

Skala Postrzeganej Autonomii: struktura czynnikowa i właściwości psychometryczne polskiej adaptacji

Perceived Autonomy in Old Age scale: Factor structure and psychometric properties of the Polish adaptation

Aleksandra Kroemeke

Katedra Psychologii Zdrowia,
Wydział Psychologii Szkoły Wyższej Psychologii Społecznej w Warszawie
Kierownik: dr E. Gruszczyńska

Summary

Aim. Sense of autonomy – the possibility to choose and decide – is one of the markers of positive and active aging. The goal of this study was to examine the Polish adaptation of the Perceived Autonomy in Old Age (PAA) scale and to determine its internal structure and psychometric properties: reliability, as well as construct and discriminant validity.

Methods. 277 seniors (female=187; male=90), without cognitive function disorders aged 60 to 100 ($M=77.4$; $SD=9.2$) took part in the study. Apart from the PAA, the ADL and IADL scales (self-reliance assessment) were used, as well as the Emotional State Questionnaire (a measure for positive and negative emotions) and the WHOQoL-Brief (a measure for health-related quality of life).

Results. As a result of an exploratory and confirmation factor analysis a one-factor tool with five items was built. Reliability coefficients of the scale measured with the internal consistency method and test-retest were ≥ 0.80 . Positive correlations were found with indicators in the ADL, IADL, as well as in the somatic and psychological domain of life quality, and positive emotions. Negative correlations were found for negative emotions.

Conclusions. The obtained results indicated very high reliability and accuracy for the Polish adaptation of the SPA. The tool can be used as a predictor and/or indicator of successful aging and life quality of seniors.

Słowa kluczowe: autonomia, osoby starsze, analiza czynnikowa

Key words: autonomy, elderly, factor analysis

Wstęp

Zgodnie z definicją słownikową autonomia oznacza samodzielność i niezależność w decydowaniu o sobie [1]. W psychologii konstrukt ten kojarzony jest z dobrym życiem i szczęściem definiowanymi w nurcie eudajmonistycznym¹: to jedna z cech osób samorealizujących się według Maslowa czy wymiar dobrostanu według Carol Ryff [2]. Szczególne miejsce autonomia zajmuje w teorii autodeterminacji Ryana i Deciego [3]. Poczucie autonomii, definiowane jako „doświadczanie wyboru”, uważane jest za fundamentalną i podstawową potrzebę człowieka [3]. Autorzy odróżniają tu autonomię od niezależności: ta pierwsza odnosi się do działania wolicjonalnego (poczucie wyboru), druga – działania w pojedynkę, bez polegania na innych. Ryan i Deci podkreślają, że zaspokojenie potrzeby autonomii jest niezbędne dla rozwoju i stąd kluczowe dla pełnego funkcjonowania i zdrowia psychicznego jednostki [3]. Tak rozumiane poczucie autonomii związane jest dodatkowo z satysfakcją z życia, pozytywnymi emocjami i dobrostanem psychicznym [4, 5], sprzyja również przestrzeganiu zaleceń lekarskich przez osoby chore (przyjmowanie leków) [6].

Okres późnej dorosłości stanowić jednak może zagrożenie dla postrzeganej autonomii. Choć jest to czas dający potencjalne szanse znacznego szczęścia i satysfakcji, a większość osób starzeje się pomyślnie i jest zadowolona z życia [7], upośledzenie fizyczne osób starszych może być związane z poczuciem zależności od innych i brakiem możliwości decydowania. Pogorszenie stanu zdrowia somatycznego i współwystępowanie kilku chorób przewlekłych jednocześnie, a co za tym idzie – częstsze korzystanie z opieki zdrowotnej, dłuższe pobyty w szpitalu i częstsze powikłania w leczeniu, związane są zwykle ze spadkiem jakości życia i poczucia szczęścia [8–10]. Niepełnosprawność może ograniczać możliwości dokonywania samego wyboru (np. w przypadku chorób neurodegeneracyjnych), może również wpływać na postrzeganie posiadanej autonomii (np. w przypadku osób przebywających w instytucjach opieki społecznej, osób przebywających pod opieką „nadopiekuńczych” i wyřeczających rodzin). Według Rayana i Deciego starzenie się ma charakter autonomiczny wówczas, gdy seniorzy mają możliwość wyboru działania, tj. mogą decydować o tym, jak wygląda ich życie (dotyczy to zarówno codziennych czynności, jak i perspektyw życiowych i całego życia), nawet jeśli działania te wymagają pomocy ze strony osób drugich [3]. Stąd istotniejszy wydaje się tu sam aspekt postrzegania autonomii (możliwości wyboru działania) niż możliwości samodzielnego wykonania działania (niezależności).

Postrzegana autonomia wydaje się zatem jedną z czołowych zmiennych decydujących o jakości życia, satysfakcji i ogólnym dobrostanie osób w podeszłym wieku, zwłaszcza chorujących na liczne choroby przewlekłe. Tym samym zmienną tę zaliczyć można do wskaźników i/lub predyktorów pozytywnego starzenia się [11]. Wyniki badań wskazują, że w grupie osób starszych postrzegana autonomia jest ujemnie związana z objawami depresji [12] i stanowi lepszy predyktor dobrostanu niż heteronomia

¹ Definiowanie dobrostanu człowieka zasadniczo przebiega w dwóch nurtach: hedonistycznym (dobre życie to życie dające radość i zadowolenie) oraz eudajmonistycznym (dobre życie to życie wartościowe, polegające na rozwijaniu cnót i realizowaniu celów) [2].

(przeciwieństwo autonomii) i zależność [13]. W perspektywie podłużnej autonomia sprzyja podejmowaniu wolicjonalnych zachowań i poprawie stanu emocjonalnego wśród seniorów [14]. Nie dziwi zatem fakt, że utrzymanie poczucia autonomii wśród tych osób jest według WHO zadaniem nadrzędnym nie tylko w wymiarze jednostkowym, ale też społecznym [15].

Narzędziem służącym do pomiaru postrzeganej autonomii przez osoby starsze jest niemiecka skala Wahrgenommene Autonomie im Alter (WAA) [16]. Jej zaletą jest specyficzność oraz długość – zaledwie sześć pozycji w wersji oryginalnej i cztery w angielskiej – oceniane na czterostopniowej skali (1 – zdecydowanie nieprawdziwe, 4 – zdecydowanie prawdziwe). Postrzegana autonomia jest tu operacjonalizowana jako subiektywna ocena niezależności i swobody wyboru [17]. Analizy wykazały, że narzędzie charakteryzują bardzo dobre parametry psychometryczne: α -Cronbacha = 0,91 (w badaniu pilotażowym) oraz 0,82 (w dwóch etapach badania podłużnego). Skala istotnie korelowała z wynikami Skali Nadopiekuńczości ($r = 0,11$), Skali Satysfakcji z Życia ($r = 0,07$), ograniczeniami w Skali Złożonych Czynności Dnia Codziennego IADL ($r = -0,14$) oraz wynikami narzędzia do pomiaru jakości życia EuroQoL EQ5D ($r = 0,20; 0,25$) [17].

Cel

Celem badań było przeprowadzenie polskiej adaptacji Skali Postrzeganej Autonomii (SPA) w podeszłym wieku oraz określenie jej wewnętrznej struktury i właściwości psychometrycznych: rzetelności oraz trafności teoretycznej i różnicowej. Testowania trafności różnicowej narzędzia dokonano skalami mierzącymi samodzielność funkcjonowania osób starszych w odniesieniu do podstawowych i złożonych czynności dnia codziennego. Trafność teoretyczna, zgodnie z koncepcją Ryana i Deciego [3], oceniana była poprzez wykazanie związków postrzeganej autonomii ze wskaźnikami dobrostanu, tj. emocjami pozytywnymi i negatywnymi oraz jakością życia uwarunkowaną stanem zdrowia.

Material i metoda

Osoby badane i przebieg badań

W badaniu wzięło udział 277 seniorów (kobiety: 67,5%) w wieku 60–100 lat ($M = 77,4$; $SD = 9,2$), pensjonariuszy całodobowych ośrodków opiekuńczo-leczniczych oraz dziennych Klubów Seniora. Kryteriami doboru do próby był wiek (≥ 60) oraz brak zaburzeń funkcji poznawczych (brak w historii choroby diagnozy otępienia lub łagodnych zaburzeń poznawczych, a także potwierdzone przez personel ośrodka sprawne funkcjonowanie poznawcze respondentów). W badanej grupie dominowały osoby samotne (niezameżne, owdowiałe, rozwiedzione; 83%), z wykształceniem średnim lub niższym (71%), w ciągu ostatnich 6 miesięcy nie korzystające z opieki medycznej (63%), określające swój status materialny jako przeciętny (62%). Miejsce badania nie różnicowało badanych pod względem zmiennych socjodemograficznych z wyjątkiem

wieku: pensjonariusze ośrodków całodobowych ($M = 79,1$; $SD = 9,1$) byli istotnie starsi od seniorów korzystających z ośrodków dziennych ($M = 74,2$; $SD = 8,6$); $t = -4,44$; $df = 275$; $p < 0,001$. Uwzględniono zatem wiek jako kowariant w dalszych analizach.

Procedura badawcza składała się z trzech etapów. W pierwszym dokonano adaptacji lingwistycznej skali WAA metodą tłumaczenia zwrotnego. Po ustaleniu ostatecznej treści pozycji i uzyskaniu zgody Komisji Etycznej na badanie (opinia nr 22/2012) przeprowadzono dwukrotny pomiar w odstępie miesiąca z zastosowaniem polskiej adaptacji skali WAA oraz narzędzi testujących jej trafność w grupie osób starszych. Udział w badaniach był dobrowolny, respondenci zostali poinformowani o podłużnej procedurze badawczej i możliwości wycofania na każdym z jej etapów. Ubytek danych w drugim pomiarze był losowy (test MCAR Little'a: $\chi^2 = 82,46$; $df = 72$; $p = 0,187$).

Narzędzia

Poza polską adaptacją Skali Postrzeganej Autonomii w badaniu zastosowano skale ADL [18] i IADL [19] mierzące samodzielność funkcjonowania w odniesieniu do odpowiednio podstawowych (np. kąpiel, ubieranie się, korzystanie z toalety) i złożonych (np. korzystanie z telefonu, robienie zakupów, przygotowywanie posiłków) czynności dnia codziennego. Wyższe wskaźniki w obu skalach odpowiadają większej samodzielności funkcjonowania. Wybrane pozycje Kwestionariusza Stanu Emocjonalnego² [20] posłużyły do oceny pozytywnych (PA) i negatywnych (NA) emocji. Narzędzie zbudowane jest z listy przymiotników określających aktualny stan emocjonalny (np. zadowolenie, przygnębienie) ocenianych na siedmiostopniowej skali. Im wyższy wynik, tym wyższe nasilenie emocji o danym znaku. Jakość życia uwarunkowaną stanem zdrowia mierzono skróconą wersją kwestionariusza WHOQoL (WHOQoL-Brief) [21, 22]. Do porównań wybrano dwie domeny jakości życia – somatyczną i psychologiczną (łącznie 13 pozycji ocenianych na pięciostopniowej skali). Im wyższy wynik, tym wyższa jakość życia w danej domenie. Zastosowane narzędzia uzyskały bardzo dobre wskaźniki rzetelności ($> 0,70$ z wyjątkiem NA w drugim pomiarze; por. tab. 3).

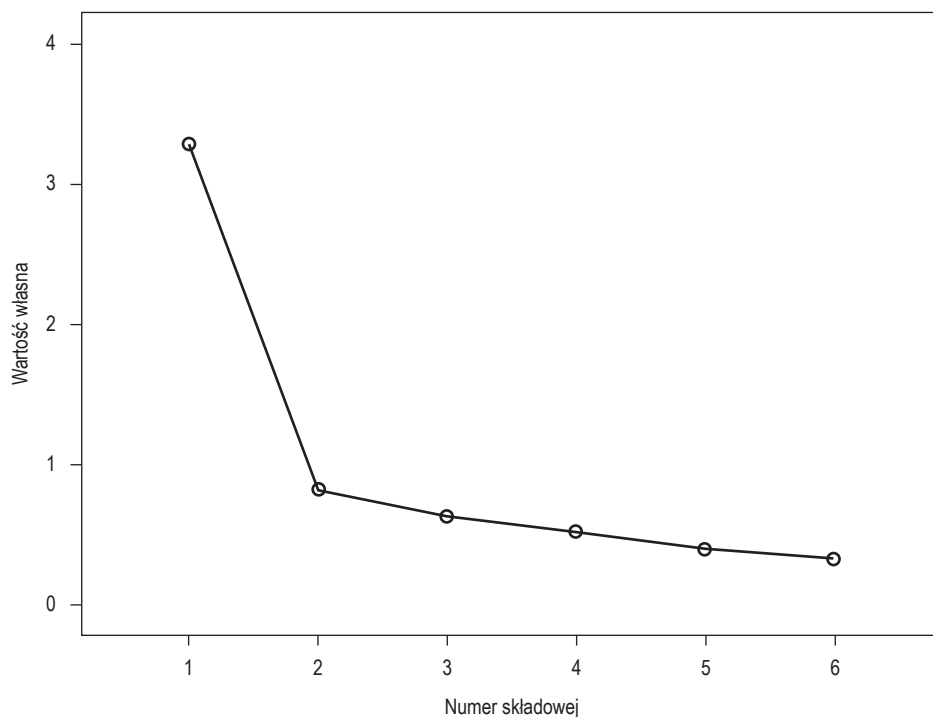
Analiza statystyczna

Analizę rozpoczęto od określenia struktury czynnikowej Skali Postrzeganej Autonomii. W tym celu przeprowadzono eksploracyjną analizę czynnikową metodą głównych składowych z rotacją Varimax (w SPSS 20), wykorzystując dane z pierwszego pomiaru (T1). Liczbę czynników określono na podstawie kryterium Kaisera-Guttmana oraz bardziej restrykcyjnego testu osypiska [23]. Za wartość pożądaną ładunków czynnikowych przyjęto 0,5.

Aby potwierdzić otrzymaną strukturę skali, dokonano confirmacyjnej analizy czynnikowej (CFA) w programie AMOS 20. Przed przystąpieniem do zasadniczych

² Z uwagi na badaną grupę i zbudowanie jak najkrótszego kompletu narzędzi, Kwestionariusz Stanu Emocjonalnego (w oryginale składający się z 14 pozycji) został skrócony do 6 pozycji. Wybrano pozycje charakteryzujące się najlepszymi właściwościami psychometrycznymi w obu podskalach [20].

analiz, biorąc od uwagę losowość ubytku próby, dokonano wielokrotnej imputacji brakujących danych metodą regresji [24]. Jest to podejście aktualnie zalecane jako dające najwierniejszy obraz zależności pomiędzy testowanymi zmiennymi w tego typu przypadkach [25]. W kolejnym kroku zweryfikowano wielowymiarowy rozkład normalny testowanego modelu [23]. Ponieważ wartości statystyk testowych skośności i kurtoz dla poszczególnych zmiennych i całego modelu wskazały, że dane nie spełniają założeń łącznego rozkładu normalnego, dalsze obliczenia prowadzono z wykorzystaniem metody bootstrappingu korygującej ten fakt [26]. Próba bootstrap (utworzona poprzez losowanie ze zwracaniem) do oceny parametrów i wskaźników dopasowania wyniosła 2 000. Przeprowadzono CFA, opierając się na danych z pomiaru II (T2), a następnie obu pomiarów łącznie w celu zbadania niezmienności struktury skali w czasie [27]. Uwzględniając aktualne wytyczne, jakość testowanych modeli oceniano: statystyką χ^2 (dobre dopasowanie przy $p > 0,05$), jej skorygowaną wartością χ^2/df (dobre dopasowanie $< 2; 5 >$), indeksami: RMSEA (root mean square error of approximation; dobre dopasowanie $< 0,05$, ewentualnie $< 0,80$), RMR (root mean squared residual; dobre dopasowanie, gdy w granicach 0), GFI (goodness-of-fit index), AGFI (adjusted goodness-of-fit index) oraz CFI (comparative fit index) [23]. Wartości trzech ostatnich indeksów $\geq 0,95$ wskazują na bardzo dobre dopasowanie, $\geq 0,90$ na zadowalające. Testowania niezmienności skali w czasie przeprowadzono



Rys. 1. Wykres ospiska – jednoczynnikowe rozwiązanie dla skali SPA

zgodnie z zaleceniami w czterech krokach (dokładny opis procedury [27]). Porównania modeli (w kolejnych krokach) dokonano na podstawie wskaźników $\Delta\chi^2$ i bardziej restrykcyjnych ΔCFI [28].

Następnie testowano rzetelność (metodą zgodności wewnętrznej α -Cronbacha i metodą test-retest) oraz trafność skali (określając jej związek ze wskaźnikami samodzielności funkcjonowania i dobrostanu).

Wyniki

Eksploracyjna analiza czynnikowa Skali Postrzeganej Autonomii – dane z I pomiaru

Zarówno kryterium Kaisera-Guttmana, jak i test osypiska (rys. 1) wskazały na rozwiązanie jednoczynnikowe, co korespondowało z teoretycznymi założeniami narzędzia. Wszystkie pozycje skali uzyskały pożądaną wartość ładunków ($> 0,5$; tab. 1).

Tabela 1. Treść pozycji skali SPA i wyniki eksploracyjnej analizy czynnikowej (T1)

Lp.	Pozycja	Ładunki czynnikowe	Korelacja ze skalą	Średnia pozycji
1.	Wraz z wiekiem sama/sam sobie dobrze radzę.	0,726	0,61	3,23
2.	Podejmuję samodzielne decyzje i nie pozwalam innym narzucać mi swojej woli.	0,736	0,59	3,38
3.	Kształtuję swoje życie według własnych wyobrażeń.	0,695	0,55	3,25
4.	Radzę sobie z przeciwnościami dnia codziennego bez pomocy innych.	0,677	0,54	3,13
5.	Również wtedy, gdy mam ograniczenia zdrowotne, nie pozwalam, by pozbawiano mnie prawa do decydowania o sobie.	0,782	0,64	3,43
6.	Mimo starzenia się panuję nad swoimi myślami i uczuciami, nie pozwalając na to, by kierowali mną inni.	0,819	0,69	3,52

Wyjaśniana wariancja: 54,87%

Konfirmacyjna analiza czynnikowa SPA

Adekwatność jednoczynnikowego modelu skali z sześcioma pozycjami testowano z wykorzystaniem danych z pomiaru II. Uzyskano mierną jakość modelu: $\chi^2 = 22,160$; $df = 7$; $p < 0,01$; $\chi^2/df = 3,16$; RMR = 0,02; GFI = 0,97; AGFI = 0,92; CFI = 0,97; RMSEA = 0,09. Ponieważ ładunki pozycji osiągnęły pożądaną wartość ($> 0,7$), z wyjątkiem pozycji 4. ($\beta = 0,53$), zdecydowano o modyfikacji modelu i usunięciu słabej pozycji testowej. Nowy model (z pięcioma pozycjami) okazał się bardzo dobrze dopasowany: $\chi^2 = 5,801$; $df = 3$; $p = 0,166$; $\chi^2/df = 1,69$; RMR = 0,01; GFI = 0,99; AGFI = 0,96; CFI = 0,99; RMSEA = 0,05. Częstkowe wartości ładunków i procenty wyjaśnionej wariancji osiągnęły pożądaną lub akceptowalne wartości (Pozycja 1:

$\beta = 0,6$, $R^2 = 0,4$; Pozycja 2: $\beta = 0,8$, $R^2 = 0,7$; Pozycja 3: $\beta = 0,7$, $R^2 = 0,5$; Pozycja 5: $\beta = 0,7$, $R^2 = 0,5$; Pozycja 6: $\beta = 0,7$, $R^2 = 0,5$).

Przystąpiono do badania stałości struktury skali w czasie. Eksplorowano oba rozwiązania: z pięcioma i sześcioma pozycjami. Do analiz włączono dane z pomiaru I i II. Zmienne latentne (SPA w T1 i T2) oraz reszty regresji odpowiadającym sobie pozycjom w czasie zostały skorelowane. Rezultaty testowań prezentuje tabela 2. Niestety, oba rozwiązania nie uzyskały niezmienności w czasie już na poziomie modelu metrycznego (krok 2 procedury: istotne $\Delta\chi^2$ oraz $\Delta CFI \geq 0,01$), stąd nie prowadzono dalszych porównań (krok 3–4). Oba rozwiązania uzyskały przybliżone wskaźniki jakości modeli. Ponieważ model podłużny z pięcioma pozycjami (por. rys. 2) uzyskał nieznacznie lepsze dopasowanie, dalszych analiz skali dokonano na podstawie tego rozwiązania.

Tabela 2. Konfirmacyjna analiza czynnikowa – równoważność struktury skali SPA w czasie

	5 pozycji					6 pozycji				
	χ^2	df	$\Delta\chi^2$	CFI	ΔCFI	χ^2	df	$\Delta\chi^2$	CFI	ΔCFI
Model A	58,1***	27		0,97		90,5***	43		0,97	
Model B	93,4***	32	35,3***	0,95	0,02	126,8***	49	36,3***	0,95	0,02

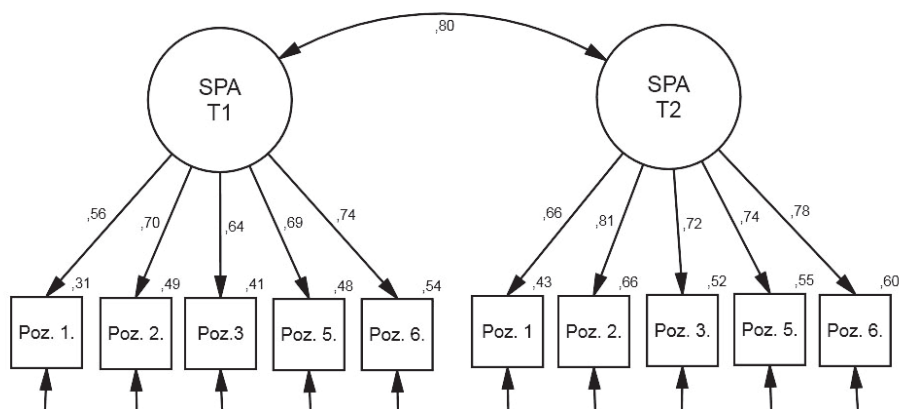
Model A – model bez ograniczeń (unconstrained model); Model B – model z równymi ładunkami czynnikowymi (metric model); *** $p < 0,001$

Model A (5 pozycji): $\chi^2/df = 2,152$; RMR = 0,31; GFI = 0,96; AGFI = 0,96; RMSEA = 0,06.

Model A (6 pozycji): $\chi^2/df = 2,104$; RMR = 0,37; GFI = 0,94; AGFI = 0,90; RMSEA = 0,06.

Model B (5 pozycji): $\chi^2/df = 2,919$; RMR = 0,55; GFI = 0,94; AGFI = 0,89; RMSEA = 0,08.

Model B (6 pozycji): $\chi^2/df = 2,588$; RMR = 0,56; GFI = 0,92; AGFI = 0,89; RMSEA = 0,07.



Rys. 2. Konfirmacyjna analiza czynnikowa – model podłużny dla 5 pozycji. Testowanie niezmienności struktury skali w czasie

Analiza rzetelności SPA

Współczynniki zgodności wewnętrznej α -Cronbacha skali wyniosły 0,82 i 0,83 odpowiednio w I i II pomiarze. Wskaźnik rzetelności obliczony metodą test-retest wyniósł 0,80.

Analiza trafności teoretycznej i różnicowej SPA

Odnotowano dodatnie słabe poprzeczne i podłużne korelacje pomiędzy postrzeganą autonomią a samodzielnością funkcjonowania mierzoną podstawową (ADL) i złożoną (IADL) aktywnością dnia codziennego (tab. 3). Większej samodzielności towarzyszyło wyższe poczucie autonomii, przy kontroli wieku osób badanych. Dodatkowo zależności (słabe i umiarkowane) wystąpiły w relacji postrzeganej autonomii ze wskaźnikami jakości życia uwarunkowanej stanem zdrowia (domeną somatyczną i psychologiczną) i emocji pozytywnych. Wyższemu poziomowi postrzeganej autonomii towarzyszyła wyższa ocena jakości życia i pozytywności. Ujemne relacje odnotowano w przypadku emocji negatywnych (mierzonych w T1).

Tabela 3. Statystyki opisowe, współczynniki rzetelności i maczyca korelacji analizowanych zmiennych (N = 277)

Zmienne	T1						T2					
	ADL	IADL	QoL-S	QoL-P	PA	NA	ADL	IADL	QoL-S	QoL-P	PA	NA
SPA_T1	0,22**	0,30***	0,26***	0,33***	0,23***	-0,24***	0,19**	0,24***	0,22**	0,34***	0,28***	-0,09
SPA_T2	0,10	0,25***	0,23***	0,33***	0,27***	-0,18**	0,14*	0,25***	0,25***	0,40***	0,34***	-0,10
M	5,65	20,89	22,93	21,10	12,74	7,56	5,60	20,69	22,16	20,18	11,42	6,89
SD	0,89	3,88	5,23	4,35	4,81	4,48	0,89	4,02	5,25	4,24	4,69	3,82
α	0,78	0,84	0,74	0,70	0,84	0,70	0,78	0,85	0,78	0,73	0,80	0,64

SPA – wskaźnik postrzeganej autonomii; ADL – wskaźnik podstawowych czynności dnia codziennego; IADL – wskaźnik złożonych czynności dnia codziennego; QoL-S i QoL-P – odpowiednio domena somatyczna i psychologiczna jakości życia uwarunkowanej stanem zdrowia; PA i NA – odpowiednio poziom emocji pozytywnych i negatywnych; T1, T2 – odpowiednio pomiar I i II badania; α – współczynnik zgodności wewnętrznej α -Cronbacha; M – średnia arytmetyczna, SD – odchylenie standardowe.

Sprawdzono również dynamikę zmiennych w czasie (kontrolując wiek osób badanych). Nie odnotowano istotnych zmian w czasie w zakresie wszystkich analizowanych zmiennych: postrzeganej autonomii ($M1 = 16,82$; $SD1 = 3,43$; $M2 = 16,70$; $SD2 = 2,91$; $F[1;273] = 0,59$; $p = 0,442$), jakości życia (domena somatyczna: $F[1;273] = 0,23$; $p = 0,630$; psychiczna: $F[1;273] = 0,34$; $p = 0,560$), emocji (pozytywnych: $F[1;273] = 0,39$; $p = 0,844$; negatywnych: $F[1;273] = 0,21$; $p = 0,643$) oraz wskaźników ADL ($F[1;273] = 0,02$; $p = 0,963$) i IADL ($F[1;273] = 0,44$; $p = 0,833$).

Omówienie wyników i wnioski

Badanie polskiej adaptacji Skali Postrzeganej Autonomii w podeszłym wieku rozpoczęto od określenia jej struktury. Wyniki eksploracyjnej analizy czynnikowej

potwierdziły jej jednowymiarowy charakter. Powyższy wynik jest zgodny z intencjami autora narzędzia i wersją oryginalną [16]. Struktura skali z sześcioma pozycjami nie uzyskała jednak potwierdzenia w analizie konfirmacyjnej. Najlepsze, wręcz modelowe dopasowanie skali uzyskano dla pięciu pozycji: 1, 2, 3, 5 i 6. Usunięta 4. pozycja (Radzę sobie z przeciwnościami dnia codziennego bez pomocy innych) korelowała zresztą najslabiej z całą skalą i charakteryzowała się najslabszą wartością ładunku w pomiarze I. Zgodnie z zaleceniami kolejnym krokiem analiz było zbadanie niezmienności otrzymanej struktury skali w czasie. Niestety – nie udało się jej potwierdzić. Już model z równymi ładunkami czynnikowymi (metric model) nie osiągnął akceptowanych parametrów i był istotnie gorzej dopasowany niż model bez ograniczeń. Tym samym nie potwierdzono stabilności struktury SPA nawet na poziomie słabym. Porównanie ładunków czynnikowych w T1 i T2 wskazuje, że źródłem tego niedopasowania są generalnie wyższe ładunki czynnikowe w czasie T2, zwłaszcza dla pozycji 1., 2. i 3. Okazuje się, że brak stabilności w czasie to problem wielu, jeśli nie większości, narzędzi. Wyniki przeglądu ponad 75 prac pokazują, że niezmiennosc pomiaru jest rzadkim zjawiskiem: wiele skal jej nie osiąga, a jeśli już – to na słabym poziomie [29]. Wskazuje to, że znaczenie, jakie respondenci nadają poszczególnym stwierdzeniom narzędzi badawczych, zmienia się w czasie. W przypadku SPA znaczenie zwłaszcza pierwszych trzech pozycji okazało się dynamiczne.

Właściwości psychometryczne SPA z pięcioma pozycjami okazały się bardzo dobre. Rzetelność skali mierzona zarówno metodą zgodności wewnętrznej α -Cronbacha oraz metodą test-retest była $\geq 0,80$. Potwierdzono również trafność teoretyczną i różnicową skali. Związki postrzeganej autonomii ze wskaźnikami dobrostanu i samodzielności funkcjonowania były zgodne z oczekiwaniami i porównywalne ze współczynnikami narzędzia oryginalnego [17]. Słabe i umiarkowane wskaźniki korelacji potwierdziły trafność, ale nie redundantność nowego narzędzia. Skala Postrzeganej Autonomii nie bada dokładnie tego samego co skale ADI, IADL, Kwestionariusz Stanu Emocjonalnego czy WHOQoL-Brief. Postrzegana autonomia jest niezależnym konstruktorem związanym z miarami dobrostanu i jakości życia seniorów.

Podsumowując, polską adaptację Skali Postrzeganej Autonomii³ dla osób starszych można uznać za bardzo dobre narzędzie do oceny poczucia autonomii – predyktora i/lub wskaźnika dobrostanu i pomyślnego starzenia się seniorów. Ze względu na brak potwierdzenia niezmienności struktury skali w czasie i prawdopodobnie zmianę znaczenia dla badanych niektórych pozycji testowych w czasie, a także porównywalne parametry modeli podłużnych, rekomenduje się stosowanie skali zarówno z pięcioma, jak i sześcioma pozycjami.

Podziękowania

Badania wykonane w ramach projektu nr WP/BST/IND/2012/B/36 finansowanego ze środków na badania statutowe SWPS. Autorka dziękuje za pomoc w przeprowadzaniu badań Paniom Annie Borysiewicz, Beacie Burakowskiej-Szczygielskiej, Oliwii Chamerze, Katarzynie Chodubskiej, Ewelinie Fijałkowskiej, Ewie Gębał, Annie Harasimowicz, Annie Kabacińskiej, Magdalenie Kurowskiej, Agacie Rękawek, Małgorzacie Suchockiej.

³ Narzędzie wraz z instrukcją i skalą odpowiedzi dostępne u autora.

Piśmiennictwo

1. Sobol E. *Słownik języka polskiego PWN*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN; 2012.
2. Trzebińska E. *Psychologia pozytywna*. Warszawa: Wydawnictwa Akademickie i Profesjonalne; 2008.
3. Ryan RM, Deci EL. *Self-regulation and the problem of human autonomy: Does psychology need choice, self-determination, and will?* J. Pers. 2006; 74: 1557–1585.
4. Hertz JE, Anschutz CA. *Relationships among perceived enactment of autonomy, self-care, and holistic health in community-dwelling older adults*. J. Holist. Nurs. 2002; 20: 166–186.
5. Reis HT, Sheldon KM, Gable SL, Roscoe J, Ryan RM. *Daily well-being: the role of autonomy, competence, and relatedness*. Pers. Soc. Psychol. Bull. 2000; 26: 419–435.
6. Gremigni P, Bacchi F, Turrini C, Cappelli G, Albertazzi A, Bitti PE. *Psychological factors associated with medication adherence following renal transplantation*. Clin. Transplant. 2007; 21: 710–715.
7. Vaillant GE. *Pozytywne starzenie się*. W: Linley PA, Joseph S. red. *Psychologia pozytywna w praktyce*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN; 2007. s. 334–362.
8. Fortin M, Bravo G, Hudon C, Lapointe L, Almirall J, Dubois MF. i wsp. *Relationship between multimorbidity and health-related quality of life of patients in primary care*. Qual. Life Res. 2006; 15: 83–91.
9. Tomaszewski K, Zarychta M, Bieńkowska A, Chmurowicz E, Nowak W, Skalska A. *Walidacja polskiej wersji językowej Patient Health Questionnaire-9 w populacji hospitalizowanych osób starszych*. Psychiatr. Pol. 2011; 45(2): 223–233.
10. Warner LM, Schüz B, Wurm S, Ziegelmann JP, Resch-Römer C. *Giving and taking—differential effects of providing, receiving and anticipating emotional support on quality of life in adults with multiple illnesses*. J. Health Psychol. 2010; 15: 660–670.
11. Lowry KA, Vallejo AN, Studenski SA. *Successful aging as a continuum of functional independence: lessons from Physical Disability Model of Aging*. Aging Dis. 2012; 3: 5–15.
12. Boyle G. *The role of autonomy in explaining mental ill-health and depression among older people in long-term care settings*. Ageing Soc. 2005; 25: 731–748.
13. Fiori K, Consedine N, Magai C. *The adaptive and maladaptive faces of dependency in later life: Links to physical and psychological health outcomes*. Aging Ment. Health 2008; 12: 700–712.
14. Philippe FL, Vallerand RJ. *Actual environments do affect motivation and psychological adjustment: A test of self-determination theory in a natural setting*. Motiv. Emot. 2008; 32: 81–89.
15. *Active Ageing. A Policy Framework*. World Health Organization: Madrid; 2002; http://whqlibdoc.who.int/hq/2002/WHO_NMH_NPH_02.8.pdf [dostęp: 15.01.2015].
16. Schwarzer R. *Wahrgenommene autonomie im alt*. 2008; <http://userpage.fu-berlin.de/~health/autonomie.htm> [dostęp: 15.01.2015].
17. Warner LM, Ziegelmann JP, Schüz B, Wurm S, Tesch-Römer C, Schwarzer R. *Maintaining autonomy despite multimorbidity: Self-efficacy and the two faces of social support*. Eur. J. Ageing 2011; 8: 3–12.
18. Katz S, Down TD, Cash HR, Grotz RC. *Progress in the development of the index of ADL*. Gerontologist 1970; 10: 20–30.
19. Graf C. *The Lewton instrumental activities of daily living scale*. Am. J. Nurs. 2008; 108: 52–62.
20. Heszen-Niejodek I, Januszczek M, Gruszczyńska E. *Kwestionariusz Stanu Emocjonalnego*. Katowice: Wydział Pedagogiki i Psychologii Uniwersytetu Śląskiego; 2001.

21. Murphy B, Herrman H, Hawthorne G, Pinzone T, Evert H. *Australian WHOQoL instruments: User's manual and interpretation guide*. Melbourne: Australian WHOQoL Field Study Centre; 2000.
22. *WHOQoL Study Protocol (MNH7PSF/93.9)*. Geneva: World Health Organization; 1993.
23. Tabachnik BG, Fidell LS. *Using multivariate statistics*. Boston: Pearson; 2013.
24. Graham JW. *Missing data analysis: Making it work in the real world*. *Annu. Rev. Psychol.* 2009; 60: 549–576.
25. Myers TA. *Goodbye, listwise deletion: Presenting hot deck imputation as an easy and effective tool for handling missing data*. *Commun. Methods Measures* 2011; 5: 297–310.
26. Finney SJ, DiStefano C. *Non-normal and categorical data in structural equation modeling*. W: Hancock GR, Mueller RO. red. *Structural equation modeling: A second course*. Greenwich: Information Age Publishing; 2006. s. 269–314.
27. Widaman KF, Ferrer E, Conger RD. *Factorial invariance within longitudinal structural equation models: measuring the same constructs across time*. *Child Dev. Perspect.* 2010; 4: 10–18.
28. Zimprich D, Allemand M, Lachman ME. *Factorial structure and age-related psychometrics of the MIDUS personality adjective items across the life span*. *Psychol. Assess.* 2012; 24: 173–186.
29. Schmitt N, Kuljanin G. *Measurement invariance: Review of practice and implications*. *Hum. Resour. Manag. Rev.* 2008; 18: 210–222.

Adres: Aleksandra Kroemeke
Katedra Psychologii Zdrowia
Wydział Psychologii Szkoły Wyższej Psychologii Społecznej w Warszawie

Otrzymano: 11.12.2013

Zrecenzowano: 27.01.2014

Przyjęto do druku: 20.11.2014