

Maciej Jewczak

Skłonność do płacenia za dodatkowe usługi zdrowotne : analizy czasowo-przekrojowe

Problemy Zarządzania 13/2 (2), 150-164

2015

Artykuł został opracowany do udostępnienia w internecie przez Muzeum Historii Polski w ramach prac podejmowanych na rzecz zapewnienia otwartego, powszechnego i trwałego dostępu do polskiego dorobku naukowego i kulturalnego. Artykuł jest umieszczony w kolekcji cyfrowej bazhum.muzhp.pl, gromadzącej zawartość polskich czasopism humanistycznych i społecznych.

Tekst jest udostępniony do wykorzystania w ramach dozwolonego użytku.

Sklonność do płacenia za dodatkowe usługi zdrowotne – analizy czasowo-przekrojowe

Nadesłany: 17.05.15 | Zaakceptowany do druku: 23.06.15

Maciej Jewczak*

Teoria wyboru konsumenta jest z powodzeniem stosowana w analizach ekonomii zdrowia. Rozważania nad „ekonomicznością” towaru, jakim jest zdrowie, dają jednoznacznie do zrozumienia, że bez odpowiedniego wsparcia, kiedyś charakterystycznego dla dziedzin takich jak marketing, zarządzanie, ekonometria czy ekonomia, nie ma możliwości podjęcia racjonalnych decyzji w ramach ograniczonych zasobów. Sam pacjent – konsument usług zdrowotnych nieustannie staje przed wyborami dotyczącymi sposobów leczenia, miejsca leczenia itp.

Głównym celem artykułu jest zastosowanie wielomianowego modelowania logitowego jako metody umożliwiającej pomiar skłonności do płacenia za świadczenia zdrowotne. Rezultaty prowadzonych analiz umożliwiają wskazanie regionalnych różnic w poziomach prawdopodobieństw wyboru, a całość zostanie podsumowana analizą przestrzennego zróżnicowania kategorii świadczeń na poziomie polskich podregionów. Dzięki zastosowaniu mierników globalnej i lokalnej autokorelacji przestrzennej możliwa jest identyfikacja miejsc sprzyjających wprowadzeniu lub zaniechaniu wprowadzenia danego świadczenia.

Słowa kluczowe: ekonomia zdrowia, dodatkowe ubezpieczenie zdrowotne, skłonność do płacenia, współpłacenie, wielomianowe modele logitowe, autokorelacja przestrzenna.

Willingness to Pay For Additional Health Services – Cross-Temporary Analysis

Submitted: 17.05.15 | Accepted: 23.06.15

The theory of consumer's choice is nowadays successfully used in the analysis of health economics. Reflections on economical character of health indicate clearly that without adequate support, once characteristic for fields such as: marketing, management, econometrics and economics, it is not possible to make rational decisions within the context of limited resources. The patient – consumer of health services, constantly face with the dilemma of choice regarding to the means of treatment, place of treatment, etc. The main aim of this article is to use multinomial logit modelling as a method for measuring the willingness to pay for medical services. Results of analyses allow identifying the regional differences in levels of selection probabilities and their spatial diversification of different categories of services among Polish subregions. On the basis of measures of global and local spatial autocorrelation it was possible to identify areas, which were favorable/unfavorable to be introduced with the benefit.

Keywords: health economics, additional health insurance, willingness to pay, co-payment, logit multinomial regression, spatial autocorrelation.

JEL: I13, I15, C21, C25, C35, D10, D31

* **Maciej Jewczak** – mgr, Katedra Ekonometrii Przestrzennej, Uniwersytet Łódzki.

1. Wprowadzenie

Zastosowanie metod ilościowych w analizach sfery życia społecznego i gospodarczego nie dziwi już dziś nikogo. Potrzeba implementacji różnych ich rodzajów dotyczy również sektora opieki zdrowotnej. Takie techniki są coraz szerzej włączane jako element w podejmowaniu trudnych, zwłaszcza ze społecznego punktu widzenia, decyzji, na przykład dotyczących finansowania pewnego programu zdrowotnego.

Dyskusje nad kształtem systemu opieki zdrowotnej powracają regularnie, jak przysłowiowy bumerang, przy każdych wyborach, samorządowych, prezydenckich. Jak pokazują doświadczenia krajów zachodnich, to właśnie dzięki społecznie mile widzianym i pożądanym decyzjom dotyczącym funkcjonowania sektora opieki zdrowotnej możliwe jest wygrywanie kampanii wyborczych.

Świadomość niewłaściwego działania publicznej części systemu opieki zdrowotnej (wydłużające się kolejki do lekarzy specjalistów, dłuższe niż standardowe oczekiwanie na ważne zabiegi/operacje, przyrastająca regularnie liczba korzystających z usług zdrowotnych itp.) ma każdy pacjent, który musiał nieraz z niego korzystać. Większość z tych problemów tłumaczy się poprzez nieodpowiednią organizację systemu i niewystarczające finansowanie w relacji do potrzeb. Zmusza to decydentów do poszukiwania innych sposobów wspierających proces leczenia. Do najpopularniejszych można zaliczyć: abonamenty medyczne, współpłacenie bezpośrednie typu *out-of-pocket* czy też dobrowolne ubezpieczenia zdrowotne.

Abstrahując od zagadnień technicznych dotyczących pogodzenia różnych form finansowania w jednym systemie organizacyjnym, widzimy, że najistotniejszym problemem jest jednak świadomość, co dany produkt może oferować/gwarantować potencjalnemu pacjentowi. Pełna informacja odgrywa tu zatem zasadniczą rolę, a z niektórymi znaczeniami słów i ich interpretacją, zakorzenionymi w świadomości społeczeństwa, trudno jest oczekiwać zmiany postrzegania usług zdrowotnych.

Każdy, kto staje w obliczu ryzyka wystąpienia niekorzystnego zdarzenia zdrowotnego, zadaje sobie pytanie, jak ma dalej pokierować swoją diagnostyką i leczeniem. Zadaje sobie pytanie: „Czy pójść zapłacić prywatnie, czy czekać »publicznie«?”. Pojawiają się inne zagwozдки – dlaczego mam dopłacać w jakikolwiek sposób, skoro opłacam składkę zdrowotną? Czy można zatem na zapas się zabezpieczyć przed skutkami ewentualnej choroby?

Można tu wskazać wspomniane już abonamenty medyczne, które w pewnym stopniu zdejmują ciężar leczenia jego posiadacza z systemu publicznego. Najczęściej taką formą opieki obejmowani są pracownicy większych korporacji – ze względu na jego łatwe rozliczanie, a usługi zdrowotne świadczone są poprzez wyselekcjonowane placówki. Niemniej jednak posiadacz abonamentu (w zależności oczywiście od wariantu) ma możliwość korzystania z większości świadczeń zdrowotnych, takich jak: opieka ambulatoryjna,

pomoc doraźna, badania specjalistyczne, pobyty w szpitalu, bez kolejek w placówkach o wysokim standardzie jakości gwarantowanych świadczeń.

Można wskazać tu również dobrowolne dodatkowe ubezpieczenia zdrowotne. Sama nazwa produktu niestety napotyka pewne ograniczenie. Słowo „ubezpieczenie” kojarzy się głównie z sytuacją wystąpienia szkody/zdarzenia niekorzystnego, co jest oczywiście błędne. W ramach posiadanego zdrowotnego ubezpieczenia dodatkowego beneficjent ma możliwość korzystania ze świadczeń zdrowotnych, kiedy tylko tego potrzebuje, a nie, kiedy zmusza go do tego sytuacja losowa. Warto podkreślić, że zakres dodatkowego ubezpieczenia zdrowotnego jest znacznie szerszy, przez co każdy może konfigurować swoją polisę indywidualnie, samo ubezpieczenie ma bardziej trwały charakter, a ubezpieczyciel ma obowiązek realizować ochronę bez względu na sieć dostępnych placówek.

Z tego krótkiego wprowadzenia wynikają zalety dodatkowego ubezpieczenia zdrowotnego i jednocześnie pewna przesłanka dotycząca powadzonej w niniejszym artykule analizy – czy respondenci, od których pozyskiwano materiał statystyczny, byli świadomi charakterystyki produktu?

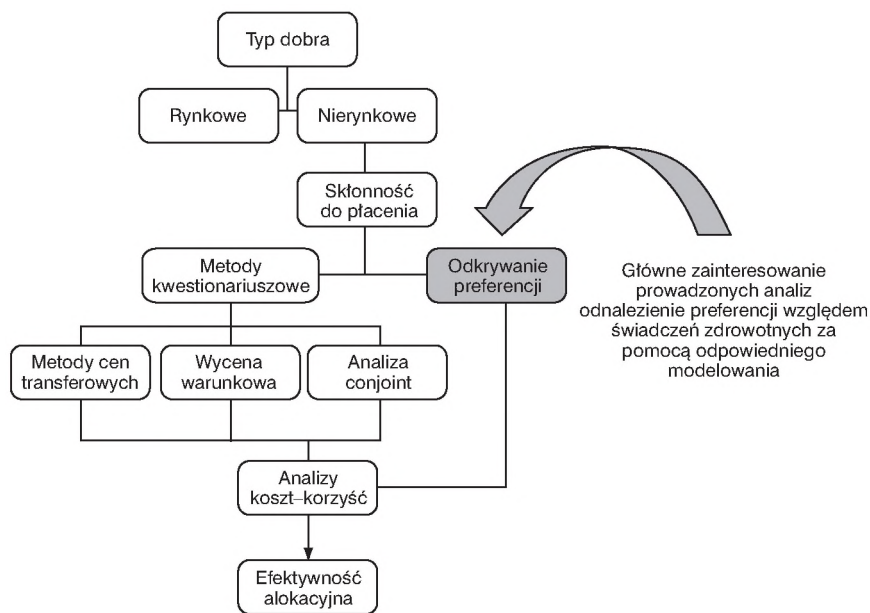
2. Materiał i metody

Słonność do płacenia jednostki (ang. *willingness-to-pay*) w ekonomii opartej na wymianie pieniężnej mówi o maksymalnej ilości pieniężnej, jaką osoba/gospodarstwo domowe jest w stanie wydać na dany produkt/usługę/świadczenie (Suchecka, 2011). Nie dziwi nikogo, że kategoria słonności do płacenia była od dawna wykorzystywana, np. w badaniach marketingowych, do oceny poziomu ceny, przy którym dany produkt się sprzeda (Kotler i in., 2002). Przewodnym pytaniem jest tu jednak kwestia, o ile cena dobra/świadczenia może być wyższa niż cena rynkowa i od czego ten poziom cen zależy, by produkt nadal się sprzedał i jego oferowanie było w danych warunkach opłacalne. W sektorze opieki zdrowotnej takie stwierdzenia nie są dość szeroko akceptowalne, gdyż dla większości zestawienie życia/zdrowia z wartością pieniężną jest nadal nieetyczne. Każdy zresztą dojdzie przecież łatwo do wniosku, że wartość jego życia jest nieograniczona i wszelka ewaluacja poniżej tej nieograniczonej wartości jest nie do zaakceptowania.

W modelowym ujęciu słonności do płacenia wszystko oczywiście jest mocno powiązane z preferencjami jednostki: jeśli dane świadczenie miałyby zapewnić przeżycie – a zatem byłoby istotne z punktu widzenia konsumenta – wówczas godziłby on się na wyższe stawki bez większego namysłu. Gdyby pójść w drugą stronę, cena świadczenia, na jaką konsument się godzi, maleje wraz z istotnością wykorzystania danego świadczenia – po co kupować, skoro go nie potrzebuje? Racjonalny konsument chciałby również skorzystać na ilości potrzebnego świadczenia – jeśli miałby i chciałby zabezpieczyć całą rodzinę, np. pięcioosobową, to wymagalby od ubezpieczyciela preferen-

cyjnych stawek danego świadczenia, by było to dla samego gospodarstwa opłacalne.

Badanie nt. skłonności do płacenia za zdrowie podąża schematem przedstawionym na rysunku 1. Wiele miejsca w literaturze (zob. np. Zweifel, Breyer, Kifmann, 2009; Folland, Goodman i Stano, 2007) poświęca się ujęciu zdrowia jako towaru i dyskusji, czy jest to dobro rynkowe czy nierynkowe – w tym schemacie zostało potraktowane jako nierynkowe. Ze schematu wynika, że są dwie proponowane drogi uzyskania poziomów skłonności do płacenia – za pomocą odpowiednich kwestionariuszy (zob. Suchecka, 2011), bądź poprzez odkrywanie preferencji. Prowadzone w dalszej części artykułu badania skupiają się właśnie na poszukiwaniu preferencji wyboru, a nie na poziomie ceny świadczenia.



Rysunek 1. Przykładowy schemat badania skłonności do płacenia. Źródło: opracowanie własne na podstawie A. Healey i D. Chisholm (1999). *Willingness to pay as a measure of the benefits of mental health care, The Journal of Mental Health Policy and Economics*, 2, s. 56.

Realizacja celu artykułu wymaga wykorzystania techniki badania prawdopodobieństwa cechy o charakterze liczniejszym niż dwuwariantowa. Do badania prawdopodobieństwa respondentów/pacjentów oceny gotowości do płacenia za świadczenia zdrowotne w postaci dodatkowego ubezpieczenia zdrowotnego posłużono się wielomianowym podejściem logitowym. W kwestionariuszu Diagnozy Społecznej (www.diagnoza.com), jego twórcy, w pierwszych wersjach, przewidzieli dla respondenta określanie swojej skłon-

ności do płacenia za dodatkowe ubezpieczenie zdrowotne na skali pięciowariantowej – mógł określić się, że byłby zainteresowany nabyciem świadczenia za: 1) nie więcej niż 100 zł, 2) 100–250 zł, 3) 250–500 zł, 4) więcej niż 500 zł, bądź 5) nie być zainteresowany takim świadczeniem (Jewczak, 2014). W roku 2013 w kwestionariuszu ograniczono znacznie możliwości wyboru (do 3 kategorii), co dla osób systematycznie obserwujących rozkłady odpowiedzi miało jak najbardziej uzasadniony sens – odsetki wysokich kwot za DUZ były tak niewielkie, że jakakolwiek analiza wyboru dla tych kategorii nie miała najmniejszego sensu. W najnowszej dostępnej Diagnozie Społecznej – dla roku 2013 – zmienna wyrażająca skłonność do zakupu przez gospodarstwo domowe dodatkowego ubezpieczenia zdrowotnego została zagregowana do postaci bardziej realnej dla polskich warunków – trójwariantowej. Poza kategorią bazową, czyli brakiem zainteresowania, ankietowani mogli się decydować na świadczenie DUZ do 100 zł i powyżej 100 zł.

W przypadku, gdy zmienna objaśniana jest wielowariantowa, niemożliwa staje się analiza oceny prawdopodobieństwa nabycia danego świadczenia binarnym podejściem logitowym, stąd wykorzystano modyfikację wielomianową. Przyjęto prawdopodobieństwo skłonności do zakupu świadczenia DUZ j -tego poziomu przez i -te gospodarstwo domowe (Gruszczyński, 2010) jako:

$$\Pr(y_i = j | x_i) = p_{ij} \quad (1)$$

gdzie: x_i jest wektorem zmiennych egzogenicznych niezależnych od kategorii o wymiarze $(k + 1) \times 1$. Stąd szacowana postać prawdopodobieństwa ma postać:

$$p_{ij} = \frac{\exp(x_i' \hat{\beta}_j)}{\sum_{r=1}^k \exp(x_i' \hat{\beta}_r)}, \quad j = 1, \dots, J, \quad (2)$$

Szacowanie logitowego modelu wielomianowego wymaga procesu normalizacji. Tworzony jest pewien punkt odniesienia wykorzystywany w interpretacji parametrów poszczególnych kategorii. Zwykle tym punktem odniesienia jest kategoria cechy, którą w dalszych analizach określać się będzie jako bazową. W przeprowadzanej analizie dla wyboru DUZ za kategorię bazową przyjęto brak zainteresowania zakupem świadczenia. Umożliwia to zapisanie wyjściowej postaci wielomianowego modelu logitowego – w rozważanym przypadku będą szacowane 2 równania następującej postaci:

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{p_{DUZ_1}}{p_{DUZ_0}}\right) &= \beta_{10} + \beta_{11} \times X_{i1} + \beta_{12} \times X_{i2} + \dots + \beta_{2k} \times X_{ik}, \\ \ln\left(\frac{p_{DUZ_2}}{p_{DUZ_0}}\right) &= \beta_{20} + \beta_{21} \times X_{i1} + \beta_{22} \times X_{i2} + \dots + \beta_{2k} \times X_{ik} \end{aligned} \quad (3)$$

Estymacja wielomianowego modelu logitowego następuje metodą największej wiarygodności, co pozwala na wykorzystanie statystyki testu Walda do oceny istotności parametrów strukturalnych modelu. Natomiast ocena jakości modelu, podobnie jak w modelu dwumianowym, jest możliwa poprzez zastosowanie miernika pseudo- R^2 McFaddena (1986) w postaci:

$$R^2 = 1 - \frac{\ln L_{fit}}{\ln L_0}, \quad (4)$$

gdzie: L_{fit} – jest funkcją wiarygodności dla rozważanego modelu, a L_0 – dla modelu tylko z wyrazem wolnym (przy prawdopodobieństwie równym średnim z próbki).

Najistotniejszą kwestią przy budowie każdego modelu ekonometrycznego jest określenie zmiennych egzogenicznych, wpływających na kształtowanie się zmiennej endogenicznej. W celu określenia czynników mogących determinować, w przypadku badania kwestionariuszowego, skłonność do zakupu danego wariantu świadczenia, przeprowadzono test zależności zmiennej endogenicznej od wybranych czynników. Zależność cech zbadano testem niezależności χ^2 , natomiast siłę tej zależności badano współczynnikiem kontyngencji C -Pearsona, a niezbędną analizę przeprowadzono w programie SPSS ver. 22.0.

Po przeprowadzeniu analizy niezależności uzyskano cenne informacje wskazujące, że stopień oceny skłonności do zakupu świadczenia zdrowotnego nie jest funkcją cech, takich jak: subiektywny poziom zadowolenia, częstotliwość korzystania ze świadczeń, staż pracy zawodowej, wykształcenie, płeć. Uzyskane rezultaty testów niezależności wskazały, że skłonność do zakupu DUZ może być determinowana przez: dochód netto z poprzedniego miesiąca, rozmiar gospodarstwa domowego, łączny poziom poniesionych wydatków na cele zdrowotne oraz odsetek rezygnacji ze świadczeń – zmienna wyrażona w postaci udziału. Zmienne zostały odpowiednio wyselekcjonowane z bazy danych i wykorzystane w budowie wielomianowego modelu logitowego.

Dzięki możliwości identyfikacji przynależności danego gospodarstwa domowego do podregionu, możliwa była regionalna analiza rozkładów przestrzennego rozmieszczenia prawdopodobieństw wyboru DUZ. W tym celu wykorzystano oprogramowanie GeoDa ver. 1.4, a właściwa analiza została wsparta miarami autokorelacji przestrzennej: globalnej – Morana I i lokalnej – $LISA$ (Suchecki, 2010). Dla potrzeb badania skonstruowano odpowiednie macierze wag przestrzennych W i w ostateczności, przy identyfikacji klastrów, posłużono się macierzą wag w konfiguracji królowej. Wartości miar autokorelacji przestrzennych zostały odpowiednio zweryfikowane pod kątem ich statystycznej istotności odpowiednim testem permutacji oraz podsumowane mapami klastrów i moranowskimi wykresami rozproszenia.

3. Rezultaty

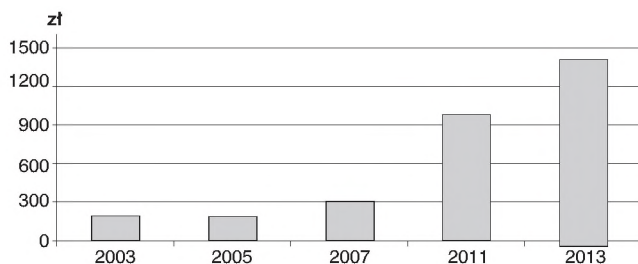
Materiał statystyczny wykorzystywany w badaniu pochodzi z badania Rady Monitoringu Społecznego nt. *Diagnoza Społeczna. Warunki i jakość życia Polaków* (www.diagnoza.com) Jest to badanie o strukturze panelowej, okresowej – można przyjąć, że co dwa lata twórcy badania wracają do tych samych gospodarstw domowych. Za pomocą dwóch kwestionariuszy pozyskiwane są dane dotyczące stanu materialnego gospodarstw, stanu zdrowia, stylu i jakości życia, dzięki czemu projekt ma charakter interdyscyplinarny.

Prowadzone analizy dotyczyły głównie dwóch punktów w latach: 2003 i 2013 oraz miały na celu uzyskanie informacji zarówno o poziomach, jak i zmianach prawdopodobieństw skłonności do płacenia. Kolejnego podkreślenia na etapie wprowadzenia do analizy wymaga fakt, że modelowana jest sama skłonność, a nie wysokość składki. Takie podejście umożliwiło ocenę siły wpływu czynników: socjodemograficznych, ekonomicznych i indywidualnych dotyczących stanu zdrowia na poziomych prawdopodobieństwach wyboru.

Badanie objęło ponad 8 tys. gospodarstw domowych, co stanowiło $\frac{1}{3}$ wszystkich systematycznie ankietowanych gospodarstw domowych – w ten sposób wyeliminowano gospodarstwa, dla których nie uzyskano odpowiedzi.

3.1. Charakterystyka gospodarstw domowych pod względem cech diagnostycznych

Główną osią prowadzonych badań jest ocena sensowności analizy gotowości do płacenia za świadczenia zdrowotne – jeśli pacjent/gospodarstwo domowe nie ponosi dodatkowo wydatków na cele zdrowotne, wówczas nie byłoby sensu badać jego gotowości do nabycia świadczeń dodatkowych, takich, które mogłyby w ramach systematycznej opłaty zdjąć ciężar płatności bezpośredniej z gospodarstwa w momencie wystąpienia zdarzenia niepożądanego, a tym samym przełożyć się na poprawę poczucia bezpieczeństwa zdrowotnego. Jak pokazują dane statystyczne (rysunek 2) z okresu na okres



Rysunek 2. Średnie wydatki gospodarstw domowych dodatkowe na cele zdrowotne. Źródło: opracowanie własne na podstawie: „Diagnoza społeczna: zintegrowana baza danych”, www.diagnoza.com (13.04.2015). Uwaga: brak odpowiednich danych dla roku 2009.

średnie wysokości wydatków na cele zdrowotne, jakie ponoszone były przez gospodarstwa domowe, wzrastają systematycznie – można zauważyć, że w latach 2003–2013 wzrosły pięciokrotnie.

Wstępna analiza daje już pewne wnioski – gospodarstwa dopłacają z własnych środków i jest mało prawdopodobne, by ta tendencja wyhamowała. Można zatem wnioskować, że analiza gotowości do zakupu świadczeń zdrowotnych ma pewne podstawy logiczne.

3.2. Oceny wielomianowych modeli logitowych – skłonność do płacenia

Istotą artykułu było odnalezienie czynników wpływających (dodatnio lub ujemnie) na poziomy prawdopodobieństw zakupu świadczenia DUZ. Tabela 1 przedstawia zbiorcze zestawienia dla modeli wielomianowych dla lat 2003 i 2013. Z uzyskanej specyfiki modeli wynika, że w analizowanych skrajnych okresach próby Diagnostyki Społecznej, na poziom prawdopodobieństw wyboru wpływały te same czynniki, aczkolwiek ich wpływ zmienił się na przestrzeni 10 lat.

Przy ocenie modeli wielomianowych ważne jest podkreślenie, iż rezultaty wskazujące na jakość modelu interpretowane są względem modelu, w którym występuje tylko stała, a wartości parametrów modelu – i dalej ilorazów szans, wskazują na wzrosty/spadki prawdopodobieństw względem przyjętej w rozważaniach kategorii bazowej – w danym przypadku, kategorią bazową był brak zainteresowania DUZ.

Przy uwzględnieniu wartości parametru stojącego przy zmiennej X_2 – dochód netto na osobę, dla opcji 1 – DUZ za nie więcej niż 100 zł, w roku 2003 wartość parametru $\beta_{12}=0,002$ ($\exp(\beta_{12})=1,0002$) wskazuje na iloraz szans równy 0,0002. Oznacza to, że gdy poziom dochodu netto (X_2) wzrośnie o 100 zł, prawdopodobieństwo skłonności do zakupu DUZ za nie więcej niż 100 zł względem kategorii bazowej wzrośnie o około 1,9%, *ceteris paribus*. W roku 2013 zmiana dochodu netto wpływała silniej na wzrost prawdopodobieństwa gotowości do zakupu – zmiana dochodu o 100 zł powodowała wzrost gotowości o 2,5%. Dla kategorii świadczenia DUZ powyżej 100 zł w obu okresach analizy dochód netto zmieniał poziom prawdopodobieństw skłonności bardzo podobnie.

Przy porównaniu okresów analiz i obu rodzaje świadczeń najbardziej rzucają się w oczy siła i przeciwny kierunek oddziaływania na prawdopodobieństwa wyboru zmiennej X_3 dla świadczenia DUZ do 100 zł. W roku 2003 większa liczebność osób w gospodarstwie domowym wpływała pozytywnie na prawdopodobieństwo wyboru DUZ – dodatkowa osoba to wzrost prawdopodobieństwa względem braku zainteresowania o 15,09%, natomiast po 10 latach ten wpływ był negatywny i skutkowałby obniżeniem skłonności do zakupu o 4,22%, przy innych czynnikach niezmiennych. Warto spojrzeć również na oddziaływanie zmiennej X_1 – dla kategorii do 100 zł w roku 2003 wpływ tej zmiennej jest nieistotny, co wskazuje, że stopień rezygnacji nie odgrywał istotnej roli w ocenie gotowości do zakupu DUZ. W pozostałych

| 2003 | | | | | | | | | | | | |
|--|----------------|--------------|----------|------------------------------|-------|---------------------------|--------------------------|---------------------|---------|-------------------|--------------|--------------------|
| Oszacowania modelu | | | | Kryterium dopasowania modelu | | | | | | | | |
| Zmienne | B | Iloraz szans | % zmiana | Ist. | Model | -2 logarytm wiarygodności | Pseudo R ² | Zmienne | B | Iloraz szans | % zmiana | Ist. |
| Opcja 1 – DUZ za nie więcej niż 100 zł | const | -2.0750 | | .000 | | | Tylko stała 1778.942 | Cox i Snell .049 | Test LR | Chi-kw 98.156 | Ist. .000 | Nagelkerke .064 |
| | X ₁ | -0.0040 | 0.9956 | -0.437% | .989 | | | | | | | |
| | X ₂ | .0002 | 1.0002 | 0.019% | .000 | | | | | | | |
| | X ₃ | .1410 | 1.1509 | 15.094% | .000 | | | | | | | |
| Opcja 2 – DUZ za więcej niż 100 zł | const | -3.1970 | | .000 | | | Ostateczny 1680.786 | Cox i Snell .034 | Test LR | Chi-kw 98.156 | Ist. .000 | McFadden .034 |
| | X ₁ | -1.9210 | 0.1465 | -85.350% | .023 | | | | | | | |
| | X ₂ | .0000 | 1.0004 | 0.040% | .000 | | | | | | | |
| | X ₃ | -.0430 | 0.9582 | -4.184% | .546 | | | | | | | |
| 2013 | | | | | | | | | | | | |
| Oszacowania modelu | | | | Kryterium dopasowania modelu | | | | | | | | |
| Zmienne | B | Iloraz szans | % zmiana | Ist. | Model | -2 logarytm wiarygodności | Pseudo R ² | Zmienne | B | Iloraz szans | % zmiana | Ist. |
| Opcja 1 – DUZ za nie więcej niż 100 zł | const | -1.8110 | | .000 | | | Tylko stała 12857.716 | Cox i Snell .083 | Test LR | Chi-kw 970.117 | Ist. .000 | Nagelkerke .064 |
| | X ₁ | -1.2830 | .2770 | -72.290% | .000 | | | | | | | |
| | X ₂ | .0002 | 1.0002 | 0.025% | .000 | | | | | | | |
| | X ₃ | -.0430 | .9580 | -4.220% | .004 | | | | | | | |
| Opcja 2 – DUZ za więcej niż 100 zł | const | -3.8020 | | .000 | | | Ostateczny 11887.599 | Cox i Snell .066 | Test LR | Chi-kw 970.117 | Ist. .000 | McFadden .066 |
| | X ₁ | -3.4560 | .0320 | -96.850% | .000 | | | | | | | |
| | X ₂ | .0004 | 1.0004 | 0.040% | .000 | | | | | | | |
| | X ₃ | -.2810 | .7550 | -24.480% | .000 | | | | | | | |
| Kategoria bazowa: brak zainteresowania DUZ | | | | | | | | | | | | |
| Objaśnienia: X ₁ – rezygnacja ze świadczeń, X ₂ – dochód, X ₃ – liczba osób w gospodarstwie domowym | | | | | | | | | | | | |

Tabela 1. Zestawienie wymików dla roku 2003 i 2013. Źródło: opracowanie własne na podstawie: Diagnoza społeczna: zintegrowana baza danych www.diagnoza.com (13.04.2015 r.).

przypadkach było już inaczej – wpływ tej zmiennej jest najmocniejszy na prawdopodobieństwo wyboru DUZ – przy całkowitej rezygnacji ze świadczeń zdrowotnych z różnych powodów można mówić o spadku prawdopodobieństwa gotowości do płacenia względem kategorii bazowej: w roku 2003 dla opcji 2 o 85,35%; w roku 2013 dla opcji 1 o 72,29% oraz dla opcji 2 o 96,85%.

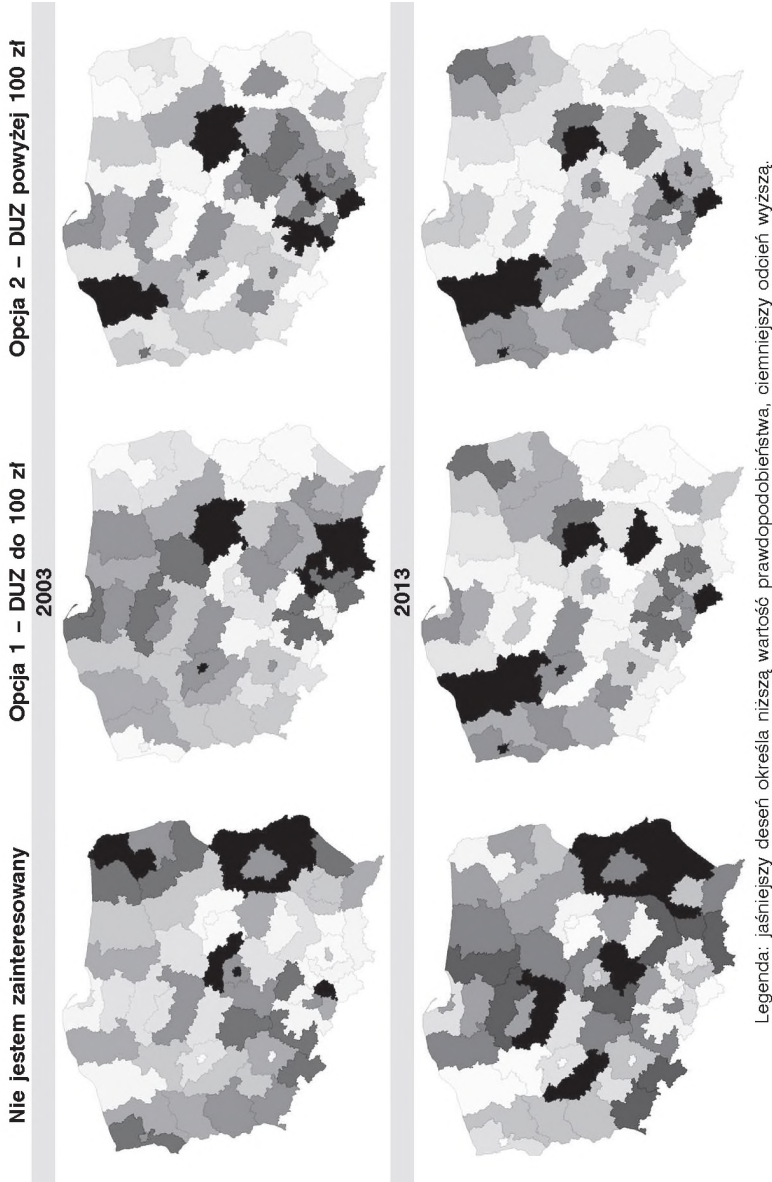
Charakterystyki obu modeli wielomianowych jednoznacznie wskazały, że modele końcowe zdecydowanie lepiej radzą sobie z wyjaśnieniem gotowości do płacenia aniżeli model, w którym występuje tylko stała, co uwidacznia się w niższych wartościach kryterium wiarygodności i istotności statystyki χ^2 dla testu ilorazu wiarygodności (*LR*). Model dla roku 2013 przedstawia zdecydowanie lepsze dopasowanie, aniżeli model dla roku 2003, na co wskazują rosnące wartości pseudo-*R*².

3.3. Skłonność do płacenia – autokorelacja przestrzenna

Poszukiwania schematów rozkładów prawdopodobieństw wyboru DUZ rozpoczęto od skonstruowania ich regionalnych wartości. Początkowa koncepcja analiz regionalnych zmierzała do oszacowania w dwóch okresach analizy, dla 66 podregionów indywidualnych logitowych modeli wielomianowych – takie podejście najdokładniej oddawałoby specyfikę każdego podregionu, zarówno pod względem samych prawdopodobieństw wyboru, jak i wartości parametrów przy istotnych zmiennych. Niestety po kilku przeprowadzonych estymacjach proces ten został całkowicie ograniczony z powodu braku najistotniejszych danych statystycznych. Skupiono się zatem na wykorzystaniu modeli ogólnych (zob. tabela 1) i średnich regionalnych wartościach dla cech diagnostycznych. W ten sposób możliwe było określenie prawdopodobieństw dla 3 rozważanych kategorii: braku zainteresowania DUZ, opcji 1 – DUZ za nie więcej niż 100 zł oraz opcji 2 – DUZ za więcej niż 100 zł. Podsumowaniem tych rozważań jest rysunek 3.

Z zestawień map kwantylowych wynika, że w większości podregionów nie nastąpiły znaczące zmiany w rozkładach prawdopodobieństw w dwóch porównywalnych okresach. Mapy kwantylowe mogą posłużyć do interpretacji celowości wyznaczania statystyk globalnej i lokalnej autokorelacji przestrzennej – widoczne są skupiska odcieni jasnych, pośrednich, ciemniejszych i w tych podregionach możliwe jest zidentyfikowanie schematów dla przestrzennego gromadzenia się podobnych (autokorelacja przestrzenna dodatnia) bądź naprzemiennie rozmieszczonych różnych (autokorelacja przestrzenna ujemna) wartości (Suchecki, 2010).

Posłużono się zatem statystką globalnej i lokalnej autokorelacji przestrzennej, której podsumowanie znajduje się na rysunku 4. W analizach, jak już wspomniano wcześniej, przyjęto postać macierzy wag przestrzennych *W* w konfiguracji królowej pierwszego stopnia. Dla moranowskich wykresów rozproszenia przeprowadzono badanie istotności statystycznej odpowiednim testem permutacji. W każdym przypadku (niezależnie od roku analizy



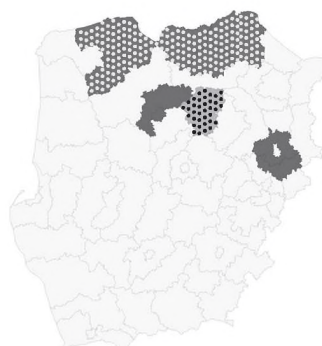
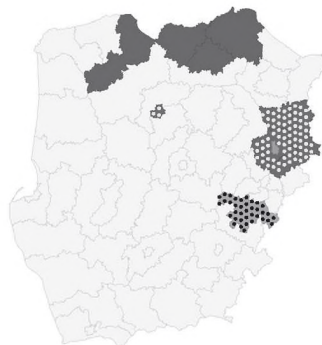
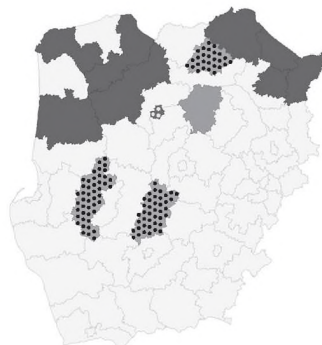
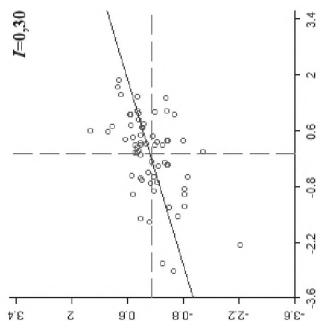
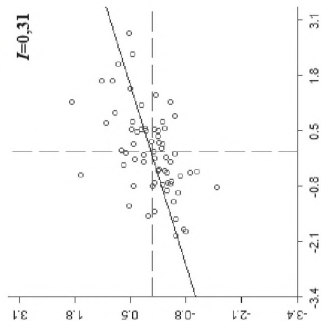
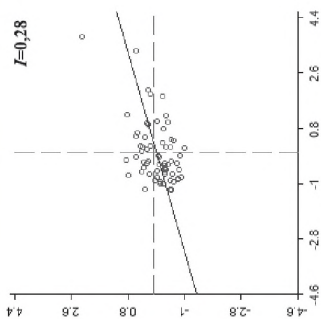
Rysunek 3. Mapy kwatylowe różnicowania przestrzennego prawdopodobieństw wyboru. Źródło: opracowanie własne w GeoDa na podstawie: Diagnoza społeczna: zintegrowana baza danych www.diagnoza.com (13.04.2015 r.).

Opcja 2 – DUZ powyżej 100 zł

Opcja 1 – DUZ do 100 zł

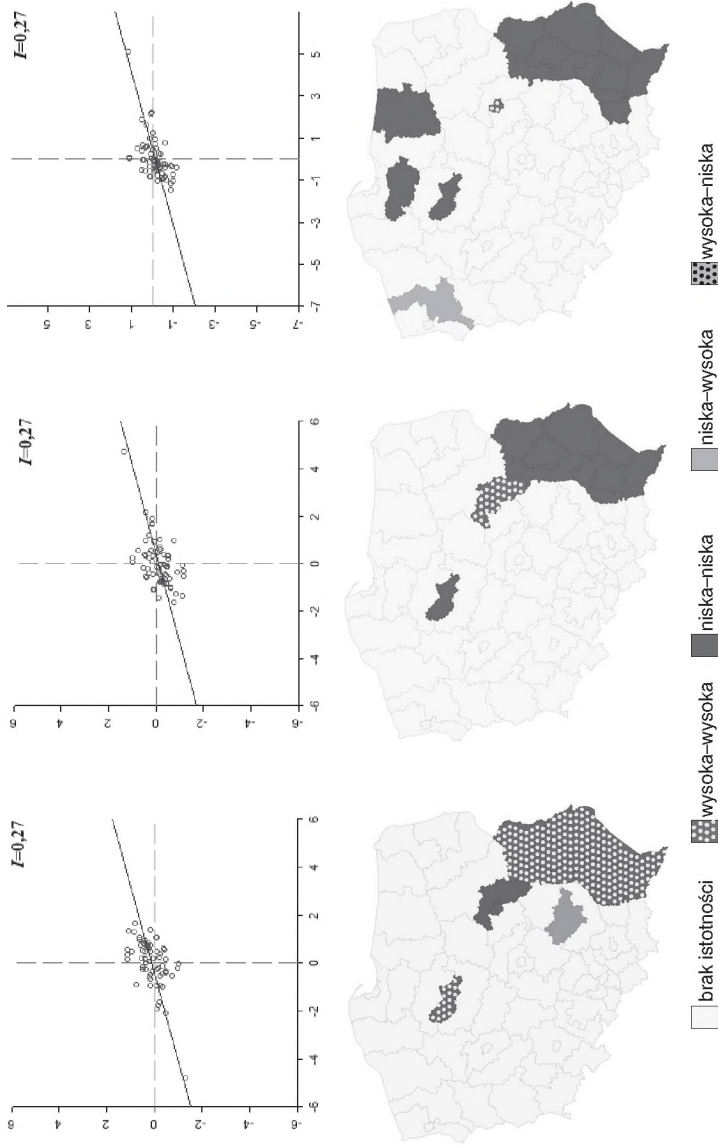
Nie jestem zainteresowany

2003



2013

- brak istotności
- wysoka-wysoka
- wysoka-niska
- niska-wysoka
- niska-niska



Rysunek 4. Wykresy rozproszenia i mapy klastrów dla prawdopodobieństw wyborów. Źródło: opracowanie własne w GeoDa na podstawie: *Diagnoza społeczna: zintegrowana baza danych* www.diagnoza.com (13.04.2015).

i kategorii) rezultaty statystyk globalnych okazały się dodatnie oraz istotne statystycznie, co odzwierciedlało gromadzenie się w przestrzeni podobnych wartości oraz umożliwiło dokonanie identyfikacji podregionów, które wykazały istotność statystyk autokorelacji lokalnej.

Badania nad autokorelacją przestrzenną, zwłaszcza w jej aspekcie lokalnym, mogą być dobrym wyznacznikiem dla tworzenia różnego rodzaju strategii uruchomienia DUZ na danym obszarze. Dzięki identyfikacji klastrów wysokich i niskich wartości odpowiednie podmioty mogą otrzymać pewne wytyczne, na którym obszarze warto rozważać uruchomienie danego świadczenia. Same procesy autokorelacyjne są wypadkową podregionów o niskich poziomach prawdopodobieństw dla DUZ (w opcji 1 i 2) sąsiadujących z podregionami o podobnej wewnętrznej specyfice oraz wysokich wartościach dla braku zainteresowania zakupem. Wspomniane wartości zostały głównie zidentyfikowane w podregionach Polski Wschodniej. Z analizy wynikają również pozytywne informacje dla wprowadzania DUZ – można bowiem dostrzec podregiony dość wysokich wartości gotowości do zakupu DUZ w opcji 1 i 2 – głównie są to miejsca większych aglomeracji miejskich, co chyba nikogo nie dziwi.

4. Dyskusja i wnioski

Poszukiwanie odpowiednich metod, które wspierają proces podejmowania decyzji jest niezwykle istotne w analizach ekonomii zdrowia. Powyższe badanie dowiodło, że jest możliwe wykorzystywanie wielomianowych modeli logitowych w analizach rozkładów prawdopodobieństw wyboru dla dodatkowych ubezpieczeń zdrowotnych w kilku ich wariantach. Możliwości, jakie płyną z oszacowanych ilorazów szans, wskazały, jakie charakterystyki wpływają na wzrosty/spadki poziomów skłonności tego wyboru (dla przypomnienia, powyższa analiza nie miała na celu określenie samej wartości, a jedynie siłę wpływu poszczególnych cech diagnostycznych na skłonność do płacenia). Dzięki zastosowaniu metod statystyki i ekonometrii przestrzennej możliwa jest identyfikacja przestrzenna jednostek podobnych, które charakteryzują się wyższymi, bądź niższymi wartościami gotowości do zakupu DUZ, co poniekąd może być dalej rozwijane i wykorzystywane w proponowaniu dodatkowych świadczeń zdrowotnych dla poszczególnych jednostek terytorialnych przez podmioty prywatne.

Nie można jednak zapominać o problemach, które towarzyszyły analizom. Po pierwsze, kwestionariusz Diagnozy Społecznej umożliwia przeprowadzenie analiz logitowych poszukiwania prawdopodobieństw wyboru, ale właściwe pytanie nie odzwierciedla rezultatów kwestionariuszy nastawionych *sensu stricto* na określanie wartości skłonności do płacenia. Po drugie, samo pytanie nie definiuje np. zakresu ubezpieczenia, który byłby oferowany w ramach składki do/powyżej 100 zł, czy sposobu uzupełniania świadczeń względem świadczeń z systemu publicznego. Nie wiadomo również, co ankietowani

rozumieli pod samym pojęciem dodatkowego ubezpieczenia zdrowotnego. Respondenci mogli jedynie logicznie utożsamiać wyższą cenę DUZ z lepszą jakością oferowanych w ramach polisy świadczeń – brak zatem atrybutów danej opcji ubezpieczenia, które bez wątplenia poprawiłyby jakość dopasowani modeli wielomianowych. Warto również zwrócić uwagę na brak pewnej dyscypliny respondenta, przejawiającej się np. w ponoszeniu niemałych opłat dodatkowych typu *out-of-pocket* na opiekę zdrowotną, przy jednoczesnym braku zainteresowania zabezpieczeniem się chociażby dodatkowym ubezpieczeniem zdrowotnym w opcji najniższej.

Cykliczny układ bazy danych Diagnozy Społecznej zachęca do panelowego ujęcia logitowego modelu wielomianowego, niekoniecznie dla rozkładu gospodarstw domowych, ale np. w rozkładzie wojewódzkim.

Bibliografia

- Folland, S., Goodman, A.C. i Stano, M. (2007). *The economics of health and health care*. New York.
- Gruszczyński M. (red.) (2010). *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*. Warszawa: Wolters Kluwer Polska.
- Healey, A. i Chisholm, D. (1999). Willingness to pay as a measure of the benefits of mental health care. *The Journal of Mental Health Policy and Economics*, 2, <http://dx.doi.org/10.1002>.
- Jewczak, M. (2014). Spatial diversity of willingness to pay for health services of households in Poland. *Folia Oeconomica*, 302.
- Kotler, P., Armstrong, G., Saunders, J. i Wong, V. (2002). *Marketing. podręcznik europejski*. Warszawa: PWE.
- McFadden, D. (1986). The choice theory approach to market research. *Marketing Science*, 5(3), <http://dx.doi.org/10.1287/mksc.5.4.275>.
- Suchecka, J. (red.) (2011). *Finansowanie ochrony zdrowia. Wybrane zagadnienia*. Warszawa: Wolters Kluwer Polska.
- Sucheckie, B. (red.) (2010). *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*. Warszawa: CH Beck.
- Zweifel, P., Breyer, F. i Kifmann, M. (2009). *Health economics*. London–New York, <http://dx.doi.org/10.1007/978-3-540-68540-1>.