

## Wpływ czynników cenowych i niecenowych na konsumpcję tytoniu – analiza danych panelowych

### Streszczenie

Rola czynników cenowych i niecenowych w kształtowaniu konsumpcji tytoniu na poziomie zagregowanym została przeanalizowana w ramach modelu panelowego. Wyniki estymacji wykazały, że niektóre czynniki społeczno-ekonomiczne, a także czynniki nieobserwowalne, miały istotny wpływ na rozpowszechnienie konsumpcji tytoniu w 24 krajach OECD objętych próbą. Czynniki niecenowe nie były istotnymi determinantami średniego spożycia tytoniu *per capita*. Analiza zmiennych interakcyjnych wskazała, że wpływ czynników nieobserwowalnych na rozpowszechnienie konsumpcji tytoniu może być nasilony przez strukturę wieku populacji i poziom aktywności gospodarczej. Realna cena wyrobów tytoniowych była istotnym czynnikiem wpływającym na średnie spożycie tytoniu *per capita*, ale nie wpływała znacząco na rozpowszechnienie konsumpcji tytoniu.

**Słowa kluczowe:** konsumpcja tytoniu, czynniki niecenowe, modelowanie danych panelowych, zmienne interakcyjne

**Kody kwalifikacji JEL:** C23, I12, I18

### 1. Wstęp

Spożycie tytoniu utrzymuje się w stabilnym trendzie spadkowym w krajach średnio- i wysokorozwiniętych od co najmniej dwóch dekad. W okresie 1996–2014 ilość tytoniu konsumowanego w przeliczeniu na osobę powyżej 15. roku życia spadła w każdym spośród krajów OECD (dla których dostępne są porównywalne dane). Ogólny spadek spożycia tytoniu na osobę wynikał zarówno ze (1) zmniejszenia rozpowszechnienia używania tytoniu (udziału ludności korzystającej z wyrobów tytoniowych) jak i ze (2) zmniejszenia przeciętnej indywidualnej konsumpcji tytoniu wśród jego użytkowników. Tendencjom tym towarzyszył

---

<sup>1</sup> EY Polska.

<sup>2</sup> Szkoła Główna Handlowa, Kolegium Analiz Ekonomicznych.

zarówno silny wzrost nominalnych i realnych cen wyrobów tytoniowych, jak i istotne zmiany społeczno-gospodarcze i demograficzne. Należy odnotować, że do drugiej grupy czynników mogły należeć zarówno czynniki obserwowalne (np. struktura wiekowa ludności), jak i nieobserwowalne (np. zmiany w świadomości zdrowotnej i postawach konsumentów). Ich względne znaczenie mogło być różne pomiędzy poszczególnymi krajami i ulegać zmianom w czasie.

Głębsze zrozumienie relacji między czynnikami niecenowymi a poziomem konsumpcji tytoniu może między innymi pomóc w uniknięciu nieprecyzyjnego oszacowania elastyczności cenowej popytu ze względu na współliniowość rosnących cen i trendów niecenowych. Ma to kluczowe znaczenie z punktu widzenia precyzji symulacji scenariuszy polityki podatkowej.

Problematyka relatywnego znaczenia czynników niecenowych i cen dla poziomu konsumpcji tytoniu jest szeroko dyskutowana w literaturze. Niektórzy autorzy<sup>3</sup> zauważają, że nieuwzględnienie potencjalnych niecenowych determinant popytu na wyroby tytoniowe może prowadzić do znaczącego obciążenia szacowanego wpływu zmian cen na konsumpcję tytoniu. Inne potencjalne problemy w szacowaniu wpływu czynników cenowych na konsumpcję tytoniu na poziomie zagregowanym (m.in. potencjalna endogeniczność cen, potencjalnie wysokie znaczenie czynników nieobserwowalnych, znaczenie rynku nielegalnego) zostały poruszone w opracowaniu US National Cancer Institute i WHO<sup>4</sup>. Szeroki przegląd badań empirycznych dotyczących determinant popytu na wyroby tytoniowe sugeruje<sup>5</sup>, że do najczęściej uwzględnianych czynników pozacenowych wykorzystywanych w badaniach ekonometrycznych kształtowania się poziomu popytu na wyroby tytoniowe należały dotychczas: miary intensywności działań marketingowych (np. wydatki na reklamę), zmienne binarne oznaczające kampanie zwiększające świadomość zdrowotną konsumentów, występowanie przemytu wyrobów tytoniowych, zmienne społeczno-demograficzne (struktura populacji ze względu na wiek, poziom wykształcenia), zmienne regulacyjne (np. obowiązywanie zakazu palenia w określonych lokalizacjach), stopa bezrobocia, poziom aktywności ekonomicznej w wybranych grupach (np. wśród kobiet).

<sup>3</sup> F.J. Chaloupka, T. Hu, K.E. Warner, R. Jacobs, A. Yurekli, *The Taxation of Tobacco Products*, w: F.J. Chaloupka, P. Jha (eds.), *Tobacco Control in Developing Countries*, Oxford University Press 2000.

<sup>4</sup> U.S. National Cancer Institute, World Health Organization, *The Economics of Tobacco and Tobacco Control*, National Cancer Institute Tobacco Control Monograph 21, 2016.

<sup>5</sup> IARC, *Effectiveness of Tax and Price Policies for Tobacco Control*, International Agency for Research on Cancer, „Handbooks of Cancer Prevention” 2011, vol. 14.

Większość badań poświęconych determinantom konsumpcji tytoniu koncentruje się na wpływie cen na popyt na wyroby tytoniowe (w tym w podziale na rozpowszechnienie użytkowania tytoniu i przeciętny indywidualny poziom konsumpcji). W tej grupie badań zmienne pozacenowe są brane pod uwagę w celu poprawy precyzji oszacowania elastyczności cenowej popytu bądź uchwycenia jej zróżnicowania pomiędzy grupami społeczno-ekonomicznymi. Z kolei badania poświęcone niecenowym determinantom konsumpcji tytoniu są w przeważającej części nakierowane na analizę statusu względem korzystania z wyrobów tytoniowych grup konsumentów wyróżnionych na podstawie wybranych cech. Do najczęściej wykorzystywanych narzędzi w pierwszej grupie analiz należą modele regresji wielorakiej szacowane na podstawie przekrojowych lub przekrojowo-czasowych (panelowych) danych dotyczących zachowania indywidualnych konsumentów. W drugiej grupie badań wykorzystywane są natomiast modele logitowe i probitowe, nakierowane na określenie wpływu poszczególnych zmiennych niecenowych na prawdopodobieństwo przynależności indywidualnych konsumentów do grupy użytkowników tytoniu. W najbardziej zaawansowanych aplikacjach oba podejścia łączy się w ramach modelowania dwupoziomowego.

Zasadnicze ograniczenia metodyki stosowanej w literaturze wiążą się z wykorzystywanymi zbiorami danych. Dane przekrojowe i przekrojowo-czasowe dotyczące zachowań indywidualnych konsumentów dotyczą wyznaczonych – najczęściej na podstawie kryterium narodowościowego – populacji. Ogranicza to możliwość wyciągania uniwersalnych wniosków w stosunku do innych krajów, szczególnie biorąc pod uwagę możliwość występowania istotnych efektów ustalonych związanych z czynnikami kulturowymi.

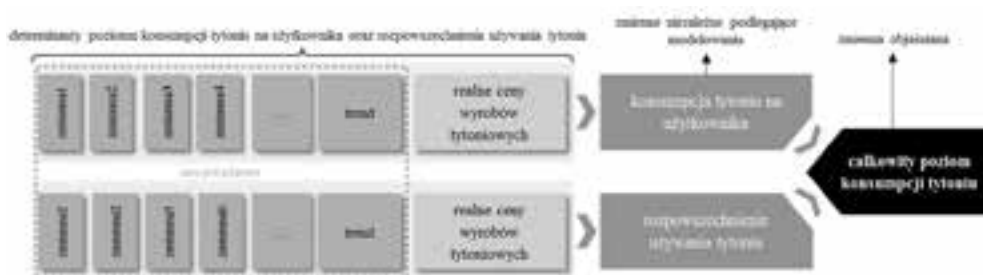
Celem niniejszej analizy jest ocena znaczenia czynników niecenowych dla zmian w poziomie konsumpcji tytoniu i odseparowanie ich wpływu od wpływu zmian cen produktów tytoniowych (co jest możliwe jedynie w badaniu panelowym przy uwzględnieniu zmienności między krajami), a także weryfikacja hipotezy, że siła wpływu czynników nieobserwowalnych (np. postaw konsumentów) na spożycie tytoniu jest zróżnicowana w czasie i pomiędzy krajami, oraz wskazanie, jakie inne czynniki mogą mieć wpływ na to zróżnicowanie. Wkład niniejszego badania do literatury przedmiotu jest dwojaki. Po pierwsze niniejsza analiza należy do wąskiej grupy badań o charakterze ekonometrycznym, których głównym celem jest ocena wpływu czynników niecenowych na konsumpcję tytoniu na poziomie zagregowanym w przekroju międzynarodowym. Niniejsze badanie dotyczy szerokiej grupy krajów średnio- i wysokorozwiniętych w ostatnim okresie. Po drugie zastosowanie w niniejszym badaniu zmiennych interakcyjnych pozwoliło na przeanalizowanie zachodzących

w czasie zmian w sile oddziaływania poszczególnych zmiennych pozacenowych na wielkość popytu na tytoń. W szczególności pozwoliło to na uchwycenie słabnącego w czasie wpływu czynników nieobserwowalnych na popyt na wyroby tytoniowe.

W części 2. prezentujemy główne założenia analizy oraz przyjętą metodykę badania. Część 3. zawiera podsumowanie wyników estymacji szeregu modeli panelowych wraz z ich interpretacją. Podsumowanie głównych wniosków umieściliśmy w części 4.

## 2. Schemat analityczny i metodyka badania

Schemat analizy oparto na spostrzeżeniu, że poziom konsumpcji tytoniu określony jest przez dwa czynniki: (1) rozpowszechnienie spożycia tytoniu (*extensive margin*) oraz (2) wielkość konsumpcji wyrobów tytoniowych na użytkownika (*intensive margin*). Czynniki te mogą być determinowane przez różne zestawy zmiennych, a zmiany tych samych determinant mogą mieć różne skutki dla każdego z wymienionych aspektów korzystania z wyrobów tytoniowych. W związku z tym traktujemy obydwie aspekty spożycia tytoniu jako odrębne zmienne, których zachowanie powinno podlegać objaśnieniu. W obu przypadkach jako determinantę traktujemy poziom realnych cen wyrobów tytoniowych. Ponadto, ze względu na fakt, że jednym z celów badania jest przeanalizowanie związku między zmiennymi w czasie czynnikami nieobserwowanymi (np. świadomością zdrowotną) i spożyciem tytoniu, w zestawie zmiennych objaśnianych uwzględniono trend liniowy reprezentujący te czynniki.



Rysunek nr 1. Schemat analityczny badania

Źródło: Opracowanie własne.

Na wstępnym etapie analizy nie określono w sposób rozstrzygający zestawu innych zmiennych objaśniających w każdym z równań. Możliwie wyczerpujący zestaw zmiennych kontrolnych został dobrany w oparciu o wcześniejsze badania poświęcone niecenowym determinantom konsumpcji wyrobów tytoniowych<sup>6</sup>, m.in.: strukturę wiekową ludności, poziom aktywności ekonomicznej ludności, stopę bezrobocia, PKB *per capita*, współczynnik urbanizacji.

Nominalny poziom cen wyrobów tytoniowych może być uzależniony od bieżącego rynkowego poziomu popytu. To z kolei może powodować endogeniczność realnych cen produktów tytoniowych w modelach objaśniających poziom konsumpcji tytoniu. W celu uniknięcia potencjalnego obciążenia parametru przy zmiennej reprezentującej poziom cen wyrobów tytoniowych, które może być wynikiem endogeniczności, w analizie ekonometrycznej wykorzystano opóźnione o jeden okres miary realnego poziomu cen.

Uwzględniając powyższe uwagi, relacje, którymi jesteśmy zainteresowani, mogą być reprezentowane przez następujące równania<sup>7</sup>:

$$\ln(\text{cons\_user}_{it}) = \alpha_i^{\text{cons}} + \beta^{\text{cons}}t + \gamma^{\text{cons}}\ln(\text{price}_{it-1}) + \lambda^{\text{cons}}\mathbf{X}_{it}^{\text{cons}} + \varepsilon_{it}^{\text{cons}} \quad (1)$$

$$\ln(\text{prev}_{it}) = \alpha_i^{\text{prev}} + \beta^{\text{prev}}t + \gamma^{\text{prev}}\ln(\text{price}_{it-1}) + \lambda^{\text{prev}}\mathbf{X}_{it}^{\text{prev}} + \varepsilon_{it}^{\text{prev}} \quad (2),$$

gdzie:

- *cons\_per\_user* i *prev* reprezentują odpowiednio średnie zużycie tytoniu na użytkownika i rozpowszechnienie spożycia tytoniu;
- *t* oznacza trend liniowy, *price* określa realny poziom cen wyrobów tytoniowych;  $\mathbf{X}^{\text{cons}}$  oraz  $\mathbf{X}^{\text{prev}}$  zawierają szeroki zestaw innych zmiennych niezależnych,

<sup>6</sup> W.A. Calo, S.E. Krasny, *Environmental Determinants of Smoking Behaviors: The Role of Policy and Environmental Interventions in Preventing Smoking Initiation and Supporting Cessation*, „Current Cardiovascular Risk Reports” 2013, vol. 7(6), s. 446–452; M. Osler, E. Prescott, *Psychological, Behavioural and Health Determinants of Successful Smoking Cessation: A Longitudinal Study of Danish Adults*, *Tobacco Control* 1998:7, 2016, s. 262–267; F.J. Chaloupka, J.A. Tauras, *Determinants of Smoking Cessation: An Analysis of Young Adult Men and Women*, „NBER Working Paper” 1999, vol. 7262; J. van Loon, M. Tjshuis, P. Surtees, J. Ormel, *Determinants of Smoking Status: Cross-sectional Data on Smoking Initiation and Cessation*, „European Journal of Public Health” 2005, vol. 15, no. 3, s. 256–261; M. Bobak, P. Jha, S. Nguyen, M. Jarvis, *Poverty and Smoking*, w: F.J. Chaloupka, P. Jha (eds.), *Tobacco Control in Developing Countries*, Oxford University Press 2000.

<sup>7</sup> W równaniach (1) oraz (2) zlogarytmowano zmienne objaśniane i zmienną reprezentującą realne ceny wyrobów tytoniowych. Pozwala to na interpretację parametrów  $\gamma^{\text{cons}}$  oraz  $\gamma^{\text{prev}}$  jako elastyczności cenowych popytu.

stopniowo redukowany na zasadzie od ogółu do szczegółu<sup>8</sup> (poziom PKB *per capita* w parytecie siły nabywczej – oznaczony jako *gdp\_ppp*, wskaźnik urbanizacji – *urban*, udział osób w wieku 15–29 lat w populacji ogółem – *age\_young*, udział osób w wieku 30–49 lat w populacji ogółem – *age\_prime*, wskaźnik aktywności ekonomicznej osób młodych – *activ\_y*, wskaźnik aktywności ekonomicznej w populacji ogółem – *activ\_t*, stoba bezrobocia – *u\_rate*, realna dynamika PKB – *d\_gdp*, zmienna binarna oznaczająca obowiązywanie zakazu palenia tytoniu w miejscu pracy – *ban* oraz udział powierzchni paczki papierosów, która musiała być pokryta zdjęciem ostrzegawczym – *picture*);

- $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  oraz  $\lambda$  są nieznanymi parametrami, podlegającymi oszacowaniu; a  $\varepsilon$  jest składnikiem resztowym;
- indeksy dolne  $i$  oraz  $t$  oznaczają wartości dla danego kraju i okresu.

Parametry modeli liniowych opisanych równaniami (1) i (2) mają standardowe interpretacje: np. zmiana realnych cen wyrobów tytoniowych o 1% będzie powiązana ze zmianą zmiennej *cons\_user* o  $\gamma^{\text{cons}\%}$ , podczas gdy jednostkowej zmianie jakiegokolwiek innej zmiennej będzie towarzyszyć relatywna (procentowa) zmiana zmiennej zależnej o skali określonej wartością odpowiedniego parametru.

W badaniu wykorzystano panel danych obejmujący 24 kraje należące do OECD<sup>9</sup>. Okres uwzględniony w próbie obejmował lata 1996–2014 (19 lat). Opis zmiennych wykorzystanych w analizie ekonometrycznej zawiera Tabela nr 1.

Przyjęty schemat analityczny i charakterystyka potencjalnych zmiennych objaśniających pociągają następujące konsekwencje:

**Po pierwsze**, biorąc pod uwagę różnorodność krajów objętych badaniem i długość okresu objętego próbą, nie jest bezzasadne oczekiwanie niejednorodności w sile zależności pomiędzy zmiennymi objaśniającymi i zależnymi zarówno w czasie, jak i pomiędzy jednostkami panelu (krajami). Jeśli istotnie siła oddziaływania nieobserwowalnych czynników pozacenowych (trendu) różni się w czasie lub przestrzeni, modele opisane równaniami (1) i (2) nie będą w stanie oddać tych różnic. Zaproponowane przez nas rozwiązanie tego problemu polega na włączeniu odpowiednich zmiennych interakcyjnych do analizowanych modeli.

<sup>8</sup> Na wstępnym etapie analizy w obu wektorach ( $\mathbf{X}^{\text{cons}}$  oraz  $\mathbf{X}^{\text{prev}}$ ) uwzględniono ten sam zestaw zmiennych. W kolejnych krokach analizy wymiar wektorów był redukowany poprzez wykluczanie nieistotnych zmiennych.

<sup>9</sup> Australia, Belgia, Kanada, Czechy, Dania, Finlandia, Francja, Niemcy, Grecja, Węgry, Islandia, Irlandia, Izrael, Włochy, Japonia, Korea, Holandia, Nowa Zelandia, Polska, Szwecja, Szwajcaria, Turcja, Wielka Brytania, Stany Zjednoczone.

Tabela nr 1. Opis zmiennych wykorzystanych w analizie

Zmienna	Definicja	Symbol	Źródło	Uwagi
Rozpowszechnienie używania tytoniu (logarytm naturalny)	Udział osób będących regularnymi palaczami tytoniu w populacji osób powyżej 15 roku życia (%).	<i>prev</i>	OECD, WHO, obliczenia własne	imputacja brakujących obserwacji za pomocą interpolacji liniowej (36% imputowanych)
Indywidualna konsumpcja tytoniu (logarytm naturalny)	Przeciętna konsumpcja tytoniu w populacji osób będących regularnymi użytkownikami wyrobów tytoniowych powyżej 15 roku życia (gramy <i>per capita</i> ).	<i>cons_user</i>	obliczenia własne	całkowity wolumen konsumpcji tytoniu/ liczba osób będących regularnymi użytkownikami wyrobów tytoniowych
Realny poziom cen wyrobów tytoniowych (logarytm naturalny)	Cena paczki zawierającej 20 szt. papierosów w relacji do miesięcznej wartości PKB <i>per capita</i> .	<i>price</i>	Eurostat, Tobacco Atlas, krajowe urzędy statystyczne, obliczenia własne	-
GDP PPP per capita	Realny produkt krajowy brutto w parytecie siły nabywczej (tys. USD).	<i>gdp_ppp</i>	OECD	-
Wskaźnik urbanizacji	Udział populacji mieszkającej w obszarach miejskich w populacji ogółem (%).	<i>urban</i>	World Bank	-
Współczynnik aktywności ekonomicznej ludności – populacja ogółem	Udział populacji należącej do siły roboczej w populacji ogółem (%).	<i>activ_t</i>	ILO	-
Współczynnik aktywności ekonomicznej ludności – populacja osób młodych	Udział populacji osób w wieku 15–24 należących do siły roboczej do populacji ogółem w wieku 15–24 lat (%).	<i>activ_y</i>	ILO	-
Stopy bezrobocia	Udział osób bezrobotnych w populacji aktywnej ekonomicznie (%).	<i>u_rate</i>	ILO	-
Realna dynamika produktu krajowego brutto	Roczna dynamika produktu krajowego brutto w cenach stałych (%).	<i>d_gdp</i>	IMF	-
Udział populacji w średnim wieku	Udział osób w wieku 30–49 lat w populacji ogółem w wieku powyżej 15 lat (%).	<i>age_prime</i>	OECD	-
Udział populacji w młodym wieku	Udział osób w wieku 15–29 lat w populacji ogółem w wieku powyżej 15 lat (%).	<i>age_young</i>	OECD	-
Zdjęcie ostrzegawcze	Relacja wymaganej prawnie powierzchni zdjęcia ostrzegawczego do powierzchni ogółem standardowej paczki papierosów (%).	<i>picture</i>	Cigarette Package Health Warnings International Status Report 2014	zmienna przyjmuje tę samą wartość w każdym roku, w którym w danym kraju wymagane było umieszczenie na paczkach papierosów zdjęć ostrzegawczych.
Zakaz palenia w miejscu pracy	Zmienna 0–1 przyjmująca wartość 1 w okresach obowiązywania zakazu palenia tytoniu w miejscu pracy.	<i>ban</i>	Opracowanie własne na podstawie informacji WHO	-

Źródło: Opracowanie własne.



Wprowadzenie zmiennych interakcyjnych do modelu wymaga zmiany w interpretacji jego parametrów. Na przykład po wprowadzeniu zmiennej interakcyjnej między zmiennymi reprezentującymi trend i realne ceny wyrobów tytoniowych do modelu (2):

$$\ln(\text{prev}_{it}) = \alpha_{it}^{\text{prev}} + \beta^{\text{prev}}t + \gamma^{\text{prev}}\ln(\text{price}_{it-1}) + \rho[\text{tln}(\text{price}_{it-1})] + \lambda^{\text{prev}}\mathbf{X}_{it} + \varepsilon_{it}^{\text{prev}} \quad (3)$$

krańcowy wpływ  $t$  na zmienną  $\ln(\text{prev})$  będzie dany przez:

$$\frac{\partial \ln(\text{prev}_{it})}{\partial t} = \beta^{\text{prev}} + \rho \ln(\text{price}_{it-1}) \quad (4)$$

Wykorzystanie zmiennych interakcyjnych w modelu (3) pozwala na: (a) uchwycenie różnic w relacjach pomiędzy regresorami a zmienną objaśnianą występujących w czasie lub pomiędzy jednostkami paneli (krajów) oraz (b) przypisanie tych różnic określonym czynnikom. Na przykład, jeśli wpływ zmian realnych cen wyrobów tytoniowych na spożycie tytoniu zmienił się w czasie, wykorzystanie zmiennej interakcyjnej między trendem i zmienną reprezentującą ceny tytoniu, jak w (3), pozwala na zidentyfikowanie i skwantyfikowanie takiej zmiany. W szczególności, po wprowadzeniu do modelu zmiennej interakcyjnej, marginalny efekt zmian w realnym poziomie cen wyrobów tytoniowych na rozpowszechnienie używania tytoniu byłby opisany równaniem:

$$\frac{\partial \ln(\text{prev}_{it})}{\partial \ln(\text{price}_{it-1})} = \gamma + \rho t \quad (5)$$

Jeśli wartość oszacowania parametru  $\rho$  jest dodatnia i statystycznie istotna, można formułować wniosek, że marginalny wpływ zmian realnych cen na zmienną  $\text{prev}$  wzrasta w czasie (średnio o wartość równą  $\rho$  w każdym okresie).

**Po drugie**, należy podkreślić, że niektóre zmienne wybrane jako potencjalne zmienne objaśniające opisują pokrewne zjawiska ekonomiczne. Na przykład zarówno zmienne  $u\_rate$  i  $d\_gdp$  opisują cykliczne zmiany w gospodarce. W naszym podejściu nie ustalamy *a priori* zakresu zmiennych, które powinny zostać włączone do analizowanych przez nas modeli. Zamiast tego traktujemy poszczególne pary zmiennych jako potencjalne substytuty. Biorąc pod uwagę, że wykorzystano cztery pary tego rodzaju zmiennych ( $activ\_t / activ\_y$ ,  $u\_rate / d\_gdp$ ,  $age\_prime / age\_young$  i  $picture / ban$ ), konstruujemy 16 specyfikacji zbioru zmiennych objaśniających w obu modelach (modelach objaśniających zmienne



*prev* i *cons\_user*) do przetestowania w badaniu. Każda ze specyfikacji modelu została rozszerzona przez włączenie zmiennych interakcyjnych pomiędzy pozacenowymi determinantami konsumpcji tytoniu a zmienną *t*. Warto zauważyć, że poza zapewnieniem wysokiego poziomu ogólności włączenie alternatywnych specyfikacji pozwala nam weryfikować odporność szacowanych parametrów.

**Po trzecie**, trudno rozstrzygnąć możliwość zastosowania analizy kointegracyjnej w odniesieniu do badanego zjawiska na gruncie standardowych kryteriów formalnych: zestaw testów pierwiastka jednostkowego – zarówno wspólnego, jak i specyficznego dla jednostek panelu – przynosi bardzo różne rezultaty dla tych samych zmiennych w zależności od wybranego testu oraz specyfikacji regresji testowej. Jedną z przyczyn takiego stanu rzeczy jest niewątpliwie ograniczona liczba okresów ( $T=19$  przy niebilansowanym panelu i równocześnie  $N=24$ ). Biorąc pod uwagę fakt, że obie zmienne objaśniane wykazują wyraźnie cechy trendostacjonarności (empiryczny poziom istotności w teście IPS dla *prev* równy 1,000 w regresji bez trendu i 0,0002 z trendem; dla *cons\_user* odpowiednio 0,678 i 0,0002) oraz strukturę panelu, zdecydowano się na analizę za pomocą estymatorów FE/RE z trendem deterministycznym<sup>10</sup>.

### 3. Wyniki estymacji i ich interpretacja

Analizę ekonometryczną rozpoczynamy od oszacowania parametrów zestawu 32 ogólnych modeli (16 specyfikacji dla zmiennej *prev* i 16 dla zmiennej *cons\_user*). Pełne wyniki estymacji prezentujemy w Załączniku. Poniżej opisano wybrane wnioski.

Wiele zmiennych w modelu objaśniającym przeciętną ilość tytoniu konsumowanego przez użytkowników wyrobów tytoniowych jest nieistotnych. Przeciwnie jest w przypadku modelu objaśniającego zmienną reprezentującą rozpowszechnienie używania tytoniu. Może wynikać to z faktu, że wybrane zmienne objaśniające opisują tendencje społeczno-ekonomiczne na poziomie makro, podczas gdy wartość zmiennej *cons\_user* może zależeć w większym stopniu od czynników o charakterze mikroekonomicznym.

Istnieje podzbiór zmiennych (*urban*, *gdp\_ppp*, *trend*, *price*), dla których oszacowania parametrów są bardzo odporne na wybór specyfikacji modelu objaśniającego rozpowszechnienie używania tytoniu. Z drugiej strony, parametry

<sup>10</sup> Należy przy tym zaznaczyć, że wyniki estymacji FM-OLS pozostają bardzo zbliżone.

przy niektórych zmiennych objaśniających rozpowszechnienie używania tytoniu są istotne statystycznie tylko przy nadmiernie wysokich poziomach istotności w każdej specyfikacji (np. *age\_prime*, *activity\_t*, *picture*, *d\_gdp*). Te zmienne zostały usunięte z estymowanych modeli w kolejnych etapach analizy, jeśli oszacowane dla nich parametry były istotne statystycznie na poziomie istotności wyższym niż 5%.

Parametry dla zmiennych *ban* i *picture* są bądź nieistotne (*picture*), bądź posiadają znak dodatni (*ban*). Wnioski wyciągnięte bezpośrednio z tych szacunków mogą być wadliwe. Wynika to z powodu możliwej endogenności obu zmiennych (*ban*, *picture*) w kontekście szacowanych modeli – regulacje nakładające ograniczenia dla używania wyrobów tytoniowych mogą być zastrzone w krajach, w których konsumpcja wyrobów tytoniowych jest wyższa. W rezultacie wartość zmiennych reprezentujących siłę ograniczeń regulacyjnych w zakresie używania wyrobów tytoniowych może być zależna od poziomu spożycia tytoniu. W takim przypadku oszacowania parametrów dla tych zmiennych mogą być obciążone i nie reprezentować prawdziwych relacji między zmiennymi *ban* i *picture*, a zmienną objaśnianą.

Elastyczność cenowa przeciętnego poziomu konsumpcji tytoniu na użytkownika jest istotna statystycznie w każdej specyfikacji, a wartość tego parametru jest konsekwentnie szacowana na poziomie ok. 0,35. Należy podkreślić, że wartość ta (a) odnosi się to do grupy konsumentów, którzy regularnie korzystają z wyrobów tytoniowych i pomija klientów, którzy mogą zrezygnować się z konsumpcji tytoniu w reakcji na wzrost cen (b) jest wartością skorygowaną o poziom dochodu (w ten sposób odzwierciedlając dostępność cenową wyrobów tytoniowych).

Liczba szacowanych modeli została zmniejszona poprzez stopniowe odrzucanie nieistotnych zmiennych. Po zmniejszeniu liczby specyfikacji otrzymano dwa alternatywne (choć zbliżone modele) rozpowszechnienia używania tytoniu i bardzo prosty model średniego zużycia tytoniu na użytkownika. Warto odnotować, że oszacowania parametrów przy pozostawionych zmiennych mają takie same znaki jak przynajmniej w większości (jeśli nie wszystkich) specyfikacji użytych początkowo. Świadczy to o relatywnie wysokiej odporności uzyskanych wyników.

**Tabela nr 2. Wyniki estymacji parametrów modeli o ograniczonej liczbie zmiennych objaśniających; oznaczenia poziomu statystycznej istotności parametrów: 0.1% (\*\*\*), 1% (\*\*), 5% (\*) oraz 10% (^).**

zmienna objaśniana:	prev			cons_user		
	Ia	Ib	II	Ia	Ib	II
specyfikacja:	FE	RE	FE	RE	FE	RE
estymator:						
trend	-0.0246***	-0.0242***	-0.0269***	-0.0268***	0.0106**	0.0098***
ln(price) <sub>t-1</sub>			0.0848**	0.0813*	-0.3761***	-0.3850***
gdp_ppp					-0.0113**	-0.0093*
urban	-0.0153***	-0.0136***	-0.0103***	-0.0097***		
age_young	-0.0169***	-0.0151***	-0.0031	-0.0027		
activity_t	-0.0082^	-0.0100				
activity_y			-0.0051***	-0.0051**		
u_rate	-0.0080***	-0.0083***	-0.0101***	-0.0101***		
age_young_int	-0.0011***	-0.0011***	-0.0006***	-0.0006***		
activity_t_int	-0.0009***	-0.0010***				
activity_y_int			-0.0004***	-0.0004***		
constant	5.4522***	5.3633***	4.5518***	4.4995***	9.3867***	9.3321***
Liczba jednostek panelu	24	24	24	24	24	24
Liczba obserwacji	448	448	424	424	418	418
R <sup>2</sup> "within"	0.8845	0.8841	0.9033	0.9033	0.1672	0.1658
R <sup>2</sup> "between"	0.3499	0.3819	0.4233	0.4243	0.2870	0.3553
R <sup>2</sup> "overall"	0.5374	0.5660	0.5937	0.5958	0.2753	0.3324
Hausman Chi <sup>2</sup>	7.91		10.88			5.78
Hausman p-value	0.3404		0.2086			0.1227

Uwagi: oszacowania parametrów uzyskane na podstawie estymatora efektów stałych (FE) zostały otrzymane z wykorzystaniem Driscolla-Kraaya korekty błędów standardowych.

Źródło: Opracowanie własne.

Interpretacja ekonomiczna najważniejszych spośród uzyskanych oszacowań parametrów dla efektów głównych w modelach Ia i Ib jest następująca:

**trend:** Czynniki nieobserwowalne (reprezentowane pośrednio w modelu jako liniowy trend) powodują, przy innych czynnikach niezmiennych, spadek populacji regularnych użytkowników wyrobów tytoniowych o 2,4–2,7% rocznie. Czynniki te można powiązać np. ze zmianami w postawach zdrowotnych w populacji, co prowadzi do rzadszego rozpoczynania bądź częstszego zaprzestawania korzystania z produktów tytoniowych<sup>11</sup>.

**price:** Uzyskane wyniki wskazują na niską dodatnią wartość współczynnika elastyczności cenowej popytu na tytoń, która jednak nie jest odporna na zmiany specyfikacji modelu, czego dowodem są wyniki modeli uwzględniających szeroki zakres zmiennych objaśniających (por. Załącznik). Biorąc pod uwagę długotrwały trend spadku rozpowszechnienia konsumpcji tytoniu w analizowanych krajach, sięgający w niektórych przypadkach kilkudziesięciu lat przed początkiem próby uwzględnionej w niniejszym badaniu, brak negatywnego wpływu cen na rozpowszechnienie konsumowania tytoniu może wiązać się z przypuszczalnym wzrostem udziału osób najmniej wrażliwych na zmiany cen (np. najsilniej uzależnionych) w populacji użytkowników tytoniu.

**activity\_t, activity\_y:** Wzrost wskaźnika aktywności zawodowej (stosunek liczby bezrobotnych i zatrudnionych do całej populacji) wśród osób młodych był związany ze zmniejszeniem liczby regularnych użytkowników wyrobów tytoniowych. Uzyskane wyniki można tłumaczyć ekspozycją populacji aktywnej zawodowo na ograniczenia w odniesieniu do używania tytoniu związane z zatrudnieniem (np. zachęcające palaczy do zaprzestania palenia tytoniu) lub wyższy względny status społeczno-ekonomiczny osób w sile roboczej względem populacji nieaktywnej.

**u\_rate:** Poziom bezrobocia był w negatywnej relacji z rozpowszechnieniem używania tytoniu w populacji powyżej 15. roku życia. Stopa bezrobocia odzwierciedla zmiany o charakterze cyklicznym i krótkoterminowym w gospodarce i może być postrzegana jako przybliżenie bieżącej sytuacji ekonomicznej konsumentów uzyskane wyniki nie są więc sprzeczne z wynikami dla stopy aktywności zawodowej.

---

<sup>11</sup> Podobne wyniki (ujemne nachylenie trendu w modelu rozpowszechnienia używania tytoniu) interpretowane jako efekt rosnącej świadomości zagrożeń zdrowotnych związanych z paleniem tytoniu prezentują: P. Lanoie, P. Leclair, *Taxation or Regulation: Looking for a Good Anti-Smoking Policy*, „Economics Letters” 1998, no. 58, s. 85–89.

Interpretacja oszacowań efektów głównych w modelu II jest następująca: **trend:** Parametry przy zmiennej  $t$  w modelach opisujących przeciętne spożycie tytoniu na użytkownika i rozpowszechnienie używania tytoniu mają przeciwne znaki. Może to być związane z faktem, że osoby, które zaprzestają używania tytoniu, najprawdopodobniej są równocześnie osobami, które używały najmniejszych ilości wyrobów tytoniowych wśród konsumentów wyrobów tytoniowych ogółem. Istotnie, wyniki uzyskane w longitudinalnym badaniu dorosłych Duńców<sup>12</sup> wskazują, że prawdopodobieństwo skutecznego zaprzestania używania tytoniu było istotnie wyższe w przypadku osób konsumujących mniejsze ilości papierosów. W rezultacie, zaprzestanie używania produktów tytoniowych przez te osoby (mierzone trendem w modelach Ia i Ib) może powodować wzrost średniego spożycia tytoniu w pozostałej populacji użytkowników wyrobów tytoniowych (trend w modelu II).

**price:** Uzyskana wartość parametru może być interpretowana jako średnia elastyczność cenowa indywidualnego spożycia tytoniu w badanym panelu. Kształtuje się ona na poziomie ok.  $-0,39$ . Należy podkreślić, że wartość tego oszacowania kształtowała się na podobnym poziomie w wielu specyfikacjach obejmujących szeroki zakres zmiennych objaśniających. Stosunkowo wysoka ujemna elastyczność cenowa przeciętnego indywidualnego spożycia tytoniu oraz nieisotna bądź niska i dodatnia elastyczność cenowa rozpowszechnienia używania tytoniu stanowią wynik uzyskany również w innych badaniach dotyczących wpływu cen na konsumpcję tytoniu<sup>13</sup>.

Zmienne interakcyjne: w celu zapewnienia poprawnej interpretacji zmienne interakcyjne zostały skonstruowane jako iloczyny centrowanych wartości<sup>14</sup> zmiennej  $t$  oraz wybranych pozacenowych zmiennych objaśniających.

Parametry przy zmiennych interakcyjnych mogą odzwierciedlać zmiany nachylenia linii trendu (lub, inaczej, siły czynników nieobserwowalnych) pomiędzy jednostkami panelu i latami charakteryzowanymi przez odmienne poziomy zmiennych wchodzących w interakcję ze zmienną  $t$  (*age\_young*, *activity\_y*, *activity\_t*, *urban*). Na przykład – w odniesieniu do *age\_young\_int* – wartość parametru przy zmiennej interakcyjnej może wskazywać na wzrost nachylenia linii

<sup>12</sup> M. Osler, E. Prescott (2016), *op.cit.*

<sup>13</sup> J. Gruber, A. Sen, M. Stabile, *Estimating Price Elasticities when there is Smuggling: The Sensitivity of Smoking to Price in Canada*, *Journal of Health Economics* 2003, no. 22, s. 821–842; M. Sheu, T. Hu, T. Keeler, M. Ong, H. Sung, *The Effect of a Major Cigarette Price Change on Smoking Behavior in California: A Zero-inflated Negative Binomial Model*, „*Health Economics*” 2004, vol. 13(8), s. 781–791.

<sup>14</sup> Po odjęciu przeciętnej wartości tych zmiennych dla całej próby.

trendu wraz ze wzrostem udziału osób młodych w populacji. W szczególności, krańcowy negatywny wpływ czynników nieobserwowalnych na liczbę regularnych użytkowników wyrobów tytoniowych wynosi przeciętnie ok. 2,6%, ale byłby większy o 0,1 pp. na każde 1 pp. odchylenia wartości zmiennej *age\_young* ponad wartość średnią. Wyniki modelowania z wykorzystaniem zmiennych interakcyjnych sugerują, że krańcowy wpływ czynników nieobserwowalnych na liczbę regularnych użytkowników wyrobów tytoniowych podlega zmianom w czasie i pomiędzy poszczególnymi krajami. W większości krajów objętych analizą wpływ czynników nieobserwowanych na rozpowszechnienie używania wyrobów tytoniowych zmniejszył się w okresie objętym badaniem.

Wyniki modelowania ekonometrycznego wykorzystano do dekompozycji zmiany poziomu konsumpcji tytoniu w poszczególnych krajach uwzględnionych w panelu. Większość spadku rozpowszechnienia używania tytoniu w każdym z badanych krajów w latach 1997–2013 wynikała ze zmian w nasileniu czynników nieobserwowalnych. Udział innych zmiennych w kształtowaniu rozpowszechnienia używania wyrobów tytoniowych różni się w próbcie, ale co do zasady był znacznie mniejszy niż udział zmiennej *t*. Analizowany zestaw zmiennych makroekonomicznych i społecznych nie wyjaśnia dużej części zmienności przeciętnej konsumpcji tytoniu na użytkownika<sup>15</sup>. Spośród zidentyfikowanych czynników największy wpływ na zmienność przeciętnego indywidualnego spożycia tytoniu w analizowanych krajach miały zmiany w poziomie cenowej dostępności wyrobów tytoniowych. W większości krajów (z wyjątkiem Korei Południowej, Finlandii i Danii) wzrost realnych cen wyrobów tytoniowych doprowadził do spadku indywidualnego spożycia tytoniu. Większość redukcji całkowitego spożycia tytoniu na mieszkańca w analizowanych krajach spowodowana spadkiem rozpowszechnienia korzystania z tytoniu w populacji osób w wieku powyżej 15. r.ż.. Przeciętnie 86% spadku konsumpcji tytoniu *per capita* wynikało właśnie ze zmniejszenia rozpowszechnienia konsumpcji produktów tytoniowych. Należy zauważyć, że w większości krajów uwzględnionych w próbie tempo spadku rozpowszechnienia konsumpcji tytoniu obniża się. Biorąc pod uwagę wnioski przedstawione wyżej, może to sugerować, że spadek ogólnego poziomu konsumpcji wyrobów tytoniowych *per capita* może również spowolnić w przyszłości.

<sup>15</sup> Może to częściowo wynikać z faktu, że miary dotyczące konsumpcji tytoniu wykorzystane w badaniu odzwierciedlają jedynie oficjalną sprzedaż wyrobów tytoniowych i pomijają możliwe zmiany w rozwój rynku nielegalnego. Zmiana nielegalnej sprzedaży wyrobów tytoniowych może stanowić jedno z wyjaśnień różnic pomiędzy szacunkami na podstawie prezentowanych modeli, a rzeczywistymi zmianami w odniesieniu do konsumpcji tytoniu na użytkownika.

## 4. Podsumowanie

Znaczenie czynników cenowych i pozacenowych w kształtowaniu konsumpcji tytoniu zostało przeanalizowane w ramach analizy międzynarodowych danych panelowych dla 24 krajów należących do OECD. Wyniki estymacji sugerują, że zasadniczą przyczyną spadku konsumpcji wyrobów tytoniowych w przeliczeniu na mieszkańca w analizowanej próbie były czynniki nieobserwowalne, przypuszczalnie związane ze zmieniającą się świadomością zdrowotną, normami i postawami konsumentów. Niektóre czynniki społeczno-ekonomiczne, w tym udział kohort osób młodych w populacji ogółem, poziom aktywności ekonomicznej ludności oraz stopa bezrobocia były również istotnymi determinantami rozpowszechnienia korzystania z wyrobów tytoniowych, a także wpływały na zmianę natężenia czynników nieobserwowalnych. Realny poziom cen wyrobów tytoniowych był istotną determinantą przeciętnego poziomu konsumpcji tytoniu wśród populacji użytkowników (*intensive margin*), ale nie wpływał w sposób istotny na rozpowszechnienie korzystania z tytoniu (*extensive margin*)<sup>16</sup>.

Uzyskane wyniki mogą stanowić podstawę do formułowania wniosków dla polityk publicznych. W szczególności sugerują, że zwiększanie poziomu opodatkowania, a pośrednio – cen wyrobów tytoniowych, może nie być skuteczną metodą zmniejszania rozpowszechnienia używania tytoniu, chociaż może działać w kierunku zmniejszenia indywidualnego poziomu konsumpcji tytoniu wśród jego użytkowników. W świetle uzyskanych wyników, z punktu widzenia dalszego obniżania rozpowszechnienia używania tytoniu, ważne wydaje się wzmocnienie nieobserwowalnych czynników wpływających na postawy wobec używania tytoniu wśród konsumentów, do których należeć może w szczególności świadomość zdrowotna wśród osób młodych.

Pożądanymi kierunkami rozszerzenia, a jednocześnie zniesienia zasadniczych ograniczeń, przedstawionej analizy byłoby (1) uwzględnienie miar rozwoju nielegalnego rynku tytoniu w poszczególnych krajach OECD oraz (2) wprowadzenie do modelu elementów dynamicznych postulowanych, na przykład, w ramach hipotezy racjonalnego uzależnienia (*rational addiction*).

---

<sup>16</sup> Por. analogiczne wyniki dla poziomu opodatkowania tytoniu uzyskane przez P. Lanoie, P. Leclair (1998), *op.cit.*



## Załącznik

Tabela nr 3. Wyniki estymacji parametrów modeli o szerokim zakresie zmiennych objaśniających; oznaczenia poziomu statystycznej istotności parametrów: 0.1% (\*\*\*) , 1% (\*\*), 5% (\*) oraz 10% (^). Estymator: estymator efektów stałych z Discrolla-Kraaya korektą błędów standardowych.

zmienna objaśniana: prev	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV	XV	XVI
specyfikacji:																
trend	-0.0299***	-0.0339***	-0.0232***	-0.0269***	-0.0295***	-0.0320***	-0.0255***	-0.0217***	-0.0271***	-0.0147***	-0.0193***	-0.0273***	-0.0312***	-0.0214***	-0.0246***	
ln(price) <sub>t-1</sub>	0.1100*	0.1194*	0.0945*	0.0991*	0.1166**	0.1154*	0.0995**	0.0962*	0.0696*	0.0660	0.0565*	0.0486	0.0895**	0.0862*	0.0784**	0.0731*
gdp_ppp	0.0109***	0.0179***	0.0070**	0.0137***	0.0062***	0.0123**	0.0031*	0.0093**	0.0014	0.0106***	-0.0019	0.0061**	0.0025	0.0104**	-0.0002	0.0069*
urban	-0.0154***	-0.0152***	-0.0163***	-0.0167***	-0.0095***	-0.0107***	-0.0109***	-0.0122***	-0.0138**	-0.0145**	-0.0159***	-0.0172***	-0.0100**	-0.0110**	-0.0121***	-0.0134***
age_young	-0.0105**	-0.0099**	-0.0074**	-0.0073**	0.0005	0.0012	0.0027	0.0032								
age_prime									0.0015	-0.0018	-0.0030	-0.0059	-0.0020	-0.0041	-0.0041*	-0.0059*
activity_t	-0.0113	-0.0121*	-0.0102	-0.0094					-0.0091	-0.0070	-0.0079	-0.0043				
activity_y					-0.0057***	-0.0044***	-0.0047***	-0.0035***					-0.0052**	-0.0039**	-0.0039**	-0.0026*
u_rate	-0.0050***		-0.0062***		-0.0087***		-0.0092***		-0.0086***		-0.0093***		-0.0094***		-0.0096***	
d_gdp		-0.0005		0.0000		0.0007	0.0009		0.0012	0.0012	0.0013	0.0013	0.0012	0.0012	0.0013	
picture	-0.0007	-0.0009			-0.0002	-0.0003			-0.0002	-0.0003			0.0001	0.0002		
ban			0.0577**	0.0416*			0.0552**	0.0394*			0.1157***	0.0980**			0.0756***	0.0638**

Źródło: Opracowanie własne.

**Tabela nr 4. Wyniki estymacji parametrów modeli o szerokim zakresie zmiennych objaśniających; oznaczenia poziomu statystycznej istotności parametrów: 0.1% (\*\*\*), 1% (\*\*), 5% (\*) oraz 10% (^). Estymator: estymator efektów losowych.**

zmienna objaśniana: cons_user	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV	XV	XVI
specyfikacja:																
trend	0.0135***	0.0132**	0.0039	0.0042	0.0126*	0.0028	0.0023	0.0086*	0.0098*	0.0022	0.0032	0.0102*	0.0103	0.0103	0.0023	0.0018
ln(price) <sub>t-1</sub>	-0.3458***	-0.3639***	-0.3564***	-0.3772***	-0.3394***	-0.3523***	-0.3370***	-0.3421***	-0.3391***	-0.3533***	-0.3580***	-0.3608***	-0.3486***	-0.3591***	-0.3509***	-0.3546***
gdp_ppp	-0.0109	-0.0110	-0.0046	-0.0045	-0.0097	-0.0096	-0.0052	-0.0039	-0.0103	-0.0110	-0.0056	-0.0053	-0.0088	-0.0087	-0.0051	-0.0035
urban	0.0028	0.0038	0.0033	0.0033	0.0030	0.0036	0.0045	0.0050	0.0006	0.0022	0.0022	0.0035	0.0011	0.0019	0.0033	0.0041
age_young	0.0146	0.0119	0.0080	0.0041	0.0114	0.0104	0.0070	0.0059								
age_prime									-0.0005	0.0020	0.0036	0.0054	0.0027	0.0034	0.0054	0.0059
activity_t	0.0065	0.0068	-0.0003	0.0003					0.0120	0.0105	0.0047	0.0032				
activity_y					0.0000	-0.0003	-0.0016	-0.0021					0.0009	0.0004	-0.0007	-0.0015
u_rate	0.0017		0.0029		0.0009		0.0013		0.0029		0.0029		0.0014		0.0013	
d_gdp		0.0024		0.0014		0.0016		0.0008		0.0021		0.0013		0.0013		0.0008
picture	-0.0004	-0.0002			-0.0002	-0.0001			0.0001	0.0001			0.0002	0.0002		
ban			-0.0841	-0.0742			-0.0718	-0.0642			-0.0818	-0.0696			-0.0694	-0.0651

Źródło: Opracowanie własne.

## Bibliografia

- Bobak M., Jha P., Nguyen S., Jarvis M., *Poverty and Smoking*, w: Chaloupka F.J., Jha P. (eds.), *Tobacco Control in Developing Countries*, Oxford University Press 2000.
- Chaloupka F.J., Hu T., Warner K.E., Jacobs R., Yurekli A., *The Taxation of Tobacco Products*, w: Chaloupka F.J., Jha P. (eds.) *Tobacco Control in Developing Countries*, Oxford University Press 2000.
- Chaloupka F.J., Tauras J.A., *Determinants of Smoking Cessation: An Analysis of Young Adult Men and Women*, „NBER Working Paper” 1999, vol. 7262.
- Calo W.A., Krasny S.E., *Environmental Determinants of Smoking Behaviors: The Role of Policy and Environmental Interventions in Preventing Smoking Initiation and Supporting Cessation*, „Current Cardiovascular Risk Reports” 2013, vol. 7(6), s. 446–452.
- Gruber J., Sen A., Stabile M., *Estimating Price Elasticities when there is Smuggling: The Sensitivity of Smoking to Price in Canada*, „Journal of Health Economics” 2003, no. 22, s. 821–842.
- IARC, *Effectiveness of Tax and Price Policies for Tobacco Control*, International Agency for Research on Cancer, „Handbooks of Cancer Prevention” 2011, vol. 14.
- Lanoie P, Leclair P., *Taxation or Regulation: Looking for a Good Antismoking Policy*, „Economics Letters” 1998, no. 58, s. 85–89.
- Loon van J., Tjshuis M., Surtees P., Ormel J., *Determinants of Smoking Status: Cross-sectional Data on Smoking Initiation and Cessation*, „European Journal of Public Health” 2005, vol. 15, no 3, s. 256–261.
- Osler M., Prescott E., *Psychological, Behavioural and Health Determinants of Successful Smoking Cessation: A Longitudinal Study of Danish Adults*, *Tobacco Control* 1998:7, 2016, s. 262–267.
- Sheu M., Hu T., Keeler T., Ong M., Sung H., *The Effect of a Major Cigarette Price Change on Smoking Behavior in California: A Zero-Inflated Negative Binomial Model*, „Health Economics” 2004, vol. 13(8), s. 781–791.
- U.S. National Cancer Institute, World Health Organization, *The Economics of Tobacco and Tobacco Control*, National Cancer Institute Tobacco Control Monograph 21, 2016.

\* \* \*

## **Influence of price and nonprice factors on tobacco consumption – panel data analysis**

### **Summary**

The role of price and nonprice factors in determining tobacco consumption at the aggregate level has been analysed in panel data modelling framework. The estimation results revealed that some socio-economic nonprice factors, as well as unobserved factors, have been significant determinants of the prevalence of tobacco use among 24 OECD countries covered by the sample. However, the nonprice factors have not been important determinants of average tobacco consumption per user. Interaction term analysis indicates that the influence of unobserved factors on tobacco prevalence can be strengthened by population age structure and level of economic activity. The real price of tobacco products has been an important determinant of the average tobacco consumption per user but has not influenced the prevalence of tobacco use in a significant manner.

**Keywords:** tobacco consumption, nonprice factors, panel data modelling, interaction terms

Zgodnie z oświadczeniem Autorów, ich udział w przygotowaniu artykułu wyniósł: Andrzej Torój – 50%, Piotr Pękała – 50%.

