

**Walidacja Krótkiego kwestionariusza
unikania doświadczenia (BEAQ)
w reprezentatywnej grupie Polaków i Polek**

**Validation of the Brief Experiential Avoidance Questionnaire
(BEAQ) in a representative Polish sample**

Jan Wardęszkiewicz, Paweł Holas

Wydział Psychologii, Uniwersytet Warszawski

Summary

Aim. The study aimed to validate the Brief Experiential Avoidance Questionnaire (BEAQ) in Polish and establish its psychometric properties.

Material and methods. A representative sample of the Polish population ($N = 1,216$) in terms of gender, age, education, and place of residence participated in the online study. The adaptation was conducted with back translation to preserve fidelity to the original version. Apart from BEAQ, participants filled in questionnaires measuring the levels of depression, cognitive fusion, mindfulness and psychological flexibility.

Results. Confirmatory factor analysis showed that the unidimensional model insufficiently fit the data, similarly to other reports on BEAQ validations. Exploratory factor analysis using oblimin rotation extracted two factors labeled “cognitive-emotional avoidance” and “behavioral avoidance” with internal consistency (α) of 0.78 and 0.74, respectively, and stability over time of $r = 0.79$ and 0.75 in a 21-day test-retest measurement. The subscales demonstrated satisfactory convergent and discriminant validity.

Conclusions. The Polish BEAQ validation demonstrates it is a tool that can be successfully used in research and clinical practice as it provides a reliable measure of experiential avoidance and is convenient thanks to its limited duration.

Słowa kluczowe: BEAQ, unikanie doświadczenia, polska walidacja

Key words: BEAQ, experiential avoidance, Polish validation

Wstęp

Unikanie bólu jest powszechnym zjawiskiem leżącym u podstaw zachowań wszystkich zwierząt będących istotami czującymi [1]. Chociaż ból często postrzegany

jest jako fizyczne doświadczenie, jest on również charakterystyczny dla doświadczeń psychicznych nacechowanych określonymi procesami poznawczymi i afektywnymi [2]. O ile unikanie zewnętrznego źródła bólu jest ewolucyjnym mechanizmem samozachowawczym [3], o tyle sztywna tendencja do ograniczania trudnych doświadczeń wewnętrznych ma inne funkcje i konsekwencje [4].

Unikanie doświadczenia (*Experiential Avoidance* – EA) jest definiowane jako postawa wobec doświadczenia, które jest postrzegane jako niepożądane (np. emocje, myśli, wspomnienia) i obejmuje próby kontroli lub ucieczki od niego [5]. Krótkoterminową funkcją EA jest zmniejszenie poziomu dystresu emocjonalnego i napięcia, jednak w dłuższej perspektywie EA ma często odwrotne skutki i pogłębia problem [6, 7]. Częste stosowanie EA może obniżyć pozytywny afekt, zadowolenie z życia i poczucie jego sensu oraz ograniczyć liczbę cennych doświadczeń w życiu codziennym [8]. Co więcej, badanie podłużne wykazało, że EA może przewidywać poziomy stresu, dystymii, depresji i uogólnionego zaburzenia lękowego [9].

Chociaż istnieją dowody na negatywny wpływ EA na dobrostan, służące do jego badania narzędzia pomiarowe są krytykowane za brak klarowności i słabą trafność zbieżną i różnicową [10, 11]. Stosowanie niejasno opisanych narzędzi do badania związków między ważnymi zjawiskami stawia pod znakiem zapytania charakter i wiarygodność uzyskanych wyników [12]. Potrzeba zatem więcej badań nad oceną konstruktów teoretycznych i właściwościami miar psychometrycznych.

Wśród dostępnych powszechnie narzędzi do oceny EA można wymienić: *Kwestionariusz akceptacji i działania* (*Acceptance and Action Questionnaire* – AAQ-II) [13], *Wielowymiarowy kwestionariusz unikania doświadczenia* (*Multidimensional Experiential Avoidance Questionnaire* – MEAQ) [14] oraz *Krótki kwestionariusz unikania doświadczenia* (*Brief Experiential Avoidance Questionnaire* – BEAQ) [15], który jest skróconą formą MEAQ, zredukowaną do jednego wymiaru. Mimo że AAQ-II jest prawdopodobnie jednym z najczęściej stosowanych narzędzi do pomiaru EA w badaniach, jego trafność jest wątpliwa [16]. Niedawno wykazano, że AAQ-II jest nadmiernie nasycony pozycjami dotyczącymi neurotyczności i negatywnego afektu w porównaniu z MEAQ, co skutkowało suboptymalnym poziomem trafności zbieżnej i różnicowej [12]. Wyniki te są zgodne z badaniem przeprowadzonym przez innych badaczy, którzy ujawnili, że AAQ-II koreluje silniej z dystresem psychologicznym niż z akceptacją/nieakceptacją, czyli elementami ram teoretycznych EA [11]. Ponadto porównując trafność zbieżną AAQ-II i BEAQ, można stwierdzić, że ten pierwszy koreluje silniej ze Skalą Depresji, Lęku i Stresu [17] niż z BEAQ [18].

Ponieważ potrzeba więcej badań, aby zredefiniować rozumienie AAQ-II i jego zastosowanie [16], zaleca się zamiast niego używać BEAQ do pomiaru EA [12, 15, 16, 18]. BEAQ składa się z 15 pozycji, które zostały wyodrębnione z MEAQ na podstawie ich ładunków na jednym wspólnym czynniku za pomocą eksploracyjnej analizy czynnikowej [15]. BEAQ prezentuje podobne właściwości psychometryczne do MEAQ i korelacje od umiarkowanych do wysokich z podskalami MEAQ (średnia $r = 0,62$) [15]. Chociaż BEAQ początkowo wykazywał jednoczynnikowy charakter, dwa ostatnie badania tego nie potwierdziły. Autorzy pierwszej pracy wyodrębnili dwa czynniki, nazwane „unikaniem poznawczym” i „unikaniem behawioralnym”

[19]. Badacze z innego zespołu wykazali, że do zebranych danych najlepiej pasuje struktura bifaktorowa, składająca się z jednego czynnika ogólnego i pięciu czynników specyficznych [20]. Potrzebne są zatem dalsze badania w celu zbadania struktury czynnikowej BEAQ i rozwiązania istniejących niejasności.

Walidacje językowe dla tego narzędzia zostały opublikowane w języku hiszpańskim [21], niemieckim [19] i chińskim [20]. Niemniej jednak nadal brakuje polskiej walidacji tej skali. Dlatego niniejsze badanie ma na celu przetłumaczenie BEAQ na język polski i ocenę jego właściwości psychometrycznych wraz z analizą związków z innymi narzędziami z zakresu psychologii klinicznej.

Material i metody

Uczestnicy i procedury

W badaniu 1. wzięły udział 1322 osoby dorosłe stanowiące reprezentatywną próbę populacji polskiej pod względem płci, wieku i miejsca zamieszkania. Pomiaru zostały przeprowadzone drogą internetową przez profesjonalną firmę dysponującą ogólnopolskim panelem badawczym, która posiada aktualny i ważny certyfikat Programu Kontroli Jakości Pracy Ankieterów (PKJPA) potwierdzający wysoką jakość usług ankietowych. Z całej próby wykluczono 106 uczestników na podstawie dwóch kryteriów: krótkiego czasu odpowiedzi (brak wiarygodności) i sprzecznych odpowiedzi w odwróconych pozycjach. Analizie poddano odpowiedzi 1216 osób w wieku 18–87 lat ($M = 45,72$; $SD = 15,81$), w tym 662 kobiet (54,4%) w wieku 18–87 lat ($M = 46$; $SD = 16,1$) i 553 mężczyzn (45,5%) w wieku 18–85 lat ($M = 45,4$; $SD = 15,7$).

W badaniu 2. inna kohorta składająca się z 36 studentów III roku psychologii w wieku 21–30 lat ($M = 22,57$; $SD = 1,86$) została poproszona o udział w drugiej fazie badania w celu oceny stabilności BEAQ w czasie. Wypełnili oni BEAQ dwukrotnie, aby zakończyć 21-dniową procedurę test-retest. Charakterystyka demograficzna obu prób została przedstawiona w tabeli 1.

Od wszystkich uczestników uzyskano świadomą zgodę na udział w badaniu oraz otrzymano aprobatę komisji etycznej.

Tabela 1. Charakterystyka demograficzna badanych prób

Charakterystyka próby	Badanie 1.		Badanie 2.	
	n	%	n	%
Płeć				
Mężczyzna	553	45,4	6	16,6
Kobieta	662	54,4	30	83,3
Wykształcenie				
Podstawowe	18	1,5	0	0
Średnie	514	42,27	0	0
Policealne	119	9,78	35	97,2

dalszy ciąg tabeli na następnej stronie

Wyższe	565	46,4	1	2,7
Miejsce zamieszkania				
Miasto	757	62,3	36	100
Wieś	459	37,7	0	0

Narzędzia

BEAQ

BEAQ to kwestionariusz składający się z 15 itemów, stworzony do pomiaru EA [15], w którym uczestnicy odpowiadają na stwierdzenia za pomocą 6-punktowej skali Likerta (1 – „zdecydowanie się nie zgadzam”, 6 – „zdecydowanie się zgadzam”). Wewnętrzna spójność skali w naszym badaniu została oceniona za pomocą alfy Cronbacha i wyniosła 0,83.

AAQ-II

AAQ-II to 7-itemowe narzędzie opracowane do pomiaru EA i elastyczności psychologicznej [13]. Uczestnicy udzielają odpowiedzi na 7-punktowej skali Likerta, która mieści się w przedziale od [dane stwierdzenie] „nigdy nie jest prawdziwe” do [dane stwierdzenie] „zawsze jest prawdziwe”. W niniejszym badaniu skala wykazała wysoką wewnętrzną spójność z wartością alfa Cronbacha wynoszącą 0,94.

Kwestionariusz zdrowia pacjenta (PHQ-9)

Kwestionariusz zdrowia pacjenta (PHQ-9) to krótkie, samoopisowe narzędzie do badań przesiewowych i oceny nasilenia depresji zgodnie z kryteriami DSM-IV [22]. Respondenci oceniają stwierdzenia na 4-punktowej skali, uzyskując wynik od 0 do 27. Zgodnie z polskimi normami wynik ≥ 12 wskazuje na poważne objawy kliniczne [23]. Wykorzystaliśmy polskie tłumaczenie PHQ-9 opracowane przez Instytut Badawczy MAPI (www.phqscreeners.com). Alfa Cronbacha dla tej skali wynosiła w naszym badaniu 0,93.

Kwestionariusz fuzji poznawczej (CFQ)

Kwestionariusz fuzji poznawczej (CFQ) to 7-itemowe uniwersalne narzędzie mierzące fuzję poznawczą, stworzone jako alternatywa dla kwestionariuszy osadzonych w zawężonych kontekstach, takich jak zaburzenia lękowe lub młodzież [24]. Alfa Cronbacha określająca rzetelność polskiej wersji wyniosła w naszym badaniu 0,96.

Skala uważności (MAAS-SF)

Skala uważności (MAAS-SF) to 5-itemowe narzędzie stworzone do mierzenia uważności jako cechy [25]. W niniejszym badaniu alfa Cronbacha dla tej skali wyniosła 0,88.

Adaptacja kwestionariusza BEAQ

Uzyskano pozwolenie na przeprowadzenie badania walidacyjnego od autorów oryginalnego narzędzia [15]. Tłumaczenie zostało wykonane niezależnie przez jednego z autorów, dwóch polskich psychologów klinicznych oraz psychiatrę pracujących z pacjentami w języku angielskim. Każda wersja była omawiana pod kątem trafności tłumaczenia i adaptacji kulturowej do momentu osiągnięcia ostatecznego porozumienia i zatwierdzenia przez zespół. Tłumaczenie zwrotne zostało wykonane przez dwujęzycznego mieszkańca Wielkiej Brytanii.

Analiza statystyczna

W celu oceny pierwotnej struktury czynnikowej BEAQ przeprowadzono konfirmacyjną analizę czynnikową (CFA) z użyciem programu IBM AMOS Statistics 24.0. Jako metodę estymacji wykorzystano metodę największej wiarygodności (*maximum likelihood*). Za model dobrze dopasowany do danych uznano model, który spełniał następujące kryteria dla indeksów dopasowania [26]: standaryzowany pierwiastek średniokwadratowy reszt (SRMR) $\leq 0,08$; błąd średniokwadratowy aproksymacji (RMSEA) $\leq 0,08$; wskaźnik dopasowania porównawczego CFI (*Comparative Fit Index*) $\geq 0,95$, $\chi^2/df < 3$.

Biorąc pod uwagę, że model jednoczynnikowy był nie dość dobrze dopasowany do danych, przeprowadzono eksploracyjną analizę czynnikową (EFA) z wykorzystaniem analizy składowych głównych z rotacją *r*. Do oceny stosowności przeprowadzenia analizy czynnikowej wykorzystano test sferyczności Bartletta oraz statystykę Kaisera-Meyera-Olkina (KMO). Dane uznano za odpowiednie do analizy czynnikowej, jeśli wynik testu Bartletta był statystycznie istotny, a statystyka KMO wynosiła $\geq 0,80$. Przy określeniu liczby czynników kierowano się następującymi kryteriami: (1) wartości własne ≥ 1 ; (2) wykres osypiska, (3) test MAP Velicera. W analizach zachowano te pozycje testowe, które miały wartość ładunkową $\geq 0,30$ [27].

Spójność wewnętrzną skali określono na podstawie wartości współczynnika zgodności wewnętrznej alfa Cronbacha. Moc dyskryminacyjną pozycji testowych określono za pomocą korelacji pozycja-skala.

Efekty sufitowe i podłogowe dla BEAQ zbadano na podstawie odsetka uczestników, którzy uzyskali najwyższe lub najniższe wyniki. Jeśli proporcje te były większe niż 30%, efekt sufitowy lub podłogowy występował [28].

Trafność zbieżną określono na podstawie korelacji między wynikami BEAQ a wynikami AAQ-II, PHQ, CFQ oraz MAAS. Siła korelacji została sklasyfikowana jako słaba ($< 0,30$), umiarkowana ($0,30-0,70$) lub silna ($> 0,70$) [29]. Wszystkie analizy

statystyczne, z wyjątkiem CFA, zostały wykonane z użyciem programu IBM SPSS Statistics 25.0. Wartość $p < 0,05$ była uznawana za statystycznie istotną dla wszystkich testów statystycznych.

Na koniec analizie konfirmacyjnej poddano model bifaktorowy pochodzący z innych prac walidacyjnych [19, 20]. Jako miarę rzetelności przyjęto Omegę Hierarchiczną (ω_H). Dodatkowo obliczono wspólną wyjaśnioną wariancję (ECV) i odsetek nieskażonych korelacji (PUC) jako miary oceny jednowymiarowości analizowanej skali [30].

Wyniki

Struktura czynnikowa

CFA nie potwierdził jednoczynnikowej struktury skali BEAQ, gdyż analizowany model był niewystarczający pod względem dopasowania danych ($\chi^2/df = 19,28$; CFI = 0,681; TLI = 0,628, $\chi^2 = 1734,88$; $df = 90$; $p < 0,001$; RMSEA = 0,123; 95% CI: (0,118–0,128); SRMR = 0,091). Mając to na względzie, zastosowano metodę EFA.

Test sferyczności Bartletta był istotny statystycznie ($\chi^2 = 5243,01$; $df = 105$; $p < 0,001$), a wskaźnik KMO wyniósł 0,851, co potwierdza zasadność analizy. Na podstawie kryterium wartości własnej ≥ 1 w analizie zidentyfikowano 4 czynniki, które łącznie odpowiadają za 58,49% wariancji. Test MAP Velicera zidentyfikował 2 czynniki, podobnie jak wykres piargowy. Dlatego też do dalszych analiz przyjęto rozwiązanie dwuczynnikowe. Oba czynniki odpowiadały sumarycznie za 43,89% wariancji. Czynniki 1. był związany z unikaniem poznawczo-emocjonalnym i obejmował 8 pozycji testowych, podczas gdy czynnik 2. był związany z unikaniem behawioralnym i obejmował 7 pozycji. Wartości obciążeń czynnika mieściły się w przedziale od 0,44 do 0,79. Pozycja 6. była negatywnie powiązana ze swoją podskalą i z tego powodu wymagała dalszych analiz. Wyniki analiz zaprezentowano w tabeli 2.

Tabela 2. Wartości ładunków czynnikowych wymiarów BEAQ oraz statystyki opisowe pozycji

Nr pozycji	Treść	M	SD	Czynnik	
				1	2
BEAQ_r1	W życiu chodzi o to, żeby nie cierpieć.	4,59	1,26	0,136	-0,515
BEAQ_r2	Jeśli znajduję się w niekomfortowej sytuacji, staram się z niej jak najszybciej wycofać.	4,69	1,06	0,096	-0,695
BEAQ_r3	Kiedy wracają do mnie nieprzyjemne wspomnienia, staram się je wyrzucić ze swojej głowy.	4,55	1,16	0,050	-0,707
BEAQ_r4	Czuję się odłączona/odłączony od swoich emocji.	2,82	1,36	0,655	0,248
BEAQ_r5	Nie zrobię niczego, dopóki nie będzie to absolutnie konieczne.	3,48	1,33	0,580	-0,064
BEAQ_r6(R)	Strach/lęk nie zatrzyma mnie przed zrobieniem czegoś ważnego.	2,86	1,27	-0,116	0,443
BEAQ_r7	Dałabym/dałbym wiele, żeby nie czuć się źle.	4,44	1,29	0,478	-0,344

dalszy ciąg tabeli na następnej stronie

BEAQ_r8	Rzadko robię rzeczy, które mogłyby mnie przygnębić.	4,21	1,23	-0,198	-0,697
BEAQ_r9	Trudno mi określić, co czuję.	3,01	1,38	0,793	0,390
BEAQ_r10	Odkładam nieprzyjemne zadania tak długo, jak to jest możliwe.	3,71	1,35	0,600	0,013
BEAQ_r11	Ze wszystkich sił staram się unikać niekomfortowych sytuacji.	4,29	1,19	0,461	-0,471
BEAQ_r12	Jednym z moich celów jest uwolnić się od bolesnych emocji.	3,92	1,34	0,624	-0,300
BEAQ_r13	Wkładam dużo wysiłku, aby trzymać nieprzyjemne uczucia z dala od siebie.	3,94	1,30	0,602	-0,318
BEAQ_r14	Jeśli mam wątpliwości dotyczące zrobienia czegoś, po prostu tego nie zrobię.	4,14	1,15	0,271	-0,481
BEAQ_r15	Ból zawsze prowadzi do cierpienia.	4,19	1,32	0,467	-0,309
% wariacji				30,54	13,35

M = średnia; SD = odchylenie standardowe; (R) = odwrócone kodowanie

Rzetelność oraz stabilność w czasie

Analiza EFA wyodrębniła dwa czynniki i wskazała na niejednoznaczność pozycji 6. Obserwacje te zostały potwierdzone obliczeniami rzetelności po wyłączeniu poszczególnych pozycji (tab. 3). Wcześniejsze badania walidacyjne skali [19–21] również wskazały na problemy z 6. pozycją, sugerując wyłączenie jej z dalszych analiz. Dlatego proponujemy 14-itemową wersję BEAQ z dwoma czynnikami: „unikaniem poznawczo-emocjonalnym” i „unikaniem behawioralnym”.

Tabela 3. Rzetelność skali po wykluczeniu pozycji testowej wraz z analizą korelacji pozycja–skala

Czynnik 1.			Czynnik 2.		
Pozycja	Korelacja pozycja–skala	Alfa Cronbacha po usunięciu pozycji	Pozycja	Korelacja pozycja–skala	Alfa Cronbacha po usunięciu pozycji
BEAQ_r4	0,41	0,77	BEAQ_r1	0,39	0,53
BEAQ_r5	0,45	0,77	BEAQ_r2	0,58	0,48
BEAQ_r7	0,48	0,76	BEAQ_r3	0,55	0,49
BEAQ_r9	0,49	0,76	BEAQ_r6R	0,27	0,74
BEAQ_r10	0,42	0,77	BEAQ_r8	0,46	0,55
BEAQ_r12	0,61	0,74	BEAQ_r11	0,45	0,50
BEAQ_r13	0,59	0,74	BEAQ_r14	0,45	0,53
BEAQ_r15	0,45	0,77			

W tabeli 4 zaprezentowano statystyki opisowe dla obu czynników BEAQ oraz wyniku ogólnego. Rzetelność obu skal była na satysfakcjonującym poziomie ($> 0,70$). Wykluczenie pozycji testowej nie zwiększało poziomu rzetelności dla czynnika 1., natomiast dla czynnika 2. wykluczenie pozycji 6. zwiększało rzetelność o 0,12 (z 0,62 na 0,74). Moc dyskryminacyjna pozycji testowych przyjmowała wartości od 0,34 do 0,61 (tab. 4). Odsetek osób badanych uzyskujących wyniki skrajne był niewielki (poniżej 1,5%), co wskazuje na brak występowania efektu sufitowego i efektu podłogowego. Analiza badania z 21-dniowym pomiarem odroczonym wykazała, że pomiar jest stosunkowo stabilny w czasie – dla unikania poznawczo-emocjonalnego współczynnik r Pearsona wyniósł 0,79 ($p < 0,001$), a dla unikania behawioralnego 0,75 ($p < 0,001$).

Tabela 4. Statystyki opisowe i wiarygodność wymiarów BEAQ

	Unikanie poznawczo-emocjonalne	Unikanie behawioralne	Wynik ogólny
Zakres możliwych wyników	8–48	6–36	14–84
Zakres wyników	8–48	6–36	20–84
M	29,51	26,46	55,98
SD	6,73	4,68	9,85
Me	30,0	27,0	56,0
IQR	9,0	6,0	12,0
Najniższy wynik	1 (0,1%)	1 (0,1%)	0 (%)
Najwyższy wynik	6 (0,5%)	20 (1,6%)	5 (0,4%)
Współczynnik rzetelności (alfa Cronbacha)	0,784	0,740	0,827

M = średnia; SD = odchylenie standardowe; Me = mediana; IQR = rozstęp ćwiartkowy

Trafność zbieżna i różnicowa

W tabeli 5 przedstawiono wyniki korelacji między czynnikami BEAQ a depresją (PHQ-9), elastycznością psychiczną (AAQ-II), fuzją poznawczą (CFQ-7) i uważnością (MAAS-SF). Pomimo umiarkowanej dodatniej korelacji czynników ich związki z innymi zmiennymi są odmienne. Unikanie poznawczo-emocjonalne koreluje dodatnio i umiarkowanie z depresją, elastycznością psychiczną i fuzją poznawczą, a ujemnie i słabo z uważnością. W wypadku unikania behawioralnego obserwuje się ujemną i słabą korelację ze wszystkimi pomiarami z wyjątkiem uważności, z którą korelowało ono dodatnio i słabo. Należy jednak zauważyć, że te współczynniki korelacji miały wartość poniżej 0,20, więc można je uznać za nieistotne statystycznie. Wystąpił silny związek między elastycznością psychiczną a depresją. Mając na uwadze kwestię nadmiernego nasycenia AAQ-II negatywnym afektem [11], można stwierdzić, że wyniki trafności przemawiają na korzyść BEAQ.

Tabela 5. Korelacje między wymiarami BEAQ i innymi skalami (N = 1216)

	CEA (BEAQ)	BA (BEAQ)	BEAQ wynik ogólny	Depresja (PHQ-9)	Elastyczność psychologiczna (AAQ-II)	Fuzja poznawcza (CFQ-7)	Uważność (MAAS-SF)
CEA (BEAQ)	1	0,48**	0,91**	0,38**	0,44**	0,40**	-0,22**
BA (BEAQ)	0,48**	1	0,80**	-0,11**	-0,11**	-0,11**	0,17**
BEAQ wynik ogólny	0,91**	0,80**	1	0,32**	0,35**	0,22**	-0,07**
Depresja (PHQ-9)	0,38**	-0,11**	0,32**	1	0,69**	0,68**	-0,36**
Elastyczność psychologiczna (AAQ-II)	0,44**	-0,11**	0,35**	0,69**	1	0,75**	-0,42**
Fuzja poznawcza (CFQ-7)	0,40**	-0,11**	0,22**	0,68**	0,75**	1	-0,38**
Uważność (MAAS-SF)	-0,22**	0,17**	-0,07*	-0,36**	-0,42**	-0,38**	1

** $p < 0,001$

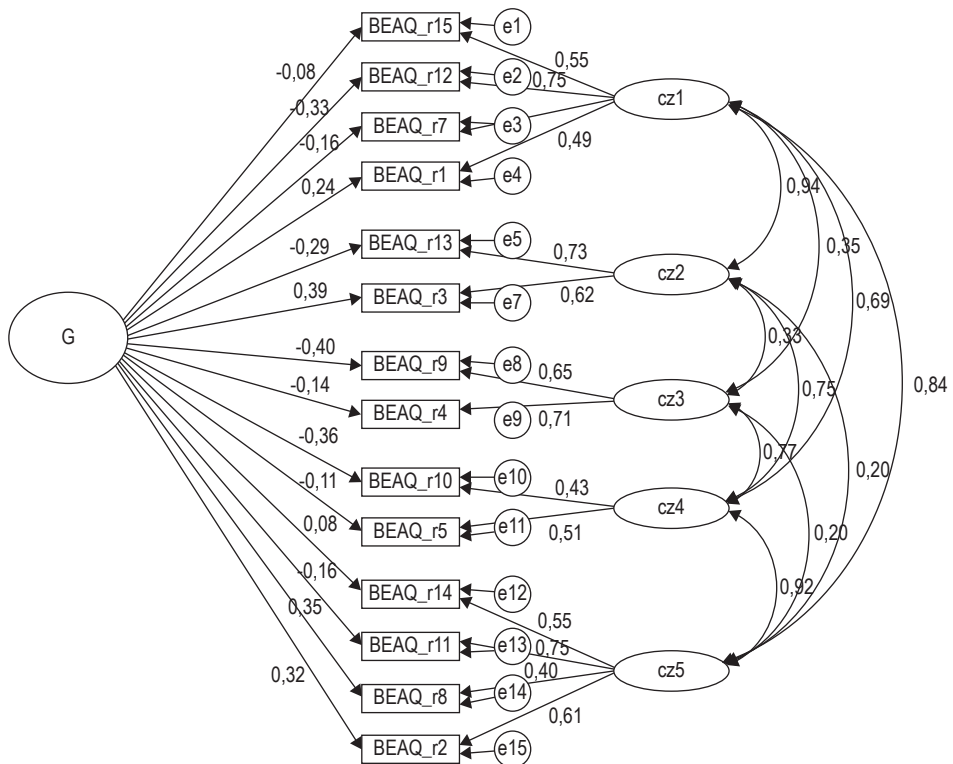
BA – unikanie behawioralne; CEA – unikanie poznawczo-emocjonalne

Porównanie z innymi modelami

Na wykresie 1. zaprezentowano pochodzący z niemieckiej walidacji [20] model bifaktorowy dla jednego czynnika ogólnego i 5 czynników specyficznych. W modelu bifaktorowym ω_H wyniosła 0,018, co wskazuje na niski poziom rzetelności. Dla poszczególnych czynników wartości rzetelności oraz ECV zamieszczono w tabeli 6. ECV dla modelu wyniosła 0,164, a dla czynników $> 0,70$, co wskazuje, że wspólna wariancja była wyższa dla czynników specyficznych niż dla czynnika ogólnego. Wartość PCU wyniosła 0,83. Można zatem przyjąć, że BEAQ w modelu 5-czynnikowym jest modelem wielowymiarowym – rozwiązanie to jest lepsze niż rozwiązanie 1-czynnikowe.

Tabela 6. Omega oraz ECV dla modelu pochodzącego z niemieckiej walidacji [20]

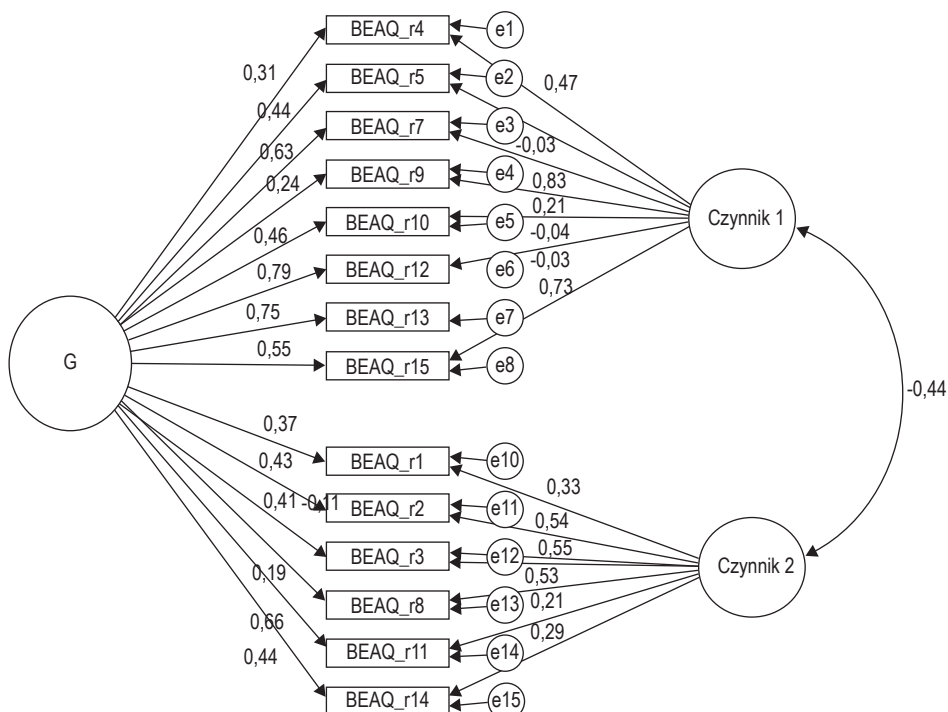
	ECV	Omega/OmegaS	OmegaH/OmegaHS
Czynnik ogólny	0,164	–	0,018
Czynnik specyficzny 1	0,882	0,719	0,706
Czynnik specyficzny 2	0,795	0,684	0,680
Czynnik specyficzny 3	0,838	0,706	0,609
Czynnik specyficzny 4	0,758	0,439	0,351
Czynnik specyficzny 5	0,845	0,708	0,665



Wykres 1. Ładunki czynnikowe modelu bifactorowego pochodzącego z niemieckiej walidacji [20]

Dodatkowo confirmacyjną analizą czynnikową przetestowano model bifactorowy z udziałem jednego czynnika ogólnego oraz dwóch specyficznych (wykres 2). Analiza wykazała, że dla czynnika ogólnego wszystkie wartości ładunków czynnikowych były statystycznie istotne ($p < 0,001$). Dla czynnika pierwszego w modelu bifactorowym wartości ładunków czynnikowych przestały być istotne dla pozycji 7., 12., 13. i 15., a dla pozycji 5. i 10. były niższe niż dla czynnika ogólnego. Dla czynnika 2. wartości ładunków czynnikowych pozostały istotne, przy czym dla 3. pozycji przyjmowały wyższe wartości niż dla czynnika ogólnego (pozycje 2., 3., 8.), a dla pozostałych niższe niż dla czynnika ogólnego (pozycje 1., 11., 14.).

Model ten nie był wystarczająco dobrze dopasowany do danych ($\chi^2/df = 9,34$; CFI = 0,897; TLI = 0,848; RMSEA = 0,083; 95% CI: (0,077–0,089); SRMR = 0,047), niemniej wskazuje on na możliwość utworzenia wyniku ogólnego dla BEAQ, gdyż wskaźniki dopasowania modelu były lepsze niż dla modelu 2-czynnikowego ($\chi^2/df = 17,20$; CFI = 0,754; TLI = 0,705; RMSEA = 0,115; 95% CI: (0,110–0,122); SRMR = 0,091). W modelu bifactorowym ω_H wyniosła 0,736, co wskazuje na satysfakcjonujący poziom rzetelności. ECV wyniosło 0,638, a PCU 0,53, co wskazuje, że



Wykres 2. Model bifaktorny pochodzący z chińskiej walidacji [19]

obecność wielowymiarowości konstruktów nie jest na tyle jasna, by dyskwalifikować interpretację wyniku ogólnego [31]. W tabeli 7 znajduje się podsumowanie wskaźników dopasowania analizowanych modeli.

Tabela 7. Podsumowanie wskaźników dopasowania modeli CFA w różnych wariantach

	χ^2/df	CFI	TLI	RMSEA	90% CI RMSEA	SRMR
1 czynnik	19,28	0,681	0,628	0,123	0,118–0,128	0,091
Chińska walidacja [19]						
Model dwuczynnikowy	19,38	0,683	0,626	0,123	0,118–0,128	0,096
Model bifaktorny (jeden czynnik główny i dwa specyficzne)	10,30	0,867	0,811	0,087	0,082–0,093	0,050
Niemiecka walidacja [20]						
Model pięcioczynnikowy	13,73	0,830	0,769	0,102	0,096–0,108	0,068
Model bifaktorny (jeden czynnik główny i pięć specyficznych)	7,23	0,934	0,887	0,072	0,065–0,078	0,039

Dyskusja

Celem badania była ocena właściwości psychometrycznych polskiej wersji BEAQ. Na podstawie analiz wyodrębniono dwa czynniki: „unikanie poznawczo-emocjonalne” i „unikanie behawioralne”. Po wykluczeniu pozycji 6. ze skali unikania behawioralnego oba czynniki wykazywały akceptowalną wewnętrzną spójność oraz stabilność czasową w 21-dniowym badaniu z pomiarem odroczonym. Analiza korelacji wykazała zadowalającą trafność zbieżną i różnicową.

Wyniki CFA nie potwierdziły jednowymiarowej struktury skali, podobnie jak w innych badaniach [19–21], aczkolwiek dodatkowe obliczenia, oparte na modelach pochodzących ze wspomnianych wcześniejszych walidacji, wykazały zasadność stosowania również wyniku ogólnego obok czynników specyficznych. Unikanie poznawczo-emocjonalne dodatnio i umiarkowanie korelowało z elastycznością psychiczną, depresją i fuzją poznawczą. Odkrycie to jest zgodne z założeniami teoretycznymi [5] i empirycznymi [32, 33]. Wkładanie wysiłku w kontrolowanie zdarzeń mentalnych i tłumienie lub odwracanie uwagi od ich przeżywania potęguje objawy dystresu i prowadzi do negatywnych konsekwencji emocjonalnych [7, 8, 32, 34].

Unikanie behawioralne koreluje słabo i ujemnie z miarami zdrowia psychicznego, które podlegały ocenie, co jest zastanawiające. Z perspektywy statystycznej takie słabe związki należy pomijać [35]. Co istotne, podobne wyniki odnotowano w niedawno opublikowanych badaniach dotyczących związku między depresją a unikaniem behawioralnym przeprowadzonych z użyciem BEAQ [19] i MEAQ [36].

Ograniczenia i zalecenia

Chociaż celem badania była walidacja BEAQ na podstawie reprezentatywnej próby, nie powinno się generalizować wyników dotyczących trafności w odniesieniu do populacji klinicznych. Aby zwiększyć zrozumienie EA i wykorzystania BEAQ, potrzebne jest przeprowadzenie walidacji krzyżowej BEAQ w populacjach innych niż ogólne (w szczególności w próbach wykazujących lęk kliniczny i depresję).

Warto zaznaczyć, że nie tylko samo narzędzie, ale także sposób, w jaki rozumiane i definiowane jest unikanie, daje przestrzeń do dalszych eksploracji. Niektórzy badacze argumentują [36], że unikanie doświadczania jest niejasnym pojęciem, które zaciera różnice między istotnie odrębnymi mechanizmami, takimi jak unikanie i ucieczka. Podczas gdy ucieczka wymaga odczuwania dystresu i zachowania zmniejszającego jego wpływ, unikanie odnosi się do działania związanego z przewidywaniem dystresu.

Ponadto samoopisowe kwestionariusze nie wykazują przyczyn leżących u źródła unikania. Na przykład podczas gdy osoba z lękami społecznymi może odrzucić zaproszenie na imprezę z powodu spodziewanego społecznego odrzucenia [38], osoby w depresji raczej mają tendencję do unikania spotkań towarzyskich z powodu anhedonii i braku energii [39]. To oznacza, że wynik EA w poszczególnych kwestionariuszach może być podobny dla osób o różnych motywach i tym samym o różnych konsekwencjach emocjonalnych.

Wnioski

Pomimo wspomnianych ograniczeń polska wersja skali BEAQ wykazała zadowalające właściwości psychometryczne czynnika ogólnego oraz dwóch czynników specyficznych: „unikania poznawczo-emocjonalnego” i „unikania behawioralnego”. Skala może być stosowana w warunkach badawczych oraz może mieć praktyczne zastosowanie w warunkach klinicznych. Jednakże zalecane jest stosowanie 14-ite-mowej skali BEAQ, pomijającej pozycję 6. oryginalnej 15-ite-mowej skali, ponieważ, jak wykazały nasze badanie oraz kilka innych, pozycja ta zmniejsza wiarygodność skali. Konieczne jest przeprowadzenie dodatkowych badań w celu porównania rezultatów niniejszej analizy z wynikami dla innych specyficznych populacji, w tym uwzględniających różnice indywidualne oraz wyraźnie rozróżniające podobne konstrukty, takie jak zachowania unikowe i ucieczkowe lub strategie samoregulacji.

Piśmiennictwo

1. Chawla N, Ostafin B. *Experiential avoidance as a functional dimensional approach to psychopathology: An empirical review*. J. Clin. Psychol. 2007; 63(9): 871–890. <https://doi.org/10.1002/jclp.20400>.
2. Yeates JW. *Brain-pain: Do animals with higher cognitive capacities feel more pain? Insights for species selection in scientific experiments*. W: Hagen K, Schnieke A, Thiele F. red. *Large animals as biomedical models: Ethical, societal, legal and biological aspects*. Berlin: Europäische Akademie; 2012. S. 24–46.
3. Bonavita V, De Simone R. *Pain as an evolutionary necessity*. Neurol. Sci. 2011. 32(1): 61–66.
4. Derakshan N, Eysenck MW, Myers LB. *Emotional information processing in repressors: The vigilance-avoidance theory*. Cogn. Emot. 2007; 21(8): 1585–1614.
5. Hayes SC, Wilson KG, Gifford EV, Follette VM, Strosahl K. *Experiential avoidance and behavioral disorders: A functional dimensional approach to diagnosis and treatment*. J. Consult. Clin. Psychol. 1996; 64(6): 1152–1168.
6. Wegner DM. *Ironic processes of mental control*. Psychol. Rev. 1994; 101(1): 34–52.
7. Wegner DM, Erber R, Zanakos S. *Ironic processes in the mental control of mood and mood-related thought*. J. Pers. Soc. Psychol. 1993; 65(6): 1093–1104.
8. Kashdan TB, Goodman FR, Machell KA, Kleiman EM, Monfort SS, Ciarrochi J i wsp. *A contextual approach to experiential avoidance and social anxiety: Evidence from an experimental interaction and daily interactions of people with social anxiety disorder*. Emotion 2014; 14(4): 769–781.
9. Spinhoven P, Drost J, Rooij de M, Hemert van AM, Penninx BW. *A longitudinal study of experiential avoidance in emotional disorders*. Behav. Ther. 2014; 45(6): 840–850. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2014.07.001>.
10. Cristea IA, Montgomery GH, Szamoskozi Ş, David D. *Key constructs in “classical” and “new wave” cognitive behavioral psychotherapies: Relationships among each other and with emotional distress*. J. Clin. Psychol. 2013; 69(6): 584–599.
11. Wolgast M. *What does the Acceptance and Action Questionnaire (AAQ-II) really measure?* Behav. Ther. 2014; 45(6): 831–839.

12. Rochefort C, Baldwin AS, Chmielewski M. *Experiential avoidance: An examination of the construct validity of the AAQ-II and MEAQ*. Behav. Ther. 2018; 49(3): 435–449. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2017.08.008>.
13. Bond FW, Hayes SC, Baer RA, Carpenter KM, Guenole N, Orcutt HK i wsp. *Preliminary psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II: A revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance*. Behav. Ther. 2011; 42(4): 676–688.
14. Gámez W, Chmielewski M, Kotov R, Ruggero C, Watson D. *Development of a measure of experiential avoidance: The Multidimensional Experiential Avoidance Questionnaire*. Psychol. Assess. 2011; 23(3): 692–713.
15. Gámez W, Chmielewski M, Kotov R, Ruggero C, Suzuki N, Watson D. *The brief experiential avoidance questionnaire: Development and initial validation*. Psychol. Assess. 2014; 26(1): 35.
16. Vaughan-Johnston TI, Quickert RE, MacDonald TK. *Psychological flexibility under fire: Testing the incremental validity of experiential avoidance*. Pers. Individ. Differ. 2017; 105: 335–349.
17. Lovibond PF, Lovibond SH. *The structure of negative emotional states: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories*. Behav. Res. Ther. 1995; 33(3): 335–343.
18. Tyndall I, Waldeck D, Pancani L, Whelan R, Roche B, Dawson DL. *The Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II) as a measure of experiential avoidance: Concerns over discriminant validity*. J. Context. Behav. Sci. 2019; 12: 278–284.
19. Cao H, Mak YW, Li HY, Leung DY. *Chinese validation of the Brief Experiential Avoidance Questionnaire (BEAQ) in college students*. J. Context. Behav. Sci. 2021; 19: 79–85.
20. Schaeuffele C, Knaevelsrud C, Renneberg B, Boettcher J. *Psychometric properties of the German Brief Experiential Avoidance Questionnaire (BEAQ)*. Assessment 2021; 29(7): 1406–1421.
21. Vázquez-Morejón R, León Rubio JM, Martín Rodríguez A, Vázquez Morejón AJ. *Validation of a Spanish version of the Brief Experiential Avoidance Questionnaire (BEAQ) in clinical population*. Psicothema 2019; 31(3): 335–340.
22. Kroenke K, Spitzer RL, Williams JB. *The PHQ-9: Validity of a brief depression severity measure*. J. Gen. Intern. Med. 2001; 16(9): 606–613.
23. Kokoszka A, Jastrzębski A, Obrębski M. *Ocena psychometrycznych właściwości polskiej wersji Kwestionariusza Zdrowia Pacjenta-9 dla osób dorosłych*. Psychiatria 2016; 13(4): 187–193.
24. Gillanders DT, Bolderston H, Bond FW, Dempster M, Flaxman PE, Campbell L i wsp. *The development and initial validation of the Cognitive Fusion Questionnaire*. Behav. Ther. 2014; 45(1): 83–101.
25. Brown KW, Ryan RM. *The benefits of being present: Mindfulness and its role in psychological well-being*. J. Pers. Soc. Psychol. 2003; 84(4): 822–848.
26. Hu LT, Bentler PM. *Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives*. Struct. Equ. Modeling 1999; 6(1): 1–55.
27. Draycott SG, Kline P. *Further investigation into the nature of the BIP: A factor analysis of the BIP with primary abilities*. Pers. Individ. Differ. 1994; 17(2): 201–209.
28. Hair JF, Black WC, Babin BJ, Anderson RE, Tatham RL. *Multivariate Data analysis*, 7th ed. New Jersey: Pearson Prentice Hall; 2010.
29. Gerstman BB. *Basic biostatistics: Statistics for public health practice*. Sudbury, Mass.: Johnes and Bartlett publications. Inc.; 2008. S. 16–81.
30. Dueber DM. *Bifactor indices calculator: A Microsoft Excel-based tool to calculate various indices relevant to bifactor CFA models*. University of Kentucky Libraries; 2017. <https://doi.org/10.13023/EDP.TOOL.01>.

31. Reise SP, Scheines R, Widaman KF, Haviland MG. *Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling a bifactor perspective*. *Educ. Psychol. Meas.* 2013; 73(1): 5–26.
32. Ottenbreit ND, Dobson KS. *Avoidance and depression: The construction of the Cognitive-Behavioral Avoidance Scale*. *Behav. Res. Ther.* 2004; 42(3): 293–313. [https://doi.org/10.1016/S0005-7967\(03\)00140-2](https://doi.org/10.1016/S0005-7967(03)00140-2).
33. Williams AD, Moulds ML. *Cognitive avoidance of intrusive memories: Recall vantage perspective and associations with depression*. *Behav. Res. Ther.* 2007; 45(6): 1141–1153.
34. Wilson KG, Murrell AR. *Values work in acceptance and commitment therapy: Setting a course for behavioral treatment*. W: Hayes SC, Follette VM, Linehan MM. red. *Mindfulness and acceptance: Expanding the cognitive-behavioral tradition*. New York, NY: The Guilford Press; 2004. S. 120–151.
35. Mukaka MM. *A guide to appropriate use of correlation coefficient in medical research*. *Malawi Med. J.* 2012; 24(3): 69–71.
36. Bągiel A, Gambin M. *Depressive symptoms and psychological pain experienced by Polish adults in the context of both the war in Ukraine and the COVID-19 pandemic*. Manuscript in preparation; 2022.
37. Haskell AM, Britton PC, Servatius RJ. *Toward an assessment of escape/avoidance coping in depression*. *Behav. Brain Res.* 2020; 381: 112363.
38. Kashdan TB, Barrios V, Forsyth JP, Steger MF. *Experiential avoidance as a generalized psychological vulnerability: Comparisons with coping and emotion regulation strategies*. *Behav. Res. Ther.* 2006; 44(9): 1301–1320.
39. Kuru E, Safak Y, Özdemir İ, Tulacı RG, Özdel K, Özkula NG i wsp. *Cognitive distortions in patients with social anxiety disorder: Comparison of a clinical group and healthy controls*. *Eur. J. Psychiatry* 2018; 32(2): 97–104.

Adres: Jan Wardęszkiewicz
Wydział Psychologii, Uniwersytet Warszawski
00-183 Warszawa, ul. Stawki 5/7
e-mail: Jan.wardeszkiwicz@psych.uw.edu.pl

Otrzymano: 12.12.2022
Zrecenzowano: 18.01.2023
Otrzymano po poprawie: 6.03.2023
Przyjęto do druku: 13.03.2023