

HANNA DUDEK

Wydział Zastosowań Informatyki i Matematyki
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

Zmiany w zakresie udziałów wybranych wydatków konsumpcyjnych w Unii Europejskiej a problem skal ekwiwalentności

Streszczenie

W pracy podjęto temat zmian ekonomii skali w krajach Unii Europejskiej. Analizę przeprowadzono na podstawie danych o wydatkach konsumpcyjnych typowych dóbr publicznych i prywatnych przeciętnych gospodarstw domowych w UE. Wykorzystano dane Eurostatu z lat 2004–2012. Do oszacowania parametrów dynamicznych modeli panelowych zastosowano systemowy estymator uogólnionej metody momentów. Stwierdzono, że konsumpcja analizowanych dóbr upodobniała się. To oznacza, że zastosowanie wspólnych skal ekwiwalentności w 2012 r. było bardziej uzasadnione niż w 2004 r.

Słowa kluczowe: skale ekwiwalentności, wydatki konsumpcyjne, kraje UE, dynamiczne modele panelowe

1. Wstęp

Do porównywania sytuacji dochodowej gospodarstw domowych o różnym składzie demograficznym niektórzy wykorzystują dochody rozporządzone przypadające na jedną osobę. Podejście takie jest jednak niedoskonałe, gdyż nie uwzględnia zjawiska ekonomii skali wynikającego ze wspólnego zamieszkiwania, gospodarowania i konsumpcji. Na przykład, miesięczny dochód rozporządzalny wynoszący 2 tys. PLN na osobę implikuje zupełnie inną siłę nabywczą dla gospodarstw jedno- i czteroosobowych. Intuicyjnie można stwierdzić, że sytuacja tych drugich gospodarstw jest lepsza. Dlatego też w analizach porównawczych sytuacji dochodowej gospodarstw domowych zróżnicowanych pod względem wielkości i struktury wykorzystywane są skale ekwiwalentności. Skale te informują, ile razy więcej lub mniej musi wydać gospodarstwo domowe o danym składzie demograficznym, aby osiągnąć poziom życia gospodarstwa standardowego.

Najczęściej za takie gospodarstwo przyjmuje się gospodarstwo jednoosobowe, przypisując mu wartość skali równą jeden.

Potrzeba uwzględnienia skal ekwiwalentności w analizie porównawczej sytuacji dochodowej gospodarstw domowych o różnym składzie demograficznym nie budzi wątpliwości wśród ekonomistów. Zasadniczy problem stanowi wybór odpowiedniej skali. Wybór ten ma wpływ na pomiar zasięgu i głębokości ubóstwa oraz na pomiar nierówności dochodowych¹.

W pracy podjęto temat zasadności stosowania wspólnej skali ekwiwalentności we wszystkich krajach członkowskich UE w latach 2004–2012. Analizę przeprowadzono na podstawie danych o konsumpcji typowych dóbr publicznych i prywatnych przeciętnych gospodarstw domowych w UE. Celem pracy jest weryfikacja, czy konsumpcja tych dóbr upodabniała się. Wynik przeprowadzonej analizy ma implikacje odnoszące się do kierunku zmian w zakresie ekonomii skali w krajach członkowskich UE.

2. Wpływ konsumpcji dóbr prywatnych i publicznych na ekonomię skali

Zjawisko zmniejszania się kosztów jednostkowych funkcjonowania gospodarstwa domowego wraz ze wzrostem jego wielkości nazywane jest zjawiskiem korzyści skali lub też ekonomii skali². Ekonomia skali jest generowana przede wszystkim przez tzw. dobra publiczne wewnątrz gospodarstwa, które są użytkowane przez wielu członków gospodarstwa domowego³. Do typowych dóbr publicznych (kolektywnych) zalicza się użytkowanie mieszkania (uwzględniając opłaty za ogrzewanie, wodę, czynsz, użytkowanie dóbr trwałych stanowiących wyposażenie mieszkania, np. lodówki, odkurzacza, pralki). Słaba ekonomia skali wynika natomiast z istnienia tzw. dóbr prywatnych wewnątrz gospodarstwa domowego. Dobro prywatne charakteryzuje się tym, że jego jednostka konsumowana przez jedną osobę nie może być jednocześnie konsumowana przez inną

¹ K. De Vos, M.A. Zaidi, *Equivalence scale sensitivity of poverty statistics for the member states of the European Community*, „Review of Income and Wealth” 1997, vol. 43(3), s. 319–333; P. Łukasiewicz, G. Koszela, A. Orłowski, *Wpływ wyboru skali ekwiwalentności na wyniki w zakresie pomiaru ubóstwa i koncentracji dochodów*, „Zeszyty Naukowe SGGW – Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej” 2006, nr 60, s. 207–217.

² A. Szulc, *Dochód i konsumpcja*, w: *Statystyka społeczna*, red. T. Panek, PWE, Warszawa 2007, s. 131–163.

³ F. Perali, *The behavioral and welfare analysis of consumption*, Kluwer Academic Publisher, Dordrecht 2003.

osobę będącą członkiem gospodarstwa domowego⁴. Klasycznym przykładem dobra prywatnego jest żywność oraz w mniejszym stopniu odzież.

Wartości skal ekwiwalentności zależą od proporcji konsumpcji dóbr publicznych i prywatnych. Proporcja ta zwykle nie jest taka sama we wszystkich krajach UE, może także podlegać zmianom w czasie. Dlatego też skale stosowane kilkanaście lat temu w odniesieniu do krajów tworzących UE przed 2004 r. (w skrócie – UE-15) mogą być nieadekwatne wobec wszystkich obecnych krajów członkowskich. Sytuacja w zakresie proporcji konsumpcji dóbr publicznych i prywatnych powinna być zatem stale monitorowana.

W pracy skupiono się na najbardziej typowym dobru publicznym, jakie stanowi użytkowanie mieszkania, oraz najbardziej typowym dobru prywatnym – żywności. Pozostałe grupy dóbr konsumowane przez gospodarstwa domowe są częściowo publiczne, częściowo prywatne. Trudno tu jest zatem określić jednoznacznie wpływ ich konsumpcji na ekonomię skali.

3. Skale ekwiwalentności stosowane w Unii Europejskiej

Wyznaczenie właściwych wartości skal ekwiwalentności jest zadaniem bardzo trudnym do rozwiązania w sposób jednoznaczny i zadowalający⁵. W praktyce ze względu na prostotę formuł zwykle stosuje się skale normatywne. Skale te są ustalane na podstawie opinii ekspertów, którzy określają przeciętny wzrost kosztów utrzymania związany ze zwiększeniem liczby osób w gospodarstwie domowym⁶. Do najczęściej stosowanych normatywnych skal ekwiwalentności należą tzw. skale OECD. W tzw. oryginalnej skali OECD, zwanej także skalą OECD 70/50, starą skalą OECD lub skalą oxfordzką, wykorzystuje się wzór:

$$Skala_{70/50} = 1 + 0,7(d-1) + 0,5c, \quad (1)$$

gdzie:

d – liczba osób dorosłych w gospodarstwie,

c – liczba dzieci⁷ w gospodarstwie domowym.

⁴ T.C. Bergstrom, H.R. Varian, *Ćwiczenia z mikroekonomii*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1997.

⁵ A. Szulc, *Dochód i konsumpcja...*, op.cit.

⁶ Z. Rusnak, *Statystyczna analiza dobrobytu ekonomicznego gospodarstw domowych*, Wydawnictwo AE im. O. Langego we Wrocławiu, Wrocław 2007.

⁷ Przez dziecko rozumie się tu osobę poniżej 14 roku życia.

Na przykład, w gospodarstwie składającym się z dwóch osób dorosłych i trojga dzieci występuje $3,2(1 + 0,7 + 3 \cdot 0,5)$ jednostki ekwiwalentnej. Skala ta została zaadaptowana przez Organizację Współpracy Gospodarczej i Rozwoju wobec krajów, które nie wypracowały własnych formuł wyznaczających ekwiwalentne dochody⁸ gospodarstw domowych⁹. W latach 90. minionego stulecia stwierdzono, że skala OECD 70/50 zakłada zbyt małą ekonomię skali. Nie uwzględnia bowiem zachodzących zmian w strukturze wydatków konsumpcyjnych gospodarstw domowych, przede wszystkim nie bierze się w niej pod uwagę znacznie niższych niż w latach 80. XX w. udziałów wydatków na żywność. Dlatego też zaproponowano zmodyfikowaną skalę OECD¹⁰, której wartości wyznacza się ze wzoru:

$$Skala_{50/30} = 1 + 0,5(d-1) + 0,3c. \quad (2)$$

Europejski Urząd Statystyczny (Eurostat) w latach 80. i na początku lat 90. XX w. wykorzystywał oryginalną skalę OECD, po czym pod koniec lat 90. XX w. zaadaptował zmodyfikowaną skalę. Decyzja w tej sprawie została podjęta w porozumieniu z państwami członkowskimi UE-15 w 1998 r. i potwierdzona w Laeken w 2001 r.¹¹

Należy w tym miejscu rozważyć zaznaczyć, że część krajów członkowskich UE stosuje własne skale opracowane przez rodzimych ekspertów. Na przykład, w Wielkiej Brytanii w urzędowych publikacjach z zakresu statystyki społecznej podawane są wyniki przy zastosowaniu skali McClementsa, w Niemczech zaś wykorzystywana jest skala BSGH¹². Specyficzne formuły wyznaczające wartości skal ekwiwalentności opracowano także w Irlandii i Estonii. W takiej sytuacji krajowe urzędy statystyczne, prezentując wyniki dotyczące sytuacji dochodo-

⁸ Dochód ekwiwalentny uzyskuje się, dzieląc wartość dochodu gospodarstwa domowego przez wartość skali ekwiwalentności (tj. liczbę jednostek ekwiwalentnych).

⁹ *The OECD list of social indicators*, OECD, Paris 1982.

¹⁰ A. Hagenaars, K. de Vos, M.A. Zaidi, *Poverty statistics in the late 1980s: Research based on micro-data*, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg 1994.

¹¹ I. Dennis, A.C. Guio, *Monetary poverty in new member states and candidate countries*, „Statistics in Focus” 2004, vol. 12.

¹² Formuły określające wartości skal ekwiwalentności stosowanych w różnych krajach można znaleźć m.in. w monografii: H. Dudek, *Skale ekwiwalentności – estymacja na podstawie kompletnych modeli popytu*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2011.

wej gospodarstw domowych, uwzględniają własną skalę, zwykle zestawiając je z rezultatami otrzymanymi przy wykorzystaniu zmodyfikowanej skali OECD.

Istotną zaletą stosowania takiej samej skali ekwiwalentności w różnych krajach jest możliwość dokonywania porównań międzynarodowych. Jednakże z uwagi na znaczne zróżnicowanie UE wykorzystanie zmodyfikowanej skali OECD do analizy sytuacji dochodowej gospodarstw domowych we wszystkich krajach członkowskich może budzić wątpliwości. Na problem ten wskazali eksperci podczas akcesji 10 nowych krajów w 2004 r.¹³

W celu monitorowania sytuacji w tym zakresie, w wielu krajach członkowskich UE podjęto się estymacji skal ekwiwalentności różnymi metodami statystycznymi¹⁴. W szczególności ostatnio w Polsce dokonali tego: A. Szulc¹⁵ za pomocą tzw. estymacji typu „matching”, H. Dudek¹⁶, wykorzystując podejście kompletnych modeli popytu, oraz S.M. Kot¹⁷ na podstawie tzw. stochastycznych skal ekwiwalentności. Uzyskane wyniki nie przyniosły jednoznacznej odpowiedzi na pytanie, jaka skala powinna być stosowana w Polsce i innych krajach UE. Stwierdzono jednak, że oszacowane wartości skal ekwiwalentności dla przeciętnie zamożnych polskich gospodarstw domowych były generalnie niższe niż te wyznaczone przy zastosowaniu skali OECD 70/50.

Aby ocenić, czy we wszystkich krajach UE uzasadnione było stosowanie wspólnej skali i czy sytuacja w tym względzie podlegała zmianom, w niniejszym opracowaniu zaproponowano analizę kształtowania się proporcji konsumpcji typowego dobra publicznego, jakie stanowi użytkowanie mieszkania, oraz typowego dobra prywatnego – żywności. Ocenę sytuacji w tym zakresie przeprowadzono na podstawie prostej analizy graficznej oraz wyników estymacji dynamicznych modeli panelowych.

¹³ I. Dennis, A.C. Guio, op.cit.; A. Szulc, *Poverty measurement in transition countries joining the European Union: a Polish perspective*, referat wygłoszony podczas konferencji „Aligning the EU Social Inclusion Process and the Millennium Development Goals”, Wilno 26–27.04.2004.

¹⁴ Obecnie nie ma jednej powszechnie akceptowalnej metody estymacji skal ekwiwalentności. C. Schröder, *Variable Income Equivalence Scales. An Empirical Approach*, Physica Verlag: A Springer-Verlag Company, Heidelberg 2004; F. Balli, S. Tiezzi, *Equivalence scales, the cost of children and household consumption patterns in Italy*, „Review of Economics of the Household” 2010, vol. 8(4), s. 527–549.

¹⁵ A. Szulc, *A matching estimator of household equivalence scales*, „Economics Letters” 2009, vol. 103, s. 81–83.

¹⁶ H. Dudek, op.cit.

¹⁷ S.M. Kot, *Ku stochastycznemu paradygmatowi ekonomii dobrobytu*, Oficyna Wydawnicza Impuls, Kraków 2012.

4. Dane empiryczne

W pracy wykorzystano dane dotyczące udziałów wybranych grup wydatków w łącznych wydatkach konsumpcyjnych gospodarstw domowych. W zakresie wydatków konsumpcyjnych kraje członkowskie UE stosują klasyfikację spożycia indywidualnego według celu na potrzeby badań budżetów gospodarstw domowych¹⁸. W klasyfikacji tej wyróżnia się 12 głównych grup wydatków konsumpcyjnych obejmujących: 1) żywność i napoje bezalkoholowe, 2) napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki, 3) odzież i obuwie, 4) użytkowanie mieszkania i nośniki energii, 5) wyposażenie mieszkania i prowadzenie gospodarstwa domowego, 6) zdrowie, 7) transport, 8) łączność, 9) rekreację i kulturę, 10) edukację, 11) restauracje i hotele, 12) pozostałe towary i usługi oraz kieszonkowe.

W pracy rozważono dwie grupy wydatków – wydatki na żywność i napoje bezalkoholowe oraz wydatki na użytkowanie mieszkania i nośniki energii. Pierwszą z tych grup stanowią wydatki na typowe dobro prywatne, drugą zaś – wydatki na typowe dobro publiczne (kolektywne). Analizą objęto lata 2004–2012. Dane empiryczne, pochodzące ze strony internetowej Eurostatu, odnoszą się do procentowych udziałów każdej z dwóch grup wydatków w całkowitych wydatkach konsumpcyjnych gospodarstw domowych 27 krajów tworzących UE w 2012 r. W bazie Eurostatu brakowało informacji z 2012 r. dotyczących Bułgarii, Grecji, Litwy i Rumunii oraz dodatkowo z 2011 r. dotyczących Rumunii. W konsekwencji tego w modelowaniu ekonometrycznym rozpatrywano panel niezbilansowany. W analizie graficznej w celu uzupełnienia pojedynczych braków danych zastosowano ekstrapolację średnimi ruchomymi¹⁹.

5. Ekonometryczna analiza zmian ekonomii skali

W pracy zbadano zmiany cech związanych z wybranymi udziałami wydatków konsumpcyjnych. Do weryfikacji tego, czy kraje upodobniały się pod tym względem, zaproponowano podejście polegające na modelowaniu stóp wzrostu

¹⁸ Jest to tzw. klasyfikacja COICOP/HBS (ang. *Classification of Individual Consumption by Purpose for Household Budget Surveys*).

¹⁹ Analizowane udziały wydatków krajów z brakującymi danymi nie wykazywały wyraźnych tendencji wzrostu ani spadku w latach 2009–2011, dlatego wykorzystano proste średnie ruchome z 3 poprzedzających lat.

analizowanych cech w zależności od ich poziomu początkowego. Miało to na celu ocenę, czy wystąpił tzw. efekt doganiania przez kraje słabsze pod względem ekonomii skali krajów silniejszych²⁰. Punkt wyjścia stanowił następujący model:

$$\Delta \ln y_{it} = \alpha + \beta \ln y_{i,t-1} + u_i + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

gdzie:

y_{it} – wartość analizowanej cechy w i -tym kraju w roku t ,

$\Delta \ln y_{it} = \ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-1}$ – stopa wzrostu,

α, β – parametry strukturalne modelu,

u_i – efekt indywidualny dla i -tego kraju, $u_i \sim IID(0, \sigma_u)$, $i = 1, 2, \dots, N$,

ε_{it} – składnik losowy, $\varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_\varepsilon)$, $i = 1, 2, \dots, N$, $t = 1, 2, \dots, T$,

u_i i ε_{it} są niezależne od siebie.

Istotnie ujemny parametr beta w modelu (3) oznacza, że kraje o niższym początkowym poziomie analizowanej cechy wykazują szybsze tempo wzrostu (tzn. tempo wzrostu jest odwrotnie proporcjonalne do początkowanego poziomu analizowanej cechy).

Model (3) można zapisać w postaci wykorzystywanej podczas estymacji jako:

$$\ln y_{it} = \alpha + (1 + \beta) \ln y_{i,t-1} + u_i + \varepsilon_{it}. \quad (4)$$

Model (4) jest dynamicznym modelem dla danych panelowych. Szczegółowe informacje na temat estymacji tego typu modeli można znaleźć w monografiach *Econometric analysis of panel data* oraz *Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych*²¹. Obecnie najczęściej wykorzystywaną w praktyce metodę szacowania parametrów modeli (4) stanowi uogólniona metoda momentów (w skrócie – GMM). Na podstawie przedstawionych w literaturze przedmiotu wyników symulacji Monte Carlo można sądzić, że w sytuacji, gdy wymiar czasowy panelu jest niewielki, rekomenduje się zastosowanie pewnego

²⁰ Podejście to odpowiada koncepcji beta konwergencji wykorzystywanej w kontekście zagadnień wzrostu gospodarczego. B. Bal-Domańska, *Ekonometryczna analiza sigma i beta konwergencji regionów Unii Europejskiej*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu” 2009, nr 76, s. 9–24; B. Dańska-Borsiak, *Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2011.

²¹ B. Baltagi, *Econometric analysis of panel data*, wyd. 3, John Wiley & Sons, West Sussex 2005; B. Dańska-Borsiak, op.cit.

wariantu GMM zwanego systemową uogólnioną metodą momentów (w skrócie – SYS-GMM)²². W wariancie tym rozpatruje się zarówno model „na poziomach”, jak i „na przyrostach”:

$$\ln y_{it} = \alpha + (1 + \beta) \ln y_{i,t-1} + u_i + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

$$\Delta \ln y_{it} = (1 + \beta) \Delta \ln y_{i,t-1} + \Delta \varepsilon_{it}. \quad (6)$$

W procesie estymacji jest wykorzystywana macierz instrumentów, w której instrumentami dla równań (5) („na poziomach”) są opóźnione pierwsze różnice zmiennej $\ln y_{it}$, a dla równań (6) („na przyrostach”) – opóźnione poziomy zmiennej $\ln y_{it}$. Warunki ortogonalności w metodzie SYS-GMM mają postać:

dla równań „na poziomach”: $E(\Delta \ln y_{i,t-1}(\varepsilon_{it} + u_i)) = 0$, $t = 3, 4, \dots, T$,

dla równań „na przyrostach”: $E(\ln y_{i,t-s} \Delta \varepsilon_{it}) = 0$, $t = 3, \dots, T$ oraz $s = 2, 3, \dots, t-1$.

W celu uzyskania asymptotycznie bardziej efektywnych estymatorów SYS-GMM w warunkach wystąpienia heteroskedastyczności zaleca się zastosowanie dwustopniowej procedury estymacji. Jednakże standardowe błędy estymacji parametrów dla paneli z niewielką liczbą okresów są wówczas obciążone w dół. W takiej sytuacji sugeruje się wykorzystanie korekty zaproponowanej przez F. Windmeijera²³. Dzięki niej odporny estymator dwustopniowy uzyskany w drugim etapie estymacji jest bardziej efektywny niż otrzymany w pierwszym²⁴.

W pracy do estymacji modelu (4) wykorzystano metodę SYS-GMM²⁵, chociaż mogą pojawić się wątpliwości co do adekwatności tej metody w przypadku

²² R. Blundell, S. Bond, *Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models*, „Journal of Econometrics” 1998, vol. 87(1), s. 115–143.

²³ F. Windmeijer, *A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators*, „Journal of Econometrics” 2005, vol. 126, s. 25–51.

²⁴ Ł. Goczek, *Metody ekonometryczne w modelach wzrostu gospodarczego*, „Gospodarka Narodowa” 2012, nr 10, s. 49–71; D. Roodman, *How to do XTABOND2: An introduction to „Difference” and „System” GMM in Stata*, „The Stata Journal” 2009, vol. 9(1), s. 86–136.

²⁵ W literaturze przedmiotu stwierdzono, że estymatory uzyskane metodą SYS-GMM są mniej obciążone w małych próbach niż estymatory metody DIF-GMM, wykorzystującej jedynie równanie (6), tj. równanie „na przyrostach”. K. Hakiyawa, *Small sample bias properties of the system GMM estimator in dynamic panel data models*, „Economics Letters” 2007, vol. 95, s. 32–38; M. Soto, *System GMM estimation with a small sample*, Working Papers 395, Barcelona Graduate School of Economics, 2009.

analizy panelu o niewielkiej liczbie jednostek. W literaturze przedmiotu stosunkowo niedawno pojawiły się propozycje pewnych rozwiązań w tym zakresie²⁶. Trudno jednak obecnie jednoznacznie ocenić ich skuteczność²⁷.

Estymację modeli (4) przeprowadzono w programie Stata. Wykorzystano procedurę `xtdpdsys` z dwustopniową metodą uwzględniającą korektę Windmeijera. Oszacowane modele zweryfikowano pod względem prawidłowości użytych instrumentów za pomocą testu Sargana. Ponadto, w dynamicznych modelach panelowych do oceny zgodności estymatora jest wymagane zweryfikowanie założenia $\text{cov}(\Delta \varepsilon_{it}, \Delta \varepsilon_{i,t-2}) = 0$ o braku autokorelacji składnika losowego drugiego rzędu w równaniu dla pierwszych różnic. W tym celu wykorzystano test Arellano i Bond²⁸. Test ten weryfikuje brak autokorelacji drugiego rzędu dla równań w postaci pierwszych różnic przez ocenę braku autokorelacji pierwszego rzędu w równaniach na poziomach.

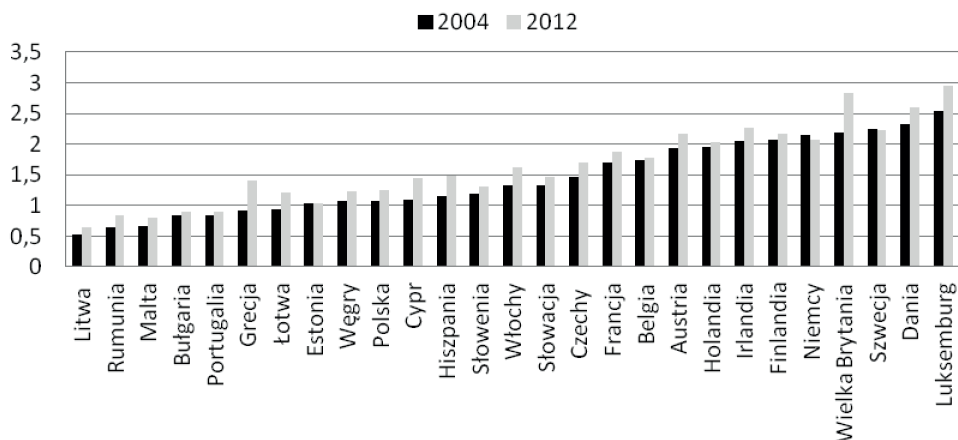
6. Wyniki

Wydatki na użytkowanie mieszkania i nośniki energii oraz na żywność i napoje bezalkoholowe należały do najważniejszych pozycji wydatków konsumpcyjnych w krajach UE. Co ciekawe, w bogatych krajach Europy Północnej i Zachodniej pierwsze z nich znacznie przewyższały te drugie, podczas gdy w niektórych krajach (zwłaszcza na Litwie i Malcie oraz w Rumunii i Bułgarii) zaobserwowano odwrotną prawidłowość. Porównanie relacji wydatków na utrzymanie mieszkania i nośniki energii oraz na żywność i napoje bezalkoholowe w 2004 r. i 2012 r. zaprezentowano na rysunku 1.

²⁶ G.S.F. Bruno, *Approximating the bias of the LSDV estimator for dynamic unbalanced panel data models*, „Economics Letters” 2005, vol. 87, s. 361–366; G. Everaert, L. Pozzi, *Bootstrap-based bias correction for dynamic panels*, „Journal of Economic Dynamics and Control” 2007, vol. 31(1), s. 1160–1184.

²⁷ M.J.G. Bun, J.F. Kiviet, *The effects of dynamic feedbacks on LS and MM estimator accuracy in panel data models*, „Journal of Econometrics” 2006, vol. 132(2), s. 409–444.

²⁸ M. Arellano, S. Bond, *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*, „Review of Economic Studies” 1991, vol. 58, s. 277–297.



Rysunek 1. Stosunek wydatków na utrzymanie mieszkania i nośniki energii do wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe

Źródło: opracowanie własne.

Z informacji przedstawionych na rysunku 1 wynika, że generalnie proporcje wydatków na utrzymanie mieszkania i nośniki energii w stosunku do wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe w 2012 r. były większe niż w 2004 r. Zjawisko to nie dotyczy jedynie Niemiec i Szwecji, gdzie odnotowano nieznaczny spadek w tym zakresie. Wzrost rozpatrywanej proporcji w 2012 r. świadczy o powiększeniu się ekonomii skali w większości krajów Unii Europejskiej w porównaniu z 2004 r. Wzrost ten był spowodowany spadkiem udziałów wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe oraz zwiększeniem udziałów wydatków na utrzymanie mieszkania i nośniki energii.

Na podstawie analizy graficznej można stwierdzić, że podział ze względu na ekonomię skali nie przebiegał ostro na linii kraje UE-15 a kraje postsocjalistyczne. Największa ekonomia skali, co prawda, odnosi się do krajów należących do UE-15, jednakże w niektórych krajach z tej grupy, takich jak Portugalia i Grecja, była mniejsza niż w wielu krajach postsocjalistycznych.

Wnioski z analizy rysunku 1 pozwalają przypuszczać, że względne zmiany proporcji wydatków na utrzymanie mieszkania i nośniki energii do wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe były zwykle wyższe w krajach o dość niskim jej poziomie w 2004 r. Dotyczy to zwłaszcza takich krajów jak Grecja, Cypr, Hiszpania i Rumunia, choć zdarzają się także wyjątki – w Wielkiej Brytanii odnotowano w 2012 r. prawie 30-procentowy wzrost rozważanej proporcji mimo

jej wysokiego poziomu w 2004 r. W celu dokładniejszego wglądu w tę kwestię przeprowadzono analizę ekonometryczną.

Wyniki przedstawione w tabeli 1 dotyczą:

- 1) udziałów wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe w całkowitych wydatkach konsumpcyjnych (model 1),
- 2) udziałów wydatków na utrzymanie mieszkania i nośniki energii w całkowitych wydatkach konsumpcyjnych (model 2),
- 3) proporcji wydatków na utrzymanie mieszkania i nośniki energii do wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe (model 3).

Tabela 1. Wyniki estymacji dynamicznego modelu panelowego (4)²⁹

Wyniki	Model 1	Model 2	Model 3
Oszacowanie α	0,529 ***	0,538 ***	0,044 ***
Oszacowanie β	-0,200 ***	-0,173 ***	-0,070 ***
Test Sargana (wartość p)	0,810	0,798	0,800
Test AR(2) (wartość p)	0,151	0,442	0,111

*** parametr statystycznie istotny na poziomie 0,01

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki testu Arellano i Bonda na obecność autokorelacji składnika losowego oraz testu Sargana, sprawdzającego poprawność instrumentów, wskazują na adekwatność specyfikacji modelu³⁰.

Na podstawie rezultatów zaprezentowanych w tabeli 1 stwierdzono, że parametry β we wszystkich trzech modelach opisanych równaniem (4) są istotnie ujemne. To oznacza, że:

- 1) kraje o początkowo **wysokich** udziałach wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe wykazywały większe stopy **spadku** niż kraje o startowo **niskich** takich udziałach,

²⁹ Należy podkreślić fakt, że zastosowanie różnych metod estymacji skutkowało nieco odmiennymi wynikami oszacowań, jednakże oszacowania parametru β zawsze były istotnie ujemne na poziomie 0,01.

³⁰ Wartości odpowiednich prawdopodobieństw testowych (tzw. wartości p) zaprezentowane w 5 wierszu tabeli 1 przekraczają standardowe poziomy istotności, co świadczy o braku podstaw do odrzucenia hipotezy o braku autokorelacji drugiego rzędu składnika losowego w równaniu (6) „na przyrostach”. Podobnie wyniki testu Sargana informują o tym, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o zasadności wykorzystanych instrumentów.

- 2) kraje o początkowo **niskich** udziałach wydatków na użytkowanie mieszkania i nośniki energii wykazywały wyższe stopy **wzrostu** niż kraje o wstępnie **wysokich** tych udziałach,
- 3) zależność między stopą wzrostu proporcji wydatków na utrzymanie mieszkania i nośniki energii do wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe a początkowym jej poziomem była ujemna.

Stwierdzono zatem, że w latach 2004–2012 wystąpił efekt doganiania przez kraje słabsze pod względem ekonomii skali krajów silniejszych.

7. Podsumowanie i wnioski

Wartości skal ekwiwalentności są ściśle związane z ekonomią skali w gospodarstwach domowych, a ta zależy od proporcji konsumpcji dóbr publicznych i prywatnych. Im bardziej konsumpcja tych pierwszych dóbr przeważa nad konsumpcją drugich, tym większa jest ekonomia skali. W pracy rozważono kształtowanie się trzech cech: udziałów wydatków na użytkowanie mieszkania i nośniki energii, udziałów wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe oraz stosunku ich wartości. Pierwsza z tych cech odnosi się do konsumpcji dóbr publicznych, druga zaś – do prywatnych. Analizą objęto okres od momentu przystąpienia do UE 10 krajów w 2004 r.

Początkowo, w 2004 r., przeciętne udziały wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe oraz użytkowanie mieszkania i nośniki energii znacznie różniły się między poszczególnymi krajami UE. Największa ekonomia skali miała miejsce w krajach Europy Zachodniej i Północnej: Luksemburgu, Danii, Szwecji, Wielkiej Brytanii, Niemczech, Finlandii, Irlandii. Wydatki na utrzymanie mieszkania i nośniki energii były co najmniej dwukrotnie wyższe w stosunku do wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe. Spośród krajów UE-15 najniższą ekonomię skali wykazywały kraje Europy Południowej – zwłaszcza Portugalia i Grecja, gdzie udziały wydatków na użytkowanie mieszkania i nośniki energii były niższe niż udziały wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe. W niektórych krajach postsocjalistycznych, takich jak Czechy, Słowacja, Słowenia, Węgry i Polska, zaobserwowano natomiast odmienną relację. Nie można zatem jednoznacznie stwierdzić, że podział pod tym względem przebiegał ostro na linii kraje UE-15 a kraje przyjęte do UE w 2004 r. Zastosowanie wspólnej skali ekwiwalentności w tym czasie, nawet tylko w odniesieniu do UE-15, wydaje się zatem problematyczne. Ocenę sytuacji w zakresie zmian w kształtowaniu się rozważanych

cech przeprowadzono na podstawie prostej analizy graficznej oraz wyników analizy ekonometrycznej.

Generalnie, w większości krajów UE udziały wydatków na użytkowanie mieszkania i nośniki energii ulegały zwiększeniu w latach 2004–2012, udziały wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe zaś – zmniejszeniu, co powodowało wzrost ekonomii skali. Analiza ekonometryczna ujawniła, że stopy wzrostu wszystkich rozpatrywanych cech były odwrotnie proporcjonalne do ich początkowego poziomu. To oznacza, że kraje o początkowo niskiej ekonomii skali wykazywały wyższe stopy wzrostu niż kraje o startowo wysokich jej poziomach. Wystąpił zatem proces zwany efektem doganiania, świadczący tu o istnieniu tendencji do wyrównywania się w krajach UE udziałów wydatków na dobra zarówno publiczne, jak i prywatne w wydatkach konsumpcyjnych gospodarstw domowych. Na podstawie wyników przeprowadzonej analizy można sądzić, że stosowanie wspólnej skali ekwiwalentności stawało się w latach 2004–2012 coraz bardziej uprawnione.

Z pewnością interesującym zagadnieniem byłoby określenie wpływu różnych czynników na kształtowanie się udziałów wydatków na dobra prywatne oraz publiczne i w konsekwencji – na ekonomię skali w gospodarstwach domowych. Zagadnienie to wyznacza kierunki przyszłych badań.

Bibliografia

1. Arellano M., Bond S., *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*, „Review of Economic Studies” 1991, vol. 58, s. 277–297.
2. Bal-Domańska B., *Ekonometryczna analiza sigma i beta konwergencji regionów Unii Europejskiej*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu” 2009, nr 76, s. 9–24.
3. Balli F., Tiezzi S., *Equivalence scales, the cost of children and household consumption patterns in Italy*, „Review of Economics of the Household” 2010, vol. 8(4), s. 527–549.
4. Baltagi B., *Econometric analysis of panel data*, wyd. 3, John Wiley & Sons, West Sussex 2005.
5. Bergstrom T.C., Varian H.R., *Ćwiczenia z mikroekonomii*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1997.
6. Blundell R., Bond S., *Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models*, „Journal of Econometrics” 1998, vol. 87(1), s. 115–143.

7. Bruno G.S.F., *Approximating the bias of the LSDV estimator for dynamic unbalanced panel data models*, „Economics Letters” 2005, vol. 87, s. 361–366.
8. Bun M.J.G., Kiviet J.F., *The effects of dynamic feedbacks on LS and MM estimator accuracy in panel data models*, „Journal of Econometrics” 2006, vol. 132(2), s. 409–444.
9. Dańska-Borsiak B., *Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2011.
10. Dennis I., Guio A.C., *Monetary poverty in new member states and candidate countries*, „Statistics in Focus” 2004, vol. 12.
11. De Vos K., Zaidi M.A., *Equivalence scale sensitivity of poverty statistics for the member states of the European Community*, „Review of Income and Wealth” 1997, vol. 43(3), s. 319–333.
12. Dudek H., *Skale ekwiwalentności – estymacja na podstawie kompletnych modeli popytu*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2011.
13. Everaert G., Pozzi L., *Bootstrap-based bias correction for dynamic panels*, „Journal of Economic Dynamics and Control” 2007, vol. 31(1), s. 1160–1184.
14. Goczek Ł., *Metody ekonometryczne w modelach wzrostu gospodarczego*, „Gospodarka Narodowa” 2012, nr 10, s. 49–71.
15. Hagenaars A., de Vos K., Zaidi M.A., *Poverty statistics in the late 1980s: Research based on micro-data*, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg 1994.
16. Hakayawa K., *Small sample bias properties of the system GMM estimator in dynamic panel data models*, „Economics Letters” 2007, vol. 95, s. 32–38.
17. Kot S.M., *Ku stochastycznemu paradygmatowi ekonomii dobrobytu*, Oficyna Wydawnicza Impuls, Kraków 2012.
18. Łukasiewicz P., Koszela G., Orłowski A., *Wpływ wyboru skali ekwiwalentności na wyniki w zakresie pomiaru ubóstwa i koncentracji dochodów*, „Zeszyty Naukowe SGGW – Ekonomia i Organizacja Gospodarki Żywnościowej” 2006, nr 60, s. 207–217.
19. Perali F., *The behavioral and welfare analysis of consumption*, Kluwer Academic Publisher, Dordrecht 2003.
20. Roodman D., *How to do XTABOND2: An introduction to „Difference” and „System” GMM in Stata*, „The Stata Journal” 2009, vol. 9(1), s. 86–136.
21. Rusnak Z., *Statystyczna analiza dobrobytu ekonomicznego gospodarstw domowych*, Wydawnictwo AE im. O. Langego we Wrocławiu, Wrocław 2007.
22. Schröder C., *Variable Income Equivalence Scales. An Empirical Approach*, Physica Verlag: A Springer-Verlag Company, Heidelberg 2004.
23. Soto M., *System GMM estimation with a small sample*, Working Papers 395, Barcelona Graduate School of Economics, 2009.

24. Szulc A., *A matching estimator of household equivalence scales*, „Economics Letters” 2009, vol. 103, s. 81–83.
25. Szulc A., *Dochód i konsumpcja*, w: *Statystyka społeczna*, red. T. Panek, PWE, Warszawa 2007, s. 131–163.
26. Szulc A., *Poverty measurement in transition countries joining the European Union: a Polish perspective*, referat wygłoszony podczas konferencji „Aligning the EU Social Inclusion Process and the Millennium Development Goals”, Wilno 26–27.04.2004.
27. *The OECD list of social indicators*, OECD, Paris 1982.
28. Windmeijer F., *A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators*, „Journal of Econometrics” 2005, vol. 126, s. 25–51.

* * *

The changes of selected consumer spendings in the EU and the problem of equivalence scales

Summary

The paper investigates the changes in the field of economy scale of households' consumption in the European Union countries. The data in this study comes from the Eurostat database and cover the period between 2004 and 2012. In dynamic panel models the so-called system GMM estimator is employed. It is found that during the period 2004–2012 the 'catching up' process in the field of economy scale took place. This means that the use of a common equivalence scale in EU was more reasonable in 2012 than in 2004.

Keywords: equivalence scales, consumer spending, EU-countries, dynamic panel models