

## Kontrowersje dotyczące struktury czynnikowej Kwestionariusza Orientacji Życiowej (skali SOC)

### A. Antonovsky'ego

i ich rozstrzygnięcie w odniesieniu do próby uczniów  
ostatnich klas średnich szkół zawodowych

### Marek Zwoliński<sup>1</sup>

Zakład Psychologii Klinicznej Instytutu Psychiatrii i Neurologii, Warszawa

#### CONTROVERSIES CONCERNING FACTOR STRUCTURE OF ANTONOVSKY'S ORIENTATION TO LIFE QUESTIONNAIRE (SOC SCALE) AND THEIR SOLUTION FOR A SAMPLE OF VOCATIONAL SECONDARY SCHOOL STUDENTS

**Summary.** Antonovsky introduced the sense of coherence (SOC) construct comprising 3 components: comprehensibility, manageability and meaningfulness, and developed the Orientation to Life Questionnaire to measure the SOC. A review of selected factor analyses of the questionnaire has not supported univocally either his belief in one-factor structure representing a global SOC or others' hopes for identification of the SOC components. Our confirmatory and exploratory factor analyses in a large sample of vocational secondary school leavers led to similar conclusions. A hierarchical factor analysis, more suitable to Antonovsky's model of the SOC and its components, identified a single secondary factor which can be interpreted as a global SOC. Difficulties in the SOC components identification can be partly explained by relatively equal spread of this factor loadings.

#### WPROWADZENIE

W psychologii zdrowia i radzenia sobie ze stresem spore zainteresowanie wzbudziła koncepcja Antonovsky'ego (1987), której centralnym konstruktem jest pojęcie poczucia koherencji (SOC – od Sense of Coherence). Zdaniem autora niniejszego artykułu może ono być rozumiane (w dopuszczalnym przybliżeniu) jako uogólnione przekonanie jednostki o tym, że: 1) jej świat wewnętrzny i zewnętrzny jest dla niej zrozumiały, 2) ma ona możliwość poradzenia sobie z jego wymaganiami i 3) warto radzić sobie z nimi. Trzy wyodrębnione części („składniki”) Antonovsky (1987) nazwał odpowiednio „zrozumiałością” (C – *comprehensibility*), „sterowalnością” (MA – *manageability*) i „sensownością” (ME – *meaningfulness*).

Do pomiaru poczucia koherencji Antonovsky (1987; 1995) skonstruował skalę SOC, której podstawowa wersja ma postać Kwestionariusza Orientacji Życiowej o 29 samoopisowych pozycjach z siedmiostopniowymi skalami zgody. Narzędzie to było stosowane dotychczas w około stu badaniach przeprowadzonych w wielu krajach, głównie Europy i Ameryki Północnej oraz w Izraelu (przeгляд dużej części tych badań można znaleźć w: Antonovsky, 1993; 1996; Jelonkiewicz, 1996; Saboga Nunes, 1998). Znaczna większość badań demonstrowała zgodny z hipotezami Antonovsky'ego (1995) związek między SOC a zdrowiem i efektywnym funkcjonowaniem psychospołecznym (por. Zwoliński, 2000), co oznacza, że ich wyniki można interpretować jako potwierdzenie wysokiej trafności teoretycznej instrumentu pomiarowego. W Polsce narzędzie to stosowane było w różnych programach badawczych, m.in. przez Bogutyna i innych (1998), Dudka i Makowską (1993), Frączka i Zwolińskiego (1999), Habrat i Mroziak (1999), Koniarka, Dudka i Makowską (1993), Kosińską-Dec, Jelonkiewicz i Muraszekiewicz (1999), Makowską i Merecz (1997), Mroziak, Czabałę i Zwolińskiego (1996), Mroziak (1996), Parnowski i innych (1997), Pasikowskiego, Sękową i Ścigałę (1994), Sękową i Pasikowskiego (1998), Słowika i Wysocką-Pleczyk (1998), Wójtowicza i innych (1999), Zwolińskiego (2000). Istnieje też krótsza, bo trzynastoitemowa wersja skali SOC, ale stosowano ją tylko w kilku badaniach zagranicznych i dlatego nie będzie ona przedmiotem niniejszego artykułu.

Kwestionariusz opublikowany przez Antonovsky'ego (1987) został przetłumaczony przez pracowników Zakładu Psychologii Klinicznej Instytutu Psychiatrii i Neurologii w Warszawie, Zakładu Psychoprofilaktyki Instytutu Psychologii Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza w Poznaniu oraz Zakładu Psychologii Pracy Instytutu Medycyny Pracy w Łodzi. Następnie dokonano powtórnego tłumaczenia na angielski, a wspólną wersję polskiego przekładu uzgodniono z Antonovskym na przełomie czerwca i lipca 1993 roku. Wersja ta została opublikowana w polskim wydaniu książki Antonovsky'ego (1995).

<sup>1</sup> Adres do korespondencji: Zakład Psychologii Klinicznej; Instytut Psychiatrii i Neurologii, Al. Sobieskiego 1/9, 02-957 Warszawa.

Przygotowanie tego artykułu było finansowane w ramach tematu PiN nr 63/2000.

MAREK ZWOLIŃSKI

Skala SOC składa się trzech podskal: zrozumiałości, sterowalności i sensowności mierzących odpowiednio trzy składniki poczucia koherencji. Siłę poczucia zrozumiałości określa stopień przekonania osoby badanej o tym, że: nie miewa poczucia bycia niezrozumianą (poz. 1), zna dobrze ludzi, z którymi kontaktuje się na co dzień (poz. 3), nie doznała zaskoczenia zachowaniem znajomych (poz. 5), jej życie w ciągu ostatnich dziesięciu lat było uporządkowane, jasne i przewidywalne (poz. 10), bardzo rzadko miewa wrażenie, że jest w nieznannej sytuacji i nie wie, co robić (poz. 12), wybór rozwiązania trudnego problemu jest dla niej zawsze jasny (poz. 15), jej życie będzie w przyszłości uporządkowane i jasne (poz. 17), bardzo rzadko miewa mieszane uczucia i myśli (poz. 19) oraz uczucia, których wolałaby nie mieć (poz. 21), a także wrażenie, że nie wie, co się wydarzy (poz. 24), kiedy coś się zdarzyło, to zwykle stwierdzała, że widziała sprawy we właściwych proporcjach (poz. 26). Siłę poczucia sterowalności określa stopień przekonania osoby badanej o tym, że: zwykle miała poczucie, że jej współpraca z innymi ludźmi doprowadzi do wykonania zadania (poz. 2), nigdy nie zawiedli jej ludzie, na których liczyła (poz. 6), bardzo rzadko ma poczucie, że jest traktowana niesprawiedliwie (poz. 9), zawsze można znaleźć wyjście z przykrych sytuacji życiowych (poz. 13), gdy zdarzało się coś nieprzyjemnego, to mówiła sobie, że musi z tym jakoś żyć i robiła swoje (poz. 18), pozostanie w dobrym nastroju (poz. 20), zawsze będą ludzie, na których będzie mogła liczyć (poz. 23), nigdy nie czuła się przegrana (poz. 25), zawsze uda się jej pokonać trudności w ważnych dziedzinach swego życia (poz. 27), bardzo rzadko doznaje uczuć, nad którymi nie potrafi zapanować (poz. 29). Siłę poczucia sensowności określa stopień przekonania osoby badanej o tym, że: obchodzi ją to, co się wokół niej dzieje (poz. 4), życie jest bardzo ciekawe (poz. 7), do tej pory miała wyraźne cele i dążenia (poz. 8), w przyszłości będzie robić rzeczy niezwykłe fascynujące (poz. 11), często czuje, jak dobrze jest żyć (poz. 14), wykonywanie codziennych zajęć jest dla niej źródłem przyjemności i zadowolenia (poz. 16), jej życie będzie sensowne i celowe (poz. 22), nie miewa poczucia, że to, co robi na co dzień, jest niezbyt sensowne (poz. 28).

Zakłada się, że wyższe wyniki w skali SOC oznaczają silniejsze poczucie koherencji. Poza wskaźnikiem ogólnego poczucia koherencji (SOC), będącego sumą wyników we wszystkich dwudziestu dziewięciu pozycjach, istnieje możliwość obliczenia wskaźników jego składowych, tj. poczucia zrozumiałości, poczucia sterowalności i poczucia sensowności.

Antonovsky (1995) budował skalę SOC tak, by z jednej strony uwzględnić wszystkie trzy składniki poczucia koherencji, z drugiej zaś – by uzyskać miarę jednolitego konstrukt. Sugerował, że zasadniczym potwierdzeniem realizacji tych intencji, a zarazem najlepszym dowodem na trafność narzędzia była procedura jego konstruowania, zgodna z techniką uwzględniania aspektów (*facet design*) Guttmana. Dodatkowym (i drugorzędny) argumentem miały być wyniki analizy czynnikowej oraz stwierdzenie w wielu badaniach wysokiej zgodności wewnętrznej całej skali (Antonovsky, 1993b). Takie ustalenie priorytetów budzi wątpliwości, o ile nie sprzeciw. Formalnie Antonovsky ma rację: skoro posługuje się metodą uwzględniania aspektów, to nic dziwnego, że nie przypisuje rozstrzygającej roli wynikom analizy czynnikowej, która opiera się na innej teorii i inne ma cele (por. Cattell, 1979; Zakrzewska, 1994). Problem polega jednak na tym, że ukryty (również dla introspekcji) charakter konstrukt teoretycznego „poczucie koherencji” i przypisywanie mu właściwości przyczyni powodują, że konstrukt ten może być, zdaniem autora niniejszej pracy, zasadnie interpretowany jako czynnik w sensie używanym w teorii analizy czynnikowej.

## STRUKTURA CZYNNIKOWA W BADANIACH ZAGRANICZNYCH

Jak podaje Antonovsky (1993b; 1996), do 1993 roku około 10 000 osób wypełniło w 14 językach stanowiącą skalę SOC Kwestionariusz Orientacji Życiowej. W około 50 zanalizowanych przez Antonovsky'ego (1996) studiach zgodność wewnętrzna całej skali była rzeczywiście wysoka, a nawet bardzo wysoka, bo najniższa *alfa* Cronbacha wynosiła 0,82<sup>2</sup>. Podsumowując niewielką liczbę dostępnych wyników analizy czynnikowej, Antonovsky (1993b) zdaje się sugerować, że poza wspomnianą wysoką zgodnością wewnętrzną wystarczającym potwierdzeniem realizacji jego intencji jest trudność zidentyfikowania trzech czynników odpowiadających trzem składnikom poczucia koherencji. Co więcej, podtrzymuje swą wcześniejszą tezę, że posługiwanie się w jego narzędziu wskaźnikami poszczególnych składników poczucia koherencji jest nieuzasadnione (Antonovsky, 1987; 1993b; 1996)<sup>3</sup>. W 1996 r. formułuje dalej idące podsumowanie dotychczasowych analiz czynnikowych – twierdzi, że wszystkie zawierają wnioski o sukcesie w uzyskaniu narzędzia z jednym ogólnym czynnikiem. Niewątpliwie najlepszego potwierdzenia wśród cytowanych przez Antonovsky'ego (1993b) prac dostarczają te, w których uzyskano wyniki

2 Dla 26 studiów Antonovsky (1993b) podaje maksymalną wartość  $\alpha = 0,95$ . Przypomnijmy, że  $\alpha$  jest m.in. wskaźnikiem nasycenia pozycji testu czynnikami wspólnymi (por. Choynowski, 1971).

3 Między przedostatnią a ostatnią z cytowanych publikacji, bezpośrednio po zapoznaniu się z wynikami analiz prowadzonych w Polsce na trzech nieznacznie różniących się przekładach kwestionariusza (Dudek, 1993; Mroziak, Pohorecka, Zwoliński, 1993; Sęk, Pasikowski, Ściagała, 1993), Antonovsky (1993a) ustąpił (widocznie tymczasowo) z tego rygorystycznego twierdzenia.

## KONTROWERSJE DOTYCZĄCE STRUKTURY CZYNNIKOWEJ

jasno wskazujące na jednoczynnikową strukturę skali SOC. I tak Coe i inni (1990 – za: Antonovsky, 1993b) w próbie 189 amerykańskich weteranów stwierdzili metodą głównych składowych jeden czynnik (o wartości własnej 12,5) wyjaśniający 43% wariacji odpowiedzi; za wnioskiem o jednoczynnikowej strukturze w ich badaniach przemawia też to, że wszystkie 29 pozycji miało ładunki tego czynnika na poziomie co najmniej 0,40. Pottie (1990 – za: Antonovsky, 1993b) w próbie 297 Flamandów (84% kobiet) zidentyfikowała za pomocą metody czynników głównych jeden czynnik (wartość własna = 7,1), który dawał wysokie ładunki w prawie wszystkich pozycjach. Odpowiednio do tej struktury stwierdziła bardzo wysoką zgodność wewnętrzną ( $\alpha = 0,89$ ) całej skali (Pottie, 1990 – za: Wagenfeld i in. 1998). Dla poparcia swej tezy o braku podstaw do wyodrębniania podskal Antonovsky (1993b) powoływał się też na w gruncie rzeczy mniej jednoznaczne wyniki badań Raymonda i Georginy Flannery (1990) oraz na sformułowany przez nich wniosek z tych badań. Autorzy ci w wyniku zastosowania analizy z trzema wymuszonymi czynnikami wyodrębnionymi metodą głównych składowych stwierdzili, że pierwszy czynnik wyjaśnia 36% wariacji, drugi – 7,5%, trzeci – 5,3%. Przy takich rezultatach ich wniosek, że rozwiązaniem najbardziej oszczędnym jest przyjęcie istnienia jednego czynnika, mógł być uzasadniony<sup>4</sup> w odniesieniu do tej konkretnej próby w tym konkretnym badaniu, ale próba była zbyt mała (95 amerykańskich studentów wieczorowych: 24 mężczyzn i 71 kobiet), by spodziewać się względnie stabilnych wyników wspomnianej analizy. Wnioski o jednoczynnikowej strukturze kwestionariusza sformułowali też Frenz (1990) oraz Holm i inni (1988 – za: McSherry, Holm, 1994) na podstawie własnych badań prowadzonych w USA. Odpowiednio do tej struktury stwierdzili bardzo wysoką zgodność wewnętrzną skali SOC: w pierwszym przypadku  $\alpha = 0,93$ , w drugim –  $\alpha = 0,92$ . Z ich wynikami korespondują wyniki Ben-Davida (1996), który badając dwie grupy studentów izraelskich, urodzonych w Izraelu ( $n = 127$ ) i świeżych imigrantów z krajów byłego ZSRR ( $n = 167$ ), stwierdził w całej próbie niewiele słabszą zgodność wewnętrzną ( $\alpha = 0,87$  dla całej skali w hebrajskiej wersji językowej). Podobną zgodność wewnętrzną ( $\alpha = 0,84$ ) stwierdzono w próbie reprezentatywnej mieszkańców Izraela (Antonovsky, 1995), w próbie 805 izraelskich emerytów ( $\alpha = 0,88$ ; Sagy, Antonovsky, 1992) i dla wersji szwedzkiej ( $\alpha = 0,89$ ), w próbie 148 osób w wieku 42-57 lat, wyselekcjonowanych z populacji dwóch parafii w południowej Szwecji ze względu na występowanie w dzieciństwie czynników ryzyka dla zdrowia psychicznego (Cederblad, Hansson, 1996; Cederblad i in., 1995; Dahlin i in., 1990). Różne metody wyodrębniania czynników i ich rotacji mogą prowadzić do różnych wyników zwłaszcza wtedy, gdy liczebność próby jest mniejsza niż 200 (por. Cattell, 1979; Zakrzewska, 1994). Brak odpowiednich informacji w pracach relacjonujących wyniki analizy czynnikowej utrudnia więc porównywanie tych wyników. Dlatego szczególnie użyteczne są te prace, które dostatecznie dokładnie opisują zastosowaną metodę. Do takich należy studium Sammallahtiego i innych (1996). Autorzy ci dokonali analizy czynnikowej skali SOC, stosując ją w próbie 122 pacjentów poradni psychiatrycznej szpitala Uniwersytetu Helsińskiego w wieku od 19 do 62 lat (87% to kobiety) i 334 osób kontrolnych stanowiących 56% losowej próby osób zatrudnionych w Helsinkach (wiek od 18 do 64 lat, 60 % to kobiety). Analiza głównych składowych dała dla pierwszych pięciu czynników następujące wartości własne: 11,7; 2,0; 1,2; 1,1; 0,9. W tej sytuacji zastosowanie testu osypiska doprowadziło do wyodrębnienia dwóch czynników, których ładunki po rotacji *varimax* wahały się od 0,54 do 0,83 dla pierwszego czynnika i od 0,50 do 0,65 dla drugiego. Pierwszy czynnik, który wyjaśniał 32% całkowitej wariacji, obejmował 13 pozycji, w tym całą skalę sensowności (8 pozycji), 4 pozycje skali sterowalności i jedną – zrozumiałości. Czynnik ten został zinterpretowany jako pozytywna lub negatywna postawa wobec życia. Drugi czynnik wyjaśniał 15% wariacji, obejmował 5 pozycji skali zrozumiałości i 3 pozycje skali sterowalności i dotyczył – według autorów – uczuć, a dokładniej, kontroli impulsów oraz zaufania-rozczarowania w stosunkach interpersonalnych. Korelacja między skalami skonstruowanymi na podstawie tak wyodrębnionych czynników była raczej wysoka ( $r = 0,62$ ). Cała skala SOC charakteryzowała się bardzo wysoką zgodnością wewnętrzną ( $\alpha = 0,93$ ). W rezultacie tych analiz Sammallahti i inni (1996) zgodzili się z tezą Antonovsky'ego (1993b), że nie ma podstaw do wyodrębniania podskal odpowiadających trzem założonym składnikom SOC. Jedno z najlepszych badań struktury czynnikowej skali SOC przeprowadzili Sandell, Blomberg i Lazar (1997) na czterech sztokholmskich próbach: dwóch klinicznych, tj. pacjentów psychoterapii ( $n = 161$ ) i oczekujących na psychoterapię ( $n = 427$ ), losowo dobranych mieszkańców miasta w wieku 18-65 lat (grupa normalna,  $n = 146$ ) i studentów uniwersytetu ( $n = 181$ ), z około trzykrotną przewagą kobiet w dwóch pierwszych i w ostatniej grupie. Konfirmacyjna analiza czynnikowa (z czynnikami wyodrębnianymi metodą największej wiarygodności) nie potwierdziła ani jednoczynnikowej, ani trójczynnikowej struktury w żadnej z grup. Eksploracyjna analiza (z tą samą metodą wyodrębniania czynników) dla łącznej próby ( $n = 915$ ) dała trzy czynniki o wartości własnej większej od 1, razem wyjaśniające 40% wariacji, jednak rotacja *varimax* nie doprowadziła do prostej struktury. Pierwszy czynnik wyjaśniał 30% całkowitej wariacji i zawierał 7 na 8 pozycji skali sensowności z ładunkami większymi od 0,50, ale także trzy pozycje ze skali sterowalności o podobnych ładunkach (można by też

4 Mógł być uzasadniony, ale jest dosyć prawdopodobne, że nie był – ani z punktu widzenia powszechnie stosowanego w programach statystycznych kryterium Kaisera-Guttmana, ani testu osypiska (scree test) preferowanego przez Cattella (1979). Dobrze byłoby też potwierdzić hipotezę o jednoczynnikowej strukturze za pomocą konfirmacyjnej analizy czynnikowej.

MAREK ZWOLIŃSKI

uwzględnić dwie pozycje ze skali zrozumiałości o ładunkach -0,49 i -0,36). Drugi czynnik wyjaśniał 7% wariacji. Pięć pozycji miało ładunki tego czynnika większe od 0,50: cztery pochodziło ze skali zrozumiałości, jedna – ze skali sterowalności; gdyby zastosować łagodniejsze kryterium ładunku większego od 0,40, to należałoby jeszcze dodać po dwie pozycje tych skal. Trzeci czynnik wyjaśniał 4% wariacji. Był on zdominowany przez jedną pozycję skali sterowalności o ładunku 0,88; poza nią można uwzględnić jeszcze jedną pozycję tej samej skali (o ładunku 0,47) i jedną – skali zrozumiałości (o ładunku 0,59). Powtórzenie analizy eksploracyjnej (ale z wymuszeniem trzech czynników) dla każdej z grup oddzielnie i porównanie jej wyników z wynikami dla całej próby wskazywało na to, że pierwsze czynniki we wszystkich grupach są zasadniczo takie same, czynniki drugie w obu grupach klinicznych i wśród studentów są do siebie podobne, a czynniki trzecie w grupach klinicznych są podobne do siebie i do czynnika drugiego w grupie normalnej. Następnie stworzono skale odpowiadające czynnikom wyodrębnionym w całej próbie. Pierwszy czynnik został zinterpretowany jako biegunowość między werwą a depresją, drugi – jako biegunowość między tolerancją a nietolerancją konfliktu emocjonalnego i niepewności, trzeci – jako biegunowość między zaufaniem interpersonalnym a brakiem tego zaufania. Interpretacja ta została potwierdzona za pomocą analizy głównych składowych (zredukowanych do trzech) przeprowadzonej dla trzech skal opartych na czynnikach oraz dla teoretycznie odpowiednich skal depresji, niepokoju i paranoi z SCL-90; jej wyniki wskazywały, że czynnik pierwszy najlepiej przewiduje depresję, czynnik drugi – niepokój, trzeci – paranoję (wszystkie ze współczynnikiem ujemnym). W całej próbie czynnik pierwszy najsilniej korelował z sensownością ( $r = 0,95$ ), czynnik drugi – ze zrozumiałością ( $r = 0,90$ ), a czynnik trzeci – ze sterowalnością, ale była to już korelacja słabsza ( $r = 0,74$ ) i w dodatku skala sterowalności podobnie korelowała z pozostałymi czynnikami ( $rr = 0,77$ ). Autorzy konkludują, że stwierdzony w ich i innych badaniach czynnik dominujący wcale nie jest czynnikiem ogólnym, ale mimo to można przyjąć istnienie jednego czynnika drugiego stopnia (głównie ze względu na skorelowanie czynników pierwszego stopnia), który należy nazwać poczuciem koherencji. Uznając możliwość badania poczucia sensowności i poczucia zrozumiałości za pomocą Kwestionariusza Orientacji Życiowej, pośrednio sugerują zasadność posługiwania się skalami sensowności i zrozumiałości. Zauważają, że czynnik drugi wskazuje na to, że nazwa „poczucie zrozumiałości” może być zbyt poznawcza i zbyt ogólna. Ich zastrzeżenia dotyczą głównie skali sterowalności. Sandell i inni (1997), podobnie jak pozostali cytowani badacze, stwierdzili bardzo wysoką zgodność wewnętrzną całej skali ( $\alpha = 0,93$  w całej próbie).

## STRUKTURA CZYNNIKOWA POLSKIEJ WERSJI KWESTIONARIUSZA

### Badania zespołu łódzkiego

Pierwsze badania polskiej (nieuzgodnionej<sup>5</sup>) wersji skali SOC opublikowali Dudek i Makowska (1993) oraz Koniarek, Dudek i Makowska (1993). Ci ostatni dokonali analizy czynnikowej odpowiedzi w Kwestionariuszu Orientacji Życiowej pochodzących od 1023 łódzkich pielęgniarek w wieku 19-58 lat (średnia = 32, 8). Uzyskali 7 czynników<sup>6</sup> o wartości własnej większej niż 1, wyjaśniających kolejno 20, 9, 5, 5, 4, 4 i 4% (łącznie 50 %) całkowitej wariacji i po rotacji *varimax* próbowali odnieść je do podskal, w zamyśle Antonovsky'ego odpowiadających składnikom SOC. Posługując się kryterium ładunku nie niższego niż 0,50, uzyskali raczej zagmatwany obraz relacji między czynnikami a komponentami SOC, który interpretują jako jedynie częściowe poparcie dla koncepcji (mylnie przypisywanej Antonovsky'emu) utożsamiającej składniki SOC z czynnikami. Pewnym novum w stosunku do dotychczas referowanych badań był wynik wskazujący na wyraźnie poznawczy charakter czynnika pierwszego, a więc najsilniejszego: 4 na 6 pozycji tego czynnika należało do skali zrozumiałości, a w dwóch pozostałych pozycjach też można doszukać się konotacji poznawczych (pewność, że panuje się nad sytuacją i brak wątpliwości co do sensowności codziennych działań). Warto jednak zauważyć, że układ wartości własnych (5,9, 2,5, 1,5, 1,4, 1,2, 1,1, 1,0) wskazuje na istnienie albo jednego ospyska obejmującego czynniki od trzeciego do siódmego, albo – co mniej prawdopodobne – dwóch ospysk: pierwszego, obejmującego czynniki od piątego do siódmego i drugiego, obejmującego czynniki trzeci i czwarty (ale wyodrębnianie ospyska tylko dla dwóch czynników byłoby naruszeniem zasad sformułowanych przez Cattella, 1979). W obu przypadkach przypuszczalnie lepszym rozwiązaniem byłoby ograniczenie liczby czynników do dwóch; przy dwóch ospyskach można by rozważać, znów wbrew zaleceniom Cattella (1979), uwzględnienie czterech czynników. Koniarek i inni (1993) stwierdzili bardzo wysoką zgodność wewnętrzną całej skali ( $r$  obliczone metodą połówkową z poprawką Spearmana-Browna wynosiło 0,92) oraz wyraźnie słabszą poszczególnych podskal (0,78 dla zrozumiałości, 0,72 dla sterowalności i 0,68 dla sensowności). Dudek i Makowska (1993) wykorzystali odpowiedzi 523 kobiet w wieku od 18 do 36 lat (średnia 26 lat), przebywających w szpitalach po odbytym porodzie. Analiza czynnikowa doprowadziła do wyodrębnienia pięciu

5 Wersja ta jedynie w jednej pozycji odbiega znacząco od wersji uzgodnionej.

6 Prawdopodobnie wyodrębnionych metodą głównych składowych (informacja osobista B. Dudka).

## KONTROWERSJE DOTYCZĄCE STRUKTURY CZYNNIKOWEJ

czynników o wartości własnej większej niż 1. Pierwszy czynnik (z wartością własną 8,6) wyjaśniał 30% wariacji, drugi (wartość własna 7,5?)<sup>7</sup> – 9%, trzeci (wartość własna 1,4) – 5%, czwarty i piąty (wartości własne 1,1) – po ok. 4%. Po rotacji *varimax* i przyjęciu kryterium ładunku większego od 0,50 okazało się, że w tej próbie, podobnie jak w referowanych wyżej badaniach zagranicznych, pierwszy czynnik składał się głównie z (7 na 8) pozycji dotyczących sensowności (poza nimi zawierał 3 pozycje dotyczące sterowalności i jedną – zrozumiałości). Czynnik drugi obejmował 3 pozycje skali zrozumiałości i 2 – sterowalności, trzeci – 3 pozycje zrozumiałości, czwarty – 1 pozycję zrozumiałości i 1 sterowalności, piąty – 1 pozycję skali sensowności i 1 zrozumiałości. Czynniki drugi, trzeci i czwarty zostały uznane za dotyczące głównie zrozumiałości, a dokładniej, drugi miał dotyczyć uczuć niepewności, trzeci – zwykłych lub zaskakujących zdarzeń, czwarty – postawy wobec innych ludzi. Dudek i Makowska (1993) stwierdzili bardzo wysoką zgodność wewnętrzną całej skali (*r* obliczone metodą połówkową z poprawką Spearmana-Browna wynosiło 0,91) oraz trochę niższą, choć nadal wysoką, szczególnych podskal (0,83 dla zrozumiałości i dla sensowności oraz 0,81 dla sterowalności). Podsumowując swoje wyniki piszą, że skala SOC ma dwa główne wymiary: sensowność i zrozumiałość, ten ostatni z trzema subwymiarami. Ich zdaniem, sterowalność powinna być traktowana jako uzupełnienie dwóch głównych wymiarów (niestety, nie wyjaśniają, jak należy operacjonalizować to zalecenie).

### Badania zespołu B. Mroziak

Podczas kierowanych przez Mroziak (1996) badań<sup>8</sup> 1006 uczniów ostatnich klas średnich szkół zawodowych w czterech małych miastach i w Warszawie uzyskano odpowiedzi 983 osób (450 mężczyzn i 533 kobiet) w uzgodnionej wersji Kwestionariusza Orientacji Życiowej. Na potrzeby niniejszej publikacji jej autor poddał te odpowiedzi zarówno konfirmacyjnej, jak i eksploracyjnej analizie czynnikowej. Konfirmacyjna analiza czynnikowa oparta na metodzie największej wiarygodności (Statistica 5) nie potwierdziła ani struktury jednoczynnikowej (model A) ani struktury trójczynnikowej, tj. zgodnej z rozróżnieniem Antonovsky'ego (1995) na pozycje dotyczące zrozumiałości, sterowalności i sensowności (model B), zarówno w całej próbie, jak i oddzielnie wśród mężczyzn i wśród kobiet – wszystkie wskaźniki dopasowania modelu do danych dowodzą słabego dopasowania obu modeli (np. wszystkie wartości  $\chi^2$  są istotne na poziomie  $p < 0,000001$ , wszystkie RMSEA > 0,05, wszystkie AGFI Jöreskoga < 0,95, wszystkie oszczędne indeksy Jamesa-Mulaika-Bretta PGFI < 0,70), przy czym model trójczynnikowy jest nieznacznie gorzej dopasowany od modelu jednoczynnikowego. Wybrane pod kątem możliwości porównania z danymi Sandella i innych (1997) wskaźniki dopasowania modelu do danych są przedstawione w tabeli 1.

**Tabela 1.**  
**Wskaźniki dopasowania modelu struktury czynnikowej do danych w próbie Mroziak (1996)**

#### A. Model struktury jednoczynnikowej

Próba	N	Ss	$\chi^2$	RMSEA	AGFI	PGFI
Łącznie (M, K)	983	377	1804,4	0,07	0,85	0,66
Mężczyźni	450	377	1137,5	0,07	0,80	0,60
Kobiety	533	377	1137,5	0,06	0,84	0,63

#### B. Model struktury trójczynnikowej (klasyfikacja pozycji według Antonovsky'ego)

Próba	N	Ss	$\chi^2$	RMSEA	AGFI	PGFI
Łącznie (M, K)	983	377	2629,7	0,08	0,82	0,54
Mężczyźni	450	377	1491,6	0,08	0,78	0,50
Kobiety	533	377	1614,6	0,08	0,80	0,50

Objaśnienia: RMSEA – *root mean square error of approximation Steigera-Linda*, AGFI – *adjusted goodness of fit index* – wskaźnik dopasowania Jöreskoga z poprawką; PGFI – *parsimony goodness of fit index* – oszczędny indeks Jamesa-Mulaika-Bretta.

Statystyki  $\chi^2$  dla grupy mężczyzn i grupy kobiet z próby Mroziak są wyraźnie niższe niż w porównywalnej pod względem liczebności grupie oczekującej na psychoterapię w Sztokholmie (w której  $\chi^2 = 2218$  dla modelu jednoczynnikowego i  $\chi^2 = 1876$  dla modelu trójczynnikowego), co wskazuje na nieco lepsze dopasowanie w próbie polskiej. Podobnie wszystkie porównywane wskaźniki dopasowania są zdecydowanie lepsze w próbie polskiej

<sup>7</sup> Prawdopodobnie tak wysoka wartość jest rezultatem błędu maszynowego autorów lub redakcji.

<sup>8</sup> Temat Instytutu Psychiatrii i Neurologii nr 26/95: „Poczucie koherencji (SOC) i strategie radzenia sobie a zdrowie psychiczne młodych ludzi w sytuacji bezrobocia”.

MAREK ZWOLIŃSKI

(zarówno w całej grupie, jak i w grupach wyodrębnionych ze względu na płeć). Znaczy to, że brak potwierdzenia założonych struktur czynnikowych w próbie Mroziak nie jest tak jednoznaczny, jak w próbie Sandella i innych (1997).

Eksploracyjna analiza czynnikowa metodą głównych składowych doprowadziła do wyodrębnienia w całej próbie siedmiu czynników o wartości własnej większej niż 1 (odpowiednie wartości własne wynosiły: 6,57; 1,93; 1,49; 1,23; 1,09; 1,06; 1,02), ośmiu – wśród mężczyzn (wartości własne: 6,49; 1,88; 1,46; 1,24; 1,18; 1,10; 1,07; 1,03) i tak samo ośmiu – wśród kobiet (wartości własne: 6,61; 2,09; 1,64; 1,28; 1,15; 1,09; 1,04; 1). Test osypiska (zob. wykresy w aneksie) zastosowany do tych wartości wskazywał, że w analizie dla całej próby powinny być wyodrębnione 3 lub raczej 4 czynniki, w analizach dla mężczyzn i kobiet oddzielnie – tylko 3 czynniki. Biorąc to pod uwagę, a także chcąc zwiększyć prawdopodobieństwo interpretacji czynników w kategoriach składników SOC, ograniczono ich liczbę do trzech i poddano je rotacji *varimax* (znormalizowanej). Zestawienie ładunków czynnikowych po rotacji nie mniejszych niż 0,40 zawiera tabela 2.

KONTROWERSJE DOTYCZĄCE STRUKTURY CZYNNIKOWEJ

Tabela 2.

Wyniki analizy czynnikowej (z ograniczeniem do trzech czynników) Kwestionariusza Orientacji Życiowej (skali SOC) dla próby Mroziak: ładunki czynnikowe  $\geq 0,40$  po rotacji *varimax* (znormalizowane), wartości własne, procent wariancji wyjaśnionej przez czynnik

Nr poz.	Pod-skala	Czynnik I			Czynnik II			Czynnik III		
		M+K	M	K	M+K	M	K	M+K	M	K
1	C						0,41	0,41	0,43	
2	MA									
3	C						0,60	0,59	0,51	
4	ME						0,40			
5	C						0,70	0,65	0,59	
6	MA						0,74	0,74	0,76	
7	ME	0,58	0,59	0,56						
8	ME	0,59	0,58	0,58						
9	MA									
10	C				0,61	0,65				0,55
11	ME	0,70	0,71	0,69						
12	C				0,49	0,50				0,46
13	MA	0,52	0,59	0,48						
14	ME	0,55	0,54	0,54						
15	C				0,40					0,44
16	ME	0,49	0,44	0,54						
17	C				0,60	0,56				0,62
18	MA		0,42							
19	C				0,57	0,63				0,50
20	MA						0,43	0,41		
21	C				0,48	0,45				0,50
22	ME	0,66	0,70	0,61						
23	MA							0,45		0,53
24	C				0,62	0,64				0,59
25	MA									
26	C									
27	MA	0,58	0,66	0,56						
28	ME	0,48	0,47	0,47						
29	MA				0,49	0,51				0,45
Wartość własna		6,57	6,49	6,61	1,93	1,88	2,09	1,49	1,46	1,64
% wariancji		22,7	22,4	22,8	6,7	6,5	7,2	5,1	5,0	5,6

Oznaczenia: C – zrozumiałość, MA – sterowalność, ME – sensowność; M + K – cała próba ( $n = 983$ ), M – mężczyźni ( $n = 533$ ), K – kobiety ( $n = 450$ ).

Trzy czynniki w całej próbie wyjaśniały 34,5% wariancji, wśród mężczyzn – 33,9%, wśród kobiet – 35,7%, czyli mniej więcej tyle samo, co trzy pierwsze czynniki w analizach Dudka i Makowskiej (1993) oraz Koniarka i innych (1993), a o około 13% mniej niż trzy czynniki w badaniach R. i G. Flannery (1990) oraz dwa czynniki w badaniach Sammallahtiego i innych (1996). Czynnik pierwszy był zasadniczo taki sam w całej próbie, co wśród mężczyzn i wśród kobiet; obejmował 7 na 8 pozycji skali sensowności o ładunku nie mniejszym niż 0,40 oraz 2 (w wypadku mężczyzn – 3) pozycje skali sterowalności dotyczące ogólnego optymizmu życiowego, może

więc być interpretowany jako poczucie sensowności i optymizm. Mimo pewnych różnic w metodach wyodrębniania czynników i ograniczania ich liczby jest on prawie identyczny (choć nieco słabszy<sup>9</sup>) w porównaniu z pierwszym czynnikiem u Dudka i Makowskiej (1993) oraz u Sandella i innych (1997), w tym ostatnim przypadku nazwanym biegunowością między werwą a depresją. Czynniki drugi w całej próbie był praktycznie taki sam, jak wśród mężczyzn i jak czynniki trzeci wśród kobiet. Obejmował 7 (na 11) pozycji skali zrozumiałości i jedną – sterowalności. Można go interpretować jako poczucie jednoznaczności życia stanowiące ważny składnik poczucia zrozumiałości lub – przez analogię do drugiego czynnika u Sandella i innych (1997) – jako poczucie pewności/niepewności. Z kolei czynniki trzeci w całej próbie był prawie taki sam jak wśród mężczyzn i jak czynniki drugi wśród kobiet. Obejmował 3 pozycje skali zrozumiałości i 3 – skali sterowalności (wśród mężczyzn tylko jedną z nich, a równoważny czynniki drugi wśród kobiet – dwie z nich) i może być interpretowany podobnie jak trzeci czynniki u Sandella i innych (1997), tj. jako zaufanie interpersonalne. Zastosowanie w całej próbie takiej samej metody wyodrębniania czynników, jakiej użyli Sandell i inni (1997), czyli metody największej wiarygodności, doprowadziło do wyodrębnienia jedynie dwóch czynników o wartości własnej większej niż 1, łącznie wyjaśniających tylko 24% wariacji, czyli o 23% mniej niż dwa czynniki zidentyfikowane przez Sammallahtiego i innych (1996). Stosując łagodniejsze od tych szwedzkich i fińskich badaczy, a także Dudka i Makowskiej (1993) oraz Koniarka i innych (1993) kryterium ładunku  $\geq 0,40$  (po rotacji *varimax* znormalizowanej), otrzymano strukturę bardzo podobną do pierwszych dwóch czynników uzyskanych metodą głównych składowych oraz podobną do fińskiej: czynniki pierwszy (wyjaśniający 20% wariacji) obejmował – tak samo jak w metodzie głównych składowych – 7 (na 8) pozycji skali sensowności i 2 pozycje skali sterowalności, czynniki drugi (wyjaśniający 4% wariacji) obejmował 5 (na 11) pozycji skali zrozumiałości i dwie pozycje skali sterowalności. Ten ostatni czynniki, w porównaniu z czynnikiem drugim uzyskanym metodą głównych składowych, miał charakter nieco mniej poznawczy, za to bardziej wiązał się z kontrolą emocjonalną, więc „poczucie pewności” jest tu prawdopodobnie jeszcze bardziej adekwatną nazwą, która w dodatku przybliżyła nas do interpretacji Sandella i innych (1997), a także Sammallahtiego i innych (1996). Sformułowane przez Sandella i innych (1997) przypuszczenie o istnieniu jednego ogólnego czynnika drugiego rzędu zweryfikowano w całej próbie Mroziak za pomocą hierarchicznej analizy czynnikowej (Statistica 5). Zastosowanie jej do trzech czynników wyodrębnionych metodą głównych składowych ujawniło jeden czynniki wtórny i trzy czynniki pierwotne (zob. tabela 3).

**Tabela 3.**  
**Wyniki hierarchicznej analizy czynnikowej (z ograniczeniem do trzech czynników) Kwestionariusza Orientacji Życiowej (skali SOC) dla próby Mroziak (n = 983): wtórne i pierwotne ładunki czynnikowe  $\geq 0,30$**

Nr poz.	Podskala	Czynnik wtórny	Czynniki pierwotne			Nr poz.	Podskala	Czynnik wtórny	Czynniki pierwotne		
			I	II	III				I	II	III
1	C	0,40			0,47	16	ME	0,38	0,35		
2	MA	0,30				17	C			0,53	
3	C	0,35				18	MA	0,37			
4	ME	0,34				19	C	0,51		0,40	
5	C	0,39			0,51	20	MA	0,39			
6	MA	0,44			0,59	21	C	0,51		0,30	
7	ME	0,43	0,43			22	ME	0,54	0,47		
8	ME	0,30	0,49			23	MA	0,38			0,32
9	MA	0,45				24	C	0,42		0,48	
10	C			0,52		25	MA	0,47			
11	ME	0,39	0,56			26	C				
12	C	0,53		0,31		27	MA	0,47	0,42		
13	MA	0,44	0,37			28	ME	0,55			
14	ME	0,53				29	MA	0,48		0,32	
15	C	0,41									

Objaśnienia: C – zrozumiałość, MA – sterowalność, ME – sensowność.

<sup>9</sup> Wyjaśnienia o ok. 7% wariacji mniej i ma na ogół niższe ładunki.



## KONTROWERSJE DOTYCZĄCE STRUKTURY CZYNNIKOWEJ

Wartości ładunków czynnika wtórnego dla 26 na 29 pozycji skali SOC mieściły się w przedziale od 0,30 do 0,55, trzy pozycje miały ładunki od 0,18 do 0,26. Świadczy to o umiarkowanym i raczej równomiernym nasyceniu skali czynnikiem ogólnym, który można interpretować jako poczucie koherencji. Sześć pozycji o największych ładunkach, tj. powyżej 0,50, pochodziło ze skali sensowności (pozycje 28, 22 i 14) oraz zrozumiałości (pozycje 12, 19 i 21), co wskazuje (przynajmniej w badanej próbie) na największą rolę poczucia sensowności i pewnego aspektu poczucia zrozumiałości w ogólnym poczuciu koherencji. Warto zauważyć, że wspomniane pozycje ze skali zrozumiałości stosunkowo niewiele mają wspólnego ze zrozumiałością – dotyczą raczej ambiwalencji i ambivalentencji. Wszystkie trzy pozycje najsłabiej nasycone czynnikiem ogólnym pochodziły ze skali zrozumiałości; dwie z nich (nr 17 i 10) przejawiały najwyższe ładunki (0,53 i 0,52) drugiego czynnika pierwotnego, a trzecia (nr 26) też najsilniej (choć słabo, bo ładunek równy 0,22) była naładowana drugim czynnikiem pierwotnym. Trzeci co do siły ładunek (0,48) czynnika pierwotnego przypadł pozycji nr 24, też pochodzącej ze skali zrozumiałości. Tak więc drugi czynnik pierwotny można interpretować jako przekonanie o przewidywalności własnego życia, raczej słabo związane z ogólnym poczuciem koherencji. Bardziej wiąże się z tym poczuciem pierwszy czynnik pierwotny, określane głównie przez 4 pozycje (nr 11, 8, 22 i 7) skali sensowności o ładunkach od 0,56 do 0,43 i jedną – skali sterowalności (nr 27) o ładunku 0,42. Podobnie pozostałe pozycje skali sensowności, poza pozycją nr 3, były najsilniej naładowane tym samym czynnikiem pierwotnym, jednocześnie pozycje pochodzące z innych skal miały bardzo niskie ładunki. Oznacza to, że pierwszy czynnik pierwotny może być utożsamiony z poczuciem sensowności. Trzeci czynnik pierwotny jednoznacznie dotyczy zaufania interpersonalnego i jest określane głównie przez dwie pozycje skali sterowalności (nr 6 i wyraźnie słabiej – nr 23) oraz dwie pozycje skali zrozumiałości (nr 5 i 3). Nasycenie całej skali SOC ogólnym czynnikiem znajduje swój wyraz w jej wysokiej zgodności wewnętrznej ( $\alpha = 0,87$ ), porównywalnej do stwierdzanej w innych badaniach. Wskaźniki zgodności dla sensowności ( $\alpha = 0,77$ ), zrozumiałości ( $\alpha = 0,71$ ) i sterowalności ( $\alpha = 0,69$ ) są oczywiście niższe niż dla całej skali, między innymi z powodu znacznie mniejszej ilości pozycji, ale nadal akceptowalne, i maleją odpowiednio do malejącej jasności struktury czynnikowej podskal.

## DYSKUSJA I WNIOSKI

Podsumowując powyższą egzemplifikację badań struktury czynnikowej skali SOC można stwierdzić, że we wszystkich znanych badaniach posługujących się eksploracyjną analizą czynnikową zidentyfikowano jeden dominujący czynnik, jednak we wszystkich lub prawie wszystkich ujawniono też istnienie co najmniej jednego słabszego czynnika (szczególnie wiele czynników stwierdzono w próbach polskich). Nieliczne badania z użyciem konfirmacyjnej analizy czynnikowej nie potwierdziły jednoczynnikowej struktury. Tak więc czynnik dominujący nie może być utożsamiany z poczuciem koherencji – w większości badań w przybliżeniu odpowiada on poczuciu sensowności z elementami optymizmu. Ani analizy eksploracyjne, ani konfirmacyjne nie potwierdziły istnienia czynników jednoznacznie odpowiadających dwóm pozostałym składnikom SOC, co każe interpretować wyniki w podskalach zrozumiałości i sterowalności z dużą ostrożnością (z punktu widzenia możliwości takiego przyporządkowania, a więc i możliwości prostej interpretacji, nieco lepiej wypada podskala zrozumiałości niż podskala sterowalności).

W referowanych pracach innych autorów nie znaleziono dostatecznych przesłanek do uznania globalnego wyniku w skali SOC za trafny wskaźnik (ogólnego) poczucia koherencji – takiej przesłanki dostarczyła dopiero przeprowadzona przez autora niniejszej pracy hierarchiczna analiza czynnikowa, która ujawniła istnienie jednego ogólnego (wtórnego) czynnika w umiarkowanym stopniu obciążającego prawie wszystkie pozycje skali. Istnienie takiego czynnika może częściowo tłumaczyć trudności w identyfikacji czynników odpowiadających składnikom SOC, ale tylko częściowo.

Drugą przyczyną tych trudności może być występowanie prawdopodobnie ważnej zmiennej interweniującej w Kwestionariuszu Orientacji Życiowej, a mianowicie rozróżnienia tego, co dotyczy stosunków interpersonalnych, i tego, co dotyczy globalnie ujętego życia i funkcjonowania; być może pewną rolę odgrywa też wprowadzenie pytań o emocje (zwłaszcza nr 19 i 21) do podskali zrozumiałości. Występowanie takich zmiennych interweniujących jest sprzeczne z założeniem Antonovsky'ego (1995) o niezależności poczucia koherencji (i również jego składników) od sytuacji; gdyby trafność narzędzia była rzeczywiście bardzo wysoka, to wskazywałoby to na niedorozwój (polegający na niedostatecznej generalizacji) tego poczucia w badanej populacji. Niedorozwój ten można by tłumaczyć jako skutek zbyt niskiego wieku osób badanych w próbie Mroziak, gdyby nie to, że wspomniane zmienne interweniujące prawdopodobnie występowały też w próbach Sammallahti'ego i innych (1996) oraz Sandella i innych (1997) o zdecydowanie wyższych średnich wieku. Tak więc możemy mieć tu do czynienia z pewnymi wadami trafności narzędzia (jak to zwykle bywa w psychologii) albo (co też jest prawdopodobne) zjawisko ograniczonej ogólności poczucia koherencji występuje dostatecznie często wśród osób znajdujących się w różnych fazach okresu dorosłości. Sprawdzenie tego ostatniego przypuszczenia wymagałoby

MAREK ZWOLIŃSKI

bardziej systematycznych porównań wyników analizy czynnikowej, przeprowadzanej najlepiej w badaniach podłużnych, a przynajmniej w próbach o różnym wieku, losowanych z zasadniczo tej samej populacji.

## KONTROWERSJE DOTYCZĄCE STRUKTURY CZYNNIKOWEJ

### BIBLIOGRAFIA

- Antonovsky, A. (1987). *Unraveling the mystery of health: How people manage stress and stay well*. San Francisco: Jossey-Bass.
- Antonovsky, A. (1993a). SOC workshops: Los Angeles and Lodz. *Salutogenesis: The Sense of Coherence Newsletter*, 8, 2-5.
- Antonovsky, A. (1993b). The structure and properties of the Sense of Coherence Scale. *Social Science & Medicine*, 36, 725-733.
- Antonovsky, A. (1995). *Rozwikłanie tajemnicy zdrowia: Jak radzić sobie ze stresem i nie zachorować*. Warszawa: Fundacja IPN.
- Antonovsky, A. (1996). The sense of coherence: an historical and future perspective. *Israeli Journal of Medical Science*, 32, 170-178.
- Ben-David, A. (1996). Cross-cultural differences between Russian immigrants and Israeli college students: The effect of the family on the Sense of Coherence. *Israeli Journal of Psychiatry and Related Science*, 33, 13-20.
- Bogutyn, T., Szerszeń-Motyka, J., Ogorzały-Skupniewicz, M., Piotrowski, W. (1998). Zmiany poczucia koherencji i wskaźników psychologicznego przystosowania w przebiegu rehabilitacji kardiologicznej. *Sztuka Leczenia*, 4, 57-63.
- Cattell, R. B. (1979). *The scientific use of factor analysis in behavioral and life sciences*. New York: Plenum Press.
- Cederblad, M., Dahlin, L., Hagnell, O., Hansson, K. (1995). Coping with life span crises in a group at risk of mental and behavioral disorders: from the Lundby study. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 91, 322-330.
- Cederblad, M., Hansson, K. (1996). Sense of coherence – a concept influencing health and quality of life in a Swedish psychiatric at-risk group. *Israeli Journal of Medical Science*, 32, 194-199.
- Choynowski, M. (1971). Podstawy i zastosowania teorii rzetelności testów psychologicznych. [W:] Koziński, J. (red.), *Problemy psychologii matematycznej* (s. 65-118). Warszawa: PWN.
- Coe, R. M., Romeis, J. C., Tang, B., Wolinsky, F. D. (1990). Correlates of a measure of coping in older veterans: A preliminary report. *Journal of Community Health*, 15, 287-296.
- Dahlin, L., Cederblad, M., Antonovsky, A., Hagnell, O. (1990). Childhood vulnerability and adult invincibility. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 82, 228-232.
- Dudek, B. (1993 czerwiec). *Psychometric parameters of the Orientation to Life Questionnaire (the SOC scale)*. Referat przedstawiony podczas międzynarodowego sympozjum „Sense of Coherence in Salutogenic Model”, Łódź.
- Dudek, B., Makowska, Z. (1993). Psychometric characteristics of the Orientation to Life Questionnaire for measuring the sense of coherence. *Polish Psychological Bulletin*, 24, 309-318.
- Flannery, R. B., Flannery, G. J. (1990). Sense of Coherence, life stress, and psychological distress: A prospective methodological inquiry. *Journal of Clinical Psychology*, 46, 415-420.
- Frenz, A. W. (1990). Measuring Antonovsky's Sense of Coherence construct: A psychometric study. *Dissertation Abstracts International*, 51, 6141
- Frańczek, A., Zwoliński, M. (1999). Some childhood predictors of the SOC in young adults. *Polish Psychological Bulletin*, 263-270.
- Habrat, E., Mroziak, B. (1999). Sense of coherence in patients after endogenous depression episode: A preliminary report. *Polish Psychological Bulletin*, 30, 349-353.
- Holm, J. E., Ehde, D., Lambert, K. J., Dix, A., Thompson, J. (1988, November). *Sense of coherence: Psychometric properties*. Referat przedstawiony podczas zjazdu Association for Advancement of Behavior Therapy, New York.
- Jelonkiewicz, I. (1996). Przegląd badań nad korelatami i regulacyjnymi funkcjami poczucia koherencji (przegląd literatury). *Alkoholizm i Narkomania*, 1 (22), 19-26.
- Koniarek, J., Dudek B., Makowska, Z. (1993). Kwestionariusz Orientacji Życiowej. Adaptacja The Sense of Coherence Questionnaire (SOC) A. Antonovsky'ego. *Przegląd Psychologiczny*, 36, 491-502.
- Kosińska-Dec, K., Jelonkiewicz, I., Muraszewicz, L. (1999). Zasoby w rodzinach ze zdrowym lub chorym dorosłym dzieckiem. *Postępy Psychiatrii i Neurologii*, 8, 371-383.
- Makowska, Z., Merecz, D. (1997, kwiecień). *The effect of the Sense of Coherence on ways of coping with stress at work and mental health among bank clerks*. Referat przedstawiony podczas International Conference on Sense of Coherence, Coping and Health, Konstancin.
- McSherry, W. C., Holm, J. E. (1994). Sense of Coherence: Its effects on psychological and physiological processes prior to, during, and after a stressful situation. *Journal of Clinical Psychology*, 50, 476-487.
- Mroziak, B. (1996). Poczucie koherencji (SOC) a zdrowie psychiczne i picie alkoholu przez młodzież: Założenia, problematyka i zakres badań. *Alkoholizm i Narkomania*, 1 (22), 27-34.
- Mroziak, B., Czabała, J. C., Zwoliński, M. (1996). Poczucie koherencji (SOC) jako determinant zdrowia psychicznego młodzieży – sprawozdanie z badań pilotażowych. [W:] Skłodowski, H. (red.), *Medycyna psychosomatyczna i psychologia chorego somatycznie wobec zagrożeń i wyzwań cywilizacyjnych współczesnego świata* (s. 101-105). Łódź: Wyd. Uniw. Łódzkiego.
- Mroziak, B., Pohorecka, A., Zwoliński, M. (1993, czerwiec). *Sense of coherence (SOC) and coping strategies as factors related to mental health of unemployed school leavers*. Referat przedstawiony podczas międzynarodowego sympozjum „Sense of Coherence in Salutogenic Model”, Łódź.
- Parnowski, T., Baro, F., Wagenfeld, M., Gallagher, T., Gabrylewicz, T., Skulimowska, I., Matuszewska, E., Kiedrowska, A. (1997, kwiecień). *Sense of Coherence and burden in caregivers to demented and nondemented elderly in Poland*. Referat przedstawiony podczas International Conference on Sense of Coherence, Coping and Health, Konstancin.
- Pasikowski, T., Sęk, H., Ścigała, I. (1994). "Sense of Coherence" and subjective health concepts. *Polish Psychological Bulletin*, 25, 15-23.
- Pottie, C. H. (1990). *Antonovsky's "sense of coherence" and the operationalization of this concept in a Flemish version questionnaire*. Nie opublikowana praca magisterska, Faculteit der Psychologie en Pedagogische Wetenschappen, Katholieke Universiteit Leuven, Belgia.

MAREK ZWOLIŃSKI

- Saboga Nunes, L. A. (1998). *SOC – Bibliography – 390 titles*. <http://www.angelfire.com/ok./soc/soc-data.html>
- Sagy, S., Antonovsky, A. (1992). The family sense of coherence and the retirement transition. *Journal of Marriage and the Family*, 54, 109-119.
- Sammallahti, P. R., Holi, M. J., Komulainen, E. J., Aalberg, V. A. (1996). Comparing two self-report measures of coping – the Sense of Coherence Scale and the Defense Style Questionnaire. *Journal of Clinical Psychology*, 52, 517-524.
- Sandell, R., Blomberg, J., Lazar, A. (1997). *The factor structure of Antonovsky's Sense of Coherence scale in Swedish clinical and nonclinical samples*. Maszynopis raportu Stockholm County Council Institute of Psychotherapy and Department of Psychotherapy, Karolinska Institute.
- Sęk, H., Pasikowski, T. (1998). The quality of life, health and sense of coherence in social context. *Polish Psychological Bulletin*, 29, 069-077.
- Sęk, H., Pasikowski, T., Ścigala, I. (1993, czerwiec). *Sense of coherence and subjective health concepts*. Referat przedstawiony podczas międzynarodowego sympozjum „Sense of Coherence in Salutogenic Model”, Łódź.
- Słowik, P., Wysocka-Pleczyk, M. (1998). Poczucie koherencji a style i sposoby radzenia sobie. *Sztuka Leczenia*, 4, 43-48.
- Wagenfeld, M. O., Baro, F., Gallagher, T. J., Haepers, K. (1998). The correlates of coherence in caregivers to demented and nondemented elderly in Belgium: An interim report. [W:] H. I., McCubbin, E. A. Thompson, A. I. Thompson, J. E. Fromer (red.), *Stress, coping, and health in families: Sense of coherence and resiliency* (s. 249-263). Thousand Oaks: Sage.
- Wójtowicz, S., Jastrzębska, J., Habrat, B., Mroziak, B. (1999). Poczucie koherencji, style radzenia sobie i ocena pierwotna stresu u osób uzależnionych od alkoholu podejmujących leczenie odwykowe. *Alkoholizm i Narkomania*, 4 (37), 599-608.
- Zakrzewska, M. (1994). *Analiza czynnikowa w budowaniu i sprawdzaniu modeli psychologicznych*. Poznań: Wyd. Naukowe UAM.
- Zwoliński, M. (2000). Systemowe zasoby rodziny a poczucie koherencji u dorosłego dziecka. *Przegląd Psychologiczny*, 43, 2, 139-156.

## KONTROWERSJE DOTYCZĄCE STRUKTURY CZYNNIKOWEJ

### ANEKS

#### Wykresy wartości własnych do testu ospiska

Rys. 1. Wykres wartości własnych dla skali SOC (próba Mroziak, N = 983)

Rys. 2. Wykres wartości własnych dla skali SOC (próba Mroziak: mężczyźni, N = 450)

Rys. 3. Wykres wartości własnych dla skali SOC (próba Mroziak: kobiety, N = 533)