

**Hanna Dudek**

*Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie*

## **ELASTYCZNOŚCI CENOWE POPYTU NA ŻYWNOSĆ – ANALIZA NA PODSTAWIE MODELU LA/AIDS**

### *PRICE ELASTICITIES OF FOOD DEMAND – ANALYSIS OF LA/AIDS MODEL*

**Słowa kluczowe:** gospodarstwa domowe, model popyt na żywność, model ekonometryczny

*Key words:* households, food demand system, econometric model

**Synopsis.** Przedstawiono modelowanie popytu na żywność na podstawie układu równań popytowych. W celu określenia wpływu zmiany cen na wielkość popytu rozważono skompensowane i nieskompensowane cenowe elastyczności popytu. Pierwsze z nich odnoszą się tylko do efektów substytucji, drugie zaś obejmują reakcje popytu na zmiany cen i dochodu. Na podstawie oszacowanych parametrów modelu LA/AIDS wyznaczono i zinterpretowano cenowe własne i mieszane elastyczności popytu.

### **Wstęp**

Ceny są ważnymi czynnikami kształtującymi wielkość popytu. Stopień, w jakim konsumenci reagują na zmiany cen, jest różny dla poszczególnych dóbr. W celu określenia reakcji względnej zmiany popytu pod wpływem względnej zmiany cen wykorzystuje się wskaźniki zwane cenowymi elastycznościami popytu. Elastyczności popytu wyznacza się zwykle na podstawie modeli ekonometrycznych.

W polskiej literaturze dotyczącej analizy popytu konsumpcyjnego dominują modele jednorównaniowe. Takie podejście umożliwia opis kształtowania się popytu pojedynczego dobra, nie pozwala jednak na dokonanie kompleksowej analizy całej struktury popytu. Wydaje się, że zwłaszcza w celu określenia mieszanych cenowych elastyczności popytu, należy rozważyć model składający się z układu równań popytowych dla poszczególnych dóbr. Takie modele umożliwiają uwzględnienie wzajemnych zależności między cenami różnych dóbr i ich wpływ na decyzje konsumentów.

Obecnie w literaturze anglojęzycznej wykorzystuje się głównie modele wielorównaniowe popytu bazujące na mikroekonomicznej teorii wyboru optymalnego koszyka dóbr. Układ równań popytowych tworzący tzw. kompletny model popytu jest najczęściej wywodzony z warunkowej maksymalizacji funkcji użyteczności.

W artykule pojęto próbę określenia cenowych elastyczności popytu dla podstawowych grup żywności na podstawie wielorównaniowego modelu LA/AIDS. Do oszacowania parametrów modelu wykorzystano dane dotyczące gospodarstw domowych pochodzące z badania budżetów gospodarstw domowych Głównego Urzędu Statystycznego.

### **Model LA/AIDS**

Z teorii wyboru optymalnego koszyka dóbr wynika, że funkcje popytu powinny charakteryzować się własnościami jednorodności stopnia zerowego oraz symetrii efektów substytucji [Edgerton 1996]. Ponadto, układ równań popytowych musi spełniać tzw. warunek budżetowy. Warunek jednorodności stopnia zerowego oznacza, że jednoczesna i proporcjonalna zmiana wszystkich cen oraz całkowitych wydatków na żywność nie powinna powodować zmian w popycie na poszczególne dobra, tzn. wydatki mogą być inne, ale zakupione ilości muszą być takie same. Ponieważ zmiana ceny danego dobra powoduje zwykle zmianę relacji cen innych dóbr, warunek trzeci zakłada, że efekty tej zmiany powinny być symetryczne. Warunek budżetowy oznacza zaś, że suma wydatków na poszczególne grupy żywności powinna być równa całkowitym wydatkom na żywność [Suchecki, Welfe 1988].

Teoria ekonomii nie dostarcza bezpośredniej informacji na temat postaci funkcyjnej modeli popytu. Jeden ze sposobów polega na określeniu konkretnych postaci analitycznych funkcji użyteczności (bądź pośredniej funkcji użyteczności czy też funkcji kosztów) i na tej podstawie – wyznaczeniu równań popytowych.

Obecnie największą popularnością cieszą się modele typu AIDS. Ten niezbyt dobrze kojarzący się skrót oznacza „prawie idealny układ równań popytowych” (ang. Almost Ideal Demand System) [Deaton, Muellbauer 1980]. Model AIDS w podstawowej wersji został zaproponowany przez Deatona i Muellbauera jako:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log(x/P) + \varepsilon_i \quad (1)$$

gdzie:

$w_i$  – udział wydatków na  $i$ -te dobro w wydatkach całkowitych na żywność,

$p_j$  – cena  $j$ -tego dobra,  $j = 1, 2, \dots, n$ ,

$n$  – liczba rozważanych dóbr,

$x$  – całkowite wydatki na żywność,

$\alpha, \beta, \gamma$  – parametry modelu,

$\varepsilon$  – składnik losowy,

$\log P$  – indeks cen typu translog określony jako:

$$\log P = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl} \log p_k \log p_l \quad (2)$$

Ponieważ powyższy model jest modelem nieliniowym, to w celu uproszczenia estymacji często stosuje się liniową wersję AIDS, tzw. LA/AIDS (ang. Linear Approximation of AIDS), w którym zamiast indeksu cen typu translog stosuje się indeks Stone’a:

$$\log P^* = \sum_{k=1}^n w_k \log p_k \quad (3)$$

W literaturze przedmiotu zwrócono uwagę, że tak określony indeks  $P^*$  zależy od jednostek, w jakich są wyrażane ceny, co stanowi poważną wadę. Jedną z propozycji usuwającą ten mankament jest tzw. skorygowany indeks Stone’a [Moschini 1995]:

$$\log P^* = \sum_{k=1}^n w_k \log \left( \frac{p_k}{\bar{p}_k} \right) \quad (4)$$

W pracy, przed przystąpieniem do estymacji parametrów modelu obliczono wariant indeksu Stone’a z równania 4. Następnie rozważono model LA/AIDS w następującej postaci:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log(x/P) + \varepsilon_i \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (5)$$

z ograniczeniami nałożonymi na parametry:

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad (6)$$

$$\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad \text{dla każdego } i = 1, 2, \dots, n, \quad (7)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \text{ dla wszystkich } i, j = 1, 2, \dots, n. \quad (8)$$

Warunki (6), (7) i (8) wynikają z wymogów nałożonych na układ równań popytowych popytu. Spełnienie warunku budżetowego zapewniają ograniczenia (6), jednorodności stopnia zerowego – zależności (7), zaś symetrii efektów substytucji – (8).

W układzie równań popytowych LA/AIDS zmienne endogeniczne  $w_1, w_2, \dots, w_n$  nie są zmiennymi objaśniającymi w żadnym z równań. Dlatego też model ten należy do klasy modeli prostych o równaniach pozornie niezależnych (ang. Seemingly Unrelated Regressions). Jednakże ze względu na warunki (7), (8) i (9) nałożone na parametry zastosowano estymację łączną całego modelu. Ponieważ udziały wydatków sumują się do jedynki, to równania reprezentujące popyt na poszczególne dobra nie są niezależne. Z tego względu podczas estymacji pominięto jedno z równań. Oceny

parametrów pominiętego równania określono na podstawie zależności (6), (7) i (8). Do estymacji parametrów modelu wykorzystano metodę największej wiarygodności zaimplementowaną w programie PcGive.

### Określanie elastyczności cenowych popytu na podstawie modelu LA/AIDS

Zmiana cen powoduje efekt substytucyjny i dochodowy [Nasiłowski 1995]. W celu określenia mierników odróżniających oba efekty w literaturze przedmiotu proponuje się rozważyć elastyczność skompensowaną (Hicksa) oraz elastyczność nieskompensowaną (Marshalla) [Edgerton 1996, Varian 1992]. Skompensowane elastyczności mierzące tylko efekt substytucji w modelu LA/AIDS mają następującą postać [Hayes, Wahl, Williams 1990]:

- własne cenowe elastyczności popytu na  $i$ -te dobro ze względu na cenę  $i$ -tego dobra:

$$e_{ii} = \frac{\gamma_{ii}}{w_i} + w_i - 1 \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad (9)$$

- mieszane cenowe elastyczności popytu na  $i$ -te dobro ze względu na cenę  $j$ -tego dobra:

$$e_{ij} = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} + w_j \quad i \neq j, i, j = 1, 2, \dots, n, \quad (10)$$

podczas gdy nieskompensowane obejmujące zmiany popytu pod wpływem zmian cen i dochodu można określić wzorami:

- własne cenowe elastyczności popytu na  $i$ -te dobro ze względu na cenę  $i$ -tego dobra:

$$e_{ii} = \frac{\gamma_{ii}}{w_i} - \beta_i - 1 \quad (11)$$

- mieszane cenowe elastyczności popytu na  $i$ -te dobro ze względu na cenę  $j$ -tego dobra:

$$e_{ij} = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \beta_i \frac{w_j}{w_i} \quad i \neq j, i, j = 1, 2, \dots, n. \quad (12)$$

Zwykle wartości nieskompensowanych własnych elastyczności są niższe niż skompensowanych, tj. regułą, że  $e_{ii} > e_{ii}$  [Edgerton 1996].

Wariancje elastyczności skompensowanych i nieskompensowanych obliczane dla średnich udziałów wydatków na  $i$ -te dobro w całkowitych wydatkach na żywność mają postać [Hossain, Jansen 2000, Mdafri, Brorsen 1993]:

$$Var(\tilde{e}_{ij}) = \frac{1}{w_i^2} Var(\gamma_{ij}) \quad i, j = 1, 2, \dots, n, \quad (13)$$

$$Var(e_{ij}) = \frac{1}{w_i^2} Var(\gamma_{ij}) + \frac{\bar{w}_j^2}{w_i^2} Var(\beta_i) - 2 \frac{\bar{w}_j}{w_i^2} Cov(\gamma_{ij}, \beta_i) \quad i, j = 1, 2, \dots, n. \quad (14)$$

gdzie  $\bar{w}_i$  – średni udział wydatków na  $i$ -te dobro w całkowitych wydatkach na żywność.

### Dane empiryczne

Empiryczną podstawę przeprowadzonych analiz stanowiły wyniki reprezentacyjnych badań budżetów gospodarstw domowych prowadzonych przez GUS w 2003 roku. Rozważono informacje dotyczące wydatków i spożycia żywności 7847 gospodarstw domowych emerytów.

Zdecydowano się na tę grupę społeczno-ekonomiczną ze względu na dość dużą, w porównaniu z innymi grupami, jednorodność składu demograficznego gospodarstw. W gospodarstwach emerytów bowiem przeciętnie zamieszkiwały 2 osoby oraz ok. 95% ich członków miało powyżej 18 lat. Przyjęcie zatem uwzględnionych w modelu wielkości *per capita* wydawało się być uzasadnione.

Wydatki na żywność podzielono na 8 grup: (1) pieczywo i produkty zbożowe, (2) mięso i ryby, (3) nabiał, (4) tłuszcze, (5) owoce, (6) warzywa, (7) wyroby cukiernicze, (8) przyprawy, koncentraty, drożdże. Niektóre gospodarstwa domowe emerytów w 2003 roku nie wykazywały wydatków na część z wymienionych grup żywności. Aby zatem uniknąć problemu tzw. zerowych wydatków w mikrodanych, dokonano agregacji gospodarstw domowych. Dane źródłowe uporządkowano niemalejąco według poziomu uzyskiwanych dochodów i podzielono na 100 podgrup w przybliżeniu równolicznych. Następnie w każdej z otrzymanych podgrup wyznaczono średnie wartości wydatków i wielkości spożycia *per capita* poszczególnych grup żywności oraz obliczono ceny jako wartości jednostkowe.

## Wyniki

Na podstawie otrzymanych wyników estymacji stwierdzono, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotez o normalności, autokorelacji i homoskedastyczności wielowymiarowego rozkładu składnika losowego<sup>1</sup>. Generalnie, współczynniki zmienności losowej cechowały się stosunkowo niskim poziomem, co świadczy o dość dobrym dopasowaniu modelu do danych empirycznych: poza równaniem dotyczącym owoców, odchylenia standardowe reszt nie przekraczały 10% średniej wartości, zaś dla owoców wyniosły 12%.

Na podstawie oszacowanych wartości parametrów wyznaczono oszacowania elastyczności cenowych popytu na żywność w ośmiu wyróżnionych grupach. Wszystkie wyniki podane w tabelach 1 i 2 zostały obliczone dla średnich wartości wydatków na poszczególne dobra w całkowitych wydatkach na żywność.

Na podstawie wyników przedstawionych w tabelach 1 i 2 można stwierdzić, że wszystkie własne cenowe elastyczności są statystycznie istotne na poziomie 0,05. Elastyczności te – zarówno skompensowane jak i nieskompensowane – zgodnie z oczekiwaniem, są ujemne, zaś ich wartości bezwzględne kształtują się w granicach 0,5-1,2. Jak wskazuje Rembisz [2004], własne cenowe elastyczności popytu na rynku detalicznym żywności generalnie są względnie wysokie dla krajów niezamożnych, takich jak Polska. Dla porównania, w analogicznych badaniach przeprowadzonych dla danych z 2001 roku w Słowenii, uzyskano zbliżone wartości dla wyrobów cukierniczych<sup>2</sup>, natomiast wartości bezwzględne pozostałych własnych cenowych elastyczności są wyższe w naszym kraju [Regorsek, Erjavec 2007]. Najbardziej elastyczną grupą żywnościową w Słowenii i w Polsce okazały się być warzywa.

Oszacowania skompensowanych własnych cenowych elastyczności co do wartości bezwzględnych są znacznie mniejsze niż dla nieskompensowanych elastyczności. Dotyczy to zwłaszcza pieczywa i produktów zbożowych, mięsa i ryb oraz nabiału. Fakt ten świadczy o tym, że efekt dochodowy zmiany ceny danej grupy żywnościowej na własny popyt ma wyraźne znaczenie.

Analizując wartości nieskompensowanych i skompensowanych mieszanych elastyczności można stwierdzić, że ich znaki nie zawsze są takie same, jednakże taka sytuacja dotyczy zwykle statystycznie nieistotnych wartości (np.  $\hat{e}_{26} > 0$ , natomiast  $e_{26} < 0$ ). W tabeli 1 przeważają dodatnie wartości, co sugeruje zależności substytucyjne między wieloma analizowanymi parami różnych grup żywnościowych. Przykład grup komplementarnych stanowią pieczywo i produkty zbożowe oraz tłuszcze. Ponieważ  $\hat{e}_{14} = -0,1066$  to jednoprocenowy wzrost ceny tłuszczów powodował zmniejszenie spożycia pieczywa i produktów zbożowych o 0,1066%. Z kolei wartość  $e_{41} = -0,2869$  można interpretować w następujący sposób: zwiększeniu cen pieczywa i produktów zbożowych o 1% towarzyszył spadek popytu na tłuszcze o 0,2869%.

W literaturze przedmiotu brakuje publikacji zawierających wyniki badań dotyczących cenowych elastyczności popytu w Polsce. Część szacunków na ten temat zostało skompletowane przez Sekcję Analiz Polityki Rolnej FAPA. Niektóre z tych wyników opublikował Adamowicz [2004], np. w latach 90. ubiegłego wieku cenowa własna elastyczność popytu mięsa drobiowego wyniosła -0,52, jaj -0,48. Trudno jednak takie oszacowania porównywać z tymi uzyskanymi w niniejszej pracy. Wyniki te bowiem uzyskiwano różnymi metodami dysponując często odmiennymi źródłami danych.

## Podsumowanie

W celu określenia cenowych elastyczności popytu na żywność w pracy rozważono model składający się z układu równań popytowych dla poszczególnych dóbr. Taki model obejmuje wzajemne zależności między cenami różnych dóbr. W pracy wykorzystano dane empiryczne pochodzące z badań budżetów gospodarstw domowych prowadzonych przez Główny Urząd Statystyczny w 2003 roku. Ponieważ różne czynniki demograficzne mogą mieć wpływ na popyt, w celu uproszczenia analizy wzięto pod uwagę jedynie gospodarstwa domowe emerytów. Gospodarstwa te bowiem składały się głównie z osób dorosłych.

<sup>1</sup> Wszystkie testy przeprowadzono na poziomie istotności statystycznej  $\alpha = 0,05$ . Opis stosowanych testów w pakiecie PcGive znajduje się w pracy [Doornik, Henry 1997].

<sup>2</sup> Jak wskazuje Szajner [2004] zużycie krajowe cukru w Polsce od wielu lat jest stabilne. Popyt na cukier w gospodarstwach domowych charakteryzuje się małą elastycznością, ponieważ w warunkach głębokiego spadku cen spożycie wzrastało w niewielkim stopniu.

**Tabela 1. Wartości skompensowanych cenowych elastyczności popytu obliczone na podstawie wzorów (9) i (10)**

	1	2	3	4	5	6	7	8
1	<b>-0,5538</b> (0,1218)	0,5356 (0,1161)	0,0502 (0,0875)	-0,1066 (0,0492)	0,1203 (0,0604)	0,2412 (0,0404)	-0,1872 (0,0562)	-0,0997 (0,0082)
2	0,2837 (0,1207)	<b>-0,5072</b> (0,1037)	0,0531 (0,0649)	0,0399 (0,0337)	-0,0624 (0,0411)	0,0298 (0,0287)	0,0779 (0,0375)	0,0854 (0,0183)
3	0,0576 (0,0789)	0,1147 (0,1551)	<b>-0,6963</b> (0,1378)	0,2019 (0,0536)	0,0540 (0,0721)	0,1489 (0,0451)	0,0803 (0,0628)	0,0389 (0,0240)
4	-0,2869 (0,1205)	0,2026 (0,1529)	0,4747 (0,1272)	<b>-0,5765</b> (0,1404)	0,1154 (0,0908)	0,2316 (0,0476)	-0,0680 (0,0581)	-0,0929 (0,0268)
5	0,3418 (0,2630)	-0,3350 (0,2714)	0,1341 (0,1136)	0,1218 (0,2173)	<b>-0,8019</b> (0,1056)	-0,0405 (0,0655)	0,4070 (0,0487)	0,1727 (0,0476)
6	0,4150 (0,1204)	0,0967 (0,0190)	0,2237 (0,1391)	0,1807 (0,0953)	-0,0245 (0,0646)	<b>-1,1165</b> (0,0580)	0,1246 (0,0946)	0,1003 (0,0347)
7	-0,4887 (0,0532)	0,3838 (0,2559)	0,1830 (0,1782)	-0,1200 (0,1736)	0,3739 (0,1060)	0,1891 (0,0771)	<b>-0,495</b> (0,1234)	-0,0255 (0,0498)
8	-0,4941 (0,2358)	0,7983 (0,2290)	0,1682 (0,1909)	-0,1626 (0,1995)	0,3009 (0,1316)	0,3830 (0,0748)	-0,1509 (0,1293)	<b>-0,8429</b> (0,0427)

Źródło: obliczenia własne. Wyniki zaokrąglono do 4 miejsc po przecinku. W nawiasach podano standardowe błędy szacunku elastyczności określone na podstawie zależności (13). Liczby 1, 2, ..., 8 w główce i boczku tabeli odpowiadają ośmiu wyróżnionym grupom żywności, tj. 1 – odpowiada pieczywu i produktom zbożowym, 2 – mięsu i rybom, itd.

**Tabela 2. Wartości nieskompensowanych cenowych elastyczności popytu obliczone na podstawie wzorów (11) i (12)**

	1	2	3	4	5	6	7	8
1	<b>-0,7627</b> (0,1232)	0,1413 (0,1165)	-0,1321 (0,0900)	-0,1841 (0,0900)	0,0468 (0,0804)	0,1198 (0,0516)	-0,2672 (0,0744)	-0,1419 (0,0929)
2	0,1555 (0,1290)	<b>-0,7492</b> (0,1064)	-0,0589 (0,0833)	-0,0077 (0,1275)	-0,1076 (0,1362)	-0,0448 (0,0836)	0,0288 (0,1250)	0,0595 (0,2270)
3	-0,1526 (0,0802)	-0,2819 (0,1552)	<b>-0,8797</b> (0,1389)	0,1239 (0,0666)	-0,0199 (0,0833)	0,0268 (0,0517)	-0,0002 (0,0736)	-0,0035 (0,0767)
4	-0,5418 (0,1205)	-0,2784 (0,1529)	0,2522 (0,1273)	<b>-0,6711</b> (0,1406)	0,0258 (0,0911)	0,0835 (0,0478)	-0,1657 (0,0586)	-0,1443 (0,0305)
5	0,2300 (0,2631)	-0,5461 (0,2714)	0,0364 (0,1138)	0,0803 (0,2176)	<b>-0,8412</b> (0,1064)	-0,1055 (0,0660)	0,3642 (0,0501)	0,1501 (0,0528)
6	0,1869 (0,0534)	-0,3339 (0,0195)	0,0245 (0,1395)	0,0960 (0,0981)	-0,1048 (0,0690)	<b>-1,2491</b> (0,0598)	0,0373 (0,0972)	0,0542 (0,0548)
7	-0,6104 (0,0534)	0,1541 (0,2559)	0,0768 (0,1783)	-0,1652 (0,1741)	0,3311 (0,1069)	0,1184 (0,0775)	<b>-0,5421</b> (0,1240)	-0,0500 (0,0550)
8	-0,7543 (0,2358)	0,3071 (0,2290)	-0,0590 (0,1909)	-0,2593 (0,1995)	0,2094 (0,1316)	0,2318 (0,0748)	-0,2506 (0,1293)	<b>-0,8954</b> (0,0432)

Źródło: obliczenia własne. Wyniki zaokrąglono do 4 miejsc po przecinku. W nawiasach podano standardowe błędy szacunku elastyczności określone na podstawie zależności (14).

Aby określić wpływ zmian cen na wielkość popytu rozważono skompensowane i nieskompensowane cenowe elastyczności popytu. Pierwsze z nich odnoszą się tylko do efektów substytucji, drugie zaś uwzględniają zmiany popytu pod wpływem zmian cen i dochodu. Stwierdzono, że wła-

sne cenowe elastyczności – zarówno skompensowane jak i nieskompensowane – przyjmowały wartości od  $-1,2$  do  $-0,5$ . Oszacowania skompensowanych własnych cenowych elastyczności co do wartości bezwzględnej były często znacznie mniejsze niż nieskompensowanych elastyczności, co świadczy o tym, że efekt dochodowy zmiany ceny danej grupy żywnościowej na własny popyt miał w wielu grupach żywności wyraźne znaczenie. Wskaźniki mieszanych elastyczności cenowych popytu przyjmowały zarówno dodatnie, jak i ujemne wartości, zatem wśród rozważanych grup żywności występowały zależności substytucyjne oraz komplementarne.

Należy podkreślić, że przedstawione wyniki mają charakter wstępny. Wskazane byłoby określanie cenowych elastyczności popytu żywności w kolejnych latach z uwzględnieniem różnorodnych podziałów i klasyfikacji, m.in. ze względu na przynależność do grupy społeczno-ekonomicznej czy grupy dochodowej gospodarstw domowych. W Polsce bowiem brakuje systematycznych badań na ten temat.

### Literatura

- Adamowicz M.** 2000: Elastyczność podaży i popytu. Strategiczne opcje dla polskiego sektora agrobiznesu w świetle analiz ekonomicznych, red. E. Majewski, G. Dalton SGGW, Warszawa, 107-120.
- Deaton A., Muellbauer J.** 1980: An almost ideal demand system. *American Economic Review*, vol. 70, nr 3, 312-26.
- Doornik J. A., Henry D. F.** 1997: Modeling Dynamic Systems Using PcFiml 9.0 for Windows International Thomson Business Press, London, 217-221.
- Edgerton D. L.** ed. 1996: The econometrics of demand systems. Kluwer Academic Publisher, Dordrecht-Boston-London, 59-66.
- Hayes, D.J., Wahl, T.I., Williams, G.W.** 1990: Testing restrictions on a model of Japanese meat demand. *Am. J. Agric. Econ.*, vol. 72, nr 3, 556-566.
- Hossain F., Jansen H. H.** 2000: Lithuania's food demand during economic transition. *Agricultural Economics* vol. 23, nr 1, 31-40.
- Mdafri A., Brorsen B. W.** 1993: Demand for red meat, poultry, and fish in Morocco: an almost ideal demand system. *Agricultural Economics*, vol. 9, nr 2, 155-163.
- Moschini, G.** 1995: Units of measurement and the Stone index in demand system. *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 77, nr 1, 63-68.
- Nasiłowski M.** 1995: System rynkowy. Podstawy mikro- i makroekonomii. Wydawnictwo Key Text, Warszawa, 62, 78-79.
- Regorsek D., Erjavec E.** 2007: Food demand in Slovenia. *Acta Agriculturae Slovenica*, vol. 89, nr 1, 221-232.
- Rembisz W.** 2004: Wspólny rynek i polityka rolna – funkcjonowanie, mechanizmy, informacja – wprowadzenie. [W:] Rynki rolne, funkcjonowanie, regulacja i interwencja a informacja ABG S.A. w konsorcjum z ABC Poland Sp. z o.o. oraz CEEN GmbH, Warszawa, 7-25.
- Szajner P.** 2004: Rynek cukru i miodu – charakterystyka, regulacje i informacja. [W:] Rynki rolne, funkcjonowanie, regulacja i interwencja a informacja, ABG S.A. w konsorcjum z ABC Poland Sp. z o.o. oraz CEEN GmbH, Warszawa, 112-121.
- Suchecki B., Welfe A.** 1988: Popyt i rynek w warunkach nierównowagi. PWE, Warszawa, 23-26.
- Varian H.** 1992: Microeconomic Analysis. W. W. Norton & Company, New York – London, 107-108.

### Summary

*The objective of this research is to analyse food consumption patterns in retirees' households in Poland. Cross-sectional household data from Household Budget survey in year 2003 are used. For a complete demand system analysis we apply linearly approximated Almost Ideal Demand System (LA/AIDS). We present results of estimates of own and cross-price elasticities of demand for eight aggregate food groups products using LA/AIDS model. The estimates of compensated own price elasticities for some groups of food are noticeably smaller than uncompensated. This indicates that income effect of their price change on their own quantity demanded is highly important when purchasing these food groups. Absolute value of own price elasticities confectionary are estimated as the lowest and for vegetables as the highest.*

*Knowledge of demand elasticities gives us an overview of consumption habits. Further food demand analysis should be continued in order to reveal trends and differences between various groups of polish households. This would be an important information for policy makers, researchers and marketing companies.*

### Adres do korespondencji:

dr Hanna Dudek  
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie  
Katedra Ekonometrii i Statystyki  
ul. Nowoursynowska 159  
02-787 Warszawa  
tel. (0 22) 593 41 21  
e-mail: hanna.dudek@sggw.pl