

Test Sensu Życia (Purpose in Life Test, PIL) J.C. Crumbaugh i L.T. Maholicka: analiza psychometryczna¹

Jolanta Życińska*

Szkoła Wyższa Psychologii Społecznej, Wydział Zamiejscowy w Katowicach

Maciej Januszek

Szkoła Wyższa Psychologii Społecznej, Wydział Zamiejscowy w Katowicach

PURPOSE IN LIFE TEST (PIL) BY J.C. CRUMBAUGH AND L.T. MAHOLICK: A PSYCHOMETRIC ANALYSIS

The aim of this study was to conduct an exploratory and confirmatory factor analysis of the Purpose in Life Test (PIL). The outcome of the confirmatory factor analysis was to be used as the basis for a new factor-analytic model. Its structure changes in groups were to be thoroughly examined as regards age, gender and education. The study comprised a total of 426 subjects (including 328 females) aged 18–94 ($M=53.64$; $SD=22.06$). First, the 7-factor theoretical model underwent confirmatory analysis. Having obtained a negative result, an exploratory analysis was carried out in order to statistically determine an optimal number of factors. Such a three-factor model was then used to conduct confirmatory analyses. A one-factor model (items 4, 5, 9, 12, 17, 20) was eventually adopted as the most optimal solution. Two- and three-factor models could only be used after correlated residuals (covariants) were introduced, which were difficult to interpret. The reliability determined for the one-dimensional model of the PIL was – Cronbach's alpha – .853. The age, gender and education did not have a significant influence on the one-factor structure. The 6-item PIL offers several improvements over the 20-item PIL, including no item overlap with negative emotions, better discriminant validity, and a stable factor structure.

WPROWADZENIE

W związku z rosnącym zainteresowaniem psychologii pozytywnej zagadnieniem sensu życia, poszukuje się narzędzi pomiarowych tego konstruktów, spełniających kryteria dobroci testów psychologicznych (por. Steger, Frazier, Oishi, Kaler, 2006). Ze względu na przedmiot zainteresowań psychologii pozytywnej, którym jest wyjaśnienie psychologicznych mechanizmów dobrego życia, pomiar ten powinien być nastawiony na ocenę możliwości rozwoju osobistego (np. tamże czy Melton i Schulenberg, 2008). Pomimo swego klinicznego rodowodu i przeznaczenia (ocena stanu frustracji egzystencjalnej), wśród najszerzej wykorzystywanych narzędzi we współczesnych badaniach znajduje się Test Sensu Życia (*Purpose in Life Test*, PIL²) J.C. Crumbaugh i L.T. Maholicka (1964), który nie doczekał się w warunkach polskich empirycznej weryfikacji struktury czynnikowej.

PIL powstał na gruncie logoteorii i logoterapii V.E. Frankla i zgodnie z założeniami jego autorów, służy do oceny natężenia stopnia poczucia sensu życia (Crumbaugh i Maholick, 1964). Pojęcie poczucia sensu życia

odwołuje się do ujęcia statycznego, określającego subiektywny stan psychiczny konkretnej osoby związany z odczuwaniem podmiotowej satysfakcji z życia. Stan ten wynika z osiągania stawianych sobie celów i jak pisze R. Klamut (2004b) jest „wynikiem poznawczego i egzystencjalnego nadawania pozytywnego znaczenia przeżytych lub antycypowanym doświadczeniom oraz generalizowania ocen poszczególnych doświadczeń” (tamże, s. 50–51). Poczucie sensu życia uwarunkowane jest ważnością celu, zaangażowaniem w jego osiągnięcie oraz perspektywą realizacji nowych celów.³ Takie ujęcie sensu życia pozwala na jego pomiar niezależnie od podejmowanych zadań życiowych związanych z okresem rozwojowym jednostki czy sytuacji życiowej, w jakiej się znalazła (np. sytuacji adaptacji do nieuleczalnej choroby).

¹ Współudział J. Życińskiej w tej publikacji został dofinansowany z projektu prowadzonego w ramach badań statutowych SWPS.

² W polskiej literaturze stosuje się dla tego testu także skrót PLT (por. Popielski, 1987; Ostrowski, 2002, 2008).

³ Statyczne ujęcie sensu życia należy odróżnić od jego ujęcia dynamicznego, które określane jest jako potrzeba. Potrzeba sensu życia to podstawowa (pierwotna) siła uaktywniająca działanie na osiągnięcie sensu (np. „wola sensu” Frankla, 1978), odzwierciedlająca aktualną motywację do znalezienia sensu życia oraz jej źródła (wartości).

* Korespondencję dotyczącą artykułu można kierować na adres: Jolanta Życińska, Szkoła Wyższa Psychologii Społecznej, Wydział Zamiejscowy w Katowicach, ul. Kossutha 9, 40-844 Katowice. jolanta.zycinska@swps.edu.pl.

Chociaż PIL stosowany jest w badaniach empirycznych jako metoda ilościowa, to oprócz części A, tzw. kwestionariuszowej (por. Ostrowski, 2008), zawiera także część B (trzyście zdań niedokończonych) i część C (wyowiedź wolna na temat dążeń, ambicji i celów w życiu) podlegające jedynie ocenie jakościowej i wykorzystywane najczęściej w pracy terapeutycznej. Część A testu składa się z 20 twierdzeń, za pomocą których szacowane są na siedmiostopniowej skali symptomy poczucia sensu życia. Ze względu na zainteresowanie jedynie częścią kwestionariuszową testu w badaniach empirycznych, która pozwala na ilościową ocenę poczucia sensu życia oraz dokonywanie porównań międzygrupowych, dalsze rozważania będą dotyczyć tylko tej części PIL.

Wyniki badań empirycznych pozwalają twierdzić, że pomiar poczucia sensu życia za pomocą PIL jest poddawany także krytyce. Podstawowy zarzut dotyczy struktury czynnikowej kwestionariusza (por. Auchagen, 2000 czy Steger i in., 2006). Zgodnie z tradycyjną teoretyczną interpretacją, wyróżnia się siedem kategorii zachowań odnoszących się do poczucia sensu życia (Popielski, 1987), są to: 1) Cele życia, 2) Sens życia, 3) Afirmacja życia, 4) Ocena siebie, 5) Ocena własnego życia, 6) Wolność i odpowiedzialność oraz 7) Stosunek do śmierci i samobójstwa (patrz załącznik 1). Eksploracyjne analizy czynnikowe nie potwierdzają tego teoretycznego rozróżnienia, dodatkowo są odmienne w publikowanych badaniach⁴. Różnice między nimi dotyczą nie tylko liczby czynników, ale także pozycji testowych definiujących te czynniki (por. zestawienie dokonane przez Schulenberg i Melton, 2010). Niespójność uzyskiwanych modeli prawdopodobnie wynika z różnorodności stosowanych metod statystycznych, ale także z heterogeniczności grup badawczych. S.E. Schulenberg i A.M.A. Melton (2010) podjęły się przeprowadzenia analizy konfirmacyjnej w celu porównania dziesięciu opublikowanych modeli czynnikowych PIL. Ich dobór był uwarunkowany udowodnioną wysoką rzetelnością oraz jedno- lub dwuczynnikową strukturą poddającą się teoretycznej interpretacji. Uzyskane wyniki doprowadziły do wniosku, że jedynie model dwuczynnikowy opisany przez J. Morgan i T. Farsidesa (w druku, za: Schulenberg i Melton, 2010) spełnia w największym stopniu kryteria dobroti dopasowania. Dwa wyróżnione czynniki określone zostały przez autorów jako: 1. Pasjonujące życie (*exciting life*, pozycje: 2, 5, 7, 10, 17-19) oraz 2. Sensowne życie (*purposeful life*, pozycje: 3, 8 i 20). Krytyczna analiza uzyskanych wyników nasuwa jednak wątpliwości dotyczące ich oceny oraz możliwości generalizacji. Po pierwsze, nie wszystkie uzyskane wskaźniki dopasowania osiągają wymagane wartości. Ponadto w badaniach uczestniczyły dwie grupy studentów psychologii o średniej wieku 19.5 oraz 19.8 lat (odpowiednio SD: 1.6 oraz 2.6), nie są to zatem grupy reprezentatywne ze względu na wymienione kryteria

⁴ Na przykład analiza czynnikowa przeprowadzona w badaniach Ostrowskiego (2008) wśród polskich pacjentów z chorobą wieńcową.

doboru. Wyniki testowanego dwuczynnikowego modelu korelowano także z innymi miarami sensu życia oraz psychologicznego dystresu, co miało potwierdzić jego trafność zbieżną. Uzyskane korelacje były na średnim poziomie. Nie dokonano oceny trafności różnicowej używanego modelu, która także poddawana jest krytyce.

Liczne wyniki badań pokazują, że PIL mierzy (także na poziomie pojedynczych pozycji) inne konstrukty psychologiczne (por. Schulenberg, 2004 czy Steger i in., 2006). Badania empiryczne dowiodły istnienie silnej ujemnej korelacji z depresją i lękiem (np. Harlow, Newcomb, Bentler, 1986; Hedberg, Gustafson, Alèx, Brulin, 2010), a także uzależnieniem od środków psychoaktywnych (por. Marsh, Smith, Piek i Saunders, 2003). Współczesne badania z zakresu psychologii pozytywnej wskazują natomiast na silną dodatnią korelację wyniku PIL z dobrostanem psychicznym czy satysfakcją z życia (por. Melton i Schulenberg, 2008; Trzebińska, 2008). Oznacza to, że PIL zawiera pozycje o silnym komponencie emocjonalnym, co obniża jego trafność różnicową. W sensie praktycznym może także prowadzić do wniosku, że ocena postępów psychoterapeutycznych za pomocą PIL nie daje jednoznacznej odpowiedzi, co jest źródłem zmiany (wzrost poczucia sensu życia czy np. redukcja objawów depresji i lęku – por. Steger i in., 2006).

Wśród zarzutów stawianych PIL jest potwierdzony w wielu badaniach skośny ujemnie rozkład empiryczny jego wyników (por. Klamut, 2004a). Efekt ten przypisywany jest diagnostycznej funkcji testu, którego celem miało być różnicowanie osób doświadczających frustracji egzystencjalnej. Może także oznaczać mniejsze zróżnicowanie wśród osób doświadczających poczucia sensu życia. Warto także dodać, że zmieniająca się kolejność punktowania oraz odmienne zakotwiczenia skali odpowiedzi w poszczególnych pozycjach mogą być dyskomfortowe dla osób badanych, np. w starszym wieku, i wpływać na uzyskane wyniki (por. Schulenberg, Hutzell, Nassif i Rogina, 2008).

CELE BADANIA

Ze względu na przedstawione kwestie problematyczne oraz brak oceny walorów psychometrycznych PIL w warunkach polskich, podstawowym celem badania jest przeprowadzenie analizy czynnikowej testu PIL: eksploracyjnej oraz konfirmacyjnej. Wyniki analizy konfirmacyjnej będą podstawą do zaprezentowania nowego modelu czynnikowego oraz prześledzenia zmian jego struktury w grupach według wieku, płci i wykształcenia.

Uzyskany model posłuży także do oceny trafności teoretycznej PIL w odniesieniu do pomiaru depresji (w tym także depresji wśród osób starszych). Zgodnie z postulatami zawartymi w literaturze (por. Schulenberg i Melton, 2010), do oceny trafności teoretycznej użyte zostanie także kryterium zewnętrzne, w którym regularne zachowanie grupy odzwierciedla poczucie sensu życia. Zachowaniem tym będzie aktywność prospołeczna, polegająca na dobrowolnym, ochotniczym i bez wynagrodzenia wy-

konywaniu w czasie badania świadczeń na rzecz organizacji i instytucji, wykraczająca poza więzi koleżeńskie i rodzinne (wolontariat).

METODA

OSOBY BADANE⁵

W badaniu wzięło udział 426 osób, w tym 328 kobiet (77%), w wieku od 18 do 94 lat ($M=53.64$; $SD=22.06$). Najwięcej osób było z wykształceniem średnim i wyższym – 63.6% (odpowiednio: 33.3% i 30.3%), natomiast osoby z wykształceniem podstawowym i zasadniczym zawodowym stanowiły 12.9% badanej grupy. Dodatkowo dokonano charakterystyki badanych uwzględniając istniejący w psychologii rozwojowej podział okresu dorosłości na etapy (por. Brzezińska, Appelt i Ziółkowska, 2008). Na tej podstawie uczestników badania przydzielono do trzech podgrup ze względu na etap rozwojowy: do grupy reprezentującej wczesną dorosłość (18–35 lat) zakwalifikowano 142 osoby (33.3%; wiek: $M=24.94$; $SD=3.76$); średnią dorosłość (36–65 lat) – 101 osób (23.7%; wiek: $M=57.61$; $SD=7.88$), natomiast grupa senioralna, czyli po 65 roku życia, była najliczniejsza – 183 osoby (43.0%; wiek: $M=73.72$; $SD=5.89$). Wyróżnione grupy były heterogeniczne ze względu na poziom wykształcenia ($\chi^2=28.97$; $df=6$; $p<.001$). Wśród osób reprezentujących wczesną dorosłość było najmniej z wykształceniem podstawowym i zasadniczym zawodowym (zaledwie 7%; odpowiednio w pozostałych grupach: 18.5% i 27.7%), natomiast w grupie tej najwięcej było osób z wykształceniem średnim (50.7%; odpowiednio w pozostałych grupach: 47.7% i 33.8%) i wyższym (42.3%; odpowiednio w pozostałych grupach: 32.8% i 39.5%). Z badań wykluczono osoby z trwałym kalectwem lub ze zdiagnozowaną nieuleczalną chorobą.

Osoby powyżej 65 roku życia musiały spełnić dodatkowe kryteria doboru do badań ze względu na wspomniane wcześniej trudności związane z wypełnianiem PIL w tej grupie wiekowej oraz charakterystykę okresu senioralnego: sprawdzano brak objawów otępienia⁶ oraz podjęcie roli społecznej charakterystycznej dla osób w okresie starości (np. przejście na emeryturę, narodziny wnuka, śmierć współmałżonka).

NARZĘDZIA BADAWCZE

Oprócz PIL w autoryzowanym przekładzie Z. Płużek (Popielski, 1987), w badaniach wykorzystano dwa narzędzia do pomiaru depresji dostosowane do wieku osób badanych:

Pierwszym z nich był Inwentarz Depresji Beck'a (*Beck Depression Inventory*, BDI), który służy do oceny głębokości depresji oraz do odróżnienia osób zdrowych od chorych (Parnowski i Jernajczyk, 1977). Inwentarz zawiera 21 cech, przy czym każda cecha opisana jest za pomocą czterech twierdzeń określających jej nasilenie. Cechy te można przyporządkować do pięciu grup: depresja, obniżenie aktywności złożonej, lęk, somatyzacja i zaburzenia

rytmów biologicznych. Im wyższy wynik uzyskany w BDI i na poszczególnych podskalach, tym wyższy poziom objawów depresyjnych.

Drugim zastosowanym narzędziem była pełna wersja Geriatrycznej Skali Oceny Depresji (*Geriatric Depression Scale*, GDS) (Brown i Schinka, 2005), która różnicuje objawy depresji od objawów otępienia i chorób somatycznych charakterystycznych dla osób powyżej 65 roku życia. Skala składa się z 30 pytań opisujących aktualne samopoczucie, na które można odpowiedzieć tak lub nie, odpowiednio punktowanych według klucza. Im wyższy wynik w teście, tym wyższy poziom objawów depresyjnych.

WYNIKI

ANALIZA CZYNNIKOWA TESTU PIL

Pierwszy etap analizy struktury testu PIL polegał na testowaniu modelu 7-czynnikowego, który został oparty na teoretycznej klasyfikacji symptomów poczucia sensu życia (wyróżnione podskale to: 1) Cele życia, 2) Sens życia, 3) Afirmacja życia, 4) Ocena siebie, 5) Ocena własnego życia, 6) Wolność i odpowiedzialność oraz 7) Stosunek do śmierci i samobójstwa). Uzyskane niskie wskaźniki rzetelności α -Cronbacha większości podskal (dla pięciu podskal mniejsza niż .7, najniższa – .08) zapowiadały odrzucenie tego modelu. Wyniki confirmacyjnej analizy czynnikowej (CFA) potwierdziły te przypuszczenia, gdyż wykazały zdecydowanie niedostateczne jego dopasowanie do danych [$\chi^2(149)=625.11$; $p<.0001$; $\chi^2/df=4.195$]; pierwiastek ze średniego kwadratu reszt $RMR=.103$; indeks dobroci dopasowania Jöreskoga i Sörboma $GFI=.858$; skorygowany indeks dobroci dopasowania Jöreskoga i Sörboma $AGFI=.799$; względny indeks dopasowania $CFI=.843$; pierwiastek ze średniego kwadratu błędu aproksymacji w populacji $RMSEA=.087$; współczynnik Tucker-Lewis $TLI=.800$ (znany również jako nienormowany indeks dopasowania Bentlera-Bonneta –NNFI); znormalizowany indeks dopasowania $NFI=.807$ ⁷).

W związku z tym, wyniki w zakresie wszystkich 20 pozycji testu PIL poddano eksploracyjnej analizie czynnikowej (EFA), przy czym wyodrębnienia czynników dokonano metodą największej wiarygodności z rotacją *varimax*. Zastosowane kryterium Kaisera-Guttmana (por. Catell

⁵ Dobór osób badanych nie był losowy. Wykorzystano wyniki PIL pochodzące z badań prowadzonych w ramach seminarium magisterskiego pod kierunkiem J. Życińskiej. Nie dokonano selekcji osób w celu zwiększenia reprezentatywności grupy ze względu na cechy demograficzne (wiek, płeć i wykształcenie). Natomiast w ostatecznej wersji CFA kontrolowano statystycznie wpływ tych cech na uzyskany model.

⁶ W badaniu wykorzystano Krótką Skalę Oceny Stanu Psychicznego (Mini-Mental State Examination, MMSE; Folstein, Folstein, McHugh, 1975).

⁷ W ramach modelowania równań strukturalnych (SEM), którego CFA jest szczególnym przypadkiem, dwiema najczęściej stosowanymi miarami dopasowania danych do modelu jest wynik

Tabela 1
Wyniki eksploracyjnej analizy czynnikowej* PIL – model czteroczynnikowy

Pozycje	Podskala	Nazwa podskali	Ładunki czynnikowe			
			1	2	3	4
17	2	Sens życia	.739			
3	1	Cele życia	.737			
20	1	Cele życia	.636			.316
5	3	Afirmacja życia	.633			
4	1	Cele życia	.587	.430	.338	
7	1	Cele życia	.578			
2	3	Afirmacja życia	.487		.437	
12	2	Sens życia	.454	.423		.307
10	5	Ocena własnego życia		.545		
11	2	Sens życia		.518		
18	6	Wolność i odpowiedzialność	.322	.515		
16	7	Stosunek do śmierci i samobójstwa		.406		
13	4	Ocena siebie		.401		
14	6	Wolność i odpowiedzialność		.325		
6	3	Afirmacja życia			.609	
9	5	Ocena własnego życia	.359		.599	
8	1	Cele życia		.425	.476	
1	4	Ocena siebie	.414		.421	.357
19	3	Afirmacja życia			.301	.610
15	7	Stosunek do śmierci i samobójstwa				.311
Wariancja wyjaśniona			18.7%	10.9%	9.7%	5.3%

* Metoda wyodrębniania czynnika: największej wiarygodności; rotacja varimax.

Uwaga: Pogrubiono ładunki $\geq .50$ i nie zamieszczono ładunków $< .3$ na pozostałych czynnikach

i Vogelmann, 1977; Yeomans i Golder, 1982; Zakrzewska, 1994) wskazywało na celowość wyodrębnienia czterech czynników, przy czym uzyskano niedostatecznie wyraźną strukturę (patrz **Tabela 1**). Znaczna część pozycji testow-

testu χ^2 (jako miara dokładnego dopasowania modelu) lub stosunek χ^2/df . Miary te są silnie uzależnione od wielkości próby, liczby zmiennych, liczby wolnych parametrów oraz odchylenia od normalności rozkładu zmiennych obserwowalnych, dlatego też nie powinny być traktowane jako rozstrzygające o przyjęciu/ odrzuceniu modelu lecz analizowane łącznie z innymi wskaźnikami. Zwykle przyjmuje się, że o dobrym dopasowaniu świadczą (w nawiasach podano wartości akceptowalne): test $\chi^2: p > .05$ ($p > .001$); stosunek χ^2/df : 1-2 (2-5); RMR jest relatywny, na jego podstawie można porównywać modele weryfikowane przy użyciu tych samych danych; $GFI > .95$ ($> .90$); $AGFI > .95$ ($> .90$); $CFI > .95$ ($> .90$); $RMSEA < .05$ ($< .80$); $TLI/NNFI > .95$ ($> .90$); $NFI > .95$ ($> .90$) (por. Bentler, 1990; Bentler i Bonett, 1980; Bollen i Stine, 1992; Browne i Cudeck, 1993; Byrne, 1989; Hu i Bentler, 1998, 1999; Jöreskog, 1969; Jöreskog i Sörbom, 1984; Konarski, 2009; Marsh i Hocevar, 1985; Steiger, 1990; Wheaton, Muthén, Alwin i Summers, 1977; Zakrzewska, 2004).

⁸ Czynniki 1 zawierał 8 pozycji: 2-5, 7, 12, 17 i 20; czynnik 2-5 pozycji: 10, 11, 13, 16, 18; natomiast czynnik 3 – tylko 4: 1, 6, 8, 9; korelacje między czynnikami wahały się od .74 do .81).

wych nie definiowała składowej, do której pierwotnie została przypisana. Wynika to z analizy dwóch kryteriów, które stosuje się do identyfikacji i interpretacji struktury czynnikowej. Pierwsze z nich dotyczy tego, czy pozycja testowa uzyskuje wysoki ładunek na jednym z czynników i niskie ładunki na pozostałych czynnikach. Drugie kryterium odzwierciedla stopień nasycenia danym czynnikiem, o czym świadczy wartość ładunku wyższa od .50. Analiza danych zamieszczona w **Tabeli 1** pozwala stwierdzić, że blisko połowa pozycji testowych nie spełnia wyróżnionych kryteriów oceny struktury czynnikowej PIL. Dodatkowo czynnik 4 posiada tylko jeden wysoki ładunek (pozycja 19) i odpowiada za zaledwie 5.3% wyjaśnionej wariancji (całkowita wyjaśniona wariancja wyniosła 44.6%). Na tej podstawie podjęto decyzję o wprowadzeniu modelu trójczynnikowego do weryfikacji za pomocą eksploracyjnej, a na jej bazie – konfirmacyjnej analizy czynnikowej.

Analiza współczynników dopasowania trójczynnikowego modelu⁸ do danych wskazuje, iż nie można zaakceptować go nawet przy bardziej liberalnym podejściu (np. RMSEA; patrz **Tabela 2**). Statystyk tych nie poprawiło usuwanie z modelu pozycji słabo skorelowanych z czynnikami (pozycje: 6, 13 i 16). Ponadto otrzymano wysokie

Tabela 2
Miary dopasowania modeli wieloczynnikowych do danych

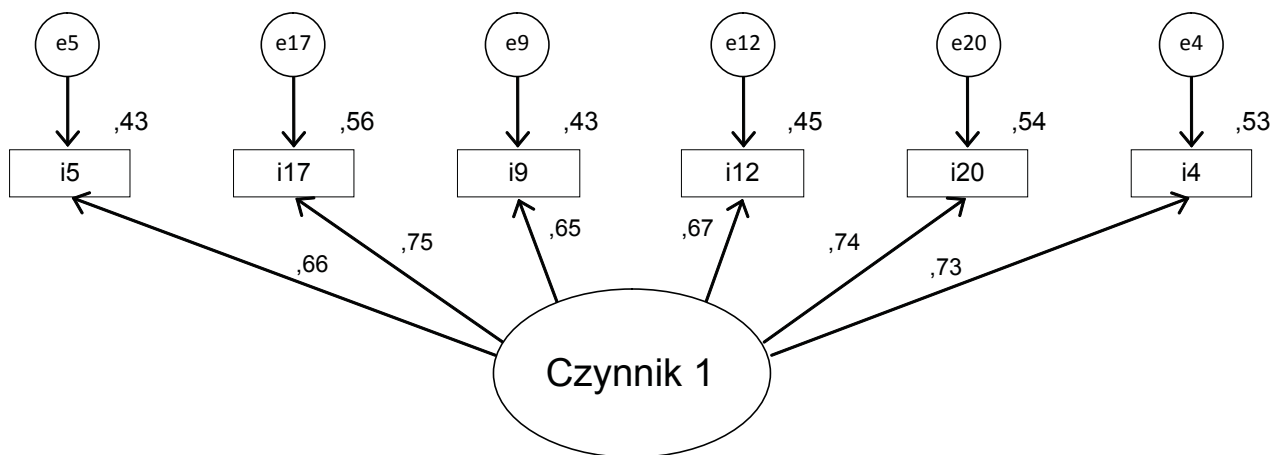
Model	χ^2	df	p	χ^2/df	RMR	GFI	AGFI	CFI	RMSEA*	TLI	NFI
Trójczynnikiowy	401.946	117	.000	3.435	.098	.899	.868	.895	.076 (.084)	.877	.858
Dwuczynnikiowy	472.821	118	.000	4.007	.103	.880	.845	.874	.084 (.092)	.854	.839

* W nawiasie podano górną granicę dla 90% przedziału ufności

wskazniki modyfikacji dla kowariantów (między resztami oraz zmiennymi latentnymi – czynnikami). Wyniki wskazujące na skorelowanie reszt oznaczają, że czynniki nie są tak jednorodne, jak można byłoby tego oczekiwać. Uzyskanie w tym przypadku dobrych statystyk dopasowania wiązałyby się zatem z uwolnieniem parametrów, których wcześniej nie przewidziano w analizie.

Wnioski te stanowiły wystarczającą podstawę do dalszej redukcji liczby czynników za pomocą EFA i poddania nowego modelu konfirmacji. Statystyki dopasowania modelu dwuczynnikiowego⁹ do danych są nawet gorsze (choć nieznacznie) niż w modelu trójczynnikiowym (patrz Tabela 2). Warto dodać, że pięć spośród ośmiu ładunków drugiego czynnika miało wartość niższą od .60, a skorelowanie obu wyodrębnionych czynników wyniosło .82. W dalszym ciągu poprawa modelu wiązałyby się z wprowadzeniem modyfikacji dla reszt. Stanowiło to podstawę do przeprowadzenia ostatniego etapu analiz z jednym już tylko czynnikiem.

Przy jednym czynniku, tej samej metodzie wyodrębniania czynników i założeniu, że model zawiera wyłącznie parametry λ_i oraz ϵ , eksploracyjna i konfirmacyjna analiza dają identyczne rezultaty jeśli chodzi o wysokość ładunków czynnikowych. Przeprowadzono zatem CFA, w której zredukowano ilość pozycji testu PIL do tych, które posiadały ładunki $\geq .60$. Ostateczny jednoczynnikowy model ma zadowalające wskaźniki dopasowania do danych (patrz Rycina 1), nawet po uwzględnieniu rygorystycznych kryteriów. Chociaż hipoteza dokładnego dopasowania modelu przy rygorystycznym kryterium nie została potwierdzona (poziom p dla testu χ^2 wynosi .002), to jednak nie może być rozstrzygające ze względu na przeszacowanie wartości w dużych próbach (warto jednocześnie zwrócić uwagę, że wartość χ^2 jest niespełna trzykrotnie większa od liczby stopni swobody; por. Wheaton i in., 1977). Również wskaźnik RMSEA jest tylko nieznacznie większy od przyjętego rygorystycznego poziomu akceptacji hipotezy dopasowania modelu, a jego



χ^2	df	p	χ^2/df	RMR	GFI	AGFI	CFI	RMSEA*	TLI	NFI
26.792	9	.002	2.977	.050	.979	.950	.981	.068 (.099)	.968	.972

* W nawiasie podano górną granicę dla 90% przedziału ufności

Ryc. 1. Schemat konfirmacyjnej analizy czynnikowej oraz statystyki dopasowania modelu jednoczynnikowego (współczynniki standaryzowane).

⁹ Czynnik 1 zawierał 9 pozycji: 1-5, 7, 12, 17, 20; czynnik 2 – 8 pozycji, są to: 6, 8, 9-11, 16, 18, 19.

dolna granica (przy 90% przedziale ufności) wynosi .039. Wartości pozostałych opisowych miar dopasowania potwierdzają adekwatność modelu.

Podsumowując wyniki przeprowadzonych analiz czynnikowych (eksploracyjnych i konfirmacyjnych) można stwierdzić, że oszacowane miary dobroci dopasowania

modelu są gorsze niż modelu wyjściowego (bez podziału na grupy). Niemniej wskaźniki RMR i GFI są dobre, a pozostałe można zaakceptować stosując nieco słabsze kryteria. Ostatecznie więc można uznać, że uzyskana struktura czynnikowa pozostaje stabilna niezależnie od wyróżnionych podgrup.

Tabela 3

Miary dopasowania modeli jednoczynnikowych z uwzględnieniem zmiennych: płeć, wiek i wykształcenie

Model	χ^2	df	p	χ^2/df	RMR	GFI	AGFI	CFI	RMSEA*	TLI	NFI
Płeć	33.028	18	.017	1.835	.068	.974	.939	.984	.044 (.068)	.973	.966
Wiek	47.532	27	.009	1.760	.066	.964	.916	.979	.042 (.063)	.964	.953
Wykształcenie	44.667	18	<.001	2.482	.055	.950	.884	.960	.074 (.102)	.933	.936

* W nawiasie podano górną granicę dla 90% przedziału ufności

modeli do danych osiągnęły rygorystyczne pułapy tylko w modelu jednoczynnikowym. Na podstawie analizy treściowej pozycji testowych tego modelu (patrz załącznik 1, pozycje testowe pogrubione) okazuje się, że na poczucie sensu życia składają się symptomy pochodzące z odmiennych kategorii (podskal) teoretycznych. Większość twierdzeń (4, 12, 17, 20) bezpośrednio odnosi się do posiadania celu, odkrywania sensu oraz odnajdywania roli w życiu, natomiast dwa pozostałe (5, 9) dotyczą możliwości wypełnienia życia ważną i ciekawą treścią. Przedstawiona charakterystyka wydaje się dość spójna, gdyż poczucie sensu życia jest w modelu jednoczynnikowym sprawowane do posiadania celów życiowych podtrzymujących aktywność i wypełniających czas nowymi zdarzeniami. Model ten nie zawiera pozycji odnoszących się do oceny siebie, wolności i odpowiedzialności oraz stosunku do śmierci i samobójstwa (odpowiednio: podskala 4, 6 i 7).

WŁAŚCIWOŚCI PSYCHOMETRYCZNE TESTU PIL

Ostateczna, jednoczynnikowa wersja skali odznacza się umiarkowanie wysoką rzetelnością wyrażoną miarą zgodności wewnętrznej α -Cronbacha, która wyniosła .853¹⁰.

W celu prześledzenia zmian struktury modelu jednoczynnikowego w grupach według wieku, płci i wykształcenia przeprowadzono dodatkowe analizy konfirmacyjne, których wyniki zamieszczono w Tabeli 3. Ze względu na płeć, jak i przynależność do kolejnych etapów okresu dorosłości (patrz opis osób badanych) model posiada dobre wskaźniki dopasowania (χ^2 , GFI, RMSEA, TLI, NFI spełniają rygorystyczne kryteria, pozostałe osiągają akceptowalny poziom). W przypadku analizy z uwzględnieniem wykształcenia wskaźniki dopasowania

Aby dokonać oceny trafności różnicowej PIL przeprowadzono korelacje wyniku PIL (wersja 6-pytaniowa) z wynikami Inwentarza Depresji Beck'a oraz Geriatryczną Skalą Oceny Depresji (patrz Tabela 4). Korelacje z wynikami ogólnymi tych narzędzi należy uznać za wysokie, przy czym uwzględnienie podskali BDI pozwala na stwierdzenie, że związek pomiędzy poczuciem sensu życia a objawami somatycznymi depresji jest nieistotny statystycznie. Najwyższa ujemna korelacja dotyczy podskali obniżenia nastroju i wynosi .705, co oznacza, że wynik PIL jest w ok. 50% objaśniany przez jej wyniki (i odwrotnie).

Tabela 4

Korelacje PIL (wersja 6-pytaniowa) ze skalami depresji

	PIL
Inwentarz Depresji Beck'a (wynik ogólny)	-.635
- obniżenie nastroju	-.705
- obniżenie aktywności złożonej	-.611
- lęk	-.256
- somatyzacja	-.386
- zaburzenia rytmów biologicznych	-.306
Geriatryczna Skala Oceny Depresji	-.725

Uwaga: Pogrubiono korelacje $\geq .50$ (wszystkie korelacje są istotne na poziomie $p < .05$)

W celu oceny trafności teoretycznej ustalono poziom poczucia sensu życia za pomocą PIL (wersja 6-pytaniowa) w grupie wolontariuszy w porównaniu z osobami niezaangażowanymi w działalność pomocową (patrz Tabela 5).

Wolontariusze posiadają istotnie statystycznie wyższy wynik PIL niż grupa kontrastowa na poziomie $p < .001$. Obliczona jednak na podstawie wartości t wielkość efektu w formie współczynnika determinacji wynosi .159

¹⁰ Warto zauważyć, że przy uzyskanym układzie parametrów jednoczynnikowego modelu CFA wynik współczynnika rzetelności pomiaru Jöreskoga będzie identyczny z α -Cronbacha.

Tabela 5

Porównanie PIL (wersja 6-pytaniowa) w grupach ze względu na zaangażowanie w działalność pomocową

Wolontariusze N=60		Nie-wolontariusze N=60		test t-Studenta		
M	SD	M	SD	t	df**	p
35.93 (5.99)*	4.211	30.01 (5.02)*	8.578	-4.728	85.886	<.001

* W nawiasach podano średnie wyniki obliczane z sześciu pozycji

* Obie grupy różniły się istotnie wariancją wyników [$F=22.290$ (1,118); $p<.001$], dlatego liczba stopni swobody nie jest prostą funkcją liczebności grup

(King i Minium, 2009)¹¹. Nie jest to więc znaczący efekt: analizując średnie wyniki obu grup, gdy wynik ogólny to średnia sześciu pozycji (a nie ich suma) okazuje się, że grupa wolontariuszy przeciętnie wybiera odpowiedzi oceniane na 6, podczas gdy grupa niezaangażowana w aktywność pomocową wybiera odpowiedzi bliskie 5.

DYSKUSJA

W wyniku przeprowadzonych analiz czynnikowych (eksploracyjnej i konfirmacyjnej) części kwestionariuszowej PIL okazało się, że model jednoczynnikowy składający się z sześciu pozycji testowych (4, 5, 9, 12, 17 i 20) jest najlepiej dopasowany do danych. Modele dwu- i trójczynnikiowe można było zaakceptować jedynie po wprowadzeniu trudnych do interpretacji zależności (kowariantów) między resztami wskaźników. Na jednoczynnikowe rozwiązanie wskazywało również silne skorelowanie podskal w tych modelach (na poziomie .7 – .8). Oznacza to, że poddana weryfikacji struktura siedmoczynnikowa PIL oparta na założeniach teoretycznych (por. Popielski, 1987) nie została zaakceptowana¹². Nie potwierdzono także dwuczynnikiowej struktury testu, która została uznana za najbardziej adekwatną w wyniku przeprowadzonych CFA wśród dziesięciu wybranych modeli PIL o wysokiej rzetelności i spójności teoretycznej (por. Schulenberg i Melton, 2010).

Warto w tym miejscu podkreślić, że wyniki analizy polskiej wersji kwestionariusza wyróżniają się spośród tych opisywanych w literaturze z kilku powodów. Po pierwsze, uzyskane wskaźniki dobroci dopasowania modelu do danych są bardziej adekwatne, a większość z nich spełnia rygorystyczne kryteria statystyczne. Po drugie, badania zostały przeprowadzone wśród osób wywodzących się z populacji generalnej (nie była to grupa kliniczna czy grupa studentów), reprezentujących wszystkie etapy okresu dorosłości. Ostatecznie, za pomocą szeregu analiz konfirmacyjnych prześledzono uzyskaną strukturę jednoczynnikową w grupach według wieku, płci i wykształcenia potwierdzając jej stabilność. Nie oznacza to jednak, że przedstawione wyniki badań własnych mogą stanowić rozstrzygnięcie dyskusji toczącej się wokół struktury PIL w ogóle, pozwalają jednak zająć stanowisko, że uzyskany model jednoczynnikowy w największym stopniu spełnia kryteria statystyczne w badaniach osób zdrowych niezależnie od ich wieku, płci i wykształcenia.

Zwolennicy pełnej wersji PIL mogą jednak zadać pytanie, co właściwie mierzy to narzędzie po redukcji pozycji testowych do zaledwie sześciu? Interpretacja treści pozwala na stwierdzenie, że poczucie sensu życia zostało sprowadzone do doświadczenia celowości i sensowności własnego życia, podtrzymywanego przez jego pozytywną ocenę (także tę dokonywaną każdego dnia). Uzyskana w ten sposób definicja pokrywa się z ujęciem poczucia sensu życia tak, jak jest ono rozumiane w logoteorii i logoterapii V.E. Frankla (por. Klamut, 2004b). W 6-pytaniowej wersji PIL nie są reprezentowane twierdzenia dotyczące śmierci i samobójstwa, odpowiedzialności za podjęte działania oraz oceny siebie. Wykluczone zostały także pozycje o wybitnie afektywnym charakterze (np. pyt. 1, które brzmi: „Zazwyczaj jestem: 1 – zupełnie rozbity ... 7 – pełen życia i entuzjazmu”). Pozwala to przypuszczać, że uzyskany model w mniejszym stopniu będzie redundantny wobec innych konstruktów teoretycznych, za co PIL jest krytykowany w literaturze (por. wspomniany Schulenberg, 2004 czy Steger i in., 2006).

Aby to sprawdzić, wynik wersji 6-pytaniowej PIL korelowano z miarami depresji dostosowanymi do wieku osób badanych. Uzyskane korelacje w dalszym ciągu okazały się być istotne, szczególnie wśród osób starszych, jednak na ich podstawie można stwierdzić, że świadczą raczej o trafności narzędzia niż jego redundantnym charakterze. Analiza podskal BDI wskazuje bowiem, że lęk oraz objawy somatyczne depresji (np. zaburzenia snu czy utrata wagi), inaczej niż nastroj i aktywność złożona (np. podejmowanie decyzji, zainteresowanie innymi ludźmi, praca) nie są związane z poczuciem sensu życia. Związek sensu życia z poczuciem ogólnego szczęścia analizowany jest obecnie na gruncie psychologii pozytywnej. Poczucie sensu życia, obok satysfakcji, przeżywanych emocji i za-

¹¹ Podobną wartość (czyli .151) można uzyskać stosując wskaźnik omega-kwadrat (ω^2) zaproponowany przez Haysa (Hays, 1973, za: Brzeziński, 1996).

¹² Warto w tym miejscu podkreślić, że z przeprowadzonych analiz czynnikowych na miano „czystej konfirmacji” zasługuje jedynie model 7-czynnikowy: tylko w jego przypadku można mówić o potwierdzeniu za pomocą metody statystycznej struktury, która powstała zgodnie z założeniami pewnej teorii. Nieco inaczej rzecz ujmując: „teoretycznie motywowane hipotezy” (Konarski, 2009, s. 187) są widoczne tylko w pierwszej (7-czynnikowej) analizie – pozostałe są jedynie kompilacją EFA i CFA.

angażowania stanowi nie tylko przesłankę szczęścia, ale jest jednocześnie uznawany za elementarną jego postać (por. Trzebińska, 2008). Wobec tego uzyskane korelacje mogą być interpretowane jako potwierdzenie trafności tego narzędzia.

W związku z tym uzasadnione wydaje się w tym miejscu przedstawienie wyników oceny trafności teoretycznej 6-pytaniowej wersji PIL poprzez zastosowanie kryterium zewnętrznego, czyli oszacowania poczucia sensu życia w grupie wolontariuszy. Wyniki te, choć istotne statystycznie, nie pozwalają jednak na konkluzję, że różnica pomiędzy grupą wolontariuszy a kontrastową jest znacząca. Potwierdzają także skośny ujemnie rozkład empiryczny wyników PIL (por. Klamut, 2004a), co w dalszym ciągu wskazuje na lepsze różnicowanie osób doświadczających frustracji egzystencjalnej niż poczucia sensu życia.

Na podstawie uzyskanych wniosków możliwe jest sformułowanie kierunków dalszych badań oraz zastosowań wersji 6-pytaniowej PIL. W literaturze poszukuje się przede wszystkim takiego zbioru pozycji testowych PIL, które posłużyłyby do powstania skróconej wersji tego narzędzia. W propozycjach wymienia się następujące twierdzenia: 3, 4, 8 i 20, rzadziej 5 i 17 (por. Schulenberg i Melton, 2010). Jak można zauważyć, aż cztery z nich należą do wersji 6-pytaniowej PIL ustalonej w badaniach własnych. Warto podkreślić, że wyróżnione pozycje testowe to, zgodnie w wcześniejszą interpretacją, pytania odnoszące się bezpośrednio do oceny poczucia sensu życia (np. pyt 4: „Moje istnienie jest: 1 – zupełnie bezcelowe ... 7 – celowe i sensowne”). Wydaje się zatem istotne, aby określić właściwości psychometryczne wersji 6-pytaniowej PIL w badaniach niezależnie od wersji pełnej. Tylko w ten sposób walidacja tego narzędzia będzie poprawna. Mogłoby ono wówczas konkurować z bardziej współczesnym i coraz szerzej wykorzystywanym narzędziem do badania poczucia sensu życia, jakim jest *Meaning in Life Questionnaire* (MLQ, Steger, Frazier, Oishi i Kaler, 2006), którego najczęściej wykorzystywana podskala *Presence* zawiera zaledwie 5 pozycji.

Na podkreślenie zasługuje także fakt, że dobre dopasowanie wersji 6-pytaniowej PIL do danych pozwala na zastosowanie jej wyników do zaawansowanych analiz statystycznych, np. jako zmienna latentna w modelu równań strukturalnych.

Wersja PIL 6-pytaniowa, poza możliwością zastosowania w badaniach naukowych, może także być wartościowym narzędziem w pracy klinicznej. Po pierwsze, skoro pozbawiona została pozycji odnoszących się do afektu, może służyć do oceny zmiany poczucia sensu życia w terapii, czyli efektów oddziaływań terapeutycznych niezależnie od ustąpienia objawów depresji i lęku. Wreszcie uzyskana wersja może być przydatna do badania osób starszych, dla których wypełnienie pełnej wersji PIL jest problematyczne (por. Schulenberg, Hutzell, Nassif i Rogina, 2008).

LITERATURA

- Auchagen, A.E. (2000). On the psychology of meaning of life. *Swiss Journal of Psychology*, 1, 34–48.
- Bentler, P.M. (1990). Comparative fit indices in structural models. *Psychological Bulletin*, 2, 238–246.
- Bentler, P.M., Bonett, D.G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588–606.
- Bollen, K.A., Stine, R.A. (1992). Bootstrapping goodness-of-fit measures in structural equation models. *Sociological Methods and Research*, 21, 205–229.
- Brown, L.M., Schinka, J.A. (2005). Development and initial validation of 15-item informant version of Geriatric Depression Scale. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 20, 911–918.
- Browne, M.W., Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. W: K.A. Bollen, J.S Long (red.), *Testing structural equation models* (s. 136–162). Newbury Park, CA: Sage.
- Brzezińska, A.I., Appelt, K., Ziłkowska, B. (2008). Psychologia rozwoju człowieka. W: J. Strelau, D. Doliński (red.), *Psychologia. Podręcznik akademicki* (t. 2, s. 95–292). Gdańsk: Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne.
- Brzeziński, J. (1996). *Metodologia badań psychologicznych*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Byrne, B.M. (1989). *A primer of LISREL: Basic applications and programming for confirmatory factor analytic models*. New York: Springer-Verlag.
- Catell, R.B., Vogelmann, S. (1977). A comprehensive trial of the scree and KG criteria for determining the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 3, 289–325.
- Crumbaugh, J.C., Maholick, L.T. (1964). An experimental study in existentialism: The psychometric approach to Frankl's concept of noogenic neurosis. *Journal of Clinical Psychology*, 20, 200–207.
- Folstein, M., Folstein, S., McHugh, P.R. (1975). Mini-mental state: a practical method for grading the cognitive state of patients for the clinician. *Journal of Psychiatric Research*, 12, 189–198.
- Frankl, V.E. (1978). *Nieświadomiony Bóg*. Warszawa: IW PAX.
- Harlow, L.L., Newcomb, M.D., Bentler, P.M. (1986). Depression, self-derogation, substance use, and suicide ideation: Lack of purpose in life as a mediational factor. *Journal of Clinical Psychology*, 42, 5–21.
- Hedberg, P., Gustafson, Y., Alèx, L., Brulin, C. (2010). Depression in relation to purpose in life among a very old population: A five-year follow-up study. *Aging & Mental Health*, 6, 757–763.
- Hu, L.-T., Bentler, P.M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3, 4, 424–453.
- Hu, L.-T., Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 1, 1–55.
- Jöreskog, K.G. (1969). A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 34, 183–202.
- Jöreskog, K.G., Sörbom, D. (1984). *LISREL-VI user's guide* (wyd. 3.). Mooresville, IN: Scientific Software.

- King, B.M., Minium, E.W. (2009). *Statystyka dla psychologów i pedagogów*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Klamut, R. (2004a). Metody badające psychologiczny sens życia (przegląd metod opartych na teorii V.E. Frankla). *Zeszyty Naukowe Politechniki Rzeszowskiej. Ekonomia i Nauki Humanistyczne*, 14, 37–48.
- Klamut, R. (2004b). Źródło motywacji podmiotowej – potrzeba sensu życia. *Zeszyty Naukowe Politechniki Rzeszowskiej. Ekonomia i Nauki Humanistyczne*, 14, 49–60.
- Konarski, R. (2009). *Modelowanie równań strukturalnych. Teoria i praktyka*. Warszawa: PWN.
- Marsh, H.W., Hocevar, D. (1985). Application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept: First- and higher-order factor models and their invariance across groups. *Psychological Bulletin*, 97, 562–582.
- Marsh, A., Smith, L., Piek, J., Saunders, B. (2003). The purpose in Life Scale: Psychometric properties for social drinkers and drinkers in alcohol treatment. *Educational and Psychological Measurement*, 5, 859–871.
- Melton, A.M.A., Schulenberg, S.E. (2008). On the measurement of meaning: Logotherapy's empirical contributions to humanistic psychology. *The Humanistic Psychologists*, 36, 31–44.
- Ostrowski, T.M. (2002). Zmiany w obszarze poczucia sensu życia u osób po zawale serca. W: D. Jasiocka-Kubacka (red.), *Człowiek wobec zmiany. Rozważania psychologiczne* (s. 135–144). Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- Ostrowski, T.M. (2008). *Liberalno-waloryczny model sensu życia w kontekście zdrowia i choroby wieńcowej*. Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- Parnowski, T., Jernajczyk, W. (1977). Inwentarz Depresji Beck'a w ocenie nastroju osób zdrowych i chorych na choroby afektywne. *Psychiatria Polska*, 4, 417–421.
- Popielski, K. (1987). Testy egzystencjalne: metody badania frustracji egzystencjalnej i nerwicy noogennej. W: K. Popielski (red.), *Człowiek – pytanie otwarte* (s. 237–261). Lublin: Wyd. KUL.
- Schulenberg, S.E. (2004). A psychometric investigation of logotherapy measures and the Outcome Questionnaire (OQ-45.2). *North American Journal of Psychology*, 3, 477–492.
- Schulenberg, S.E., Hutzell, R.R., Nassif, C., Rogina, J.M. (2008). Logotherapy for clinical practice. *Psychotherapy: Theory, Research, Practice, Training*, 4, 447–463.
- Schulenberg, S.E., Melton, A.M.A. (2010). A confirmatory factor-analytic evaluation of the purpose in Life Test: Preliminary psychometric support for a replaceable two-factor model. *Journal of Happiness Studies*, 1, 95–111.
- Steger, M.F., Frazier, P., Oishi, S., Kaler, M. (2006). The Meaning in Life Questionnaire: Assessing the presence of and search for meaning in life. *Journal of Counseling Psychology*, 1, 80–93.
- Steiger, J.H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25, 173–180.
- Trzebińska, E. (2008). Lepsze zdrowie dzięki większemu szczęściu. W: I. Heszen, J. Życińska (red.), *Psychologia zdrowia w poszukiwaniu pozytywnych inspiracji* (s. 23–38). Warszawa: Wydawnictwo SWPS „Academica”.
- Wheaton, B., Muthén, B., Alwin, D.F., Summers, G.F. (1977). Assessing reliability and stability in panel models. W: D.R. Heise (red.), *Sociological methodology 1977* (s. 84–136). San Francisco: Jossey-Bass.
- Yeomans, K.A., Golder P.A. (1982). The Guttman-Kaiser criterion as a predictor of the number of common factors. *The Statistician*, 3, 221–230.
- Zakrzewska, M. (1994). *Analiza czynnikowa w budowaniu i sprawdzaniu modeli psychologicznych*. Poznań: Wydawnictwo Naukowe UAM.
- Zakrzewska, M. (2004). Konfirmacyjna analiza czynnikowa w ujęciu pakietu statystycznego LISREL 8.51 (2001) Karla G. Jöreskog i Daga Sörboma. W: J. Brzeziński (red.), *Metodologia badań psychologicznych. Wybór tekstów* (s. 442–478). Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.

Załącznik 1

Zestawienie pozycji PIL i ich przyporządkowanie do wyodrębnionych teoretycznie podskali

Pozycja testowa	Treść pozycji testowej	Numer podskali	Nazwa podskali
1	Zazwyczaj jestem: 1 – zupełnie rozbity(a) ... 7 – pełen(a) życia i entuzjazmu	4	Ocena siebie
2	Wydaje mi się, że życie: 7 – ma zawsze coś podniecającego ... 1 – jest zupełnie szare	3	Afirmacja życia
3	W życiu: 1 – nie mam żadnych celów i do niczego nie dążę ... 7 – mam bardzo wyraźne cele i dążenia	1	Cele życia
4	Moje istnienie jest: 1 – zupełnie bezcelowe ... 7 – celowe i sensowne	1	Cele życia
5	Każdy dzień: 7 – niesie ze sobą coś nowego ... 1 – jest zawsze taki sam	3	Afirmacja życia
6	Gdybym miał(a) możliwość wyboru, to: 1 – wolał(a)bym się nigdy nie narodzić ... 7 – chciał(a)bym przeżyć co najmniej 9 żyć takich jak moje	3	Afirmacja życia
7	Po przejściu na emeryturę (będę): 7 – mógł(a) zająć się czymś bardzo interesującym ... 1 – przeablaganię zupełnie resztę życia	1	Cele życia
8	W dążeniu do celów życiowych: 1 – nigdy nie miałem(am) powodzenia ... 7 – udało mi się zaspokajać moje potrzeby	1	Cele życia
9	Moje życie: 1 – jest puste i pełne rozpaczy ... 7 – dobrze się układa	5	Ocena własnego życia
10	Gdybym miał(a) dziś umrzeć, miał(a)bym poczucie, że moje życie było: 7 – wartościowe ... 1 – pozbawione wartości	5	Ocena własnego życia
11	Zastanawiając się nad własnym życiem: 1 – często myślę o tym, po co żyję ... 7 – zawsze znajduję wytłumaczenie dla swojego życia	2	Sens życia
12	Gdy zastanawiam się nad swoim stosunkiem do otaczającego świata, to: 1 – czuję się całkiem zagubiony(a) ... 7 – znajduję swoją rolę w świecie	2	Sens życia
13	Jestem osobą: 1 – zupełnie nieodpowiedzialną ... 7 – bardzo odpowiedzialną	4	Ocen siebie
14	Gdy zastanawiam się nad zdolnością człowieka do wolnego wyboru, to wydaje mi się, że: 7 – człowiek ma absolutnie wolny wybór przez całe życie ... 1 – człowiek jest całkowicie zdeterminowany dziedziczeniem i środowiskiem	6	Wolność i odpowiedzialność
15	Mój stosunek do śmierci jest taki, że: 7 – jestem na nią przygotowany(a) ... 1 – jestem nieprzygotowany(a) i bardzo się jej lękam	7	Stosunek do śmierci i samobójstwa
16	O samobójstwie: 1 – myślałem(am) o tym na serio jako jedynej drodze wyjścia z sytuacji ... 7 – nigdy ani przez chwilę o tym nie myślałem(am)	7	Stosunek do śmierci i samobójstwa
17	Uważam, że moje szanse na znalezienie sensu, celu i roli w życiu: 7 – są bardzo duże ... 1 – są praktycznie żadne	2	Sens życia
18	Uważam, że: 7 – kieruję i kontroluję swoje życie ... 1 – życie wymyka mi się z rąk kierowane przez innych	6	Wolność i odpowiedzialność
19	Moje codzienne obowiązki są: 7 – źródłem zadowolenia i radości ... 1 – przykre i pełne udręki	3	Afirmacja życia
20	Doszedłem/doszłam do wniosku, że: 1 – brak mi celu w życiu ... 7 – mam wyraźne cele dające pełne zadowolenie	1	Cele życia

Uwaga: Pogrubiono pozycje testowe modelu jednoczynnikowego PIL