

STUDIA I PRACE
WYDZIAŁU NAUK EKONOMICZNYCH I ZARZĄDZANIA NR 2

MARIUSZ DOSZYŃ
Uniwersytet Szczeciński

**ZASTOSOWANIE MODELI EKONOMETRYCZNYCH
DO BADANIA SKŁONNOŚCI**

Między zdarzeniami a liczbą możliwych zdarzeń zazwyczaj zachodzą relacje współlistnienia. Można przyjąć, że siłami, które nadają stabilność tym relacjom, są skłonności. W związku z tym nasuwa się wniosek, że narzędziem umożliwiającym analizowanie skłonności ludzkich może być odpowiednio skonstruowany model ekonometryczny¹.

Według K. Poppera: „Tendencja średnich statystycznych do stabilizowania się, przy założeniu, że stabilne pozostają warunki zachodzenia danego rodzaju zdarzenia, jest jedną z najbardziej zdumiewających własności naszego wszechświata. Można (...) wyjaśnić ją wyłącznie za pomocą teorii skłonności, to znaczy za pomocą teorii, według której istnieją możliwości »obciążone«, które są *czymś więcej niż zwykle możliwości* (kursywa K. Poppera – M.D.), to znaczy są tendencjami lub skłonnościami do wydarzania się czegoś. Są to tendencje lub skłonności do wydarzania się, które są zawarte we wszystkich możliwościach w różnym stopniu i które są czymś w rodzaju **sił nadających stabilność średnim statystycznym** (podkreślenie M.D.)”². Jak widać, K. Popper uznaje skłonności za siły „nadające stabilność średnim statystycznym”³.

¹ W artykule jest mowa o modelach ekonometrycznych związków. Należy również zweryfikować hipotezę, że do badania skłonności mogą być wykorzystywane pozostałe rodzaje modeli ekonometrycznych (modele rozkładu, dynamiki i wahań).

² Por. [12], s. 22.

³ *Ibidem*.

Nawiązując do stwierdzenia K. Poppera, można powiedzieć, że skłonności nadają stabilność również parametrom rozkładu zmiennych⁴ i określonym relacjom współistnienia, a tym samym parametrom modeli związków. W związku z tym skłonności można wyznaczać za pomocą odpowiednio wyspecyfikowanych modeli ekonometrycznych.

Zgodnie z pentagonem źródeł sił sprawczych prof. J. Hozer, zdarzenia powstają na skutek oddziaływania czasu, miejsca, człowieka, innych zdarzeń i przyczyn losowych: *tempus locus homo casus et fortuna regit factum*⁵. Wyznaczanie skłonności na podstawie modelu ekonometrycznego może pozwolić na ustalenie, jak na skłonność wpływają pozostałe źródła sił sprawczych.

Skłonność można zdefiniować jako nachylenie postawy kogoś lub czegoś w kierunku czegoś lub kogoś, zwiększające prawdopodobieństwo określonych zdarzeń⁶. Skłonność można traktować jako właściwość osobowości, która determinuje działania człowieka, przy czym stopień zdeterminowania zależy od siły skłonności.

Skłonności można mierzyć metodami częstościową i trygonometryczną⁷. Zgodnie z metodą częstościową, skłonność można przedstawić następująco⁸:

$$S_t = \frac{Y_t}{X_t} \quad (1)$$

gdzie

S_t – analizowana skłonność w okresie t ,

Y_t – liczba zajść danego zdarzenia w okresie t ,

X_t – liczba wszystkich możliwych zdarzeń w okresie t .

Zależność (1) można przedstawić (po uwzględnieniu pozostałych źródeł sił sprawczych) w formie liniowego modelu ekonometrycznego:

⁴ Problematykę tę przedstawiono w artykule [8].

⁵ Por. np. [7].

⁶ Autorem definicji jest prof. J. Hozer. Por. [5]; [6]; [7].

⁷ W metodzie częstościowej skłonność wyznacza się jako częstość względną występowania zdarzeń. W metodzie trygonometrycznej skłonność jest rozumiana jako nachylenie. Szczegółowe omówienie tych metod zawierają prace [3]; [5]; [6]; [7].

⁸ Jest to zapis dla danych czasowych. Analogicznie można zapisać zależność (1) dla danych przekrojowych i panelowych.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 t + u_t \quad (2)$$

Jak widać, model uwzględnia wpływ czasu (zmienna czasowa t), człowieka (wyraz wolny i krańcowa skłonność β_1), zdarzeń (zmienna X_t) i przypadku (składnik losowy u_t)⁹. Zgodnie z twierdzeniem Frischa-Waughana-Stone'a, innym sposobem na uwzględnianie wpływu czasu niż wprowadzanie do modelu zmiennej czasowej t może być estymacja parametrów modelu (2) na podstawie odchyleń od trendów liniowych¹⁰. W modelu (2) parametr β_1 pokazuje krańcowy wpływ zmiennej X_t na zmienną objaśnianą po wyeliminowaniu wpływu pozostałych źródeł sił sprawczych.

Wyznaczając skłonność na podstawie modelu (2), należy odróżniać skłonność przeciętną (S_t) od skłonności krańcowej (β_1). Skłonność przeciętna (S_t) jest wyznaczana, po oszacowaniu modelu (2) jako iloraz wartości teoretycznych i wartości zmiennej objaśniającej:

$$\hat{s}_t = \frac{\hat{y}_t}{x_t} \quad (3)$$

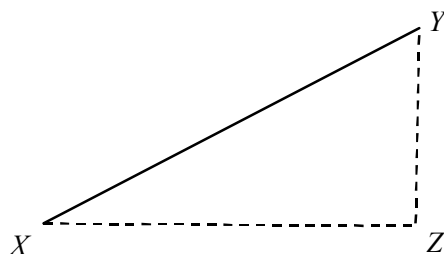
Na podstawie modelu (2) można się zorientować, jaki wpływ na wartość przeciętnej skłonności ma ocena wyrazu wolnego, skłonność krańcowa, czas lub inne uwzględnione w modelu czynniki (zmiennie). Wyznaczanie skłonności na podstawie modelu ekonometrycznego może zatem umożliwić ich dekompozycję.

Skłonności, w tym skłonności krańcowe, mogą być analizowane zarówno za pomocą modeli liniowych, jak i modeli nieliniowych. Potwierdzają to rozważania P.A. Samuelsona i W.D. Nordhousa. Autorzy ci, opisując sposób wyznaczania geometrycznej miary nachylenia funkcji, odwołują się do trójkąta przedstawionego na rysunku 1: „Przez miarę nachylenia linii XY zawsze rozumiemy liczbowy stosunek długości odcinka ZY do odcinka XZ . Nachylenie jest więc stosunkiem «przyrostu w pionie do przesunięcia w poziomie». Jeżeli linia XY nie jest prostą, jak to się dzieje w przypadku wielu krzywych występujących w teorii ekonomii, nachylenie krzywej obliczamy jako nachylenie stycznej do krzywej w danym punkcie”¹¹.

⁹ Wpływ miejsca można uwzględnić przez oszacowanie modelu (2) dla różnych jednostek terytorialnych.

¹⁰ Por. [9], s. 11.

¹¹ Por. [14], s. 208.



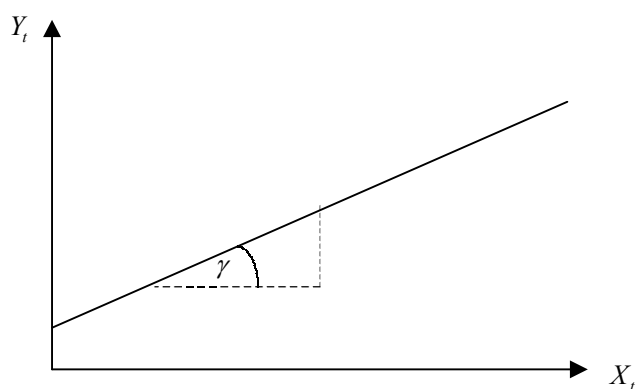
Rys. 1. Geometryczna miara nachylenia funkcji zaproponowana przez P.A. Samuelsona i W.D. Nordhousa

Źródło: [14], s. 208.

Geometryczna miara nachylenia funkcji pozwala na wyznaczenie skłonności krańcowej (β_1) w modelu z jedną zmienną objaśniającą (X_t). Można bowiem przyjąć, że:

$$\beta_1 = \frac{ZY}{XZ} \quad (4)$$

Wyznaczanie krańcowych skłonności za pomocą modelu ekonometrycznego z jedną zmienną objaśniającą sprowadza się zatem do wyznaczenia nachylenia funkcji, bądź obliczenia w modelach nieliniowych nachylenia stycznej do funkcji w danym punkcie. W związku z tym, że w modelu liniowym nie zmienia się



Rys. 2. Krańcowa skłonność jako nachylenie funkcji liniowej ($\beta_1 = tg\gamma$)

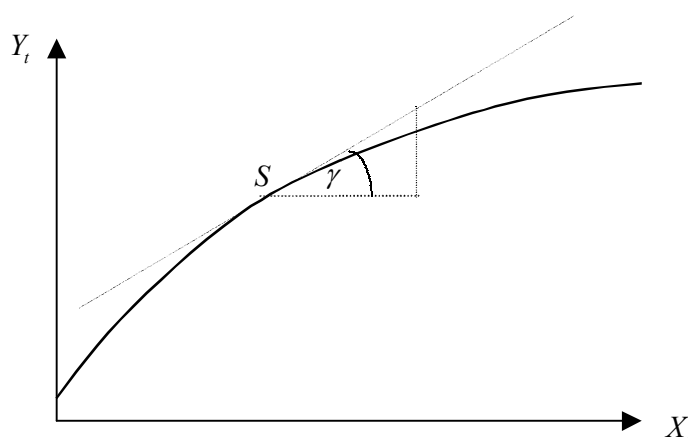
Źródło: opracowanie własne.

nachylenie funkcji, krańcowa skłonność (β_1) jest stała dla każdej wartości (X_t) (por. rysunek 2). W takiej sytuacji poziom zmiennej objaśniającej nie wpływa na analizowaną skłonność krańcową.

Aby zidentyfikować nachylenie, w modelach nieliniowych, należy wyznaczyć styczną do funkcji w określonym punkcie (X_0, Y_0). Do wyznaczania stycznych stosuje się następującą zależność:

$$Y_t - Y_0 = f'(X_0)(X_t - X_0) \quad (5)$$

Ponieważ zmienia się nachylenie stycznych do funkcji nieliniowych, więc krańcowe skłonności wyznaczone na podstawie modeli nieliniowych są zróżnicowane ze względu na wartość zmiennej objaśniającej X_t .

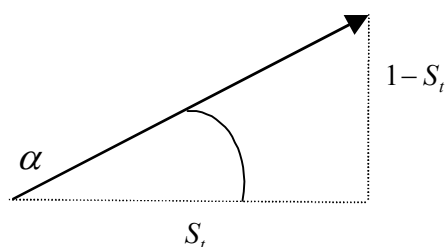


Rys. 3. Krańcowa skłonność jako nachylenie stycznej do funkcji nieliniowej w punkcie S
Źródło: opracowanie własne.

Uzupełnieniem geometrycznej miary nachylenia funkcji może być trygonometryczna miara skłonności zaproponowana w pracy J. Hozera¹². Postawiono tam tezę, że skłonności mogą być interpretowane trygonometrycznie, jako „nachylenie”, które można mierzyć odpowiednim kątem między przeciwprostokątną a przyprostokątną (por. rysunek 4). Jedna przyprostokątna mierzy frakcję zdarzeń w próbie, gdzie występuje interesujące nas zdarzenie (S_t). Druga przypro-

¹² Zob. [7].

stokątna mierzy frakcję zdarzeń w próbie, gdzie nie występuje interesujące nas zdarzenie ($1 - S_t$). Miara ta umożliwia wizualizację badanych skłonności.



Rys. 4. Trygonometryczna interpretacja skłonności (nachylenia)

Źródło: opracowanie własne.

W metodzie tej miarą skłonności jest kąt α , którego tangens wyznacza się następująco:

$$\operatorname{tg}\alpha = \frac{1 - S_t}{S_t} \quad (5)$$

gdzie S_t – frakcja zdarzeń (osób), wśród których występuje interesujące nas zjawisko.

Przykład empiryczny

W przeprowadzonym badaniu wyznaczono skłonność do konsumpcji napojów alkoholowych i wyrobów tytoniowych poszczególnych rodzajów gospodarstw domowych w Polsce w latach 1989–2003¹³ na podstawie modeli liniowych o postaci (2). Wyniki obliczeń zostały przedstawiono w tabeli 1.

¹³ Wykorzystane do obliczeń dane znajdują się w Roczniku Statystycznym GUS za odpowiednie lata. Analizowane zmienne wyrażono w cenach z 2003 r. Do urealnienia dochodów rozporządzalnych oraz wydatków na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe wykorzystano wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych publikowany przez GUS.

Tabela 1

Wyniki estymacji modelu (2) dla poszczególnych rodzajów gospodarstw domowych w Polsce w latach 1989–2003

Gospodarstwa domowe	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$t(\hat{\beta}_0)$	$t(\hat{\beta}_1)$	$t(\hat{\beta}_2)$	S_e	\bar{R}^2	DW
Pracowników	-7,568	0,040	–	-3,002	10,931	–	1,041	0,894	1,501
Pracowników na stanowiskach robotniczych	-9,005	0,046	0,284	-3,582	11,343	4,444	1,008	0,901	1,403
Pracowników na stanowiskach nierobotniczych	-7,921	0,036	-0,289	-2,610	9,169	-3,240	1,178	0,867	2,228
Pracowników użytkujących gospodarstwo rolne	-5,890	0,035	0,177	-3,637	15,468	3,111	0,776	0,954	1,817
Rolników	0,148	0,030	–	0,114	13,642	–	1,081	0,930	2,106
Pracujących na własny rachunek	-19,486	0,049	–	-3,030	6,340	–	1,084	0,822	1,662
Emerytów i rencistów	-6,867	0,036	–	-1,601	5,577	–	1,178	0,770	1,235

Kreska oznacza, że wartości nie występują w danym modelu.

Źródło: opracowanie własne.

Dla gospodarstw domowych pracujących na własny rachunek oraz emerytów i rencistów, modele oszacowano metodą Cochrane'a-Orcutta ze względu na autokorelację reszt. Pozostałe modele wyznaczono klasyczną metodą najmniejszych kwadratów. Przy poziomie istotności równym 0,05 prawie we wszystkich przypadkach należało odrzucić hipotezę o nieistotności ocen parametrów (por. tabelę 1). Nieistotne okazały się jedynie oceny wyrazów wolnych w modelach opisujących wydatki konsumpcyjne gospodarstw domowych rolników oraz emerytów i rencistów.

Większość modeli charakteryzowało się bardzo dobrym dopasowaniem do wartości empirycznych, o czym świadczą wysokie wartości skorygowanego współczynnika determinacji (\bar{R}^2). Na podstawie wartości statystyki Durбина-Watsona (DW) można stwierdzić, że w niemal we wszystkich modelach nie było podstaw do odrzucenia hipotezy o braku autokorelacji reszt pierwszego rzędu (poziom istotności $\alpha = 0,05$)¹⁴. W obszarze braku konkluzyjności znalazły się statystyki Durбина-Watsona wyznaczone na podstawie reszt uzyskanych z modeli oszacowanych dla gospodarstw domowych pracowników na stanowiskach robotniczych oraz emerytów i rencistów.

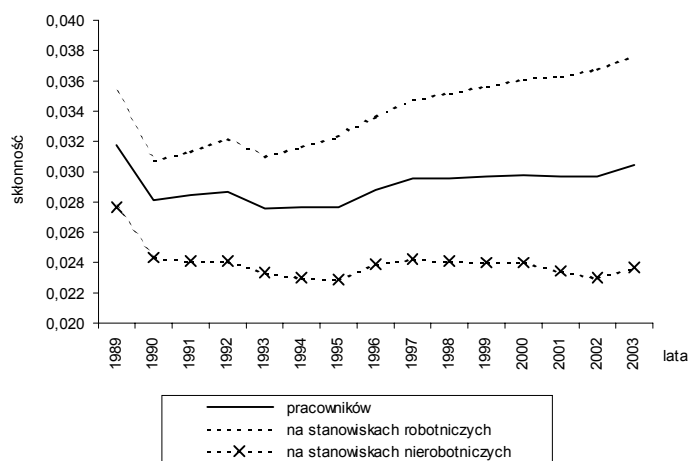
Prawie we wszystkich modelach oceny wyrazu wolnego były ujemne, co może świadczyć z zbyt wysokiej krańcowej skłonności do konsumpcji produktów danego typu. Największą krańcową skłonnością do konsumpcji napojów alkoholowych i wyrobów tytoniowych cechowały się gospodarstwa domowe pracowników na stanowiskach robotniczych oraz pracujących na własny rachunek, a najmniejszą krańcową skłonność wykazywały gospodarstwa domowe rolników oraz pracowników użytkujących gospodarstwo rolne.

Warto zwrócić uwagę, że w trzech oszacowanych modelach istotny okazał się wpływ zmiennej czasowej t . W gospodarstwach domowych pracowników na stanowiskach robotniczych oraz pracowników użytkujących gospodarstwo rolne widoczna była rosnąca tendencja zmiennej objaśnianej, a więc można się spodziewać tutaj wzrostu skłonności do konsumpcji analizowanej grupy towarów. Odmiennie kształtowała się sytuacja w gospodarstwach domowych pracowników na stanowiskach nierobotniczych. Ujemna ocena parametru przy zmiennej czasowej t świadczyła o malejącej skłonności do konsumpcji.

Na podstawie zależności (3) oszacowano przeciętną skłonność do konsumpcji napojów alkoholowych i wyrobów tytoniowych w Polsce w latach 1989–2003 jako udział wydatków teoretycznych w dochodach do dyspozycji (por. rysunki 5–7).

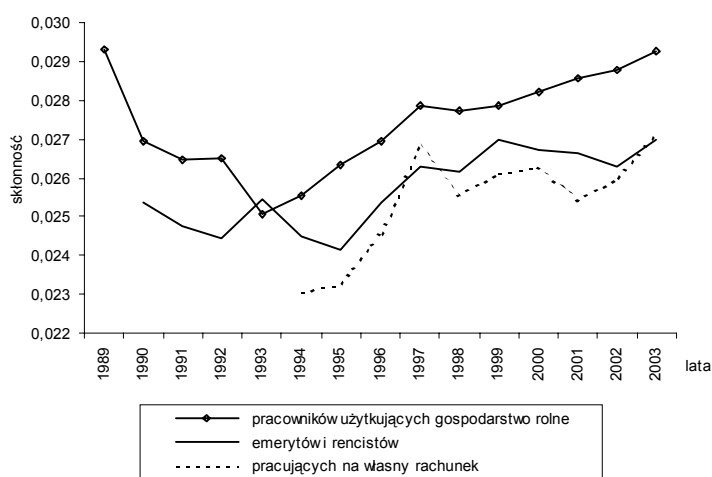
Na podstawie rysunków można stwierdzić, że skłonność do konsumpcji napojów alkoholowych i wyrobów tytoniowych, mierzona jako udział wydatków teoretycznych w dochodach do dyspozycji, na ogół wykazywała niewielką ten-

¹⁴ Wartości krytyczne testu Durбина-Watsona przy liczebności $n = 15$ dla modelu z dwoma parametrami są równe odpowiednio 1,08 i 1,36, a dla modelu z trzema parametrami: 0,95 i 1,54 (poziom istotności 0,05).



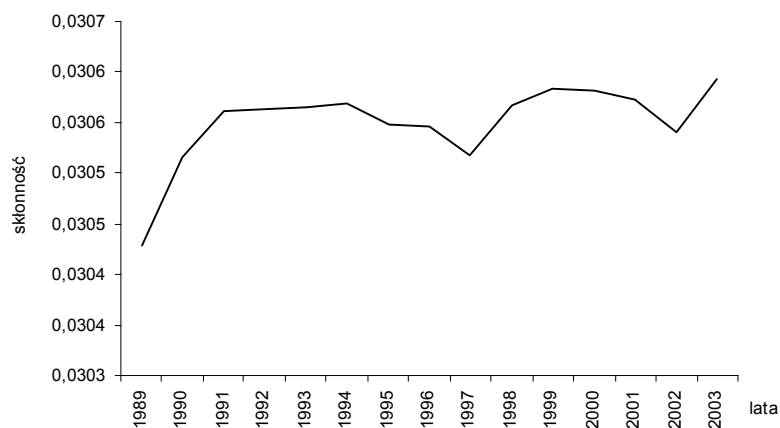
Rys. 5. Przeciętna skłonność do konsumpcji napojów alkoholowych i wyrobów tytoniowych gospodarstw domowych pracowników, pracowników na stanowiskach robotniczych i pracowników na stanowiskach nierobotniczych w Polsce w latach 1989–2003

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 6. Przeciętna skłonność do konsumpcji napojów alkoholowych i wyrobów tytoniowych gospodarstw domowych pracowników użytkujących gospodarstwo rolne, pracujących na własny rachunek oraz emerytów i rencistów w Polsce w latach 1989–2003

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 7. Przeciętna skłonność do konsumpcji napojów alkoholowych i wyrobów tytoniowych gospodarstw domowych rolników w Polsce w latach 1989–2003

Źródło: opracowanie własne.

dencję wzrostową. Spadek skłonności w analizowanym okresie dotyczył tylko gospodarstw domowych pracowników na stanowiskach nierobotniczych, dla których ocena parametru przy zmiennej czasowej t była ujemna (por. rysunek 5).

Największą skłonnością do konsumpcji charakteryzowały się gospodarstwa domowe pracowników na stanowiskach robotniczych i rolników, a najmniejszą – gospodarstwa domowe pracowników na stanowiskach nierobotniczych i gospodarstw domowych osób pracujących na własny rachunek.

Podsumowanie

W artykule zweryfikowano hipotezę, że skłonności nadają stabilność określonym relacjom współistnienia w czasie i (lub) przestrzeni. W związku z tym przyjęto, że do badania skłonności mogą być użyteczne odpowiednio skonstruowane modele ekonometryczne. Ich zastosowanie umożliwi ustalenie jaki wpływ na określone zdarzenia mają poszczególne źródła sił sprawczych. Zaproponowane podejście pozwala na pomiar skłonności na podstawie modeli liniowych i modeli nieliniowych. Wyróżniono również skłonności przeciętne i krańcowe.

W przedstawionym badaniu modele liniowe zastosowano do wyznaczenia skłonności do konsumpcji napojów alkoholowych i wyrobów tytoniowych poszczególnych rodzajów gospodarstw domowych w Polsce w latach 1989–2003. Ze względu na istotną autokorelację reszt pierwszego rzędu część modeli oszacowano za pomocą metody Cochreane'a-Orcutta. Największą skłonność do konsumpcji napojów alkoholowych i wyrobów tytoniowych wykazywały gospodarstwa domowe pracowników na stanowiskach robotniczych i rolników, a najmniejszą – gospodarstwa domowe pracowników na stanowiskach nierobotniczych i osób pracujących na własny rachunek.

Literatura

1. Doszyń M.: *Analiza skłonności do konsumpcji dla poszczególnych rodzajów gospodarstw domowych w Polsce w latach 1993–2002*. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 394. Szczecin 2005.
2. Doszyń M.: *Skłonności a entropia*. „Przegląd Statystyczny” 2002, nr 1.
3. Doszyń M.: *Statystyczna analiza skłonności ludzkich w procesach gospodarowania*. Praca doktorska. Szczecin 2005.
4. *Ekonometria*. Red. J. Hozer. Szczecin 1997.
5. Hozer J.: *Ekonometryczna interpretacja skłonności w ekonomii*. „Przegląd Statystyczny” 2002, nr 3.
6. Hozer J.: *Skłonności w ekonomii i ich mierzenie*. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 365. Szczecin 2003.
7. Hozer J., Doszyń M.: *Ekonometria skłonności*. PWE, Warszawa 2004.
8. Hozer J., Doszyń M.: *Skłonności a całościowo-strukturalne badanie zjawisk*. „Przegląd Statystyczny” 2004, nr 4.
9. Hozer J., Zawadzki J.: *Zmienna czasowa i jej rola w badaniach ekonometrycznych*. PWN, Warszawa 1990.
10. Janaszak T.: *O zasadzie wiązek stycznych*. „Przegląd Statystyczny” 2005, nr 2.
11. Kufel T.: *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu Gretl*. PWN, Warszawa 2004.
12. Popper K.: *Świat skłonności*. Znak, Kraków 1996.
13. Theil H.: *Zasady ekonometrii*. PWN, Warszawa 1979.
14. Samuelson P.A., Nordhaus W.: *Ekonomia*. PWN, Warszawa 1999.

IMPLEMENTATION OF ECONOMETRIC MODELS IN ANALYZING PROPENSITIES

Summary

In the article hypothesis that propensities makes coexistence time (or spatial) relation stable was verified. It was suggested that in this context econometric models could be useful in researches involving propensities. Definition, conceptions and methods of measuring propensities were discussed. Differentiation on average and marginal propensities was also proposed.

In empirical example, propensity to consumption of alcoholic beverages and tobacco of respective kinds of households in Poland in years 1989–2003 were analyzed. Average propensity to consumption of alcoholic beverages and tobacco was highest in households of farmers and employees in manual labour positions and lowest – in households of self – employed and employees in non – manual labour positions.

Translated by Mariusz Doszyń