

LEON PODKAMINER

Wyższa Szkoła Finansów i Prawa

Bielsko-Biała

Wiedeński Instytut Międzynarodowych

Porównań Gospodarczych

Wiedeń

10.5604/01.3001.0010.6763

## POPYT NA ŻYWNOŚĆ W ŚWIETLE DANYCH MIĘDZYNARODOWEGO PROGRAMU PORÓWNAWCZEGO DLA 2011 R.

### Abstrakt

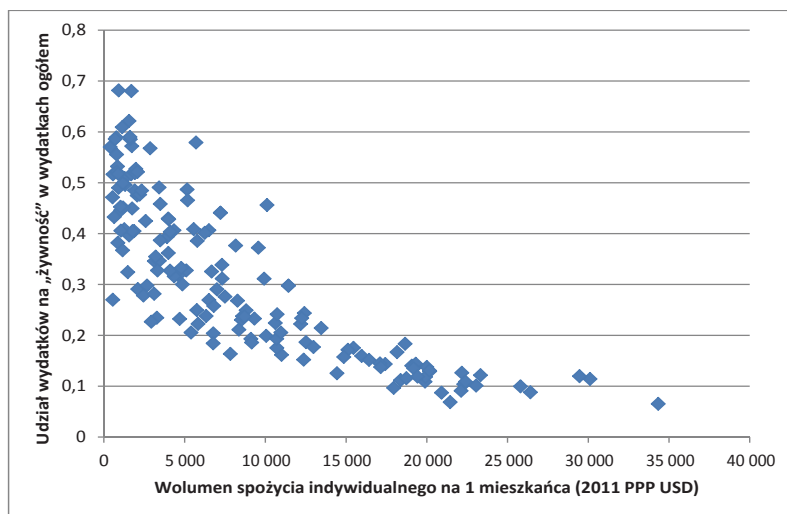
*W oparciu o dane Międzynarodowego Programu Porównawczego dla 2011 r. oszacowano parametry funkcji popytu na dwa agregaty spożycia indywidualnego: żywność oraz pozostałe dobra i usługi („nieżywność”). Wyestymowane funkcje popytu typu AIDS zapewniają dobre dopasowanie do danych dla 41 krajów. Elastyczności popytu na żywność obliczone na podstawie danych wyjściowych oraz oszacowanych parametrów wskazują, że żywność jest „dobrem normalnym” w krajach o wolumenie spożycia ogółem mniejszym niż ok. 17 tys. „dolarów międzynarodowych” rocznie na osobę. Powyżej tego poziomu żywność jest „dobrem poślednim” (popyt na nią maleje wraz ze wzrostem wolumenu spożycia ogółem). Własna elastyczność cenowa popytu na żywność jest większa od  $-1,0$ , tzn. popyt na żywność jest nieelastyczny. Dodatkowo przedstawiono szacunki elastyczności ceny żywności w relacji do ceny „nieżywności” względem wolumenów podaży tak „żywności”, jak i „nieżywności”. Szacunki te sugerują, że w krajach zamożniejszych wzrost podaży „nieżywności” obniża relatywną cenę żywności, co jest zgodne z tendencją do rozwierania się „nożyc cen” na niekorzyść gospodarki żywnościowej.*

**Słowa kluczowe:** Międzynarodowy Program Porównawczy, prawo Engla, popyt na żywność, elastyczności popytu, system AIDS, nożyce cen.

**Kody JEL:** Q11, D12, O57.

## Wstęp

Międzynarodowe Programy Porównawcze (*International Comparison Programs*, w skrócie ICP) dostarczają szczegółowych danych o realnych poziomach produktu krajowego brutto (PKB) i jego głównych składowych, w tym spożycia indywidualnego realizowanego przez gospodarstwa domowe (*individual consumption expenditure by households*). Ponadto w ICP wyróżnia się niektóre podagregaty, w tym np. spożycie żywności. Równolegle ICP dostarcza szacunków parytetów siły nabywczej walut narodowych w odniesieniu do całego PKB oraz jego wyszczególnionych składowych. Dzięki swej konstrukcji dane ICP umożliwiają bezpośrednie porównywanie wolumenów PKB (i jego składowych) na jednego mieszkańca dla różnych krajów<sup>1</sup>.



Rys. 1. Udział wydatków na żywność w zależności od wolumenu spożycia indywidualnego ogółem na jednego mieszkańca.

Uwaga: Wolumen spożycia indywidualnego jest wyrażony w „dolarach międzynarodowych” dla 2011 r. mierzących siłę nabywczą walut narodowych względem dolara USA (tj. 2011 PPP USD). Rys. 1 zawiera 159 punktów dla krajów objętych ICP 2011 (pominięto 40 mini-krajów i terytoriów z regionu Karaibów i Oceanii oraz kraje, dla których informacje dotyczące całego spożycia indywidualnego, względnie spożycia żywności, są niekompletne).

Źródło: ICP 2011, <http://www.worldbank.org/en/programs/icp#5> (data dostępu: 2.08.2017).

Wyniki najnowszej edycji ICP, oparte na niezwykle czasochłonnym analizie i przetwarzaniu narodowych danych statystycznych dla 2011 r., zostały udostępnione w 2014 r. (wyniki poprzedniej edycji, udostępnione w 2008 r., dotyczyły roku 2005). ICP 2011 dostarcza danych dla 199 krajów, w tym dla

<sup>1</sup> Por. <http://www.worldbank.org/en/programs/icp#1>.

wielu mini-krajów i terytoriów, np. poszczególnych państw-wysp z regionu Karaibów i Oceanii<sup>2</sup>.

Jednym z agregatów wyszczególnionych w ICP 2011 jest „żywność i napoje bezalkoholowe”, w skrócie określane poniżej jako „żywność”. Udziały wartości spożycia tych dóbr (w detalicznych cenach narodowych) w wartościach całego spożycia indywidualnego (także wyrażonego w cenach narodowych), zestawione z wolumenami całego realnego spożycia (wycenionego przy użyciu parytetu siły nabywczej dla spożycia indywidualnego), ilustrują występowanie klasycznego prawa Engla (rys. 1).

Pierwszym celem artykułu jest przedstawienie parametrów funkcji popytu (typu AIDS) na „żywność”. Parametry te zostały wyestymowane ekonometrycznie (przy zastosowaniu nieliniowej metody najmniejszych kwadratów) na podstawie danych ICP 2011 dla 41 krajów (europejskich, ale obejmujących również niemal wszystkie pozaeuropejskie kraje członkowskie OECD). Głównym celem artykułu jest przedstawienie szacunków współczynników elastyczności popytu na „żywność” (względem ceny własnej, ceny agregatu „nieżywność” oraz wolumenu spożycia ogółem). Przedstawione szacunki elastyczności popytu mogą mieć znaczenie dla oceny długookresowych tendencji kształtowania się cen relatywnych („żywności” względem „nieżywności”). Szacunki te sugerują, że w dłuższej perspektywie czasowej można oczekiwać tendencji do rozwierania się „nożyc cen” na niekorzyść sektora gospodarki żywnościowej.

### **Dane ICP jako podstawa „uniwersalnych” funkcji popytu na żywność**

Prawo Engla liczące sobie już równe 160 lat (często uznawane za jedyne jak dotąd uniwersalne prawo ekonomiczne wywiedzione z obserwacji empirycznych raczej niż z „eksperymentów myślowych”) zdaje się obowiązywać uniwersalnie (np. Houthakker, 1957; Lewbel, 2008). W kontekście dostępności porównywalnych danych statystycznych dostarczanych przez międzynarodowe projekty porównawcze zrodziła się koncepcja ekonometrycznego szacowania „uniwersalnych” funkcji popytu konsumpcyjnego, w tym także popytu na żywność – oczywiście z uwzględnieniem prawa Engla. Za pioniera tej idei uznaje się Profesora Henriego Theila (Theil i Suhm, 1981; Theil i Clements, 1987; Fiebig, Seale i Theil, 1988; Clements i Selvanathan, 1994).

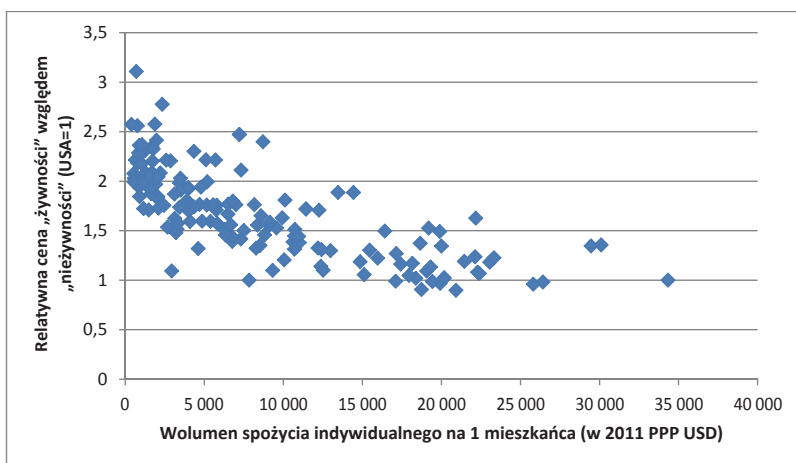
W podejściu Theila (określanym także jako *Florida Model*<sup>3</sup>) szacowane są parametry domniemanych „uniwersalnych” (tzn. stosujących się do więk-

<sup>2</sup> Porównawcze badania poziomów i struktury PKB oraz parytetów siły nabywczej walut mają długą historię. Systematyczne badania w tym zakresie zostały zapoczątkowane w latach 50. XX wieku przez Gilberta i Kravisa (1954) i były kontynuowane pod auspicjami ONZ, Banku Światowego i OECD, częściowo także z udziałem organizacji i uniwersytetów prywatnych (w tym Fundacji Forda i Uniwersytetu Pensylwanii). ICP został stworzony w 1968 r. Od 1980 r. funkcjonuje European Comparison Project (ECP) prowadzony przez Eurostat we współpracy z OECD. ICP integruje dane ECP (który ma węższy zasięg geograficzny niż ICP) z danymi dla innych regionów świata.

<sup>3</sup> Henri Theil (1924-2000) od 1981 r. był profesorem Uniwersytetu Stanowego Florydy w Gainesville.

szej liczby krajów objętych badaniem) funkcji popytu konsumpcyjnego. Dane o strukturze i rozmiarach wolumenów spożycia oraz o cenach dla poszczególnych krajów pochodzą bezpośrednio z badań porównawczych. Zestaw danych dla konkretnego kraju stanowi pojedynczą obserwację statystyczną. Zestaw obserwacji dla wszystkich krajów stanowi próbkę statystyczną.

W podejściach estymujących parametry funkcji popytu dla konkretnych krajów często występują problemy, których waga jest mniejsza, gdy ma się do czynienia z danymi pochodzącymi z badań porównawczych. W standardowych badaniach wykorzystujących dane przekrojowe (np. pochodzące ze statystyk budżetów gospodarstw domowych określonego kraju w określonym roku) bardzo trudno jest wiarygodnie uchwycić wpływ cen na kształtowanie się popytu. W danym roku wszystkie gospodarstwa domowe są praktycznie konfrontowane z tymi samymi cenami. Problem małej zmienności obserwowanych cen występuje też wtedy, gdy obserwacje mają charakter szeregów czasowych (np. dotyczących przeciętnego gospodarstwa domowego dla określonego kraju). Z reguły zmiany relacji cenowych są raczej dość powolne – nawet przy stosunkowo wysokiej inflacji. Z tego względu szacunki parametrów mających odzwierciedlać wpływ cen na wielkość i strukturę popytu mogą być mało wiarygodne.



Rys. 2. Relatywne ceny „żywności” względem pozostałych (nieżywnościowych) towarów i usług konsumpcyjnych w zależności od wolumenu spożycia indywidualnego ogółem na jednego mieszkańca.

Źródło: jak dla rys. 1.

Ponieważ zróżnicowanie struktur cen (tj. struktur parytetów siły nabywczej) dostarczanych przez międzynarodowe badania porównawcze jest z reguły bardzo duże (rys. 2), można oczekiwać, że statystyczna wiarygodność parametrów funkcji popytu szacowanych na podstawie danych pochodzących z tych badań będzie większa.

Rys. 2 dokumentuje występowanie dużego zróżnicowania cen relatywnych (żywność/pozostałe towary i usługi konsumpcyjne) także dla krajów o zbliżonych poziomach rozwoju (tj. zbliżonych poziomach spożycia indywidualnego ogółem na 1 mieszkańca). Ponadto rysunek 2 wskazuje, że żywność relatywnie tanieje wraz ze wzrostem wolumenu spożycia ogółem (tj. wraz ze wzrostem zamożności).

Tabela 1 ilustruje rodzaj danych odnoszących się do konsumpcji indywidualnej realizowanej przez gospodarstwa domowe (w skrócie spożycia ogółem) oraz konsumpcji żywności pochodzących (lub dających się wywnioskować) z ICP 2011 dla Meksyku, Polski, Szwajcarii i USA<sup>4</sup>.

Tabela 1

## Dane wyjściowe ICP 2011 dla Meksyku, Polski, Szwajcarii i USA

Wyszczególnienie		Meksyk	Polska	Szwajcaria	USA
1	Wartość spożycia ogółem na 1 mieszkańca (w walutach i cenach krajowych)	83 338,2	24 240,5	42 622,7	34 328,7
2	Wolumen spożycia indywidualnego ogółem na 1 mieszkańca (w PPP USD)	9 321,8	12 518,8	26 417,6	34 328,7
3	PPP dla spożycia ogółem	8,940	1,936	1,613	1,000
4	PPP dla żywności	9,640	2,095	1,587	1,000
5	PPP dla nieżywnościowych towarów i usług konsumpcyjnych	8,776	1,904	1,617	1,000
6	Wolumen spożycia żywności (w PPP USD)	2 014,1	2 159,1	2 364,0	2 238,1
7	Wolumen spożycia nieżywnościowych towarów i usług konsumpcyjnych (w PPP USD)	7 284,0	10 357,2	24 042,5	32 090,7
8	Udział wydatków na żywność w wydatkach ogółem	0,233	0,187	0,088	0,065

Uwaga: PPP oznacza parytet siły nabywczej waluty krajowej względem dolara USA. PPP dla spożycia ogółem dla Polski (wynoszące 1,936, por. wiersz 3 w tab. 1) oznacza, że za 1,936 PLN można było w Polsce (w 2011 r.) nabyć koszyk towarów i usług wart 1 dolara w USA. Parytety siły nabywczej obliczane są dla różnych podagregatów dóbr i usług. Parytety te z reguły różnią się od parytetów dla agregatów, gdyż różne podagregaty są różnie wyceniane w różnych krajach. ICP 2011 nie podaje danych dla pozycji w wierszu 5 (tj. parytetu siły nabywczej dla agregatu nieżywnościowych składników spożycia ogółem) oraz dla pozycji w wierszu 7 (wolumenów spożycia pozostałych (nieżywnościowych) towarów i usług). Pozycje te zostały doszacowane przez autora<sup>5</sup>. Warto zauważyć, że podczas gdy wolumeny spożycia żywności dla krajów z tabeli 1 (wiersz 6) nie wykazują zbytniego zróżnicowania, wolumeny spożycia „nieżywności” (wiersz 7) różnią się znacząco.

Źródło: jak do rys. 1.

<sup>4</sup> Uwzględnienie USA jest motywowane rolą tego kraju jako punktu odniesienia dla wszystkich danych ICP. Meksyk i Szwajcaria są uwzględniane jako przykłady krajów różniących się od Polski (*in minus* oraz *in plus*) pod względem poziomu wolumenu spożycia ogółem na 1 mieszkańca (wiersz 2 w tab. 1).

<sup>5</sup> Dla każdego kraju PPP dla agregatu pozostałych (nieżywnościowych) towarów i usług konsumpcyjnych zostało obliczone przy założeniu, że PPP dla spożycia indywidualnego ogółem (wiersz 3) jest stosowną średnią parytetów (PPP) dla „żywności” (wiersz 4) i „nieżywności” (wiersz 5). Średnia ta jest określona formułą Fishera (tj. jest ona średnią geometryczną indeksów Paaschego i Laspeyresa dla danego kraju względem USA). Poszukiwana wielkość PPP dla „nieżywności” jest (dodatnim) rozwiązaniem równania kwadratowego wyprowadzonego z formuły Fishera. Po wyznaczeniu PPP dla „nieżywności” obliczenie wolumenu jej spożycia (wiersz 7) nie następuje żadnych trudności:  $(7) = [(1) \cdot (2) \cdot (4)] / (5)$ .

### Szacunki parametrów funkcji popytu na żywność typu AIDS

W kontekście badań budżetów gospodarstw domowych zaproponowano (Working, 1943) logarytmiczną formę zależności udziału wydatków na poszczególne kategorie dóbr od poziomu wydatków ogółem.

Forma Workinga ma następującą postać:

$$s_j = a_j + b_j \cdot \log(Y)$$

gdzie:

- $s_j$  – jest udziałem dobra  $j$  w wydatkach ogółem,
- $Y$  – jest wielkością wydatków ogółem,
- $\log(Y)$  – jest logarytmem naturalnym wielkości  $Y$ ,
- $a_j$  i  $b_j$  – są parametrami szacowanymi.

Funkcje popytu implikowane przez powyższą formę mają następującą postać:

$$Q_j = Y \cdot s_j / p_j = Y \cdot (a_j + b_j \cdot \log(Y)) / p_j$$

Forma logarytmiczna, stosowana do wydatków na żywność (oraz na pozostałe, nieżywnościowe wydatki konsumpcyjne) zapewnia dobre dopasowanie do danych empirycznych – przynajmniej tak długo, jak długo relatywne ceny („żywności” względem „nieżywności”) nie wykazują istotnego zróżnicowania.

Powyższa obserwacja leży u podstaw konkretnych form funkcji popytu uwzględniającego także występowanie znaczącej zmienności cen relatywnych.

Jedna z konkretnych form modyfikujących formę Workinga została zaproponowana przez Theila i jego współpracowników. Forma ta wymaga jednak przyjęcia dość restryktywnych założeń teoretycznych, postulujących specyficzną strukturę preferencji konsumentów. Co więcej jest ona dość niewygodna w zastosowaniach, gdyż nie dostarcza bezpośrednio interpretowalnych oszacowań klasycznych (zgodnych z definicją Alfreda Marshalla) elastyczności popytu względem cen.

Alternatywna forma zaproponowana przez Deatona i Muellbauera w 1980 r. (tzw. *Almost Ideal Demand System*, w skrócie AIDS) należy do tzw. form elastycznych (*flexible demand systems*), jest znacznie wygodniejsza w użyciu i pozwala na bezpośrednie obliczanie klasycznie rozumianych elastyczności popytu. Jako taka jest ona bardzo szeroko stosowana w badaniach empirycznych (także w studiach nie wykorzystujących danych pochodzących z międzynarodowych badań porównawczych).

Przy dwu wyróżnionych agregatach dóbr i usług składających się na spożycie ogółem (w naszym przypadku są to „żywność” i „nieżywność”) forma AIDS

dla udziału „żywności” w wydatkach konsumpcyjnych ogółem ( $s$ ) przybiera (przy pewnych założeniach dodatkowych) następującą postać<sup>6</sup>:

$$s = a + b \cdot [\log(Y/Y^0) - a \cdot \log(P_f) - (1-a) \cdot \log(P_n) - 0,5 \cdot c \cdot (\log(P_f/P_n))^2] + c \cdot \log(P_f/P_n)$$

Szacowaniu podlegają trzy parametry (oznaczone symbolami  $a$ ,  $b$ ,  $c$ ).  $Y$  jest wielkością wydatków ogółem na jednego mieszkańca (w cenach krajowych);  $Y^0$  jest stałym parametrem skalującym (jest to 34328,7 – wydatki ogółem na 1 mieszkańca w kraju „bazowym” – w naszym przypadku jest to USA);  $P_f = PPP_f$  i  $P_n = PPP_n$  to parytety siły nabywczej waluty krajowej względem USD (w odniesieniu odpowiednio do „żywności” i „nieżywności”). Warto zauważyć, że  $(P_f/P_n)$  jest ceną relatywną „żywności” względem „nieżywności” (przy czym z definicji cena ta jest równa 1,000 dla USA).

Liczne studia empiryczne (bazujące na danych dla krajów o średnim i wysokim poziomie rozwoju) sugerują, że parametr „ $b$ ” estymowany we wcześniejszych modelach Theila<sup>7</sup> wynosi ok. -0,15. Fakt ten jest dokumentowany np. w Theil, Chung i Seale (1989). Szacunki tego parametru dla danych z wcześniejszych edycji Europejskiego Projektu Porównawczego (uzyskane z modelu AIDS) również wahają się pomiędzy -0,14 a -0,16 (Podkaminer, 1999, 2004). Szacunki uzyskiwane dla formuły Workinga (nie uwzględniającej zmienności cen relatywnych) również oscylują wokół wartości -0,15. Implikacją tego faktu jest praktyczna reguła, wedle której podwojenie wolumenu spożycia ogółem skutkuje (*ceteris paribus*) obniżeniem udziału żywności w wydatkach ogółem o ok. 10 punktów procentowych ( $-0,15 \cdot \log(2) \approx -0,10$ ). W konsekwencji udział pozostałych (nieżywnościowych) pozycji w wydatkach ogółem wzrasta wtedy o 10 p.p.

Należy zwrócić uwagę na to, że próbki krajów uwzględniane przy szacowaniu parametrów często obejmują kraje niejednorodne nie tylko pod względem poziomu rozwoju gospodarczego, ale także geograficznie, klimatycznie i kulturowo. Łączne rozważanie krajów o skrajnie różnych charakterystykach może być ryzykowne chociażby dlatego, że kraje o bardzo niskim poziomie rozwoju gospodarczego mogą nie dysponować kompetentnym aparatem statystycznym zdolnym dostarczać rzetelne dane o poziomach i strukturze cen i spożycia.

W wyniku zastosowania nieliniowej metody najmniejszych kwadratów do danych ICP 2011 uzyskano szacunki parametrów ( $a, b, c$ ) funkcji AIDS dla udziału „żywności” w spożyciu ogółem. Tabela 2 raportuje te szacunki dla dwóch

<sup>6</sup> Por. Podkaminer (1999). Forma AIDS wyróżniająca 3 agregaty dóbr i usług jest sformułowana i estymowana w pracach Podkaminera (1999, 2013).

<sup>7</sup> W nowszych modelach Theila oszacowany parametr „ $b$ ” jest bliższy wartości -0,10 (Regmi i Seale, 2010; Meade, Regmi, Seale i Muhammad, 2014). Prawdopodobną przyczyną „zawyżenia” wartości „ $b$ ” jest to, że w studiach tych rozważany jest agregat obejmujący nie tylko żywność i napoje bezalkoholowe, ale również wyroby tytoniowe i alkoholowe. Ponadto w studiach tych uwzględnia się dane dla krajów o skrajnie różnych poziomach rozwoju gospodarczego i cywilizacyjnego.

próbek: pełnej obejmującej 159 krajów oraz niepełnej obejmującej 41 krajów (w tym kraje członkowskie OECD oraz pozostałe kraje europejskie<sup>8</sup>).

Tabela 2

Oszacowania parametrów funkcji AIDS dla „żywności”

Wyszczególnienie	Parametry funkcji AIDS			Dopasowany R2
	a	b	c	
Pełna próba (159 krajów)	0,0576	-0,0702	0,2667	0,7772
	0,0124*	0,0087*	0,0328*	
	0,0000#	0,0000#	0,0000#	
Niepełna próba (41 krajów)	0,0409	-0,1407	0,0836	0,8772
	0,0083*	0,0125*	0,0296*	
	0,0000#	0,0000#	0,0075#	

Pozycje oznaczone symbolem \* reprezentują odchylenia standardowe oszacowań (z pierwszego wiersza tab. 2); pozycje oznaczone symbolem # są prawdopodobieństwami tego, że oszacowanie parametru jest równe zeru.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych ICP 2011 (jak dla rys. 1).

Parametr „b” oszacowany na podstawie pełnej próbki (-0,0702) znacząco odbiega od wielkości -0,15. Jednak wartości zbliżone do -0,15 charakteryzują prawidłowości obserwowane w krajach o średnich i wysokich poziomach rozwoju. Parametr (-0,0702) jest bardziej zbliżony do wielkości -0,10 raportowanych w studiach opartych na danych ICP 2005 i ICP 1996, które uwzględniają wszystkie badane kraje (niezależnie od poziomu rozwoju).

Jednak  $b = -0,1407$  oszacowane dla próbki nie obejmującej krajów afrykańskich, azjatyckich (poza Japonią, Izraelem i Turcją) i latynoamerykańskich (z wyjątkiem Meksyku) jest zbliżone z wielkościami raportowanymi w literaturze. 90% przedział ufności dla tego parametru jest wyznaczony wielkościami -0,119 i -0,162. Przy parametrze  $b = -0,1407$  podwojeniu poziomu dochodu na 1 mieszkańca (przy niezmiennych cenach) odpowiada oczekiwany spadek udziału wydatków na żywność o 9,8 punktów procentowych ( $-0,098 = -0,1407 \cdot \log(2)$ ). 90% przedział ufności dla spadku udziału wydatków na żywność jest tu wyznaczony wielkościami 8,3 i 11,2 (punktów procentowych). Należy jednak podkreślić, że reguła ta ma zastosowanie w odniesieniu do krajów

<sup>8</sup> Próbką niepełną nie obejmuje Ukrainy, Rosji, Mołdawii i Białorusi. Z uwagi na wątpliwości dotyczące danych dla Bułgarii i Czarnogóry kraje te również wykluczono z próbki niepełnej. Według ICP wolumen spożycia żywności na 1 mieszkańca wynosi w Bułgarii mniej niż połowę poziomu sąsiedniej Grecji, co wydaje się raczej mało prawdopodobne, z kolei wg ICP wolumen spożycia żywności w Czarnogórze jest dużo wyższy niż np. we Francji i Niemczech i o ponad 70% wyższy niż w sąsiedniej Serbii. Prawdopodobnie do spożycia żywności zaliczono tu także spożycie realizowane przez turystów zagranicznych. Z pozaeuropejskich krajów-członków OECD nie uwzględniono danych dla Chile i Korei Południowej, sugerujących nieprawdopodobnie niskie poziomy spożycia żywności.



o średnim i wysokim poziomie wolumenu spożycia ogółem. W świetle szacunku parametru  $b$  dla pełnej próbki krajów ( $b = -0,0702$ ) oczekiwany spadek udziału wydatków na żywność w krajach o niskim poziomie spożycia ogółem musiałby być dużo mniejszy (90% przedział ufności dla tego parametru jest ograniczony wielkościami  $-0,056$  i  $-0,085$ ).

Funkcja regresji wyestymowana dla pełnej próbki zapewnia gorsze dopasowanie funkcji AIDS do obserwacji niż funkcja regresji wyestymowana dla próbki niepełnej (tzw. dopasowany *współczynnik determinacji*  $R^2$  jest dużo wyższy dla próbki niepełnej). Interesujące jest, że funkcja regresji wyestymowana dla próbki niepełnej bardzo dokładnie aproksymuje rzeczywistość (tj. przyjętą w ICP) wielkość udziału żywności w wydatkach konsumpcyjnych dla Polski. Udział wg ICP wynosi  $0,187$  (tj.  $18,7\%$ ), podczas gdy udział obliczony wg formuły AIDS wyspecyfikowanej szacunkami z dolnej części tabeli 2 wynosi  $0,189$ . Różnice pomiędzy wielkościami „teoretycznymi” a rzeczywistymi są bardziej znaczące dla Węgier i Macedonii oraz dla USA. Pod względem wolumenu konsumpcji ogółem USA tak dalece odbiega od poziomu innych (nawet najzamożniejszych) krajów z rozważanej grupy 41 krajów, że uzasadnione mogłoby być wykluczenie tego kraju z tej grupy. (Zupełnie inną kwestią jest to, czy dane ICP 2011 nie zawyżają poziomu wolumenu spożycia ogółem dla USA<sup>9</sup>).

Udział żywności w wydatkach obliczony dla Polski wg formuły AIDS wyspecyfikowanej szacunkami z górnej części tab. 2 wynosi  $0,157$ , znacznie odbiegając od wielkości faktycznej.

### Elastyczności popytu na żywność

Ostatecznie wyestymowana (na podstawie danych dla 41 krajów) funkcja popytu na „żywność” przybiera następującą postać:

$$Q_f = (Y/P_f) \cdot s = (Y/P_f) \cdot (0,0409 - 0,1407 \cdot [\log(Y/Y^0) - 0,0409 \cdot \log(P_f) - 0,959 \cdot \log(P_n) - 0,0418 \cdot (\log(P_f/P_n))^2] + 0,0836 \cdot \log(P_f/P_n))$$

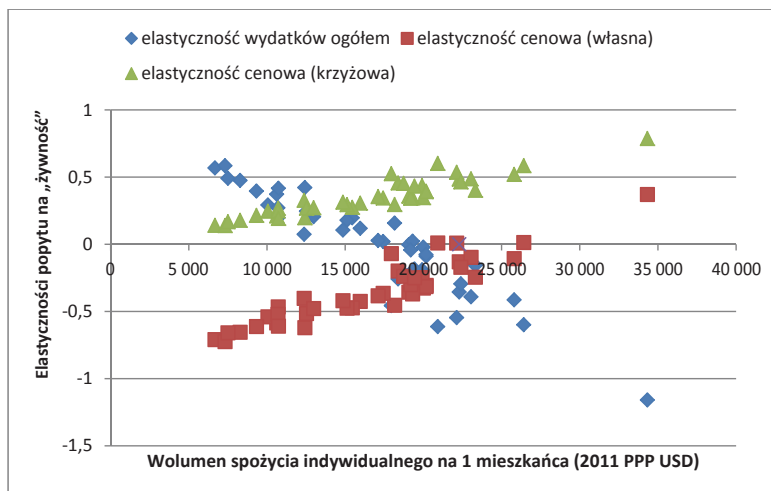
Popyt na „nieżywność” jest z kolei określony następującą formułą:

$$Q_n = (Y/P_n) \cdot (1-s)$$

Szacunki elastyczności popytu na „żywność” (i „nieżywność”) zależą od wyestymowanych parametrów oraz od konfiguracji danych wyjściowych ICP

<sup>9</sup> W szczególności można mieć wątpliwości co do wykorzystania wolumenu usług służby zdrowia w USA. Współczynniki śmiertelności dla USA są wyraźnie wyższe niż w wielu innych rozważanych krajach, a poziom zdrowotności niższe (i porównywalne z poziomem krajów raczej niezamożnych, takich jak np. Meksyk). Realny (uwzględniający czynnik jakości) poziom wykorzystania usług służby zdrowia w USA powinien fakt ten stosownie uwzględniać (co – jak się zdaje – niezupełnie ma miejsce).

dla poszczególnych krajów. Szacunki elastyczności popytu na „żywność” względem ceny własnej ( $P_f$ ), ceny „nieżywności” ( $P_n$ ) oraz wartości wydatków ogółem ( $Y$ ) są więc zmienne. Wykazują one przy tym określone prawidłowości (rys. 3), generalnie zgodne z oczekiwaniami.



Rys. 3. Elastyczności popytu na żywność względem wartości wydatków ogółem, ceny własnej i ceny agregatu „nieżywność” w zależności od wolumenu spożycia ogółem.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych ICP 2011 (jak dla rys. 1) oraz oszacowań parametrów funkcji AIDS z dolnej części tab. 2.

Szacunki elastyczności popytu na żywność względem wartości wydatków ogółem są dodatnie dla krajów o relatywnie niskim wolumenie spożycia ogółem. Jednak elastyczności te obniżają się wraz ze wzrostem wolumenu spożycia ogółem. Dla krajów, w których wolumen spożycia ogółem przekraczał ok. 17 tys. PPP USD, elastyczności te okazują się już ujemne i zmniejszają się wraz z dalszym wzrostem wolumenu spożycia ogółem. Innymi słowy żywność jest „dobrem normalnym” przy relatywnie niskim poziomie wolumenu spożycia ogółem (a więc i dochodów realnych), ale „dobrem poślednim” (*inferior*) przy odpowiednio wysokim poziomie spożycia ogółem. Warto dodać, że „nieżywność” ma charakter „dobra luksusowego” we wszystkich 41 krajach. Elastyczności popytu na „nieżywność” względem wartości wydatków ogółem wahają się od 1,91 (dla USA) do 2,30 (dla Macedonii). Dla Polski jest to 2,07, co oznacza, że jednoprocentowy wzrost wartości wydatków ogółem pociąga za sobą (*ceteris paribus*) około dwuprocentowy wzrost popytu na „nieżywność”.

Szacunki elastyczności popytu na „żywność” względem ceny własnej są ujemne (i większe od -1,00) dla zdecydowanej większości krajów. Innymi słowy popyt na „żywność” jest „nieelastyczny”. Stopień „nieelastyczności”

popytu na „żywność” wzrasta wraz z wolumenem spożycia ogółem. Dla trzech krajów o bardzo wysokim wolumenie spożycia ogółem (Kanada, Wielka Brytania i Szwajcaria) elastyczności popytu na „żywność” względem ceny własnej są praktycznie równe zero. Oszacowana elastyczność dla USA przyjmuje wartość dodatnią – co mogłoby sugerować, że w warunkach USA „żywność” staje się „dobrem Giffena” (tj. popyt na nią reaguje pozytywnie na wzrost ceny własnej). Oczywiście powyższy wniosek należy traktować z pewną dozą ostrożności. Jak już wspomniano, funkcja AIDS oszacowana dla 41 krajów nie zapewnia dobrej zgodności z danymi dla USA. Szacunki współczynników elastyczności dla USA mogą więc być obarczone bardzo znaczącymi błędami. Ponadto wydaje się prawdopodobne, że w warunkach USA dodatnia elastyczność popytu na „żywność” względem ceny własnej może świadczyć o zachodzeniu tzw. efektu Veblena raczej niż paradoksu Giffena. Bardzo wysoki poziom zamożności może skłaniać do nabywania luksusowej i „ekologicznej” (tj. szczególnie kosztownej) żywności. Jest prawdopodobne, że w warunkach USA konsumpcja kosztownej żywności staje się sposobem demonstrowania własnej pozycji społecznej i ekonomicznej. Droższe asortymenty produktów wygrywać mogą konkurencję z asortymentami tańszymi, gdyż wyższe ceny mogą być powszechnie utożsamiane (słusznie lub niesłusznie) z wyższą jakością (Stiglitz, 1987).

Szacunki elastyczności krzyżowej, tj. mierzącej wpływ wzrostu ceny agregatu „nieżywność” na zmianę popytu na „żywność”, są dodatnie, co jest naturalną konsekwencją tego, że jak długo rozważa się tylko dwa dobra, muszą one być substytutami – zgodnie z teorią mikroekonomiczną. Wartości elastyczności krzyżowych wzrastają wraz z wolumenem spożycia ogółem (przyjmując wartość maksymalną dla USA).

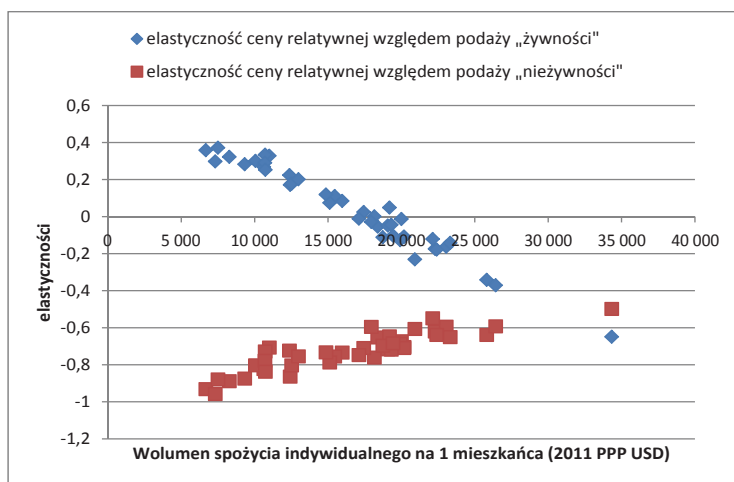
Dla Polski szacowana elastyczność popytu na „żywność” względem wartości wydatków konsumpcyjnych ogółem wynosi 0,2459, zaś szacowana elastyczność względem własnej ceny jest ujemna i wynosi -0,5148. Szacowana elastyczność krzyżowa wynosi 0,2690. Innymi słowy należałoby oczekiwać, że jednoprocentowy wzrost wartości wydatków ogółem zwiększyłby (*ceteris paribus* z 2011 r.) wolumen popytu na „żywność” o ok. 0,25%. Z kolei jednoprocentowy wzrost ceny agregatu „żywność” miałby zmniejszać (*ceteris paribus*) wolumen popytu na „żywność” o ok. 0,5%, a jednoprocentowy wzrost ceny agregatu „nieżywność” miałby zwiększać wolumen popytu na żywność o ok. 0,25%.

Zdecydowana większość studiów empirycznych relacjonowanych w literaturze bada czynniki określające kształtowanie się popytu na poszczególne składowe agregatu „żywność” (wyróżniając np. mięso i jego przetwory, pieczywo, nabiał itd.). Z badań tych mogą wynikać oszacowania elastyczności dla poszczególnych składowych. Raczej trudno jest jednak zagregować te oszacowania tak, aby uzyskać szacunki elastyczności dla całego agregatu „żywność”. Brak jest więc możliwości porównania szacunków elastyczności dla

całego agregatu „żywność” (przedstawionych powyżej) z wynikami innych studiów empirycznych<sup>10</sup>.

### Wpływ zmiany wolumenów podaży na relatywną cenę żywności

W warunkach równowagi rynkowej (dominującej w krajach o gospodarce rynkowej) wolumeny popytu na różne dobra są równe wolumenom ich podaży. Ceny nie tylko współokreślają wolumeny popytu, ale jednocześnie zapewniają dostosowanie popytu do podaży. Jednocześnie rynkowa wartość podaży zagregowanej (odpowiadająca rynkowej wartości zagregowanego popytu) równa jest wartości zrealizowanych wydatków konsumpcyjnych ( $Y$ ). Z powyższych tożsamości można wyprowadzić konkretne wnioski odnoszące się do wpływu zmian wolumenów podaży na relatywne ceny równowagi rynkowej. W rozważanym tu kontekście chodzi o oszacowanie siły i kierunku wpływu zmian wolumenów podaży dwu agregatów („żywność” i „nieżywność”) na zmiany ceny „żywności” względem ceny „nieżywności” (tj.  $P_f/P_n$ ).



Rys. 4. Elastyczności ceny relatywnej  $P_f/P_n$  względem wolumenów podaży „nieżywności” i „żywności” w zależności od wolumenu spożycia ogółem.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych ICP 2011 (jak dla rys. 1) oraz oszacowań parametrów funkcji AIDS z dolnej części tabeli 2.

<sup>10</sup> Elastyczności uzyskane w modelach typu Theila dla danych ICP 2005 oraz ICP 1996 (Meade i in., 2014; Muhammad, Seale, Meade i Regmi, 2013; Regmi i Seale, 2010; Seale, Regmi i Bernstein, 2003) nie mogą być bezpośrednio porównywane z elastycznościami dla ICP 2011 z rysunku 3. Po pierwsze elastyczności z rysunku 3 obliczone są zgodnie z klasyczną definicją Marshalla – podczas gdy elastyczności z cytowanych wyżej prac są zdefiniowane zupełnie odmiennie. Po drugie w pracach tych agregat „żywność” obejmuje także wyroby tytoniowe i napoje alkoholowe. Po trzecie próbki uwzględniane w estymacjach relacjonowanych w cytowanych pracach obejmują wszystkie kraje ujmowane w ICP 1996 i ICP 2005 (odpowiednio 114 i 144 kraje) – niezależnie od osiągniętego przez nie poziomu rozwoju. Po czwarte w pracach tych nie rozważa się jednego agregatu „nieżywność”. Wyodrębnia się 8 różnych pod-agregatów „nieżywności” („odzież i obuwie”, „czysze i opał” itd.).

Rysunek 4 przedstawia oszacowane elastyczności ceny relatywnej  $P_f/P_n$  względem wolumenów podaży „żywności” i „nieżywności” dla 41 uwzględnianych krajów. Okazuje się, że elastyczności ceny relatywnej  $P_f/P_n$  względem wolumenu podaży „żywności” są ujemne dla wszystkich krajów (jakkolwiek wykazują one tendencję do wzrostu wraz ze wzrostem wolumenu spożycia ogółem). Dla Polski elastyczność ta wynosi  $-0,80$ . Oznacza to, że w warunkach 2011 roku jednoprocenowy wzrost podaży „żywności” osłabiałby (*ceteris paribus*) cenę relatywną „żywności” o ok.  $0,8\%$ .

Z kolei elastyczności ceny relatywnej  $P_f/P_n$  względem wolumenu podaży „nieżywności” wykazują tendencję spadkową. Są one jednak dodatnie tylko do poziomu wolumenu spożycia ogółem wynoszącego ok. 17 tys. PPP USD na mieszkańca. Powyżej tego poziomu elastyczności te są ujemne. Dla Polski szacunkowa wielkość tej elastyczności wynosi  $0,18$ . Oznacza to, że w warunkach z 2011 roku jednoprocenowy wzrost podaży „nieżywności” wzmacniałby (*ceteris paribus*) cenę relatywną „żywności” o ok.  $0,18\%$ .

To, że elastyczności ceny relatywnej  $P_f/P_n$  względem wolumenu podaży „żywności” są ujemne, nie jest niczym nieoczekiwanym. To jednak, że elastyczności ceny relatywnej względem wolumenu podaży „nieżywności” są także ujemne (dla krajów zamożniejszych) można uznać za wniosek raczej nieoczekiwany. Tym niemniej jest to wniosek nie tylko rachunkowo poprawny. Jak już stwierdzono poprzednio, począwszy od wolumenu spożycia ogółem wynoszącego ok. 17 tys. PPP USD „żywność” staje się dobrem „poślednim”: popyt na nią maleje wraz ze wzrostem wolumenu spożycia ogółem. Z chwilą, gdy podaż (a więc i wolumen spożycia) „nieżywności” osiąga poziom stosownie wysoki, skutkujący tym, że wolumen spożycia ogółem przekracza granicę 17 tys. PPP USD, „żywność” staje się dobrem „poślednim” – popyt na nią słabnie. W ten sposób wzrost podaży „nieżywności” nie wzmacnia relatywnej ceny „żywności” (co wciąż ma miejsce przy niższych poziomach wolumenu spożycia ogółem).

Innymi słowy, w krajach mniej zamożnych (w tym w Polsce) rosnący wolumen podaży „nieżywności” wzmacnia (*ceteris paribus*) relatywną cenę „żywności”. Efektu tego nie można jednak oczekiwać w krajach wysokorozwiniętych.

W krajach wysokorozwiniętych elastyczności ceny relatywnej  $P_f/P_n$  zarówno względem wolumenu podaży „nieżywności”, jak i „żywności” są ujemne. Fakt ten należałoby wiązać z tendencją do „rozwierania się nożyc cenowych na niekorzyść rolnictwa” (a raczej na niekorzyść gospodarki żywnościowej). W krajach zamożniejszych wzmocnienie ceny relatywnej  $P_f/P_n$  wymagałoby stosownie dużego *spadku* podaży „żywności”. Oczywiście, postulat ten jest po części realizowany przez politykę ograniczania produkcji rolniczej i podaży produktów żywnościowych (w tym zwłaszcza importu produktów rolno-spożywczych) stosowaną w niemal wszystkich krajach wysokorozwiniętych, w tym także w Unii Europejskiej.

## **Bibliografia**

- Clements, K.W., Selvanathan, S. (1994). Understanding consumption patterns. *Empirical Economics*, vol. 19, no. 1, s. 69-110.
- Deaton, A.S., Muellbauer, J. (1980). An Almost Ideal Demand System. *American Economic Review*, vol. 70, no. 3, s. 312-326.
- Fiebig, D.G., Seale, J., Theil, H. (1988). Cross-country demand analysis based on three phases of the international comparison project. W: J. Salazar-Carillo, D.S. Prasada Rao (red.), *World Comparison of Incomes, Prices and Product*. North Holland, Amsterdam, s. 225-236.
- Gilbert, M., Kravis, I.B. (1954). *An International Comparison of National Products and Purchasing Power of Currencies*. Paris: OECD.
- Houthakker, H. (1957). An International Comparison of Household Expenditure Patterns, Commemorating the Century of Engel's Law. *Econometrica*, vol. 25, no. 4, s. 523-551.
- Lewbel, A. (2008). Engel curve. W: S.N. Durlauf, L.E. Blume (red.), *The New Palgrave Dictionary of Economics Online*. Palgrave Macmillan. Pobrane z: [http://www.dictionary-oeconomics.com/article?id=pde2008\\_E000085](http://www.dictionary-oeconomics.com/article?id=pde2008_E000085), DOI:10.1057/9780230226203.0476.
- Meade, B., Regmi, A., Seale, J.L., Muhammed, A. (2014). *New International Evidence on Food Consumption Patterns*. U.S. Department of Agriculture Technical Bulletin 1937.
- Muhammad, A., Seale, J.L., Meade, B., Regmi, A. (2013). *International Evidence on Food Consumption Patterns: An Update Using 2005 International Comparison Program Data*. U.S. Department of Agriculture Technical Report 1929 (revised 2013).
- Podkaminer, L. (1999). Non-tradable goods and deviations between purchasing power parities and exchange rates: evidence from the 1990 European Comparison Project. W: H. Gabrisch, R. Pohl (red.), *EU Enlargement and Its Macroeconomic Effects in Eastern Europe*. New York: Macmillan, s. 62-93.
- Podkaminer, L. (2004). Why is food cheaper in rich (European) countries? *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, vol. 62, no. 230, s. 297-327.
- Podkaminer, L. (2011). Why are goods cheaper in rich countries? Beyond the Balassa-Samuelson Effect. *Metroeconomica*, vol. 62, no. 4, s. 712-728.
- Podkaminer, L. (2013). Persistent gaps between purchasing power parities and exchange rates under the law of one price: a puzzle (partly) explained? *Bank i Kredyt*, vol. 44, no. 4, s. 333-352.
- Regmi, A., Seale, J.L. (2010). *Cross-Price Elasticities of Demand Across 114 Countries*. U.S. Department of Agriculture Technical Report 1925.
- Seale, J.L., Regmi, A., Bernstein, J. (2003). *International Evidence on Food Consumption Patterns*. U.S. Department of Agriculture Technical Report 1904.
- Stiglitz, J.E. (1987). The Causes and Consequences of the Dependence of Quality on Price. *Journal of Economic Literature*, vol. 25, no.1, s. 1-48.
- Theil, H., Chung, C-F., Seale, J.L. (1989). International evidence on consumption patterns. JAI Press.
- Theil, H., Clements, K.W. (1987). *Applied Demand Analysis: Results From System-Wide Approaches*. Ballinger Publishing Company, Cambridge, Mass.
- Theil, H., Suhm, F.E. (1981). *International Consumption Comparison: A System-Wide Approach*. North Holland, Amsterdam.
- Working, H. (1943). Statistical laws of family expenditure. *Journal of the American Statistical Association*, vol. 38, no. 221, s. 43-56.

LEON PODKAMINER  
School of Finances of Law  
Bielsko-Biała  
The Vienna Institute for International Economic Studies  
Vienna

## FOOD DEMAND: EVIDENCE FROM INTERNATIONAL COMPARISON PROGRAM 2011 DATA

### Abstract

*Data for 41 European and OECD countries from the International Comparison Program for 2011 are used to estimate the AIDS demand system distinguishing two aggregates: food and all other goods and services ('non-food') included in individual consumption expenditure of households. The demand elasticities derived indicate that food is a 'normal good' in countries with p.c. volume of total individual consumption not exceeding ca. 17 thousand international dollars. In countries with higher levels of total consumption volumes food appears to be an 'inferior' good. Own-price elasticity of food demand is higher than -1.0: food demand is 'inelastic'. Additionally, estimates are presented of the elasticities of the relative price (food over 'non-food') with respect to the volumes of supplies of food and 'non-food'. These estimates indicate that in richer countries rising supplies of 'non-food' depresses the relative price of food. This is consistent with the 'price-scissors' tendency acting against the food and agriculture sector.*

**Keywords:** International Comparison Program, Engel's Law, food demand, demand elasticities, AIDS, price scissors.

*Zaakceptowano do druku – Accepted for print: 07.12.2017.*