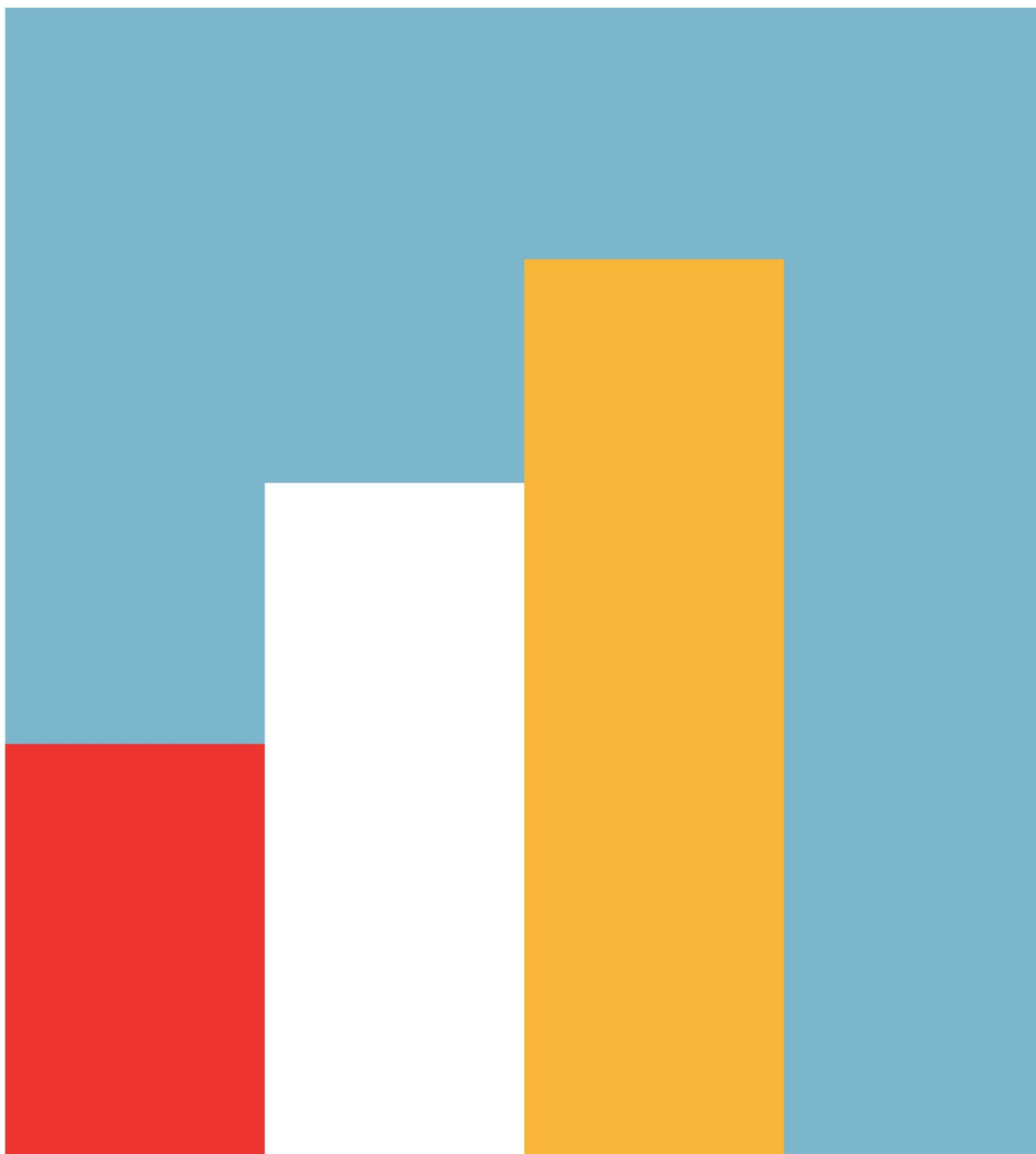


# Przegląd Ekonomiczno

Nr 3  
listopad 2017

# Społeczny

Studenckie Koło Naukowe Finansów  
i Makroekonomii  
we współpracy z Instytutem  
Studiów Ekonomiczno-Społecznych



Nr 3

*Aby Polska była dobrym i mądrym krajem*

**Warszawa, listopad 2017**

Drodzy Czytelnicy,

z przyjemnością pragniemy przedstawić Wam pierwszy w tym roku akademickim numer „Przeglądu Ekonomiczno-Społecznego”. Jednocześnie bardzo przepraszamy za tak wielką zwłokę w publikacji, głównie spowodowaną problemami technicznymi.

Numer trzeci składa się z dwóch artykułów oraz z nierecenzowanego eseju. Podobnie jak w poprzednim numerze, oba artykuły są typowo ilościowe. Celem ich jest wskazanie pewnych czynników ekonomiczno-społecznych, które wpływają na liczbę wizyt w lokalach gastronomicznych oraz na korzystanie z prywatnej służby zdrowia w Polsce. Natomiast esej dotyczy roli starożytnego państwa egipskiego w gospodarce i ze względu na ograniczoność źródeł stanowi raczej przegląd literatury uzupełniony o krótki komentarz.

Bardzo zachęcamy Państwa do zapoznania się z artykułami i esejem. Szczególnie zapraszamy do wyrażania swoich opinii oraz komentarzy.

Równocześnie bardzo dziękujemy wszystkim, którzy przyczynili się do powstania tego numeru i zachęcamy do przysyłania kolejnych artykułów. Mamy nadzieję, że dzięki Wam „PES” będzie mógł obchodzić kolejne rocznice swojego istnienia.

Z wyrazami szacunku,

*Weronika Rec*

wraz z zespołem redakcyjnym

## Spis Treści

<i>Kevin Brandhorst, Michał Ledóchowski, Krzysztof Wilgucki</i> <b>Czynniki wpływające na liczbę wizyt w lokalach gastronomicznych</b> <i>(Factors influencing the number of visits in the eating places)</i> .....	<b>5</b>
<i>Kevin Brandhorst, Michał Ledóchowski, Krzysztof Wilgucki</i> <b>Czynniki wpływające na korzystanie z prywatnej służby zdrowia w Polsce</b> <i>(Factors influencing the usage of private healthcare in Poland)</i> .....	<b>23</b>
<i>Weronika Rec</i> <b>Rola i miejsce państwa w gospodarce starożytnego Egiptu</b> <i>(The role and the place of the state in the economy of Ancient Egypt)</i> .....	<b>41</b>
<b>Od Redakcji</b> .....	<b>47</b>
<b>Dla Autorów</b> .....	<b>49</b>

# Czynniki wpływające na liczbę wizyt w lokalach gastronomicznych

*Kevin Brandhorst, Michał Ledóchowski, Krzysztof Wilgucki\**

**JEL: C11, C25, D12**

## Streszczenie

Przeprowadzone badanie służy wskazaniu czynników społeczno-ekonomicznych i psychologicznych wywierających wpływ na średnią miesięczną liczbę wizyt Polaków w lokalach gastronomicznych. Celem badania jest także wskazanie grupy docelowej klientów lokali a także szans i zagrożeń dla rozwoju branży w kontekście aktualnych tendencji społecznych i ekonomicznych. Wnioskowanie zostało przeprowadzone na podstawie podejścia klasycznego i bayesowskiego w oparciu o dane wtórne. Wyniki potwierdzają, że aktualny i oczekiwany dochód, liczba przyjaciół, liczba wizyt w kinie, teatrze i innych placówkach kultury w miesiącu oraz członkostwo w zrzeszeniach wpływa pozytywnie na skłonność do odwiedzania lokali gastronomicznych. Liczba wizyt w lokalach zależy także od miejsca zamieszkania, wieku i liczby osób w gospodarstwie domowym. W świetle uzyskanych wyników podstawową grupą docelową klientów pozostają mieszkańcy dużych miast o wysokim dochodzie, a w szczególności osoby samotne bądź posiadające niewielką liczbę dzieci. Poprawa sytuacji materialnej gospodarstw domowych oraz wzrost popytu na usługi kulturalne powinny pozytywnie oddziaływać na rozwój rynku usług gastronomicznych. Potencjalnymi barierami rozwoju branży są starzenie się ludności Polski oraz niski poziom zaangażowania Polaków w działalność w organizacjach.

---

\* Autorzy są absolwentami Studium Licencjackiego Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie na kierunku Metody Ilościowe w Ekonomii i Systemy Informacyjne. Kontakt: Kevin Brandhorst: kevin.brandhorst94@gmail.com, Michał Ledóchowski: ml63765@sgh.waw.pl, Krzysztof Wilgucki: krzysztofwilgucki95@gmail.com.

## Wstęp

Celem badania jest ocena wpływu różnych czynników społeczno-ekonomicznych, a także psychologicznych na częstotliwość wizyt w lokalach gastronomicznych. Badaną populację stanowią wszyscy mieszkańcy Polski, którzy ukończyli 16 rok życia. Badanie opiera się na danych wtórnych, pozyskanych przez autorów z cyklicznie przeprowadzanego, wielotematycznego badania ankietowego *Diagnoza Społeczna*.

Dotychczasowe badania na temat popytu na usługi gastronomiczne miały przede wszystkim charakter deskryptywny, a ich autorzy koncentrowali się głównie na szacowaniu frakcji osób korzystających z usług gastronomicznych. Determinanty popytu analizowano najczęściej z punktu widzenia przedsiębiorcy, a określanie uwarunkowań rozwoju rynku usług gastronomicznych i kształtowania się popytu nie było zazwyczaj poparte wnioskowaniem statystycznym.

W naszym badaniu do przedstawienia wniosków na temat oddziaływania różnorodnych zmiennych na częstotliwość korzystania z usług gastronomicznych wykorzystano metody ekonometryczne, w tym w szczególności modele zmiennych licznikowych. Zweryfikowano wstępne przypuszczenia, zgodnie z którymi na wzrost liczby odwiedzin w lokalach gastronomicznych wpływają takie czynniki jak: aktualny oraz oczekiwany dochód, liczba przyjaciół, liczba wyjść do kina, teatru bądź innych placówek kulturalnych w miesiącu, stopień zadowolenia z sytuacji finansowej, członkostwo w różnego rodzaju zrzeszeniach, osiąganie dochodów z inwestycji w instrumenty finansowe, poczucie, że poprzedni rok był w życiu udany oraz podjęcie w poprzedzającym okresie dodatkowej bądź lepiej płatnej pracy. Sprawdzone również, w jaki sposób liczba wyjść do restauracji kształtuje się w zależności od płci, deklarowanego celu życia i miejsca zamieszkania. Ponadto zbadano, czy skłonność do odwiedzania lokali maleje wraz z wiekiem i liczbą osób w gospodarstwie domowym. Za pomocą zmiennych interakcyjnych stwierdzono, czy zadowolenie z sytuacji finansowej oraz cel życia wpływają na siłę oddziaływania dochodu na liczbę wizyt w restauracjach.

Dzięki wyznaczeniu determinantów popytu na usługi gastronomiczne możliwe będzie wskazanie grupy docelowej klientów przedsiębiorstw z branży gastronomicznej, a także analiza szans i zagrożeń dla rozwoju rynku w kontekście aktualnych tendencji społeczno-demograficznych i ekonomicznych.

Pierwszy rozdział zawiera krótki przegląd badań naukowych i komercyjnych dotyczących rynku gastronomicznego w Polsce. W drugim natomiast przedstawiono opis danych zastosowanych w badaniu, podczas gdy kolejny traktuje o opisie zastosowanych narzędzi ekonometrycznych. W czwartym rozdziale zaprezentowano wyniki estymacji modeli ekonometrycznych wraz z oceną ich jakości. Pracę zamyka podsumowanie wyników i wnioski.

## 1. Przegląd badań

Modele zmiennej licznikowej są często stosowane w modelowaniu popytu na usługi, przede wszystkim z zakresu opieki zdrowotnej<sup>1</sup>. Jako że zmienna losowa wyrażająca liczbę wizyt w lokalach gastronomicznych powinna mieć podobne własności statystyczne jak zmienne odnoszące się do odwiedzin w placówkach służby zdrowia, do jej modelowania można z powodzeniem zastosować modele zmiennej licznikowej. Dotychczas praktycznie nie stosowano narzędzi ekonometrycznych w celu zbadania determinantów popytu na usługi gastronomiczne. Istnieją badania dotyczące usług pokrewnych np. turystycznych<sup>2</sup>, jednakże nie dostarczają one wiedzy na temat związku między cechami społeczno-demograficznymi a popytem na rozpatrywane usługi.

Istniejące badania dotyczące zapotrzebowania na usługi gastronomiczne w Polsce mają przeważnie charakter deskryptywny i najczęściej są badaniami komercyjnymi. W 2015 r. na zlecenie firmy Makro Cash and Carry powstał raport *Polska na talerzu* opisujący postawy Polaków w zakresie odwiedzania lokali gastronomicznych<sup>3</sup>. Został on oparty na badaniu ankietowym przeprowadzonym na reprezentatywnej próbie 1000 mieszkańców Polski powyżej 15 roku życia. 15% respondentów zadeklarowało, że regularnie stołuje się poza domem, a kolejne 21% korzysta z usług lokali 1–3 razy w miesiącu. Jako główny powód odwiedzania restauracji ankietowani wskazywali chęć spotkania się ze znajomymi. Starszy raport, przygotowany przez firmę Mex Polska w 2011 r., informuje, że 20% badanych chodzi do restauracji przynajmniej raz w miesiącu, natomiast 4,1 % raz w tygodniu bądź częściej. Autorzy raportu, powołując się na dane GUS, twierdzą, że klientami lokali są głównie mieszkańcy największych aglomeracji. Kwiatkowska i Levytska w artykule traktującym o rozwoju rynku usług gastronomicznych w Polsce wskazują jako najważniejsze uwarunkowania rozwoju rynku usług gastronomicznych wzrost udziału 1- i 2-osobowych gospodarstw domowych w ogólnej liczbie gospodarstw, rosnące zaangażowanie w pracę i aktywność zawodową, wzrost gospodarczy oraz przemiany społeczne, głównie dotyczące sposobu gospodarowania wolnym czasem. Autorki wskazują, że Polacy rzadziej odwiedzają lokale niż mieszkańcy państw cechujących się wyższym poziomem rozwoju gospodarczego, takich jak Stany Zjednoczone czy kraje Europy Zachodniej<sup>4</sup>. Dodatkowo powołują się na wyniki innych badań<sup>5</sup>, z których wynika, że udział wydatków na usługi gastronomiczne maleje wraz z liczbą osób w gospodarstwie domowym oraz że lokale gastronomiczne najczęściej odwiedzają ludzie młodzi. Gheribi przedstawia natomiast wyniki badań

<sup>1</sup> Zob. Cameron A.C, Trivedi P.K., *Econometric models based on count data: comparisons and applications of estimators and tests*, [w:] „Journal of Applied Econometrics”, Vol. 1 Issue 1, 1986, s. 29–54; Deb P., Trivedi P.K., *Demand for Medical care by the elderly: a finite mixture approach*, [w:] „Journal of Applied Econometrics”, Vol. 12, No 3, 1997; Windmeijer G.A.F, Silva Santos C.M.J., *Endogeneity in count data models: an application to demand for health care*, [w:] „Journal of Applied Econometrics”, Vol.12, 1997, s. 281–294.

<sup>2</sup> Zob. Hellström J., *A bivariate count data model for household tourism demand*, [w:] „Journal of Applied Econometrics”, Vol.21 Issue 2, 2006.

<sup>3</sup> *Polska na talerzu 2015. Raport firmy Makro Cash and Carry.*

<sup>4</sup> Kwiatkowska E., Levytska G., *Rynek usług gastronomicznych w Polsce na początku XXI wieku*, [w:] „Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej”, nr 74, 2009, s.139–140.

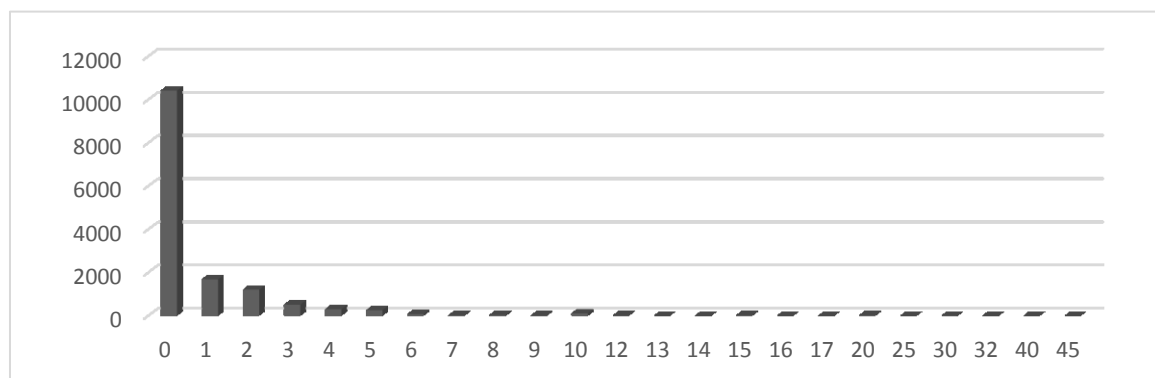
<sup>5</sup> Zimna M., *Panorama polskiej gastronomii*, Konferencja Food Business Forum, Warszawa, 2008; badanie *Budżety Gospodarstw Domowych*, cyklicznie prowadzone przez GUS.

dotyczących korzystania z usług gastronomicznych, przeprowadzonych na próbie celowej mieszkańców Warszawy. 68,6% respondentów wskazało spotkania ze znajomymi jako jeden z powodów odwiedzania lokali gastronomicznych<sup>6</sup>.

## 2. Dane

Wykorzystane dane pochodzą z badania *Diagnoza Społeczna*. Badanie jest prowadzone cyklicznie od 2000 r. na próbach reprezentatywnych gospodarstw domowych w Polsce. Dodatkowo członkowie badanych gospodarstw w wieku od 16 lat wzwyż wypełniają tzw. kwestionariusz indywidualny. W 2015 r. w badaniu indywidualnym wzięły udział 24 324 osoby. Zbiór danych wykorzystany do wnioskowania w niniejszej pracy obejmuje osoby, które wzięły udział w badaniu indywidualnym w 2015 r., i dla których nie stwierdzono brakujących wartości w polach dla zmiennych objaśniających i objaśnianej. Obróbka wstępna danych została przeprowadzona w programie IBM SPSS. W efekcie usunięcia rekordów zawierających brakujące wartości powstał wyjściowy zbiór danych liczący 14 704 obserwacje.

*Wykres 1.* Wykres częstości liczby wyjść do lokali gastronomicznych w miesiącu



Źródło: Obliczenia własne.

Powyższy wykres potwierdza bardzo silną prawostronną asymetrię rozkładu miesięcznej liczby wyjść do lokali gastronomicznych. Jedynie 29,2% respondentów zadeklarowało, że przynajmniej jeden raz w minionym roku odwiedziło lokal gastronomiczny. 97,8% respondentów odwiedziło lokal nie więcej niż 5 razy w miesiącu, a 99,6% nie więcej niż 10 razy.

Tabela 1. zawiera podstawowe statystyki opisowe dla zmiennych wyrażonych w skali ilorazowej, natomiast Tabela 2. zawiera informacje o rozkładzie zmiennych wyrażonych w skali porządkowej i nominalnej w badanej próbie. W tabelach zawarto także informacje o przypuszczalnym kierunku oddziaływania danej zmiennej na zmienną objaśnianą (w postaci znaku „+”, „-” bądź znaku zapytania). W przypadku zmiennych wyrażonych w skali

<sup>6</sup> Gheribi E., *Struktura popytu na usługi przedsiębiorstw gastronomicznych w czasie wyjazdów turystycznych*, [w:] „Zeszyty Naukowe Turystyka i Rekreacja” Wyższej Szkoły Turystyki i Języków Obcych, Zeszyt 14 (2), 2014, s.74.



# Przegląd Ekonomiczno-Społeczny

Listopad 2017

ilorazowej interpretacja znaków jest intuicyjna. W przypadku zmiennych wyrażonych w skali porządkowej bądź nominalnej znak minus oznacza, że przypuszczamy, iż zmienna objaśniana (*ceteris paribus*) przypuszczalnie przyjmuje coraz mniejsze wartości dla elementów skali o wyższym numerze porządkowym. W przypadku członkostwa w organizacjach sądzimy, że skłonność do odwiedzania lokali jest większa w przypadku osób, które należą do większej liczby organizacji. Nie mamy natomiast przypuszczeń co do kierunku oddziaływania płci na liczbę wizyt w lokalach gastronomicznych.

Tabela 1. Statystyki opisowe dla zmiennych objaśniających (skala ilorazowa)

Zmienna	Opis zmiennej	Średnia	Odchylenie standardowe	Max	Min	Przypuszczalny kierunek oddziaływania
doch_netto	Osobisty dochód netto	1893,787	1399,253	30000	100	+
ex_doch_net	Oczekiwany osobisty dochód netto (za 2 lata)	2347,597	1996,780	50002	100	+
l_kino	Liczba wyjść do kina/teatru/na koncert w popr. mies.	0,315	0,905	25	0	+
wiek2015	Wiek w 2015 r.	53,263	17,361	100	16	-
L_OSOB_2015	Liczba osób w gosp. domowym	3,297	1,800	17	1	-

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 2. Podsumowanie zmiennych objaśniających (skala porządkowa)

Zmienna	Opis zmiennej	Odsetek obserwacji	Przypuszczalny kierunek oddziaływania	
KLASA_MIEJSCOWOSCI	Miejsce zamieszkania		-	
	1 Miasto pow. 500 tys.	7,13%		
	2 Miasto 200-500 tys.	8,64%		
	3 Miasto 100-200 tys.	6,26%		
	4 Miasto 20-100 tys.	18,82%		
	5 Miasto poniżej 20 tys.	11,96%		
zadow_finans	Zadowolenie z sytuacji finansowej		-	
	1 bardzo zadowolony	4,81%		
	2 zadowolony	26,39%		
	3 dosyć zadowolony	34,87%		
	4 dosyć niezadowolony	14,85%		
	5 niezadowolony	12,10%		
rok_udany	Odpowiedź na pytanie, czy miniony rok był dla respondenta udany		-	
	1 tak	82,74%		
	2 nie	17,26%		
	cz_organizacji	Członkostwo w organizacjach		
		1 członkostwo w 1 organizacji	10,38%	
		2 członkostwo w 2 organizacjach	2,25%	
3 członkostwo w 3 organizacjach		0,99%		
4 nie należy do żadnych organizacji	86,38%			
l_przyjaciol	Liczba osób, które respondent uważa za przyjaciół		+	
zarobek_rynki	Czy respondent osiągnął dochody z inwestycji w instrumenty finansowe		-	
	1 tak	2,34%		
	2 nie	97,66%		
lepszapraca	Czy respondent podjął w minionym roku lepszą lub dodatkową pracę		-	
	1 tak	8,45%		
	2 nie	91,55%		
wazne_w_zyc	Odpowiedź na pytanie, co dla respondenta jest ważne w życiu		-	
	1 przyjemności brak stresu	37,24%		
	2 poczucie sensu, wyższe cele	62,76%		
PLEC_ALL	Płeć		?	
	1 Mężczyzna	45,23%		
	2 Kobieta	54,77%		

Źródło: Opracowanie własne.

Uwzględnienie zmiennej rok\_udany w modelu może budzić pewne obawy związane z problemem endogeniczności, tj. jej skorelowania ze składnikiem losowym. Endogeniczność mogłaby być spowodowana faktem, iż liczba wizyt w restauracjach może mieć wpływ na ocenę poprzedniego roku. Podjęto jednak decyzję o włączeniu jej do modeli ekonometrycznych, aby zbadać wpływ ogólnej oceny sytuacji życiowej na skłonność

do odwiedzania lokali gastronomicznych. Założono, że zmienna  $rok\_udany$  może kształtować się w oparciu o czynniki rodzinne czy osobiste, które nie znajdują odzwierciedlenia np. w zadowoleniu z sytuacji finansowej.

### 3. Metodyka

W artykule zastosowano modele ekonometryczne dla zmiennej licznikowej. Zmienna licznikowa charakteryzuje się tym, iż przyjmuje wartości ze zbioru liczb całkowitych, a przyjęcie przez nią dużych wartości jest mało prawdopodobne (rozkład zmiennej licznikowej charakteryzuje się zazwyczaj silną asymetrią prawostronną). Najprostszym modelem dla zmiennej licznikowej jest model Poissona, w którym przyjęto, że zmienna objaśniana  $y$  ma warunkowy (względem wektora zmiennych egzogenicznych) rozkład Poissona<sup>7</sup>. Kluczowym założeniem tego modelu jest równość wartości oczekiwanej i wariancji rozkładu zmiennej objaśnianej (ang. *equidispersion*), tj.

$$E(y_i|x_i) = Var(y_i|x_i) = \lambda_i \quad (1)$$

Parametry regresji Poissona szacuje się metodą największej wiarygodności (MNV). Interpretacja oszacowań jest inna niż w klasycznym modelu regresji liniowej. Przyjmuje się, że wzrost wartości zmiennej objaśniającej  $x_i$  o jednostkę powoduje (*ceteris paribus*) wzrost wartości oczekiwanej zmiennej objaśnianej o  $100\beta_i$  procent. Innymi słowy, gdy  $x_i$  wzrasta o jednostkę, to wartość oczekiwana zmiennej  $y$  wzrasta  $\beta_i$  razy przy pozostałych warunkach niezmiennych.

Założenie o równości wariancji i wartości oczekiwanej sprawdzono posługując się testem Trivediego i Camerona<sup>8</sup>. Hipoteza zerowa testu zakłada, że założenie o *equidispersion* jest spełnione. Hipoteza alternatywna zaś, zależnie od wariantu, zakłada nadmierne rozproszenie (ang. *overdispersion*), tj. wariancję przekraczającą wartość oczekiwaną, niedostateczne rozproszenie (ang. *underdispersion*), tj. wariancję poniżej wartości oczekiwanej lub ma charakter dwustronny. Nadmierne rozproszenie powoduje znaczne niedoszacowanie błędów standardowych oszacowań parametrów, więc wnioskowanie na ich podstawie o istotności oszacowań parametrów nie jest poprawne. W takiej sytuacji Bazyl rekomenduje wnioskowanie na podstawie odpornych błędów standardowych, bądź też oszacowanie modelu regresji dwumianowej ujemnej (ang. *Negative Binomial-NegBin*) uwzględniający nadmierne rozproszenie<sup>9</sup>. Interpretacja oszacowań parametrów w modelu regresji dwumianowej ujemnej jest taka sama, jak w modelu Poissona.

Innym, często występującym problemem w modelowaniu zmiennej licznikowej jest duży udział zer wśród zaobserwowanych wartości zmiennej objaśniającej. W takim przypadku liczba zer prognozowana przez omawiane wcześniej modele pozostaje zazwyczaj niedoszacowana. Rozwiązanie stanowi zastosowanie modelu ze zwiększoną liczbą zer (ang.

<sup>7</sup> Bazyl M., *Modele zmiennych licznikowych*, [w:] *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Wydanie II rozszerzone, red. naukowa Gruszczyński M., Warszawa 2012, s.254.

<sup>8</sup> Cameron A., Trivedi P., *Microeconometrics. Methods and applications*, 2005, s.671.

<sup>9</sup> Bazyl M., *Modele zmiennych...*, op.cit., s. 256.

*zero-inflated*). Taki model zakłada podział obserwacji na dwie kategorie: obserwacje, dla których zmienna objaśniająca na pewno przyjmie wartość zero (w tym przypadku będą to osoby, dla których nie zachodzi szansa na przynajmniej jedno wyjście do lokalu gastronomicznego w miesiącu) oraz obserwacje, dla których zmienna objaśniająca może przyjąć dowolną wartość nieujemną<sup>10</sup>. W niniejszym przypadku prawdopodobieństwo przynależności do pierwszej grupy (braku szans na chociaż jedno wyjście do lokalu w miesiącu) jest modelowane z wykorzystaniem modelu logitowego. W celu oszacowania oczekiwanej liczby wyjść do lokalu, pod warunkiem zaistnienia szansy na przynajmniej jedno wyjście, można zastosować model Poissona lub NegBin (w przypadku występowania nadmiernego rozproszenia). W naszej pracy zakładamy, że ten sam zbiór zmiennych egzogenicznych może wpływać zarówno na zaistnienie szansy przynajmniej jednego wyjścia do lokalu, jak i na wartość oczekiwaną liczbę wyjść w miesiącu pod warunkiem zaistnienia takiej szansy.

Do porównania modelu ze zwiększoną liczbą zer z modelem NegBin lub Poissona wykorzystuje się test Vuonga, będący rozwinięciem testu ilorazu wiarygodności umożliwiającym porównywanie modeli niezagnieżdżonych<sup>11</sup>. Greene wskazuje, że test Vuonga nie wymaga założenia, że którykolwiek z porównywanych modeli jest prawdziwym, najbardziej preferowanym modelem (przy czym podtrzymane jest założenie ekonometrii klasycznej o istnieniu takowego modelu)<sup>12</sup>. Jeśli hipoteza zerowa jest prawdziwa, to oba modele są jednakowo dobre (bliskie modelu prawdziwego). W naszym przypadku hipoteza alternatywna zakłada, że model *zero-inflated* jest lepszy (jeżeli statystyka testu przyjmuje odpowiednią wysoką wartość dodatnią) lub że lepszy jest model standardowy (dla ujemnej wartości statystyki). Parametry części zero-inflation modelu są interpretowane w standardowy sposób, jak dla modelu logitowego (zmienna objaśniana przyjmuje wartość 1, jeżeli nie ma szans na przynajmniej jedno wyjście do lokalu, zero w przeciwnym wypadku). Parametry części licznikowej interpretuje się również w sposób standardowy dla modeli Poissona/NegBin, ale uwzględniając, że w tym przypadku odnoszą się one do wartości oczekiwanej liczby wyjść pod warunkiem zaistnienia szansy na przynajmniej jedno wyjście.

Wnioskowanie o istotności oszacowań poszczególnych parametrów odbywa się w standardowy sposób na podstawie obliczonych statystyk i odpowiednich p-wartości. Interpretacja oszacowań parametrów odbywa się w każdym przypadku przy założeniu pozostałych warunków niezmiennych.

Dla celów analizy wrażliwości uzyskanych wyników prezentujemy także oszacowania parametrów przy zastosowaniu Klasycznej Metody Najmniejszych Kwadratów (KMNK). Bazyl wskazuje bowiem, że można przybliżać rozkłady zmiennych licznikowych rozkładem normalnym, szczególnie jeżeli zmienne te przyjmują odpowiednio duże wartości, a więc zastosowania KMNK powinno w teorii prowadzić do podobnych wniosków, co wyniki estymacji modeli licznikowych<sup>13</sup>. W rozpatrywanym przypadku zmienna objaśniana

<sup>10</sup> Ibidem., s. 257–259.

<sup>11</sup> Zob. Cameron A., Trivedi P., *Microeconometrics...*, op.cit., s. 280, Bazyl M., *Modele zmiennych...*, op.cit., s. 259.

<sup>12</sup> Greene H.W., *Econometric Analysis, Seventh Edition*, 2012, s. 574.

<sup>13</sup> Bazyl M., *Modele zmiennych...*, op.cit. s.254.

przejmowała z reguły bardzo małe wartości, a jednak wnioski co istotności poszczególnych parametrów na podstawie modeli oszacowanych KMNK są zbliżone do rezultatów uzyskanych z zastosowaniem modeli licznikowych. Zaletą stosowania KMNK jest prosta i intuicyjna interpretacja efektów krańcowych.

Nasz wywód został uzupełniony o wnioskowanie oparte na bayesowskim uśrednieniu modeli (ang. BMA — *Bayesian Model Averaging*). Bayesowskie uśrednienie jest przeprowadzane przy założeniu, że zmienna objaśniana ma warunkowy rozkład quasi-Poissona względem zmiennych objaśniających. Rozkład quasi-Poissona jest uogólnioną wersją rozkładu Poissona, w której uchylone zostaje założenie o równości wariancji i wartości oczekiwanej zmiennej losowej. Model quasi-Poissona, podobnie jak model regresji dwumianowej ujemnej znajduje zastosowanie w przypadku występowania nadmiernego rozproszenia. Ver Hoef i Boveng wskazują, że nie można jednoznacznie stwierdzić, który z tych dwóch modeli pozwala osiągnąć większy stopień dopasowania do danych w kontekście nauk przyrodniczych<sup>14</sup>. Biorąc jednak pod uwagę powszechność stosowania modelu quasi-Poissona, właśnie ten model pozwala nam na dodatkową analizę wrażliwości uzyskanych wyników na metodę estymacji. W celu pogłębienia tej analizy, zamiast estymacją metodami klasycznymi posłużono się bayesowskim uśrednieniem modeli. Technika ta pozwala w szczególności obliczyć prawdopodobieństwo *a posteriori*, że wartość oszacowania parametru jest różna od zera oraz wyznaczyć charakterystyki rozkładów *a posteriori* parametrów modelu. BMA znajduje zastosowanie, kiedy istnieje niepewność co do wpływu potencjalnych zmiennych objaśniających na zmienną endogeniczną. Ogólnie, jeśli mamy zbiór  $K$  potencjalnych regresorów, to istnieje  $2^K$  różnych modeli ekonometrycznych. Prawdopodobieństwo *a posteriori* zdarzenia polegającego na tym, że model  $M_j$  jest poprawny, wylicza się zgodnie ze wzorem Bayesa<sup>15</sup>:

$$P(M_j|D) = \frac{P(D|M_j)*P(M_j)}{\sum_{i=1}^L P(D|M_i)*P(M_i)}, \quad (2)$$

gdzie:

$P(M_j|D)$  — prawdopodobieństwo *a posteriori*, że model  $M_j$  jest prawidłowy,

$P(M_j)$  — prawdopodobieństwo *a priori*, że model  $M_j$  jest prawidłowy,

D — dane z próby.

Prawdopodobieństwo *a posteriori*, że parametr  $\beta_j$  jest różny od zera, wyliczono zgodnie z kolejnym wzorem<sup>16</sup>:

<sup>14</sup> Ver Hoef J.M., Boveng P.L., *Quasi-Poisson vs. negative binomial regression: how should we model overdispersed count data?*, [w:] „Ecology”, 2007, s.2767.

<sup>15</sup> Moghadam A. Sh., *Model Uncertainty and Model Averaging Techniques*, Doctoral Dissertation, Blacksburg, Virginia 2012, s.118.

<sup>16</sup> Ibidem.

$$P(\beta_j \neq 0|D) = \sum_{i=1}^L p(\beta_j \neq 0|M_i) P(M_i|D), \quad (3)$$

gdzie:

L — liczba rozpatrywanych modeli.

Estymacja modeli zazwyczaj przeprowadzana jest zgodnie z podejściem częstościowym (w naszym przypadku z użyciem MNW), więc zakładamy, że  $p(\beta_j \neq 0|M_i) = 1$  jeśli zmienna  $\beta_j$  jest uwzględniona w modelu  $M_i$  i  $p(\beta_j \neq 0|M_i) = 0$  w przeciwnym wypadku.

W związku z tym, powyższy wzór przyjmuje uproszczoną postać:

$$P(\beta_j \neq 0|D) = \sum_{i:\beta_j \in M_i} P(M_i|D) \quad (4)$$

Wykorzystana procedura zakłada domyślnie równe prawdopodobieństwa a priori  $P(M_j)$  dla wszystkich modeli. Pozwala jednakże na modyfikację polegającą na zdefiniowaniu *prior inclusion probabilities*<sup>17</sup> dla poszczególnych zmiennych objaśniających. Dodajmy, że w celu zmniejszenia złożoności obliczeniowej całej procedury stosowane są algorytmy umożliwiające wybór najlepszych modeli tak, że w uśrednieniu brany jest pod uwagę pewien podzbiór wszystkich  $2^K$  możliwych modeli. W naszym zbiorze danych występują zmienne jakościowe (wielopoziomowe). Dla zapewnienia właściwej interpretacji wyników, uśrednienie zostało przeprowadzone przy założeniu, że w modelu mogą się znaleźć wszystkie zmienne zerojedynkowe dla wszystkich poziomów (kategorii) oryginalnej zmiennej jakościowej albo żadna z nich.

#### 4. Wyniki estymacji

Najprostszy model zmiennej licznikowej stanowi model regresji Poissona. W tym przypadku wnioskowanie na jego podstawie na temat istotności oszacowań parametrów mogłoby być obciążone z powodu występowania nadmiernego rozproszenia. W poniższej tabeli znajdują się wyniki testu Camerona-Trivediego pozwalające odrzucić hipotezę zerową, mówiącą o równości średniej i wariancji rozkładu, na rzecz hipotezy alternatywnej o nadmiernym rozproszeniu.

Tabela 3. Wyniki testu Camerona-Trivediego

Statystyka z	p-wartość	Hipoteza alternatywna
9,782	1,35E-22	Dwustronna
9,782	1	niedostateczne rozproszenie
9,782	6,73E-23	Nadmierne rozproszenie

Źródło: Obliczenia własne

W celu rozwiązania tego problemu przeprowadzono estymację modelu regresji dwumianowej ujemnej (NegBin). Ponadto próba charakteryzuje się znacznym udziałem zer wśród obserwacji zmiennej objaśnianej. Przeprowadzony test Vuonga wskazał, że model regresji

<sup>17</sup> *Prior inclusion probability* oznacza prawdopodobieństwo a priori, że współczynnik przy danej zmiennej przyjmie wartość różną od zera.

Listopad 2017

dwumianowej ujemnej ze zwiększoną liczbą zer (ang. *Zero-Inflated NegBin* — ZINB) jest preferowany względem standardowego modelu NegBin niezależnie od przyjętego poziomu istotności (statystyka z wynosi 19,75271; p-wartość bliska zeru). Model regresji liniowej oszacowany przy zastosowaniu KMNK charakteryzuje się heteroskedastycznością składnika losowego (przy każdym typowym poziomie istotności odrzucamy hipotezę zerową testu Breuscha-Pagana), w związku z czym prezentowane wyniki uzupełniono o estymację KMNK z zastosowaniem błędów standardowych, wyliczonych na podstawie macierzy kowariancji odpornej na heteroskedastyczność zaproponowanej przez White'a.

W Tabeli 4. zaprezentowano oszacowania parametrów modeli licznikowych (model Poissona, NegBin, ZINB, KMNK) oraz wyniki bayesowskiego uśrednienia modeli quasi-Poissona. W przypadku modeli estymowanych metodami klasycznymi przedstawiono oszacowania punktowe parametrów (błędy standardowe w nawiasach) wraz z oceną ich istotności statystycznej. W przypadku bayesowskiego uśrednienia (BMA) zaprezentowano średnią *a posteriori*, a w nawiasach odchylenie standardowe rozkładu *a posteriori* oraz prawdopodobieństwo *a posteriori* włączenia zmiennej do modelu (ang. *Posterior Inclusion Probability*) wyrażone w procentach. Chcielibyśmy zaznaczyć, że interpretacja znaków oszacowań współczynników w części zero-inflation modelu ZINB jest odwrotna niż w przypadku pozostałych prezentowanych wyników (część zero-inflation stanowi model logitowy, w którym zmienna objaśniana przyjmuje wartość 1, jeżeli obserwacja należy do grupy tzw. nadmiarowych zer tj. nie zachodzi szansa, aby rozpatrywana osoba wyszła do restauracji choć 1 raz w miesiącu). W bayesowskim uśrednieniu zmienne interakcyjne zostały pominięte ze względów technicznych.

Na podstawie wyników estymacji modeli ekonometrycznych można stwierdzić, że większość rozpatrywanych czynników wpływa na liczbę odwiedzin Polaków w lokalach gastronomicznych. Skłonność do odwiedzania restauracji wzrasta wraz z wielkością dochodu (zarówno oczekiwanego jak i aktualnego), chociaż model ze zwiększoną liczbą zer wskazuje, że aktualny dochód nie wpływa na prawdopodobieństwo zaistnienia możliwości przynajmniej jednego wyjścia, a jedynie na warunkową wartość oczekiwaną liczby wyjść. Analiza potwierdza również hipotezę, zgodnie z którą osoby częściej bywające w kinie czy teatrze, chętniej chodzą także do lokali gastronomicznych. Skłonność do odwiedzania lokali maleje wraz z wiekiem i liczbą osób w gospodarstwie domowym, co jest zgodne z wcześniejszymi przypuszczeniami. Innym czynnikiem wpływającym istotnie na liczbę odwiedzin w lokalach gastronomicznych jest miejsce zamieszkania. Nasze wyniki dowodzą jednakże, że w przypadku mieszkańców miast powyżej 100 tys. mieszkańców, wielkość miasta nie wpływa już istotnie na skłonność do korzystania z usług gastronomicznych (jedynie wyniki estymacji modelu regresji liniowej wskazują, iż mieszkańcy miast od 100 do 200 tys. mieszkańców odwiedzają lokale rzadziej niż osoby zamieszkujące miasta, których liczba ludności przekracza pół miliona).



## Przegląd Ekonomiczno-Społeczny

Listopad 2017

Tabela 4. Wyniki estymacji modeli licznikowych

Zmienna	Poisson	NegBin	ZINB (count)	ZINB (zero)	KMNK	KMNK (HC)	BMA
l_doch_netto	0.363*** (0,049)	0.380*** (0,107)	0.233*** (0,089)	-0.489 (0,334)	0.611*** (0,109)	0.611* (0,312)	0,13 (0,053/92,3)
l_ex_doch_net	0.386*** (0,024)	0.343*** (0,047)	0.256*** (0,044)	-0.445*** (0,123)	0.409*** (0,045)	0.409*** (0,063)	0,409 (0,048/100)
l_kino	0.136*** (0,003)	0.423*** (0,013)	0.176*** (-0,013)	-4.190*** (0,789)	0.603*** (0,017)	0.603*** (0,063)	0,134 (0,006/100)
wiek2015	-0.042*** (0,001)	-0.045*** (0,001)	-0.018*** (0,001)	0.067*** (0,003)	-0.023*** (0,001)	-0.023*** (0,001)	-0,042 (0,001/100)
l_OSOB_2015	-0.085*** (0,007)	-0.100*** (0,011)	-0.066*** (0,011)	0.132*** (0,027)	-0.068*** (0,009)	-0.068*** (0,008)	-0,086 (0,011/100)
KLASA_MIEJSCOWOSCI_2	0,001 (0,036)	0,059 (0,070)	0,011 (0,062)	0,039 (0,220)	-0,102 (0,072)	-0,102 (0,107)	-0,015 (0,059/100)
KLASA_MIEJSCOWOSCI_3	0,041 (0,041)	0,076 (0,077)	0,004 (0,070)	0,285 (0,232)	-0,195** (0,078)	-0,195* (0,106)	0,033 (0,068/100)
KLASA_MIEJSCOWOSCI_4	-0,071** (0,034)	-0,052 (0,063)	-0,032 (0,058)	0,603*** (0,193)	-0,294*** (0,063)	-0,294*** (0,090)	-0,08 (0,056/100)
KLASA_MIEJSCOWOSCI_5	-0,215*** (0,038)	-0,241*** (0,070)	-0,077 (0,066)	0,904*** (0,205)	-0,369*** (0,068)	-0,369*** (0,092)	-0,22 (0,063/100)
KLASA_MIEJSCOWOSCI_6	-0,522*** (0,034)	-0,591*** (0,062)	-0,178*** (0,057)	1,430*** (0,187)	-0,485*** (0,060)	-0,485*** (0,082)	-0,535 (0,056/100)
zadow_finans_2	1,651*** (0,375)	0,825 (0,808)	1,477** (0,657)	-0,261 (2,565)	3,978*** (0,821)	3,978 (2,483)	-0,01 (0,06/100)
zadow_finans_3	1,709*** (0,378)	0,736 (0,805)	2,040*** (0,665)	0,168 (2,534)	4,891*** (0,808)	4,891** (2,469)	-0,123 (0,06/100)
zadow_finans_4	0,813 (0,526)	0,236 (0,981)	2,006** (0,903)	0,413 (2,840)	5,277*** (0,911)	5,277** (2,454)	-0,416 (0,075/100)
zadow_finans_5	0,019 (0,540)	-0,065 (1,014)	1,852** (0,924)	0,684 (2,859)	4,775*** (0,919)	4,775* (2,603)	-0,297 (0,081/100)
zadow_finans_6	1,572** (0,729)	0,85 (1,182)	3,227*** (1,235)	0,977 (3,166)	5,980*** (0,979)	5,980** (2,418)	-0,723 (0,115/100)
rok_udany_2	-0,201*** (0,034)	-0,251*** (0,053)	-0,125** (0,058)	0,182 (0,120)	-0,059 (0,040)	-0,059** (0,029)	-0,174 (0,084/87,6)
cz_organizacji_2	0,103** (0,052)	0,146 (0,099)	0,032 (0,089)	-0,352 (0,327)	0,107 (0,104)	0,107 (0,134)	0,077 (0,087/100)
cz_organizacji_3	0,641*** (0,053)	0,727*** (0,126)	0,570*** (0,106)	-0,857* (0,494)	1,555*** (0,149)	1,555*** (0,465)	0,651 (0,089/100)
cz_organizacji_4	-0,296*** (0,027)	-0,373*** (0,048)	-0,078* (0,047)	0,831*** (0,138)	-0,146*** (0,047)	-0,146** (0,057)	-0,301 (0,045/100)
l_przyjaciol	0,023*** (0,001)	0,028*** (0,002)	0,019*** (0,002)	-0,021*** (0,006)	0,020*** (0,002)	0,020*** (0,004)	0,022 (0,002/100)
zarobek_rynk_2	-0,155*** (0,040)	-0,219*** (0,084)	-0,168** (0,072)	0,235 (0,296)	-0,438*** (0,096)	-0,438** (0,177)	-0,013 (0,047/8,2)
lepsza_praca_2	-0,166*** (0,025)	-0,177*** (0,049)	-0,158*** (0,044)	0,287* (0,146)	-0,412*** (0,053)	-0,412*** (0,077)	-0,156 (0,05/96,5)
wazne_w_zyc_2	0,400* (0,221)	0,939** (0,410)	0,890** (0,402)	0,802 (1,111)	1,214*** (0,362)	1,214** (0,493)	-0,005 (0,02/6,7)
PLEC_ALL_2	0,043** (0,020)	-0,027 (0,034)	-0,102*** (0,034)	-0,219** (0,085)	-0,03 (0,030)	-0,03 (0,031)	0 (0/0)
l_doch_netto*(zadow_finans_2)	-0,209*** (0,047)	-0,1 (0,103)	-0,185** (0,083)	0,053 (0,337)	-0,531*** (0,107)	-0,531 (0,332)	
l_doch_netto*(zadow_finans_3)	-0,231*** (0,048)	-0,114 (0,103)	-0,270*** (0,085)	0,04 (0,333)	-0,670*** (0,106)	-0,670** (0,330)	
l_doch_netto*(zadow_finans_4)	-0,152** (0,069)	-0,083 (0,129)	-0,281** (0,118)	0,054 (0,377)	-0,741*** (0,121)	-0,741** (0,328)	
l_doch_netto*(zadow_finans_5)	-0,027 (0,071)	-0,043 (0,134)	-0,235* (0,121)	0,07 (0,380)	-0,666*** (0,123)	-0,666* (0,351)	
l_doch_netto*(zadow_finans_6)	-0,298*** (0,099)	-0,202 (0,160)	-0,472*** (0,168)	-0,005 (0,432)	-0,856*** (0,133)	-0,856*** (0,323)	
l_doch_netto*(wazne_w_zyc_2)	-0,063** (0,029)	-0,135** (0,054)	-0,132** (0,052)	-0,118 (0,150)	-0,173*** (0,049)	-0,173** (0,069)	
Const	-3,098*** (0,372)	-2,686*** (0,803)	-1,982*** (0,677)	1,387 (2,496)	-4,301*** (0,810)	-4,301* (2,285)	-1,593 (0,278/100)

Objaśnienia: \*\*\*-  $p < 0,01$ ; \*\*-  $0,01 < p < 0,05$ ; \*-  $0,05 < p < 0,1$ . Dla zmiennych jakościowych pominięto zmienne referencyjne z numerem 1.

Źródło: Obliczenia własne.

Listopad 2017

Można natomiast stwierdzić, że negatywny wpływ miejsca zamieszkania na tę skłonność jest zauważalny w przypadku mieszkańców wsi, a także miast poniżej 20 tys. mieszkańców. Istnieją także ograniczone przesłanki, że podobny efekt zachodzi także w odniesieniu do miast liczących 20 do 100 tys. mieszkańców. W modelach Poissona, KMNK oraz części zero-inflation modelu ZINB odpowiednia zmienna zerojedynkowa jest statystycznie istotna przy poziomie istotności 5%. W pozostałych modelach szacowanych metodami klasycznymi oszacowania odpowiednich parametrów są także mniejsze od zera, aczkolwiek nie są istotne statystycznie.

Bayesowskie uśrednienie sugeruje istnienie zależności między stopniem zadowolenia z sytuacji finansowej a skłonnością do odwiedzania lokali gastronomicznych, a średnie *a posteriori* parametrów wskazują, że osoby bardziej zadowolone ze stanu osobistych finansów częściej odwiedzają lokale gastronomiczne. Podejście klasyczne nie dostarcza jednak jednoznacznych wniosków co do istnienia i kierunku tej zależności. Odpowiednie zmienne zerojedynkowe są statystycznie istotne jedynie w modelach regresji liniowej oraz części licznikowej modelu ZINB (w modelu Poissona istotne są jedynie zmienne dla dwóch kategorii zadowolenia). Na podstawie punktowych oszacowań parametrów trudno jednoznacznie wnioskować o kierunku zależności, jednakże zdają się one nie potwierdzać istnienia zależności odwrotnej. Zmienne interakcyjne dochodu z zadowoleniem z sytuacji okazały się istotne statystycznie jedynie w modelu Poissona, modelu regresji liniowej i części licznikowej modelu ZINB. Oszacowania punktowe wskazują, że w przypadku osób deklarujących niższy stopień zadowolenia ze stanu osobistych finansów skłonność do odwiedzania lokali gastronomicznych jest mniej wrażliwa na zmiany dochodu (efekt ten jest szczególnie wyraźny w przypadku osób bardzo niezadowolonych z własnej sytuacji finansowej). Jak wcześniej wspomniano, zmienne interakcyjne nie zostały uwzględnione w bayesowskim uśrednieniu z przyczyn technicznych.

Na podstawie otrzymanych wyników można również stwierdzić, że ocena sytuacji życiowej (czy poprzedni rok był dla danej osoby udany, czy też nie) wywiera wpływ na skłonność do odwiedzania lokali. Do restauracji i kawiarni częściej chodzą osoby uważające poprzedni rok za udany.

Członkostwo w organizacjach, takich jak stowarzyszenia czy partie polityczne, także wywiera wpływ na skłonność do odwiedzania restauracji, kawiarni i pubów. Jednoznacznie można stwierdzić, że osoby należące do trzech lub więcej organizacji częściej korzystają z usług gastronomicznych niż członkowie tylko jednej organizacji. Z kolei brak przynależności do jakiegokolwiek zrzeszenia wywiera negatywny wpływ na skłonność do odwiedzania lokali. Na podstawie oszacowań punktowych parametrów i średniej *a posteriori* w bayesowskim uśrednieniu można by także przypuszczać, że osoby należące do dwóch zrzeszeń częściej odwiedzają lokale niż członkowie jednego tylko zrzeszenia, jednakże należy mieć na uwadze, że zależność ta nie jest statystycznie istotna.

Zgodnie z przypuszczeniami, osoby posiadające więcej przyjaciół chętniej odwiedzają restauracje i kawiarnie. Podobnie podjęcie lepiej płatnej bądź dodatkowej pracy zwiększa skłonność do korzystania z usług gastronomicznych.



Wnioskowanie oparte na klasycznym testowaniu hipotez sugeruje, że osiągnięcie dochodów z inwestycji w akcje lub też obligacje także wpływa pozytywnie na tę skłonność. Na podstawie bayesowskiego uśrednienia stwierdzamy natomiast, że istnienie takiej zależności jest relatywnie mało prawdopodobne, chociaż średnia *a posteriori* potwierdzałaby wniosek wyciągnięty przy zastosowaniu podejścia klasycznego.

Klasyczne wnioskowanie wskazuje, że osoby, dla których poczucie sensu w życiu jest ważniejsze niż przyjemności i brak stresu, częściej odwiedzają lokale gastronomiczne, jednakże wpływ dochodu na skłonność do korzystania z usług gastronomicznych pozostaje u takich osób słabszy. Podejście oparte na bayesowskim uśrednieniu pozwala stwierdzić z prawdopodobieństwem wynoszącym 93,4%, że omawiana uprzednio zmienna nie wywiera żadnego wpływu na zmienną objaśnianą. Jak już uprzednio wspomniano, z powodów technicznych, bayesowskie uśrednienie nie uwzględnia jednak interakcji omawianej zmiennej z dochodem netto.

Otrzymane wyniki nie pozwalają na jednoznaczne wnioski co do zależności między płcią a skłonnością do odwiedzania lokali gastronomicznych. Model NegBin bez uwzględniania podwyższonej liczby zer sugeruje, podobnie jak bayesowskie uśrednienie modeli quasi-Poissona i model regresji liniowej, że płeć nie oddziałuje na skłonność do odwiedzania lokali. Model *zero-inflated* wskazuje natomiast, że kobiety rzadziej chodzą do lokali niż mężczyźni, ale w przypadku mężczyzn istnieje większe prawdopodobieństwo zaistnienia możliwości przynajmniej jednego wyjścia do lokalu.

Warto odnotować, że większość wniosków co do istnienia i kierunku zależności, nie jest wrażliwa na metodę estymacji. Oszacowania KMNK prowadzą do zasadniczo zbliżonych wniosków, co wyniki estymacji modeli licznikowych. Pewne różnice są natomiast zauważalne w zakresie efektów krańcowych, o czym dokładniej zostało napisane w następnym akapicie. Bayesowskie uśrednienie także potwierdza większość konkluzji uzyskanych poprzez klasyczne testowanie hipotez.

Nasza analiza została uzupełniona o estymację średnich efektów krańcowych (ang. *Average Marginal Effects*) dla poszczególnych zmiennych objaśniających. Oszacowane efekty krańcowe dla modelu Poissona, modelu NegBin, modelu ze zwiększoną liczbą zer (ZINB) oraz modelu regresji liniowej (KMNK) z zastosowaniem odpornych błędów standardowych znajdują się w Tabeli 5. W przypadku zmiennych jakościowych oznaczonych w Tabeli 5. literą (a) wyliczony efekt krańcowy wyraża natomiast krańcową zmianę wartości zmiennej objaśnianej spowodowaną zmianą wartości zmiennej egzogenicznej z 0 na 1. Przy obliczaniu efektów krańcowych uwzględniono interakcje między dochodem a zmiennymi jakościowymi odnoszącymi się do zadowolenia z sytuacji finansowej oraz wartości wyznawanych w życiu, stąd nie są prezentowane odrębne efekty krańcowe dla zmiennych interakcyjnych.

Listopad 2017

Tabela 5. Oszacowania efektów krańcowych

Zmienna	Poisson	NegBin	ZINB	KMNK (HC)
l_doch_netto	0,112*** (0,018)	1,774** (0,851)	0,02 (0,032)	-0,122** (0,061)
l_ex_doch_net	0,301*** (0,019)	3,437** (1,378)	0,269*** (0,034)	0,409*** (0,063)
l_kino	0,106*** (0,003)	4,242** (1,815)	0,729*** (0,099)	0,603*** (0,064)
wiek2015	-0,033*** (0,001)	-0,452*** (0,174)	-0,024*** (0,001)	-0,023*** (0,001)
L_OSOB_2015	-0,067*** (0,005)	-0,999** (0,403)	-0,072*** (0,009)	-0,068*** (0,008)
KLASA_MIEJSCOWOSCI_2 (a)	0,001 (0,035)	0,632 (0,805)	0,005 (0,062)	-0,102 (0,108)
KLASA_MIEJSCOWOSCI_3 (a)	0,041 (0,04)	0,825 (0,91)	-0,043 (0,068)	-0,195* (0,106)
KLASA_MIEJSCOWOSCI_4 (a)	-0,067** (0,032)	-0,524 (0,68)	-0,128** (0,055)	-0,294*** (0,09)
KLASA_MIEJSCOWOSCI_5 (a)	-0,187*** (0,034)	-2,229** (1,048)	-0,212*** (0,059)	-0,37*** (0,092)
KLASA_MIEJSCOWOSCI_6 (a)	-0,394*** (0,029)	-4,646** (1,808)	-0,359*** (0,052)	-0,485*** (0,082)
zadow_finans_2 (a)	0,044 (0,032)	0,715 (0,794)	0,036 (0,056)	0,064 (0,086)
zadow_finans_3 (a)	-0,053* (0,032)	-1,192 (0,82)	-0,088 (0,054)	-0,044 (0,084)
zadow_finans_4 (a)	-0,252*** (0,035)	-3,223** (1,392)	-0,225*** (0,06)	-0,182** (0,086)
zadow_finans_5 (a)	-0,148*** (0,04)	-3,209** (1,417)	-0,134* (0,069)	-0,134 (0,105)
zadow_finans_6 (a)	-0,431*** (0,041)	-4,876** (1,987)	-0,371*** (0,073)	-0,323*** (0,093)
rok_udany_2 (a)	-0,145*** (0,023)	-2,235** (0,951)	-0,12*** (0,038)	-0,059** (0,029)
cz_organizacji_2 (a)	0,105* (0,055)	2,261 (1,851)	0,086 (0,088)	0,107 (0,134)
cz_organizacji_3 (a)	0,869*** (0,091)	15,369** (7,021)	0,961*** (0,196)	1,555*** (0,466)
cz_organizacji_4 (a)	-0,248*** (0,025)	-4,486** (1,873)	-0,19*** (0,04)	-0,146** (0,057)
l_przyjaciol	0,018*** (0,001)	0,277** (0,108)	0,018*** (0,002)	0,02*** (0,004)
zarobek_rynk_2 (a)	-0,13*** (0,035)	-2,449* (1,413)	-0,185** (0,074)	-0,438** (0,177)
lepsza_praca_2 (a)	-0,137*** (0,021)	-1,905** (0,925)	-0,181*** (0,04)	-0,412*** (0,077)
wazne_w_zyc (a)	-0,065*** (0,015)	-0,928* (0,503)	-0,086*** (0,026)	-0,06** (0,03)
PLEC_ALL (a)	0,034** (0,015)	-0,264 (0,363)	-0,052** (0,026)	-0,03 (0,031)

Objaśnienia: \*\*\*-  $p < 0,01$ ; \*\*-  $0,01 < p < 0,05$ ; \*-  $0,05 < p < 0,1$ , błędy standardowe w nawiasach, (a)-zmienna jakościowa

Źródło: Opracowanie własne.

Oszacowane efekty krańcowe wskazują, że oczekiwany dochód silniej oddziałuje na liczbę wizyt w lokalach gastronomicznych niż dochód bieżący. Co ciekawe, w modelu regresji liniowej średni efekt krańcowy aktualnego dochodu okazuje się ujemny. Wynik taki wydaje się sprzeczny z przypuszczeniami opartymi na teorii ekonomii. Należy przy tym zaznaczyć, że w model regresji liniowej stanowi jest w tym przypadku jedynie przybliżeniem, a ujemny efekt krańcowy bieżącego dochodu stanowi dodatkowy argument za zastosowaniem modeli dla zmiennej licznikowej. Członkostwo w 3 lub więcej zrzeszeniach wywiera silniejszy wpływ na skłonność do odwiedzania lokali niż członkostwo w jednej tylko organizacji. W przypadku większości rozpatrywanych zmiennych efekty krańcowe wykazują dość wyraźne różnice w zależności od modelu, w szczególności średnie efekty krańcowe w modelu regresji dwumianowej ujemnej są znacznie silniejsze niż w przypadku pozostałych modeli. Jedynie w przypadku wieku, liczby osób w gospodarstwie domowym oraz liczby przyjaciół zaobserwowano podobne wartości średnich efektów krańcowych dla wszystkich rozpatrywanych modeli. W przypadku klasy miejscowości, zadowolenia z sytuacji finansowej oraz zmiennej zerojedynkowej dla wyznawanych wartości efekty krańcowe uzyskane z modeli Poissona, ZINB oraz modelu regresji liniowej są podobne, przy czym znacznie mniejsze od efektów uzyskanych z modelu NegBin.

## 5. Podsumowanie i wnioski

Otrzymane wyniki wskazują na silny wpływ zmiennych społeczno-ekonomicznych na skłonność do odwiedzania restauracji. Podstawową grupą docelową klientów przedsiębiorstw z branży gastronomicznej pozostają mieszkańcy miast powyżej 100 tys. mieszkańców o wysokim dochodzie. Przesłanki dotyczące istnienia zależności między faktem osiągnięcia dochodów z inwestycji w instrumenty rynku kapitałowego bądź podjęcia lepiej płatnej pracy dodatkowo potwierdzają dodatnią zależność między statusem majątkowym a skłonnością do odwiedzania restauracji. Istotnym czynnikiem warunkującym skłonność do odwiedzania lokali gastronomicznych jest także oczekiwana wysokość przyszłych dochodów. Uzyskane przez nas wyniki sugerują, że osoby, których przewidywania co do przyszłej sytuacji finansowej są bardziej optymistyczne, chętniej odwiedzają lokale gastronomiczne.

Ujemna zależność między skłonnością do odwiedzania lokali a liczbą osób w gospodarstwie domowym wskazuje, że z usług gastronomicznych korzystają przede osoby samotne oraz rodziny z małą liczbą dzieci, co jest zgodnie z wynikami wcześniejszych badań empirycznych, na które powołały się w swoim artykule Kwiatkowska i Levytska<sup>18</sup>. Wyniki te wskazują, że wzrost zamożności Polaków w połączeniu z utwaleniem modelu rodziny z jednym dzieckiem i wzrostem liczby osób samotnych powinien w przyszłości oddziaływać pozytywnie na popyt na usługi gastronomiczne. Skłonność do odwiedzania restauracji maleje wraz z wiekiem, co potwierdza wcześniejsze wyniki uzyskane przez Zimną<sup>19</sup>. Wzrost udziału

<sup>18</sup> Kwiatkowska E., Levytska G., *Rynek usług gastronomicznych...*, op. cit., s.95.

<sup>19</sup> Zimna M., *Panorama polskiej...*, op. cit.

osób starszych w społeczeństwie może więc stanowić potencjalną barierę w rozwoju rynku usług gastronomicznych.

Uzyskane wyniki potwierdzają istnienie pozytywnej zależności między członkostwem w organizacjach takich jak stowarzyszenia, kluby sportowe czy partie polityczne a skłonnością do odwiedzania lokali gastronomicznych. Rozwój społeczeństwa obywatelskiego i wzrost zaangażowania społecznego Polaków stanowiłby więc potencjalną szansę rozwoju rynku, jednak autorzy badania *Diagnoza Społeczna* wskazują, że odsetek Polaków zaangażowanych w działalność zrzeszeń nie wykazuje trendu wzrostowego<sup>20</sup>. Nasze badanie wskazuje także, że usługi gastronomiczne oraz usługi kulturalne dostarczane przez kina i teatry są dobrami komplementarnymi. Zdaniem autorów *Diagnozy Społecznej*, na przestrzeni ostatnich lat zmniejsza się odsetek Polaków, którzy są zmuszeni rezygnować z uczestnictwa w imprezach kulturalnych, co powinno oddziaływać pozytywnie także na popyt na usługi gastronomiczne<sup>21</sup>.

Zachodzi ścisła zależność między skłonnością do odwiedzania lokali a liczbą przyjaciół, co wskazuje zgodnie z wcześniejszymi wynikami uzyskanymi przez Gheribi<sup>22</sup>, że odwiedzanie lokali gastronomicznych jest ważnym elementem aktywności towarzyskiej i rozrywkowej Polaków. Przeprowadzone badanie nie dostarczyło jednoznacznych dowodów na istnienie związku między płcią, wyznawanym systemem wartości a skłonnością do korzystania z usług gastronomicznych.

Uzyskane przez nas wyniki pozwalają także sformułować rekomendacje co do optymalnej lokalizacji lokali gastronomicznych. Preferowaną lokalizacją, z punktu widzenia rynku zbytu, pozostają największe aglomeracje a w ich obrębie sąsiedztwo placówek kultury.

---

<sup>20</sup> Czapiński J., Panek T. (red.), *Diagnoza Społeczna 2015. Warunki i jakość życia Polaków*, [w:] „Contemporary Economics”, Vol. 9 Issue 4, 2015, s.341.

<sup>21</sup> Ibidem., s.109.

<sup>22</sup> Gheribi E., *Struktura popytu na usługi przedsiębiorstw...*, op. cit, s.74

**Bibliografia**

- Amini, S., Parmeter, C., *Bayesian model averaging in R*, [w:] „Journal of Economic and Social Measurement”, 36(4) 2011,
- Bazyl M., *Modele zmiennych licznikowych* [w:] *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych, Wydanie II rozszerzone*, red. naukowa Gruszczyński M., Warszawa 2012,
- Cameron A., Trivedi P., *Microeconometrics. Methods and applications*, 2005,
- Cameron A.C, Trivedi P.K., *Econometric models based on count data: comparisons and applications of estimators and tests*, [w:] „Journal of Applied Econometrics”, Vol.1 Issue 1, 1986,
- Czapiński J., Panek T. (red.), *Diagnoza Społeczna 2015. Warunki i jakość życia Polaków*, [w:] „Contemporary Economics”, Vol. 9 Issue 4, 2015,
- Deb P., Trivedi P.K., *Demand for Medical care by the elderly: a finite mixture approach*, Journal of Applied Econometrics, Vol. 12 No 3, 1997,
- Gheribi E., *Struktura popytu na usługi przedsiębiorstw gastronomicznych w czasie wyjazdów turystycznych*, [w:] „Zeszyty Naukowe Turystyka i Rekreacja” Wyższej Szkoły Turystyki i Języków Obcych, Zeszyt 14 (2), 2014,
- Greene H.W., *Econometric Analysis, Seventh Edition*, Pearson Education Limited 2012,
- Grzenda W., *Modelowanie bayesowskie. Teoria i przykłady zastosowań, Wydanie I*, Warszawa 2016,
- Grzenda W., *Wstęp do statystyki bayesowskiej*, Warszawa 2012,
- Hellström J., *A bivariate count data model for household tourism demand*, [w:] „Journal of Applied Econometrics”, Vol.21 Issue 2, 2006,
- Koop G., *Wprowadzenie do ekonometrii*, Warszawa 2014,
- Kwiatkowska E., Levytska G., *Rynek usług gastronomicznych w Polsce na początku XXI wieku*, [w:] „Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej”, Nr 74, 2009,
- Moghadam A. Sh., *Model Uncertainty and Model Averaging Techniques*, Doctoral Dissertation, Blacksburg, Virginia 2012,
- *Polacy w restauracjach. Raport Mex Polska opracowany na podstawie sondażu Instytutu Homo Homini*, 2011,
- *Polska na talerzu 2015. Raport firmy Makro Cash and Carry*, 2015,
- Ver Hoef J.M., Boveng P.L., *Quasi-Poisson vs. negative binomial regression: how should we model overdispersed count data?*, [w:] „Ecology”, 2007,
- White H., *A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity*, [w:] „Econometrica” Vol.48, Issue 4, 1980,
- Windmeijer G.A.F, Silva Santos C.M.J., *Endogeneity in count data models: an application to demand for health care*, [w:] „Journal of Applied Econometrics”, Vol. 12, 1997,
- Zimna M., *Panorama polskiej gastronomii*, Konferencja Food Business Forum, Warszawa, 2008.

## **Abstract**

The aim of the following paper is to outline the factors that have an impact on an average monthly number of visits in restaurants. The research was conducted on the basis of secondary data collected in Poland. Both classical and Bayesian approach were applied in order to provide robust and reliable statistical inference. Our outcomes will allow us to define the target group of customers and discuss the opportunities and threats for restaurant industry in Poland in the context of contemporary economic and social trends. Our results show that current and expected personal income, number of friends, average monthly number of visits in the cinema, theatre and other cultural facilities, as well as membership in organisations have a positive impact on tendency to visit restaurants. The number of visits in restaurants is also affected by the place of residence, the age and size of a household. We find that residents of big cities especially unmarried people or small families with high income remain the leading group of restaurant customers. Improvement of financial situation as well as an increasing demand for cultural facilities should have a positive impact on development of restaurant industry in the foreseeable future. On the other hand, ageing and low level of involvement in associations create potential threats for the considered branch.

# Czynniki wpływające na korzystanie z prywatnej służby zdrowia w Polsce

*Kevin Brandhorst, Michał Ledóchowski, Krzysztof Wilgucki\**

**JEL: C11, C25, D12, I13**

## **Streszczenie**

Artykuł przedstawia wyniki badań, służące wskazaniu czynników społeczno-ekonomicznych i psychologicznych, mających wpływ na skłonność do korzystania z prywatnej służby zdrowia przez Polaków. Wnioskowanie zostało przeprowadzone na podstawie podejścia klasycznego i bayesowskiego w oparciu o dane wtórne. Wyniki potwierdzają, że wysoki aktualny i oczekiwany dochód, niezadowolenie ze swojego stanu zdrowia czy poważna choroba mają pozytywny wpływ na skłonność do wybierania odpłatnego leczenia. Skłonność ta zależy także od zaufania do lekarzy oraz miejsca zamieszkania.

---

\* Autorzy są absolwentami Studium Licencjackiego Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie na kierunku Metody Ilościowe w Ekonomii i Systemy Informacyjne. Kontakt: Kevin Brandhorst: kevin.brandhorst94@gmail.com, Michał Ledóchowski: ml63765@sgh.waw.pl, Krzysztof Wilgucki: krzysztofwilgucki95@gmail.com.



## Wstęp

Celem badania jest sprawdzenie, jakie czynniki społeczno-ekonomiczne, a także psychologiczne wpływają na skłonność do korzystania z prywatnej służby zdrowia przez Polaków. Populację badaną stanowią wszyscy mieszkańcy Polski, którzy ukończyli 16. rok życia. Badanie opiera się na danych wtórnych, pozyskanych przez autorów z cyklicznie przeprowadzanego, wielotematycznego badania ankietowego *Diagnoza Społeczna*.

Większość dotychczasowych badań dotyczących populacji Polski skupiała się na bezpośrednim porównywaniu czynników determinujących jakość usług w prywatnej oraz publicznej służbie zdrowia. Badania te miały na celu rozróżnić charakterystykę i jakość usług w obu przypadkach leczenia, jednak nie dawały dokładnych odpowiedzi na to, kto korzysta z prywatnej służby zdrowia i od jakich czynników jest to zależne.

W niniejszym badaniu wykorzystano metody ekonometryczne, aby zweryfikować stopień oddziaływania zmiennych na skłonność do korzystania z odpłatnego leczenia. Sprawdzone, jak na tę skłonność działają takie zmienne jak: osobisty dochód netto, dochód netto przewidywany za dwa lata, jak również to czy respondent poważnie chorował w ostatnim roku, klasa miejscowości, zadowolenie ze stanu zdrowia, a także zaufanie do lekarzy.

W pierwszym rozdziale przedstawiony został krótki przegląd dotychczasowych badań. Drugi rozdział zawiera opis danych wykorzystanych w badaniu oraz wnioski na temat frakcji Polaków korzystających z samodzielnie finansowanego leczenia. Trzeci z kolei opisuje zastosowane metody ekonometryczne. W rozdziale czwartym przedstawione zostały wyniki estymacji modeli ekonometrycznych. Rozdział ten składa się z trzech części. Pierwsza zawiera wnioskowanie na podstawie bayesowskiego uśrednienia modeli, druga przedstawia wnioskowanie oparte na podejściu klasycznym, a trzecia ocenę jakości dopasowania zastosowanych modeli do danych. Pracę zamyka podsumowanie oraz wnioski.

## 1. Przegląd badań

W Polsce cyklicznie prowadzone są badania CBOS dotyczące postaw w zakresie korzystania z prywatnej i publicznej opieki zdrowotnej<sup>1</sup>. Nie dostarczają one jednak informacji na temat czynników warunkujących podjęcie decyzji o odpłatnym leczeniu. W 2012r. CBOS przedstawił wyniki swoich badań<sup>2</sup> opisujących podejście Polaków do tychże świadczeń. Badanie to zostało przeprowadzone na reprezentatywnej próbie 999 dorosłych mieszkańców Polski w dniach 3–9 lutego 2012 roku. 66% badanych swoją decyzję o wyborze świadczenia prywatnego uzasadnia krótszym czasem oczekiwania na umawianą wizytę. Co piąty ankietowany wierzy, że lekarze w prywatnych placówkach mają wyższe kompetencje, a 22% badanych sądzi, że podczas prywatnych wizyt lekarze bardziej się starają.

---

<sup>1</sup> Pytania dotyczące opinii o jakości opieki zdrowotnej oraz korzystania z komercyjnych świadczeń zdrowotnych pojawiają się w wielu badaniach CBOS np. cyklicznym badaniu *Ocena funkcjonowania opieki zdrowotnej* przeprowadzanym raz na dwa lata (w przeszłości co roku) od 2001r. czy badaniu *Opinie i Diagnozy*.

<sup>2</sup> *Polacy o państwowej prywatnej opiece zdrowotnej*, Raport CBOS, 2012.



W sierpniu 2016r. opublikowano raporty przeprowadzonej w pierwszym półroczu 2016r. kolejnej edycji badań CBOS<sup>3</sup> na temat korzystania ze świadczeń zdrowotnych. Wynika z nich, że 47% ankietowanych korzystało z niepublicznej służby zdrowia (7% leczyło się wyłącznie prywatnie, a 40% zarówno w publicznej jak i prywatnej służbie zdrowia). Należy tutaj zaznaczyć, że odsetek ten obejmuje zarówno osoby finansujące świadczenia zdrowotne z własnych środków, jak i tych, którzy korzystają z komercyjnych ubezpieczeń opłacanych przez pracodawcę. Wyniki omawianego badania wskazują, że w dziedzinie stomatologii Polacy najczęściej polegają na usługach świadczonych przez sektor prywatny. Podobnie często korzystają z porad lekarzy specjalistów w ramach finansowanych z własnych środków bądź przez pracodawcę, chociaż tutaj wciąż wyższy jest odsetek osób korzystających ze świadczeń finansowanych przez Narodowy Fundusz Zdrowia (NFZ). Jako główny powód korzystania z niepublicznej opieki zdrowotnej wskazywany jest krótszy czas oczekiwania oraz wyższe kompetencje personelu medycznego. Wciąż relatywnie mało osób korzysta z prywatnych porad lekarza ogólnego.

Pytania dotyczące korzystania z usług opieki zdrowotnej regularnie pojawiają się także w kwestionariuszach badania *Diagnoza Społeczna*. Wyniki wskazują, że od 2000r. udział gospodarstw domowych korzystających ze świadczeń zdrowotnych opłacanych z własnych funduszy stale wzrasta (w 2000r. wyniósł 38,6%, w 2015r. 53,9%). Autorzy nie przeprowadzili formalnego wnioskowania statystycznego na temat determinantów popytu na usługi prywatnej służby zdrowia. Statystyki opisowe wskazują, że udział gospodarstw decydujących się opłacać usługi opieki zdrowotnej z własnych środków jest wyższy w miastach (zwłaszcza największych) niż na wsi. Także gospodarstwa o wysokim dochodzie częściej opłacają leczenie z własnych funduszy<sup>4</sup>.

Istnieje także szereg opracowań naukowych, w których badano determinanty popytu na świadczenia prywatnej opieki zdrowotnej. Propper posłużył się wielomianowym modelem logitowym do zbadania determinantów popytu na usługi zdrowotne w Wielkiej Brytanii<sup>5</sup>. Otrzymane wyniki wskazują, że osoby o wyższym dochodzie oraz posiadające zatrudnienie preferują prywatną opiekę względem publicznej. Także fakt poparcia dla Partii Konserwatywnej wpływa na wyższą skłonność do korzystania z prywatnego, a niższą z publicznego leczenia. Osoby mieszkające w lokalach socjalnych chętniej wybierają opiekę finansowaną przez państwowego płatnika, National Health Service (NHS). Lostao, Blane i inni w swoim artykule, opierając się na analizie statystycznej danych dotyczących Hiszpanii i Wielkiej Brytanii, sugerują, że osoby o wyższym statusie społeczno-zawodowym częściej korzystają z prywatnego leczenia<sup>6</sup>.

<sup>3</sup> *Korzystanie ze świadczeń i ubezpieczeń zdrowotnych*, Raport CBOS, 2016.

<sup>4</sup> Red. J. Czapiński i T. Panek, *Diagnoza Społeczna 2015. Warunki i jakość życia Polaków*, „Contemporary Economics”, Volume 9 Issue 4, s. 115–116.

<sup>5</sup> Propper C., *The demand for private health care in the UK*, [w:] „Journal of Health Economics” Vol. 19, 2000, s.855–876.

<sup>6</sup> Blane D., Lostao L. et al., *Socioeconomic patterns in use of private and public health services and Spain and Britain: implications for equity in health care*, [w:] „Health and Place”, 2014 (25), s.19–25.

## 2. Dane

Dane wykorzystane w analizie pochodzą z bazy danych badania *Diagnoza Społeczna*<sup>7</sup>. Badanie jest prowadzone cyklicznie od 2000r. na próbach reprezentatywnych gospodarstw domowych. Dodatkowo członkowie badanych gospodarstw w wieku od 16 lat wzyź wypełniają tzw. kwestionariusz indywidualny. W 2015r. w badaniu indywidualnym wzięły udział 24 324 osoby. Zbiór danych wykorzystany do szacowania modeli w niniejszej pracy obejmuje osoby, które wzięły udział w badaniu indywidualnym w 2015r. i dla których nie było brakujących wartości w polach dla zmiennych objaśniających i zmiennej objaśnianej. Obróbka wstępna danych została przeprowadzona w programie IBM SPSS. W efekcie usunięcia rekordów zawierających brakujące wartości powstał wyjściowy zbiór danych liczący 15 628 obserwacji.

W badanej próbie udział respondentów, którzy zadeklarowali, że w ostatnim roku korzystali z placówek zdrowotnych opłacanych z własnych środków wyniósł 39,08%. Próba jest więc niebilansowana, jednakże stopień jej niebilansowania nie jest znaczny.

W celu przeprowadzenia wnioskowania o frakcji Polaków, którzy przynajmniej 1 raz w roku korzystają z usług prywatnej opieki zdrowotnej opłacanych z własnych środków zastosowano podejście bayesowskie. Poniższa tabela zawiera kwantyle rzędu 2,5%, 25%, 50%, 75% i 97,5% rozkładu *a posteriori* oraz granice 99-procentowych przedziałów największej gęstości *a posteriori* (ang. HPD — *Highest Posterior Density*) dla czterech różnych rozkładów *a priori* badanej frakcji. Pierwszy z zastosowanych rozkładów ma charakter nieinformacyjny i jest rozkładem jednostajnym na przedziale  $<0;1>$ . W kolejnych trzech przypadkach zastosowano rozkład beta z parametrami odpowiednio  $\alpha=6$  i  $\beta=7$ ;  $\alpha=60$  i  $\beta=70$  oraz  $\alpha=600$  i  $\beta=700$ . W obu tych rozkładach *a priori* dominanta jest zbliżona do 0,45 jednakże wraz ze wzrostem wartości parametrów  $\alpha$  i  $\beta$  rozkład beta staje się silniej skoncentrowany i w związku z tym dostarcza więcej informacji *a priori*<sup>8</sup>. Rozkłady *a posteriori* zostały wyznaczone metodami symulacyjnymi z użyciem próbnika Gibbsa (zastosowano 30000 cykli, w tym 20000 cykli właściwych).

Tabela 1. Rozkłady *a posteriori* frakcji Polaków korzystających z placówek zdrowotnych opłacanych z własnych środków

Rozkład a priori	Kwantyle rozkładu a posteriori					99-procentowy przedział największej gęstości	
	2,50%	25%	50%	75%	97,50%	Granica dolna	Granica górna
Jednostajny na przedziale [0,1]	0,3832	0,3882	0,3908	0,3935	0,3985	0,3803295	0,4005909
Beta ( $\alpha=6$ $\beta=7$ )	0,3832	0,3883	0,3909	0,3935	0,3986	0,3808052	0,4007685
Beta ( $\alpha=60$ $\beta=70$ )	0,3839	0,3888	0,3914	0,3941	0,3991	0,3815801	0,4018065
Beta ( $\alpha=600$ $\beta=700$ )	0,3889	0,3937	0,3963	0,3988	0,4036	0,3867674	0,4062301

Źródło: Obliczenia własne.

<sup>7</sup> Ibidem.

<sup>8</sup> Parametry rozkładów *a priori* zostały dobrane w taki sposób, aby wartość dominanty każdego z nich była zbliżona do wyników cyklicznych badań CBOS. W celu zbadania wrażliwości uzyskanych wyników na specyfikację rozkładu *a priori* zastosowano próbnik Gibbsa dla trzech rozkładów różniących się stopniem informacyjności.

Duża liczba obserwacji sprawia, że dane z próby mają znaczny wpływ na rozkład *a posteriori*, jednakże powyższa tabela wskazuje, że rozkład ten jest w pewnym stopniu wrażliwy na dobór rozkładu *a priori*. Z prawdopodobieństwem wynoszącym co najmniej 99% można stwierdzić, że frakcja Polaków, korzystających z placówek służby zdrowia opłacanych z własnych środków, zawiera się między 38 a 40,65%.

### 3. Metodologia

W pracy wykorzystano model logitowy, który jest najczęściej stosowanym modelem zmiennej jakościowej dwumianowej. Charakteryzuje się ona tym, że przyjmuje tylko dwie wartości, 0 lub 1. Odpowiednie narzędzia ekonometryczne umożliwiają modelowanie prawdopodobieństwa przyjęcia wartości równej 1 przez zmienną endogeniczną. W modelu logitowym mamy:

$$\hat{p}_i = \frac{e^{\beta x_i}}{1 + e^{\beta x_i}}, \quad (1)$$

gdzie:

$x_i$  — wektor wartości zmiennych objaśniających dla obserwacji  $i$ ,

$\beta$  — wektor oszacowań parametrów,

$\hat{p}_i$  — prognozowane prawdopodobieństwo przyjęcia wartości 1 przez zmienną endogeniczną,

$1 - \hat{p}_i$  — prognozowane prawdopodobieństwo przyjęcia wartości 0 przez zmienną endogeniczną.

Do estymacji modelu logitowego zazwyczaj stosuje się metodę największej wiarygodności (MNV). Interpretacja oszacowań parametrów w modelu logitowym jest inna niż w klasycznym modelu regresji liniowej. Najczęściej przywołuje się interpretację opartą na ilorazie szans tj. prawdopodobieństwie przyjęcia przez zmienną objaśnianą wartości 1 podzielonym przez prawdopodobieństwo przyjęcia przez tę zmienną wartości zerowej. Wzrost wartości zmiennej egzogenicznej  $X_m$  o jednostkę powoduje, że iloraz szans wzrasta  $\exp(\beta_m)$  razy. Wszystkie interpretacje są dokonywane oczywiście przy założeniu pozostałych warunków niezmiennych (*ceteris paribus*).

Oszacowane prawdopodobieństwa mogą być wykorzystane do predykcji wartości zmiennej objaśnianej. Predykcja odbywa się najczęściej na podstawie zasady standardowej, tj. przyjmuje się  $\hat{y}_i=1$ , jeśli  $\hat{p}_i > 0,5$  i  $\hat{y}_i=0$  w przeciwnym razie. W przypadku prób niezblinansowanych, tj. gdy średnia wartość zmiennej objaśnianej w próbie znacznie odbiega od 0,5 stosuje się niekiedy zasadę Cramera polegającą na tym, że przyjmuje się  $\hat{y}_i=1$  jeśli  $\hat{p}_i > \bar{y}$  i  $\hat{y}_i=0$  w przeciwnym razie. W niniejszej pracy porównano trafność predykcji dokonywanych z zastosowaniem obu tych zasad.

Ocena jakości modeli logitowych odbywa się głównie na podstawie wskaźników opartych na funkcji wiarygodności bądź zdolnościach predykcyjnych modelu. W analizie

wykorzystano cztery różne współczynniki pseudo- $R^2$ . Pierwszy, z nich pseudo- $R^2$  Efrona wyliczono według poniższego wzoru<sup>9</sup>:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{p}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}, \quad (2)$$

gdzie:

$\hat{p}_i$  — prognozowane przez model prawdopodobieństwo zajścia zdarzenia,

$y_i$  — przyjmuje wartość 1, jeśli dla danej osoby zaszło (zachodzi) zdarzenie, zero w przeciwnym wypadku.

Pseudo- $R^2$  Efrona jest kwadratem współczynnika korelacji Pearsona prognozowanych przez model logitowy prawdopodobieństw ze zmienną objaśnianą. W tym sensie jest on najbardziej zbliżony do współczynnika determinacji w klasycznym modelu regresji liniowej.

Współczynnik pseudo- $R^2$  Ben Akivy i Lermana wyraża zaś średnie prawdopodobieństwo dokonania poprawnej predykcji przy zastosowaniu zasady standardowej<sup>10</sup>. Wylicza się go według poniższej formuły:

$$R^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [y_i \hat{p}_i + (1 - y_i)(1 - \hat{p}_i)] \quad (3)$$

Popularną miarą jakości dopasowania modelu logitowego jest zliczeniowy pseudo- $R^2$  stanowiący odsetek poprawnych predykcji dokonanych przez model. W odróżnieniu od omawianych uprzednio miar, wartość tego współczynnika zależy nie tylko od prawdopodobieństw prognozowanych przez model, ale także od przyjętej zasady dokonywania predykcji. W ten sposób pozwala on także ocenić, czy w danym przypadku zastosowania zasady Cramera prowadzi do lepszych rezultatów niż te uzyskane z wykorzystaniem zasady standardowej. Ponieważ w modelu logitowym zmienna objaśniana przyjmuje jedynie dwie wartości, możliwe jest uzyskanie wysokiego odsetka poprawnych predykcji na podstawie prognozy naiwnej tj. formułowanej jedynie w oparciu o wiedzę na temat najczęściej występującej wartości zmiennej endogenicznej bez wykorzystania informacji dostarczanej przez regresory. Dlatego też wylicza się skorygowany współczynnik pseudo- $R^2$ , który służy do pokazania w jakim stopniu predykcja na podstawie oszacowanego modelu jest bardziej trafna niż ta dokonywana metodą naiwną. Wyliczanie skorygowanego, zliczeniowego współczynnika pseudo- $R^2$  odbywa się na podstawie poniższego wzoru<sup>11</sup>:

<sup>9</sup> Efron, B., *Regression and ANOVA with zero-one data: Measures of residual variation. Journal of the American Statistical Association*, 73(361), 1978, s. 113–121.

<sup>10</sup> Greene H.W., *Econometric Analysis*, Seventh Edition, 2012 s.741.

<sup>11</sup> Freese J., Long S.J., *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata.*, College Station: Stata Press, 2006, s. 86.

$$R^2 = \frac{n_p - n_{max}}{n - n_{max}}, \quad (4)$$

gdzie:

$n_p$  — liczba przypadków poprawnej predykcji,

$n_{max}$  — liczba wystąpień najczęściej występującej wartości zmiennej objaśnianej w próbie,

$n$  — liczebność próby.

Dodatkowo do oceny jakości modeli wykorzystujemy krzywą ROC (ang. *Receiver Operating Characteristic*), opisaną np. w pracy Gruszczyńskiego<sup>12</sup>. Koncepcja krzywej ROC opiera się na odwrotnej zależności między odsetkiem poprawnych predykcji jedynek (ang. *sensitivity*) i zer (ang. *specificity*) wśród wartości zmiennej objaśnianej. Wartości *sensitivity* i *specificity* zmieniają się w zależności od przyjętej reguły predykcji (tj. progowej wartości prawdopodobieństwa używanej przy prognozowaniu wartości zmiennej endogenicznej). Jeśli model posiada zdolność predykcyjną, to krzywa ROC leży powyżej prostej przechodzącej przez początek układu współrzędnych i nachylonej pod kątem 45 stopni do osi OX. Do oceny jakości dopasowania wykorzystuje się także pole powierzchni pod krzywą ROC (ang. *Area Under the Curve* — AUC). AUC zawiera się w przedziale od 0,5 do 1. Im wyższa wartość AUC, tym lepsza jakość modelu.

Do oceny dopasowania wykorzystano także formalny test Hosmera-Lemeshowa. Test stanowi modyfikację testu zgodności rozkładów chi-kwadrat Pearsona. Hipoteza zerowa testu Hosmera-Lemeshowa zakłada, że model jest dobrze dopasowany tj. rozkłady prognozowanych prawdopodobieństw i wartości zmiennej objaśnianej są zgodne.

Niniejszy wywód uzupełniono o wnioskowanie oparte na bayesowskim uśrednieniu modeli (ang. *Bayesian Model Averaging*). Technika ta pozwala w szczególności obliczyć prawdopodobieństwo *a posteriori*, że wartość oszacowania parametru jest różna od zera oraz wyznaczyć charakterystyki rozkładów *a posteriori* parametrów modelu. BMA znajduje zastosowanie, kiedy istnieje niepewność co do wpływu potencjalnych zmiennych objaśniających na zmienną endogeniczną. Ogólnie, jeśli istnieje zbiór K potencjalnych regresorów, to istnieje również 2K różnych modeli ekonometrycznych. Prawdopodobieństwo *a posteriori* zdarzenia polegającego na tym, że model  $M_j$  jest poprawny, wylicza się zgodnie ze wzorem Bayesa<sup>13</sup>:

$$P(M_j|D) = \frac{P(D|M_j)*P(M_j)}{\sum_{i=1}^L P(D|M_i)*P(M_i)}, \quad (5)$$

<sup>12</sup> Gruszczyński M., *Modele zmiennych jakościowych dwumianowych* [w:] *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych, Wydanie II rozszerzone*, red. naukowa Gruszczyński M., Warszawa 2012, s.92.

<sup>13</sup> Moghadam A. Sh., *Model Uncertainty and Model Averaging Techniques*, Doctoral Dissertation, Blacksburg, Virginia 2012, s.118.

gdzie:

$P(M_j|D)$  — prawdopodobieństwo *a posteriori*, że model  $M_j$  jest prawidłowy,

$P(M_j)$  — prawdopodobieństwo *a priori*, że model  $M_j$  jest prawidłowy,

D — dane z próby.

Prawdopodobieństwo *a posteriori*, że parametr  $\beta_j$  jest różny od zera wyliczono zgodnie z kolejnym wzorem<sup>14</sup>:

$$P(\beta_j \neq 0|D) = \sum_{i=1}^L p(\beta_j \neq 0|M_i) P(M_i|D), \quad (6)$$

gdzie:

L — liczba rozpatrywanych modeli.

Estymacja modeli jest zazwyczaj przeprowadzana zgodnie z podejściem częstościowym (w tej analizie z użyciem MNW), więc zakładamy, że:

$p(\beta_j \neq 0|M_i) = 1$ , jeśli zmienna  $\beta_j$  jest uwzględniona w modelu  $M_i$  i  $p(\beta_j \neq 0|M_i) = 0$  w przeciwnym wypadku

W związku z tym powyższy wzór przyjmuje uproszczoną postać:

$$P(\beta_j \neq 0|D) = \sum_{i:\beta_j \in M_i} P(M_i|D) \quad (7)$$

Wykorzystana procedura zakłada domyślnie równe prawdopodobieństwa  $P(M_j)$  dla wszystkich modeli. Pozwala jednakże na modyfikację polegającą na zdefiniowaniu *Prior Inclusion Probabilities*<sup>15</sup> dla poszczególnych zmiennych objaśniających. Dodatkowo, w celu zmniejszenia złożoności obliczeniowej całej procedury stosowane są algorytmy umożliwiające wybór najlepszych modeli tak, że w uśrednieniu brany jest pod uwagę pewien podzbiór wszystkich 2K możliwych modeli. Stosowana w analizie metoda bayesowskiego uśrednienia została zaimplementowana w pakiecie BMA środowiska R.

## 4. Wyniki estymacji

### 4.1 Podejście oparte na bayesowskim uśrednieniu modeli

Do bayesowskiego uśrednienia wykorzystano model logitowy. Założono równe prawdopodobieństwa *a priori* wszystkich modeli ekonometrycznych oraz identyczne dla każdej zmiennej prawdopodobieństwa *a priori* włączenia do modelu dla wszystkich zmiennych równe 0,5. Algorytm wybrał do uśrednienia 23 najlepsze modele (pod względem

<sup>14</sup> Ibidem.

<sup>15</sup> *Prior inclusion probability* oznacza prawdopodobieństwo *a priori*, że współczynnik przy danej zmiennej przyjmie wartość różną od zera.



# Przegląd Ekonomiczno-Społeczny

Listopad 2017

prawdopodobieństwa *a posteriori*). Prawdopodobieństwo *a posteriori* najlepszego modelu wynosi 0,187, dla kolejnych trzech modeli przekracza 0,1. Taki rozkład prawdopodobieństw *a posteriori* wskazuje na znaczną niepewność co do wyboru zbioru regresorów. W poniższej tabeli znajdują się prawdopodobieństwa *a posteriori* włączenia poszczególnych zmiennych do modelu wyrażone w procentach (ang. *Posterior Inclusion Probabilities* – PIP), a także średnie i odchylenia standardowe rozkładów *a posteriori*.

Tabela 2. Wyniki bayesowskiego uśrednienia modeli

Zmienna	PIP	Średnia a posteriori	Odchylenie standardowe a posteriori
Wyraz wolny	100	-6,557145	0,340872
Logarytm dochodu netto	100	0,425017	0,056053
Logarytm oczekiwanego dochodu netto	100	0,431059	0,056798
<b>Płeć</b>			
Mężczyzna		Kategoria odniesienia	
Kobieta	100	0,558051	0,036656
Wiek w 2015r.	100	-0,007451	0,001473
<b>Miejsce zamieszkania</b>			
Miasto pow. 500 tys.		Kategoria odniesienia	
Miasto 200-500 tys.	0	0	0
Miasto 100-200 tys.	0	0	0
Miasto 20-100 tys.	0	0	0
Miasto poniżej 20 tys.	13,1	-0,023388	0,063529
Wieś	100	-0,263932	0,038684
<b>Zadowolenie ze stanu zdrowia</b>			
bardzo zadowolony		Kategoria odniesienia	
zadowolony	43,4	-0,081847	0,106146
dosyć zadowolony	57,7	0,14241	0,12964
dosyć niezadowolony	58,8	0,224984	0,198327
niezadowolony	57,7	0,208563	0,190138
bardzo niezadowolony	39,7	0,139181	0,181616
<b>Zadowolenie z opieki zdrowotnej</b>			
bardzo zadowolony		Kategoria odniesienia	
zadowolony	4,6	-0,008926	0,042027
dosyć zadowolony	93,3	0,215287	0,076484
dosyć niezadowolony	100	0,501298	0,077761
niezadowolony	100	0,628287	0,080333
bardzo niezadowolony	100	0,807395	0,089502
<b>Poważna choroba</b>			
Tak		Kategoria odniesienia	
Nie	100	-0,666577	0,062093
<b>Zaufanie do lekarzy</b>			
Duże		Kategoria odniesienia	
Umiarkowane	51,5	0,080261	0,083117
Nie (brak zaufania)	0	0	0
Nie ma zdania	44,9	-0,142616	0,167778
<b>Poczucie, że źródło dochodów jest niepewne</b>			
Często		Kategoria odniesienia	
zdarzyło się	0	0	0
nigdy	0	0	0
nie dotyczy	0	0	0

Źródło: Obliczenia własne.

Na podstawie Tabeli 2. można założyć, że zarówno oczekiwany jak i aktualny dochód wpływają pozytywnie na prawdopodobieństwo korzystania z placówek zdrowotnych opłacanych z własnych środków (w obu przypadkach prawdopodobieństwo *a posteriori* przyjęcia niezerowej wartości przez odpowiedni parametr wynosi 100%, a średnie *a posteriori* są dodatnie i zbliżone do siebie). Prawdopodobieństwo korzystania z niepublicznej opieki zdrowotnej maleje wraz z wiekiem. Kobiety częściej niż mężczyźni decydują się finansować świadczenia zdrowotne z własnej kieszeni.

Można stwierdzić, że prawdopodobieństwo korzystania z leczenia finansowanego we własnym zakresie nie zależy od miejsca zamieszkania, o ile rozpatrujemy jedynie mieszkańców miast powyżej 20 tys. mieszkańców. Mieszkańcy wsi rzadziej decydują się

Listopad 2017

na prywatne leczenie (PIP dla odpowiedniej zmiennej zerojedynkowej wynosi 100%). Prawdopodobieństwo, że zamieszkanie w mieście poniżej 20 tys. mieszkańców wpływa na korzystanie z tego rodzaju usług, wynosi 13,1%.

Dla trzech środkowych kategorii zmiennej wyrażającej zadowolenie ze stanu zdrowia (osoby dosyć zadowolone, dosyć niezadowolone i niezadowolone) prawdopodobieństwa *a posteriori* przekraczają 50%. Wartości średnich rozkładów *a posteriori* odpowiednich parametrów sugerują, że osoby, które nie są zadowolone ze stanu zdrowia częściej korzystają z odpłatnej opieki zdrowotnej.

Wyniki uśrednienia pozwalają natomiast na stwierdzenie, że skłonność do korzystania z samodzielnie finansowanego leczenia wzrasta wraz ze spadkiem zadowolenia z opieki zdrowotnej. Jedynie dla zmiennej zerojedynkowej wskazującej, że dana osoba jest zadowolona z opieki zdrowotnej średnia *a posteriori* jest ujemna co sugerowałoby, że osoby takie mają mniejszą skłonność do finansowania świadczeń zdrowotnych z własnych środków niż ci, którzy są bardzo zadowoleni z opieki lekarskiej. Prawdopodobieństwo *a posteriori* włączenia tejże zmiennej wynosi jedynie 4,6%, co pozwala stwierdzić z prawdopodobieństwem wynoszącym 95,4%, że osoby zadowolone i bardzo zadowolone z opieki zdrowotnej mają taką samą skłonność do korzystania z leczenia finansowanego we własnym zakresie. Dla pozostałych zmiennych zerojedynkowych wyrażających różne poziomy zadowolenia z opieki zdrowotnej prawdopodobieństwa *a posteriori* przekraczają 90%, a średnie *a posteriori* rosną wraz ze spadkiem zadowolenia.

Osoby, które deklarują poważną chorobę, częściej korzystają z samodzielnie finansowanej opieki zdrowotnej.

Na podstawie wyników uśrednienia nie jest możliwe sformułowanie jednoznacznej konkluzji odnośnie wpływu zaufania do lekarzy na prawdopodobieństwo korzystania z samodzielnie finansowanych świadczeń zdrowotnych. Prawdopodobieństwo *a posteriori* dla odpowiedniej zmiennej wynoszące 0 sugeruje, że osoby o dużym zaufaniu do lekarzy mają takie same szanse na korzystanie z prywatnej opieki zdrowotnej jak osoby, które deklarują całkowity brak zaufania. Jednocześnie średnie *a posteriori* wskazują, że osoby o umiarkowanym zaufaniu mają większe, a osoby bez zdania na ten temat mniejsze szanse na korzystanie z usług zdrowotnych finansowanych z własnej kieszeni niż ci, którzy deklarują wysoki stopień zaufania do medyków.

Na podstawie wyników uśrednienia można wywnioskować, że poczucie niepewności źródła dochodów nie wpływa w żaden sposób na prawdopodobieństwo korzystania z finansowanych samodzielnie. Prawdopodobieństwa *a posteriori* dla wszystkich odpowiednich zmiennych zerojedynkowych wynoszą zero.



## 4.2 Podejście klasyczne

W poniższej tabeli przedstawione są wyniki oszacowania modelu logitowego metodą największej wiarygodności.

Tabela 3. Wyniki estymacji modelu logitowego przy zastosowaniu metody największej wiarygodności

Zmienna	Oszacowanie parametru	Błąd standardowy	Statystyka	p-wartość
Wyraz wolny	-6,391058892	0,343815543	-18,58862701	3,97E-77
Logarytm dochodu netto	0,405571538	0,056894097	7,128534559	1,01E-12
Logarytm oczekiwanego dochodu netto	0,428747784	0,057220738	7,492873998	6,74E-14
<b>Płeć</b>				
Mężczyzna		Kategoria odniesienia		
Kobieta	0,540177298	0,036743165	14,70143612	6,31E-49
Wiek w 2015r.	-0,009744611	0,001253613	-7,773218184	7,65E-15
<b>Miejsce zamieszkania</b>				
Miasto pow. 500 tys.		Kategoria odniesienia		
Miasto 200-500 tys.	-0,293736346	0,086090702	-3,411940442	0,00064502
Miasto 100-200 tys.	-0,377003237	0,092462589	-4,077359726	4,55E-05
Miasto 20-100 tys.	-0,302746438	0,074981344	-4,037623533	5,40E-05
Miasto poniżej 20 tys.	-0,437162795	0,080951903	-5,400278176	6,65E-08
Wieś	-0,563335707	0,070046078	-8,042359014	8,81E-16
<b>Zadowolenie ze stanu zdrowia</b>				
bardzo zadowolony		Kategoria odniesienia		
zadowolony	0,235458542	0,080377557	2,929406533	0,0033961
dosyć zadowolony	0,468400056	0,082164676	5,700747337	1,19E-08
dosyć niezadowolony	0,621509494	0,092139945	6,745277435	1,53E-11
niezadowolony	0,596112421	0,097692216	6,101943885	1,05E-09
bardzo niezadowolony	0,560477987	0,113992568	4,916794127	8,80E-07
<b>Zadowolenie z opieki zdrowotnej</b>				
bardzo zadowolony		Kategoria odniesienia		
zadowolony	-0,042734619	0,128498733	-0,332568408	0,73946009
dosyć zadowolony	0,160951241	0,126774608	1,269585794	0,20423221
dosyć niezadowolony	0,433740183	0,129088344	3,360025919	0,00077935
niezadowolony	0,567157791	0,131403084	4,316168022	1,59E-05
bardzo niezadowolony	0,754629789	0,137377953	5,493092405	3,95E-08
<b>Poważna choroba</b>				
Tak		Kategoria odniesienia		
Nie	-0,631262111	0,05503264	-11,47068569	1,85E-30
<b>Zaufanie do lekarzy</b>				
Duże		Kategoria odniesienia		
Umiarkowane	0,108333774	0,058142589	1,863243027	0,06242808
Nie (brak zaufania)	-0,006896315	0,076822089	-0,089769947	0,92847003
Nie ma zdania	-0,230034896	0,09718259	-2,367038138	0,01793108
<b>Poczucie, że źródło dochodów jest niepewne</b>				
Często		Kategoria odniesienia		
zdarzyło się	0,088151497	0,065838453	1,338905949	0,18060129
nigdy	0,137932754	0,066831814	2,06387865	0,03902922
nie dotyczy	0,138331873	0,1438084	0,961917892	0,33609085

Źródło: Obliczenia własne.

Statystyki i odpowiednie p-wartości wskazują, że oszacowania parametrów przy zmiennych wyrażających aktualny i spodziewany dochód są istotne przy każdym typowym poziomie istotności. Oszacowania punktowe parametrów przy tychże zmiennych są zbliżone średnich rozkładów *a posteriori* wyznaczonych z wykorzystaniem bayesowskiego uśrednienia. Ponadto są zbliżone do siebie nawzajem. W celu zweryfikowania hipotezy zakładającej, że siła oddziaływania obecnego i oczekiwanego dochodu na skłonność do korzystania z odpłatnej opieki lekarskiej jest taka sama, posłużono się testem Walda. Statystyka testu wynosi 0,0461, a p-wartość 0,8299, zatem nie ma podstaw do odrzucenia tej hipotezy niezależnie od przyjętego poziomu istotności.

Indywidualne statystyki i p-wartości wskazują również na istotność zmiennych wyrażających wiek i płeć, a oszacowania punktowe sugerują, podobnie jak bayesowskie uśrednienie, że kobiety częściej opłacają świadczenia zdrowotne z własnych środków. Podejście klasyczne potwierdza zatem wcześniejsze wnioski co do wpływu (i kierunku oddziaływania) tych czterech zmiennych na zmienną objaśnianą.

Wszystkie zmienne zerojedynkowe dla poszczególnych kategorii miejsca zamieszkania są istotne przy każdym typowym poziomie istotności. W celu zweryfikowania hipotezy o nieistotności zmiennych zerojedynkowych dla trzech pierwszych kategorii miejsca zamieszkania (miasta mające 20–100 tys. mieszkańców, 100–200 tys. i 200–500 tys. mieszkańców) przeprowadzono test Walda. Statystyka F wynosi 7,068, więc hipotezę zerową odrzucono przy każdym typowym poziomie istotności. Oznacza to, że przynajmniej w przypadku jednej z kategorii wielkości miasta skłonność do korzystania z prywatnej opieki lekarskiej jest inna niż w przypadku mieszkańców miast powyżej 500 tys. mieszkańców. Klasyczne wnioskowanie statystyczne różni się więc w tej kwestii od wcześniejszych wniosków wyciągniętych na podstawie bayesowskiego uśrednienia.

Oszacowania punktowe parametrów wskazują, że mieszkańcy miast o liczbie ludności 20–500 tys. mieszkańców mają mniejszą skłonność do korzystania z samodzielnie finansowanych świadczeń zdrowotnych w porównaniu do mieszkańców największych aglomeracji, jednakże nie występuje tu wyraźna zależność między kategorią wielkości miasta a prawdopodobieństwem korzystania z tychże usług. Oszacowania punktowe pozwalają wysnuć przypuszczenie, że wartości parametrów dla zmiennych zerojedynkowych wyrażających fakt zamieszkania w miastach liczących 20–100 tys. 100–200 tys. i 200–500 tys. mieszkańców są sobie równe. Statystyka testu Walda wynosząca 0,5441 i odpowiadająca jej p-wartość równa 0,5804 nie dają podstaw do odrzucenia tej hipotezy. Przeprowadzono również test Walda dla hipotezy zerowej o równości parametrów przy zmiennych zerojedynkowych dla miast do 20 tys. mieszkańców i dla wsi. Statystyka F wynosi 5,0766, a odpowiednia p-wartość 0,02427, zatem przy poziomie istotności 5% odrzucono hipotezę zerową.

Można więc wysnuć wniosek, że mieszkańcy miast do 20 tys. mieszkańców mają mniejsze prawdopodobieństwo korzystania z prywatnego leczenia niż mieszkańcy większych miast, a w przypadku mieszkańców wsi prawdopodobieństwo to jest mniejsze niż u mieszkających w miastach.

Oszacowania parametrów przy zmiennych dla wszystkich kategorii zadowolenia ze stanu zdrowia są istotne statystycznie przy każdym typowym poziomie istotności i wskazują, że osoby bardzo zadowolone ze stanu swojego zdrowia mają mniejszą skłonność do korzystania z prywatnego leczenia niż pozostali. Skłonność ta wzrasta wraz ze spadkiem poziomu zadowolenia aż do kategorii osób dosyć niezadowolonych ze swojego stanu zdrowia. Aby zweryfikować przypuszczenie, że osoby dosyć niezadowolone, niezadowolone i bardzo niezadowolone ze swojego stanu zdrowia mają taką samą skłonność do korzystania z prywatnego leczenia przeprowadzono test Walda. Statystyka testu wynosi 0,2396,

a odpowiadająca jej p-wartość 0,787, zatem nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Można zatem założyć, że przypuszczenie jest prawdziwe.

Oszacowania punktowe parametrów przy zmiennych zerojedynkowych dla poszczególnych kategorii zadowolenia z opieki zdrowotnej oraz indywidualne statystyki i p-wartości wskazują, że osoby zadowolone, dosyć zadowolone i bardzo zadowolone z opieki mają taką samą skłonność do korzystania z prywatnego leczenia, a dla pozostałych osób prawdopodobieństwo samodzielnego finansowania świadczeń zdrowotnych wzrasta wraz ze spadkiem tegoż zadowolenia. W celu weryfikacji przypuszczeń przeprowadzono dwa testy Walda. W pierwszym hipoteza zerowa zakłada nieistotność oszacowań parametrów przy zmiennych zerojedynkowych dla kategorii „zadowolony” i „dosyć zadowolony” z opieki lekarskiej. Statystyka F wynosi 7,9003, więc hipotezę zerową odrzucono przy każdym typowym poziomie istotności. Pierwsze z wstępnych przypuszczeń okazało się zatem błędne, ponieważ jeden z rozpatrywanych parametrów jest różny od zera. W drugim przypadku weryfikacji poddano hipotezę zerową o równości parametrów przy zmiennych dla kategorii „dosyć niezadowolony”, „niezadowolony” i „bardzo niezadowolony”. Tym razem statystyka F przyjmuje wartość 10,904 co pozwala odrzucić hipotezę zerową przy każdym typowym poziomie istotności. Można zatem założyć, że drugie z przypuszczeń jest prawdziwe. Warto zauważyć, że w tym przypadku klasyczna weryfikacja hipotez prowadzi do podobnych konkluzji, co bayesowskie uśrednienie.

Wyniki estymacji pozwalają założyć, że osoby deklarujące poważną chorobę mają większą skłonność do finansowania leczenia z własnych środków. Oszacowanie punktowe odpowiedniej zmiennej jest zbliżone do średniej *a posteriori* z bayesowskiego uśrednienia.

Oszacowania punktowe wskazują, że u osób deklarujących brak zaufania do lekarzy bądź brak zdania na ten temat występuje mniejsze prawdopodobieństwo korzystania z samodzielnie opłacanych świadczeń zdrowotnych niż u osób, które deklarują przynajmniej umiarkowane zaufanie do medyków. P-wartości wskazują jednak, że wszystkie zmienne zerojedynkowe wyrażające różne poziomy zaufania do lekarzy pozostają nieistotne przy poziomie 1%, a jedynie zmienna wyrażająca brak zdania na ten temat jest istotna, jeśli przyjmie się poziom istotności 5%. W celu zweryfikowania hipotezy o braku wpływu zaufania do lekarzy na skłonność do opłacania świadczeń zdrowotnych z prywatnych środków przeprowadzono test Walda. Statystyka testowa wynosi 14,306, więc przy każdym typowym poziomie istotności odrzucono hipotezę zerową. Dla hipotezy zerowej zakładającej, że parametry przy wszystkich zmiennych dla różnych kategorii zaufania do lekarzy, z wyjątkiem tej odnoszącej się do osób, które nie mają zdania na ten temat, są równe zero, statystyka F wynosi 3,0008, a p-wartość 0,04977. Należy więc przyjąć, że zaufanie do lekarzy wywiera pewien wpływ na skłonność do korzystania z prywatnego leczenia, jednakże ani podejście klasyczne ani bayesowskie nie pozwala na jednoznaczną konkluzję co do natury tego wpływu.

Żadna ze zmiennych zerojedynkowych odnoszących się do poczucia niepewności źródła dochodu nie jest istotna na poziomie 1%. Ponieważ bayesowskie uśrednienie sugerowało brak wpływu niepewności dochodu na skłonność do korzystania z samodzielnie finansowanej opieki zdrowotnej, przeprowadzono test Walda, aby zweryfikować tę hipotezę zgodnie

z podejściem klasycznym. Statystyka F wynosi 1,5795, a odpowiadająca jej p-wartość 0,192. Nie ma zatem podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Podejście klasyczne, podobnie jak bayesowskie, wskazuje zatem, że poczucie niepewności źródła dochodu nie wpływa na skłonność do korzystania z opieki zdrowotnej finansowanej z własnej kieszeni.

#### 4.3. Ocena jakości dopasowania modeli

W poniższej tabeli zawarto oceny jakości dopasowania BMA do danych (prognozowane wartości były obliczane w oparciu o średnie rozkładów *a posteriori*).

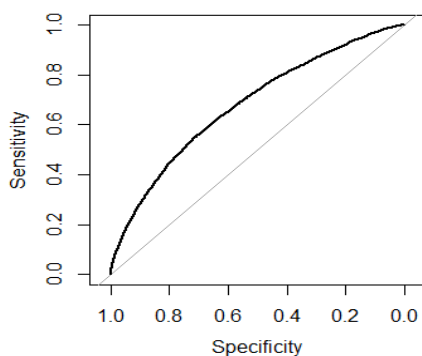
Tabela 4. Ocena jakości BMA modeli logitowych

	Wartość	
pseudo-R <sup>2</sup> Efrona	0,092239992	
pseudo-R <sup>2</sup> Ben-Akivy i Lermana	0,56713447	
AUC	0,6749	
	Zasada standardowa	Zasada Cramera
Zliczeniowy R <sup>2</sup>	0,658369593	0,629383158
Zliczeniowy R <sup>2</sup> (skorygowany)	0,125900458	0,051735429

Źródło: Obliczenia własne.

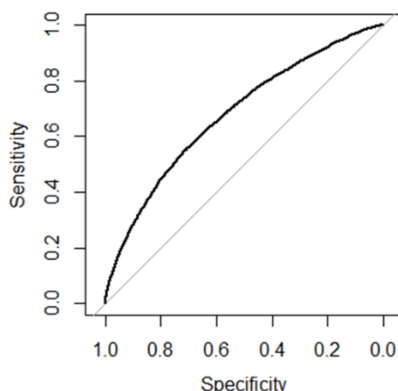
Pseudo-R<sup>2</sup> Ben-Akivy i Lermana wskazuje, że średnie prawdopodobieństwo dokonania poprawnej predykcji w oparciu o zasadę standardową wynosi prawie 0,57. Wartości zliczeniowego R<sup>2</sup> sugerują, że prognozy oparte na zasadzie standardowej cechują się większą trafnością niż te dokonywane na podstawie zasady Cramera. Opierając się na zasadzie standardowej predykcja na podstawie modelu BMA jest poprawna w 65,84% przypadków. Należy jednak zwrócić uwagę, że wartość skorygowanego zliczeniowego R<sup>2</sup> jest znacznie niższa. Pole powierzchni pod krzywą ROC wynosi 0,6749, zdolność predykcyjna bayesowskiego uśrednienia modeli jest więc co najwyżej zadowalająca. Statystyka testu Hosmera-Lemeshowa (prognozowane prawdopodobieństwa pogrupowane w 10 grup) dla prognozowanych prawdopodobieństw wynosi 14,76, a odpowiadająca jej p-wartość 0,06397. Przy poziomie istotności 0,05 nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o dobrym dopasowaniu modelu do danych, jednakże jeśli przyjęłoby poziom istotności 0,1 hipoteza ta zostałaby odrzucona. Poniższe wykresy przedstawiają krzywe ROC dla bayesowskiego uśrednienia modeli oraz modelu logitowego uwzględniającego wszystkie zmienne, oszacowanego metodą największej wiarygodności.

Wykres 1. Krzywa ROC dla bayesowskiego uśrednienia modeli



Źródło: Obliczenia własne.

Wykres 2. Krzywa ROC dla modelu logitowego oszacowanego MNW



Źródło: Obliczenia własne.

W kolejnej tabeli zaprezentowano miary dopasowania dla pełnego modelu logitowego oszacowanego metodą największej wiarygodności.

Tabela 5. Ocena jakości dopasowania pełnego modelu logitowego

	Wartość	
pseudo-R <sup>2</sup> Efrona	0,09573828	
pseudo-R <sup>2</sup> McFaddena	0,073288425	
skorygowany pseudo-R <sup>2</sup> McFaddena	0,070610799	
pseudo-R <sup>2</sup> Ben-Akivy i Lermana	0,56920795	
AUC	0,6781	
	Zasada standardowa	Zasada Cramera
Zliczeniowy R <sup>2</sup>	0,660865114	0,63200665
Zliczeniowy R <sup>2</sup> (skorygowany)	0,132285527	0,05844794

Źródło: Obliczenia własne.

Prezentowane powyżej wyniki wskazują, że jakość dopasowania pełnego modelu logitowego jest podobna jak w przypadku bayesowskiego uśrednienia. Analogicznie jak przy użyciu BMA, zastosowanie zasady standardowej prowadzi do bardziej trafnych predykcji niż wykorzystanie zasady Cramera. Statystyka testu Hosmera-Lemeshowa (prognozowane prawdopodobieństwa pogrupowane w 10 grup) dla prognozowanych prawdopodobieństw wynosi 14,999, a odpowiadająca jej p-wartość 0,05917. Przy poziomie istotności 0,05 nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o dobrym dopasowaniu modelu do danych, jednakże jeśli przyjęto by poziom istotności 0,1 hipoteza ta zostałaby odrzucona. Również krzywa ROC ma bardzo zbliżony kształt jak w przypadku bayesowskiego uśrednienia.

## 5. Podsumowanie i wnioski

Na podstawie wyników analizy ekonometrycznej można stwierdzić, że większość rozpatrywanych czynników wywiera wpływ na skłonność do korzystania ze świadczeń zdrowotnych opłacanych z własnych środków. Zarówno podejście oparte na klasycznym testowaniu hipotez, jak i podejście oparte na bayesowskim uśrednieniu modeli wskazuje,

Listopad 2017

że obecny i oczekiwany dochód wpływają na wzrost skłonności do korzystania z odpłatnego leczenia. Można ponadto założyć, że obydwie zmienne w takim samym stopniu oddziałują na zmienną endogeniczną. Wraz z wiekiem prawdopodobieństwo opłacania świadczeń zdrowotnych z własnej kieszeni maleje, a kobiety częściej leczą się odpłatnie niż mężczyźni.

Miejsce zamieszkania również wpływa na korzystanie z samodzielnie finansowanej opieki zdrowotnej. Zarówno podejście klasyczne, jak i oparte na bayesowskim uśrednieniu modeli sugeruje, że mieszkańcy wsi najrzadziej korzystają z płatnego leczenia. Podejście klasyczne wskazuje też, że w przypadku mieszkańców miast do 20 tys. mieszkańców prawdopodobieństwo korzystania z tego rodzaju usług jest mniejsze niż w większych miastach, ale większe niż na terenach wiejskich. Opierając się na bayesowskim uśrednieniu można stwierdzić, że prawdopodobieństwo, że zamieszkanie w miastach poniżej 20 tys. mieszkańców wpływa na zmienną objaśnianą wynosi jedynie 13,1%. Podejście bayesowskie wskazuje ponadto, że wśród mieszkańców miast powyżej 20 tys. skłonność do korzystania z płatnego leczenia nie zależy od wielkości miasta. Podejście klasyczne pozwala natomiast wywnioskować, że osoby mieszkające w miastach liczących 20–500 tys. mieszkańców mają mniejsze szanse na korzystanie z samodzielnie finansowanej opieki lekarskiej w porównaniu z mieszkańcami największych aglomeracji.

Opierając się na podejściu klasycznym, można wysnuć wniosek, że osoby niezadowolone ze stanu swojego zdrowia częściej korzystają z odpłatnego leczenia, aczkolwiek skłonność do korzystania z takich świadczeń nie zmienia się wraz z poziomem niezadowolenia. Na podstawie bayesowskiego uśrednienia można również stwierdzić ze znacznym prawdopodobieństwem, iż niezadowolenie ze stanu zdrowia wpływa na wzrost skłonności do finansowania leczenia z własnej kieszeni.

Oba podejścia wskazują także, że poważna choroba zwiększa szansę na korzystanie z samodzielnie finansowanych świadczeń medycznych.

Zmienną, która wywiera wpływ na skłonność do korzystania z takowych usług jest także zaufanie do lekarzy. Na podstawie przeprowadzonych analiz nie można jednak wyciągnąć wiarygodnych wniosków co do charakteru tego wpływu.

Analiza nie dostarcza żadnych dowodów świadczących o tym, by poczucie niepewności źródła dochodów w jakikolwiek sposób wpływało na skłonność do korzystania z samodzielnie finansowanego leczenia.



**Bibliografia:**

- Amini, S., Parmeter, C., *Bayesian model averaging in R*, [w:] „Journal of Economic and Social Measurement” 36(4) 2011,
- Blane D., Loutchko L. et al., *Socioeconomic patterns in use of private and public health services and Spain and Britain: implications for equity in health care*, [w:] „Health and Place”, 2014 (25),
- Cameron A., Trivedi P., *Microeconometrics. Methods and applications*, Cambridge University Press, 2005,
- Czapiński J., Panek T. (red.), *Diagnoza Społeczna 2015. Warunki i jakość życia Polaków*, Contemporary Economics Volume 9 Issue 4,
- Efron, B., *Regression and ANOVA with zero-one data: Measures of residual variation*, [w:] „Journal of the American Statistical Association”, 73(361), 113–121, 1978,
- Freese J., Long S.J., *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*, College Station: Stata Press, 2006,
- Greene H.W., *Econometric Analysis*, Seventh Edition, 2012,
- Gruszczyński M., *Modele zmiennych jakościowych dwumianowych* [w:] *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Wydanie II rozszerzone, red. naukowa Gruszczyński M., Warszawa 2012,
- Grzenda W., *Modelowanie bayesowskie. Teoria i przykłady zastosowań*, Wydanie I, Warszawa 2016,
- Grzenda W., *Wstęp do statystyki bayesowskiej*, Wydanie I, , Warszawa 2012,
- Hosmer D. W., Lemeshow S., *Applied logistic regression*, Second Edition, Hoboken, NJ: Wiley 2000,
- Koop G., *Wprowadzenie do ekonometrii*, Wydanie II, Wydawnictwo Wolters Kluwer, Warszawa 2014,
- *Korzystanie ze świadczeń i ubezpieczeń zdrowotnych*, Raport CBOS, 2016,
- Moghdam Amini Sh., *Model Uncertainty and Model Averaging Techniques*, Doctoral Dissertation, Blacksburg, Virginia 2012,
- *Polacy o państwowej i prywatnej opiece zdrowotnej*, Raport CBOS, 2012,
- Propper C., *The demand for private health care in the UK*, [w:] “Journal of Health Economics”, Vol. 19, 2000.



## **Abstract**

The aim of this paper is to outline social, economic and psychological factors that have an impact on tendency for purchasing private healthcare services in Poland. The inference was put through both classical and Bayesian approaches based on secondary data. Our results suggest that current and expected personal income, severe disease and dissatisfaction with health have a positive impact on endogenous variable. The probability of purchasing medical services is also dependent on place of residence and trust in doctors.

# Rola i miejsce państwa w gospodarce starożytnego Egiptu

Weronika Rec\*

## Wprowadzenie

Starożytny Egipt jako jedno z najważniejszych imperiów ówczesnego świata, bezsprzecznie kojarzy się ze wspaniałymi monumentami i architekturą, pismem hieroglificznym, osiągnięciami z zakresu astronomii i medycyny. Jednak często w opracowaniach dotyczących tego starożytnego imperium nie ma wzmianki o jego kondycji gospodarczej. Jeżeli jakieś istnieją, ograniczają się jedynie do opisu posiadanych przez Egipt surowców i ewentualnie wykorzystywaniu siły niewolniczej przez faraona.

Celem niniejszej pracy jest zaprezentowanie gospodarki starożytnego Egiptu oraz roli i miejsca państwa, jakie odgrywało w tej gospodarce. Już na wstępie warto zaznaczyć, że warunki klimatyczne odpowiednie dla tamtego regionu geograficznego, a także wpływ czasu sprawiły, że ilość i dostępność oryginalnych źródeł, szczególnie dotyczących aspektu ekonomicznego, jest niewielka<sup>1</sup>. Zatem w swoich rozważaniach autorka opiera się na pracach współczesnych historyków oraz ekonomistów. Ponadto, niewielka liczba źródeł sprawia, że praca ta ogranicza się jedynie do ogólnego opisu bez podziału pod względem kryterium geograficznego na Górny i Dolny Egipt, ale z zachowaniem zakresu chronologicznego od zjednoczenia Górnego i Dolnego Egiptu przez faraona Menesa (ok. 2850 r. p.n.e.) do początku III okresu przejściowego w 1085 r. p.n.e.<sup>2</sup> Powyższe ramy czasowe dotyczą przede wszystkim Egiptu rządzonego przez rodzimych faraonów, co oznacza, że władza była wolna od obcych wpływów.

Struktura pracy przedstawia się następująco: najpierw zdefiniowano państwo, a więc dostosowano jego definicję do odpowiedniego okresu historycznego, następnie opisano gospodarkę starożytnego Egiptu. Kolejną część stanowi prezentacja roli państwa w gospodarce, przy czym przedstawiono ją dwojako: jako działania w gospodarce, które były wykazywane przez wcześniej zdefiniowane państwo oraz wpływ państwa na ogólną kondycję gospodarczą starożytnego Egiptu.

## 1. Państwo — definicja

Współczesne państwo można rozpatrywać na wielu płaszczyznach. Przede wszystkim jest to zbiorowość obywateli, podporządkowana władzy suwerennej na danym terytorium.

---

\* Studentka 2. roku studiów magisterskich w Szkole Głównej Handlowej w Warszawie na kierunku Finanse i Rachunkowość, redaktor naczelna Przeglądu Ekonomiczno-Społecznego od 2015 roku. Kontakt: weronika.rec@gmail.com

<sup>1</sup> Garcia Moreno J.C., *Penser l'économie pharaonique*, [w:] „Annales, Histoire, Sciences Sociales”, 2014/1, s.8. Ta ograniczona dostępność spowodowana jest iluzją, że starożytny Egipt był krajem religii i sztuki, a także wilgotnym klimatem w delcie Nilu, który negatywnie wpływał na kondycję papirusów. Dlatego też jako źródła historyczne zachowały się w większości kamienne stele, na których ryto przede wszystkim teksty religijne.

<sup>2</sup> Zabłocka J., *Historia Bliskiego Wschodu w starożytności*, Wrocław 1987, s. 150–151, 345.

Równocześnie państwo stanowi zbiór instytucji, którego celem jest dbanie o interes całości<sup>3</sup>. W przypadku starożytnego Egiptu próżno stosować powyższą definicję państwa ze względu na to, że pojęcie to ewoluowało i na tle dziejowym ukształtowało się stosunkowo niedawno. Państwo w starożytnym Egipcie będzie zatem tworzyć władca z całym swoim otoczeniem, czyli administracją oraz kapłanami i świątyniami. Przede wszystkim warto zwrócić uwagę na charakter władzy w starożytnym Egipcie. Pojęcie faraona (w jęz. egipskim *pir-o*), oznaczało „wielki dom” i pojawiło się stosunkowo późno, bo w Nowym Państwie za panowania Jahmesa i Amenhotepa I (XVI w. p.n.e.)<sup>4</sup>. Jednak sama idea państwa pojawiła się już na przełomie IV i III tyś. p.n.e. Warto zwrócić uwagę, że Egipcjanie niezależnie od obcych wzorów dokonali pierwszych prób organizacji aparatu rządzenia. Ich władca był Horusem-królem, to znaczy stanowił ucieleśnienie boga Horusa na ziemi, a więc stawał się wyłącznym pośrednikiem między ludźmi a bogami, co w starożytnych bliskowschodnich cywilizacjach stanowiło rzadkość<sup>5</sup>. W okresie Starego Państwa (ok. 2850–2150 r. p.n.e.) ukształtował się również podział administracyjny starożytnego Egiptu na jednostki administracyjne, zwane *nomami*. Można powiedzieć, że odpowiadały one dzisiejszym powiatom. Podział ten z niewielkimi zmianami przetrwał aż do czasów wczesnego średniowiecza. Trudno jednoznacznie określić charakter władzy w Egipcie. Z jednej strony ze względu na podział administracyjny władza była zdecentralizowana, a absolutyzm nie stanowił zjawiska powszechnego oraz niezmiennego, tylko ograniczał się do pojedynczych jednostek<sup>6</sup>. Z drugiej jednak, ze względu na rolę państwa jako redystrybutora dóbr, można założyć jego scentralizowany charakter<sup>7</sup>. Warto również nadmienić, że na tle Mezopotamii, starożytny Egipt był raczej scentralizowanym państwem<sup>8</sup>.

Zdecentralizowany charakter władzy nie oznaczał wyeliminowania formy przymusu w postaci faraona-despoty, bowiem aparat państwowy w postaci urzędników i kapłanów był niezwykle rozbudowany. Ze względu jednak na to, że przedmiotem niniejszej analizy jest starożytna cywilizacja, w której na próżno szukać pewnych współczesnych nam gospodarczych i ekonomicznych mechanizmów, rozbudowany aparat państwowy nie powinien być jednoznacznie kojarzony z tym, co hamuje rozwój cywilizacji, szczególnie gospodarczy. To, jak państwo w rozumieniu przyjętej definicji wpływało na funkcjonowanie gospodarki, zostało zaprezentowane w części czwartej pracy.

## 2. Gospodarka starożytnego Egiptu

Starożytni Egipcjanie należeli do społeczeństwa hydrauliczno-biurokratycznego. Ze względu na stopniowe osuszanie się terenu oraz ocieplanie klimatu w północnej Afryce, podstawą funkcjonowania społeczeństwa stały się systemy irygacyjne. Pozwoliły one na stopniowe wykształcenie elity urzędniczej<sup>9</sup>.

<sup>3</sup> Domańska E., *Wokół roli państwa z gospodarce. Szkic historyczny* [w:] „Między gospodarką a polityką”, Warszawa 2001, s. 71.

<sup>4</sup> Zabłocka J., *Historia Bliskiego...*, op. cit., s. 229.

<sup>5</sup> Ibidem., s. 116–127, 376.

<sup>6</sup> Ibidem., s. 377.

<sup>7</sup> Garcia Moreno J.C., *Penser l'économie...*, op. cit, s.14.

<sup>8</sup> Ibidem., s.35.

<sup>9</sup> Szpak J., *Historia gospodarcza powszechna*, Warszawa 2007, s. 62.

Jeden z najważniejszych filarów gospodarki starożytnego Egiptu stanowiła produkcja rolna<sup>10</sup>. Możliwa była dzięki skonstruowaniu systemu irygacyjnego. Niewielką nadwyżkę płodów rolnych wykorzystywano w handlu z innymi państwami, szczególnie z Hetytami podczas panowania Ramessydów (okres Nowego Państwa, ok. 1320–1085 r. p.n.e.). Skutkiem tego w gospodarce egipskiej pojawiły się metale, takie jak złoto i srebro. Nadwyżka płodów rolnych umożliwiła więc powstanie handlu, najpierw międzynarodowego, następnie wewnętrznego i w rezultacie obieg bogactwa wśród społeczeństwa<sup>11</sup>. Handel wewnętrzny, szczególnie prywatny również odgrywał niezwykle ważną rolę, ponieważ umożliwiał ruch produktów oraz akumulację bogactwa, a to pociągało za sobą inwestycje, np. w nieruchomości<sup>12</sup>. To właśnie dzięki wymianie handlowej starożytni Egipcjanie poznali podstawowe zasady rynkowe<sup>13</sup>.

Warto zwrócić uwagę na fakt, że w starożytnych cywilizacjach, szczególnie bliskowschodnich, ze względu na niski popyt produkcja pozostawała na relatywnie niskim poziomie, co sprawiało trudności w uzyskaniu nadwyżki. Dlatego obieg handlowy i akumulacja cennych metali była w porównaniu ze współczesnymi gospodarkami marginalna<sup>14</sup>. Popyt zależał przede wszystkim od stopnia urbanizacji, bowiem to właśnie miasta stanowiły skupiska ludności potrzebującej wyrobów rzemieślniczych i przez to stanowiące ogniska potencjalnego popytu na dobra.

Głównym celem produkcji było zaspokojenie potrzeb społeczeństwa, a więc handel traktowany był jako działalność dodatkowa. Działaniami, które miały niejako pomóc w ekspansji cywilizacyjnej oraz zapewnić rozwój gospodarczy<sup>15</sup>, były podboje sąsiednich terytoriów, zapewniające przede wszystkim napływ surowców, a także kontrolę nad szlakami handlowymi. Przykładem takiego działania jest wyprawa wojenna Totmesa III (Nowe Państwo, XV w. p.n.e.) do Nubii, która przez kilka wieków zapewniła Egipcjom stały dopływ złota. Umożliwiło to państwu rozwinięcie na szerszą skalę budownictwa<sup>16</sup>. Wiązało się to z zaangażowaniem znacznej liczby robotników, którzy za swoją pracę otrzymywali zapłatę.

Głównym organizatorem i motorem rozwoju eksportu było państwo. Warto tutaj zwrócić uwagę na królową Hatszepsut (XV w. p.n.e., przed Totmesem III), która zorganizowała pokojową wyprawę handlową do Pontu, w celu pozyskania mirry i innych cennych produktów. Później, dzięki Totmesowi III najważniejszą gałęzią produkcji stały się tekstylia<sup>17</sup>. Natomiast w okresie Starego Państwa towary wymienne stanowiły raczej dobra pierwszej potrzeby (mięso, ryby)<sup>18</sup>.

Powszechnie uważa się, że podstawą gospodarki starożytnego Egiptu było niewolnictwo. Ponieważ jednak w przypadku Egiptu mamy do czynienia z azjatyckim sposobem produkcji, niewolnictwo nigdy nie wyszło poza ramy państwowe, a więc pomijając sektor prywatny, nie można mówić o nim jako o filarze gospodarki<sup>19</sup>. Ponadto, niewolnictwo w starożytnych

<sup>10</sup> Ibidem., s. 63.

<sup>11</sup> Garcia Moreno J.C., *Penser l'économie...*, op. cit., s.28–30.

<sup>12</sup> Ibidem., s. 24, 33.

<sup>13</sup> Ibidem., s. 13.

<sup>14</sup> Ibidem., s. 20.

<sup>15</sup> Oczywiście rozwój gospodarczy w tamtych czasach nie może być tożsamy z jego współczesną definicją.

<sup>16</sup> Zabłocka J., *Historia Bliskiego...*, op. cit., s. 234.

<sup>17</sup> Garcia Moreno J.C., *Penser l'économie...*, op. cit., s.32.

<sup>18</sup> Garcia Moreno J.C., *Penser l'économie...*, op. cit., s.25.

<sup>19</sup> Szpak J., *Historia gospodarcza...*, op. cit., s. 62.

społeczeństwach było czymś naturalnym, a w Egipcie dodatkowo zachowany został czynnik zainteresowania niewolnika wynikami swojej pracy. Niewolnicy niekoniecznie więc pozbawieni byli środków produkcyjnych i zdolności prawnej. Często pracowali w świątyniach i pałacu<sup>20</sup>.

### 3. Rola państwa

Rozbudowany aparat państwowy, szczególnie na niższych szczeblach w postaci nomów i świątyń, umożliwiał skuteczny pobór podatków oraz egzekwowanie danin. Zgromadzona dzięki temu nadwyżka umożliwiała organizowanie robót publicznych, czyli zaangażowaniu robotników przy budowie wielkich monumentów. Dzięki temu państwo naturalnie pomagało w kreowaniu popytu na dobra, bowiem robotnik za swoją pracę otrzymywał zapłatę.

Dodatkowo państwo — faraon i świątynie — organizowało wymianę i obrót rzadkich surowców<sup>21</sup>. Wreszcie było jednym z głównych organizatorów wymiany handlowej.

Analizując wpływ państwa na gospodarkę często wskazuje się jego wpływ na wzrost gospodarczy. W przypadku cywilizacji starożytnej trudno mówić o wzroście we współczesnym znaczeniu tego słowa, gdyż mamy do czynienia tutaj ze społeczeństwem prymitywnym, preindustrialnym.

Na tle innych cywilizacji, starożytny Egipt razem z Mezopotamią rozwijał się najszybciej<sup>22</sup>. Za przyczyny wzrostu gospodarczego można uznać przede wszystkim eksport oraz popyt wewnętrzny, niezwiązany z instytucjami. Ten ostatni był szczególnie widoczny podczas końca okresu Starego, Średniego oraz Nowego Państwa, a więc w fazie dojrzałości państwa faraonów. Przeszkodami we wzroście gospodarczym Egiptu były przeszkody naturalne, niskie nadwyżki, niedostateczna konsumpcja, granice rozwoju technologicznego, niedostateczny podział pracy i niska produktywność<sup>23</sup>.

Analizując powyższe czynniki determinujące wzrost gospodarczy i wykorzystując narzędzia dostępne współczesnemu ekonomiście, nie można jednoznacznie określić charakteru wpływu państwa na rozwój gospodarczy starożytnego Egiptu. Niezbędne wydawałoby się określenie wag poszczególnych czynników. Z pewnością państwo jako organizator eksportu, robót publicznych oraz obrotu surowcami korzystnie przyczyniało się do kondycji gospodarki, jednak równocześnie rozbudowany aparat podatkowy powodował, że społeczeństwo dysponowało mniejszymi zasobami, które mogło poświęcić na konsumpcję. Skutkowało to niskim popytem, a jak wcześniej wspomniano, niski popyt nie stymulował produkcji i nie zachęcał do wytwarzania nadwyżki produkcyjnej, którą można było wymienić na inne dobra.

<sup>20</sup> Zabłocka J., *Historia Bliskiego...*, op. cit., s. 377–378.

<sup>21</sup> Garcia Moreno J.C., *Penser l'économie...*, op. cit., s. 23.

<sup>22</sup> Szpak J., *Historia gospodarcza...*, op. cit., s. 67.

<sup>23</sup> Garcia Moreno J.C., *Penser l'économie...*, op. cit., s. 32–33.

### **Zakończenie**

Powyższa analiza pokazuje, jak znaczącą rolę w gospodarce starożytnego Egiptu grało państwo. Obecnie, ze względu na małą liczbę źródeł historycznych, a także nikłym zainteresowaniem historyków ekonomiczną kondycją starożytnego Egiptu, trudno jednoznacznie określić wpływ państwa na gospodarkę. Można jednak pokusić się o stwierdzenie, że państwo było tym elementem, który pomógł stworzyć fundamenty gospodarcze i scementować społeczeństwo. Dzięki temu państwo egipskie rozwijało się bez przerwy kilka tysięcy lat, bez większych kryzysów przetrwawszy również okresy przejściowe. Starożytny Egipt przekazał swoje osiągnięcia antycznej Grecji i w późniejszym okresie stał się jedną z najbogatszych prowincji Republiki, a potem Cesarstwa Rzymskiego.

**Bibliografia**

- Cameron R., Neal L., *Historia gospodarcza świata*, Warszawa 2004,
- Domańska E., *Wokół roli państwa z gospodarce. Szkic historyczny* [w:] „Między gospodarką a polityką”, Warszawa 2001,
- Garcia Moreno J.C., *Penser l'économie pharaonique*, [w:] „Annales, Histoire, Sciences Sociales”, 2014/1,
- Szpak J., *Historia gospodarcza powszechna*, Warszawa 2007,
- Wolski J., *Historia powszechna. Starożytność*, Warszawa 2000,
- Zabłocka J., *Historia Bliskiego Wschodu w starożytności*, Wrocław 1987.



# Od Redakcji

Niniejsze czasopismo zostało opracowane i przygotowane przez członków Studenckiego Koła Naukowego Finansów i Makroekonomii przy Szkole Głównej Handlowej w Warszawie we współpracy z Instytutem Studiów Ekonomiczno-Społecznych. Periodyk wydawany jest co pół roku. Wersją pierwotną czasopisma jest wersja drukowana.

Zespół redakcyjny niniejszego wydania:



## **Weronika Rec – Redaktor naczelna**

Studentka II roku Studium Magisterskiego SGH (kierunek: Finanse i Rachunkowość). Członkini Studenckiego Koła Naukowego Finansów i Makroekonomii SGH. W wolnych chwilach czyta książki, jeździ konno i gra na pianinie. Pasjonuje się kontrahentem centralnym, deflacją i rynkiem FX. Posługuje się językiem angielskim, niemieckim i francuskim.



## **Jędrzej Marciniak – Zastępca redaktor naczelnej**

Absolwent Studium Magisterskiego SGH (kierunek: Finanse i Rachunkowość). Alumn SKN Finansów i Makroekonomii SGH. Interesuje się tematyką podatkową, zawodowo zajmuje się księgowością. Fan fantastyki i S-F, tak książek jak i filmów, oraz biernego i czynnego uprawiania sportu.



## **Aleksandra Bugalska**

Studentka I roku Studium Magisterskiego na kierunku Ekonomia w Szkole Głównej Handlowej. Oprócz działalności w SKN Finansów i Makroekonomii angażuje się w projekty SKN Statystyki i SKN Stosunków ze Wschodem. Interesuje się cyklem koniunkturalnym i statystyką. W wolnym czasie lubi pływać i czytać książki.



## **Paula Dzierżanowska**

Studentka II roku Studium Magisterskiego SGH na kierunku Globalny Biznes, Finanse i Zarządzanie. Uwielbia wyzwania, dobrą muzykę i jazdę konną. PES, a właściwie SPES, był pierwszym projektem, którym zainteresowała się w SKN FM.



## **Jakub Dziubecki**

Absolwent Studium Magisterskiego SGH (kierunek: Finanse i Rachunkowość). Zebrał spore doświadczenie w ramach SKN FM (PGP, MME, teraz PES). Peregrynuje w życiu po makroekonomii, geopolityce, nieruchomościach, mediach, kulinariach i militariach.



## **Tomasz Kowalczyk**

Absolwent Studium Licencjackiego SGH na kierunku Finanse i Rachunkowość. Członek SKN Finansów i Makroekonomii. Interesuje się muzyką, w szczególności muzyką klasyczną, historią oraz polityką. Wraz z Chórem SGH regularnie koncertuje na festiwalach muzyki chóralnej w Polsce i za granicą.



## **Rafał Pruszyński**

Student III roku Studium Licencjackiego SGH (kierunek: Finanse i Rachunkowość) oraz absolwent studiów inżynierskich na Politechnice Warszawskiej (kierunek: Energetyka). Interesuje się rynkami energii i gazu oraz nowymi technologiami w energetyce. Poza tym czynnie uprawia sport - jego ulubioną dziedziną są biegi długodystansowe.

# Dla Autorów

Osoby pragnące podzielić się uwagami, komentarzami, a także zainteresowane możliwością współtworzenia Przeglądu Ekonomiczno-Społecznego zapraszamy do kontaktu za pośrednictwem naszego adresu mailowego: [redakcja@pes.skufm.pl](mailto:redakcja@pes.skufm.pl)

Zapraszamy również do odwiedzenia naszej strony internetowej: <http://pes.skufm.pl>

## Informacje dla Autorów odnośnie publikacji w PES

1. Artykuły prosimy wysyłać na adres [redakcja@pes.skufm.pl](mailto:redakcja@pes.skufm.pl) jako załączniki w formacie .doc (Word 97-2003).
2. Artykuły mogą być napisane w języku polskim, angielskim (British Spelling) lub niemieckim.
3. Autorzy zobowiązują się, że prawa autorskie do nadsyłanych tekstów będą wynikiem ich indywidualnej pracy twórczej oraz że teksty nie będą naruszały jakichkolwiek praw osób trzecich.
4. Tekst powinien być napisany czcionką Times New Roman (12 pkt).
5. Tabele i wykresy muszą być monochromatyczne i powinny być obiektami MS Office.
6. Tytuły i śródtytuły w tekście powinny być możliwie krótkie.
7. Wszystkie wzory i formuły matematyczne muszą być zapisane jako obiekty Microsoft Equation.
8. Tabele, wykresy i wzory muszą zachowywać ciągłą numerację w obrębie całego tekstu.
9. Odwołania do innych prac należy umieszczać w przypisie, zgodnie z podanym przykładem:

[...] W przypadku volume quotation system to aprecjacja powoduje wzrost kursu walutowego – za jednostkę aprecjonowanej waluty możemy teraz kupić więcej jednostek walut obcych<sup>36</sup>.

<sup>36</sup> Gandolfo G., *International Finance and Open-economy Macroeconomics*, Berlin 2002, s. 7-8.

10. Odwołania do źródeł internetowych, podobnie jak do wydawnictw drukowanych, powinny znajdować się w przypisie, zgodnie z podanym przykładem:

Góra M., Chłoń-Domińczak A., Bukowski M., *Gaszenie pożaru benzyną*, „Dziennik.pl”, 2 grudnia 2009 r. [dostęp: 7 września 2010 r.], <http://wiadomosci.dziennik.pl/opinie/artykuly/103877,gaszenie-pozarubenzyna.html>.

11. Na końcu artykułu powinna znaleźć się uporządkowana alfabetycznie lista cytowanych w tekście źródeł bibliograficznych, zgodnie z podanym przykładem:

### **Bibliografia:**

- Bessonova E., Kozlov K., Yudaeva K., *Trade liberalization, Foreign Direct Investment, and Productivity of Russian Firms*, wrzesień 2003,
- Budnikowski A., *Międzynarodowe stosunki gospodarcze*, Warszawa 2003,
- Ehlers K., *Russland in die WTO : Durchbruch oder Einbruch*, [w:] „Eurasisches Magazin”, styczeń 2007.

12. Artykuł powinien zawierać streszczenie w języku polskim.

13. Artykuł powinien zawierać również tytuł w języku angielskim, abstract odpowiadający treścią polskiemu streszczeniu oraz kody JEL.

14. Redakcja zastrzega sobie prawo do korekty językowej oraz stylistycznej nadesłanych artykułów.



STUDENCKIE KOŁO NAUKOWE  
FINANSÓW I MAKROEKONOMII