

Mariusz DOSZYŃ

Zróźnicowanie regionalne skłonności do konsumpcji wyrobów tytoniowych i napojów alkoholowych

Celem artykułu jest charakterystyka regionalna możliwości zastosowania modeli ekonometrycznych dla danych panelowych do określenia wpływu skłonności do konsumpcji wyrobów tytoniowych i napojów alkoholowych na przeciętne wydatki gospodarstw domowych. Skłonności ludzkie to kategoria, która może być wykorzystywana do opisu wpływu subiektywnych aspektów zachowań ludzkich na prawidłowości statystyczne. Uwzględnienie wpływu czynników subiektywnych (psychologicznych, socjologicznych, antropologicznych) jest możliwe wtedy, gdy zostały uwzględnione również zmienne reprezentujące okoliczności zewnętrzne o charakterze obiektywnym.

Ogólnie rzecz biorąc do czynników o charakterze obiektywnym można zaliczyć te zmienne, których kształtowanie się nie zależy bezpośrednio od struktury wewnętrznej obiektu, czyli w przypadku osób — głównie od cech psychologicznych. W tym rozumieniu zmienne o charakterze obiektywnym to np.: dochody, ceny, stopy procentowe, stopa inflacji, kursy walutowe itd. Zmienne te są zazwyczaj łatwe do skwantyfikowania. Można zaobserwować, że taki sam poziom tego typu zmiennych prowadzi — w przypadku różnych osób — do odmiennych zachowań. Zgodnie ze stawianą w artykule hipotezą często wynika to z różnic w skłonnościach ludzkich.

Zmienne o charakterze subiektywnym wiążą się bezpośrednio ze strukturą wewnętrzną (właściwościami) analizowanych obiektów. Jeżeli obiektami uwzględnionymi w badaniu są osoby, to zmienne te są głównie wyrazem cech o charakterze psychologicznym, które często generują różnego rodzaju skłonności.

W opracowaniu przyjęto, że jeżeli dana zmienna odnosi się do otoczenia, w którym funkcjonuje człowiek, to jest to zmienna o charakterze obiektywnym. Za zmienne o charakterze subiektywnym można uznać te zmienne, które odnoszą się bezpośrednio do człowieka, jego cech oraz specyficznych właściwości psychologicznych.

Zgodnie z proponowaną definicją skłonność można zdefiniować jako „nachylenie postawy” w kierunku czegoś lub kogoś, zwiększające prawdopodobieństwo określonych zdarzeń (Hozer, Doszyń, 2004). Skłonności ludzkie w tym ujęciu charakteryzują przede wszystkim psychologiczne aspekty zachowań ludzkich oraz

przyczyniają się do wzrostu prawdopodobieństwa określonych zdarzeń w danych zewnętrznych warunkach obiektywnych. Są to więc skłonności o charakterze psychologicznym¹.

W literaturze ekonomicznej skłonności są rozpatrywane głównie w kontekście tzw. skłonności krańcowych do: konsumpcji, oszczędzania, inwestowania czy importowania. Krańcowa skłonność do konsumpcji wiąże się z elementarną funkcją konsumpcji, wprowadzoną do badań makroekonomicznych przez J. M. Keynesa.

Zdaniem J. M. Keynesa: (...) *to, co nazywamy skłonnością do konsumpcji, zdefiniujemy jako funkcyjną zależność między Y_w — danym poziomem dochodu, wyrażonym w jednostkach płac a C_w — wydatkami na konsumpcję przy tym poziomie dochodu, tak że mamy: $C_w = \chi(Y_w)$ lub $C = W\chi(Y_w)$* ². Symbol χ oznacza typ zależności funkcyjnej, natomiast W to płaca jednostkowa.

Z przywołanego cytatu można wywnioskować, że według J. M. Keynesa skłonność do konsumpcji to zależność funkcyjna między poziomem dochodów i wydatkami konsumpcyjnymi (a właściwie odwrotnie, między wydatkami i dochodami). Na tak rozumianą skłonność do konsumpcji wpływają czynniki obiektywne oraz subiektywne (w tym skłonności).

Jeśli — tak jak J. M. Keynes — przyjmiemy, że skłonność to zależność funkcyjna, to skłonność jest wypadkową zbioru okoliczności, a tym samym właściwością określonej sytuacji (zależy od istniejących w danym miejscu i czasie warunków). Skłonności psychologiczne są w tym ujęciu tylko jednym z warunków wpływających na *skłonność* rozumianą jako zależność funkcyjna (właściwość sytuacji). Również wielu filozofów nauki — na czele z K. R. Popperem — analizowało skłonności jako dyspozycje wynikające z całokształtu warunków generujących zdarzenia (Popper, 1959).

W artykule analizowane są skłonności psychologiczne. Skłonność psychologiczna do konsumpcji dobra X przyczynia się do tego, że dany obiekt (osoba, zbiorowość) przeznacza na dane dobro część dochodów większą od „typowej”.

Skłonności krańcowe różnią się więc od skłonności o charakterze psychologicznym. Krańcowa skłonność do konsumpcji zależy przede wszystkim od zmian dochodu. Jeżeli dochód rośnie, a nie zmienia się psychologiczna skłonność do konsumpcji dobra X oraz wydatki na to dobro, to krańcowa skłonność do konsumpcji dobra X maleje.

Wydatki konsumpcyjne zależą od zbioru warunków o charakterze obiektywnym (dochód do dyspozycji) oraz subiektywnym (skłonności psychologiczne). Krańcowe skłonności nie charakteryzują więc bezpośrednio psychologicznych aspektów zachowań ludzkich. W opracowaniu rozważane są skłonności psychologiczne pozwalające na podjęcie próby bezpośredniego określenia wpływu subiektywnych aspektów zachowań ludzkich na procesy gospodarcze.

¹ Szczegółowy opis problematyki związanej z analizowaniem skłonności ludzkich oraz ich wpływem na procesy gospodarcze zawierają prace (Hozer, Doszyń, 2004; Doszyń, 2008).

² Keynes J. M. (2003), *Ogólna teoria zatrudnienia, procentu i pieniądza*, PWN, Warszawa, s. 82.

W artykule podjęto próbę zweryfikowania hipotezy o wpływie skłonności do konsumpcji wyrobów tytoniowych i napojów alkoholowych na przeciętne wydatki na te produkty w województwach w Polsce w latach 2000—2009, z wykorzystaniem modeli dla danych panelowych. W takim ujęciu analizowany jest wpływ skłonności zbiorowych, gdzie zbiorowość to ludność danego województwa³.

W celu określenia wpływu skłonności do konsumpcji wyrobów tytoniowych i napojów alkoholowych na przeciętne wydatki na tego rodzaju produkty oszacowano modele z efektami zarówno ustalonymi, jak i z losowymi⁴.

W pierwszym etapie badania wybrano zmienne objaśniające. W literaturze dotyczącej ekonometrycznych modeli konsumpcji zaleca się uwzględnianie w zbiorze zmiennych objaśniających zarówno czynników o charakterze *sensu stricto* ekonomicznym (dochody, ceny), jak i zmiennych charakteryzujących sytuację demograficzną oraz społeczną gospodarstw domowych (Welfe, 1978).

Zgodnie z neoklasyczną teorią wyboru konsumenta popyt na dane dobro zależy przede wszystkim od dochodów do dyspozycji, cen produktów oraz preferencji. Jednak informacje o preferencjach konsumentów są zazwyczaj niedostępne, dlatego do modeli konsumpcji dodane są zmienne „zastępcze”, co do których można przyjąć, że są powiązane z określonymi preferencjami. Często są nimi zmienne o charakterze demograficznym, opisujące strukturę ludności ze względu na różnego rodzaju cechy. Jeśli z kolei przyjąć, że stałe preferencje generują określone skłonności, to wpływ preferencji można, do pewnego stopnia, utożsamiać z wpływem określonych skłonności.

Przyjęty zbiór potencjalnych zmiennych objaśniających zawiera zmienne charakteryzujące sytuację społeczno-gospodarczą ludności województw. W zbiorze tym uwzględniono zmienne charakteryzujące sytuację na rynku pracy oraz wzięto pod uwagę również dochody ludności województw, indeksy cen analizowanych grup produktów, jak też cechy demograficzne charakteryzujące okoliczności, w których funkcjonowała ludność w poszczególnych województwach⁵.

Zmienna objaśniana oraz zbiór potencjalnych zmiennych objaśniających są następujące:

y_{it} — przeciętne miesięczne wydatki na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe na osobę w gospodarstwach domowych w i -tym województwie w roku t w zł,

³ Wpływ skłonności do konsumpcji różnego rodzaju produktów w ujęciu wojewódzkim, w sposób zbliżony do opisanego, analizowany jest w pracy Welfe (1978).

⁴ Modele ekonometryczne dla danych panelowych są szczegółowo omawiane na przykład w pracach Greene (2003), Wooldridge (2002).

⁵ Dobór zmiennych objaśniających był również podyktowany dostępnością danych statystycznych.

- x_{1it} — stopa bezrobocia rejestrowanego w %,
 x_{2it} — liczba bezrobotnych na 1 ofertę pracy,
 x_{3it} — zatrudnieni w warunkach zagrożenia w %,
 x_{4it} — przeciętny miesięczny dochód do dyspozycji na osobę w gospodarstwach domowych w zł,
 x_{5it} — wskaźnik cen napojów alkoholowych i wyrobów tytoniowych,
 x_{6it} — udział ludności miejskiej w %,
 x_{7it} — liczba ludności w wieku 19 lat i więcej przypadająca na jedną szkołę wyższą (publiczną lub prywatną).

Zmienne y_{it} oraz x_{4it} zostały wyrażone w cenach stałych z 2009 r. Do urealnienia zmiennej y_{it} wykorzystano wskaźnik cen napojów alkoholowych i wyrobów tytoniowych, natomiast do urealnienia zmiennej x_{4it} — wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych. Wszystkie modele oszacowano dla zmiennych zlogarytmowanych. Wykorzystane w badaniu dane zaczerpnięto z publikacji GUS.

W pierwszym etapie wyeliminowane zostały zmienne, które nie były istotnie skorelowane ze zmienną objaśnianą. Współczynniki korelacji pomiędzy logarytmami naturalnymi zmiennej objaśnianej oraz logarytmami naturalnymi zmiennych objaśniających zawiera poniższe zestawienie.

**ZESTAWIENIE WSPÓŁCZYNNIKÓW KORELACJI LINIOWEJ PEARSONA
 POMIĘDZY LOGARYTMAMI NATURALNYMI ZMIENNEJ OBJAŚNIANEJ ($\ln y_{it}$)
 ORAZ LOGARYTMAMI NATURALNYMI POTENCJALNYCH ZMIENNYCH OBJAŚNIAJĄCYCH
 WYZNACZONE DLA WOJEWÓDZTW W LATACH 2000—2009**

Zmienna objaśniana	$\ln x_{1it}$	$\ln x_{2it}$	$\ln x_{3it}$	$\ln x_{4it}$	$\ln x_{5it}$	$\ln x_{6it}$	$\ln x_{7it}$
$\ln y_{it}$	-0,168	-0,451	0,050	0,653	0,250	0,769	-0,178

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Krytyczna wartość współczynnika korelacji dla liczby $n=160$ oraz poziomu istotności $\alpha=0,05$ jest równa 0,155. Nieistotnie skorelowana ze zmienną objaśnianą była zmienna $\ln x_{3it}$ i dlatego ją pominięto.

Do wyboru optymalnej kombinacji zmiennych objaśniających zastosowano metodę integralnej pojemności informacyjnej Z. Hellwiga. W pierwszym etapie wyznacza się wartości indywidualnych pojemności nośników informacji j -tej zmiennej w l -tej kombinacji:

$$h_{lj} = \frac{r_j^2}{1 + \sum_{i \neq j} |r_{ij}|} \quad \text{dla } i, j \in C_l \quad (1)$$

gdzie:

C_l — kombinacja zmiennych objaśniających, $C_l \in \{1, 2, \dots, m\}$,

m — liczba zmiennych objaśniających,

l — numer kombinacji ($l=1, 2, \dots, 2^k - 1$),

r_j — współczynnik korelacji j -tej zmiennej objaśniającej ze zmienną objaśnianą,

r_{ij} — współczynnik korelacji i -tej zmiennej objaśniającej z j -tą zmienną objaśnianą w danej kombinacji, gdzie $i \neq j$.

We wzorze (1) w mianowniku wyznaczana jest suma współczynników korelacji pomiędzy zmiennymi objaśniającymi tworzącymi daną kombinację. Na podstawie indywidualnych pojemności nośników informacji wyznacza się integralne pojemności nośników informacji, które są sumą indywidualnych pojemności wyznaczonych w zakresie danej kombinacji $H_l = \sum h_{lj}$, gdzie przez j oznaczane są kolejne zmienne objaśniające tworzące daną kombinację. Za optymalną jest uznawana ta kombinacja, dla której H_l osiąga maksimum.

Wartości integralnych pojemności informacyjnych odpowiadających poszczególnym $2^6 - 1 = 63$ kombinacjom zawiera tabl. 1.

TABL. 1. INTEGRALNE POJEMNOŚCI INFORMACYJNE ODPOWIADAJĄCE KOMBINACJOM ZMIENNYCH WEDŁUG WOJEWÓDZTW W LATACH 2000—2009

Zmienne	H_l	Zmienne	H_l	Zmienne	H_l
1	0,028	1, 2, 4	0,278	1, 2, 4, 6	0,580
2	0,204	1, 2, 5	0,131	1, 2, 4, 7	0,252
4	0,427	1, 2, 6	0,569	1, 2, 5, 6	0,568
5	0,063	1, 2, 7	0,137	1, 2, 5, 7	0,133
6	0,591	1, 4, 5	0,221	1, 2, 6, 7	0,505
7	0,032	1, 4, 6	0,626	1, 4, 5, 6	0,594
1, 2	0,141	1, 4, 7	0,236	1, 4, 5, 7	0,203
1, 4	0,280	1, 5, 6	0,622	1, 4, 6, 7	0,549
1, 5	0,061	1, 5, 7	0,072	1, 5, 6, 7	0,534
1, 6	0,590	1, 6, 7	0,505	2, 4, 5, 6	0,597
1, 7	0,043	2, 4, 5	0,283	2, 4, 5, 7	0,261
2, 4	0,361	2, 4, 6	0,646	2, 4, 6, 7	0,575
2, 5	0,162	2, 4, 7	0,312	2, 5, 6, 7	0,539
2, 6	0,623	2, 5, 6	0,608	4, 5, 6, 7	0,571
2, 7	0,181	2, 5, 7	0,160	1, 2, 4, 5, 6	0,552
4, 5	0,281	2, 6, 7	0,545	1, 2, 4, 5, 7	0,223
4, 6	0,715	4, 5, 6	0,647	1, 2, 4, 6, 7	0,524
4, 7	0,315	4, 5, 7	0,245	1, 2, 5, 6, 7	0,506
5, 6	0,652	4, 6, 7	0,606	1, 4, 5, 6, 7	0,531
5, 7	0,078	5, 6, 7	0,558	2, 4, 5, 6, 7	0,542
6, 7	0,510	1, 2, 4, 5	0,236	1, 2, 4, 5, 6, 7 ...	0,505

U w a g a. Przyjęto następujące oznaczenia zmiennych: 1 — $\ln x_{1it}$, 2 — $\ln x_{2it}$, 4 — $\ln x_{4it}$, 5 — $\ln x_{5it}$, 6 — $\ln x_{6it}$, 7 — $\ln x_{7it}$.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

Największa wartość integralnej pojemności informacyjnej odpowiada kombinacji składającej się ze zmiennych $\ln x_{4it}$, oraz $\ln x_{6it}$. Korelogramy ukazujące kształtowanie się zmiennej objaśnianej na tle zmiennych objaśniających przedstawiono na wyk. 1 i 2.

W modelach z efektami ustalonymi wpływ skłonności można określić bezpośrednio na podstawie zmiennych zero-jedynkowych odpowiadających poszczególnym obiektom (województwom). Parametry przy zmiennych zero-jedynkowych informują o wpływie czynników specyficznych w przypadku danego województwa. Jeśli model ekonometryczny uwzględnia istotne zewnętrzne okoliczności obiektywne, to można postawić hipotezę, że czynniki specyficzne mogą generować swego rodzaju skłonność do konsumpcji wyrobów tytoniowych i napojów alkoholowych.

W modelach z efektami losowymi heterogeniczność obiektów jest uwzględniana przy estymacji modelu, ale wpływu skłonności bezpośrednio nie można określić.

Oszacowano model z ustalonymi efektami:

$$\ln y_{it} = \sum_{j=0}^k \beta_j \ln x_{jit} + \sum_{i=1}^{n-1} \alpha_i^* d_i^* + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

gdzie:

- $\ln y_{it}$ — zmienna objaśniana (po zlogarytmowaniu),
- $\ln x_{jit}$ — zlogarytmowane wartości zmiennych objaśniających,
- $d_i^* = d_i - d_n$ — sztuczne zmienne zero-jedynkowe,
- d_i — zmienna zero-jedynkowa równa 1 dla i -tego obiektu oraz 0 — dla pozostałych obiektów,
- d_n — zmienna zero-jedynkowa równa 1 dla n -tego („pomijanego”) obiektu oraz 0 — dla pozostałych obiektów,
- ε_{it} — składnik losowy.

W modelu występuje wspólny wyraz wolny β_0 . Parametry tego modelu są szacowane z pominięciem zmiennej d_n , a więc zmiennej zero-jedynkowej przyjmującej wartość jeden dla n -tego województwa (woj. zachodniopomorskie) oraz 0 — dla pozostałych województw.

Szacunek parametrów modelu (2) dokonywany jest przy następujących założeniach:

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i^* = 0 \quad (3)$$

a zatem

$$\alpha_n^* = -\sum_{i=1}^{n-1} \alpha_i^* \quad (4)$$

oraz

$$d_i^* = d_i - d_n \quad (5)$$

gdzie n — obiekt, dla którego pominięto zmienną zero-jedynkową w modelu (2).

Wyniki estymacji modelu z efektami ustalonymi zawiera tabl. 2.

TABL. 2. KSZTAŁTOWANIE SIĘ PRZECIĘTNYCH WYDATKÓW NA WYROBY TYTONIOWE I NAPOJE ALKOHOLOWE OPISANE MODELEM PANELOWYM Z EFEKTAMI USTALONYMI WEDŁUG WOJEWÓDZTW W LATACH 2000—2009

Wyszczególnienie	Ocena parametru	Statystyka t -Studenta	Empiryczny poziom istotności
Dolnośląskie d_1^*	0,123	7,388	0,000
Kujawsko-pomorskie d_2^*	0,084	5,113	0,000
Lubelskie d_3^*	-0,124	-7,289	0,000
Lubuskie d_4^*	0,059	3,572	0,001
Łódzkie d_5^*	0,138	8,383	0,000
Małopolskie d_6^*	-0,115	-7,010	0,000
Mazowieckie d_7^*	0,106	5,803	0,000
Opolskie d_8^*	0,153	9,333	0,000
Podkarpackie d_9^*	-0,327	-18,650	0,000
Podlaskie d_{10}^*	-0,073	-4,436	0,000
Pomorskie d_{11}^*	0,078	4,668	0,000
Śląskie d_{12}^*	0,079	4,778	0,000
Świętokrzyskie d_{13}^*	-0,223	-13,230	0,000
Warmińsko-mazurskie d_{14}^*	-0,077	-4,636	0,000
Wielkopolskie d_{15}^*	-0,018	-1,094	0,276
Zachodniopomorskie —	0,136	—	—
Wyraz wolny	1,189	5,609	0,000
x_{4it}	0,294	9,298	0,000

Źródło: jak przy tabl. 1.

Model z losowymi efektami po oszacowaniu przyjął następującą postać⁶:

$$\ln \hat{y}_{it} = -1,594 + 0,316 \ln x_{4it} + 0,646 \ln x_{6it} \quad (6)$$

$(-3,224) \quad (10,120) \quad (5,811)$

⁶ Pod ocenami parametrów znajdują się wartości statystyk t -Studenta.

Prawie wszystkie oceny parametrów oszacowanych modeli są istotne statystycznie (poziom istotności $\alpha = 0,01$).

W modelu z efektami ustalonymi nieistotny statystycznie okazał się wpływ zmiennej $\ln x_{6it}$ oraz zmiennej d_{15}^* . Po zastosowaniu metody Hellwiga optymalną kombinację tworzyły zmienne $\ln x_{4it}$ oraz $\ln x_{6it}$, jednak ocena parametru przy zmiennej $\ln x_{6it}$ nie różniła się w sposób istotny statystycznie od zera i dlatego zmienna ta nie występuje w modelu (tabl. 2).

Ocena parametru przy zmiennej informującej o wpływie skłonności do konsumpcji wyrobów tytoniowych i napojów alkoholowych dla woj. zachodniopomorskiego została wyznaczona na podstawie zależności (3).

Punktowa elastyczność dochodowa wydatków na wyroby tytoniowe i napoje alkoholowe to 0,294 (model z ustalonymi efektami) oraz 0,316 (model z losowymi efektami).

Na podstawie wyników estymacji modelu z ustalonymi efektami można stwierdzić, że o istotnym wpływie skłonności można mówić w przypadku ludności województw: dolnośląskiego, kujawsko-pomorskiego, lubuskiego, łódzkiego, mazowieckiego, opolskiego, pomorskiego, śląskiego oraz zachodniopomorskiego. W województwach tych wydatki na wyroby tytoniowe i napoje alkoholowe były istotnie większe od przeciętnych.

Największą skłonnością do konsumpcji wyrobów tytoniowych i napojów alkoholowych cechowali się mieszkańcy województw: opolskiego, łódzkiego, zachodniopomorskiego oraz dolnośląskiego. Po odlogarytmowaniu ocen parametrów można zauważyć, że w woj. opolskim wpływ skłonności przyczyniał się do wzrostu wydatków średnio o 16,575%, *ceteris paribus*, natomiast w przypadku woj. łódzkiego — przeciętnie o 14,790%, *ceteris paribus*.

W celu porównania własności modeli z ustalonymi oraz losowymi efektami zastosowano m.in. testy F , Breuscha-Pagana oraz Hausmana.

Test F pozwala na określenie istotności efektów indywidualnych. W hipotezie zerowej stwierdza się brak zróżnicowania parametrów mierzących efekty indywidualne. Jeżeli należy odrzucić tę hipotezę, to powinno się oszacować model z ustalonymi efektami, jeżeli nie — można oszacować model metody najmniejszych kwadratów (MNK) z jednym (wspólnym dla wszystkich obiektów) wyrazem wolnym. Na podstawie empirycznych poziomów istotności testu F można stwierdzić, że model z ustalonymi efektami charakteryzował się lepszymi własnościami niż zwykły model MNK (tabl. 3).

Z kolei na podstawie testu Breuscha-Pagana można stwierdzić, że lepszymi własnościami od zwykłego modelu MNK (ze wspólnym wyrazem wolnym) cechuje się model z losowymi efektami. Wyniki tych testów jednoznacznie podważają możliwość estymacji zwykłego modelu MNK, w którym nie uwzględnia się heterogeniczności obiektów.

Test Hausmana z kolei pokazuje, że oszacowanie modelu z efektami losowymi gwarantuje uzyskanie zgodnych i efektywnych estymatorów parametrów.

TABL. 3. EMPIRYCZNE POZIOMY ISTOTNOŚCI TESTÓW *F*, BREUSCHA-PAGANA ORAZ HAUSMANA DLA MODELI PANELOWYCH Z EFEKTAMI USTALONYMI ORAZ EFEKTAMI LOSOWYMI

Modele	Test <i>F</i>	Test Breuscha-Pagana	Test Hausmana
Z ustalonymi efektami	0,000	—	—
Z losowymi efektami	—	0,000	0,187

Źródło: jak przy tabl. 1.

W celu zdecydowania, czy lepszymi własnościami cechuje się model z efektami ustalonymi czy też z losowymi wzięto również pod uwagę miary dopasowania modeli do danych, kryteria informacyjne Akaike'a (*AIC*), Schwarza (*BIC*), Hannana-Quinna (*HQC*) oraz wyniki testu Doornika-Hansena na normalność rozkładu reszt.

Wartości poszczególnych kryteriów oraz empiryczne poziomy istotności testu Doornika-Hansena na normalność rozkładu reszt dla rozważanych modeli przedstawiono w tabl. 4.

TABL. 4. WYBRANE MIARY DOPASOWANIA, WARTOŚCI KRYTERIÓW *AIC*, *BIC*, *HQC* ORAZ EMPIRYCZNY POZIOM ISTOTNOŚCI W TEŚCIE DOORNIKA-HANSENA DLA MODELI PANELOWYCH Z EFEKTAMI USTALONYMI ORAZ EFEKTAMI LOSOWYMI

Rodzaj modelu	S_e	$\bar{R}^2$	<i>AIC</i>	<i>BIC</i>	<i>HQC</i>	p_{emp}
Efekty ustalone	0,054	0,907	-466,102	-413,824	-444,874	0,032
Efekty losowe	0,094	0,712	-298,238	-289,012	-294,491	0,000

Źródło: jak przy zestawieniu.

Na podstawie wartości miar przedstawionych w tabl. 4 można stwierdzić, że lepszymi własnościami charakteryzuje się model z ustalonymi efektami. W modelu tym niższe jest odchylenie standardowe reszt, wyższą wartość przyjmuje skorygowany współczynnik determinacji oraz mniejsza jest wartość kryteriów informacyjnych.

Empiryczne poziomy istotności testu Doornika-Hansena wskazują na konieczność odrzucenia hipotezy o zgodności rozkładu reszt z rozkładem normalnym w przypadku modelu z efektami losowymi (poziom istotności $\alpha = 0,01$).

Po uwzględnieniu tych wniosków za lepszy został uznany model z efektami ustalonymi (tabl. 2). Na podstawie tego modelu można stwierdzić, że punktowa elastyczność dochodowa wydatków na wyroby tytoniowe i napoje alkoholowe wyniosła 0,294. Największą skłonnością do konsumpcji wyrobów tytoniowych i napojów alkoholowych cechowała się ludność województw: opolskiego, łódzkiego, zachodniopomorskiego oraz dolnośląskiego.

Podsumowanie

Jednym z podstawowych problemów w naukach społecznych jest nieokreśloność (entropia) zachowań ludzkich. Kwestia ta jest istotna również z punktu widzenia modelowania ekonometrycznego. Jedną z kategorii pozwalających na uwzględnianie, przynajmniej do pewnego stopnia, wpływu specyfiki zachowań człowieka na procesy gospodarcze są skłonności ludzkie.

Do określania wpływu skłonności ludzkich na zjawiska gospodarcze szczególnie przydatne są modele ekonometryczne stosowane do danych panelowych. Pozwalają one na bezpośrednie (modele z ustalonymi efektami) lub pośrednie (modele z losowymi efektami) uwzględnianie wpływu skłonności na badane procesy.

W badaniu empirycznym podjęto próbę określenia wpływu skłonności do konsumpcji wyrobów tytoniowych i napojów alkoholowych na przeciętne wydatki ponoszone na tego rodzaju produkty w województwach w latach 2000–2009. Na podstawie oszacowanych modeli dla danych panelowych można stwierdzić, że najlepszymi własnościami cechował się model z ustalonymi efektami. Z kolei największą skłonnością do konsumpcji wyrobów tytoniowych i napojów alkoholowych cechowała się ludność województw: opolskiego, łódzkiego, zachodniopomorskiego oraz dolnośląskiego.

W województwach, w których ludność wykazywała istotną skłonność do konsumpcji wyrobów tytoniowych i napojów alkoholowych można się spodziewać większego popytu na tego rodzaju produkty, co może mieć znaczenie dla producentów i dystrybutorów tego rodzaju „dóbr”. Informacje o kształtowaniu się analizowanej skłonności mogą być również wykorzystywane przez różnego rodzaju instytucje, zajmujące się zwłaszcza walką z uzależnieniami i ich profilaktyką.

dr Mariusz Doszyń — *Uniwersytet Szczeciński*

LITERATURA

- Doszyń M. (2008), *Statystyczno-ekonometryczna analiza skłonności ludzkich*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego
- Greene W. (2003), *Econometric analysis*, Fifth Edition, Prentice Hall
- Hozer J., Doszyń M. (2004), *Ekonometria skłonności*, PWE, Warszawa
- Keynes J. M. (2003), *Ogólna teoria zatrudnienia, procentu i pieniądza*, PWN, Warszawa
- Popper K. R. (1959), *The Propensity Interpretation of Probability*, „British Journal for the Philosophy of Science”, No. 10
- Welfe W. (red.) (1978), *Ekonometryczne modele rynku*, tom II, *Modele konsumpcji*, PWE, Warszawa
- Wooldridge J. M. (2002), *Econometric analysis of cross section and panel data*, MIT

SUMMARY

The article presents the issues concerning the use of models for panel data to determine the impact of the human propensity for business processes. The differences between the proposed concept of inclinations and marginal propensities were characterized. In the methodological part are presented models for panel data with fixed and random effects. The study attempted to determine the effect of propensity to consume tobacco products and alcoholic beverages on the average expenditure on these products by voivodships. The Author estimated model with both fixed and random effects. The paper presents the process of selecting the explanatory variables. The estimated models were compared by the level of fit of the theoretical to empirical values, and because of the values of selected information criteria (AIC, BIC, HQC). In order to diagnose the properties of estimated models were also conducted: Doornik-Hansen, White, F, Breusch-Pagan and Hausman Tests.

РЕЗЮМЕ

В статье представлены вопросы касающиеся использования моделей для панельных данных для определения влияния человеческих склонностей на экономические процессы. Были охарактеризованы различия между предлагаемой концепцией и категорией крайних склонностей. В методологической части статьи были представлены модели для панельных данных с определенными и случайными эффектами.

В обследовании была предпринята попытка определения влияния склонностей к потреблению табачных изделий и алкогольных напитков на средние затраты на эти продукты по воеводствам. Была оценена модель как с определенными, так и со случайными эффектами. Был представлен процесс выбора объясняющих переменных, а оценены модели были сопоставлены в отношении к уровню приспособления теоретических значений с эмпирическими, а также в отношении к значениям избранных информационных критериев (AIC, BIC, HQC). Для определения свойств оцененных моделей были проведены также критерии: Дорника-Хансена, Уайта, Ф, Бройша-Пагана и Хаусмана.