

Błażej ŁYSZCZARZ*

Determinanty wydatków na zdrowie w gospodarstwach domowych w Polsce

Streszczenie: Celem artykułu jest identyfikacja oraz kwantyfikacja społecznych i ekonomicznych determinant prywatnych wydatków na zdrowie ponoszonych przez gospodarstwa domowe w Polsce. Głównym przedmiotem zainteresowania jest przy tym wpływ wysokości dochodów na wydatki na zdrowie. W celu oszacowania tych zależności posłużono się analizą regresji dla danych panelowych, stosując przy tym modele z efektami ustalonymi, metodę zmiennych instrumentalnych oraz panel dynamiczny. Dane wykorzystane przy szacowaniu modeli pochodzą z Banku Danych Lokalnych GUS i dotyczą lat 1999–2015. Zmienną zależną w szacowanych równaniach są realne wydatki na zdrowie, wśród zmiennych objaśniających znalazły się zmienne ilustrujące realny dochód rozporządzalny; stan zdrowia; dostępność opieki zdrowotnej; cenę opieki zdrowotnej, zanieczyszczenie środowiska i strukturę wiekową populacji. W zależności od specyfikacji modelu elastyczność dochodowa wydatków na zdrowie waha się między 0,45 a 0,87. Elastyczność dochodowa popytu na poziomie mniejszym od 1 oznacza, że opieka zdrowotna finansowana bezpośrednio przez gospodarstwa domowe z funduszy własnych ma w Polsce cechy dobra podstawowego. Innymi czynnikami wpływającymi na wydatkami na zdrowie okazały się odsetek osób powyżej 70. roku życia i stan zdrowia mierzony trwaniem życia. Czynnikiem nieistotnym dla kształtowania wydatków na zdrowie gospodarstw domowych okazała się podaż opieki zdrowotnej. Niejednoznaczne wnioski w tym zakresie dotyczą natomiast cen opieki zdrowotnej i zanieczyszczenia środowiska.

Słowa kluczowe: wydatki na zdrowie, gospodarstwa domowe, regiony, regresja panelowa, elastyczność dochodowa

Kody klasyfikacji JEL: C23, D12, I11

Artykuł nadesłany 2 czerwca 2017 r., zaakceptowany 24 stycznia 2018 r.

* Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu, Katedra Zdrowia Publicznego; e-mail: blazej@cm.umk.pl

Wprowadzenie

Problematyka finansowania opieki zdrowotnej jest kluczowym obszarem ekonomii zdrowia, dlatego jej zagadnienia często podejmowane są w analizach empirycznych. W szerokim spektrum zagadnień finansowych w obszarze ochrony zdrowia szczególne miejsce zajmują badania nad wydatkami na zdrowie; w obszar ten wpisują się makroekonomiczne analizy źródeł finansowania systemów opieki zdrowotnej [Blomqvist, 2011; Thomson i in., 2009] i determinant wydatków na cele zdrowotne [Martin i in., 2011]. Zainteresowanie badaczy i decydentów wydatkami na zdrowie ma swoje źródło w dynamicznym wzroście wydatków na ten cel. W roku 1970 kraje OECD na ochronę zdrowia wydawały średnio 4,6% PKB, natomiast w 2015 roku wartość tego wskaźnika była niemal dwukrotnie wyższa i wyniosła 9,0% [OECD, 2017]. Biorąc pod uwagę to, że w większości krajów rozwiniętych finansowanie opieki zdrowotnej opiera się na środkach publicznych, tak dynamiczny wzrost wydatków budzi rosnące obawy o przyszłą nierównowagę sektora finansów publicznych spowodowaną rosnącymi kosztami leczenia. Prognozy dotyczące publicznych wydatków na cele zdrowotne wskazują, że w grupie państw OECD wzrosną one z poziomu 5,7% PKB w 2005 roku do 7,7–9,6% PKB w roku 2050 [OECD, 2006]. Te nasilające się od kilku dekad tendencje prowadzą do narastania obaw o alokacyjną efektywność wydatków na zdrowie, które – być może – nie przynoszą spodziewanych korzyści zdrowotnych, a zainwestowanie większych środków w alternatywne cele społeczne mogłoby się wiązać z większymi korzyściami.

Powyższy kontekst sprawia, że rośnie zainteresowanie – zarówno w badaniach naukowych, jak i decyzjach publicznych dotyczących ochrony zdrowia – poszukiwaniem przyczyn wzrostu wydatków na zdrowie. Za początek badań nad determinantami wydatków na zdrowie uważa się pracę Newhouse'a [1977], w której za główny czynnik kształtujący poziom wydatków na zdrowie w 13 państwach OECD uznano produkt krajowy brutto, tłumaczący 90% zmienności realnych wydatków na zdrowie. Kolejne dekady przyniosły dynamiczny rozwój badań nad determinantami wydatków na zdrowie, co było efektem rosnącej dostępności porównywalnych danych międzynarodowych i rozwoju metod ilościowych umożliwiających bardziej kompleksowe analizy empiryczne. W toku rozwoju badań uwaga badaczy koncentrowała się również na innych niż dochód determinantach wydatków na zdrowie, zwłaszcza na procesach starzenia ludności, zmianach technologicznych, stanie zdrowia ludności, podaży opieki zdrowotnej, instytucjonalnych czynnikach opieki zdrowotnej [Martin i in., 2011]. Problematyka wydatków na zdrowie jest przedmiotem zainteresowania również w polskich badaniach nad ochroną zdrowia, przy czym rzadziej dotyczą one kwantyfikacji determinant wydatków [zob. np. Łyszczarz, Nojszewska, 2015; Piekut, Gutkowska, 2016: 36–44; Strzelecka, 2011], częściej koncentrują się natomiast na ich strukturze uwzględniającej źródła finansowania [zob. np. Jończyk, 2010: 116–139; Wasiak, Szelaąg, 2015: 67–85] i cechy gospodarstw domowych.

Pomimo istnienia relatywnie bogatej polskiej literatury przedmiotu dotyczącej wydatków na zdrowie, brakuje dotąd badań mających na celu oszacowanie, które czynniki mają decydujące znaczenie w kształtowaniu wydatków na zdrowie w Polsce. Celem niniejszego artykułu jest próba wypełnienia tej luki poprzez oszacowanie równań regresji opisujących determinanty wydatków na zdrowie w polskich gospodarstwach domowych. Empiryczna analiza tego problemu pozwala na identyfikację elastyczności prywatnych wydatków na zdrowie, zwłaszcza elastyczności dochodowej, której oszacowanie umożliwia określenie, czy opieka zdrowotna jest dobrem luksusowym, czy podstawowym. Niniejsze badanie pozwala ponadto na zbadanie, w jakim stopniu na prywatne wydatki na zdrowie wpływają czynniki takie jak podaż opieki zdrowotnej, struktura demograficzna, wykształcenie, zanieczyszczenie środowiska, stan zdrowia.

W celu oszacowania powyższych zależności wykorzystano dane wojewódzkie pochodzące z badań budżetów gospodarstw domowych prowadzonych przez GUS. Zakres czasowy analizy obejmuje siedemnastoletni okres (1999–2015) uwarunkowany dostępnością danych. W badaniu posłużono się analizą regresji, korzystając przy tym z estymatorów stosowanych w analizie danych panelowych. Artykuł składa się z 6 części: wprowadzenia; krótkiego przeglądu podejść metodycznych; opisu danych i metody badania; wyników; dyskusji i podsumowania.

Przegląd podejść metodycznych

W ciągu ostatnich czterech dekad problematyka determinant wydatków na zdrowie była przedmiotem dziesiątek analiz. Wielu z nich towarzyszyły przeglądy literatury, opisujące wyniki dotychczasowych badań [Xu i in., 2011; Łyszczarz, Nojszewska, 2015]; ukazywały się również odrębne artykuły przeglądowe podsumowujące tematykę [Martin i in., 2011]. W związku z tym, w niniejszym artykule nie przeprowadzono dogłębnej analizy literatury przedmiotu, przedstawiono natomiast w zarysie przegląd podejść metodycznych do badania problematyki determinant wydatków na zdrowie. Wnioski płynące z wcześniejszych badań przedstawiono natomiast w dalszej części artykułu (w sekcji *Dyskusja*), porównując je do wyników analizy przedstawionej w niniejszym artykule.

Badania nad determinantami wydatków na zdrowie obejmują szerokie spektrum analiz empirycznych, zróżnicowanych pod względem agregacji danych, stosowanych metod, jak i zakresu przestrzennego i czasowego.

Biorąc pod uwagę stopień agregacji danych, literatura przedmiotu obejmuje zarówno badania o charakterze mikro-, jak i makroekonomicznym. W przypadku podejścia mikroekonomicznego zastosowanie znajdują dane zbierane w ramach badań budżetów gospodarstw domowych bądź z zakresu ubezpieczeń zdrowotnych, przy czym analizy te dotyczą zarówno krajów rozwijających się [por. np. Malik, Syed, 2012; Su i in., 2006: 199–207], jak

i rozwiniętych [por. np. Breyer, Felder, 2006: 178–186; Dormont i in., 2006: 947–963; Seshamani, Grey, 2004: 217–235]. Badania wykorzystujące wielkości zagregowane na poziomie krajowym lub regionalnym prowadzone są z kolei przede wszystkim przy wykorzystaniu danych z krajów rozwiniętych, co wynika z relatywnie dobrej sprawozdawczości statystycznej. Biorąc pod uwagę podejście metodyczne niniejszego badania, w dalszej części przeglądu skoncentrowano się na analizach o charakterze makroekonomicznym.

Wczesne analizy z zakresu determinant wydatków na zdrowie wykorzystywały jednoczynnikową regresję dla danych przekrojowych [por. np. Newhouse, 1977], gdzie zmienną objaśniającą był poziom dochodów. Wraz z rosnącą dostępnością porównywalnych danych, analizy przekrojowe uzupełniano o inne czynniki wyjaśniające zmienność wydatków na zdrowie, zwłaszcza strukturę demograficzną populacji, postęp technologiczny w obszarze medycyny czy charakterystyki instytucjonalne opieki zdrowotnej [Leu, 1986; Gerdtham i in., 1992: 63–84]. Począwszy od lat 90. XX wieku dominujące znaczenie w analizowanym obszarze mają badania wykorzystujące dane panelowe [Di Matteo, Di Matteo, 1998; Hitiris, Posnett, 1992], z kolei okres ostatnich kilkunastu lat obfituje w analizy koncentrujące się na problematyce niestacjonarności wydatków na zdrowie oraz dochodów i testowaniu kointegracji między tymi zmiennymi [Carrion-i-Silvestre, 2005: 839–854; Kiyamaz i in., 2006; Murthy, Okunade, 2000]. Problem niestacjonarności szeregów czasowych stał się znaczącym wątkiem metodycznym w badaniu zależności między wydatkami na zdrowie a dochodem. Część autorów zwraca przy tym uwagę, że koncentracja na tym zagadnieniu może być „w części przypadków bezproduktywna, gdyż fakt, że dwa szeregi czasowe nie są stacjonarne niekoniecznie oznacza istnienie pozornej, niezwiązanej przyczynowo zależności między obserwowanymi szeregami” [Martin i in., 2011: 28].

Biorąc pod uwagę wartości elastyczności dochodowej popytu na opiekę zdrowotną (mierzone poziomem wydatków na ten cel), bogata literatura przedmiotu nie dostarcza jednoznacznych wniosków w tym zakresie. We wczesnych badaniach wykorzystujących dane przekrojowe szacunki elastyczności dochodowej miały wartość przekraczającą 1 (1,15–1,31 w pracy Newhouse’a [1977], 1,36 w pracy Leu [1986]), co implikowało luksusowy charakter opieki zdrowotnej. Począwszy od lat 90. XX wieku szacunki otrzymywane przy zastosowaniu szeregów czasowych i danych panelowych wskazywały natomiast na normalny charakter opieki zdrowotnej, której elastyczność dochodowa była bliska jedności [Hitiris, 1997: 1–6; Hitiris, Posnett, 1992]. Współczesne szacunki dotyczące związków między dochodem a wydatkami na zdrowie są natomiast znacząco zróżnicowane i badania wykorzystujące dane międzynarodowe i regionalne podają wartości elastyczności dochodowej nie tylko większe bądź mniejsze od jedności, lecz także ujemne. Szerszą dyskusję tych wyników przeprowadzono w dalszej części artykułu, porównując je z szacunkami otrzymanymi w badaniu własnym. Niejednoznaczność wyników dotyczących zależności między dochodem a wydatkami na zdrowie sprawia, że problematyka ta wymaga dalszej weryfikacji empirycznej.

Dane empiryczne i metoda badawcza

W badaniu wykorzystano dane zagregowane na poziomie wojewódzkim pochodzące z Banku Danych Lokalnych GUS [2017]. Informacje zebrane w ww. bazie statystycznej pochodzą z różnorodnych badań prowadzonych przez GUS, ich niewątpliwą zaletą jest jednak jednorodność oraz kompletność zbiorów dla poszczególnych zmiennych. Badanie dotyczy determinant wydatków gospodarstw domowych, przy czym z uwagi na makroekonomiczny charakter badania i agregację danych jednostkę badania stanowią województwa. Liczba obserwacji wynosi 272 (16 województw, 17 lat) dla wszystkich zmiennych, co stanowi liczebność akceptowalną z punktu widzenia stosowanych metod badawczych. Nie występują braki w danych, panel jest więc zbilansowany.

W celu zbadania zależności między czynnikami społecznymi, ekonomicznymi i środowiskowymi a prywatnymi wydatkami na zdrowie zastosowano analizę regresji dla danych panelowych. Doboru zmiennych do modeli dokonano kierując się wcześniejszymi badaniami i dostępnością danych statystycznych. Zmienną zależną, obrazującą wydatki na zdrowie są przeciętne realne miesięczne wydatki na zdrowie na jedną osobę skalkulowane na podstawie danych pochodzących z badania budżetów gospodarstw domowych w Polsce. Jako deflatorem posłużono się w tym przypadku wskaźnikiem wzrostu cen i usług konsumpcyjnych w obszarze zdrowia. Przedmiotem głównego zainteresowania w badaniu jest zależność między dochodem a wydatkami na zdrowie, a więc elastyczność dochodowa prywatnych wydatków na cele zdrowotne ponoszonych przez gospodarstwa domowe. Wśród innych czynników objaśniających kształtowanie wydatków na zdrowie znalazły się zmienne ilustrujące stan zdrowia (trwanie życia); dostępność opieki zdrowotnej (liczba lekarzy); cenę opieki zdrowotnej (cena wizyty u lekarza specjalisty), zanieczyszczenie środowiska (emisja gazów szkodliwych) oraz odsetek osób starszych w populacji. Dane zebrane w Banku Danych Lokalnych GUS pozwalają na włączenie większej liczby potencjalnych determinant wydatków na cele zdrowotne, takich jak: liczba przychodni czy łóżek szpitalnych, stopa bezrobocia, wykształcenie, współczynniki aktywności zawodowej i obciążenia demograficznego, liczba zgonów czy stopień urbanizacji. Wskaźniki takie były stosowane we wcześniejszych badaniach o podobnym charakterze, zasadność ich włączenia do estymacji rozważono również tutaj, ostatecznie jednak nie zostały one wykorzystane z uwagi na silną współliniowość z innymi zmiennymi objaśniającymi, dublowanie zawartości informacyjnej czy też nierealistyczne oszacowania parametrów równań.

Definicje wykorzystanych zmiennych i statystyki opisowe zawarto w tabeli 1. Wszystkie zmienne w równaniach wyrażono w logarytmach naturalnych, co pozwala na interpretowanie współczynników w kategoriach stałych elastyczności.

Tabela 1. Definicje zmiennych i statystyki opisowe

Zmienna	Definicja (jednostka)	Średnia	SD	min	max
<i>WydZdr</i>	Przeciętne realne* miesięczne wydatki na zdrowie na osobę (zł)	41,96	8,03	26,57	72,16
<i>D</i>	Przeciętny realny* miesięczny dochód rozporządzalny na osobę (zł)	990,20	197,10	652,54	1623,80
<i>L</i>	Liczba pracujących lekarzy na 10 tys. ludności (osoby)	2,11	0,32	1,41	2,80
<i>C</i>	Przeciętna realna* cena prywatnej wizyty u lekarza specjalisty (zł)	64,95	8,30	52,81	89,53
<i>W70</i>	Odsetek ludności województwa w wieku 70 i więcej lat (%)	9,32	1,20	6,47	11,26
<i>NO</i>	Emisja tlenu azotu z zakładów szczególnie uciążliwych na 1 km ² (ton/rok)	1,25	1,34	0,09	6,64
<i>LE</i>	Przeciętne** dalsze trwanie życia w momencie urodzenia (lata)	75,6	1,4	71,7	79,0

Uwagi: SD – odchylenie standardowe; min – wartość minimalna; max – wartość maksymalna. * – w przypadku zmiennych *WydZdr* i *C* jako deflatorem posłużono się wskaźnikiem cen towarów i usług konsumpcyjnych w obszarze zdrowie; dla zmiennej *D* – wskaźnikiem dotyczącym ogółu towarów i usług konsumpcyjnych; ** – średnia nieważona z wartości dla kobiet i mężczyzn. Rok bazowy: 2010 = 100.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z Banku Danych Lokalnych GUS.

W szacowaniu modeli determinant wydatków na zdrowie wykorzystano szereg estymatorów stosowanych w analizie regresji dla danych panelowych. W pierwszej kolejności zastosowano panelową metodę najmniejszych kwadratów (MNK), w przypadku której zakłada się brak efektów indywidualnych dla jednostek i okresów panelu (model 1 – OLS). Oszacowanie to w wielu przypadkach okazuje się obciążone, jego wyniki przytacza się jednak często jako pierwsze oszacowanie [por. np. Broniatowska i in., 2015: 57–70; Kowalczyk, Torój, 2015: 103–117]. W kolejnych krokach oszacowano modele z efektami ustalonymi, które są poprawną specyfikacją w sytuacji, w której analiza dotyczy określonego zbioru podmiotów, a wnioskowanie na podstawie oszacowanego modelu ogranicza się do tego właśnie zbioru [Baltagi, 2008; Maddala, 2006]. Tak jest w przypadku niniejszego badania, gdzie podmiotami analizy są wszystkie województwa Polski, nie mamy natomiast do czynienia z próbą podmiotów wylosowanych z większej populacji, co wskazywałoby na poprawność specyfikacji z efektami losowymi. Oszacowano tym samym model jednokierunkowy ze zmiennymi binarnymi dla województw (model 2 – FE) i model dwukierunkowy ze zmiennymi binarnymi dla województw i lat (model 3–2FE). W kolejnym modelu w celu uwzględnienia dynamiki badanych zjawisk do modelu jednokierunkowego włączono trend (model 4 – FE/T). W dalszym etapie oszacowano równanie przy zastosowaniu estymatora uogólnionej metody najmniejszych kwadratów [Baltagi, Wu, 1999: 814–823], który uwzględnia heteroskedastyczność błędów losowych i autokorelację pierwszego rzędu w panelu (model 5 – FE/AR). Kolejna specyfikacja uwzględnia endogeniczność dochodu

przy wykorzystaniu panelowego estymatora zmiennych instrumentalnych (model 6 – FE/IV). W ostatniej specyfikacji zastosowano dynamiczny model panelowy estymowany przy zastosowaniu systemowej uogólnionej metody momentów [Blundell, Bond, 1998: 115–143] (model 7 – GMM), przyjmując założenie o endogeniczności dochodu. Pozostałe zmienne objaśniające traktowane są jako ściśle egzogeniczne [por. np. Xu i in., 2011]. Z uwagi na zbyt krótki przedział czasowy badania nie analizowano stacjonarności zmiennych, gdyż testy pierwiastka jednostkowego przy kilkunastu okresach charakteryzują się niewielką mocą. Co więcej, biorąc pod uwagę zarówno teorię ekonomii zdrowia, jak i wyniki dotychczasowych badań, można sądzić, że potencjalna niestacjonarność nie implikuje pozorności relacji między zmiennymi [Martin i in., 2011].

Zastosowanie danych zagregowanych na poziomie wojewódzkim wiąże się z pewnymi ograniczeniami, o których należy pamiętać interpretując wyniki. W szczególności zależności obserwowane na poziomie zagregowanym niekoniecznie odzwierciedlają w wierny sposób zachowania na poziomie indywidualnym, co może prowadzić do tzw. błędu ekologicznego [Wakefield, Lyons, 2010]. Biorąc pod uwagę, że celem niniejszego badania jest kwantyfikacja determinant wydatków na zdrowie ponoszonych przez gospodarstwa domowe, pożądanym rozwiązaniem byłoby wykorzystanie danych mikroekonomicznych, nie są one jednak publicznie dostępne. Stosowana tu agregacja danych ma tym samym swoje ograniczenia, jest jednak podejściem szeroko stosowanym w praktyce badawczej analizowanego obszaru, ma tym samym ugruntowaną pozycję w literaturze.

Wyniki

Wyniki badania podzielono na dwie części. W pierwszej części dokonano jakościowej analizy zróżnicowania i dynamiki wydatków na zdrowie gospodarstw domowych w województwach Polski, w drugiej części natomiast przedstawiono wyniki estymacji modeli determinant tych wydatków.

Wydatki na zdrowie gospodarstw domowych w województwach

Realne średnie wydatki na osobę w gospodarstwach domowych w Polsce wynosiły średnio 39,93 zł w 1999 roku i do roku 2015 wzrosły o 28,7% do poziomu 51,39 zł (tutaj i w dalszej części w kategoriach realnych jako rok bazowy zastosowano rok 2010) (tabela 2). Udział wydatków na zdrowie w dochodzie rozporządzalnym utrzymywał się przy tym na relatywnie stałym poziomie; w 1999 roku wyniósł 4,8% i wzrósł do 5,1% w roku 2015.

Tabela 2. Realne średnie wydatki na zdrowie na osobę w gospodarstwach domowych w województwach w złotych (1999–2015)

	Rok																
	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Polska	39,93	38,73	36,27	34,97	39,13	40,51	39,32	40,36	43,60	46,61	49,43	47,42	48,24	48,85	49,13	49,04	51,39
łódzkie	44,18	41,93	38,16	37,37	42,98	43,62	43,20	46,77	47,73	51,17	56,25	52,28	52,23	53,64	55,00	55,16	57,50
mazowieckie	50,92	49,81	45,15	42,62	49,40	52,88	47,21	52,25	60,67	66,32	72,16	70,99	71,61	68,21	67,08	64,43	68,94
małopolskie	45,93	39,92	41,37	38,69	41,17	41,29	40,97	38,08	43,43	46,81	48,72	43,56	45,00	48,21	45,15	40,49	43,72
śląskie	40,77	39,14	35,86	32,95	36,88	39,57	37,91	37,11	39,77	41,05	43,21	44,44	46,76	48,74	48,37	50,42	50,48
lubelskie	38,65	36,79	35,77	34,95	37,91	39,28	40,16	40,48	39,44	43,85	42,65	37,83	40,84	40,75	44,88	52,69	49,04
podkarpackie	35,78	35,60	34,08	32,30	39,07	39,43	36,09	37,63	36,98	40,77	40,17	41,78	38,37	37,92	40,00	41,50	42,98
podlaskie	30,88	34,26	34,95	33,08	31,72	36,20	36,82	38,39	38,42	41,36	42,50	40,92	43,57	46,28	45,00	45,22	47,37
świętokrzyskie	41,77	39,05	37,45	36,72	37,42	34,19	36,76	35,87	40,93	39,72	38,85	39,51	44,27	42,29	45,28	46,93	44,17
lubuskie	35,83	33,87	31,10	30,09	35,48	35,64	38,62	41,51	40,50	44,08	51,66	42,77	45,09	46,39	42,92	42,65	53,66
wielkopolskie	34,18	35,43	32,28	32,72	35,63	37,01	34,63	36,07	37,61	39,82	43,17	39,90	40,63	39,33	40,79	39,82	42,89
zachodniopomorskie	34,01	33,10	29,89	31,06	37,28	37,03	33,23	34,88	37,54	37,53	44,71	42,63	38,60	39,38	42,20	42,60	45,99
dolnośląskie	46,67	42,02	37,98	37,52	42,32	41,49	42,98	44,17	50,18	55,14	53,23	52,90	52,16	56,31	54,78	53,91	53,74
opolskie	36,90	33,90	35,33	31,08	39,68	46,37	45,94	42,12	48,28	56,02	50,30	43,90	47,02	44,62	48,71	47,70	51,72
kujawsko-pomorskie	30,83	32,61	30,74	29,76	31,11	32,07	29,83	31,95	33,37	33,93	41,27	39,13	40,29	40,06	41,36	40,12	44,27
pomorskie	34,49	36,08	33,07	34,37	36,47	37,55	40,47	39,24	41,71	43,54	47,58	46,12	47,57	50,45	51,47	50,62	54,69
warmińsko-mazurskie	30,27	26,92	27,35	26,57	29,86	30,15	30,79	30,04	34,12	35,70	41,55	38,47	35,83	40,31	39,78	41,06	42,24

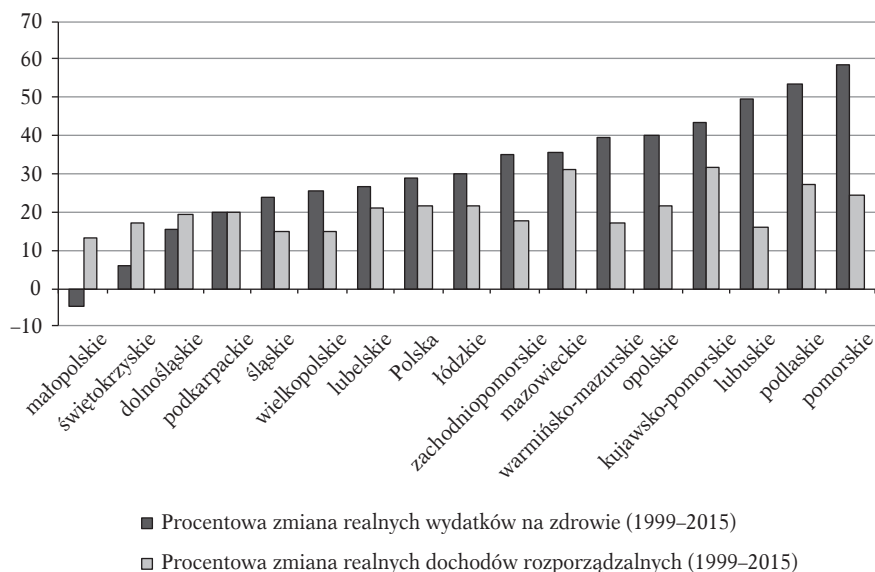
Uwagi: zacienione tło oznacza spadek wydatków w porównaniu z rokiem poprzednim.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Zarówno poziom, jak i dynamika analizowanych wydatków były w badanym okresie silnie zróżnicowane regionalnie. Na początku badanego okresu w trzech województwach (warmińsko-mazurskie, podlaskie i kujawsko-pomorskie) przeciętne wydatki na zdrowie wynosiły około 30 zł miesięcznie, podczas gdy na Mazowszu, w Małopolsce i na Dolnym Śląsku były one o około połowę wyższe i sięgały 46–51 zł. W roku 2015 nadal województwo mazowieckie było regionem z najwyższymi średnimi wydatkami gospodarstw domowych na zdrowie (68,94 zł), wysokie wydatki cechowały województwa dolnośląskie, a także pomorskie i łódzkie. Natomiast województwo małopolskie okazało się jedynym regionem, w którym realne wydatki zmniejszyły się w badanym okresie (o 4,8%) i znalazło się wśród regionów o najniższych wydatkach na zdrowie w roku 2015. Wydatki na zdrowie miały najmniejsze znaczenie w budżetach gospodarstw domowych w województwie zachodniopomorskim, gdzie ich udział w dochodzie rozporządzalnym wynosił odpowiednio 3,9% i 4,2% w latach 1999 i 2015. Innymi województwami z relatywnie niskim znaczeniem zdrowia w budżetach gospodarstw domowych były: kujawsko-pomorskie (średnio 4,3% w latach 1999–2015) i warmińsko-mazurskie (4,4%) oraz lubuskie i śląskie (oba regiony po 4,5%). Województwami, w których cele zdrowotne miały większy udział w prywatnych wydatkach były natomiast świętokrzyskie i mazowieckie (oba regiony średnio po 5,3% w badanych latach), przy czym w niektórych latach udział ten wyniósł nawet 5,7–5,9%.

Rozpatrując dynamikę wydatków na zdrowie w gospodarstwach domowych w latach 1999–2015, uwagę zwraca silne zróżnicowanie zmian w regionach w badanym okresie. Analizowane wydatki wzrosły o ponad połowę w dwóch województwach: 58,6% w pomorskim i 53,4% w podlaskim. Z drugiej strony, w Małopolsce wydatki w badanym okresie spadły o 4,8%, niewielki ich przyrost charakteryzował natomiast województwo świętokrzyskie (5,7%) i dolnośląskie (15,1%) (rysunek 1). Co zrozumiałe, dynamika wydatków na zdrowie odzwierciedlała dynamikę dochodów rozporządzalnych (współczynnik korelacji między procentowymi zmianami dochodów i wydatków na zdrowie w latach 1999–2015 wynosił 0,533). Województwo małopolskie, będące jedynym charakteryzującym się spadkiem wydatków na zdrowie, było jednocześnie regionem o najniższej dynamice dochodów. Regiony o największym przyroście dochodów (województwa kujawsko-pomorskie i mazowieckie) znajdowały się również wśród województw o znacznej dynamice wydatków na zdrowie. Uwagę jednak zwraca fakt, że od zależności tej istniały dość liczne wyjątki, na przykład w województwach lubuskim i warmińsko-mazurskim przyrost dochodów był skromny (odpowiednio 15,8 i 17,1%), natomiast wydatki na zdrowie rosły w tych regionach znacząco powyżej średniej dla Polski (odpowiednio 49,7 i 39,5%). Z drugiej strony na Podkarpaciu i Dolnym Śląsku oraz w województwie świętokrzyskim dynamika wydatków na zdrowie była niższa lub zbliżona do dynamiki dochodów (rysunek 1). Zidentyfikowane powyżej zależności sugerują, że poziom dochodu ma istotne znaczenie w kształtowaniu prywatnych płatności bezpośrednich na zdrowie, jednak również inne czynniki mogą odgrywać tu znaczącą rolę.

Rysunek 1. Dynamika wydatków na zdrowie w gospodarstwach domowych i dochodów rozporządzalnych w województwach w latach 1999–2015 (w %)



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Biorąc pod uwagę roczne zmiany wydatków na zdrowie w województwach tendencja spadkowa zauważalna jest w latach 2000–2002 i 2010, w których w 12–13 województwach zaobserwowano spadek realnych wydatków w porównaniu z rokiem poprzednim. Odwrotne tendencje wystąpiły natomiast w latach 2003–2004, 2007–2008 i 2015, w których wydatki rosły niemal we wszystkich województwach (tabela 2).

Podsumowując analizę jakościową poziomu i dynamiki wydatków na zdrowie w województwach należy stwierdzić, że zauważalna jest wyraźna zależność między poziomem dochodów rozporządzalnych a wydatkami na zdrowie gospodarstw domowych. Mazowsze, charakteryzujące się najwyższym średnim dochodem, też jest regionem o wyraźnie najwyższych wydatkach na zdrowie. Podobnie inne relatywnie bogatsze regiony cechują się wysokimi wydatkami (województwa dolnośląskie, łódzkie i śląskie). W województwach o niższym poziomie dochodów zauważalne są natomiast niższe wydatki związane ze zdrowiem, czego przykładem są województwa warmińsko-mazurskie, świętokrzyskie i podkarpackie. Zależność ta sugeruje wprost, że wysokość dochodu jest czynnikiem determinującym poziom prywatnych wydatków na zdrowie w gospodarstwach domowych, niewiele jednak mówi o sile i istotności tej zależności. Zbadanie charakteru tej zależności jest przedmiotem następnej części analizy empirycznej.

Determinanty wydatków gospodarstw domowych na zdrowie

W tabeli 3 zawarto wyniki szacowania równań regresji opisujących zależności między średnimi realnymi wydatkami na zdrowie w gospodarstwach domowych a grupą czynników społeczno-ekonomicznych w województwach Polski w latach 1999–2015. W pierwszej specyfikacji model oszacowano panelową MNK (model 1), następnie zastosowano specyfikacje wykorzystujące efekty ustalone, w tym model jednokierunkowy (model 2), dwukierunkowy (model 3), model jednokierunkowy z trendem (model 4) i estymator uogólnionej metody najmniejszych kwadratów, który uwzględnia heteroskedastyczność błędów losowych oraz autokorelację pierwszego rzędu w panelu (model 5). Następnie zastosowano metodę zmiennych instrumentalnych dla danych panelowych, gdzie jako instrumentami dla endogenicznego dochodu posłużono się odsetkiem ludności z wyższym wykształceniem i stopą bezrobocia (model 6). W specyfikacji dynamicznego modelu panelowego (model 7) dochód jest zmienną endogeniczną, pozostałe zmienne są traktowane jako ściśle egzogeniczne.

Wysokość dochodów (D), będąca tu przedmiotem głównego zainteresowania, okazała się czynnikiem istotnie wpływającym na wydatki na zdrowie gospodarstw domowych we wszystkich oszacowanych równaniach. W zależności od specyfikacji modelu elastyczność dochodowa wydatków na zdrowie wyniosła od 0,45 do 0,87 i była silnie istotna statystycznie. W początkowej specyfikacji z zastosowaniem panelowej MNK wartość elastyczności dochodowej wyniosła 0,572, jednak specyfikacja ta okazała się niepoprawna biorąc pod uwagę wartość statystyki testu Walda ($F = 20,4$; $p < 0,001$). Wartość elastyczności dochodowej okazała się przy tym zbliżona przy zastosowaniu modelu jednokierunkowego z efektami ustalonymi, gdzie wyniosła 0,619. W modelu dwukierunkowym natomiast 1-procentowy wzrost dochodów rozporządzalnych prowadził do wzrostu wydatków o 0,871, przy pozostałych czynnikach niezmiennych. Po włączeniu trendu, ilustrującego zmianę wydatków na zdrowie w czasie niezależną od czynników uwzględnionych w modelu, współczynnik przy dochodzie wyniósł 0,542. Zastosowanie estymatora uogólnionej metody najmniejszych kwadratów uwzględniającego heteroskedastyczność błędów losowych i autokorelację pierwszego rzędu prowadzi do szacunku elastyczności dochodowej na poziomie 0,599. W podwójnej metodzie najmniejszych kwadratów, gdzie za instrumenty dla endogenicznego dochodu posłużyły wyższe wykształcenie i stopa bezrobocia, wpływ dochodu okazał się relatywnie silniejszy w porównaniu z większością innych równań i wyniósł 0,74¹. W dy-

¹ Na podstawie testu endogeniczności [Schaffer, 2010] odrzucono hipotezę o egzogenicznym charakterze dochodu (4,259; $p=0,039$). Wartość statystyki testu Sargana (1,756; $p=0,185$) wskazuje, że zastosowane instrumenty nie są skorelowane z błędem losowym i mają charakter egzogeniczny; instrumenty mają ponadto oczekiwane znaki w równaniu pierwszego etapu: wyższe wykształcenie – znak dodatni; stopa bezrobocia – znak ujemny.

namicznym modelu panelowym z endogenicznym dochodem natomiast elastyczność dochodowa wydatków na zdrowie była najniższa i wyniosła 0,453.

Tabela 3. Wyniki szacowania równań regresji opisujących determinanty wydatków na zdrowie w gospodarstwach domowych w województwach Polski w latach 1999–2015

	Model						
	(1) OLS	(2) FE	(3) 2FE	(4) FE/T	(5) FE/AR	(6) FE/IV	(7) GMM
<i>Wyraz wolny</i>	2,111 (1,580)	6,739* (3,169)	-1,449 (9,959)	16,609** (6,936)	10,087*** (2,141)	7,772** (3,125)	1,888 (2,989)
<i>D</i>	0,572*** (0,049)	0,619*** (0,109)	0,871*** (0,142)	0,542*** (0,117)	0,599*** (0,073)	0,740*** (0,127)	0,453*** (0,091)
<i>L</i>	0,091** (0,040)	0,045 (0,067)	0,057 (0,083)	0,034 (0,068)	0,104 (0,069)	0,063 (0,068)	0,061 (0,038)
<i>C</i>	0,123** (0,061)	0,181* (0,098)	0,291*** (0,081)	0,154 (0,102)	0,220** (0,101)	0,107 (0,114)	-0,018 (0,093)
<i>W70</i>	0,431*** (0,052)	0,401** (0,145)	0,391** (0,169)	0,287** (0,133)	0,595*** (0,163)	0,301** (0,140)	0,362*** (0,121)
<i>NO</i>	0,020*** (0,005)	0,049 (0,042)	0,058 (0,036)	0,048 (0,044)	0,044 (0,037)	0,042 (0,040)	0,036** (0,016)
<i>LE</i>	-0,892** (0,415)	-2,067** (0,783)	-0,656 (2,207)	-4,164** (1,557)	-2,958*** (1,011)	-2,380*** (0,777)	-0,717 (0,771)
<i>Trend</i>	-	-	-	0,012 (0,007)	-	-	-
<i>WydZdr (-1)</i>	-	-	-	-	-	-	0,284*** (0,049)
R ² – ogólny	0,762	0,727	0,750	0,663	0,724	0,722	-
R ² – wewnątrzgrupowy	-	0,795	0,839	0,797	0,645	0,791	-
R ² – międzygrupowy	-	0,669	0,707	0,545	0,670	0,659	-

Uwagi: Wszystkie modele oszacowano przy wykorzystaniu 272 obserwacji (16 regionów w 17 latach) przy zastosowaniu modeli opisanych w części *Dane empiryczne i metoda badawcza*. Zmienne wyrażono w logarytmach naturalnych. W nawiasach błędy standardowe oszacowanych parametrów; w przypadku modeli, w których było to możliwe, podano błędy standardowe odporne na heteroskedastyczność i autokorelację składnika losowego. ***, **, * – parametr istotny na poziomie odpowiednio 0,01, 0,05 i 0,1. Definicje zmiennych podano w tabeli 1.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Wyniki estymacji niemal wszystkich modeli wskazują, że zależność między dostępnością lekarzy (*L*) a wysokością wydatków gospodarstw domowych na zdrowie jest nieistotna. Czynnikiem powiązanim z wydatkami na cele zdrowotne okazała się natomiast cena opieki zdrowotnej, która w badaniu została przybliżona za pomocą średniej ceny wizyty u lekarza specjalisty. Zmienna *C* jest istotna w czterech równaniach, a wzrost ceny wizyty o 1% prowadził do wzrostu wydatków na zdrowie o mniej niż 0,3%. Zwraca przy tym uwagę fakt, że zmienna ta okazała się nieistotna w specyfikacjach, w których uwzględniono endogeniczność dochodu (modele 6 i 7). Czynnikiem istotnie wpływającym

na wydatki na zdrowie okazał się odsetek osób starszych w populacji ($W70$). Wyższy udział osób powyżej 70. roku życia w populacji o 1% wiąże się z wydatkami na zdrowie gospodarstw domowych wyższymi o 0,3–0,6%. Niewielkie i w większości przypadków nieistotne statystycznie znaczenie dla wydatków na zdrowie ma natomiast zanieczyszczenie środowiska przybliżone tu emisją tlenków azotu. Czynnikiem istotnym i silnie wpływającym na kształtowanie wydatków na zdrowie gospodarstw domowych jest natomiast stan zdrowia mierzony trwaniem życia w momencie urodzenia. Wartości współczynników przy tej zmiennej są ujemne we wszystkich równaniach i mają wysoką wartość sięgającą nawet $-4,164$, co sugeruje, że dłuższe trwanie życia jest silnie powiązane z niższymi wydatkami na zdrowie ludności.

Dyskusja

Celem analizy empirycznej, której wyniki przedstawiono w niniejszym artykule jest zidentyfikowanie siły, kierunku i istotności zależności między czynnikami społecznymi i ekonomicznymi a wysokością wydatków na zdrowie ponoszonych w polskich gospodarstwach domowych, przy zastosowaniu analizy regresji panelowej dla danych wojewódzkich z lat 1999–2015.

Oszacowana wartość współczynników regresji przy zmiennej dochodowej wynosi 0,45–0,87 i dochód okazał się kluczową determinantą wydatków na zdrowie w gospodarstwach domowych w Polsce. Wartość elastyczności dochodowej mniejsza od jedności oznacza, że zdrowie – analizowane tu w perspektywie dobra prywatnego, finansowanego płatnościami bezpośrednimi – posiada cechy dobra podstawowego. Konkluzja ta jest zgodna z częścią wyników badań determinant wydatków na zdrowie. Wyniki podobne do uzyskanych w niniejszym badaniu przedstawiono przy tym w analizach o innym zakresie czasowym i przestrzennym. Przykładowo Barros [1998: 533–544] w analizie determinant wydatków na zdrowie w krajach członkowskich OECD oszacował współczynniki elastyczności dochodowej na poziomie 0,62–0,92, a więc zbliżone do uzyskanych w niniejszym badaniu. Podobnie, przy wykorzystaniu danych regionalnych z Kanady, Di Matteo i Di Matteo [1998] oszacowali elastyczność dochodową wydatków na zdrowie na 0,77. W trzech nowszych badaniach dotyczących krajów OECD [Herwartz, Theilen, 2003: 113–124; Karatzas, 2000; Mosca, 2007: 511–515] opieka zdrowotna również okazała się dobrem podstawowym – elastyczności w nich oszacowane wyniosły odpowiednio 0,74; 0,58 i 0,68. Podobny wniosek dotyczący charakteru opieki zdrowotnej z punktu widzenia elastyczności dochodowej popytu uzyskali dla danych amerykańskich Koenig i in. [2003: 34–42] (elastyczność na poziomie 0,312–0,760). W badaniach obejmujących amerykańskie regiony Wang [2009] oszacował współczynnik przy dochodzie na około 0,71, Freeman [2003: 495–502] przedstawił wartości elastyczności na poziomie 0,817–0,844, natomiast Di Matteo [2005] – 0,5–0,73. W przypadku analizy regionalnej opartej na danych hiszpańskich Costa-Font i Pons-Novell [2007: 291–306] elastyczność

dochodową opieki zdrowotnej oszacowali na poziomie 0,66–0,98, z kolei dla Turcji elastyczność w długim okresie okazała się większa od jednego jednak nieistotna statystycznie, natomiast w okresie krótkim wyniosła 0,757 [Yavuz i in., 2013: 5–10].

Przytoczone wyżej wyniki badań, w których wartość elastyczności wydatków na zdrowie względem dochodów okazała się niższa od jedności nie pozwalają przy tym na wyciągnięcie jednoznacznego wniosku o nieelastyczności dochodowej opieki zdrowotnej. W wielu badaniach wartość tej elastyczności okazała się większa od jednego, co wskazuje na luksusowy charakter opieki zdrowotnej; przykładami są analizy dotyczące Australii [Ang, 2010: 639–644], 18 krajów OECD [Auteri, Costantini, 2004: 1887–1898], 22 krajów OECD [Liu i in., 2010: 95–118], Turcji [Kiyamaz i in. 2006], 138 krajów [Murray i in., 1994: 623–637] czy regionów amerykańskich [Murthy, Okunade, 2000].

Co interesujące, niejednoznaczność wyników dotyczących elastyczności dochodowej popytu nie ogranicza się do kontrowersji dotyczących luksusowego bądź podstawowego charakteru dobra, jakim jest opieka zdrowotna. W dwóch badaniach wykorzystujących dane ze Szwajcarii [Crivelli i in., 2006: 535–541; Reich i in., 2012] elastyczność dochodowa przyjmuje wartości ujemne ($-0,082$ i $-0,159$), co autorzy tłumaczą niekompletnością zastosowanego wskaźnika wydatków na zdrowie, który nie obejmuje m.in. płatności bezpośrednich pacjentów [Reich i in., 2012]. Ujemne elastyczności uzyskano także w badaniu dotyczącym Indii (pomiędzy $-0,283$ a $-0,212$) [Bhalotra, 2007: 911–928], a wartości bliskie zera w badaniu Di Matteo [2005] w modelu dotyczącym regionów kanadyjskich. Co ciekawe, w tym ostatnim badaniu, przy zastosowaniu modeli dla Stanów Zjednoczonych, wartości elastyczności były wyraźnie wyższe ($0,5$ i $0,73$ w zależności od modelu), co wskazuje, że wpływ dochodów na wydatki na zdrowie zależy od innych czynników; przypuszczalnie mogą nimi być uwarunkowania instytucjonalne finansowania opieki zdrowotnej. Niejednoznaczne wyniki płyną także z niedawnego badania wykorzystującego dane z regionów Hiszpanii, w którym wartość elastyczności wynosi od $-0,02$ do $1,13$ w zależności od specyfikacji modelu i zastosowanej metody estymacji [Cantarero Prieto, Lago-Peñas, 2012: 19–27].

Biorąc pod uwagę znaczenie innych, pozadochodowych czynników w kształtowaniu wydatków na zdrowie w niniejszym badaniu uzyskano wyniki sugerujące, że ceny opieki zdrowotnej – przybliżone tu przez średnią cenę wizyty u lekarza specjalisty – oraz udział osób starszych w populacji regionu są powiązane z wyższymi wydatkami na zdrowie. Wartość współczynnika przy cenie opieki zdrowotnej na poziomie $0,12$ – $0,29$ (w czterech modelach, w których zmienna była istotna statystycznie) jest zbliżona do oszacowanej przez Wanga [2009] dla Stanów Zjednoczonych, wynoszącej $0,21$. Pozytywną zależność między różnymi wskaźnikami cenowymi a wydatkami na zdrowie zidentyfikowano również między innymi w badaniu wykorzystującym dane z regionów niemieckich [Göppfarth i in., 2016: 801–815]. W kilku innych badaniach wartości współczynników przy zmiennej dotyczącej cen opieki

zdrowotnej przyjmują za to wartości ujemne [por. np. Karatzas, 2000] potwierdzając tym samym prawo popytu, a więc spadek popytu (mierzonego wydatkami) w reakcji na wyższą cenę. Należy przy tym zwrócić uwagę, że w niniejszym badaniu analizowana kategoria finansowania opieki zdrowotnej dotyczy tylko wydatków prywatnych, ponadto wykorzystana zmienna (średnia cena prywatnej wizyty u specjalisty) nie odzwierciedla cen całego rynku opieki zdrowotnej. Otrzymany szacunek należy więc traktować jako wstępny, który powinien podlegać weryfikacji w dalszych badaniach. Bardziej jednoznaczne wyniki w niniejszym badaniu dotyczą znaczenia struktury wiekowej populacji w kształtowaniu prywatnych wydatków na zdrowie. Istotny wpływ tego czynnika na wydatki gospodarstw domowych w Polsce (wartość współczynnika na poziomie 0,29–0,60 dla odsetka osób powyżej 70. roku życia) pozostaje w zgodzie z szacunkami niektórych autorów, jednak jak zwraca się uwagę w przeglądzie literatury [Martin i in., 2011], w świetle dokonanej analizy piśmiennictwa brakuje przekonujących dowodów pozwalających uznać starzenie społeczeństwa za istotną determinantę wydatków na zdrowie. Wyniki uzyskane w niniejszym badaniu mogą więc być specyficzne dla Polski, co może wynikać z faktu, że przedmiotem zainteresowania są tu tylko wydatki prywatne, a Polska jest krajem, w którym wydatki osób starszych na leki są finansowane z płatności bezpośrednich w większym zakresie w porównaniu z innymi krajami rozwiniętymi. Zidentyfikowanie istotnej dodatniej zależności w niniejszym badaniu jest więc być może odzwierciedleniem wysokich wydatków na leki wśród emerytów w Polsce.

Zmienną mającą silny wpływ na poziom wydatków na zdrowie okazał się stan zdrowia ludności, a współczynniki przy zmiennej trwanie życia przekraczały wartość -2 w ponad połowie równań. Interpretacja tej zależności wymaga jednak ostrożności; Polska jest krajem, w którym regiony cechujące się ponadprzeciętnym trwaniem życia są jednocześnie mniej zasobnymi (np. województwa podkarpackie i podlaskie), co sprawia, że wydatki na zdrowie są w nich niższe. Dlatego też uzyskane szacunki dotyczące tej zmiennej należy traktować jako wstępne i wymagające dalszej weryfikacji, która uwzględniałaby złożoność relacji między zmiennymi.

Oszacowane modele wskazują, że większa dostępność lekarzy nie ma wpływu na poziom wydatków na zdrowie gospodarstw domowych. Wartości współczynników przy tej zmiennej są wprawdzie dodatnie we wszystkich modelach, ich wartości są jednak niewielkie i nieistotne statystycznie (poza modelem estymowanym panelową MNK). Oznacza to, że nie zaobserwowano zjawiska indukowania popytu przez podaż w obszarze prywatnych wydatków na zdrowie. W większości modeli nieistotny wpływ na wydatki na zdrowie cechował również zanieczyszczenie środowiska. Przyczyna nieistotności tej zmiennej może być różnoraka, być może jednak średni poziom emisji tlenków azotu na poziomie wojewódzkim nie odzwierciedla zanieczyszczenia środowiska w odpowiedni sposób.

Przeprowadzona analiza empiryczna ma pewne ograniczenia. Po pierwsze, z uwagi na braki w dostępności danych analizie poddano tylko prywatne wydatki na zdrowie ponoszone przez gospodarstwa domowe. Nie uwzględniono tym samym wydatków publicznych (Narodowego Funduszu Zdrowia i budżetowych), a także wydatków prywatnych innych podmiotów (firm ubezpieczeniowych i pracodawców). Sprawia to, że porównywalność uzyskanych wyników z innymi badaniami jest ograniczona, gdyż w większości analiz empirycznych wskaźnik wydatków na zdrowie obejmuje szersze spektrum podmiotów finansujących. Po drugie, podobne ograniczenia dotyczą również zmiennych objaśniających, zwłaszcza wskaźnika cen opartego na jednej tylko usłudze z zakresu opieki zdrowotnej (cena wizyty u lekarza specjalisty) i trwania życia jako wskaźnika stanu zdrowia. Zmienne te cechują się zawartością informacyjną, która może być kwestionowana w kontekście przedmiotu badania, jednak włączenie wskaźników o wyższej jakości wydaje się obecnie niemożliwe z uwagi na niedostępność innych potencjalnie przydatnych informacji. Po trzecie w końcu, badanie to – podobnie jak wszystkie wykorzystujące dane zagregowane – podlega ryzyku błędu ekologicznego, implikującego, że zależności obserwowane na poziomie zbiorowości niekoniecznie odzwierciedlają istotę zjawiska obserwowanego na poziomie jednostkowym [Wakefield, Lyons, 2010]. Mając na uwadze ograniczenie wynikające z błędu ekologicznego, należy przy tym zauważyć, że badania determinant wydatków na zdrowie na poziomie zagregowanym były dotąd podejmowane często i wykorzystanie danych krajowych czy regionalnych ma w tym obszarze ugruntowaną tradycję.

Podsumowanie

Niniejsze badanie jest pierwszą analizą empiryczną, w której podjęto próbę oszacowania równań opisujących determinanty wydatków na zdrowie przy wykorzystaniu danych dotyczących Polski. Wyniki wskazują, że poziom dochodu jest główną determinantą wydatków gospodarstw domowych na zdrowie w regionach Polski, przy czym opieka zdrowotna finansowana z płatności bezpośrednich posiada cechy dobra podstawowego. Jakościowa analiza danych wojewódzkich z zakresu poziomu wydatków na zdrowie wskazuje, że generalnie w regionach o wyższym dochodzie rozporządzalnym wydatki na zdrowie są wyższe, co potwierdza kluczowe znaczenie dochodu w kształtowaniu tych wydatków. Zwraca przy tym uwagę fakt, że dynamika wydatków na zdrowie w analizowanym okresie (1999–2015) jest silnie zróżnicowana między województwami i nie zawsze odzwierciedla dynamikę dochodów. Sugeruje to, że również inne czynniki decydują o poziomie wydatków na zdrowie; wśród nich zidentyfikowano istotne znaczenie cen opieki zdrowotnej i starzenia się społeczeństwa, a także stanu zdrowia.

Oszacowane wartości elastyczności dochodowej popytu na opiekę zdrowotną dają ilustrację zachowań polskich gospodarstw domowych w zakresie

decyzji ekonomicznych dotyczących zdrowia. Wiedza ta jest z pewnością niezbędną przy projektowaniu i wdrażaniu rozwiązań instytucjonalnych wpływających na strukturę finansowania opieki zdrowotnej w Polsce. Trwająca od lat w kręgach naukowych i decydenckich dyskusja na temat szerszego wdrożenia prywatnych ubezpieczeń zdrowotnych w Polsce wymaga wsparcia wiedzą na temat postaw wobec tego instrumentu finansowego oraz próby przewidzenia, w jaki sposób gospodarstwa domowe zareagują na zmiany instytucjonalne wpływające na strukturę prywatnych wydatków na zdrowie. Pierwszym i koniecznym krokiem projektowania zmian w tym obszarze wydaje się przy tym poznanie zachowań związanych z finansowaniem zdrowia przez gospodarstwa domowe. W przypadku części czynników – jak demografia, ceny i stan zdrowia – możliwości decyzyjne pozostają poza wyborem gospodarstw domowych, jednak w przypadku wpływu wysokości dochodu na wydatki na zdrowie możemy mówić o większym polu wyboru. Dalsze badania nad determinantami wydatków na zdrowie w Polsce jawią się tym samym jako konieczność w obliczu projektowania zmian w obszarze finansowania opieki zdrowotnej w kraju.

Bibliografia

- Ang J.B. [2010], The determinants of health care expenditure in Australia, *Applied Economics Letters*, vol. 17, no. 7: 639–644.
- Auteri M., Costantini M. [2004], Is social protection a necessity or a luxury good? New multivariate cointegration panel data results, *Applied Economics*, vol. 36, no. 17: 1887–1898.
- Baltagi B.H. [2008], *Econometric analysis of panel data*, Wiley, Chichester.
- Baltagi B.H., Wu P.X. [1999], Unequally spaced panel data regression with AR (1) disturbances, *Econometric Theory*, vol. 15, no. 6: 814–823.
- Barros P.P. [1998], The black box of health care expenditure growth determinants, *Health Economics*, vol. 7, no. 6: 533–544.
- Bhalotra S. [2007], Spending to save? State health expenditure and infant mortality in India, *Health Economics*, vol. 16, no. 9: 911–928.
- Blomqvist A. [2011], Public-sector health care financing, w: Glied S., Smith P.C. (red.), *The Oxford handbook of health economics*, Oxford University Press, Oxford.
- Blundell R., Bond S. [1998], Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics*, vol. 87: 115–143.
- Breyer F., Felder S. [2006], Life expectancy and health care expenditures: a new calculation for Germany using the costs of dying, *Health Policy*, vol. 75, no. 2: 178–186.
- Broniatowska P., Majchrowska A., Żółkiewski Z. [2015], Minimum wage and youth unemployment in local labor markets in Poland, *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych*, z. 39: 57–70.
- Cantarero Prieto D., Lago-Peñas S. [2012], Decomposing the determinants of health expenditure: the case of Spain, *European Journal of Health Economics*, vol. 13, no. 1: 19–27.
- Carrion-i-Silvestre J.L. [2005], Health care expenditure and GDP: are they broken stationary?, *Journal of Health Economics*, vol. 24, no. 5: 839–854.

- Costa-Font J., Pons-Novell J. [2007], Public health expenditure and spatial interactions in a decentralized national health system, *Health Economics*, vol. 16, no. 3: 291–306.
- Crivelli L., Filippini M., Mosca, L. [2006], Federalism and regional health care expenditures: an empirical analysis for the Swiss cantons, *Health Economics*, vol. 15, no. 5: 535–541.
- Di Matteo L. [2005], The macro determinants of health expenditure in the United States and Canada: assessing the impact of income, age distribution and time, *Health Policy*, vol. 71, no. 1: 23–42.
- Di Matteo L., Di Matteo R. [1998], Evidence on the determinants of Canadian provincial government health expenditures: 1965–1991, *Journal of Health Economics*, vol. 17, no. 2: 211–228.
- Dormont B., Grignon M., Huber H. [2006], Health expenditure growth: reassessing the threat of ageing, *Health Economics*, vol. 15, no. 9: 947–963.
- Freeman D.G. [2003], Is health care a necessity or a luxury? Pooled estimates of income elasticity from US state-level data, *Applied Economics*, vol. 35, no. 5: 495–502.
- Gerdtham U., Sogaard J., Andersson F., Jonsson B. [1992], An econometric analysis of health care expenditure: a cross-section study of the OECD countries, *Journal of Health Economics*, vol. 11, no. 1: 63–84.
- Göpffarth D., Kopetsch T., Schmitz H. [2016], Determinants of regional variation in health expenditures in Germany, *Health Economics*, vol. 25, no. 7: 801–815.
- GUS [2017], Bank Danych Lokalnych, Warszawa, <https://bdl.stat.gov.pl/BDL/start> (19.02.2018).
- Herwartz H., Theilen B. [2003], The determinants of health care expenditure: testing pooling restrictions in small samples, *Health Economics*, vol. 12, no. 2: 113–124.
- Hitiris T. [1997], Health care expenditure and integration in the countries of the European Union, *Applied Economics*, vol. 29, no. 1: 1–6.
- Hitiris T., Posnett J. [1992], The determinants and effects of health expenditure in developed countries, *Journal of Health Economics*, vol. 11, no. 2: 173–181.
- Jończyk P. [2010]. Struktura systemów oraz finansowanie opieki zdrowotnej w Polsce i na świecie, *Master of Business Administration*, nr 2(103): 116–139.
- Karatzas G. [2000], On the determination of the US aggregate health care expenditure, *Applied Economics*, vol. 32, no. 9: 1085–1099.
- Kiyamaz H., Akbulut Y., Demir A. [2006], Tests of stationarity and cointegration of health care expenditure and gross domestic product: an application to Turkey, *European Journal of Health Economics*, vol. 7, no. 4: 285–289.
- Koenig L., Siegel J.M., Dobson A., Hearle K., Ho S., Roduwitz R. [2003], Drivers of healthcare expenditures associated with physician services, *The American Journal of Managed Care*, vol. 9, no. S1: 34–42.
- Kowalczyk M., Torój A. [2015], Does it pay to pay for health? How health expenditure translate into GDP growth in OECD countries, *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych*, z. 39: 103–117.
- Leu R.E. [1986], *Public and private health services: complementarities and conflicts*, w: Culyer A.J., Jönsson B. (red.), *Public and private health services: complementarities and conflicts*, Blackwell, Oxford.
- Liu D., Li R., Wang Z. [2010], Testing for structural breaks in panel varying coefficient models: with an application to OECD health expenditure, *Empirical Economics*, vol. 40, no. 1: 95–118.

- Łyszczarz B., Nojszewska E. [2015], Determinanty wydatków na ochronę zdrowia w Europie, *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych*, z. 39: 183–197.
- Maddala G.S. [2006], *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Malik A.M., Syed S.I.A. [2012], Socio-economic determinants of household out-of-pocket payments on healthcare in Pakistan, *International Journal for Equity in Health*, vol. 11, nr art. 51.
- Martín J.J.M., Puerto Lopez del Amo Gonzalez M., Dolores Cano Garcia M. [2011], Review of the literature on the determinants of healthcare expenditure, *Applied Economics*, vol. 43, no. 1: 19–46.
- Mosca I. [2007], Decentralization as a determinant of health care expenditure: empirical analysis for OECD countries, *Applied Economics Letters*, vol. 14, no. 7: 511–515.
- Murray C.J.L., Govindaraj R., Musgrove P. [1994], National health expenditures: a global analysis, *Bulletin of the World Health Organization*, vol. 72, no. 4: 623–637.
- Murthy N.R.V., Okunade A.A. [2000], Managed care, deficit financing, and aggregate health care expenditure in the United States: a cointegration analysis, *Health Care Management Science*, vol. 3, no. 4: 279–285.
- Newhouse J. [1977], Medical care expenditure: a cross national survey, *The Journal of Human Resource*, vol. 12, no. 1: 115–125.
- OECD [2006], Projecting OECD health and long-term care expenditures: what are the main drivers? *OECD Economics Department Working Papers*, no. 477.
- OECD [2017], OECD health statistics, Paris, <http://www.oecd.org/els/health-systems/health-data.htm> (19.02.2018).
- Piekut M., Gutkowska K. [2016], Wydatki na ochronę zdrowia w gospodarstwach domowych, *Polski Przegląd Nauk o Zdrowiu*, nr 1(46): 36–44.
- Reich O., Weins C., Schusterschitz C., Thöni M. [2012], Exploring the disparities of regional health care expenditures in Switzerland: some empirical evidence, *European Journal of Health Economics*, vol. 13, no. 2: 193–202.
- Schaffer M.E. [2010], *Xtivre²: Stata module to perform extended IV/2SLS, GMM and AC/HAC, LIML and k-class regression for panel data models*, <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456501.html> (19.02.2018).
- Seshamani M., Gray A. [2004], A longitudinal study of the effects of age and time to death on hospital costs, *Journal of Health Economics*, vol. 23, no. 2: 217–235.
- Strzelecka A. [2011], Makroekonomiczne uwarunkowania wydatków publicznych na ochronę zdrowia, w: Suchecka J. (red.), *Finansowanie ochrony zdrowia. Wybrane zagadnienia*, Wolters Kluwer, Warszawa.
- Su T.T., Pokhrel S., Gbangou A., Flessa S. [2006], Determinants of household health expenditure on western institutional health care, *The European Journal of Health Economics*, vol. 7, no. 3: 199–207.
- Thomson S., Foubister T., Mossialos E. (red.) [2009], *Financing health care in European Union: challenges and policy responses*, WHO Regional Office for Europe, Copenhagen.
- Wakefield J., Lyons H. [2010], Spatial aggregation and ecological fallacy, w: Gelfand A.E., Diggle P.J., Fuentes M., Guttorp P. (red.), *Handbook of spatial statistics*, CRC Press, Boca Raton.
- Wang Z. [2009], The determinants of health expenditures: evidence from US state-level data, *Applied Economics*, vol. 41, no. 4: 429–435.

- Wasiak A., Szelaǳ P. [2015], Wydatki na ochronę zdrowia w Polsce na tle krajów Unii Europejskiej w latach 2007–2011, *Finanse i Prawo Finansowe. Journal of Finance and Financial Law*, vol. II, nr 2: 67–85.
- Xu K., Saksena P., Holly A. [2011], *The determinants of health expenditure. A country-level panel data analysis*, World Health Organization, Geneva.
- Yavuz N.C., Yilanci V., Ozturk Z.A. [2013], Is health care a luxury or a necessity or both? Evidence from Turkey, *European Journal of Health Economics*, vol. 14, no. 1: 5–10.

DETERMINANTS OF HOUSEHOLD HEALTH EXPENDITURE IN POLAND

Abstract

The aim of the paper is to identify and quantify the social and economic determinants of private health expenditures by Polish households with a primary interest in the role of income. Panel data regression analysis is used to estimate relationships between socioeconomic factors and households' health expenditures. Fixed-effects, instrumental variables and dynamic panel approaches are used in the estimation. The data is taken from the Local Data Bank of Poland's Central Statistical Office (GUS) and covers the period 1999–2015. Real per capita health expenditures are used as a dependent variable and the covariates are real disposable income, health status, healthcare availability, healthcare prices, pollution, and population age structure. Depending on model specification, the income elasticity of household health expenditure ranges from 0.45 to 0.87. Income elasticity lower than one means that healthcare financed directly from household budgets has the characteristics of a necessity good in Poland. Other factors that correlate with health spending are the proportion of the population over 70 years old and health status measured by life expectancy. Meanwhile, healthcare supply was a factor that proved to be unrelated to households' health expenditure. On the other hand, the impact of healthcare prices and pollution is unclear.

Keywords: health expenditure, households, regions, panel regression, income elasticity

JEL classification codes: C23, D12, I11
