

Polska adaptacja i walidacja krótkiej wersji Kwestionariusza Schematów Younga (YSQ-S3-PL)

Polish adaptation of the Young Schema Questionnaire 3 Short Form (YSQ-S3-PL)

Justyna Oettingen¹, Jan Chodkiewicz², Dorota Mącik³,
Ewa Gruszczyńska⁴

¹ Zakład Psychologii Lekarskiej, Katedra Psychiatrii Collegium Medicum,
Uniwersytet Jagielloński

² Zakład Psychoprofilaktyki i Psychologii Uzależnień, Instytut Psychologii, Uniwersytet Łódzki

³ Katedra Psychologii Klinicznej, Instytut Psychologii, Katolicki Uniwersytet Lubelski

⁴ Katedra Psychologii Zdrowia, SWPS Uniwersytet Humanistycznospołeczny, Warszawa

Summary

Aim. The aim of the study was to prepare the Polish adaptation of the Young Schema Questionnaire S3-PL. The scale is a self-assessment tool designed to measure 18 early maladaptive schemas.

Method. The sample consists of 1,529 adults (927 women and 585 men), aged 18–85 years (mean age was 32 years), from non-clinical groups.

Results. After language validation the internal consistency was assessed. The Cronbach's alpha ranged from 0.62 (Entitlement/grandiosity) to 0.81 (Failure), and it was 0.96 for total score. The best solution obtained in exploratory factor analysis was an eight-factor model, instead of the assumed 18-factor structure. Confirmatory factor analysis also did not fully supported Young's theoretical model. From all the tested models, bi-factor model (i.e., one generic factor and correlated specific factors – schemas) fitted the data best. In accordance with this model schema variance is explained concurrently by generic and specific factors; generic factor explains most of the Defectiveness variance, while only slightly – Self-sacrifice variance. Convergent validity analysis confirms positive medium correlations with scales measuring psychopathology. Similarly, negative correlations with self-efficacy and optimism indicate good divergent validity.

Conclusions. The psychometric characteristics of the Polish adaptation of the YSQ-S3-PL is similar to those reported for other language versions. The results allow to recommend the method for scientific research. However, using it in therapeutic practice needs caution – especially in the case of clinical diagnosis. Further analyses are necessary to assess criterion validity and discriminative power in clinical settings.

Słowa kluczowe: wczesne nieadaptacyjne schematy, Kwestionariusz Schematów Younga YSQ-S3-PL, polska adaptacja

Key words: Early Maladaptive Schemas, Young Schema Questionnaire YSQ-S3-PL, Polish adaptation

Wprowadzenie

Nieprzystosowawcze (dysfunkcjonalne) schematy poznawcze (*Early Maladaptive Schema* – EMS), zgodnie z ujęciem Jeffreya Younga i wsp. [1], określane są jako wykształcone najczęściej w dzieciństwie i rozwijane przez całe życie wzorce składające się ze wspomnień, emocji, przekonań oraz doznań cielesnych. Wzorce te, dotyczące jednostki oraz relacji z innymi, determinują sposób, w jaki człowiek odbiera i interpretuje własne zachowania oraz otaczający świat. Schematy mogą być skutkiem traumatycznych doświadczeń i niezaspokojenia na wczesnych etapach rozwoju podstawowych potrzeb. Są samowzmacniające się oraz odporne na zmianę. Autorzy wymieniają pięć potrzeb, których deprivacja może prowadzić do wytworzenia dysfunkcjonalnych schematów, i są to: bezpieczne przywiązanie, autonomia, swoboda w wyrażaniu swoich potrzeb i emocji, spontaniczność i możliwość zabawy, racjonalne granice i samokontrola. To, który ze schematów wykształci się u konkretnej osoby, zależy także od jej cech temperamentalnych i właściwości środowiska, w którym dorasta, a także interakcji między nimi.

Young i wsp. [1] wyróżnili najczęściej spotykane dysfunkcjonalne schematy, a do ich badania stworzyli Kwestionariusz Schematów. Kwestionariusz formułowany na bazie praktyki terapeutycznej rozwijał się stopniowo (wersje 1, 2, 3; formy L – Long i S – Short). Wersja 1 diagnozowała 15 schematów pogrupowanych w trzy obszary, w wersji drugiej 16 schematów pogrupowano w 5 obszarów (domen). Aktualna wersja jest wersją 3, która zarówno w formie L, jak i S diagnozuje 18 schematów i 5 obszarów [2, 3]. W wersji YSQ-S3 twierdzenia dotyczące każdego schematu są rozrzucone po całym kwestionariuszu, a nie pogrupowane razem jak w poprzednich wersjach, co powinno zwiększać rzetelność pomiaru.

Liczne badania zagraniczne w różnym stopniu potwierdzają zakładaną teoretycznie strukturę kwestionariusza [np. 2, 4, 5], ponadto trafność czynnikowa narzędzia bywa też dyskusyjna, szczególnie w odniesieniu do liczby domen [5–8]. Zwłaszcza w nowszych opracowaniach psychometrycznych kwestia ta zajmuje coraz więcej miejsca [7, 8]. Za zadowalającą uznaje się natomiast adekwatność w zakresie diagnozy i rozumienia różnych zaburzeń, przede wszystkim zaburzeń osobowości [9, 10] czy zaburzeń z osi I [11–13].

Kwestionariusz, a szczególnie jego skróconą wersję YSQ-S3, tłumaczono na wiele języków i zaadaptowano w wielu krajach, m.in. w Kanadzie (wersja francuskojęzyczna), Niemczech, Hiszpanii, Danii, Finlandii, Grecji, Korei Południowej, Turcji, Iranie i Tajlandii [2, 4, 5, 8, 14–19]. W Polsce kwestionariusz nie został dotąd opracowany psychometrycznie, co może budzić zdziwienie, biorąc pod uwagę dużą popularność terapii schematów według Younga. Nieliczne wstępne badania potwierdzają jego trafność diagnostyczną, okazuje się bowiem, że dominujące schematy są zgodne z rozumieniem określonego zaburzenia, zarówno z osi I, jak i II. W badaniach

tych współczynniki rzetelności alfa-Cronbacha metody okazywały się zadowalające [20, 21]. Tym samym adaptacja narzędzia mogłaby być pomocna nie tylko w pracy terapeutycznej, ale również jako narzędzie wspomagające diagnozę kliniczną, a także służące do badań naukowych.

Podsumowując, celem artykułu jest prezentacja właściwości psychometrycznych polskiej adaptacji kwestionariusza na podstawie badań własnych.

Material i metoda

Walidowanym narzędziem była skrócona wersja Kwestionariusza Schematów Younga YSQ-S3-PL. Metoda bada nasilenie każdego z 18 schematów w oparciu o samoopis badanego, który proszony jest o ustosunkowanie się do wyróżnionych twierdzeń. Pozwala to na określenie układu schematów charakterystycznych dla konkretnej osoby. Kwestionariusz składa się z 90 pozycji testowych, po 5 dla każdego ze schematów. Odpowiedzi udziela się na sześciopunktowej skali Likerta od 1 – „zupełnie nieprawdziwe o mnie” do 6 – „doskonale mnie opisuje”. Uzyskane wyniki dla każdego schematu mieszczą się w przedziale 5–30. Oblicza się również średnią arytmetyczną dla każdego schematu oraz wynik sumaryczny dla wszystkich [3].

W badaniach walidacyjnych zastosowano również:

- *The Symptom Checklist-27-plus* (SCL-27-plus) Hardta w polskiej adaptacji Kuncewicz i wsp. [22]. Metoda bada natężenie objawów depresyjnych (aktualne i w ciągu życia), objawów wegetatywnych, objawów agorafobii, fobii społecznej i objawów bólowych;
- Inwentarz Depresji Becka (*Beck Depression Inventory* – BDI) w polskiej adaptacji Parnowskiego i Jernajczyka [23];
- Inwentarz Stanu i Cechy Lęku (*State-Trait Anxiety Inventory* – STAI) Spielbergera i wsp. w polskiej adaptacji Wrześniewskiego i wsp. [24]. W badaniu wykorzystano jedynie skalę badającą lęk jako cechę;
- Skalę Optymizmu (*Life Orientation Test* – LOT) Carvera i Scheiera w polskiej adaptacji Poprawy i Juczyńskiego [25];
- Skalę Poczucia Własnej Skuteczności (*Generalized Self-Efficacy Scale* – GSES) Schwarzera i wsp. w polskiej adaptacji Juczyńskiego [25].

Wskaźniki rzetelności i trafności polskich adaptacji zastosowanych metod upoważniały do ich zastosowania w badaniach [22–25].

Uczestnicy badania

W badaniu wzięło udział 1529 osób w wieku od 18 do 85 lat ($M = 32,46$; $SD = 13,49$) – 927 kobiet (60,6% ogółu) i 585 mężczyzn (38,2% ogółu), przy czym 17 osób nie zaznaczyło płci w wypełnianej ankiecie. W grupie tej znalazło się 263 (17% ogółu) studentów łódzkich szkół wyższych (przy czym nie badano studentów psychologii) – 133 kobiety i 130 mężczyzn.

Wyniki

Translacja i walidacja językowa

Procedurę walidacji językowej przeprowadzono zgodnie z opisanymi w literaturze wytycznymi [26, 27], uzyskując najpierw oficjalną, pisemną zgodę autora oryginału. Kwestionariusz został następnie przetłumaczony na język polski przez trzech niezależnych tłumaczy. Powstałe w ten sposób wersje językowe zostały sprawdzone i skorygowane przez eksperta – osobę, która biegle włada językiem angielskim oraz posiada fachową wiedzę dotyczącą koncepcji schematów Younga. Efektem jej pracy było opracowanie wstępnej wersji językowej kwestionariusza, która została poddana procedurze retranslacji. Do oceny tożsamości znaczeniowej uzyskanych w ten sposób wersji powołano komisję, złożoną z tłumacza przysięgłego języka angielskiego, certyfikowanego terapeuty schematu oraz osoby odpowiedzialnej za proces translacji. Zgłoszone poprawki dotyczyły 10 pozycji kwestionariusza (9, 10, 24, 31, 40, 55, 68, 76, 81, 89) oraz sformułowania skali odpowiedzi. Większość poprawek wynikała z trudności w zachowaniu wierności tłumaczenia przy jednoczesnym utrzymaniu równowagi semantycznej twierdzeń. Po uwzględnieniu uwag ekspertów uzgodniono eksperymentalną wersję kwestionariusza, której użyto w badaniu pilotażowym typu „think aloud” [28] przeprowadzonym wśród 30 pacjentów pozostających w psychiatrycznym leczeniu ambulatoryjnym. Osoby te informowały, czy i jak rozumieją poszczególne pozycje testowe. Te informacje pozwoliły na oficjalne zatwierdzenie polskiej wersji językowej kwestionariusza i poddanie jej procesowi oceny psychometrycznej.

Analiza spójności wewnętrznej

Analiza rzetelności metodą alfa Cronbacha wykazała zróżnicowaną spójność wewnętrzną podskal, poczynawszy od 0,62 do 0,81. Dla poszczególnych schematów wartości te prezentują się następująco: 0,71 Deprywacja Emocjonalna, 0,79 Porzucenie, 0,73 Nieufność, 0,74 Izolacja, 0,75 Ułomność, 0,81 Porażka, 0,74 Brak kompetencji/zależność, 0,76 Podatność na zranienie, 0,73 Uwikłanie, 0,74 Podporządkowanie, 0,71 Samoposiwienienie, 0,79 Zahamowanie Emocjonalne, 0,66 Bezlitosne Normy, 0,62 Roszczenia/wyższość, 0,71 Niewystarczająca Samokontrola, 0,77 Poszukiwanie Podziwu, 0,79 Pesymizm oraz 0,72 Samokaranie. Wartości te można uznać za akceptowalne, zbliżone do występujących w piśmiennictwie światowym [5, 15, 19]. Warto zauważyć, że w adaptacjach metody przeprowadzonych w różnych krajach najniższy wskaźnik najczęściej odnotowywano w skali dotyczącej schematu Roszczenia/wyższość, która w prezentowanym badaniu również ma najniższą spójność (wartości alfa dla tego schematu wynosiły np. w kanadyjskich badaniach nad francuską wersją metody 0,57, w wersji niemieckiej 0,67, w wersji koreańskiej 0,59) [2, 13, 15]. Wyjątek stanowi wersja grecka, w której dla wszystkich schematów uzyskano wskaźniki alfa powyżej 0,80 [18]. Rzetelność jest natomiast wysoka dla wskaźnika ogólnego, tj. sumarycznego i wynosi 0,96, a analogiczny wynik uzyskano w przytaczanych badaniach kanadyjskich [2].

Eksploracyjna analiza czynnikowa

W celu zweryfikowania struktury wewnętrznej narzędzia wykorzystana została zarówno eksploracyjna analiza czynnikowa, jak i analiza confirmacyjna. Aby przeprowadzić obliczenia, dane pochodzące z całej próby ($n = 1529$) zostały losowo podzielone na dwa podzbiory ($n = 764$ i $n = 765$). Na pierwszym przeprowadzono analizę eksploracyjną, na drugim – confirmacyjną.

W celu sprawdzenia, czy analizowana macierz nie jest macierzą jednostkową, wykorzystano test sferyczności Bartletta ($\chi^2 = 40\,336,585$; $df = 4500$; $p < 0,001$) i test Kaisera–Meyera–Olkina ($KMO = 0,95$). Oba wyniki wskazują na adekwatność analizowania macierzy pod kątem istnienia czynników wspólnych. Najpierw zatem wykonano analizę metodą głównych składowych z uwolnioną ilością czynników i rotacją ortogonalną (varimax). Ładunki czynnikowe powyżej 0,4 zostały uznane za warunek konieczny do uznania przynależności stwierdzenia do danego czynnika, przy wartościach niższych niż 0,4 na każdym z pozostałych czynników. Tym sposobem wyodrębnionych zostało 18 czynników, co mogłoby sugerować strukturę identyczną z oryginałem. Jednak tylko takie czynniki, jak Deprywacja Emocjonalna, Porażka, Poszukiwanie Podziwu, Samopoświęcanie, Izolacja, Zahamowanie Emocjonalne, Samokaranie i Niewystarczająca Samokontrola, zostały odtworzone zgodnie ze strukturą pierwotną. Nadal jednak ponad 50% stwierdzeń bądź nie osiągało wartości kryterialnej, bądź też ich przynależność czynnikowa odbiegała od oczekiwanej.

Przetestowano więc także rozwiązania z inną liczbą czynników, kierując się wskazaniem testu osypiska Cattella oraz HPA (*Horn's parallel analysis*) [29] i MAP (*Minimum Average Partial* – MAP) [30], używając w tym celu syntaxu do programu SPSS autorstwa O'Connora [31]. Zasada wyodrębniania ilości czynników na podstawie kryterium Kaisera (wartości własne większe niż 1) prowadzi bowiem na ogół do decyzji skutkujących wyborem nadmiernej liczby czynników. Analiza wykresu osypiska sugeruje co najwyżej 5 czynników. Z kolei MAP sugeruje 10 czynników, a HPA w zależności od kryterium 9 lub 10 czynników. Testowano zatem kolejno te rozwiązania. Analiza z ograniczeniem do 5 czynników daje przemieszaną strukturę itemów, nieodpowiadającą w najmniejszym stopniu postulowanemu przez Younga 5 domenom. Przy 10 czynnikach ładunki na ostatnim nie uzyskują odpowiedniej wartości, analogicznie przy 9. W tej sytuacji struktura 8-czynnikowa przedstawia się jako najtrafniejsza. Analiza treści itemów ładujących na każdym z 8 czynników pozostaje koherentna, nie ładują one też powyżej 0,4 na innych czynnikach. W wypadku tego rozwiązania 24 itemy pozostają niezwiązane wystarczająco silnie z żadnym czynnikiem. Reasumując zatem, dla polskiej wersji językowej prawdopodobnie to rozwiązanie jest optymalne.

Analiza trafności czynnikowej: confirmacyjna analiza czynnikowa

W celu weryfikacji założonej struktury czynnikowej narzędzia wykonano także confirmacyjną analizę czynnikową (opis metody wraz z powszechnie stosowanymi indeksami dobroci dopasowania w [32]). Jak widać w tabeli 1, także tutaj model pierwotnie przyjęty przez Younga nie uzyskał wystarczająco dobrego odwzorowania

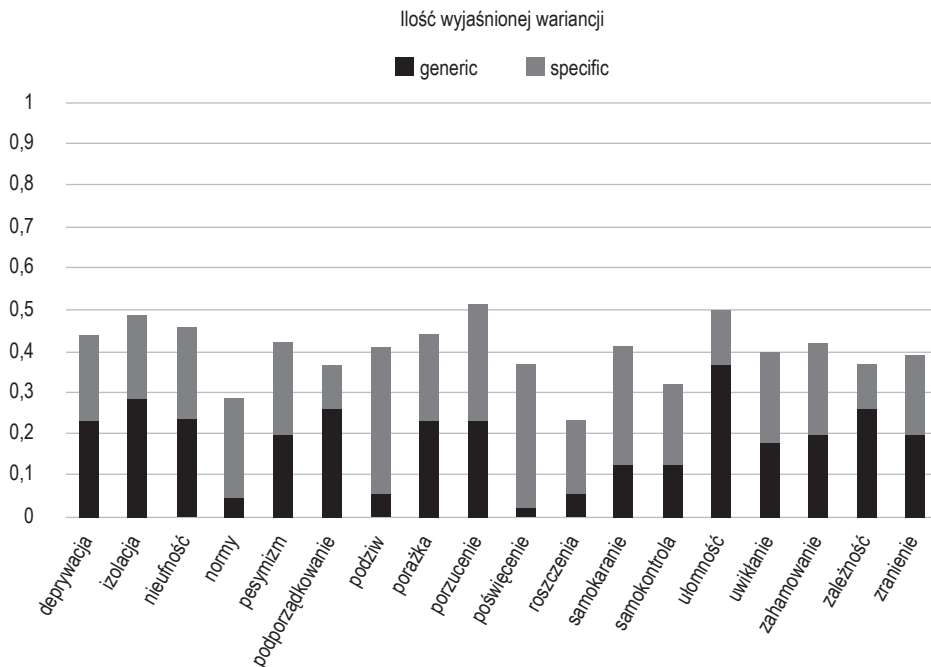
w danych własnych, zarówno w wersji 18 schematów nieskorelowanych, skorelowanych, jak i pogrupowanych w 5 domen, czyli czynników wyższego rzędu. Na podstawie doniesień dotyczących innych adaptacji tego narzędzia testowano także model zakładający istnienie jednego czynnika wyższego rzędu dla wszystkich schematów (model 4) oraz ciekawy teoretycznie model z czynnikiem wspólnym i czynnikami specyficznymi ortogonalnymi (model 5) lub skorelowanymi (model 6).

Tabela 1. Porównanie dobroci dopasowania modeli o różnej strukturze czynnikowej

Model		$\chi^2(df)$	χ^2/df	TLI	CFI	AIC	RMSEA (90% CI)
1.	18 nieskorelowanych czynników pierwszego rzędu	29 703,74 (3916)	7,59	0,50	0,52	30 241,74	0,066 (0,065; 0,066)
2.	18 skorelowanych czynników pierwszego rzędu	14 645,36 (3763)	3,89	0,78	0,80	15 489,36	0,044 (0,043; 0,044)
3.	5 skorelowanych czynników drugiego rzędu	19 031,65 (3893)	4,89	0,70	0,72	19 615,65	0,050 (0,050; 0,051)
4.	1 czynnik drugiego rzędu	17 654,63 (3897)	4,50	0,73	0,74	18 230,63	0,048 (0,047; 0,049)
5.	Model podwójnego czynnika nieskorelowany	15 620,64 (3826)	4,08	0,77	0,78	16 338,64	0,045 (0,044; 0,046)
6.	Model podwójnego czynnika skorelowany	12 129,80 (3673)	3,30	0,82	0,84	12 153,18	0,039 (0,038; 0,040)

χ^2 = wskaźnik rozbieżności chi kwadrat; df = stopnie swobody; χ^2/df = unormowany wskaźnik chi kwadrat; TLI = indeks Tuckera–Lewisa; CFI = względny indeks dopasowania; AIC = kryterium informacyjne Akaikego; RMSEA = pierwiastek średniokwadratowego błędu przybliżenia; 90% CI = 90-procentowy przedział ufności dla RMSEA

Porównanie parametrów wskazuje, że jako jedyny akceptowalnie dopasowany do danych, a zarazem najlepiej dopasowany ze wszystkich testowanych modeli, jest model podwójnego czynnika (*bi-factor*), z jednym czynnikiem wspólnym i skorelowanymi czynnikami specyficznymi. Analogiczne wyniki uzyskali w badaniach prowadzonych w Niemczech Kriston i wsp. [7]. Notuje się zatem wariancję wspólną dla wszystkich itemów kwestionariusza oraz wariancje specyficzne, co przedstawia rycina 1. W największym stopniu wariancję wspólną reprezentuje schemat Ułomność. W jego skład wchodzi także stwierdzenie najmocniej wysyczone (0,68) tym, co wspólne dla wszystkich schematów. Jest to mianowicie pozycja YSQ_59-PL „Czuję, że nie da się mnie kochać”.



Rycina 1. Ilość wyjaśnionej wariancji przez czynnik wspólny i czynniki specyficzne w modelu bi-czynnikowym

Analiza trafności teoretycznej

Trafność konwergencyjną metody szacowano na podstawie analizy związków między jej wynikami a wynikami narzędzi mierzących poziom objawów psychopatologicznych, depresji oraz lęku jako cechy. Trafność dyskryminacyjną obliczono, porównując wyniki YSQ-S3-PL z wynikami w skali optymizmu i poczucia własnej skuteczności. Wybór metod podyktowany był sugerowanymi w literaturze przedmiotu ich wzajemnymi związkami. Young i wsp. [1] powołują się bowiem na badania wskazujące na związki wyników uzyskanych w Kwestionariuszu zarówno ze skalami do pomiaru depresji, jak i dobrostanu. Wykazywano również związki między natężeniem schematów a poziomem lęku [m.in. 33]. Otrzymane wyniki (korelacja r -Pearsona) przedstawia tabela 2. Badania przeprowadzono dla części z grupy osób badanych – odpowiednio 120 oraz 270 osób.

Tabela 2. Ocena trafności konwergencyjnej i dyskryminacyjnej dla YSQ-S3-PL: współczynniki korelacji

D	S	SCL 27						BDI	STAI-C	LOT-R	GSES
		1	2	3	4	5	6				
I.	1	0,23*	0,03	-0,01	0,05	0,42**	0,32**	0,54**	0,21**	-0,15*	-0,40**
	2	0,44**	-0,05	0,23*	0,25**	0,39**	0,12	0,51**	0,51**	-0,06	-0,29**
	3	0,39**	-0,01	0,14	0,16	0,30**	0,05	0,54**	0,41**	-0,08	-0,37**
	4	0,35**	-0,04	0,04	-0,03	0,44**	0,17	0,62**	0,35**	-0,21**	-0,35**
	5	0,35**	-0,02	-0,07	0,09	0,41**	0,24**	0,66**	0,39**	-0,23**	-0,45**
II.	6	0,47**	-0,07	-0,01	0,19*	0,32**	0,27**	0,61**	0,59**	-0,09	-0,28**
	7	0,36**	-0,04	0,08	0,21*	0,31**	0,19*	0,56**	0,42**	-0,24**	-0,22**
	8	0,32**	0,05	0,24**	0,34**	0,27**	0,13	0,54**	0,55**	-0,11	-0,16*
	9	0,38**	-0,08	0,05	0,14	0,31**	0,14	0,37**	0,47**	-0,03	-0,29**
III.	10	0,46**	-0,02	0,11	0,20*	0,40**	0,32**	0,47**	0,48**	0,03	-0,30**
	11	0,24**	0,04	0,19*	0,22*	0,21*	0,06	0,35**	0,28**	0,05	-0,02
	12	0,33**	-0,03	0,10	0,18*	0,26**	0,09	0,17**	0,45**	0,14	-0,35**
IV.	13	0,06	-0,03	0,09	0,03	0,18	0,15	0,18**	0,23**	-0,01	-0,01
	14	0,26**	-0,05	0,03	0,04	0,25**	0,23**	0,50**	0,36**	0,05	-0,16*
V.	15	0,14	0,00	0,06	0,01	0,21*	0,09	0,19**	0,23**	0,08	-0,05
	16	0,54**	-0,07	0,02	0,18	0,28**	0,20*	0,41**	0,45**	-0,18*	-0,35**
	17	0,36**	-0,02	0,29**	0,22*	0,38**	0,12	0,61**	0,52**	-0,21**	-0,44**
	18	0,26**	-0,01	0,17	0,18	0,23*	0,19*	0,36**	0,35**	0,07	-0,22**
Wskaźnikogólny		0,50**	-0,04	0,16	0,22*	0,45**	0,25**	0,66**	0,60**	-0,07	-0,35**

Korelacja istotna * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$

Legenda:

D – Domeny: I – Rozłączenie i odrzucenie, II – Osłabiona autonomia, III – Nakierowanie na innych, IV – Uszkodzone granice, V – Nadmierna czujność

S – Schematy: 1 – Deprywacja Emocjonalna, 2 – Porzucenie, 3 – Nieufność, 4 – Izolacja, 5 – Ułomność, 6 – Porażka, 7 – Zależność, 8 – Podatność na zranienie, 9 – Uwikłanie, 10 – Podporządkowanie, 11 – Samopoświęcenie, 12 – Poszukiwanie Podziwu, 13 – Roszczenia, 14 – Niewystarczająca Samokontrola, 15 – Bezlitosne Normy, 16 – Zahamowanie Emocjonalne, 17 – Pesymizm, 18 – Samokaranie

SCL 27: 1 – fobia społeczna, 2 – symptomy wegetatywne, 3 – ból, 4 – agorafobia, 5 – depresja aktualnie, 6 – depresja w ciągu życia

Jak wskazują wyniki zamieszczone w tabeli 2, współczynniki korelacji adaptowanej skali uzyskują relacje zgodne z oczekiwanymi teoretycznie. Przy czym, co ważne, korelacje te są najwyżej umiarkowane, więc nie można mówić o redundantności po-

miaru w stosunku do znanych już skal oceniających nasilenie psychopatologii. Nieco bardziej złożona pozostaje ewentualna kwestia trafności dyskryminacyjnej między schematami czy domenami. Przykładowo – wyniki w podskali fobii społecznej najsilniej dodatnio korelują z wynikami w schematach Zahamowanie Emocjonalne, Porzucenie, Porażka i Podporządkowanie, co pasuje do obrazu tego zaburzenia. Schematy te są jednak rozrzucone po różnych domenach, a ich korelacje z kryterium wysoce zbliżone. Z kolei wszystkie schematy korelują istotnie z depresją mierzoną BDI i lękiem – cechą, co wskazuje na istnienie wspólnej wariancji schematów i tych konstruktów (do ok. 44%). Dla BDI związki o wartości najwyższej (minimum 0,60) uzyskano z Izolacją, Ułomnością, Porażką i Pesymizmem, co można uznać za teoretycznie i klinicznie zrozumiałe. Podobne rezultaty w odniesieniu do depresji (a także lęku – mierzonych SCL-90 oraz BDI) uzyskano w badaniach tureckich, koreańskich i kanadyjskich [2, 5, 16]. Gdy jednak popatrzymy na relacje najsłabsze (poniżej 0,2), to dotyczą one schematów Poszukiwanie Podziwu, Roszczenia/wyższość i Bezlitosne Normy. Zestawiając te wyniki, widać zatem, że trafna predykcja nasilenia objawów depresji na podstawie wybranych schematów może sprawiać trudności.

Zauważyć też należy, że nie we wszystkich badaniach dotyczących adaptacji narzędzia analizowano jego trafność, a trafność dyskryminacyjna była analizowana wyjątkowo rzadko [por. 1, 2, 4, 5, 8, 14–19]. W prezentowanym badaniu wykazano istotne ujemne związki wielu schematów z poczuciem własnej skuteczności i optymizmem, a siła tych związków również wyklucza redundantność.

Podsumowanie

Celem prezentowanych badań była polska adaptacja Kwestionariusza Schematów Younga (YSQ-S3-PL). Potrzeba adaptacji narzędzia wynikała zarówno z jego popularności i prowadzenia z jego użyciem licznych badań zgranicznych, jak i praktyki terapeutycznej i klinicznej, w których zastosowanie metody może być pomocne. Na podstawie całości przeprowadzonych analiz można stwierdzić, że polska wersja metody nie odbiega w zakresie zarówno mocnych, jak i słabych stron od innych wersji językowych. Mierzy czynnik ogólny i wysyczone nim w różnym stopniu czynniki specyficzne, oraz czyni to z różną, ale akceptowalną rzetelnością. Narzędzie wykazuje zadowalającą trafność teoretyczną – uzyskanych z jego użyciem wyników nie można zredukować do pomiaru depresji, lęku lub innych zaburzeń psychopatologicznych. Wyniki dotyczące schematów nie są również odwrotnością optymizmu, poczucia własnej skuteczności lub orientacji pozytywnej, a kierunek i siła wielu związków są zgodne z oczekiwaniami teoretycznymi. Natomiast kwestia rzeczywistego potencjału dyskryminacyjnego schematów w stosunku do różnych objawów psychopatologicznych wymaga dalszych badań. Tym samym wskazane są dalsze badania, również z użyciem zróżnicowanych grup klinicznych, dotyczące trafności kryterialnej metody. Badania na grupach klinicznych potrzebne są również w celu dalszej weryfikacji struktury czynnikowej narzędzia – istnieją bowiem sugestie, że struktura ta może być odmienna w populacji klinicznej i nieklinicznej [1, 34].

Podsumowując, można zarekomendować używanie skali ze świadomością jej ograniczeń. Jednocześnie na obecnym etapie analiz stwierdzić należy, że w przypadku

diagnozy klinicznej uzyskane wyniki powinno się traktować jako wspierające, a nie rozstrzygające.

Piśmiennictwo

1. Young J, Klosko J, Weishaar M. *Terapia schematów. Przewodnik praktyka*. Sopot: Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne; 2014.
2. Hawke LD, Provencher MD. *The Canadian French Young Schema Questionnaire: Confirmatory factor analysis and validation in clinical and nonclinical samples*. *Can. J. Behav. Sci.* 2012; 44(1): 40–49. <https://doi.org/10.1037/a0026197>
3. Young J. *Young Schema Questionnaire – Short Form 3 (YSQ-S3)*. New York: Cognitive Therapy Center; 2005.
4. Calvete E, Orue I, González-Diez Z. *An examination of the structure and stability of early maladaptive schemas by means of the Young Schema Questionnaire-3*. *Eur. J. Psychol. Assess.* 2013; 29(4): 283–290. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a00015>.
5. Soygüt G, Karaosmanoğlu A, Çakır Z. *Assessment of early maladaptive schemas: A psychometric study of the Turkish Young Schema Questionnaire-Short Form-3*. *Türk J Psych.* 2009; 20(1): 1–10.
6. Hoffart A, Sexton H, Hedley LM, Wang CE, Holthe H, Haugum JA i wsp. *The structure of maladaptive schemas: A confirmatory factor analysis and a psychometric evaluation of factor-derived scales*. *Cognitive Ther. Res.* 2005; 29(6): 627–644. Doi: 10.1007/s10608-005-9630-0.
7. Kriston L, Schäfer J, Wolff von A, Härter M, Hölzel LP. *The latent factor structure of Young's early maladaptive schemas: Are schemas organized into domains?* *J. Clin. Psychol.* 2012; 68(6): 684–698. Doi: 10.1002/jclp.21846.
8. Sakulsriprasert C, Phukao D, Kanjanawong S, Meemon N. *The reliability and factor structure of Thai Young Schema Questionnaire-Short Form 3*. *Asian Journal of Psychiatry.* 2016; 24: 85–90. Doi: 10.1016/j.ajp.2016.09.011.
9. Carr SN, Francis AJ. *Early maladaptive schemas and personality disorder symptoms: An examination in a non-clinical sample*. *Psychol. Psychother.-T.* 2010; 83: 333–349. <http://dx.doi.org/10.1348/147608309X481351>.
10. Corral C, Calvete E. *Early maladaptive schemas and personality disorder traits in perpetrators of intimate partner violence*. *Span. J. Psychol.* 2014; 17: E1. Doi: 10.1017/sjp.2014.1.
11. Aaron DJ. *Early maladaptive schemas and substance use: Implications for assessment and treatment*. *J. Addict. Dis.* 2013; 12(4): 193–200. Doi: [org/10.1097/ADT.0b013e31827d8763](https://doi.org/10.1097/ADT.0b013e31827d8763).
12. Damiano SR, Reece J, Reid S, Atkins L, Patton G. *Maladaptive schemas in adolescent females with anorexia nervosa and implications for treatment*. *Eat. Behav.* 2015; 16: 64–71. <https://doi.org/10.1016/j.eatbeh.2014.10.016>.
13. Thiel N, Tuschen-Caffier B, Herbst N, Külz A, Nissen C, Hertenstein E i wsp. *The prediction of treatment outcomes by early maladaptive schemas and schema modes in obsessive-compulsive disorder*. *BMC Psychiatry.* 2014; 14: 362. Doi: 10.1186/s12888-014-0362-0.
14. Kriston L, Schäfer J, Jacob GA, Härter M, Hölzel LP. *Reliability and validity of the German Version of the Young Schema Questionnaire-Short Form 3 (YSQ-S3)*. *Eur. J. Psychol. Assess.* 2013; 29(3): 205–212. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000143>.
15. Sadooghi Z, Aguilar-Vafaie M, Rasoulzadeh Tabatabaie K, Esfahanian N. *Factor analysis of the Young Schema Questionnaire – Short Form in a nonclinical Iranian sample*. *Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology.* 2008; 14(2): 214–219.

16. Lee SJ, Choi Y, Rim H, Won SH, Lee DW. *Reliability and validity of the Korean Young Schema Questionnaire-Short Form-3 in medical students*. Psychiat. Invest. 2015; 12(3): 295–304. Doi: 10.4306/pi.2015.12.3.295.
17. Bach B, Simonsen E, Christoffersen P, Kriston L. *The Young Schema Questionnaire 3 Short Form (YSQ-S3): Psychometric properties and association with personality disorders in a Danish mixed sample*. Eur. J. Psychol. Assess. 2015. [http://dx.doi.org/ 10.1027/ 1015-5759/a000272](http://dx.doi.org/10.1027/1015-5759/a000272) (dostęp: 20.05.2017).
18. Lyrakos DG. *The validity of Young Schema Questionnaire 3rd Version and the Schema Mode Inventory 2nd Version on the Greek population*. Psychology. 2014; 5: 461–477. doi: 10.4236/psych.2014.5505
19. Saariaho T, Saariaho A, Karila I, Joukamaa M. *The psychometric properties of the Finnish Young Schema Questionnaire in chronic pain patients and a non-clinical sample*. J. Behav. Ther. Exp. Psy. 2009; 40: 158–168.
20. Mąciak D, Shchehelska K. *Związki wczesnych nieadaptacyjnych schematów Younga z samopoczuciem i sensem życia w zaburzeniu lękowym i depresyjnym*. Postępy Psychiatrii i Neurologii. 2015; 24: 208–216.
21. Mąciak D, Sas E. *Therapy of anorexia and Young's early maladaptive schemas. Longitudinal study*. Current Issues in Personality Psychology. 2015; 3(4): 203–213. <https://doi.org/10.5114/cipp.2015.54713>.
22. Kunczewicz D, Dragan M, Hardt J. *Validation of the Polish Version of the Symptom Checklist-27-plus Questionnaire 3*. Psychiatr. Pol. 2014; 48(2): 345–358.
23. Parnowski T, Jernajczyk W. *Inwentarz Depresji Becka w ocenie nastroju osób zdrowych i chorych na choroby afektywne*. Psychiatr. Pol. 1977; 11(4): 417–421.
24. Wrześniewski K, Sosnowski T, Matusik D. *Inwentarz Stanu i Cechy Lęku STAI C.D. Spielberga, R.L. Gorsucha i R. Lushene'a*. Warszawa: Pracownia Testów Psychologicznych Polskiego Towarzystwa Psychologicznego; 2002.
25. Juczyński Z. *Narzędzia stosowane w promocji i psychologii zdrowia*. Warszawa: Pracownia Testów Psychologicznych Polskiego Towarzystwa Psychologicznego; 2001.
26. Beaton DE, Bombardier C, Guillemin F, Ferraz MB. *Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures*. Spine. 2000; 25: 3186–3191.
27. Drwał RŁ. *Adaptacja kwestionariuszy osobowości*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN; 1995.
28. Van Someren MW, Barnard YF, Sandberg JA. *The think aloud method: A practical guide to modelling cognitive processes*. London: Academic Press; 1994.
29. Horn JL. *A rationale and test for the number of factors in factoranalysis*. Psychometrika. 1965; 30: 179–185. [http://dx.doi.org/10.1007/ BF02289447](http://dx.doi.org/10.1007/BF02289447).
30. Velicer WF. *Determining the number of components from the matrix of partial correlations*. Psychometrika. 1976; 41: 321–327.
31. O'Connor BP. *SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test*. Behavior Research Methods, Instruments, & Computers. 2000; 32: 396–402.
32. Sun J. *Assessing goodness of fit in confirmatory factor analysis*. Meas. Eval. Couns. Dev. 2005; 37(4): 240–256.
33. Shorey RC, Elmquist J, Anderson S, Stuart G. *The relationship between Early Maladaptive Schemas, depression, and generalized anxiety among adults seeking residential treatment for substance use disorders*. J. Psychoactive Drugs. 2015; 47(3): 230–238.

34. Lee Ch, Taylor G, Dunn J. *Factor structure of the Schema Questionnaire in a Large Clinical Sample*. *Cognitive Ther. Res.* 1999; 23(4): 441–451.

Adres: Jan Chodkiewicz

Zakład Psychoprofilaktyki i Psychologii Uzależnień, Instytut Psychologii, Uniwersytet Łódzki
91-433 Łódź, ul. Smugowa 10/12

Otrzymano: 21.06.2017

Zrecenzowano: 1.08.2017

Otrzymano po poprawie: 17.08.2017

Przyjęto do druku: 21.08.2017