

WPLYW CEN SKUPU ŻYWCA NA CENY DETALICZNE MIĘSA

Agnieszka Tłuczak

Zakład Ekonometrii i Metod Ilościowych

Uniwersytet Opolski

e-mail: atluczak@uni.opole.pl

Streszczenie: Ceny detaliczne artykułów spożywczych w ostatnich miesiącach znacząco wzrosły. Według Głównego Urzędu Statystycznego ceny żywności w marcu 2011 roku były o ok. 5% wyższe niż przed rokiem. Istnieje wiele czynników mających wpływ na wzrost cen żywności, i tak np. ceny mięsa drożeją ze względu na wzrost cen trzody chlewnej czy bydła w skupie. Celem artykułu jest identyfikacja, za pomocą testu przyczynowości Granger’a związków przyczynowych pomiędzy cenami wybranych produktów rolnych w skupie a cenami detalicznymi wybranych produktów żywnościowych.

Słowa kluczowe: ceny detaliczne żywności, ceny w skupie produktów rolnych, modele VAR, test Grangera, związki przyczynowe

WPROWADZENIE

Według prognoz Banku Światowego i FAO najbliższa dekada będzie stała pod znakiem drogiej żywności. Obecnie rynki żywności na całym świecie przeżywają kolejną falę dynamicznego wzrostu cen. Powstał tzw. „efekt kuli śniegowej” – podwyżki cen jednego produktu, pociągają za sobą podwyżki kolejnego. Na przykład podwyżki cen pszenicy powodują, że więcej zapłacimy za pieczywo i produkty mączne. Dużym problemem w skali globalnej jest nie tylko kwestia drożejącej żywności, ale również nieprzewidywalność kształtowania się jej cen. Celem badań było ustalenie związków przyczynowych w sensie Grangera pomiędzy cenami detalicznymi mięsa a cenami żywca w skupie. W tym celu

zastosowano test przyczynowości Grangera¹, którego procedura opiera się na modelach wektorowej autoregresji - VAR

METODOLOGIA

Do weryfikacji hipotezy o występowaniu związków przyczynowych pomiędzy zmiennymi został wykorzystany test przyczynowości Grangera. Test ten opiera się na modelach wektorowej autoregresji - VAR, które są szeroko omawiane w literaturze przedmiotu, w szczególności w pracy Kusideł [200].

Procedura stosowania testu Grangera rozpoczyna się od oszacowania parametrów modeli [Borkowski 2005; Deadman, Charemza 1997]:

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

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

gdzie: x_t – realizacja zmiennej X; y_t – realizacja zmiennej Y; p – rząd opóźnień zmiennych.

W teście Grangera weryfikacji poddaje się hipotezy postaci:

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

Statystyka testowa ma postać:

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

i przy prawdziwości hipotezy zerowej ma ona rozkład chi-kwadrat $\chi^2_\alpha(p)$.

Stosowanie testu Grangera wymaga, aby analizowane szeregi czasowe były stacjonarne. Do badania stacjonarności wykorzystuje się popularny test ADF, czyli rozszerzony test Dickey'a-Fullera. Test ADF bazuje na oszacowaniu parametrów równania:

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

Statystyka testowa w tym teście przyjmuje postać

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

i pozwala na weryfikację hipotezy $H_0: \delta=0$ (brak stacjonarności) wobec hipotezy $H_1: \delta < 0$ (proces jest stacjonarny) [Kusideł 2000].

Celem ustalenia rzędu opóźnień, podobnie jak ma to miejsce w przypadku modeli ARMA, stosuje się kryteria informacyjne, w tym na użytek tej pracy, zwrócimy szczególną uwagę na kryterium SBC (Shwarz Bayesian Criterion), dla którego statystyka ma postać [Kusideł 2000]:

¹ Definicja przyczynowości w sensie Grangera głosi, że zmienna x jest przyczyną zmiennej y jeżeli bieżące wartości zmiennej y można prognozować z większą dokładnością przy użyciu przeszłych wartości zmiennej x niż bez ich wykorzystania, przy założeniu, że pozostała informacja jest niezmienną.

$$SBC_l = l(\tilde{\theta}) - \frac{1}{2}k \cdot \log T, \quad \text{gdzie } l_T(\tilde{\theta}) - \text{maksymalna wartość logarytmu}$$

wiarygodności modelu w którym $\tilde{\theta}$ jest estymatorem największej wiarygodności; k – liczba szacowanych parametrów; T - liczba obserwacji.

ANALIZA WSTĘPNA

W opracowaniu zbadano występowanie związków przyczynowych pomiędzy cenami w skupie wybranych produktów rolnych, takich jak cena bydła w zł/kg, cena trzody chlewnej w zł/kg, cena drobiu w zł/kg a cenami detalicznymi wybranych gatunków mięsa: wołowe z kością w zł/kg, wołowe bez kości (z udźca) w zł/kg, wieprzowe z kością (schab środkowy) w zł/kg, kurczęta patroszone w zł/kg. Analizie poddano ceny z okresu od stycznia 2000 roku do grudnia 2010. Dane miesięczne o cenach analizowanych produktów zaczerpnięto z Biuletynów Statystycznych Głównego Urzędu Statystycznego². Ze względu na wielość zmiennych przyjęto następujące oznaczenia:

- v1 – cena detaliczna mięsa wołowego z kością w zł/kg,
- v2 – cena detaliczna mięsa wołowego bez kości (z udźca) w zł/kg,
- v3 – cena detaliczna mięsa wieprzowego z kością (schab środkowy) w zł/kg,
- v4 – cena detaliczna kurcząt patroszonych w zł/kg,
- v5 – cena bydła w skupie w zł/kg,
- v6 – cena trzoda chlewnej w skupie w zł/kg,
- v7 – cena drobiu w skupie w zł/kg.

Wszystkie analizowane zmienne charakteryzują się umiarkowanym zróżnicowaniem – współczynnik zmienności dla zmiennych opisujących ceny w skupie oraz ceny detaliczne kształtuje się na średnim poziomie 16% (tab.1). Najmniejszym zróżnicowaniem charakteryzują się ceny detaliczne mięsa wieprzowego z kością (wsp. zmienności 7,2%) a największym ceny detaliczne mięsa wołowego z kością. Pozostałe podstawowe statystyki opisowe dla analizowanych zmiennych przedstawione są w tabeli 1. Kształtowanie się analizowanych zmiennych przedstawiono na rysunku 1.

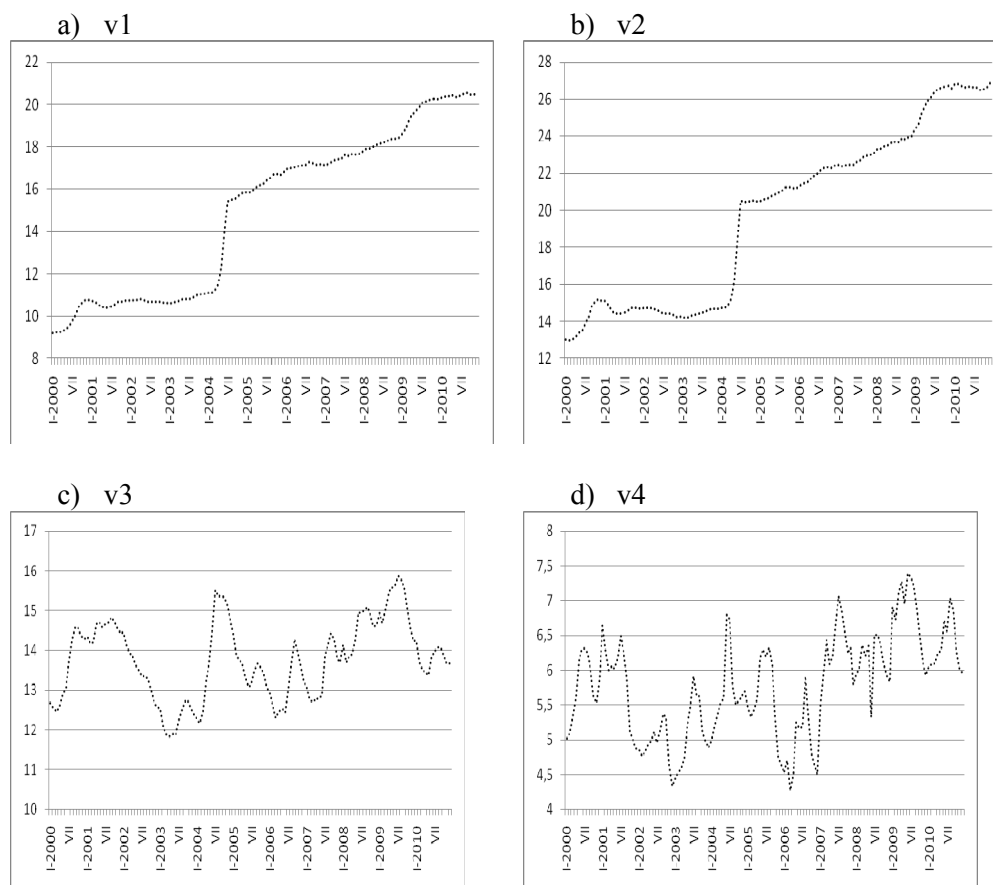
² http://www.stat.gov.pl/gus/5840_738_PLK_HTML.htm

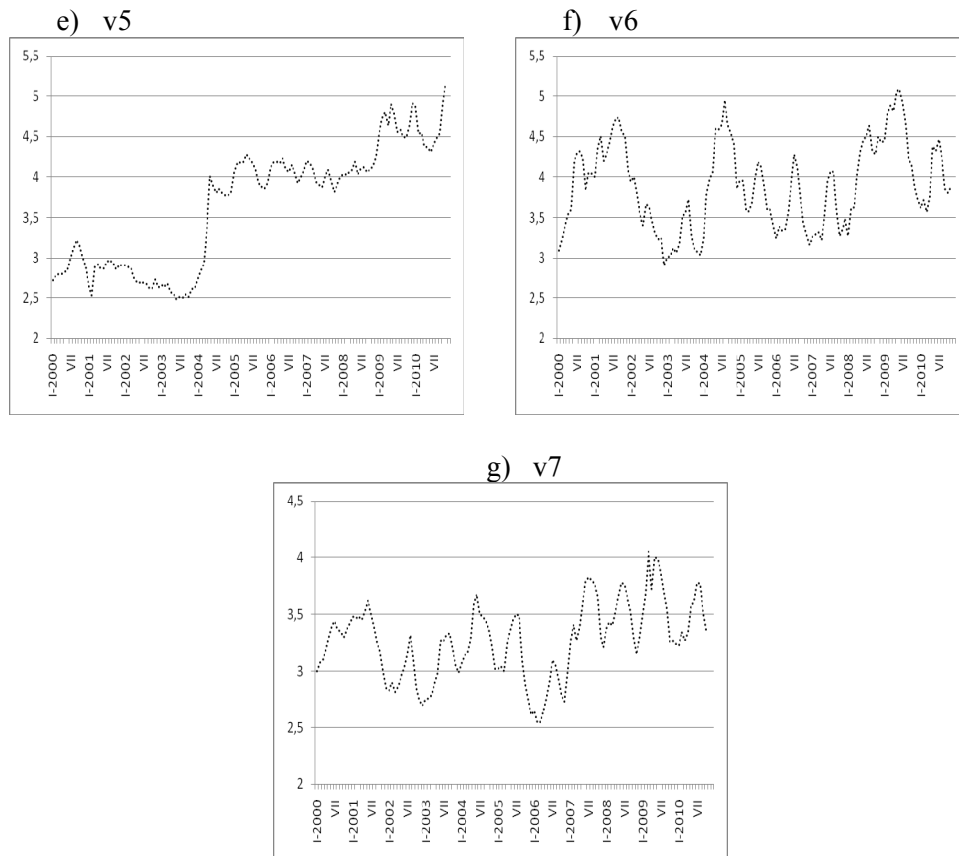
Tabela 1. Podstawowe statystyki opisowe analizowanych zmiennych

Zmienna parametr	v1	v2	v3	v4	v5	v6	v7
średnia	15,00	19,77	13,77	5,78	3,64	3,89	3,27
odch. stand	3,86	4,71	0,99	0,75	0,75	0,54	0,33
wsp. zmienności	25,7%	23,8%	7,2%	12,9%	20,7%	13,8%	10,2%
min	9,22	13,01	11,82	4,27	2,48	2,91	2,54
max	20,54	26,85	15,88	7,39	5,16	5,08	4,05

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS

Rysunek 1. Kształtowanie się analizowanych zmiennych w okresie od stycznia 2000 do grudnia 2010 (zł/kg)





Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS

Stosowanie testu Grangera wymaga, aby zmienne były stacjonarne, w pierwszej kolejności zbadano stacjonarność zmiennych v_i ($i=1, \dots, 7$). Na podstawie rozszerzonego testu Dickey'a-Fuller'a z wyrazem wolnym przy poziomie istotności 0,05 dla zmiennych v_3 , v_4 , v_6 i v_7 przyjęto hipotezy o stacjonarności zmiennych. Natomiast dla pozostałych zmiennych v_1 , v_2 , v_5 , za stacjonarne zostały uznane pierwsze przyrosty zmiennych Δv_i .

Tabela 2. Wyniki testu ADF dla zmiennych v_i oraz Δv_i , $i=1, \dots, 8$

Zmienna	Wartość statystyki ADF	p-value
v1	-2,6254	0,2688
v2	-0,2445	0,9304
v5	-0,7723	0,8263
v3	-3,9046	0,0020
v4	-3,1376	0,0239
v6	-4,0681	0,0010
v7	-3,3003	0,04614
Δv_1	-2,9101	0,0422
Δv_2	-2,9631	0,0384
Δv_5	-2,9741	0,0373

Źródło: obliczenia własne

OCENA POWIĄZAŃ

Kolejnym krokiem było ustalenie rzędów opóźnień dla modeli, przy wyborze optymalnego rzędu opóźnień kierowano się kryterium informacyjnym Shwarza – BIC (tabela 3).

Tabela 3. Wartości statystyki BIC oraz rzędy opóźnień dla szacowanych modeli

Zmienna zależna	Przyczyna	Rząd opóźnień	Wartość statystyki BIC
Δv_1	Δv_5	2	-0,518681
Δv_2	Δv_5	3	0,303510
v3	v6	1	0,408734
v4	v7	2	0,561747
Δv_5	Δv_1	2	-0,914705
Δv_5	Δv_2	1	-0,127824
v6	v3	2	-0,262343
v7	v4	2	-1,816262

Źródło: obliczenia własne

Tabela 4 przedstawia wyniki badań powiązań pomiędzy zmiennymi za pomocą testu przyczynowości Grangera.

Tabela 4. Wartości statystyki Granger'a F oraz wartości krytyczne $\chi^2_{0,05}$

Zmienna zależna	Przyczyna	Wartość statystyki F	$\chi^2_{0,05}$
$\Delta v1$	$\Delta v5$	6,7359	5,9915
$\Delta v2$	$\Delta v5$	12,1954	7,8147
v3	v6	15,6271	3,8415
v4	v7	31,0765	5,9914
$\Delta v5$	$\Delta v1$	5,5559	5,9914
$\Delta v5$	$\Delta v2$	5,1697	5,9914
v6	v3	19,0709	5,9914
v7	v4	34,8289	5,9914

Źródło: obliczenia własne

Uzyskane w teście Granger'a wyniki pozwoliły na zidentyfikowanie jednokierunkowych zależności przyczynowych pomiędzy analizowanymi zmiennymi (tab.4). Na podstawie statystyki testu F można stwierdzić, że:

- zmienna $\Delta v5$ (pierwsze różnice zmiennej cena bydła w skupie) jest przyczyną dla zmiennej $\Delta v1$ (pierwsze różnice zmiennej cena detaliczna mięsa wołowego z kością) oraz dla zmiennej $\Delta v2$ (pierwsze różnice zmiennej cena detaliczna mięsa wołowego bez kości),

- zmienna v6 (cena trzody chlewnej w skupie) jest przyczyną dla zmiennej v3 (cena detaliczna mięsa wieprzowego z kością),

- zmienna v7 (cena drobiu w skupie) jest przyczyną dla zmiennej v4 (cena detaliczna kurcząt patroszonych),

- zmienne $\Delta v1$ oraz $\Delta v2$ (pierwsze różnice zmiennej cena detaliczna mięsa wołowego z kością, pierwsze różnice zmiennej cena detaliczna mięsa wołowego bez kości) nie są przyczynami zmian zmiennej $\Delta v5$ (pierwsze różnice zmiennej cena bydła w skupie),

- zmienna v3 (cena trzody mięsa wieprzowego z kością) jest przyczyną dla zmiennej v6 (cena trzody chlewnej w skupie),

- zmienna v4 (cena detaliczna kurcząt patroszonych) jest przyczyną dla zmiennej v7 (cena drobiu w skupie),

Dokładniej możemy stwierdzić, że zmiany cen w skupie wybranych produktów rolnych, w tym wypadku ceny żywca, powodują zmiany cen detalicznych w sklepach artykułów spożywczych. W kolejności zmiany cen detalicznych mięsa wieprzowego oraz kurcząt patroszonych mają wpływ na zmiany cen trzody chlewnej oraz cen drobiu w skupie.

PODSUMOWANIE

Przeprowadzone badania wykazały, że modele VAR, a w szczególności test przyczynowości Grangera, dla którego są podstawą, są użytecznym narzędziem identyfikacji związków przyczynowych między zmiennymi. Zidentyfikowano związki przyczynowe pomiędzy analizowanymi zmiennymi. Niniejsze opracowanie nie wyczerpuje w pełni podjętej tematyki, należy pamiętać, że badane w pracy czynniki nie są jedynymi czynnikami mającymi wpływ na zmiany cen detalicznych.

BIBLIOGRAFIA

- Bednarz J., Analiza współzależności kursów na polskim rynku walutowym, w: Zeszyty Naukowe Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, *Ekonomika i organizacja gospodarki Żywnościowej*, NR 60 (2006), Wydawnictwo SGGW Warszawa 2006
- Borkowski B., 2005, Analiza przyczynowości (związków przyczynowych i porządku przyczynowego), <http://www.warsztaty.wnr.edu.pl/10/sesjanauk/referatyucz/borkowski.pdf>
- Charemza W., Deadman D., 1997, *Nowa ekonometria*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 1997
- Gędek S., 010, Analiza współzależności cen produktów rolnych, http://www.wne.sggw.pl/czasopisma/pdf/RNR_t97_z3_s88.pdf
- Hamulczuk M., 2011, Powiązania cen wieprzowiny pomiędzy rynkiem polskim, duńskim i niemieckim, http://kerimsg.wne.sggw.pl/pliki/Mariusz_Hamulczuk.pdf
- Kusideł E., 2000, Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania, Red. naukowy B. Suhecki „Dane panelowe i modelowanie wielowymiarowe w badaniach ekonomicznych”, Tom 3, Wyd. Absolwent, Łódź 2001
- Osińska M., *Ekonometria współczesna*, Dom Organizatora, Toruń 2007

THE INFLUENCE OF CHOSEN FACTORS ON RETAIL PRICES FOODSTUFFS

Abstract: The retail prices of foodstuffs have increased a lot lately. According to the Central Statistic Office food prices in March 2011 were 5% higher than a year ago. There are a lot of factors influencing the food price increase, e.g. the prices of flour and bread are getting higher due to the increase of crops procurement prices. The prices of fruit are growing because of low amount of fruit in the home market. The aim of this article is to identify the causal relationships between some factors, e.g. the size of procurement, the agricultural prices and food prices.

Key words: agricultural prices, foodstuffs prices, VAR model, Granger causality