

Jacek Wolak, Grzegorz Pocijewski

Analiza popytu na alkohol w Polsce z zastosowaniem modelu korekty błędem AIDS

Managerial Economics 10, 161-172

2011

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

Tekst jest udostępniony do wykorzystania w ramach dozwolonego użytku.

Jacek Wolak*, Grzegorz Pocijewski**

Analiza popytu na alkohol w Polsce z zastosowaniem modelu korekty błędem AIDS

1. Wprowadzenie

Okres transformacji, zapoczątkowany zmianami ustrojowymi w 1989 roku, jest burzliwym czasem zmian obserwowanych także w polskim sektorze alkoholowym. Niełatwy okres przekształceń własnościowych, mnogość akcji reklamowych i społecznych mających za cel zmianę przyzwyczajzeń konsumpcyjnych, a także zmiany prawne (m.in. w zakresie polityki podatkowej) związane ze wstąpieniem naszego kraju do Unii Europejskiej powodują, że badanie popytu na alkohol jest tematem ze wszech miar interesującym.

Dane GUS z 2009 roku wskazują na to, że Polacy przeznaczają na wyroby alkoholowe 3,7% dochodów. Tak znaczący udział w całkowitych wydatkach generuje nie tylko znaczące przychody podatkowe, ale również poprzez tworzenie nowych miejsc pracy, stymuluje rozwój gospodarki. Konsumpcja alkoholu, zwłaszcza w nadmiernych ilościach, jest jednak również źródłem znaczących strat wyrażających się nie tylko kosztami społecznymi, ale mającymi także duże znaczenie finansowe.

Wyniki badań empirycznych, dotyczące popytu na alkohol, w światowej literaturze po raz pierwszy pojawiły się w końcu pierwszej połowy XX wieku. Wtedy, przy okazji badań nad brytyjskimi budżetami gospodarstw domowych, Stone [16] wyznaczył wartości cenowych i dochodowych elastyczności popytu na wybrane rodzaje alkoholu. Pierwsze badania skoncentrowane wyłącznie na

* AGH Akademia Górniczo-Hutnicza w Krakowie, Wydział Zarządzania, Samodzielna Pracownia Zastosowań Matematyki w Ekonomii

** AGH Akademia Górniczo-Hutnicza w Krakowie, Wydział Zarządzania, Samodzielna Pracownia Zastosowań Matematyki w Ekonomii

rynku alkoholowym pojawiły się w latach siedemdziesiątych ubiegłego wieku. Bazowały one na modelach jednowymiarowych i dotyczyły głównie krajów rozwiniętych m.in. USA [9] czy Wielkiej Brytanii [12]. Wraz z rozpowszechnieniem się w literaturze modeli wielowymiarowych w latach osiemdziesiątych XX wieku pojawiły się ich zastosowania w odniesieniu do popytu na alkohol. Przy użyciu modelu rotterdamskiego wyniki otrzymywali m.in. Duffy [5] dla rynku brytyjskiego, Pearce [14] dla rynku nowozelandzkiego oraz Selvanathan [15] dla krajów skandynawskich.

Wzrost zainteresowania modelem AIDS (*almost ideal demand system*), który z powodzeniem był stosowany m.in. dla danych dotyczących rynku mięsnego i turystycznego spowodował, że właśnie jego modyfikacje stały się najpopularniejszym narzędziem do analizy popytu na alkohol. I tak wspomnieć należy prace opisujące rynek australijski autorstwa Changa i in. [3], brytyjski autorstwa m.in. Blake'a i Nied [2] oraz cypryjski autorstwa Andrikopulosa i Loizidesa [1]. W ostatnich latach sporą popularnością cieszy się model korekty błędem (EC-AIDS), który Karagiannis i in. [10] wykorzystali do badania popytu na mięso. Przykładem jego aplikacji w sektorze alkoholowym jest praca Eakinsa i Gallagera [6], która dotyczyła rynku w Irlandii.

Badania dotyczące popytu na alkohol w Polsce są dość ubogie. W końcu lat osiemdziesiątych ubiegłego wieku, przy okazji ogólnych badań nad popytem konsumpcyjnym w latach 1961–1978, Suchecki i Welfe [18] wyznaczyli cenowe i dochodowe elastyczności popytu na wyroby alkoholowe. Przy użyciu metody łamanych, wskaźniki cenowej i dochodowej elastyczności popytu na alkohol próbowała uzyskać Mielecka-Kubień [13], a dla danych rocznych i kwartalnych Gurgul i Wolak ([7] i [8]) zastosowali statyczną postać modelu AIDS. Pomimo różnorodności stosowanych narzędzi, uzyskiwano porównywalne wyniki świadczące o tym, że w warunkach polskich alkohol jest dobrem normalnym, a popyt na poszczególne jego rodzaje nieelastycznie reaguje na zmianę ceny.

Celem pracy jest wyznaczenie cenowych i dochodowych elastyczności popytu na alkohol w Polsce. Znajomość tych miar jest przydatna ustawodawcy, który poprzez możliwość zmian stawki akcyzy na wyroby alkoholowe może przynajmniej w pewnym stopniu wpływać na wielkość spożycia i jego strukturę. Omawiane wielkości zostaną wyznaczone z zastosowaniem modelu EC-AIDS, który w wersji użytej w pracy jest narzędziem uwzględniającym niestacjonarność rozważanych danych oraz efekt kształtowania się przyzwyczajień.

Artykuł składa się z dwóch zasadniczych części. W rozdziale drugim przedstawiono stosowany model, a w trzecim przeprowadzono jego estymację i przedyskutowano otrzymane wyniki. Artykuł kończy podsumowanie oraz spis odwołań do literatury.

2. Metodologia

Zastosowany w pracy prawie idealny system popytu (AIDS) został wprowadzony do użycia przez Deatona i Mullebauera [4] jako rozszerzenie modelu Workinga–Lesera. Jego konstrukcja pochodzi od specyficznej funkcji kosztu PIGLOG przyjmującej w tym przypadku postać

$$\ln \{c(u, p)\} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n \gamma_{jk} \ln p_j \ln p_k + u \prod_{k=1}^n \alpha_k \ln p_k \quad (1)$$

Zastosowanie do (1) lematu Sheparda pozwala uzyskać równania udziałów odpowiadające popytowi w sensie Marshalla. Dla $i=1 \dots n$ mają one postać

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{M}{P} \right) \quad (2)$$

Zmienne w_i oznaczają udział wydatków na odpowiednie dobro w wydatkach całkowitych M . Ceny dóbr oznaczone są symbolem p_i , a P jest translogarytmicznym indeksem cenowym, dla którego

$$\ln P = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n \gamma_{jk} \ln p_j \ln p_k \quad (3)$$

W praktycznych zastosowaniach (m.in. [6], [10] i [11]), w celu zapewnienia liniowości modelu, używa się indeksu z opóźnionymi udziałami

$$\ln P_t = \sum_{i=1}^n w_{i,t-1} \ln p_{i,t} \quad (4)$$

To pozwala zapisać równania układu (2) w estymacyjnej postaci

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \left(\ln M - \sum_{i=1}^n w_{i,t-1} \ln p_{i,t} \right) \quad (5)$$

W procesie estymacji na parametry modelu (5) nakłada się restrikcje zapewniające spełnianie założeń wynikających z teorii popytu. Warunki addytywności, jednorodności stopnia zero i symetryczności efektów substytucji są opisane zależnościami (6)–(8)

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 0, \quad \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad \text{oraz} \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \quad (6)$$

$$\sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad (7)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (8)$$

Szeroko opisane w literaturze korzyści związane z estymacją popytu na dobra konsumpcyjne poprzez model AIDS spowodowały, że prace empiryczne z jego wykorzystaniem zyskały dużą popularność. Wśród wielu propozycji modyfikacji oryginalnego modelu, szerokie zastosowanie znajduje wersja korekty błędem (ECM-AIDS). Jej użycie pozwala na uwzględnienie spodziewanej niestacjonarności rozważanych zmiennych, a ponadto daje możliwość badania relacji krótko- i długookresowych.

W przypadku gdy dla każdego równania statycznej wersji modelu AIDS, zmienne wchodzące w jego skład są I(1) oraz istnieje między nimi wektor kointegrujący, to są one bazą do szukania zależności długookresowej. Przy spełnieniu powyższych warunków uzasadniona jest konstrukcja modelu korekty błędem (ECM-AIDS), która bada relacje krótkookresowe. Dla $i=1 \dots n$ jego równania mają postać

$$\Delta w_{i,t} = \delta_i \Delta w_{i,t-1} + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \Delta \ln p_{j,t} + \beta_i \Delta \ln \left(\frac{M}{P} \right) + \lambda_i ECM_{i,t-1} \quad (9)$$

Przy czym parametr λ_i powinien mieć ujemny znak i być statystycznie istotny. Warto też zwrócić uwagę na to, że zmienne występujące w (9) są stacjonarne.

Estymacja statycznej i dynamicznej wersji modelu AIDS pozwala na łatwe uzyskanie długookresowych i krótkookresowych wielkości dochodowych oraz nieskompensowanych i skompensowanych cenowych elastyczności popytu. Odpowiednie formuły są funkcjami estymowanych parametrów i w przypadku dochodowej elastyczności popytu mają postać

$$\eta_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad (10)$$

Wskaźniki cenowej elastyczności popytu nieskompensowanego (Marshalla) i skompensowanego (Hicksa) dla $i, j=1 \dots n$ wyznacza się ze wzorów (11) i (12)

$$\varepsilon_{ij}^{(M)} = -\delta_{ij} - \frac{\gamma_{ij} - \beta_i \overline{w_j}}{w_i} \quad (11)$$

$$\varepsilon_{ij}^{(H)} = \varepsilon_{ij}^{(M)} + \eta_i \overline{w_i} \quad (12)$$

3. Estymacja modelu

3.1. Dane

W procesie estymacji wykorzystano dane roczne z okresu 1961–2008, których źródłem są publikacje Głównego Urzędu Statystycznego (tj. roczniki statystyczne oraz *Ceny w gospodarce narodowej*). Do wyznaczenia wielkości konsumowanego alkoholu posłużono się danymi dotyczącymi rejestrowanego spożycia

odpowiednio wyrobów spirytusowych, piwa oraz wina i miódów pitnych. Oryginalne dane przekształcono przy tym tak, by wyrażały spożycie w litrach czystego alkoholu na osobę w wieku 15 lat i więcej. W tym celu przyjęto, że piwo posiada 4%, a wino 12,5% zawartości czystego alkoholu. W przypadku danych dotyczących cen posłużono się cenami odpowiednich reprezentantów. Zostały one przekształcone tak, by wyrażały ceny stałe w roku 2008.

3.2. Estymacja

Proces estymacji został zainicjowany badaniem statystycznych właściwości rozważanych w modelu (5) zmiennych. Do wyznaczenia stopnia ich zintegrowania posłużono się testem KPSS. Jego konstrukcja bazuje na równaniu

$$y_t = r_t + \xi t + \varepsilon_t \quad (13)$$

gdzie ε_t jest stacjonarnym składnikiem losowym, ξt jest opcjonalnym składnikiem trendu deterministycznego, a r_t ma postać

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (14)$$

W modelu o równaniach (13) i (14) testowana jest wariancja składnika losowego u_t . Hipoteza zerowa zakłada, że wynosi ona zero. To oznacza, że wartości r_t są stałe dla każdego t i proces jest sumą stałej (lub stałej i trendu deterministycznego) oraz stacjonarnego składnika losowego. Odrzucenie hipotezy H_0 oznacza, że wariancja składnika losowego w (14) jest niezerowa i w efekcie badany proces jest niestacjonarny.

Wyniki zamieszczone w tabeli 1 wskazują na to, że na poziomie istotności $\alpha=5\%$ rozważane zmienne w poziomach odrzucają hipotezę zerową testu KPSS zarówno w wersji z trendem, jak i bez trendu. Oznacza to, że nie są one stacjonarne i w celu znalezienia stopnia ich zintegrowania należy poddać testowaniu ich różnice. Dla tych procesów nie ma podstaw do odrzucenia H_0 i w efekcie uzyskujemy informację, że wszystkie rozważane zmienne są zintegrowane.

Tabela 1

Statystyki testu KPSS badającego stacjonarność rozważanych zmiennych

Zmienna	Test dla zmiennych w poziomach		Test dla różnic zmiennych	
	Model bez trendu	Model z trendem	Model bez trendu	Model z trendem
w_s	0,59 **	0,17 **	0,23	0,12
w_p	1,93 **	0,40 **	0,43	0,10

Tabela 1 cd.

Zmienna	Test dla zmiennych w poziomach		Test dla różnic zmiennych	
	Model bez trendu	Model z trendem	Model bez trendu	Model z trendem
$\ln p_s$	2,65 **	0,80 **	0,11	0,03
$\ln p_p$	0,76 **	0,42 **	0,13	0,06
$\ln p_w$	1,74 **	0,41 **	0,08	0,02
$\ln(M/P)$	1,41 **	0,76 **	0,16	0,12

Uwaga: *** oznacza statystyczną istotność dla $\alpha = 1\%$, ** dla $\alpha = 5\%$, * dla $\alpha = 10\%$

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS z lat 1961–2008

Pomimo że zmienne występujące w równaniach modelu AIDS są niestacjonarne, to kolejnym krokiem jest estymacja równań statycznej wersji tego modelu. Została ona przeprowadzona metodą najmniejszych kwadratów, która pozwala na uzyskanie estymatorów superzbieżnych. Wyniki estymacji w odniesieniu do równań opisujących popyt na wyroby spirytusowe i piwo przedstawia tabela 2.

Tabela 2

Estymacja równań statycznej postaci modelu AIDS

równanie	α_0	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	β_i
w_s	-0,016	0,309	-0,158	0,022	0,165
w_p	0,688	-0,161	0,132	-0,135	-0,104

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS z lat 1961–2008

Jeśli kointegracja między tymi zmiennymi zostanie wykazana, to konsekwencją zastosowanej metody będzie wskazanie zależności długookresowej. W tym celu zdefiniowano reszty z estymacji poszczególnych równań (5)

$$e_i = w_i - \alpha_0 - \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j - \beta_i \ln \left(\frac{M}{P} \right) \quad (15)$$

Następnie poddano je testowi KPSS na stacjonarność. W przypadku obu rozważanych grup towarów (tab. 3), test nie odrzuca hipotezy zerowej. To oznacza, że zmienne w odpowiednich równaniach modelu (5) są skointegrowane i istnieje między nimi długookresowa ścieżka równowagi, która nie zależy od czasu.

Tabela 3

Statystyki testu KPSS badającego stacjonarność reszt zadanych wzorem (15)

Zmienne	Model bez trendu	Model z trendem
Reszty dla wyrobów spirytusowych	0,11	0,05
Reszty dla piwa	0,15	0,09

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS z lat 1961–2008

W celu wyznaczenia relacji krótkookresowych zbudowano model korekty błędem, którego równania są opisane zależnością (9). Estymację przeprowadzono iteracyjną metodą SUR w pakiecie Gretl (ITSUR). Jej wyniki w modelu bez restrykcji zostały przedstawione w tabeli 4.

Tabela 4

Estymacja modelu EC-AIDS bez restrykcji

Równanie	$\Delta w_{i,t-1}$	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	β_i	λ_i
$\Delta w_{s,t}$	0,116 (1,24)	0,238*** (7,16)	-0,110** (-2,40)	-0,115*** (-4,19)	0,133** (2,21)	-0,208** (-2,62)
$\Delta w_{p,t}$	0,197** (2,17)	-0,099*** (-4,99)	0,104*** (3,79)	-0,026 (-1,57)	-0,121*** (-3,48)	-0,156** (-2,25)

Uwaga: *** oznacza statystyczną istotność dla $\alpha = 1\%$, ** dla $\alpha = 5\%$, * dla $\alpha = 10\%$

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS z lat 1961–2008

Następnie wprowadzono restrykcje, które zapewniają spełnienie założeń ekonomicznych. Addytywność modelu wynika ze sposobu jego konstrukcji. Zgodnie z metodologią estymowano tylko dwa pierwsze równania, a parametry trzeciego wyznaczono z (6). Nałożono natomiast warunki (7) i (8), które zapewniają jednorodność i symetrię. Wyniki estymacji zamieszczono w tabeli 5.

Tabela 5

Estymacja modelu EC-AIDS z restrykcjami jednorodności i symetrii

Równanie	$\Delta w_{i,t-1}$	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	β_i	λ_i
$\Delta w_{s,t}$	0,126 (1,43)	0,221*** (7,90)	-0,094*** (-4,87)	-0,127*** (-6,45)	0,128** (2,18)	-0,182** (-2,49)
$\Delta w_{p,t}$	0,186** (2,06)	-0,094*** (-4,87)	0,120*** (5,04)	-0,026* (-1,73)	-0,114*** (-3,35)	-0,105* (-1,73)

Uwaga: *** oznacza statystyczną istotność dla $\alpha = 1\%$, ** dla $\alpha = 5\%$, * dla $\alpha = 10\%$

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS z lat 1961–2008

Wyniki uzyskane w tabelach 4 i 5 są zadowalające. Zdecydowana większość estymowanych parametrów jest statystycznie istotna na poziomie istotności $\alpha = 5\%$. Ponadto, zgodnie z założeniami modelu korekty błędem, parametry λ_i są statystycznie istotne i zgodnie z oczekiwaniami przyjmują wartości ujemne.

W celu zbadania istotności wprowadzonych restrykcji posłużono się testem Walda, którego wyniki zamieszczono w tabeli 6. Świadczą one o tym, że model korekty błędem nie odrzuca ich wprowadzenia i w postaci spełniającej założenia ekonomiczne może służyć do wyznaczania elastyczności.

Tabela 6

Wyniki testu Walda badającego istotność wprowadzanych restrykcji

	Wartość statystyki F	p -value
Jednorodność w równaniu w_s	0,372	0,54
Jednorodność w równaniu w_p	2,453	0,12
Symetria spirytus–piwo	0,064	0,80
Model	1,118	0,35

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS z lat 1961–2008

3.3. Cenowe i dochodowe elastyczności popytu na alkohol

Długookresowe i krótkookresowe oceny elastyczności popytu na alkohol, które przedstawiono w tabelach 7 i 8, uzyskano poprzez podstawienie odpowiednich wielkości do wzorów (10)–(12).

Tabela 7

Długookresowe cenowe i dochodowe elastyczności popytu na alkohol

	Cenowe elastyczności popytu Marshalla			Cenowe elastyczności popytu Hicksa			Elastyczności dochodowe
	Spirytus	Piwo	Wino	Spirytus	Piwo	Wino	
Spirytus	-0,63	-0,34	-0,03	0,11	-0,07	0,26	1,29
Piwo	-0,48	-0,26	-0,54	-0,14	-0,03	-0,06	0,50
Wino	0,26	-0,55	-0,43	0,67	-0,40	-0,27	0,72

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS z lat 1961–2008

Uzyskane wyniki świadczą o tym, że na polskim rynku wszystkie trzy rodzaje alkoholu cechują się nieelastycznym popytem. Największą wrażliwością na zmianę ceny charakteryzują się wyroby spirytusowe. W ich przypadku, w reakcji na jednoprocenowy wzrost ceny, spodziewany spadek popytu nieskompensowanego wynosi 0,74% w przypadku elastyczności krótkookresowej oraz 0,63% w przypadku długookresowej. Wzrost dochodu konsumenta o 1% powoduje z kolei więcej niż proporcjonalny wzrost popytu, co oznacza, że ten rodzaj alkoholu można sklasyfikować jako dobro luksusowe. W krótkim okresie popyt na wyroby spirytusowe rośnie o 1,22%, a w długim okresie o 1,29%.

Tabela 8

Krótkookresowe cenowe i dochodowe elastyczności popytu na alkohol

	Cenowe elastyczności popytu Marshalla			Cenowe elastyczności popytu Hicksa			Elastyczności dochodowe
	Spirytus	Piwo	Wino	Spirytus	Piwo	Wino	
Spirytus	-0,74	-0,21	-0,27	-0,04	0,04	0,00	1,22
Piwo	-0,17	-0,32	-0,01	-0,04	-0,03	0,00	0,49
Wino	-0,51	-0,09	-0,29	0,02	0,10	-0,08	0,90

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS z lat 1961–2008

Wartości cenowych i dochodowych elastyczności popytu na piwo i wino są znacznie niższe. W konsekwencji oba wymienione rodzaje alkoholu można traktować jako dobra podstawowe o popycie nieelastycznym. W przypadku złościstego trunku cenowe elastyczności popytu Marshalla wynoszą odpowiednio -0,32 w okresie krótkim oraz -0,27 w okresie długim. Jeśli chodzi o zmiany popytu w odpowiedzi na wyższe dochody, to również one są nieznaczne. Jednoprocenowy wzrost dochodu konsumenta powoduje natomiast zwiększenie popytu na piwo o 0,49% w okresie krótkim i o 0,5% w okresie długim. Nieco wyższe oszacowania uzyskano w przypadku wina. Wynoszą one -0,29 i -0,43 w przypadku cenowej elastyczności popytu Marshalla na to dobro odpowiednio w okresie krótkim i długim. Także reakcja popytu na jednoprocenowy wzrost dochodów konsumentów jest mniej niż proporcjonalna. Wynosi ona odpowiednio 0,9% w okresie krótkim i 0,72% w okresie długim.

Wyznaczone w badaniu oceny elastyczności popytu Hicksa są stosunkowo niewielkie i poza długookresową cenową elastycznością popytu na mocne alkohole posiadają właściwy znak, a największą zmianą substytucyjną popytu

charakteryzują się wina. Zdaniem autorów w przypadku wódek uzyskane oszacowania są nieco zniekształcone wysoką wartością elastyczności dochodowej popytu, która wyznaczona na podstawie danych dotyczących popytu rejestrowanego, nie bierze pod uwagę konsumpcji ze źródeł nielegalnych.

Ujemny znak długookresowych mieszanych cenowych elastyczności popytu nieskompensowanego, który występuje w prawie wszystkich rozpatrywanych przypadkach, wskazuje na to, że rozważane w badaniu rodzaje alkoholu są dobrami komplementarnymi. Ta relacja nie występuje tylko w przypadku wina i wódek, dla których znaki są różne (popyt Marshalla) lub wręcz dodatnie (popyt Hicksa), co sugeruje związki substytucyjne. Relacje krótkookresowe z reguły charakteryzują się znacznie niższymi wartościami i wskazują raczej na komplementarny charakter.

4. Podsumowanie

W artykule, za pomocą modelu korekty błędem AIDS, dla danych rocznych z okresu 1961–2008, wyestymowano cenowe i dochodowe elastyczności popytu na alkohol w Polsce. Otrzymane wyniki wskazują na to, że wszystkie trzy rodzaje napojów alkoholowych są dobrami o popycie nieelastycznym, a największą wrażliwością na zmianę ceny charakteryzują się mocne alkohole.

Z pewnością jednym z głównych powodów, dla których współczynniki cenowej i dochodowej elastyczności popytu na wódkę są stosunkowo wysokie, jest łatwa możliwość zakupu taniej wódki z nielegalnych źródeł, której konsumpcja w oficjalnych statystykach nie jest uwzględniana. Biorąc ten fakt pod uwagę, można domniemywać, że w przypadku, gdy wyroby spirytusowe drożeją (niezależnie od tego, czy ma to związek ze wzrostem jego ceny, czy z utrudnioną dostępnością ekonomiczną w przypadku spadku dochodów konsumenta), część konsumentów nie tyle zmniejsza zakupy, co próbuje się zaopatrzyć w nią poza oficjalnym obiegiem. To oznacza, że rzeczywista wielkość współczynnika elastyczności z pewnością jest nieco niższa.

Uzyskane oszacowania mogą pomóc ustawodawcy w prowadzeniu polityki fiskalnej, która będzie miała na celu kształtowanie najkorzystniejszej z punktu widzenia ograniczenia kosztów związanych z nadużywaniem alkoholu struktury spożycia. Z pewnością ten temat wymaga dalszych badań, a wśród ewentualnych problemów wartych rozważenia jest budowa modelu popytu o zmieniających w czasie parametrach TVP-AIDS (uzyskane w ten sposób wyniki dla rynku turystycznego można znaleźć w [14]) oraz uwzględnienie w modelu spożycia nierejestrowanego.

Literatura

- [1] Andrikopoulos A.A, Loizides J., *The demand for home-produced and imported alcoholic beverages in Cyprus: the AIDS approach*, "Applied Economics" 2000, 32, s. 1111–1119.
- [2] Blake D., Nied A., *The demand on alcohol in the United Kingdom*, "Applied Economics" 1997, 29, s. 1655–1672.
- [3] Chang C., Griffith G., Bettington N., *The Demand for Wine in Australia Using a Systems Approach: Industry Implications*, "Agribusiness Review" 2002, 10, pap. 9.
- [4] Deaton A., Muellbauer J., *An almost ideal demand system*, „American Economic Review" 1980, No. 70(3), s. 312–326.
- [5] Duffy M., *Advertising and the Inter-Product Distribution of Demand: A Rotterdam Model Approach*, "European Economic Review", 1987, 31, s. 1051–1070.
- [6] Eakins J.M., Gallagher L.A., *Dynamic almost ideal demand systems: an empirical analysis of alcohol expenditure in Ireland*, "Applied Economics" 2003, 35 (9), s. 1025–1036.
- [7] Gurgul H., Wolak J., *Prawie idealny system popytu: analiza popytu na alkohol w Polsce*, "Zeszyty Naukowe WSEI" 2008, 4, s. 97–106.
- [8] Gurgul H., Wolak J., *Popyt na alkohol w Polsce – estymacja modelu AIDS*, "Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych" 2008, 9, s. 149–158.
- [9] Hogarty T.F., Elzinga K.G., *The Demand for Beer*, "Review of Economics and Statistics" 1972, 54, No. 2, s. 195–198.
- [10] Karagiannis G., Katranidis S., Velentzas K., *An error correction almost ideal demand system for meat in Greece*, "Agricultural Economics" 2000, No. 22 (1), s. 29–35.
- [11] Li G., Song H. i Witt S.F., *Time Varying Parameter and Fixed Parameter Linear AIDS: An Application to Tourism Demand Forecasting*, "International Journal of Forecasting" 2006, 22, s. 57–71.
- [12] McGuinness T., *An Econometric Analysis of Total Demand for Alcoholic Beverages in the U.K., 1956–75*, "Journal of Industrial Economics" 1980, 29 (1), s. 85–109.
- [13] Mielecka-Kubień Z., *Ilościowe aspekty badania problemów alkoholowych w Polsce*, Wydawnictwo Uczelniane Akademii Ekonomicznej, Katowice 2001.
- [14] Pearce D., *The Demand for Alcohol in New Zealand*, "Discussion Paper" No. 86.02, Department of Economics, The University of Western Australia, 1986.

- [15] Selvanathan E.A., *Cross-Country Alcohol Consumption Comparison: An Application of the Rotterdam Demand System*, "Applied Economics" 1991, Vol. 23(10), s. 1613–1622.
- [16] Stone R., *The Analysis of Market Demand*, "Journal of the Royal Statistical Society" 1945, 108, No. 3–4, s. 286–391.
- [17] Suchecki B., *Kompletne modele popytu*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2006.
- [18] Suchecki B., Welfe A., *Popyt i rynek w warunkach nierównowagi*, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 1988.