

KAROLINA STANIASZEK^a

AGNIESZKA POPIEL^b

^aUniwersytet Warszawski

Wydział Psychologii

^bSWPS Uniwersytet Humanistycznospołeczny

Wydział Psychologii

OPRACOWANIE I WALIDACJA
EKSPERYMENTALNEJ POLSKIEJ WERSJI SKRÓCONEJ
KWESTIONARIUSZA SCHEMATÓW YOUNGA (YSQ-ES-PL)
DO BADANIA
WCZESNYCH SCHEMATÓW DEZADAPTACYJNYCH

Kwestionariusz Schematów Younga (YSQ) służy do pomiaru nasilenia wczesnych schematów dezadaptacyjnych wiązanych z przejawami zaburzeń psychicznych, szczególnie zaburzeń osobowości. Przeprowadzono, analogiczną do oryginalnej, procedurę skrócenia polskiej wersji YSQ oraz określono właściwości psychometryczne opracowanego narzędzia poprzez analizę rzetelności i trafności ($N = 1073$). W drugiej części badania zweryfikowano strukturę czynnikową metodą confirmacyjnej analizy czynnikowej w grupie z Badania 1 oraz w niezależnej grupie ($N = 898$). Zmniejszono liczbę pozycji w kwestionariuszu z 232 do 90 – po 5 w każdej z 18 skal odpowiadających poszczególnym schematom. Uzyskano adekwatne i wysokie współczynniki spójności wewnętrznej skal oraz skali ogólnej. Ogólna miara schematów była pozytywnie związana z przeko-

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

Artykuł opracowany w ramach programów: MAESTRO3 2012/06/A/HS6/00340 oraz ETIUDA 2016/20/T/HS6/00026 (w ramach finansowania stypendium doktorskiego, przyznanego Karolinie Stanciaszek) Narodowego Centrum Nauki.

Dziękujemy Justynie Oettingen za udostępnienie przetłumaczonej na język polski długiej wersji kwestionariusza YSQ, personelowi oraz pacjentom i pacjentkom Centrum Psychoterapii Warszawskiego Uniwersytetu Medycznego, a także dr Ewie Pragłowskiej za pomoc w realizacji badania. Składamy również podziękowania prof. Bogdanowi Zawadzkiemu za cenne uwagi do pierwszej wersji niniejszego artykułu. Dziękujemy redaktor Annie Strzałkowskiej z wydawnictwa Paradygmat za konsultacje językowe dotyczące polskich terminów w terapii schematów.

nianiami charakterystycznymi dla wszystkich zaburzeń osobowości, badanych Kwestionariuszem Przekonań PBQ. Nasilenie schematów (poza skalą „Samopoświęcenie”) istotnie różnicowało osoby z grupy klinicznej ($N = 31$) i nieklinicznej ($N = 1042$). Potwierdzono również teoretyczną strukturę czynnikową narzędzia, chociaż słabość niektórych miar dopasowania sugeruje konieczność dalszych badań. Uzyskane wyniki dostarczają podstaw do wykorzystania eksperymentalnej polskiej wersji skróconej Kwestionariusza Schematów Younga jako miary nasilenia wczesnych schematów dezadaptacyjnych.

Słowa kluczowe: Kwestionariusz Schematów Younga; YSQ; wczesne schematy dezadaptacyjne; analiza psychometryczna; struktura czynnikowa; zaburzenia osobowości; terapia schematów.

WPROWADZENIE

Kwestionariusz Schematów Younga (*Young Schema Questionnaire*, YSQ) jest narzędziem przeznaczonym do pomiaru nasilenia wczesnych schematów dezadaptacyjnych (*Early Maladaptive Schemas*, EMS) – jednego z centralnych konstruktów teoretycznych leżących u podstaw terapii schematów (*Schema Therapy*)¹.

Schemat poznawczy, zdefiniowany przez Becka jako „struktura poznawcza selekcyjująca, kodująca, oceniająca bodźce oddziałujące na organizm” czy „trwały aspekt funkcjonowania poznawczego jednostki, tworzący system klasyfikacji bodźców” (Beck, 1967; za: Popiel i Pragłowska, 2008, s. 39), jest podstawowym pojęciem w psychopatologii poznawczej. Teoria Becka bywa określana przez niektórych autorów (Wells, 1997; za: Stopa i Waters, 2005) jako teoria schematów, gdyż treści (np. automatyczne myśli) i operacje poznawcze (zniekształcenia) są przejawem schematu poznawczego. Implikacją tego założenia jest koncentracja na identyfikacji i modyfikacji dysfunkcyjnych schematów w procesie terapii poznawczej.

Jeffrey Young, uczeń i wieloletni współpracownik Becka, rozwinął teorię schematów i wywodzącą się z niej formę psychoterapii (Young, Klosko i Weishaar, 2014). Podejście, którego założenia sformułował, ma charakter integrujący terapię poznawczo-behawioralną z nurtami psychodynamicznymi i humanistycznymi, ze szczególnym uwzględnieniem teorii przywiązania Johna

¹ Termin „schema therapy” został uznany przez *International Society of Schema Therapy* (zob. Edwards i Arntz, 2012). W niniejszym artykule posługujemy się tłumaczeniem „terapia schematów”. Mimo niezręczności w języku polskim, jest on powszechnie używany przez praktyków w Polsce, podobnie jak termin „terapia schematu”. Ponadto Jeffrey Young początkowo proponował nazwę „schema-focused therapy”, tłumaczoną w literaturze polskojęzycznej jako „terapia skoncentrowana na schematach”. Jest ona nadal używana w niektórych artykułach empirycznych (por. Farrell, Shaw i Webber, 2009).

Bowlby'ego oraz terapii Gestalt (Young i in., 2014). Badania empiryczne dostarczają coraz więcej danych potwierdzających skuteczność terapii schematów w leczeniu zaburzeń osobowości, z naciskiem na *borderline* (Bamelis, Evers, Spinhoven i Arntz, 2014; Bernstein i in., 2012; Farrell, Shaw i Webber, 2009; Giesen-Bloo i in., 2006; Nadort i in., 2009; Nordahl i Nysæter, 2005). Według Younga wczesny schemat dezadaptacyjny to „obszerny, ogólny temat, wątek treściowy dotyczący Ja jednostki, jej relacji z otoczeniem, sformułowany w dzieciństwie, rozwijany w ciągu całego życia i w znacznym stopniu dysfunkcyjny dla jednostki” (Young i Behary, 1998; za: Popiel i Pragłowska, 2008, s. 341). Schematy w tym ujęciu obejmują nie tylko przekonania, lecz także wspomnienia, sferę emocjonalną oraz doznania cielesne. Związek wczesnych schematów dezadaptacyjnych z różnymi przejawami zaburzeń, szczególnie zaburzeniami osobowości, znalazł potwierdzenie w badaniach empirycznych (por. Nordahl, Holthe i Haugum, 2005; Petrocelli, Glaser, Calhoun i Campbell, 2001; Reeves i Taylor, 2007). Etiologia EMS przypisywana jest, zgodnie z modelem biospołecznym, interakcji czynników temperamentalnych oraz wpływu środowiska. Ten ostatni odnosi się przede wszystkim do roli nieadekwatnego zaspokojenia podstawowych potrzeb emocjonalnych w obrębie wczesnodziecięcych więzi z ważnymi osobami (Arntz i van Genderen, 2009; Young i in., 2014). Aktywacja schematów wiąże się z przeżywaniem określonych stanów emocjonalnych oraz uruchomieniem strategii radzenia sobie (Jacob i Arntz, 2013). Reakcje te wpisują się zwykle w mechanizm podtrzymywania schematów, utrudniając ich samoistną zmianę.

Pierwotna lista schematów powstała na bazie doświadczeń klinicznych Younga (1994). Obecnie przyjmowany model zakłada hierarchiczną strukturę 18 schematów przyporządkowanych do pięciu domen wiązanych hipotetycznie z nieadekwatnym zaspokojeniem poszczególnych uniwersalnych potrzeb emocjonalnych (Tabela 1)².

² W ostatnich latach rośnie w Polsce popularność terapii schematów. Ukazały się tłumaczenia głównych książek tego nurtu – z kilkoma wersjami tłumaczenia podstawowych terminów dla koncepcji schematów, dotyczących m.in. nazw schematów i obszarów schematów. Proponowane przez nas w niniejszym artykule tłumaczenia uwzględniają konsultacje językowe i terminy funkcjonujące potocznie w praktyce klinicznej. W Załączniku podajemy główne angielskie terminy oraz najczęstsze funkcjonujące tłumaczenia zaczerpnięte z wydanych w języku polskim książek. Mamy nadzieję, że pozwoli to uporządkować nieco różnorodność polskojęzycznej terminologii w tej dziedzinie.

Tabela 1
Wczesne schematy dezadaptacyjne, domeny schematów oraz odpowiadające im potrzeby

Obszary	Potrzeby	Schematy
Brak więzi i odrzucenie	bezpiecznej więzi, akceptacji, ochrony	<i>Deprywacja emocjonalna</i> <i>Opuszczenie/Niestabilność więzi</i> <i>Nieufność/Skrzywdzenie</i> <i>Izolacja społeczna</i> <i>Wadliwość/Wstyd</i>
Ograniczona autonomia i niskie umiejętności	autonomii, kompetencji, tożsamości	<i>Wadliwość</i> <i>Zależność/Nieudolność</i> <i>Poczucie zagrożenia</i> <i>Uwikłanie emocjonalne/Brak poczucia własnej odrębności</i>
Brak ograniczeń	realistycznych ograniczeń, samokontroli	<i>Uprzywilejowanie/Poczucie wyższości</i> <i>Niedostateczna samokontrola</i>
Ukierunkowanie na innych	dowolnej ekspresji potrzeb i emocji	<i>Podporządkowanie</i> <i>Samopoświęcenie</i> <i>Poszukiwanie aprobaty i uznania</i>
Nadmierna czujność i zahamowanie	spontaniczności i zabawy	<i>Zahamowanie emocjonalne</i> <i>Bezwzględne standardy/Nadmierny krytycyzm</i> <i>Pesymizm</i> <i>Skłonność do karania</i>

Kwestionariusz YSQ jest obecnie najszerszym stosowanym narzędziem do pomiaru nasilenia wczesnych schematów dezadaptacyjnych zarówno w praktyce klinicznej, jak i w badaniach naukowych³. Funkcjonuje w dwóch głównych wersjach: pełnej (YSQ-L) i skróconej (YSQ-S). Pierwotnie zawierał 205 pozycji, odnoszących się do 16 schematów (Young, 1994). Wersję skróconą opracowano, bazując na wynikach analizy głównych składowych (PCA), poprzez wybór pięciu pozycji z najwyższymi ładunkami dla każdej z 16 skal (Schmidt, Joiner, Young i Telch, 1995). Najnowsza pełna wersja YSQ-L3 obejmuje 232 pytania, zaś skrócona YSQ-S3 – 90 pytań przyporządkowanych do 18 skal odpowiadających poszczególnym schematom (Young i in., 2014). Badania empiryczne pozwoliły uznać YSQ za narzędzie diagnostyczne charakteryzujące się wysoką zgodnością wewnętrzną i satysfakcjonującą stabilnością czasową (Oei i Baranoff, 2007). YSQ pozwala różnicować pomiędzy osobami z grupy klinicznej i nieklinicznej (Rijkeboer, van den Bergh i van den Bout, 2005). Właściwości

³ Niektórzy autorzy (por. Sheffield i Waller, 2012) wskazują, że pozycje YSQ odnoszą się raczej do przekonań (treści poznawczych) związanych ze schematami niż schematów „per se”.

psychometryczne YSQ uzasadniają wykorzystanie kwestionariusza w celach naukowych i klinicznych. Weryfikacja struktury czynnikowej YSQ przynosiła do tej pory niejednoznaczne rezultaty w odniesieniu do czynników drugiego rzędu (obszarów), jednak pozostawała dość spójna w potwierdzeniu dopasowania modelu 18-czynnikowego. Wykazano, że wersja skrócona charakteryzuje się porównywalnymi właściwościami psychometrycznymi do wersji pełnej (Stopa, Thorne, Waters i Preston, 2001; Waller, Meyer i Ohanian, 2001).

Do tej pory opublikowano wyniki analiz psychometrycznych 10 wersji językowych YSQ-S3, pochodzących z różnych kręgów kulturowych. Badania te potwierdziły trafność zbieżną i różnicową, wysoką rzetelność pomiaru skalą ogólną oraz satysfakcjonującą stabilność czasową (por. Bach, Simonsen, Christoffersen i Kriston, 2017). Zgodność wewnętrzna skal odpowiadających poszczególnym schematom pozostawała na poziomie α Cronbacha $> 0,70$, poza pojedynczymi wymiarami w niektórych wersjach językowych.

W świetle informacji dostępnych w czasie przygotowania niniejszego artykułu wyniki prac nad polską adaptacją YSQ-S3, w formie będącej bezpośrednim tłumaczeniem oryginalnej wersji skróconej, są w trakcie publikacji (Oettingen, Chodkiewicz, Mącik, Gruszczyńska, w druku). Według naszej wiedzy kwestionariusz YSQ w polskiej wersji językowej został do tej pory wykorzystany w kilku opublikowanych badaniach (por. Besta, Barczak, Lewandowska-Walter i Dozois, 2014; Mącik, 2016). Dotychczas nie podjęto próby opracowania polskojęzycznej wersji skróconej YSQ na podstawie wersji długiej narzędzia. Celem niniejszego artykułu jest uzupełnienie wiedzy empirycznej w tym zakresie, szczególnie w kontekście coraz szerszego stosowania terapii schematów w praktyce klinicznej leczenia zaburzeń osobowości w Polsce.

Prezentowane badanie składało się z dwóch części. W pierwszej (Badanie 1) przeprowadzono procedurę skrócenia YSQ, do 90 pozycji, przy jednoczesnym zachowaniu właściwości psychometrycznych oraz teoretycznie zakładanej struktury czynnikowej. Za wskaźnik rzetelności przyjęto wysoką zgodność wewnętrzną (α Cronbacha $> 0,80$). W badaniu trafności oczekiwano – na podstawie założeń teoretycznych oraz wyników wcześniejszych badań – dodatnich korelacji nasilenia schematów z przekonaniami charakteryzującymi poszczególne zaburzenia osobowości. Spodziewano się przy tym istotnie wyższych wyników na skalach YSQ w grupie klinicznej w porównaniu z niekliniką (Bach i in., 2017; Rijkeboer i in., 2005). W drugiej części (Badanie 2) zweryfikowano przyjęte rozwiązanie metodą confirmacyjnej analizy czynnikowej.

METODA

Badane grupy

Badanie 1 było prowadzone w próbie mieszanej ($N = 1073$), obejmującej osoby z populacji ogólnej oraz klinicznej, rekrutowane z wykorzystaniem doboru przypadkowego ($N = 709$; 66,1%) oraz zaproszenia słuchaczy studiów podyplomowych Szkoły Psychoterapii Poznawczo-Behawioralnej Uniwersytetu SWPS ($N = 63$; 5,9%). Dodatkowo analizie poddano wyniki 270 (25,2%) uczestników wypadków drogowych, biorących udział w programie badawczym „PTSD: Diagnostyka, Terapia, Profilaktyka” (PTSD-DTP) – TRAKT-3. Grupę kliniczną stanowiły osoby, które korzystały z leczenia z powodu zaburzeń lękowych, depresyjnych oraz zaburzeń osobowości, zdiagnozowanych przez psychiatrę kwalifikującego do oddziału w Centrum Psychoterapii Warszawskiego Uniwersytetu Medycznego ($N = 31$; 2,9%). W związku z brakiem dostępu do dokumentacji medycznej nie było możliwe, na potrzeby badania, określenie dokładnej charakterystyki tej grupy pod kątem diagnozy psychiatrycznej.

W Badaniu 2 brało udział 898 osób, uczestniczących w badaniach właściwych w ramach programu PTSD-DTP – TRAKT-3. Wśród nich 33,2% stanowiły osoby, które brały udział w wypadku komunikacyjnym ($N = 298$), 33,2% – strażacy w służbie czynnej ($N = 298$) oraz 33,6% – ofiary powodzi ($N = 302$; dane sześciu osób, które nie wypełniły YSQ, zostały pominięte).

Tabela 2
Charakterystyka prób w Badaniu 1 i 2

Charakterystyki demograficzne	Badanie 1			Badanie 2
	Cała próba $N = 1073$	Próba kliniczna $N = 31$	Próba niekliniczna $N = 1042$	Cała próba $N = 898$
Płeć; N (%)				
kobieta	610 (56,8) [#]	24 (77,4)	586 (56,2)	339 (37,8)
mężczyzna	460 (42,9)	7 (22,6)	453 (43,5)	559 (62,2)
Wiek; średnia (SD)	31 (13,7)	30,9 (7,0)	31,0 (13,9)	39,2 (13,2)
Wykształcenie; N (%)				
wyższe	555 (51,7) ^{##}	18 (58,1)	537 (51,5)	306 (34,1)
średnie	283 (26,4)	13 (41,9)	270 (25,9)	452 (50,3)
zasadnicze	221 (20,6)	–	221 (21,2)	106 (11,8)
podstawowe	10 (0,9)	–	10 (1)	34 (3,8)

Uwaga. [#] dla trzech osób uczestniczących w badaniu nie uzyskano informacji o płci; ^{##} dla czterech osób biorących udział w badaniu nie uzyskano informacji o poziomie wykształcenia.

Dane wykorzystane w niniejszym artykule pochodziły z pomiarów realizowanych w kontakcie bezpośrednim (metodą „papier-ołówek”), w latach 2012-2015. Wszystkie osoby brały udział w badaniu dobrowolnie, a obydwie badania zostały zatwierdzone przez lokalną komisję do spraw etyki badań naukowych.

Charakterystyka demograficzna osób uczestniczących w Badaniu 1 (z podziałem na próbę kliniczną i niekliniczną) oraz Badaniu 2 została przedstawiona w Tabeli 2.

Zastosowane narzędzia badawcze

Osoby biorące udział w Badaniu 1 wypełniały kwestionariusz będący polskim tłumaczeniem pełnej wersji oryginalnego Kwestionariusza Schematów Younga (YSQ-L3). Składa się on z 232 pozycji, pogrupowanych kolejno według 18 skal odpowiadających poszczególnym wczesnym schematom dezadaptacyjnym (por. Tabela 1). Każda ze skal zawiera od 9 do 17 pozycji. Wygenerowana została również skala ogólna, składająca się ze wszystkich 232 pozycji. Przyjęty format odpowiedzi zakładał ocenę poszczególnych stwierdzeń z wykorzystaniem 6-stopniowej skali Likerta (od 1 – „zupełnie nieprawdziwe w odniesieniu do mnie”, do 6 – „w pełni mnie opisuje”). Zgodnie z przyjętymi standardami oryginalną wersję YSQ-L3 przetłumaczyły niezależnie na język polski dwie osoby znające podstawy teoretyczne i kliniczne kwestionariusza (psycholog i lekarz psychiatra). Następnie zastosowano procedurę tłumaczenia zwrotnego na język angielski. Wybrane pozycje z obydwu wersji tłumaczenia zostały dodatkowo porównane z tłumaczeniem przeprowadzonym niezależnie przez Justynę Oettingen z Uniwersytetu Jagiellońskiego⁴. Nie stwierdzono istotnych różnic treściowych między obiema wersjami. W Badaniu 2 wykorzystano wersję YSQ zawierającą 90 pozycji (po 5 w każdej ze skal), opracowaną według procedury opisanej w dalszej części artykułu.

W badaniu trafności (jedynie grupa uczestników wypadków, $N = 270$) wykorzystano ponadto Kwestionariusz Przekonań (PBQ – *Personality Beliefs Questionnaire*), który odnosi się do poznawczej teorii zaburzeń osobowości (Beck i in., 2001) i został szczegółowo opisany w niniejszym numerze *Roczników* (Zawadzki, Popiel, Pragłowska i Newman, 2017).

⁴ W badaniach użyto tłumaczenia YSQ-L3 dokonanego na język polski kilka lat przed rozpoczęciem badań, na podstawie zgody udzielonej drugiej autorce artykułu przez J. Younga. W fazie końcowej zbierania danych uzyskano od autora informację o przygotowywaniu i autoryzacji niezależnego tłumaczenia YSQ autorstwa J. Oettingen. Wersja, za pomocą której przeprowadzono niniejsze badania, została uznana za wersję eksperymentalną, przeznaczoną wyłącznie do celów badawczych w ramach projektu PTSD: DTP.

W celu uzyskania Kwestionariusza Schematów Younga należy kontaktować się z autorką obecnej wersji polskiej – Justyną Oettingen, która aktualnie dysponuje prawami do polskich wersji YSQ.

PROCEDURA ANALIZY DANYCH

Badanie 1

Procedurę skrócenia narzędzia przeprowadzono, analogicznie do oryginalnej metody opracowania YSQ-S (Schmidt i in., 1995), z wykorzystaniem analizy głównych składowych (PCA) na danych pochodzących z całej próby ($N=1073$). Zgodnie z założeniami teoretycznymi modelu schematów wymuszono rozwiązanie zakładające 18 składowych. W związku ze wzajemnym skorelowaniem niektórych składowych (współczynnik r Pearsona $> 0,32$) zastosowano rotację nieortogonalną *Oblimin* (Tabachnick i Fidell, 2013). Procedurę przeprowadzono najpierw na danych ipsatygowanych w celu osłabienia głównej składowej i łatwiejszej interpretacji rozwiązania (Baron, 1996). Usunięto pozycje: (1) o najniższych ładunkach (poniżej 0,40); (2) ładowane składowymi interpretowanymi jako różne od założonych w wersji oryginalnej; (3) ładowane przez więcej niż jedną składową, jeśli drugi ładunek czynnikowy był wyższy niż 0,20. Ze względu na niestabilność rozwiązania dla składowych odpowiadających schematom „Negatywizm/Pesymizm” oraz „Skłonność do karania”, pozostawiono na tym etapie wszystkie pozycje z tych skal. W ten sposób otrzymano 165 pozycji, które poddano ponownie tej samej procedurze, tym razem stosując bardziej konserwatywne kryteria: pozostawiono pozycje z ładunkami powyżej 0,40-0,65 (elastycznie, w zależności od stabilności rozwiązania i liczby pytań w skali). Uzyskano 111 pozycji (od 5 do 7 w skali) w ustabilizowanym rozwiązaniu czynnikowym. Następnie wykonano korektę przyjętego rozwiązania na danych surowych. Na tej podstawie uzyskano ostateczny zestaw 90 pozycji i 18 składowych, interpretowanych jako miary nasilenia poszczególnych schematów opisanych przez Younga. W celu weryfikacji rozwiązania zastosowano procedurę eksploracyjnej analizy czynnikowej metodą osi głównych (PAF) z rotacją *Oblimin* na danych surowych. Dla określenia optymalnej liczby czynników przyjęto kryterium Kaisera wartości własnej większej od 1.

W związku z małą liczebnością próby klinicznej ($N = 31$) analizę rzetelności wersji długiej i dwóch wersji skróconych przeprowadzono na danych uzyskanych dla całej próby. Obliczono współczynnik α Cronbacha dla skali ogólnej oraz 18 podskal, a także skorygowane korelacje pomiędzy pozycją w skali a wynikiem danej skali. W celu weryfikacji trafności zbieżnej i różnicowej narzędzia obliczono korelacje (współczynniki r Pearsona) pomiędzy skalami YSQ oraz PBQ ($N = 270$). Dla zachowania przejrzystości przedstawianych wyników w niniejszym artykule prezentowane są korelacje uzyskane dla skali ogólnej

YSQ (dane dla 18 skal zostały jedynie omówione). Sprawdzono również, czy osoby z próby klinicznej uzyskują istotnie wyższe wyniki na 18 skalach YSQ niż te z próby nieklinicznej (jednoczynnikowa analiza wariancji ANOVA).

Badanie 2

Następnie zweryfikowano strukturę czynnikową opracowanej wersji skróconej metodą confirmacyjnej analizy czynnikowej, porównując rozwiązanie 18-czynnikowe (odpowiadające skalom mierzącym 18 schematów opisanych przez Younga) z rozwiązaniem 1-czynnikowym (skala ogólna zawierająca wszystkie pozycje kwestionariusza) oraz modelem hierarchicznym, który zakłada czynnik ogólny wyższego rzędu i 18 czynników niższego rzędu. Analizy przeprowadzono na danych uzyskanych dla niezależnej próby ($N = 898$) w porównaniu z grupą z Badania 1 ($N = 1073$).

Zastosowano estymator największej wiarygodności (*Maximum Likelihood*), odporny na niespełnienie założeń wielowymiarowego rozkładu normalnego: MLR. Pozwoliło to na uzyskanie skorygowanych statystyk Chi-kwadrat (χ^2), asymptotycznie równoważnych statystyce T-2 z gwiazdką (T_2^*) Yuana-Bentlera, wykorzystującej podejście oparte na uogólnionej metodzie najmniejszych kwadratów (Rosseel, 2012; Yuan i Bentler, 2000). Do wyznaczenia odpornych błędów standardowych zastosowano estymator Hubera-White'a. Procedura MLR umożliwiła wykorzystanie w analizie wszystkich obserwacji, łącznie ze 128 (14,3%), które zawierały braki danych (0,6%). Dla estymacji brakujących wartości zastosowano pełnoinformacyjny estymator największej wiarygodności (*Full Information Maximum Likelihood*, FIML).

Odnosząc się do obowiązujących standardów (Jackson, Gillaspay i Purc-Stephenson, 2009), zastosowano kilka ogólnych miar dopasowania w celu oszacowania zgodności modelu z danymi: skorygowaną statystykę Chi-kwadrat (χ^2), Chi-kwadrat dzielony przez liczbę stopni swobody (χ^2/df), porównawczy wskaźnik dopasowania (CFI), skorygowany wskaźnik dobroci dopasowania (AGFI), pierwiastek średniego kwadratu błędu aproksymacji (RMSEA) oraz wystandaryzowany pierwiastek średniego kwadratu reszt (SRMR). Przyjęto następujące wartości graniczne, interpretowane jako szacunkowe wskaźniki dobrego (w nawiasach: akceptowalnego) dopasowania modelu: CFI \geq 0,97 (0,95); AGFI \geq 0,90 (0,85); RMSEA \leq 0,05 (0,08); SRMR \leq 0,05 (0,10) (Schermelleh-Engel, Moosbrugger i Müller, 2003). Lokalne dopasowanie modelu 18-czynnikowego było analizowane na podstawie wartości ładunków czynnikowych, rzetelności ładunków (współczynnik *omega*) oraz przeciętnej wyodrębnionej wariancji (*average variance explained*, AVE).

Analizy statystyczne przeprowadzono z wykorzystaniem pakietów statystycznych: SPSS 23 (IBM Corp., Armonk, NY) oraz *lavaan* w środowisku R (R Development Core Team, 2015; Rosseel, 2012).

WYNIKI

Opracowanie wersji skróconej

Używając metody głównych składowych, wybrano 90 z 232 pozycji kwestionariusza na podstawie najwyższych ładunków odpowiadających 18 składowym (interpretowanym jako skale odnoszące się do poszczególnych EMS). Zestaw 90 pozycji (YSQ-ES-PL) zawierał 56 pozycji wspólnych z oryginalną wersją skróconą (62,2%) oraz 34 z pozostałej puli pytań wersji pełnej. Wyjaśniały one 66% ogólnej wariancji. Rozwiązanie to zostało zweryfikowane w eksploracyjnej analizie czynnikowej metodą osi głównych. Kryterium Kaisera wskazało na uzasadnione wyodrębnienie 18 czynników odpowiadających poszczególnym skalom i wyjaśniających łącznie 59% wariancji. Ładunki czynnikowe, niższe niż uzyskane w procedurze PCA, przekraczały wartość 0,50 dla większości pozycji (poza 10 pytaniami) w skróconej wersji skal. Ładunki przy pytaniach nr 46 (-0,31; pozycja 118 w YSQ-L3) i nr 50 (-0,26; pozycja 123 w YSQ-L3) w skali „Podporządkowanie” osiągnęły wartość poniżej satysfakcjonującej ($\leq 0,40$). Najwyższe ładunki składowej uzyskano dla skali „Deprywacja emocjonalna” (od -0,72 do -0,89), najniższe zaś dla „Podporządkowania” (od -0,26 do -0,67). Dla pozostałych czynników odpowiadających poszczególnym skalom wartości te mieściły się w następujących przedziałach: „Opuszczenie/Niestabilność więzi” (0,40-0,74), „Nieufność/Skrzydlenie” (od -0,56 do -0,76), „Izolacja społeczna” (0,57-0,85), „Wadliwość/Wstyd” (0,51-0,66), „Porażka” (0,62-0,83), „Zależność/Niekompetencja”, (0,51-0,80) „Poczucie zagrożenia” (0,44-0,67), „Uwikłanie emocjonalne/Brak poczucia własnej odrębności” (0,56-0,80), „Samoposwięcenie” (0,56-0,66), „Zahamowanie emocjonalne” (od -0,56 do -0,66), „Bezwzględne standardy/Nadmierny krytycyzm” (od -0,59 do -0,70), „Uprzywilejowanie/Poczucie wyższości” (0,41-0,75), „Niedostateczna samokontrola” (od -0,51 do -0,60), „Poszukiwanie aprobaty i uznania” (0,41-0,77), „Negatywizm/Pesymizm” (0,41-0,71), „Skłonność do karania” (0,52-0,73).

Czynniki wysoko korelowały z odpowiadającymi im skalami w wersji długiej (współczynnik r Pearsona $r > 0,80$) i oryginalnej wersji skróconej ($r > 0,90$), z wyjątkiem czynnika interpretowanego jako zmienna „Podporządkowanie”.

Rzetelność pomiaru skal wersji skróconej

Analiza rzetelności wykazała wysoką (α Cronbacha od 0,79 do 0,91) spójność wewnętrzną podskal i skali ogólnej ($\alpha = 0,97$) wersji skróconej narzędzia (Tabela 3). Uzyskany współczynnik rzetelności skali ogólnej był równy dla obydwu wersji skróconych (oryginalnej i opracowanej według procedury opisanej w niniejszym artykule) i nieco wyższy dla wersji pełnej z 232 pozycjami ($\alpha = 0,99$). Współczynniki spójności wewnętrznej poszczególnych podskal w oryginalnej wersji YSQ-S3 mieściły się w przedziale od 0,74 do 0,91.

Tabela 3

Porównanie średnich, odchyłeń standardowych i rzetelności (α Cronbacha) dla grupy z Badania 1 trzech wersji Kwestionariusza Schematów Younga: pełnej (YSQ-L3), skróconej złożonej z oryginalnych pozycji (YSQ-S3-oryg) oraz skróconej na podstawie procedury opisanej w niniejszym artykule (YSQ-ES-PL)

Skala	YSQ-L3				YSQ-S3-oryg				YSQ-ES-PL			
	N_i	M	SD	α	N_i	M	SD	α	N_i	M	SD	α
ED	9	2,11	1,06	0,93	5	2,11	1,08	0,88	5	2,06	1,11	0,91
AB	17	2,21	0,94	0,92	5	2,34	1,12	0,83	5	2,37	1,16	0,84
MA	17	2,33	0,90	0,92	5	2,33	1,04	0,82	5	2,76	1,17	0,87
SI	10	2,05	1,04	0,91	5	2,13	1,14	0,86	5	2,01	1,18	0,91
DS	15	1,78	0,82	0,92	5	1,66	0,94	0,90	5	1,65	0,94	0,89
FA	9	2,03	1,02	0,93	5	1,98	1,07	0,91	5	1,98	1,07	0,91
DI	15	1,84	0,84	0,93	5	1,72	0,84	0,82	5	1,88	1,00	0,88
VU	12	1,98	0,90	0,90	5	1,89	0,97	0,82	5	1,93	0,97	0,81
EU	11	1,86	0,86	0,90	5	1,87	0,95	0,82	5	1,94	1,00	0,82
SB	10	2,07	0,88	0,88	5	1,96	0,93	0,81	5	1,94	0,93	0,83
SS	17	3,01	0,91	0,90	5	3,00	0,99	0,74	5	3,47	1,07	0,79
EI	9	2,30	1,04	0,89	5	2,18	1,14	0,89	5	2,18	1,14	0,89
US	16	2,74	1,00	0,92	5	2,92	1,13	0,79	5	2,69	1,19	0,86
ET	11	2,55	0,93	0,87	5	2,39	1,03	0,81	5	2,34	1,02	0,80
IS	15	2,48	0,96	0,91	5	2,57	1,12	0,84	5	2,57	1,12	0,84
AS	14	2,45	0,93	0,91	5	2,67	1,05	0,79	5	2,63	1,12	0,85
NP	11	2,42	1,08	0,92	5	2,45	1,20	0,88	5	2,52	1,20	0,87
PU	14	2,56	0,93	0,90	5	2,32	0,97	0,81	5	2,50	1,09	0,85
Ogólna	232	2,29	0,69	0,99	90	2,25	0,70	0,97	90	2,30	0,70	0,97

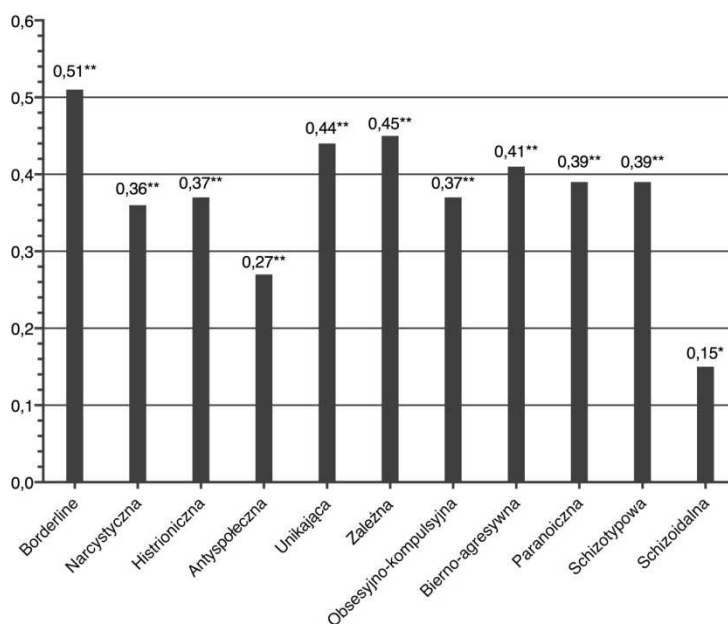
Uwaga. Skale YSQ: ED – Deprywacja emocjonalna, AB – Opuszczenie/Niestabilność więzi, MA – Nieufność/Skrzydzenie, SI – Izolacja społeczna, DS – Wadliwość/Wstyd, FA – Porażka, DI – Zależność/Niekompetencja, VU – Poczucie zagrożenia, EU – Uwikłanie emocjonalne/Brak poczucia własnej odrębności, SB – Podporządkowanie, SS – Samopoświęcenie, EI – Zahamowanie emocjonalne, US – Bezwzględne standardy/Nadmierny krytycyzm, ET – Uprzywilejowanie/Poczucie wyższości, IS – Niedostateczna samokontrola, AS – Poszukiwanie aprobaty i uznania, NP – Negatywizm/Pesymizm, PU – Skłonność do karania; N_i – liczba pozycji w skali; M – średnia; SD – odchylenie standardowe, α – współczynnik *alfa* Cronbacha.

Dane dotyczące analizy rzetelności YSQ-ES-PL w próbie z Badania 2 zostały przedstawione w Tabeli 4. Uzyskane współczynniki okazały się nieznacznie wyższe niż w Badaniu 1. Dla skali ogólnej spójność wewnętrzna wyniosła $\alpha = 0,98$.

Wszystkie skorygowane współczynniki korelacji pozycja-skala (*item-total correlations*) dla opracowanej wersji skróconej YSQ w próbie z Badania 1 przewyższały akceptowalne minimum 0,40.

Trafność pomiaru skal wersji skróconej

Wyniki analizy macierzy korelacji (współczynniki r Pearsona) ogólnej miary wczesnych schematów dezadaptacyjnych (wynik ogólny YSQ-ES-PL) oraz wszystkich wiązek przekonań poznawczych odnoszących się do poszczególnych zaburzeń osobowości zostały przedstawione na Wykresie 1.

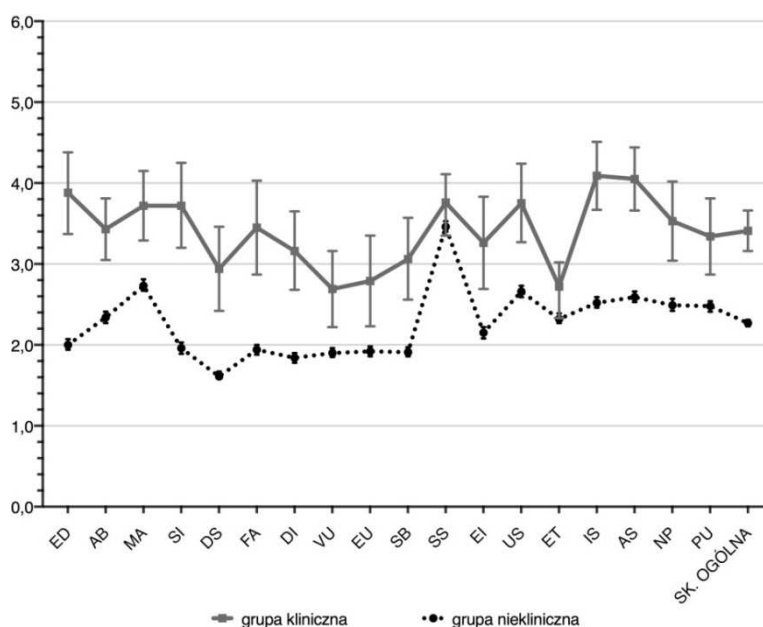


Uwaga. ** Korelacje istotne na poziomie $p < 0,01$ (dwustronnie); * korelacje istotne na poziomie $p < 0,05$ (dwustronnie).

Wykres 1. Korelacje (współczynniki r Pearsona) skali ogólnej Kwestionariusza Schematów Younga YSQ-ES-PL z nasileniem schematów poznawczych charakteryzujących poszczególne zaburzenia osobowości (badanych Kwestionariuszem Przekonań PBQ).

Najsilniejsze związki stwierdzono dla przekonań odpowiadających zaburzeniu osobowości *borderline* ($r = 0,51$; $p = 0,01$), zależnej ($r = 0,45$; $p = 0,01$) oraz unikającej ($r = 0,44$; $p < 0,01$). Najslabiej z ogólną miarą schematów korelowały treści poznawcze charakterystyczne dla osobowości schizoidalnej ($r = 0,15$; $p < 0,05$). Poza negatywnym związkiem schematu „Samopoświęcenia” z przekonaniami charakteryzującymi zaburzenia osobowości schizoidalnej ($r = -0,19$; $p < 0,05$), wszystkie istotne statystycznie korelacje między poszczególnymi schematami a zestawami przekonań były dodatnie (biorąc pod uwagę poprawkę Bonferroniego). Przekonania odnoszące się do osobowości *borderline* były pozytywnie związane z każdym z wczesnych schematów dezadaptacyjnych ($r \geq 0,27$; $p < 0,01$), oprócz „Samopoświęcenia” (n.i.), będąc jednocześnie najsilniejszym korelatem dla 10 z nich. Najbardziej związane były z: „Zależnością/Niekompetencją” i „Wadliwością/Wstydem” ($r = 0,51$; $p < 0,01$), „Izolacją społeczną” ($r = 0,48$; $p < 0,01$) oraz „Porażką” ($r = 0,46$; $p < 0,01$). Schemat „Nieufność/Skrzywdzenie” był najsilniej skorelowany z treściami poznawczymi odnoszącymi się do osobowości paranoicznej ($r = 0,42$; $p < 0,01$), „Skłonność do karnia” ($r = 0,49$; $p < 0,01$), „Bezwzględne standardy/Nadmierny krytycyzm” ($r = 0,34$; $p < 0,01$) i „Samopoświęcenie” ($r = 0,21$; $p < 0,01$) – obsesyjno-kompulsyjnej, „Poszukiwanie aprobaty i uznania” – zależnej i histrionicznej ($r = 0,38$; $p < 0,01$), „Uprzywilejowanie/Poczucie wyższości” – narcystycznej ($r = 0,49$; $p < 0,001$) i bierno-agresywnej ($r = 0,42$; $p < 0,01$), zaś „Uwikłanie emocjonalne/Brak poczucia własnej odrębności” – schizotypowej ($r = 0,37$; $p < 0,01$).

Zgodnie z oczekiwaniami ogólne nasilenie wczesnych schematów dezadaptacyjnych było istotnie wyższe w grupie klinicznej ($M = 3,41$) w porównaniu z niekliniczną ($M = 2,27$); $F(1, 1071) = 85,72$; $p < 0,01$; $\eta^2 = 0,07$. Różnica ta była istotna statystycznie ($p < 0,05$) także dla wszystkich skal YSQ ($F(1, 1071) \geq 4,45$), z wyjątkiem „Samopoświęcenia” (n.i.). Najwyższe wielkości efektu uzyskano dla różnic w nasileniu: „Deprywacji emocjonalnej” ($\eta^2 = 0,08$; $p < 0,01$) oraz „Izolacji społecznej”, „Wadliwości/Wstydu”, „Porażki” i „Niedostatecznej samokontroli” ($\eta^2 = 0,06$; $p < 0,01$). Średnie nasilenia poszczególnych schematów w obu grupach zostały przedstawione na Wykresie 2.



Uwaga. Skale YSQ: ED – Deprywacja emocjonalna, AB – Opuszczenie/Niestabilność więzi, MA – Nieufność/Skrzydlenie, SI – Izolacja społeczna, DS – Wadliwość/Wstyd, FA – Porażka, DI – Zależność/Niekompetencja, VU – Poczucie zagrożenia, EU – Uwikłanie emocjonalne/Brak poczucia własnej odrębności, SB – Podporządkowanie, SS – Samopoświęcenie, EI – Zahamowanie emocjonalne, US – Bezwzględne standardy/Nadmierny krytycyzm, ET – Uprzywilejowanie/Poczucie wyższości, IS – Niedostateczna samokontrola, AS – Poszukiwanie aprobaty i uznania, NP – Negatywizm/Pesymizm, PU – Skłonność do karania, Sk. Ogólna – Skala ogólna.

Wykres 2. Średnie wyniki skal Kwestionariusza Schematów Younga YSQ-ES-PL w grupie klinicznej ($N = 31$) i nieklinicznej ($N = 1042$) wraz z przedziałami ufności na poziomie 95%. Różnice międzygrupowe (ANOVA) istotne na poziomie $p < 0,01$ dla wszystkich skal, poza „Samopoświęceniem” (SS) oraz „Uprzywilejowaniem/Wielkościowością” (ET).

Konfirmacyjna analiza czynnikowa wersji skróconej

Wyniki konfirmacyjnej analizy czynnikowej na danych z grupy z Badania 1 wskazują, poza skorygowaną statystyką χ^2 , na akceptowalne, a nawet dobre dopasowanie modelu 18-czynnikowego: $\chi^2(3762) = 7725,59$; $p = 0,00$; $\chi^2/df = 2,05$; CFI = 0,904; AGFI = 0,857; RMSEA = 0,031 [95% CI 0,030-0,032]; SRMR = 0,042. Wskaźniki dopasowania dla modelu zakładającego 18 czynników niższego rzędu i jeden czynnik ogólny są nieco słabsze: $\chi^2(3897) = 8650,12$; $p = 0,00$; $\chi^2/df = 2,22$; CF = 0,885; AGFI = 0,846; RMSEA = 0,042 [95% CI 0,042-0,043]; SRMR = 0,055. Model 1-czynnikowy charakteryzuje się brakiem dopasowania (poza wskaźnikami RMSEA i SRMR, które osiągnęły

akceptowalny poziom): $\chi^2(3915) = 24604,20$; $p = 0,00$; $\chi^2/df = 6,29$; CFI = 0,499; AGFI = 0,613; RMSEA = 0,070 [95% CI 0,069-0,071]; SRMR = 0,078.

Tabela 4

Wyniki konfirmacyjnej analizy czynnikowej Kwestionariusza Schematów Younga: YSQ-ES-PL (grupa z Badania 2)

Skala/ pozycja	Ładunki czynnikowe (standaryzowane)					Rzetelność skali (współ- czynnik α Cronbacha)	Rzetelność czynnika (współczyn- nik ω)	Przeciętna wyodrębniona wariancja
	1	2	3	4	5			
ED	0,813	0,872	0,911	0,864	0,851	0,94	0,93	0,74
AB	0,818	0,869	0,853	0,760	0,797	0,91	0,91	0,67
MA	0,636	0,834	0,889	0,840	0,789	0,89	0,90	0,64
SI	0,717	0,877	0,891	0,899	0,843	0,93	0,92	0,71
DS	0,833	0,830	0,845	0,742	0,823	0,91	0,91	0,66
FA	0,789	0,834	0,846	0,842	0,800	0,91	0,91	0,68
DI	0,796	0,855	0,864	0,753	0,572	0,88	0,88	0,60
VU	0,562	0,666	0,614	0,809	0,788	0,82	0,82	0,48
EU	0,683	0,727	0,790	0,809	0,725	0,86	0,86	0,55
SB	0,747	0,606	0,802	0,793	0,667	0,86	0,84	0,52
SS	0,782	0,862	0,771	0,812	0,692	0,90	0,89	0,61
EI	0,691	0,744	0,800	0,767	0,697	0,86	0,86	0,54
US	0,702	0,841	0,828	0,828	0,756	0,90	0,90	0,63
ET	0,622	0,615	0,757	0,718	0,587	0,81	0,79	0,43
IS	0,738	0,845	0,816	0,766	0,639	0,88	0,87	0,58
AS	0,622	0,784	0,785	0,775	0,718	0,86	0,85	0,54
NP	0,769	0,851	0,848	0,806	0,698	0,90	0,90	0,63
PU	0,742	0,793	0,829	0,831	0,804	0,90	0,90	0,64

Uwaga. Skale YSQ: ED – Deprywacja emocjonalna, AB – Opuszczenie/Niestabilność więzi, MA – Nieufność/Skrzydlenie, SI – Izolacja społeczna, DS – Wadliwość/Wstyd, FA – Porażka, DI – Zależność/Niekompetencja, VU – Poczucie zagrożenia, EU – Uwikłanie emocjonalne/Brak poczucia własnej odrębności, SB – Podporządkowanie, SS – Samo poświęcenie, EI – Zahamowanie emocjonalne, US – Bezwzględne standardy/Nadmierny krytycyzm, ET – Uprzywilejowanie/Poczucie wyższości, IS – Niedostateczna samokontrola, AS – Poszukiwanie aprobaty i uznania, NP – Negatywizm/Pesymizm, PU – Skłonność do karania.

Ogólne wskaźniki dopasowania modelu 18-czynnikowego w niezależnej grupie (Badanie 2) dały niejednoznaczne rezultaty. Skorygowana statystyka χ^2 przyjęła wartość 8753,21; $df = 3762$; $p = 0,00$, wykazując brak dopasowania. Jednocześnie, biorąc pod uwagę złożoność modelu, χ^2 podzielone przez liczbę stopni swobody wskazało na akceptowalne dopasowanie ($\chi^2/df = 2,33$). Indeksy CFI (0,880) oraz AGFI (0,803) wskazały na brak dobrego dopasowania modelu. Z kolei wartości RMSEA (0,038; 95% CI 0,038-0,039) oraz SRMR (0,045) stanowią o dobrym dopasowaniu. Model z 18 czynnikami i jednym czynnikiem ogólnym wyższego rzędu, odpowiadającym skali ogólnej, uzyskał nieco słabsze,

ale porównywalnie interpretowane wskaźniki dopasowania do modelu 18-czynnikowego: $\chi^2(3897) = 9922,61$; $p = 0,00$; $\chi^2/df = 2,55$; CFI = 0,855; AGFI = 0,785; RMSEA = 0,041 [95% CI 0,041-0,042]; SRMR = 0,066. W przypadku modelu 1-czynnikowego następujące miary wskazały na brak dopasowania: skorygowane $\chi^2(3915) = 25205,57$; $p = 0,00$; $\chi^2/df = 6,44$; CFI = 0,487; AGFI = 0,522. Natomiast RMSEA (0,078; 95% CI 0,077-0,079) oraz SRMR (0,088) wskazały na dopasowanie na granicy akceptowalności.

Wyniki analizy lokalnego dopasowania modelu 18-czynnikowego do danych z niezależnej próby (Badanie 2) przedstawiono w Tabeli 4. Wszystkie ładunki czynnikowe przyjęły wartości powyżej 0,50. Wartości współczynnika *omega* przekraczały poziom 0,80, wskazując na dobrą i bardzo dobrą rzetelność poszczególnych czynników, poza czynnikiem odpowiadającym skali „Uprzywilejowanie/Poczucie wyższości” ($\omega = 0,79$). Przeciętna wyodrębniona wariancja przekraczała minimalny pożądany poziom 0,50 dla poszczególnych czynników, z wyjątkiem „Poczucia zagrożenia” (AVE = 0,48), potwierdzając dobrą rzetelność miar schematów. Wszystkie czynniki, poza opowiadającym schematowi „Samopowięcenie”, były ze sobą wzajemnie skorelowane ($p < 0,01$) na poziomie od słabego ($r = 0,22$ dla „Skłonność do karania” – „Deprywacja emocjonalna”) do silnego $r = 0,76$ dla „Wadliwość/Wstyd” – „Izolacja społeczna”).

DYSKUSJA

Na podstawie wyników uzyskanych w prezentowanych analizach można uznać, że procedura skrócenia wersji pełnej YSQ-L3 pozwoliła opracować rzetelne i trafne narzędzie do pomiaru nasilenia wczesnych schematów dezadaptacyjnych na potrzeby prowadzonych przez nas badań w polskich warunkach kulturowych. Kwestionariusz YSQ-ES-PL, analogicznie do jego oryginalnej wersji, zawiera 90 pozycji, po 5 w każdej z 18 skal odpowiadających poszczególnym schematom według koncepcji Younga.

Wykorzystana w procedurze skracania YSQ analiza głównych składowych ma w założeniu charakter raczej opisowy, może jednak być wykorzystywana jako technika redukcji danych (Borsboom, 2005). Zdaniem niektórych badaczy eksploracyjna analiza czynnikowa ma trafniejsze zastosowanie przy skracaniu narzędzi psychometrycznych niż PCA (por. Costello i Osborne, 2005). Zdaniem innych analiza głównych składowych daje podobne rezultaty (por. Thompson, 2004), a jej wykorzystanie w tym celu jest uzasadnione i praktykowane (Tabachnik i Fidell, 2013). Pomimo wspomnianych kontrowersji, metoda skrócenia narzędzia była zgodna z założeniami przyjętymi przy opracowywaniu an-

glojęzycznej wersji skróconej YSQ (Schmidt i in., 1995; Young, 1998). Eksploracyjną analizę czynnikową zastosowano natomiast jako wstępną metodę przetestowania opracowanego rozwiązania. PCA pozwoliła wyłonić skale o stosunkowo wysokiej spójności wewnętrznej kosztem ryzyka zawężenia treściowego wymiarów do zestawu pozycji najsilniej ze sobą skorelowanych. W związku z tym, że w opisywanym badaniu zdecydowano się na replikację oryginalnej procedury, uzyskane narzędzie – podobnie jak jego anglojęzyczna wersja – nie jest wolne od tego ograniczenia. Wysokie współczynniki korelacji pomiędzy obiema wersjami krótkimi a wersją pełną wskazują jednak, że wszystkie wersje są porównywalne treściowo. Dla YSQ-ES-PL korelacje skal z analogicznymi w wersji długiej przekraczały poziom 0,85 (dla 13 z nich współczynnik korelacji r Pearsona był wyższy niż 0,90). Wynik całej skali YSQ-ES-PL był skorelowany z YSQ-L3 na poziomie 0,99. Należy przy tym wspomnieć, że w YSQ-ES-PL przyjęto układ pozycji analogiczny do wersji pełnej (pozycje zostały ułożone kolejno według skal). Zdecydowano się na to rozwiązanie celem umożliwienia dokonania adekwatnego porównania wersji długiej i skróconej, pomimo pewnych słabości przyjętego rozwiązania, m.in. wspierania tendencji do spójnego odnoszenia się do pozycji umieszczonych obok siebie (por. Rijkeboer, 2012).

Analiza rzetelności wykazała, że udało się – pomimo skrócenia długości skal – utrzymać wysoką spójność wewnętrzną całego narzędzia, a także miar poszczególnych wymiarów. Poza schematem „Samopoświęcenie” ($\alpha = 0,79$), rzetelność pomiaru wszystkimi skalami przekraczała poziom $\alpha = 0,80$, sugerując możliwość wykorzystania narzędzia zarówno do celów naukowych, jak i w diagnozie indywidualnej. Parametry spójności wewnętrznej okazały się wyższe w stosunku do uzyskanych w niektórych innych wersjach językowych, m.in. francusko-kanadyjskiej (Hawke i Provencher, 2012), niemieckiej (Kriston i in., 2013) czy duńskiej (Bach i in., 2017). Może to być związane z przyjętą w polskim badaniu replikacją procedury skrócenia narzędzia zamiast wykorzystania bezpośredniego tłumaczenia anglojęzycznej wersji skróconej oraz układem pozycji w kwestionariuszu.

Uzyskane dodatkowo korelacje ogólnej miary schematów z przekonaniem charakterystycznymi dla zaburzeń osobowości są dodatkowym wskaźnikiem trafności YSQ-ES-PL. Zgodnie z oczekiwaniami związek ten był najsilniejszy dla *borderline*, co jest spójne z założeniami teoretycznymi oraz wynikami dotychczasowych badań empirycznych (por. Bach i in., 2017; Nordahl i in., 2005; Young i in., 2014). Korelacje powyżej 0,35 (r Pearsona) ze wszystkimi przekonaniem – poza właściwymi dla osobowości schizoidalnej i antyspołecznej – są prawdopodobnie odzwierciedleniem szerokiego zakresu treściowego zestawu 18 sche-

matów. Cechy osobowości schizoidalnej i antyspołecznej nie wiązały się z nasileniem poszczególnych schematów (mierzonych przy użyciu wersji długiej YSQ-2) również w badaniu przeprowadzonym przez Nordahla i współpracowników (2005). Można to rozumieć jako specyfikę tych zaburzeń, których obraz kliniczny jest w mniej wyraźny sposób związany z treściami poznawczymi niż z korelatami behawioralnymi. Możliwe też, że w obydwu badaniach osoby z tymi cechami – nisko nasilonymi, poza specyficzną populacją kliniczną – były znacznie niedoreprezentowane. W badaniu przeprowadzonym w duńskiej próbie klinicznej osób z zaburzeniami osobowości uzyskano ujemny związek osobowości antyspołecznej ze schematami w ujęciu Younga (Bach i in., 2017). Interpretowano to jako specyfikę treściową schematów, węższą niż zakres treści poznawczych, charakterystycznych m.in. dla tego zaburzenia. Uzyskane w niniejszych analizach związki są znacząco silniejsze (w kierunku pozytywnym) niż w badaniu duńskim. Prawdopodobnie wynika to stąd, że w polskiej próbie osoby pochodziły w większości z populacji ogólnej. Ponadto zastosowane narzędzie PBQ nie jest miarą patologii osobowości, a jedynie jej poznawczych korelatów. Schematy według Younga mogą więc mocniej być związane z przekonaniem w ujęciu Becka niż z nasileniem samego zaburzenia określanego według kryteriów diagnostycznych. Analiza specyficzności poszczególnych schematów dla konkretnych zaburzeń osobowości lub związanych z nimi przekonań wykracza poza ramy tego artykułu. Warto jednak podkreślić wyraźne związki cech zaburzonej osobowości oraz schematów treściowo odpowiadających ich obrazowi klinicznemu. Związek *borderline* z wieloma schematami, szczególnie odnoszącymi się do doświadczeń braku więzi, porzucenia czy zależności, odpowiada zarówno założeniom teorii Younga, jak i wcześniejszym badaniom empirycznym (Arntz, Dietzel i Dreessen, 1999; Bach i in., 2017; Nordahl i in., 2005; Young i in., 2014). Jednocześnie systematyczne korelacje nasilenia schematów ze wszystkimi skalami PBQ wskazują, że YSQ można rozumieć raczej jako miarę ogólnych predyspozycji do patologii osobowości niż podstawę predykcji konkretnej diagnozy. Zdaje się to być potwierdzone poprzez istotnie wyższe nasilenie schematów (poza „Samopoświęceniem”) w zróżnicowanej próbie klinicznej w porównaniu z populacją ogólną, spójne z wcześniejszymi badaniami w tym zakresie (por. Kriston i in., 2013; Rijkeboer i in., 2005). Brak różnic w „Samopoświęceniu” należy uznać za specyficzny dla tej próby, warunków kulturowych lub wersji narzędzia. Ponadto związki schematów z poznawczymi korelatami zaburzeń osobowości sugerują, że można je traktować jako konstrukty o właściwościach cech, tak jak to postulował Young (Young i in., 2014).

Na podstawie confirmacyjnej analizy czynnikowej można stwierdzić, że model zakładający 18 czynników odpowiadających poszczególnym schematom oraz

model 18-czynnikowy z czynnikiem ogólnym odpowiadającym skali ogólnej wydają się w większym stopniu dopasowane do danych niż model 1-czynnikowy. Testowane modele były lepiej dopasowane do danych pochodzących z Badania 1, co jest związane z tym, że w tej właśnie grupie były optymalizowane. Weryfikacja przeprowadzona na danych z niezależnej próby (Badanie 2) pozwala podtrzymać główne wnioski dotyczące trafności czynnikowej, chociaż należy podkreślić, że nie są one już tak jednoznaczne. O ile skorygowana statystyka χ^2 oraz indeksy CFI i AGFI wskazują na brak akceptowalnego dopasowania modelu, o tyle wartości χ^2/df , RMSEA i SRMR stanowią o dobrym dopasowaniu do danych. Podobne rozbieżności uzyskano w niektórych z wcześniejszych badań nad strukturą czynnikową różnych wersji językowych YSQ (por. Kriston, Schäfer, von Wolff, Härter i Hölzel, 2012). Istotność statystyczna testu χ^2 wydaje się związana z wielkością próby i złożonością modelu. Również AGFI jest wskaźnikiem podatnym na niedoszacowanie dobroci dopasowania w przypadku dużej złożoności modelu, co może tłumaczyć jego niedostateczną wartość (Schermelleh-Engel, Moosbrugger i Miller, 2003). W badaniach walidacyjnych wersji niemieckiej i duńskiej uzyskano analogiczne rozbieżności, przyjmując za podstawę dobrego dopasowania modelu bardziej odporne wskaźniki (RMSEA i SRMR) oraz odpowiednio wysokie ładunki czynnikowe (Bach i in., 2017; Kriston i in., 2012). W prezentowanych w niniejszym artykule analizach zarówno χ^2 , dzielony przez liczbę stopni swobody, RMSEA, SRMR, jak i wartości ładunków czynnikowych (przekraczające 0,50, a w większości granicę 0,70) oraz współczynniki rzetelności czynników i przeciętna wyodrębniona wariancja wskazują na możliwość uznania adekwatnej trafności czynnikowej proponowanego rozwiązania. Model 18-czynnikowy uzasadnia wyodrębnienie skal dla poszczególnych schematów, zaś model z czynnikiem ogólnym dodatkowo wspiera użycie skali ogólnej w obliczeniach. Jednak w związku z niesatysfakcjonującymi wartościami niektórych wskaźników oraz dość wysokim wzajemnym skorelowaniem części czynników sugerujemy dalsze analizy uwzględniające eksplorację indeksów modyfikacyjnych.

Kolejne badania powinny także, naszym zdaniem, obejmować większą i bardziej precyzyjnie zdefiniowaną próbę kliniczną, ze szczególnym uwzględnieniem osób z diagnozą zaburzeń osobowości. Przedstawione analizy nie dają możliwości potwierdzenia stabilności czasowej uzyskanych wyników, co jest postulowane na gruncie teoretycznym i zostało zweryfikowane w odniesieniu do niektórych wersji językowych narzędzia.

Podsumowując, opisane badanie pozwoliło opracować zweryfikowaną psychometrycznie, polską wersję eksperymentalną narzędzia mierzącego nasilenie

wczesnych schematów dezadaptacyjnych według koncepcji Younga. Uzyskane wyniki wskazują, że proponowany przez nas skrócony kwestionariusz YSQ może znaleźć zastosowanie zarówno w badaniach naukowych, jak i w diagnozie indywidualnej. Wydaje się to szczególnie ważne w kontekście systematycznego zyskiwania przez terapię schematów statusu metody opartej na danych naukowych (*evidence-based treatment*) w odniesieniu do leczenia właściwie całego spektrum zaburzeń osobowości.

LITERATURA CYTOWANA

- Arntz, A., Dietzel, R. i Dreessen, L. (1999). Assumptions in borderline personality disorder, specificity, stability and relationship with etiological factors. *Behaviour Research and Therapy*, 37, 545-557.
- Arntz, A., van Genderen, H. (2009). *Schema therapy for borderline personality disorders*. Chichester, West Sussex, Maiden: Wiley-Blackwell.
- Bach, B., Simonsen, E., Christoffersen, P. i Kriston, L. (2017). The Young Schema Questionnaire 3 Short Form (YSQ-S3). Psychometric properties and association with personality disorders in a Danish mixed sample. *European Journal of Psychological Assessment*, 33(2), 134-143. DOI: 10.1027/1015-5759/a000272
- Bamelis, L., Evers, S. M., Spinhoven, P. i Arntz, A. (2014). Results of a multicentered randomised controlled trial on the clinical effectiveness of schema therapy for personality disorders. *American Journal of Psychiatry*, 171(3) (March), 305-322.
- Baron, H. (1996). Strengths and limitations of ipsative measurement. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 69, 49-56. DOI: 10.1111/j.2044-8325.1996.tb00599.x
- Beck, A. T. (1967). *The diagnosis and management of depression*. Philadelphia, PA: University of Pennsylvania Press.
- 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. *Behaviour Research and Therapy*, 39(10), 1213-1225. DOI: 11579990
- Bernstein, D. P., Nijman, H. L. I., Karos, K., Keulen-de Vos, M., de Vogel, V. i Lucker, T. P. (2012). Schema therapy for forensic patients with personality disorders: Design and preliminary findings of a multicenter randomized clinical trial in the Netherlands. *International Journal of Forensic Mental Health*, 11(4), 312-324. DOI: 10.1080/14999013.2012.746757
- Besta, T., Barczak, A., Lewandowska-Walter, A. i Dozois, D. J. (2014). Polish version of the Cognitive Distortions Scale (CDS): Preliminary validation and personality correlates. *Current Issues in Personality Psychology*, 3(3), 177-183. DOI: 10.5114/cipp.2014.46234
- Borsboom, D. (2005). *Measuring the mind. Conceptual issues in contemporary psychometrics*. Cambridge University Press.
- Costello, A. B. i Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment Research & Evaluation*, 10(7), 1-9. DOI: 10.1.1.110.9154
- Edwards, D. i Arntz, A. (2012). Schema therapy in historical perspective. [W:] M. van Vreeswijk, J. Broersen i M. Nadort (red.), *The Wiley-Blackwell handbook of schema therapy: Theory, research, and practice* (s. 3-26). Chichester: John Wiley & Sons.

- Farrell, J. M., Shaw, I. A. i Webber, M. A. (2009). A schema-focused approach to group psychotherapy for outpatients with borderline personality disorder: A randomized controlled trial. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 40(2), 317-328. DOI: 10.1016/j.jbtep.2009.01.002
- Giesen-Bloo, J., van Dyck, R., Spinhoven, P., van Tilburg, W., Dirksen, C., van Asselt, T., Kremers, I., Nadort, M. i Arntz, A. (2006). Outpatient psychotherapy for borderline personality disorder. *Archives of General Psychiatry*, 63, 649-658. DOI: 10.1001/archpsyc.63.6.649
- Hawke, L. i Provencher, M. (2012). The Canadian French Young Schema Questionnaire: Confirmatory factor analysis and validation in clinical and nonclinical samples. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 44(1), 40-49. DOI: 10.1037/a0026197
- Jackson, D. L., Gillaspay, J. A. i Purc-Stephenson, R. (2009). Reporting practices in confirmatory factor analysis: An overview and some recommendations. *Psychological Methods*, 14(1), 6-23. DOI: 10.1037/a0014694
- Jacob, G. A. i Arntz, A. (2013). Schema therapy for personality disorders – a review. *International Journal of Cognitive Therapy*, 6(2), 171-185.
- Kriston, L., Schäfer, J., Jacob, G., Härter, M. i Hölzel, L. P. (2013). Reliability and validity of the German version of the Young Schema Questionnaire – Short Form 3 (YSQ-S3). *European Journal of Psychological Assessment*, 29(3), 205-212. DOI: 10.1027/1015-5759/a000143
- Kriston, L., Schäfer, J., von Wolff, A., Härter, M. i Hölzel, L. P. (2012). The latent factor structure of young's early maladaptive schemas: Are schemas organized into domains? *Journal of Clinical Psychology*, 68(6), 684-698. DOI: 10.1002/jclp.21846
- Mącik, D. (2016). Wczesne nieadaptacyjne schematy Younga i ich związki z rysami zaburzeń osobowości w populacji nieklinicznej – badania wstępne. *Psychiatria i Psychoterapia*, 12(1), 3-24.
- Nadort, M., Arntz, A., Smit, J. H., Giesen-Bloo, J., Eikelenboom, M., Spinhoven, P., van Asselt, T., Wensing, M. i van Dyck, R. (2009). Implementation of outpatient schema therapy for borderline personality disorder with versus without crisis support by the therapist outside office hours: A randomized trial. *Behaviour Research and Therapy*, 47(11), 961-973. DOI: 10.1016/j.brat.2009.07.013
- Nordahl, H. M., Holthe, H. i Haugum, J. A. (2005). Early maladaptive schemas in patients with or without personality disorders: Does schema modification predict symptomatic relief? *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 12(2), 142-149. DOI: 10.1002/cpp.430
- Nordahl, H. M. i Nysæter, T. E. (2005). Schema therapy for patients with borderline personality disorder: A single case series. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 36(3), 254-264. DOI: 10.1016/j.jbtep.2005.05.007
- Oei, T. P. S. i Baranoff, J. (2007). Young Schema Questionnaire: Review of psychometric and measurement issues. *Australian Journal of Psychology*, 59(2), 78-86. DOI: 10.1080/00049530601148397
- Oettingen, J., Chodkiewicz, J., Mącik, D. i Gruszczyńska, E. (w druku). Polska adaptacja i walidacja krótkiej wersji Kwestionariusza Schematów Younga (YSQ- S3-PL). *Psychiatria Polska*.
- Petrocelli, J. V., Glaser, B. A., Calhoun, G. B. i Campbell, L. F. (2001). Early maladaptive schemas of personality disorder subtypes. *Journal of Personality Disorders*, 15(6), 546-559. DOI: 10.1521/pedi.15.6.546.19189
- Popiel, A. i Pragłowska, E. (2008). *Psychoterapia poznawczo-behawioralna. Teoria i praktyka*. Warszawa: Paradygmat.
- R Development Core Team (2015). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna.

- Reeves, M. i Taylor, J. (2007). Specific relationships between core beliefs and personality disorder symptoms in a non-clinical sample. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 14(2), 96-104. DOI: 10.1002/cpp.519
- Rijkeboer, M. (2012). Validation of the Young Schema Questionnaire. W: M. van Vreeswijk, J. Broersen, M. Nadort (red.), *The Wiley-Blackwell handbook of schema therapy. Theory, research, and practice* (s. 531-540). Chichester: John Wiley & Sons.
- Rijkeboer, M., van den Bergh, H. i van den Bout, J. (2005). Stability and discriminative power of the Young Schema-Questionnaire in a Dutch clinical versus non-clinical population. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 36(2), 129-144. DOI: 10.1016/j.jbtep.2004.08.005
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modelling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. Pobrano z <http://www.jstatsoft.org/v48/i02/>.
- 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(2), 23-74. DOI: 10.1002/0470010940
- Schmidt, N. B., Joiner, T. E., Young, J. E. i Telch, M. J. (1995). The schema questionnaire: Investigation of psychometric properties and the hierarchical structure of a measure of maladaptive schemas. *Cognitive Therapy and Research*. DOI: 10.1007/BF02230402
- Sheffield, A. i Waller, G. (2012). Clinical use of schema inventories. W: M. van Vreeswijk, J. Broersen i M. Nadort (red.), *The Wiley-Blackwell handbook of schema therapy: Theory, Research, and Practice* (s. 111-124). Chichester: John Wiley & Sons.
- Stopa, L., Thorne, P., Waters, A. i Preston, J. (2001). Are the short and long forms of Young Schema Questionnaire comparable and how well does each version predict psychopathology scores? *Journal of Cognitive Psychotherapy: An International Quarterly*, 15(3), 253-272. Pobrano z <http://www.cognitivetherapyassociation.org/journal/v15.aspx>
- Stopa, L. i Waters A. (2005). The effect of mood on responses to the Young Schema Questionnaire: Short form. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 78, 45-57.
- Tabachnick, B. G. i Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (wyd. 6). Boston: Pearson.
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and application*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Waller, G., Meyer, C., Ohanian, V. (2001). Psychometric properties of the long and short versions of the Young Schema Questionnaire: Core beliefs among bulimic and comparison women. *Cognitive Therapy and Research*, 25(2), 137-147.
- Young, J. E. (1994). *Cognitive therapy for personality disorders: A schema-focused approach*. Sarasota, FL: Professional Resource Press.
- Young, J. E. (1998). *Young Schema Questionnaire – Short Form*. New York: Cognitive Therapy Centre.
- Young, J. E., Klosko, J. S. i Weishaar, M. (2014). *Terapia schematów. Podręcznik praktyka*. Sopot: Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne.
- Yuan, K.-H. i Bentler, P. M. (2000). Three likelihood-based methods for mean and covariance structure analysis with nonnormal missing data. *Sociological Methodology*, 30, 165-200. DOI: 10.1111/0081-1750.00078
- Zawadzki, B., Popiel, A., Pragłowska, E. i Newman, C. (2017). Specyfika dezadaptacyjnych przekonań w zaburzeniach osobowości: charakterystyka psychometryczna polskiej translacji i tawestacji Kwestionariusza Przekonań (*Personality Beliefs Questionnaire, PBQ*). *Roczniki Psychologiczne*, 20(2), 337-354.

ZAŁĄCZNIK

PODSTAWOWE TERMINY TERAPII SCHEMATÓW

W pierwszej kolumnie tabeli podano terminy w wersji oryginalnej; w pozostałych kolumnach – ich polskie odpowiedniki, przyjęte w sześciu publikacjach wydanych w Polsce.

Wersja oryginalna		Polski odpowiednik				
Young, Klosko i Weishaar (2003)¹	Beck, Freeman i Davies (2005) ²	Popiel i Pragłowska (2008)³	Rafaeli, Bernstein i Young (2011) ⁴	Young, Klosko i Weishaar (2014)⁵	Arntz i van Genderen (2016) ⁶	Staniaszek i Popiel (2017) <i>Proponowana wersja kanoniczna</i>
Schema Therapy (schema-focused approach)	Zorientowany na schematy model poznawczy	Terapia zorientowana na schematy	Terapia schematu (Psychoterapia skoncentrowana na schematach)	Terapia schematów	Terapia schematów (Terapia skoncentrowana na schematach)	Terapia schematów⁷

¹ Young, J. E., Klosko, J. S. i Weishaar, M. (2003). *Schema therapy. A practitioner's guide*. New York: The Guilford Press.

² Beck, A. T., Freeman, A. i Davis, D. D. (2005). *Terapia poznawcza zaburzeń osobowości*. Kraków: Wydawnictwo UJ.

³ Popiel, A. i Pragłowska, E. (2008). *Psychoterapia poznawczo-behawioralna. Teoria i praktyka*. Warszawa: Wydawnictwo Paradygmat.

⁴ Rafaeli, E., Bernstein, D. i Young, J. (2011). *Psychoterapia skoncentrowana na schematach*. Warszawa: Instytut Psychologii Zdrowia.

⁵ Young, J. E., Klosko, J. S. i Weishaar, M. (2014). *Terapia schematów. Przewodnik praktyka*. Sopot: Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne.

⁶ Arntz, A. i van Genderen H. (2016). *Terapia schematów w zaburzeniu osobowości typu borderline*. Gdańsk: Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne.

⁷ Tłumaczenie terminu „schema therapy” na „terapia schematów” (podobnie jak „terapia schematu”) może sugerować, że terapii – leczeniu – poddawany jest schemat. Schemat nie musi być jednak tożsamy ze schematem dysfunkcyjnym, a tylko w domyśle jest tu okreśłany jako „deadaptacyjny”. Ponadto zakładamy, że terapia dotyczy osoby w niej uczestniczącej, nie zaś samego konstruktów. Przyjęte tłumaczenie nie jest więc precyzyjne, ale z praktycznych względów zdecydowaliśmy się na jego pozostawienie (zob. przypis 1 w niniejszym artykule).

Early Maladaptive Schemas	Wczesne schematy dezadapcyjne	Wczesne schematy dezadapcyjne	Wczesne schematy nieadaptacyjne	Wczesne nieadaptacyjne schematy	Schematy	Wczesne schematy dezadapcyjne
Abandonment/ Instability	Porzucenie/ brak stabilności	Porzucenie/ brak stabilności	Porzucenie niestabilność więzi	Opuszczenie/ Niestabilność Więzi	Opuszczenie/ Niestabilność Więzi	Opuszczenie/ Niestabilność więzi
Mistrust/ Abuse	Nieufność/ przemoc	Nieufność	Podejrzliwość/ krzywdzenie	Nieufność/ Skrzywdzenie	Nieufność/ Skrzywdzenie	Nieufność/ Skrzywdzenie
Emotional Deprivation	Deprywacja emocjonalna	Deprywacja emocjonalna	Deprywacja emocjonalna	Deprywacja Emocjonalna	Deprywacja Emocjonalna	Deprywacja emocjonalna
Defectiveness/ Shame	Ułomność/ wstyd	Ułomność/ wstyd	Niepełnowartościowość/ wstyd	Wadliwość/ Wstyd	Wadliwość/ Wstyd	Wadliwość/ Wstyd
Social Isolation/ Alienation	Społeczna izolacja/ wyobcowanie	Izolacja społeczna	Izolacja społeczna/ alienacja	Izolacja Społeczna/ Wyobcowanie	Izolacja Społeczna/ Wyobcowanie	Izolacja społeczna
Dependence/ Incompetence	Zależność/ niekompetencja	Zależność/ brak kompetencji	Zależność/ niekompetencja	Zależność/ Niekompetencja	Zależność/ Niekompetencja	Zależność/ Niekompetencja
Vulnerability to Harm or Illness	Narażenie na „przypadkowe” zdarzenia	Kruchość, wrażliwość	Podatność na zranienia i choroby	Podatność na Zranienie lub Zachorowanie	Podatność na Zranienie i Zachorowanie	Poczucie zagrożenia⁸
Enmeshment/ Undeveloped Self	Rozmycie granic/ słabo rozwinięte poczucie siebie	Rozmycie granic	Uwikłanie/ rezygnacja z Ja	Uwikłanie Emocjonalne/ Nie w Pełni Rozwinięte Ja	<i>brak</i>	Uwikłanie emocjonalne/ Brak poczucia własnej odrębności
Failure to achieve	Porażka	Porażka	Skazanie na niepowodzenie	Porażka	Porażka	Porażka

⁸ Mimo najpopularniejszego tłumaczenia terminu „vulnerability” jako „podatność na zranienie” warto zaznaczyć, że słowo „vulnerability” jest znacznie bardziej pojemne, a istotą tego schematu są **poczucie zagrożenia** (przekonanie, że w każdej chwili może stać się coś złego), a nie przekonanie o własnej szczególnej „podatności”.

Entitlement/ Grandiosity	Uprzywilejowanie dominacja	Uprzywilejowanie/ dominacja	Roszczenia/wyolbrzymione Ja	Roszczeniowość/ Wielkościowość	Roszczeniowość	Uprzywilejowanie/ Poczucie wyższości
Insufficient Self-Control/ Self-discipline	Niewystarczająca samokontrola/samodyscyplina	Niewystarczająca samokontrola/ samodyscyplina	Niedostateczna samokontrola i samodyscyplina	Niedostateczna Samokontrola i Samodyscyplina	Niewystarczająca Kontrola/Samodyscyplina	Niedostateczna samokontrola
Subjugation	Podporządkowanie	Podporządkowanie	Podporządkowanie się	Podporządkowanie się	Podporządkowanie	Podporządkowanie
Self-Sacrifice	Poświęcenie siebie	Samoposwięcenie	Poświęcenie siebie	Samoposwięcenie	<i>brak</i>	Samoposwięcenie
Approval-Seeking/ Recognition-Seeking	Szukanie aprobaty	Poszukiwanie aprobaty / uznania	Poszukiwanie aprobaty/ uznania	Poszukiwanie Akceptacji i Uznania	<i>brak</i>	Poszukiwanie aprobaty i uznania
Negativity/ Pessimism	Uwrażliwienie na zdarzenia, które „można kontrolować”/negatywizm	Pesymizm	Negatywizm/pesymizm	Negatywizm/ Pesymizm	<i>brak</i>	Negatywizm/ Pesymizm
Emotional Inhibition	Nadmierna kontrola	Zahamowanie emocjonalne	Stłumienie uczuć	Zahamowanie Emocjonalne	Zahamowanie Emocjonalne	Zahamowanie emocjonalne
Unrelenting Standards/ Hypercriticalness	Bezlitosne normy	Bezlitosne normy	Bez-względne standardy/hiperkrytycyzm	Nadmierne Wymagania/Nadmierny Krytycyzm	Nadmierna Wymagania/Nadmierny Krytycyzm	Bez-względne standardy/Nadmierny krytycyzm
Punitiveness	Skłonność do wymierzania kar	Skłonność do wymierzania kar	Nastawienie na karanie	Bez-względna Surowość	Bez-względna Surowość	Skłonność do karania
Domain	Kategoria	Domena	Obszar	Obszar schematów	<i>brak</i>	Obszar
Disconnection and Rejection	Oderwanie i odrzucenie	Opuszczenie i odrzucenie	Rozłączenie i odrzucenie	Rozłączenie i odrzucenie	<i>brak</i>	Brak więzi i odrzucenie

Impaired Autonomy and Performance	Ograniczenie autonomii i możliwości działania	Ograniczenie autonomii	Uszkodzenie autonomii i sprawności	Oslabiona autonomia i brak dokonań	<i>brak</i>	Ograniczona autonomia i niskie umiejętności
Impaired Limits	Zachwianie granic	Zachwianie granic	Uszkodzone granice	Uszkodzone granice	<i>brak</i>	Niedostateczne ograniczenia
Other Directedness	Ukierunkowanie na inną osobę	Ukierunkowanie na innego	Skoncentrowanie się na innych ludziach	Nakierowanie na innych	<i>brak</i>	Ukierunkowanie na innych
Overvigilance and Inhibition	Nadmierna czujność i zahamowanie	Nadmierna czujność i zahamowanie	Nadmierna podejrzliwość i zahamowania	Nadmierna czujność i zahamowanie	<i>brak</i>	Nadmierna czujność i zahamowanie <i>Nie ma w tym tekście (proponowane):</i>
Schema mode	Aktywny styl schematów	Aktywny styl schematów	Tryb	Tryb schematów	Tryb schematów	<i>Tryb</i>
Child modes	Style dziecka	Style dziecka	Tryby dziecięce	Tryby dziecięce	Tryby dziecięce	<i>Tryby dziecięce</i>
Vulnerable Child	Uwrażliwione dziecko	Wrażliwe dziecko	Wrażliwe na krzywdzenie dziecko	Wrażliwe Dziecko	Skrzywdzone dziecko	<i>Bezbronne dziecko</i>
Angry Child	Rozzłoszczone dziecko	Rozgniewane dziecko	Rozzłoszczone dziecko	Złoszczące się Dziecko	Złoszczące się/impulsywne dziecko	<i>Złoszczące się dziecko</i>
Impulsive/ Undisciplined Child	Impulsywne/niezdiscyplinowane dziecko	Niegrzeczne dziecko	Impulsywne dziecko	Impulsywne i Niezdyscyplinowane Dziecko	<i>jw.</i>	<i>Impulsywne/Niezdiscyplinowane Dziecko</i>
Happy Child	Zadowolone dziecko	Zadowolone dziecko	Zadowolone dziecko	Szczęśliwe Dziecko	<i>brak</i>	<i>Zadowolone dziecko</i>
Dysfunctional Coping modes	Style nie przystosowane	Style nie przystosowane	Nieadaptacyjne tryby	Nieadaptacyjne	<i>brak</i>	<i>Dysfunkcyjne tryby</i>

	wawczego radzenia sobie	wawczego radzenia sobie	radzenia sobie	tryby radzenia sobie		<i>radzenia sobie</i>
Compliant Surrenderer	Uległa rezygnacja	Uległy poddany	Uległy poddany	Uległy Poddany	<i>brak</i>	<i>Uległy poddany</i>
Detached Protector	Brak obrońcy	Brak obrońcy	Odlączony opiekun	Odlączony Obrońca	Odlączony obrońca	<i>Odlączony obrońca</i>
Overcompensator	Nadmierna kompensacja	Super-kompensator	Nadkompensator	Nadmierny Kompensator	<i>brak</i>	<i>Nadkompensator</i>
Dysfunctional parent modes	Style dysfunkcyjnego rodzica	Style dysfunkcyjnego rodzica	Dysfunkcjonalne tryby uwewnętrznionego rodzica	Nieadaptacyjne tryby rodzicielskie	<i>brak</i>	<i>Dysfunkcyjne tryby rodzicielskie</i>
Punitive/ Critical Parent	Karzący rodzic	Karzący rodzic	Karzący rodzic	Karzący Rodzic	Karzący rodzic	<i>Karzący rodzic</i>
Demanding Parent	Wymagający rodzic	Wymagający rodzic	Wymagający rodzic	Wymagający Rodzic	<i>brak</i>	<i>Wymagający rodzic</i>
Healthy Adult mode	Zdrowy dorosły	Zdrowy dorosły	Zdrowy dorosły	Zdrowy Dorosły	Zdrowy dorosły	<i>Zdrowy dorosły</i>