

Aneta Rybicka, Marcin Pelka

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

MODELE EFEKTÓW GŁÓWNYCH I MODELE Z INTERAKCJAMI *CONJOINT ANALYSIS* W BADANIU PREFERENCJI KLIENTÓW FIRM UBEZPIECZENIOWYCH

Streszczenie: *Conjoint analysis* jest metodą statystyczną, w której preferencje empiryczne respondentów wobec różnych ofert (rzeczywistych lub hipotetycznych) są poddawane dekompozycji w celu określenia funkcji użyteczności każdego atrybutu oraz względnego znaczenia każdego z nich. Najczęściej w badaniach empirycznych wykorzystywane są modele efektów głównych *conjoint analysis*.

W artykule przedstawiono i porównano wyniki badania preferencji klientów firm ubezpieczeniowych z użyciem modeli efektów głównych i uwzględniających interakcje *conjoint analysis*. Wykorzystano w tym celu dane zebrane przez studentów na użytek pracy magisterskiej.

Słowa kluczowe: preferencje, *conjoint analysis*, modele efektów głównych, modele z interakcjami.

1. Wstęp

Celem istnienia i działania każdego przedsiębiorstwa jest przede wszystkim pozyskiwanie nabywców na wytwarzane oraz oferowane produkty lub usługi. Warunkiem pomyślności takiego działania jest zorientowanie na konsumenta, czyli m.in. rozpoznanie jego potrzeb i sposobów ich zaspokajania. Istotne jest również to, w jaki sposób przedsiębiorstwa dostosują do tych potrzeb swoje oferty towarowe. Dlatego też kierownictwo zleca badania postępowania konsumentów na rynku. Badaniom tym podlegają zachowania, opinie i postawy, preferencje i upodobania nabywców, plany i zamiary zakupów oraz motywy postępowania. Badania postaw i preferencji konsumentów umożliwiają opisanie ich zachowań względem oferowanych na rynku produktów lub usług. Postawy te mogą być kształtowane przez różne czynniki zewnętrzne, mogą się też zmieniać w czasie [Duliniec 1997, s. 135].

Conjoint analysis jest metodą statystyczną, w której preferencje empiryczne respondentów wobec różnych ofert (rzeczywistych lub hipotetycznych) są poddawane dekompozycji w celu określenia funkcji użyteczności każdego atrybutu oraz względnego znaczenia każdego z nich. Najczęściej w badaniach empirycznych wykorzystywane są modele efektów głównych *conjoint analysis*.

W artykule przedstawiona zostanie procedura badawcza *conjoint analysis* dla modeli efektów głównych oraz modeli uwzględniających interakcje między atrybutami wraz z etapem analizy i interpretacji wyników z uwzględnieniem modelowania symulacyjnego.

2. Procedura badawcza *conjoint analysis*

W teorii ekonomii wyróżnia się pojęcie **preferencji ujawnionych** (*revealed preferences*), czyli rzeczywiście dokonanych decyzji zakupowych respondentów, oraz **preferencji wyrażonych** (*stated preferences*), czyli intencji zakupowych zgłoszonych przez respondentów, które w przyszłości mogą nie wystąpić. W *conjoint analysis* badaniu poddaje się preferencje wyrażone.

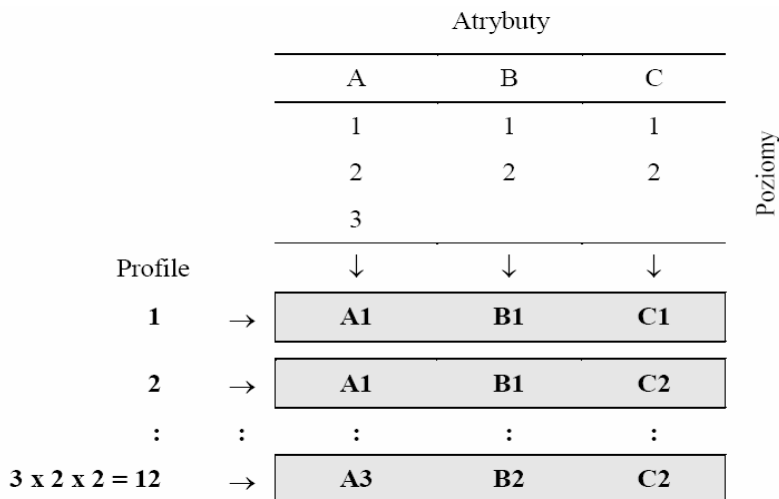
W badaniach preferencji wyrażonych wykorzystywane są dwa główne podejścia:

1) podejście kompozycyjne (*compositional approach*), wykorzystujące ideę modelu postaw Fishbeina, który twierdził, że postawa wobec produktu zależy od stopnia przekonania o istnieniu danej cechy w produkcji (w skali od 1 do 7) oraz od ocen wartościujących daną cechę (w skali od -3 do +3). Z tego modelu wynika, że wybory produktów są funkcją wyrażonych intencji zakupów, które zależą m.in. od siły postaw. Wybory produktów zależą także od założeń, które są związane z modelem wartości oczekiwanej, gdzie użyteczność całkowita wielowymiarowego profilu jest ważoną sumą ocen poziomów zmiennych, a wagi wyrażają ważność poszczególnych zmiennych [Walesiak, Bąk 1997, s. 14; Zwerina 1997, s. 3];

2) podejście dekompozycyjne (*decompositional approach*), gdzie w celu przeprowadzenia analizy preferencji konsumentów wykorzystujemy metody *conjoint analysis* oraz metody wyborów dyskretnych [Bąk 2000, s. 76]. Modele dekompozycyjne to klasa modeli, które „rozkładają” preferencje całkowite konsumentów.

Conjoint analysis prezentuje podejście dekompozycyjne i jest najbardziej popularną metodą pomiaru preferencji wyrażonych. Przeprowadzając badania z wykorzystaniem *conjoint analysis*, respondentowi przedstawia się do oceny, w formie ankiety, zbiór profili, czyli produktów lub usług.

Zgodnie z terminologią stosowaną w literaturze przedmiotu zmienne objaśniające opisujące dobra lub usługi nazywa się atrybutami (*attributes*) lub czynnikami (*factors*), natomiast ich realizacje są nazywane poziomami (*levels*). Atrybuty i ich poziomy generują różne warianty dóbr lub usług, nazywane profilami (*profiles*, *stimuli*, *treatments*, *runs*). Liczba wszystkich możliwych do wygenerowania profili zależy od liczby atrybutów i liczby poziomów (jest to iloczyn liczby poziomów wszystkich atrybutów). Zależności między atrybutami, poziomami i profilami są zilustrowane na rys. 1.



Rys. 1. Zależność między atrybutami, poziomami i profilami

Źródło: [Walesiak, Gatnar 2009, s. 288].

W procedurze badawczej *conjoint analysis* można wyróżnić siedem głównych etapów (por. tab. 1).

Tabela 1. Etapy i kroki procedury *conjoint analysis*

Lp.	Etap procedury	Krok procedury
1	Specyfikacja zadania badawczego	– zmienna objaśniana – zmienne objaśniające (atrybuty)
2	Określenie postaci modelu	– model zależności zmiennych objaśniających (efektów głównych lub z interakcjami) – model preferencji (liniowy, kwadratowy, użyteczności cząstkowych)
3	Gromadzenie danych	– metody gromadzenia danych (pełne profile, porównywanie profili parami, prezentacja par atrybutów, dane symulacyjne) – metody generowania profili (układy czynnikowe, próba losowa)
4	Prezentacja profili	– forma prezentacji (opis słowny, rysunek, model, produkt fizyczny) – forma badań (wywiad bezpośredni, poczta, telefon, komputer, Internet)
5	Wybór skali pomiaru preferencji	– skale niemetryczne (nominalna, porządkowa) – skale metryczne (przedziałowa, ilorazowa)
6	Estymacja modelu	– modele niemetryczne (MONANOVA, PREFMAP) – modele metryczne (MKN) – modele probabilistyczne (LOGIT, PROBIT)
7	Analiza i interpretacja wyników	– analiza preferencji (ocena ważności atrybutów) – symulacja udziałów w rynku – segmentacja

Źródło: [Walesiak, Gatnar 2009, s. 292].

3. Modele efektów głównych i modele uwzględniające interakcje

W procedurze modelowania *conjoint analysis* konstruujemy modele formalne dotyczące m.in. reguł określających sposób powiązania zmiennych, czyli charakteru zależności zachodzących między zmiennymi [Walesiak, Bąk 2000, s. 24; Hair i in. 1995].

Reguły, które określają sposób powiązania zmiennych dotyczą sposobu, w jaki respondent agreguje użyteczności cząstkowe poszczególnych zmiennych w celu oszacowania użyteczności całkowitej danego profilu. Możemy wyróżnić dwa typy modeli zależności użyteczności całkowitej od użyteczności cząstkowych: **model efektów głównych** (addytywny) oraz **model uwzględniający interakcje między zmiennymi** (efekty główne i współdziałania) [Akaah, Korgaonkar 1983, s. 190; Carmone, Paul 1981, s. 90].

Każdy z poziomów zmiennej objaśniającej wywiera określony wpływ na zmienną objaśnianą, nazywany efektem oddziaływania danego poziomu. Efekt ten mierzy się różnicą między wartością parametru odpowiadającego zmiennej objaśnianej otrzymaną w konsekwencji działania tego poziomu a wartością oczekiwaną parametrów wynikających z działania wszystkich poziomów uwzględnionych w badaniu [Steczkowski, Zeliaś 1982, s. 18-19]. Wpływy poszczególnych zmiennych wynikające z niezależnego oddziaływania poziomów poszczególnych zmiennych nazywa się efektami głównymi [Żuk 1989, s. 108].

Model addytywny (efektów głównych) możemy przedstawić następująco [Walesiak, Bąk, 2000 s. 24-25; Carmone, Green, Jain 1978, s. 301]:

$$\widehat{U}_{is} = b_s + \sum_{j=1}^m \sum_{p=1}^{m_j} u_{jp(s)} x_{jp(i)}, \quad (1)$$

gdzie: \widehat{U}_{is} – oszacowana użyteczności całkowita i -tego profilu dla s -tego respondenta,

$u_{jp(s)}$ – oszacowana użyteczność cząstkowa p -tego poziomu j -tej zmiennej objaśniającej dla s -tego respondenta (przedstawia efekt główny p -tego poziomu j -tej zmiennej objaśniającej),

$x_{jp(i)}$ – zmienna sztuczna, która reprezentuje poziomy zmiennej objaśniającej, np. w przypadku kodowania zero-jedynkowego zmienna ta przyjmuje wartości 1 lub 0, zgodnie z zasadą: $x_{jp(i)} = 1$ jeśli p -ty poziom j -tej zmiennej występuje w i -tym profilu oraz $x_{jp(i)} = 0$ w przeciwnym przypadku,

m – liczba zmiennych,

m_j – liczba poziomów j -tej zmiennej objaśniającej,

$j = 1, \dots, m$ – numer zmiennej objaśnianej (atrybutu),

b_s – wyraz wolny modelu.

Zgodnie z modelem addytywnym sumowane są wartości dla każdego atrybutu (wartości cząstkowe), by uzyskać wartość całkowitą dla kombinacji atrybutów (produktu lub usługi). Model ten znajduje zastosowanie w większości (80-90%) przeprowadzanych badań preferencji, prawie we wszystkich sytuacjach i w większości zastosowań jest wystarczający [Hair i in. 1995, s. 570].

W badaniu wielu zjawisk zachodzi jednak sytuacja, w której oprócz niezależnego wpływu zmiennych objaśniających na zmienną objaśnianą występuje dodatkowy efekt łącznego oddziaływania obu zmiennych objaśniających, który wyraża się ich iloczynem. Zależność występującą między zmiennymi objaśniającymi, która przejawia się w taki sposób, że wpływ jednej zmiennej objaśniającej zależy od wartości poziomów drugiej zmiennej objaśniającej, nazywamy interakcją lub współdziałaniem efektów tych czynników [Żuk 1989, s. 108].

Model uwzględniający interakcje, które występują między atrybutami, może przyjąć postać [Walesiak, Bąk 2000, s. 25; Carmone, Green, Jain 1978, s. 301]:

$$\widehat{U}_{is} = b_s + \sum_{j=1}^m \sum_{p=1}^{m_j} u_{jp(s)} x_{jp(i)} + \sum_{j=1}^{m-1} \sum_{k=j+1}^m \sum_{p=1}^{m_j} u_{jkp(s)} x_{jkp(i)}, \quad (2)$$

gdzie: \widehat{U}_{is} – oszacowana użyteczności całkowita i -tego obiektu dla s -tego respondenta,

$u_{jkp(s)}$ – szacowana użyteczność cząstkowa p -tego poziomu j -tej zmiennej, uwzględniająca efekt interakcji między zmiennymi $j \times k$ (użyteczność cząstkowa wynikająca z efektu dwuczynnikowych interakcji między zmiennymi objaśniającymi $j \times k$ dla s -tego respondenta, która reprezentuje efekt j -tej oraz k -tej zmiennej objaśniającej),

$x_{jkp(i)}$ – zmienna sztuczna, która reprezentuje efekty dwuczynnikowych interakcji pomiędzy zmiennymi objaśniającymi $j \times k$, np. w przypadku kodowania zero-jedynkowego zmienna sztuczna przyjmuje wartości 1 lub 0 zgodnie z zasadą: $x_{jkp(i)} = 1$ jeśli efekt interakcji $j \times k$ występuje w i -tym profilu, oraz $x_{jkp(i)} = 0$ w przeciwnym przypadku,

m – liczba zmiennych objaśniających (atrybutów),

m_j – liczba poziomów j -tej zmiennej objaśniającej,

$j = 1, \dots, m$ – numer zmiennej objaśnianej (atrybutu),

b_s – wyraz wolny modelu.

Liczba możliwych interakcji zależy od liczby uwzględnionych w badaniu zmiennych. Jeżeli w badaniu uwzględniono więcej niż dwie ($l > 2$), np. A, B, C, D , to mówi się o: efektach głównych A, B, C, D , których liczba wynosi l ; interakcjach

pierwszego rzędu, np.: AB , AC , BC , itd., których liczba wynosi $\frac{l(l-1)}{2}$; interakcjach drugiego rzędu ABC , ABD , BCD itd., których liczba wynosi $\frac{l(l-1)(l-2)}{3!}$ oraz interakcjach trzeciego rzędu $ABCD$, których liczba wynosi $\frac{l(l-1)(l-2)(l-3)}{4!}$ [Steczkowski, Zeliaś 1982, s. 47-48].

Ze względu na trudności interpretacji, koszty oraz pracochłonność porównań zazwyczaj nie wychodzi się poza interakcje czteroczynnikowe, czyli interakcje trzeciego rzędu. Często w badaniach pewne interakcje z góry uznaje się za mało ważne i pomija, a równocześnie inne uznaje się za szczególnie ważne.

W niekompletnych eksperymentach czynnikowych efekty interakcji rzędów wyższych niż drugi są pomijane. W takiej sytuacji niektóre efekty uwzględnione w modelu są szacowane na podstawie innych efektów nieuwzględnionych w modelu, których wpływu nie znamy. Efekty te są więc zależne (są to liniowe kombinacje) od efektów, które nie zostały włączone do modelu [Walesiak, Bąk 2000, s. 38]. Mamy do czynienia wtedy z tzw. interakcjami uwikłanymi, a układ odpowiadający temu nosi nazwę układu z uwikłaną interakcją [Steczkowski, Zeliaś 1982, s. 48]. Uwikłanie interakcji oznacza występowanie korelacji między efektami uwzględnionymi w modelu a efektami nieuwzględnionymi – jest to zjawisko współliniowości zmiennych objaśniających [Bąk 2004, s. 83].

4. Przykład empiryczny

Przedstawiony przykład ma jedynie charakter ilustracyjny. W tym celu wykorzystano dane zebrane przez Barbarę Jednoróg-Kordek na użytek pracy magisterskiej. Dane dotyczą preferencji klientów firm ubezpieczeniowych. Na potrzeby badania określono następujące atrybuty i ich poziomy:

- 1) rodzaj ubezpieczenia – życie lub mienie,
- 2) sposób nabycia ubezpieczenia – przez telefon, za pośrednictwem agenta, osobiście w firmie lub agencji, przez Internet,
- 3) wysokość miesięcznej składki ubezpieczeniowej – do 83 zł włącznie/miesiąc (składka niska); od 83 do 166 zł włącznie/miesiąc (składka średnia); powyżej 166 zł miesięcznie (składka wysoka).

W ankiecie przedstawiono do oceny 12 profili stanowiących cząstkowy (por. tab. 2) układ czynnikowy wygenerowany w programie **R**. Dane zebrano wśród 100 osób, które dobrano w sposób przypadkowy.

Tabela 2. Zbiór profili przedstawiony do oceny respondentom

Lp.	Rodzaj ubezpieczenia	Sposób nabycia ubezpieczenia	Wysokość miesięcznej składki ubezpieczeniowej	Lp.	Rodzaj ubezpieczenia	Sposób nabycia ubezpieczenia	Wysokość miesięcznej składki ubezpieczeniowej
1	mienie	telefon	niska	7	mienie	agent	średnia
2	mienie	Internet	niska	8	życie	osobiście w firmie	średnia
3	życie	agent	niska	9	życie	telefon	wysoka
4	życie	osobiście w firmie	niska	10	życie	Internet	wysoka
5	życie	telefon	średnia	11	mienie	agent	wysoka
6	mienie	Internet	średnia	12	mienie	osobiście w firmie	wysoka

Źródło: ankieta przygotowana przez Barbarę Jednoróg-Kordek na użytek pracy magisterskiej.

Respondenci oceniali przedstawione im profile w skali od 0 – profil najgorszy do 10 – profil najlepszy. Na podstawie zebranych danych oszacowano model efektów głównych oraz model *conjoint analysis* uwzględniający jedynie interakcje pierwszego rzędu między rodzajem ubezpieczenia a sposobem nabycia ubezpieczenia. Użyteczności całkowite dla tych modeli prezentuje tab. 3.

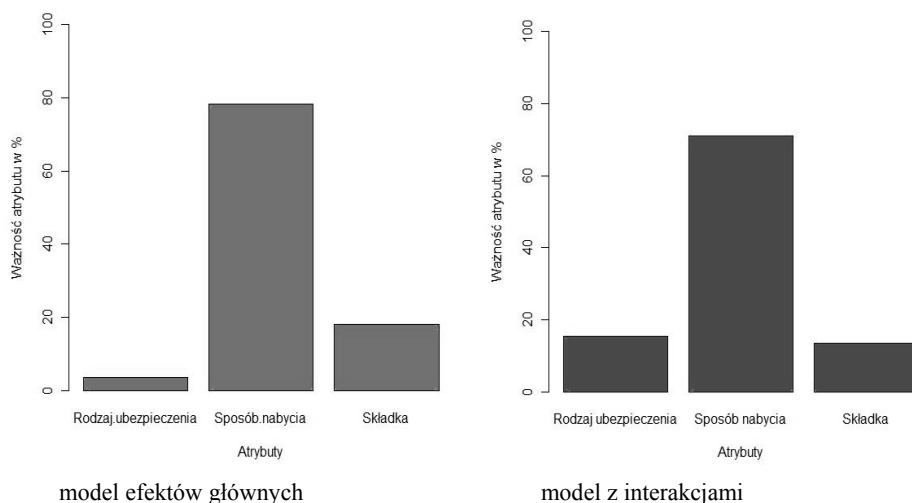
Tabela 3. Użyteczności całkowite profili w modelu bez interakcji i z interakcjami

Lp.	Rodzaj ubezpieczenia	Sposób nabycia ubezpieczenia	Wysokość miesięcznej składki ubezpieczeniowej	Użyteczność całkowita	
				model efektów głównych	model z interakcjami
1	mienie	telefon	niska	3,187	3,170
2	mienie	Internet	niska	3,354	3,336
3	życie	agent	niska	6,064	6,170
4	życie	osobiście w firmie	niska	5,889	5,801
5	życie	telefon	średnia	2,699	2,696
6	mienie	Internet	średnia	3,007	3,096
7	mienie	agent	średnia	5,869	5,786
8	życie	osobiście w firmie	średnia	5,536	5,574
9	życie	telefon	wysoka	2,342	2,382
10	życie	Internet	wysoka	2,502	2,440
11	mienie	agent	wysoka	5,508	5,489
12	mienie	osobiście w firmie	wysoka	5,320	5,370

Źródło: obliczenia własne w programie R.

Zarówno w przypadku modelu efektów głównych, jak i modelu z interakcjami najbardziej atrakcyjny okazał się profil 3 – ubezpieczenie na życie o niskiej skład-

ce (do 83 zł miesięcznie), nabyte za pośrednictwem agenta ubezpieczeniowego. Podobnie w obu modelach najmniej atrakcyjny okazał się profil 9 – ubezpieczenie na życie o wysokiej składce nabyte przez telefon. Kolejnym krokiem w analizie wyników *conjoint analysis* było oszacowanie ważności poszczególnych atrybutów w modelu efektów głównych i modelu z interakcjami (zob. rys. 2).



Rys. 2. Wykresy ważności atrybutów – modele efektów głównych i z interakcjami

Źródło: obliczenia własne w programie **R**.

W przypadku obydwu modeli najważniejszym atrybutem okazał się sposób nabycia, następnie składka, a na końcu rodzaj ubezpieczenia. Dla modelu efektów głównych *conjoint analysis* drugim atrybutem pod względem ważności okazała się wielkość składki, a na końcu rodzaj ubezpieczenia. W przypadku modelu uwzględniającego interakcje składka i rodzaj ubezpieczenia są niemal tak samo ważne (odpowiednio 15,46% i 13,47%).

Na użytek oszacowania modeli decyzyjnych przygotowano pięć modeli symulacyjnych, które wygenerowano w planie eksperymentu czynnikowego. Z wykorzystaniem modeli maksymalnej użyteczności, BTL i logitowego oszacowano prawdopodobieństwa wyboru (zob. tab. 4).

W tab. 4 zacytowano profile o największym prawdopodobieństwie wyboru. W przypadku modelu efektów głównych *conjoint analysis* i modelu z interakcjami największe prawdopodobieństwo wyboru ma zazwyczaj model 4 (ubezpieczenie mienia o niskiej składce dokonane za pośrednictwem agenta).

Tabela 4. Oszacowane prawdopodobieństwa wyboru profiliw symulacyjnych

Lp.	Rodzaj ubezpieczenia	Sposób nabycia	Składka	Model efektów głównych			Model z interakcjami		
				maksymalnej użyteczności	BTL	logitowy	maksymalnej użyteczności	BTL	logitowy
				(%)					
1	życie	telefon	niska	6,00	14,15	9,26	7,00	16,20	14,77
2	życie	osobiście	wysoka	27,00	25,02	25,35	36,00	19,57	26,56
3	mienie	osobiście	średnia	23,00	27,84	26,20	17,00	33,63	25,00
4	mienie	agent	niska	44,00	32,99	39,19	40,00	30,60	33,67

Źródło: obliczenia własne w programie R.

5. Wnioski końcowe

W artykule przedstawiono zastosowanie modeli efektów głównych i modeli z interakcjami *conjoint analysis* w badaniu preferencji klientów firm ubezpieczeniowych. Badania przeprowadzono z wykorzystaniem programu R, w którym przygotowane zostały kody źródłowe i funkcje dla niektórych etapów procedury *conjoint analysis* (generowanie profiliw, szacowanie użyteczności cząstkowych, estymacja modelu uwzględniającego interakcje, kodowanie quasi-eksperymentalne oraz zero-jedynkowe, obliczanie interakcji).

Dla klientów firm ubezpieczeniowych najbardziej atrakcyjnym profilem okazało się ubezpieczenie na życie o niskiej składce (do 83 zł miesięcznie), nabyte za pośrednictwem agenta ubezpieczeniowego niezależnie od tego, czy model *conjoint* uwzględniał interakcje, czy też nie. Najważniejszym atrybutem jest sposób nabycia ubezpieczenia.

W modelu *conjoint analysis* uwzględniającym interakcje ograniczono się do szacowania jedynie interakcji pierwszego rzędu między rodzajem ubezpieczenia a sposobem nabycia ubezpieczenia. W tym przypadku nie było możliwości uwzględnienia interakcji wyższego rzędu czy interakcji między innymi atrybutami ze względu na niewielką liczbę profiliw (12) przedstawioną do oceny respondentom oraz liczbę zmiennych sztucznych (6), które kodują poziomy poszczególnych atrybutów.

Obszarem przyszłych badań powinno się stać przygotowanie oprogramowania drugiej metody reprezentującej podejście dekompozycyjne, tj. metody wyborów dyskretnych.

Literatura

Akaah, I.P., Korgaonkar, P.K., *An empirical comparison of the predictive validity of self-explicated, huber-hybrid, traditional conjoint, and hybrid conjoint models*, „Journal of Marketing Research” 1983, vol. 20, s. 187-197.

- Bąk A., *Conjoint analysis jako metoda pomiaru postaw i preferencji konsumentów*, [w:] M. Walesiak (red.), *Pomiar w badaniach rynkowych i marketingowych*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu nr 856, Wydawnictwo AE, Wrocław 2000, s. 69-81.
- Bąk A., *Dekompozycyjne metody pomiaru preferencji w badaniach marketingowych*, Wydawnictwo AE, Wrocław 2004.
- Carmone F.J., Green P.E., Jain A.K., *Robustness of conjoint analysis: Some Monté Carlo results*, „Journal of Marketing Research”, vol. XV, May 1978, s. 300-303.
- Carmone F.J., Paul E.G., *Model misspecification in multiattribute parameter estimation*, „Journal of Marketing Research”, 18, February 1981, s. 87-93.
- Duliniec E., *Badania marketingowe w zarządzaniu przedsiębiorstwem*, PWN, Warszawa 1997.
- Hair J.F., Anderson R.E., Tatham R.L., Black W.C., *Multivariate Data Analysis with Readings*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs 1995.
- Steczkowski J., Zeliaś A., *Analiza wariacyjna i kowariancyjna w badaniach ekonomicznych*, PWN, Warszawa 1982.
- Walesiak M., Bąk A., *Conjoint analysis w badaniach marketingowych*, Wydawnictwo AE, Wrocław 2000.
- Walesiak M., Bąk A., *Realizacja badań marketingowych metodą conjoint analysis z wykorzystaniem pakietu statystycznego SPSS for Windows*, Wydawnictwo AE, Wrocław 1997.
- Walesiak M., Gatnar E. (red.), *Statystyczna analiza danych z wykorzystaniem programu R*, PWN, Warszawa 2009.
- Zwerina K., *Discrete Choice Experiments in Marketing*, Physica-Verlag, Heidelberg-New York 1997.
- Żuk B., *Biometria stosowana*, PWN, Warszawa 1989.

CONJOINT ANALYSIS MAIN EFFECTS AND INTERACTIONS MODELS IN PREFERENCE ANALYSIS OF INSURANCE COMPANIES CLIENTS

Summary: Conjoint analysis represents decompositional approach. This is statistical technique used in marketing research to determine how people value different features that make up an individual product or service. This method presents set of different profiles of goods or services (real or not) described by attributes to the respondents. On the basis of respondents preferences a decomposition approach is conducted to extract share of each attribute in whole profile's utility.

In the paper results of preference analysis of insurance companies clients with application of conjoint analysis main effects and interactions models are presented and compared. To obtain such a goal data collected by students was used.