

Michał Karwowski
Szkoła Główna Handlowa

Mikołaj Lech
Szkoła Główna Handlowa

POSTAWY WOBEC ZAKAZU PALENIA TYTONIU W MIEJSCACH PUBLICZNYCH. PODEJŚCIE STRUKTURALNE

Attitudes towards burning of tobacco smoking in public places. Structural approach

Streszczenie

W artykule zastosowano metodę modelowania równań strukturalnych (SEM) do zbadania czynników wpływających na postawę wobec zakazu palenia w Polsce na podstawie wyników badania Global Adult Tobacco Survey (GATS) z 2011 r. Otrzymano dobrze dopasowany do danych empirycznych model, w którym uwzględniono sześć zmiennych ukrytych: poparcie dla zakazu palenia w miejscach publicznych, świadomość skutków zdrowotnych biernego palenia, samopoczucie zdrowotne, kontakt z przekazem o negatywnych skutkach palenia, kontakt z reklamami papierosów oraz zamożność. Wartości współczynników alfa Cronbacha potwierdziły spójność wewnętrzną analizowanych konstruktów. Bezpośredni wpływ na popieranie zakazu palenia wywierała jedynie świadomość skutków biernego palenia – jej wzrost o odchylenie standardowe powodował wzrost poparcia dla zakazu palenia w miejscach publicznych przeciętnie o 0,539 odchylenia standardowego, *ceteris paribus*. Pozostałe zmienne wywierały jedynie pośredni wpływ na popieranie zakazu. Kontakt z przekazem dotyczącym negatywnych skutków palenia miał znaczący dodatni wpływ, który był jednak słabszy niż w przypadku świadomości biernego palenia. W tym samym kierunku oddziaływał również wzrost zamożności, lecz jego efekt był bardzo mały. Wzrost samopoczucia zdrowotnego powodował natomiast niewielki spadek poparcia dla zakazu palenia.

Słowa kluczowe: zakaz palenia, poparcie, model równań strukturalnych, SEM

Abstract

The aim of the research presented in this article is to examine the factors affecting support for the ban of tobacco smoking in public places in Poland by means of structural equation modelling. The article was written on the basis of the results of the Global Adult Tobacco Survey (GATS) conducted in 2011. The proposed model fitted the data well and comprised 6 latent variables: support for ban of tobacco smoking in public places, the awareness of the harm of passive smoking, contact with information on the negative impact of smoking on health, physical well-being, contact with cigarette advertisements and wealth. The values of Cronbach's alpha confirmed the internal consistency of these constructs. The awareness of the harm of passive smoking was the only factor which had a direct impact on the support for the smoking ban – its rise by one standard deviation lead to an average increase by 0,539 of standard deviation in support, *ceteris paribus*. The other variables had just an indirect effect on the approval of the ban. The contact with information on the negative impact of smoking on health exerted a substantial positive impact, though it was weaker than in case of awareness of passive smoking. The growth of wealth also positively influenced the support for restrictions, but the effect was really small. The improvement of physical well-being was the only factor, which caused a slight decline in the approval of the smoking ban.

Keywords: smoking ban, support, structural equation modelling, SEM

Wprowadzenie

Bierne palenie, czyli wdychanie dymu z produktów tytoniowych palonych przez inne osoby, może mieć poważne konsekwencje dla zdrowia. Według licznych badań prowadzi ono do wielu poważnych chorób, które mogą skończyć się śmiercią (WHO 2009). Należą do nich między innymi: rak płuc, przewlekłe choroby układu oddechowego i choroba wieńcowa serca (IARC 2004). W związku z tym w wielu krajach wprowadzono regulacje zakazujące palenia w różnego typu miejscach publicznych (Perkins, Neumayer 2014). Polskie prawo zakazuje palenia wyrobów tytoniowych oraz papierosów elektronicznych między innymi: w zakładach pracy, w placówkach ochrony zdrowia, w placówkach edukacyjnych, w lokalach gastronomiczno-rozrywkowych, w obiektach kulturalnych i sportowych oraz na przystankach komunikacji publicznej (zgodnie z Ustawą z dnia 9 listopada 1995 r. o ochronie zdrowia przed następstwami używania tytoniu i wyrobów tytoniowych). Same tego typu zapisy w prawie mogą być jednak niewystarczające – konieczne jest także ich przestrzeganie (Perkins, Neumayer 2014), o które trudno bez społecznego poparcia dla zakazu palenia w miejscach publicznych. Celem badania, którego wyniki są zaprezentowane w niniejszym artykule, jest identyfikacja czynników wpływających na to poparcie w polskim społeczeństwie. Jako że zarówno samo poparcie, jak i czynniki na nie wpływające trudno jest mierzyć za pomocą pojedynczych zmiennych obserwowalnych, zastosowany w tym celu został model równań strukturalnych (SEM). Umożliwia on połączenie zależnościami zmiennych ukrytych, reprezentujących konstrukty teoretyczne bazujące na wartościach kilku zmiennych obserwowalnych.

Przegląd badań

Postawy wobec zakazu palenia tytoniu były analizowane przez licznych autorów. Abraham Brown i współpracownicy (2012) badali poparcie dla zakazu reklamowania i eksponowania wyrobów tytoniowych w punktach sprzedaży w Kanadzie. Respondenci we wszystkich prowincjach generalnie akceptowali wprowadzenie ograniczeń. Prawdopodobieństwo popierania zakazu było jednak istotnie niższe dla osób, które miały kontakt z reklamami tytoniu w sklepach. Szansa aprobaty dla restrykcji była z kolei większa u osób, które wyraziły intencję rzucenia nałogu. Pedro Marques-Vidal i współpracownicy (2010) analizowali poparcie dla zakazu palenia wśród blisko 5 tys. mieszkańców Lozanny. Regulacje spotkały się tam z bardzo dużą akceptacją. Prawdopodobieństwo popierania zakazu palenia było wyższe u osób, które nigdy nie paliły, abstynentów, kobiet, osób aktywnych fizycznie oraz, co ciekawe, także u osób z niższym poziomem wykształcenia. Osoby palące popierały również zwroty pieniędzy za terapie środkami zastępującymi nikotynę dla osób rzucających palenie. Poparcie dla zakazu palenia badano także na Węgrzech. Edit Paulik i współpracownicy (2002) wykazali, że w tym kraju osoby z wyższym wykształceniem aprobowwały zakaz palenia częściej niż osoby charakteryzujące się niskim poziomem edukacji. Wsparcie dla regulacji było również większe wśród kobiet niż wśród mężczyzn. Brakuje jednak artykułów dogłębnie analizujących poparcie dla zakazu palenia i jego determinanty w Polsce. Większa część autorów skupia się bowiem na postawach dotyczących palenia tytoniu, a nie konkretnie na nastawieniu do zakazów. Wojciech Drygas i współpracownicy (2008) analizowali, jakie czynniki warunkują palenie tytoniu w województwie łódzkim, z wykorzystaniem regresji logistycznej. Stwierdzili, że prawdopodobieństwo palenia tytoniu w gminach małych i średnich, które liczą mniej niż 40 tys. mieszkańców, jest większe niż w gminach większych. Ryzyko palenia było istotnie większe u mężczyzn z wykształceniem podstawowym/zawodowym niż z wyższym oraz u kobiet rozwiedzionych/wdów w porównaniu z kobietami zamężnymi. Ryzyko palenia malało z wiekiem – było niższe u osób powyżej 64. roku życia.

W dzisiejszych czasach szczególną uwagę poświęca się zwłaszcza oddziaływaniu reklam internetowych. Samir Soneji i współpracownicy (2017) badali wpływ kontaktu z internetowym marketingiem tytoniu na późniejsze zachowania związane z jego użyciem. Na podstawie analizy danych panelowych z wykorzystaniem regresji logistycznej stwierdzili, że zaangażowanie w marketing online stanowi istotny czynnik ryzyka. Podnosi ono prawdopodobieństwa rozpoczęcia palenia tytoniu u osób dorastających, zwiększenia częstości użycia oraz zmniejsza szansę rzucenia nałogu. Badacze przytaczają opinie innych autorów (np. Johna R. Hippa i Cynthii M. Lakon [2014]), którzy twierdzą, że marketing zmienia postrzeganie ryzyka i norm dotyczących palenia tytoniu, wywołuje ciekawość oraz pozytywne skojarzenia związane z paleniem. Na podstawie

przeglądu badań dotyczących wpływu marketingu cyfrowego na spożycie używek przez ludzi młodych Limin Buchanan i współpracownicy (2018) stwierdzili, że ma on istotny wpływ na ich postawy – polepsza nastawienie do produktu i wywołuje chęć spróbowania. Autorzy przytaczają np. badanie Benjamina Reinholda i współpracowników (2017), w którym stwierdzono, że kontakt z treściami marketingowymi dotyczącymi e-papierosów zmniejsza ich postrzeganą szkodliwość oraz zwiększa akceptację użycia. W związku z tym w naszym artykule uwzględniamy czynnik dotyczący kontaktu z reklamami w celu zbadania jego wpływu nie tyle na same postawy wobec palenia, ile na poparcie wobec zakazu palenia w miejscach publicznych.

Warto również przytoczyć wyniki kilku badań dotyczących palenia tytoniu, w których autorzy posłużyli się metodą modelowania równań strukturalnych (SEM). Junko Saito i współpracownicy (2018) używali metody SEM do badania zależności pomiędzy poziomem edukacji a nastawieniem do palenia w pomieszczeniu wśród palących rodziców w Japonii. Pozwoliło im to uwzględnić w modelu niebezpośrednie zależności pomiędzy powyższymi zmiennymi zachodzące poprzez postrzeganie spisanych i subiektywnych norm dotyczących palenia, a także używanie wyrobów tytoniowych (konstrukty te odgrywały rolę mediatorów). Sydney A. Martinez i współpracownicy (2018) badali związki zachodzące pomiędzy statusem socjoekonomicznym (mierzonym za pomocą czterech zmiennych: stosunku dochodu rodziny do granicy ubóstwa, dochodu osobistego, statusu zatrudnienia i poziomu edukacji) a paleniem tytoniu. Zależności nie były bezpośrednie – uwidaczniały się poprzez zmienne pośredniczące, takie jak poczucie integracji społecznej, zaburzenia snu, napięcie psychiczne czy odczuwane obciążenie finansowe. Autorzy stwierdzili, że prawdopodobieństwo bycia palaczem maleje o 26% odchylenia standardowego wraz ze wzrostem statusu socjoekonomicznego o odchylenie standardowe. Przy wykorzystaniu metody SEM Michael S. Businelle i współpracownicy (2010) wykazali również istotny bezpośredni i pośredni (poprzez np. negatywne oddziaływanie otoczenia) wpływ statusu socjoekonomicznego na rzucanie palenia. Abraham Brown, Crawford Moodie i Gerard Hastings (2009) wykorzystali metodę SEM do zbadania wyników ankiety dotyczącej palenia tytoniu w Wielkiej Brytanii i Szkocji z dwóch kolejnych lat (2006 i 2007). W analizie wykazano, że poparcie dla zakazu palenia istotnie zmniejszało akceptację palenia, jednak efekt ten był silniejszy w Szkocji, gdzie zakaz palenia faktycznie wprowadzono. W odróżnieniu od pozostałej części Wielkiej Brytanii w kraju tym poparcie dla zakazu palenia w roku bazowym było związane z większą intencją rzucenia palenia w następnym roku. W obu przypadkach pozytywny wpływ na zamiar rzucenia palenia w 2007 r. miało negatywne nastawienie do palenia w tym samym roku. Mimo licznych prac wykorzystujących metodę SEM do badania postaw wobec palenia, według naszej wiedzy niewiele jest modeli tego typu dotyczących poparcia dla zakazu palenia. Stąd też model przedstawiony w dalszej części niniejszego artykułu można uznać za wartościowy.

Dane

Do budowy modelu wykorzystano opublikowane w 2011 r. dane z polskiej edycji Global Adult Tobacco Survey (GATS). Jest to badanie mające na celu obserwację postaw wobec użytkowania tytoniu wśród dorosłych. Zbierane są dane o charakterystykach demograficznych, paleniu tytoniu i rzucaniu palenia, biernym paleniu, sytuacji ekonomicznej, kontakcie z mediami oraz odbiorze i postawach wobec palenia i zakazu palenia. Taki zestaw zmiennych pozwala na analizę współzależności między zróżnicowanymi czynnikami, co jest pożądane dla celów prezentowanego w niniejszym artykule badania. Analizowane wyniki pochodzą z badania zrealizowanego w latach 2009-2010. Używając trzystopniowego losowania warstwowego, wylosowano 14 tys. gospodarstw, z których ostatecznie, przy użyciu badania kwestionariuszowego, uzyskano dane od 7840 mieszkających w Polsce osób w wieku 15 lat i więcej (GATS 2011). Poprawność metodyczna została zagwarantowana przez nadzór ekspertów (GATS 2011).

Metoda analizy

Analiza danych, zarówno ich przygotowanie, jak i budowa modelu, została przeprowadzona przy użyciu ogólnodostępnego języka programowania R oraz stworzonych dla niego pakietów, przede wszystkim pakietu lavaan, zawierającego funkcje służące do estymacji modeli typu SEM. Ze względu na to, że wykorzystane

zmienne mierzone są na skali porządkowej, zastosowano diagonalnie ważoną metodę najmniejszych kwadratów (*diagonally weighted least squares*; DWLS). Bazuje ona na macierzy korelacji polichorycznych i w przypadku zmiennych porządkowych umożliwia uzyskanie bardziej dokładnych oszacowań parametrów (Mindrila 2010). Procedury zastosowane w pakiecie lavaan wyłączają z analizy obserwacje zawierające braki danych w wykorzystywanych zmiennych, za które zostały uznane także odpowiedzi typu „nie wiem”. W związku z tym ostateczna liczba obserwacji uwzględnionych przy analizie wyniosła 3083, a więc ok. 39% pierwotnej ich liczby. Budowa modelu miała charakter dwuetapowy: najpierw na bazie listy zmiennych zawartych w modelu GATS wytypowano te, które potencjalnie mierzą poparcie dla zakazu palenia w miejscach publicznych, oraz czynniki na to poparcie wpływające. Dla każdej potencjalnej zmiennej nieobserwowalnej w celu sprawdzenia spójności związanych z nią zmiennych obserwowalnych obliczono współczynnik alfa Cronbacha oraz wyestymowano model confirmacyjnej analizy czynnikowej (CFA). Dzięki współczynnikom modyfikacji pozwoliło to także na wychwycenie par zmiennych obserwowalnych w ramach danego czynnika, których błędowi pomiaru należy umożliwić kowariancję. Następnie zmienne ukryte, które pozytywnie przeszły pierwszy etap, zostały wykorzystane do budowy modelu równań strukturalnych wyjaśniającego poparcie dla zakazu palenia w miejscach publicznych. Celem było uzyskanie modelu stosunkowo prostego i rekurencyjnego, który jednocześnie charakteryzuje się bardzo dobrym dopasowaniem do danych. Sformułowano wyjściowy model, który następnie, na podstawie współczynników modyfikacji, statystycznej istotności parametrów oraz teorii, przekształcono do ostatecznego kształtu.

Zmienne ukryte

Pierwszy etap budowy modelu pozytywnie przeszło sześć potencjalnych zmiennych ukrytych. Za akceptowalne wartości współczynnika alfa Cronbacha przyjęto te powyżej 0,6. Jednak w przypadku gdy wartości te były nieco poniżej określonego progu, a confirmacyjna analiza czynnikowa dla danego czynnika charakteryzowała się wysoką jakością dopasowania do danych, daną zmienną ukrytą uznawano za akceptowalną.

Poparcie dla zakazu palenia w miejscach publicznych (przyjęty skrót: pzak). Jest to najważniejsza zmienna w analizie, wyjaśnienie czynników na nią wpływających jest celem budowy modelu. Jako wskaźników dla tej zmiennej użyto odpowiedzi na osiem pytań z GATS: od EE6a do EE6h. Respondentów pytano o to, czy są za wprowadzeniem całkowitego zakazu palenia (tak/nie) w następujących miejscach: w miejscu pracy (EE6a), w urzędach państwowych (EE6b), w placówkach opieki zdrowotnej (EE6c), w szkołach i innych placówkach edukacyjnych (EE6d), w placówkach związanych z kulturą (EE6e), w placówkach sportowych (EE6f), w restauracjach (EE6g), w barach i klubach (EE6h). W analizie odpowiedzi „nie” przypisano wartość 1, odpowiedzi „tak” przypisano wartość 2, dzięki czemu kolejność skali jest zgodna z nazwą nadaną zmiennej ukrytej. Współczynnik alfa Cronbacha dla powyższych zmiennych dla badanej próby wyniósł 0,86. Na podstawie współczynników modyfikacji modelu CFA dla pojedynczej zmiennej ukrytej dodano możliwość kowariancji pomiędzy błędami pomiaru dla EE6g i EE6h. Powiązanie tych pytań może być spowodowane tym, że są to miejsca spotkań ze znajomymi oraz miejsca, w których się je lub pije. Po dodaniu dodatkowego powiązania CFI wyniósł 0,998, a TLI równał się 0,997.

Świadomość skutków zdrowotnych biernego palenia (sbier). Czynnikiem ten oparto na odpowiedziach do pytań E18a-E18d (cztery zmienne obserwowalne). Pytano w nich o to, czy zdaniem respondenta wdychanie dymu tytoniowego przez osoby niepalące powoduje: choroby serca u dorosłych (E18a), choroby płuc u dzieci (E18b), raka płuc u dorosłych (E18c), opóźnienie w rozwoju dziecka (E18d). Na pytania te odpowiadali tylko ci ankietowani, którzy w pytaniu E17 dotyczącym tego, czy respondent uważa, że wdychanie dymu tytoniowego powoduje poważne choroby u niepalących, wybrali odpowiedź „tak”. W związku z tym w ramach analizy osobom, które w E17 odpowiedziały „nie” lub „nie wiem”, przypisano tę odpowiedź także w pytaniach E18a-E18d. W przeciwieństwie do pozostałych wykorzystanych w modelu pytań odpowiedzi „nie wiem” nie traktowano jako braku danych, ale jako odpowiedź pośrednią (z wartością 2) między „nie” (przypisano wartość 1) a „tak” (wartość 3). Współczynnik alfa Cronbacha wyniósł 0,93, a w modelu CFA CFI = 1 oraz TLI = 1. Współczynniki modyfikacji nie zasugerowały żadnych dodatkowych połączeń.

Samopoczucie zdrowotne (samop). Jako wskaźniki przyjęto odpowiedzi na pytania HP1a-HP1d (cztery zmienne obserwowalne). Pytano w nich respondentów o to, jak oceniają oni na skali: zdecydowanie fałszywe, raczej fałszywe, raczej prawdziwe i zdecydowanie prawdziwe, następujące stwierdzenia: jestem chory częściej niż inni (HP1a), nie znam nikogo zdrowszego ode mnie (HP1b), spodziewam się pogorszenia mojego stanu zdrowia w ciągu następnych 12 miesięcy (HP1c), moje zdrowie jest w doskonałym stanie (HP1d). W przypadku pytań HP1a i HP1c przyjęto skalę od zdecydowanie prawdziwe = 1 do zdecydowanie fałszywe = 4, a w przypadku HP1b i HP1d skalę odwrotną. Współczynnik alfa Cronbacha wyniósł 0,66. Współczynniki modyfikacji zdecydowały o umożliwieniu kowariancji między błędami pomiaru HP1b i HP1d, czyli pytaniami, które miały wydzźwięk pozytywny, i ostatecznie otrzymano model o CFI = 0,998 i TLI = 0,988.

Kontakt z przekazem o negatywnych skutkach palenia (negprzek). Z tym czynnikiem powiązano odpowiedzi na pytania G01a-G01f (sześć zmiennych obserwowalnych). Respondenci odpowiadali w nich (tak/nie), czy w ciągu ostatnich 30 dni zauważyli informacje o niebezpieczeństwach związanych z paleniem albo zachęcające do rzucenia palenia: w gazetach/magazynach (G01a), w telewizji (G01b), w radiu (G01c), na billboardach (G01d), w Internecie (G01e), w materiałach edukacyjnych/o zdrowiu (G01f). W analizie przyjęto skalę: tak = 2, nie = 1. Współczynnik alfa Cronbacha wyniósł 0,76. W modelu CFA CFI = 0,989, a TLI = 0,982. Współczynniki modyfikacji nie wskazały na żadne powiązania, które dałyby się sensownie wytłumaczyć.

Kontakt z reklamami papierosów (rekl). Jako wskaźniki przyjęto odpowiedzi na pytania G04a, G04b, G04f, G04k (cztery zmienne obserwowalne). Odpowiadano w nich (tak/nie) na pytanie o to, czy w ciągu ostatnich 30 dni zauważono reklamy albo znaki reklamujące papierosy: w sklepach, gdzie sprzedaje się papierosy (G04a), w zagranicznych stacjach telewizyjnych (G04b), w zagranicznych gazetach/magazynach (G04f), w Internecie (G04h). Przyjęto skalę: tak = 2, nie = 1. Współczynnik alfa Cronbacha wyniósł 0,59. W modelu CFA CFI = 0,999 i TLI = 0,998. Współczynniki modyfikacji nie wskazały na żadne dodatkowe połączenie, które należałoby dołączyć do modelu.

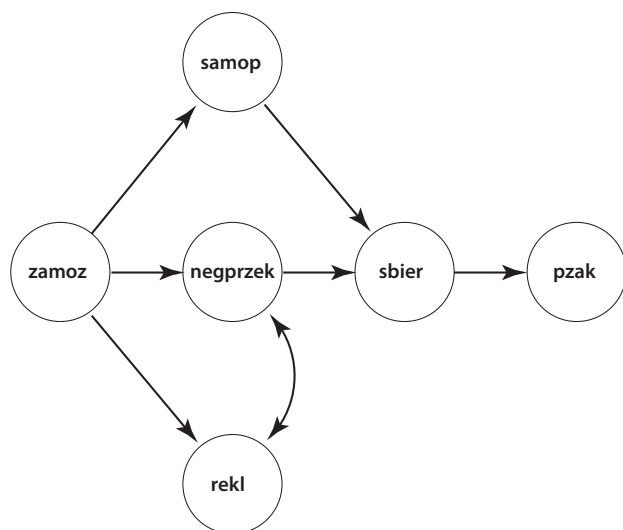
Zamożność (zamoż). Konstruktor ten został oparty o stan posiadania gospodarstwa domowego respondenta. Informacje o tym można znaleźć w odpowiedziach na pytania A06b-A06p (15 zmiennych obserwowalnych). Zawierają one dane o tym, czy gospodarstwo domowe ankietowanego posiada (tak/nie): toaletę ze spłuczką (A06b), telefon stacjonarny (A06c), telefon komórkowy (A06d), telewizję (A06e), radio (A06f), lodówkę (A06g), samochód (A06h), skuter/motorower/motocykl (A06i), pralkę (A06j), komputer (A06k), Internet (A06l), telewizję kablową lub satelitarną (A06m), zmywarkę (A06n), zestaw kina domowego (A06o), kamerę wideo (A06p). Przyjęto skalę: tak = 2, nie = 1. Otrzymano współczynnik alfa Cronbacha równy 0,71. Współczynniki modyfikacji wskazały na sensowność umożliwienia kowariancji między błędami pomiaru A06c i A06d, czyli między telefonem stacjonarnym a komórkowym, oraz A06k i A06l, czyli komputerem i Internetem. Pozostałe potencjalne połączenia o względnie wysokim współczynniku modyfikacji nie miały podstaw teoretycznych. Ostatecznie uzyskano model CFA o CFI = 0,998 oraz TLI = 0,998.

Model równań strukturalnych

Zdefiniowane powyżej czynniki połączono zależnościami w celu stworzenia modelu objaśniającego poparcie dla zakazu palenia w miejscach publicznych. Po rozważeniu kilku modeli, sprawdzeniu współczynników modyfikacji oraz istotności oszacowań parametrów ostatecznie zdecydowano się na następujący model, który został zaprezentowany na rysunku 1 (dla większej czytelności przedstawiona jest tylko część strukturalna).

Jedynym czynnikiem bezpośrednio wpływającym na poparcie zakazu jest świadomość skutków zdrowotnych biernego palenia. Taka zależność jest naturalna – osoby, które wiedzą o skutkach biernego palenia, powinny chętniej popierać zakaz ze względu na zdrowie swoje i innych. Na świadomość w modelu wpływa samopoczucie zdrowotne (im gorzej czuje się osoba, tym chętniej powinna szukać informacji o tym, co na jej zdrowie wpływa, a to zwiększa świadomość) oraz kontakt z przekazem o negatywnych skutkach palenia (częstszy kontakt z tym przekazem powinien zwiększać świadomość). W modelu przyjęto, że zamożność wpływa na samopoczucie zdrowotne (zamożne osoby stać na lepszą opiekę zdrowotną oraz ogólnie mają lepsze samopoczucie) oraz na kontakt z negatywnym przekazem i reklamami papierosów

Rysunek 1. Część strukturalna zastosowanego modelu



Legenda:

negprzek – kontakt z przekazem o negatywnych skutkach palenia

pzak – poparcie dla zakazu palenia w miejscach publicznych

rekl – kontakt z reklamami papierosów

samop – samopoczucie zdrowotne

sbier – świadomość skutków zdrowotnych biernego palenia

zamosz – zamożność

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GATS.

(dostęp do większej liczby mediów). Te dwa czynniki dodatkowo połączono kowariancją – odzwierciedla ona inne niż zamożność połączenie, jak np. indywidualne cechy warunkujące częstotliwość korzystania z dostępnych mediów.

Poza połączeniami między zmiennymi ukrytymi dodano także kowariancje między błędami pomiaru niektórych zmiennych obserwowalnych z różnych czynników. Były to: G01e i G04h z A06l (połączenie korzystania ze źródeł internetowych z posiadaniem Internetu), G01e z G04h (połączenie kontaktu z negatywnym przekazem w Internecie i z reklamami tamże) oraz A06e z G01b (połączenie posiadania telewizji z negatywnym przekazem z niej).

Do modelu wykorzystano 41 zmiennych obserwowalnych, a więc liczba unikatowych wartości w macierzy wariancji i kowariancji wyniosła 861. Zmienne nieobserwowalne skalowano poprzez ustalenie ładunku równego 1 dla pierwszego z jej wskaźników. Liczba szacowanych parametrów wyniosła 97, a więc liczba stopni swobody = 764. Każdy z czynników jest powiązany z co najmniej czterema zmiennymi obserwowalnymi, a model w części strukturalnej ma charakter rekurencyjny. Zaproponowany model SEM jest więc identyfikowalny.

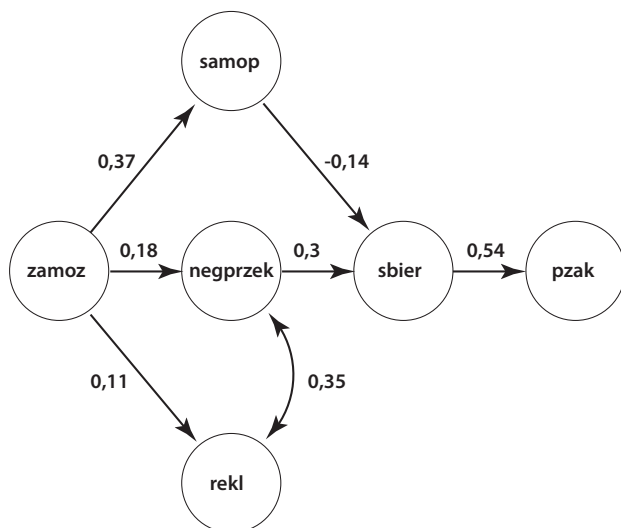
Tabela 1. Wybrane miary dopasowania zastosowanego modelu

Statystyka chi-kwadrat	3133,714
Stopnie swobody	764
Wartość p dla testu chi-kwadrat	< 0,001
CFI	0,995
TLI	0,995
RMSEA	0,032
90% przedział ufności dla RMSEA	0,031-0,033
SRMR	0,086

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GATS.

W modelowaniu równań strukturalnych stosuje się liczne wskaźniki opisujące jakość dopasowania modelu. W tabeli 1 powyżej przedstawiono wartości mierników rekomendowanych do prezentacji przez Kline'a (2005). Statystyka chi-kwadrat modelu wyniosła 3133,714. Przy liczbie stopni swobody wynoszącej 764 daje ona

Rysunek 2. Część strukturalna zastosowanego modelu z wystandaryzowanymi oszacowaniami parametrów



Legenda: jak przy rysunku 1.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GATS.

podstawę do odrzucenia hipotezy zerowej testu chi-kwadrat mówiącej, że model jest poprawny – czyli doskonale dopasowany do danych. Nie powinno to jednak prowadzić do uznania modelu za nieprawidłowy ze względu na dużą wrażliwość testu chi-kwadrat na wielkość próby – nawet niewielkie odchylenia mogą prowadzić do odrzucenia hipotezy zerowej przy dużych próbach (Kline 2005). Wartość RMSEA (pierwiastka średniokwadratowego błędu estymacji) wyniosła 0,032, a 90% przedział ufności był równy 0,031-0,032. Górna granica 90% przedziału ufności była niższa niż 0,05, nie było więc podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o dobrym dopasowaniu modelu do danych (Kline 2005). Wartości indeksów CFI i TLI były równe 0,995, co przekracza minimalną zalecaną wartość wynoszącą 0,90 (Kline 2005). Wartość SRMR, będącej miarą średniej absolutnych reszt korelacji (różnic pomiędzy korelacją obserwowaną a implikowaną przez model), wyniosła 0,086 – była mniejsza niż 0,10, przyjmowane zazwyczaj jako górna akceptowana granica (Kline 2005). Podsumowując, wyniki wskazują, że model jest dobrze dopasowany do danych i można go zaakceptować.

Tabela 2. Oszacowania parametrów zastosowanego modelu wraz z błędami standardowymi

Wyszczególnienie	Oszacowanie	Błąd std.	Wartość z	P(> z)	Oszacowanie wystandaryzowane
pzak ~ sbier	0,527	0,021	25,202	0,000	0,539
samop ~ zamos	0,455	0,049	9,225	0,000	0,369
sbier ~ negprzek	0,355	0,032	11,2	0,000	0,302
sbier ~ samop	-0,183	0,04	-4,546	0,000	-0,143
negprzek ~ zamos	0,246	0,037	6,574	0,000	0,184
rekl ~ zamos	0,122	0,039	3,169	0,002	0,109
negprzek ~ rekl	0,187	0,022	8,402	0,000	0,353

Legenda: jak przy rysunku 1.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GATS.

Na rysunku 2 oraz w tabeli 2 przedstawiono oszacowania parametrów. Wszystkie parametry uwzględnione w strukturalnej części modelu okazały się statystycznie istotne na poziomie 0,01. Wzrost zamożności o jedno odchylenie standardowe powoduje wzrost samopoczucia średnio o 0,37 odchylenia standardowego, wzrost kontaktu z przekazem dotyczącym negatywnych skutków palenia o przeciętnie 0,18 odchylenia standardowego i wzrost kontaktu z reklamami tytoniu o średnio 0,11 odchylenia standardowego, *ceteris paribus*. Zależności te są zgodne z intuicją – osoby bogatsze mogą lepiej troszczyć się o własne zdrowie, mają również lepszy dostęp do mediów i więcej czasu na korzystanie z nich. Wzrost kontaktu z przekazem o negatywnych skutkach palenia o odchylenie standardowe zgodnie z oczekiwaniami powoduje wzrost świadomości skutków biernego palenia przeciętnie o 0,3 odchylenia standardowego, *ceteris paribus*. Interesujący jest negatywny wpływ lepszego samopoczucia na świadomość dotyczącą skutków biernego palenia – wzrost samopoczucia o odchylenie standardowe powoduje spadek świadomości skutków biernego palenia średnio o 0,14 odchylenia standardowego, *ceteris paribus*. Może być to spowodowane tym, że osoby, które dobrze się czują, poszukują mniej aktywnie informacji dotyczących zdrowia i w szczególności biernego palenia. Wzrost świadomości dotyczącej skutków palenia o odchylenie standardowe zwiększa poparcie dla zakazu palenia przeciętnie o 0,54 odchylenia standardowego. Jest to znaczny wpływ zgodny z intuicją. Kowariancja pomiędzy kontaktem z reklamami i negatywnym przekazem dotyczącym skutków palenia również okazała się statystycznie istotna.

Tabela 3. Efekty pośrednie: wpływ zmiennej wierszowej na kolumnową

Zmienne	zamoż	samop	negprzek	rekl	sbier	pzak
zamoż	0	0	0	0	0,002801	0,002
samop	0	0	0	0	0	-0,077
negprzek	0	0	0	0	0	0,163
rekl	0	0	0	0	0	0
sbier	0	0	0	0	0	0
pzak	0	0	0	0	0	0

Legenda: jak przy rysunku 1.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GATS.

Tabela 4. Efekty całkowite: wpływ zmiennej wierszowej na kolumnową

Zmienne	zamoż	samop	negprzek	rekl	sbier	pzak
zamoż	1	0,369	0,184	0,109	0,002801	0,002
samop	0	1	0	0	-0,143	-0,077
negprzek	0	0	1	0	0,302	0,163
rekl	0	0	0	1	0	0
sbier	0	0	0	0	1	0,539
pzak	0	0	0	0	0	1

Legenda: jak przy rysunku 1.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GATS.

W modelu równań strukturalnych nie wszystkie zależności muszą być bezpośrednie, część może zachodzić poprzez inne zmienne – ma wtedy miejsce mediacja. W tabeli 3 przedstawiono efekty pośrednie (wystandaryzowane), wywierane przez zmienne wierszowe na kolumnowe. Zamożność wywiera bardzo niewielki pośredni wpływ (poprzez samopoczucie i kontakt z negatywnym przekazem) na świadomość dotyczącą skutków biernego palenia i popieranie zakazu palenia. Wzrost samopoczucia o jedno odchylenie standardowe skutkuje spadkiem poparcia dla zakazu palenia średnio o 0,07 odchylenia standardowego, *ceteris paribus*

(mediacja zachodzi poprzez świadomość skutków biernego palenia). Pośredni wpływ kontaktu z przekazem dotyczącym skutków palenia na poparcie dla zakazu palenia jest już bardziej znaczący – jego wzrost o 1 odchylenie standardowe zwiększa poparcie średnio o 0,163 odchylenia standardowego, *ceteris paribus*.

W tabeli 4 przedstawiono efekty całkowite. Największy całkowity wpływ na poparcie zakazu palenia wywiera świadomość dotycząca skutków biernego palenia, która oddziałuje wyłącznie bezpośrednio. Oddziaływanie pozostałych zmiennych jest znacznie słabsze.

Wnioski

Zaproponowany model charakteryzuje się bardzo dobrym dopasowaniem do danych oraz brakiem nieistotnych statystycznie parametrów. Jedynym czynnikiem w ostatecznym modelu bezpośrednio wpływającym na główną zmienną objaśnianą, czyli poparcie dla zakazu palenia w miejscach publicznych, jest świadomość skutków biernego palenia. Wpływ ten jest silniejszy niż w przypadku jakiegokolwiek innej analizowanej ścieżki. Oznacza to, że uzyskanie poparcia dla zakazu palenia, a tym samym uzyskanie określonego przestrzegania tego zakazu, możliwe jest poprzez zwiększanie społecznej świadomości zagrożeń związanych z wdychaniem dymu tytoniowego z produktów używanych przez inne osoby.

Dobrym sposobem na zwiększenie tej świadomości mogłoby być zastosowanie przekazu dotyczącego negatywnych skutków palenia. Model wskazuje na istotny pozytywny wpływ tej zmiennej na świadomość skutków biernego palenia, ponadto oszacowanie wpływu pośredniego tej zmiennej na poparcie dla zakazu palenia jest dość wysokie. Warto zwrócić uwagę na negatywny istotny wpływ samopoczucia zdrowotnego na świadomość biernego palenia oraz negatywny, choć niewielki, wpływ tej zmiennej na poparcie dla zakazu palenia. Oznacza to, że poprawa jakości służby zdrowia, a tym samym poprawa samopoczucia zdrowotnego społeczeństwa mogłaby paradoksalnie przyczynić się do mniejszego poparcia dla zakazu. Można jednak oczekiwać, że poprawa jakości opieki medycznej zwiększy też kontakt z negatywnym przekazem dotyczącym palenia, którego pozytywny wpływ na poparcie jest większy niż negatywny wpływ samopoczucia zdrowotnego. Tym samym ostatecznie należałoby spodziewać się zwiększenia poparcia dla zakazu palenia w miejscach publicznych w wyniku poprawy jakości służby zdrowia.

Wpływ zamożności na poparcie dla zakazu palenia okazał się znikomy. Efekty związane z większym kontaktem z negatywnym przekazem u osób zamożniejszych oraz z lepszym ich samopoczuciem zdrowotnym właściwie się zneutralizowały. Oznacza to, że świadomość skutków biernego palenia i tym samym poparcie dla zakazu palenia niekoniecznie będą samoczynnie rosły wraz ze wzrostem gospodarczym i wzrostem dobrobytu ludności.

Tak jak inne badania, także i to przedstawione w niniejszym artykule ma pewne ograniczenia. Po pierwsze, zestaw pytań w GATS oraz zastosowany model, który wymaga kilku pytań przypadających na jeden czynnik, ograniczają możliwości związane z doбором czynników do modelu. Po drugie, liczne braki odpowiedzi na pytania oraz odpowiedzi „nie wiem” ograniczyły wielkość próby, co może w pewnym stopniu wpływać na jej reprezentatywność dla ogółu Polaków. Po trzecie, wykorzystane dane są danymi przekrojowymi, co uniemożliwia wykorzystanie zmiennych opóźnionych do wyjaśniania zmiennych bieżących oraz uniemożliwia analizę zmian trendów związanych z poparciem dla zakazu palenia w czasie. Ponadto należy pamiętać, że mogą istnieć modele, nawet oparte na tych samych danych i tych samych zmiennych, które będą tak samo dobrze lub nawet lepiej dopasowane do danych niż zaprezentowany model.

Pomimo tych ograniczeń zaprezentowane badanie ma swoje mocne strony. Jest to jedno z niewielu badań dotyczących Polski, w którym uwaga skupia się nie na postawach wobec samego palenia, ale na postawach wobec zakazu palenia w miejscach publicznych. Jak już wspomniano, jest to bardzo ważny czynnik ze względu na to, że to poparcie leży u podstaw przestrzegania tego zakazu. Ponadto zastosowanie modelu równań strukturalnych pozwala na uchwycenie współzależności między konstruktami teoretycznymi, których zmierzenie pojedynczymi pytaniami ankietowymi mogłoby być mało dokładne. W zakresie modelowania poparcia dla zakazu palenia jest to, według wiedzy autorów, rzadko wykorzystywane, ale warte rozważenia podejście.

Podziękowania

Chcielibyśmy podziękować panu Krzysztofowi Czadernemu za propozycję napisania artykułu oraz wsparcie merytoryczne przy pracy nad nim.

Bibliografia

- WHO (2009), *WHO report on the global tobacco epidemic. Implementing smoke-free environments*. Genewa, http://www.who.int/tobacco/mpower/2009/gtcr_download/en/ [dostęp: 19.02.2018].
- IARC (2004), *Tobacco smoke and involuntary smoking*. Lyon, IARC Monographs on the Evaluation of Carcinogenic Risks to Humans, vol. 83.
- Perkins R., Neumayer E. (2014), *Adoption and compliance in second-hand smoking bans: a global econometric analysis*. „International Journal of Public Health” 59, s. 859–866.
- GATS (2011), *Poland 2009 Codebook*.
- Mindrila D. (2010), *Maximum likelihood (ML) and diagonally weighted least squares (DWLS) estimation procedures: a comparison of estimation bias with ordinal and multivariate non-normal data*. „International Journal of Digital Society” 1, s. 60-66.
- Drygas W., Dzikowska-Zaborszczyk E., Hanke W., Kaleta D., Kwaśniewska M., Polańska, K. (2008), *Czynniki warunkujące palenie tytoniu wśród osób dorosłych – wyniki badania WOBASZ w województwie łódzkim*. „Medycyna Pracy” 59(2), s. 143-148.
- Brown A., Boudreau C., Moodie C., Fong G.T., Li G.Y., McNeill A., Thompson M.E., Hyland A., Thrasher J.F., Young H., Borland R., Hastings G., Hammond D. (2012), *Support for removal of point-of-purchase tobacco advertising and displays: findings from International Tobacco Control (ITC) Canada Survey*. „Tobacco Control” 21(6), s. 555-559.
- Buchanan L., Kelly B., Yeatman H., Kariippanon K. (2018), *The effects of digital marketing of unhealthy commodities on young people: a systemic review*. „Nutrients” 10(2).
- Businelle M.S., Kendzor D.E., Reitzel L.R., Costello T.J., Cofta-Woerpel L., Li Y., Mazacs C.A., Vidrine J.I., Cinciripini P.M., Greisinger A.J., Wetter D.W. (2010), *Mechanisms linking socioeconomic status to smoking cessation: A structural equation modelling approach*. „Health Psychology” 29(3), s. 262-273.
- Martinez S.A., Beebe L.A., Thompson D.M., Wagener T.L., Terrell D.R., Campbell J.E. (2018), *A structural equation modelling approach to understanding pathways that connect socioeconomic status and smoking*. „PLoS ONE” 13(2).
- Marques-Vidal P., Melich-Calveira J., Paccaud F., Waeber G., Wollenweider P., Cornuz J. (2010), *Opinions on tobacco control policies in Lausanne, Switzerland, 2003-2006*. „Preventive Medicine” 51(2): 193-194.
- Saito J., Shibamura A., Yasuoka J., Kondo N., Takagi D., Jimba M. (2018), *Education and indoor smoking among parents who smoke: the mediating role of perceived social norms of smoking*. „BMC Public Health” 18(1).
- Brown A., Moodie C., Hastings G. (2009), *A longitudinal study of policy effect (smoke-free legislation) on smoking norms: ITC Scotland/United Kingdom*. „Nicotine and Tobacco Research” 11(8), s. 924-932.
- Paulik E., Maróti-Nagy A., Nagymajtényi L., Rogers T., Easterling D. (2012), *Support for population level tobacco control policies in Hungary*. „Central European Journal of Public Health” 20(1): 75-80.
- Soneji S., Yang J., Knutzen K.E., Moran M.B., Tan A.S.L., Sargent J., Choi K. (2017), *Online tobacco marketing and subsequent tobacco use*, „Pediatrics” 141.
- Reinhold B., Fischbein R., Bhamidipalli S.S., Bryant J., Kenne D.R. (2017), *Associations of attitudes towards electronic cigarettes with advertisements exposure and social determinants: A cross sectional study*. „Tobacco Induced Diseases” 15.
- Kline R.B. (2005), *Principles and practice of structural equation modeling*, wyd. 2. New York: The Guilford Press.
- Hipp J.R., Lakon C.M. (2014), *On social and cognitive influences: relating adolescent networks, generalized expectancies, and adolescent smoking*. „PLoS One” 9(12).