

## Skrócona wersja *Skali pośredniej autodestruktywności PAD-25*

### A shortened version of the *Indirect Self-Destructiveness Scale ISDS-25*

Aleksandra Piłarska<sup>1</sup>, Anna Suchańska<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu,  
Wydział Psychologii i Kognitywistyki, Zakład Psychologii Osobowości

<sup>2</sup> Wyższa Szkoła Bankowa w Poznaniu

#### Summary

**Aim.** The *Indirect Self-Destructiveness Scale* (ISDS) was developed as a measure of individual tendency for self-destructive behavior. The aim of the article is to propose its abbreviated version (ISDS-25) and to present the psychometric properties of this instrument.

**Methods.** The analyses were carried out on aggregated data ( $N = 670$ ) obtained from adult individuals. The procedure of shortening the ISDS scale took into account both statistical criteria (values of discriminatory power coefficients and factor loadings of items) and content criteria (degree of item representativeness and comprehensibility). The psychometric properties of the shortened scale were determined by analyzing its reliability and validity (factorial, convergent and differential).

**Results.** The short version of the ISDS scale consists of 25 items and is characterized by satisfactory internal consistency ( $\alpha = 0.81$ ;  $\omega = 0.88$ ). The obtained factorial structure (bifactor model), gender differences, and correlations with the scores of other scales confirm the tool's theoretical validity.

**Conclusions.** The obtained results justify the conclusion that the short version of the *Indirect Self-Destructiveness Scale* (ISDS-25) faithfully reflects the original construct and can be successfully employed in empirical research on the phenomenon of chronic self-destructiveness.

**Słowa kluczowe:** zachowania samoniszczące, psychometria, kwestionariusz

**Key words:** self-injurious behavior, psychometrics, questionnaire

#### Wstęp

Konstrukt pośredniej (chronicznej) autodestruktywności został zdefiniowany i zoperacjonalizowany w latach 80. XX wieku przez Kelley i wsp. [1]. Polska adaptacja

narzędzia do pomiaru tego zjawiska (*Skala pośredniej autodestruktywności*, PAD<sup>1</sup>) oraz jego potwierdzona kliniczna trafność i znaczenie adaptacyjne [2] przyczyniły się do niesłabnącego (sądząc z liczby publikacji i niepublikowanych badań) zainteresowania tą dysfunkcjonalną tendencją osobowościową. Jej znaczne nasilenie pozwala wyjaśniać i prognozować gotowość do przestrzegania zasad funkcjonowania społecznego i prozdrowotnego (np. stosowanie się do zaleceń lekarskich czy kodeksu drogowego). Zważywszy na szerokie możliwości wykorzystania skali PAD oraz ogólne wskazania do ograniczania długości wszelkich narzędzi diagnostycznych, podjęto taką próbę również wobec tej skali. Sądzymy, że poza względami czysto praktycznymi, związanymi z ułatwieniem i skróceniem procedury badania, pozwoli to uniknąć często powtarzanego błędu używania różnych części skali do opisu całego syndromu<sup>2</sup>.

### Pośrednia autodestruktywność

„Autodestrukcja” to termin stosowany w odniesieniu do zachowań lub właściwości o różnym obrazie klinicznym i przebiegu, takich jak nadmierne ryzykanctwo, nadużywanie substancji psychoaktywnych czy próby i akty samobójcze. Pod wpływem obserwacji klinicznych w latach 80. XX wieku wśród licznych przejawów autodestrukcji wyodrębniona została jej szczególna postać, którą cechuje współwystępowanie wielu różnych, często powszechnych zachowań, co sprawia, że jest ona mniej uchwytna i trudniej rozpoznawalna. O jej specyfice decyduje chroniczne, tj. powtarzane w czasie i w różnych sytuacjach, ignorowanie zagrożeń psychospołecznych i fizycznych. Konstrukten, funkcjonujący pod nazwą autodestrukcyjności pośredniej [3], latentnej [4] lub chronicznej, został ostatecznie zdefiniowany i zoperacjonalizowany przez Kelley i wsp. [1]. Od bezpośredniego samoniszczenia różni się ona formą i celem zachowania. Przewlekłości i transsytuacyjności towarzyszy tu brak bezpośredniego ataku na siebie oraz najczęściej jedynie potencjalna lub odroczone w czasie szkoda, która stanowi raczej skutek uboczny niż cel zachowania [2]. Z tego ostatniego względu mówi się o jej subintencjonalnym charakterze – intencją człowieka nie jest bowiem atak na własne ciało czy życie, lecz uleganie niebezpiecznym pragnieniom i impulsom, mimo psychologicznych, społecznych czy fizycznych kosztów, częstokroć zresztą zaprzeczanych, racjonalizowanych lub minimalizowanych [5]. Należy też mocno podkreślić, że nie chodzi tu o sporadyczne zaniedbania zdrowotne, osobiste i społeczne czy incydentalne działania o potencjalnie negatywnych skutkach, co jest zjawiskiem powszechnym. To ich powtarzalność, różnorodność i współwystępowanie pozwala

<sup>1</sup> W trakcie prac nad polską adaptacją skali oryginalną nazwę *Chronic Self-Destructiveness Scale* zastąpiono nazwą *Skala pośredniej autodestruktywności*, która jest używana w niniejszym artykule.

<sup>2</sup> Zgodnie z teoretycznym założeniem skali PAD kryterium rozpoznania pośredniej autodestruktywności jest współwystępowanie różnych co do treści i formy zachowań o potencjalnie szkodliwych następstwach [1, 2]. Wynik wskazujący na skłonność do podejmowania zachowań należących do określonej klasy zachowań pośrednio autodestruktywnych, np. zachowań ryzykownych czy stosowania używek, nie może być podstawą rozpoznania uogólnionej tendencji autodestruktywnej, bo nie spełnia warunku różnorodności formy i transsytuacyjności. Nie pozwala on również wnioskować o występowaniu specyficznych zaburzeń zachowania, takich jak ryzykanctwo czy uzależnienie, które powinny być diagnozowane z użyciem osobnych, istniejących w psychologii narzędzi.

wnioskować o uogólnionej tendencji autodestruktywnej. Sytuacyjnie uwarunkowane, incydentalne zachowania potencjalnie szkodliwe, a także specyficzne klasy zachowań autodestrukcyjnych, takie jak uzależnienia czy ryzykanctwo, należy więc wyraźnie odróżnić od będącej przedmiotem tego opracowania osobowościowej tendencji [6].

O autodestruktywnym charakterze opisanego sposobu funkcjonowania świadczy nie tylko sama jego forma, lecz także wykazane empirycznie długofalowe konsekwencje społeczne i zdrowotne [2]. W wielu późniejszych badaniach udokumentowano związki pośredniej autodestruktywności z umiejscowieniem kontroli [7], próbami samobójczymi [8], zaburzeniami psychicznymi [9–11], doświadczeniami przemocy [12, 13], nadużywaniem środków psychoaktywnych [14, 15], orientacją seksualną [16], pozabezpiecznym stylem przywiązania [17, 18], skłonnością do samokrytycyzmu oraz doświadczania wstydu i poczucia winy [19] czy deficytami samokontroli i gotowością do opiekowania się sobą [18].

### **Pomiar pośredniej autodestruktywności**

Przywołane powyżej badania prowadzone były za pomocą oryginalnej lub zaadaptowanej kulturowo wersji *Skali pośredniej autodestruktywności*. Zawiera ona 52 pozycje, częściowo różne dla kobiet i mężczyzn, reprezentujące pięć kategorii zachowań pośrednio autodestruktywnych: A1 – zachowania transgresyjne i ryzykowne, A2 – zaniedbania zdrowotne, A3 – zaniedbania osobiste i społeczne, A4 – nieuwaga oraz A5 – pasywność wobec trudności i niepowodzeń. Wszystkie twierdzenia skali ocenia się na pięciostopniowej skali Likerta, od A – „zdecydowanie się zgadzam” do E – „zdecydowanie się nie zgadzam”. Wskaźnikiem nasilenia pośredniej autodestruktywności jest suma uzyskanych punktów w przedziale od 52 (wynik najniższy) do 260 (wynik najwyższy).

Kelley i wsp. [1] wykazali, że narzędzie cechuje się wysoką rzetelnością – wartości współczynnika wewnętrznej zgodności mieściły się w przedziale od 0,85 do 0,97 w wersji dla kobiet oraz od 0,73 do 0,97 w wersji dla mężczyzn, natomiast stabilność oceniana w odstępie miesiąca wyniosła od 0,94 do 0,97 w wersji dla kobiet oraz od 0,90 do 0,98 w wersji dla mężczyzn. Wyniki skali PAD w przewidywalny sposób związane były z taki czynnikami, jak wzór zachowań typu A, skłonność do ściągania, wykroczenia drogowe i wykonywanie badań profilaktycznych. Wersja polska, podobnie jak oryginalna, charakteryzuje się zadowalającą rzetelnością i trafnością. W badaniu adaptacyjnym [2] uzyskano wartość współczynnika spójności wewnętrznej  $\alpha = 0,80$  w wersji dla kobiet i  $\alpha = 0,70$  w wersji dla mężczyzn. Skala PAD została przetłumaczona też na inne języki, między innymi na hiszpański [7], chiński [7] i perski [20].

### **Cel badania**

Celem zaprezentowanych analiz było opracowanie skróconej wersji skali PAD, a następnie określenie jej podstawowych właściwości psychometrycznych. Konstrukcja skróconej wersji skali PAD stanowiła jednocześnie próbę wyeliminowania różnic płciowych w pomiarze pośredniej autodestruktywności. Na taką możliwość

wskazali autorzy oryginalnej wersji narzędzia [1], lecz w podobnej formie nie weszło ono do użytku. Wstępna selekcja pozycji została zatem przeprowadzona pod kątem jednolitości treści pozycji w wersji przeznaczony dla kobiet i mężczyzn. Przy wyborze pozycji do skróconej wersji skali PAD opierano się na kryteriach statystycznych i treściowych. Ocena pozycji obejmowała ich właściwości wewnętrzne (*internal item qualities*), a ściślej – ich moc dyskryminacyjną oraz wartości ładunków czynnikowych. Podążając za sugestią Stanton i wsp. [21], uwzględniono także ocenę pozycji przez sędziów (*judgemental item qualities*), która obejmowała oszacowanie stopnia reprezentatywności oraz zrozumiałości pozycji. Kombinacja wskazanych kryteriów pozwoliła na selekcję pozycji, które w największym stopniu oddają istotę konstruktów pośredniej autodestrukcyjności.

Psychometryczne opracowanie skróconej wersji skali PAD obejmowało oszacowanie jej rzetelności ( $\alpha$  Cronbacha i  $\omega$  McDonalda) i struktury czynnikowej (konfirmacyjna analiza czynnikowa, CFA) oraz porównanie jej z pełną wersją narzędzia. Opis psychometrycznych właściwości skróconej wersji skali PAD dopełnia badanie jej trafności zbieżnej i rozbieżnej. Na podstawie dotychczasowych wyników badań [2, 17, 18] zakładano, że o trafności skróconej wersji skali PAD będzie świadczyć ujemna korelacja ze zdolnością samokontroli i kompetencjami samoopiekuńczymi oraz dodatnia korelacja z lękiem, unikaniem przywiązaniowym i dekonstrukcją poznawczą. Jak zgodnie podkreślają Kelley i wsp. [1] oraz Baumeister i Scher [5], kluczowym elementem intrapsychoicznego mechanizmu zachowań autodestrukcyjnych jest zakłócenie w obrębie sygnalizacyjnej funkcji lęku oraz niezdolność do podjęcia wysiłku niezbędnego do sprawowania samokontroli. Warunki dla optymalnej samoregulacji tworzy prawidłowa relacja opiekuńcza (relacja przywiązania), umożliwiająca uewnętrznienie i rozwój zdolności do samoopieki [6]. Zaproponowane przez Baumeistera i Schera [5] wyjaśnianie pośredniej autodestrukcyjności orientacją prezentystyczną, polegającą na przecenianiu obecnych, a niedocenianiu przyszłych korzyści i kosztów, pozwala oczekiwać związków pośredniej autodestrukcyjności z orientacją charakterystyczną dla stanu dekonstrukcji poznawczej [22]. Spodziewano się także istotnej, choć słabej, zważywszy na homogeniczność próby, korelacji wyników skróconej wersji skali PAD z wiekiem [np. 23] oraz że wyższe wyniki uzyskają mężczyźni [np. 2, 8]. Przewidywano również, że skrócona wersja skali PAD nie wykaże związku z kruchą samooceną oraz temperamentalnymi cechami wytrzymałości i reaktywności. Zdeterminowane biologicznie cechy temperamentu mogą zwiększać ryzyko rozwoju zaburzonych form zachowania, jednak same w sobie nie stanowią zagrożenia patologią i nie rozstrzygają o zdolnościach regulacji zachowania osoby dorosłej [24]. Z kolei krucha samoocena wyraża zwiększoną wrażliwość na sygnały, które mogą stanowić potencjalne źródło zagrożenia dla samooceny [25], i jako taka dotyczy innego zakresu zjawisk niż pośrednia autodestrukcyjność. Oczekiwano ponadto, że struktura korelacji będzie zbliżona dla skróconej i pełnej wersji skali PAD.

## Material i metody

### Osoby badane

Do analiz zostały wykorzystane zagregowane dane ( $N = 670$ ) pochodzące z czterech badań. Zagregowana próba obejmowała 460 kobiet i 210 mężczyzn. Rozkład płci w próbie nie był równomierny ( $\chi^2(1) = 93,28; p < 0,001$ ), a dysproporcja płci uwidaczniała się zwłaszcza w próbie pochodzącej z badania 1 ( $\chi^2(1) = 58,33; p < 0,001$ ) oraz badania 3 ( $\chi^2(1) = 78,75; p < 0,001$ ). Średni wiek osób badanych wynosił  $M = 23,04$  roku ( $SD = 5,34$ ), przy czym mężczyźni byli średnio nieco starsi od kobiet ( $Z = 2,34; p = 0,019$ ). Różnice wieku między kobietami i mężczyznami były znaczące w próbie pochodzącej z badania 1 ( $Z = 4,80; p < 0,001$ ) oraz z badania 3 ( $Z = 3,07; p = 0,002$ ). W całej próbie dominowały osoby z wykształceniem średnim (68,5%) i wyższym (25,8%). Liczebności poszczególnych prób oraz podstawowe informacje o ich strukturze znajdują się w tabeli 1. Analizowana grupa badanych, choć nie miała charakteru próby reprezentatywnej, pod względem demograficznym odpowiadała grupie wykorzystanej do celów konstrukcji oraz oceny właściwości psychometrycznych oryginalnej wersji skali PAD [1]<sup>3</sup>.

Udział we wszystkich badaniach był dobrowolny i anonimowy. Wszystkie osoby badane wypełniały zestaw kwestionariuszy, w którego skład wchodziła między innymi Skala pośredniej autodestruktywności (PAD).

Tabela 1. Charakterystyki badanych prób

Badanie	n	Płeć: % kobiet	Wiek: M (SD) <sup>c</sup>		
			Kobiety	Mężczyźni	Ogółem
1	158	80,4%	21,46 (5,09) <sup>a</sup>	23,57 (4,58) <sup>b</sup>	21,88 (5,05)
2	141	53,2%	24,25 (3,00)	24,21 (3,86)	24,23 (3,42)
3	267	77,2%	24,04 (6,45) <sup>a</sup>	25,49 (6,76) <sup>b</sup>	24,38 (6,53)
4	104	50,0%	19,88 (1,00)	19,52 (0,58)	19,70 (0,83)
Ogółem	670	68,7%	22,90 (5,45) <sup>a</sup>	23,33 (5,11) <sup>b</sup>	23,04 (5,34)

Różne litery w wierszach oznaczają różnice statystycznie istotne na poziomie  $p < 0,05$ . <sup>c</sup> Siedem osób nie podało informacji na temat wieku.

### Narzędzia badawcze

Jednym z celów prezentowanych analiz było zbadanie związków skróconej wersji skali PAD z wybranymi zmiennymi osobowościowymi. Oprócz oryginalnej skali PAD [1, 2] wykorzystano więc także: *Kwestionariusz doświadczeń w bliskich związkach* (*Experiences in Close Relationship Scale* [26–27]) służący do pomiaru

<sup>3</sup> Wśród osób o najwyższym nasileniu pośredniej autodestruktywności przeważają osoby w okresie wczesnej dorosłości [1, 23].

przywiązaniowych dymensji lęku ( $\alpha = 0,92$ ) i unikania ( $\alpha = 0,95$ ); *Kwestionariusz kompetencji samoopiekuńczych* [28] mierzący zdolność do samoopieki ( $\alpha = 0,90$ ); *Skalę samokontroli (Self-Control Scale* [29, 30]) przeznaczoną do oceny zdolności do samokontroli ( $\alpha = 0,87$ ); *Formalną charakterystykę zachowania – Kwestionariusz temperamentu* [24] do pomiaru reaktywności emocjonalnej ( $\alpha = 0,81$ ) i wytrzymałości ( $\alpha = 0,82$ ); *Skalę samooceny zależnej (Contingent Self-Esteem Scale* [25, 31]) służącą do oceny kruchości samooceny ( $\alpha = 0,79$ ) oraz *Kwestionariusz ucieczki od Ja* [32] umożliwiający pomiar poznawczej dekonstrukcji ( $\alpha = 0,79$ ).

## Wyniki

Pełna wersja *Skali pośredniej autodestruktywności (PAD)*, złożona z 52 pozycji, uzyskała satysfakcjonujące wartości współczynnika zgodności wewnętrznej we wszystkich badanych próbach ( $\alpha = 0,80$ – $0,88$ ). Podobnie wysokie wyniki uzyskano dla rzetelności całej skali mierzonej współczynnikiem  $\omega$  McDonalda ( $\omega = 0,82$ – $0,89$ ). Porównania średnich wyników pośredniej autodestruktywności wśród kobiet i mężczyzn, przeprowadzone z wykorzystaniem testu *U* Manna-Whitneya, wykazały istotne różnice między grupami w zagregowanej próbie ( $Z = 7,19$ ;  $p < 0,001$ ) oraz w próbach pochodzących z badań 1, 2 i 3 (odpowiednio:  $Z = 3,45$ ;  $p = 0,001$ ;  $Z = 2,37$ ;  $p = 0,018$ ;  $Z = 6,56$ ;  $p < 0,001$ ). Mężczyzn cechowało wyższe nasilenie pośredniej autodestruktywności w porównaniu z kobietami. Ujawnione różnice są spójne z wynikami wcześniejszych badań [2, 8]. Statystyki opisowe zostały przedstawione w tabeli 2.

Tabela 2. Charakterystyki badanych prób pod względem wyników skali PAD

Badanie	Kobiety			Mężczyźni		
	$\alpha$	$\omega$	M (SD)	$\alpha$	$\omega$	M (SD)
1	0,86	0,87	128,35 (23,20)a	0,86	0,86	144,88 (22,54)b
2	0,88	0,88	123,67 (22,73)a	0,83	0,84	132,50 (20,57)b
3	0,87	0,87	120,90 (22,48)a	0,84	0,85	142,08 (22,10)b
4	0,88	0,89	132,71 (24,34)	0,80	0,82	135,88 (18,78)
Ogółem	0,87	0,87	124,75 (23,24)a	0,82	0,84	137,93 (21,29)b

Różne litery w wierszach oznaczają różnice statystycznie istotne na poziomie  $p < 0,05$ .

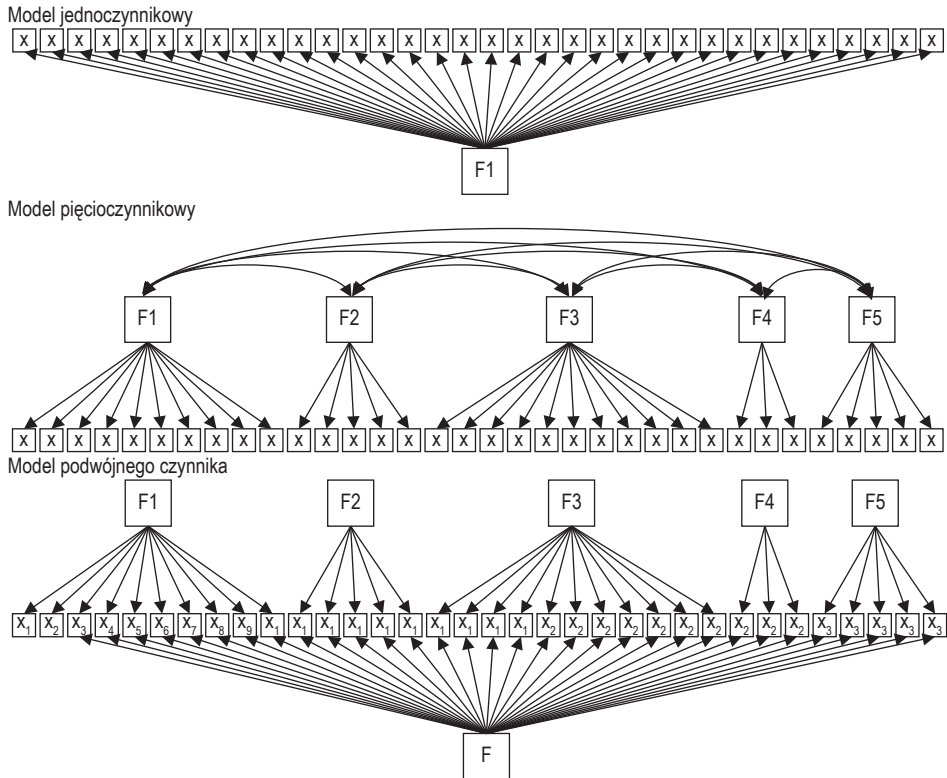
Przed przystąpieniem do dalszych analiz dokonano losowego podziału zagregowanej próby na dwie grupy. Pierwsza z nich – próba kalibracyjna – obejmowała 401 osób (68,8% kobiet) i została użyta do analiz, których celem było ustalenie struktury czynnikowej oraz redukcja liczby pozycji skali PAD. Druga próba – walidacyjna – liczyła 269 osób (68,4% kobiet) i posłużyła do sprawdzenia struktury czynnikowej oraz rzetelności skróconej wersji narzędzia.

### Konstrukcja skróconej wersji skali PAD

W pierwszym kroku wyłoniono 34 pozycje, które można uznać za tożsame w obu wersjach polskiej adaptacji skali PAD. W zbiorze pozycji znalazło się: 10 pozycji odnoszących się do zachowań transgresyjnych i ryzykownych (A1; np. „Zdarza mi się robić rzeczy niebezpieczne dla samego dreszczyku”), 5 pozycji dotyczących zaniedbań zdrowotnych (A2; np. „Zwykle kontaktuję się z lekarzem, gdy mam pewność, że zaczynam chorować”), 11 pozycji dotyczących zaniedbań osobistych i społecznych (A3; np. „Czynię obietnice, których potem nie dotrzymuję”), 3 pozycje odnoszące się do nieuważności i nieostrożności (A4; np. „Zdarza mi się pozostawiać gdzieś nieuważnie klucze czy portfel”) oraz 5 pozycji odnoszących się do pasywności wobec trudności i niepowodzeń (A5; np. „Wydaje mi się, że stale popełniam te same błędy”). Wyłoniony zbiór obejmował zatem pytania dotyczące wszystkich kategorii zachowań, które uwzględnili Kelley i wsp. [1] przy generowaniu pozycji oryginalnej skali oraz które zostały wyodrębnione w puli pozycji polskiej adaptacji skali PAD [2].

W kolejnym kroku zbudowano modele pomiarowe dla wyłonionego zbioru pozycji. W ramach konfirmacyjnej analizy czynnikowej (CFA) testowano trzy modele latentnej struktury skali. Pierwszym był model podwójnego czynnika (*bifactor*), w którym przyjęto, że skala PAD może być wykorzystywana do mierzenia zarówno uogólnionej tendencji pośrednio autodestruktywnej, jak i zróżnicowanych pod względem formy zachowań pośrednio autodestruktywnych (A1–A5). W drugim modelu założono, że czynniki latentne reprezentują teoretyczne klasy zachowań pośrednio autodestruktywnych (A1–A5), które mogą być ze sobą skorelowane. Trzeci model był modelem globalnym, który zakładał jeden czynnik latentny stojący za wszystkimi pozycjami. Graficzne schematy testowanych modeli zaprezentowano na rysunku.

Przyjmując za Lubke i Muthénem [33], że skala Likerta jest skalą porządkową, do estymacji wykorzystano metodę ważonych najmniejszych kwadratów ze skorygowaną średnią i wariancją (*weighted least squares means and variance adjusted*; WLSMV). Ze względu na zależność istotności testu  $\chi^2$  od wielkości próby oszacowanie dopasowania testowanych modeli do danych oparto dodatkowo na wskaźnikach  $\chi^2/df$ , RMSEA (*root mean square error of approximation*), SRMR (*standardized root mean square residual*) oraz CFI (*comparative fit index*). Zgodnie z przyjętymi regułami [np. 34, 35] adekwatne dopasowanie modelu zachodzi, gdy wartość  $\chi^2/df$  jest niższa niż 3, wartości RMSEA i SRMR mieszczą się poniżej 0,08, a wartość CFI przekracza 0,90. Opisane trzy modele stanowią modele hierarchicznie zagnieżdżone [36, 37]. Model podwójnego czynnika jest modelem najmniej restrykcyjnym, natomiast model jednoczynnikowy jest najbardziej ograniczony. Do porównania modeli wykorzystano test skorygowanej statystyki różnicy  $\chi^2$  [38]. Miary dopasowania uzyskane dla trzech testowanych modeli oraz wyniki ich porównania prezentuje tabela 3.



Rysunek. Schemat modeli testowanych w konfirmacyjnej analizie czynnikowej

Tabela 3. Miary dobroci dopasowania alternatywnych modeli konfirmacyjnych pozycji skali PAD

Model	$\chi^2$	<i>df</i>	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$	RMSEA (CI <sub>90</sub> )	SRMR	CFI
Model bifactor	873,23***	493	–	–	0,044 (0,039–0,049)	0,069	0,87
Model 5-czynnikowy	990,92***	517	150,51***	24	0,048 (0,043–0,052)	0,074	0,84
Model 1-czynnikowy	1134,55***	527	315,49***	34	0,054 (0,049–0,058)	0,080	0,80

N = 401; \*\*\*  $p < 0,001$

Analiza miar dobroci dopasowania pokazuje, że spośród trzech testowanych modeli tym najlepiej odzwierciedlającym relacje między pozycjami jest model podwójnego czynnika – wartości  $\chi^2/df$  (1,77), RMSEA (0,04) i SRMR (0,07) spełniały przyjęte kryteria, choć wartość CFI (0,87) znalazła się nieco poniżej założonego progu. Model ten okazał się istotnie lepszy od modelu 5-czynnikowego ( $\Delta\chi^2 = 150,51$ ;  $\Delta df = 24$ ;  $p < 0,001$ ) oraz od modelu 1-czynnikowego ( $\Delta\chi^2 = 315,49$ ;  $\Delta df = 34$ ;  $p < 0,001$ ). W wypadku każdej pozycji, z wyjątkiem jednej („Łatwo można zostać skrzywdzonym przez życie”;  $\lambda = 0,09$ ), ładunki czynnika głównego były istotne statystycznie



na poziomie co najmniej  $p = 0,01$ . Wielkości ładunków czynnika głównego mieściły się w przedziale od 0,09 do 0,60 ( $M = 0,38$ ), przy czym dla zdecydowanej większości pozycji (28 pozycji) wynosiły co najmniej 0,30. Większość pozycji (24 pozycje) silnie łądowała czynnik główny niż czynniki specyficzne. Wielkości ładunków czynników specyficznych mieściły się w przedziale od 0,01 do 0,75 i były średnio o 0,10 niższe niż wielkości ładunków czynnika głównego.

W analizie rzetelności wykorzystana została tradycyjna miara spójności wewnętrznej –  $\alpha$  Cronbacha, a także  $\omega$  McDonalda. Rzetelność dla wskaźnika ogólnego oszacowana obiema metodami była wysoka i wyniosła  $\alpha = 0,83$  i  $\omega = 0,89$ . Ponieważ wyniki analiz confirmacyjnych sugerują istnienie struktury podwójnego czynnika, w celu porównania wariancji wspólnej ze specyficzną oszacowano też wielkości współczynników  $\omega_h$  i  $\omega_s$ . Omega hierarchiczna, informująca o nasyceniu wyników skali czynnikiem ogólnym, osiągnęła wartość  $\omega_h = 0,79$ . Czynniki ten reprezentował 89,4% podzielanej wariancji wszystkich pozycji. Współczynnik  $\omega_s$ , umożliwiający ocenę rzetelności poszczególnych czynników specyficznych przy kontroli czynnika ogólnego, osiągnął wartości z przedziału od 0,17 do 0,29. Uzyskane wyniki ( $\omega_h > 0,70$  oraz  $\omega_s < 0,50$ ) sugerują zasadniczą jednowymiarowość skali oraz stosunkowo niewielkie – niezależne od czynnika głównego – znaczenie merytoryczne wyodrębnionych czynników specyficznych [39]. Dla każdej pozycji obliczono również współczynnik miary dyskryminacji. Uzyskane wartości mieściły się w granicach od  $rit = 0,12$  dla pozycji „Łatwo można zostać skrzywdzonym przez życie”, należącej do kategorii zaniedbań osobistych i społecznych, do  $rit = 0,52$  dla pozycji „Robię rzeczy, o których wiem, że nie wyjdą mi na dobre”, należącej do kategorii pasywności wobec trudności i niepowodzeń. Warto przy tym podkreślić, że usunięcie pozycji o najniższych współczynnikach mocy dyskryminacyjnej nie poprawiało spójności wewnętrznej.

W ramach dalszych analiz wszystkie pozycje skali PAD poddano ocenie sędziów w celu sprawdzenia ich trafności treściowej i zrozumiałości. Sędziami było trzech psychologów znających teoretyczne ujęcie pośredniej autodestruktywności. Sędziowie szacowali na 7-punktowej skali, w jakim stopniu pozycje skali są reprezentatywne dla obszaru treściowego mierzonego konstruktowi oraz zrozumiałe dla osoby o nieco niższym niż ich poziomie wykształcenia. Zgodność między ocenami sędziów była zadowalająca. Współczynniki zgodności  $W$  Kendalla wynosiły: dla oceny reprezentatywności pozycji  $W = 0,65$  ( $\chi^2(33) = 64,07$ ;  $p = 0,001$ ); dla oceny zrozumiałości pozycji  $W = 0,59$  ( $\chi^2(33) = 58,27$ ;  $p = 0,004$ ). Sędziowie najniżej ocenili trafność pytań z obszaru zaniedbań osobistych i społecznych („Łatwo można zostać skrzywdzonym przez życie”;  $M = 4,00$ ;  $SD = 1,73$ ; „Nienawidzę planowania i rutyny”;  $M = 4,33$ ;  $SD = 0,58$ ) oraz pytania z zakresu pasywności wobec trudności i niepowodzeń („Ciągle zakochiwałam się w niewłaściwych osobach”;  $M = 4,33$ ;  $SD = 2,08$ ). Za najmniej zrozumiałą została przez sędziów uznana pozycja odnosząca się do klasy zachowań transgresyjnych i ryzykownych („Życie bywa bardzo nudne”;  $M = 4,67$ ;  $SD = 2,31$ ).

Ostatecznie do skróconej wersji skali zdecydowano się włączyć 25 pozycji. Przyjmując, że pozycje o ładunkach czynnikowych wynoszących mniej niż 0,30 zbyt słabo reprezentują dany czynnik [40], usunięto pozycje, których ładunki czynników głównych nie przekroczyły tego progu. Wyeliminowano również pozycje z najniż-

szymi wskaźnikami mocy dyskryminacyjnej ( $rit < 0,20$  [41]). Ponadto wykluczono pozycje, które w ocenie sędziów okazały się w najmniejszym stopniu trafne i zrozumiałe. Utworzona w ten sposób skala PAD-25 obejmowała 7 pozycji odnoszących się do zachowań transgresyjnych i ryzykownych (A1), 4 pozycje dotyczące zaniedbań zdrowotnych (A2), 8 pozycji dotyczących zaniedbań osobistych i społecznych (A3), 2 pozycje odnoszące się do nieuważności i nieostrożności (A4) oraz 4 pozycje odnoszące się do pasywności wobec trudności i niepowodzeń (A5).

### Walidacja skróconej wersji skali PAD

W analizie skali PAD-25 w pierwszej kolejności wykorzystana została konfirmacyjna analiza czynnikowa. Jej celem było sprawdzenie dopasowania danych do zakładanego modelu podwójnego czynnika i porównanie go z alternatywnymi modelami struktury – modelem pięcioczynnikowym i modelem jednoczynnikowym. Parametry modelu estymowano techniką WLSMV. Oceny adekwatności dopasowania dokonano na podstawie omówionych wcześniej wskaźników dopasowania. Otrzymane wyniki przedstawia tabela 4.

Tabela 4. Miary dobroci dopasowania alternatywnych modeli konfirmacyjnych pozycji skali PAD-25

Model	$\chi^2$	df	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$	RMSEA (CI90)	SRMR	CFI
Model bifactor	402,17***	251	–	–	0,047 (0,039–0,056)	0,075	0,90
Model 5-czynnikowy	396,77***	266	8,52	15	0,043 (0,034–0,051)	0,075	0,91
Model 1-czynnikowy	528,11***	275	141,63***	24	0,059 (0,051–0,066)	0,089	0,83
N = 269; *** $p < 0,001$							

Analiza miar dobroci dopasowania sugeruje, że zarówno model podwójnego czynnika, jak i model pięciu skorelowanych czynników spełniają przyjęte kryteria. Wartości parametrów dopasowania są w obu przypadkach zbliżone, a test różnicy  $\chi^2$  nie ujawnił istotnej statystycznie różnicy między nimi ( $\Delta\chi^2 = 8,52$ ;  $\Delta df = 15$ ;  $p = 0,901$ ). Oba modele były istotnie lepsze od modelu jednoczynnikowego: dla modelu podwójnego czynnika  $\Delta\chi^2 = 141,63$ ;  $\Delta df = 24$ ;  $p < 0,001$ ; dla modelu pięcioczynnikowego  $\Delta\chi^2 = 116,26$ ;  $\Delta df = 9$ ;  $p < 0,001$ . Należy jednak zwrócić uwagę, że w wypadku modelu pięciu skorelowanych czynników macierz kowariancji nie była pozytywnie zdefiniowana, co świadczy o zbyt wysokich korelacjach między czynnikami latentnymi. Analiza macierzy korelacji pokazała, że nie da się rozróżnić czynnika zaniedbań zdrowotnych i czynnika pasywności wobec trudności i niepowodzeń ( $r = 1,02$ ). Analiza indeksów modyfikacyjnych zaś ujawniła, że kowariancja między tymi czynnikami dotyczy głównie związku między pozycjami „Zwykle kontaktuję się z lekarzem, gdy mam pewność, że zaczynam chorować” (A1) i „Czasami mam poczucie, że nie obchodzi mnie, co mi się przydarzy” (A4). Za najlepiej dopasowany do danych należy zatem uznać model podwójnego czynnika.

Analiza ładunków czynnikowych wskazuje, że wszystkie pozycje skali w sposób statystycznie istotny ( $p < 0,01$ ) ładują czynnik główny. Wartości ładunków czynnika

głównego mieściły się w przedziale od 0,24 (pozycja „Stosowanie środków antykoncepcyjnych jest zbyt kłopotliwe”) do 0,58 (pozycja „Wydaje mi się, że stale popełniam te same błędy”). Średnia wartość ładunków na czynniku głównym wyniosła 0,41, a na czynnikach specyficznych 0,33. Większość pozycji (17 pozycji) ładowała więcej na czynniku głównym niż na czynnikach specyficznych.

Współczynnik spójności wewnętrznej całego kwestionariusza przyjął wartość  $\alpha = 0,81$ , natomiast współczynnik omega osiągnął wartość  $\omega = 0,88$ . Oba współczynniki wskazują, że skala spełnia warunki rzetelnego narzędzia badawczego. W celu określenia, czy czynniki specyficzne przenoszą znaczącą część wspólnej wariancji, czy też skala jest zasadniczo jednowymiarowa, obliczono współczynniki  $\omega_h$  i  $\omega_s$ . Omega hierarchiczna wyniosła  $\omega_h = 0,76$ , a iloraz  $\omega_h/\omega$  wyniósł 0,87, wskazując na dominujące znaczenie czynnika głównego w wyjaśnianiu podzielanej wariancji wszystkich pozycji. Wartości współczynnika  $\omega_s$  dla wyłonionych czynników specyficznych mieściły się w granicach od 0,02 do 0,40. Uzyskane wyniki świadczą o wyraźnie mniejszym znaczeniu czynników odpowiadających poszczególnym klasom zachowań pośrednio autodestruktywnych w stosunku do czynnika głównego. Średnia wartość współczynnika mocy dyskryminacyjnej pozycji wyniosła 0,34, przy czym moc dyskryminacyjna dwóch pozycji była na dolnej granicy przydatności ( $r_{ii} = 0,17$  oraz  $r_{ii} = 0,18$ ). Usunięcie pozycji, które najslabiej korelowały z wynikiem ogólnym, nie przyczyniłoby się do poprawy zgodności wewnętrznej skali.

W następnej kolejności trafność skali PAD-25 oceniono na podstawie korelacji z wynikami w innych skalach. Wpierw sprawdzone zostały korelacje nowej, krótkiej wersji z wersją pełną. Dla zagregowanej próby korelacja osiągnęła wartości  $r = 0,94$ ;  $p < 0,001$ , a dla poszczególnych grup badanych wahała się od  $r = 0,93$  (badanie 1) do  $r = 0,95$  (badanie 4). Obserwowane silne korelacje między wynikami obu skal wskazują na ich zbieżność – wyniki skróconej wersji skali PAD wyjaśniały 87,3–89,9% wariancji wyników pełnej wersji skali.

Oprócz danych z oryginalnej skali PAD wykorzystano dane zebrane z użyciem miar zdolności samokontroli, kompetencji samoopiekuńczych, przywiązania, dekonstrukcji poznawczej, kruchej samooceny i temperamentu. Wyniki tych analiz zostały ujęte w tabeli 5.

Tabela 5. Korelacje dla pełnej i skróconej wersji skali PAD

Zmienna	n	r		Z Fishera
		PAD	PAD-25	
Płeć <sup>a</sup>	667	0,26***	0,29***	0,65
Wiek	660	-0,13***	-0,09*	0,77
Samokontrola	296	-0,56***	-0,55***	0,21
Kompetencje samoopiekuńcze	139	-0,46***	-0,45***	0,11
Lęk przywiązaniowy	139	0,45***	0,43***	0,23
Unikanie przywiązaniowe	139	0,29***	0,27***	0,22
Dekonstrukcja poznawcza	104	0,48***	0,49***	0,08
Wytrzymałość	157	0,01	-0,01	0,19

dalszy ciąg tabeli na następnej stronie

Reaktywność emocjonalna	157	0,05	0,06	0,14
Krucha samoocena	104	0,08	0,07	0,09

<sup>a</sup> Płeć zakodowano jako: 0 = kobieta, 1 = mężczyzna. \*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,001$

Jak wynika z przedstawionych w tabeli 5 danych, w odniesieniu do wszystkich mierzonych zmiennych struktura wyników jest zgodna z oczekiwaniami. W celu sprawdzenia, czy istnieją istotne statystycznie różnice w sile związku między uwzględnionymi zmiennymi a pośrednią autodestruktywnością mierzoną wersją skróconą i pełną, wykorzystano transformację Fishera współczynników korelacji oraz test  $Z$  Fishera. Przeprowadzone analizy dowodzą, że wielkości korelacji dla skróconej i pełnej skali PAD nie różnią się od siebie.

W dalszej analizie obliczono wartości średnie i odchylenia standardowe dla wyników skali PAD-25 w grupie kobiet i mężczyzn. Do oszacowania istotności różnic między grupami użyto testu  $U$  Manna-Whitneya. Uzyskane rezultaty zamieszczono w tabeli 6. Zgodnie z wynikami badań z zastosowaniem pełnej wersji skali mężczyźni cechowali się wyższym poziomem pośredniej autodestruktywności niż kobiety dla zagregowanej próby ( $Z = 8,03$ ;  $p < 0,001$ ), dla próby w badaniu 1 ( $Z = 3,62$ ;  $p < 0,001$ ), dla próby w badaniu 2 ( $Z = 2,61$ ;  $p = 0,009$ ) oraz dla próby w badaniu 3 ( $Z = 6,99$ ;  $p < 0,001$ ). Wyniki skali PAD-25 w całej grupie mieściły się w zakresie od 27 do 100, przy średniej  $M = 57,24$  ( $SD = 13,22$ ). W tabeli 6 przedstawiono również liczebności osób z najwyższymi wynikami, przyjmując za punkty odcięcia wartości jednego i dwóch odchyłeń standardowych od średniej. Mężczyźni w porównaniu z kobietami ponad dwukrotnie częściej uzyskiwali najwyższe wyniki pośredniej autodestruktywności.

Tabela 6. Charakterystyki badanych prób pod względem wyników skali PAD-25

	Kobiety	Mężczyźni
Badanie	M (SD)	M (SD)
1	56,27 (12,89) <sup>a</sup>	66,39 (13,83) <sup>b</sup>
2	53,95 (12,46) <sup>a</sup>	58,94 (12,09) <sup>b</sup>
3	52,87 (12,44) <sup>a</sup>	66,16 (11,80) <sup>b</sup>
4	58,54 (13,56)	62,42 (10,68)
Ogółem	54,62 (12,81) <sup>a</sup>	62,99 (12,27) <sup>b</sup>
PAD-25	n (%)	n (%)
> M + 1 SD	53 (11,5)	55 (26,2)
> M + 2 SD	9 (2,0)	9 (4,3)

Różne litery w wierszach oznaczają różnice statystycznie istotne na poziomie  $p < 0,01$ .

## Dyskusja wyników

Zaprezentowane w artykule analizy służyły konstrukcji i walidacji skróconej wersji *Skali pośredniej autodestruktywności* (PAD-25). U ich źródła leżało, powracające

w ostatnim czasie [np. 42], pytanie o zasadność skracania istniejących narzędzi. Zważywszy na to, że dziś projekty badawcze obejmują wiele narzędzi, zazwyczaj znacznie wydłużających czas badania, w interesie osób badanych, jak i samych badaczy jest poszukiwanie możliwości ograniczenia tego czasu. Jest to ważne szczególnie w badaniu osób chorych, męczliwych, mających trudności w koncentracji. Zaletą skróconych wersji kwestionariuszy jest także niższy koszt badania. Korzystanie z nich wiąże się jednak z ryzykiem uszczerbku dla jakości pomiaru – zmniejszenie liczby pozycji może obniżać rzetelność i trafność metody. W czasie zacierających się psychologicznych (w szczególności osobowościowych) różnic między płciami [43] pojawia się ponadto pytanie o zasadność różnicowania treści określonego testu ze względu na płeć. W zasadzie nie wiadomo, dlaczego – mimo sugestii autorów oryginalnej skali PAD [1] – próby takiej dotąd nie podjęto. Wymaga ona, rzecz jasna, wykazania, że różnice między wynikami kobiet i mężczyzn odnotowane w badaniach przeprowadzanych pełną wersją występują również przy zastosowaniu formy zredukowanej do pozycji dotyczących typowych dla obu płci przejawów pośredniej autodestruktywności.

Selekcja pozycji do skróconej wersji *Skali pośredniej autodestruktywności* została przeprowadzona na podstawie szeregu kryteriów. Po pierwsze, opracowanie wersji skróconej zmierzało do wyeliminowania różnic płciowych w pomiarze pośredniej autodestruktywności – do skróconej wersji skali włączane były tylko te pozycje, które występowały w wersji dla kobiet i dla mężczyzn. Po drugie, preferowany był dobór pozycji, których treść odzwierciedlała różnorodność wskaźników pośredniej autodestruktywności obecnych w wersji pełnej skali oraz które trafnie reprezentowały uniwersum treści tego konstruktów. Zadbano przy tym, aby pozycje były zrozumiałe dla osób o różnym poziomie wykształcenia. Wreszcie dobrano pozycje, które spełniały wymogi psychometrycznej dobroci. Kombinacja wskazanych wyżej kryteriów doprowadziła do ukształtowania proponowanej – wspólnej dla obu płci – wersji skali, z 25 pozycjami, które trafnie i rzetelnie mierzą tendencję pośrednio autodestruktywną.

Analiza właściwości psychometrycznych krótkiej wersji skali PAD wskazała, że charakteryzuje się ona satysfakcjonującą rzetelnością i trafnością teoretyczną. Analiza konfirmacyjna ujawniła, że model podwójnego czynnika (*bifactor*) lepiej reprezentuje strukturę czynnikową skali niż rozwiązanie pięcioczynnikowe i jednoczynnikowe. Model ten zakłada występowanie sześciu ortogonalnych czynników, spośród których jeden – czynnik główny – ładowany jest przez wszystkie pozycje skali, natomiast pięć pozostałych – czynniki specyficzne – jest ładowanych przez pozycje odnoszące się do poszczególnych form zachowań pośrednio autodestruktywnych. Wartości wszystkich uwzględnionych parametrów dobroci dopasowania wskazały na akceptowalne dopasowanie danych do przyjętego modelu.

Rzetelność skali PAD-25 oceniono na podstawie współczynników  $\alpha$  Cronbacha oraz  $\omega$  McDonalda. Wartości obu współczynników potwierdzają wysoką rzetelność skali PAD-25. Oszacowania odsetka całkowitej wariancji wyników skali związanej tylko z czynnikiem ogólnym oraz tylko z czynnikami specyficznymi wskazały na znaczne wysycenie wyników czynnikiem ogólnym, przy jednoczesnym zróżnicowanym, choć w każdym wypadku niskim poziomie swoistej rzetelności czynników specyficznych. Prowadzi to do wniosku, że pomimo istnienia czynników specyficznych skala PAD-25

jest zasadniczo jednowymiarowa – mierzy uogólnioną tendencję pośrednio autodestruktywną i w tym celu powinna być stosowana.

W kolejnych analizach zweryfikowano trafność zbieżną i rozbieżną skali PAD-25. Trafność zbieżna konstruktów została potwierdzona przez pozytywny związek z dekonstrukcją poznawczą oraz lękiem i unikaniem w relacji przywiązania, a także przez negatywny związek z samokontrolą i kompetencjami samoopiekuńczymi. Trafność rozbieżną wykazano przez brak istotnych korelacji PAD-25 z kruchą samooceną oraz wytrzymałością i reaktywnością. Wykazano ponadto oczekiwany związek pośredniej autodestruktywności z wiekiem oraz różnice w wynikach między kobietami i mężczyznami. Warto również podkreślić zbliżoną strukturę korelacji uzyskaną dla skróconej i pełnej wersji skali PAD oraz bardzo wysoką korelację wyników wersji skróconej i pełnej.

### Wnioski

Podsumowując, przeprowadzone analizy dowiodły, że skrócona i ujednolicona pod względem płci skala PAD-25 spełnia warunki rzetelności i trafności oraz opisuje różnice między kobietami i mężczyznami w takim samym stopniu jak pełna wersja. Otrzymane rezultaty pozwalają uznać, że może być ona wykorzystywana w badaniach naukowych do różnicowania osób pod względem tendencji pośrednio autodestruktywnej.

#### **Podziękowania**

Dziękujemy dr Annie Kubiak, mgr Jagodzie Brzeg i mgr Agacie Celejewskiej za pomoc w zebraniu danych.

### Piśmiennictwo

1. Kelley K, Byrne D, Przybyla DPJ, Eberly C, Eberly B, Greendlinger V i wsp. *Chronic self-destructiveness: Conceptualization, measurement, and initial validation of the construct*. Motiv. Emot. 1985; 9(2): 135–151.
2. Suchańska A. *Przejawy i uwarunkowania psychologiczne pośredniej autodestruktywności*. Poznań: Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza w Poznaniu; 1998.
3. Farberow N. *The many faces of suicide: Indirect self-destructive behavior*. New York: McGraw-Hill; 1980.
4. Lee DE. *Alternative self-destruction*. Percept. Mot. Skills 1985; 61(3): 1065–1066.
5. Baumeister RF, Scher SJ. *Self-defeating behavior patterns among normal individuals: Review and analysis of common self-destructive tendencies*. Psychol. Bull. 1988; 104(1): 3–22.
6. Suchańska A. *W poszukiwaniu wyjaśnień samoniszczenia. Samoniszczenie a kompetencje samoopiekuńcze*. For. Oświat. 2001; 2(25): 61–73.
7. Kelley K, Cheung F, Rodriguez-Carrillo P, Singh R, Wan CK, Becker MA. *Chronic self-destructiveness and locus of control in cross-cultural perspective*. J. Soc. Psychol. 1986; 126(5): 573–577.
8. Tsirigotis K, Gruszczyński W, Tsirigotis-Maniecka M. *Zróżnicowanie autodestruktywności pośredniej ze względu na płeć u osób po próbach samobójczych*. Psychiatr. Pol. 2015; 49(3): 529–542.
9. D'Alessandro M, Lester D. *Self-destructiveness and manic-depressive tendencies*. Psychol. Rep. 2000; 87(2): 466–466.

10. Sławińska A, Orzechowska A, Florkowski A. *Ocena występowania autodestruktywności pośredniej u osób z rozpoznaniem zaburzeń depresyjnych i lękowych*. Psychiatr. Psychol. Klin. 2018; 18(2): 146–159.
11. Tsigotis K, Gruszczynski W, Tsigotis-Maniecka M. *Psychopathological predictors of indirect self-destructiveness in patients with schizophrenia*. Psychiatr. Q. 2016; 87(1): 155–164.
12. Boudewyn AC, Liem JH. *Childhood sexual abuse as a precursor to depression and self-destructive behavior in adulthood*. J. Trauma. Stress 1995; 8(3): 445–459.
13. Tsigotis K, Łuczak J. *Indirect self-destructiveness in women who experience domestic violence*. Psychiatr. Q. 2018; 89(3): 521–532.
14. Pilarska A, Pilarski R. *Zasoby odpornościowe i czynniki ryzyka a używanie alkoholu i marihuany w okresie wczesnej dorosłości*. Alcohol. Drug Addict. 2015; 28(1): 23–35.
15. Tsigotis K, Gruszczynski W, Kruszyna M, Tsigotis-Wołoszczak M. *Autodestruktywność pośrednia u osób uzależnionych od narkotyków*. Alcohol. Drug Addict. 2009; 22(2): 119–128.
16. Tsigotis K, Gruszczynski W, Tsigotis-Maniecka M. *Autodestruktywność pośrednia u osób homoseksualnych*. Psychiatr. Pol. 2015; 49(3): 543–557.
17. Schwark A, Cierpiąłkowska L. *Autodestruktywność pośrednia a styl przywiązania*. Czas. Psychol. 2016; 22(1): 73–80.
18. Suchańska A, Pilarska A, Brzeg J. *Przywiązanie i kompetencje samoopiekuńcze w wyjaśnianiu pośredniej autodestrukcyjności*. Psychol. Roz. 2019; 24(1): 43–51.
19. Mousavi AS, Azadfalsh P, Dehghani M, Farahani H. *Prediction of self-destruction based on depression symptom, internalized self-criticism, shame and guilt, and differences between men and women*. Int. J. Behav. Sci. 2016; 10(2): 106–111.
20. Mousavi AS, Azadfalsh P, Farahani H, Dehghani M. *The validity, reliability and factorial structure of the Chronic Self-Destructiveness Scale (CSDS)*. Iran. J. Psychiatry Clin. Psychol. 2015; 21(2): 132–143.
21. Stanton JM, Sinar EF, Balzer WK, Smith PC. *Issues and strategies for reducing the length of self-report scales*. Pers. Psychol. 2002; 55(1): 167–194.
22. Baumeister RF. *Anxiety and deconstruction: On escaping the self*. W: Olson JM, Zanna MP. red. *Self-inference processes: The Ontario symposium, Volume 6*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc; 1990. S. 259–291.
23. Boudewyn AC, Liem JH. *Psychological, interpersonal, and behavioral correlates of chronic self-destructiveness: An exploratory study*. Psychol. Rep. 1995; 77(3): 1283–1297.
24. Zawadzki B, Strelau J. *FCZ-KT Formalna Charakterystyka Zachowania – Kwestionariusz Temperamentu*. Warszawa: Pracownia Testów Psychologicznych Polskiego Towarzystwa Psychologicznego; 1997.
25. Kernis MH, Paradise AW. *Distinguishing between secure and fragile forms of high self-esteem*. W: Deci EL, Ryan RM. red. *Handbook of self-determination research*. Rochester, NY: University of Rochester Press; 2002. S. 339–360.
26. Brennan KA, Clark CL, Shaver PR. *Self-report measurement of adult attachment: An integrative overview*. W: Simpson JA, Rholes WS. red. *Attachment theory and close relationships*. New York: Guilford; 1998. S. 46–76.
27. Rajewska-Rynkowska K. *Schematy przywiązania do obiektu religijnego w kontekście aktywacji myśli o śmierci*. Niepublikowana rozprawa doktorska. Poznań: Instytut Psychologii Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza w Poznaniu; 2007.
28. Brzeg J, Suchańska A. *Kwestionariusz kompetencji samoopiekuńczych*. Materiały niepublikowane. Poznań: Instytut Psychologii Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza w Poznaniu; 2017.

29. Tangney JP, Baumeister RF, Boone AL. *High self-control predicts good adjustment, less pathology, better grades, and interpersonal success*. J. Pers. 2004; 72(2): 271–324.
30. Pilarska A, Baumeister RF. *Psychometric properties and correlates of the Polish version of the Self-Control Scale (SCS)*. Pol. Psychol. Bull. 2018; 49(1): 95–106.
31. Brygoła E, Jankowski T. *Polska wersja Skali samooceny zależnej CSES M. Kernisa i A. Paradise'a (2002)*. Materiały niepublikowane. Lublin: Katolicki Uniwersytet Lubelski Jana Pawła II; 2012.
32. Celejewska A, Pilarska A. *Kwestionariusz ucieczki od Ja*. Materiały niepublikowane. Poznań: Instytut Psychologii Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza w Poznaniu; 2019.
33. Lubke GH, Muthén BO. *Applying multigroup confirmatory factor models for continuous out-comes to Likert scale data complicates meaningful group comparisons*. Struc. Eq. Model. 2004; 11(4): 514–534.
34. Hu L-t, Bentler PM. *Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives*. Struc. Eq. Model. 1999; 6(1): 1–55.
35. Marsh H, Hau K, Grayson D. *Goodness of fit in structural equation models*. W: Maydeu-Olivares A, McArdle JJ. red. *Contemporary psychometrics: A Festschrift for Roderick P. McDonald*. Mahwah, NJ: Erlbaum; 2005. S. 275–340.
36. Reise SP. *The rediscovery of bifactor measurement models*. Multivar. Beh. Res. 2012; 47(5): 667–696.
37. Yung Y-F, Thissen D, McLeod LD. *On the relationship between the higher-order factor model and the hierarchical factor model*. Psychometrika 1999; 64(2): 113–128.
38. Satorra A. *Scaled and adjusted restricted tests in multisample analysis of moment structures*. W: Heijmans DDH, Pollock DSG, Satorra A. red. *Innovations in multivariate statistical analysis: A Festschrift for Heinz Neudecker*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers; 2000. S. 233–247.
39. Reise SP, Bonifay WE, Haviland MG. *Scoring and modeling psychological measures in the presence of multidimensionality*. J. Pers. Assess. 2013; 95(2): 129–140.
40. Frankfort-Nachmias C, Nachmias D. *Metody badawcze w naukach społecznych*. Poznań: Zysk i S-ka; 2001.
41. Streiner DL, Norman GR, Cairney J. *Health measurement scales: A practical guide to their development and use*, wyd. 5. New York, NY: Oxford University Press; 2015.
42. Ziegler M, Kemper CJ, Kruey P. *Short scales – Five misunderstandings and ways to overcome them*. J. Individ. Differ. 2014; 35(4): 185–189.
43. Wojciszke B. *Psychologiczne różnice płci*. Wszechświat 2012; 113(1–3): 13–18.

Adres: Aleksandra Pilarska  
Zakład Psychologii Osobowości  
Wydział Psychologii i Kognitywistyki  
Uniwersytet im. Adama Mickiewicza  
60-568 Poznań, ul. Szamarzewskiego 89AB  
e-mail: alpila@amu.edu.pl

Otrzymano: 27.10.2019  
Zrecenzowano: 31.01.2020  
Otrzymano po poprawie: 6.02.2020  
Przyjęto do druku: 6.02.2020



**Aneks**

Pozycje skróconej wersji <i>Skali pośredniej autodestrukcyjności</i> (PAD-25)
1. Zwykle bez trudności dotrzymuję terminów.
2. Zdarza mi się robić rzeczy niebezpieczne dla samego dreszczyku.
3. Używam lub używałam/em popularnych narkotyków.
4. Wolę podróżować wolniej i bezpiecznie aniżeli szybko i ryzykownie.
5. Pilnuję regularnych przeglądów technicznych pojazdu, którym jeżdżę.
6. Czasami mam poczucie, że nie obchodzi mnie, co mi się przydarzy.
7. Lubię grać (np. w karty) na wysokie stawki.
8. Zupełnie nie wiem, na co rozchodzą się moje pieniądze.
9. Założenie kasku odebrałoby mi przyjemność jazdy motocyklem lub rowerem.
10. Zdarza mi się pozostawiać gdzieś nieuważnie klucze lub portfel.
11. Często zaniedbuję siebie.
12. Zwykle działam według ustalonego planu.
13. W zasadzie nie zdarzają mi się sytuacje zagrożenia zdrowia lub życia.
14. Czynię obietnice, których potem nie dotrzymuję.
15. Zwykle kontaktuję się z lekarzem, gdy mam pewność, że zaczynam chorować.
16. Bywa, że zapominam o ważnych sprawach, o których chciałam/em pamiętać.
17. Wiem, gdzie zadzwonić w razie niebezpieczeństwa.
18. Wydaje mi się, że stale popełniam te same błędy.
19. Gdy gram na pieniądze, często przegrywam.
20. Stosowanie środków antykoncepcyjnych jest zbyt kłopotliwe.
21. Robię rzeczy, o których wiem, że nie wyjdą mi na dobre.
22. Często zostawiam w zamku klucze od domu lub samochodu.
23. Często spóźniam się w ważnych sprawach.
24. Często nie robię rzeczy nudnych, które robić powinnam/ienem.
25. Gdy nie mam nic do picia, myślę, jak dobrze smakowałoby trochę alkoholu.