

**Właściwości psychometryczne polskiej wersji
*Comprehensive Assessment of Acceptance
and Commitment Therapy Processes (CompACT)*
– Kompleksowej oceny procesów terapii akceptacji
i zaangażowania (KompACT)**

**Psychometric properties of the Polish version
of The Comprehensive Assessment of Acceptance
and Commitment Therapy Processes (CompACT)**

Joanna Dudek¹, Maria Cyniak-Cieciura², Paweł Ostaszewski³

¹ Uniwersytet SWPS, Wydział Psychologii w Warszawie,
Centrum Badań Behawioralnych nad Decyzjami

² Uniwersytet SWPS, Instytut Psychologii, Centrum Badań Klinicznych i Doskonalenia Psychoterapii

³ Uniwersytet SWPS, Instytut Psychologii, Centrum Badań Behawioralnych nad Decyzjami

Summary

Aim. The aim of the study was to translate and validate the Polish version of the *Comprehensive Assessment of Acceptance and Commitment Therapy Processes (CompACT)*. This is a self-report questionnaire used to assess psychological flexibility, including three scales: “Openness to Experience”, “Behavioural Awareness” and “Valued Action”.

Material and methods. A total of 791 individuals (423 women; 53.5%) aged 18–84, participated in the study. Additional data was gathered on life-satisfaction, the level of depression, anxiety and stress, psychological inflexibility, cognitive fusion, contact with present moment, self-perception, committed action, and valued living as the source of theoretical validity.

Results. The internal structure of the full 23-item version was not confirmed (analogically as in the studies on the original version). The internal structure of the shorter 18-item version of the CompACT was confirmed, and a new 9-item version was proposed. Both versions (18-item and 9-item) exhibited good psychometric properties, incremental validity and measurement invariance across gender.

Conclusions. CompACT-18 and CompACT-9 are reliable and valid tools to measure psychological flexibility and its three components.

Słowa kluczowe: elastyczność psychologiczna, terapia akceptacji i zaangażowania, CompACT

Key words: psychological flexibility, acceptance and commitment therapy, CompACT

Wprowadzenie

Terapia akceptacji i zaangażowania (*Acceptance and Commitment Therapy* – ACT) to podejście terapeutyczne zaliczane do tzw. trzeciej fali terapii poznawczo-behawioralnych, o skuteczności udowodnionej w ponad 1050 randomizowanych badaniach klinicznych, mające na celu poprawę funkcjonowania psychicznego i dobrostanu przez zwiększenie elastyczności psychologicznej (EP) [1–3].

Zgodnie z modelem teoretycznym i wynikami badań nad ACT elastyczność psychologiczna jest mechanizmem leżącym u podstaw skuteczności tej terapii [4–7], a definiowana jest jako zdolność do kierowania się w swoich działaniach wyznawanymi wartościami, przy jednoczesnej świadomej obecności i otwartości na wszystkie wewnętrzne doświadczenia (myśli, uczucia i doznania cielesne). Obejmuje ona sześć procesów: (1) kontakt z chwilą obecną – świadomość teraźniejszych doświadczeń, (2) ja-jako-kontekst – zauważanie własnych wewnętrznych doświadczeń z perspektywy, (3) akceptacja – robienie miejsca dla doświadczeń wewnętrznych; (4) defuzja – zauważanie myśli w miejsce ich kontrolowania, (5) wartości – klaryfikacja tego, co ważne, oraz (6) zaangażowane działanie – angażowanie się w zachowania oparte na wartościach [4]. Procesy te zgrupowane są w trzy wymiary [8]: świadomość (kontakt z chwilą obecną, ja-jako-kontekst), otwartość (akceptacja i defuzja) oraz zaangażowanie (wartości i zaangażowane działanie). Wzrost poziomu EP oraz jej poszczególnych procesów okazał się istotnie powiązany ze wzrostem zadowolenia z życia oraz spadkiem objawów psychopatologii [5, 9].

Na przestrzeni lat badacze starali się wypracować efektywne sposoby pomiaru EP. Powszechnie używany *Kwestionariusz akceptacji i działania* AAQ-II [10], jedyne jak do tej pory przetłumaczone na język polski narzędzie służące do oceny ogólnej psychologicznej nieelastyczności, stanowi przedmiot krytyki ze względu na to, że nie obejmuje treściowo wszystkich procesów EP oraz nie zapewnia równoważności pomiaru w różnorodnych próbach [7, 11–14]. W rezultacie opracowano nowe narzędzia, często oferujące bardziej wszechstronną ocenę EP, o wieloczynnikowej strukturze wewnętrznej.

Jednym z nich jest *Kompleksowa ocena procesów terapii akceptacji i zaangażowania* (KompACT; *Comprehensive Assessment of Acceptance and Commitment Therapy Processes* – CompACT) – kwestionariusz badający EP za pomocą 23 pozycji i trzech skal odpowiadających trzem wspomnianym powyżej wymiarom EP: „Otwartość na doświadczenie”, „Świadomość behawioralna” i „Wartościowe działanie” [15]. W badaniu Flowers i wsp. [16] „Otwartość na doświadczenie” i „Świadomość behawioralna” okazały się istotnymi predyktorami objawów depresji, lęku i stresu, natomiast „Otwartość na doświadczenie” i „Wartościowe działanie” – satysfakcji z życia.

Wyniki badań prowadzonych z wykorzystaniem KompACT świadczą o tym, że chociaż narzędzie pozwala na dokonanie rzetelnego i trafnego pomiaru EP, to jego struktura wewnętrzna nie została potwierdzona [12, 15, 17–20]. Z tego powodu opracowano jego krótsze wersje – portugalską o 18 pozycjach [21, 22], indonezyjską o 13 pozycjach [19], rumuńską z 12 pozycjami [20], jak również wersje angielskie z 15 i 10 pozycjami [23, 24], które wykazały zarówno oczekiwaną strukturę wewnętrzną, jak

i bardzo dobre właściwości psychometryczne, co przełożyło się na częste stosowanie tego narzędzia w badaniach aplikacyjnych [np. 25–28].

Cel

Celem naszego badania było przetłumaczenie 23 pozycji KompACT na język polski oraz ocena właściwości psychometrycznych i struktury wewnętrznej dwóch wersji narzędzia: pełnej i zawierającej 18 pozycji, jak również opracowanie krótkiej wersji o 9 pozycjach do wykorzystywania w badaniach naukowych¹. Sugerując się wynikami dotychczasowych badań, oczekiwaliśmy: (1) braku dopasowania do danych struktury wewnętrznej pełnej wersji narzędzia, (2) dobrego dopasowania wersji o 18 i 9 pozycjach, (3) ekwiwalencji pomiarowej dla obydwu płci (analogicznie do wyników uzyskanych przez Trindade i wsp. [21], (4) dodatnich relacji skal narzędzia z miarami pojedynczych procesów EP, takich jak: kontakt z chwilą obecną, postrzeganie siebie, zaangażowane działanie oraz postępowanie w zgodzie z posiadanymi wartościami, i ujemnych z fuzją poznawczą, (5) istotnych relacji skal narzędzia z satysfakcją z życia (dodatnia), poziomem objawów depresji, lęku i stresu (ujemne); (6) ujemnych relacji z nieelastycznością psychologiczną.

Materiał i metody

Pełnoletni uczestnicy zostali zrekrutowani za pośrednictwem panelu badawczego. W badaniu wzięło udział 791 osób, w tym 423 kobiety (53,5%) i 368 mężczyzn (46,5%) w wieku od 18 do 84 lat ($M = 49,24$ lat; $SD = 16,29$ lat). Większość osób ukończyła szkołę średnią ($N = 342$; 43,2%), 33,8% miało wykształcenie wyższe ($N = 274$), 12,0% – stopień licencjata ($N = 88$), 27,2% – wykształcenie zawodowe ($N = 115$), a 11,0% – podstawowe ($N = 87$). Duża część spośród badanych osób mieszkała na terenach wiejskich ($N = 312$; 39,4%), 32,5% – w miastach poniżej 100 tysięcy mieszkańców ($N = 257$), 15,2% – w miastach liczących 100–500 tysięcy mieszkańców ($N = 120$), a 12,9% w miastach powyżej 500 tysięcy mieszkańców ($N = 102$).

Badanie przeprowadzono online; otrzymało ono pozytywną opinię komisji ds. etyki badań naukowych działającej w jednostce, w której prowadzono badania. Uczestnicy zostali poproszeni o wypełnienie zestawu samoopisowych narzędzi.

Dwadzieścia trzy pozycje pochodzące z oryginalnej wersji CompACT-23 zostały przetłumaczone na język polski przez trzech niezależnych tłumaczy, a następnie ocenione przez trzech sędziów kompetentnych (wszyscy doświadczeni byli w obszarze kontekstualnej nauki o zachowaniu). Zgodnie z praktykami ISPOR [29] ostateczne wersje wstecznie przetłumaczonych na język angielski pozycji zostały przeanalizowane i poprawione według zaleceń autorów oryginalnej wersji narzędzia. Zachowano oryginalną instrukcję i skalę odpowiedzi – każda pozycja była oceniana w skali od 0 do 6 (0 = „Zdecydowanie się nie zgadzam”, 6 = „Zdecydowanie się zgadzam”).

¹ Wybór wersji podyktowany był chęcią dostarczenia praktykom i badaczom wersji możliwie najdłuższej i najkrótszej o dobrych właściwościach psychometrycznych oraz potwierdzonej strukturze wewnętrznej.

Na podstawie przywołanych we *Wprowadzeniu* założeń teoretycznych i wyników badań empirycznych nad związkami EP z jakością życia (dobrostanem) i wskaźnikami psychopatologii, w celu weryfikacji hipotez i zbadania trafności polskiej wersji CompACT zastosowano dodatkowe narzędzia. *Skala satysfakcji z życia* (SWLS) [30, 31] została wykorzystana do pomiaru subiektywnego poczucia dobrostanu; *Skala depresji, lęku i stresu – 21* (DASS-21) [32, 33] – do pomiaru poziomu objawów depresji, lęku i stresu. *Kwestionariusz akceptacji i działania – II* (AAQ-II) [10, 34] został użyty do pomiaru ogólnej nieelastyczności psychologicznej. Pomiaru poszczególnych procesów EP dokonano za pomocą: *Kwestionariusza fuzji poznawczej* (CFQ) [35, 36] – pomiar poziomu fuzji poznawczej; *Fryburskiego inwentarza uważności* (FMI) [35, 37] – pomiar stopnia, w jakim dana osoba zachowuje kontakt z chwilą obecną; *Kwestionariusza doświadczania siebie* (SEQ) [35, 38] – pomiar wymiaru ja-jako-kontekst za pomocą dwóch skal: „ja-odróżniające” i „ja-obsługujące”; *Kwestionariusza zaangażowanego działania* (CAQ-8) [35, 39] – pomiar zaangażowanego działania zgodnego z wartościami oraz *Kwestionariusza działań zgodnych z wartościami* (VQ) [35, 40] – pomiar życia w zgodzie z wartościami za pomocą dwóch skal: „Postępy” (realizacja wartości, w tym jasna świadomość tego, co jest dla danej osoby ważne) i „Przeszkody” (zakłócenie wartościowego życia z powodu unikania niechcianych doświadczeń).

Konfirmacyjna analiza czynnikowa (CFA) z użyciem estymatora maksymalnej wiarygodności i korektą Satorry-Bentlera (MLM) [41] posłużyła do sprawdzenia struktury wewnętrznej oraz ekwiwalencji pomiarowej dla obydwu płci. Przetestowano trzyczynnikowy model składający się z trzech skal: „Otwartości na doświadczenie”, „Świadomości behawioralnej” i „Wartościowego działania”. Dopasowanie modeli oceniano na podstawie statystyki chi-kwadrat (χ^2) i odpornych wartości RMSEA, CFI, TLI, SRMR zgodnie z kryteriami Hu i Bentlera [42]: $RMSEA \leq 0,08$; $SRMR \leq 0,08$; $CFI \geq 0,90$; $TLI \geq 0,95$. W odniesieniu do płci obliczono różnice dopasowania pomiędzy zagnieżdżonymi modelami: konfiguralnym (zakładającym w obydwu grupach płciowych jednakową strukturę wewnętrzną), metrycznym (zakładającym równość ładunków), skalarnym (zakładającym równość stałych regresji) i rezydualnym (zakładającym równość błędów pomiaru). Przyjęliśmy następujące kryteria ekwiwalencji pomiarowej: nieistotna różnica wartości χ^2 i/lub wartości $\Delta CFI \leq 0,010$, $\Delta RMSEA \leq 0,030$ i $\Delta SRMR \leq 0,030$ [43].

Aby dostarczyć informacji na temat trafności teoretycznej skal, obliczono korelacje między skalami KompACT a pozostałymi zmiennymi. Postanowiliśmy także sprawdzić trafność przyrostową adaptowanych skal – czy wyjaśniają one więcej wariancji niż prosty pomiar nieelastyczności psychologicznej za pomocą dotychczas dostępnego narzędzia AAQ-II [15]. W tym celu przeprowadzono hierarchiczną analizę regresji, w której nieelastyczność psychologiczna była uwzględniona w pierwszym kroku, a skale KompACT w kroku drugim. Satysfakcję z życia oraz poziom depresji, lęku i stresu potraktowano jako zmienne zależne.

Wszystkie analizy przeprowadzono z użyciem programów SPSS w wersji 25 oraz R w wersji 4.3.0, pakiet *lavaan* w wersji 0.6-15 [44, 45]. Ostateczna polska wersja narzędzia, wszystkie kody i dane są dostępne pod adresem: https://osf.io/b7vpm/?view_only=a7f8052399d84cda9fc4b33088ddbe4e.

Wyniki

CFA została przeprowadzona dla trzech wersji KompACT: oryginalnej wersji o 23 pozycjach, wersji z 18 pozycjami (o bardzo dobrych właściwościach psychometrycznych wykazanych w poprzednich badaniach) oraz specyficznej polskiej wersji o 9 pozycjach opracowanej ze względu na to, że inne dostępne krótsze wersje wykazały słabe dopasowanie do danych². Selekcja pozycji do KompACT-9 oparta była na wielkości standaryzowanych współczynników ścieżkowych dla każdej z trzech skal narzędzia. Trzyczynnikowy model wykazał nieakceptowalne dopasowanie dla KompACT-23 i zadowalające dla KompACT-18 i – 9: $\chi^2(227) = 1371,328$; $p < 0,001$; odporny RMSEA = 0,090 (90% CI: 0,086–0,095); SRMR = 0,115; odporny CFI = 0,782; odporny TLI = 0,757 dla KompACT-23; $\chi^2(132) = 488,513$; $p < 0,001$; odporny RMSEA = 0,067 (90% CI: 0,060–0,073); SRMR = 0,085; odporny CFI = 0,915; odporny TLI = 0,901 dla KompACT-18 oraz $\chi^2(24) = 73,996$; $p < 0,001$; odporny RMSEA = 0,061 (90% CI: 0,045–0,077); SRMR = 0,032; odporny CFI = 0,972; odporny TLI = 0,958 dla KompACT-9. Standaryzowane współczynniki ścieżkowe były wysokie i świadczyły o silnych związkach itemów z mierzonymi wymiarami. Kolejne analizy przeprowadzono dla wersji KompACT-18 i – 9.

Zweryfikowano ekwiwalencję pomiarową w odniesieniu do płci. Wyniki przedstawiono w tabeli 1. Różnice wartości χ^2 sugerują równoważność tylko na poziomie metrycznym (jednakowej struktury i ładunków czynnikowych). Jednocześnie stosunkowo niewielkie różnice wartości CFI, RMSEA i SRMR sugerują pełną równoważność pomiaru. Ze względu na to, że statystyka χ^2 jest bardzo wrażliwa na wielkość próby, a Δ CFI jest uważane za najmniej wrażliwe na złożoność modelu i wielkość próby [46], wydaje się uzasadnione opieranie wniosków na wartościach Δ CFI ($\leq 0,010$) oraz dodatkowo na Δ RMSEA ($\leq 0,030$) i Δ SRMR ($\leq 0,030$) [43], a ponadto uznanie pomiaru za w pełni równoważny (także na poziomie stałych regresji oraz błędów pomiaru) u obydwu płci.

Spójność wewnętrzna skal KompACT-18 i – 9 okazała się zadowalająca, przy współczynnikach alfa Cronbacha między 0,62 a 0,88 (tab. 2). W związku z niespełnieniem założenia o rozkładzie normalnym zmiennych obliczono korelacje ρ Spearmana pomiędzy skalami (tab. 2). „Otwartość na doświadczenie” była najsilniej i negatywnie powiązana z nieelastycznością psychologiczną i fuzją poznawczą. „Świadomość behawioralna” i „Wartościowe działanie” prezentują podobny wzorzec korelacji i są najsilniej związane z objawami depresji, lęku i stresu, nieelastycznością psychologiczną, fuzją poznawczą, przeszkodami w realizacji wartości (negatywnie), satysfakcją z życia, kontaktem z chwilą obecną, „ja-odróżniającym”, „ja-obserwującym”, zaangażowanym działaniem oraz postęпами w zakresie działania w zgodzie z wartościami (pozytywnie). Skala „Otwartości na doświadczenie” KompACT-9 wydaje się prezentować lepszą trafność teoretyczną, wykazując silniejsze związki z innymi zmiennymi. Korelacje między skalami KompACT-18 a KompACT-9 są bardzo silne w wypadku „Świadomości behawioralnej” i „Wartościowego działania”. Umiarkowana zaś siła

² Te dane nie zostały tutaj zaprezentowane ze względu na ograniczoną objętość artykułu.

korelacji między skalami „Otwartości na doświadczenie” sugeruje ich nieco inne funkcjonowanie. Niemniej uzyskane wyniki wspierają trafność obydwu narzędzi.

Tabela 1. Równoważność pomiaru KompACT-18 i – 9 w odniesieniu do płci

Model	χ^2 (df)	χ^2 diff	p $\Delta \chi^2$ diff	odporny CFI	Δ CFI	odporny RMSEA (CI)	Δ RMSEA	SRMR	Δ SRMR
KompACT-18									
Konfiguralny	791,613 (264)			0,917		0,066 (0,059, 0,073)		0,084	
Metryczny	819,353 (279)	23,922	0,066	0,915	0,002	0,065 (0,058, 0,072)	0,001	0,086	0,002
Skalarny	865,352 (294)	55,218	<0,001	0,909	0,006	0,066 (0,059, 0,072)	0,001	0,087	0,001
Rezydualny	913,949 (312)	24,420	0,142	0,907	0,002	0,064 (0,058, 0,071)	0,002	0,088	0,001
KompACT-9									
Konfiguralny	91,202 (48)			0,976		0,056 (0,038, 0,074)		0,032	
Metryczny	97,371 (54)	4,234	0,645	0,976	0,000	0,052 (0,035, 0,069)	0,004	0,036	0,004
Skalarny	109,506 (60)	12,639	0,049	0,974	0,002	0,052 (0,036, 0,068)	0,000	0,038	0,002
Rezydualny	107,710 (69)	3,450	0,944	0,978	0,004	0,045 (0,027, 0,060)	0,007	0,040	0,002

odporny CFI – odporny porównawczy wskaźnik dopasowania; *odporny RMSEA* – odporny średni błąd aproksymacji; *SRMR* – standaryzowany pierwiastek średniego kwadratu reszt; różnica χ^2 została obliczona z użyciem metody Satorry-Bentlera [48].

Tabela 2. Statystyki opisowe i korelacje rho Spearmana dla KompACT-18 i – 9

Skale	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>Sk</i>	<i>SE_{sk}</i>	<i>K_t</i>	<i>SEK_t</i>	α	OE-18	BA-18	V-18	OE-9	BA-9	VA-9
OE-18	12,16	5,85	0,43	0,09	0,13	0,17	0,732						
BA-18	20,04	6,36	-0,36	0,09	-0,56	0,17	0,831	0,283"					
VA-18	36,26	7,97	-0,64	0,09	0,23	0,17	0,882	-0,097"	0,518"				
OE-9	11,05	3,40	-0,14	0,09	-0,49	0,17	0,622	-0,509"	-0,692"	-0,463"			
BA-9	12,88	12,88	-0,56	0,09	-0,54	0,17	0,804	-0,222"	-0,944"	-0,563"	0,689"		
VA-9	14,64	14,64	-0,95	0,09	0,67	0,17	0,771	-0,071"	0,506"	0,915"	-0,445"	-0,547"	
LS	20,41	6,53	-0,33	0,09	-0,37	0,17	0,906	0,009	0,316"	0,527"	-0,326"	-0,344"	0,492"
DPR	5,85	5,32	0,89	0,09	-0,07	0,17	0,911	-,163"	-0,489"	-0,506"	0,523"	0,512"	-0,449"
ANX	4,48	4,62	10,17	0,09	0,62	0,17	0,867	-0,168"	-0,458"	-0,416"	0,457"	0,472"	-0,392"
STR	7,10	5,26	0,51	0,09	-0,56	0,17	0,911	-0,193"	-0,462"	-0,439"	0,520"	0,479"	-0,391"
NEP	21,28	10,05	0,49	0,09	-0,55	0,17	0,933	-0,261"	-0,522"	-0,493"	0,594"	0,545"	-0,457"

dalszy ciąg tabeli na następnej stronie

CF	21,27	10,45	0,46	0,09	-0,63	0,17	0,961	-0,235"	-0,457"	-0,433"	0,550"	0,484"	-0,386"
MI	36,90	7,93	0,05	0,09	-0,40	0,17	0,862	-0,002	0,430"	0,657"	-0,410"	-0,452"	0,602"
SED	24,22	8,37	-0,01	0,09	-0,15	0,17	0,925	0,014	0,473"	0,653"	-0,451"	-0,493"	0,601"
SEO	28,67	9,80	-0,09	0,09	-0,16	0,17	0,946	-0,013	0,451"	0,671"	-0,412"	-0,476"	0,616"
CAQ	31,24	7,73	-0,04	0,09	-0,20	0,17	0,848	0,091'	0,582"	0,709"	-0,555"	-0,589"	0,672"
VP	18,08	6,33	-0,30	0,09	-0,15	0,17	0,854	-0,063	0,407"	0,696"	-0,370"	-0,441"	0,647"
VO	9,53	6,31	0,49	0,09	-0,21	0,17	0,839	-0,184"	-0,632"	-0,577"	0,606"	0,648"	-0,542"

M – średnia; *SD* – odchylenie standardowe; *SESk* – standardowy błąd skośności; *SEKt* – standardowy błąd kurtozy; α – alfa Cronbacha; *OE* – otwartość na doświadczenie; *BA* – świadomość behawioralna; *VA* – wartościowe działanie (-18 oznacza skale KompACT-18; -9 oznacza skale KompACT-9); *LS* – poziom satysfakcji z życia; *DPR* – poziom objawów depresyjnych; *ANX* – poziom objawów lękowych; *STR* – poziom objawów stresu; *NEP* – poziom nieelastyczności psychologicznej; *CF* – poziom fuzji poznawczej; *MI* – poziom kontaktu z chwilą obecną; *SED* – „ja-odróżniające”; *SEO* – „ja-obszernie”; *CAQ* – poziom zaangażowanego działania; *VP* – postępy, *VO* – przeszkody; ** $p < 0,001$; * $p < 0,05$

Wyniki analizy regresji dla KompACT-18 i -9 były analogiczne (tab. 3). Nieelastyczność psychologiczna była najsilniejszym predyktorem wszystkich zmiennych zależnych, jednakże skale „Świadomości behawioralnej” i „Wartościowego działania” również były istotnymi predyktorami. Różnica w zakresie wyjaśnionej wariancji była niewielka (podobnie jak u Francis i wsp. [15]) dla objawów depresji, lęku i stresu, natomiast w wypadku satysfakcji z życia uwzględnienie w modelu skal „Świadomości behawioralnej” i „Wartościowego działania” zwiększyło wyjaśnioną wariancję o 10% i 7% odpowiednio dla KompACT-18 i -9.

Tabela 3. Hierarchiczna regresja liniowa z nieelastycznością psychologiczną i skalami KompACT-18 i -9 jako predyktorami zadowolenia z życia, depresji, lęku i objawów stresu

Skale	Satysfakcja z życia	Objawy depresyjne	Objawy lękowe	Objawy stresu
KompACT-18				
Krok 1				
NEP	-0,562**	0,786**	0,689**	0,771**
Krok 2				
NEP	-0,438**	0,693**	0,600**	0,706**
OE	-0,034	0,031	0,013	0,014
BA	-0,073*	-0,068*	-0,121**	-0,062*
VA	0,362**	-0,138**	-0,059	-0,075*
KompACT-9				
Krok 1				
NEP	-0,562**	0,786**	0,689**	0,771**

dalszy ciąg tabeli na następnej stronie

Krok 2				
NEP	-0,472**	0,686**	0,598**	0,697**
OE	-0,059	-0,021	0,014	-0,058
BA	-0,027*	-0,085*	-0,141**	-0,046*
VA	0,315**	-0,093**	-0,049	-0,033*

β – współczynniki standaryzowane; KompACT-18 satysfakcja z życia: 31,5% vs. 41,6% wyjaśnionej wariancji ($\Delta R^2 = 10,1$); objawy depresyjne: 61,8% vs. 64,2% wyjaśnionej wariancji ($\Delta R^2 = 2,4$); objawy lękowe: 47,5% vs. 49,2% wyjaśnionej wariancji ($\Delta R^2 = 1,6$); objawy stresu: 59,5% vs. 60,5% wyjaśnionej wariancji ($\Delta R^2 = 1,0$); KompACT-9 satysfakcja z życia: 31,5% vs. 38,9% wyjaśnionej wariancji ($\Delta R^2 = 7,4$); objawy depresyjne: 61,8% vs. 63,6% wyjaśnionej wariancji ($\Delta R^2 = 1,8$); objawy lękowe: 47,5% vs. 49,3% wyjaśnionej wariancji ($\Delta R^2 = 1,8$); objawy stresu: 59,5% vs. 60,3% wyjaśnionej wariancji ($\Delta R^2 = 0,8$); ** $p < 0,001$; * $p < 0,05$; wyjaśnienia skrótów analogiczne jak w tabeli 2.

Dyskusja

W przeprowadzonym badaniu dokonaliśmy tłumaczenia CompACT na język polski oraz uzyskaliśmy wyniki zgodne z założonymi hipotezami, dzięki czemu zaprezentowaliśmy dwie wersje narzędzia, które w związku z zadowalającymi właściwościami psychometrycznymi można zarekomendować do wykorzystywania w pracy klinicznej i w badaniach naukowych.

Podobnie jak w innych zagranicznych adaptacjach CompACT [19, 20, 22], nie potwierdziliśmy trzyczynnikowej struktury wewnętrznej dla oryginalnej wersji kwestionariusza o 23 pozycjach, co kolejny raz potwierdza niedopasowanie tej wersji narzędzia do danych empirycznych. Wersja z 18 stwierdzeniami wykazała zadowalające dopasowanie do danych, podobnie jak w adaptacji portugalskiej [21, 22] oraz w badaniu Tynan i wsp. [47]. Pomiar za pomocą KompACT-18 można uznać za równoważny w odniesieniu do obydwu płci, analogicznie jak w wypadku badania przeprowadzonego przez Trindade i wsp. [21]. Skale KompACT-18 korelowały w oczekiwany sposób z odpowiednimi zmiennymi kryterialnymi. Wyższy poziom nieelastyczności psychicznej mierzonej KompACT-18 wiązał się z większym poziomem dystresu i niższym poziomem satysfakcji z życia. W porównaniu z wcześniejszymi badaniami [15, 22] zaobserwowaliśmy słabsze korelacje skali „Otwartości na doświadczenie” z innymi zmiennymi, co sugeruje specyfikę kulturową pozycji tej skali.

Zaproponowaliśmy wersję o 9 pozycjach, która wykazała najlepsze dopasowanie do danych i najlepszą trafność skali „Otwartości na doświadczenie”. Ta wersja narzędzia zawiera stwierdzenia, które najlepiej łądowały poszczególne skale kwestionariusza. Skale KompACT-9 wykazują wysoką spójność wewnętrzną, równoważność pomiarową dla obydwu płci oraz trafność teoretyczną. Analiza regresji, podobnie jak w badaniu, które przeprowadzili Rogge i wsp. [18], wykazała, że KompACT-18 i – 9 oferuje unikalną wartość predykcyjną i przewyższa pod tym względem dostępne w Polsce narzędzie do pomiaru nieelastyczności psychologicznej – AAQ-II w wyjaśnianiu

ogólnego dystresu i satysfakcji z życia. Zwłaszcza skala „Wartościowego działania” okazała się odpowiedzialna za wyjaśnienie dodatkowo dużej części wariancji.

Ograniczenia badania obejmują przede wszystkim niereprezentatywną dla polskiej populacji próbę badawczą oraz brak pomiaru podłużnego, pozwalającego na wnioskowanie o stabilności pomiaru KompACT w czasie.

Przyszłe badania warto skoncentrować na replikacji struktury wewnętrznej KompACT-9 oraz przeprowadzeniu eksploracyjnej analizy czynnikowej pozycji skal tej wersji narzędzia (z czego zrezygnowaliśmy, dysponując danymi z tylko jednej próby badawczej). Pogłębionej analizy na poziomie międzykulturowym wymagają także pozycje skali „Otwartości na doświadczenie”, które okazały się mniej zadowalająco funkcjonować w naszej kulturze.

Wnioski

Biorąc pod uwagę uzyskane wyniki, polska adaptacja CompACT oferuje dwa rzetelne i trafne narzędzia (o 18 i 9 pozycjach) służące do pomiaru elastyczności psychologicznej i jej trzech podwymiarów. Obydwie polskie wersje CompACT mogą być z powodzeniem stosowane w badaniach naukowych, w tym poszukujących różnic międzyplciowych w poziomie EP, oraz w praktyce klinicznej.

Autorzy deklarują równy wkład w pracę.

Finansowanie

Badania finansowane były z subwencji Ministerstwa Edukacji i Nauki przyznanej Uniwersytetowi SWPS (numer projektu SUB/IPsy/2022/05).

Piśmiennictwo

1. Hayes SC, Strosahl KD, Wilson KG. *Acceptance and commitment therapy: The process and practice of mindful change*, 2nd ed. New York, NY: Guilford Press; 2012.
2. Gloster AT, Walder N, Levin ME, Twohig MP, Karekla M. *The empirical status of acceptance and commitment therapy: A review of meta-analyses*. J. Context. Behav. Sci. 2020; 18: 181–192.
3. Hayes SC. *State of the ACT evidence*. Association for Contextual Behavioral Science. 2023. http://contextualscience.org/state_of_the_act_evidence (dostęp: 2.08.2023).
4. Hayes SC, Luoma JB, Bond FW, Masuda A, Lillis J. *Acceptance and commitment therapy: Model, processes and outcomes*. Behav. Res. Ther. 2006; 44(1): 1–25.
5. Kashdan TB, Rottenberg J. *Psychological flexibility as a fundamental aspect of health*. Clin. Psychol. Rev. 2010; 30(7): 865–878.
6. Stockton D, Kellett S, Berrios R, Sirois F, Wilkinson N, Miles G. *Identifying the underlying mechanisms of change during Acceptance and Commitment Therapy (ACT): A systematic review of contemporary mediation studies*. Behav. Cogn. Psychother. 2019; 47(3): 332–362.
7. 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.

8. Hayes SC, Villatte M, Levin M, Hildebrandt M. *Open, aware, and active: Contextual approaches as an emerging trend in the behavioral and cognitive therapies*. Annu. Rev. Clin. Psychol. 2011; 7: 141–168.
9. Lucas JJ, Moore KA. *Psychological flexibility: Positive implications for mental health and life satisfaction*. Health Promot. Int. 2020; 35(2): 312–320.
10. 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.
11. Doorley JD, Goodman FR, Kelso KC, Kashdan TB. *Psychological flexibility: What we know, what we do not know, and what we think we know*. Soc. Personal. Psychol. Compass. 2020; 14(12): 1–11.
12. Ong CW, Lee EB, Levin ME, Twohig MP. *A review of AAQ variants and other context-specific measures of psychological flexibility*. J. Context. Behav. Sci. 2019; 12: 329–346.
13. 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.
14. Wolgast M. *What does the Acceptance and Action Questionnaire (AAQ-II) really measure?* Behav. Ther. 2014; 45(6): 831–839.
15. Francis AW, Dawson DL, Golijani-Moghaddam N. *The development and validation of the Comprehensive Assessment of Acceptance and Commitment Therapy Processes (CompACT)*. J. Context. Behav. Sci. 2016; 5(3): 134–145.
16. Flowers J, Eddy A, McCullough N, Christopher M, Kennedy CH. *Acceptance and commitment therapy processes differentially predict aspects of mental health*. Psychol. Rep. 2025; 128(3): 1502–1516.
17. Bayliss K. *Confirmatory Factor Analysis and further validation of the Comprehensive Assessment of Acceptance and Commitment Therapy Processes (CompACT)*. University of Nottingham; 2018. <https://eprints.nottingham.ac.uk/53620/> (dostęp: 3.06.2024).
18. Rogge RD, Daks JS, Dubler BA, Saint KJ. *It's all about the process: Examining the convergent validity, conceptual coverage, unique predictive validity, and clinical utility of ACT process measures*. J. Context. Behav. Sci. 2019; 14: 90–102.
19. Suganda G, Abidin FA. *The Comprehensive Assessment of Acceptance and Commitment Treatment Process (Compact): Adaptation of The Indonesian Version*. J. Educ. Health Community Psychol. 2022; 11(3): 531–349.
20. Călinici MS, Călinici T. *Comprehensive Assessment of Act Processes Compact. Romanian adaptation and Short Form Validation*. J. Evid.-Based Psychother. 2021; 21(2): 209–226.
21. Trindade IA, Vagos P, Moreira H, Fernandes DV, Tyndall I. *Further validation of the 18-item Portuguese CompACT scale using a multi-sample design: Confirmatory factor analysis and correlates of psychological flexibility*. J. Context. Behav. Sci. 2022; 25: 1–9.
22. Trindade IA, Ferreira NB, Mendes AL, Ferreira C, Dawson D, Golijani-Moghaddam N. *Comprehensive Assessment of Acceptance and Commitment Therapy Processes (CompACT): Measure refinement and study of measurement invariance across Portuguese and UK samples*. J. Context. Behav. Sci. 2021; 21: 30–36.
23. Golijani-Moghaddam N, Morris JL, Bayliss K, Dawson DL. *The CompACT-10: Development and validation of a Comprehensive Assessment of Acceptance and Commitment Therapy Processes short-form in representative UK samples*. J. Context. Behav. Sci. 2023; 29: 59–66.
24. Hsu T, Hoffman L, Thomas EBK. *Confirmatory measurement modeling and longitudinal invariance of the CompACT-15: A short-form assessment of psychological flexibility*. Psychol. Assess. 2023; 35(5): 430–442.

25. Levin ME, Haeger J, Cruz RA. *Tailoring Acceptance and Commitment Therapy skill coaching in the moment through smartphones: Results from a randomized controlled trial*. *Mindfulness* 2019; 10(4): 689–699.
26. Carvalho SA, Skvarc D, Barbosa R, Tavares T, Santos D, Trindade IA. *A pilot randomized controlled trial of online Acceptance and Commitment Therapy versus compassion-focused therapy for chronic illness*. *Clin. Psychol. Psychother.* 2022; 29(2): 524–541.
27. Barrett-Naylor R, Gresswell DM, Dawson DL. *The effectiveness and acceptability of a guided self-help Acceptance and Commitment Therapy (ACT) intervention for psychogenic nonepileptic seizures*. *Epilepsy Behav.* 2018; 88: 332–340.
28. Petersen JM, Krafft J, Twohig MP, Levin ME. *Evaluating the open and engaged components of Acceptance and Commitment Therapy in an online self-guided website: Results from a pilot trial*. *Behav. Modif.* 2021; 45(3): 480–501.
29. Wild D, Grove A, Martin M, Eremenco S, McElroy S, Verjee-Lorenz A i wsp. *Principles of good practice for the translation and cultural adaptation process for Patient-Reported Outcomes (PRO) measures: Report of the ISPOR task force for translation and cultural adaptation*. *Value Health* 2005; 8(2): 94–104.
30. Diener E, Emmons RA, Larsen RJ, Griffin S. *The Satisfaction With Life Scale*. *J. Pers. Assess.* 1985; 49(1): 71–75.
31. Jankowski KS. *Is the shift in chronotype associated with an alteration in well-being?* *Biol. Rhythm Res.* 2015; 46(2): 237–248.
32. 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.
33. Makara-Studzińska M, Tyburski E, Załuski M, Adamczyk K, Mesterhazy J, Mesterhazy A. *Confirmatory factor analysis of three versions of the Depression Anxiety Stress Scale (DASS-42, DASS-21, and DASS-12) in Polish adults*. *Front. Psychiatry* 2021; 12: 770532.
34. Kleszcz B, Dudek JE, Białaszek P, Bond FW. *The psychometric properties of the Polish version of the Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II)*. *Stud. Psychol.* 2018; 56(1): 1–19.
35. Baran L, Hyla M, Kleszcz B. *Elastyczność psychologiczna*. Katowice: Wydawnictwo Uniwersytetu Śląskiego; 2019. <https://rebus.us.edu.pl/handle/20.500.12128/12945> (dostęp: 3.06.2024).
36. 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.
37. Walach H, Buchheld N, Buttenmüller V, Kleinknecht N, Schmidt S. *Measuring mindfulness – The Freiburg Mindfulness Inventory (FMI)*. *Personal. Individ. Differ.* 2006; 40(8): 1543–1555.
38. Yu L, McCracken LM, Norton S. *The Self Experiences Questionnaire (SEQ): Preliminary analyses for a measure of self in people with chronic pain*. *J. Context. Behav. Sci.* 2016; 5(3): 127–133.
39. McCracken LM, Chilcot J, Norton S. *Further development in the assessment of psychological flexibility: A shortened Committed Action Questionnaire (CAQ-8)*. *Eur. J. Pain Lond. Engl.* 2015; 19(5): 677–685.
40. Smout M, Davies M, Burns N, Christie A. *Development of the Valuing Questionnaire (VQ)*. *J. Context. Behav. Sci.* 2014; 3(3): 164–172.
41. Maydeu-Olivares A. *Maximum likelihood estimation of structural equation models for continuous data: Standard errors and goodness of fit*. *Struct. Equ. Modeling* 2017; 24(3): 383–394.

42. Hu L, Bentler PM. *Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives*. Struct. Equ. Modeling 1999; 6(1): 1–55.
43. Chen FF. *Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance*. Struct. Equ. Modeling 2007; 14(3): 464–504.
44. R Core Team. *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. 2018. <https://www.R-project.org/>.
45. Rosseel Y. *lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling*. J. Stat. Softw. 2012; 48(2): 1–36.
46. Meade AW, Johnson EC, Braddy PW. *Power and sensitivity of alternative fit indices in tests of measurement invariance*. J. Appl. Psychol. 2008; 93(3): 568–392.
47. Tynan M, Afari N, Dochat C, Gasperi M, Roesch S, Herbert MS. *Confirmatory factor analysis of the Comprehensive Assessment of Acceptance and Commitment Therapy (CompACT) in active-duty military personnel*. J. Context. Behav. Sci. 2022; 25: 115–121.
48. Satorra A, Bentler PM. *A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis*. Psychometrika 2001; 66(4): 507–514.

Autor korespondencyjny: Joanna Dudek
e-mail: jdudek@swps.edu.pl