

Justyna Kujawska*

Aleksandra Kordalska**

Elastyczność dochodowa wydatków na opiekę zdrowotną w krajach europejskich

Wstęp

Wydatki na opiekę zdrowotną różnią się znacząco w krajach europejskich. Różnica w przeliczeniu na mieszkańca po uwzględnieniu siły nabywczej dolara (PPP) pomiędzy krajami, które wydają najwięcej: Luksemburgiem, Norwegią czy Szwajcarią (6379–5992) a tymi, które najmniej: Mołdawią, Albanią czy Ukrainą (498–634), była dla 2012 r. jedenastokrotna. Przeciętne średnioroczne tempo wzrostu wydatków na opiekę zdrowotną w badanych krajach w latach 1995–2012 wyniosło 6,3%. Najwyższe średnioroczne tempo wzrostu wydatków w badanym okresie zaobserwowano w Bośni i Hercegowinie (12,6%), następnie w Rumunii (10,4%), na Litwie (9,6%) oraz w Bułgarii, Serbii i Słowacji (powyżej 8%). Najniższe roczne tempo wzrostu wydatków występowało w Islandii, Grecji, Macedonii i Albanii (3,6–3,9% rocznie). W Polsce w tym okresie średnioroczne tempo wzrostu wydatków wynosiło 8%. W badanym okresie wydatki na opiekę zdrowotną wzrosły w omawianych krajach średnio 3–4 razy. Przeciętne średnioroczne tempo wzrostu produktu krajowego brutto (PKB) w omawianych krajach w badanym okresie wyniosło 2,7%. Najwyższe średnioroczne tempo wzrostu odnotowano w Bośni i Hercegowinie (9,4%) i na Białorusi 7%, a najniższe we Włoszech, Grecji, Danii, na Cyprze (poniżej 1%). Udział wydatków na opiekę zdrowotną w PKB wahał się od 3% w 1995 r. w Rumunii do niespełna 13% w 2012 r. w Holandii. Udział wydatków publicznych w wydatkach ogółem wynosił odpowiednio 77% dla UE oraz około 66% dla państw Europy Środkowo-Wschodniej. W Polsce wydatki publiczne stanowią około 70% wydatków ogółem, 30% wynoszą wydatki prywatne, w tym 23% to wydatki bezpośrednie (*out of pocket*) [The World Bank Database, 2015]. W krajach Europy Środkowo-Wschodniej nienależą-

* Dr, Katedra Analizy Ekonomicznej i Finansów, Wydział Zarządzania i Ekonomii, Politechnika Gdańska, ul. G. Narutowicza 11/12, 80-233 Gdańsk, justyna.kujawska@zie.pg.gda.pl

** Dr, Katedra Nauk Ekonomicznych, Wydział Zarządzania i Ekonomii, Politechnika Gdańska, ul. G. Narutowicza 11/12, 80-233 Gdańsk, aleksandra.kordalska@zie.pg.gda.pl

cych do UE całkowite wydatki na zdrowie są znacznie niższe, a proporcja wydatków publicznych i prywatnych mniej korzystna (w Mołdawii i Albanii wydatki publiczne stanowią mniej niż 50% ogółu wydatków).

Celem artykułu jest zbadanie zależności pomiędzy wydatkami na ochronę zdrowia i dochodami *per capita* (mierzonymi PKB) w 39 krajach europejskich ze szczególnym uwzględnieniem krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Próba badawcza obejmuje lata 1995–2012. Zastosowano modelowanie panelowe. Wyniki badań nie określają jednoznacznie, czy opiekę zdrowotną należy traktować jako dobro podstawowe czy luksusowe. Istnieje wyraźny podział wśród państw europejskich.

1. Wydatki na opiekę zdrowotną – przegląd literatury

Od lat siedemdziesiątych toczy się dyskusja, czy wydatki na opiekę zdrowotną wzrastają szybciej niż dochody. Elastyczność dochodową wydatków na zdrowie można zdefiniować jako procentową zmianę w wydatkach na ochronę zdrowia w porównaniu z procentową zmianą dochodu. Część badaczy jest zdania, że elastyczność dochodowa wydatków na opiekę zdrowotną jest wyższa od jedności, czyli jest ona dobrem luksusowym, gdy tymczasem inna część uważa, że jest dobrem podstawowym (elastyczność dochodowa $<0;1>$). W pracach E. Kleimana i J. P. Newhause dochód został zidentyfikowany jako główny czynnik wyjaśniający różnice pomiędzy krajami w poziomie i wzroście wydatków na opiekę zdrowotną [Kleiman, 1974, s. 66–88; Newhause, 1977, s. 115–125]. Od tego czasu wśród naukowców nie ma jednoznaczności co do wysokości współczynnika elastyczności dochodowej wydatków na zdrowie.

Badan naukowych dotyczących tych zagadnień opublikowano na świecie po 2000 r. bardzo wiele. Przykładowo, A. Okunade i V. Murthy, wykorzystując metodologię szeregów czasowych, potwierdzili istotną i stabilną długookresową zależność pomiędzy rzeczywistymi wydatkami *per capita* na opiekę zdrowotną a dochodami [Okunade, Murthy, 2002, s. 147–159]. Rok później T. Jewell, J. Lee, M. Tieslau, M. Strazichich, przy użyciu modelu danych panelowych z 20 krajów OECD w okresie 1960–1997, przeanalizowali wydatki na opiekę zdrowotną i PKB. Doszli do wniosku, że szeregi danych charakteryzują się stacjonarnością [Jewell i inni, 2003, s. 313–323]. Informacje od 1990 do 1998 r. dla 15 krajach OECD posłużyły A. Sen do oceny relacji między dochodem na mieszkańca oraz wydatkami na opiekę zdrowotną. Uwzględniono inne czynniki wpływające na wielkość wydatków na zdrowie, jak np. koszty czy liczba dostarczonych usług. Wyniki elastyczności dochodowej wydat-

ków na opiekę zdrowotną oszacowano pomiędzy 0,21 a 0,51 [Sen, 2005, s. 147–164]. W tym samym roku C. Dreger i H. Reimers, [2005] za pomocą danych panelowych z wykorzystaniem technik integracji i informacji z 21 krajów OECD ustalili, że wydatki na opiekę zdrowotną nie są dobrem luksusowym. J. Carrion-i Silvestre badał stacjonarność realnych wydatków na zdrowie i dochodów *per capita* dla 20 krajów OECD. Stwierdził możliwość występowania zakłóceń strukturalnych, które mogą wpływać zarówno na poziom, jak i nachylenie zmiennych [Carrion-i Silvestre, 2005, s. 839–854]. M. Chakroun badał heterogeniczność i nieliniowość związków pomiędzy dochodami i wydatkami na zdrowie dla 17 krajów OECD w latach 1975–2003, przy użyciu modelu panelowego regresji progowej. Elastyczność dochodowa wydatków na zdrowie zmieniała się w czasie i w poszczególnych krajach, ale była niższa od 1. Kiedy średnia długość życia przekroczy pewną progową wartość, wydatki na zdrowie będą się zachowywać jak towar luksusowy [Chakroun, 2009]. Wykorzystując dane dla 20 krajów OECD, B. Baltagi i F. Moscone badali relację pomiędzy wydatkami na opiekę zdrowotną i dochodami z użyciem analizy integracji i kointegracji oraz panelowych modeli regresji przestrzennej. Ich odkrycia sugerują, że opieka zdrowotna jest dobrem podstawowym [Baltagi, Moscone, 2010, s. 804–811]. W tym samym czasie M. Mehrara, M. Musai oraz H. Amiri, wykorzystując dane dotyczące 16 krajów OECD, z okresu 1993–2007 stwierdzili, że relacja pomiędzy wydatkami na opiekę zdrowotną i dochodami jest nieliniowa, a elastyczność dochodowa raczej stała, i wynosi około 2,59 [Mehrara i inni, 2010, s. 50–58].

Podsumowując przegląd badań, należy stwierdzić, że po 2000 r. najbardziej popularną techniką badania elastyczności dochodowej wydatków na opiekę zdrowotną jest modelowanie panelowe, z wykorzystaniem testów pierwiastka jednostkowego i kointegracji zmiennych [Lago-Peñas i inni, 2013, s. 124–129]. Istnieje dodatnia relacja pomiędzy wielkością wydatków na opiekę zdrowotną a wysokością dochodów. Nie osiągnięto natomiast porozumienia co do wysokości współczynnika elastyczności, stąd nie można jednoznacznie stwierdzić, że opieka zdrowotna jest dobrem podstawowym lub luksusowym. Konieczne jest rozróżnienie krótko- i długookresowej dynamiki zmian w tempie wzrostu PKB oraz rozróżnienie wyborów publicznych i prywatnych w wydatkach na opiekę zdrowotną. Zdecydowana większość opracowań dotyczyła państw należących do OECD. Brakuje badań, szczególnie ze

względu na kompletność szeregów czasowych, dotyczących innych państw i regionów Europy, np. państw byłego bloku wschodniego.

2. Dane oraz metodyka badań

W celu oceny siły reakcji wydatków na ochronę zdrowia na zmiany dochodu w gospodarce, a tym samym w celu określenia, jakiego typu dobrem w badanych krajach są wydatki zdrowotne, wykorzystano roczne dane dla 39 krajów europejskich pochodzące z lat 1995–2012. Źródłem danych jest baza Banku Światowego. Zarówno całkowite wydatki na ochronę zdrowia (HEPC), jak i produkt krajowy brutto (GDPPC) mierzone są parytetem siły nabywczej oraz wyrażone są w dolarach. Obie zmienne są zmiennymi *per capita*. Dodatkowo do badania włączone zostały zmienne pozadochodowe opisujące strukturę wiekową społeczeństwa. W szczególności jest to udział osób poniżej 15 roku życia (POP_0_14) oraz udział osób powyżej 65 roku życia (POP_65+) w liczbie ludności ogółem.

Analiza przedmiotowej zależności przeprowadzona została w oparciu o następujący panelowy model:

$$\begin{aligned} \ln HEPC_{it} &= \beta_1 \ln GDPPC_{it} + \beta_2 \ln X_{it} + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} &= \alpha_i + \mu_t + \xi_{it}, \quad \xi_{it} \sim IID(0, \sigma_\xi^2)' \end{aligned} \quad (1)$$

gdzie X oznacza zbiór zmiennych pozadochodowych, natomiast α_i oraz μ_t oznaczają efekty indywidualne odpowiednio, dla analizowanych krajów i jednostek czasu. Efekty te mogą mieć charakter stały lub losowy.

Estymacja modelu (1) poprzedzona jest analizą stacjonarności zmiennych wykorzystanych w badaniu. W tym celu użyte zostały trzy panelowe testy pierwiastka jednostkowego: testy pierwszej generacji – test Harrisa-Tzavalisa (HT) [Harris, Tzavalis, 1999, s. 201–226] oraz test Ima, Pesarana i Shina (IPS) [Im i inni, 2003, s. 53–74], a także test drugiej generacji – test CADF Pesarana [Pesaran, 2003, s. 4], który bierze pod uwagę powiązania przestrzenne pomiędzy jednostkami panelu.

Badanie kointegracji zmiennych uwzględnionych w regresji (1) przeprowadzone jest z wykorzystaniem panelowych testów kointegra-

cji: Pedroniego [Pedroni, 1999, s. 653–670] oraz Kao [Kao, 1999, s. 1–44], które bazują na procedurze Engle-Grangera¹.

Dodatkowo weryfikacji poddana została hipoteza o braku zależności przestrzennych pomiędzy jednostkami heterogenicznego panelu. W tym celu wykorzystano test CD Pesarana [Pesaran, 2004, s. 6]. Analogiczny test użyty został do oceny występowania zależności przestrzennych w resztach modelu nieuwzględniającego tego typu interakcji.

Do oszacowania regresji (1) wykorzystany jest estymator metody najmniejszych kwadratów ze zmiennymi zero-jedynkowymi (LSDV), dynamiczny estymator metody najmniejszych kwadratów (DOLS) oraz estymator metody największej wiarygodności (ML) dla regresji z uwzględnieniem zależności przestrzennych. Wybór estymatora DOLS [Kao, Chiang, 2000, s. 179–222] podyktowany jest wynikami testów pierwiastka jednostkowego oraz rozmiarem panelu. Długość opóźnień i wyprzedzeń modelu szacowanego za pomocą tego estymatora została dobrana na podstawie kryteriów informacyjnych Akaike i Schwarza². Decyzja o włączeniu do analizowanej regresji elementów autoregresji / autokorelacji przestrzennej podjęta została w oparciu o wyniki testu CD Pesarana. Wybór odpowiedniego modelu regresji przestrzennej z wykorzystaniem macierzy wag sąsiedztwa oraz macierzy odwrotnej odległości euklidesowej został dokonany na podstawie warunkowych i łącznych testów Baltagi, Songa i Koha (BSK) [Baltagi i inni, 2003, s. 123–150], testu Hausmana oraz kryteriów informacyjnych AIC i BIC.

Badanie siły reakcji wydatków na ochronę zdrowia na zmiany dochodu w krajach europejskich przeprowadzone jest dwutorowo. W pierwszym podejściu szacowana jest panelowa regresja (1) dla pełnej zbiorowości 39 krajów. W podejściu drugim kraje te są podzielone na dwie grupy krajów³, w których dochód (PKB *per capita*) jest wyższy od śred-

¹ Korzystniejszymi własnościami w stosunku do wymienionych testów, a zwłaszcza w stosunku do testów Pedroniego charakteryzują się testy kointegracji Westerlunda [Westerlund, 2007, s. 709–748], jednak z uwagi na wymiar panelu wyznaczenie statystyk testowych jest utrudnione.

² Ze względu na ograniczoną długość szeregu czasowego w panelu (T=18) testowane były opóźnienia i wyprzedzenia modelu do rzędu 3.

³ Do grupy A (bogatych) należą kraje: Austria, Belgia, Dania, Finlandia, Francja, Hiszpania, Holandia, Irlandia, Islandia, Luksemburg, Niemcy, Norwegia, Szwajcaria, Szwecja, Wielka Brytania, Włochy. Do grupy B (biednych) należą kraje: Albania, Białoruś, Bośnia i Hercegowina, Bułgaria, Chorwacja, Cypr, Czarnogóra, Czechy, Estonia, Grecja, Litwa, Łotwa, Macedonia, Malta, Mołdawia, Polska, Portugalia, Rumunia, Serbia, Słowacja, Słowenia, Ukraina, Węgry.

niej obliczonej dla pełnej zbiorowości (grupa A), grupa ta jest też nazywana „krajami bogatymi”, oraz krajów, w których PKB na osobę jest niższy od średniej (grupa B), określanych w poniższym badaniu mianem „krajów biednych”. W tym podejściu, dla obu grup niezależnie, oszacowaniu podlega regresja (1).

3. Wyniki badań

Badanie stacjonarności szeregów panelu z wykorzystaniem wymienionych testów opiera się w każdym z przypadków na regresji pomocniczej z wyrazem wolnym i trendem. Dla logarytmów zmiennych nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o występowaniu pierwiastka jednostkowego, natomiast dla przyrostów logarytmów hipoteza ta jest odrzucana we wszystkich przypadkach (tablica 1). Wobec powyższego pierwsze przyrosty zmiennych uznać można za stacjonarne, czego konsekwencją jest wykorzystanie estymatora DOLS w dalszej części badania. Takie podejście pozwala na wyeliminowanie możliwości oszacowania pozornej relacji pomiędzy wydatkami zdrowotnymi a zidentyfikowanymi czynnikami determinującymi.

Tablica 1. Test pierwiastka jednostkowego

	HT		IPS		CADF	
ln HEPC	0,641		3,113		1,481	
Δ ln HEPC	-12,997	***	-11,807	***	-12,634	***
ln GDPPC	0,707		0,311		0,467	
Δ ln GDPPC	0,400	***	-9,349	***	-4,038	***
ln POP 0–14	1,087		11,283		4,190	
Δ ln POP 0–14	0,977	**	-1,753	**	-2,018	**
ln POP 65+	0,983		5,416		16,711	
Δ ln POP 65+	0,950	***	-18,375	***	-11,731	***

** istotny na poziomie 0,05, *** istotny na poziomie 0,01

Uwagi: w teście HT zastosowana została korekta ze względu na mały wymiar T, w teście IPS opóźnienia regresji testowej zostały automatycznie dobrane w Eviews na podstawie SIC, w teście CADF opóźnienia regresji testowej zostały dobrane na podstawie oceny indywidualnych wartości BIC.

Źródło: Obliczenia własne.

Ocena występowania zależności przestrzennych za pomocą testu CD Pesarana wskazuje na istotność tego typu powiązań (tablica 2) i uzasadnia wykorzystanie modeli regresji przestrzennej do opisu wy-

datków na ochronę zdrowia. Poprawna ocena wpływu PKB oraz struktury wiekowej na wydatki zdrowotne powinna uwzględniać sąsiedztwo analizowanych krajów pozwalające m.in. na możliwość korzystania z opieki transgranicznej.

Tablica 2. Test zależności przestrzennej między jednostkami panelu

	Pesaran CD
ln HEPC	110,848 ***
ln GDPPC	104,202 ***
ln POP 0–14	89,389 ***
ln POP 65+	69,709 ***

*** istotny na poziomie 0,01

Źródło: Obliczenia własne.

Wyniki panelowych testów kointegracji zawarte są w tablicy 3. W przypadku każdego z testów istnieje konieczność odrzucenia hipotezy zerowej o jej braku, w związku z czym rozpatrywaną relację pomiędzy wydatkami na ochronę zdrowia a dochodem oraz strukturą wiekową społeczeństwa można traktować jako relację długookresową.

Tablica 3. Testy kointegracji

	Pedroni panelowy ADF	Pedroni grupowy ADF	Kao ADF
pełna próba	-5,077 ***	-11,598 ***	-8,320 ***
grupa A	-7,968 ***	-7,907 ***	-5,603 ***
grupa B	-3,307 ***	-8,485 ***	-6,343 ***

** istotny na poziomie 0,05, *** istotny na poziomie 0,01

Źródło: Obliczenia własne.

Wyniki estymacji zaproponowanego modelu dla wszystkich 39 krajów łącznie zawarto w tablicy 4. Przedstawiono w niej poglądowe wyniki estymacji dwukierunkowego panelowego modelu z efektami stałymi⁴, którego reszty wykazały powiązania przestrzenne. Niezależnie od

⁴ Dwukierunkowy model z efektami stałymi (FE) został dobrany na podstawie standardowej procedury wyboru liniowych modeli panelowych.

wykorzystanych macierzy wag, testy BSK, przestrzenny test Hausmana oraz brak istotności efektów indywidualnych i czasowych były przesłankami do wykorzystania modeli błędu przestrzennego z efektami losowymi (SEM-RE). Dodatkowo do oszacowania regresji wykorzystany został estymator DOLS(3,3). Wydatki zdrowotne w krajach europejskich charakteryzują się współczynnikiem elastyczności w granicach 0,62–0,78, co wskazuje na fakt, że opieka zdrowotna jest dobrem podstawowym. Warto zwrócić uwagę na spadek tych wydatków *per capita* w warunkach, gdy struktura wiekowa społeczeństwa wskazuje na wzrost udziału osób w wieku nieprodukcyjnym w liczbie ludności ogółem. Charakterystyczne jest również to, że silniejszy spadek tych wydatków następuje w sytuacji, gdy rośnie liczba osób młodych w ogólnej strukturze.

Tablica 4. Wyniki estymacji regresji (1) dla pełnej zbiorowości krajów

	FE <i>dwukierunkowy</i>	DOLS <i>l. opóźnień=3</i> <i>l. wyprzedzeń=3</i>	SEM-RE <i>jednokierunkowy</i> <i>macierz D</i>	SEM-RE <i>jednokierunkowy</i> <i>macierz S</i>
ln GDPPC	0,785 *** (0,045)	0,619 *** (0,161)	0,720 *** (0,020)	0,783 *** (0,029)
ln POP 0–14	–0,207 ** (0,104)	–0,763 * (0,432)	–0,336 *** (0,101)	–0,522 *** (0,149)
ln POP 65+	–0,199 ** (0,091)	–0,227 (0,406)	–0,153 * (0,091)	–0,398 *** (0,113)
P	–	–	0,921 *** (0,013)	0,822 *** (0,018)
Pesaran CD	–1,982 **	–	–	–
N	702	429	684	648
R ² (overall)	0,958	0,563	0,899	0,898

* istotny na poziomie 0,1, ** istotny na poziomie 0,05, *** istotny na poziomie 0,01

Uwagi: macierz D – macierz odwrotnej odległości euklidesowej, macierz S – macierz sąsiedztwa I rzędu, w nawiasach podano średnie błędy szacunku parametrów.

Źródło: Obliczenia własne.

Wyniki estymacji modelu dla grupy A oraz B zawierają odpowiednio tablice 5 i 6. Schemat doboru estymatorów jest analogiczny jak w przypadku modelu łącznego. Z uwagi na istotną statystykę CD Pesarana wyodrębnione zostały przestrzenne modele panelowe, które w wy-

niku weryfikacji ograniczone zostały do modeli błędu przestrzennego z efektami losowymi.

Tablica 5. Wyniki estymacji dla krajów „bogatych” (grupa A)

	FE <i>dwukierunkowy</i>	DOLS <i>l. opóźnień=1</i> <i>l. wyprzedzeń=1</i>	SEM-RE <i>jednokierunkowy</i> <i>macierz D</i>	SEM_RE <i>jednokierunkowy</i> <i>macierz S</i>
ln GDPPC	1,236 *** (0,344)	0,986 *** (0,048)	1,117 *** (0,408)	1,241 *** (0,108)
ln POP 0–14	1,599 *** (0,516)	–0,337 ** (0,178)	1,368 *** (0,520)	1,383 *** (0,180)
ln POP 65+	0,127 (0,377)	0,398 *** (0,147)	0,116 (0,431)	–0,145 (0,130)
P	–	–	0,918 *** –0,033	0,894 *** (0,013)
Pesaran CD	–2,474 **	–	–	–
N	288	240	288	270
R ² (overall)	0,565	0,767	0,231	0,241

** istotny na poziomie 0,05, *** istotny na poziomie 0,01

Uwagi: macierz D – macierz odwrotnej odległości euklidesowej, macierz S – macierz sąsiedztwa I rzędu, w nawiasach podano średnie błędy szacunku parametrów.

Źródło: Obliczenia własne.

Tablica 6. Wyniki estymacji dla krajów „biednych” (grupa B)

	RE <i>dwukierunkowy</i>	DOLS <i>l. opóźnień=3</i> <i>l. wyprzedzeń=3</i>	SEM_RE <i>jednokierunkowy</i> <i>macierz D</i>	SEM-RE <i>jednokierunkowy</i> <i>macierz S</i>
ln GDPPC	0,686 *** (0,039)	0,615 *** (0,021)	0,700 *** (0,039)	0,828 *** (0,064)
ln POP 0–14	–0,409 *** (0,149)	–1,499 *** (0,305)	–0,688 *** (0,162)	–1,713 *** (0,156)
ln POP 65+	–0,139 (0,118)	–0,834 *** (0,204)	–0,146 (0,127)	–0,055 (0,153)
P	–	–	0,866 *** (0,024)	0,475 *** (0,063)

	RE <i>dwukierunkowy</i>	DOLS <i>l. opóźnień=3 l. wyprzedzeń=3</i>	SEM_RE <i>jednokierunkowy macierz D</i>	SEM-RE <i>jednokierunkowy macierz S</i>
Pesaran CD	-1,926 *	–	–	–
n	396	242	396	378
R ² (overall)	0,854	0,928	0,852	0,858

* istotny na poziomie 0,1, *** istotny na poziomie 0,01

Uwagi: macierz D – macierz odwrotnej odległości euklidesowej, macierz S – macierz sąsiedztwa I rzędu, w nawiasach podano średnie błędy szacunku parametrów.

Źródło: Obliczenia własne.

Współczynniki elastyczności dochodowej wydatków na ochronę zdrowia istotnie różnią się w obu grupach krajów. Współczynniki te wyznaczone dla krajów grupy A wahają się w granicach 1,12–1,24%, z wyjątkiem wyniku otrzymanego z użyciem estymatora DOLS, gdzie elastyczność dochodowa wynosi 0,99%. Można powiedzieć, że jednoprocenowy wzrost dochodów (PKB) powodował większy niż 1 wzrost wydatków na opiekę zdrowotną. Wskaźniki elastyczności wydatków na ochronę zdrowia dla krajów grupy B wynoszą w granicach 0,6–0,8%. Można powiedzieć, że jednoprocenowy wzrost PKB w badanych krajach powodował mniejszy od 1 wzrost wydatków na opiekę zdrowotną łącznie ze środków publicznych i prywatnych.

We wszystkich rozpatrywanych krajach w latach 1995–2012 zwiększył się udział osób powyżej 65 roku życia w strukturze ludności (w Bośni i Hercegowinie aż o 7 p.p.). Udział osób starszych w strukturze ludności zmniejszył się tylko w Norwegii o 0,5 p.p. W krajach bogatych zwiększenie udziału osób starszych w strukturze ludności powoduje wzrost wydatków na ochronę zdrowia, a w krajach „biednych” spadek wydatków. Zmienna ta jest zmienną statystycznie istotną jedynie w przypadku modeli DOLS. Współczynnik elastyczności wynosi odpowiednio 0,4 dla krajów „bogatych” i –0,83 dla krajów „biednych”.

Zakończenie

W porównaniach międzynarodowych zależność pomiędzy PKB *per capita* a wydatkami na opiekę zdrowotną ogółem jest dodatnia i znacząca. Szacowana elastyczność dochodowa we wszystkich podlegających badaniu państwach jest wyraźnie większa od zera. W analizie przeprowadzonej łącznie dla 39 państw oraz w grupie 23 krajów tzw. biednych

współczynnik elastyczności przyjmuje wartości pomiędzy 0,6 i 0,8. W krajach tzw. bogatych współczynnik ten jest wyższy od 1. Wzrost udziału zarówno osób młodych, jak i osób starszych w ogólnej liczbie ludności skutkuje zwiększeniem wydatków na opiekę zdrowotną w krajach tzw. bogatych i powoduje spadek tych wydatków w krajach biedniejszych.

W krajach „bogatych” jednoprocenowy wzrost PKB przyczyniał się średnio do 1,2% wzrostu wydatków na ochronę zdrowia łącznie ze źródeł publicznych i prywatnych. W krajach „biedniejszych” z 1% przyrostu PKB 0,6–0,8% przeznaczane było na opiekę zdrowotną.

Dofinansowanie zewnętrzne, które w tym czasie otrzymywały przede wszystkim tzw. kraje biedne, mogło mieć wpływ na wyniki analiz i je zakłócić. Środki finansowe pochodziły z Banku Światowego oraz z Unii Europejskiej.

W podlegających badaniu państwach bardzo zróżnicowana jest struktura wydatków publicznych i prywatnych. W państwach „bogatych” udział wydatków prywatnych jest niższy i dość często rekompensowany ubezpieczeniami dodatkowymi. W krajach „biednych” niższy jest udział wydatków publicznych (średnio około 66%). Wydatki prywatne są często pokrywane wydatkami bezpośrednimi ze względu na brak ubezpieczeń dodatkowych. Należy oczekiwać, że wydatki publiczne i prywatne w badanych państwach charakteryzują się różnym poziomem elastyczności w stosunku do dochodów [Khan Mahumud, 2015]. Zbadanie tej relacji dla krajów europejskich będzie przedmiotem kolejnych opracowań.

Literatura

1. Baltagi B. H., Moscone F. (2010), *Health Care Expenditure and Income in the OECD Reconsidered: Evidence from Panel Data*, „Economic Modelling”, Vol. 27, No. 4.
2. Baltagi B. H., Song S. H., Koh W. (2003), *Testing panel data regression models with spatial error correlation*, „Journal of Econometrics”, Vol. 117, No. 1.
3. Carrion-i-Silvestre J. L., (2005), *Health care expenditure and GDP: are they broken stationary?*, „Journal of Health Economics”, Vol. 24, Issue 5.
4. Chakroun M. (2009), *Health care expenditure and GDP: an international panel smooth transition approach*, Munich Personal RePEc Archive, No. 14322.

5. Drogen C., Reimers H. E. (2005), *Health care expenditures in OECD countries: a panel unit root and cointegration analysis*, IZA Discussion Paper, No. 1469.
6. Harris R. D. F., Tzavalis E. (1999), *Inference for Unit Roots in Dynamic Panels where the Time Dimension is Fixed*, „Journal of Econometrics”, Vol. 91, Issue 2.
7. Im K. S., Pesaran M. H., Shin Y. (2003), *Testing for unit roots in heterogeneous panels*, „Journal of Econometrics”, Vol. 115, Issue 1.
8. Jewell T., Lee J., Tieslau M., Strazicich M. C. (2003), *Stationarity of health expenditures and GDP: evidence from panel unit root tests with heterogeneous structural breaks*, „Journal of Health Economics”, Vol. 22, Issue 2.
9. Kao C. (1999), *Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data*, „Journal of Econometrics”, Vol. 90, Issue 1.
10. Kao C., Chiang M. (2000), *On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data, w: Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*, Baltagi B. H. (red.), „Advances in econometrics”, Vol. 15, Amsterdam: JAI.
11. Khan J., Mahumud R. A. (2015), *Is healthcare a ‘Necessity’ or ‘Luxury’? an empirical evidence from public and private sector analyses of South-East Asian countries?*, „Health Economics Review”, Vol. 5, No. 3, <http://www.healtheconomicsreview.com/content/pdf/s13561-014-0038-y.pdf>, dostęp dnia 20.09.2015.
12. Kleiman E. (1974), *The Determinants of National Outlay on Health*, Macmillan, London.
13. Lago-Peñas S., Cantarero-Prieto D., Blázquez-Fernández C. (2013), *On the relationship between GDP and health care expenditure: A new look*, „Economic Modelling”, Vol. 32.
14. Mehrara M., Musai M., Amiri, H. (2010), *The relationship between health expenditure and GDP in OECD countries using PSTR*, „European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences”, Issue 24.
15. Newhouse, J. P. (1977), *Medical care expenditure: A cross-national survey*, „Journal of Human Resources”, Vol. 12.
16. Okunade A. A., Murthy V. N. R. (2002), *Technology as a „major driver” of health care costs: a co integration analysis of the Newhouse conjecture*, „Journal of Health Economics”, Vol. 21, Issue 1.
17. Pedroni P. (1999), *Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics”, Vol. 61.

18. Pesaran M. H. (2003), *A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence*, University of Cambridge, Cambridge Working Papers in Economics No. 0346.
19. Pesaran M. H. (2004), *General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels*, CESifo Working Papers Series, No. 1229, IZA Discussion Paper No. 1240, <http://ssrn.com/abstract=572504>, dostęp dnia 20.09.2015.
20. Sen A. (2005), *Is Health Care a Luxury? New Evidence from OECD Data*, „International Journal of Health Care Finance and Economics”, Vol. 5, Issue 2.
21. The World Bank Database, <http://data.worldbank.org/>, dostęp dnia 15.02.2015.
22. Westerlund J. (2007), *Testing for error correction in panel data*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics”, Vol. 69, No. 6.

Użyte skróty

AIC – kryterium informacyjne Akaike

BIC – kryterium informacyjne Schwarza

DOLS – Dynamic Ordinary Least Squares

LSDV – Least Squares Dummy Variables

Streszczenie

Istnieje bardzo bogata literatura światowa analizująca związki pomiędzy wydatkami na zdrowie a dochodami *per capita*. Część badaczy jest zdania, że opieka zdrowotna jest dobrem luksusowym, gdy tymczasem inni uważają, że jest dobrem podstawowym. Wyniki zależą od doboru obiektów badawczych, metody i okresu badawczego.

Celem artykułu jest zbadanie zależności pomiędzy wydatkami na ochronę zdrowia i dochodami *per capita* w krajach europejskich ze szczególnym uwzględnieniem krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Próba badawcza obejmuje lata 1995–2012. Zastosowano modele panelowe. Wyniki badań nie określają jednoznacznie, czy opiekę zdrowotną należy traktować jako dobro podstawowe czy luksusowe. Badania wykazują wyraźny podział wśród państw europejskich.

Słowa kluczowe

wydatki na opiekę zdrowotną, elastyczność dochodowa, modelowanie panelowe

The income elasticity of health care spending in European countries (Summary)

There is a wide international literature which analyses the relationship between health care expenditure and income per capita. A group of researchers state that health care is a luxury good whereas the others treat it as a necessity one. The results depend on selection of units analysed, methods of research and the period taken to the analysis.

The aim of the paper is to evaluate the relationship between health care expenditure and income per capita for European countries with the particular consideration of Central and Eastern Europe. The analysis covers the period 1995–2012 and is based on panel data models. The results do not determine explicitly whether health care should be treated as a necessity or luxury. The results also show the significant differences between European countries.

Keywords

health care expenditure, income elasticity, panel data models