

KATARZYNA LUBIEWSKA  
KAROLINA GŁOGOWSKA  
KINGA MICKIEWICZ  
EWA WOJTYNKIEWICZ  
PAWEŁ IZDEBSKI

Instytut Psychologii, Uniwersytet Kazimierza Wielkiego, Bydgoszcz  
Institute of Psychology, Kazimierz Wielki University, Bydgoszcz  
e-mail: Katarzyna Lubiewska: lubkat@ukw.edu.pl

CEZARY WIŚNIEWSKI

Miejski Ośrodek Pomocy Rodzinie, Toruń  
Municipal Family Support Centre, Toruń

## Skala Experience in Close Relationships-Revised: Struktura, rzetelność oraz skrócona wersja skali w polskiej próbie

The Experiences in Close Relationships-Revised questionnaire: factorial structure, reliability and a short version of the scale in a Polish sample

**Abstract.** The Experiences in Close Relationships-Revised is one of the most popular self-report instruments assessing adult attachment in the sphere of avoidance and anxiety. Although the scale is used in Poland, its psychometric properties are not sufficiently documented. In the study, we set out to: estimate the psychometric properties of the scale, controlling for the common method variance (method bias); and introduce a short version of the scale. The sample was composed of 781 adults between the age of 16 and 81. The results of the confirmatory factor analysis supported two-factorial ECR-R structure indicating problems with low factor loadings, which deteriorated even more after controlling for the common method variance. On the basis of the content of the items and their psychometric properties we proposed a short 16-item form of the ECR-R scale which revealed a good model fit and factor loadings. However, the effects of the common method variance on factor loadings and the avoidance-anxiety relation were found to be substantial. The results revealed that the relation between avoidance and anxiety was due to the shared method variance and not to the attachment itself. The issues concerning the construction of attachment self-report scales are discussed along with practical implications for the further use of the ECR-R scale in Poland, named as the DBZ-R (36-items) or the DBZ-RS (the short version).

**Keywords:** attachment, close relationships, psychometrics, confirmatory factor analysis, common method variance

**Słowa kluczowe:** przywiązanie, bliskie związki, psychometria, konfirmacyjna analiza czynnikowa, wspólna wariancja metody

## WPROWADZENIE

W obszarze badań nad przywiązaniem dominują dwie tradycje jego pomiaru. Pierwsza, klasycznie łączona z badaniami Mary Ainsworth i współpracowników (Ainsworth i in., 1978), jest tradycją związaną z psychologią rozwojową oraz kliniczną i przeważa w niej pomiar jakościowy i obserwacyjny przy użyciu takich metod, jak metoda Obcej/Nieznanej Sytuacji (*strange situation*) (Ainsworth i in., 1978) czy Wywiad Przywiązania Dorosłych (Adult Attachment Interview) (George i in., 1985). Druga tradycja wyłoniła się w latach osiemdziesiątych XX wieku, kiedy to Cindy Hazan i Philip Shaver (1987) dostrzegli podobieństwo mechanizmów aktywizacji i funkcjonowania przywiązania u dzieci i u osób dorosłych zaangażowanych w związki intymne. Badacze skonstruowali skalę złożoną z prototypowych opisów trzech stylów przywiązania zaproponowanych przez Ainsworth i współpracowników (1978). Służyła ona do dokonywanej przez osoby dorosłe oceny tego, który z prototypowych opisów sposobu funkcjonowania w związkach intymnych najbardziej do nich pasuje. Od tej pory liczba narzędzi samoopisowych do badania przywiązania nastolatków i osób dorosłych zaczęła wzrastać w lawinowym tempie. Narzędzia te obecnie, właściwie całkowicie, zdominowały obszar badań nad przywiązaniem (nie tylko w związkach intymnych) w psychologii społecznej oraz w psychologii osobowości. Po ponad dekadzie od przełomowego badania Hazan i Shavera (1987) Kelly Brennan, Catherine Clark i Philip Shaver (1998) zebrali wszystkie dostępne (opublikowane i nieopublikowane) w owym czasie skale, tworząc pulę 60 podskal (wymiarów przywiązania) i zbadali nimi 1 086 studentów (63% kobiet) jednego z amerykańskich uniwersytetów oraz poddali je analizie czynnikowej. Rezultatem ich badań jest jedna z najlepszych (Fraley i in., 2000; Mikulincer, Shaver, 2007; Ravitz i in., 2010) skal do pomiaru przywiązania dorosłych – Experience in Close Relationships (Brennan i in., 1998) oraz jej wersja zrewidowana Experience in Close Relationships-Revised (Fraley i in., 2000).

## SKALA EXPERIENCE IN CLOSE RELATIONSHIPS-REVISED (ECR-R)

W skali ECR-R ocenie podlegają dwa wymiary przywiązania – unikanie i niepokój przywiązaniowy (załącznik). Zrozumienie ich znaczenia dla przywiązania wymaga wprowadzenia w zagadnienie pierwotnych i wtórnych strategii zaspakajania potrzeb przywiązaniowych. Potrzeby te pojawiają się na skutek aktywizacji (wrodzonego) behawioralnego systemu przywiązaniowego, która to aktywizacja może być wywołana przez chorobę, silne zmęczenie lub pojawienie się zagrożenia wzbudzającego u dziecka lub osoby dorosłej lęk, niepokój albo stres. Pojawiająca się wówczas (często nieuświadomiona) potrzeba bliskości z obiektem przywiązania (osobą bliską) wywołuje u jednostki, na poziomie motywacyjnym, tendencję do dążenia do bliskości (behawioralnej u dzieci, symbolicznej u dorosłych) z osobą bliską. Taki sposób zaspakajania potrzeby bliskości na skutek aktywizacji systemu przywiązaniowego nazywany jest pierwotną strategią przywiązaniową i charakteryzuje osoby o przywiązaniu ufnym (Mikulincer, Shaver, 2007; Shaver, Mikulincer, 2007), które stanowią około 65% osób w większości kultur (van IJzendoorn, Sagi-Schwartz, 2008). 35% pozostałych osób, opisywanych w kategoriach nieufnego przywiązania, uruchamia wtórne strategie przywiązaniowe, takie jak dezaktywizacja lub hiperaktywizacja systemu przywiązaniowego i związanej z nim potrzeby bliskości. Dezaktywizacja oznacza ignorowanie (negację) potrzeby bliskości i poleganie tylko na sobie oraz nieumiejętność korzystania ze wsparcia bliskiej osoby w sytuacji stresu, zagrożenia i lęku. Pytania skali ECR-R, będące wskaźnikiem tendencji osoby badanej do stosowania strategii dezaktywizacyjnej, dotyczą poziomu unikania bliskości i dyskomfortu odczuwanego w bliskości z obiektem przywiązania oraz braku otwartości w relacji z nim. Pytania te ujęte są w podskalę Unikania. Kolejna wtórna strategia przywiązaniowa – hiperaktywizacja systemu przywiązaniowego w sytuacji subiektywnego poczucia zagrożenia – wiąże się natomiast z doświadczaniem ambiwalencji na poziomie poznawczym i motywacyjnym.

U ludzi stosujących strategię hiperaktywizacyjną występuje nadmierne „rozdmuchanie” potrzeby bliskości i motywacji do jej poszukiwania (lub wymuszenia) u bliskiej osoby z jednoczesnym niepokojem wynikającym z braku zaufania wobec możliwości uzyskania wsparcia z jej strony (Mikulincer, Shaver, 2007). Pytania skali ECR-R wskazujące na tendencję do stosowania tej strategii ujęte są w ramach podskali Niepokoju i badają: poziom zaabsorbowania związkiem i partnerem, hiperaktywizację na poziomie afektu, troski, zachowań i potrzeby bliskości oraz niepewny i negatywny obraz siebie. Należy dodać, iż osoby stosujące strategię dezaktywizującą nazywane są osobami unikającymi, zaś hiperaktywizującą – lękowymi lub ambiwalentnymi. Niski poziom niepokoju i unikania w skali ECR-R są wskaźnikami ufności przywiązaniowej.

Skala ECR-R jest przeznaczona do badania różnic indywidualnych w zakresie przywiązania. W związku z tym, że opisywanie różnic indywidualnych nie może być sprowadzone do określania normy *versus* odstępstw od niej, wyniki badania skalą ECR-R opisywane są jedynie w kategoriach różnic pomiędzy grupami.

Pytania skali ECR-R zostały sformułowane w taki sposób, aby badać związki intymne. Niemniej autorzy podkreślają (Fraley, 2015), iż pytania mogą być dostosowywane do innych relacji, np. relacji z rodzicami, jak również do badania generycznego przywiązania jako wewnętrznego modelu roboczego (Bowlby, 1973), niezwiązanego z konkretną bliską relacją. Warto dodać, że tego rodzaju generyczne przywiązanie zbliżone jest zakresem treściowym do cechy osobowości, a w szczególności do neurotyzmu, z którym niepokój przywiązaniowy koreluje dodatnio w sposób umiarkowany (Nofhle, Shaver, 2006).

Skala ECR-R składa się z 36 pytań, wśród których połowa (18) jest wskaźnikiem niepokoju, zaś druga połowa – unikania przywiązaniowego. Dwanaście pytań (67%) podskali Unikania oraz dwa pytania podskali Niepokoju (11%) sformułowano tak, że ich punktację należy przekodować celem zsumowania ogólnego wyniku dla danej podskali. Podskale Niepokoju i Unikania korelują z sobą w sposób po-

zytywny i umiarkowany (np.  $r$  wynosi od .35 do .48 w: Fraley, 2015; Rotaru, Rusu, 2013; Sibley, Fischer, Liu, 2005; Tsagarakis, Kafetsios, Stalikas, 2007). Wartości psychometryczne skali są określane przez autorów narzędzia jako zadowalające (np. Fraley, 2015; Fraley i in., 2000). Stosowanie skali w badaniach nie wymaga zezwolenia żadnego z autorów narzędzia (Fraley, 2015).

Jak dotychczas w kilku badaniach dokonano analizy struktury czynnikowej skali (np. Esbjorn i in., 2015; Fairchild, Finney, 2006; Kooiman i in., 2013; Rotaru, Rusu, 2013; Sibley i in., 2005; Tsagarakis, Kafetsios, Stalikas, 2007; Wei i in., 2007; Wongpakaran i in., 2011). Wszystkie z badań wsparły strukturę dwuczynnikową skali, niemniej kilka wskazywało na problemy związane z następującymi kwestiami: istnienie większej liczby czynników (Esbjorn i in., 2015; Kooiman i in., 2013; Tsagarakis, Kafetsios, Stalikas, 2007); wielkość ładunków czynnikowych (Fairchild, Finney, 2006); czy parametry modelu (Fairchild, Finney, 2006; Wongpakaran i in., 2011). W znacznej części tych badań nie raportowano wszystkich parametrów skali (np. ładunków czynnikowych), koncentrując się na tworzeniu skróconej wersji skali, lub stosowano do analizy paczki pytań, a nie pytania pojedyncze. W jednym z badań kontrolowano wpływ samoopisowej metody pomiaru, wykazując, że część wariacji unikania i niepokoju przywiązaniowego jest wyjaśniana nie tylko przez pytania skali, ale także samą metodą pomiaru, niezwiązaną z przywiązaniem (Wei i in., 2007). Badanie to jednak nie pozwoliło odpowiedzieć na pytanie, jaki wpływ metoda pomiaru ma na relację pomiędzy unikaniem i niepokojem oraz na wielkość ładunków czynnikowych skali.

W niniejszym badaniu sformułowaliśmy dwa cele. Po pierwsze, chcieliśmy oszacować właściwości psychometryczne skali Experience in Close Relationships-Revised (ECR-R) w warunkach polskich, kontrolując przy tym wariację „prawdziwą” oraz wariację wynikającą z metody pomiaru w modelu strukturalnym ECR-R. Po drugie, zamierzaliśmy zaproponować skróconą wersję skali. Jej stabilność w zakresie struktury skali, jednostek pomiarowych oraz stałych regresji (różnych stopni ekwiwa-

lencji pomiarowej) oszacowaliśmy w grupach zróżnicowanych w zakresie wieku, płci oraz braku lub uzależnienia od alkoholu, prezentując te wyniki w niniejszym artykule tylko pobieżnie (szczegółowe wyniki zamieszczone są w pracy: Lubiewska i in., w druku). Przyjęliśmy hipotezę dwuczynnikowej struktury skali, w której unikanie i niepokój będą z sobą związane pozytywnie i umiarkowanie. Ponadto, oczekiwaliśmy również, że efekt metody może mieć istotny wpływ na strukturę skali.

## METODA

### Osoby badane i przebieg badania

Próba składała się z 781 osób. Rozpiętość wieku osób badanych wynosiła od 16 do 81 lat ( $M = 41.16$ ;  $SD = 3.11$ ). Liczebność badanych w każdej dekadzie przedziału wiekowego próby

była porównywalna (w grupie wiekowej: 16–25  $n = 167$ ; 26–35  $n = 157$ ; 36–45  $n = 155$ ; 46–55  $n = 152$ ; 56–81  $n = 145$ ). Charakterystykę próby opisano w tabeli 1. Grupa badana była zróżnicowana pod względem płci (51% kobiet), wykształcenia (70% badanych miało wykształcenie średnie lub wyższe), bycia aktualnie w związku intymnym (66,5%) oraz uzależnienia od alkoholu (28% osób uzależnionych). Wyniki różnic rozkładów liczebności w zależności od wieku osób badanych, przedstawione w tabeli 1, wykazały brak istotnych statystycznie różnic tylko w zakresie płci badanych. Decyzja o doborze do próby osób uzależnionych od alkoholu wiązała się z realizacją, przez jednego ze współautorów, innego badania, niezwiązanego bezpośrednio z analizą parametryczną skali.

Badania z użyciem polskiej wersji skali Experience in Close Relationships-Revised, ECR-R, (czyli skali Doświadczeń w Bliskich Związkach DBZ-R) były prowadzone w latach

Tabela 1. Różnice rozkładów liczebności próby w różnych grupach wiekowych w zależności od płci, wykształcenia, bycia w związku romantycznym oraz uzależnienia od alkoholu ( $N = 781$ )

Charakterystyka próby	$n$ (%)	Braki danych (%)	$\chi^2(df)$
<b>Płeć</b>			
Kobiety	390 (51.0)	21 (2.7)	9.11 (4)
Mężczyźni	370 (49.0)		
<b>Wykształcenie</b>			
Podstawowe	75 (9.6)	5 (0.6)	181.67 (12)***
Zawodowe	158 (20.4)		
Średnie	348 (44.8)		
Wyższe	195 (25.2)		
<b>W związku</b>			
Tak	512 (67.0)	11 (1.4)	13.10 (4)*
Nie	258 (33.0)		
<b>Uzależnienie</b>			
Tak	219 (28.0)	–	65.45 (4)***
Nie	562 (72.0)		

\*  $p < .05$ . \*\*  $p < .010$ . \*\*\*  $p < .001$ .

2011–2013 na terenie województw: kujawsko-pomorskiego, pomorskiego, warmińsko-mazurskiego oraz wielkopolskiego. Zastosowano dobór do próby metodą kuli śnieżnej. Przed wręczeniem skali osobie badanej badacz informował o celu prowadzenia badań, zasadzie anonimowości oraz możliwości zrezygnowania z uczestnictwa w badaniu. Procedura badania zajmowała około od 5 do 10 minut. Braki danych nie przekroczyły 5%.

Oryginalna wersja skali Experience in Close Relationships-Revised (ECR-R) została przetłumaczona na język polski przez trzech niezależnych tłumaczy będących psychologami (załącznik). Po dokonaniu porównania tłumaczeń i sprawdzeniu ich trafności ekologicznej wobec konstrukt teoretycznego skala została zwrótnie przetłumaczona przez *native speaker*. Porównanie obu wersji tłumaczenia nie wykazało różnic w zakresie treści pozycji skali.

## WYNIKI

### Analizy statystyczne

Zanim przystąpiliśmy do analiz testujących dopasowanie teoretycznie oczekiwanego modelu pomiarowego skali do naszych danych, dokonaliśmy przeglądu pytań skali pod względem ich rozkładów jedno- i wielozmiennowych oraz jakości danych. Analizy wykazały brak przypadków ekstremalnie odstających w zakresie udzielanych odpowiedzi. Zgodnie z naszymi przypuszczeniami jednozmiennowe rozkłady zmiennych okazały się niedopasowane do krzywej Gaussa (wyniki testu Shapiro-Wilka wynosiły od .202 do 1.977 w wartościach bezwzględnych), co wiąże się z przewagą występowania przywiązania ufnego wobec nieufnego we wszystkich dotychczas badanych kulturach. Podobne problemy wystąpiły w zakresie rozkładów wielozmiennowych. Celem eliminacji potencjalnych problemów z tym związanych dokonaliśmy logarytmicznej transformacji danych oraz – do oszacowania dopasowania modelu pomiarowego (konfirmacyjna analiza czynnikowa) – zastosowaliśmy korektę Alberta Satorry i Petera Bentlera (1994) oraz zanalizowaliśmy

90% interwały ufności w zakresie możliwego błędu aproksymacji oszacowane metodą bootstrappingu (5000 iteracji).

Celem przetestowania modelu pomiarowego dokonaliśmy kilku analiz, których wyniki zostały przedstawione w tabeli 2. Najpierw przeprowadziliśmy konfirmacyjną analizę czynnikową (CFA) struktury skali (Fraley i in., 2000), testując dwuetapowo dwa modele główne (I i II). Model I.1 był złożony z dwóch czynników latentnych reprezentujących unikanie i niepokój przywiązaniowy. W Modelu I.2 poddaliśmy dodatkowo kontroli efekty wspólnej wariancji metody na strukturę skali (np. Antchkova, Ware, Bjorner, 2011; Johnson, Rosen, Djurdjevic, 2011; Lindwall i in., 2012; Marsh, Scalas, Nagengast, 2010), a dokładnie pozytywnego i negatywnego kierunku formułowania pytań DBZ-R (stronniczość metody). Celem przetestowania tego modelu było określenie „prawdziwej” wariancji czynnika latentnego wynikającej z treści pytania, nie zaś z zastosowanej w skali metody pomiaru przywiązania. W drugim modelu głównym postępowaliśmy analogicznie, konstruując Modele II.1 oraz II.2, niemniej model ten był skróconą wersją skali DBZ-R (DBZ-RS). Skracając skalę, kierowaliśmy się trafnością treściową pytań oraz ich właściwościami psychometrycznymi (Widaman i in., 2011).

Analizy dotyczące psychometrycznych właściwości skali pełnej i skróconej zostały poszerzone o parametry spójności wewnętrznej podskal Unikania i Niepokoju. W tym celu oszacowaliśmy wskaźnik  $\omega$ -McDonalda wskazujący na spójność czynników latentnych oraz bardziej powszechny wskaźnik  $\alpha$ -Cronbacha.

Analizy przeprowadziliśmy przy użyciu pakietów ‘lavaan’ (Rosseel, 2012) oraz ‘psych’ (Revelle, 2011) programu R (R Core Team, 2014). Zważając na liczbę parametrów do oszacowania modelu CFA – i zdając sobie sprawę z tego, że liczebność naszej próby w stosunku do parametrów oszacowania pełnego modelu pomiarowego DBZ-R może być powodem wzrostu ryzyka błędu próbkowania – kontrolowaliśmy, analizując wyniki, 90% interwały pewności oszacowania błędu (RMSEA) przy ocenie dopasowania modelu do danych (Kline, 2005; Shrout, Bolger, 2002).

## STRUKTURA PEŁNEJ WERSJI SKALI (DBZ-R)

Wyniki analizy Modelu I.1, opartego na teoretycznie oczekiwanej strukturze skali, są przedstawione w tabeli 2. Pomimo że indeks RMSEA wskazał na przeciętny poziom dopasowania testowanego modelu pomiarowego do danych w zakresie błędu aproksymacji (Browne, Cudeck, 1993), parametr CFI ( $\leq .900$ ) wskazywał na to, że poziom dopasowania testowanego modelu do danych nie jest akceptowalny (Hu, Bentler, 1999). W związku z niejednoznacznością oceny dopasowania modelu prześledziliśmy parametry strukturalne modelu oraz jego indeksy modyfikacyjne. Kowariancja pomiędzy czynnikami unikania i niepokoju wynosiła  $.41$ ;  $p < .001$ . Aż 11 pytań skali (31%) miało w Modelu I.1 ładunki czynnikowe mniejsze aniżeli  $.50$  (wszystkie były istotne na poziomie  $p < .001$ ) (rysunek 1, wartości parametrów w nawiasach). Powyższe parametry wyraźnie wskazują na to, że Model I.1 nie jest akceptowalny. Analiza indeksów modyfikacyjnych wykazała, że największy problem nie stanowi nieadekwatna struktura czynników, ale istnienie silnych kowariancji pomiędzy błędami pomiarowymi pytań o identycznym formacie odpowiedzi. Zanim jednak poddaliśmy kontroli wariancję metody pomiaru, sprawdziliśmy parametry dopasowania modelu jedno-czynnikowego. Analizy wskazały na wyraźnie gorsze parametry dopasowania tego modelu (CFI =  $.584$ ; RMSEA =  $.099$ ) w porównaniu z Modelem I.1, zatem w kroku następnym skonstruowaliśmy model, w którym poddaliśmy kontroli metodę pomiaru zastosowaną w skali DBZ-R.

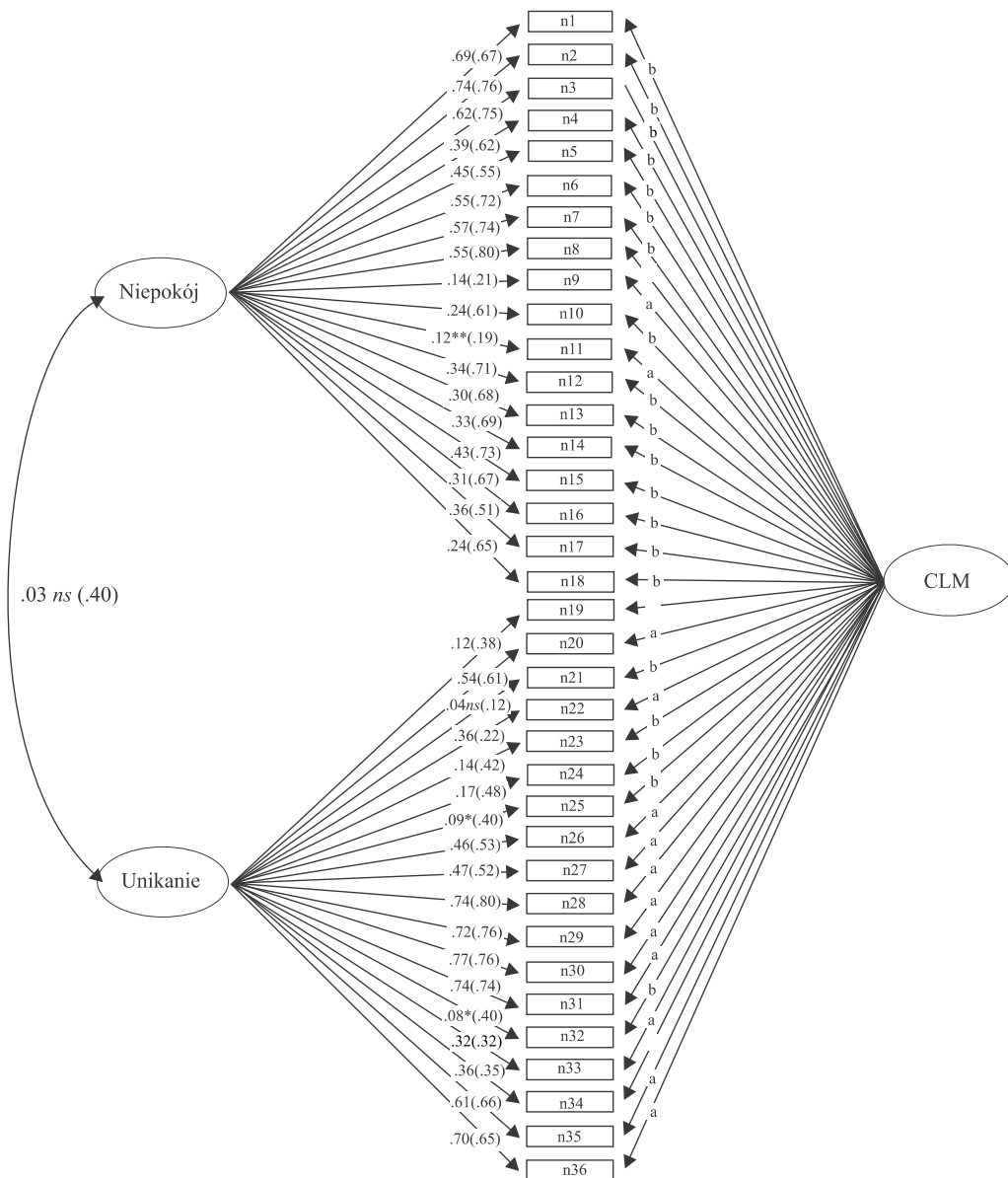
Celem modelowania efektu wspólnej wariancji metody w Modelu I.2 wprowadziliśmy do Modelu I.1 dodatkowy czynnik latentny metody (CLM) (np. Johnson i in., 2011; rysunek 1). Wprowadzenie czynnika CLM pozwoliło nam na sprawdzenie stopnia, w jakim: (1) metoda pomiaru wpływa na relację pomiędzy czynnikami latentnymi; oraz (2) pytania skali wiążą się z czynnikami ważnymi teoretycznie. Pytania o niskim „prawdziwym” ładunku czynnikowym postanowiliśmy usunąć z ogólnej puli

pytań DBZ-R celem stworzenia skróconej wersji skali (DBZ-RS).

Wprowadzając do modelu czynnik latentny CLM, narzuciliśmy odrębne parametry równości pytaniom skali sformułowanym negatywnie (parametr równości a) oraz pozytywnie (parametr równości b), kontrolując wariancję niejednorodnej strategii sformułowania pytań DBZ-R. Wyniki zaprezentowane w tabeli 2 wskazują na to, że dopasowanie Modelu I.2 uległo znaczącej poprawie w stosunku do Modelu I.1 w zakresie błędu aproksymacji (RMSEA) oraz parsymoniczności modelu (AIC), sugerując znaczący wpływ efektu stronniczości metody na parametry skali. Niemniej indeks CFI tego modelu nadal nie osiągnął poziomu akceptowalnego. Relacja pomiędzy czynnikami unikania i niepokoju w Modelu I.2 uległa zmianie, wskazując na brak związku pomiędzy nimi, z kowariancją  $-.064$ ; *ns*. Ponadto kontrola wariancji modelu pomiarowego, wynikającej ze stronniczości metody, wykazała, że zastosowanie pozytywnego formatu pytań (rekodowanych) odpowiada za 10%, zaś negatywnego za 2% wariancji metody, która nie jest związana z wariancją w obrębie teoretycznie trzonowych czynników latentnych unikania i niepokoju. Dodatkowo liczba pytań o niskim ( $< .50$ ) ładunku czynnikowym wzrosła do 21 (58% pytań skali; rysunek 1, wartości parametrów poza nawiasami), przy czym kontrola wariancji metody w modelu pomiarowym sprawiła, że wartość ładunku czynnikowego jednego pytania przestała być istotna statystycznie, wartość dwóch ładunków pytań spadła do istotności  $p < .050$ , zaś następnym trzech pytań do poziomu  $p < .005$ .

Pomimo problemów związanych z ładunkami czynnikowymi skali pełnej oszacowaliśmy współczynniki rzetelności jej podskal, aby sprawdzić, czy mogą one być markerem problemów skali. Rzetelność podskal Niepokoju ( $\omega = .86$ ;  $\alpha = .92$ ) oraz Unikania ( $\omega = .76$ ;  $\alpha = .88$ ) okazała się jednak na dobrym poziomie.

Podsumowując, należy wskazać, że pomimo częściowo akceptowalnych parametrów dopasowania modelu DBZ-R do danych oraz dobrej rzetelności podskal wyniki pytań skali są obciążone stronniczością metody formułowania pytań oraz słabo lub wcale nie wiążą się z czynni-



Rysunek 1. Model pomiarowy skali pełnej DBZ-R z czynnikiem latentnym metody (CLM) (Model I.2). Wartości ładunków czynnikowych oraz kowariancji podane poza nawiasem zostały oszacowane w modelu z czynnikiem CLM (Model I.1), zaś te podane w nawiasach – w modelu bez czynnika CLM (Model I.2). Wszystkie parametry są istotne na poziomie  $p < .001$ , w innym przypadku ich wartość jest wskazana (\*\*  $p < .005$ ; \*  $p < .01$ , ns – nieistotne statystycznie)

kami teoretycznymi, których są wskaźnikami. W tym kontekście wydaje się uzasadnione zaproponowanie skali skróconej, złożonej tylko z pytań, które są teoretycznie oraz empirycznie dobrymi wskaźnikami unikania i niepokoju przywiązaniowego.

### SKRÓCONA WERSJA SKALI (DBZ-RS)

W celu wyłonienia pytań do wersji skróconej skali zastosowaliśmy dwie metody, w których wybór pytań był oparty na wartości ładunków czynnikowych (podejście empiryczne) oraz trafności treściowej (podejście teoretyczne) (Widaman i in., 2011). W podejściu empirycznym, usuwając pytania z puli pytań DBZ-R: (1) kierowaliśmy się bardzo niskim ładunkiem czynnikowym pytań w Modelu I.2 ( $< .40$ ) oraz (2) sprawdziliśmy zakres pogorszenia parametrów dopasowania modelu pomiarowego po usunięciu ze skali każdego z pytań osobno. W podejściu teoretycznym analizowaliśmy treść pytań celem uniknięcia wyboru do skróconej wersji skali pytań redundantnych, a także pozostawienia pytań dobrze reprezentujących konstrukty unikania i niepokoju. Na podstawie obu tych

podejść stworzyliśmy oraz przetestowaliśmy nowy model pomiarowy, Model II.1. Parametry tego modelu, wymienione w tabeli 2, wskazują na dobre dopasowanie modelu do danych. Ładunki czynnikowe tej skali pozostają na poziomie  $.45 \leq$ , co może być uznane za rozwiązanie akceptowalne, wskazujące na wkład pytania do czynnika latentnego nie mniejszy niż 20% (rysunek 2, wartości parametrów w nawiasach). Kowariancja pomiędzy czynnikami unikania i niepokoju wynosiła  $.38$ ;  $p < .001$ . Analiza rzetelności wykazała dobrą spójność wewnętrzną podskal Niepokoju ( $\omega = .77$ ;  $\alpha = .89$ ) oraz Unikania ( $\omega = .80$ ;  $\alpha = .81$ ).

Ostatnim krokiem naszych analiz było ponowne sprawdzenie siły efektu stronniczości metody na parametry struktury skali DBZ-RS. W tym celu wprowadziliśmy do Modelu II.1 czynnik CLM, w którym 6 pytań jest sformułowanych pozytywnie (38%), zaś 10 negatywnie. Dopasowanie Modelu II.2 do danych w stosunku do modelu II.1 poprawiło się (tabela 2), wskazując ponownie na istotny efekt metody na parametry modelu. Analiza zmian w zakresie wartości parametrów strukturalnych modelu wykazała, podobnie jak w wersji pełnej skali, brak istotnego związku pomiędzy uni-

Tabela 2. Parametry Dopasowania Różnych Modeli Pomiarowych z Korektą Satorry-Bentlera 2-Czynnikowej Zrewidowanej Skali Doświadczeń w Bliskich Związkach w Wersjach Pełnej (DBZ-R) oraz Skróconej (DBZ-RS) Skali

Modele pomiarowe	df	$\chi^2$	RMSEA	90%CI	CFI	AIC
<b>Model I: Modele w obrębie pełnej wersji skali (DBZ-R; 36 pytań)</b>						
<b>Model I.1: Teoretyczna struktura skali</b>	593	3400.580	.078	.076; .080	.743	101262.025
<b>Model I.2: Model I.1 + CLM</b>	592	2713.087	.068	.066; .071	.806	100327.914
<b>Model II: Wersja skrócona skali* (DBZ-RS; 16 pytań)</b>						
<b>Model II.1: Wersja skrócona</b>	103	355.097	.056	.051; .061	.946	43693.304
<b>Model II.2: Wersja skrócona + CLM</b>	102	276.550	.047	.041; .052	.954	43579.773

Nota. Wszystkie wartości  $\chi^2$  są istotne statystycznie na poziomie  $p < .001$ . CLM-czynnik latentny metody.

\* Model z kowariancją pomiędzy podskalą Unikania (20, 22, 24, 26, 28, 29, 30, 35) oraz Niepokoju (2, 4, 6, 8, 12, 15, 16, 18).



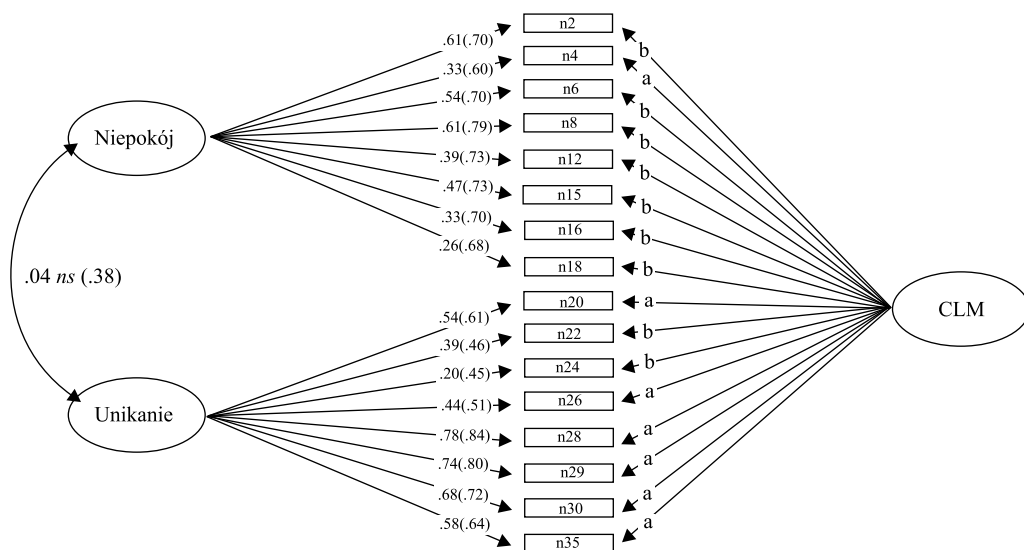
kaniem i niepokojem po wprowadzeniu czynnika CLM oraz zmiany w zakresie wielkości ładunków czynnikowych na kluczowe czynniki latentne unikania i niepokoju (rysunek 2). Efekt kierunku formułowania pytań w tej wersji skali (w porównaniu z Modelem I.2) był ten sam dla pytań pozytywnych oraz negatywnych i wynosił 17%. Analiza zmiany wartości ładunków czynnikowych po wprowadzeniu czynnika CLM wykazała, że niemal połowa wielkości ładunków czynnikowych sześciu pytań może być przypisana efektowi metody, nie zaś kluczowemu teoretycznie czynnikowi unikania lub niepokoju (pytania nr: 4, 12, 16, 18, 22 i 24; rysunek 2, wartości parametrów poza nawiasami). Ich wariancja związana z latentnym czynnikiem teoretycznym unikania lub niepokoju mieściła się w zakresie od 4% do 9% (w przypadku pozostałych pytań wartość tej wariancji wynosiła od 19% do 60%).

W celu sprawdzenia, czy parametry wersji skróconej skali nie różnią się w sposób istotny w analizowanych przez nas podgrupach osób różniących się w zakresie uzależnienia od al-

koholu, wieku czy płci, dokonaliśmy analizy ekwiwalencji pomiarowej narzędzia (równoważności pomiaru) przy pomocy analizy wielogrupowej CFA. Podjęliśmy decyzję, iż ugruntowanie ekwiwalencji ma miejsce wówczas, gdy wartość różnicy indeksów CFI pomiędzy dwoma sąsiednimi modelami jest mniejsza lub równa .01 (Byrne, van de Vijver, 2010; Cheung, Rensvold, 2002). Analizy w grupie osób uzależnionych i nieuzależnionych od alkoholu wykazały ugruntowanie w zakresie trzech poziomów ekwiwalencji: konstruktowej, metrycznej oraz skalarnej, wskazując na brak różnic w funkcjonowaniu skali w tych grupach. Analizy dotyczące ekwiwalencji pomiarowej w grupach zróżnicowanych wiekiem oraz płcią również wykazały ugruntowanie ekwiwalencji na wszystkich jej poziomach (Lubiewska i in., w recenzji).

### Znaczenie modyfikacji struktury skali DBZ-R dla wyników pomiaru

Korelacje podskal wersji pełnej DBZ-R (Model I.1) oraz wersji skróconej DBZ-RS (Model II.1)



Rysunek 2. Model pomiarowy wersji skróconej skali DBZ-RS z czynnikiem latentnym metody (CLM) (Model II.2). Wartości ładunków czynnikowych oraz kowariancji podane poza nawiasem zostały oszacowane w modelu z czynnikiem CLM (Model II.1), zaś te podane w nawiasach – w modelu bez czynnika CLM (Model II.2). Wszystkie parametry są istotne na poziomie  $p < .001$ , poza wartością kowariancji czynników latentnych (*ns*)

wyniosły .97;  $p < .001$  dla podskali Niepokoju oraz .92;  $p < .001$  dla podskali Unikania. Korelacje pomiędzy podskalami Unikania i Niepokoju wyniosły .44;  $p < .001$  dla skali pełnej oraz .35;  $p < .001$  dla skali skróconej.

Analiza różnic średnich wyników unikania i niepokoju obu wersji skali przy pomocy testu ANOVA (z korektą Welcha) wykazała istotne statystycznie różnice pomiędzy wynikami podskali Unikania,  $F(1,1561) = 67.67$ ;  $p < .001$ , wskazując na istotną różnicę pomiędzy niższym poziomem unikania przy pomiarze skróconą wersją skali ( $M = 2.59$ ) aniżeli przy pomiarze wersją pełną ( $M = 3.00$ ). Wyniki w zakresie podskali Niepokoju nie wykazały istotnych statystycznie różnic średnich wyników przy pomiarze skalą skróconą ( $M = 3.05$ ) oraz pełną ( $M = 3.17$ ).

## DYSKUSJA

Cel przeprowadzonego badania był dwojaki. Po pierwsze, chcieliśmy oszacować właściwości psychometryczne skali Experience in Close Relationships-Revised (ECR-R) w polskich warunkach. Po drugie, chcieliśmy zaproponować skróconą wersję skali opracowaną na polskiej próbie. Skalę tę nazwaliśmy Zrewidowaną Skalą Doświadczeń w Bliskich Związkach (DBZ-R oraz DBZ-RS dla wersji skróconej). Niestety, nasze analizy wykazały, że pomimo akceptowalnych parametrów dopasowania modelu pomiarowego do danych oraz rzetelności podskal wielkość ładunków czynnikowych pytań pełnej skali DBZ-R nie była akceptowalna. Problem ten okazał się jeszcze większy po kontroli systematycznej wariancji metody pomiaru zastosowanej w skali DBZ-R. Opierając się na analizach teoretycznych i empirycznych, z puli pytań DBZ-R wybraliśmy ostatecznie 16 pytań o dobrych właściwościach psychometrycznych, zachowując przy tym teoretyczną złożoność konstruktów unikania i niepokoju. Pomimo dobrych parametrów skróconej wersji skali (DBZ-RS) statystyczna kontrola wariancji metody pomiaru wykazała znaczny jej wpływ na wielkość ładunków czynnikowych oraz związek podskal Unikania i Niepokoju,

który, jak się okazało, wynika tylko i wyłącznie ze wspólnej wariancji metody, nie zaś z relacji pomiędzy nimi. Modyfikacja skali polegająca na jej skróceniu ma istotny wpływ na średnie wyniki unikania przywiązaniowego, nie wpływając na wyniki niepokoju.

Pomimo raportowanych zazwyczaj dobrych właściwości psychometrycznych skali ECR-R w różnych kulturach (np. Fraley, Waller, Brennan, 2000; Wei i in., 2007) analiza właściwości skali w naszej próbie wskazała na dwa istotne problemy. Pierwszy z nich był związany ze słabym związkiem pytań z właściwą dla nich podskalą Unikania lub Niepokoju, drugi zaś – z efektem metody pomiaru (stronniczością metody). Pierwszy problem udało się rozwiązać poprzez skrócenie skali, niemniej nie zmieniło to znaczenia efektu metody dla parametrów pomiaru.

## Pełna wersja skali DBZ-R

Skala ECR jest jedną z najczęściej wykorzystywanych skal samoopisowych w badaniach nad przywiązaniem. Raportowana dotychczas analiza parametrów skali najczęściej wskazuje na dobre parametry psychometryczne jej dwuczynnikowej struktury w zakresie: dopasowania modelu do danych (CFA), rzetelności podskal Unikania i Niepokoju czy korelacji pytanie–skala (np. Fairchild, Finney, 2006; Rotaru, Rusu, 2013; Sibley, Fischer, Liu, 2005; Tsagarakis, Kafetsios, Stalikas, 2007; Wongpakaran, Wongpakaran, Wannarit, 2011). Niemniej istnieją również badania, które wskazują na problemy dotyczące struktury skali, w tym: większej liczby czynników (Esbjorn i in., 2015; Kooiman i in., 2013; Tsagarakis, Kafetsios, Stalikas, 2007), marginalnych problemów z parametrami dopasowania modelu do danych (Fairchild, Finney, 2006; Wongpakaran, Wongpakaran, Wannarit, 2011), czy wielkości ładunków czynnikowych (Fairchild, Finney, 2006). Wyniki tych badań trudno z sobą porównać ze względu na zróżnicowaną metodę analizowania danych (EFA lub CFA) czy wprowadzanie do modelu pomiarowego CFA pojedynczych pytań lub ich grup (*parcels*) jako wskaźników obserwowalnych. Zgodnie z na-

szą wiedzą zaledwie jedno z badań przetestowało zakres, w jakim problemy ze strukturą narzędzia mogły być zależne od zastosowanej w skali metody pomiaru związanej z pozytywnym i negatywnym kierunkiem formułowania pytań i częściowym ich rekodowaniem. W badaniu tym Wei i współpracownicy (2007) wprowadzili do modelu pomiarowego ortogonalne czynniki pozytywnego i negatywnego formatu pytań, nie analizując jednak wpływu efektu metody na relację pomiędzy czynnikami unikania i niepokoju oraz na wartości ładunków czynnikowych pytań. Traktowanie przez nich pozytywnego i negatywnego formatu pytań jako nieskorelowanych wydaje się słabo uzasadnione z uwagi na to, że oba formaty dotyczą sposobu zadawania pytań.

Wydaje się, że nasze badania uzupełniają tę lukę. Wskazany przez nas efekt metody wyjaśniał od 2% do 17% wariacji czynników unikania i niepokoju. Wskazaliśmy przy tym pytania najbardziej podatne na efekt metody oraz będące słabymi wskaźnikami badanych konstruktów. Ponadto wykazaliśmy, że pozytywny umiarkowany związek pomiędzy unikaniem i niepokojem był w naszym badaniu wynikiem metody pomiaru, nie zaś relacji pomiędzy konstruktami unikania i niepokoju. Biorąc pod uwagę mechanizmy leżące u podłoża aktywizacji systemu przywiązaniowego, brak relacji pomiędzy wtórną strategią hiperaktywizacji (niepokoju) oraz dezaktywizacji (unikania) przywiązaniowej wydaje się zasadny. Osoby o typowej dla siebie silnej tendencji do wycofania w bliskich relacjach raczej nie powinny wykazywać równocześnie tendencji do hiperaktywizacji (dla której bardziej typowa jest ruminacja).

Nie wiemy, czy efekt metody pomiaru leży u podłoża wszystkich badań nad strukturą skali, niemniej siła związku pomiędzy unikaniem i niepokojem raportowana w innych badaniach jest również pozytywna i umiarkowana, wskazując na duże podobieństwa wyników naszych badań i badań wcześniejszych. Z pewnością potrzeba więcej badań, aby wykazać, czy efekt metody ma charakter systematyczny, czy pojawia się jedynie w naszym badaniu. Wydaje się jednak, że przywiązanie to jeden z konstruktów

psychologicznych podatnych na metodę pomiaru (np. obok samooceny). Nie jest to problem trywialny, ponieważ nie tylko może rzutować na korelację unikania i niepokoju, ale również wpłynąć na to, że korelacje podskal DBZ-R/DBZ-RS z innymi konstruktami psychologicznymi staną się spłaszczone lub zintensyfikowane poprzez dzieloną przez skalę wariację metody pomiaru lub relację pomiędzy metodą pomiaru a mierzonym konstruktym psychologicznym. Stąd też warto rozważyć kontrolę efektu metody w każdym rodzaju badań z użyciem skali DBZ-R/DBZ-RS oraz zachować ostrożność w interpretowaniu wyników z użyciem tej skali lub samoopisowych skal mierzących przywiązanie.

### **Skrócona wersja skali DBZ-R, czyli DBZ-RS**

Problemy z wielkością ładunków czynnikowych, wykryte przez nas w pełnej wersji skali, udało się częściowo wyeliminować poprzez skonstruowanie skali skróconej DBZ-R, w której pozostawiliśmy tylko pytania kluczowe teoretycznie o relatywnie dobrych właściwościach psychometrycznych (DBZ-RS). Niemniej efekt wpływu metody na „prawdziwą” wielkość ładunków czynnikowych oraz relacji pomiędzy podskalami nadal pozostał znaczący. Należy jednak podkreślić, że w większości analiz dotyczących struktury skal pomiarowych w psychologii nie poddaje się kontroli systematycznej wariacji wynikającej z zastosowanej w skali metody pomiaru. Nie wiemy zatem, jaka część wariacji konstruktów mierzonych przez daną skalę jest tą „prawdziwą”, związaną z konstruktym, nie zaś wariacją będącą efektem zmieszania metody pomiaru i kluczowego teoretycznie konstruktów.

Należy jednak nadmienić, że wprowadzając do modelu pomiarowego dodatkowy (teoretycznie nieistotny) czynnik metody, zakładaliśmy, iż jest on związany z kierunkiem formułowania pytań. Możliwe jednak, że jest to czynnik o innym charakterze, łączący się np. ze stylem odpowiedzi lub innym konstruktym, niezwiązanym z metodą pomiaru. Testując w naszym badaniu model jednoczynnikowy przywiązania i wykazując jego relatywnie do wersji dwu-

czynnikowej słabe parametry, wskazaliśmy, że czynnik wspólny nie wydaje się związany z przywiązaniem.

Nasza propozycja skonstruowania skróconej wersji skali nie tylko może stanowić medium na słabe parametry części pytań. Zastosowanie 36 pytań skali w badaniu, w które włączone jest wiele skal, może być niekiedy problematyczne i lepszym rozwiązaniem może być wówczas zastosowanie wersji skróconej skali złożonej z 16 pytań (DBZ-RS). Skracając skalę DBZ-R, mieliśmy na uwadze treść pytań, w celu zachowania różnorodności wskaźników przywiązania obecnych w wersji pełnej skali, oraz ich parametry psychometryczne. Zaproponowana przez nas wersja skrócona skali DBZ-RS wykazuje dobre parametry pomiarowe oraz nieco niższą, aniżeli skala pełna DBZ-R, korelację pomiędzy wynikami unikania i niepokoju. Warto również podkreślić bardzo wysoką korelację podskali wersji skróconej i pełnej oraz stabilność pomiaru wartości średnich podskali Niepokój. Jak już wskazaliśmy wcześniej, podskala Unikania jest wrażliwa na zmianę wersji skali, co – naszym zdaniem – może być spowodowane zmianą w skali skróconej wielkości wariancji metody w porównaniu ze skalą pełną. To właśnie stosunek liczby pytań pozytywnie sformułowanych do pytań negatywnie sformułowanych uległ większej zmianie w podskali Unikania aniżeli Niepokój. Ponadto wykazaliśmy także, iż wersja skrócona skali zachowuje równoważność pomiaru (konstruktu, metryczną i skalarną) w grupach zróżnicowanych pod względem wieku, płci oraz uzależnienia od alkoholu lub jego braku. Oznacza to, że parametry skali pozostają niezmiennie w wymienionych grupach.

Pomimo wskazanych ograniczeń skali uważamy, że Zrewidowana Skala Doświadczeń w Bliskich Związkach (DBZ-RS), będąca skróconą wersją skali DBZ-R, jest dobrym narzędziem pomiaru przywiązania. Niemniej warto poddać ją dalszej analizie w zakresie efektu

metody pomiaru na wyniki badań, jej trafności czy stabilności wyników pomiaru w czasie.

### **Ograniczenia badań i wskazówki praktyczne**

Nasze badanie zostało przeprowadzone na próbie 781 osób, która nie może być traktowana jako reprezentatywna i stanowiąca punkt porównania (normy) dla innych badań. Ponadto w naszym badaniu zastosowaliśmy format pytań nie dotyczący związków partnerskich, a dotyczący bliskich związków w ogóle. Niemniej wyniki naszych badań są bardzo podobne do badań wcześniejszych, co wydaje się w zgodzie z sugestiami autorów skali wskazujących na możliwość przeformułowania pytań w zależności od celu badania. W końcu poważnym ograniczeniem naszego badania jest brak analiz dotyczących trafności konwergencyjnej czy predyktywnej skali oraz analizy stabilności wyników pomiaru w czasie. Niemniej, jak zaznaczyliśmy, nie było to celem niniejszego badania.

Pomimo ograniczeń naszego badania jego wyniki wydają się wносить wiele do wiedzy na temat pomiaru przywiązania oraz samej metody pomiaru. Opierając się na zaprezentowanych w niniejszym artykule wynikach, możemy sformułować kilka wskazówek dotyczących stosowania skali ECR-R w warunkach polskich. Po pierwsze, jeżeli będzie to możliwe, sugerujemy kontrolowanie wspólnej wariancji pytań wynikającej z niejednorodnej pod względem formatu samoopisowej metody pomiaru, np. poprzez wprowadzenie latentnego czynnika metody do modelu pomiarowego lub strukturalnego. Po drugie, zdecydowanie zalecamy oparcie decyzji dotyczących struktury skali DBZ-R na wynikach analizy czynnikowej w obszarze konkretnych danych. Niemniej z perspektywy naszych analiz zalecamy stosowanie skali skróconej DBZ-RS (numery pytań: Niepokój – 2, 4, 6, 8, 12, 15, 16, 18; oraz Unikanie – 20, 22, 24, 26, 28, 29, 30, 35), która cechuje się dobrymi parametrami pomiarowymi oraz podstawami teoretycznymi.

## BIBLIOGRAFIA

- Ainsworth M.D.S., Blehar M., Waters E., Wall S. (1978), *Patterns of Attachment: A Psychological Study of the Strange Situation*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Anatchkova M.D., Ware J.E., Bjorner J.B. (2011), Assessing the factor structure of a role functioning item bank. *Quality of Life Research*, 20, 745–758.
- Bowlby J. (1973), *Separation: Anxiety, and Anger. Attachment and Loss*, vol. 2. New York: Basic.
- Brennan K.A., Clark C.L., Shaver P. (1998), Self-report measurement of adult attachment: An integrative overview. W: J.A. Simpson, W.S. Rholes (eds.), *Attachment Theory and Close Relationships*, 46–76. New York: The Guilford Press.
- Browne M.W., Cudeck R. (1993), Alternative ways of assessing model fit. W: K.A. Bollen, J.S. Long (eds.), *Testing Structural Equation Models*, 136–162. Newbury Park, CA: Sage.
- Byrne M.B., van de Vijver F.J.R. (2010), Testing for measurement and structural equivalence in large-scale cross-cultural studies: Addressing the issue of nonequivalence. *International Journal of Testing*, 10, 107–132.
- Cheung G.W., Rensvold R.B. (2002), Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 13, 531–542.
- Esbjorn B.H., Breinholst S., Niclasen J., Skovgaard L.F., Lange K., Reinholdt-Dunne M.L. (2015), Identifying the best-fitting factor structure of the Experiences in Close Relationships-Revised in a Scandinavian example. *PLoS ONE*, 10(9), e0137218.
- Fairchild A.J., Finney S.J. (2006), Investigating validity evidence for the Experiences in Close Relationships-Revised questionnaire. *Educational and Psychological Measurement*, 66, 116–135.
- Fraley R.C. (2015), *Information on the Experiences in Close Relationships-Revised (ECR-R) Adult Attachment Questionnaire*. <http://internal.psychology.illinois.edu/~rcfraley/measures/ecrr.htm> (dostęp: 2.03.2015).
- Fraley R.C., Waller N.G., Brennan K.A. (2000), An item-response theory analysis of self-report measures of adult attachment. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78, 350–365.
- George C., Kaplan N., Main M. (1985), *The Adult Attachment Interview*. Unpublished manuscript, University of California at Berkeley. [http://www.psychology.sunysb.edu/attachment/measures/content/aa\\_i\\_interview.pdf](http://www.psychology.sunysb.edu/attachment/measures/content/aa_i_interview.pdf) (dostęp: 12.05.2013).
- Hazan C., Shaver P. (1987), Romantic love conceptualized as an attachment process. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52, 511–524.
- Hu L.-T., Bentler P.M. (1999), Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55.
- Johnson R.E., Rosen C.C., Djurdjevic E. (2011), Assessing the impact of common method variance on higher order multidimensional constructs. *Journal of Applied Psychology*, 96, 744–761.
- Kline R.B. (2005), *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*, 2<sup>nd</sup>. New York: The Guilford Press.
- Kooiman C.G., Klaassens E.R., van Heloma Lugt J.Q., Kamperman A.M. (2013), Psychometrics and validity of the Dutch Experiences in Close Relationships-Revised (ECR-r) in an outpatient mental health sample. *Journal of Personality Assessment*, 95, 217–224.
- Lindwall M., Barkoukis V., Crano C., Lucidi F., Raudsepp L., Liukkonen J., Thøgersen-Ntoumani C. (2012), Method effects: The problem with negatively versus positively keyed items. *Journal of Personality Assessment*, 94, 196–204.
- Lubiewska K., Głogowska K., Mickiewicz K., Wojtynkiewicz E., Wiśniewski C., Izdebski P. (w druku), Ekwiwalencja pomiarowa skali *Experience in Close Relationships-Revised* w grupach zróżnicowanych pod względem wieku oraz płci badanych.
- Marsh H.W., Scalas L.F., Nagengast B. (2010), Longitudinal tests of competing factor structures for the Rosenberg Self-Esteem Scale: Traits, ephemeral artifacts, and stable response styles. *Psychological Assessment*, 22, 366–381.
- Mikulincer M., Shaver P.R. (2007), *Attachment in Adulthood: Structure, Dynamics, and Change*. New York, NY: Guilford Press.
- Noftle E.E., Shaver P.R. (2006), Attachment dimensions and the big five personality traits: Associations and comparative ability to predict relationship quality. *Journal of Research in Personality*, 40, 179–208.

- R Core Team (2014), *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. <http://cran.r-project.org> (dostęp: 10.05.2015).
- Ravitz P., Maunder R., Hunter J., Sthankiya B., Lancee W. (2010), Adult attachment measures: A 25-year review. *Journal of Psychometric Research*, 69, 419–432.
- Revelle W. (2011), Package ‘psych’. <http://www.personality-project.org/r> (dostęp: 15.05.2015).
- Rossee Y. (2012), lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48, 1–36. <http://www.jstatsoft.org/v48/i02/> (dostęp: 05.05.2015).
- Rotaru T.-S., Rusu A. (2013), Psychometric properties of the Romanian version of the Experiences in Close Relationships-Revised questionnaire (ECR-R). *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 78, 51–55.
- Satorra A., Bentler P.M. (1994), Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. W: A. von Eye, C.C. Clogg (eds.), *Latent Variables Analysis: Applications to Developmental Research*, 399–419. Thousand Oaks: Sage.
- Sibley C.G., Fischer R., Liu J.H. (2005), Reliability and validity of the revised Experiences in Close Relationships (ECR-R) self-report measure of adult romantic attachment. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 31, 1524–1536.
- Shaver P.R., Mikulincer M. (2007), Podejście behawiorystyczne do miłości romantycznej. Systemy: Przywiązania, opieki i seksualny. W: R.J. Sternberg, K. Weis (red.), *Nowa psychologia miłości*, 30–59. Taszów: Biblioteka Moderatora.
- Shrout P.E., Bolger N. (2002), Mediation in experimental and nonexperimental studies: New procedures and recommendations. *Psychological Methods*, 7, 422–445.
- Tsagarakis M., Kafetsios K., Stalikas, A. (2007), *European Journal of Psychological Assessment*, 23, 47–55.
- van IJzendoorn M.H., Sagi-Schwartz A. (2008), Cross-cultural patterns of attachment. Universal and contextual dimensions. W: J. Cassidy, P.R. Shaver (eds.), *Handbook of Attachment. Theory, Research, and Clinical Applications*, 880–905. New York, NY: The Guilford Press.
- Wongpakaran T., Wongpakaran N., Wannarit K. (2011), Validity and reliability of Thai version of the Experiences in Close Relationships-Revised questionnaire. *Singapore Medicine Journal*, 52, 100–106.
- Wei M., Russell D.W., Mallinckrodt B., Vogel D.L. (2007), The Experience in Close Relationship Scale (ECR)-Short Form: Reliability, validity, and factor structure. *Journal of Personality Assessment*, 88, 187–204.
- Widaman K.F., Little T.D., Preacher K.J., Sawalani G.M. (2011), On creating and using short forms of scales in secondary research. W: K.H. Trzesniewski, M.B. Donnellan, R.E. Lucas (eds.), *Secondary Data Analysis: An Introduction for Psychologists*, 39–61. Washington, DC: American Psychological Association.

## ZALĄCZNIK

### Zrewidowana Skala Doświadczeń w Bliskich Związkach (DBZ-R)

Instrukcja: *Poniższe twierdzenia dotyczą tego, jak czuje się Pan(i) w bliskich związkach, w których Pan(i) był(a) bądź jest aktualnie. Interesuje nas przede wszystkim to, jak, ogólnie rzecz biorąc, doświadcza Pan(i) bliskich związków z innymi ludźmi w swoim życiu, a nie tylko to, co się aktualnie w nich dzieje. Twierdzenia, które Pan(i) przeczyta poniżej, dotyczą osoby lub osób bliskich, ważnych dla Pana/-i kiedyś lub teraz. Czytając je, proszę myśleć o Pana/-i relacjach z wszystkimi bliskimi osobami w Pana/-i życiu lub o konkretnej ważnej dla Pana/-i osobie (np. mężu, partnerce, matce).*

*Proszę ustosunkować się do każdego z poniższych stwierdzeń poprzez otoczenie kółkiem odpowiedniej cyfry określającej stopień, w jakim Pan(i) **zgadza się** lub **się nie zgadza** z danym stwierdzeniem:*

1	2	3	4	5	6	7
Zdecydowanie się nie zgadzam	Nie zgadzam się	Raczej się nie zgadzam	Nie mam zdania	Raczej się zgadzam	Zgadzam się	Zdecydowanie się zgadzam

1. Boję się, że stracę miłość bliskiej mi osoby.
2. Często martwię się, że bliska dla mnie osoba nie będzie chciała ze mną być.
3. Często martwię się, że bliska mi osoba tak naprawdę mnie nie kocha.
4. Martwię się tym, że bliskie dla mnie osoby nie troszczą się o mnie tak bardzo, jak ja troszczę się o nie.
5. Często chciałbym/chciałabym, żeby uczucia bliskiej mi osoby wobec mnie były tak silne, jak moje uczucia wobec niej.
6. Bardzo martwię się o swoje bliskie związki.
7. Gdy przez dłuższy czas nie widzę bliskiej mi osoby, martwię się, że mogła zainteresować się kimś innym.
8. Kiedy okazuję swoje uczucia bliskim osobom, boję się, że one nie będą czuły tego samego wobec mnie.
9. Rzadko martwię się o to, że bliska mi osoba mogłaby mnie zostawić.
10. Bliskie mi osoby sprawiają, że zaczynam w sobie wątpić.
11. Rzadko martwię się o to, że zostanę porzucony/-a.
12. Zauważam, że bliskie mi osoby nie chcą zbliżyć się do mnie tak bardzo, jak bym tego chciał(a).
13. Czasami bliskie mi osoby zmieniają swoje uczucia wobec mnie bez wyraźnego powodu.
14. Moje pragnienie bycia blisko czasami odstrasza innych.
15. Obawiam się, że kiedy ważna dla mnie osoba już mnie pozna, nie spodoba jej się to, kim naprawdę jestem.
16. Denerwuje mnie to, że nie dostaje takiego uczucia i wsparcia od bliskich mi osób, jakiego potrzebuję.
17. Martwię się, że nie sprostim oczekiwaniom innych ludzi.
18. Bliskie mi osoby wydają się zauważać mnie tylko wtedy, kiedy jestem zły/-a.
19. Wolę nie pokazywać bliskiej mi osobie, jak naprawdę się czuję.
20. Dzieląc się swoimi prywatnymi myślami i uczuciami z bliską mi osobą, czuję się dobrze.
21. Trudno mi pozwolić sobie na to, by być całkowicie zależnym/-ą od bliskich mi osób.
22. Dobrze się czuję, będąc blisko z ważnymi dla mnie osobami.
23. Nie czuję się dobrze, kiedy otwieram się przed bliskimi mi osobami.
24. Wolę nie być zbyt blisko z ważnymi dla mnie osobami.
25. Zaczynam czuć się źle, kiedy ważna dla mnie osoba chce być bardzo blisko.
26. Zauważam, że względnie łatwo jest mi zbliżyć się do bliskiej dla mnie osoby.
27. Nie jest mi trudno zbliżyć się do ważnej dla mnie osoby.
28. Zazwyczaj rozmawiam o moich problemach i troskach z bliską mi osobą.
29. Pomaga mi, kiedy w potrzebie zwrócę się do bliskiej mi osoby.
30. Bliskiej mi osobie mówię o wszystkim.
31. Wszystkie sprawy omawiam z bliską mi osobą.
32. Denerwuję się, kiedy ważne dla mnie osoby za bardzo się do mnie zbliżają.
33. Czuję się dobrze, zależąc od bliskich mi osób.
34. Łatwo jest zależeć od bliskich mi osób.
35. Łatwo jest okazywać czułość bliskiej mi osobie.
36. Ważna dla mnie osoba naprawdę rozumie mnie i moje potrzeby.

Niepokój: pytania 1–18; Unikanie: pytania 19–36. Pytania rekodowane: 9, 11, 20, 22, 26–31, 33–36.