PRACE NAUKOWE UNIWERSYTETU EKONOMICZNEGO WE WROCŁAWIU nr 96
Badania marketingowe – nowe wyzwania 2010

Adam Sagan
Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

Iga Rudawska
Uniwersytet Szczeciński

ZMIENNE UKRYTE W ANALIZIE *CONJOINT* – IDENTYFIKACJA STRUKTURY PREFERENCJI NA RYNKU USŁUG ZDROWOTNYCH

Streszczenie: Artykuł jest poświęcony zastosowaniu zintegrowanych modeli *conjoint* ze zmiennymi ukrytymi w analizie preferencji w zakresie wyboru ambulatoryjnych placówek opieki zdrowotnej przez pacjentów. Modele zintegrowane pozwalają na jednoczesną estymację modelu *conjoint* wraz z kowariantami reprezentującymi ukryte cechy konsumentów, jak postawy, wartości czy styl życia. W prezentowanym artykule oceny profili zakładów opieki zdrowotnej są wyjaśniane poprzez odniesienie do formalnych i strukturalnych wymiarów więzi relacyjnych z pacjentem oraz do jego płci (jako zmiennej demograficznej).

Słowa kluczowe: *conjoint analysis*, zmienne ukryte, model dyskretnego wyboru, preferencje pacjentów, opieka zdrowotna.

1. Analiza preferencji w zachowaniach konsumentów – wprowadzenie

Obszar badań preferencji konsumentów jest wspólnym polem badawczym ekonomii, psychologii i marketingu. Ten złożony obszar badań zachowań wynika z charakteru preferencji i ich roli w procesie podejmowania decyzji przez konsumenta. W literaturze wymienia się szereg wymiarów analizy preferencji [7]:

a) związane z efektami procesu decyzyjnego (*outcome-related preferences*),

b) odnoszące się do procesu dystrybucji i komunikacji ofert (*proces-related preferences*),

c) związane z własnym systemem wartościowań (*self-regarding preferences*),

d) wynikające z interakcji z preferencjami innych konsumentów (*other-regarding preferences*),

e) mające charakter autonomiczny (*exogenous preferences*),

f) podlegające kształtowaniu przez modę, reklamę lub naśladownictwo (*endogenous preferences*).

Z punktu widzenia teorii pomiaru preferencje są najczęściej traktowane jako nieobserwowalny bezpośrednio konstrukt teoretyczny, wynikający z przyjętej teorii zachowania konsumenta. Ich pomiar dokonywany jest na podstawie określonych deklaracji, wyrażonych na odpowiednich skalach pomiarowych (*stated preferences*) lub poprzez obserwacje rzeczywistych rynkowych wyborów konsumentów (*revealed preferences*).

Najogólniej rozróżnia się trzy podstawowe typy podejść badawczych i związanych z nimi metod pomiaru preferencji. Do pierwszej zaliczyć można metody dekompozycyjne, drugą grupę stanowią metody kompozycyjne pomiaru preferencji, a trzecią – metody mieszane [13]. W metodach dekompozycyjnych podstawą pomiaru preferencji jest równoczesna ocena, szeregowanie (lub wybór) porównywanego zbioru marek lub kategorii produktów opisanych za pomocą charakteryzującego je zbioru atrybutów o określonych poziomami. Na tej podstawie szacowane są ich użyteczności całkowite, które są dekomponowane (stąd nazwa podejścia) na użyteczności cząstkowe poszczególnych poziomów lub własności atrybutów. Podstawową metodą analizy struktury preferencji w tym nurcie jest analiza *conjoint*.

Metody kompozycyjne polegają na niezależnych ocenach lub porównaniach poszczególnych produktów ze względu na charakteryzujące je własności. Na podstawie dokonanych ocen poszczególnych cech uzyskiwany jest ogólny obraz preferencji danego zbioru produktów (stąd nazwa podejścia). Podstawową metodą analizy preferencji jest w podejściu kompozycyjnym wielowymiarowe skalowanie preferencji, wyrażone w postaci map graficznych zbudowanych w zredukowanej przestrzeni wielowymiarowej. Metody mieszane stanowią połączenie poprzednich podejść. W tym nurcie mieszczą się hybrydowe i adaptacyjne metody analizy *conjoint.*

2. Badania preferencji pacjentów na rynku usług zdrowotnych

Badania nad preferencjami pacjentów jako odbiorców usług medycznych zapoczątkował blisko pięćdziesiąt lat temu K. Arrow [1, s. 941-973], a kontynuowali je m.in. D. Haas-Wilson [8, s. 1030-1045] i F.A. Sloan [12, s. 899-911]. Wymienieni badacze wskazywali na ograniczone możliwości poznawcze pacjentów w procesie przetwarzania informacji dotyczących ich stanu zdrowia i terapii. Asymetria informacji w relacji pacjent-usługodawca ogranicza zatem pacjentom możliwość podejmowania racjonalnych wyborów co do samej usługi medycznej (lekarz jako reprezentant usługodawcy pełni tu rolę agenta pacjenta). Pacjenci pojawiają się natomiast jako decydujący o miejscu leczenia, szczególnie w odniesieniu do ambulatoryjnej opieki zdrowotnej. Dokonują oni wyboru pewnego zbioru atrybutów materialnych i niematerialnych, charakteryzujących usługodawców. Wybory te uzewnętrzniają preferencje klientów co do alternatywnych wariantów świadczeniodawców. Posługują się oni przy tym indywidualnymi preferencjami i uwzględniają aktualne ograniczenia, jak na przykład liczba dostępnych usługodawców danej specjalności, lokalizacja za-

kładu opieki zdrowotnej oraz sytuacyjnie uwarunkowane czynniki, jak pilność odczuwanej potrzeby zdrowotnej czy czas do dyspozycji.

Każdego usługodawcę można opisać za pomocą zbioru walorów, które pacjenci uwzględniają w swych wyborach i które są dla nich istotne. Świadczeniodawca (zakład opieki zdrowotnej) jest zatem obiektem wielowymiarowym. W tradycyjnym podejściu do oceny preferencji pacjentów wykorzystuje się zwykle rangowanie poszczególnych atrybutów usługodawcy, wpływających na jego wybór. Badania tego typu prowadził m.in. zespół Z. Wanga [17, s. 41-55], a w Polsce B. Iwankiewicz-Rak [9]. Analizy oparte na tym podejściu nie uwzględniają zatem interakcji, do jakich dochodzi między poszczególnymi atrybutami – nie odzwierciedlają więc rzeczywistych, opartych na wielowymiarowej konstrukcji obiektu wyborów podejmowanych przez pacjenta. Rangowanie wartości stawia respondenta w sytuacji wymuszającej jednoznaczne podjęcie decyzji poprzez schemat hierarchii, który nie zawsze jest zgodny z faktycznie podejmowanymi wyborami [11]. Ponadto w konwencjonalnym badaniu preferencji dąży się z reguły do mierzenia stosunkowo dużej liczby atrybutów obserwowanego obiektu, co utrudnia interpretację wyników.

Pokonanie wyżej wymienionych ograniczeń oferuje metoda łącznego współwystępowania zmiennych (*conjoint*), która umożliwia określenie użyteczności całkowitej, a poprzez to zrozumienie preferencji pacjentów co do wyboru świadczeniodawcy. Klasyczna analiza *conjoint* była z powodzeniem stosowana na wielu płaszczyznach sektora opieki zdrowotnej, by wspomnieć tu o badaniach zespołu J. Stensruda [14, s. 8-16], N.V Carrolla [3, s. 22-34], czy J.M. Carmana [2, s. 351-368]. Wymienione analizy podkreślają kwestię złożoności wyborów i zależności występujących pomiędzy atrybutami przypisywanymi konkurencyjnym usługodawcom w sektorze opieki zdrowotnej.

3. Metodyka badania pierwotnego

W projektowaniu próby badawczej populacji pacjentów posłużono się doborem obszarowo-kwotowym wzorowanym na próbie do ankiety Gallupa [4, s. 536]. Zastosowano technikę *random route*, polegającą na ustaleniu obszaru i punktu, w którym ankieter rozpoczyna realizację wywiadów, a następnie dobraniu w bezpośrednim otoczeniu wyznaczonej liczby kolejnych adresów, zgodnie z zadanym algorytmem losowania. W opisywanym badaniu jako algorytm techniki *random route* wybrano dobór liczb losowych określających numery adresowe gospodarstw domowych (numer domu, numer mieszkania).

W każdym wylosowanym w ten sposób gospodarstwie domowym przeprowadzano wywiad bezpośredni z osobą, która spełniała założenie wstępne, zdefiniowane jako „Przynajmniej jeden kontakt z usługodawcą opieki zdrowotnej w ciągu ostatniego roku", oraz odpowiadała zadanej dla danego obszaru kwocie (wiek, płeć). Przyjęta w badaniu liczebność próby wynika z oszacowania liczby elementów potrzebnych do analizy poszczególnych podgrup. Jest ona również typowa dla ba-

dań regionalnych, w których analizie poddawane zostają jednostki [10, s. 213-214]. Próba składała się z 506 dorosłych osób wybranych z 21 lokalizacji. W każdej lokalizacji ankieter otrzymał plan z zaznaczonym punkiem startowym i poruszał się w określonym kierunku, spełniając kwoty udziału wieku i płci. Dobór kwot do próby badawczej, dotyczących wartości rozkładów demograficznych w woj. zachodniopomorskim, wykonano na podstawie rocznika statystycznego województw GUS.

Do opisu usługodawców posłużono się zbiorem pięciu atrybutów i odpowiadających im poziomów wytypowanych na podstawie literatury przedmiotu oraz badania pilotażowego [5, s. 235-260; 6, s. 12-18]. Wśród wytypowanych atrybutów zakładów opieki zdrowotnej znalazły się: koszt usługi (opieka płatna *versus* opieka bezpłatna), dostępność (słaba, średnia lub bardzo dobra), kompleksowość oferty (oferta kompleksowa *versus* brak kompleksowej opieki), wizerunek placówki (słaby, średni lub bardzo dobry) oraz rekomendacje innych osób (placówka niepolecana, umiarkowanie polecana lub bardzo polecana). Ostatnia cecha zastępuje atrybut jakość, gdyż usługobiorcy w swych wyborach kierują się zazwyczaj opiniami innych pacjentów i lekarzy.

Wygenerowana liczba kombinacji profili usługodawców wyniosła 108, co znacznie przekroczyło zdolności percepcyjne respondentów. Na podstawie ortogonalnych układów czynnikowych zredukowano więc liczbę profili do 16. Do prezentacji w trakcie wywiadu arbitralnie wybrano osiem profili, spełniając tym samym warunek o minimalnej liczbie wariantów niezbędnych do analizy [16, s. 31]. Wielkość próby badawczej wyniosła 506 pacjentów. Mimo braku jednoznacznie zdefiniowanych rekomendacji odpowiada to typowej liczebności zbioru obserwacji w analizie *conjoint* (300-550).

W prezentowanej analizie struktura preferencji wynikająca z zastosowania analizy *conjoint* jest wyjaśniana poprzez czynniki niezbędne do utrzymania i kształtowania dobrych relacji z preferowaną przez pacjenta placówką ochrony zdrowia (wybrane zostały dwa wymiary więzi relacyjnych z pacjentem: więź formalna oraz więź strukturalna) oraz zmienna metryczkowa – płeć respondenta.

4. Zintegrowana analiza preferencji ze zmiennymi ukrytymi

Zintegrowane modele preferencji ze zmiennymi ukrytymi stanowią połączenie modeli dyskretnego wyboru i klasycznych porządkowych lub interwałowych modeli *conjoint* z modelami zmiennych ukrytych. Pozwalają one na wprowadzenie do tradycyjnej analizy *conjoint* takich czynników, jak wartości i postawy, mierzonych za pomocą wielu wskaźników stanowiących najczęściej pozycje skal Likerta [15, s. 220-237]. Te dwa rodzaje analiz można również łączyć w procedurze sekwencyjnej. Polega ona na przeprowadzeniu analizy w dwóch etapach. W pierwszym kroku dokonuje się estymacji modelu ze zmiennymi ukrytymi i obliczenia na jego podstawie wartości czynnikowych dla poszczególnych respondentów. W drugim etapie wykorzystuje się obliczone wcześniej wartości czynnikowe jako predykto-

ry kształtowania się wartości użyteczności cząstkowych, obliczonych w odrębnej analizie *conjoint*. To podejście, choć stosunkowo łatwe w aplikacji, ma liczne wady. Prowadzi do niespójnych i obciążonych oszacowań użyteczności cząstkowych oraz nie umożliwia testowania bardziej złożonych relacji między wartościami i postawami a cząstkowymi użytecznościami cech produktu.

Wad tych pozbawione jest podejście zintegrowane, pozwalające na równoczesną estymację struktury preferencji i zmiennych ukrytych występujących w modelu. W procesie analizy zostały zbudowane dwa typy modeli: model wyborów dyskretnych oraz klasyczna analiza *conjoint* ze zmiennymi ukrytymi. Estymacja parametrów została dokonana za pomocą programu Mplus 5.2, opracowanego przez B. Muthena.

Pierwszy model jest zintegrowanym modelem wyborów dyskretnych ze zmiennymi ukrytymi. Oceny prawdopodobieństw (0-100) posłużyły do wyłonienia najbardziej prawdopodobnych wyborów danych profili, dokonywanych przez każdego respondenta spośród prezentowanych 8 zakładów opieki. Struktura zintegrowanego modelu jest przedstawiona na rys. 1. W modelu występują dwie zmienne ukryte, reprezentujące wymiary więzi relacyjnych (więź formalną i strukturalną), oraz zmienna metryczkowa – płeć. Profile zakładów opieki zdrowotnej są następujące:

Profil 1 – opieka bezpłatna, słaba dostępność usługi, słaby wizerunek placówki, polecana umiarkowanie, brak kompleksowej opieki zdrowotnej.

Profil 2 – opieka płatna, słaba dostępność, średni wizerunek placówki, bardzo polecana, brak kompleksowej opieki zdrowotnej.

Profil 3 – opieka bezpłatna, bardzo dobra dostępność usługi, słaby wizerunek placówki, nie polecana, kompleksowa opieka zdrowotna.

Profil 4 – opieka płatna, bardzo dobra dostępność, bardzo dobry wizerunek placówki, umiarkowanie polecana, brak kompleksowej opieki zdrowotnej.

Profil 5 – opieka bezpłatna, średnia dostępność, bardzo dobry wizerunek placówki, bardzo polecana, kompleksowa opieka zdrowotna.

Profil 6 – opieka płatna, bardzo dobra dostępność, średni wizerunek placówki, nie polecana, kompleksowa opieka zdrowotna.

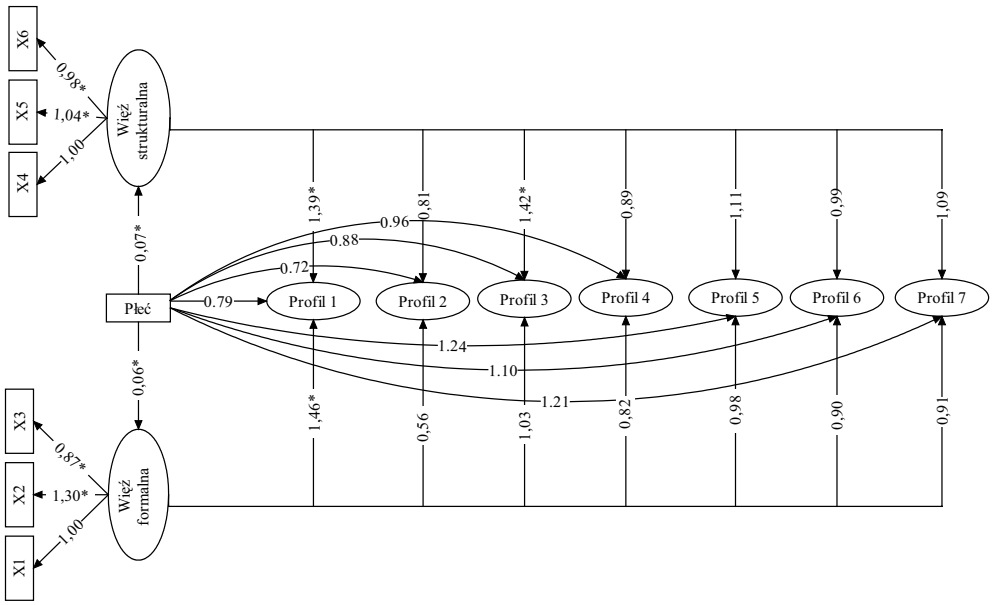
Profil 7 – opieka bezpłatna, słaba dostępność, średni wizerunek placówki, umiarkowanie polecana, kompleksowa opieka zdrowotna.

Profil 8 – opieka płatna, średnia dostępność, słaby wizerunek placówki, umiarkowanie polecana, kompleksowa opieka zdrowotna.

W prezentowanym modelu za punkt odniesienia (profil referencyjny) przyjęto profil 8, do którego odnoszą się porównania parametrów modelu.

Model konfirmacyjnej analizy czynnikowej dla danych kategorialnych (z estymacją WLSMV), zbudowany dla cząstkowej oceny więzi formalnej i strukturalnej, wskazuje na dobre dopasowanie do danych. Wartość statystyki chi-kwadrat wynosi 49,32 dla 7 stopni swobody przy poziomie $p = 0{,}00$. Wskaźniki przyrostowe CFI i TLI wynoszą 0,99, a wskaźnik pierwiastka średniokwadratowego błędu aproksymacji RMSEA jest na poziomie 0,039. Modele pomiarowe więzi formalnej i struk-

turalnej wskazują na akceptowalną rzetelność (współczynnik Rho-Joreskoga dla obu czynników wynosi odpowiednio 0,65 oraz 0,82).



Lista wskaźników: X1 – cena, X2 – specjalizacja, X3 – lokalizacja, X4 – reputacja, X5 – etyka, X6 – współdecydowanie klienta, płeć – (1 = kobieta).

Rys. 1. Zintegrowany model wyborów dyskretnych ze zmiennymi ukrytymi i egzogeniczną zmienną obserwowalną – płeć

Źródło: opracowanie własne na podstawie wydruku programu Mplus 5.2.

Wskaźniki dopasowania modelu do danych są następujące: logartym wiarygodności dla tego modelu wynosi –38 668,38, a współczynnik pseudo R^2 McFaddena (porównanie z modelem nieograniczonym) wynosi 2,29%. Wynika stąd nieco słaba moc predykcyjna płci i więzi relacyjnych w wyjaśnianiu wyborów profili zakładów opieki[1]. W porównaniu z modelem uwzględniającym jedynie płeć jako zmienną predykcyjną wprowadzenie do analizy wymiarów relacji spowodowało wzrost współczynnika McFaddena aż o 78%. Wartości wyrazów wolnych modelu wyboru dla profili zakładów są podane w tab. 1.

Z analizy wyrazów wolnych modelu wynika, że najbardziej preferowanym profilem jest profil 5 (polecany, o dobrym wizerunku) oraz profil 3 (tani i dostępny). Najmniej preferowany przez respondentów jest profil 1 (słaby wizerunek i dostępność) i 2 (płatny, bez kompleksowej opieki).

[1] Wartość współczynników typu R^2 w modelach regresji w badaniach społecznych jest zazwyczaj dosyć niska i uznaje się, że poziom 30-40% jest wynikiem bardzo dobrym.

Tabela 1. Wyrazy wolne w modelu dyskretnego wyboru

Profil	Wyraz wolny	Poziom *p*
1	–1,31	0,005
2	–1,15	0,009
3	1,01	0,000
4	–0,25	0,417
5	1,955	0,000
6	0,605	0,019
7	0,799	0,001
8	0,00	–

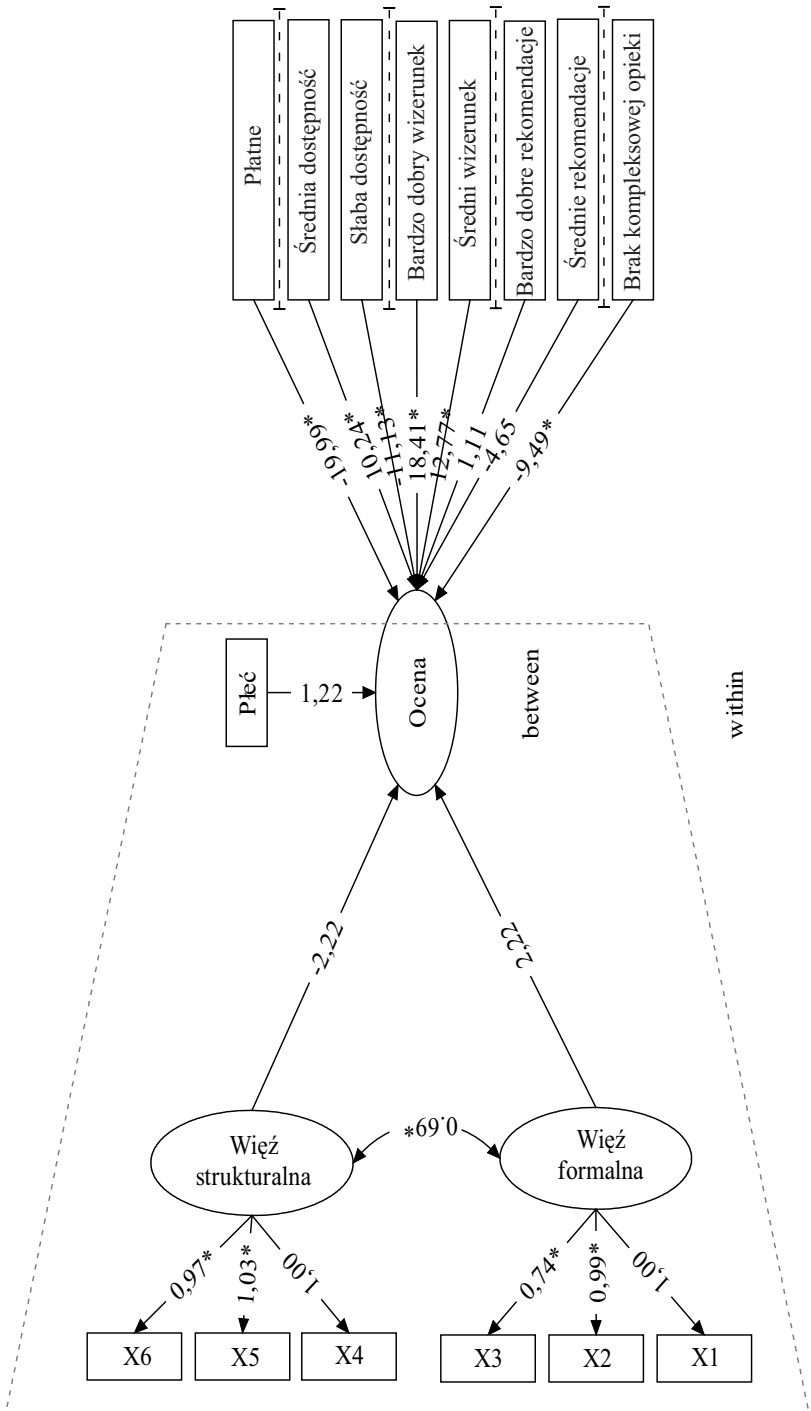
Źródło: wydruk programu Mplus.

Parametry modelu obejmują ładunki czynnikowe modelu pomiarowego więzi relacyjnych, parametry ścieżkowe wpływu płci na poziomy więzi formalnej i strukturalnej oraz ilorazy szans w relacji więzi i płci na wybory profili zakładów opieki (w porównaniu z profilem 8). Wszystkie ilorazy szans okazały się nieistotne statystycznie, z wyjątkiem wpływu relacji formalnych i strukturalnych na profil 1 i relacji strukturalnych na profil 3. Wpływ tych relacji na wybór profili jest istotny w porównaniu z profilem odniesienia (8). Stąd wniosek, że w zasadzie więzi formalne i strukturalne nie mają istotnego wpływu na zróżnicowanie wyborów profili zakładów opieki zdrowotnej[2]. Również wszystkie współczynniki dla zmiennej płeć są nieistotne statystycznie. Oznacza to, że podobnie jak w przypadku więzi, płeć nie różnicuje wyborów profili w odniesieniu do profilu referencyjnego. Istotny wpływ płci obserwowany jest przy jej wpływie na więź formalną i strukturalną, przy czym fakt bycia kobietą nieco silniej wpływa na poziom więzi strukturalnej niż formalnej.

Analiza *conjoint* ze zmiennymi ukrytymi i kowariantą została dokonana z wykorzystaniem dwupoziomowego modelu strukturalnego z powtarzanymi pomiarami. Zadaniem respondenta była ocena 8 profili zakładów opieki wyrażonych za pomocą kombinacji określonych ich cech. Na poziomie międzyjednostkowym (*between*) występowały zależności określające wpływ więzi relacyjnych i płci na oceny profili zakładów opieki. Na poziomie wewnątrzjednostkowym (*within*) dokonywany jest pomiar zależności między poziomami cech zakładów opieki (wyrażonych poprzez zmienne sztuczne) a oceną wyboru tych poziomów. Jest to odpowiednik klasycznej analizy *conjoint* ze zmiennymi sztucznymi (n – 1).

Rysunek 2 przedstawia zintegrowany model *conjoint* ze zmiennymi ukrytymi i cechą demograficzną, jaką jest płeć respondenta. Model jest dobrze dopasowany do danych. Wartość statystyki chi-kwadrat wynosi 2703,57, dla 18 stopni swobody i poziomu p równego 0,014. Wielkość pierwiastka średniokwadratowego błędu

[2] Istotne zależności w modelach na rys. 1 i rys. 2 oznaczone są jako (*).



Rys. 2. Model analizy *conjoint* ze zmiennymi ukrytymi

Źródło: opracowanie własne na podstawie wydruku programu Mplus 5.2.

aproksymacji jest akceptowalna i znajduje się na poziomie 0,015. Również współczynniki przyrostowe wykazują dobre własności: zarówno indeks porównawczy CFI, jak i indeks Tuckera-Lewisa TLI wynoszą 0,99. Standaryzowany pierwiastek średniokwadratowy reszt (SRMR) dla modelu wewnętrznego (*within*) wynosi 0,00, a dla modelu zewnętrznego (*between*) przyjmuje wartość 0,017.

Z porównania ocen parametrów w modelu wewnętrznym (*within*) wynika, że najbardziej preferowanymi cechami zakładów opieki zdrowotnej są: bezpłatny i dobry dostęp do placówki, bardzo dobry wizerunek zakładu i kompleksowa opieka. Znaczenie rekomendacji nieistotnie wpływa na ogólną ocenę składowych profilu zakładu. Również wpływ więzi formalnej i strukturalnej na ocenę jest nieistotny (warto jednak zauważyć, że parametr ścieżkowy dla więzi formalnej jest dodani, a dla więzi strukturalnej – ujemny). Również różnica płci nie ma wpływu na oceny profili (kobiety mają jednak tendencję do wyższej oceny profili w porównaniu z mężczyznami).

5. Podsumowanie

Analiza *conjoint* z uwzględnieniem zmiennych ukrytych stanowi obiecujący kierunek rozwoju modeli preferencji. Pozwala ona na rezygnację z klasycznej dwuetapowej procedury estymacji modelu i na integrację danych zarówno o preferencjach konsumenta, jak i o wartościach osobowych, stylach życia i postawach wobec analizowanych produktów w jednym modelu analitycznym. Analiza preferencji placówek podstawowej opieki zdrowotnej z uwzględnieniem więzi relacyjnych pozwoliła na pełniejsze wyjaśnienie procesów podejmowania decyzji w zakresie wyboru usługodawców świadczeń zdrowotnych przez pacjentów.

Literatura

[1] Arrow K. *Uncertainty and the welfare economics of medical care*, "American Economic Review" 1963, vol. 53, iss. 5.

[2] Carman J.M., *Patient perceptions of service quality: combining the dimensions*, "Journal of Services Marketing" 2000, vol. 14, iss. 4/5.

[3] Carroll N.V., Gagon J.P., *Identifying consumer segments in health services markets: an application of conjoint and cluster analyses to the ambulatory care pharmacy market*, "Journal of Health Care Marketing" 1983, vol. 3, no 3.

[4] Churchill G., A., *Badania marketingowe. Podstawy metodologiczne*, Wyd. Naukowe PWN, Warszawa 2002.

[5] Danaher P.J., *Using conjoint analysis to determine the relative importance of service attributes measured in customer satisfaction surveys*, "Journal of Retailing" 1997, vol. 73(2).

[6] Gabbott M., Hogg G., *Competing for patients: understanding consumer evaluation of primary care*, "Journal of Management and Medicine" 1994, vol. 8, no 1.

[7] Gintis H., *The Individual in Economic Theory: A Research Agenda*, Dept. of Economics, University of Massachusetts, Amherst 1998.

[8] Haas-Wilson D., *Arrow and the information market failure in health care*, "Journal of Health Politics, Policy and Law" 2001, vol. 26, no 5.
[9] Iwankiewicz-Rak B., *Marketing organizacji niedochodowych. Wybrane problemy adaptacji w warunkach polskich*, Monografie i Opracowania nr 121, AE, Wrocław 1997.
[10] Kramer J. (red.), *Badania rynkowe i marketingowe*, PWE, Warszawa 1994.
[11] Sagan A., *Symbolika produktu w systemie komunikacji marketingowej. Studium teoretyczno-metodologiczne*, AE, Kraków 2003.
[12] Sloan F.A., *Arrow's concept of the health care consumer: a forty-year retrospective*, "Journal of Health Politics, Policy and Law" 2001, vol. 26, no 5.
[13] Stanimir A. (red.), *Analiza danych marketingowych. Problemy, metody, przykłady*, AE, Wrocław 2006.
[14] Stensrud J., Sylvestre E., Sivadas E., *Targeting medical consumers*, "Marketing Health Services" 1997, Spring.
[15] Temme D., Paulssen M., Dannewald T., *Incorporating latent variables into discrete choice models – A simultaneous estimation approach using SEM software*, "Business Research Official Open Access Journal of VHB" 2008, no 1(2).
[16] Walesiak M., Bąk A., *Conjoint analysis w badaniach marketingowych*, AE, Wrocław 2000.
[17] Wang Z., Janda S., Rao C.P., *Dental services marketing: Do market segments based on usage rate differ in terms of determinant attributes?*, "The Journal of Services Marketing" 1996, vol. 10, no 4.

LATENT VARIABLES IN CONJOINT ANALYSIS – THE PREFERENCES' STRUCTURE IDENTIFICATION IN HEALTHCARE MARKET

Summary: The paper focuses on the application of conjoint models with latent variables into the analysis of costumer preferences' structure. The patient choices refer, in this case, to ambulatory healthcare market. Integrated models enable to estimate both conjoint and latent variables covariates that represent latent traits of the patients (i.e. attitudes, values, lifestyles). In the paper the part-worth utilities are explained with respect to formal and structural dimensions of relational bonds and gender (as a demographic variable).