dr Artur Pokropek
Instytut Filozofii i Socjologii PAN

Dekonstrukcja skal szacunkowych. Przykład skali znajomości pojęć matematycznych uczniów w PISA 2012

1. Skale szacunkowe

Jednym z najczęściej stosowanych formatów pytań w badaniach społecznych jest format skali szacunkowej (Frankfort-Nachmias i Nachmias, 2001, s. 275). Respondentowi zadaje się pytanie, następnie prosi się, aby wybrał jedną z dozwolonych odpowiedzi. Liczba dozwolonych odpowiedzi może być różna, najczęściej jednak liczba kategorii odpowiedzi wynosi cztery lub pięć. Pięciostopniową skalę szacunkową często określa się mianem skali Likerta. Przykładowe pytania i odpowiedzi wykorzystywane do konstrukcji skal Likerta przedstawione zostały w tabeli 1.

Skale szacunkowe zawdzięczają swoją popularność względnej łatwości konstrukcji pytań, ich prostocie i zrozumiałości. Standaryzowane odpowiedzi dają się łatwo porównywać i analizować statystycznie. Respondenci odpowiadający na serię pozycji z danego formatu mogą natomiast skupić się na treści kolejnych pytań, a nie na formie ich zadawania, co ułatwia pozyskiwanie informacji.

Tabela 1. Przykładowe kategorie odpowiedzi skali Likerta

W jakim stopniu zgadza się Pan(i) z poniższymi stwierdzeniami	W jakim stopniu zgadza się Pan(i) z poniższymi stwierdzeniami	W jakim stopniu są Ci znane	Do jakiego stopnia poniższe stwierdzenia pasują do Ciebie	W porównaniu z innymi ludźmi
Zdecydowanie nie zgadzam się	Całkowicie się zgadzam	Nigdy o nim nie słyszałam/ słyszałem	Zupełnie tak jak ja	Mniej niż inni
Raczej się nie zgadzam	Zgadzam się	Słyszałam/ słyszałem raz lub dwa razy	Tak jak ja	Raczej mniej niż inni
Nie mam zdania	Ani się zgadzam, ani się nie zgadzam	Słyszałam/ słyszałem kilka razy	Trochę tak jak ja	Tak samo jak inni
Raczej się zgadzam	Nie zgadzam się	Słyszałam/ słyszałem wiele razy	Niezupełnie tak jak ja	Raczej bardziej niż inni
Zdecydowanie się zgadzam	Całkowicie się nie zgadzam	Znam je dobrze, rozumiem je	Zupełnie nie tak jak ja	Bardziej niż inni

Skale szacunkowe mają jednak swoje wady. Dystanse między odpowiedziami definiowane za pomocą opisu podlegają subiektywnym interpretacjom (Khorramdel i von Davier, 2014, s. 161). Kategorie mogą narzucać odpowiedzi, sugerować społecznie akceptowalny przedział odpowiedzi, mogą też nie odzwierciedlać prawidłowo faktycznej intensywności lub częstości zjawiska. Ponadto są wrażliwe na zniekształcenia poznawcze. Respondenci odpowiadający na pytania kwestionariuszowe podatni są na zmienną aprobaty społecznej (Edwards, 1957), czyli tendencję do wybierania tych odpowiedzi, które są zgodne z postrzeganymi przez niego wymaganiami społeczeństwa. Odnotowywana jest skłonność do zgadzania się oraz udzielania odpowiedzi ostrożnych. Często wybierane są odpowiedzi neutralne lub kategorie bliższe pozytywnym (Edwards, 1957).

Skale szacunkowe wrażliwe są również na style odpowiedzi, czyli tendencję do odpowiedzi w systematyczny sposób, ale niezależnie od treści pytania (Paulhus, 1991), a zatem wpływają na wielowymiarowość i trafność skal (Baumgartner i Steenkamp, 2001; De Jong i in., 2008; Dolnicar i Grun, 2009; Weijters, Schillewaert i Geuens, 2008). Jednym ze stylów odpowiedzi może być nadużywanie skrajnych kategorii. Inna tendencja to nadużywanie odpowiedzi środkowych. Tendencja ta może, ale nie musi być związana ze zmienną aprobaty społecznej. Wybieranie kategorii środkowej może wynikać z chęci odmówienia odpowiedzi, uniknięcia dyskusji lub braku zrozumienia pytania (Khorramdel i von Davier, 2014).

2. Skala znajomości pojęć matematycznych uczniów w PISA 2012

W tabeli 2. przedstawiono odpowiedzi 15-letnich respondentów biorących udział w badaniu PISA 2012 na kafeterię pytań zadanych w formie skali Likerta. Uczniom zadano następujące pytanie: *Pomyśl o pojęciach matematycznych. W jakim stopniu są Ci znane następujące terminy?* Następnie przedstawiono szesnaście pojęć, do których znajomości uczeń miał się odnieść, wybierając jedną z pięciu kategorii odpowiedzi.

Tabela 2. Deklaracje znajomości pojęć matematycznych przez 15-letnich uczniów biorących udział w badaniu PISA 2012

Termin matematyczny	Nigdy o nim nie słyszałam/ słyszałem	Słyszałam/ słyszałem raz lub dwa razy	Słyszałam/ słyszałem kilka razy	Słyszałam/ słyszałem wiele razy	Znam je dobrze, rozumiem je
1) Funkcja wykładnicza	10,6%	18,7%	29,7%	26,5%	14,4%
2) Dzielnik	3,4%	7,7%	12,6%	21,6%	54,8%
3) Funkcja kwadratowa	15,9%	18,4%	20,5%	19,9%	25,4%
4) Liczba właściwa	9,5%	16,0%	24,0%	27,5%	22,9%
5) Równanie liniowe	20,0%	20,2%	23,2%	20,9%	15,8%
6) Wektory	16,3%	18,4%	21,3%	22,5%	21,6%
7) Liczby zespolone	40,9%	25,3%	18,1%	11,0%	4,8%

Termin matematyczny	Nigdy o nim nie słyszałam/ słyszałem	Słyszałam/ słyszałem raz lub dwa razy	Słyszałam/ słyszałem kilka razy	Słyszałam/ słyszałem wiele razy	Znam je dobrze, rozumiem je
8) Liczba wymierna	2,5%	7,0%	15,8%	30,5%	44,3%
9) Pierwiastek	1,4%	2,6%	5,4%	17,5%	73,1%
10) Skalowanie łączące	54,6%	19,1%	13,5%	7,7%	5,1%
11) Wielokąt	1,4%	2,9%	6,7%	16,8%	72,1%
12) Ułamek oznajmujący	30,1%	20,6%	19,8%	15,5%	14,1%
13) Figura przystająca	6,6%	8,7%	15,6%	22,9%	46,2%
14) Cosinus	39,5%	24,5%	17,7%	11,5%	6,8%
15) Średnia arytmetyczna	1,8%	4,1%	9,9%	18,5%	65,7%
16) Prawdopodobieństwo	3,2%	7,6%	13,3%	23,1%	52,7%
Średnia	16,1%	13,9%	16,7%	19,6%	33,7%

Źródło: obliczenia własne na danych PISA 2012.

Najlepiej znanym i rozumianym pojęciem okazał się „pierwiastek", zaraz za nim „wielokąt" – ponad 70% badanych stwierdziło, że zna dobrze te pojęcia i je rozumie. Duża liczba uczniów doskonale zna i rozumie, co to jest „dzielnik" (54,8%), „średnia arytmetyczna" (65,7%) i „prawdopodobieństwo" (52,7%). Dosyć zadziwiające jest to, iż 22,9% uczniów wie, co to jest „liczba właściwa". „Skalowanie łączące" rozumie i dobrze zna 5,1% respondentów , a 14,1% uczniów zna dobrze i rozumie pojęcie „ułamek oznajmujący". Dosyć duży problem stanowi jednak fakt, iż w matematyce te pojęcia nie istnieją. Zostały wymyślone przez autorów kwestionariusza po to, by zbadać tendencje związane ze zmienną aprobaty społecznej. Uczniowie wiedzą, iż wymaga się od nich, aby znali materiał omawiany w szkole. Znane są oczekiwania społeczne co do uczniów. Im więcej uczeń wie, tym jest lepszym uczniem. Ważne jest zatem, aby wykazać się znajomością pojęć, zamiast przyznać się do braków w swojej wiedzy.

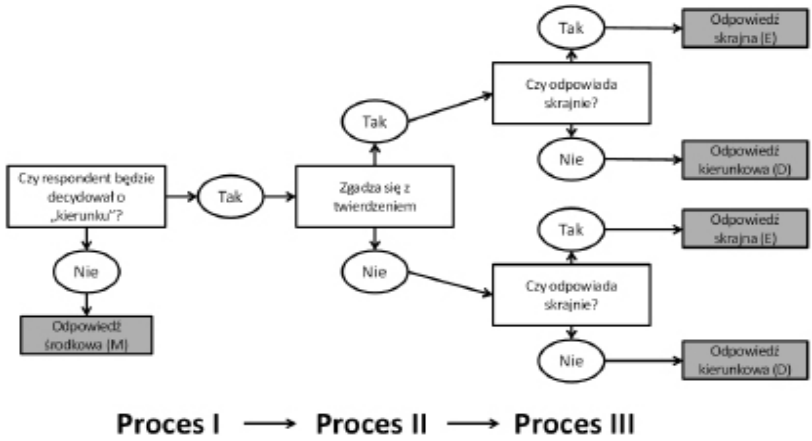
Mimo iż wszystkie pojęcia są zmyślone, to rozkład odpowiedzi na nie jest różny. Częściowo wynika to zapewne z tego, iż podane pojęcia były częściowo mylone z faktycznie istniejącymi pojęciami. Ponadto zmyślone pojęcia stworzone zostały z dwóch wyrazów i w każdym wypadku przynajmniej jeden wyraz był prawdziwym pojęciem matematycznym. Owe prawdziwe cząstki miały prawdopodobnie różny poziom zaznajomienia. O ile pojęcie „ułamek" jest powszechnie znane, to „skalowanie" już nie.

Pobieżny rzut oka na tabelę 2. pozwala ocenić, iż tendencja do odpowiedzi zgodnych z oczekiwaniami jest silna. Czy istnieją jednak inne tendencje mogące wpływać na odpowiedzi dotyczące przedstawionych pojęć matematycznych? Mianowicie, czy dostrzegamy tutaj tendencję do odpowiedzi środkowych i/lub tendencję do wykorzystywania skrajnych odpowiedzi? Aby stwierdzić, czy tak jest, musimy wyjść poza proste tabelaryczne przedstawienie rozkładu odpowiedzi.

3. Dekompozycja skal i style odpowiedzi

Aby rozwiązać nasz problem, musimy zastanowić się nad procesem, jaki stoi za odpowiedzią na pytanie odnoszące się do skali szacunkowej. W prostym racjonalnym modelu respondent powinien stwierdzić, czy pojęcie jest mu znane, a dalej ocenić, na ile. Można jednak przyjąć inny obraz procesu, tak jak Bockenholt (2012), który opisał alternatywną ścieżkę. Składa się ona z trzech procesów decyzyjnych i w sposób schematyczny przedstawiona została na rysunku 1.

Zakłada się tutaj, iż respondent musi podjąć trzy decyzje. Po pierwsze, czy respondent będzie decydował o kierunku, czy od razu wybierze „ucieczkową" kategorie środkową. Dalej musi podjąć decyzję, czy zgadza się ze stwierdzeniem, czy nie (bądź generalnie musi ustalić kierunek swojej odpowiedzi). Po dokonaniu tego pozostaje ostatni proces decyzyjny: czy odpowiadać skrajnie, czy nie?



Rysunek 1. Ścieżka decyzyjna przy odpowiadaniu na pytania z pięciostopniowej skali szacunkowej zaproponowana przez Bockenholta (2012)

Jeżeli przyjmiemy scenariusz takiego procesu, możemy dokonać dekompozycji pięciopunktowej skali Likerta na trzy typy „pseudo-zmiennych" odpowiadające trzem przedstawionym wcześniej procesom. Każda pięciopunktowa zmienna powstała na podstawie odpowiedzi respondentów może zostać przekształcona w trzy zero-jedynkowe pseudo-zmienne (Bockenholt, 2012), wedle schematu przedstawionego w tabeli 3.

Tabela 3. Schemat przekształcania zmiennej powstałej na podstawie odpowiedzi na pięciokategorialne pytanie skali Likerta na trzy zmienne 0-1 (za: Bockenholt 2012)

Kategoria	Odpowiedzi środkowe (***M**idpoint*)	Odpowiedzi w kierunku cechy ukrytej (***D**irection*)	Odpowiedzi skrajne (***E**xtreme*)	Prawd. dla kategorii
0	0	0	1	P(0)
1	0	0	0	P(1)
2	1	-	-	P(2)
3	0	1	0	P(3)
4	0	1	1	P(4)

Pierwsza pseudo-zmienna wyraża tendencję do odpowiadania na pytania środkowe. Jeżeli respondent wybrał odpowiedź środkową (2), nowo powstała pseudo-zmienna (*m-zmienna*) zostanie zakodowana jako jeden, a pozostałe pseudo-zmienne (odpowiadające kierunkowi cechy ukrytej i tendencji do skrajnych odpowiedzi) zostaną zakodowane jako braki danych. Oczywiście, jeżeli respondent wybiera kategorię środkową, nie może jednocześnie wybierać kierunku lub tendencji do odpowiedzi skrajnych. Jeżeli respondent wybrał inną opcję niż środkowa, *m-zmienna* zostanie zakodowana jako 0.

Kolejna pseudo-zmienna przybiera wartości 1, gdy respondent wybrał kategorię (3) lub (4), a zero, gdy wybrał kategorię (0) lub (1). Jest to tak zwana *d-zmienna,* wyrażająca „kierunek" respondenta względem badanej cechy. Ostatnia pseudo-zmienna nazywana jest konwencjonalnie *e-zmienną* i oznacza tendencję do odpowiedzi skrajnych; przybiera wartość 1, gdy respondent odpowiedział na którąkolwiek ze skrajnych odpowiedzi (0) lub (4).

Przedstawione zakodowanie pseudo-zmiennych charakteryzuje się tym, iż umożliwia zaistnienie quasi-niezależności (Fienberg, 1970; Gail, 1972; Goodman, 1994), co w konsekwencji umożliwia szacowanie modeli takich jak konfirmacyjna analiza czynnikowa lub modeli odpowiedzi na zadanie testowe z wykorzystaniem wszystkich pseudo-zmiennych naraz. Quasi-niezależność zapewnia, iż nie ma narzuconej zależności między trzema rodzajami pytań. Można prześledzić to za pomocą tabeli 4., w której przedstawione zostały prawdopodobieństwa odpowiedzi na poszczególne kategorie w odniesieniu do pseudo-zmiennych.

Tabela 4. Tabela krzyżowa dla kategorii prawdopodobieństwa pięciostopniowej skali Likerta (za: Khorramdel i von Davier, 2014)

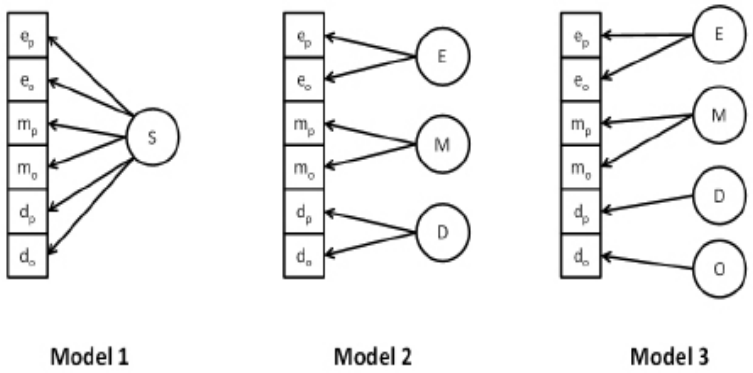
		Umiarkowane 0	Ekstremalne 1	Środkowe -	
Negatywne	0	**P(1)**	**P(0)**	0	P(d=0)
Pozytywne	1	**P(3)**	**P(4)**	0	P(d=1)
Środkowe	-	0	0	P(2)	P(m=1)
		P(e=0)	P(e=1)	P(m=1)	

Gdy rozpatrujemy tylko *d* i *e-zmienne*, odnosimy się do tabeli dwa na dwa (zaznaczonej szarym kolorem). Jak widać wyraźnie, prawdopodobieństwa w szarej tabeli mogą być od siebie niezależne, całkowicie zależne albo częściowo zależne. Stopień zależności między zmiennymi nie jest tutaj narzucony przez schemat kodowania danych. Dodanie kolejnej pseudo-zmiennej do tabeli prowadzi do tego, że niektóre komórki a priori przyjmują wartość 0. Nie zmienia to faktu, iż zależność między komórkami nie jest zdeterminowana. Możliwe jest zatem estymowanie modeli zakładających lokalną niezależność.

4. Dekompozycja skali pojęć matematycznych uczniów w PISA 2012

Pytania ze skali znajomości pojęć matematycznych uczniów w PISA 2012 zostały zdekomponowane w taki sposób, jak zostało to pokazane w tabeli 4. Na zdekomponowanych zmiennych przeprowadzone zostały analizy po to, by

stwierdzić, czy postulowane style odpowiedzi mogą być odnalezione w analizowanych danych. Jest kilka metod pozwalających stwierdzić występowanie stylów odpowiedzi, wszystkie polegają na porównaniu różnych modeli pomiarowych (Khorramdel i von Davier, 2014). W tej pracy wykorzystujemy podejście najprostsze. Porównujemy tutaj trzy modele, które graficznie przedstawione zostały na rysunku 2.



Rysunek 2. Modele wykorzystujące pseudo-zmienne

W modelu 1 wszystkie pseudo-zmienne zarówno opisujące pojęcia prawdziwe (p), jak i fałszywe (o) opisują jeden wymiar. W modelu 2 każdy typ pseudo--zmiennej ma oddzielnie reprezentujący go jeden wymiar ukryty. W modelu 4 dodatkowo dołączono jeden wymiar ukryty reprezentujący zmienną aprobaty społecznej (O); ten wymiar opisywany jest przez fałszywe pojęcia matematyczne (o). W każdym modelu pozwolono na skorelowanie ze sobą zmiennych ukrytych dla przejrzystości rysunku, korelacje nie zostały przedstawione w formie graficznej.

W tabeli 5. przedstawiono miary dopasowania dla modeli wykorzystujących pseudo-zmienne. Dodatkowo przedstawiono miary dopasowania dla modelu, w którym pojedyncza cecha ukryta modelowana jest przez oryginalne 5-punktowe pytanie ze skali Likerta. W tym wypadku podano tylko dwie miary dopasowania RMSEA i WRMR, gdyż inne nie są bezpośrednio porównywalne między modelem estymowanym na oryginalnych zmiennych i modelami estymowanymi dla pseudozmiennych.

Tabela 5. Miary dopasowania modeli wykorzystujących pseudo-zmienne

Miara dopasowania	Model 0	Model 1	Model 2	Model 3
RMSEA	0,167	0,072	0,058	0,058
CFI	---	0,670	0,781	0,785
TLI	---	0,655	0,771	0,774
WRMR	6,950	4,803	3,803	3,744
AIC	---	119187	114952	114813
BIC	---	119765	115549	115427

Wszystkie miary dopasowania, prócz CFI i TLI, należy czytać: im mniejsza wartość, tym lepsze dopasowania. Z kolei większe wartości CFI i TLI oznaczają lepsze dopasowanie. Jak widać wyraźnie, model 1 jest lepiej dopasowany od modelu 0, natomiast model 2 od modelu 1. Możemy zatem uznać, iż założenie o istnieniu stylów odpowiedzi polegających na tendencji do wybierania odpowiedzi środkowych i ekstremalnych jest prawdziwe. Dodatkowo model 3 okazuje się najlepiej dopasowany, gdyż sugeruje, iż możliwe jest wyodrębnienie oddzielnej cechy opisującej zmienną aprobaty społecznej. Ciekawe jest to, iż dopasowanie modelu 3 jest tylko nieznacznie lepsze niż modelu 2, co wydaje się sugerować, iż całe to pytanie w pewien sposób może mierzyć zmienną aprobaty społecznej.

5. Jak opinia o znajomości pojęć matematycznych związana jest z umiejętnościami matematycznymi

Aby ocenić trafność stosowanych zabiegów dekompozycji skal, należy odwołać się do zewnętrznego kryterium. W badaniu PISA łatwo o takie zewnętrzne kryterium, mamy bowiem informacje o poziomie umiejętności matematycznych. Znajomość pojęć matematycznych powinna być związana z faktycznymi umiejętnościami. W tabeli 6. znajdują się wyniki modeli regresyjnych, w których faktyczny poziom umiejętności przewidywany był na podstawie wyskalowanych wskaźników cech ukrytych uzyskanych za pomocą wcześniej omawianych modeli.

W modelu 4 w tabeli 6. zmienną niezależną jest cecha ukryta skalowana na podstawie wszystkich wielokategorialnych pytań w oryginalnej skali Likerta, w modelu 5 wykorzystano cechę ukrytą skalowaną na podstawie *d-zmiennych*. Widać wyraźnie, iż wykorzystując oryginalną wielokategorialną skalę Likerta, jesteśmy w stanie wytłumaczyć większą część wariancji wyników matematycznych niż wykorzystując wskaźnik oparty na samych *d-zmiennych*. Różnica ta nie jest bardzo duża (wynosi 5,7%), ale jest znacząca. Parametr nachylenia w modelu 4 jest również wyższy niż w modelu 5. Jeżeli podejście dekompozycyjne jest prawdziwe, oznacza to, iż poszczególne style odpowiedzi skorelowane są z umiejętnościami matematycznymi. Pokazuje to model 6, gdzie zmiennymi niezależnymi są wskaźniki wszystkich trzech cech ukrytych powstałych po dekompozycji pytań: znajomość pojęć matematycznych (*d-zmienne*), tendencja do skrajnych odpowiedzi (*e-zmienne*) oraz tendencja do odpowiedzi środkowych (*m-zmienne*) wyjaśniają większą część wariancji niż model 5. W modelu 5 wszystkie wskaźniki są pozytywnie związane z poziomem umiejętności.

Model 7 wprowadza zmienną aprobaty społecznej estymowaną na podstawie fałszywych pojęć. Jak widać, wprowadzenie tej zmiennej wyraźnie zmienia współczynnik opisujący relacje między znajomością pojęć matematycznych a poziomem umiejętności. Współczynnik nachylenia wzrósł prawie czterokrotnie w stosunku do modelu 5, znacznie wzrosła również wyjaśniana wariancja. Przy czym modele nie wykazują problemów związanych ze współliniowością (VIF<10). Zgodnie z oczekiwaniami im wyższa zmienna aprobaty społecznej (im bardziej uczeń twierdzi, iż zna fałszywe pojęcia), tym niższy jego wynik na teście matematycznym.

Tabela 6. Wyniki regresji obserwowalnej, gdzie zmienna zależna to poziom umiejętności matematycznych, a zmienne niezależne to modelowane zmienne ukryte. Wyniki standaryzowane

	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8
Znajomość pojęć matematycznych	0,443*	0,343*	0,310*	1,313*	1,117*
Tendencja do skrajnych odpowiedzi			0,356*		0,026
Tendencja do odpowiedzi środkowych			0,156*		-0,141*
Zmienna aprobaty społecznej				-1,038*	-0,928*
R-kwadrat	0,196	0,139	0,235	0,255	0,269

*** p≤0,05**

W modelu 8 pojawiły się wszystkie trzy wskaźniki powstałe po dekompozycji pytań oraz zmienna aprobaty społecznej. Po wprowadzeniu zmiennej aprobaty społecznej obserwujemy istotne różnice w estymowanych współczynnikach między modelem 6 a końcowym modelem 8. Po pierwsze, w modelu 8 współczynnik nachylenia regresji jest ponad 3 razy wyższy niż w modelu 6. Po drugie, współczynnik dla tendencji do skrajnych odpowiedzi przestaje być istotny statystycznie, a tendencja do odpowiedzi środkowych zmienia swój kierunek. Kontrolując zatem zmienną aprobaty społecznej, można powiedzieć, iż znajomość pojęć matematycznych jest wyraźnie związana z umiejętnościami matematycznymi, tendencja do odpowiedzi skrajnych nie ma znaczenia, a tendencja do wybierania środkowych odpowiedzi jest negatywnie związana z umiejętnościami.

6. Podsumowanie

Praca ta pokazuje, iż bezrefleksyjne posługiwanie się skalami szacunkowymi może prowadzić do istotnych błędów we wnioskowaniu. Takie zjawiska jak tendencja do odpowiedzi na pytania zgodnie z postrzeganymi oczekiwaniami społecznymi, tendencja do wybierania odpowiedzi skrajnych lub/i środkowych mogą wyraźnie wpływać na uzyskiwane oszacowania parametrów ważnych z perspektywy procesu badawczego. Przedstawiona metodologia pozwala na kontrolę niektórych zjawisk mogących wpływać na trafność oszacowań. Analizy przedstawione w tym rozdziale są pierwszą znaną autorowi próbą połączenia metod wyróżniania tendencji do skrajnych i środkowych odpowiedzi ze skali Likerta z metodą próbującą odseparować „prawdziwą skalę" od zjawiska odpowiedzi na pytania zgodnie z postrzeganymi oczekiwaniami społecznymi. Jest to też jedna z niewielu prób skonfrontowania skorygowanych wskaźników z zewnętrznym kryterium. Większość badań dotyczących stylów odpowiedzi poprzestaje bowiem na wykazaniu, iż takowe istnieją. W opinii autora kolejne próby analiz powinny skupić się na dokładnym zbadaniu trafności metod korygujących konstrukcje skal, tak aby jednoznacznie stwierdzić, czy zaproponowane rozwiązania pozwalają uzyskać mniej obarczone oszacowania.

Bibliografia

1. Baumgartner, H., Steenkamp, J.-B. E. M. (2001). Response styles in marketing research: A cross-national investigation. *Journal of Marketing Research*, *38*, 143-156.
2. De Jong, M. G., Steenkamp, J.-B. E. M., Fox, J.-P., i Baumgartner, H. (2008). Using item response theory to measure extreme response style in marketing research: A global investigation. *Journal of Marketing Research*, *45*, 104-115.
3. Dolnicar, S., Grun, B. (2009). Response style contamination of student evaluation data. *Journal of Marketing Education*, *31*, 160-172.
4. Edwards, A. L. (1957). The social desirability variable in personality assessment and research. Dryden Press. Ft Worth.
5. Fienberg, S. E. (1970). Quasi-independence and maximum likelihood estimation in incomplete contingency tables. *Journal of the American Statistical Association*, *65*, 1610-1616.
6. Frankfort-Nachmias, C., Nachmias, D. (2001). *Metody badawcze w naukach społecznych*. Zysk i S-ka. Poznań.
7. Gail, M. H. (1972). Mixed quasi-independent models for categorical data. *Biometrics*, *28*, 703-712.
8. Goodman, L. A. (1994). On quasi-independence and quasi-dependence in contingency tables, with special reference to ordinal triangular contingency tables. *Journal of the American Statistical Association*, *89*, 1059-1063.
9. Khorramdel, L., von Davier M. (2014). Measuring Response Styles Across the Big Five: A Multiscale Extension of an Approach Using Multinomial Processing Trees. *Multivariate Behavioral Research, 49, vol. 2*, 161-177.
10. Paulhus, D. L. (1991). Measurement and control of response bias [w:] J.P. Robinson, P.R. Shaver, L.S. Wrightsman (red.), *Measures of personality and social psychological attitudes* (pp. 17-59). San Diego, CA: Academic Press.
11. Weijters, B., Schillewaert, N., Geuens, M. (2008). Assessing response styles across modes of data collection. *Journal of the Academy of Marketing Science*, *36*, 409-422.