrywany szereg czasowy jest stacjonarny³. Wyniki badania stacjonarności z wykorzystaniem rozszerzonego testu Dickeya-Fullera z wyrazem wolnym i trendem zamieszczono w tabeli 2.

Właściwym celem badania było sprawdzenie występowania zależności przyczynowych między analizowanymi kategoriami cen oraz ustalenie kierunku tych zależności. Pomocny w tym był test Grangera, który ze względu na wrażliwość na liczbę opóźnień

³ Obliczenia wykonano w programie GRET.L.

mających wpływ na występowanie zależności został rozpatrzony dla rzędu 1, 2, 3, 4⁴. W przypadku analizowanego rynku chodzi o określenie, czy impulsy cenowe bieżą od cen skupu bydła poprzez ceny na poziomie zakładów przetwórczych aż do cen detalicznych, czy w odwrotnym kierunku bądź też zależności mają charakter dwukierunkowy.

Tabela 2. Wyniki testu ADF dla logarytmicznych przyrostów cen
Table 2. The results of the ADF test for the logarithmic price increments

Test	byd_sk	wol_z_k_pr	wol_z_k_det
Statystyka DF	-6,524	-5,879	-8,373
Wartość p	0,000	0,000	0,000

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Analiza otrzymanych wyników (tab. 3) pozwala na sformułowanie następujących wniosków:

- zmiany cen bydła w skupie są przyczyną w sensie Grangera zmian cen producenta mięsa wołowego z kością dla $k = 2, 3, 4$,
- zmiany cen producenta mięsa wołowego z kością są przyczyną w sensie Grangera zmian cen bydła w skupie dla $k = 1, 2, 3, 4$,
- zmiany cen producenta mięsa wołowego z kością są przyczyną w sensie Grangera zmian cen detalicznych mięsa wołowego z kością dla $k = 1, 2, 3, 4$.

Tabela 3. Wartości testu przyczynowości w sensie Grangera
Table 3. The test of Granger causality

Rząd opóźnień	Przyczyna	Skutek	F	Rząd opóźnień	Przyczyna	Skutek	F
1	byd_sk	wol_z_k_pr	3,256	1	wol_z_k_pr	wol_z_k_det	3,186
2	byd_sk	wol_z_k_pr	4,641	2	wol_z_k_pr	wol_z_k_det	8,259
3	byd_sk	wol_z_k_pr	4,205	3	wol_z_k_pr	wol_z_k_det	8,866
4	byd_sk	wol_z_k_pr	4,517	4	wol_z_k_pr	wol_z_k_det	11,062
Rząd opóźnień	Przyczyna	Skutek	F	Rząd opóźnień	Przyczyna	Skutek	F
1	wol_z_k_pr	byd_sk	21,870	1	wol_z_k_det	wol_z_k_pr	0,025
2	wol_z_k_pr	byd_sk	26,902	2	wol_z_k_det	wol_z_k_pr	0,718
3	wol_z_k_pr	byd_sk	27,383	3	wol_z_k_det	wol_z_k_pr	0,933
4	wol_z_k_pr	byd_sk	28,809	4	wol_z_k_det	wol_z_k_pr	0,896

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

W przypadku cen bydła w skupie i cen producenta mięsa wołowego mamy do czynienia z przyczynowością wzajemną. Co oznacza tyle, że ceny bydła w skupie i ceny producenta mięsa wołowego są swoimi przyczynami i skutkami jednocześnie.

W konsekwencji test przyczynowości Grangera pozwolił na identyfikację mechanizmu przenoszenia się impulsów cenowych pomiędzy poszczególnymi ogniwami łańcucha

⁴ Rozpatrywanie wyższych rzędów opóźnień uznano za bezzasadne w niniejszej pracy ze względu na długość cyklu bydlęcego, który w zależności od autora prowadzącego badania na ten temat określany jest na okres 8–12 lat (por. Mathews [1999], Norton [2005], Zawadzka [2013]).

dostaw mięsa wołowego, poczynając od punktów skupu, przez producenta, a na detalicznych punktach sprzedaży kończąc. Wyniki testu na przyczynowość Grangera wskazują na dominację przepływu impulsów cenowych w górę kanałów marketingowych. Spośród analizowanych kombinacji nie stwierdzono jednokierunkowego przepływu impulsów w dół – od cen detalicznych do cen producenta. Stwierdzono natomiast przepływ impulsów od cen producenta do cen skupu. W dalszym etapie należałoby oszacować modele wektorowej autoregresji (VAR), które pozwoliłyby na bardziej szczegółową analizę transmisji cen oraz ilościową ocenę wielkości wpływu impulsów na poszczególne kategorie cen⁵.

Podsumowanie

Zmiany w kierunku działań łańcucha dostaw w gospodarce europejskiej mają wpływ na funkcjonowanie poszczególnych jego ogniw w Polsce. Sytuacja produkcyjno-ekonomiczna sektorów wchodzących w skład łańcucha dostaw żywności w Polsce kształtuje się pod wpływem m.in. dużych wahań dynamiki produkcji roślinnej i zwierzęcej w poszczególnych latach, systematycznego wzrostu cen środków produkcji oraz zmiennej koniunktury na światowych rynkach. Działanie czynników strukturalnych oraz przejściowych powoduje spowolnienie dynamiki wzrostu produkcji w jednostkach powiązanych z łańcuchem dostaw żywności w stosunku do pozostałych sektorów gospodarki [Motowidlak, Fajczak-Kowalska 2010].

Celem niniejszej pracy była analiza przyczynowości w sensie Grangera cen na rynku mięsa wołowego w Polsce. Dokonano charakterystyki szeregów czasowych, złożonych z cen bydła w skupie, cen producenta mięsa wołowego i cen detalicznych mięsa wołowego oraz ich logarytmicznych przyrostów. Otrzymane wyniki ujawniły występowanie zależności przyczynowych w sensie Grangera na rynku mięsa wołowego w Polsce w latach 2010–2014. Oznacza to, że przyrosty cen występujące w danym ogniwie łańcucha dostaw mięsa wołowego mogą być lepiej prognozowane, jeśli uwzględni się odpowiednio opóźnione przyrosty cen w pozostałych oświadach.

Literatura

- Borzyszkowska M., 2007: Analiza empiryczna wybranych zmiennych wchodzących w skład funkcji popytu na pieniądź, „Dynamiczne Modele Ekonometryczne”, X Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu, [źródło elektroniczne] <http://www.dem.umk.pl/DME/2007/borzyszkowska.pdf>.
- Charemza W., Deadman D., 1997: Nowa ekonometria, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Filo-Zagrabia A., 2014: Czy na rynku jest jeszcze miejsce dla nowych producentów?, *Gazeta Finansowa* z 14–20 listopada.
- Kowalski I., 2014: Co czeka rynek mięsny w 2015 roku?, *Gazeta Finansowa* z 14–20 listopada.

⁵ Analogiczne badania na rynku zbóż przeprowadził m.in. J. Rembeza, a wyniki tych badań przedstawione są w pracy „Ewolucja rynku zbożowego i jej wpływ na proces transmisji cen” [Seremak-Bulge 2006].

- Kusideł E., 2000: Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania [w] Dane panelowe i modelowanie wielowymiarowe w badaniach ekonomicznych, B. Suchecki (red.), tom 3, Absolwent, Łódź.
- Mathews K.H. i in., 1999: U.S. beef industry: cattle cycles, price spreads and packer concentration. Market and Trade Economics Division, ERS/USDA. Technical Bulletin 1874, Washington DC.
- Motowidlak U., Fajczak-Kowalska A., 2010: Wartość dodana w łańcuchu dostaw żywności, Problemy Rolnictwa Światowego 10 (25), część 2, 91–99.
- Norton M., 2005: Factors affecting beef and cattle producers prices movements. Monthly Labor Review 128, 5, 32–40.
- Piotrowski P. i in., 2013: Analiza podmiotów oraz powiązań kooperacyjnych w sektorze rolno-spożywczym w kontekście zarządzania regionalnym łańcuchem dostaw żywności, Raport końcowy z badania pogłębionego, [źródło elektroniczne] [http://www.efs.2007-2013.gov.pl/AnalizyRaportyPodsumowania/baza_projektow_badawczych_efs/ Documents/analiza_podmiotow_oraz_powiazan_kooperacyjnych_sektor_rolno_spozywczy_lubelskie_210314.pdf](http://www.efs.2007-2013.gov.pl/AnalizyRaportyPodsumowania/baza_projektow_badawczych_efs/Documents/analiza_podmiotow_oraz_powiazan_kooperacyjnych_sektor_rolno_spozywczy_lubelskie_210314.pdf).
- Piowar A., 2014: Jaka jest skala eksportu polskiego mięsa?, Gazeta Finansowa z 14–20 listopada.
- Przekota G., Lisowska A., 2013: Powiązania kursu walutowego i wymiany handlowej Polski, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Przyrodniczo-Humanistycznego w Siedlcach 99, Administracja i Zarządzanie, 99, 201–210.
- Seremak-Bulge J. (red.), 2006: Ewolucja rynku zbożowego i jej wpływ na proces transmisji cen, IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Syczewska E., 2004: Wpływ agregacji danych na mierniki długiej pamięci na przykładzie kursów walutowych, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa.
- Szewczyk M., Widera K., Parvi R., 2013: The relationship between unemployment and entrepreneurship, a case of opolskie voivodship, ARSA 2013, EDIS-Publishing Institution of the University of Zlina, Zlina.
- Thuczak A., 2011: Wpływ cen skupu żywca na ceny detaliczne mięsa, Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych 12/2.
- Thuczak A., 2013: Wpływ czynników pogodowych na wielkość i ceny skupu pszenicy i żyta w Polsce, Woda – Środowisko – Obszary Wiejskie 11, 4 (36), 217–227.
- WPR do 2020 r.: sprostac wyzwaniom przyszłości związanym z żywnością, zasobami naturalnymi oraz aspektami terytorialnymi, Komunikat Komisji do Parlamentu Europejskiego, Rady, Europejskiego Komitetu Ekonomiczno-Społecznego i Komitetu Regionów, KOM(2010) 672, Bruksela 2010.
- Zawadzka D., 2013: Cykliczność produkcji i cen wołowiny w Stanach Zjednoczonych, Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, 2 (335), 58–70.

Adres do korespondencji:
dr Agnieszka Thuczak
Uniwersytet Opolski
Wydział Ekonomiczny
Zakład Ekonometrii i Metod Ilościowych
ul. Ozimska 46a, 45-058 Opole
tel. (+48 77) 401 68 69
e-mail: atluczak@uni.opole.pl