

Jacek Wolak

Ekonometryczna analiza popytu na mięso w Polsce

Managerial Economics 4, 135-144

2008

Artykuł został opracowany do udostępnienia w internecie przez Muzeum Historii Polski w ramach prac podejmowanych na rzecz zapewnienia otwartego, powszechnego i trwałego dostępu do polskiego dorobku naukowego i kulturalnego. Artykuł jest umieszczony w kolekcji cyfrowej bazhum.muzhp.pl, gromadzącej zawartość polskich czasopism humanistycznych i społecznych.

Tekst jest udostępniony do wykorzystania w ramach dozwolonego użytku.

Jacek Wolak *

Ekonometryczna analiza popytu na mięso w Polsce

1. Wstęp

Ostatnie dziesięciolecie są okresem głębokich przemian w nawykach żywnościowych Polaków. Duże zmiany dochodów realnych oraz obecna, szczególnie w ostatnim czasie, moda na zdrową żywność, z pewnością mają spory wpływ na trendy w spożyciu mięsa.

Zmiany ustrojowe spowodowały znaczną modyfikację w strukturze wydatków gospodarstw domowych. Udział wydatków na żywność zmalał prawie dwukrotnie z 47,9% w roku 1989 do 27,1% w roku 2006, ale i tak jest wciąż największym obciążeniem polskich rodzin. Idąc dalej, także w wydatkach na żywność dominującą, choć obecnie mniej znaczącą pozycję (spadek z 37% w roku 1989 r. do 27% w 2006 r.), zajmują artykuły mięsne.

Stąd też wiedza na temat wielkości i struktury popytu na poszczególne rodzaje mięs jest z wielu powodów interesująca. Dochodowe i cenowe elastyczności popytu mogą być cenną wskazówką nie tylko do budowania polityki cenowej i podażowej dla producentów mięsa w Polsce, ale także mają szansę być podpowiedzią przy prowadzeniu właściwej polityki celno-fiskalnej dla rządzących.

Duże znaczenie rynku mięsnego jest niewątpliwym powodem mnogości zarówno polskich, jak i zagranicznych opracowań naukowych dotyczących popytu na te wyroby.

* Katedra Ekonomii i Ekonometrii, Wydział Zarządzania, Akademia Górniczo-Hutnicza w Krakowie.

Celem artykułu jest wyznaczenie oraz interpretacja cenowych i dochodowych elastyczności popytu na mięso (wieprzowinę, wołowinę i drób). W badaniu użyto bardzo popularnego w zastosowaniach ekonomicznych prawie idealnego systemu popytu, do którego wykorzystano roczne dane z lat 1980–2006.

2. Prawie idealny system popytu

W pracach dotyczących popytu na żywność autorzy wykorzystują rozmaite modele ekonometryczne. Z uwagi na znaczny rozwój metod i oprogramowania ekonometrycznego, coraz więcej autorów stosuje rozbudowane modele wielorównaniowe. W 1994 r. Buse [3] zauważył, że w tej grupie najpopularniejszy jest prawie idealny system popytu (AIDS), który w 1980 r. zaproponowali Deaton i Mullebauer [5].

Publikacje dotyczące badań nad popytem na mięso za pomocą modelu AIDS, opisują sytuację na tym rynku w wielu krajach. W literaturze można spotkać wyniki nie tylko dla krajów rozwiniętych, takich jak np. Stany Zjednoczone [10], Wielka Brytania [2], Kanada [8], RPA [19], Grecja [14], czy Korea Południowa [11] i [13], ale także rynków egzotycznych czy rozwijających się, jak np. dla Meksyku [4], Jordanii [12], Bangladeszu [20], czy Słowacji [15].

W Polsce, choć tematyka popytu na różne dobra konsumpcyjne jest szeroko poruszana zarówno w pracach naukowych (np. [6] i [9]), jak i w pismach branżowych (np. [18] i [21]), według wiedzy autora nikt nie używał prawie idealnego systemu popytu do badań nad popytem na mięso.

W monografii [17] poświęconej kompletnym modelom popytu, Suhecki za innymi autorami dowodzi, że szerokie zastosowania praktyczne idealnego systemu popytu są spowodowane kilkoma jego własnościami. Wśród zalet modelu AIDS mówi się o jego konstrukcji, która jest do pewnego stopnia aproksymacją pierwszego rzędu dowolnego kompletnego systemu popytu. Ponadto prawie idealny system popytu dokładnie spełnia aksjomaty wyboru, dobrze odzwierciedla problem agregacji według konsumentów, a jego postać funkcyjna jest właściwa do zastosowania danych dotyczących gospodarstw domowych i, szczególnie w postaci liniowej, jest dogodna do estymacji.

W podstawowej formie prawie idealny system popytu dany jest równaniami

$$w_i = \alpha_i + \sum \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \cdot \ln \left(\frac{X}{P} \right), \quad (1)$$

gdzie indeks cenowy Laspeyresa definiowany jest wzorem

$$\ln P = \alpha_o + \sum_k w_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \gamma_{jk} \ln p_j \ln p_k, \quad (2)$$

natomiast p_j są cenami, X całkowitym wydatkiem na mięso, a $w_i = \frac{p_i q_i}{X}$ udziałem wydatków na wieprzowinę, wołowinę i drób w wydatku całkowitym na mięso.

W wielu zastosowaniach, także w niniejszej pracy, w celu zachowania liniowości modelu ekonometrycznego, zamiast indeksu cenowego Laspeyresa (2), używa się indeksu zaproponowanego przez Stone'a [16]. Ma on postać

$$\ln P = \sum_k w_k \ln p_k . \quad (3)$$

Dużą zaletą modelu AIDS jest możliwość nakładania na parametry modelu restrykcji liniowych, które zapewniają spełnienie warunków wynikających z teorii popytu.

Warunek addytywności zapewniający o tym, że X jest sumą wydatków ma postać $\sum_i \alpha_i = 1, \sum_j \gamma_{ij} = 0$ oraz $\sum_i \beta_i = 0$ i jest spełniony przez konstrukcję modelu (w procesie estymacji opuszcza się jedno równanie, a jego parametry wyznacza się z podanych wyżej ograniczeń).

Warunek jednorodności stopnia zero pozwala na wyeliminowanie efektu inflacji i jest postaci $\sum_i \gamma_{ij} = 0$ natomiast do spełnienia relacji Slutskiego zapewniającej symetryczność efektów substytucji potrzeba, aby $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$.

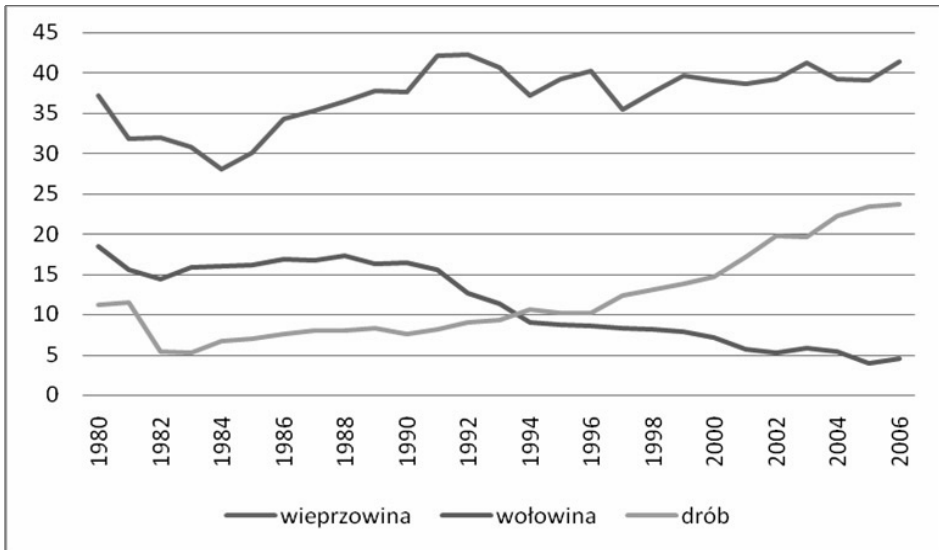
3. Dane i wyniki estymacji

3.1. Dane użyte w modelu

Dane roczne użyte w badaniu obejmują lata 1980-2006 i dotyczą spożycia oraz cen stałych (na 2006) mięsa wieprzowego, wołowego, a także drobiu. Dane dotyczące spożycia (rys. 1) pokazują, że największą popularnością wśród polskich konsumentów cieszy się wieprzowina. Poza chwilowymi anomaliami (połowa lat osiemdziesiątych) jej konsumpcja jest stabilna i kształtuje się na poziomie ok. 40 kg rocznie.

Dużą dynamiką rozwojową cechuje spożycie drobiu. Po typowym dla wszystkich gatunków mięs spadku jego spożycia na początku lat osiemdziesiątych, konsumpcja drobiu zdecydowanie wzrasta. W badanym okresie jej udział w spożyciu całkowitym wzrósł trzyipółkrotnie i obecnie wynosi 35%. Eksperci twierdzą (Świetlik, [18]), że jest to spowodowane zwiększeniem się produkcji, poprawą struktury asortymentowej, a także coraz bardziej atrakcyjnymi – w porównaniu z mięsem czerwonym – cenami.

Od początku okresu transformacji czterokrotnie, z poziomu 16,3 kg w 1989 r.



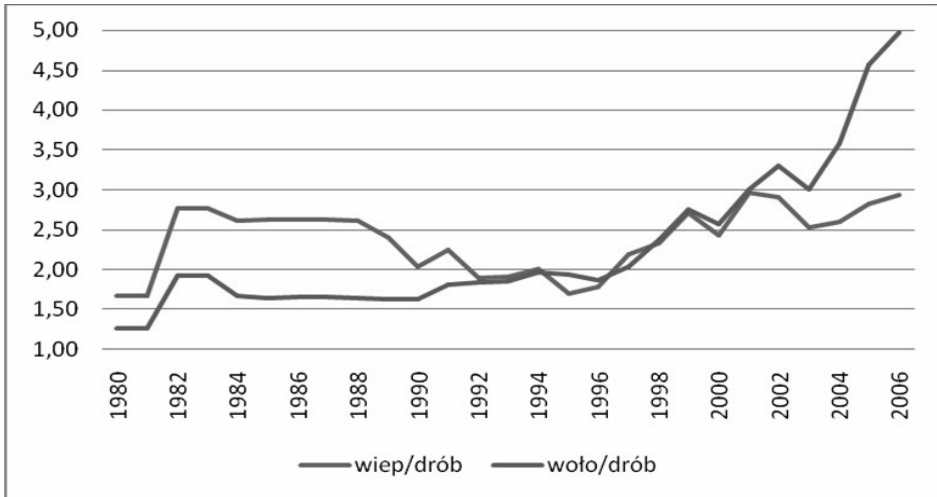
Rys. 1. Spożycie mięsa w Polsce w latach 1980-2006. Dane w kg na osobę

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

do 4,5 kg w roku 2006, spadło spożycie wołowiny. Specjaliści z branży (Wieczorkiewicz, [21]) za główną przyczynę takiego stanu rzeczy uważają wysokie ceny oraz stale rosnące spożycie drobiu. Z pewnością powodem była również głośna epidemia BSE, która w latach dziewięćdziesiątych zdziesiątkowała stada farme-rów z Europy Zachodniej. Z drugiej jednak strony owa choroba do Polski dotarła dopiero w XXI wieku i miała zdecydowanie mniejsze konsekwencje (wykryto za-ledwie kilkadziesiąt jej przypadków).

O ile nie było kłopotów z danymi dotyczącymi spożycia (są one publikowa-ne w Rocznikach Statystycznych GUS), to w przypadku cen, zdecydowano się na rozważania dotyczące podawanych przez GUS cen reprezentantów (rys. 2). Cenę kilograma mięsa wieprzowego reprezentuje wartość schabu środkowego. Za cenę mięsa wołowego przyjęto cenę mięsa z udźca, a cenę drobiu reprezentuje wartość kilograma kurcząt patroszonych.

Zwraca uwagę coraz większa dysproporcja w cenach mięs czerwonych i dro-biu, która szczególnie wysokie wartości przyjmuje w przypadku wołowiny. O ile na początku lat osiemdziesiątych wieprzowina była 1,67, a wołowina 1,26 razy droższa od drobiu, to w roku 2006 za kilogram reprezentanta mięsa wieprzowego trzeba było zapłacić trzy, a w przypadku mięsa wołowego nawet pięć razy więcej, niż za drób.



Rys. 2. Relatywne ceny wieprzowiny i wołowiny w stosunku do drobiu
 Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

3.2. Proces estymacji

Obliczenia numeryczne przeprowadzono w programie GRETl przy użyciu metody SUR, którą zaproponował Zellner [22]. W celu uniknięcia kłopotów estymacyjnych, w badaniu empirycznym usunięto równanie dotyczące drobiu, a brakujące parametry wyznaczono na podstawie warunków identyfikujących model. Oznacza to, że

$$\begin{cases} w_1 = \alpha_1 + \gamma_{11} \ln(p_1/p_3) + \gamma_{12} \ln(p_2/p_3) + \beta_1 \ln(X/P) + \varepsilon_1 \\ w_2 = \alpha_2 + \gamma_{21} \ln(p_1/p_3) + \gamma_{22} \ln(p_2/p_3) + \beta_2 \ln(X/P) + \varepsilon_2 \end{cases} \quad (4)$$

gdzie w_1 oraz w_2 są procentowym udziałem wydatków na wieprzowinę i wołowinę w całkowitych wydatkach na mięso, p_1 , p_2 i p_3 są odpowiednio cenami mięsa wieprzowego, wołowego i drobiowego, a X jest zmienną określającą całkowite wydatki na mięso.

Szeroko dyskutowanym problemem jest bezpośrednio zastosowanie indeksu Stone'a. Wielu autorów (m.in. [1], [3]) zwracało uwagę na to, że w takim przypadku pozwala się na sytuację, w której zmienna objaśniana znajduje się po dwóch stronach równania regresji. W celu uniknięcia tego problemu proponuje się wiele rozwiązań. W tej pracy zdecydowano się na arbitralne wprowadzenie wielkości $w_1 = 70\%$, $w_2 = 20\%$ oraz $w_3 = 10\%$, które w przybliżeniu są równe średnim wielkościom udziałów wydatków na odpowiednie dobra.

3.3. Wyniki empiryczne

Wyniki estymacji (4), uzupełnione o parametry wynikające z nałożenia na model liniowych restrykcji, umieszczono w tabeli 1.

Tabela 1
Parametry modelu LAIDS

równanie	α	γ_{1i}	γ_{2i}	γ_{3i}	β_i	w_i
wieprzowina	0,261	0,078**	0,037*	0,089	0,089	0,7167
wołowina	0,481*	0,037*	-0,130**	-0,056	-0,056	0,1864
Drób	0,258	-0,115	0,093	0,023	-0,033	0,0968

* oznacza istotność na poziomie 10%, ** oznacza istotność na poziomie 1%
Źródło: obliczenia własne.

4. Elastyczności i ich interpretacja

4.1. Elastyczności cenowe popytu

Ekonomiczna analiza danych na podstawie prawie idealnego systemu popytu jest możliwa dopiero po wyznaczeniu cenowych i dochodowych elastyczności popytu. Jak wcześniej pisano, oblicza się je za pomocą umieszczonych w tabeli 1 parametrów.

Przy zmianie ceny towaru mamy do czynienia z dwojakimi rodzajami efektów. Efekt substytucyjny (skompensowany) mówi nam, w jakim stosunku dobro wymienia się na substytut, natomiast efekt dochodowy mierzący powstałą wskutek zmiany ceny danego dobra, ogólną siłę nabywczą dochodów konsumenta.

Nieskompensowane cenowe elastyczności popytu (popyt wg Marshalla) dane są zależnościami

$$e_{ij} = \begin{cases} \gamma_{ij}/\overline{w}_i - \beta_i - 1 & \text{dla } i = j \\ \gamma_{ij}/\overline{w}_i - \beta_i - \overline{w}_j/\overline{w}_i & \text{dla } i \neq j \end{cases}, \quad (5)$$

natomiast elastyczności skompensowane (popyt wg Hicksa) otrzymuje się ze wzoru

$$e_{ij}^* = \begin{cases} e_{ii} + \eta_i \cdot \overline{w}_i & \text{dla } i = j \\ e_{ij} + \eta_i \cdot \overline{w}_j & \text{dla } i \neq j \end{cases}. \quad (6)$$

Stosując wzory (5) i (6), otrzymano (tab. 2) wartości skompensowanych i nieskompensowanych cenowych elastyczności popytu na mięso.

Tabela 2

Skompensowane i nieskompensowane cenowe elastyczności popytu na mięso

Dane	elastyczności skompensowane			elastyczności nieskompensowane		
	wieprz.	woło.	Drób	wieprz.	woło.	drób
wieprzowina	-0,17	0,24	-0,06	-0,98	0,03	-1,25
wołowina	0,92	-1,51	0,59	0,42	-1,64	0,53
drób	-0,48	1,14	-0,67	-0,95	1,02	-0,73

Źródło: obliczenia własne.

Wartości skompensowanych cenowych elastyczności popytu mają spodziewany ujemny znak i wynoszą od -1,51 dla najbardziej elastycznej wołowiny do -0,17 dla wieprzowiny. Analiza uzyskanych w procesie estymacji elastyczności mieszanych prowadzi do spodziewanych wniosków, że popyt na wieprzowinę i wołowinę uzupełnia się, a konkurencyjne względem siebie są wieprzowina i drób.

Mniej oczywiste są relacje między wołowiną a drobiem. Co prawda analogicznie, jak w przypadku wyników uzyskiwanych w innych krajach (m.in. [4], [19]), elastyczności mieszane wskazują na komplementarność tych dwóch grup dóbr, ale biorąc pod uwagę zmiany w ich spożyciu (rys. 1) ta relacja nie musi być tak oczywista. Z pewnością pełne wytłumaczenie tego zjawiska wymaga dalszych badań.

Podobna, jak w przypadku elastyczności skompensowanych, jest interpretacja popytu wg Marshalla. Także tutaj elastyczności cenowe popytu mają spodziewany ujemny znak. Wołowina jest dobrem o zdecydowanie najbardziej elastycznym popycie, ale w odróżnieniu od elastyczności skompensowanych, nieco wyższa (choć wciąż wskazująca na zjawisko popytu nieelastycznego) jest wartość dla wieprzowiny (-0,98).

4.2. Elastyczności dochodowe popytu

Elastyczności dochodowe popytu określają, w jaki sposób zmieni się popyt na rozważane dobro, jeśli dochód konsumenta zwiększy się o 1%. W przypadku elastyczności dochodowych wyznaczanych z modelu AIDS należy pamiętać, że konsument podjął decyzję o zakupie mięsa i teraz pozostaje mu tylko wybrać jego rodzaj (czyli zdecydować między wieprzowiną, wołowiną i drobiem). Korzystając ze wzoru

$$\eta_i = 1 + \beta_i / \overline{w_i} \quad (7)$$

otrzymujemy elastyczności dochodowe popytu przedstawione w tabeli 3.

Tabela 3
Dochodowe elastyczności popytu na mięso

Dane	wieprzowina	wołowina	Drób
wskaźnik elastyczności	1,12	0,70	0,66

Źródło: obliczenia własne.

Otrzymane wielkości potwierdzają, że każdy z trzech badanych rodzajów mięs jest dobrem normalnym, przy czym największa otrzymana wartość wskazuje na to, że mięso wieprzowe (1,12) jest dobrem luksusowym. Pozostałe dwa rodzaje mięs mają elastyczności mniejsze od jedności, a zgodnie z oczekiwaniami najniższy współczynnik dochodowej elastyczności popytu (0,66) jest dla najtańszego mięsa w Polsce, czyli dla drobiu.

5. Podsumowanie

Na podstawie prawie idealnego systemu popytu i danych z okresu 1980-2006 dotyczących spożycia i cen wieprzowiny, wołowiny i drobiu, wyestymowano cenowe i dochodowe elastyczności popytu na mięso w Polsce.

Otrzymane wyniki wskazują na to, że wołowina jest dobrem o popycie elastycznym, natomiast zarówno wieprzowina, jak i drób są dobrami o popycie sztywnym. Analiza elastyczności dochodowych pokazała, że konsument w świetle zwiększenia się dochodów najchętniej z mięs wybiera bardzo popularną na polskim rynku wieprzowinę.

Zdaniem autora dalsze badania nad popytem na mięso z użyciem modeli wielorównaniowych można rozwijać się wielotorowo. Można, przy użyciu modelu korekty błędem (Karagiannis i in., [14]), uzupełnić wyniki o zależności krótkoterminowe. Innym udoskonaleniem przedstawionej w artykule analizy może być dołączenie do modelu zmiennych nieekonomicznych (Golan i in., [4]), a także dołączenie do badań nad mięsem równania dotyczącego popytu na ryby (Jung i Woo, [13]).

Literatura

- [1] Alston J.M., Foster K.A., Green R.D., *Estimating elasticities with the linear approximate almost ideal demand system: some Monte Carlo results*, „Review of Economics and Statistics”, 1994, No. 76(2), s. 351–356.

- [2] Burton, M., Dorsett, R., Young, T., *Changing preferences for meat: Evidence from UK household data, 1973–1993*, „European Review of Agricultural Economics”, 1996, 23, 357–370.
- [3] Buse A., *Evaluating the linearised almost ideal demand system*, „American Journal of Agricultural Economics”, 1994, No. 76(4), s. 781–793.
- [4] Golan A., Perloff J. M., Shen E. Z., *Estimating a Demand System with Non-negativity Constraints: Mexican Meat Demand*, „The Review of Economics and Statistics”, 2001, No. 83 (3), s. 541–550.
- [5] Deaton A., Muellbauer, J., *An almost ideal demand system*, „American Economic Review”, 1980, No. 70(3), s. 312–326.
- [6] Dudek H., Pabich M., *Ekonometryczna analiza popytu na owoce*, „Stowarzyszenie Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu. Roczniki Naukowe, t. IX, z. 4” 2008, s. 41–45.
- [7] Eales J.S., Unnevehr L.J., *Demand for beef and chicken products: Separability and structural change*, „American Journal of Agricultural Economics” 1988, No. 70(3), s. 521–532
- [8] Goddard E., Reynolds A., *Structural change in Canadian meat demand*, „Canadian Journal Agricultural Economics”, 1991, No. 39, s. 211–222.
- [9] Gurgul H., Wolak J., *Popyt na alkohol w Polsce: estymacja modelu AIDS*, „Metody Ilościowe w badaniach ekonomicznych IX. Modele ekonometryczne.”, 2008, s. 149–158.
- [10] Holt M., Goodwin B., *Generalized habit formation in an inverse almost ideal demand system: An application to meat expenditures in the US*. „Empirical Economics”. 1997, No. 22, s. 293–320.
- [11] Henneberry S. R., Hwank S., *Meat Demand in South Korea: An Application of the Restricted Source-Differentiated Almost Ideal Demand System Model*, Journal of Agricultural and Applied Economics, 2007, No. 39 (1), s. 47–60.
- [12] Jabarin A. S., *Estimation of meat demand system in Jordan: an almost ideal demand system*, „International Journal of Consumer Studies”, 2005, No. 29 (3), s. 232–238.
- [13] Jung J., Koo W.W., *Demand for Meat and Fish Products in Korea*, “Journal of Rural Development” 2002, No. 25, s. 133–152.
- [14] Karagiannis G., Katranidis S., Velentzas K., *An error correction almost ideal demand system for meat in Greece*, „Agricultural Economics”, 2000, No. 22 (1), s. 29–35.
- [15] Kunowa D., Bielik P., *The modeling of meat consumption in Slovakia*, „Žemes Ukio Mokslai”, 2007, No. 14, s. 178–180
- [16] Stone J., *The Measurement of Consumers' Expenditure Behaviour in the United Kingdom: 1920–38*, Cambridge University Press, Cambridge 1953.
- [17] Suhecki B., *Kompletne modele popytu*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2006.
- [18] Świetlik K., *Prognozy popytu na produkty drobiarskie w Polsce w latach 2000–2003–2004 w aspekcie wstąpienia do UE*, 2002, www.ppr.pl

- [19] Taljaard P. R., Alemu A.G. i van Schalkwyk A.G., *The demand for meat in South Africa: an almost ideal estimation*, „Agrekon” 2004, No. 43 (4), s. 430–443
- [20] Wadud A. M., *An analysis of meat demand In Bangladesh using the almost Ideal Demand System*, „The Empirical Economics Letters”, 2006, No. 5 (1), s. 29–35.
- [21] Wieczorkiewicz R., *Wieprzowina, a później długo nic*, „Rynek Spożywczy”, 2008, No 3.
- [22] Zellner A., *An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias*, “Journal of the American Statistical Association”, 1962, No. 57, s. 348–368.