

BOGDAN ZAWADZKI<sup>a</sup>  
AGNIESZKA POPIEL<sup>b</sup>  
EWA PRAGŁOWSKA<sup>c</sup>  
CORY NEWMAN<sup>d</sup>

<sup>a</sup>Uniwersytet Warszawski

Wydział Psychologii, Katedra Psychologii Różnic Indywidualnych

<sup>b</sup>SWPS Uniwersytet Humanistycznospołeczny w Warszawie

Wydział Psychologii, Katedra Analizy Zachowania

<sup>c</sup>Uniwersytet Warszawski

Instytut Studiów Społecznych im. Profesora Roberta B. Zajonca

<sup>d</sup>Center for Cognitive Therapy, Department of Psychiatry

University of Pennsylvania School of Medicine

SPECYFIKA DEZADAPTACYJNYCH PRZEKONAŃ  
W ZABURZENIACH OSOBOWOŚCI:  
CHARAKTERYSTYKA PSYCHOMETRYCZNA  
POLSKIEJ TRANSLACJI I TRAWESTACJI  
KWESTIONARIUSZA PRZEKONAŃ  
(*PERSONALITY BELIEFS QUESTIONNAIRE*, PBQ)

Celem podjętych w tym artykule analiz było dokonanie adaptacji *Personality Beliefs Questionnaire* (PBQ) – narzędzia do badania przekonań specyficznych dla poszczególnych zaburzeń osobowości. Zostały opracowane dwie wersje PBQ: translacja wersji oryginalnej, składająca się ze 126 pozycji, oraz jej psychometryczna trawestacja, obejmująca 124 pozycje (skala osobowości z pogranicza została uniezależniona diagnostycznie, dodano skalę osobowości schizotypowej, zaś pozycje do skal zostały przyporządkowane na podstawie nie tylko treściowej, lecz także wyników

---

Adres do korespondencji: BOGDAN ZAWADZKI – Uniwersytet Warszawski, Wydział Psychologii, ul. Stawki 5/7, 00-183 Warszawa; e-mail: bogdan@psych.uw.edu.pl

Badania zrealizowane w ramach programu: PL0088 „Psychologiczne przyczyny i następstwa wypadków drogowych”, finansowanego przez Mechanizm Finansowy Islandii, Liechtensteinu i Norwegii poprzez Mechanizmy Finansowe EOG oraz Ministerstwo Nauki i Szkolnictwa Wyższego, a także Grantu 2012/06/A/HS6/00340 „PTSD: Diagnoza, Terapia, Profilaktyka” Narodowego Centrum Nauki.

analizy czynnikowej). Dla obu wersji uzyskano wskaźniki ilustrujące rzetelność i trafność pomiaru na podstawie wyników badania w grupach liczących ponad 1600 osób badanych. Uzyskane dane wskazały, że obie wersje charakteryzuje akceptowalna rzetelność pomiaru zarówno w aspekcie zgodności wewnętrznej, jak i stabilności czasowej. Przy porównywalnej trafności zbieżnej pomiaru (korelacje ze skalami Kwestionariusza do Ustrukturalizowanego Wywiadu Klinicznego do Badania Zaburzeń Osobowości z Osi II DSM-IV – SCID-II, a także inwentarza TALEIA-400A – *Test for Axial Evaluation and Interview for Clinical, Personnel, and Guidance Applications*, badającymi zaburzenia osobowości) skale trawestacji wykazały lepszą trafność różnicową (jej struktura wewnętrzna również została jednoznacznie potwierdzona przez wyniki konfirmacyjnej analizy czynnikowej). Stwierdzono jednak także niezbyt wysoką trafność zbieżną pomiaru oraz zbyt wysokie skorelowanie skal obu wersji PBQ. W dyskusji podkreślono zatem, że chociaż PBQ umożliwia określenie specyfiki przekonań w zaburzeniach osobowości, to jednak nie stanowi ekwiwalentu diagnostycznego dla narzędzi badających – obok przekonań – także emocjonalne i behawioralne wskaźniki zaburzeń.

**Słowa kluczowe:** przekonania; Kwestionariusz Przekonań (PBQ); zaburzenia osobowości; diagnoza; trafność zbieżna i różnicowa.

## WPROWADZENIE

Poznawcze modele osobowości akcentują znaczenie kluczowych przekonań czy podstawowych schematów, które stanowią poznawcze reprezentacje doświadczeń życiowych, odzwierciedlając sposób, w jaki jednostka interpretuje napływające informacje oraz – w konsekwencji – warunkując reakcje emocjonalne i zachowania (Beck i in., 1990; polskie wyd. 2005). Ukształtowanie się zatem pod wpływem doświadczeń życiowych dezadaptacyjnych przekonań może prowadzić do uruchamiania przez nie dysfunkcyjnych emocji i zachowań, a w ich następstwie do uformowania się trwałych i dysfunkcyjnych wzorców zachowań. Z tego względu przekonania kluczowe (schematy; Beck i in., 1990) odzwierciedlające sposób postrzegania siebie, innych ludzi, nadawania znaczenia wydarzeniom traktowane są jako centralny poznawczy czynnik zaburzeń osobowości. Zaburzenia osobowości są definiowane jako „[...] utrwalony wzorec wewnętrzznego przeżywania i zachowania, który znacznie odbiega od kulturowych oczekiwań wobec danej osoby [...], jest nieelastyczny i ujawnia się w wielu sytuacjach osobistych i społecznych, [...] prowadzi do istotnego klinicznie cierpienia lub upośledzenia funkcjonowania społecznego, zawodowego lub w innych dziedzinach [...] oraz jest stabilny i długotrwały, a jego początki sięgają wieku młodzieńczego lub wczesnej dorosłości” (APA, 2013, s. 646-647).

Identyfikacja dysfunkcyjnych przekonań ma jednak nie tylko znaczenie teoretyczne dla konceptualizacji zaburzeń osobowości. Schematy typowe dla

zaburzeń osobowości charakteryzują się bardziej ciągłym i utrwalonym działaniem (wpływem na inne systemy – behawioralny, emocjonalny, uwagi i pamięci) niż schematy charakterystyczne dla innych zaburzeń psychicznych (Alford i Beck, 1997; wyd. polskie 2005). Ich identyfikacja jest więc niezwykle istotna dla psychoterapii poznawczej, która zakłada, że modyfikacja treści, jak i procesów poznawczych generujących lub podtrzymujących dysfunkcjonalne reakcje może prowadzić do pożądanych zmian w funkcjonowaniu jednostki. Ze względu na cierpienie oraz trwałość i zakres dysfunkcji występujących u osób z zaburzeniami osobowości zidentyfikowanie specyficznych struktur poznawczych przekonań jest zasadniczym problemem z punktu widzenia zarówno teoretycznego, jak i praktycznego (Popiel i Pragłowska, 2006, 2008). Wychodząc od założenia o specyficzności poznawczej, Beck i Beck (1991) opracowali jedno z pierwszych narzędzi do badania przekonań w zaburzeniach osobowości: *Personality Beliefs Questionnaire* (PBQ). Kwestionariusz ten został skonstruowany do badania zaburzeń na podstawie dysfunkcjonalnych przekonań ludzi o sobie oraz naturze ich świata społecznego, które mogą być traktowane jako osiowe wskaźniki danego zaburzenia.

PBQ powstał w rezultacie zastosowania podejścia teoretycznego (Zawadzki, 2006), przy czym specyficzne przekonania zostały wyodrębnione na podstawie objawów zaburzeń osobowości opisanych w DSM-III-R (APA, 1987) oraz wiedzy klinicznej (listy kluczowych przekonań przedstawionych w pracy Becka i współpracowników – Beck i in., 1990). W analizach porównawczych w grupach klinicznych określono własności psychometryczne skal, w tym przydatność do diagnozy poszczególnych zaburzeń osobowości (Beck i in., 2001; Butler, Brown, Beck i Grisham, 2002). Dopiero w najnowszych pracach podjęto próbę analizy struktury wewnętrznej pozycji PBQ (Fournier, DeRubeis i Beck, 2012), jak i dokonano ogólnej oceny jego charakterystyki psychometrycznej i wartości diagnostycznej (Bhar, Beck i Butler, 2012).

Oryginalne narzędzie pozwala na diagnozę kluczowych przekonań 10 zaburzeń osobowości: paranoicznej, schizoidalnej, antyspołecznej, bierno-agresywnej, histrionicznej, narcystycznej, unikającej, zależnej i obsesyjno-kompulsyjnej oraz *borderline* (z pogranicza) z 11 ujmowanych przez DSM-III-R (1987). Zaburzenie schizotypowe zostało pominięte, gdyż autorzy założyli, że jest ono charakteryzowane raczej przez „osobliwości w myśleniu niż idiosynkratyczne treści” (Beck i in., 1990, s. 21). Każda z dziewięciu skal PBQ zawiera 14 pozycji z 5-stopniową skalą odpowiedzi, odzwierciedlającą stopień, w jakim osoba badana zgadza się z danym stwierdzeniem (od „całkowicie” do „wcale”). Skala zaburzenia osobowości *borderline* nie ma zaś odrębnych, własnych pozycji

i obejmuje pozycje wchodzące w obręb innych skal (zob. Butler i in., 2002). Autorzy przyjęli tu założenie, że przekonania dla tego zaburzenia są niespecyficzne i pokrywają się z innymi zaburzeniami (Beck i in., 1990). W sumie PBQ zawiera zatem 126 pogrupowanych pozycji, odpowiadających poszczególnym zaburzeniom osobowości, oczywiście poza osobowością z pogranicza. Stało się ono też jednym z podstawowych narzędzi do badania poznawczych składników zaburzeń osobowości, stanowiąc inspirację do opracowania kolejnych narzędzi (Arntz, Dreessen, Schouten i Weertman, 2004).

Najnowsze analizy ujawniły jednak wady diagnostyczne PBQ, w tym niejednoznaczność strukturę wewnętrzną, wysokie skorelowanie skal czy ich deficyty trafności zbieżnej oraz różnicowej (Bhar i in., 2012; Fournier i in., 2012). Niektóre z tych problemów mogą wynikać z niezastosowania analizy czynnikowej w procesie konstrukcji inwentarza, wskutek czego uzyskano niewystarczający w sensie psychometrycznym dowód specyfiki przekonań w poszczególnych zaburzeniach. W szczególnym stopniu wynikają one z braku odrębności diagnostycznej skali osobowości z pogranicza, dla której zostały skonstruowane specyficzne skale w innych narzędziach poznawczych. Ograniczeniem diagnostycznym jest również pominięcie osobowości schizotypowej.

Zasadniczym celem podjętych w tej pracy analiz było dokonanie adaptacji PBQ – narzędzia do badania przekonań charakterystycznych dla zaburzeń osobowości. Praca ta uzupełnia zatem istotną lukę, gdyż w Polsce narzędzia do badania zaburzeń osobowości są raczej nieliczne (zob. First, Gibbon, Spitzer, Williams i Benjamin, 2010), zaś zupełnie brakuje metod umożliwiających weryfikowanie hipotezy o specyficzności przekonań w zaburzeniach osobowości. Ze względu na wady konstrukcyjne PBQ postanowiono jednak – obok prostej translacji, dla której przeprowadzono odpowiednie analizy psychometryczne – wprowadzić także modyfikacje konstrukcyjne, prowadzące do uzyskania trawestacji PBQ. Objęły one zasadniczo uniezależnienie diagnostyczne skali osobowości z pogranicza, dodanie skali osobowości schizotypowej oraz – przede wszystkim – dokonanie wyboru pozycji do skal na podstawie wyników analizy czynnikowej (a nie wyłącznie na podstawie teoretycznej czy analiz psychometrycznych zrealizowanych odrębnie dla poszczególnych skal). Wprowadzenie takiej procedury analitycznej powinno umożliwić uzyskanie jednoznacznego dowodu na specyfikę przekonań dla zaburzeń osobowości, prowadzić do obniżenia interkorelacji oraz poprawy trafności zbieżnej i różnicowej pomiaru skal. Ze względu na niejasną strukturę czynnikową skal PBQ, w tym możliwe duże obciążenie czynnikiem ogólnym, oraz ich ewentualną specyfikę kulturową oryginalna pula pozycji została poszerzona o ich kulturowe odpowiedniki oraz okrojona do empirycznych

wskaźników poznawczych poszczególnych zaburzeń. Procedura ta doprowadziła zatem do opracowania kulturowej i psychometrycznej trawestacji PBQ, której charakterystyka psychometryczna została poddana analizie porównawczej z wersją translacyjną.

## METODA

### Badane grupy

Badaniami o celu konstrukcyjno-walidacyjnym PBQ objętych zostało ogółem 1619 osób (próba K-W; Tabela 1) – zdrowych oraz z objawami zaburzeń psychicznych (w tym zaburzeń osobowości), w celu zwiększenia zróżnicowania odpowiedzi. Dane zostały zebrane w ramach kilku projektów badawczych i połączone w jedną grupę.

Tabela 1  
*Charakterystyka demograficzna badanych grup*

Grupa	Zrealizowane analizy: zastosowane narzędzia	<i>N</i>	Płeć	Wiek: zakres	Wiek: <i>M (SD)</i>
K-W A	Trafność teoretyczna: PBQ i TALEIA-400A	227	143 K / 84 M	20-80	38,34 (14,94)
K-W B	Trafność teoretyczna: PBQ i SCID-II	305	227 K / 78 M	18-82	37,33 (12,98)
K-W C	Stabilność czasowa: PBQ	887	337 K / 550 M	18-66	36,43 (13,48)
K-W ogółem	Podstawowe wskaźniki psychometryczne oraz eksploracyjna i confirmacyjna analiza czynnikowa PBQ	1619	748 K / 871 M	18-88	36,89 (13,84)
W	Konfirmacyjna analiza czynnikowa wersji trawestacyjnej PBQ	1425	501 K / 924 M	17-87	36,29 (13,15)

*Uwaga.* We wszystkich grupach dominowały osoby z wykształceniem średnim oraz wyższym (około 2/3 badanych grup).

Podgrupa K-W A objęła dane zebrane w badaniach pilotażowych PBQ (z zastosowaniem dodatkowo kwestionariusza TALEIA-400A) 227 osób niehospitalizowanych, rekrutowanych przypadkowo do badań w kilku regionach kraju. Do analizy włączono także dane 200 osób uzyskane w ramach tych samych badań, otrzymane z badania różnych grup demograficznych i klinicznych. Grupę tę zwiększono ponadto o dane pochodzące z dwóch grup uczestników wypadków drogowych: 305 osób (grupa K-W B z kilku województw), które zgłosiły się na terapię zaburzeń potraumatycznych (do analizy zakwalifikowano tylko dane z pomiaru przed terapią, w tym także dane z kwestionariusza SCID-II) oraz 887 osób (grupa K-W C), badanych dwukrotnie, z przerwą roczną między bada-

niami (dla całej grupy K-W uwzględniono w analizie tylko dane z pierwszego badania PBQ). Prace analityczne oraz konstrukcyjne zostały przeprowadzone na danych zebranych w całej grupie, zaś analizy walidacyjne – w grupach K-W: A i B. Rozwiązanie czynnikowe zostało także poddane weryfikacji w grupie 1425 osób (grupa W), badanych w programie „PTSD: Diagnoza, Terapia, Profilaktyka” z zastosowaniem wersji trawestacyjnej PBQ: badań pilotażowych, zrealizowanych w grupie 276 uczestników wypadków drogowych, i badań właściwych, przeprowadzonych w grupie 300 uczestników wypadków drogowych, 303 powozian oraz 300 strażaków w służbie czynnej i 250 słuchaczy szkoły podoficerskiej straży pożarnej. Protokoły zawierające brakujące dane nie były uwzględniane w analizie.

### **Polskie adaptacje PBQ**

Kwestionariusz Przekonań PBQ (*Personality Belief Questionnaire*) był już wcześniej prezentowany w polskiej literaturze (Leahy, 2008, s. 277-283), ale wyłącznie w formie tłumaczenia pozycji, bez analizy jego własności psychometrycznych. W podjętej w tym artykule ponownej adaptacji uwzględniono przede wszystkim translację oryginalnych pozycji (posiłkując się istniejącym już tłumaczeniem oraz dokonując dodatkowego profesjonalnego tłumaczenia) i po grupowym ustaleniu ostatecznego brzmienia pozycji (zob. Drwal, 1990) wersję tę poddano analizie psychometrycznej. Ze względu na możliwą specyfikę kulturową przekonań w każdej skali dodano także szereg nowych pozycji „eksperymentalnych” (Drwal, 1990) – polskich odpowiedników wskaźników oryginalnych (zwłaszcza dla skali osobowości z pogranicza, gdyż zmierzano do uniezależnienia jej od pozostałych skal). Wprowadzono także odrębne pozycje dla osobowości schizotypowej (w sumie zwiększając liczbę pozycji w PBQ do 215), wzorując się na inwentarzu SPQ (Raine, 1991). W oryginale pozycje w kwestionariuszu zostały pogrupowane, tzn. zamieszczone w kolejności odpowiadającej poszczególnym zaburzeniom, co zachowano w wersji polskiej (pozycje dla skali osobowości schizotypowej zostały zgrupowane na końcu inwentarza). W celu wydobycia specyfiki przekonań odpowiadających poszczególnym zaburzeniom osobowości uzyskane w badaniach dane poddano eksploracyjnej analizie czynnikowej. Rozpoczęto je od analizy 126 pozycji tworzących translację PBQ (wyniki surowe, PC, test piargowy, Oblimin). Wykazała ona silny pierwszy czynnik o wartości własnej 29,58 (23,5% wyjaśnionej wariancji; przy punktach nieciągłości 1/6/9 wartości własnych), przy sześciu identyfikowalnych treściowo czynnikach (osobowość bierno-agresywna, obsesyjno-kompulsyjna, nar-

cystyczna, histrioniczna, schizoidalna i paranoiczna). Wiele pozycji wykazywało jednak ładunki na pierwszym czynniku lub ładunki na kilku czynnikach. Podobne wyniki uzyskano po dołączeniu pozycji „eksperymentalnych” – dla 215 pozycji analiza wykazała silny pierwszy czynnik o wartości własnej 47,73 (22,2% wyjaśnionej wariancji; przy punktach nieciągłości 1/5/7 wartości własnych), ponownie przy znaczącym ładunku wielu pozycji na pierwszym czynniku oraz ładunkach na kilku czynnikach. W celu kontroli czynnika ogólnego, który może zacierać specyfikę treściową pozycji, kolejne analizy wykonano na danych ipsatyzowanych (Gorsuch, 2015, s. 333). Dla 126 pozycji translacji uzyskano jednak zbliżone rozwiązanie jak dla danych surowych. Dla 215 pozycji PBQ test piargowy wskazał na konieczność wyodrębnienia 11 czynników odpowiadających wyodrębnianym zaburzeniom osobowości. W kolejnych krokach liczba pozycji została okrojona do 10-12 pozycji dla każdego czynnika, zasadniczo ze względu na ładunki zbieżne (akceptowalny ładunek na właściwym czynniku), przy eliminacji tych pozycji, które wykazywały wysoki ładunek na innym czynniku, przy jednocześnie bardzo niskim na czynniku właściwym. Procedura taka doprowadziła do znacznej redukcji liczby pozycji w skalach PBQ, przy czym rozwiązanie to zostało zweryfikowane z zastosowaniem metody Osi Głównych. W końcowym kroku analiza czynnikowa została zrealizowana na danych surowych (PAF, test piargowy, Oblimin), co wykazało niezmienniczość uzyskanego rozwiązania. Tę wersję PBQ, ograniczoną do 124 pozycji i określoną w tym artykule jako polska trawestacja, poddano analizom porównawczym z wersją translacyjną.

### Zastosowane narzędzia do walidacji PBQ

Do walidacji obu wersji PBQ zastosowano dwa kwestionariusze, umożliwiające badanie zaburzeń osobowości: TALEIA-400A (próba K-W A) oraz SCID-II (próba K-W B). Inwentarz TALEIA-400A (akronim pełnej nazwy: *Test for Axial Evaluation and Interview for Clinical, Personnel, and Guidance Applications*; wersja A o liczbie 400 pozycji) służy do diagnozy zespołów zaburzeń psychicznych i zaburzeń osobowości, zgodnie z DSM-IV i ICD-10 (Boncori, 2007). Zawiera trzy skale kontrolne, osiem skal badających zespoły zaburzeń oraz dziesięć do badania zaburzeń osobowości: paranoicznej, schizoidalnej, schizotypowej, antyspołecznej, *borderline* (z pogranicza), histrionicznej, narcystycznej, unikającej, zależnej i obsesyjno-kompulsywnej. Polska adaptacja kwestionariusza TALEIA-400A została zrealizowana przez Annę Puchtińską i Lucję Boncori w formie translacji, przy czym w tym artykule wykorzystano tylko wyniki skal

badających zaburzenia osobowości<sup>1</sup>. Drugim narzędziem zastosowanym do walidacji PBQ był inwentarz SCID-II, pomocniczy do wywiadu klinicznego (First i in., 2010). Kwestionariusz ten stanowi narzędzie przesiewowe do diagnozy za pomocą wywiadu dwunastu zaburzeń osobowości, ujmowanych przez DSM-IV, w tym także bierno-agresywnej i depresyjnej (ostatnia nie była uwzględniona w analizach walidacyjnych).

## WYNIKI

Analizę wyników skal polskiej translacji PBQ rozpoczęto od obliczenia współczynników mocy dyskryminacyjnej dla danych ipsatyzowanych i surowych (po niepowodzeniu zastosowania eksploracyjnej analizy czynnikowej). Uzyskane wyniki wskazały na znaczne obniżenie współczynników mocy dyskryminacyjnej dla danych ipsatyzowanych w porównaniu z surowymi (20 pozycji o wskaźniku mocy poniżej wartości 0,20; 52 pozycje  $\leq 0,30$ ), co sugeruje, że pozycje te w dużym stopniu mierzą czynnik ogólny zaburzeń, niedostatecznie odzwierciedlając specyfikę poznawczą danego zaburzenia osobowości (w największym stopniu dotyczyło to pozycji ze skali zaburzenia *borderline*, która nie zawiera własnych pozycji). Uzyskane dane zostały syntetycznie przedstawione w Tabeli 2 (szczegółowe dane dotyczące pozycji translacji PBQ są dostępne u autorów).

Dane dla tej wersji (wyłącznie wyniki surowe) poddano confirmacyjnej analizie czynnikowej z wykorzystaniem pakietów pozycji testowych (po dwie wyodrębnione losowo parcele dla każdej z 10 skal: w przypadku 14 pozycji w skali możliwy był jedynie podział połówkowy dla wszystkich skal, przy założeniu równoważności pakietów i ciągłości skali pomiarowej), z zastosowaniem odpornego estymatora RML (ze względu na odstępstwa od normalności rozkładu; Konarski, 2009). Procedurę tę wprowadzono jako ekwiwalent analizy na poziomie pozycji, bowiem ta wymagałaby zastosowania estymatorów wykorzystujących macierze korelacji (skala porządkowa odpowiedzi) i znacznie bardziej – niż uzyskana w badaniach – liczebnej próby. Model ten wykazał akceptowalne dopasowanie: Satorra-Bentler  $\chi^2 = 1437,52$ ;  $df = 125$ ;  $p < 0,01$ ; RMSEA = 0,081; CFI = 0,982; GFI = 0,905; SRMR = 0,041; zob. Schermelleh-Engel, Moosbrugger i Müller, 2003). Natomiast model ortogonalny przyjmujący nasycenie wszystkich pakietów czynnikiem ogólnym oraz 10 czynnikami specyficznymi (odrębnymi dla każdego z dwóch pakietów odpowiadających danemu zaburzeniu) wykazał

---

<sup>1</sup> Inwentarz TALEIA-400A był zastosowany w prezentowanych badaniach za zgodą Auterek – Profesor Luci Boncori i Anny Puchtińskiej oraz wydawcy – Wydawnictwa Aleteia.



nieprawidłowe oszacowania dla osobowości *borderline* oraz nieadekwatne dopasowanie (Satorra-Bentler  $\chi^2 = 3704,80$ ;  $df = 150$ ;  $p < 0,01$ ; RMSEA = 0,121; CFI = 0,952; GFI = 0,747; SRMR = 0,092), także przy założeniu, że oba pakiety osobowości z pogranicza miały tylko ładunki czynnika ogólnego (Satorra-Bentler  $\chi^2 = 3877,89$ ;  $df = 152$ ;  $p < 0,01$ ; RMSEA = 0,123; CFI = 0,950; GFI = 0,749; SRMR = 0,089). Wyniki te sugerują, że translacja PBQ ma istotne ograniczenie diagnostyczne: w zbyt małym stopniu umożliwia określenie specyfiki zaburzenia w następstwie obciążenia pozycji czynnikiem ogólnym, zwłaszcza – co jest zrozumiałe – w przypadku skali osobowości *borderline*. Dane te skłoniły nas do przyjęcia alternatywnego rozwiązania, mianowicie – poszukiwania specyfiki poznawczej zaburzeń osobowości oraz odejścia od konstrukcji teoretyczno-kryterialnej PBQ, przyjętej w wersji oryginalnej, w stronę podejścia indukcyjnego (Zawadzki, 2006). Trzeba zaznaczyć, że w innych najnowszych analizach podjęto próbę zastosowania analizy czynnikowej (eksploracyjnej i confirmacyjnej) pozycji dziewięciu skal PBQ (z pominięciem skali osobowości z pogranicza), ale nie doprowadziła ona do uzyskania klarownej struktury (Fournier i in., 2012). Autorzy uzyskali tylko siedem czynników, bowiem pozycje osobowości zależnej i unikającej oraz antyspołecznej i narcystycznej utworzyły wspólne dwa czynniki. Jak się wydaje, efekt ten może wynikać z silnego skorelowania skal PBQ, toteż wpływ czynnika ogólnego starano się w tej pracy kontrolować, przeprowadzając wstępne analizy na danych ipsatyzowanych.

Tabela 2

*Moce dyskryminacyjne pozycji polskiej translacji Kwestionariusza Przekonań (PBQ)*

Skale translacji PBQ	Liczba pozycji	Wyniki surowe: zakres SKPS	Wyniki surowe: mediana SKPS	Wyniki ipsatyzowane: zakres SKPS	Wyniki ipsatyzowane: mediana SKPS
Osobowość unikająca	14	0,38-0,61	0,51	0,20-0,46	0,34
Osobowość zależna	14	0,31-0,65	0,58	0,14-0,46	0,38
Osobowość bierno-agresywna	14	0,33-0,63	0,52	0,10-0,40	0,29
Osobowość obsesyjno-kompulsyjna	14	0,44-0,73	0,59	0,17-0,60	0,45
Osobowość antyspołeczna	14	0,35-0,66	0,55	0,03-0,41	0,29
Osobowość narcystyczna	14	0,49-0,75	0,64	0,22-0,58	0,41
Osobowość histrioniczna	14	0,40-0,70	0,59	0,14-0,50	0,31
Osobowość schizoidalna	14	0,44-0,64	0,53	0,17-0,47	0,39
Osobowość paranoiczna	14	0,55-0,78	0,69	0,28-0,57	0,45
Osobowość z pogranicza	14	0,42-0,58	0,52	-0,08-0,32	0,18

*Uwaga.* SKPS – skorygowana korelacja pozycja-skala (moc dyskryminacyjna).

Dla danych ipsatyzowanych wersji finalnej trawestacji PBQ ładunki wtórne dla czterech pozycji były arytmetycznie wyższe niż ładunki na własnym czynniku (przy substancjalnej ich wielkości zbieżnej). Dla danych surowych liczba ta wzrosła do dziewięciu pozycji (cztery dla skali osobowości histrionicznej). Dalej nie dokonywano już skracania skal, bowiem prowadziłoby to do zbyt znacznej redukcji liczby pozycji w skali osobowości histrionicznej (do sześciu) i w konsekwencji zbyt znacznego zawężenia treści badanych przekonań. Uzyskane wyniki wskazały również na obniżenie współczynników mocy dyskryminacyjnej dla danych ipsatyzowanych w porównaniu z surowymi, ale tylko dla pięciu pozycji uzyskane współczynniki były niższe od wartości 0,30 (żadna poniżej 0,20). Wyniki te wskazują zatem, że pomimo obciążenia czynnikiem ogólnym zaburzeń osobowości, możliwe jest wyodrębnienie zestawu przekonań odzwierciedlających specyfikę poznawczą danego zaburzenia. Dane dla tej wersji PBQ zostały syntetycznie przedstawione w Tabeli 3 (dla wyników analizy czynnikowej przedstawiono jedynie ładunki zbieżne z pominięciem korelacji czynnikowych pozycji (macierzy strukturalnej) oraz wyłącznie wyniki uzyskane w analizie danych surowych; szczegółowe dane dotyczące pozycji wersji trawestacyjnej są dostępne u autorów).

Tabela 3  
Moc dyskryminacyjne oraz ładunki czynnikowe pozycji polskiej trawestacji Kwestionariusza Przekonań (PBQ)

Skale trawestacji PBQ	Liczba pozycji	Wyniki surowe: zakres SKPS	Wyniki surowe: mediana SKPS	Wyniki ipsatyzowane: zakres SKPS	Wyniki ipsatyzowane: mediana SKPS	Wyniki surowe: zakres ładunków czynnikowych	Wyniki surowe: mediana ładunków czynnikowych
Osobowość unikająca	12	0,49-0,67	0,53	0,30-0,44	0,34	0,27-0,51	0,38
Osobowość zależna	12	0,50-0,75	0,65	0,34-0,61	0,47	0,48-0,77	0,48
Osobowość bierno-agresywna	12	0,50-0,67	0,59	0,28-0,47	0,32	0,41-0,73	0,51
Osobowość obsesyjno-kompulsyjna	12	0,57-0,76	0,64	0,41-0,66	0,51	0,52-0,82	0,66
Osobowość antyspołeczna	12	0,51-0,68	0,60	0,31-0,47	0,38	0,24-0,56	0,43
Osobowość narcystyczna	12	0,59-0,78	0,69	0,36-0,61	0,51	0,46-0,67	0,65
Osobowość histrioniczna	10	0,48-0,71	0,64	0,21-0,53	0,40	0,24-0,56	0,39
Osobowość schizoidalna	10	0,43-0,60	0,54	0,29-0,49	0,37	0,32-0,70	0,46
Osobowość paranoiczna	12	0,63-0,78	0,72	0,36-0,57	0,49	0,47-0,71	0,64
Osobowość z pogranicza	10	0,55-0,70	0,64	0,35-0,54	0,45	0,27-0,57	0,43
Osobowość schizotypowa	10	0,58-0,70	0,63	0,41-0,57	0,49	0,41-0,75	0,60

*Uwaga.* SKPS – skorygowana korelacja pozycja-skala (moc dyskryminacyjna). Polska trawestacja obejmuje 53 nowe pozycje (na 124 = 57% oryginalnych), przy pominięciu dodanej skali osobowości schizotypowej – 62% oryginalnych (najwięcej nowych pozycji skala osobowości zależnej i *borderline*: 7 na 12/10). Korelacje pomiędzy skalami obu wersji były powyżej wartości 0,90 (najwyższe dla skali osobowości paranoicznej – 0,97 i narcystycznej – 0,96), poza skalą osobowości schizoidalnej (0,89) oraz *borderline* (0,77). Wartości własne przed rotacją dla danych surowych: 29,52, 7,30, 6,54, 4,21, 3,63, 3,11, 2,77, 2,41, 2,05, 1,97 i 1,75 (cały model wyjaśniał 52,64% zmienności; PAF).

Dane dla tej wersji poddano również konfirmacyjnej analizie czynnikowej z wykorzystaniem pakietów pozycji testowych (po dwa wyodrębnione losowo dla każdej z 11 skal), z zastosowaniem odpornego estymatora RML (Konarski, 2009). Model ten z kolei wykazał akceptowalne dopasowanie: Satorra-Bentler  $\chi^2 = 957,27$ ;  $df = 154$ ;  $p < 0,01$ ; RMSEA = 0,057; CFI = 0,988; GFI = 0,940; SRMR = 0,031 (Schermelleh-Engel i in., 2003). Podobnie akceptowalne dopasowanie wykazywał model ortogonalny przyjmujący nasycenie wszystkich pakietów czynnikiem ogólnym oraz 11 czynnikami specyficznymi (odrębnymi dla każdego z dwóch pakietów odpowiadających danemu zaburzeniu): Satorra-Bentler  $\chi^2 = 2542,97$ ;  $df = 187$ ;  $p < 0,01$ ; RMSEA = 0,078; CFI = 0,966; GFI = 0,933; SRMR = 0,077 (przy zachowaniu prawidłowych estymacji zarówno ładunków specyficznych, jak i czynnika ogólnego w przedziale od 0,44 do 0,77). Modele te poddano weryfikacji na danych uzyskanych w grupie W dla pakietów pozycji testowych. Akceptowalne dopasowanie uzyskano zarówno dla modelu z 11 zmiennymi latentnymi: Satorra-Bentler  $\chi^2 = 693,47$ ;  $df = 154$ ;  $p < 0,01$ ; RMSEA = 0,0496; CFI = 0,994; GFI = 0,946; SRMR = 0,025, jak i dla modelu przyjmującego nasycenie pakietów czynnikiem ogólnym oraz 11 czynnikami specyficznymi: Satorra-Bentler  $\chi^2 = 1870,81$ ;  $df = 187$ ;  $p < 0,01$ ; RMSEA = 0,079; CFI = 0,981; GFI = 0,951; SRMR = 0,058 (przy zachowaniu prawidłowych estymacji zarówno ładunków specyficznych, jak i czynnika ogólnego w przedziale od 0,32 do 0,85). Wyniki te wskazują, że trawestacja PBQ umożliwia wyodrębnienie poznawczej specyfiki zaburzenia, przy mniejszym obciążeniu wyników skal czynnikiem ogólnym, jak również potwierdzają zasadność kontrolowania czynnika ogólnego w przyjętej procedurze wyodrębniania przekonań specyficznych dla poszczególnych zaburzeń osobowości.

W ostatecznym kroku analizie porównawczej zostały poddane różne wskaźniki psychometryczne dla obu wersji PBQ: współczynniki rzetelności pomiaru (zgodności wewnętrznej), współczynniki stabilności czasowej oraz dane korelacyjne ze skalami kwestionariuszy TALEIA-400A i SCID-II wyłącznie dla danych surowych. Wyniki te zostały przedstawione w Tabeli 4.

Obie wersje charakteryzuje akceptowalna oraz porównywalna rzetelność – zarówno w aspekcie zgodności wewnętrznej, jak i stabilności czasowej, pomimo iż skale trawestacji są krótsze (Schuerger, Zarella i Hotz, 1989). Przy porównywalnej trafności zbieżnej pomiaru (korelacje z narzędziami badającymi odpowiadające sobie zaburzenia osobowości) skale trawestacji wykazały zdecydowanie lepszą trafność różnicową (zwłaszcza w odniesieniu do inwentarza SCID-II: trafność różnicowa, czyli wyższe korelacje zbieżne niż korelacje z skalami bada-

jącymi inne zaburzenia, została zademonstrowana dla czterech skal translacji, przy ośmiu – dla trawestacji).

Tabela 4  
Charakterystyka psychometryczna skal polskiej translacji oraz trawestacji Kwestionariusza Przekonań (PBQ)

Skale PBQ: translacja	$\alpha$ Cronbacha (próba K-W)	Stabilność czasowa (próba K-W C)	Korelacja z odpowiednią skalą TALEIA-400A (próba K-W A)	Korelacja ze skalami kwestionariusza SCID-II (próba K-W B)
Osobowość paranoiczna	0,93	0,65*	0,52* (0,43* SCH)@	0,44* (0,45* SCH)
Osobowość schizoidalna	0,87	0,46*	0,22* (0,32* NA)	0,29* (0,21* NA)@
Osobowość schizotypowa	–	–	–	–
Osobowość antyspoleczna	0,87	0,60*	0,37* (0,44* PA/NA)	0,16* (0,41* NA)
Osobowość histrioniczna	0,88	0,54*	0,52* (0,54* NA)	0,29* (0,43* NA)
Osobowość narcystyczna	0,91	0,53*	0,55* (0,51* HT)@	0,45* (0,28* PA)@
Osobowość z pogranicza	0,86	0,66*	0,49* (0,58* PA)	0,40* (0,44* SCD)
Osobowość unikająca	0,85	0,57*	0,45* (0,45* SCH)	0,39*(0,34* SCD)@
Osobowość zależna	0,88	0,60*	0,36* (0,36* PA/SCH)	0,39* (0,33* SCH)@
Osobowość obsesyjno-kompulsyjna	0,90	0,51*	0,43* (0,31* NA)@	0,19* (0,32* NA)
Osobowość bierno-agresywna	0,86	0,53*	–	0,35* (0,41* PA)
Skale PBQ: trawestacja	$\alpha$ Cronbacha (cała próba)	Stabilność czasowa (próba K-W C)	Korelacja z odpowiednią skalą TALEIA-400A (próba K-W A)	Korelacja ze skalami kwestionariusza SCID-II (próba K-W B)
Osobowość paranoiczna	0,93	0,65*	0,53* (0,44* PA)@	0,46* (0,42* SCH)@
Osobowość schizoidalna	0,83	0,47*	0,23* (0,28* OK)	0,27* (0,14* NA)@
Osobowość schizotypowa	0,89	0,58*	0,35* (0,41* NA)	0,50* (0,35* PA)@
Osobowość antyspoleczna	0,89	0,63*	0,50* (0,50* BD)	0,20* (0,42* NA)
Osobowość histrioniczna	0,88	0,59*	0,59* (0,59* NA)	0,41* (0,39* NA)@
Osobowość narcystyczna	0,92	0,54*	0,54* (0,51* NA)@	0,43* (0,24* PA)@
Osobowość z pogranicza	0,89	0,57*	0,50* (0,55* PA)	0,45* (0,43* BA)@
Osobowość unikająca	0,86	0,60*	0,39* (0,41* SCH)	0,38* (0,31* SCD)@
Osobowość zależna	0,91	0,61*	0,45* (0,38* PA/SCH)@	0,43* (0,29* BA)@
Osobowość obsesyjno-kompulsyjna	0,92	0,54*	0,43* (0,23* NA)@	0,16* (0,26* PA)
Osobowość bierno-agresywna	0,88	0,54*	–	0,36* (0,39* NA)

Uwaga. \* współczynnik korelacji istotny na poziomie  $p < 0,05$  (test dwustronny); @ – zademonstrowana trafność różnicowa (w nawiasach wskazano skale TALEIA-400A oraz SCID-II, dla których uzyskano najwyższe korelacje z analizowanymi skalami PBQ).

Inną kwestią jest jednak niska trafność zbieżna skal PBQ zarówno dla translacji, jak i trawestacji (średnie korelacje rzędu powyżej 0,40 ze skalami TALEIA-400A oraz – nieco poniżej – tej wartości z SCID-II), zwłaszcza niezbyt satysfakcjonująca w kontekście wysokiego skorelowania skal PBQ (średnio około 0,50 dla translacji i około 0,40 dla trawestacji, przy średniej rzędu 0,35 dla obu narzędzi walidacyjnych). Wynik ten wydaje się typowy dla skal badających zaburzenia osobowości na podstawie przekonań: korelacje oscylujące średnio wokół wartości 0,35 stwierdzono także dla inwentarzy PBQ, PDQ-R i MMPI-PD (przy skorelowaniu skal PBQ średnio około 0,40; Trull, Goodwin, Schopp, Hillebrand i Schuster, 1993), jak i innych poznawczych miar zaburzeń osobowości – PDBQ (zob. Arntz i in., 2004).

## DYSKUSJA

Rozwój psychologii poznawczej sprawił, że jednym z celów stało się poszukiwanie kluczowych dla różnych zaburzeń schematów poznawczych. Jak zauważyli Fournier i współpracownicy (2012, s. 795), ma to znaczenie nie tylko dla teoretycznego ujmowania patologii osobowości, lecz także dla praktyki terapeutycznej, bowiem „identyfikacja dysfunkcyjnych przekonań może być pomocna dla konceptualizacji przypadku specyficznego zaburzenia, jak również określać specyficzne cele dla oddziaływań terapeutycznych”. Opracowanie oryginalnej wersji inwentarza PBQ, jak zresztą i innych inwentarzy do badania zaburzeń osobowości, w których zmierzano do wyodrębnienia przekonań odpowiadających każdemu z objawów klinicznych zaburzenia, tylko częściowo rozwiązało ten problem. Okazało się bowiem, że skale tych wielowymiarowych narzędzi wykazują silne obciążenie czynnikiem wspólnym dla różnych zaburzeń (co uwiidacznia się także w charakterystyce psychometrycznej polskiej translacji PBQ). Wykorzystanie analizy czynnikowej w procedurze adaptacji PBQ, skutkującej uzyskaniem trawestacji, dało natomiast możliwość zidentyfikowania przekonań specyficznych dla danego zaburzenia. Oczywiście przyjęcie procedury teoretyczno-indukcyjnej w miejsce teoretycznej (zob. Zawadzki, 2006) spowodowało okrojenie treściowej puli pozycji identyfikujących dane zaburzenie. W tym sensie pozycje tworzące skale trawestacji PBQ nie odpowiadają wszystkim objawom poszczególnych zaburzeń osobowości. Z drugiej jednak strony, przyjęta procedura pozwoliła na ograniczenie czynnika ogólnego oraz rozdzielenie wskaźników kluczowych dla poszczególnych zaburzeń. W sensie psychometrycznym skutek tego doprowadziła do obniżenia interkorelacji skal PBQ oraz poprawy ich traf-

ności różnicowej pomiaru, przy porównywalnej trafności zbieżnej. Zastosowanie ipsatyżacji jest co prawda krytykowane (zob. Fisher i Milfont, 2010), ale w zrealizowanych analizach posłużyło jedynie do uzyskania wstępnego rozwiązania, uzasadnionego koniecznością kontroli nasycenia pozycji czynnikiem ogólnym. Duża zbieżność uzyskanych wyników z analizą na danych surowych wskazuje zaś, że procedura ta nie doprowadziła do wypaczenia obrazu struktury pozycji PBQ.

Rezultaty te sugerują zatem, że cel tej pracy w postaci wprowadzenia procedury adaptacji umożliwiającej uchwycenie specyfiki przekonań dla poszczególnych zaburzeń osobowości został osiągnięty. Także w tym sensie, że dowód w postaci wyników analizy czynnikowej jest metodologicznie znacznie silniejszy niż dowód bazujący wyłącznie na wskaźnikach wewnętrznej struktury pozycji poszczególnych skal. Inne kwestie proceduralne, wprowadzone do analizy i prowadzące do uzyskania tawestacji, mają przy tym drugorzędne znaczenie, choć także trzeba na nie zwrócić uwagę. W procesie adaptacji wprowadzono też nowe pozycje – „eksperymentalne”, które były niezbędne zwłaszcza dla skonstruowania skali zaburzenia osobowości schizotypowej oraz osobowości z pogranicza. W pierwszym przypadku bowiem pominięcie skali osobowości schizotypowej skutkowałoby praktyczną dezaktualizacją adaptacji tego inwentarza. Zaburzenie to nadal jest traktowane jako jedno z podstawowych (APA, 2013) i stanowi osobowościowy czynnik ryzyka schizofrenii (Raine, 1991), a ponadto istnieje wiele innych wielowymiarowych narzędzi, w których jest ono odrębnie diagnozowane (por. Arntz i in., 2004). Natomiast skala osobowości z pogranicza, w proponowanej w oryginale formie, była skalą kompozycyjną, która nie zawierała własnych pozycji. Wady takiego rozwiązania są psychometrycznie dość oczywiste – ze względu na powielanie pozycji z innymi skalami, praktycznie staje się ona skalą najsilniej nasyconą czynnikiem ogólnym. Więcej, faktycznie będzie pełniła rolę skali badającej wymiar ogólny wskutek tego, że nie jest diagnostycznie niezależna. Z tego względu przy opracowaniu polskiej tawestacji zmierzano do wyodrębnienia zbioru specyficznych wskaźników dla osobowości *borderline*. Wreszcie, do tej wersji PBQ zostały włączone kulturowe odpowiedniki oryginalnych pozycji. Procedura ta ma swoje wady (zob. Drwal, 1990), bowiem skutkuje eliminowaniem pozycji oryginalnych przez pozycje nowe, specyficzne dla danej kultury i może sprzyjać odchyłaniu się trafności pomiaru skal tawestacyjnych w stosunku do translacji. Analiza porównawcza trafności obu rodzajów skal nie wykazała jednak, aby takie zniekształcenie istotnie miało miejsce (podobnie jak nie wskazuje na taki efekt porównanie z danymi uzyskanymi dla wersji oryginalnej). W psychologii międzykulturowej zaś skale tawestacyjne traktowane są

niekiedy jako optymalna forma adaptacji kulturowej, bowiem pomimo modyfikacji, nadal zachowują tożsamość badanego konstruktu (Drwal, 1990). Z tego powodu uznano, iż uwzględnienie pozycji „eksperymentalnych” w procesie adaptacji inwentarza PBQ jest dopuszczalne także w szerszym zakresie niż tylko dla skal osobowości z pogranicza i osobowości schizotypowej. Niezależnie jednak od tego wersję trawestacyjną PBQ traktujemy jako pewną propozycję badawczą czy – ściślej – jako wersję o charakterze „eksperymentalnym”.

Korzystna charakterystyka psychometryczna nie oznacza jednak, iż trawestacja PBQ jest pozbawiona wad diagnostycznych. W istocie bowiem zastosowana procedura adaptacji pozwoliła na ograniczenie, a nie wyeliminowanie wad tego inwentarza. Jak wskazaliśmy wcześniej, typowym problemem narzędzi badających zaburzenia osobowości, a zwłaszcza narzędzi diagnozujących zaburzenia osobowości na podstawie przekonań, jest wysokie skorelowanie skal pomiarowych (Widiger i Trull, 1992). Jednym ze środków przeciwdziałających nadmiernemu skorelowaniu skal i poprawiających ich trafność zbieżną oraz różnicową pomiaru jest stosowane w tych narzędziach grupowanie pozycji (Schriesheim, Kopelman i Solomon, 1989). Ułatwia ono bowiem osobom badanym identyfikację i rozróżnienie specyficznych treści pozycji. Taką zgrupowaną strukturę pozycji przyjęli też autorzy wersji oryginalnej (Beck i Beck, 1991) i została ona zachowana w polskiej adaptacji. Dodatkowo procedura analizy wykorzystująca analizę czynnikową pozwoliła na obniżenie korelacji pomiędzy skalami PBQ, co jest widoczne w przypadku porównania translacji i trawestacji. Efekt ten uzyskano poprzez eliminację pozycji obciążonych czynnikiem ogólnym oraz wyodrębnienie pozycji specyficznie diagnostycznych dla danego zaburzenia, wraz z usunięciem redundancji diagnostycznych. W istocie jednak tę wadę diagnostyczną w toku prac adaptacyjnych udało się jedynie ograniczyć, a nie wyeliminować. Nie chodzi przy tym o wysokie skorelowanie skal badających zaburzenia, bo należy uwzględniać faktyczne współwystępowanie zaburzeń osobowości, ale o ich nadmiernie wysokie skorelowanie (interkorelacje równe korelacjom ilustrującym ich trafność zbieżną). Polska translacja, ale i trawestacja PBQ powieliła zatem wady diagnostyczne wersji oryginalnej, jak i innych narzędzi badających zaburzenia osobowości na podstawie przekonań.

Poblemem narzędzi diagnozujących zaburzenia osobowości na podstawie przekonań jest niezbyt satysfakcjonująca trafność zbieżna pomiaru. W tym aspekcie także zarówno polska translacja, jak i trawestacja PBQ wydaje się powielać wady wersji oryginalnej i innych tego rodzaju narzędzi diagnostycznych. Dla skal tych bowiem uzyskiwane są współczynniki korelacji rzędu 0,40 z innymi miarami, obejmującymi też pozapoznawcze wskaźniki zaburzeń osobowości.

Takie współczynniki uzyskano także w prezentowanych badaniach – nie wskazują one zatem na deficyt trafności polskich adaptacji, ale raczej ilustrują bardziej ogólne zjawisko obniżonej wartości diagnostycznej narzędzi badawczych bazujących wyłącznie na charakterystykach poznawczych. Pełna diagnoza osobowości powinna zatem uwzględniać także wzorce reakcji emocjonalnych oraz wzorce zachowań charakterystyczne dla poszczególnych zaburzeń. W tym sensie PBQ nie stanowi w pełni wartościowego ekwiwalentu diagnostycznego dla innych narzędzi, wykorzystujących obok przekonań także pozapoznawcze wskaźniki zaburzeń. Jak sądzimy, PBQ może oferować jedynie diagnozę specyficznych przekonań w zaburzeniach osobowości, co ma zresztą także niebagatelne znaczenie teoretyczne, jak i wnosi istotną wartość do praktyki terapeutycznej. Modyfikacja kluczowych przekonań (schematów poznawczych) jest uznawana za jeden z centralnych mechanizmów zmiany odpowiedzialnych za poprawę kliniczną osiąganą w wyniku terapii poznawczej (Wenzel, Chapman, Newman, Beck i Brown, 2006) oraz wywodzącej się z niej terapii skoncentrowanej na schematach (Arntz i van Genderen, 2016; Young, Klosko i Weishaar, 2003). Potwierdzenie tej hipotezy wymaga badań nad skutecznością terapii z zastosowaniem narzędzi umożliwiających trafną diagnozę przekonań (Forster, Berthollier i Rawlinson, 2014) i do tego celu obie wersje PBQ mogą być z powodzeniem wykorzystane. Kwestię wyboru wersji wiernej oryginałowi czy eksperymentalnej pozostawiamy ostatecznie Badaczom.

#### LITERATURA CYTOWANA

- Alford, B. A. i Beck, A. T. (1997). *The integrative power of cognitive therapy*. New York: The Guilford Press.
- Alford, B. A. i Beck, A. T. (2005). *Terapia poznawcza jako teoria integrująca psychoterapię*. Tłum. M. Łamacz. Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- American Psychiatric Association, APA (1987). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (rev.) (wyd. 3). Washington, DC: Autor.
- American Psychiatric Association, APA (2000). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders – text revision* (wyd. 4). Washington, DC: Autor.
- American Psychiatric Association, APA (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (wyd. 5). Arlington, VA: Autor.
- Arntz, A., Dreessen, L., Schouten, E. i Weertman, A. (2004). Beliefs in personality disorders: A test with the Personality Disorder Belief Questionnaire. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 1215-1225.
- Arntz, A. i van Genderen, H. (2016). *Terapia schematów w zaburzeniu osobowości typu borderline*. Sopot: Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne.



- Beck, A. T. i Beck, J. S. (1991). *The Personality Belief Questionnaire*. Niepublikowane narzędzie badawcze. The Beck Institute for Cognitive Therapy and Research, Bala Cynwyd, PA.
- Beck, A. T., Butler, A. C., Brown, G. K., Dahlsgaard, K. K., Newman, C. F. i Beck, J. S. (2001). Dysfunctional beliefs discriminate personality disorders. *Behavioral Research and Therapy*, 39, 1213-1225.
- Beck, A. T., Freeman, A. i współpracownicy (1990). *Cognitive therapy of personality disorders*. New York: Guilford.
- Beck, A. T., Freeman, A., Davis, D. D. i współpracownicy (2005). *Terapia poznawcza zaburzeń osobowości*. Tłum. M. Cierpisz. Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- Bhar, S. S., Beck, A. T. i Butler, A. C. (2012). Beliefs and personality disorders: An overview of the Personality Beliefs Questionnaire. *Journal of Clinical Psychology*, 68, 88-100.
- Boncori, L. (2007). *TALEIA-400A: Test for Axial Evaluation and Interview for clinical, personnel, and guidance Applications – Manual*. Trento: Erickson.
- Butler, A. C., Brown, G. K., Beck, A. T. i Grisham, J. R. (2002). Assessment of dysfunctional beliefs in borderline personality disorder. *Behavioral Research and Therapy*, 40, 1231-1240.
- Drwal, R. Ł. (1990). Problemy kulturowej adaptacji kwestionariuszy osobowości. W: A. Ciechanowicz (red.), *Kulturowa adaptacja testów* (s. 115-138). Warszawa: Polskie Towarzystwo Psychologiczne.
- First, M. B., Gibbon, M., Spitzer, R. L., Williams, J. B. W. i Benjamin, L. S. (2010). *Ustrukturalizowany Wywiad Kliniczny do Badania Zaburzeń Osobowości z Osi II DSM-IV. SCID II*. Warszawa: Pracownia Testów Psychologicznych PTP.
- Fisher, R. i Milfont, T. L. (2010). Standardization in psychological research. *International Journal of Psychological Research*, 3(1), 88-96.
- Forster, C., Berthollier, N. i Rawlinson, D. (2014). A systematic review of potential mechanisms of change in psychotherapeutic interventions for personality disorder. *Journal of Psychology & Psychotherapy*, 4, 133. DOI: 10.4172/2161-0487.1000133
- Fournier, J. C., DeRubeis, R. J. i Beck, A. T. (2012). Dysfunctional cognitions in personality pathology: The structure and validity of the Personality Belief Questionnaire. *Psychological Medicine*, 42, 795-805.
- Gorsuch, R. K. (2015). *Factor analysis. Classic edition*. New York: Routledge.
- Konarski, R. (2009). *Modele równań strukturalnych. Teoria i praktyka*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Leahy, R. L. (2008). *Techniki terapii poznawczej. Podręcznik praktyka*. Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- Popiel, A. i Pragłowska, E. (2006). Optymalizacja – między stylem a zaburzeniem osobowości. W: M. Fajkowska, M. Marszał-Wiśniewska, G. Sędek (red.), *Podpatrywanie myśli i uczuć. Zaburzenia i optymalizacja procesów emocjonalnych i poznawczych. Nowe kierunki badań* (s. 258-279). Sopot: Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne.
- Popiel, A. i Pragłowska, E. (2008). *Psychoterapia poznawczo-behawioralna. Teoria i praktyka*. Warszawa: Wyd. Paradygmat.
- Raine, A. (1991). The SPQ: A scale for the assessment of schizotypal personality based on DSM-III-R criteria. *Schizophrenia Bulletin*, 17, 555-564.
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H. i Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8, 23-74.

- Schriesheim, C. A., Kopelman, R. E. i Solomon, E. (1989). The effect of grouped versus randomized questionnaire format on scale reliability and validity: A three-study investigation. *Educational and Psychological Measurement*, 49, 487-508.
- Schuerger, J. M., Zarella, K. L. i Hotz, A. S. (1989). Factors that influence the temporal stability of personality by questionnaire. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56, 777-783.
- Trull, T. J., Goodwin, A. H., Schopp, L. H., Hillenbrand, T. L. i Schuster, T. (1993). Psychometric properties of a cognitive measure of personality disorders. *Journal of Personality Assessment*, 61, 536-546.
- Young, J. E., Klosko, J. S. i Weishaar, M. E. (2003). *Schema therapy: A practitioner's guide*. New York: Guilford.
- Wenzel, A., Chapman, J. E., Newman, C. F., Beck, A. T. i Brown, G. K. (2006). Hypothesized mechanisms of change in cognitive therapy for borderline personality disorder. *Journal of Clinical Psychology*, 62(4), 503-516. DOI: 10.1002/jclp.20244
- Widiger, T. A. i Trull, T. J. (1992). Personality and psychopathology: An application of the Five-Factor Model. *Journal of Personality*, 60, 363-393.
- Zawadzki, B. (2006). *Kwestionariusze osobowości. Strategie i procedura konstruowania*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.