

Mariusz Doszyn*

Uniwersytet Szczeciński

EKONOMETRYCZNE BADANIE WPŁYWU SKŁONNOŚCI LUDZKICH W PRZYPADKU DYSPONOWANIA WIEDZĄ A PRIORI O ICH NATĘŻENIU

Streszczenie

W artykule omówione zostały sposoby określania wpływu skłonności ludzkich na prawidłowości ekonomiczne z wykorzystaniem odpowiednich modeli ekonometrycznych. Podano definicję skłonności oraz przedstawione zostały metody umożliwiające pomiar ilościowych aspektów skłonności ludzkich. Przedstawiono częstościową oraz trygonometryczną miarę skłonności. Scharakteryzowano sposób uwzględniania wpływu skłonności ludzkich na podstawie modeli dla danych przekrojowych dla przypadków, w których badacz dysponuje wiedzą *a priori* o analizowanych skłonnościach. Przedyskutowano te klasy modeli ekonometrycznych, w których określanie wpływu skłonności może prowadzić do poprawy struktury stochastycznej modeli. W przykładzie empirycznym określony został wpływ skłonności do palenia papierosów oraz skłonności do spożywania alkoholu na kształtowanie się wydatków na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe w województwach w Polsce w roku 2004.

Słowa kluczowe: skłonności ludzkie, częstościowa miara skłonności, trygonometryczna miara skłonności, wiedza *a priori* o skłonnościach, ekonometryczne badanie wpływu skłonności ludzkich

* Adres e-mail: mariusz.doszyn@wneiz.pl.

Wprowadzenie

Mając do czynienia ze zróżnicowanymi obiektami (osobami, zbiorowościami), można się spodziewać odmiennych reakcji na identyczne bodźce (warunki) o charakterze obiektywnym. W wielu przypadkach te same okoliczności obiektywne prowadzą do innych zachowań¹. Często przyczyną tych różnic są odmienne skłonności, które są pewnego rodzaju „filtrami” determinującymi reakcje oraz zachowania.

Skłonność można zdefiniować jako „nachylenie postawy” względem czegoś lub kogoś zwiększające prawdopodobieństwo określonych zdarzeń². Sposób uwzględniania wpływu skłonności ludzkich na procesy gospodarcze zależy w dużej mierze od tego, jakiego rodzaju informacjami na temat skłonności dysponuje badacz. Jeżeli posiadane są informacje *a priori* o badanych skłonnościach, to zmienne wskazujące na występowanie skłonności lub ich natężenie można dołączyć bezpośrednio do zbioru zmiennych objaśniających modelu ekonometrycznego.

Celem artykułu jest zaprezentowanie metod pomiaru skłonności oraz pokazanie sposobu określania ich wpływu z wykorzystaniem modeli ekonometrycznych. W artykule weryfikowana jest hipoteza o wpływie skłonności do spożywania alkoholu i palenia papierosów na przeciętne wydatki na tego typu produkty w przekroju województw w Polsce w 2004 roku.

1. Sposoby określania wpływu skłonności ludzkich w przypadku dysponowania wiedzą *a priori* o skłonnościach

Dany jest model dla danych przekrojowych, gdzie $i = 1, 2, \dots, n$ to kolejne obiekty:

$$y_i = \sum_{j=0}^k \alpha_j x_{ji} + u_i \quad (1)$$

¹ Za bodźce (warunki obiektywne) uznaje się warunki zewnętrzne, niepowiązane ze strukturą wewnętrzną obiektu.

² J. Hozer, M. Doszyń, *Ekonometria skłonności*, PWE, Warszawa 2004.

gdzie:

- y_i – zmienna objaśniana,
- α_j – parametry strukturalne modelu ($j = 0, 1, 2, \dots, k$),
- α_0 – wyraz wolny,
- x_{ji} – zmienne objaśniające o charakterze obiektywnym ($j = 1, 2, \dots, k$),
- u_i – składnik losowy.

Zmienne objaśniające x_{ji} reprezentują zewnętrzne czynniki obiektywne. Są to zmienne będące wyrazem istotnych okoliczności zewnętrznych, niezależnych bezpośrednio od właściwości („wewnętrznej struktury”) analizowanych obiektów. Obiektem może być osoba lub też zbiorowość ludzka (ludność gminy, powiatu, województwa itd.). Jeżeli za „obiekt” przyjmiemy osobę, to analizowane są skłonności indywidualne. Jeśli za obiekt uznamy zbiorowość ludzką, to analizowane są skłonności zbiorowe³.

Jednym ze sposobów uwzględniania wpływu skłonności ludzkich jest dodawanie do zbioru zmiennych objaśniających sztucznych zmiennych zero-jedynkowych.

Założmy, iż s_i to zmienna zero-jedynkowa zdefiniowana następująco:

$$s_i = \begin{cases} 1, & \text{jeżeli } i\text{-ty obiekt wykazuje skłonność,} \\ 0, & \text{jeżeli } i\text{-ty obiekt nie wykazuje skłonności} \end{cases} \quad (2)$$

Jeśli dysponujemy wiedzą *a priori* o wartościach przyjmowanych przez zmienną s_i , to wpływ skłonności można uwzględnić, wprowadzając tę zmienną do zbioru zmiennych objaśniających modelu ekonometrycznego:

$$y_i = \sum_{j=0}^k \beta_j x_{ji} + \beta_{k+1} s_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

gdzie $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k, \beta_{k+1}$ to parametry modelu, a ε_i to składnik losowy.

Zmienna s_i informuje o tym, czy dana skłonność występuje, natomiast parametr β_{k+1} pokazuje, jaki jest wpływ tej skłonności. Wiedza *a priori* o tym,

³ Dla rozróżnienia tych przypadków przyjęto następujące oznaczenia: jeżeli obiektem jest osoba, to stosowany jest indeks „i”, jeżeli zbiorowość – indeks „l”.

czy i -ty obiekt wykazuje skłonność, może pochodzić z dodatkowych badań o charakterze socjologicznym, psychologicznym, antropologicznym itd.

Sposób ujęcia zmiennej s_i zależy od przyjętej postaci analitycznej. W przypadku modelu potęgowo-wykładniczego zmienną s_i można uwzględnić w następujący sposób:

$$y_i = \beta_0 \prod_{j=1}^k x_{ji}^{\beta_j} \exp(\beta_{k+1} s_i + \varepsilon_i) \quad (4)$$

gdzie e^{ε_i} to czynnik losowy.

Po dodaniu zmiennej s_i otrzymujemy więc model potęgowo-wykładniczy.

Jeżeli zmienna $s_i = 0$, to $\exp(\beta_{k+1} s_i) = 1$, a więc skłonność s_i nie wpływa na wartość zmiennej objaśnianej. Jeżeli $s_i = 1$, to procentowy wpływ skłonności jest równy $[\exp(\beta_{k+1} s_i) - 1] \cdot 100\%$, *ceteris paribus*.

Modele ekonometryczne są często szacowane z wykorzystaniem danych zagregowanych, w których obiektami są zbiorowości. W przypadku danych zagregowanych skłonność może być wyrażona nie tylko zgodnie z (2) jako zmienna zero-jedynkowa.

Skłonność l -tej zbiorowości (s_l) można wyznaczyć za pomocą metody częstościowej oraz trygonometrycznej. Zgodnie z metodą częstościową natężenie skłonności to:

$$s_l = \frac{m_l}{n_l} \quad (5)$$

gdzie:

m_l – liczba osób wykazujących określoną skłonność w l -tej zbiorowości (na przykład w l -tym województwie),

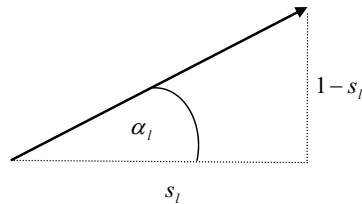
n_l – liczebność l -tej zbiorowości (na przykład liczba ludności województwa),

$l = 1, 2, \dots, N$, gdzie N to liczba zbiorowości (na przykład liczba województw).

Zgodnie z metodą trygonometryczną skłonność to „nachylenie”, które można zmierzyć obliczając kąt α między przeciwprostokątną a odpowiednią

przyprostokątną (rysunek 1). Jedna przyprostokątna mierzy frakcję zdarzeń w próbie, gdzie występuje interesujące nas zdarzenie (s_l), natomiast druga przyprostokątna mierzy frakcję zdarzeń w próbie, gdzie nie występuje interesujące nas zdarzenie ($1 - s_l$).

Rysunek 1. Trygonometryczna interpretacja skłonności



Źródło: opracowanie własne.

Kąt α_l to trygonometryczna miara natężenia skłonności:

$$\operatorname{tg} \alpha_l = \frac{1 - s_l}{s_l} \quad (6)$$

gdzie s_l – frakcja zdarzeń (osób), wśród których występuje skłonność (częstościowa miara skłonności).

Jeżeli skłonność poszczególnych osób tworzących daną, l -tą zbiorowość zdefiniujemy zgodnie z formułą (2) jako zmienną zero-jedynkową s_i , to skłonność l -tej zbiorowości można wyznaczyć jako

$$s_l = \frac{m_l}{n_l} = \frac{\sum_{i=1}^{n_l} s_i}{n_l} \quad (7)$$

gdzie n_l to liczebność l -tej zbiorowości.

Po przyjęciu funkcji potęgowej otrzymujemy następującą postać modelu:

$$y_l = \beta_0 \prod_{j=1}^k x_{jl}^{\beta_j} s_l^{\beta_{k+1}} e^{\varepsilon_l}, \quad l = 1, 2, \dots, N \quad (8)$$

Parametr β_{k+1} to elastyczność punktowa zmiennej y_l względem częstościowej miary skłonności s_l .

2. Ekonometryczna analiza wpływu skłonności do spożywania wyrobów tytoniowych i napojów alkoholowych w województwach w Polsce w 2004 roku

Wiedzę *a priori* wykorzystano do określenia wpływu skłonności do palenia papierosów oraz skłonności do picia alkoholu na przeciętne wydatki na wyroby tytoniowe i napoje alkoholowe w województwach w Polsce w 2004 roku. Wiedza *a priori* o kształtowaniu się wspomnianych skłonności została zaczerpnięta z publikacji *Stan zdrowia ludności Polski w przekroju terytorialnym w 2004 r.*⁴

Skłonność do palenia papierosów w l -tym województwie została wyznaczona jako frakcja dorosłych osób codziennie palących papierosy, czyli $s_{pl} = m_{pl} / n_l$, gdzie m_{pl} to liczba dorosłych osób codziennie palących papierosy, a n_l to liczba ludności w l -tym województwie w wieku powyżej 18 lat. Skłonność ta odnosi się do (dorosłych) mieszkańców województw. Jeżeli dana osoba paliła codziennie papierosy, to przyjmowano, iż skłonność występuje (wartość zmiennej zero-jedynkowej sygnalizującej występowanie skłonności jest równa jeden). Jeśli z kolei osoba nie paliła codziennie papierosów, to założono, iż skłonność nie występuje (wartość zmiennej zero-jedynkowej sygnalizującej występowanie skłonności wynosi zero).

Częstościowa miara skłonności do spożywania alkoholu w l -tym województwie to frakcja dorosłej ludności tego województwa spożywająca z określoną częstotliwością alkohol. Skłonność do spożywania alkoholu w l -tym województwie została wyznaczona jako frakcja (dorosłych) osób pijących alkohol 1–4 razy w tygodniu lub częściej. Częstościowa miara skłonności do spożywania alkoholu została więc wyznaczona jako $s_{al} = m_{al} / n_l$, gdzie m_{al} to liczba dorosłych osób pijących alkohol 1–4 razy w tygodniu lub częściej, a n_l to liczba dorosłych osób w l -tym województwie.

Wartości częstościowej miary omawianych skłonności zawiera tabela 1.

⁴ *Stan zdrowia ludności Polski w przekroju terytorialnym w 2004 r.*, GUS, Warszawa 2007.

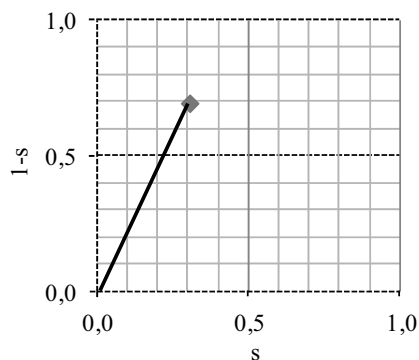
Tabela 1. Częstościowa miara skłonności do palenia papierosów (s_{pl}) oraz skłonności do spożywania alkoholu (s_{al}) w województwach w Polsce w 2004 roku

Województwo	Skłonność do palenia papierosów	Skłonność do spożywania alkoholu
Dolnośląskie	0,282	0,177
Kujawsko-pomorskie	0,282	0,135
Lubelskie	0,255	0,157
Lubuskie	0,281	0,158
Łódzkie	0,281	0,185
Małopolskie	0,222	0,159
Mazowieckie	0,241	0,179
Opolskie	0,264	0,203
Podkarpackie	0,215	0,150
Podlaskie	0,260	0,155
Pomorskie	0,291	0,188
Śląskie	0,281	0,198
Świętokrzyskie	0,229	0,128
Warmińsko-mazurskie	0,284	0,132
Wielkopolskie	0,269	0,150
Zachodniopomorskie	0,305	0,180

Źródło: obliczenia własne na podstawie: *Stan zdrowia ludności Polski w przekroju terytorialnym w 2004 r.*, GUS, Warszawa 2007.

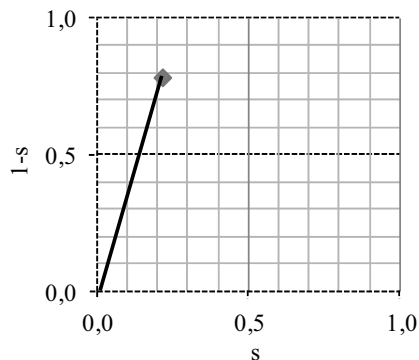
W 2004 roku największą skłonność do palenia papierosów wykazywała ludność województwa zachodniopomorskiego (0,305), z kolei najmniejszą – ludność województwa podkarpackiego (0,215). Wartości trygonometrycznej miary skłonności do palenia papierosów w tych województwach zostały przedstawione na rysunkach 2–3.

Rysunek 2. Trygonometryczna miara skłonności do palenia papierosów w województwie zachodniopomorskim w 2004 roku ($\alpha = 66,3^\circ$)



Źródło: opracowanie własne.

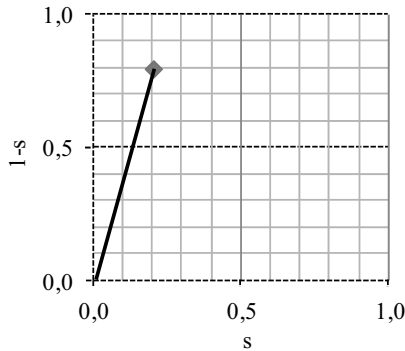
Rysunek 3. Trygonometryczna miara skłonności do palenia papierosów w województwie podkarpackim w 2004 roku ($\alpha = 74,7^\circ$)



Źródło: opracowanie własne.

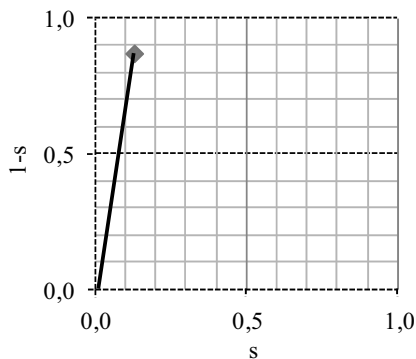
Największą skłonnością do spożywania alkoholu cechowała się ludność województwa opolskiego (0,203), natomiast najmniejszą – ludność województwa świętokrzyskiego (0,128). Wartości trygonometrycznej miary skłonności do spożywania alkoholu w tych województwach przedstawiają rysunki 4–5.

Rysunek 4. Trygonometryczna miara skłonności do spożywania alkoholu w województwie opolskim w 2004 roku ($\alpha = 75,7^\circ$)



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 5. Trygonometryczna miara skłonności do spożywania alkoholu w województwie świętokrzyskim w 2004 roku ($\alpha = 81,6^\circ$)



Źródło: opracowanie własne.

W celu określenia wpływu skłonności do palenia papierosów oraz skłonności do spożywania alkoholu oszacowano modele, w których jako zmienną objaśnianą (y_1) przyjęto przeciętne miesięczne wydatki na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe na osobę w gospodarstwach domowych (w zł) w 2004 roku. Za zmienne objaśniające reprezentujące zewnętrzne czynniki obiektywne przyjęto:

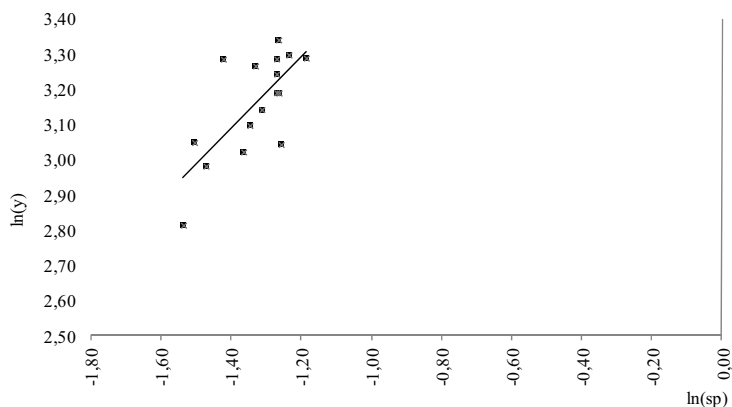
- x_{4l} – przeciętny miesięczny dochód do dyspozycji na osobę w gospodarstwach domowych (w zł),
- x_{5l} – wskaźnik cen napojów alkoholowych i wyrobów tytoniowych,
- x_{6l} – udział ludności miejskiej (w %).

Zmienne te zostały wybrane za pomocą metody Hellwiga ze zbioru zmiennych uwzględniającego ponadto takie zmienne, jak:

- x_{1l} – stopa bezrobocia rejestrowanego (w %),
- x_{2l} – liczba bezrobotnych na 1 ofertę pracy,
- x_{3l} – zatrudnieni w warunkach zagrożenia (w %) ⁵.

Zmienne y_l oraz x_{4l} zostały wyrażone w cenach z 2009 roku. Kształtowanie się logarytmów zmiennej objaśnianej ($\ln y_l$) na tle zlogarytmowanej częstościowej miary skłonności do palenia papierosów ($\ln s_{pl}$) oraz zlogarytmowanej częstościowej miary skłonności do spożywania alkoholu ($\ln s_{al}$) przedstawiają rysunki 6–7.

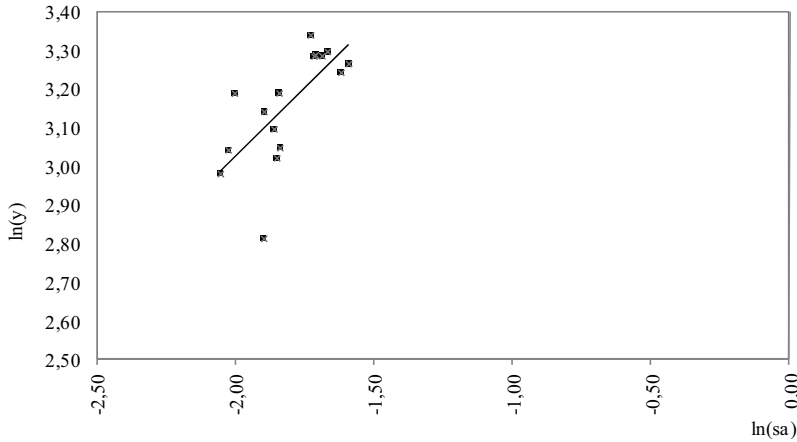
Rysunek 6. Kształtowanie się logarytmów zmiennej objaśnianej ($\ln y_l$) na tle zlogarytmowanej częstościowej miary skłonności do palenia papierosów ($\ln s_{pl}$) w województwach w Polsce w 2004 roku



Źródło: opracowanie własne.

⁵ Taki, a nie inny dobór zmiennych objaśniających został podyktowany między innymi dostępnością danych statystycznych.

Rysunek 7. Kształtowanie się logarytmów zmiennej objaśnianej ($\ln y_l$) na tle zlogarytmowanej częstościowej miary skłonności do spożywania alkoholu ($\ln s_{al}$) w województwach w Polsce w 2004 roku



Źródło: opracowanie własne.

W celu weryfikacji, czy wprowadzenie do zbioru zmiennych objaśniających częstościowych miar skłonności wpływa na jakość modelu, oszacowane zostały modele ze zmiennymi s_{pl} i s_{al} oraz modele bez tych zmiennych⁶:

$$\ln \hat{y}_l = -13,029 + 0,486 \ln x_{4l} + 2,346 \ln x_{5l} + 0,450 \ln x_{6l} \quad (9)$$

(-2,335)
(2,377)
(1,931)
(3,875)

$$\ln \hat{y}_l = 0,066 + 0,676 \ln x_{4l} + 0,715 \ln s_{pl} + 0,236 \ln s_{al} \quad (10)$$

(0,049)
(3,843)
(4,924)
(1,842)

Wszystkie oceny parametrów modeli (9) i (10), poza oceną wyrazu wolnego modelu (10), są istotne statystycznie przy poziomie istotności $\alpha = 0,1$.

Można zauważyć, iż wprowadzenie do modelu zmiennych $\ln s_{pl}$ i $\ln s_{al}$ spowodowało, iż nieistotne statystycznie okazały się oceny parametrów przy zmiennych $\ln x_{5i}$ oraz $\ln x_{6i}$. Ocena parametru przy $\ln x_{5l}$ to punktowa elastyczność cenowa. W modelu (9) jest ona dodatnia oraz dosyć duża, co jest niezgodne z tym, co wynika z teorii ekonomii. Dodanie do zbioru zmiennych objaśniających częstościowych miar skłonności wyeliminowało zmienną $\ln x_{5l}$ ze zbioru zmiennych objaśniających.

⁶ W nawiasach pod ocenami parametrów podawane są wartości statystyk t-Studenta.

Można to tłumaczyć tym, iż skłonność do palenia papierosów oraz spożywania alkoholu przyczynia się do wzrostu wydatków na tego typu produkty w takim stopniu, iż wzrost cen nie jest w stanie zniechęcić nabywców do zwiększenia konsumpcji wyrobów tytoniowych oraz napojów alkoholowych. Dodanie zmiennych reprezentujących natężenie skłonności eliminuje też wpływ różnic w zachowaniach wynikających z miejsca zamieszkania.

Na podstawie modelu (10) można stwierdzić, iż punktowa elastyczność dochodowa popytu na wyroby tytoniowe i napoje alkoholowe wynosi 0,676. Można również zauważyć, iż większy wpływ na analizowany rodzaj wydatków miała skłonność do palenia papierosów.

Należy w tym miejscu dodać, iż interpretacja parametrów przy zmiennych mierzących natężenie skłonności jest problematyczna, ponieważ zmienną objaśnianą są łączne wydatki na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe, natomiast wpływ każdej skłonności rozpatrywany jest oddzielnie. Wpływ skłonności do palenia papierosów prowadzi do wzrostu wydatków na wyroby tytoniowe, natomiast wzrost skłonności do spożywania alkoholu przyczynia się do wzrostu wydatków na napoje alkoholowe. Uwzględnienie zmiennych w takiej postaci zostało podyktowane rodzajem dostępnych danych statystycznych.

Model, w którym uwzględniono wpływ skłonności, cechuje się mniejszą wartością odchylenia standardowego reszt (S_e) oraz wyższą wartością skorygowanego współczynnika determinacji (\bar{R}^2). Na podstawie empirycznych poziomów istotności testu F , w przypadku każdego z rozważanych modeli, należało odrzucić hipotezę o nieistotnym wpływie uwzględnionej kombinacji zmiennych objaśniających (tabela 2).

Tabela 2. Odchylenie standardowe reszt (S_e), skorygowany współczynnik determinacji (\bar{R}^2) oraz empiryczny poziom istotności testu F na istotność zmiennych objaśniających w modelu ze zmiennymi S_{pl} i S_{ai} oraz w modelu bez tych zmiennych

Statystyka	Model bez zmiennych S_{pl} i S_{ai}	Model ze zmiennymi S_{pl} i S_{ai}
S_e	0,062	0,054
\bar{R}^2	0,819	0,863
P_{emp}	0,000	0,000

Źródło: obliczenia własne.

Wartości logarytmu funkcji wiarygodności (LW) oraz wartości kryteriów informacyjnych AIC , BIC , HQC kształtują się korzystniej w modelu ze zmiennymi s_{pl} i s_{al} (tabela 3).

Tabela 3. Logarytm funkcji wiarygodności (LW)
oraz wartości kryteriów informacyjnych AIC , BIC , HQC
w modelu ze zmiennymi s_{pl} i s_{al} oraz w modelu bez tych zmiennych

Kryterium	Model bez zmiennych s_{pl} i s_{al}	Model ze zmiennymi s_{pl} i s_{al}
LW	24,001	26,235
AIC	-40,002	-44,470
BIC	-36,912	-41,380
HQC	-39,844	-44,312

Źródło: obliczenia własne.

W przypadku każdego z oszacowanych modeli nie było podstaw do odrzucenia hipotezy o zgodności rozkładu reszt z rozkładem normalnym oraz hipotezy o homoskedastyczności reszt (poziom istotności $\alpha = 0,1$) (tabela 4).

Tabela 4. Empiryczne poziomy istotności testu Doornika-Hansena
na normalność rozkładu reszt oraz testu White'a na homoskedastyczność reszt
w modelu ze zmiennymi s_{pl} i s_{al} oraz w modelu bez tych zmiennych

Statystyka	Model bez zmiennych s_{pl} i s_{al}	Model ze zmiennymi s_{pl} i s_{al}
Test Doornika-Hansena	0,784	0,499
Test White'a	0,390	0,123

Źródło: obliczenia własne.

Podsumowanie

Reasumując, należy stwierdzić, że w przypadku posiadania wiedzy *a priori* o kształtowaniu się analizowanych skłonności ich wpływ można uwzględnić bezpośrednio, poprzez dodatnie zmiennych wskazujących na występowanie skłonności (lub ich natężenie) do zbioru zmiennych objaśniających.

W omawianym przykładzie dodanie częstościowej miary skłonności do palenia papierosów oraz częstościowej miary skłonności do spożywania alkoholu przyczyniło się do poprawienia stopnia dopasowania modelu do danych empirycznych oraz do korzystniejszych własności modelu z punktu widzenia wartości kryteriów informacyjnych *AIC*, *BIC* oraz *HQC*.

Uwzględnienie skłonności przyczyniło się również do wyeliminowania ze zbioru zmiennych objaśniających wskaźnika cen wyrobów tytoniowych oraz napojów alkoholowych, którego wpływ okazał się dodatni oraz dość duży, a więc niezgodny z teorią ekonomii. Może to wskazywać na fakt, iż oddziaływanie skłonności do palenia papierosów oraz skłonności do spożywania alkoholu powodowało, iż wpływ cen tego rodzaju produktów nie był istotny statystycznie (nabywcy byli niewrażliwi na zmiany cen).

Literatura

- Czerwiński Z., *Matematyka na usługach ekonomii*, WUE, Poznań 2011.
- Doszyń M., *Statystyczno-ekonometryczna analiza skłonności ludzkich*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2008.
- Greene W., *Econometric Analysis*, Prentice Hall, Upper Saddle River 2003.
- Hozer J., Doszyń M., *Ekonometria skłonności*, PWE, Warszawa 2004.
- Popper K.R., *The Propensity Interpretation of Probability*, „British Journal for the Philosophy of Science” 1959, no. 10.
- Stan zdrowia ludności Polski w przekroju terytorialnym w 2004 r.*, GUS, Warszawa 2007.
- Wooldridge J.M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT, Cambridge 2002.

**ECONOMETRIC ANALYSIS OF IMPACT OF HUMAN PROPENSITIES
IN CASE OF A *PRIORI* KNOWLEDGE
ABOUT THEIR INTENSITY**

Abstract

In the article were presented econometric methods of taking human propensities into account while analyzing economic processes. Definition of propensity and methods that enable measurement of propensities were proposed. Frequency and trigonometric methods of measuring propensities were described. Possibilities of applying impact of human propensities by means of econometric models for spatial data in case of *a priori* knowledge about propensities were characterized. In empirical example influence of propensity to consume tobacco and alcoholic beverages in voivodeships in Poland in year 2004 was estimated.

Keywords: human propensities, frequency measure of propensity, trigonometric measure of propensity, *a priori* knowledge about propensities, econometric analysis of impact of human propensities

Kody JEL: C01, C18, D01

Translated by Mariusz Doszyń

