

Hanna DUDEK

Problem stosowania jednolitych skal ekwiwalentności w analizie sytuacji dochodowej gospodarstw domowych w Unii Europejskiej

Skale ekwiwalentności stosuje się do porównań sytuacji dochodowej gospodarstw domowych o różnej wielkości i składzie demograficznym. Wykorzystywanie w tym celu dochodów rozporządzalnych lub całkowitych wydatków przypadających na jedną osobę nie jest miarodajne, gdyż nie uwzględnia zjawiska ekonomii skali wynikającego ze wspólnego zamieszkiwania, gospodarowania i konsumpcji. Na przykład, rozpatrując gospodarstwa czteroosobowe oraz jednoosobowe, których miesięczny dochód rozporządzalny wynosi 2 tys. zł na osobę intuicyjnie można sądzić, że sytuacja tych pierwszych gospodarstw jest lepsza. Aby zachować bowiem taki sam poziom życia jak gospodarstwa jednoosobowe, gospodarstwa czteroosobowe nie muszą wydawać na swoje potrzeby czterokrotnie więcej. Dlatego też w różnego typu analizach porównawczych sytuacji dochodowej gospodarstw domowych wykorzystuje się skale ekwiwalentności. Informują one o tym, 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. Dochody podzielone przez wartości skal ekwiwalentności — nazywane dochodami ekwiwalentnymi¹ — stanowią podstawę analiz ubóstwa materialnego oraz nierówności dochodowych.

Konieczność uwzględnienia skal ekwiwalentności w analizie sytuacji dochodowej gospodarstw domowych o różnej wielkości i składzie demograficznym nie budzi wśród ekonomistów wątpliwości. Zasadniczy problem stanowi wybór odpowiedniej skali. Ma to wpływ na pomiar zasięgu i głębokości ubóstwa, a także na pomiar nierówności dochodowych (Coulter i in. 1992; de Vos, Zaidi, 1997). Eurostat do międzynarodowych porównań sytuacji dochodowej w krajach członkowskich Unii Europejskiej (UE) wykorzystuje tzw. zmodyfikowaną skalę OECD.

¹ Dokładniej — odpowiadającymi dochodom gospodarstwa standardowego (gospodarstwa odniesienia).

W artykule podjęto dyskusję na temat zasadności stosowania wspólnej skali w UE. Przedstawiono opinię wielu ekspertów oraz zaprezentowano własne wyniki otrzymane na podstawie podejścia polegającego na analizie zróżnicowania udziałów wydatków wybranych dóbr konsumpcyjnych. Wykorzystując dane zagregowane na poziomie krajowym zbadano, czy konsumpcja tych dóbr upodabniała się w ostatnim okresie. Otrzymane wyniki implikują wnioski w zakresie zbieżności ekonomii skali w gospodarstwach domowych w UE. Artykuł stanowi uzupełnienie i rozszerzenie pracy Dudek (2014).

KONSUMPCJA DÓBR A SKALE EKWIWALENTNOŚCI

Zjawisko zmniejszania się kosztów jednostkowych funkcjonowania gospodarstwa domowego wraz ze wzrostem jego wielkości nazywane jest zjawiskiem korzyści skali lub też ekonomii skali (Szulc, 2014). Jak wskazuje Szulc zjawisko to dotyczy wydatków względnie stałych, takich jak opłaty związane z użytkowaniem mieszkania. Odnoszą się one do konsumpcji tzw. dóbr publicznych (kolektywnych) wewnątrz gospodarstwa, które są wykorzystywane przez wielu członków gospodarstwa domowego (Perali, 2003). 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 osobę będącą członkiem gospodarstwa domowego. Klasycznym przykładem dobra prywatnego jest żywność (zwłaszcza żywność spożywana poza domem).

W praktyce raczej trudno jest wskazać dobra całkowicie publiczne (gdzie wydatki zupełnie nie zależą od liczby osób w gospodarstwie domowym) oraz dobra całkowicie prywatne. Gdyby wszystkie dobra były dobrami całkowicie prywatnymi, to nie występowałyby żadne oszczędności wynikające ze wspólnej konsumpcji w gospodarstwach domowych. W takiej sytuacji do porównania sytuacji dochodowej gospodarstw o różnych profilach demograficznych należałoby wykorzystać dochody (lub całkowite wydatki) *per capita*. Gdyby natomiast wszystkie dobra były całkowicie publiczne, to w analizach porównawczych należałoby rozpatrywać dochody (lub całkowite wydatki) w przeliczeniu na gospodarstwo. Mniejsza ekonomia skali w gospodarstwach implikuje zatem większe wartości skali ekwiwalentności.

W celu oszacowania skal ekwiwalentności wykorzystywane są różne metody statystyczne. Obszerny ich przegląd prezentują prace Schrödera (2009) i Dudek (2011). Należy podkreślić, że wyznaczenie „właściwych” wartości skal ekwiwalentności jest zadaniem bardzo trudnym do rozwiązania w sposób jednoznaczny i zadowalający (Szulc, 2014). W literaturze przedmiotu można spotkać podejścia dotyczące oszacowania tzw. skal specyficznych odnoszących się do ekonomii skali w zakresie poszczególnych grup dóbr (żywności, odzieży itp.), jak i tzw. skal ogólnych dotyczących łącznie wszystkich dóbr. Wykorzystanie obu podejść umożliwia estymacja kompletnych modeli popytu — wielorównaniowych,

w których równania odpowiadają wydatkom na poszczególne grupy dóbr. Oszacowanie skal ekwiwalentności na podstawie estymacji parametrów kompletnych modeli popytu wymaga jednak przyjęcia dość silnych założeń umożliwiających ich jednoznaczną identyfikację (Blundell, Lewbel, 1991). Dlatego też ciągle poszukuje się nowych metod wyznaczania skal ekwiwalentności. Na szczególną uwagę zasługują autorskie koncepcje A. Szulca i S. M. Kota. Pierwszy z nich zaproponował wykorzystanie w tym celu estymacji typu „matching” (Szulc, 2009), drugi — ideę stochastycznych skal ekwiwalentności (Kot, 2012; Kot 2013).

Obecnie nie ma jednej wiodącej, powszechnie akceptowanej, metody wyznaczania skal ekwiwalentności. Zastosowanie różnych podejść może prowadzić do odmiennych wyników. Wydaje się jednak, że należy stale stosować rozmaite podejścia, wykorzystując przy tym aktualne dane z gospodarstw domowych. Wyniki uzyskanych oszacowań powinny być brane pod uwagę przez ekspertów mających wpływ na kształtowanie się polityki społecznej. Decydując się na wybór konkretnych skal ekwiwalentności należy przy tym zważać na założenia leżące u podstaw metod ich wyznaczania.

REGULACJE W ZAKRESIE STOSOWANIA SKAL EKWIWALENTNOŚCI W UE

W praktyce krajowe i międzynarodowe urzędy statystyczne zwykle stosują skale normatywne ekwiwalentności. Są one ustalane na podstawie opinii ekspertów, którzy określają przeciętny wzrost kosztów utrzymania związany ze zwiększeniem liczby osób w gospodarstwie domowym² (Rusnak, 2007). Do najczęściej stosowanych należą tzw. skale OECD. W tzw. oryginalnej skali OECD, zwanej także skalą OECD 70/50³, wykorzystuje się wzór:

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

gdzie:

d — liczba osób dorosłych w gospodarstwie,
 c — liczba dzieci⁴ w gospodarstwie domowym.

Skalę tę zaadaptowało OECD dla krajów, które nie wypracowały własnych formuł służących do obliczania ekwiwalentnych dochodów gospodarstw domo-

² Przy ustalaniu wartości skal normatywnych eksperci biorą pod uwagę wszystkie wydatki, co odpowiada podejściu stosowanemu przy estymacji tzw. skal ogólnych lub — zwłaszcza w krajach rozwijających się — jedynie wydatki na żywność, co odpowiada podejściu właściwemu dla tzw. skal specyficznych.

³ Można także spotkać inne nazwy: stara skala OECD lub oxfordzka.

⁴ Przez dziecko rozumie się tu osobę poniżej 14 roku życia.

wych (*The OECD...*, 1982). W latach dziewięćdziesiątych minionego stulecia zaproponowano tzw. zmodyfikowaną skalę OECD, zwaną także skalą OECD 50/30 (Hagenaars i in., 1994), której wartości wyznacza się ze wzoru:

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

Wzory (1) i (2) wskazują, że zmodyfikowana skala OECD zakłada większą ekonomię skali niż skala oryginalna. Hagenaars, de Vos i Zaidi (1994) do głównych argumentów przemawiających za wyborem formuły (2) do analizy sytuacji w krajach rozwiniętych gospodarczo zaliczyli fakt, że wartości obliczone na jej podstawie były zbliżone do średnich wartości skal ekwiwalentności oszacowanych metodami statystycznymi.

Eurostat w latach 80. XX w. i na początku lat 90. XX w. wykorzystywał oryginalną skalę OECD, po czym pod koniec ubiegłego stulecia ją zmodyfikował. Zmiana ta podyktowana była przede wszystkim znacznie niższymi niż w latach 80. XX w. udziałami wydatków na żywność w budżetach gospodarstw domowych. Decyzję w tej sprawie podjęto w porozumieniu z państwami UE-15 w 1998 r. i potwierdzono w Laeken w 2001 r. (Dennis, Guio, 2004).

Z uwagi na znaczne zróżnicowanie UE, stosowanie zmodyfikowanej skali OECD do analizy sytuacji dochodowej gospodarstw domowych we wszystkich krajach członkowskich może budzić wątpliwości. Na problem ten wskazali eksperci podczas akcesji do UE 10 nowych krajów w 2004 r. (Dennis, Guio, 2004; Szulc, 2004). Wykorzystanie wspólnej skali ekwiwalentności w porównaniach międzynarodowych bywa kwestionowane przez naukowców i praktyków specjalizujących się w statystyce społecznej (Johnson, Jantti, 2014).

W niektórych krajach UE wypracowano własne formuły wyznaczania skal ekwiwalentności dostosowane do warunków, w jakich żyją gospodarstwa domowe ich obywateli. Publikacje prezentujące analizy z zakresu statystyki społecznej zwykle podają wyniki otrzymane na podstawie własnej skali krajowej oraz zmodyfikowanej skali OECD. W Wielkiej Brytanii wykorzystywana jest skala McClementsa, przypisująca większą wagę starszym dzieciom w stosunku do młodszych oraz różnicująca wagi kolejnych osób dorosłych (McClements, 1977). Własne skale przygotowano także w Irlandii ($Skala_{Irlandia} = 1 + 0,66(d - 1) + 0,33c$) oraz Holandii ($Skala_{Holandia} = (d + 0,8c)^{0,5}$) (Garvey i in., 2011; Barb, Bruil, 2014).

W publikacjach polskiej statystyki publicznej, zarówno przed 2004 r. jak i po akcesji Polski do UE, wykorzystywano przede wszystkim oryginalną skalę OECD. Jak wyjaśnia Szukielojć-Bieńkuńska (2009) *GUS w swoich analizach stosuje aktualnie dwie skale — skalę oryginalną OECD, zwaną również oxfordzką, oraz tak zwaną skalę zmodyfikowaną OECD. Skala oryginalna OECD stosowana jest przede wszystkim na potrzeby analiz krajowych, a skala zmodyfikowana, zgodnie z wymogami Eurostatu, na potrzeby analiz porównawczych w obrębie krajów Unii Europejskiej*. Od pewnego czasu w niektó-

rych opracowaniach GUS w analizie sytuacji dochodowej gospodarstw domowych wykorzystywana jest zmodyfikowana skala OECD⁵. Jednakże w analizach ubóstwa pozostano przy skali oryginalnej⁶, co wydaje się być właściwym podejściem. Jak wskazują bowiem wyniki z wielu opracowań⁷, gospodarstwa domowe znajdujące się w trudnej sytuacji materialnej wykazują stosunkowo niską ekonomię skali, wynikającą m.in. z wysokich udziałów żywności w całkowitych wydatkach. Dlatego też wartości skal ekwiwalentności dla zbiorowości ubogich gospodarstw są wyższe niż dla gospodarstw pozostających poza sferą niedostatku.

METODY ANALIZY

W celu zweryfikowania, czy w krajach UE upodobnia się konsumpcja typowych dóbr publicznych i prywatnych wykorzystano metody typowe do analizy konwergencji gospodarczej. Metody te wywodzą się z teorii wzrostu gospodarczego i znajdują zastosowanie przede wszystkim w modelowaniu PKB *per capita*. Jednakże w ostatnich kilkunastu latach z powodzeniem są one stosowane w analizach empirycznych także do weryfikacji konwergencji w zakresie poziomu życia (Mazumdar 2002; Jordá, Sarabia, 2015; Kuc, 2014).

Do oceny, czy wystąpił tzw. efekt „doganiania” krajów silniejszych przez słabsze pod względem ekonomii skali w zakresie konsumpcji w gospodarstwach domowych wykorzystano model⁸:

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

gdzie:

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

$\Delta \ln y_{it} = \alpha + \beta \ln y_{i,t-1}$ — 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.

⁵ Począwszy od publikacji dotyczących danych z 2007 r. GUS przedstawia średnie dochody w przeliczeniu na jednostkę ekwiwalentną według skali OECD 50/30 (*Budżety...*, 2008).

⁶ Por. opracowanie *Ubóstwo...* (2013).

⁷ Wyniki dotyczące polskich gospodarstw domowych przedstawiono w opracowaniach Dudek (2011, 2013). Prawidłowość tę zaobserwowano także w wielu innych krajach (Balli, Tiezzi, 2011; Majumder, Chakrabarty, 2010; Koulovatianos i in., 2005).

⁸ Podejście to odpowiada koncepcji *beta* konwergencji wykorzystywanej w kontekście wzrostu gospodarczego.

Istotnie ujemny parametr β w modelu (3) oznacza, że kraje o niższym początkowym poziomie analizowanej cechy wykazują szybsze tempo wzrostu (tzn. tempo wzrostu jest odwrotnie proporcjonalne do początkowego poziomu analizowanej cechy). Model (3) można zapisać w postaci wykorzystywanej podczas estymacji jako:

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

Jest to dynamiczny model dla danych panelowych. Do oszacowania jego parametrów wykorzystano systemową uogólnioną metodę momentów⁹ (Blundell, Bond, 1998). W metodzie tej rozpatruje się zarówno model obejmujący równania „na poziomach” oraz „na przyrostach”. Pierwszy z tych wariantów odnosi się do równania (4), drugi zaś do równania o postaci:

$$\Delta \ln y_{it} = (1 + \beta) \Delta \ln y_{i,t-1} + \Delta \varepsilon_{it}, \text{ gdzie } \Delta \ln y_{it} = \ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-1}, \Delta \varepsilon_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}$$

Analizę ekonometryczną przeprowadzono w programie Stata. Do estymacji parametrów modelu (4) wykorzystano procedurę `xtpdpsys` z dwustopniową metodą uwzględniającą korektę Windmeijera¹⁰. Z kolei weryfikację egzogeniczności użytych zmiennych instrumentalnych przeprowadzono za pomocą testu Sargana. Ponadto na podstawie testu Arellano i Bonda (1991) zweryfikowano założenie o braku autokorelacji pierwszego rzędu składnika losowego w równaniach „na poziomach” poprzez zbadanie braku jego autokorelacji drugiego rzędu w równaniach „na przyrostach”, tzn. $cov(\Delta \varepsilon_{it}, \Delta \varepsilon_{i,t-2}) = 0$ ¹¹.

W celu wskazania determinant zmian rozpatrywanych udziałów wydatków oszacowano także statyczne modele panelowe:

$$y_{it} = \alpha + x_{it} \beta + u_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

⁹ Więcej informacji na temat estymacji i weryfikacji tego typu modeli można znaleźć w monografiach Baltagi (2005) i Dańska-Borsiak (2011).

¹⁰ Dzięki tej korekcie odporny estymator dwustopniowy, uzyskany w drugim kroku estymacji, jest bardziej efektywny niż otrzymany w kroku pierwszym.

¹¹ Należy podkreślić, że $\Delta \varepsilon_{it}$ oraz $\Delta \varepsilon_{i,t-1}$ są zależne, gdyż $\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}$ jest powiązany z $\varepsilon_{i,t-1} - \varepsilon_{i,t-2}$ poprzez składnik $\varepsilon_{i,t-1}$, dlatego też standardowo w analizach empirycznych nie przytacza się wyniku dotyczącego autokorelacji pierwszego rzędu składnika losowego $\Delta \varepsilon_{it}$. W zastosowanym teście Arellano i Bonda weryfikuje się hipotezę zerową o braku autokorelacji drugiego rzędu składnika losowego w równaniach „na przyrostach” wobec hipotezy o wystąpieniu niezerowej autokorelacji tego typu. Przy założeniu prawdziwości hipotezy zerowej statystyka testowa Arellano i Bonda ma standaryzowany rozkład normalny. Odrzucenie hipotezy zerowej powoduje brak zgodności zastosowanego estymatora.

gdzie:

y_{it} — zmienna objaśniana,

x_{it} — wektor wierszowy zmiennych objaśniających,

α — stała,

β — wektor kolumnowy parametrów,

u_i oraz ε_{it} ¹² — jak w modelu (4).

W modelu (5) zmienna objaśniana $y_{it} = \frac{w_{it} - w_{i,t-1}}{w_{i,t-1}}$, gdzie w_{it} — udziały wy-

datków na rozpatrywane dobro w i -tym kraju w roku t .

Potencjalne zmienne objaśniające odnoszą się do relatywnych zmian cen oraz relatywnych zmian dochodów gospodarstw domowych. Wybór takiej postaci zmiennych wynikał z rodzaju dostępnych danych dotyczących cen — dysponowano indeksami cen dla każdego z analizowanych dóbr. W modelu (5) wyjaśniano zatem kształtowanie się stóp zmian udziałów wydatków za pomocą względnych zmian cen i względnych zmian dochodów gospodarstw domowych, przy czym wykorzystano tu wartości mediany dochodów ekwiwalentnych¹³ gospodarstw domowych, wyrażone w parytecie siły nabywczej (PPS). Oszacowano podstawowe dwa typy modeli, standardowo rozpatrywane w analizie statycznych modeli panelowych — modele ze zmiennymi i stałymi efektami (odpowiednio *RE* i *FE*). Kluczową kwestią w wyborze między oboma podejściami jest założenie dotyczące braku korelacji między u_i i x_{it} w równaniu (5). Do jego weryfikacji wykorzystano test Hausmana. Estymator *FE* wektora parametrów β jest zgodny niezależnie od spełnienia tego założenia, estymator *RE* natomiast nie jest zgodny w sytuacji odrzucenia tego założenia, w związku z czym statystycznie istotna różnica między nimi świadczy o korelacji między u_i i x_{it} . W takiej sytuacji wskazane jest zastosowanie modelu ze stałymi efektami¹⁴ (Baltagi, 2005).

Do oceny zmian zróżnicowania ekonomii skali w gospodarstwach domowych oszacowano także modele trendu liniowego, wyjaśniające wartości odchyłeń standardowych rozpatrywanych udziałów wydatków.

W analizie wykorzystano dane Eurostatu dotyczące udziałów wybranych grup wydatków w łącznych wydatkach konsumpcyjnych gospodarstw domowych. W krajach UE stosowana jest Klasyfikacja Spożycia Indywidualnego według

¹² Zakłada się, że składnik losowy ε_{it} w modelu (5) jest nieskorelowany ze zmiennymi objaśniającymi oraz z efektami indywidualnymi u_i .

¹³ Uwzględniono skalę 50/30.

¹⁴ Należy zaznaczyć, że różnice między oszacowaniami za pomocą podejść *FE* i *RE* w skończonej próbie mogą wynikać także z innych przyczyn, dlatego wyniki uzyskane za pomocą testu Hausmana powinny być interpretowane z ostrożnością. Na przykład estymator *FE* może być także niezgodny z powodu zależności między ε_{it} i x_{it} (Ahn, Low, 1996).

Celu w Badaniach Budżetów Gospodarstw Domowych¹⁵, w której 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 analizie wzięto pod uwagę grupy wydatków nr 1) i 4) — pierwsza z nich może być traktowana jako typowe wydatki na dobra prywatne, druga zaś — na dobro publiczne. Pozostałe, nieuwzględnione grupy dóbr nie zawierały wyraźnego komponentu pozwalającego na jednoznaczną klasyfikację w tym zakresie lub też stanowiły niewielką pozycję w budżetach gospodarstw domowych.

Dane z lat 2004—2013 pobrano ze strony internetowej Eurostatu¹⁶. Analizą objęto 27 krajów będących członkami UE przez większą część rozpatrywanego okresu (UE-27). Z uwagi na niewielkie braki danych do estymacji parametrów modeli (4) i (5) wykorzystano panele niezbilansowane, w analizie graficznej zaś uzupełniono je stosując ekstrapolację¹⁷.

Rozpatrywane cechy odnoszą się do procentowych udziałów grup wydatków w całkowitych wydatkach konsumpcyjnych gospodarstw domowych. W dalszej części artykułu, zwłaszcza przy opisach wykresów, zastosowano skrótowe nazwy tych grup: zamiast pełnej nazwy „żywność i napoje bezalkoholowe” użyto sformułowania „żywność”, a w miejsce określenia „użytkowanie mieszkania i nośniki energii” — „mieszkanie”.

WYNIKI ANALIZY

Wstępna analiza danych zagregowanych dla wszystkich krajów UE ujawniła, że w zakresie przeciętnych udziałów wydatków na mieszkanie wystąpiła tendencja rosnąca, natomiast przeciętne w UE udziały wydatków na żywność systema-

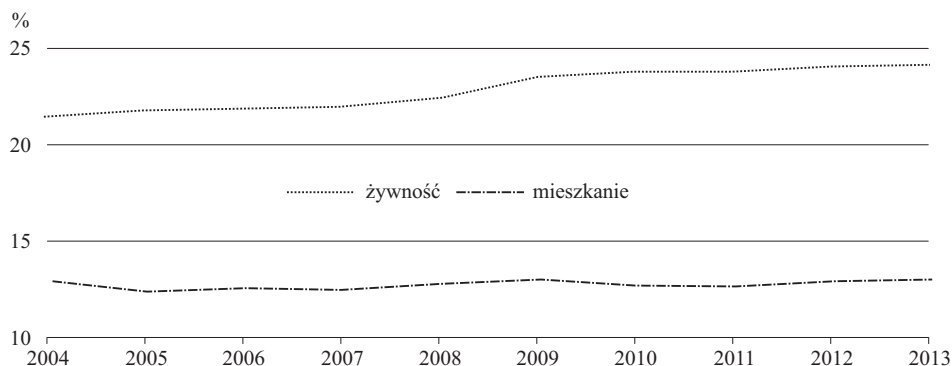
¹⁵ Jest to tzw. klasyfikacja COICOP/HBS (*Classification of Individual Consumption by Purpose for Household Budget Surveys*).

¹⁶ Część brakujących danych w bazie Eurostatu, zwłaszcza dotyczących roku 2013, uzupełniono danymi z bazy OECD.

¹⁷ Analizowane udziały wydatków dla krajów z brakującymi danymi dla roku 2013 nie wykazywały w latach 2010—2012 wyraźnych tendencji wzrostu ani spadku, dlatego wykorzystano proste średnie ruchome z trzech poprzedzających lat.

tycznie zmniejszały się w latach 2004—2007, po czym uległy niewielkiemu zwiększeniu (wykr.1).

**Wykr. 1. ZMIANY UDZIAŁÓW WYDATKÓW NA WYBRANE GRUPY DÓBR
W OGÓLNEJ ICH KWOCIE (UE-27)**



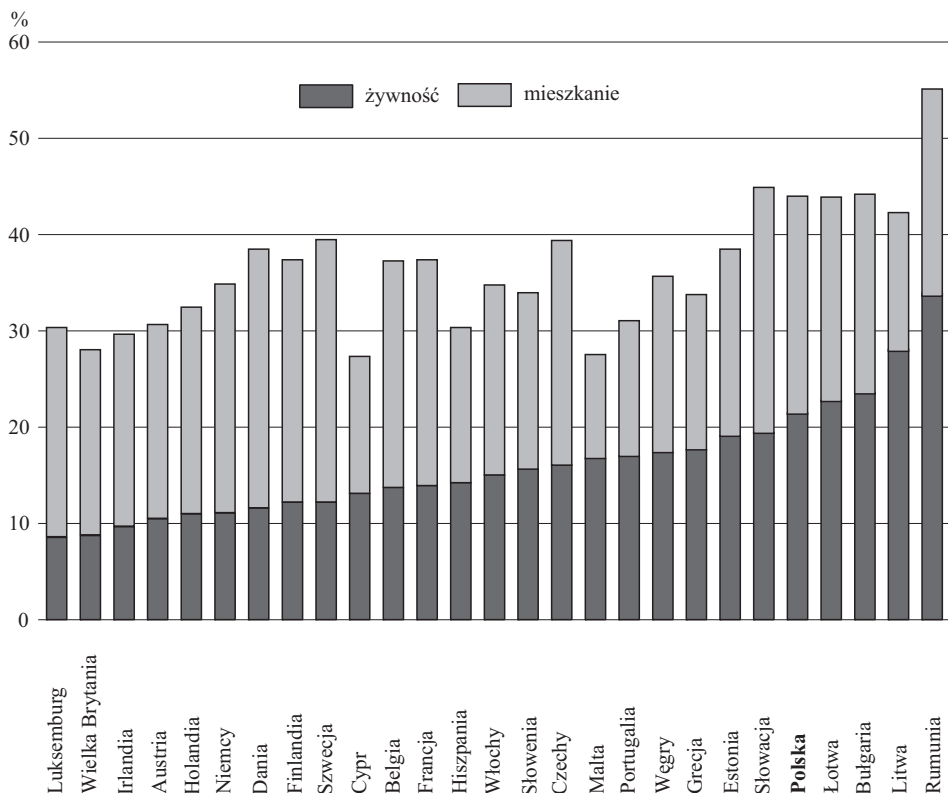
Źródło: opracowanie własne.

Z wyk. 1 wynika, że w latach 2004—2013 ekonomia skali w gospodarstwach domowych w UE nieznacznie się zwiększyła. Nastąpił bowiem wzrost udziałów wydatków związanych z konsumpcją typowych dóbr publicznych przy niemal niezmienionych udziałach wydatków odnoszących się do typowych dóbr prywatnych. Kolejne dwa wykresy świadczą o znacznym zróżnicowaniu rozpatrywanych składowych struktur wydatków konsumpcyjnych między krajami UE.

Na podstawie analizy wyk. 2 można stwierdzić, że w 2004 r. przeciętne udziały wydatków na mieszkanie oraz na żywność znacznie się różniły między krajami UE. Największe wartości stosunku pierwszych z tych wydatków do drugich odnosiły się do krajów Europy Zachodniej i Północnej: Luksemburga, Danii, Szwecji, Wielkiej Brytanii, Niemiec, Austrii, Finlandii oraz Irlandii. W krajach tych wydatki na utrzymanie mieszkania ponad dwukrotnie przewyższały wydatki na żywność. Spośród krajów UE-15 najslabiej pod tym względem wypadały kraje Europy Południowej, zwłaszcza Portugalia i Grecja, gdzie obserwowano odmienne relacje w zakresie rozpatrywanych wydatków na typowe dobra publiczne i prywatne. Zastosowanie w 2004 r. wspólnej skali ekwiwalentności w odniesieniu nawet tylko do 15 krajów tzw. „starej Unii” wydaje się problematyczne. W większości bowiem krajów postsocjalistycznych (poza Litwą, Rumunią i Bułgarią) proporcja udziałów wydatków na użytkowanie mieszkania w stosunku do wydatków na żywność była większa niż w Portugalii i Grecji. Nie można zatem jednoznacznie stwierdzić, że po-

dział w tym względzie przebiegał ostro na linii „stare” i „nowe” kraje członkowskie.

Wykr. 2. UDZIAŁY WYDATKÓW NA MIESZKANIE I ŻYWNOŚĆ W OGÓLNEJ ICH KWOCIE W 2004 R.

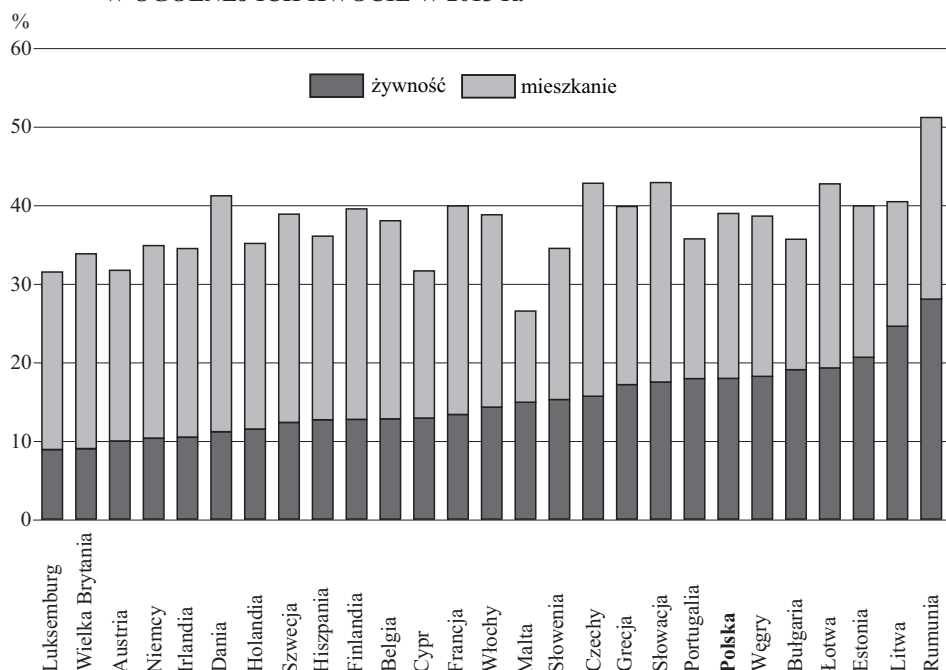


Źródło: jak przy wykr. 1.

W celu oceny zróżnicowania rozpatrywanych udziałów wydatków w ostatnim roku analizowanego okresu sporządzono wykr. 3.

Analiza wykr. 2 i 3 pozwala przypuszczać, że względne zmiany rozpatrywanych udziałów wydatków mogą zależeć od ich początkowych stanów w 2004 r. Zjawisko to szczególnie dotyczy wydatków na żywność. Relatywny spadek udziałów tych wydatków był największy w Rumunii, Bułgarii, na Łotwie i Litwie — krajach o wysokich poziomach tej cechy w 2004 r. Z kolei w krajach Europy Północnej i Zachodniej, gdzie żywność stanowiła mniej znaczącą pozycję w budżetach gospodarstw domowych, nie notowano dużych zmian. W celu weryfikacji tego przypuszczenia przeprowadzono analizę ekonometryczną. Wyniki estymacji modeli opisanych równaniem (4) przedstawiono w tabl. 1.

**Wykr. 3. UDZIAŁY WYDATKÓW NA MIESZKANIE I ŻYWNOSĆ
W OGÓLNEJ ICH KWOCIE W 2013 R.**



Źródło: jak przy wykr. 1.

TABL. 1. WYNIKI ESTYMACJI DYNAMICZNYCH MODELI PANELOWYCH

Wyniki	Żywność	Mieszkanie
Oszacowanie α	0,565 ^a	0,289 ^a
Oszacowanie β	-0,214 ^a	-0,091 ^a
Test Sargana	25,875 (0,982)	26,933 (0,974)
Test AR(2)	-1,555 (0,112)	-0,483 (0,629)

^a Parametr istotny statystycznie na poziomie 0,01.

U w a g a. W nawiasach podano tzw. *wartość p*¹⁸.

Źródło: obliczenia własne.

Z informacji przedstawionych w tabl. 1 wynika, że specyfikacja modeli jest prawidłowa, na co wskazują wyniki testu Arellano i Bonda na obecność autoko-

¹⁸ W polskojęzycznej literaturze przedmiotu tzw. *wartość p* bywa nazywana prawdopodobieństwem testowym (Sokołowski, 2004) lub poziomem istotności *exp post* (Młodak, 2010). Wartość ta jest najmniejszym poziomem istotności, przy którym następuje odrzucenie hipotezy przy danej wartości statystyki testowej.

relacji składnika losowego oraz testu Sargana, sprawdzającego poprawność instrumentów¹⁹. Parametry β w obu modelach opisanych równaniem (4) są istotnie ujemne, co oznacza, że:

- kraje o początkowo wysokich udziałach wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe wykazywały większe stopy spadku niż kraje o startowo niskich takich udziałach,
- kraje o początkowo niskich udziałach wydatków na użytkowanie mieszkania i nośniki energii wykazywały wyższe stopy wzrostu niż kraje o wstępnie wysokich udziałach.

Stwierdzono zatem, że w latach 2004—2013 wystąpił efekt doganiania krajów silniejszych pod względem ekonomii skali przez kraje słabsze.

W celu wyjaśnienia wpływu relatywnych zmian cen oraz dochodów gospodarstw domowych na stopy zmiany rozpatrywanych udziałów wydatków oszacowano modele (5). Wyniki zamieszczono w tabl. 2 i 3. We wszystkich modelach w charakterze potencjalnych determinant uwzględniono zmiany cen modelowanego dobra, zmiany ogólnego indeksu cen oraz zmiany dochodów. Nieuwzględnienie którejs z tych zmiennych objaśniających wynikało z braku jej statystycznej istotności na poziomie 0,10.

TABL. 2. WYNIKI ESTYMACJI MODELI STOPY ZMIAN UDZIAŁÓW WYDATKÓW NA ŻYWNOSĆ W OGÓLNEJ ICH KWOCIE

Zmienna objaśniająca	Model A		Model B	
	RE	FE	RE	FE
$r(p)$	0,0022 ^a	0,0026 ^a	0,0021 ^a	0,0026 ^a
$r(x)$	-0,0839 ^a	-0,0755 ^a	—	—
$r(x)^b d_1$	—	—	-0,0154	-0,0747
$r(x)^b d_2$	—	—	-0,0912 ^a	-0,0756 ^b
Stała	-0,0075 ^c	-0,0093 ^c	-0,0078 ^c	-0,0093 ^c
Test Hausmana ^d	1,9636 (0,3746)		2,7751 (0,4276)	

^{a—c} Parametr istotny statystycznie na poziomie: *a* — 0,01, *b* — 0,10, *c* — 0,05. ^d Wyniki testu Hausmana wskazują na model ze zmiennymi efektami (RE).

U w a g a. W tabl. 2 zastosowano oznaczenia: $r(p)$ — stopa zmian cen żywności; $r(x)$ — stopa zmian dochodów gospodarstw domowych; d_1 — zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość 1 dla krajów UE-15 oraz 0 dla pozostałych krajów; d_2 — zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość 1 dla krajów, które przystąpiły do Unii w 2004 r. lub w 2007 r. oraz przyjmująca wartość 0 dla krajów UE-15.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

¹⁹ Wartości odpowiedniego prawdopodobieństwa testowego (tzw. wartości *p*) podane w 5 wierszu tabl. 1 przekraczają standardowe poziomy istotności, co świadczy o braku podstaw do odrzucenia hipotezy, że nie ma autokorelacji drugiego rzędu składnika losowego w równaniu (6) „na przyrostach”. Podobnie wyniki testu Sargana informują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o zasadności wykorzystanych instrumentów.

Z informacji przedstawionych w tabl. 2 wynika, że zmiany udziałów wydatków na żywność były spowodowane zmianami cen żywności oraz zmianami dochodów gospodarstw domowych (model A). W większości krajów UE w analizowanym okresie miał miejsce systematyczny wzrost dochodów. Wyjątek stanowiły Łotwa i Estonia oraz Grecja i Hiszpania — kraje najbardziej dotknięte skutkami kryzysu finansowego zapoczątkowanego w 2008 r. Zgodnie z prawem Engla spadek udziałów wydatków na żywność w wielu krajach spowodowany był poprawą zamożności gospodarstw domowych. W modelu B uwzględniono efekt wpływu zmian dochodów oddzielnie dla „starych” i „nowych” krajów UE. Dezagregacja ta ujawniła, że w większości krajów z UE-15 mimo wzrostu dochodów nie notowano zmian w udziałach wydatków na żywność. Można więc sądzić, że w grupie tej miała miejsce sytuacja poengłowska (Zalega, 2012), sytuacja engłowska dotyczyła zaś przede wszystkim mniej zamożnych „nowych” krajów członkowskich.

W tabl. 3 przedstawiono wyniki oszacowań modeli stopy zmian pozostałych udziałów wydatków na mieszkanie.

TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI MODELI STOPY ZMIAN UDZIAŁÓW WYDATKÓW NA MIESZKANIE W OGÓLNEJ ICH KWOCIE

Zmienna objaśniająca	RE	FE
$r(p_h)$	0,0020 ^a	0,0020 ^b
$r(CPI)$	-0,0032 ^b	-0,0029 ^c
Stała	0,0120 ^b	0,0110 ^b
Test Hausmana	0,9056 (0,6358)	

a—*c* Parametr istotny statystycznie na poziomie: *a* — 0,01, *b* — 0,05, *c* — 0,10.

U w a g a. W nawiasie podano *wartość p* odpowiadającą otrzymanej wartości testu Hausmana. W tabl. 3 zastosowano oznaczenia: $r(p_h)$ — stopa zmian cen związanych z użytkowaniem mieszkania i nośników energii, $r(CPI)$ — stopa zmian ogółem cen towarów i usług konsumpcyjnych.

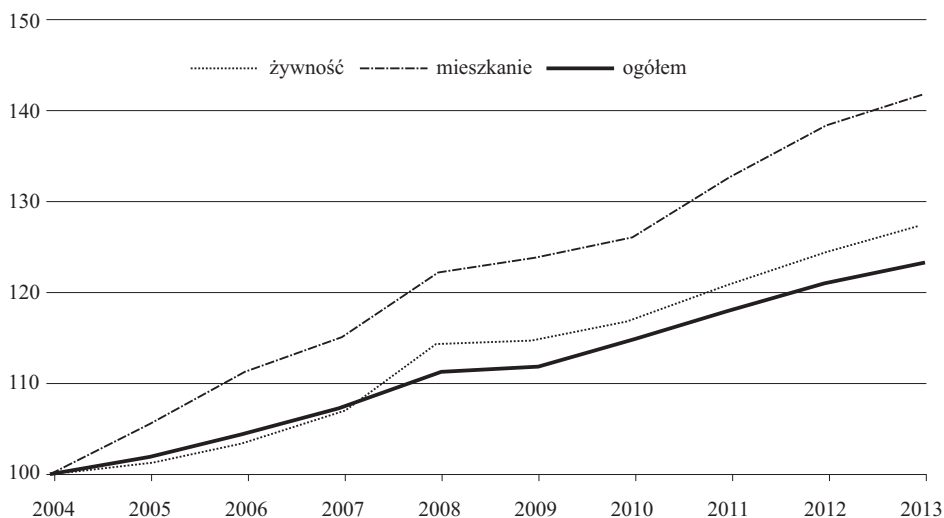
Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Zmiany dochodów nie miały istotnego wpływu na zmiany udziałów wydatków na mieszkanie. To relacje cen związanych z użytkowaniem mieszkania oraz cen ogółem towarów i usług konsumpcyjnych determinowały te zmiany. Kształtowanie się przeciętnych dla UE-27 indeksów cen rozpatrywanych grup dóbr przedstawiono na wykr. 4.

Wykr. 4 w znacznym stopniu wyjaśnia zmiany w zakresie przeciętnych w UE wartości rozpatrywanych cech (wykr. 1):

- zwiększanie się w analizowanym okresie udziałów wydatków na mieszkanie wiązało się ze znacznym wzrostem (zwłaszcza od 2008 r.) kosztów związanych z użytkowaniem mieszkania (głównie cen nośników energii),
- na wzrost przeciętnych w UE udziałów wydatków na żywność w 2008 r. miało wpływ m.in. zwiększenie się cen żywności na świecie (w szczególności w UE).

Wykr. 4. ŚREDNIE INDEKSY CEN WYBRANYCH GRUP DÓBR W UE-27 (2004=100)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

W celu zweryfikowania, czy zróżnicowanie rozpatrywanych udziałów wydatków zmniejszało się w latach 2004—2013, oszacowano liniowe modele trendu, objaśniające odchylenia standardowe tych cech.

TABL. 4. WYNIKI ESTYMACJI LINIOWYCH MODELI TRENDU DLA ODCHYLEŃ STANDARDOWYCH UDZIAŁÓW WYDATKÓW W OGÓLNEJ ICH KWOCIE

Wyniki	Żywność	Mieszkanie
Stała	5,550 ^a	4,095 ^a
Współczynnik trendu	-0,147 ^a	-0,017 ^b
R ²	0,7157	0,6884

a, b Parametr istotny statystycznie na poziomie *a* — 0,01, *b* — 0,05.

Źródło: jak przy tabl. 1.

Istotnie ujemne współczynniki trendu w modelach objaśniających odchylenia standardowe udziałów wydatków na żywność i mieszkanie świadczą o zmniejszaniu się zróżnicowania w zakresie ekonomii skali w latach 2004—2013.

Podsumowanie

Wybór skali ekwiwalentności, wykorzystywanej w opracowaniach statystyki publicznej do analizy ubóstwa i nierównomierności dochodowych, dokonywany jest przez ekspertów polityki społecznej. Wybór ten powinien zależeć od aktual-

nej sytuacji dotyczącej korzyści skali wynikającej ze wspólnego zamieszkiwania, gospodarowania i konsumpcji. Ekonomia skali jest tym większa, im wyższy jest udział w wydatkach całkowitych wydatków na dobra publiczne oraz im mniejszy jest udział wydatków na dobra prywatne.

W artykule rozważono kształtowanie się udziałów wydatków na użytkowanie mieszkania i nośniki energii oraz udziałów wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe. Pierwsza z tych cech odnosi się do konsumpcji dóbr publicznych, druga — do prywatnych. Analizą objęto lata 2004—2013. Początkowo (w 2004 r.) udziały wydatków różniły się między krajami UE. Wprawdzie największa ekonomia skali miała miejsce w krajach Europy Zachodniej i Północnej, a najmniejsza na Litwie, to jednak nie można jednoznacznie stwierdzić, że podział ten przebiegał na linii „stare” i „nowe” kraje UE. Z uwagi na znaczne różnice analizowanych składowych struktury wydatków gospodarstw domowych zastosowanie wspólnej skali ekwiwalentności w 2004 r., w odniesieniu nawet tylko do UE-15, wydaje się problematyczne.

W większości krajów UE udziały wydatków na użytkowanie mieszkania i nośniki energii uległy zwiększeniu w latach 2004—2013, zaś udziały wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe — zmniejszeniu, co spowodowało wzrost ekonomii skali. Na kształtowanie się poziomu pierwszej z analizowanych cech miały wpływ przede wszystkim relacje cen: wskaźniki cen związanych z użytkowaniem mieszkania i nośników energii były znacznie wyższe niż wskaźniki cen towarów i usług konsumpcyjnych ogółem. Wyniki estymacji modeli dla danych panelowych ujawniły, że przyczyną spadku udziałów wydatków na żywność w „nowych” krajach członkowskich był głównie wzrost dochodów gospodarstw domowych, natomiast w większości krajów „starej” Unii wzrost dochodów nie powodował znaczących zmian w tym zakresie.

Na podstawie analizy ekonometrycznej stwierdzono, że stopy wzrostu analizowanych cech były odwrotnie proporcjonalne do ich początkowego poziomu. To oznacza, że wystąpił efekt doganiania krajów silniejszych przez kraje słabsze pod względem ekonomii skali. Ponadto zaobserwowano zmniejszanie się zróżnicowania między krajami w obu analizowanych udziałach wydatków. Uzyskane wyniki uzasadniają zatem optymizm w kwestii upodobniania się rozpatrywanych składowych struktur wydatków i zasadności zastosowania w przyszłości jednolitych skal ekwiwalentności we wszystkich krajach UE.

dr hab. Hanna Dudek — profesor SGGW

LITERATURA

- Ahn S. C., Low S. (1996), *A Reformulation of the Hausman Test for Regression Models with Pooled Cross-section Time-series Data*, „Journal of Econometrics”, Vol. 71
- Arellano M., Bond S. (1991), *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations*, „Review of Economic Studies”, Vol. 58

- Balli F., Tiezzi S. (2011), *Equivalence Scales Declining with Expenditure: Evidence and Implications for Income Distribution*, „Quaderni del Dipartimento di Economia Politica”, No. 611
- Baltagi B. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd ed., John Wiley & Sons, West Sussex
- Barb F. D., Bruil A. (2014), *Household and Individuals: Two Sides of the Same Coin*, praca referowana podczas 33 Konferencji IARIW, Rotterdam, 24—30.08. 2014
- Blundell R., Lewbel A. (1991), *Information Content of Equivalence Scales*, „Journal of Econometrics”, Vol. 50
- Blundell R., Bond S. (1998), *Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models*, „Journal of Econometrics”, Vol. 87 (1)
- Budżety gospodarstw domowych w 2007 r.* (2008), GUS
- Coulter F. A. E., Cowell F. A., Jenkins S. P. (1992), *Equivalence Scale Relativities and the Measurement of Inequality and Poverty*, „The Economic Journal”, Vol. 102
- Dańska-Borsiak B. (2011), *Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego
- de Vos K., Zaidi M. A. (1997), *Equivalence Scale Sensitivity of Poverty Statistics for the Member States of the European Community*, „The Review of Income and Wealth”, Vol. 43(3)
- Dennis I., Guio A. C. (2004), *Monetary Poverty in New Member States and Candidate Countries*, „Statistics in Focus”, nr 12, Eurostat
- Dudek H. (2011), *Skale ekwiwalentności — estymacja na podstawie kompletnych modeli popytu*, Wydawnictwo SGGW
- Dudek H. (2013), *Equivalence Scales for Poland — New Evidence Using Complete Demand Systems Approach*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, nr 308
- Dudek H. (2014), *Zmiany w zakresie udziałów wybranych wydatków konsumpcyjnych w UE a problem skal ekwiwalentności*, „Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych”, nr 34
- Garvey E., Murphy E., Osikoya P. (2011), *Estimates of the Cost of a Child in Ireland*. „Combat Poverty Agency, Working Paper Series”, nr 11
- Hagenaars A., de Vos K., Zaidi M. A. (1994), *Poverty Statistics in the Late 1980s: Research Based on Micro-data*, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg
- Johnson D., Jantti M. (2014), *Searching for a Consistent Equivalence Scale Across Countries*, praca referowana podczas 33 Konferencji IARIW, Rotterdam, 24—30.08. 2014
- Jordá V., Sarabia J. (2015), *International Convergence in Well-Being Indicators*, „Social Indicators Research”, Vol. 120(1)
- Kot S. M. (2012), *Ku stochastycznemu paradygmatowi ekonomii dobrobytu*, Oficyna Wydawnicza „Impuls”, Kraków
- Kot S. M. (2013), *Stochastic Equivalence Scales in Lognormal Distributions of Expenditures*, „Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych”, Vol. 14, No. 1
- Koulovatianos C., Schröder C., Schmidt U. (2005), *On the Income Dependence of Equivalence Scales*, „Journal of Public Economics”, Vol. 89, No. 5 i 6
- Kuc M. (2014), *Analiza konwergencji społecznej metodami panelowymi*, „Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych”, nr 34
- McClements L. D. (1977), *Journal of Public Economics*, „Equivalence Scales for Children”, Vol. 8, No. 2
- Majumder A., Chakrabarty M. (2010), *Estimating Equivalence Scales Through Engel Curve Analysis*, „Econophysics & Economics of Games, Social Choices and Quantitative Techniques”, Springer
- Mazumdar K. (2002), *A Note on Cross-country Divergence in Standard of Living*, „Applied Economics Letters”, Vol. 9(2)

- Młodak A. (2010), *Imputacja danych w spisach powszechnych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 8
- Perali F. (2003), *The Behavioral and Welfare Analysis of Consumption*, Kluwer Academic Publisher, Dordrecht
- Rusnak Z. (2007), *Statystyczna analiza dobrobytu ekonomicznego gospodarstw domowych*, Wydawnictwo AE im. O. Langego we Wrocławiu
- Schröder C. (2009), *The Construction and Estimation of Equivalence Scales and Their Uses* [w:] D. Slottje (red.), „Quantifying Consumer Preferences, Contributions to Economic Analysis”, Vol. 288, Emerald, Bingle
- Sokołowski A. (2004), *O niewłaściwym stosowaniu metod statystycznych*, „Statystyka i data mining w badaniach naukowych”, Statsoft Polska, Kraków: <http://www.statsoft.pl/Portals/0/Downloads/Naukowe1.pdf> (odeczyt 7. 07. 2015 r.)
- Szukełojć- Bieñkuńska A. (2009), *Ubóstwo w Polsce na tle krajów Unii Europejskiej — podstawowe fakty i dane*, Ekspertyza przygotowana w ramach projektu EAPN Polska — profesjonalny dialog na rzecz Europy Socjalnej, Polski Komitet Europejskiej Sieci Przeciw Ubóstwu (EAPN Polska), Warszawa
- Szulc A. (2004), *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 i 27. 04. 2004 r.
- Szulc A. (2009), *A Matching Estimator of Household Equivalence Scales*, „Economics Letters”, Vol. 103
- Szulc A. (2014), *Dochód i konsumpcja*, w: T. Panek (red.), „Statystyka społeczna” PWE, Warszawa
- The OECD List of Social Indicators* (1982), OECD, Paris
- Ubóstwo w Polsce w świetle badań GUS* (2013), GUS
- Zalega T. (2012), *Konsumpcja — determinanty, teorie, modele*, PWE, Warszawa

SUMMARY

The article says about equivalence scales used to compare the income situation of households of different size and demographic composition. The use of a single equivalence scale in the European Union (EU) is questionable due to the different situation of Member States households. The paper presents the results obtained on the basis of panel data on changes in spending share on typical public and private goods. Eurostat data was used on the shares of expenditure on housing, energy, food and soft drinks. The author examined whether the shares of these goods resembled in 2004—2013. It was observed a catch-up effect stronger by the weaker countries in terms of scale. The obtained results allow for moderate optimism regarding the future of the applicability of uniform equivalence scales in all EU countries.

РЕЗЮМЕ

В статье была обсуждена тема масштабов эквивалентности используемых в сопоставлении доходного положения домашних хозяйств с различной величиной и демографическим составом. Использование

единого масштаба эквивалентности в Европейском союзе (ЕС) вызывает сомнения в отношении к различному положению домашних хозяйств в странах-членах ЕС. В разработке были представлены результаты полученные на основе анализа панельных данных в области изменений доли расходов на типичные публичные и частные блага. Были использованы данные Евростата по доли расходов на жилье, воду и энергию, а также на питание и безалкогольные напитки. Было обследовано была ли доля этих благ похожа друг на друга в 2004—2013 гг. Было установлено, что слабые государства догоняют более сильные в отношении к масштабу. Полученные результаты позволяют на умеренный оптимизм в отношении к принципам использования в будущее время единых масштабов эквивалентности во всех странах ЕС.