

OCENA JAKOŚCI ŻYCIA WSCHODZĄCEJ KLASY WYŻSZEJ W POLSCE

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY
Nr 11 (17)

Stanisław Maciej Kot*, Teresa Słaby**

*Politechnika Gdańska, ** Szkoła Główna Handlowa w Warszawie

ISSN 1644-6739

Streszczenie: W pracy zastosowano dwa modele teoretyczne do oceny jakości życia wschodzącej klasy wyższej w Polsce. Jakość życia wyrażono na 5-stopniowej skali Likerta za pomocą wskaźnikowej zmiennej *zadowolenie z życia*. Model pierwszy zakłada ciągły charakter pomiaru wyników skali Likerta i wykorzystuje ortogonalną regresję epsilon. Model drugi respektuje porządkowy pomiar skali Likerta i korzysta z porządkowej regresji logistycznej. Dane statystyczne pochodzą z badań ankietowych przeprowadzonych wśród 90 respondentów z klasy wyższej w Warszawie. Oba modele zidentyfikowały następujące predyktory zadowolenia z życia: zadowolenie z małżeństwa, zadowolenie z pracy oraz płeć respondenta. To oznacza, że skala pomiaru nie miała znaczenia przy ocenie zadowolenia z życia wschodzącej klasy wyższej w Polsce.

Słowa kluczowe: klasa wyższa, jakość życia, skala Likerta, regresja epsilon, porządkowa regresja logistyczna.

1. Wstęp

Celem pracy jest porównanie wyników dwóch metod modelowania jakości życia wschodzącej klasy wyższej w Polsce. Jakość życia reprezentuje zmienna zależna *zadowolenie z życia*, mierzona na 5-stopniowej skali Likerta (1932). W pierwszej metodzie, nazywanej dalej modelem 1, porządkowy z natury charakter pomiaru na skali Likerta traktuje się jako pomiar na skali ilorazowej. Do ustalenia determinant zadowolenia z życia korzysta się z regresji ortogonalnej w wersji znanej jako metoda epsilon [Johnson 2000]. Metoda druga, nazywana dalej modelem 2, respektuje porządkowy pomiar zmiennej zależnej, a do ustalenia determinant stosuje się porządkową regresję logistyczną [Cameron, Trivedi 2005; Long, Freese 2006]. Przeprowadzone w pracy badania empiryczne pozwalają na sformułowanie następującej hipotezy: modele 1 i 2 zgodnie identyfikują główne czynniki determinujące jakość życia wschodzącej klasy wyższej w Polsce.

Traktowanie wyników uzyskanych za pomocą skali Likerta jako pomiarów na skali interwałowej lub ilorazowej zamiast na właściwej tu skali porządkowej jest dość powszechne (por. m.in. [Lord 1953; Kampen, Swyngedouw 2000; Francuz, Mackiewicz 2005, s. 390]). Jednakże badacze nie zawsze zdają sobie sprawę z tego, że takie podejście jest dopuszczalne jedynie przy dodatkowych i stosunkowo mocnych założeniach. Nieświadomość tych założeń bądź świadome ich ignorowanie stanowią swoistą pułapkę metodologiczną, która może prowadzić do fałszywych konkluzji.

Należy dodać, że nie jest łatwe sprawdzenie, czy w konkretnym przypadku są spełnione wspomniane założenia. Z tego powodu zdecydowaliśmy się na analizowanie problemu jakości życia klasy wyższej w Polsce za pomocą dwóch metod (modeli). W przypadku obu metod zadowolenie z życia potraktowano jako nieobserwowalną (latentną) zmienną ciągłą. Skala Likerta dostarczałaby wówczas pośrednich pomiarów owej zmiennej. Wiadomo, że są to pomiary na skali porządkowej. W modelu 1 przyjęto dodatkowe, mocne założenie, iż są to pomiary na skali ilorazowej, a więc istnieje tu jednostka pomiaru i zero absolutne. Takie założenia uprawomocniają stosowanie metod regresji, szczególności w wersji epsilon. Model 2 respektuje porządkowy charakter wyników skali Likerta, a więc uchyla mocne założenie dodatkowe modelu 1. To pozwala na oszacowanie parametrów logitowej regresji porządkowej. Gdyby wyniki uzyskane na podstawie obu modeli okazały się zgodne, mocne założenie dodatkowe modelu 1 można by uznać za spełnione, przynajmniej w odniesieniu do badanego problemu jakości życia klasy wyższej. Rozstrzygnięcie problemu, czy taka zgodność wyników obu modeli zachodzi, czy też nie, stanowi główny cel niniejszych badań.

Dalszy układ pracy jest następujący. W punkcie 2 przedstawiamy dane statystyczne, na podstawie których szacowano modele 1 i 2. W punkcie 3 prezentujemy – w dużym skrócie – metodę epsilon oraz wyniki estymacji modelu 1. Punkt 4 jest poświęcony jest prezentacji istotnych elementów porządkowej regresji logistycznej i wynikiem estymacji modelu 2. Całość pracy wieńczy zakończenie, w którym są zestawione główne wnioski wynikające z przeprowadzonych badań.

2. Dane statystyczne

Wykorzystane w niniejszej pracy dane statystyczne zaczerpnięto z wyników badań wschodzącej klasy wyższej przeprowadzonych przez zespół autorski [Bombol, Słaby, Wójcik 2011-2012]. Próbę stanowiło 90 osób pracujących na stanowiskach kierowniczych w Warszawie i zarabiających powyżej 5000 zł miesięcznie, ewentualnie spłacających kredyty i/lub pracujących na kierowniczym stanowisku, a także mogących posiadać odziedziczony majątek. Wywiady badanymi przeprowadzili doświadczeni ankieterzy firmy 4P Research Mix w okresie luty-marzec 2012 r., korzystając z autorskiego kwestionariusza ankietowego. Głównym celem badania była diagnoza wpływu zachowań konsumenckich charakterystycznych dla merkantylizmu materialnego na odczuwaną jakość życia.

Termin „merkantylizm psychiczny” wprowadzili do metodologii badań jakości życia psychologowie, aby nadać znaczenie zachowaniom konsumenckim charakterystycznym dla konsumpcjonizmu, które także aktualnie kształtują jakość życia [Janiec, Górnik-Durose 2010]. Tym samym wydaje się konieczna próba odpowiedzi na pytanie, w jakim stopniu odczuwana subiektywnie jakość życia może mieć swe źródła nie tylko w sferze emocji i przeżyć, ale również w sferze materialnej – dzięki wysokim dochodom oraz posiadaniu dóbr materialnych. W badaniu jakość życia była charakteryzowana przez użycie szeroko rozumianego terminu „zadowolenie z życia”.

Losowość wykorzystanej próby jest dość ograniczona ze względu na trudności w dotarciu do osób, które spełniały postawione kryterium wysokości dochodu i zgodziły się na udział w badaniu ankietowym. Podstawowe rozkłady respondentów według wyróżnionych cech typologicznych (płci, wieku, stanu cywilnego, wykształcenia, stopnia naukowego oraz wykonywanego zawodu) zostały przedstawione w tab. 1.

Z danych zawartych w tab. 1 i dodatkowych nieprezentowanych w tej tabeli rozkładów wynika, że połowę badanej grupy przedstawicieli wschodzącej klasy wyższej w Polsce stanowiły kobiety. Respondentami były głównie osoby między 30 a 50 rokiem życia. Blisko połowę badanej grupy stanowiły osoby w wieku 30-39 lat, zaś jedną trzecią grupy badanej – osoby w wieku 40-49 lat.

Tabela 1. Struktura próby ze względu na cechy demograficzne i ekonomiczne

Cecha	Wariant	%
Płeć	kobieta	51
	mężczyzna	49
Wiek	20-30	6
	30-40	47
	40-50	32
	50-60	9
	60-70	4
	70 lub więcej	2
Stan cywilny	kawaler/panna	19
	żonaty/zamężna	68
	rozwidziony(-a)/w separacji	9
	wdowiec/wdowa	2
	odmowa odpowiedzi	2
Wykształcenie	średnie	6
	wyższe	94
Liczba osób w gospodarstwie domowym	1	12
	2	20
	3	28
	4	33
	5 lub więcej	6
Dochód/osobę [tys. zł]	5-10	43
	10-15	19
	15-20	4
	20 lub więcej	33
Źródło dochodu	praca w cudzej firmie	56
	praca we własnej firmie	50
	odziedziczony majątek	8
	rodzinne źródło dochodu	7
Dobra oddziedziczone	dom	32
	ziemia	31
	mieszkanie	18
	przynajmniej jedno z powyższych	59

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badania (luty/marzec 2012 r.).

Największy odsetek ankietowanych to osoby zamężne. Większość badanych miało wykształcenie wyższe (tytuł magistra). Spośród 85 osób, które ukończyły studia wyższe, 21 studiowało dwa kierunki, a dwie osoby studiowały trzy kierunki. Kolejny etap edukacji (np. studia podyplomowe) podejmowany był dopiero po zakończeniu

nauki na polskiej uczelni. Kształcenie za granicą było mało powszechne wśród badanych przedstawicieli klasy wyższej.

Ponadto w badanej grupie najwięcej było osób prowadzących własną firmę. Blisko połowę badanej grupy stanowili respondenci mający dochód miesięczny netto na osobę między 5 a 10 tys. zł. Nieliczni respondenci czerpali zyski z dóbr odziedziczonych bądź majątku należącego do członków rodziny. Trzeba zaznaczyć, że w pytaniu o źródło dochodu respondenci mogli zaznaczyć więcej niż jedną odpowiedź.

Odziedziczony majątek (dom, mieszkanie lub ziemię) posiadało ok. 60% badanych; najczęściej dziedziczyli oni dom i ziemię, ok. 30% ogółu swoją drogę zawodową rozpoczynało, mając zaplecze finansowe w postaci odziedziczonego majątku. 60% respondentów miało kredyt hipoteczny. Kredyty zaciągane w bankach w zdecydowanej większości były przeznaczane na cele inwestycyjne (80% wskazań), rzadziej na konsumpcję (30%). Rezultaty badania wskazały, że grupa badanych przedstawicieli klasy wyższej była dość zadłużona.

W tabeli 2 przedstawiono wyniki ocen zadowolenia z życia i jego wyróżnionych aspektów.

Tabela 2. Empiryczne rozkłady dotyczące zadowolenia z życia w ogóle i zadowolenia z wyróżnionych aspektów (w %)

Zadowolenie z:	Bardzo	Raczej	Obojętny/a	Raczej	Bardzo
	niezadowolony/-a	niezadowolony/-a		zadowolony	zadowolony/-a
Życia w ogóle	-	-	6,67	44,44	48,89
Życia rodzinnego	-	3,37	6,74	43,82	46,07
Małżeństwa/ze związku	-	6,98	10,47	34,88	47,67
Przyjaźni	-	-	3,37	39,33	57,30
Dzieci	-	-	2,67	18,67	78,67
Czasu wolnego	1,11	10,00	12,22	42,22	34,44
Wykształcenia	-	1,11	6,67	53,33	38,89
Zdrowia	2,22	1,11	5,56	43,33	47,78
Pracy	-	1,11	2,22	50,00	46,67
Dochodów	-	1,11	2,22	50,00	46,67
Posiadanych rzeczy materialnych	-	1,11	10,00	42,22	46,67
Statusu materialnego	-	2,22	8,89	48,89	40,00
Sytuacji politycznej w kraju	5,68	25,00	26,14	30,68	12,50

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badania (luty/marzec 2012 r.).

W głównym pytaniu o zadowolenie z życia na 5-stopniowej skali Likerta frakcja bardzo zadowolonych wynosiła 49%, zadowolonych – 44%, natomiast 7% badanych przedstawicieli klasy wyższej nie dało zdecydowanej odpowiedzi.

Pogłębiając analizę źródeł warunkujących zadowolenie z życia, na podstawie rozkładów indywidualnych można było stwierdzić, że:

- posiadanie rzeczy materialnych respondenci uznawali za najważniejszy czynnik;
- z czterech zasugerowanych źródeł jakości życia (dobra i pieniądze; spełnienie marzeń, pasji i przyjemności, bezpieczeństwo i spokój oraz wolność i niezależność) połowa respondentów wybrała status materialny, ponad 35% utożsamiono wysoką jakość życia z poczuciem bezpieczeństwa i ze spokojem, 20% badanych wysoko ceniło spełnianie marzeń, dla 10% najważniejsze były wolność i niezależność;
- podstawą szczęśliwego życia badanych przedstawicieli polskiej klasy wyższej było życie rodzinne (27%), na drugim miejscu znalazł się udany związek/małżeństwo (14%), a na trzecim miejscu wymieniano zdrowie i posiadanie dzieci.

Gdy poproszono respondentów o wypowiedź dotyczącą źródeł odczuwania szczęścia w życiu, 30% przedstawicieli badanej grupy wskazało życie rodzinne, udany związek i zdrowie. Badani prawie nie przywiązywali wagi do posiadania dóbr materialnych, silnego charakteru czy uczciwości, przy czym taka kolejność czynników determinujących poczucie szczęścia zdecydowanie najczęściej występowała wśród osób osiągających dochód powyżej 20 tys. na osobę miesięcznie. Ranking ten był potwierdzeniem tego, że szczęście budują w najwyższym stopniu przeżycia emocjonalne. Trzeba jednak dodać, że im lepsza sytuacja materialna, tym szczęście jest bardziej uwarunkowane wartościami pozamaterialnymi.

3. Model pierwszy

3.1. Problem „wzmacniania” porządkowego pomiaru na skali Likerta

Dla modelu pierwszego i drugiego przyjmujemy następujące założenia. Zadowolenie z życia będzie traktowane jako zmienna losowa Y ciągła, bezpośrednio nieobserwowalna (latentna). O tej zmiennej będziemy wnioskować w sposób pośredni, korzystając z empirycznych wyników uzyskanych za pomocą skali Likerta. Oznacza to, że ciągły rozkład w populacji generalnej będzie obrazowany za pomocą dyskretnego rozkładu w próbie¹ o funkcji prawdopodobieństwa $P(Y = y_i) = p_i$, $i = 1, \dots, k$, gdzie k jest liczbą wariantów skali Likerta (u nas $k = 5$), natomiast prawdopodobieństwa p_i są częstościami odpowiedzi na i -te pytanie.

Korzystanie ze zmiennych ukrytych (nieobserwowalnych empirycznie) w naukach ekonomicznych nie jest czymś wyjątkowym. Jako przykład można tu wymienić funkcję użyteczności (dóbr, dochodu, czasu wolnego), kapitał ludzki itp. O owych ukrytych zmiennych, mających niekiedy fundamentalną rolę w teoriach ekonomicznych, wnioskuje się w sposób pośredni za pomocą obserwowalnych empirycznie zmiennych wskaźnikowych (*proxy*). Na przykład o nieobserwowalnej empirycznie funkcji użyteczności dochodu, czyli o dobrobycie ekonomicznym, wnioskuje się, pośrednio korzystając z funkcji Lorenza (zwykłych i uogólnionych). W wypadku teoretycznej kategorii kapitału ludzkiego korzysta się ze zmiennej wskaźnikowej w postaci liczby lat nauki (również nauki „przy warsztacie” – *on-the job training*).

Ze względu na to, że dla jednej zmiennej ukrytej może istnieć wiele zmiennych wskaźnikowych, obiekty mogą dotyczyć adekwatności tych wskaźników. Zbyt przesadne wydaje się jednak kwestionowanie, np. przez Vellmana i Wilkinsona [Vellman, Wilkinson 1993], posługiwania się zmiennymi ukrytymi.

Założenie ciągłości zmiennej losowej *zadowolenie z życia* można uargumentować na gruncie twierdzeń granicznych. Można przyjąć, że składają się na nie binarne oceny typu „jest-nie ma” bardzo dużej licz-

¹ Rozkład w próbie jest zawsze skokowy.

by niezależnych elementów składowych. Suma tych binarnych ocen (w nieskończoności) daje graniczny rozkład ciągły, w szczególności np. rozkład normalny.

Wyróżnienie przez nas dwóch modeli badania zadowolenia z życia bazuje na odmiennym potraktowaniu charakteru wyników pomiaru na skali Likerta, czyli wartości y_i we wspomnianym wyżej dyskretnym rozkładzie w próbie. W naszym przypadku są to wartości: 1, 2, 3, 4 i 5.

W modelu 1 zakłada się, że wartości te reprezentują pomiary na skali ilorazowej. Niewątpliwie mocnym argumentem na rzecz tego założenia jest to, że nieobserwowalną zmienną losową Y traktujemy jako ciągłą. Takie założenie pozwala na zastosowanie pełnej gamy metod statystycznych, w szczególności analizy regresji.

Z kolei model 2 respektuje porządkowy charakter tych wartości, zgodnie z powszechną opinią badaczy stosujących skalę Likerta. To założenie, wraz z założeniem ciągłości ukrytej zmiennej Y , umożliwia zastosowanie w badaniach porządkowej regresji logistycznej.

Powstaje pytanie, czy „wzmocnienie” skali Likerta w modelu 1 jest dopuszczalne? – niekoniecznie w ogóle, lecz przynajmniej w naszym konkretnym problemie jakości życia klasy wyższej w Polsce. W udzieleniu odpowiedzi na to pytanie pomocne może być porównanie wyników uzyskanych za pomocą obu modeli.

3.2. Metoda epsilon

W celu ustalenia, jakie czynniki i z jakim nasileniem wpływają na zadowolenie z życia respondentów, skorzystamy z metody epsilon. Zastosowanie modelu regresji wielorakiej jest zwykle utrudnione ze względu na skorelowanie cech. Metoda epsilon omija ten problem. Główną zaletą metody epsilon jest „odporność” na korelację cech niezależnych. Przekształcenie zbioru regresorów do zmiennych ortogonalnych umożliwia wykorzystanie współczynników regresji do oszacowania „wkładu” danego regresora do współczynnika determinacji liniowej modelu. Ortogonalizacja pierwotnych zmiennych pozwala na ich przedstawienie jako liniowej kombinacji zmiennych niezależnych.

Dzięki temu można ocenić wpływ każdej zmiennej niezależnej zarówno oddzielnie, jak i w powiązaniu (interakcji) z pozostałymi. Włas-

ność odporności na skorelowanie cech osiąga się w tej metodzie przez przekształcenie zbioru zmiennych objaśniających do cech ortogonalnych. Udziały cech objaśnianych w predykcji cechy objaśnianej nazywa się wagami względnymi.

Zasadnicza idea wspomnianej metody polega na aproksymacji wag względnych przez stworzenie zbioru sztucznych zmiennych nieskorelowanych, odzwierciedlających strukturę rozkładu i powiązań między wyjściowymi regresorami. Te nowe, sztuczne zmienne będą stanowić nowe predyktory dla zmiennej objaśnianej. Wagi określają wkład zmiennych niezależnych w predykcję zmiennej objaśnianej, uwzględniając wpływ tej zmiennej, jak również pośredni wpływ powiązania z innymi zmiennymi objaśniającymi.

Pierwszym krokiem algorytmu zaproponowanego przez Johnsona [Johnson 2000] jest dekompozycja wartościami osobliwymi macierzy regresorów X . Przekształcenie to przyjmuje postać:

$$X = P \Delta Q^T, \quad (1)$$

gdzie:

X – macierz zmiennych objaśniających rozmiaru $n \times m$,

P i Q – macierze utworzone z wektorów własnych macierzy $X X^T$ oraz $X^T X$, rozmiarów odpowiednio $n \times n$ oraz $m \times m$, natomiast T oznacza transpozycję macierzy,

Δ – macierz diagonalna rozmiaru $l \times l$, gdzie $l = \min(n, m)$, w której na głównej przekątnej znajdują się pierwiastki z niezerowych wartości własnych macierzy $X X^T$ oraz $X^T X$, uzupełnionej zerowymi wierszami lub kolumnami do odpowiedniego rozmiaru.

Według Johnsona [Johnson 1966] najlepsza ortogonalna aproksymacja macierzy X ma postać:

$$Z = P Q^T. \quad (2)$$

Przyjmując $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ za zmienną objaśnianą i korzystając ze wzorów (1) i (2), wyznacza się metodą najmniejszych kwadratów estymatory współczynników regresji y względem Z o postaci:

$$\beta = (Z^T Z)^{-1} Z^T y. \quad (3)$$

Analogicznie estymatory współczynników regresji X względem Z wyznacza się jako:

$$\Lambda = (Z^T Z)^{-1} Z^T X. \quad (4)$$

Macierz Λ zbudowana jest ze współczynników regresji λ_{jk} .

Jeśli przyjmiemy oznaczenia: $\beta^2 = [\beta_k]^2$ i $\Lambda^2 = [\Lambda_k]^2$, to wagi względne obliczymy z następującego wzoru:

$$\varepsilon = \Lambda^2 \beta^2. \quad (5)$$

Wagi względne możemy interpretować jako udziały poszczególnych zmiennych niezależnych w wyjaśnieniu zmiennej zależnej [Słaby, Młodak 2010, s. 95].

3.3. Wyniki metody epsilon

Do wyjaśnienia kształtowania cechy zależnej Y , czyli zadowolenie z życia jako całości, które przyjęto za główny symptom jakości życia, wybrano następujące cechy niezależne, charakteryzujące zadowolenie: generalnie z życia rodzinnego (Z_1); ze swojego małżeństwa/ze związku (Z_2); ze swoich przyjaciół (Z_3); ze swoich dzieci (Z_4); ze swojego czasu wolnego i z wypoczynku (Z_5); ze swojego wykształcenia (Z_6); ze swojego zdrowia (Z_7); ze swojej pracy (Z_8); ze swoich dochodów (Z_9); z posiadanych rzeczy materialnych (Z_{10}); ze swojego statusu materialnego (Z_{11}); z sytuacji politycznej w kraju (Z_{12}). Uwzględniono również dodatkowe zmienne, jak: wiek respondenta (Z_{13}); źródła szczęścia (Z_{14}) oraz płeć respondenta (Z_{15}).

Przed przeprowadzeniem analizy za pomocą regresji w wersji epsilon sprawdzimy, czy istnieje zależność pomiędzy wybranymi zmiennymi. W tym celu zastosujemy test niezależności chi-kwadrat, przyjmując standardowy poziom istotności $\alpha = 0,05$. Oszacujemy również współczynnik korelacji rangowej Spearmana, jako parametryczną alternatywę dla testu chi-kwadrat.

Wartości prawdopodobieństwa p dla testu chi-kwadrat oraz oceny współczynnika korelacji rangowej Spearmana przedstawiono w tab. 3. Pominięto przy tym zmienną Z_4 ze względu na jej bardzo niską zmienność.

Tabela 3. Zależność między zadowoleniem z życia a wybranymi zmiennymi objaśniającymi

<i>Zmienne objaśniające</i>	<i>Symbol</i>	<i>p-Chi-kw</i>	<i>r-Spearmana</i>
Zadowolenie z życia rodzinnego	Z ₁	0.052	0.577
Zadowolenie z małżeństwa/ze związku	Z ₂	0.000	0.581
Zadowolenie z przyjaźni	Z ₃	0.245	0.177
Zadowolenie z czasu wolnego	Z ₅	0.200	0.239
Zadowolenie z wykształcenia	Z ₆	0.347	0.236
Zadowolenie ze zdrowia	Z ₇	0.103	0.344
Zadowolenie z pracy	Z ₈	0.169	0.404
Zadowolenie z dochodów	Z ₉	0.091	0.405
Zadowolenie z posiadanych rzeczy materialnych	Z ₁₀	0.445	0.329
Zadowolenie ze statusu materialnego	Z ₁₁	0.021	0.309
Zadowolenie z sytuacji politycznej w kraju	Z ₁₂	0.162	0.167
Wiek	Z ₁₃	0.550	0.105
Źródła szczęścia	Z ₁₄	0.227	0.760
Płeć respondenta	Z ₁₅	0.018	0.264

Wartości wytłuszczone wskazują na statystyczną istotność na poziomie $\alpha = 0,05$.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych (luty/marzec 2012 r.).

Test chi-kwadrat wskazuje, że zadowolenie z życia zależy statystycznie istotnie od płci respondenta, zadowolenia ze związku/z małżeństwa i statusu materialnego. W przypadku pozostałych zmiennych nasza próba nie pozwala na odrzucenie hipotezy zerowej o braku zależności.

Z kilku powodów wyniki testu chi-kwadrat należy traktować z dużą ostrożnością. Po pierwsze, test ten korzysta z danych na skali nominalnej, co w naszym wypadku oznacza utratę informacji, jaką niosą pomiary porządkowe, a tym bardziej pomiary na skali ilorazowej. Po drugie, istniała konieczność połączenia niektórych kategorii zmiennych niezależnych ze względu na zerowe cele w tabeli wielodzzielczej, co prowadziło do zmniejszenia liczby stopni swobody. Po trzecie, nieparametryczny test chi-kwadrat ma mniejszą moc niż test parametryczny możliwy do zastosowania.

Przyjmijmy na moment, że dane są mierzone na skali porządkowej. Wówczas do badania zależności między zmiennymi można wykorzystać współczynnik korelacji rangowej Spearmana. Wyniki przedstawione w tab. 3 pokazują, że nie można uznać za predykatory zadowolenia z życia takich zmiennych, jak: zadowolenie z przyjaźni, zadowolenie z sytuacji politycznej kraju, wiek i źródła szczęścia. Po-

zostałe zmienne były statystycznie istotnie skorelowane ze zmienną *zadowolenie z życia*.

Skorzystamy teraz z założenia, że skala Likerta dostarcza wyników mierzonych na skali ilorazowej, i zbudujemy model regresji w wersji epsilon. Za zmienną zależną (objaśnianą) przyjmujemy *zadowolenie z życia*. Jako zmienne objaśniające przyjmujemy wszystkie zmienne Z_1, \dots, Z_{15} , z wyjątkiem zmiennej Z_4 . Ze względu na „odporność” metody epsilon na wysoką korelację zmiennych objaśniających nie wystąpiła konieczność usuwania zmiennych z modelu. Rezultaty zastosowania metody epsilon przedstawiono w tab. 4.

Tabela 4. Współczynniki Beta, $Beta^2$ oraz wagi względne. Zmienne uporządkowane według malejących wag względnych (regresant i regresory standaryzowane)

<i>Zmienne objaśniające</i>	<i>Symbol</i>	<i>Beta</i>	<i>Beta²</i>	<i>Wagi</i>
Zadowolenie z małżeństwa/ze związku	Z_2	4,18	17,48	1416
Zadowolenie z życia rodzinnego	Z_1	3,01	9,06	811
Zadowolenie z pracy	Z_8	2,21	4,87	404
Płeć respondenta	Z_{15}	-1,83	3,37	292
Zadowolenie z dochodów	Z_9	1,93	3,74	285
Źródła szczęścia	Z_{14}	1,58	2,48	225
Zadowolenie z czasu wolnego	Z_5	1,27	1,62	152
Zadowolenie ze statusu materialnego	Z_{11}	1,16	1,35	137
Zadowolenie z posiadanych rzeczy materialnych	Z_{10}	0,67	0,44	94
Zadowolenie ze zdrowia	Z_7	0,66	0,44	75
Zadowolenie z sytuacji politycznej w kraju	Z_{12}	0,73	0,54	73
Zadowolenie z wykształcenia	Z_6	0,55	0,30	68
Zadowolenie z przyjaźni	Z_3	0,34	0,12	33
Wiek	Z_{13}	-0,06	0,00	12

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych (luty/marzec 2012 r.).

Na podstawie wyników zamieszczonych w tab. 4 można stwierdzić, że największy wpływ na poziom zadowolenia z życia w grupie badanych przedstawicieli klasy wyższej w Polsce mają zmienne Z_2 , Z_1 , Z_8 , Z_{15} i Z_9 , czyli: zadowolenie ze swojego małżeństwa/związku, zadowolenie z życia rodzinnego, zadowolenie z pracy, płeć respondenta oraz zadowolenie z dochodów.

4. Model drugi

4.1. Porządkowa regresja logistyczna

W modelu drugim przyjmujemy założenie o porządkowym pomiarze zadowolenia z życia ocenianego za pomocą skali Likerta. Do badania zależności między zmienną zależną a zmiennymi niezależnymi wykorzystamy porządkową regresję logistyczną [Cameron, Trivedi 2005; Long, Freese 2006].

Oznaczmy przez i porządkowy numer i -tej kategorii zmiennej zależnej, $i = 1, \dots, l$, a przez $j = 1, \dots, n$ numer obserwacji w n -elementowej próbie. Dla uproszczenia wypowiedzi przyjmijmy, że j oznacza j -tego respondenta. Wynik pomiaru zmiennej zależnej y_j traktuje się jako dyskretną realizację ciągłej zmiennej losowej w przedziale $(c_{i-1}, c_i]$, gdzie $c_0 = -\infty$, $c_l = +\infty$. Zmienna zależna jest tu liniową funkcją k zmiennych niezależnych x_1, \dots, x_k oraz zbioru punktów odcięcia c_i .

Niech \widehat{S}_j oznacza kombinację liniową k zmiennych objaśniających (niezależnych)

$$\widehat{S}_j = \beta_1 x_{1j} + \dots + \beta_l x_{lj}. \quad (6)$$

Kombinację liniową (6) uzupełnioną o składnik losowy u_j będziemy oznaczać symbolem S_j , tj.:

$$S_j = \widehat{S}_j + u_j. \quad (7)$$

Jeśli dla każdego $j = 1, \dots, n$ składnik losowy u_j ma rozkład logistyczny, to będziemy mieli do czynienia z porządkową regresją logistyczną. Gdy u_j ma rozkład normalny, otrzymujemy o porządkową regresję probitową. W naszej analizie będziemy korzystać z regresji logistycznej.

Prawdopodobieństwo przyjęcia przez y_j wartości i odpowiada prawdopodobieństwu tego, że kombinacja liniowa (6) zmiennych niezależnych plus składnik losowy leży w przedziale wyznaczonym przez punkty odcięcia, tzn.

$$P(y_j = i) = P(c_{i-1} < S_j \leq c_i), \quad (8)$$

lub w zapisie pełnym:

$$P(y_j = i) = P(c_{i-1} < \beta_1 x_{1j} + \dots + \beta_k x_{kj} + u_j \leq c_i), \quad (9)$$

gdzie u_j ma rozkład logistyczny.

W naszym przypadku zmienna zależna (*zadowolenie z życia*) może przyjmować 5 wartości na skali Likerta, tj. $i = 1, 2, 3, 4, 5$, zatem możemy mieć do czynienia z czterema punktami odcięcia c_1, c_2, c_3 i c_4 . Jeśli dla j -tego respondenta ma miejsce nierówność: $S_j \leq c_1$, to oznacza, że jest bardzo niezadowolony z życia, gdy $c_1 < S_j \leq c_2$, to jest on raczej niezadowolony z życia itd., wreszcie gdy $S_j \geq c_4$, to ten respondent jest bardzo zadowolony z życia.

Ponieważ w rozkładzie logistycznym dystrybuanta w punkcie u jest równa $F(u) = 1/(1+\exp\{-u\})$, to prawdopodobieństwo p_{ij} tego, że j -ty respondent wybierze i -ty wariant odpowiedzi jest równe:

$$p_{ij} = P(y_j = i) = \frac{P(c_{i-1} < \widehat{S}_j + u_j \leq c_i)}{1 + \exp(-c_i + \widehat{S}_j)} \cdot \frac{1}{1 + \exp(-c_{i-1} + \widehat{S}_j)}, \quad (10)$$

gdzie $i = 1, \dots, 5, j = 1, \dots, n, c_0 = -\infty, c_5 = \infty$.

Na podstawie danych statystycznych szacuje się parametry β_1, \dots, β_k wraz z punktami odcięcia c_1, \dots, c_{k-1} metodą największej wiarygodności. Logarytm funkcji wiarygodności L jest równy:

$$\ln L = \sum_{j=1}^n w_j \sum_{i=1}^k I_i(y_j) \ln p_{ij}, \quad (11)$$

gdzie w_j jest opcjonalną wagą, a funkcja wskaźnikowa jest określona następująco:

$$I_i(y_j) = \begin{cases} 1, & \text{gdy } y_j = i \\ 0, & \text{gdy } y_j \neq i \end{cases}. \quad (12)$$

Do oszacowania nieznanymi parametrów posłużono się algorytmem *ologit* pakietu STATA-11.

4.2. Wyniki porządkowej regresji logistycznej

W naszej próbie ocena zadowolenia życia ograniczyła się do trzech stanów: „ani zadowolony, ani niezadowolony” (3), „raczej zadowolony” (4) oraz „bardzo zadowolony” (5). Wobec tego zmienna y_j będzie przyjmować tylko trzy wartości: 3, 4 i 5, a ponadto będą tylko dwa punkty odcięcia: c_3 i c_4 .

Przeprowadzono obliczenia wstępne, mające na celu wybór optymalnego zestawu zmiennych niezależnych będących zarówno statystycznie istotnymi i dającymi najlepsze dopasowanie. Ostateczny rezultat tych obliczeń zawiera tab. 5.

Tabela 5. Oceny parametrów porządkowej regresji logistycznej z optymalnym zestawem zmiennych niezależnych

Zmienne niezależne	Ocena parametru.	Błąd std.	z	$p = P(Z > z)$	95% przedział ufności dla parametru	
Płeć respondenta	-1,26716	0,53517	-2,37	0,018	-2,31607	-,21825
Zadowolenie z małżeństwa/ze związku	1,70632	0,35877	4,76	0,000	1,00314	2,40949
Zadowolenie z pracy	1,23691	0,47011	2,63	0,009	,315516	2,15831
c_3	6,44890	2,44806			1,65080	11,24700
c_4	10,97880	2,73404			5,62019	16,33741

Statystyka ilorazu wiarygodności LR (3) = 52,86

$P(\chi^2 > 18,66) = 0,0000$

Logarytm wiarygodności = -50,683

Pseudo $R^2 = 0,3427$

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych badania (luty/marzec 2012 r.).

Z tabeli 5 wynika, że o zadowoleniu z życia decyduje płeć respondenta, zadowolenie ze związku/z małżeństwa oraz zadowolenie z pracy. Zauważmy, że te trzy zmienne pojawiły się w zestawie pięciu najważniejszych zmiennych wytypowanych przez model 1. Zatem można mówić o dużej zgodności rezultatów uzyskanych przez oba modele.

4.3. Predykcje prawdopodobieństwa zadowolenia z życia

Korzystając z wyników zawartych w tab. 6, możemy oszacować prawdopodobieństwa trzech stanów zadowolenia z życia:

$$p_1 = P(\text{„ani zadowolony, ani niezadowolony”})$$

$$p_2 = P(\text{„raczej zadowolony”})$$

$$p_3 = P(\text{„bardzo zadowolony”})$$

Powyższe prawdopodobieństwa oszacujemy na podstawie równości (10) dla rozmaitych kombinacji zmiennych niezależnych. Ze względu na mnogość możliwych przekrojów oferowanych przez model z trzema zmiennymi ograniczymy się do ustalania wartości zmiennych niezależnych na poziomie „raczej zadowolony”. Tabela 6 zawiera wyniki oszacowań prawdopodobieństw p_1 , p_2 , i p_3 dla wybranych kombinacji zmiennych niezależnych.

Tabela 6. Prawdopodobieństwa zadowolenia z życia dla wybranych kombinacji predyktorów

Lp.	Płeć	Zadowolenie z małżeństwa/ ze związku	Zadowolenie z pracy	p_1	p_2	p_3
1	Kobieta	Raczej zadowolona	Raczej zadowolona	0,01701	0,59909	0,38390
2	Mężczyzna	Raczej zadowolony	Raczej zadowolony	0,05788	0,79283	0,14929
3	Kobieta	Raczej niezadowolona	Raczej zadowolona	0,34429	0,63559	0,02012
4	Kobieta	Obojętna	Raczej zadowolona	0,08702	0,81136	0,10162
5	Kobieta	Raczej zadowolona	Raczej zadowolona	0,01701	0,59909	0,38390
6	Kobieta	Bardzo zadowolona	Raczej zadowolona	0,00313	0,22248	0,77439
7	Mężczyzna	Raczej niezadowolony	Raczej zadowolony	0,65089	0,34336	0,00575
8	Mężczyzna	Obojętny	Raczej zadowolony	0,25287	0,71626	0,03087
9	Mężczyzna	Raczej zadowolony	Raczej zadowolony	0,05788	0,79283	0,14929
10	Mężczyzna	Bardzo zadowolony	Raczej zadowolony	0,01103	0,49744	0,49153
11	Kobieta	Raczej zadowolona	Raczej niezadowolona	0,17037	0,77975	0,04989
12	Kobieta	Raczej zadowolona	Obojętna	0,05626	0,79057	0,15317
13	Kobieta	Raczej zadowolona	Raczej zadowolona	0,01701	0,59909	0,38390
14	Kobieta	Raczej zadowolona	Bardzo zadowolona	0,00500	0,31281	0,68219
15	Mężczyzna	Raczej zadowolony	Raczej niezadowolony	0,42168	0,56375	0,01457
16	Mężczyzna	Raczej zadowolony	Obojętny	0,17468	0,77685	0,04847
17	Mężczyzna	Raczej zadowolony	Raczej zadowolony	0,05788	0,79283	0,14929
18	Mężczyzna	Raczej zadowolony	Bardzo zadowolony	0,01752	0,60571	0,37677

Uwaga: Kategoria „obojętny(-a)” jest skrótem odpowiedzi: „ani niezadowolony(-a), ani zadowolony(-a)”.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych badania (luty/marzec 2012 r.).

Dwa pierwsze wiersze tab. i 6 zawierają prawdopodobieństwa udzielenia odpowiedzi kodowanych jako 3, 4, 5 przez kobiety i mężczyzn o jednakowych charakterystykach ze względu na pozostałe dwie zmienne niezależne. Widzimy, że kobiety są częściej bardzo zadowolone z życia niż mężczyźni. Mężczyźni z kolei częściej niż kobiety wybierają wariant „raczej „zadowolony” oraz „neutralny”.

Rozważmy teraz, jak zadowolenie ze związku/z małżeństwa wpływa na ogólne zadowolenie z życia. W przypadku kobiet (wiersze 3-6

w tab. 6) im większe zadowolenie czerpią ze związku/z małżeństwa, tym rzadziej czują się obojętne wobec życia, a tym częściej czują się bardzo zadowolone. Zmienna p_1 , czyli prawdopodobieństwo tego, że kobieta jest raczej zadowolona z życia, nie zmienia się monotonicznie wraz ze wzrostem zadowolenia ze związku/z małżeństwa. Frakcja kobiet raczej zadowolonych z życia początkowo rośnie, a następnie zmniejsza się wraz ze wzrostem zadowolenia ze związku/z małżeństwa.

Dokładnie takie samo zjawisko obserwujemy w odniesieniu do mężczyzn (wiersze 7-10 tab. 6). Jednakże w porównaniu z kobietami frakcje mężczyzn bardzo zadowolonych z życia (p_3) są mniejsze dla każdego poziomu zadowolenia ze związku/z małżeństwa. Natomiast frakcje (p_1) mężczyzn obojętnych względem życia są wyższe niż w przypadku kobiet, również dla każdego poziomu zadowolenia ze związku/z małżeństwa.

Na koniec rozważmy, jak zadowolenie z pracy wpływa na ogólne zadowolenie z życia. W odniesieniu do kobiet informują o tym wiersze 11-14, a w odniesieniu do mężczyzn – wiersze 15-18 w tab. 6. Można zauważyć, że gdy wzrasta zadowolenie z pracy, rośnie też frakcja kobiet bardzo zadowolona życia. Interesujące jest to, że frakcje p_3 dla kobiet są większe niż dla mężczyzn. Mniejsze są też frakcje p_1 u kobiet niż u mężczyzn, malejące wraz ze wzrostem zadowolenia z pracy. Oznacza to, że wśród osób z klasy wyższej Polsce wzrost zadowolenia kobiet z pracy bardziej przyczynia się do wzrostu zadowolenia z życia niż w przypadku mężczyzn.

5. Zakończenie

Badania jakości życia wschodzącej klasy wyższej w Polsce mają charakter pionierski i z tego powodu należało oczekiwać nieznanych dotychczas, rozmaitych uwarunkowań i ograniczeń. Przeprowadzona w pracy analiza z zastosowaniem dwóch odmiennych modeli matematycznych ujawniła kilka ważnych okoliczności mogących mieć znaczenie dla dalszych badań.

Okazało się, że model 2 przewiduje te same predykatory zadowolenia z życia jak model 1, z wyjątkiem zadowolenia z życia rodzinnego i zadowolenia z dochodów. Zatem otrzymaliśmy potwierdzenie

empiryczne hipotezy sformułowanej we wstępie. Oznacza to, że dopuszczalny był zabieg potraktowania porządkowych pomiarów wyników stosowania skali Likerta jako pomiarów na skali ilorazowej.

Interesujące wydaje się zróżnicowanie postaw kobiet i mężczyzn wobec zadowolenia z życia. Na przykład zadowolenie kobiet z pracy ma większy wpływ na ich zadowolenie z życia niż w przypadku mężczyzn. Wynik ten przeczy potocznej opinii socjologów o większym znaczeniu pracy dla mężczyzn niż dla kobiet.

Jak już wielokrotnie zaznaczaliśmy, badania jakości życia klasy wyższej w Polsce są dopiero w fazie wstępnej i z tego powodu ujawniają się nieznane dotychczas uwarunkowania i ograniczenia. Oczywiście jest konieczność prowadzenia dalszych pogłębionych analiz.

Literatura

- Bombol M., Słaby T., Wójcik P., *Zachowania ekonomiczne oraz jakość życia kształtującej się klasy wyższej w Polsce*, Grant Ministerstwa Nauki i Szkolnictwa Wyższego nr 39/B/H03/2011/40, 2011-2012.
- Cameron A.C., Trivedi P.K., *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press, Cambridge, New York 2005.
- Francuz P., Mackiewicz R., *Liczy nie wiedzą, skąd pochodzą*, KUL, Lublin 2005.
- Janiec K., Górnik-Durose M., *Merkantylizm psychiczny, struktura celów życiowych a poczucie dobrostanu psychologicznego*, [w:] A.M. Zawadzka, M. Górnik-Durose (red.), *Życie w konsumpcji – konsumpcja w życiu. Psychologiczne ścieżki współzależności*, Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne, Sopot 2010.
- Johnson J., *A heuristic method for estimating the relative weight of predictor variables in multiple regression*, "Multivariate Behavioral Research" 2000, 35 (1), s. 1-19.
- Jöreskog K.G., *Structural equation modeling with ordinal variables using LISREL*, <http://www.sscentral.com/lisrel/corner.htm>, 2005.
- Kampen J., Swyngedouw M., *The ordinal controversy revisited*, "Quality and Quantity" 2000, 34, s. 87-102.
- Likert R., *A technique for the measurement of attitudes*, "Archives of Psychology" 1932, 140, s. 1-55.
- Long J.S., Freese J., *Regression models for categorical dependent variables using Stata*, College Station, TX. Stata Press, 2006.
- Lord F.M., *On the statistical treatment of football numbers*, "American Psychologist" 1953, 8, s. 750-751.
- McCullagh P., *Regression models for ordinal data (with discussion)*, "Journal of the Royal Statistical Society, Series B" 1980, 42, s. 109-142.
- Młodak A., *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*, Difin, Warszawa 2006.

- Nehrebecka N., Grudkowska S., *Wykorzystanie metody epsilon do badania wpływu czynników determinujących opinie konsumentów*, „Wiadomości Statystyczne” 2009, nr 5.
- Słaby T., Młodak A., *Jedna czy kilka metod analizy statystycznej – studia metodologiczne*, Studia i Prace Kolegium Zarządzania i Finansów SGH, Zeszyt 102, Warszawa 2010.
- Vellman P.F., Wilkinson P.F., *Nominal, ordinal, interval, and ratio typologies are misleading*, “The American Statistician” 1993, 47, s. 65-72.

QUALITY OF LIFE OF EMERGING HIGHER CLASS IN POLAND

Summary: In the paper, two theoretical models are applied for the assessment of quality of life of emerging higher class in Poland. Life satisfaction, measured on the 5-point Likert scale, is applied as the proxy for quality of life. The first model assumes continuous measurement of Likert scale outcomes and makes use of the epsilon orthogonal regression. The second model respects ordinal measurements of Likert scale outcomes and exploits the ordinal logistic regression. The statistical data come from 2011-2012 survey conducted among 90 higher class respondents from Warsaw. Both models identify the following predictors of life satisfaction: marriage satisfaction, job satisfaction and respondents gender. This means that the type of measurement scale does not matter when assessing the life satisfaction of emerging higher class in Poland.

Keywords: higher class, quality of life, Likert scale, epsilon regression, ordinal logistic regression.