

# Kulturowa adaptacja *Międzykulturowej skali radzenia ze stresem* (*Cross-Cultural Coping Scale, CCCS*) Kuo, Roysircara i Newby-Clarka

Anna Kwiatkowska<sup>1</sup>, Joanna Roszak<sup>2</sup>, Renata Sikora<sup>3</sup>, Ben C. H. Kuo<sup>4</sup>,  
Konstantin Karpinskij<sup>5</sup>, Tatiana Gushchina<sup>6</sup>, Greta Gober<sup>7</sup>

<sup>1</sup> Instytut Psychologii PAN, <sup>2</sup> Szkoła Wyższa Psychologii Społecznej, <sup>3</sup> Uczelnia Techniczno-Handlowa im. Heleny Chodkowskiej,  
<sup>4</sup> Uniwersytet Windsor, <sup>5</sup> Państwowy Uniwersytet im. Janki Kupały, <sup>6</sup> Państwowy Uniwersytet Techniczny Kostroma,  
<sup>7</sup> Uniwersytet w Oslo

W ramach międzynarodowego projektu badawczego mającego na celu porównanie kultur pod względem preferowanych strategii radzenia sobie ze stresem dokonano adaptacji *Międzykulturowej skali radzenia ze stresem* (*Cross-Cultural Coping Scale, CCCS*) Kuo, Roysircara i Newby-Clarka (2006). Skala ta jest oparta na idei scenariuszy (konstruowanych stosownie do celu badania) przedstawiających trudne sytuacje i listy możliwych reakcji na daną okoliczność. Badanie obejmowało próby pochodzące z Norwegii, Polski, Białorusi i Rosji ( $N = 759$ ). Przeprowadzono wielogrupową konformacyjną analizę czynnikową (MG CFA) za pomocą programu AMOS 21 w celu ustalenia równoważności pomiaru na poziomach konfiguralnym, metrycznym i skalarnym. Po wyłączeniu próby rosyjskiej z powodu braku równoważności konfiguralnej (w tej próbie wyłoniono cztery czynniki zamiast postulowanych trzech) w pozostałych trzech próbach (norweskiej, polskiej i białoruskiej) osiągnięto akceptowalną równoważność konfiguralną i metryczną skali. Utworzono dwie wersje skali CCCS: zachodnią i rosyjską. Obie wersje miały satysfakcjonujące współczynniki rzetelności.

Słowa kluczowe: *Międzykulturowa skala radzenia ze stresem, pomiar równoważności, MG CFA*

Celem tego artykułu jest zaprezentowanie *Międzykulturowej skali radzenia ze stresem* (CCCS) Kuo, Roysir-

cara i Newby-Clarka (2006) jako narzędzia służącego do pomiaru strategii radzenia sobie ze stresem w różnych kontekstach kulturowych. W związku z realizacją projektu badawczego eksplorującego relacje między kulturą a reakcjami na stres (Kwiatkowska i in., 2014) zaistniała konieczność zastosowania narzędzia umożliwiającego porównanie różnych typów kultur pod względem badanych zmiennych. O wyborze CCCS zdecydował fakt, iż twórcy skali starali się uniknąć zachodniego etnocentryzmu poprzez włączenie do ogólnej puli pozycji tak-

Anna Kwiatkowska, Instytut Psychologii PAN, ul. Jaracza 1, 00-378 Warszawa, e-mail: akwiatkowska@psych.pan.pl  
Joanna Roszak, Szkoła Wyższa Psychologii Społecznej, ul. Chodakowska 19/31, 03-815 Warszawa, e-mail: jroszak@swps.edu.pl  
Renata Sikora, Uczelnia Techniczno-Handlowa im. Heleny Chodkowskiej, al. Jerozolimskie 200, 02-486 Warszawa, e-mail: rssikora@op.pl  
Ben C. H. Kuo, Uniwersytet w Windsor, Kanada, e-mail: benkuo@uwindsor.ca  
Konstantin Karpinskij, Państwowy Uniwersytet im. Janki Kupały, Grodno, Białoruś, e-mail: karpkosta@tut.by  
Tatiana Gushchina, Państwowy Uniwersytet Techniczny Kostroma, Rosja, e-mail: gutat05@rambler.ru  
Greta Gober, Centrum Badań Genderowych, Uniwersytet w Oslo, Norwegia, e-mail: gretagober@gmail.com

Korespondencję w sprawie artykułu należy kierować na e-mail: akwiatkowska@psych.pan.pl

Projekt finansowany z grantu wewnętrznego dla Renaty Sikory udzielonego przez Wyższą Szkołę Zarządzania i Prawa im. Heleny Chodkowskiej w Warszawie oraz grantu dla Anny Kwiatkowskiej w ramach badań statutowych Instytutu Psychologii PAN.

że stwierdzeń opisujących zachowania specyficzne dla kultur niezachodnich. Zanim przejdziemy do omówienia oryginalnej wersji skali i działań związanych z procesem adaptacji kulturowej narzędzia, przedstawimy przesłanki teoretyczne, na których opieramy naszą tezę o szczególnej roli kultury w determinowaniu reakcji na stres, a tym samym o konieczności starannego dobierania narzędzi badawczych, ograniczających tendencyjność kulturową.

### Strategie radzenia sobie ze stresem a kultura

W wielu dziedzinach psycholodzy zaczynają doceniać wagę kultury, generującej wielość i różnorodność ludzkich zachowań, i odkrywają na przykład, że to, co jest warunkiem zdrowia psychicznego w kulturze indywidualistycznej, niekoniecznie działa w ten sam sposób w kulturze kolektywistycznej (badania nad związkiem między konstruktem Ja a poczuciem szczęścia – por. Diener, Suh, 2000; Kwiatkowska, 2012). Mimo iż już kilkanaście lat temu psycholodzy upominali się o nadanie właściwej rangi zachowaniom kolektywnym w repertuarze strategii radzenia sobie ze stresem, w psychologii stresu dominuje w dalszym ciągu perspektywa indywidualistyczna. W efekcie mamy skłonność do oceniania różnych strategii z punktu widzenia wartości indywidualistycznych i do wyjaśniania preferencji co do określonych strategii głównie różnicami indywidualnymi (np. czynnikami osobowości, temperamentem, poczuciem kontroli), ignorując rolę kultury.

Pojęcia kolektywizmu i indywidualizmu udowodniły swą przydatność w badaniach różnic międzykulturowych. Kolektywizm i indywidualizm są traktowane jako jeden wymiar (por. Hofstede, 2000) bądź jako dwa odrębne syndromy kulturowe (Triandis, 1994). Najważniejszą cechą odróżniającą od siebie dwa syndromy (lub krańce wymiaru) jest różne znaczenie jednostki i grupy w społeczeństwie: w kulturze indywidualistycznej większe znaczenie ma jednostka i jej potrzeby, a w kulturze kolektywistycznej – grupa i jej cele. Konsekwencje tego faktu są widoczne m.in. w odmiennej konstrukcji pojęcia Ja, w różnych hierarchiach cenionych wartości, a także w obrębie procesów interpersonalnych i międzygrupowych. I tak na przykład, jak pisze Triandis (1995; por. Markus, Kitayama, 1993), Ja w kulturach kolektywistycznych jest definiowane w relacji do członków grupy (tzw. Ja-współzależne), natomiast w kulturach indywidualistycznych Ja jest definiowane jako kategoria autonomiczna i niezależna od członków grupy (tzw. Ja-niezależne). Wartości cenione w kulturze kolektywistycznej to harmonia społeczna, szacunek dla starszych, poszanowanie tradycji, natomiast w kulturze indywidualistycznej – autonomia, niezależność, kreatywność. Kolektywiści stawiają sobie cele

kompatybilne z celami grupy i przywiązują dużą wagę do potrzeb jej członków, a gdy powstanie rozbieżność między celami własnymi a celami grupy, priorytetowymi stają się te drugie. Cele indywidualistów mogą być kompatybilne z celami grupy, lecz nie muszą, a gdy istnieje rozbieżność, indywidualiści wybierają cele własne.

Warto zaznaczyć, że zdefiniowanie kultury jako kolektywistycznej bądź indywidualistycznej nie oznacza jeszcze, że wszyscy ludzie będący członkami danej kultury są kolektywistami lub indywidualistami. Triandis (1995) wskazuje na heterogeniczność kulturową społeczeństw i twierdzi, że w każdej kulturze znajdziemy idiocentryków, tj. ludzi, dla których ważniejsze są wartości kultury indywidualistycznej, oraz allocentryków, dla których ważniejsze są wartości kultury kolektywistycznej. Możliwe jest także zróżnicowanie na poziomie intrapsychicznym, gdy jednostka w toku socjalizacji uzyskuje dostęp do obydwu syndromów i w zależności od wymogów sytuacji może sięgać do jednego lub drugiego zbioru wartości. Niemniej jednak w poszczególnych kulturach może dominować określony skrypt kulturowy, np. w kulturach określanych jako zachodnie (Europa Zachodnia, Ameryka Północna, Australia) preferowane są wartości indywidualistyczne (skrypt indywidualistyczny), a w kulturach niezachodnich (Azja, Afryka, Ameryka Południowa, Europa Wschodnia) wartości kolektywistyczne (skrypt kolektywistyczny).

Porównanie kultur indywidualistycznych i kolektywistycznych pod względem stosowanych strategii radzenia sobie ze stresem przekonuje, że sposoby radzenia sobie opisywane w kulturze zachodniej nie wyczerpują bogatego zbioru reakcji, jakimi dysponują ludzie w różnych kulturach w obliczu stresu. Co więcej, gdy próbujemy zinterpretować zachowania członków kultur kolektywistycznych z zachodniej perspektywy, możemy dojść do fałszywych wniosków. Oto przykłady.

W kulturach zachodnich w sytuacjach stresowych pożądanym jest styl konfrontacyjny, a jego przeciwieństwo – unikanie konfrontacji – uznawane jest za zachowanie wynikające z jakichś deficytów jednostki (motywacyjnych, osobowościowych itp.), co wiąże się z przywiązaniem do wartości takich jak autonomia, niezależność, sprawowanie kontroli nad środowiskiem, sprawczość, asertywność. Tymczasem w kulturach kolektywistycznych ważniejsza jest harmonia w relacjach społecznych i nastawienie raczej na modyfikację siebie niż na modyfikację środowiska. Na przykład ważną strategią w repertuarze radzenia sobie Chińczyków tajwańskich jest akceptacja, cierpliwe znoszenie (*enduring*) traumatycznych wydarzeń życiowych i ich reinterpretacja (*reframing*) przy jednoczesnych próbach przezwyciężenia stresu i z wiarą we własne możliwości radzenia sobie (Heppner i in., 2006).

Indywidualiści w większym stopniu koncentrują uwagę na stresorze i własnej reakcji, poszukują, gromadzą, przetwarzają i wykorzystują informacje dotyczące wydarzenia i dążą do konfrontacji z sytuacją stresową. Kolektywiści zaś preferują styl unikowy, a więc odwracanie uwagi od stresora i własnych reakcji, pomijanie, odrzucanie, wypieranie i zaprzeczanie informacjom o wydarzeniu stresowym, angażowanie się w bezstresowe aktywności – a tym samym unikają konfrontacji, by nie zagrozić harmonii wewnątrzgrupowej (Chun, Moos, Cronkite, 2006). I tak oto dzieci w kulturach azjatyckich są uczone, by wytrzymywały swoje cierpienie poprzez akceptację tego, co się wydarzyło, żeby poszukiwały pozytywnego znaczenia traumatycznego wydarzenia. W wychowaniu podkreśla się, jak ważny jest wysiłek, upór, samokontrola, ograniczanie się (Heppner i in., 2006).

Dodać należy, że w kulturach zachodnich tzw. pośredniość (*indirectness*) ma znaczenie pejoratywne, kojarzona jest z manipulacyjnością, nieuczciwością i nieefektywnością. Odwrotnie jest w kulturach wschodnich, gdzie bezpośredniość (*directness*) uważana jest za prostactwo, brak wrażliwości, niezwracanie uwagi na innych (*being inconsiderate of others*), gburowatość, co może prowadzić do odrzucenia społecznego (Triandis, 1994).

Rozważmy jeszcze sposób rozumienia wsparcia społecznego. Wsparcie społeczne jest jednym z najefektywniejszych środków umożliwiających radzenie sobie ze stresem. Choć zgromadzono wiele dowodów na to, że wsparcie przynosi dobroczynne skutki dla osób doświadczających stresu, to jednak nie zawsze badania dają jednoznaczne wyniki (Kim, Sherman, Taylor, 2008). Przede wszystkim istnieją znaczne różnice kulturowe w odniesieniu do sposobu poszukiwania i korzystania ze wsparcia. Na przykład na podstawie serii badań, w których uczestniczyli Azjaci, Amerykanie pochodzenia azjatyckiego i Amerykanie pochodzenia europejskiego, okazało się, że członkowie dwóch pierwszych grup kulturowych wykazywali niższą tendencję do poszukiwania wsparcia społecznego niż Amerykanie pochodzenia europejskiego (Kim i in., 2008). Co więcej, niechęci do szukania wsparcia w sytuacji stresu towarzyszyła także dezaprobatą osób poszukujących takiej pomocy. Tendencja ta u przedstawicieli kultur kolektywistycznych, gdzie jednostka jest tak mocno uwikłana w sieć wzajemnych powiązań z członkami kolektywu, wydaje się przeczyć zdroworozsądkowym przewidywaniom. Zjawisko to staje się zrozumiałe, gdy weźmiemy pod uwagę fakt, że w tych kulturach wartością nadrzędną jest harmonia społeczna, co oznaczają troskę o podtrzymywanie dobrych relacji z osobami w grupie, dbanie o ich dobre samopoczucie, unikanie sytuacji wprowadzających napięcie, niepokój, zażenowanie,

niewygodę, cierpienie. Zauważmy, że poszukiwanie wsparcia niesie ze sobą ogromne ryzyko wprowadzenia dysharmonii w relacje. Dzielenie się swoimi problemami z bliskimi może ich zmartwić, zaniepokoić, zdenerwować, spowodować dyskomfort emocjonalny. Ponadto respondenci w badaniach Kima i in. (2008) obawiali się, iż szukanie wsparcia u innych będzie ich narażało na utratę twarzy i krytykę. Heppner i in. (2006) wskazują na zjawisko utrzymywania traumy w sekrecie. Z wieloma wydarzeniami łączy się wstyd (np. z gwałtem), a zatem nieujawnianie faktu, że przeżyło się traumę, chroni przed wstydem samą jednostkę oraz jej rodzinę. W związku z tym rośnie tendencja do poszukiwania pomocy w warunkach anonimowości (np. przez internet). Tak więc aktywne poszukiwanie wsparcia nie jest preferowanym sposobem radzenia sobie ze stresem w kulturach kolektywistycznych (Kim i in., 2008).

Przyjrzyjmy się bliżej strategiom mającym swoje źródła w wartościach kolektywistycznych. Będziemy je nazywać za Benem Kuo (2012) strategiami kolektywnymi. Kolektywne sposoby radzenia to „konstelacja różnych reakcji na stres, ukształtowanych i wzmocnionych przez kolektywistyczne normy, wartości i tendencje” (Kuo, 2012, s. 4). James Moore i Madonna Constantine (2005) opisują je jako zachowania praktykowane wśród rówieśników, w rodzinie, w społeczności lokalnej lub w obrębie innych bliskich związków, polegające na tym, że jednostka w sytuacjach trudnych angażuje się w znaczące relacje z innymi oraz że bierze pod uwagę dobrostan ważnych dla siebie osób. Zachowania te obejmują: (a) odpowiedzi na stres osadzone w kolektywistycznych wartościach cierpliwości i wyrozumiałości (*forbearance*), fatalizmu (wiary w przeznaczenie), familizmu i szacunku dla autorytetów, (b) metody radzenia sobie o charakterze interpersonalnym, oparte na wzajemnych powiązaniach (współzależności) w obrębie własnej grupy, (c) kulturowo uformowane poznawcze i emocjonalne strategie, takie jak: akceptacja, reinterpretacja, unikanie i koncentracja na aspektach pozytywnych, (d) zachowania wynikające ze specyficznych dla danej kultury wierzeń i praktyk religijnych, duchowych i kulturowych rytuałów (Kuo, 2012).

Istnieje potrzeba wprowadzenia do badań nad stresem takich metod, które byłyby w stanie zdiagnozować kolektywne aspekty radzenia sobie ze stresem wraz z aspektami indywidualistycznymi. Powszechnie stosowane metody pomiaru, takie jak np. *Coping Orientations to Problems Experienced* (COPE) Carvera, Scheiera i Weinterauba (1989), *Coping Inventory for Stressful Situations* (CISS) Endlera i Parkera (1994), *Ways of Coping Questionnaire* (WCQ) Folkman i Lazarusa (1988) czy *Strategical Approach to Coping Scale* (SACS) Hobfolla

i współpracowników (Dunahoo, Hobfoll, Monnier, Hulsizer, Johnson, 1998; Monnier, Hobfoll, Dunahoo, Hulsizer, Johnson, 1998), nie są wystarczająco wrażliwe na problemy wykraczające poza kulturę zachodnią. Z kolei skale dostosowane do specyfiki kultur kolektywistycznych, takie jak np. *Africultural Coping Systems Inventory* (Utsey, Adams, Bolden, 2000), *Collectivistic Coping Scale* (Yeh, Arora, Wu, 2006), *Collectivistic Coping Styles Measure* (Moore, Constantine, 2005), *Collective Coping Styles Inventory* (Heppner i in., 2006), *Collective Coping Scale* (Zhang, Long, 2006), nie obejmują problemów specyficznych dla kultur zachodnich (przegląd metod – por. Kuo, 2012).

W projekcie realizowanym przez autorów niniejszego doniesienia przyjęto założenie, że zastosowane narzędzia powinny mieć dostatecznie szerokie spektrum diagnostyczne, umożliwiające pomiar strategii specyficznych dla obu typów kultur: indywidualistycznych i kolektywistycznych. Nasz wybór padł na *Międzykulturową skalę radzenia ze stresem* (*Cross-Cultural Coping Scale*, CCCS), opracowaną przez Kuo, Roysircara i Newby-Clarka (2006).

### Charakterystyka CCCS

Za wyborem *Cross-Cultural Coping Scale* (Kuo i in., 2006) przemawiały istotne argumenty. Przede wszystkim autorzy skali zadbali o minimalizację zachodniej tendencyjności już na poziomie konstrukcji skali, jak również w procesie walidacji narzędzia. Poszczególne pozycje skali zostały wygenerowane na podstawie analizy literatury psychologicznej wywodzącej się zarówno z zachodnich, jak i wschodnich kręgów kulturowych. Pierwotna pula stwierdzeń obejmowała 55 pozycji (30 indywidualistycznych i 25 kolektywistycznych). Zawartość treściowa skali została przeanalizowana przez psychologów międzykulturowych, Bena Kuo i Gargi Roysircar, posiadających praktykę kliniczną w zróżnicowanych etnicznie grupach. Dodatkowo pozycje zostały poddane analizie przez eksperta w dziedzinie psychologii międzykulturowej i przez antropologa oraz zostały przedyskutowane w grupie fokusowej złożonej z siedmiu studentów amerykańskich pochodzenia chińskiego. Po uzyskaniu informacji zwrotnych ze wszystkich wymienionych źródeł usunięto zakwestionowane pozycje i otrzymano skalę składającą się z 29 stwierdzeń. Statystyczne właściwości skali zostały ustalone na podstawie badań przeprowadzonych w Kanadzie i w USA na zróżnicowanych etnicznie i kulturowo grupach, o różnych stopniach akulturacji do kultury zachodniej.

Korzystne są także formalne właściwości skali. Jest stosunkowo krótka (ostateczna wersja zawiera 26 pozycji) i oparta na idei scenariuszy, które można tworzyć

odpowiednio do pytań badawczych. Osobie badanej prezentowany jest opis tzw. sytuacji trudnej (jednej lub więcej, większą liczbę umożliwia krótkość skali) z prośbą o wyobrażenie siebie w tej sytuacji, następnie jest ona proszona o ocenę stopnia stresowości sytuacji i wskazanie, jak bardzo każdy z podanych 26 sposobów radzenia sobie jest dla niej charakterystyczny. Krótka seria odpowiedzi pozwala też na utrzymanie w pamięci opisanej sytuacji.

Analiza czynnikowa (eksploracyjna) ujawniła trzy czynniki, które następnie zostały potwierdzone w kolejnych badaniach walidacyjnych, przy czym wyeliminowano pozycje o niskich (poniżej 0,40) ładunkach czynnikowych, zostawiając 20 stwierdzeń (Kuo i in., 2006). Pierwszy czynnik został nazwany *strategią kolektywną*, zawierał pozycje mówiące o kierowaniu się wskazówkami otrzymanymi od członków rodziny i grupy etnicznej, o uzyskaniu od nich wsparcia oraz o podporządkowaniu się normom własnej grupy kulturowej. Drugi czynnik to *strategia unikania*, opisująca podejmowanie prób mających na celu separowanie się poznawcze i emocjonalne od stresora: wyrzucenie z pamięci, zachowanie dyskrecji – nierzucanie się w oczy, stosowanie dystraktorów. Trzeci czynnik został nazwany *strategią zaangażowania*. Charakterystyczna dla tej strategii jest konfrontacja ze stresorem, która przyjmuje formy takie jak: podejmowanie bezpośrednich akcji, by stawić czoła problemowi, poleganie wyłącznie na sobie, wkładanie dodatkowego wysiłku, poszukiwanie pozytywnych stron danej sytuacji, a także podejmowanie różnych czynności przed przystąpieniem do działania (refleksja, relaks).

W badaniach walidacyjnych autorzy stosowali dwa scenariusze dotyczące stresu akulturacyjnego doświadczanego przez osoby pochodzenia azjatyckiego w Kanadzie i w USA: w jednym przedstawiono sytuację konfliktu między dzieckiem a rodzicami, w drugim – konfliktu rasowego. Analizując związki między typem strategii a różnymi zjawiskami specyficznymi dla danej kultury, twórcy skali weryfikowali założenie, że strategia kolektywna jest preferowana przez członków kultury kolektywistycznej, a strategia zaangażowania przez członków kultury indywidualistycznej. Istotnie okazało się, że im wyższy poziom akulturacji wykazywali chińscy emigranci (tj. byli bardziej związani z kulturą indywidualistyczną, a mniej związani z kulturą kolektywistyczną), tym byli mniej skłonni do używania strategii kolektywnej. W drugim badaniu otrzymano wysoką pozytywną korelację między poziomem Ja-niezależnego a tendencją do używania strategii zaangażowania, a także wysoką pozytywną korelację między poziomem Ja-współzależnego a tendencją do używania strategii kolektywnej, co też było zgodne z oczekiwaniem. Jednak Ja-współzależne

korelowało także ze strategią zaangażowania i strategią unikania, chociaż w tych dwóch przypadkach współczynniki korelacji były istotnie niższe niż w przypadku korelacji ze strategią kolektywną. W trzecim badaniu sprawdzono zależności między preferowanymi strategiami a religijnością, definiowaną jako przynależność do określonych grup wyznaniowych (muzułmanie, chrześcijanie, buddyści). Wyniki potwierdziły oczekiwania co do preferowania strategii kolektywnej przez badanych należących do grup wyznaniowych w porównaniu do osób nienależących do żadnej z tych grup. Podsumowując badania mające na celu walidację kulturową narzędzia, autorzy stwierdzają, że najbardziej klarowne wyniki odnoszą się do strategii kolektywnej, której stosowanie jest silnie osadzone w kulturze kolektywistycznej. Mniej jednoznaczne wyniki uzyskano w odniesieniu do strategii unikania. Strategia ta była pozytywnie skorelowana zarówno z elementami kultury kolektywistycznej, jak i indywidualistycznej (w badaniu trzecim osoby o bardziej zindywidualizowanej religijności wykazywały wyższą tendencję do stosowania tej strategii). Strategia zaangażowania natomiast albo nie posiadała korelatów kulturowych (badanie pierwsze), albo – wbrew przewidywaniom – zaznaczała się silniej w grupach o słabszej akulturacji (badanie trzecie).

O ile trafność kulturową skali można uznać za zadowalającą jedynie w odniesieniu do strategii kolektywnej, to współczynniki  $\alpha$  Cronbacha pozwalają przyjąć, iż całe narzędzie charakteryzuje się satysfakcjonującą rzetelnością. Wartości tych współczynników w opisywanych badaniach dla różnych scenariuszy były następujące: strategia kolektywna od  $\alpha$  Cronbacha = 0,74 do  $\alpha$  Cronbacha = 0,80; strategia unikania od  $\alpha$  Cronbacha = 0,63 do  $\alpha$  Cronbacha = 0,77; strategia zaangażowania od  $\alpha$  Cronbacha = 0,59

do  $\alpha$  Cronbacha = 0,65. Rzetelność retestowa dla całej skali mierzona w odstępie czterech tygodni wynosiła 0,88 (Kuo i in., 2006).

## BADANIA WŁASNE

### Osoby badane

Projekt zakładał przeprowadzenie badań w Norwegii, Polsce, na Białorusi i w Rosji. Rosję i Białoruś wybrano ze względu na spodziewaną dominację kultury kolektywistycznej, Norwegię – indywidualistycznej, Polskę zaś ze względu na zakładaną relatywną równowagę kultur. Według rankingu 74 państw przedstawionego przez Geerta Hofstedeego i Gerta Jana Hofstedeego (2005) na skali indywidualizmu Norwegia zajmuje w tej grupie najwyższą – 16. pozycję, Polska – 23. pozycję, i Rosja – 37. pozycję (brak danych dotyczących Białorusi). Założenia te zostały przetestowane w naszym badaniu poprzez ocenę preferowanych wartości w danym kraju (skala wartości – por. Schwartz, Bilsky, 1990). Okazało się, że zgodnie z oczekiwaniami badani w próbie norweskiej istotnie wyżej cenili wartości indywidualistyczne niż kolektywistyczne (odpowiednie średnie i odchylenia standardowe to:  $M_{\text{Ind}}=4,05$ ;  $SD_{\text{Ind}}=0,47$ ;  $M_{\text{Kol}}=3,55$ ;  $SD_{\text{Kol}}=0,60$ ; różnica istotna przy  $p=0,00$ ); Rosjanie cenili wyżej wartości kolektywistyczne niż indywidualistyczne ( $M_{\text{Ind}}=3,92$ ;  $SD_{\text{Ind}}=0,49$ ;  $M_{\text{Kol}}=4,05$ ;  $SD_{\text{Kol}}=0,61$ ;  $p<0,009$ ), podobnie jak Białorusini ( $M_{\text{Ind}}=3,60$ ;  $SD_{\text{Ind}}=0,62$ ;  $M_{\text{Kol}}=3,97$ ;  $SD_{\text{Kol}}=0,66$ ;  $p=0,00$ ). Natomiast wbrew oczekiwaniom Polacy stawiali wartości kolektywistyczne ponad indywidualistycznymi ( $M_{\text{Ind}}=3,90$ ;  $SD_{\text{Ind}}=0,48$ ;  $M_{\text{Kol}}=4,16$ ;  $SD_{\text{Kol}}=0,41$ ;  $p=0,00$ ). Co prawda pomiary wartości na poziomie jednostkowym nie muszą odpowiadać pomiarom na poziomie krajów, należy jednak uznać, że oba pomiary wskazują na wyższy poziom indywidualizmu

Tabela 1  
Wiek osób badanych w podziale wg kraju i płci

Wiek:	Norwegia N = 94	Polska N = 256	Białoruś N = 271	Rosja N = 138
Ogółem	26,88 (10,07)	26,64 (7,93)	28,02 (7,20)	30,39 (10,87)
Kobiety	N = 65 27,83 (10,85)	N = 201 27,14 (8,42)	N = 172 27,87 (7,07)	N = 88 28,74 (10,12)
Mężczyźni	N = 29 24,76 (7,82)	N = 55 24,85 (5,55)	N = 99 28,30 (7,45)	N = 50 33,35 (11,62)

Uwaga: wartości w nawiasach przedstawiają odpowiednie odchylenia standardowe.

w Norwegii i niższy na Białorusi i w Rosji, Polska zaś umyka jednoznaczному zaklasyfikowaniu (por. Kwiatkowska i in., 2014).

Przebadano 1267 osób, jednak w analizach wykorzystano dane zebrane od 759 osób, pozostałe zaś zostały usunięte. Stało się tak, ponieważ po pierwsze odfiltrowano 50% próby białoruskiej w celu zmniejszenia nierównowagi liczebnej prób, a po drugie usunięto osoby, które nie wypełniły części kwestionariusza (tzn. jednej ze skal, np. CCCS czy Schwartza i Bilsky'ego). W sytuacji braku odpowiedzi na pojedyncze pytania zdecydowano się na uzupełnienie braków danych średnimi ze wszystkich itemów w ramach danej skali, w podziale na kraje. Tak uzupełnione braki danych stanowiły około 1% wszystkich danych (itemów).

Tabela 1 przedstawia liczebność populacji i średni wiek osób badanych w ramach każdego kraju, zbiorczo i w podziale na płeć.

Respondentów pozyskiwano w różnych instytucjach kształcenia wyższego, z różnych trybów: studia dzienne, zaoczne, wieczorowe, studia podyplomowe.

### Wstępne opracowanie kwestionariusza

Przeprowadzenie badań wymagało przetłumaczenia angielskiego oryginału na języki norweski, polski, białoruski i rosyjski. W wyniku dyskusji przeprowadzonej w zespole badawczym zrezygnowano z tłumaczenia na język norweski, ponieważ zamierzano przeprowadzić badanie w środowisku akademickim w Oslo, gdzie posługiwanie się bezbłędnym językiem angielskim jest normą. Podjęto też decyzję o użyciu rosyjskiej wersji skali na Białorusi, ponieważ język rosyjski w tym kraju jest dla wielu obywateli językiem ojczystym albo przynajmniej równorzędnym z językiem białoruskim. Ostatecznie powstały dwie wersje skali w języku rosyjskim (białorusko-rosyjska i rosyjsko-rosyjska), co dawało szansę na wybranie lepszej (zgodnej z oryginalną) wersji. Niestety na skutek problemów organizacyjnych (problemy z synchronizacją poszczególnych działań) badacze z tych krajów użyli w swoich badaniach wyłącznie wersji przetłumaczonej przez nich. O różnicach między wersjami będzie mowa w dalszych częściach artykułu.

Tłumaczenie skali z języka angielskiego na języki polski i rosyjski odbywało się zgodnie z zasadą tłumaczenia zwrotnego (*back translation*; Harkness, Villar, Edwards, 2010). W tym badaniu używano skali w wersji składającej się z 26 stwierdzeń: strategia zaangażowania – 8 pozycji, unikanie – 10 pozycji, strategia kolektywna – 8 pozycji (Kuo i in., 2006).

Kolejnym krokiem w przygotowywaniu skali do badania było skonstruowanie opisów sytuacji trudnych.

W niniejszym badaniu zastosowano cztery opisy sytuacji trudnych, związanych ze środowiskiem pracy i ze zdrowiem. W celu uniknięcia potencjalnego etnocentryzmu (scenariusze sytuacji trudnych wygenerowane na podstawie doświadczeń Polaków mogą być interpretowane inaczej przez przedstawicieli innych kultur) skonsultowaliśmy zasadność ich użycia z zagranicznymi członkami zespołu badawczego. Po przeprowadzeniu dyskusji za pośrednictwem poczty elektronicznej scenariusze zostały zaakceptowane przez zespół. Zdecydowano się na te dwie dziedziny życia na podstawie wyników sondażu przeprowadzonego przez Renatę Sikorę (2012) wśród studentów studiów zaocznych. W odpowiedzi na pytanie o sytuacje trudne, które były udziałem respondentów w ostatnim czasie, najczęściej wskazywano właśnie sytuacje związane z pracą i ze zdrowiem.

Zgodnie z przyjętym założeniem, iż narzędzie powinno funkcjonować w obu typach kultury, aktywizowano skrypty kulturowe (indywidualistyczny i kolektywistyczny) poprzez zastosowanie dwóch wariantów sytuacji trudnych. Dzięki odpowiednio dobranym treściom kierowano uwagę czytelnika na jednostkę i zagrożenie potrzeb wzrostu (samorealizacji, uznania, sukcesu, osiągnięć, poczucia własnej wartości – skrypt indywidualistyczny) lub na zagrożenie relacji bohatera historyjki z grupą i bliskimi osobami (skrypt kolektywistyczny). Dodatkowo wzmacniano aktywizację odpowiednich skryptów na parę innych sposobów, m.in. za pośrednictwem tytułów historyjek, pisanych dużymi literami i pogrubioną czcionką („Twoja kariera”, „Twoje zdrowie” – w skrypcie indywidualistycznym, „Koledzy w pracy” – w skrypcie kolektywistycznym), lub przez podkreślanie zaimków „ty” lub „my”.

Sytuacja trudna w pracy w wersji indywidualistycznej („Praca – kariera”) zaistniała, gdy bohaterowi odebrano kierowanie ważnym projektem, co oznaczało zlekceważenie przez kierownictwo dotychczasowego dorobku bohatera historyjki, podważenie jego kompetencji zawodowych przez kierownictwo, ograniczenie kontroli nad przebiegiem własnej kariery zawodowej. Odpowiedni fragment scenariusza brzmiał następująco:

Jesteś zaskoczony, jest Ci przykro, czujesz się dezorientowany, sfrustrowany. Masz poczucie, że Cię zlekceważono, nie doceniono, podważono Twoje kompetencje zawodowe. Potraktowano Cię niesprawiedliwie. Być może za tą decyzją stoją jakieś argumenty, ale odebrano Ci szansę udowodnienia, że naprawdę znasz się na tym, co robisz. A poza tym chciałbyś sam decydować o tym, w co masz się zaangażować, i chcesz mieć kontrolę nad swoją karierą zawodową. A tymczasem potraktowano Cię, jakbyś był niewiele wart.

Choroba bohatera („Zdrowie – Ja”) w wersji indywidualistycznej oznaczała zagrożenie kariery zawodowej, rezygnację z planów urlopowych, utrudnienia w życiu osobistym:

Taka choroba i jej leczenie na pewno wpłynie na Twoją karierę w pracy i na inne Twoje plany. Będziesz musiał zrezygnować z kierowania projektem, który miał Ci zapewnić awans. Oznacza to, że nie będziesz mógł liczyć na wyższe zarobki, a Twoja pozycja w firmie może ulec zachwianiu. Będziesz musiał zmienić swoje plany urlopowe, zrezygnować z atrakcyjnej wyprawy, którą planowałeś od paru lat. Kto wie, czy nie będziesz musiał zmienić swojego stylu życia?

Problemy w pracy w wersji kolektywistycznej („Praca – koledzy”) opisane zostały jako odrzucenie, zignorowanie bohatera historyjki przez zespół, do którego bohater należał:

Nikt Cię nie powiadomił o przeprowadzce, nie zadzwonił, nie wysłał esemesa ani mejla. Nikt się nie zatroszczył ani o Ciebie, ani o twoje rzeczy. Czyżbyś dla nich nic nie znaczył, czyżbyś nie miał już kolegów? Może czymś się naraziłeś i chcieli się Ciebie pozbyć? Być może jest jakieś rozsądne wytłumaczenie tej sytuacji, ale teraz, w tej chwili czujesz się odrzucony przez tych, których tak bardzo lubiłeś i szanowałeś. Tak jakbyś nie należał do tego zespołu, przestał być jednym z nich. Czujesz się z tym faktem źle.

Natomiast problemy ze zdrowiem w wersji kolektywistycznej („Zdrowie – My”) oznaczały przykre konsekwencje emocjonalne i finansowe głównie dla osób bliższych:

Taka choroba i jej leczenie to nie tylko Twój problem, ale też i Twoich bliskich. Będą się o Ciebie martwić, będą się starali Ci pomóc, co oznacza, że będą musieli zmienić swój rytm życia, żeby się Tobą opiekować. Na pewno wpłynie to także na sytuację finansową rodziny, bo leczenie będzie dużo kosztować. Będziesz dla nich ciężarem przez długi czas. Nie wiesz, jak oni sobie z tym wszystkim poradzą. W pracy też ktoś będzie musiał przejąć Twoje obowiązki, sprawisz tym samym duży kłopot dla kierownictwa i Twoich kolegów.

Warto dodać, że aktywizacja określonych skryptów kulturowych pozostaje w zgodzie z założeniami teoretycznymi leżącymi u podstaw skali CCCS, albowiem skala ta nie jest narzędziem neutralnym kulturowo (*culture-free*), lecz nacechowanym kulturowo. W banku scenariuszy opracowanym przez autorów skali znajdują się opisy sytuacji, w których występują bezpośrednie odwołania do wartości kulturowych chińskich czy islamskich (np. scenki zatytułowane „Intergenerational Conflict over Intimacy Issue”, „Racial Conflict”), czy bardziej ogólnie – do wartości

tradycyjnego społeczeństwa (np. scenka zatytułowana „Immigrant Senior and Adult Child Conflict”).

Po przeczytaniu historyjki respondenci odpowiadali na następujące pytanie: „Gdyby sytuacja opisana powyżej zdarzyła się Tobie naprawdę, jak bardzo stresująca byłaby dla Ciebie? Zaznacz jedną z podanych możliwości”. Odpowiedzi udzielano na skali sześciopunktowej, od 1 – *w ogóle nie stresująca*, do 6 – *wybitnie stresująca*. Następnie ustosunkowywali się do 26 stwierdzeń opisujących różne zachowania w sytuacji stresowej, zgodnie z poleceniem, by zaznaczać na sześciopunktowej skali stopień, w jakim dane zachowanie „do mnie pasuje”. Na przykład: „Rozwiązuję problem w taki sposób, w jaki moi rodzice chcieliby, żebym rozwiązał. Staram się znaleźć coś pozytywnego w tej sytuacji” (por. tabela 3).

Historyjki zostały przygotowane w wersjach męskich i kobiecych. Osoba badana otrzymywała dwie historyjki (w wersji odpowiedniej dla swojej płci), jedną indywidualistyczną (A – „Praca – kariera”, lub B – „Zdrowie – Ja”) i drugą kolektywistyczną (C – „Praca – koledzy”, lub D – „Zdrowie – My”), w rotowanej kolejności<sup>1</sup>. Tak więc respondenci otrzymywali kwestionariusz zawierający opisy dwóch sytuacji wraz z 27 pytaniami w jednym z czterech schematów: A + D, D + A, B + C, C + A.

#### **Analiza równoważności pomiaru w grupach narodowych za pomocą MG CFA (wielogrupowej konfirmacyjnej analizy czynnikowej)**

Warunkiem uzyskania znaczących informacji o różnicach i podobieństwach między badanymi grupami w odniesieniu do preferowanych strategii radzenia sobie ze stresem jest odpowiedni stopień równoważności pomiaru (*measurement invariance/equivalence*), pozwalający na wnioskowanie o równoważności badanych konstruktów. To znaczy, iż musimy mieć pewność, że za pomocą zastosowanego narzędzia (CCCS) w każdej grupie (tj. w grupach narodowych) mierzymy ten sam konstrukt. Zalecanym sposobem weryfikacji równoważności jest wykonanie wielogrupowej konfirmacyjnej analizy czynnikowej (*multigroup confirmational factor analysis*, MG CFA; Marsh, 1994; Vandenberg, Lance, 2000; Stein, Lee, Jones, 2006; Chen, 2008; Wu, Li, Zumbo,

<sup>1</sup> Wykonano odpowiednie analizy testujące rolę kolejności prezentowania historyjek. W związku z tym, że nie udało się zaobserwować klarownego wzorca wyników dla wszystkich zastosowanych scenariuszy (dodatkowo powyższe analizy powtórzone w podziale na kraje wykazały, że w przypadku Norwegii kolejność prezentacji scenariuszy nie miała żadnego znaczenia, w przypadku zaś Polski i Białorusi zaobserwowano pewną rolę kolejności, jednak wyniki te nie były powtarzalne), zdecydowano się nie brać pod uwagę kolejności ich prezentacji w badaniu.

2007; Milfont, Fischer, 2010). Testowanie równoważności pomiaru za pomocą MG CFA polega na zbadaniu relacji pomiędzy wskaźnikami (tj. pozycjami skali, czyli zmiennymi obserwowalnymi) a czynnikami (konstrukta- mi, takimi jak np. strategie radzenia sobie ze stresem), czyli zmiennymi nieobserwowalnymi, mierzonymi przez te wskaźniki. W tym celu budujemy modele teoretyczne zależności między zmiennymi, mniej lub bardziej restrykcyjne (tj. bez nakładania ograniczeń na parametry i z ograniczeniami) odpowiednio do poziomu testowanej równoważności.

**Rodzaje równoważności.** Na najbardziej podstawowym poziomie równoważności pomiaru testowana jest tzw. równoważność konfiguralna (*configural invariance*), zwana też słabą równoważnością czynnikowa (*weak factorial invariance*; Vandenberg, Lance, 2000; Chen, 2008). Sprawdzamy, czy w każdej grupie występują te same (choć niekoniecznie identyczne) czynniki i w tej samej liczbie. O powtarzalności konfiguracji czynników w każdej grupie orzekamy wówczas, gdy zmienne obserwowalne (pozycje skali) wykazują ten sam układ ładunków czynnikowych większych od zera i ten sam układ ładunków czynnikowych bliskich bądź równych zero. Innymi słowy te same wskaźniki powinny być skojarzone z tymi samymi zmiennymi latentnymi. Nie ma tu wymogu, by ładunki czynnikowe miały te same wartości w grupach.

Drugi poziom równoważności zwany jest równoważnością metryczną (*metric invariance*) lub silną równoważnością czynnikową (*strong factorial invariance*; Vandenberg, Lance, 2000; Chen, 2008) i polega na sprawdzeniu, czy w każdej grupie równe są wielkości ładunków czynnikowych. Jest to warunek nakładany dodatkowo do poprzedniego. Ładunki czynnikowe mówią o sile powiązań między danym czynnikiem a zmienną (pozycją skali) i jeśli są one równe, to można uznać, że jednostki pomiaru w grupach są identyczne. Ładunki czynnikowe w analizie MG CFA reprezentowane są przez współczynniki regresji.

Trzeci poziom równoważności to równoważność skalar- na (*scalar invariance*) lub równoważność stałych (*intercept invariance*). Sprawdzamy, czy wartość stałej (punkt przecięcia linii regresji z osią Y) danej zmiennej jest taka sama we wszystkich grupach. Jeśli równoważność jest osiągnięta zarówno na poziomie ładunków (współczynników regresji), jak i na poziomie stałych, to dopiero wówczas możliwe jest porównywanie wartości średnich czynników.

**Porównywanie modeli – wskaźniki dopasowania.** Sposób postępowania przy analizie jakości szacowanych modeli w MG CFA sprowadza się po pierwsze do

oszacowania jakości kolejnych modeli, stosując odpowiednie miary dopasowania, i po drugie do porównania miar dopasowania na każdym etapie, po to by stwierdzić, czy wraz z dodatkowymi restrykcjami nie następuje znacząca utrata dopasowania. Inaczej mówiąc, badamy, czy model bardziej restrykcyjny pasuje do danych tak samo dobrze lub prawie tak samo dobrze jak model mniej restrykcyjny i czy wobec tego można na nim polegać przy wyjaśnianiu danych (Vandenberg, Lance, 2000; Stein i in., 2006).

Do powszechnie stosowanych miar dopasowania należy przede wszystkim statystyka  $\chi^2$ , która informuje, jak dobrze testowany model jest dopasowany (a raczej niedopasowany) do danych. Wartość  $\chi^2$  powinna być na tyle mała, by hipoteza zerowa o braku różnic między modelem a danymi nie została odrzucona. Jednak wrażliwość  $\chi^2$  na wielkość próby powoduje, że statystyka ta odrzuca hipotezę zerową ze zbyt wielką mocą, gdy próba jest stosunkowo duża, co praktycznie podważa użyteczność  $\chi^2$  jako jedynej miary dopasowania. Dlatego też należy uwzględnić dodatkowe miary dopasowania (Byrne, Watkins, 2003).

W języku AMOS  $\chi^2$  jest to statystyka testowa CMIN, która powstaje w wyniku przemnożenia wartości funkcji rozbieżności FMIN przez wielkość próby minus jeden. FMIN mierzy rozbieżność między obserwowaną macierzą wariancji–kowariancji (z próby) a teoretyczną macierzą wariancji–kowariancji wynikającą z modelu i oszacowanych wartości parametrów (Bedyńska, Książek, 2012). AMOS proponuje prostą korektę na złożoność modelu, mianowicie podzielenie CMIN przez liczbę stopni swobody. CMIN/df w literaturze angielskojęzycznej to normowany  $\chi^2$  (*normed chi square*; Milfont, Fischer, 2010), czyli stosunek wartości  $\chi^2$  do liczby stopni swobody, który powinien być równy bądź mniejszy niż trzy do jednego.

Rekomendowane w literaturze MG CFA miary dopasowania to błąd aproksymacji RMSEA oraz komparatywny indeks dopasowania CFI i indeks Tuckera–Lewisa TLI.

Błąd aproksymacji RMSEA (*root mean square error of approximation*) to rozbieżność między teoretyczną a populacyjną macierzą wariancji–kowariancji, skorygowana o liczbę stopni swobody (Bedyńska, Książek, 2012). Przypomnijmy, CMIN odnosi się do rozbieżności między macierzą teoretyczną a macierzą z próby. Mierzy więc, na ile dobrze model opisuje zależności w próbie, natomiast naszym celem jest opis zależności w populacji, a o tym informuje miara RMSEA. Wartość RMSEA powinna być bliska zeru, przy czym wartość poniżej 0,05 mówi o dobrym dopasowaniu, wartości między 0,05 a 0,08 – o zadowalającym dopasowaniu, między 0,08 a 0,1 – o miernym dopasowaniu, powyżej zaś 0,1 – o braku dopasowania.



Podajemy także przedział ufności dla prawdopodobieństwa 90% RMSEA, czyli 90% CI RMSEA.

Indeksy dopasowania CFI i TLI informują o dopasowaniu modelu do modelu niezależności, tj. do takiego, który zakłada, że pomiędzy badanymi zmiennymi nie ma żadnych zależności. Jest to więc model o najgorszym dopasowaniu. CFI i TLI są zalecane w przypadku porównywania modeli zagnieżdżonych, tak jak to ma miejsce w wielogrupowej analizie konfirmacyjnej. CFI i TLI przyjmują wartości z przedziału od 0 do 1, przy czym pożądane są te bliskie jedności. Minimalną wartością uprawniającą do akceptacji modelu jest 0,90. Indeks Tuckera–Lewisa jest mniej wrażliwy na wielkość próby, więc polecany jest do stosowania przy dużych próbach. Nie bez znaczenia jest także to, iż TLI „nagradza” modele bardziej oszczędne, czyli „karze” za zbytnią złożoność.

W porównywaniu modeli najczęściej stosowaną praktyką jest analiza różnic w zakresie  $\chi^2$  (tj. wartości  $\chi^2$  i liczby stopni swobody). James Arbuckle (2010), autor podręczników do AMOS-a, proponuje, by przeanalizować w tym celu wartości CMIN/df. Jeśli wartości te nie są zbyt różne od siebie, można przyjąć, że równoważność pomiaru w grupach jest utrzymana. Dodatkowo stosowane są porównania w zakresie wartości TLI i CFI. Zmiany rzędu 0,01 lub mniejsze wskazują, że nie można odrzucić hipotezy o równoważności modeli, ale jeśli różnica mieści się pomiędzy 0,01 a 0,02, można podejrzewać brak równoważności (Vandenberg, Lance, 2000). Przy ocenie

jakości modelu stosuje się także kryteria informacyjne typu AIC (*Akaike information criterion*). Kryterium to powstaje przez nałożenie na miarę dopasowania modelu kary za liczbę szacowanych parametrów i wielkość próby. AIC nie ma obiektywnej interpretacji, więc w ocenie jakości modelu może być wykorzystane tylko przez porównanie z modelem niezależności i nasyconym (Bedyńska, Książek, 2012), a w MG CFA (w modelach zagnieżdżonych) – z testowanymi modelami. Pożądane są jak najniższe wartości AIC.

**Procedura testowania równoważności pomiaru skalą CCCS.** Przystępując do testowania równoważności pomiaru, zakładamy, że szacowany model będzie spełniał następujące warunki: (1) trzy czynniki wyjaśniają większość wariacji danych (zgodnie z założeniami leżącymi u podstaw CCCS; Kuo i in., 2006), (2) każda pozycja skali posiada ładunek czynnikowy większy od zera, (3) każda pozycja skali ładuje tylko jeden czynnik, (4) czynniki są ze sobą skorelowane, (5) błędy pomiaru nie są ze sobą skorelowane.

Pierwszym etapem jest testowanie równoważności konfiguralnej (czynnikowej). Najpierw należy wykonać konfirmacyjną analizę czynnikową w każdej grupie oddzielnie. Jeśli oszacowany model w każdej grupie wykazuje dobre dopasowanie do danych, powtarzamy tę czynność – bez nakładania jakichkolwiek restrykcji na parametry – w ramach analizy wielogrupowej. Będzie

Tabela 2

*Wyniki konfirmacyjnej analizy czynnikowej w grupach narodowych dla różnych scenariuszy*

Grupa	Scenariusze	$\chi^2$ (296)	RMSEA	CFI	TLI
Norwegia	Praca – kariera	569,25	0,100	0,33	0,21
	Praca – koledzy	548,06	0,096	0,44	0,34
	Choroba – Ja	550,57	0,096	0,35	0,23
	Choroba – My	573,00	0,100	0,25	0,11
	Uśrednione	626,145	0,110	0,57	0,52
Polska	Praca – kariera	604,05	0,064	0,64	0,57
	Praca – koledzy	650,05	0,068	0,57	0,49
	Choroba – Ja	585,06	0,062	0,63	0,57
	Choroba – My	594,12	0,063	0,57	0,50
	Uśrednione	1018,60	0,098	0,64	0,60
Białoruś	Praca – kariera	738,88	0,074	0,60	0,53
	Praca – koledzy	634,28	0,065	0,48	0,38
	Choroba – Ja	651,16	0,067	0,57	0,49
	Choroba – My	698,84	0,071	0,60	0,53
	Uśrednione	1032,715	0,096	0,65	0,58
Rosja	Praca – kariera	682,07	0,098	0,41	0,30
	Praca – koledzy	523,99	0,074	0,36	0,24
	Choroba – Ja	578,99	0,084	0,32	0,31
	Choroba – My	731,04	0,104	0,42	0,31
	Uśrednione	874,478	0,119	0,51	0,46

to model podstawowy (*baseline*), z którym będą porównywane kolejne modele: metryczny (równość ładunków czynnikowych) i skalarny (równość ładunków i równość stałych).

#### TESTOWANIE RÓWNOWAŻNOŚCI KONFIGURALNEJ

Równoważność konfiguralna zachodzi wówczas, gdy w każdej grupie występuje ta sama konfiguracja pozycji skali, tworząc trzy zakładane czynniki, a każda zmiana obserwowalna ładuje tylko jeden czynnik. Ustalenie równoważności konfiguralnej zrealizowano w pięciu krokach:

Krok 1. W celu potwierdzenia zakładanej trójczynnikowej struktury skali przeprowadzono serię konfirmacyjnych analiz czynnikowych (CFA) za pomocą programu AMOS 21. Analizy przeprowadzono oddzielnie dla każdego z czterech scenariuszy. Wyniki prezentuje tabela 2.

Nie udało się odtworzyć zakładanej struktury skali w żadnej próbie w żadnym z wariantów scenariuszy. Wartości  $\chi^2$  w każdym przypadku nakazywały odrzucenie testowanych modeli, aczkolwiek wnioskowanie o dopasowaniu modeli do danych na podstawie wartości RMSEA nie było tak jednoznaczne. O ile w próbie norweskiej wartości RMSEA wynosiły 0,096–0,100, wskazując na brak dopasowania modeli, i w próbie rosyjskiej – mimo nieco niższych wartości (0,074–0,104) – podobnie, to w próbach polskiej (0,062–0,068) i białoruskiej (0,065–0,074) miary RMSEA informują o dopasowaniu zadowalającym. Jednak wartości miar CFI (w granicach 0,25–0,64) i TLI (0,11–0,57), bardzo odległe od krytycznej wartości 0,90, nie pozostawiają żadnych wątpliwości co do konieczności odrzucenia hipotezy o trójczynnikowej strukturze skali.

Biorąc pod uwagę fakt, że nie zaobserwowano żadnych regularności ze względu na rodzaj scenariusza (ani ze względu na domenę *praca vs. zdrowie*, ani na skrypt kulturowy indywidualistyczny vs. kolektywistyczny), uznano, iż zróżnicowanie odpowiedzi między scenariuszami ma charakter losowy. Zdecydowano się więc na uśrednienie w każdej badanej próbie narodowej danych pochodzących z różnych scenariuszy.

Krok 2. Podjęto kolejną próbę weryfikacji trójczynnikowej struktury skali, tym razem na danych uśrednionych, w każdej próbie narodowej oddzielnie. Wyniki zostały przedstawione w tabeli 2 w wierszach „Uśrednione”. Wyniki CFA (wykonanej w sposób konwencjonalny) prezentuje także tabela 3.

Jak się okazało, model trójczynnikowy nie został potwierdzony: wartości  $\chi^2$  w każdej próbie są wysokie, wartości RMSEA plasują się około 0,10 (poniżej 0,10 dla Polski i Białorusi, powyżej 0,10 dla Norwegii i Rosji),

wartości CFI i TLI, choć wyższe niż w poprzednich analizach, nie sięgają wartości krytycznych. W tej sytuacji konieczne jest podjęcie próby ulepszenia modelu, np. przez dokonanie zmian w samej skali poprzez usunięcie kłopotliwych pozycji.

Krok 3. W związku z tym, że nasza uwaga powinna się skupić na parametrach w poszczególnych próbach (by móc decydować o pozostawieniu bądź usunięciu jakiejś pozycji skali), a w mniejszym stopniu na dopasowaniu modelu, wykonano jednoczesną konfirmacyjną analizę czynnikową w podgrupach na wartościach uśrednionych. Przy jednoczesnym oszacowaniu modelu w podgrupach zakłada się, że postać modelu jest taka sama we wszystkich podgrupach, a różnice występują jedynie w wartościach parametrów (Bedyńska, Książek, 2012).

Wartość w tak oszacowanym modelu jest zdecydowanie zbyt wysoka ( $\chi^2 = 3595,36$ ;  $df = 1184$ ), jednak wartość RMSEA = 0,52 (90% CI 0,050–0,054) wskazuje na dobre dopasowanie trójczynnikowego modelu, przy czym wartości CFI = 0,61 i TLI = 0,57 są zbyt niskie (poniżej 0,90).

Badanie istotności parametrów, tj. współczynników regresji w podgrupach (ładunków czynnikowych) w każdej grupie, skłoniło do podjęcia decyzji o usunięciu niektórych pozycji skali (np. ładujących więcej niż jeden czynnik). W grupach norweskiej i polskiej wszystkie niestandardyzowane współczynniki regresji są istotne, natomiast w grupach białoruskiej i rosyjskiej nieistotne są wszystkie niestandardyzowane współczynniki regresji związane z czynnikiem *unikanie*. Okazało się ponadto, że w każdej grupie przynajmniej połowa standaryzowanych współczynników regresji dla czynnika *unikanie* osiąga wartość mniejszą niż 0,50 (na 10 pozycji takich współczynników w grupie norweskiej jest pięć, w grupie polskiej – osiem, w grupie białoruskiej i rosyjskiej – po sześć). Stąd wniosek, iż zmienne ładujące ten czynnik wymagają dokładniejszej analizy, zwłaszcza sprawdzenia, czy nie są związane z innymi czynnikami (by utrzymać warunek, że jedna zmienna ładuje tylko jeden czynnik). Po przeanalizowaniu w każdej grupie indeksów modyfikacji (*MI*) dla współczynników regresji cztery pozycje zostały wytypowane do usunięcia ze względu na ich ambiwalencję, tj. jednoczesne powiązania z innymi czynnikami. Są to następujące pozycje:

(1) nr 8 – „Podejmuję inne aktywności, żeby nie myśleć o problemie”; w próbach norweskiej (*MI* = 5,63) i polskiej (*MI* = 5,62) ładuje dodatkowo czynnik *kolektywne*, ponadto w próbie polskiej (*MI* = 6,66) ładuje dodatkowo czynnik *zaangażowanie*,

(2) nr 18 – „Staram się nie pokazywać po sobie tego, co czuję”; w próbach norweskiej (*MI* = 24,09) i rosyjskiej (*MI* = 9,35) ładuje dodatkowo czynnik *kolektywne*,

Tabela 3  
 Wyniki analizy konfirmacyjnej czynnikowej w poszczególnych próbach narodowych (analiza głównych składowych z rotacją Varimax)

Pozycja	Treść	Norwegia			Polska			Białoruś			Rosja		
		Cz1	Cz2	Cz3	Cz1	Cz2	Cz3	Cz1	Cz2	Cz3	Cz1	Cz2	Cz3
	Wyznacznik		0,000		0,000		0,000		0,000		0,000		0,000
	KMO		0,645		0,780		0,809		0,742		0,742		0,742
	Całkowita wariancja wyjaśniona		42,66%		41,75%		44,13%		43,30%		43,30%		43,30%
	Czynniki – wariancja wyjaśniona												
		Cz1	Cz2	Cz3	Cz1	Cz2	Cz3	Cz1	Cz2	Cz3	Cz1	Cz2	Cz3
		KOL	UNIK	ZAAN	ZAAN	KOL	UNIK	ZAAN	KOL	UNIK	KOL	ZAAN	UNIK
		15,16	13,88	13,71	15,47	14,94	11,34	18,45	14,43	11,26	15,99	14,69	12,62
17	Rozmawiam z moimi rodzicami i otrzymuję od nich pomoc	0,649				0,817			0,725		0,638		
13	Rozmawiam z kimś z mojej rodziny (rodzeństwo, ciotki, wujkowie) i otrzymuję od nich pomoc	0,565				0,767			0,698		0,705		
9	Zwracam się do kolegów, którzy pochodzą z tego samego środowiska, żeby otrzymać jakąś radę albo pomoc w rozwiązaniu problemu	0,774				0,586			0,608		0,610		-0,408
16	Zwracam się do moich najbliższych przyjaciół, żeby znaleźć u nich zrozumienie i wsparcie	0,818				0,702			0,567		0,452		
20	Poszukuję rady i pomocy u kogoś mądrzejszego ode mnie (nauczyciele, rodzice, osoby starsze)	0,589				0,655			0,693		0,489		
2	Rozwiązuję problem w taki sposób, w jaki moi rodzice chcieliby, żebym rozwiązał	0,641				0,623			0,634		0,631		
15	Obieram taki kierunek działania, który byłby najbardziej akceptowany przez moją rodzinę	0,416	0,444			0,682			0,692		0,655		
4	Podjęmuję takie działania, jakie wydaje się najbardziej stosowne do wartości cenionych w mojej kulturze/w moim środowisku	0,464							0,629		0,630		

ciąg dalszy tabeli 3 na następnej stronie

ciąg dalszy tabeli 3 z poprzedniej strony

Pozycja	Treść	Norwegia	Polska	Białoruś	Rosja	
23	Mam zaufanie do siebie i wierzę w to, że sam rozwiążę problem	0,697	0,689	0,815	0,671	-0,444
22	Najpierw opracuję plan akcji, a potem działam	0,508	0,634	0,660		-0,536
1	Staram się przemyśleć wszystko dokładnie i zastanowić się nad możliwymi działaniami, zanim podejmę decyzję	0,515	0,556	0,646		-0,572
7	Staram się wypracować swoje stanowisko i twardo się go trzymam	0,573	0,602	0,513		0,669
21	Wkładam dodatkowo więcej wysiłku i dodatkowo więcej pracy, żeby rozwiązać problem	0,591	0,607	0,650		
24	Próbuję poczuć się lepiej, powtarzając sobie, że nie jest tak źle, jak to wygląda	0,519	0,653	0,622	0,563	0,485
3	Staram się znaleźć coś pozytywnego w tej sytuacji	0,713	0,530	0,542		0,456
10	Polegam tylko na sobie w podejmowaniu właściwych kroków w rozwiązywaniu problemu		0,461	0,668		0,703
5	Angażuję się w aktywności, dzięki którym mogę się zrelaksować i poczuć się lepiej (np. uprawiam sport, słucham muzyki albo gram, przeglądam strony w internecie itd.)	0,448	0,569	0,462		
12	Staram się przestać myśleć albo w ogóle zapomnieć o tym, co mnie trapi	0,702	0,636	0,651		0,598
14	Mówię sobie, że moje problemy same znikną	0,685	0,702	0,650		0,406

ciąg dalszy tabeli 3 na następnej stronie

ciąg dalszy tabeli 3 z poprzedniej strony

Pozycja	Treść	Norwegia	Polska	Białoruś	Rosja	
26	Zamiast rozwiązywać problem, zaczynam snuć marzenia na jawie	0,489	-0,477	0,641	0,679	0,591
25	Rezygnuję z rozwiązania problemu	0,427	-0,471	0,661	0,610	0,640
8	Podaję inne aktywności, żeby nie myśleć o problemie (np. zabieram się do sprzątnięcia albo do naprawienia źle działającego sprzętu itd.)		0,401		0,575	0,470
11	Aby się odstresować, angażuję się w takie aktywności, których moi rodzice nie zaakceptowaliby (np. sięgam po papierosy, alkohol)	0,431		0,492	0,401	
18	Staram się nie pokazywać po sobie tego, co czuję	-0,516	0,422		0,627	0,465
6	Przyjmuję do wiadomości, że tak się zdarza i że niewiele mogę na to poradzić	0,551			0,516	
19	Staram się rozwiązać problem w taki sposób, żeby jak najmniej zwrócić na siebie uwagę	0,725	0,465		0,665	

Uwaga: w tabeli ukazano ładunki czynnikowe o wartości wyższej niż 0,40.

Cz1 – czynnik 1; Cz2 – czynnik 2; Cz3 – czynnik 3; KOL – strategia kolektywna; UNIK – strategia unikania; ZAAAN – strategia zaangażowania.

(3) nr 19 – „Staram się rozwiązać problem w taki sposób, żeby jak najmniej zwrócić na siebie uwagę”; w próbie polskiej ( $MI = 7,83$ ) łąduje dodatkowo czynnik *zaangażowanie*, w próbie rosyjskiej ( $MI = 6,44$ ) – *kolektywne*,

(4) nr 24 – „Próbuję poczuć się lepiej, powtarzając sobie, że nie jest tak źle, jak to wygląda”; w próbach norweskiej ( $MI = 10,81$ ), polskiej ( $MI = 38,24$ ) i rosyjskiej ( $MI = 16,84$ ) łąduje dodatkowo czynnik *zaangażowanie*.

Zreasumujmy. Dotychczasowe analizy (kroki 1–3) dają dość skomplikowany i niejednoznaczny obraz równoważności konfiguralnej pomiaru (a raczej jej braku) w badanych grupach. Pod uwagę wzięto kilka bardziej i mniej obiektywnych informacji, które w różnym stopniu obciążają badane próby grzechem niedopasowania (dla uproszczenia spójrzmy na modele budowane w oparciu o dane zagregowane). Jedyne wartości  $\chi^2$  „demokratycznie” orzeka o niepotwierdzeniu hipotezy o równości macierzy wariancji–kowariancji w każdej próbie. Natomiast wartości miar dopasowania RMSEA informują o przekroczeniu granicy akceptowalności przede wszystkim w próbach norweskiej i rosyjskiej (powyżej 0,10), miary CFI i TLI są najniższe w próbie rosyjskiej (oscylują wokół 0,5), nieistotne współczynniki regresji pojawiają się w próbach białoruskiej i rosyjskiej (dla czynnika *unikanie*), liczba niskich ładunków dla czynnika *unikanie* jest najwyższa w próbach norweskiej i polskiej, pozycje podskali *unikanie* ładujące więcej niż jeden czynnik pojawiają się w każdej próbie z wyjątkiem białoruskiej. Z tabeli 3 z wynikami analizy konfirmacyjnej wynika, że w próbie rosyjskiej znajduje się więcej podwójnie ładujących zmiennych. Wydaje się więc, że najmniej obciążona jest próba białoruska, a najbardziej rosyjska. W konsekwencji zdecydowano o wyłączeniu próby rosyjskiej z dalszych etapów ustalania równoważności pomiaru na bazie trójczynnikowej struktury skali CCCS. Próba rosyjska zostanie potraktowana oddzielnie.

Ostatecznie w wersji dla trzech krajów znalazło się osiem pozycji składających się na strategię zaangażowania (1, 3, 5, 7, 10, 21, 22, 23), osiem pozycji w zakresie strategii kolektywnej (2, 4, 9, 13, 15, 16, 17, 20) i sześć pozycji w zakresie strategii unikania (6, 11, 12, 14, 25, 26).

Krok 4. Ponowne wykonanie jednoczesnej analizy konfirmacyjnej w podgrupach, tym razem na zmodyfikowanych danych. Jeśli rezultaty CFA okażą się niesatysfakcjonujące, należy przeprowadzić dalsze modyfikacje, kierując się wskaźnikami  $MI$  (Bedyńska, Książek, 2012).

CFA w trzech podgrupach na danych zmodyfikowanych, tj. o mniejszej liczbie pozycji składających się na podskalę *unikanie*, wykazała, że miary dopasowania dla całego modelu sugerują w najlepszym razie dopasowanie mierne ( $RMSEA = 0,080$ ; 90% CI 0,077–0,083;

$\chi^2 = 3064,874$ ;  $df = 621$ ;  $CMIN/df = 4,93$ ), przy czym w każdej grupie współczynniki regresji były istotne. Indeksy modyfikacji wskazały możliwości polepszenia dopasowania modelu poprzez odstąpienie od założenia o braku korelacji między składnikami losowymi. Tak też uczyniono. W ulepszonym modelu uwzględniono dodatkowo tylko te parametry, których indeksy modyfikacji były najwyższe w trzech podgrupach jednocześnie. Były to kowariancje występujące między składnikami losowymi zmiennych mierzących czynnik *strategia kolektywna* i dotyczyły sześciu z ośmiu pozycji. W sumie uwolniono pięć parametrów (kowariancje między składnikami losowymi pozycji 2 i 9, 2 i 13, 2 i 15, 9 i 16 oraz 13 i 17).

Krok 5. Otrzymany model wykazał się akceptowalnymi miarami dopasowania. Co prawda wartość statystyki testu jest zbyt duża ( $\chi^2 = 1467,957$ ;  $df = 603$ ), ale stosunek  $CMIN$  do liczby stopni swobody wynosi mniej niż wartość graniczna 3,00 ( $CMIN/df = 2,43$ ), natomiast  $RMSEA = 0,048$  przy 90% CI 0,045–0,051 wskazuje na dobre dopasowanie. Jedyne wartości CFI i TLI nie są satysfakcjonujące, ale stosunkowo bliskie wartości granicznej ( $CFI = 0,780$ ;  $TLI = 0,747$ ).

Działania wykonane w pięciu opisanych wyżej krokach doprowadziły do uzyskania modelu referencyjnego (*baseline*), który będzie wykorzystany w pełnej wielogrupowej konfirmacyjnej analizie czynnikowej (MG CFA).

#### TESTOWANIE RÓWNOWAŻNOŚCI METRYCZNEJ I SKALARNEJ

Po wyłączeniu próby rosyjskiej testowane są hipotezy o równoważności pomiaru tylko w próbach norweskiej, polskiej i białoruskiej. Szacowane będą trzy modele: model 1 – równoważność konfiguralna, w którym nie nakłada się żadnych ograniczeń na parametry, model 2 – równoważność metryczna, testowana hipoteza zerowa głosząca, że współczynniki regresji odpowiednich zmiennych są równe między grupami, i model 3 – równoważność skalarna, w którym hipoteza zerowa mówi, iż wartości stałych odpowiednich zmiennych są równe pomiędzy grupami. Do oceny jakości szacowanych modeli zostanie użyta statystyka testowa  $\chi^2$ , inaczej  $CMIN$ , i  $CMIN/df$  oraz miary jakości  $RMSEA$ , CFI i TLI. Do porównań modeli zostaną wykorzystane wartości różnic w zakresie tych miar, także w zakresie kryterium AIC (tabela 4).

Model 1, postulujący równoważność konfiguralną pomiaru w trzech grupach, został zaakceptowany jako ten, względem którego są porównywane modele bardziej restrykcyjne. W tabeli 4 zostały podane także wartości obliczone dla modeli nasyconego, w którym wszystkie zależności są istotne, i niezależnego, w którym brak jakichkolwiek zależności. Kryterium AIC, które bierze pod

Tabela 4  
Wyniki MG CFA w próbach norweskiej, polskiej i białoruskiej

Model	CMIN $\chi^2$ (df)	CMIN/df	RMSEA (90%CI)	$\Delta$ CMIN ( $\Delta$ df)	CFI ( $\Delta$ CFI)	TLI ( $\Delta$ TLI)	AIC
Model 1. Równoważność konfiguralna	1467,957 (603)	2,434	0,048 (0,045–0,051)	–	0,780 –	0,747 –	1911,957
Model 2. Równoważność metryczna	1571,940 (641)	2,452	0,048 (0,045–0,052)	103,983 (38)*	0,764 (–0,014)*	0,744 (–0,003)*	1939,940
Model 3. Równoważność skalarna – pełna	1903,414 (685)	2,779	0,054 (0,051–0,057)	331,474** (44)**	0,690 (–0,074)**	0,687 (–0,052)**	2183,414
Model 4. Równoważność skalarna – częściowa***	1757,493 (679)	2,588	0,051 (0,048–0,054)	179,553** (38)**	0,726 (–0,038)**	0,720 (–0,024)**	2049,493
Model nasycony	0,000				1,00		1650,000
Model niezależny	4629,696 (693)	6,681	0,096 (0,093–0,097)		0,00	0,00	4893,696

\* – porównanie z modelem 1; \*\* – porównanie z modelem 2; \*\*\* – uwolnione trzy stałe.

uwagę także złożoność modelu, lokuje się w pobliżu AIC obliczonego dla modelu nasyconego i daleko od modelu niezależnego. Dotyczy to także miar CFI i TLI, choć ich wartości są stosunkowo niskie.

Nałożenie na parametry ograniczenia w postaci równości ładunków czynnikowych (model 2) nie pogorszyło jakości modelu w sposób znaczący. Co prawda CMIN i *df* wzrosły, ale w sposób proporcjonalny, tak iż wartość CMIN/*df* pozostała prawie taka sama (odpowiednio 2,434 i 2,452). Niezmieniona wartość RMSEA (0,048) informuje o dobrym dopasowaniu modelu. Różnice w zakresie miar CFI (–0,014) i TLI (–0,003) nie przekraczają wartości granicznej, ustalonej na poziomie 0,01. Także kryterium AIC prawie się nie zmieniło (odpowiednio 1911,957 i 1939,940). Możemy więc uznać, że pomiar w trzech próbach zachowuje zarówno równoważność konfiguralną, jak i metryczną. Oznacza to, że badane konstrukty są rozumiane tak samo przez respondentów w każdej z trzech podgrup, a także iż uprawnione będzie dokonywanie porównań międzygrupowych, np. odpowiadając na pytanie, jaka jest struktura i siła powiązań między badanymi konstrukcjami.

Dodanie kolejnego ograniczenia, mianowicie równości stałych (model 3 – równoważność skalarna), pogorszyło jakość modelu. Chociaż wartość RMSEA wskazuje na dobre dopasowanie modelu, to ubytek wartości miar CFI i TLI jest znaczny, co nie pozwala na zaakceptowanie równoważności skalarnej. Indeksy modyfikacji sugerują poprawienie jakości modelu poprzez uwolnienie

przynajmniej trzech stałych, mianowicie odnoszących się do pozycji 15 (Norwegia *MI* = 26,49; Polska *MI* = 9,05; Białoruś *MI* = 32,01), pozycji 14 (Norwegia *MI* = 16,15) i pozycji 10 (Norwegia *MI* = 20,04; Polska *MI* = 9,05). Model 4, postulujący równoważność skalarną częściową, zdecydowanie zyskał na jakości w porównaniu z modelem skalarnym pełnym (niewielki, chociaż istotny wzrost CMIN, wartość RMSEA w pełni akceptowalna), jednak zmiany wartości CFI i TLI w dalszym ciągu nie są zadowalające. Tak więc nie udało się obronić modelu skalarnego ani w wersji pełnej, ani w wersji częściowej. Zaakceptowanie modelu na tej podstawie może sprawić, że porównania średnich mogą być obciążone błędem i jako takie powinny być traktowane z dużą ostrożnością.

#### **Eksploracyjna i confirmacyjna analizy czynnikowe w próbie rosyjskiej**

W próbie rosyjskiej wykonano eksploracyjną analizę czynnikową metodą głównych składowych przy zastosowaniu rotacji Varimax (wartość KMO równa 0,740). Przyjęto rozwiązanie czteroczynnikowe, wyjaśniające w sumie 49,35% wariancji. Czynniki nazwano odpowiednio: *strategia unikania* (13,78% wyjaśnionej wariancji), *strategia zaangażowania* (12,64%), *strategia kolektywna – dalsi* (11,51%) i *strategia kolektywna – rodzina* (11,42%). W czynniku *strategia unikania* znalazły się pozycje: 5, 8, 12, 14, 18, 21, 24. Niespójna z ogólną wymową czynnika wydała się treść pozycji 21: „Wkładam dodatkowo więcej wysiłku i dodatkowo więcej pracy, żeby

rozwiązać problem” – stwierdzenie to bardziej pasuje do strategii zaangażowania. Jednak okazało się, że na skutek błędu w tłumaczeniu dla rosyjskich badanych stwierdzenie to brzmiało w następujący sposób: „Я с головой погружаюсь в работу”, czyli „Pogrążam się całkowicie w pracę”, co może oznaczać, że ktoś oddaje się całkowicie czynnościom, które pozwolą mu uniknąć rozwiązania problemu.

Do czynnika *strategia zaangażowania* weszły pozycje: 1, 7, 22, 23, odwrócone 25 i odwrócone 26.

Czynnik *strategia kolektywna – dalsi* objął następujące pozycje: 9, 10 (odwrócone), 11, 16, 19, 20. Pozycja 10 ze znakiem plus łąduje także czynnik *strategia unikania*. Tutaj również mamy do czynienia z błędnym tłumaczeniem zdania, które w wersji oryginalnej nie miało większego sensu (pozycja 19: „Staram się rozwiązać problem w taki sposób, żeby jak najmniej zwrócić na siebie uwagę”), natomiast w wersji rosyjskiej: „Я пытаюсь решить проблему таким образом, чтобы это могло привлечь внимание других”, czyli „Próbuję rozwiązać problem w taki sposób, by inni zwrócili na mnie uwagę” – może oznaczać zachowanie typu „wołanie o pomoc”, czyli zwrócenie się po pomoc do innych ludzi.

Czwarty czynnik został nazwany *strategia kolektywna – rodzina* i zawiera pozycje następujące: 2, 4, 6, 13, 15, 17. Pozycja 4 łąduje także czynnik *strategia unikania*.

Wykonano także konfirmacyjną analizę czynnikową za pomocą programu AMOS 21 (tabela 5).

Konfirmacyjna analiza czynnikowa pokazała, że dopasowanie czteroczynnikowego modelu w próbie rosyjskiej może być uznane za co najwyżej mierne. Wartość RMSEA mieści się w granicach 0,08–0,10; wartości wskaźników CFI i TLI są zbyt niskie. Indeksy modyfikacji sugerowały szereg kowariancji między błędami. Wprowadzenie do modelu (na podstawie wskaźników modyfikacji większych od 6) 12 kowariancji pomiędzy błędami i jednej między błędem pozycji 12 („Staram się przestać myśleć albo w ogóle zapomnieć o tym, co mnie trapi”) i czynnikiem *zaangażowanie* znacznie polepszyło jakość modelu (RMSEA = 0,064; wartość CFI i TLI bliskie wartości krytycznej 0,9), co pozwala zaakceptować model jako zadowalający.

#### Analiza rzetelności

Ostatnim krokiem była analiza rzetelności skali w wersji zachodniej<sup>2</sup> (tabela 6) i w wersji rosyjskiej (tabela 7).

W obu wersjach wartości współczynników  $\alpha$  Cronbacha wskazują na akceptowalny poziom rzetelności każdej z podskali.

Tabela 5

Wyniki konfirmacyjnej analizy czynnikowej – wskaźniki dopasowania modelu w próbie rosyjskiej

Model	$\chi^2(df)$	CMIN	RMSEA (CI)	CFI	TLI	Wniosek
Przed modyfikacją	653,52 (291)	2,25	0,095 (0,086–0,105)	0,692	0,656	Dopasowanie mierne
Po modyfikacji	433,43 (278)	1,56	0,064 (0,052–0,075)	0,868	0,846	Dopasowanie zadowalające

Tabela 6

Współczynniki rzetelności  $\alpha$  Cronbacha skali CCCS w całej próbie i w poszczególnych krajach

Podskale: strategie	Cała próba N = 759	Norwegia N = 94	Polska N = 256	Białoruś N = 271
Zaangażowania (8)	0,764	0,732	0,772	0,807
Kolektywna (8)	0,817	0,802	0,819	0,818
Unikania (6)	0,660	0,683	0,705	0,677

Uwaga: wartości w nawiasach wskazują liczbę pozycji danej podskali.

<sup>2</sup> Posłużono się terminem „wersja zachodnia” w odróżnieniu od „wersji rosyjskiej”, sugerując, że wersja ta dotyczy krajów na zachód od Rosji.



### Porównanie wersji rosyjskiej z wersją zachodnią skali

Analiza równoważności pomiaru skalą CCCS w czterech grupach narodowych wykazała, iż badanie w próbie rosyjskiej nie spełnia kryteriów równoważności już na poziomie struktury czynnikowej. Innymi słowy konstrukty teoretyczne mierzone w próbie rosyjskiej nie są tymi samymi konstruktami, które są obiektem pomiaru w próbach norweskiej, polskiej i białoruskiej. Można zadać pytanie: na czym polega różnica między nimi? Odpowiedzi szukano poprzez analizę treści pozycji wchodzących w skład poszczególnych czynników w obu wersjach.

Analiza treściowa pozycji wchodzących w skład czynnika *strategia zaangażowania* uzyskanego w trzech próbach (w wersji zachodniej) i czynnika *rosyjska strategia zaangażowania* pozwala na konstatację, że aczkolwiek trafność fasadowa (*face validity*) obu konstruktów wydaje się wystarczająca, to pewna subtelna różnica jednak istnieje. Podczas gdy w wersji podstawowej strategia zaangażowania odnosi się do dość ogólnie pojmowanej aktywności, w tym i do aktywności kierowanej na rozwiązanie problemu, to w wersji rosyjskiej strategia ta ogranicza się do aktywności skoncentrowanej na problemie.

Oto argumenty. W wersji rosyjskiej nieobecne są trzy pozycje z wersji zachodniej: pozycja 3 – ze względu na niski ładunek czynnikowy, pozycja 5 – przeszła do strategii unikania, pozycja zaś 21, która w wersji podstawowej brzmi: „Wkładam dodatkowo więcej wysiłku i dodatkowo więcej pracy, żeby rozwiązać problem”, w wersji rosyjskiej na skutek błędu w tłumaczeniu otrzymała postać: „Pograżam się całkowicie w pracy”, co spowodowało przesunięcie jej do strategii unikania. Zniknęła też pozycja 10, która ze znakiem ujemnym przeszła do strategii kolektywnej. Natomiast dwie pozycje należące w wersji podstawowej do strategii unikania, w wersji rosyjskiej uzupełniły strategię zaangażowania, ale ze znakiem przeciwnym. Są to pozycje 25 oraz 26.

Tabela 7  
Współczynniki rzetelności  $\alpha$  Cronbacha skali CCCS w próbie rosyjskiej

Podskale: strategie	Rosja N = 138
Zaangażowania (6)	0,770
Kolektywna – rodzina (6)	0,769
Kolektywna – inni (6)	0,711
Unikania (7)	0,742

Uwaga: wartości w nawiasach wskazują liczbę pozycji danej podskali.

Porównanie strategii kolektywnych pozwala wysnuć wnioski, że między tymi strategiami w obu wersjach zachodzi zasadniczo wysoka zbieżność treściowa, mimo iż w wydaniu rosyjskim zidentyfikowano dwie formy: rodzinną i nastawioną na innych ludzi. Oprócz faktu, że dotyczą one innych obiektów (rodzice, rodzeństwo, ciotki, wujkowie z jednej strony, a z drugiej – koledzy, przyjaciele, nauczyciele, osoby starsze), zawierają ponadto inne oczekiwania. Rodzina zdaje się wytyczać kierunek działania (pozycja 15), pokazuje, jak rozwiązać problem (pozycja 2), definiuje wartości, na których można się oprzeć (pozycja 4). Do przekazywanych wartości można także zaliczyć fatalistyczne stwierdzenie 6, które zawiera przekonanie o tym, że czasem należy poddać się losowi i przyjąć życie takie, jakim jest. Jest to podejście dość powszechne w kulturze kolektywistycznej.

Natomiast owi inni mogą wesprzeć konkretną radą i udzielić konkretnej pomocy (pozycje 9, 16, 20). Do skali tej weszły także dwa stwierdzenia podkreślające fakt korzystania z pomocy innych ludzi (pozycja 19: „(...) staram się zwrócić na siebie uwagę”, i pozycja 10 – zdanie traktowane odwrotnie, czyli: „[Nie] polegam tylko na sobie”).

Strategia unikania w wersji rosyjskiej ma tylko dwie pozycje wspólne ze strategią unikania w wersji zachodniej, są to pozycje 12 i 14. A zatem wspólna jest tendencja do wypierania i zaprzeczania istnieniu problemu. W wersji zachodniej występuje też świadoma rezygnacja z działania (pozycje 25 i 6) i podejmowanie aktywności zastępczych (pozycje 26 i 11). W wersji rosyjskiej również jest obecne poszukiwanie czynności zastępczych (pozycje 8 i 21), ale także koncentrowanie się na emocjach (pozycje 5, 18 i 24). Tych ostatnich pozycji (5, 18 i 24) w wersji zachodniej brak.

Jak widać, konstrukty badane przez wersję zachodnią i wersję rosyjską nie są tożsame. Przed badaczami pojawia się dylemat: czy wyłączyć z projektu próbę rosyjską, jako że wyniki badania w tej próbie nie będą porównywalne z wynikami z innych prób, czy uznać próbę rosyjską za szczególny przypadek różnicy kulturowej i skupić uwagę na tej różnicy jako ważnym zjawisku w badaniach międzykulturowych? Sugerujemy wybór drugiej opcji.

### DYSKUSJA

Przeprowadzona próba adaptacji kulturowej *Międzykulturowej skali radzenia ze stresem* Kuo i współpracowników (2006) powinna dać odpowiedź na pytanie, czy jej właściwości psychometryczne pozwalają na stosowanie w badaniach międzykulturowych.

Warunkiem koniecznym przeprowadzenia rzetelnych i wiarygodnych badań porównujących kultury jest rów-

noważność pomiaru, czyli ustalenie, że w każdej badanej próbie respondenci tak samo rozumieją badany konstrukt teoretyczny i używają tych samych jednostek pomiaru (skal) w taki sam sposób. Uzyskanie odpowiedniego poziomu równoważności pomiaru pozwala interpretować zaobserwowane różnice między grupami w kategoriach przynależności grupowej, a nie w kategoriach artefaktów metody.

Testowane były trzy poziomy równoważności. Kryterium równoważności konfiguralnej (liczba czynników) nie spełniła grupa rosyjska. Jak się okazało, jeden z konstruktyw był w tej próbie bardziej zróżnicowany niż w pozostałych (strategia kolektywna), a dwa inne konstrukty (strategia zaangażowania i strategia unikania) miały inne zakresy znaczeniowe. Tak więc skala CCCS w oryginalnej postaci nie powinna być stosowana w Rosji, w związku z czym opracowano rosyjską jej wersję. W pozostałych trzech próbach (norweskiej, polskiej i białoruskiej) osiągnięto akceptowalny poziom równoważności konfiguralnej i metrycznej (w zakresie liczby czynników i ładunków czynnikowych). Natomiast nie udało się udowodnić równoważności skalarnej (w zakresie wartości stałych).

Zdaniem Fang Fang Chen (2008) najczęstszym powodem braku równoważności skalarnej jest dążenie do aprobaty społecznej, które sprawia, że członkowie jednej z grup wykazują systematyczną tendencję do używania wyższych lub niższych wartości skali w porównaniu z członkami innych grup. Jeśli np. w danej kulturze postawy bierne w obliczu problemów spotykają się z dezaprobatą społeczną, to osoby badane należące do tej kultury mogą manifestować niższą akceptację dla strategii unikania, mimo że strategię tę często stosują. Zawyżanie ocen może także wystąpić w sytuacji, gdy jedna z grup odczuwa pewien deficyt w badanym obszarze i może manifestować silniejsze pragnienie posiadania tych wartości lub cech, np. deficyt w zakresie strategii zaangażowania mógłby motywować badanych z jednej z grup do podwyższania ocen. Trzeci wymieniony przez Chen (2008) powód braku równoważności skalarnej odnosi się do odmiennych układów referencyjnych stosowanych przez reprezentantów różnych kultur w formułowaniu sądów na swój temat. Przykładowo badani Norwegowie, porównując się do innych Norwegów, bardzo aktywnych i zaangażowanych w radzeniu sobie ze stresem, mogliby swoje preferencje w tym zakresie oceniać niżej niż badani Polacy porównujący się do innych Polaków, mniej skłonnych do stosowania strategii zaangażowania. W rezultacie mogłyby wystąpić różnice na niekorzyść Norwegów, mimo że w rzeczywistości różnic mogło nie być bądź mogły istnieć w przeciwnym kierunku. W tym badaniu nie zostały ustalone prawdziwe źródła braku równoważności

(aczkolwiek analiza MG CFA daje takie możliwości; por. Byrne, Shavelson, Muthen, 1989; Vandenberg, Lance, 2000). Podane tu przykłady mają charakter wyłącznie hipotetyczny.

Naturalnie najbardziej pożądana jest całkowita równoważność pomiaru, jednak dla osiągnięcia określonych celów badawczych czasem wystarczy słabszy poziom równoważności. Najwyższe wymagania stawiamy, gdy celem badacza jest dokonywanie porównań międzykulturowych pod względem wartości średnich, wówczas warunkiem koniecznym jest uzyskanie równoważności metrycznej i skalarnej. Równoważność skalarna nie jest konieczna, gdy nie planujemy porównań za pomocą skali pomiarowej, a celem naszym jest zbadanie struktury powiązań między konstrukctami, jak np. w równaniach strukturalnych. W tej sytuacji minimalnym warunkiem jest osiągnięcie pełnej bądź częściowej równoważności metrycznej (równość ładunków czynnikowych). Jeżeli zaś celem badania jest tylko eksploracja podstawowego znaczenia i struktury konstruktów w różnych grupach kulturowych, to wystarczy ustalenie, że w badanych grupach występuje ten sam układ ładunków czynnikowych (równoważność konfiguralna; Steenkamp, Baumgartner, 1998). A zatem praktyczne znaczenie braku równoważności skalarnej skali CCCS to niemożność porównywania średnich badanych zmiennych między próbami norweską, białoruską i polską, natomiast możliwe jest prowadzenie analiz porównawczych w paradygmacie regresyjnym. Brak równoważności konfiguralnej między tymi grupami a próbą rosyjską wyklucza jakiegokolwiek ilościowe analizy porównawcze za pomocą skali CCCS.

Równoważność konfiguralna i metryczna informuje o tym, czy w porównywanych grupach obiektem badania jest ten sam konstrukt i czy narzędzie odzwierciedla cechę (konstrukt), do badania której jest przeznaczone. Inne warunki, które powinno spełniać dobre narzędzie w badaniach psychologicznych, to m.in. wymagania dotyczące trafności kryterialnej i treściowej oraz rzetelność narzędzia. Trafność kryterialna to stopień, w jakim wyniki skali umożliwiają ocenę zmiennych zewnętrznych w stosunku do tej skali (Zawadzki, Hornowska, 2008). Kuo i współpracownicy (2006) tworząc skalę CCCS, sprawdzali trafność w stosunku do zmiennych takich jak stopień akulturacji do kultury indywidualistycznej osób przybyłych z kultur kolektywistycznych, stopień uformowania Ja-niezależnego i Ja-współzależnego oraz religijność. Postulowano istnienie związków między określonymi strategiami radzenia sobie ze stresem a elementami kultury kolektywistycznej bądź indywidualistycznej. Wyniki badań nie były w pełni zadowalające, okazało się, że konstruktem zachowującym się zgodnie

z oczekiwaniami była przede wszystkim strategia kolektywna, związana z kulturą kolektywistyczną.

Trafność treściowa informuje, czy pozycje skali są reprezentatywne dla uniwersum danej cechy (konstruktu), tj. czy na podstawie pobranej próbki zachowania (pozycji skali) można wnioskować o całej cenie (konstrukcie; por. Zawadzki, Hornowska, 2008). Wydaje się, że każda z wyróżnionych podskal CCCS obejmuje ważne aspekty odpowiednich konstruktywów (strategii radzenia sobie ze stresem), co pozwala sądzić o zadowalającej trafności treściowej. Jedynie znacznie skrócona w porównaniu z wersją oryginalną podskala mierząca strategię unikania (w wersji zachodniej) może nakazywać większą ostrożność w interpretacji wyników.

Wątpliwości może budzić zasadność aktywizacji skryptywów kulturowych (kolektywistycznych i indywidualistycznych) poprzez utworzenie odpowiednich scenariuszy. Wyniki badania pod tym względem są niekonkluzywne (brak jednolitego, powtarzalnego wzoru reakcji), co stawia pod znakiem zapytania kwestię teoretycznego uzasadnienia tej manipulacji, jak również formalnych właściwości wygenerowanych historyjek (np. ich długość, użyte sformułowania itp.).

Konkludując, na podstawie przeprowadzonej analizy właściwości skali można wnioskować o stosunkowo ograniczonej przydatności *Międzykulturowej skali radzenia ze stresem* (CCCS) w badaniach międzykulturowych. Jednak powyższe krytyczne uwagi nie powinny zniechęcać potencjalnych badaczy do stosowania jej w obecnej postaci w wersjach angielskiej, polskiej lub rosyjskiej. Gromadzenie danych przez niezależnych badaczy umożliwi wszak sukcesywne doskonalenie narzędzia. W dalszych pracach nad skalą powinno się zadbać o większą liczbę porównywanych krajów o mniej lub bardziej heterogenicznej kulturze, przy czym interpretując dane uzyskane za pomocą tej skali, należy pamiętać o wszystkich zastrzeżeniach wymienionych w niniejszej pracy.

#### LITERATURA CYTOWANA

- Arbuckle, J. R. (2010). *IBM SPSS AMOS 19*. Chicago: AMOS Development Corporation.
- Bedyńska, S., Książek, M. (2012). *Statystyczny drogowskaz 3. Praktyczny przewodnik wykorzystania modeli regresji oraz równań strukturalnych*. Warszawa: Wydawnictwo Akademickie Sedno.
- Byrne, B. M., Watkins, D. (2003). The issue of measurement invariance revisited. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 34, 155–175.
- Byrne, B. M., Shavelson, R. J., Muthen, B. (1989). Testing for the equivalence of factor invariance and mean structures: The issue of partial measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 105, 456–466.
- Carver, C. S., Scheier, M. F., Weintraub, J. K. (1989). Assessing coping strategies: A theoretically based approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56, 267–283.
- Chen, F. F. (2008). What happens if we compare chopsticks with forks? The impact of making inappropriate comparisons in cross-cultural research. *Journal of Personality and Social Psychology*, 95, 1005–1018.
- Chun, C. A., Moos, R. H., Cronkite, R. C. (2006). Culture: A fundamental context for the stress and coping paradigm. W: P. T. Wong, L. C. Wong (red.), *Handbook of multicultural perspectives on stress and coping* (s. 29–48). New York: Springer.
- Diener, E., Suh, E. M. (red.) (2000). *Culture and subjective well-being*. Cambridge: MIT Press.
- Dunahoo, C. L., Hobfoll, S. E., Monnier, J., Hulsizer, M. R., Johnson, R. (1998). There's more than rugged individualism in coping. Part 1. Even the Lone Ranger had tonto. *Anxiety, Stress, and Coping*, 11, 137–165.
- Endler, N. S., Parker, J. D. (1994). Assessment of multidimensional coping: Task, emotion, and avoidance strategies. *Psychological Assessment*, 6, 50–60.
- Folkman, S., Lazarus, R. S. (1988). Coping as a mediator of emotion. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 466–475.
- Harkness, J. A., Villar, A., Edwards, B. (2010). Translation, adaptation, and design. W: J. Harkness, M. Braun, B. J. Edwards, L. Lyberg, P. Mohler, B. E. Pennell i in. (red.), *Survey methods in multinational, multiregional, and multicultural contexts* (s. 117–140). Hoboken, NJ: Wiley.
- Heppner, P. P., Heppner, M. J., Lee, D. g., Wang, Y. W., Park, H. y., Wang, L. f. (2006). Development and validation of Collectivist Coping Styles Inventory. *Journal of Counseling Psychology*, 53, 107–125.
- Hofstede, G. (2000). *Kultury i organizacje. Zaprogramowanie umysłu* (przeł. M. Durska). Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Hofstede, G., Hofstede, G. J. (2005). *Cultures and organizations. Software of the mind*. New York: McGraw-Hill.
- Kim, H. S., Sherman, D. K., Taylor, S. E. (2008). Culture and social support. *American Psychologist*, 63, 518–526.
- Kuo, B. C. (2012). Collectivism and coping: Current theories, evidence, and measurements of collective coping. *International Journal of Psychology*, 1–15.
- Kuo, B. C., Roysircar, G., Newby-Clark, I. R. (2006). Development of the Cross-Cultural Coping Scale: Collective, avoiding and engagement coping. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 39, 161–181.
- Kwiatkowska, A. (2012). Tożsamość a kultura. W: A. Szuster, D. Maison, D. Karwowska (red.), *W stronę podmiotowości. O emocjonalności, tożsamości, dobrych uczynkach i pożytkach płynących z porannego wstawania* (s. 145–180). Sopot: Smak Słowa.
- Kwiatkowska, A., Roszak, J., Sikora, R., Kuo, B., Karpinski, K., Gushchina, T., i in. (2014). Kultura a strategie radzenia sobie

- ze stresem. Porównania międzykulturowe. *Psychologia Społeczna*, 1 (28), 68–91.
- Markus, H., Kitayama, S. (1993). Kultura i Ja: Implikacje dla procesów poznawczych, emocji i motywacji. *Nowiny Psychologiczne*, 3, 5–20.
- Marsh, H. W. (1994). Confirmatory factor analysis models of factorial invariance: A multifaceted approach. *Structural Equation Modelling*, 1, 5–34.
- Milfont, T. L., Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: Application in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research*, 3, 111–121.
- Monnier, J., Hobfoll, S. E., Dunahoo, C. L., Hulsizer, M. R., Johnson, R. (1998). There's more than rugged individualism in coping. Part 2. Construct validity and further model testing. *Anxiety, Stress, and Coping*, 11, 247–272.
- Moore, J. L., Constantine, M. G. (2005). Development and initial validation of the Collectivistic Coping Styles Measure with African, Asian, and Latin American international students. *Journal of Mental Health Counseling*, 27, 327–349.
- Schwartz, S. H., Bilsky, W. (1990). Toward a theory of the universal content and structure of values: Extensions and cross-cultural replications. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58, 878–891.
- Sikora, R. (2012). Stresory studentek i studentów studiów niestacjonarnych. *Edukacja Dorosłych*, 2, 143–152.
- Steenkamp, J. B. E., Baumgartner, H. (1998). Assessing measurement invariance in cross-national consumer research. *Journal of Consumer Research*, 25, 78–90.
- Stein, J. A., Lee, J. W., Jones, P. S. (2006). Assessing cross-cultural differences through use of Multiple-Group Invariance Analyses. *Journal of Personality Assessment*, 87, 249–258.
- Triandis, H. C. (1994). *Culture and social behaviour*. New York: McGraw-Hill.
- Triandis, H. C. (1995). *Individualism and collectivism*. Boulder, CO: Westview Press.
- Utsey, S., Adams, E., Bolden, M. (2000). Development and initial validation of the Africultural Coping Systems Inventory. *Journal of Black Psychology*, 26, 194–215.
- Vandenberg, R. J., Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3, 4–70.
- Wu, A. D., Li, Z., Zumbo, B. D. (2007). Decoding the meaning of factorial invariance and updating the practice of Multi-group Confirmatory Factor Analysis: A demonstration with TIMSS data. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 12, 1–23.
- Yeh, C. J., Arora, A. K., Wu, K. A. (2006). A new theoretical model of collective coping. W: P. T. Wong, L. C. Wong (red.), *Handbook of multicultural perspectives on stress and coping* (s. 55–72). New York: Springer.
- Zawadzki, B., Hornowska, E. (2008). Psychometria. Konstrukcja i adaptacja testów psychologicznych. W: J. Strelau, D. Doliński (red.), *Psychologia. Podręcznik akademicki* (t. 1, s. 847–893). Gdańsk: Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne.
- Zhang, D., Long, B. (2006). A multicultural perspective on work-related stress: Development of a collective coping scale. W: P. Wong, L. Wong (red.), *Handbook of multicultural perspectives on stress and coping* (s. 555–576). New York: Springer.

## Cultural adaptation of Cross-Cultural Coping Scale – CCCS, by Kuo, Roysircar and Newby-Clark

Anna Kwiatkowska<sup>1</sup>, Joanna Roszak<sup>2</sup>, Renata Sikora<sup>3</sup>, Ben C. H. Kuo<sup>4</sup>, Konstantin Karpinskij<sup>5</sup>,  
Tatiana Gushchina<sup>6</sup>, Greta Gober<sup>7</sup>

<sup>1</sup> *Institute of Psychology, Polish Academy of Science*, <sup>2</sup> *University of Social Sciences and Humanities*,  
<sup>3</sup> *Helena Chodkowska Higher Technical and Trade School*, <sup>4</sup> *University of Windsor*, <sup>5</sup> *Yanka Kupala State University of Grodno*,  
<sup>6</sup> *Kostroma State Technological University*, <sup>7</sup> *University of Oslo*

### ABSTRACT

The aim of the study was cultural adaptation of Cross-Cultural Coping Scale – CCCS, as a part of an international research project, aimed to compare cultures with regard to preferred coping strategies, such as engagement, avoidance and collective coping. The CCCS is based on an idea of scenarios (relevant to specific research questions) describing stressful situations and includes a list of 26 possible reactions to each situation. Research comprised samples from Norway, Poland, Belarus and Russia ( $N = 759$ ). In order to assess a measurement invariance (configural, metric and scalar) multigroup confirmatory factorial analysis (MG CFA) was performed using AMOS 21. After excluding Russian data due to its configural noninvariance (four factors revealed, instead of three), configural and metric invariance was supported in three national groups. However, neither full nor partial scalar invariance was achieved. Two versions of the CCCS were constructed: the Western three-factor version and the Russian four-factor version. Both had sufficient reliability.

Keywords: *Cross-Cultural Coping Scale, measurement invariance, MG CFA*

Złożono: 20.04.2013

Złożono poprawiony tekst: 11.09.2013

Zaakceptowano do druku: 13.11.2013