



Jadwiga Suchecka

Uniwersytet Łódzki
Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny
Katedra Badań Operacyjnych
suchecka@uni.lodz.pl

Edyta Łaszkiewicz

Uniwersytet Łódzki
Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny
Katedra Gospodarki Regionalnej i Środowiska
edyta.laszkiewicz@uni.lodz.pl

WYKORZYSTANIE MODELOWANIA WIELOPOZIOMOWEGO W ANALIZIE JAKOŚCI ŻYCIA

Streszczenie: Modele wielopoziomowe umożliwiają jednoczesną analizę procesu na kilku poziomach agregacji danych. W związku z tym formułowane na ich podstawie wnioski mogą rozszerzać rozumienie natury relacji między czynnikami o charakterze mikro i mezo (lub makro) a zmienną wynikową. Celem badania jest zademonstrowanie możliwości wykorzystania modelowania wielopoziomowego w badaniach jakości życia. W badaniu skorzystano z ogólnodostępnych danych mikro, pochodzących z trzech fal badania (2010, 2012, 2014) Europejskiego Sondażu Społecznego. Uzyskane wyniki potwierdzają wnioski z dotychczasowych badań, wskazując, iż poziom subiektywnie deklarowanej satysfakcji życiowej determinowany jest profilem społeczno-ekonomicznym i demograficznym jednostki. Wykorzystanie modelowania wielopoziomowego pozwoliło stwierdzić, iż poziom zaufania do ludzi i władz, rozpatrywany na poziomie regionalnym, oddziałuje silniej na zmiany poziomu zadowolenia z życia niż zaufanie deklarowane na poziomie mikro.

Słowa kluczowe: Europejski Sondaż Społeczny, modele hierarchiczne, dekompozycja wariancji, efekty losowe.

JEL Classification: C21, I31.

Wprowadzenie

Badania jakości życia (*well-being*) podzielić można, ze względu na wykorzystywane poziom agregacji danych, na takie, które eksponują poziom jednostki (mikro) oraz te, które koncentrują się na poziomie mezo lub makro. Pierwszy nurt badań ukierunkowany jest przede wszystkim na identyfikację znaczenia

cech indywidualnych w budowaniu (subiektywnie ocenianego) poczucia szczęścia. Drugi nurt ukierunkowany jest z kolei na identyfikację relacji między ogólnym poziomem dobrostanu (np. w regionie lub kraju) a kondycją społeczno-ekonomiczną tejże jednostki przestrzennej [por. np. Lawless, Lucas, 2011].

Rozdzielenie analizy na poziomie mikro i makro (mezo) niesie jednak za sobą określone konsekwencje. Easterlin [1974] wykazał, że kierunek i siła oddziaływania poszczególnych czynników na poziom zadowolenia z życia różnią się w zależności od tego, czy rozpatrujemy relację na poziomie indywidualnym (jednostki), czy też dotyczy ona poziomu grupowego. Mimo iż wnioski z jego badania dotyczyły wyłącznie relacji między dobrostanem psychospołecznym a poziomem dochodów, można spodziewać się, że analogiczne różnice (między poziomem mikro i makro) mogą być widoczne również w przypadku innych czynników determinujących zadowolenie z życia.

W modelach wielopoziomowych (hierarchicznych, efektów mieszanych) brak adekwatności relacji mikro i makro jest czymś naturalnym. Analiza tej samej relacji, na innym poziomie agregacji danych, zmienia sposób jej rozumienia, a co za tym idzie – wyjaśniania. Możliwość jednoczesnej analizy kilku poziomów agregacji w modelach wielopoziomowych umożliwia: dekompozycja wariancji – odwołująca się do wykorzystania efektów losowych, wprowadzanie zmiennych kontekstowych (i zmiennych w postaci średnich grupowych), centrowanie zmiennych objaśniających dla poziomu indywidualnego. Wspomniane cechy podejścia wielopoziomowego mogą być użyteczne z punktu widzenia analizy m.in. czynników determinujących poziom satysfakcji życiowej.

Celem badania jest zademonstrowanie możliwości wykorzystania modelowania wielopoziomowego w badaniach jakości życia. W szczególności w badaniu skoncentrowano się na zaprezentowaniu, w jaki sposób prowadzić analizę wielopoziomową oraz jaka jest rola zmiennych kontekstowych i centrowania zmiennych objaśniających w modelach wielopoziomowych. W badaniu skorzystano z ogólnodostępnych danych mikro, pochodzących z trzech fal badania Europejskiego Sondażu Społecznego.

1. Charakterystyka bazy danych i struktury wielopoziomowej

1.1. Europejski Sondaż Społeczny

W badaniu wykorzystano ogólnodostępne dane mikro [www 1], pochodzące z Europejskiego Sondażu Społecznego (ESS). Badanie ESS realizowane jest cyklicznie (co dwa lata), począwszy od 2002 r. Badanie ESS prowadzone jest

metodą reprezentacyjną, pozwalającą na uogólnienie wyników w skali krajów, wśród osób powyżej 15. roku życia, zamieszkujących dane kraj. Łączna liczba respondentów przypadająca na jeden kraj, w ramach każdej rundy badania, musi wynosić minimum 1500 lub 1800 osób, w zależności od tego, czy populacja danego kraju przekracza 2 mln osób. Wartość ta wyznacza tzw. efektywną wielkość próby. Dobór jednostek biorących udział w badaniu odbywa się przy wykorzystaniu losowania dwustopniowego. Szczegółowy opis schematu losowania znaleźć można w pracy Łaskiewicz [2016]. W niniejszym badaniu dane surowe – pochodzące z ESS – przeważono wagą schematu losowania [Aslam, Corrado, 2012; Łaskiewicz, 2016], która umożliwia późniejsze uogólnianie wyników w skali regionów danego kraju.

Do tej pory zrealizowano siedem rund badania ESS, przy czym zakres pytań i liczba krajów biorących udział w badaniu podlegały zmianie. Na potrzeby niniejszej analizy, spośród wszystkich siedmiu rund badania, wybrano dane pochodzące z trzech ostatnich rund, zrealizowanych w latach: 2010, 2012, 2014. Zakres krajów uwzględnionych w analizie obejmował wyłącznie te, które brały udział we wszystkich trzech rundach ESS. Stosując to kryterium, wyselekcjonowano $K = 16$ krajów¹. W przypadku każdego z nich indywidualni respondenci przyporządkowani zostali do $J = 199$ regionów, przy czym w zależności od kraju poziom regionalny tworzyły jednostki NUTS1, NUTS2 lub NUTS3. Strukturę bazy danych wraz z liczbą obserwacji zawarto w tabeli 1.

Tabela 1. Struktura bazy danych ESS dla lat 2010-2014

Kraj	Poziom regionalny	Liczba regionów	Liczba respondentów
Belgia	NUTS2	11	5342
Czechy	NUTS3	14	6543
Dania	NUTS2	5	4728
Estonia	NUTS3	5	6224
Francja	NUTS2	21	5613
Niemcy	NUTS1	16	9034
Węgry	NUTS3	20	5273
Irlandia	NUTS3	8	7594
Holandia	NUTS2	12	5593
Norwegia	NUTS2	7	4608
Polska	NUTS2	16	5264
Portugalia	NUTS2	5	5566
Słowenia	NUTS3	12	3884
Hiszpania	NUTS2	19	5699
Szwecja	NUTS3	21	5135
Szwajcaria	NUTS2	7	4531

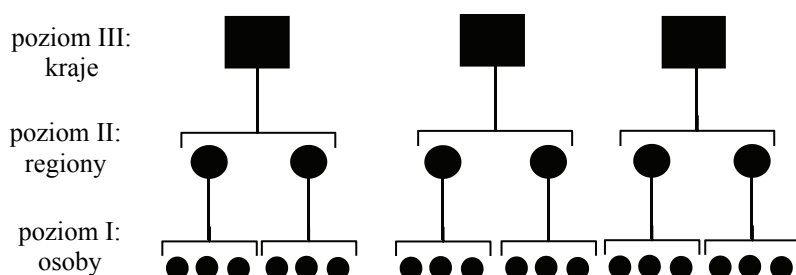
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych ESS.

¹ Z badania wykluczono Finlandię z uwagi na zmiany w klasyfikacji NUTS, jakie miały miejsce na przestrzeni lat objętych badaniem.

Spośród wszystkich respondentów biorących udział w rundzie badania zrealizowanej w 2010 r. (52 458 osób) wyselekcjonowano do dalszej analizy 29 924 respondentów. Z próby z 2012 r. liczącej 54 673 osób wzięto pod uwagę 31 480 respondentów, zaś z próby z 2014 r. obejmującej 40 185 respondentów wyselekcjonowano łącznie 29 227 badanych. Łączna wielkość próby wykorzystana w analizie wynosiła $N = 90\ 631$ osób (nie wyłączając braków danych). Dane z wymienionych fal badania ESS analizowano jako jeden zbiór danych.

1.2. Przestrzenna struktura wielopoziomowa

Struktura bazy danych ESS pozwala wyodrębnić trzy korespondujące ze sobą poziomy przestrzennej agregacji danych: poziom indywidualny (mikro), poziom regionalny (mezo) i poziom krajowy (makro). Wizualizację tejże struktury zaprezentowano na rys. 1. Analiza relacji między zmienną wynikową a objaśniającymi na poziomie indywidualnym, która nie uwzględnia faktu grupowania (klastrowania) jednostek w obrębie regionów i krajów, może wprowadzić do błędnych wniosków, wynikających z nieuwzględnionej heteroskedastyczności. Jeżeli celem badania nie są identyfikacja i wyjaśnienie przyczyn zróżnicowania na poziomie mezo lub makro, ograniczenie negatywnych skutków heteroskedastyczności umożliwia wykorzystanie odpornych błędów standardowych ocen parametrów. W niniejszym badaniu skala zróżnicowania międzyregionalnego i próba jej wyjaśnienia stanowią jednak cel sam w sobie. W tej sytuacji adekwatne wydaje się podjęcie próby modelowania struktury wielopoziomowej.



Rys. 1. Przestrzenna struktura trzypoziomowa

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: Łaskiewicz [2016].

Wybór sposobu uwzględnienia zróżnicowania na poszczególnych poziomach agregacji danych wynika z liczby grup tworzących dany poziom i ich

wielkości [Łaszkiewicz, 2013]. W sytuacji, gdy liczba grup przekracza 30, uzasadnione jest uwzględnienie zróżnicowania między jednostkami za pomocą efektów losowych. W przeciwnej sytuacji efekty grupowe modelowane są poprzez wprowadzenie efektów stałych. W niniejszym badaniu zróżnicowanie międzyregionalne (na poziomie mezo) uwzględniono w postaci efektów losowych, natomiast zróżnicowanie między krajami uwzględniono, korzystając z efektów stałych.

2. Specyfikacja modelu wielopoziomowego

W badaniu wykorzystano model dwupoziomowy z efektami stałymi dla krajów i losowymi dla regionów. Zbiór regresorów podzielić można na centrowane zmienne dla poziomu indywidualnego i zmienne kontekstowe (w postaci regionalnych średnich grupowych). Model ten wyrazić można następującym równaniem [Aslam, Corrado, 2012; Łaszkiewicz, 2016]:

$$y_{ijk,t} = \beta_{000} + \beta_{100}(\mathbf{X}_{ijk,t} - \bar{\mathbf{X}}_{\bullet,jk}) + \beta_{010}\bar{\mathbf{X}}_{\bullet,jk} + u_{100}\mathbf{Z}_{ijk,t} + \gamma_{100}\mathbf{T}_{ijk,t} + \nu_{00k} + \mu_{0jk} + \varepsilon_{ijk,t}, \quad (1)$$

$$\varepsilon_{ijk,t} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad \mu_{0jk} \sim N(0, \sigma_\mu^2),$$

gdzie:

$y_{ijk,t}$ – zmienna wynikowa (poziom zadowolenia z życia),

$(\mathbf{X}_{ijk,t} - \bar{\mathbf{X}}_{\bullet,jk})$ – centrowana średnią grupową regionalną (dla lat 2010-2014)

zmienna objaśniająca dla poziomu indywidualnego,

$\bar{\mathbf{X}}_{\bullet,jk}$ – zmienna kontekstowa dla poziomu regionalnego w postaci stałych w czasie średnich grupowych,

$\mathbf{X}_{ijk,t}, \mathbf{Z}_{ijk,t}$ – zmienna objaśniająca dla poziomu indywidualnego niepodlegająca centrowaniu,

$\mathbf{T}_{ijk,t}$ – zmienna objaśniająca wskazująca przynależność respondenta do fali badania,

β_{000} – parametr średniej w populacji,

β_{100} – parametr wpływu wewnątrzgrupowego, określający wpływ centrowanej zmiennej objaśniającej na zmiany poziomu satysfakcji z życia na poziomie indywidualnym,

u_{100} – parametr wpływu zmiennej objaśniającej dla poziomu indywidualnego na poziom zadowolenia satysfakcji życiowej,

β_{010} – parametr wpływu międzygrupowego, wskazujący wpływ zmiennej kontekstowej na międzyregionalne różnice w poziomie satysfakcji z życia,

γ_{100} – parametr określający przeciętny poziom satysfakcji życiowej w poszczególnych latach,

ν_{00k} – efekt stały dla k -tego kraju,

μ_{0jk} – efekt losowy dla j -tego regionu,

$i = 1, \dots, I$ – indeks dla poziomu indywidualnego,

$j = 1, \dots, J$ – indeks dla regionów,

$k = 1, \dots, K$ – indeks dla krajów.

Oprócz wyżej wymienionego modelu, oszacowano również parametry modeli, uzyskanych poprzez nałożenie restrykcji na wybrane parametry modelu 1. Były to: 1) model „pusty”: $\beta_{100} = \beta_{010} = \gamma_{100} = 0$; 2) model „pusty” ze zróżnicowaniem w czasie poziomu satysfakcji z życia: $\beta_{100} = \beta_{010} = 0$; 3) model bez centrowania zmiennych objaśniających: $\beta_{010} = 0$ oraz $\mathbf{X}_{ijk,t}$ zamiast $(\mathbf{X}_{ijk,t} - \bar{\mathbf{X}}_{\cdot,jk})$.

Parametry modelu, wyrażonego równaniem 1 i pozostałymi, oszacowano metodami bayesowskimi w R Cran, korzystając ze skryptu dostępnego na stronie [www 2].

Tabela 2. Definicje i podstawowe statystyki opisowe zmiennych objaśniających

Oznaczenie	Definicja	N	Średnia (lub %)
1	2	3	4
pleć	zmienna binarna: 1 jeśli mężczyzna	90607	0.4753
bezrobotny	zmienna binarna: 1 jeśli osoba jest bezrobotna	90631	0.0524
dzieci	zmienna binarna: 1 jeśli w gospodarstwie domowym respondenta jest dziecko	90605	0.6370
obywatel	zmienna binarna: 1 jeśli respondent jest obywatelem danego kraju	90582	0.9447
przemoc	zmienna binarna: 1 jeśli respondent bądź osoba z gospodarstwa domowego doświadczyli kradzieży lub napaści	90396	0.1722
wiek (wiek 1 jako kategoria odniesienia):			
wiek 1	1 jeśli respondent ma mniej niż 25 lat	90511	0.1390
wiek 2	1 jeśli respondent ma 25-34 lata	90511	0.1283
wiek 3	1 jeśli respondent ma 35-44 lata	90511	0.1658
wiek 4	1 jeśli respondent ma 45-54 lata	90511	0.1730
wiek 5	1 jeśli respondent ma 55-64 lata	90511	0.1684
wiek 6	1 jeśli respondent ma 65 lat i więcej	90511	0.2254
stan cywilny (sc 5 jako kategoria odniesienia):			
sc 1	1 jeśli zamężny/żonata lub mieszkający/a z partnerem/ką	89799	0.5056
sc 2	1 jeśli w separacji	89799	0.0083
sc 3	1 jeśli rozwiedziony/a	89799	0.0918
sc 4	1 jeśli wdowiec/wdowa	89799	0.0844
sc 5	1 jeśli wolny/a	89799	0.3099
poziom wykształcenia (wykształc 1 jako kategoria odniesienia):			
wykształc 1	1 jeśli brak wykształcenia średniego	90339	0.1126
wykształc 2	1 jeśli wykształcenie średnie	90339	0.6785
wykształc 3	1 jeśli wykształcenie wyższe	90339	0.2073
z ludzie*	poziom zaufania do ludzi, mierzony na skali od 0 do 10	90445	5.1190
z system*	poziom zaufania do władz, mierzony na skali od 0 do 10	88662	5.172

cd. tabeli 2

1	2	3	4
religia*	subiektywna ocena poziomu religijności, mierzona na skali od 0 do 10	89931	4.2780
zaangażowanie*	ocena poziomu zaangażowania społecznego, mierzona częstotliwością kontaktów z bliskimi, ocenianych przez respondenta na skali od 1 do 7	90454	4.8820
zdrowie*	subiektywna ocena stanu zdrowia ogółem, mierzona na skali od 1 do 5	90549	3.7920

* Zmienne wprowadzone do modelu jako zmienne centrowane i regionalne średnie grupowe.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych ESS.

Jako zmienną zależną przyjęto subiektywnie ocenianą przez respondentów jakość życia. Poziom zadowolenia z życia wyrażony był na skali od 0 do 10, przy czym wartość 0 oznaczała skrajne niezadowolenie z życia, natomiast 10 bardzo wysoki poziom zadowolenia. Zmienna ta została znormalizowana. Jako zmienne niezależne przyjęto charakterystyki demograficzne i społeczno-ekonomiczne jednostki, subiektywnie oceniany stan zdrowia, jak również szereg cech odzwierciedlających poziom zaufania jednostki. Wybór zmiennych objaśniających podyktowany był wynikami wcześniejszych analiz, w szczególności uzyskanymi przez Aslama i Corrado [2012] oraz Łaskiewicz [2016]. Opis zmiennych objaśniających wraz z podstawowymi statystykami opisowymi zawarto w tabeli 2.

3. Wyniki i dyskusja

W pierwszej kolejności estymacji poddano cztery modele „puste”, tj. pozabawione zmiennych objaśniających (tabela 3). Ich celem było określenie skali zróżnicowania odpowiadającego poziomowi mezo i makro oraz skali zmienności w czasie poziomu satysfakcji życiowej. Jako miarę skali heterogeniczności przyjęto współczynnik korelacji wewnątrzklasowej (ICC). Uzyskane wyniki wskazują, że różnice między poziomem deklarowanej satysfakcji z życia wynikają przede wszystkim z różnic między krajami, a nie między regionami. Wprowadzenie do modelu efektów stałych dla krajów prowadzi do znaczącej redukcji wariancji efektów losowych, odpowiadającej skali heterogeniczności na poziomie mezo.

Tabela 3. Oszacowania parametrów struktury wielopoziomowej

Efekty czasowe	Efekty stałe dla krajów	Parametr	Wartość oczekiwana rozkładu <i>a posteriori</i>	Odchylenie standardowe rozkładu <i>a posteriori</i>	95% bayesowskie przedziały ufności
NIE	NIE	α_0	0.0969	0.0211	0.0560-0.1387
		σ_u^2	0.1274	0.0132	0.1023-0.1528
		σ_e^2	0.8460	0.0041	0.8379-0.8541
	TAK	α_0	0.1045	0.0207	0.0635-0.1439
		σ_u^2	0.0128	0.0017	0.0096-0.0160
		σ_e^2	0.8460	0.0042	0.8376-0.8541
TAK	NIE	α_0	0.0969	0.0211	0.0547-0.1380
		σ_u^2	0.1271	0.0135	0.1009-0.1535
		σ_e^2	0.8458	0.0040	0.8375-0.8533
	TAK	α_0	0.1046	0.0212	0.0640-0.1470
		σ_u^2	0.0127	0.0016	0.0097-0.0159
		σ_e^2	0.8458	0.0041	0.8378-0.8538

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych ESS.

Sytuacja ta widoczna jest zarówno w modelu z efektami stałymi dla krajów, jak i w modelu nieuwzględniającym zróżnicowania w czasie poziomu satysfakcji życiowej. W modelach nieuwzględniających poziomu makro wartość współczynnika ICC wynosi ok. 13%, co określa skalę zróżnicowania międzyregionalnego w łącznej wariancji procesu. W modelach uwzględniających poziom makro skala heterogeniczności na poziomie regionalnym ulega zmniejszeniu do 1,5%. Fakt ten potwierdza, że większość zróżnicowania międzyregionalnego w modelach pozbawionych efektów stałych dla krajów wynika wyłącznie z różnic między krajami w poziomie satysfakcji życiowej.

Na kolejnym etapie badania estymacji poddano model wielopoziomowy z efektami stałymi dla krajów oraz predyktorami dla poziomu indywidualnego (tabela 4). W modelu rozszerzonym o zmienne objaśniające wartość wariancji składnika losowego uległa redukcji z 0.8458 do 0.6847. Oznacza to, że zestaw zmiennych objaśniających pozwolił wyjaśnić 19% zróżnicowania poziomu satysfakcji życiowej między osobami. Co ciekawe, w modelu ze zmiennymi objaśniającymi dla poziomu indywidualnego redukcji uległa również skala zróżnicowania międzyregionalnego. Wartość wariancji efektów losowych zmniejszyła się o ok. 45% w porównaniu z modelem pustym. Fakt ten potwierdza, że czynniki indywidualne wyjaśniają nie tylko różnice między osobami, ale również między regionami.

Tabela 4. Oszacowania parametrów modelu wielopoziomowego bez zmiennych kontekstowych

Parametr/Zmienna	Wartość oczekiwana rozkładu <i>a posteriori</i>	Odchylenie standardowe rozkładu <i>a posteriori</i>	95% bayesowskie przedziały ufności
α_0	-2.2190	0.0316	(-2.2808)-(-2.1570)
pleć	-0.0142	0.0059	(-0.0255)-(-0.0028)
bezrobotny	-0.4419	0.0130	(-0.4664)-(-0.4162)
dzieci	0.0013	0.0073	(-0.0127)-0.0156
obywatel	0.1292	0.0133	0.1040-0.1555
przemoc	-0.0365	0.0077	(-0.0511)-(-0.0208)
wiek 2	-0.1220	0.0119	(-0.1448)-(-0.0990)
wiek 3	-0.1669	0.0127	(-0.1913)-(-0.1422)
wiek 4	-0.1899	0.0128	(-0.2143)-(-0.1645)
wiek 5	-0.1179	0.0132	(-0.1450)-(-0.0941)
wiek 6	0.0509	0.0140	0.0255-0.0805
sc 1	0.1892	0.0093	0.1708-0.2073
sc 2	-0.2166	0.0345	(-0.2848)-(-0.1504)
sc 3	-0.0664	0.0129	(-0.0917)-(-0.0416)
sc 4	-0.0105	0.0150	(-0.0380)-0.0202
wykształc 2	0.0275	0.0106	0.0063-0.0477
wykształc 3	0.0698	0.0122	0.0442-0.0924
z ludzie	0.0509	0.0014	0.0483-0.0536
z system	0.0539	0.0013	0.0514-0.0563
religia	0.0160	0.0010	0.0140-0.0181
zaangażowanie	0.0672	0.0020	0.0634-0.0713
zdrowie	0.2834	0.0036	0.2765-0.2905
σ_u^2	0.0070	0.0010	0.0051-0.0090
σ_v^2	0.6847	0.0033	0.6780-0.6909

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych ESS.

Zgodnie z uzyskanymi wynikami, wśród czynników, które w sposób statystycznie istotny wyjaśniają poziom deklarowanej satysfakcji życiowej, wskazać można m.in. płeć, wiek, stan cywilny, obywatelstwo czy też status na rynku pracy. Kobiety i osoby, które nie są bezrobotne, deklarują wyższy poziom zadowolenia z życia niż mężczyźni i osoby nieposiadające pracy. Wyższy poziom satysfakcji życiowej charakteryzuje również osoby posiadające dzieci i będące obywatelami danego kraju. Osoby do 25. roku życia oraz osoby starsze (65 lat i więcej) deklarują wyższy poziom satysfakcji życiowej niż osoby z pozostałych grup wiekowych. Co więcej, negatywny wpływ na zadowolenie z życia mają doświadczenia napaści lub kradzieży w rodzinie respondenta.

Analogicznie jak w poprzednich badaniach [Aslam, Corrado, 2012; Łaskiewicz, 2016] wykorzystujących dane ESS, wykazano istotny wpływ subiektywnej oceny stanu zdrowia oraz poziomu zaangażowania i zaufania społecznego jednostki na poziom dobrostanu psychospołecznego. Im lepsza ocena stanu zdrowia, tym wyższy poziom zadowolenia z życia. Co więcej, osoby, które de-

klarują wyższy poziom zaufania do ludzi i władz oraz wyższy poziom zaangażowania społecznego, cechuje wyższy poziom dobrostanu.

Ostatnim etapem badania było ponowne oszacowanie modelu wielopoziomowego, ale z wydzieleniem (dla wybranych zmiennych objaśniających) poziomu indywidualnego i regionalnego. Wiedząc, że wprowadzenie zmiennych objaśniających dla poziomu indywidualnego doprowadziło do znaczącej redukcji skali zróżnicowania międzyregionalnego, można przypuszczać, iż poszczególne czynniki odgrywają ważną rolę zarówno w wyjaśnianiu różnic (z poziomie satysfakcji życiowej) między osobami, jak i różnic między regionami. W tym celu uchwycenia tego efektu dla 5 zmiennych objaśniających dokonano centrowania średnią grupową regionalną. Zmienne centrowane oraz średnie grupowe wprowadzono jako kolejne zmienne – objaśniające dla poziomu indywidualnego oraz zmienne kontekstowe.

Uzyskane wyniki (tabela 5) wskazują, że wyłączając poziom religijności (który wyjaśnia zróżnicowanie między osobami, ale nie wyjaśnia różnic międzyregionalnych), pozostałe 3 czynniki (poziom zaufania, zaangażowania, stan zdrowia) wyjaśniają zarówno różnice – w poziomie satysfakcji życiowej – między osobami, jak i jednostkami terytorialnymi. Warto zauważyć, że przeciętny poziom zaufania do ludzi i do władz w regionie oddziałuje silniej na zmiany deklarowanego poziomu dobrostanu niż indywidualnie deklarowane zaufanie. Dla porównania, rola zaangażowania społecznego, mierzonego za pomocą zmiennej centrowanej i średniej regionalnej, jest porównywalna.

Przeciętny poziom zaangażowania społecznego w regionie oddziałuje ze zbliżoną siłą na zmiany poziomu zadowolenia z życia, co indywidualnie deklarowany poziom zaangażowania. Finalnie, w przypadku stanu zdrowia większą rolę odgrywa indywidualna deklaracja dotycząca kondycji zdrowotnej niż przeciętny poziom zdrowotności w regionie. Wyniki te potwierdzają zasadność stosowania centrowania zmiennych objaśniających i wprowadzania średnich grupowych, w sytuacji gdy celem badania jest wyjaśnienie różnic w sposobie oddziaływania poszczególnych czynników na poziom jednostkowy i grupowy.

Tabela 5. Oszacowania parametrów modelu wielopoziomowego bez zmiennych kontekstowych

Parametr/Zmienna*	Wartość oczekiwana rozkładu <i>a posteriori</i>	Odchylenie standardowe rozkładu <i>a posteriori</i>	95% bayesowskie przedziały ufności
1	2	3	4
α_0	-2.4072	0.3272	(-3.0662)-(-1.7758)
pleć	-0.0138	0.0058	(-0.0247)-(-0.0018)
bezrobotny	-0.4401	0.0129	(-0.4652)-(-0.4149)

cd. tabeli 5

1	2	3	4
dzieci	0.0022	0.0073	(-0.0120)-0.0164
obywatel	0.1289	0.0132	0.1002-0.1530
przemoc	-0.0371	0.0076	(-0.0511)-(-0.0214)
wiek 2	-0.1186	0.0120	(-0.1424)-(-0.0954)
wiek 3	-0.1634	0.0126	(-0.1886)-(-0.1395)
wiek 4	-0.1870	0.0126	(-0.2121)-(-0.1629)
wiek 5	-0.1145	0.0131	(-0.1401)-(-0.0893)
wiek 6	0.0540	0.0138	0.0284-0.0818
sc 1	0.1872	0.0091	0.1692-0.2052
sc 2	-0.2141	0.0337	(-0.2808)-(-0.1491)
sc 3	-0.0669	0.0129	(-0.0927)-(-0.0425)
sc 4	-0.0117	0.0152	(-0.0410)-0.0187
wykształc 2	0.0242	0.0109	0.0032-0.0459
wykształc 3	0.0668	0.0123	0.0421-0.0904
z ludzie (centr)	0.0502	0.0014	0.0474-0.0528
z system (centr)	0.0534	0.0013	0.0508-0.0558
religia (centr)	0.0162	0.0010	0.0141-0.0182
zaangażowanie (centr)	0.0675	0.0020	0.0634-0.0714
zdrowie (centr)	0.2833	0.0036	0.2764-0.2903
z ludzie (śr)	0.1595	0.0223	0.1150-0.2020
z system (śr)	0.1090	0.0201	0.0670-0.1446
religia (śr)	-0.0051	0.0114	(-0.0270)-0.0175
zaangażowanie (śr)	0.0725	0.0320	0.0114-0.1364
zdrowie (śr)	0.1497	0.0717	0.0142-0.2945
σ_u^2	0.0066	0.0010	0.0046-0.0086
σ_e^2	0.6843	0.0033	0.6777-0.6904

* Centr – zmienna centrowana; śr – regionalna średnia grupowa.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych ESS.

Podsumowanie

W niniejszym badaniu zademonstrowano możliwości wykorzystania modelowania wielopoziomowego w badaniach jakości życia. Korzystając z danych mikro ESS, estymacji poddano modele wielopoziomowe „puste” oraz rozszerzone o zmienne objaśniające dla poziomu indywidualnego. Ponadto zademonstrowano, w jaki sposób centrowanie zmiennych objaśniających i wprowadzenie zmiennych kontekstowych w postaci regionalnych średnich grupowych może rozszerzyć interpretację wyników.

Uzyskane wyniki wskazują, że poziom subiektywnie deklarowanej satysfakcji życiowej wynika z profilu społeczno-ekonomicznego i demograficznego jednostki, jej stanu zdrowia oraz takich czynników, jak poziom zaufania i zaangażowania społecznego. Znaczenie tych ostatnich determinuje jednak to, czy rozpatrywany jest poziom oddziaływania mikro czy mezo. W szczególności poziom zaufania do ludzi i władz, rozpatrywany na poziomie regionalnym, od-

działuje silniej na zmiany poziomu zadowolenia z życia niż zaufanie deklarowane na poziomie mikro.

Literatura

- Aslam A., Corrado L. (2012), *The Geography of Well-being*, "Journal of Economic Geography", No. 12(3), s. 627-649.
- Easterlin R.A. (1974), *Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence* [w:] P.A. David, M.W. Reder (eds.), *Nations and Households in Economic Growth*, Academic Press, New York, s. 89-125.
- Lawless N.M., Lucas R.E. (2011), *Predictors of Regional Well-being: A County Level Analysis*, "Social Indicators Research", Vol. 101, Iss. 3, s. 341-357.
- Łaszkiewicz E. (2013), *Sample Size and Structure for Multilevel Modelling: Monte Carlo Investigation for the Balanced Design*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych”, Vol. XIV, No. 2, s. 19-28.
- Łaszkiewicz E. (2016), *Ekonometria Przestrzenna III. Modele wielopoziomowe – teoria i zastosowania*, C.H. Beck, Warszawa.
- [www 1] <http://www.europeansocialsurvey.org/> (dostęp: 3.05.2017).
- [www 2] www.kep.uni.lodz.pl/EP3 (dostęp: 3.05.2017).

AN APPLICATION OF MULTILEVEL MODELLING IN SUBJECTIVE WELL-BEING STUDIES

Summary: Multilevel models allow for the simultaneous analysis of process on the several levels of data aggregation. Therefore, the conclusions formulated on them can broaden the understanding of the nature of the relationship between micro and mezo (or macro) factors and the outcome variable. The aim of the study is to demonstrate the potential for multi-level modelling in the quality of life studies. In this study, we used publicly available micro data from three waves of the European Social Survey (2010, 2012, 2014). Our results confirm the conclusions of previous researches, indicating that the level of subjectively declared life satisfaction is determined by the socio-economic and demographic profile of the individual. An application of the multilevel models enables us to conclude that the level of trust in people and authorities at the regional level affects life satisfaction stronger than the trust expressed at the micro level.

Keywords: European Social Survey, hierarchical models, variance decomposition, random effects.