

Mirosława Kaczmarek

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Wydział Zarządzania, Katedra Badań
Rynku i Usług
m.kaczmarek@ue.poznan.pl

ZASTOSOWANIE ANALIZY GŁÓWNYCH SKŁADOWYCH W EWALUACJI SKALI POMIARU UŻYTECZNOŚCI SERWISU INTERNETOWEGO

Streszczenie: Celem artykułu jest wskazanie przydatności metody głównych składowych w procesie tworzenia kwestionariusza, w którym zastosowanie znajdują złożone skale do pomiaru postaw, w szczególności skala Likerta. Bazą źródłową zaprezentowanych analiz są wyniki pomiaru opinii przeprowadzonego metodą ankiety audytoryjnej na temat jakości użytkowej serwisu internetowego Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu. W badaniach wykorzystano dwa kwestionariusze o różnej liczbie pozycji testowych. W pierwszym pomiarze zastosowano skalę złożoną z 15 pozycji, a w drugim – z 25 pozycji. W analizie wyników uwagę skoncentrowano na ocenie jednorodności stosowanych skal Likerta i możliwości wykorzystania metody głównych składowych w optymalizacji liczby pozycji w tych skalach.

Słowa kluczowe: użyteczność, serwis internetowy, skala Likerta, analiza czynnikowa.

Klasyfikacja JEL: M31, C18.

THE APPLICATION OF PRINCIPAL COMPONENT ANALYSIS IN THE CONSTRUCTION OF SCALE TO WEB USABILITY MEASUREMENT

Abstract: The aim of this article is to show the usefulness of principal component analysis in creating a questionnaire with use of composite scales to measure attitudes, particularly in the Likert scale. Analyses were performed by measuring the usability

of the University of Economics in Poznan website. In the research two questionnaires were used with varying numbers of test items. In the first measurement scale used consisted of 15 items, and in the second – 25 items. The analysis of the results was focused on the evaluation of homogeneity Likert scales which was used and the possibility of using the method of principal components in optimising the number of items in these scales.

Keywords: usability, website, Likert scale, factor analysis.

Wstęp

Prowadzenie badań empirycznych w obszarze nauk o zarządzaniu wymaga stosowania konkretnych narzędzi badawczych. Nawet pobieżna analiza zawartości prac naukowych jednoznacznie pokazuje, że pomimo rosnącej popularności badań jakościowych, nadal główną rolę odgrywają badania ilościowe prowadzone za pomocą kwestionariusza. Szczególnie w przypadku młodych badaczy często obserwuje się tworzenie obszernych kwestionariuszy. Dążenie do maksymalizacji informacji pozyskanej w ramach prowadzonych badań, co jest ze wszech miar postawą godną pochwały, z reguły stoi jednak w opozycji do efektywności prowadzonych badań. Długość kwestionariusza mierzona liczbą pytań przekłada się bowiem w wymierny sposób na koszt badań. Wraz ze wzrostem liczby pytań maleje skłonność do udziału w badaniu, a w przypadku badań prowadzonych kanałem internetowym czy telefonicznie wzrasta tendencja do ich przerwania. Stosunkowo krótki czas, który respondenci są skłonni przeznaczyć na udział w badaniu, wymaga więc stosowania narzędzia badawczego o przemyślanej konstrukcji. Prawdziwym wyzwaniem dla badacza jest sytuacja, gdy przedmiotem badań są zjawiska mające wieloaspektowy charakter, a takich nie brakuje w naukach o zarządzaniu (np. problemy motywacji i kompetencji pracowników, jakości produktów i usług). W tej sytuacji dobrym rozwiązaniem wydaje się stosowanie złożonych skal pomiarowych, takich jak: skala Likerta czy skala pozycyjna.

Celem artykułu jest wskazanie przydatności metody głównych składowych w procesie tworzenia kwestionariusza, w którym zastosowanie znajdują złożone skale do pomiaru postaw. W przeprowadzonej analizie uwaga koncentrować się będzie na wykorzystaniu metody głównych składowych w ocenie jednorodności skali Likerta i optymalizacji liczby pozycji tej skali.

1. Problemy konstruowania skali Likerta

Tworząc złożoną skalę pomiarową, badacz zadaje pytanie, ile pozycji powinna obejmować. Skala Likerta jest skalą nominalną złożoną z wielu pozycji testowych mających postać krótkich stwierdzeń (zdań oznajmujących). Do każdego z nich przyporządkowane są skale porządkowe, które pozwalają scharakteryzować postawę respondenta wobec zjawiska będącego przedmiotem pomiaru [Kaczmarczyk 2003, s. 127–129].

W literaturze przedmiotu z zakresu metodologii badań psychologicznych i społecznych w odniesieniu do budowy skali Likerta, która należy do najpopularniejszych złożonych skal do pomiaru postaw, zwraca się przede wszystkim uwagę na problem liczby stopni skali, za pomocą której oceniane są poszczególne stwierdzenia. Zdania badaczy są w tym względzie podzielone. Jako właściwe uznaje się zarówno skale dwu- i trzystopniowe [Lehmann i Hulbert 1972, s. 444–446], jak i liczące pięć i więcej stopni [Clarke 2000, s. 137–152]. Wzrost liczby stopni skali poprawia wprawdzie precyzję pomiaru, ale z drugiej strony powoduje większe rozproszenie odpowiedzi [Alwin 1997, s. 318–351; Grigg 1980, s. 29–43].

W przypadku skali Likerta równie ważny wydaje się problem liczby użytych stwierdzeń, gdyż zbyt duża liczba pozycji testowych prowadzić będzie do obniżenia jakości pomiaru, m.in. pojawiania się przypadkowych odpowiedzi, wynikających z chęci jak najszybszego zakończenia przez respondentów udziału w badaniu. Z drugiej jednak strony wygenerowanie zbyt małej liczby stwierdzeń może powodować, że nie zostaną ujęte istotne aspekty badanego zagadnienia. Problem liczby pozycji testowych skali Likerta próbuje się rozwiązać, przeprowadzając analizę jej rzetelności, najczęściej z zastosowaniem metody alfa Cronbacha i metody połówkowej [Hornowska 2005, s. 49–57]. Alternatywą dla tych rozwiązań pozwalającą wychwycić błędy w konstrukcji skali pomiarowej i poprawić jej jednorodność, może być metoda głównych składowych.

2. Procedura analityczna w metodzie głównych składowych

Metoda głównych składowych (*principal component analysis*) należy do najpopularniejszych technik statystycznych stosowanych w ramach analizy czynnikowej, wykorzystywanych w obszarze analizy zachowań konsumentów¹.

¹ Przykłady zastosowań analizy głównych składowych można znaleźć m.in. w następujących pozycjach: [Sagan 2003, s. 114–144; Smyczek 2012, s. 212–217; Garczarczyk 2004].

Decyduje o tym podstawowa jej właściwość, jaką jest możliwość przekształcania n skorelowanych zmiennych wyjściowych w n głównych składowych. Największą zaletą takiego rozwiązania jest możliwość ujęcia całości informacji zawartej w wariancji zmiennych w postaci niezależnych (ortogonalnych) składowych. Zastosowanie analizy głównych składowych pozwala zatem badaczowi dokonać redukcji dużej ilości informacji do niewielkiej liczby złożonych wymiarów określanych mianem składowych.

Podstawowe równanie analizy głównych składowych ma postać:

$$z_j = b_{j1}S_1 + b_{j2}S_2 + b_{j3}S_3 + \dots + b_{jn}S_n$$

gdzie:

z_j – j -ta zmienna ($j = 1, 2, \dots, n$),
 $S_1 \dots S_n$ – główne składowe,
 $b_{j1} \dots b_{jn}$ – współczynniki głównych składowych.

Główne składowe są tak wyodrębniane, że pierwsza z nich wyjaśnia największą część całkowitej wariancji zmiennych wyjściowych, kolejna jest ortogonalna do pierwszej i wyjaśnia największą część łącznej wariancji zmiennych, która nie została przez nią wyjaśniona itd. Liczba głównych składowych potrzebna do wyjaśnienia całości wariancji wspólnej analizowanych zmiennych jest równa ich liczbie, jednak w praktyce uwzględnia się najczęściej kilka pierwszych składowych, które wyjaśniają większość całkowitej wariancji wyjściowych zmiennych. Za akceptowalne można przyjąć rozwiązanie, w którym składowe wyjaśniają ponad 60% całkowitej wariancji.

Procedura analityczna w metodzie głównych składowych jest dobrze opisana w literaturze przedmiotu, szczególnie z zakresu metodologii badań psychologicznych, niemniej warto przytoczyć jej najważniejsze założenia. Czynności analityczne obejmują następujące działania²:

- 1) dobór zmiennych do analizy,
- 2) wyznaczenie macierzy korelacji i eliminacja zmiennych nieskorelowanych,
- 3) wyodrębnienie czynników i dokonanie ich rotacji,
- 4) interpretacja uzyskanych wyników.

Na etapie selekcji zmiennych zakłada się, że ich liczba powinna być mniejsza od liczby przypadków, nie ma jednak zgodności co do wielkości proporcji liczby przypadków w stosunku do liczby zmiennych. Według różnych

² Szerokie omówienie metod analizy czynnikowej wraz z empirycznymi przykładami zastosowań można znaleźć w pracach: [Okóń 1968; Zakrzewska 1994; Pluta 1977].

koncepcji stosunek ten waha się pomiędzy 5 do 1 i 2 do 1. Z kolei minimalną liczebność próby określa się na co najmniej 50 przypadków [Zakrzewska 1994, s. 57–58]. Ponadto w doborze zmiennych obok ich liczby istotne znaczenie ma zastosowany poziom pomiaru. Stosowanie analizy głównych składowych wymaga dysponowania zmiennymi mierzonymi na skali interwałowej, niemniej jednak dopuszcza się jej stosowanie także do pomiaru prowadzonego na skalach porządkowych pięcio- i siedmiostopniowych [Sagan 2004, s. 89].

W przeprowadzeniu właściwej selekcji zmiennych ważną rolę odgrywa analiza macierzy korelacji. Warunkiem poprawnego metodycznie stosowania metody jest eliminacja zmiennych nieskorelowanych ze sobą. Również zbyt niskie współczynniki korelacji pomiędzy zmiennymi najczęściej podważają zasadność stosowania analizy głównych składowych, gdyż słabo skorelowane zmienne nie prowadzą do stworzenia silnych i łatwo interpretowalnych czynników wspólnych. Zanim zostanie wyznaczona macierz korelacji, warto sprawdzić, czy analizowane zmienne mają odpowiednie właściwości statystyczne, a więc przede wszystkim to, czy ich odchylenie standardowe jest różne od zera oraz zależność pomiędzy zmiennymi nie ma krzywoliniowego charakteru. Ważną miarą oceny adekwatności doboru zmiennych do analizy głównych składowych jest wskaźnik Kaisera-Meyera-Olkina (KMO) będący ilorazem współczynników korelacji pomiędzy zmiennymi i współczynników korelacji cząstkowej tych zmiennych. Wskaźnik KMO pozwala stosunkowo precyzyjnie określić, na ile daną macierz korelacji można traktować jako rezultat oddziaływania wspólnych czynników, dlatego im bliższą jedności przyjmuje on wartość, tym model czynnikowy lepiej nadaje się do wyjaśnienia struktury danej macierzy korelacji. Zasadność stosowania analizy głównych składowych podważa wartość wskaźnika KMO poniżej 0,5.

Kolejnym problemem stojącym przed badaczem jest określenie liczby składowych, które w analizie głównych składowych zwyczajowo nazywane są czynnikami, a więc tak samo, jak i w innych technikach należących do analizy czynnikowej. Decyzja ta ma charakter arbitralny, istnieje jednak wiele kryteriów pomocnych przy jej podejmowaniu. Do najpopularniejszych należą:

- kryterium wartości własnej Kaisera – zakłada się, że wartość własna każdej głównej składowej powinna być większa od 1, czyli wariancji pojedynczej zmiennej;
- kryterium osypiska (Cattella) – wartości własne prezentowane są w formie wykresu liniowego i należy pozostawić tyle czynników, ile spośród nich tworzy „zbocze”, a zignorować te, które tworzą „osypisko”;

- kryterium wystarczającej proporcji wyjaśnionej wariancji – liczba składowych jest w tym przypadku określana przez ustaloną przez badacza wielkość wyjaśnianej przez nie wariancji;
- kryterium Jolliffe – w analizie należy uwzględnić te składowe, których wartość własna jest większa od 0,7, gdyż w badaniach prowadzonych na próbie badawczej błąd losowy może prowadzić do zaniżenia wartości własnej głównej składowej.

W kolejnym kroku, w celu ułatwienia interpretacji uzyskanego rozwiązania, dokonuje się rotacji czynników (głównych składowych), tak aby każda zmienna miała wysoki ładunek tylko w jednym czynniku (składowej), ten zaś miał przynajmniej kilka ładunków o wartości bliskiej 0 i kilka ładunków bliskich 1 lub -1 . Do najczęściej stosowanych sposobów rotacji należy rotacja ortogonalna *Varimax*, której celem jest maksymalizacja wariancji znormalizowanych ładunków czynnikowych dla każdego czynnika. W sytuacji gdy wyodrębnione czynniki mogą być ze sobą skorelowane, sugeruje się stosowanie rotacji nieortogonalnych *Oblimin* lub *Promax*.

Znając brzmienie stwierdzeń, można podjąć próbę dokonania analizy treściowej, czyli nazwania wyodrębnionych czynników. W sytuacji gdy analiza głównych składowych jest stosowana w celu oceny wymiarowości i jednorodności skali, dodatkowym krokiem, który musi wykonać badacz, jest wyeliminowanie takich pozycji, które są słabo powiązane z pozostałymi, mierzącymi tę samą właściwość. W ten sposób ze skali składającej się z wielu stwierdzeń można usunąć zarówno te z nich, które nie są specyficzne dla żadnego czynnika i tak samo silnie korelują z dwoma lub większą liczbą czynników, jak i takie, które słabo korelują ze wszystkimi czynnikami.

3. Przykład analizy wewnętrznej struktury skali z wykorzystaniem metody głównych składowych

Zgodnie z przedstawionym powyżej algorytmem metody procedura analityczna, mająca na celu dokonanie oceny wymiarowości i jednorodności skali, obejmowała następujące działania:

Krok 1 – dobór zmiennych do analizy

Jako baza źródłowa prowadzonej analizy wymiarowości złożonej skali oceny jakości użytkowej serwisu internetowego Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu posłużyły dane z badania przeprowadzonego metodą ankiety audytoryjnej w listopadzie 2014 roku na próbie 50 studentów tej uczelni.

Pomiar ich opinii przeprowadzono dwukrotnie. Najpierw studenci otrzymali kwestionariusz złożony z 15 pozycji testowych (stwierdzeń) dotyczących jakości użytkowej serwisu internetowego uczelni, a następnie jego rozszerzoną wersję obejmującą 25 pozycji. W obydwu przypadkach osoby biorące udział w badaniu ustosunkowywały się do zawartych w kwestionariuszu stwierdzeń za pomocą pięciostopniowej skali porządkowej, w której opisany został pierwszy i ostatni stopień. Zastosowana skala miała następującą postać: 1 – całkowicie nie zgadzam się, a 5 – całkowicie zgadzam się.

Krok 2 – wyznaczenie macierzy korelacji i eliminacja zmiennych nieskorelowanych

Analiza korelacji poprzedzona została oceną wartości uzyskanych statystyk opisowych, w szczególności odchylenia standardowego. W obydwu przeprowadzonych pomiarach dla wszystkich zmiennych uzyskano wartości odchylenia standardowego różne od zera. Na podstawie przeprowadzonej analizy korelacji ze zbioru 15 stwierdzeń charakteryzujących jakość użytkową serwisu internetowego UEP wyeliminowano pozycję „sposób poruszania się po serwisie UEP jest całkowicie intuicyjny” i „wielkość i krój czcionki pozwalają bez problemu odczytać informacje na stronie”. W przypadku tych zmiennych wystąpiły odpowiednio trzy i cztery istotne statystycznie korelacje (na 14 możliwych). Natomiast z drugiego zbioru danych obejmującego 25 stwierdzeń, oprócz pozycji „sposób poruszania się po serwisie UEP jest całkowicie intuicyjny” z dalszej analizy wyłączono także pozycję „kolory użyte w serwisie nie męczą wzroku”, dla której stwierdzono tylko 6 istotnych statystycznie korelacji (na 24 możliwe). Uzyskane wartości wskaźnika KMO, odpowiednio: 0,72 i 0,64, pozwoliły podjąć pozytywną decyzję w zakresie możliwości wykorzystania analizy głównych składowych do wyjaśnienia struktury obydwu macierzy korelacji.

Krok 3 – wyodrębnienie czynników i dokonanie ich rotacji

Przygotowanie zbiorów danych złożonych odpowiednio z 13 zmiennych i 23 zmiennych spełniających założenia analizy głównych składowych umożliwiło przejście do kolejnego kroku, jakim jest wyodrębnienie czynników. Stosując kryterium wartości własnej Kaisera i rotację *Varimax*, wyodrębniono odpowiednio: 3 i 4 czynniki, które wyjaśniają ogółem 66,3% i 65,9% wariancji.

Krok 4 – interpretacja uzyskanych wyników

Analiza głównych składowych pozwala określić, w ilu wymiarach jest mierzona jakość użytkowa serwisu internetowego UEP, czyli wskazać podskale, które można wyodrębnić w ramach konstruktów składającego się z kilkunastu

pozycji. W tabeli 1 zaprezentowano zależności pomiędzy 13 stwierdzeniami i czynnikami (podskalami) uzyskanymi na ich podstawie. Pogrubioną czcionką zaznaczono te wartości ładunków czynnikowych, na podstawie których dokonano przyporządkowania analizowanych stwierdzeń do odpowiednich podskal. Wyodrębniono następujące czynniki (podskale):

- estetyka serwisu – wyjaśnia aż 37% wariancji i obejmuje elementy jakości serwisu, które odnoszą się do jego szaty graficznej;
- informacje i nawigacja serwisu – tłumaczy 20,9% wariancji i wyróżnia się wysoką wartością ładunków czynnikowych dla tych stwierdzeń, które dotyczą informacji zawartych w serwisie i możliwości ich wyszukiwania;
- komunikatywność serwisu – wyjaśnia niespełna 8% wariancji obejmuje elementy decydujące o komunikatywności serwisu dla użytkownika.

Na podstawie utworzonych czynników i analizy wartości ładunków czynnikowych można zidentyfikować te pozycje testowe skali, które są najsłabiej powiązane z pozostałymi, mierzącymi tę samą właściwość, a więc określić, które z nich należałoby usunąć z kwestionariusza. Pozycją, która nie jest specyficzna dla żadnego z wyodrębnionych czynników, okazało się stwierdzenie „w serwisie dostępna jest szczegółowa informacja o ofercie uczelni i warunkach studiów”.

Tabela 1. Analiza wymiarowości skali złożonej z 13 stwierdzeń określających jakość użytkową serwisu internetowego UEP

Zmienne wyjściowe – 13 stwierdzeń zastosowanych w kwestionariuszu w pierwszym pomiarze	Wyodrębnione czynniki (podskale)		
	estetyka serwisu	informacje i nawigacja serwisu	komunikatywność serwisu
Zakres informacji na poszczególnych stronach serwisu odpowiada moim oczekiwaniom	0,38	0,57	0,09
Wyszukiwarka dostępna w serwisie UEP pozwala bez problemu znaleźć poszukiwane informacje	0,20	0,71	-0,28
Szata graficzna witryny sprawia wrażenie dopracowanej w najdrobniejszych szczegółach	0,79	0,02	0,11
W serwisie dostępna jest szczegółowa informacja o ofercie uczelni i warunkach studiów	0,44	0,39	0,50
Informacje w serwisie wyszukuje się bardzo łatwo	0,18	0,74	-0,02

cd. tabeli 1

Zmienne wyjściowe – 13 stwierdzeń zastosowanych w kwestionariuszu w pierwszym pomiarze	Wyodrębnione czynniki (podskale)		
	estetyka ser- wisu	informacje i nawigacja serwisu	komunikatyw- ność serwisu
Układ menu serwisu internetowego pozwala łatwo odnaleźć poszczególne kategorie informacji	0,10	0,83	0,14
Informacje w serwisie wyszukiwane się bardzo szybko	–0,03	0,85	0,11
Serwis internetowy korzystnie oddziału- je na budowę pozytywnego wizerunku przez UEP	0,74	0,18	0,26
Kolor tekstu dobrze kontrastuje z tłem witryny	0,38	–0,25	0,70
Szata graficzna serwisu UEP jest este- tyczna i przyjazna dla oka	0,63	–0,10	0,38
Układ i rozmieszczenie elementów na poszczególnych stronach serwisu jest spójny i logiczny	0,62	0,31	0,22
Stosowane w serwisie ikony i symbole graficzne są w pełni komunikatywne	–0,01	0,35	0,79
Witryna ma interesujący, nowoczesny wygląd (design)	0,64	–0,13	0,38
Wartość własna	4,85	2,72	1,04
Wyjaśniana wariancja (w %)	37,34	20,93	8,01

Źródło: Na podstawie przeprowadzonych badań.

W analogiczny sposób przeprowadzono analizę zależności pomiędzy 23 stwierdzeniami i uzyskanymi na ich podstawie czynnikami (tabela 2). W tym przypadku wyodrębniono 4 czynniki (podskale), które nazwano:

- zawartość informacyjna – wyjaśnia 38,9% wariancji i obejmuje elementy jakości, które dotyczą zakresu informacji dostępnych na stronach serwisu;
- estetyka serwisu – wyjaśnia 14,1% wariancji i cechuje się wysoką wartością ładunków w zakresie stwierdzeń odnoszących się do projektu i estetyki wykonania szaty graficznej;
- nawigacja serwisu – tłumaczy 5,7% wariancji i obejmuje stwierdzenia, które dotyczą łatwości poruszania się w serwisie;
- prezentacja informacji w serwisie – wyjaśnia 5,5% wariancji i odnosi się do układu i sposobu wizualizacji informacji w serwisie.

Tabela 2. Analiza wymiarowości skali złożonej z 23 stwierdzeń określających jakość użytkową serwisu internetowego UEP

Zmienne wyjściowe – 23 stwierdzenia zastosowane w kwestionariuszu w drugim pomiarze	Wyodrębnione czynniki (podskale)			
	zawartość informacyjna serwisu	estetyka serwisu	nawigacja serwisu	prezentacja informacji w serwisie
Nazwy (tytuły) w menu głównym serwisu pasują do ich zawartości	0,22	0,43	0,11	0,41
Zakres informacji na poszczególnych stronach serwisu odpowiada moim oczekiwaniom	0,73	0,16	0,26	0,12
Wyszukiwarka dostępna w serwisie UEP pozwala bez problemu znaleźć poszukiwane informacje	0,36	0,02	0,08	0,48
„Kafelkowa” struktura poszczególnych stron ułatwia nawigację i dotarcie do potrzebnych informacji	–0,15	0,37	0,54	0,55
Informacje na poszczególnych stronach są prezentowane w przejrzysty sposób	0,02	0,42	0,11	0,68
Szata graficzna witryny sprawia wrażenie dopracowanej w najdrobniejszych szczegółach	0,15	0,67	0,13	0,26
W serwisie dostępna jest szczegółowa informacja o ofercie uczelni i warunkach studiów	0,77	0,24	0,07	0,01
Wielkość i krój czcionki pozwalają bez problemu odczytać informacje na stronie serwisu	0,21	0,77	–0,20	0,15
Student może znaleźć w serwisie wszystkie niezbędne informacje związane z warunkami i organizacją studiów	0,34	0,49	–0,05	0,29
Ilość i stopień szczegółowości informacji dostępnych w serwisie w pełni zaspokajają moje potrzeby	0,80	0,10	–0,04	0,26
Informacje w serwisie wyszukuje się bardzo łatwo, za pomocą kilku „kliknięć”	0,52	0,06	0,34	0,56
Układ menu serwisu internetowego pozwala łatwo odnaleźć poszczególne kategorie informacji	0,37	0,12	0,52	0,31
Informacje w serwisie wyszukuje się bardzo szybko	0,41	0,05	0,76	0,17

cd. tabeli 2

Zmienne wyjściowe – 23 stwierdzenia zastosowane w kwestionariuszu w drugim pomiarze	Wyodrębnione czynniki (podskale)			
	zawartość informacyjna serwisu	estetyka serwisu	nawigacja serwisu	prezentacja informacji w serwisie
Serwis internetowy korzystnie oddziałuje na budowę pozytywnego wizerunku przez UEP	0,69	0,38	0,37	0,08
Kolor tekstu dobrze kontrastuje z tłem witryny	0,21	0,78	0,10	0,12
Szata graficzna serwisu UEP jest estetyczna i przyjazna dla oka	0,25	0,87	0,08	0,13
Szybko wiadomo, co i w jakim zakresie oferuje serwis	0,66	0,11	0,02	0,53
Układ i rozmieszczenie elementów na poszczególnych stronach serwisu jest spójny i logiczny	0,48	0,14	0,26	0,64
Stosowane w serwisie ikony i symbole graficzne są w pełni komunikatywne	0,20	0,68	0,29	0,28
Elementy graficzne pasują do prezentowanych informacji	0,00	0,71	0,23	0,09
Witryna ma interesujący, nowoczesny wygląd (design)	0,00	0,77	0,14	–0,20
Nie ma żadnych elementów, które odwracają uwagę, przeszkadzają mi w przeglądaniu witryny	0,16	0,66	–0,36	0,45
Strona internetowa UEP bardzo mi się podoba	0,49	0,39	0,48	0,16
Wartość własna	9,74	3,52	1,43	1,38
Wyjaśniana wariancja (w %)	38,94	14,10	5,72	5,51

Źródło: Na podstawie przeprowadzonych badań.

W porównaniu z wynikami prezentowanym dla 13 stwierdzeń uzyskano rozwiązanie znacznie gorszej jakości. Uwagę zwraca przede wszystkim niska wartość wyjaśnianej wariancji przez trzeci i czwarty czynnik. Ponadto analiza wartości ładunków czynnikowych pokazuje, że występują aż trzy stwierdzenia, które ze względu na ich niską wartość (poniżej 0,5) nie są specyficzne dla żadnego z czynników i można je usunąć ze skali. Są to następujące pozycje: „strona internetowa UEP bardzo mi się podoba”, „wyszukiwarka dostępna w serwisie UEP pozwala bez problemu znaleźć poszukiwane informacje” oraz „nazwy (tytuły) w menu głównym serwisu pasują do ich zawartości”.

Z kolei takie stwierdzenia, jak: „kafelkowa struktura poszczególnych stron ułatwia nawigację i dotarcie do potrzebnych informacji”, „informacje w serwisie wyszukuje się bardzo łatwo, za pomocą kilku „kliknięć” oraz „szybko wiadomo, co i w jakim zakresie oferuje serwis”, silnie korelują z dwoma czynnikami, a więc nie są specyficzne dla żadnego z nich. Również zatem i te pozycje należałoby wyeliminować z kwestionariusza i tym samym zmniejszyć liczbę stwierdzeń z 23 do 18. Przypomnijmy, że w przypadku skali złożonej z 13 pozycji do usunięcia zostało zakwalifikowane tylko jedno stwierdzenie. Tym samym więc zastosowanie rozbudowanej wersji skali Likerta nie poprawiło precyzji pomiaru jakości użytkowej serwisu internetowego UEP.

Zakończenie

Mając na uwadze optymalizację budowy złożonej skali do pomiaru postaw, decyzja o usunięciu ze skali Likerta stwierdzeń, które nie są specyficzne dla żadnego czynnika, nie powinna być podejmowana w sposób mechaniczny i bezrefleksyjny. Duża liczba pozycji skali, które nie są specyficzne dla żadnego czynnika, powinna stać się raczej sygnałem do przyjrzenia się konstrukcji „wadliwych” stwierdzeń od strony leksykalnej. Oczywiście za ich oceną powinna stać merytoryczna znajomość badanego zjawiska. W przypadku serwisu internetowego mamy do czynienia z pewną kompleksową strukturą kształtowaną przez takie elementy, jak: zawartość informacyjna, design i layout, struktura i nawigacja oraz komunikacja z użytkownikiem. Konstrukcja skali powinna uwzględniać także wymagania dotyczące użyteczności serwisu internetowego funkcjonujące w literaturze przedmiotu pod nazwą heurystyk Nielsena [Nielsen 1993, s. 26]. Zakładają one, że obsługa serwisu powinna być łatwa do nauczenia się przez użytkownika i nawet w sytuacji, gdy korzysta z niego po raz pierwszy, powinien bez większych problemów wykonać zamierzone działania. Serwis internetowy musi zapewniać wysoką wydajność użytkownika w wykonaniu zadania, ponadto jego obsługa powinna być łatwa do zapamiętania. Obsługa serwisu powinna być także wygodna, a błędy, które użytkownik może popełnić w trakcie korzystania z niego powinny być nieliczne i łatwe do wyeliminowania.

Tworząc skalę pomiaru użyteczności serwisu internetowego, warto również odwołać się do zapisów normy ISO 9241-11: Wskazówki dotyczące użyteczności [*Ergonomic requirements* 1998, s. 2–3], zgodnie z którymi podstawowymi wyznacznikami użyteczności są: skuteczność, tj. zgodność uzyskanych efektów z zamierzeniami, wydajność, czyli relacja poniesionych nakładów

(zużytych zasobów) do uzyskanych efektów oraz satysfakcja rozumiana jako zadowolenie użytkownika wynikające z używania z produktu.

Jak się wydaje, w kontekście prezentowanych powyżej wyników, podejmując próbę modyfikacji pozycji testowych w skali Likerta, trzeba zwrócić szczególną uwagę na to, by były sformułowane w sposób możliwie prosty i jednoznaczny. Wymagania te nie zawsze łatwo spełnić w praktyce, szczególnie gdy przedmiotem pomiaru są zjawiska „wielowymiarowe”, a do takich należy zagadnienie użyteczności serwisów internetowych. W odniesieniu do stwierdzenia „kafelkowa struktura poszczególnych stron ułatwia nawigację i dotarcie do potrzebnych informacji” można by zaproponować usunięcie jego drugiej części odnoszącej się do zawartości informacyjnej serwisu. W podobny sposób można skrócić stwierdzenie „informacje w serwisie wyszukuje się bardzo łatwo, za pomocą kilku „kliknięć”, gdyż nie zawsze łatwość wyszukiwania musi być tożsama z niewielką liczbą ruchów myszką czy operacji na klawiaturze, a wynikać z budowy i sposobu funkcjonowania wyszukiwarki. W przypadku tej pozycji skali mamy więc do czynienia z możliwością jej wieloznacznej interpretacji.

Niejednoznaczność i swoboda interpretacyjna jest charakterystyczna dla stwierdzenia „szybko wiadomo, co i w jakim zakresie oferuje serwis”. Równie niekonkretnie brzmi także pozycja „strona internetowa UEP bardzo mi się podoba”, co znalazło odzwierciedlenie w niskiej wartości ładunków czynnikowych, a w efekcie niemożności przyporządkowania tej pozycji do jakiegokolwiek czynnika. Dla porównania, brzmiące w sposób jednoznaczny stwierdzenia, takie jak: „informacje w serwisie wyszukuje się bardzo szybko” czy „kolor tekstu dobrze kontrastuje z tłem witryny”, w obydwu przeprowadzonych pomiarach wykazują silną korelację tylko z jednym czynnikiem. Te przykłady pokazują, że operowanie krótkimi, konkretnymi stwierdzeniami, które nie pozwalają respondentom na swobodę interpretacyjną, może w znacznym stopniu przyczynić się do udoskonalenia konstrukcji skali pomiarowej i tym samym do poprawy jakości pomiaru zjawisk o złożonym charakterze. Można oczekiwać, że wysiłek podjęty przez badacza w tym zakresie zostanie pozytywnie zweryfikowany po zastosowaniu metody głównych składowych.

Bibliografia

- Alwin, D.F., 1997, *Feeling Thermometers vs. 7-point Scales*, Sociological Methods and Research, no. 25 (3).

- Clarke, I., 2000, *Extreme Response Style in Cross-cultural Research: an Empirical Investigation*, Journal of Social Behavior & Personality, no. 15 (1).
- Ergonomic Requirements for Office Work with Visual Display Terminals (VDTs) – Part 11: Guidance on Usability*, 1st ed., 15.03.1998.
- Garczarczyk, J. (red.), 2004, *Modele jakości usług finansowych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań.
- Grigg, A.O., 1980, *Some Problems Concerning the Use of Rating Scales for Visual Assessment*, Journal of the Market Research Society, 22, no. 1.
- Hornowska, E., 2005, *Testy psychologiczne. Teoria i praktyka*, Wydawnictwo Naukowe SCHOLAR, Warszawa.
- Kaczmarczyk, S., 2003, *Badania marketingowe. Metody i techniki*, PWE, Warszawa.
- Lehmann, D.R., Hulbert, J., 1972, *Are Three-point Scales Always Good Enough?*, Journal of Marketing Research, no. 9, November.
- Nielsen, J., 1993, *Usability Engineering*, Morgan Kaufman, San Francisco.
- Okóń, J., 1968, *Analiza czynnikowa w psychologii*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Pluta, W., 1977, *Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach ekonomicznych*, PWE, Warszawa.
- Sagan, A., 2004, *Badania marketingowe. Podstawowe kierunki*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.
- Sagan, A., 2003, *Symbolika produktu w systemie komunikacji marketingowej. Studium teoretyczno-metodologiczne*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.
- Smeczek, S., 2012, *Nowe trendy w zachowaniach konsumentów na rynkach finansowych*, Wydawnictwo Placet, Warszawa.
- Zakrzewska, M., 1994, *Analiza czynnikowa w budowaniu i sprawdzaniu modeli psychologicznych*, Wydawnictwo Naukowe UAM w Poznaniu, Poznań.