

## 首尾一貫感覚 (Sense of Coherence) を測定する尺度の因子構造と信頼性, 項目構成の再検討 — 学生と成人サンプルの比較 —

### *Reexamination of the factor structure, reliability, and item structure of a scale measuring the Sense of Coherence — Comparison of a sample of students and adults —*

磯和 壮太郎 ISOWA Soutarou

(名古屋芸術大学教育学部)

今井田 貴裕 IMAIDA Takahiro

(人間環境大学心理学部)

福井 義一 FUKUI Yoshikazu

(甲南大学文学部)

#### アブストラクト

人生の志向性に関する質問票は、健康生成論の中核概念である首尾一貫感覚 (Sense of Coherence) を測定するために開発され、29項目からなる SOC-29 とその短縮版である SOC-13 の2つの尺度が存在する。両尺度は、把握可能感、処理可能感、有意味感からなる3因子構造であることが仮定されているが、SOC-29 は3因子構造が明確に確認されておらず、SOC-13 は測定の信頼性が低いという問題を抱えている。そこで本研究では、学生と成人サンプルを対象に、両尺度の因子構造と信頼性、項目構成を再検討した。分析の結果、いずれのサンプルにおいても SOC-13 の信頼性は低いことが分かった。また、両サンプルの項目分析から、SOC-13 の項目構成に疑問が生じた。さらに、3因子構造を仮定した確認的因子分析から、SOC-29 の適合度は良好ではないのに対して、SOC-13 では不適解となった。本研究の結果から、両尺度は SOC の3つの下位概念を互いに識別して測定できない可能性が示された。

キーワード：首尾一貫感覚, 把握可能感, 処理可能感, 有意味感, 因子構造

#### 問題

首尾一貫感覚 (Sense of Coherence: 以後 SOC) は、Antonovsky (1979) が提唱した健康生成論の中核概念であり、ストレス対処力と同一視されることから、心身の健康に対する有力な規定因の一つとされている (e. g., Flensburg-Madsen, Ventegodt, & Merrick, 2005; 2006; 高阪・戸ヶ里・山崎, 2010)。SOC は、把握可能感 (comprehensibility) と処理可能感 (manageability), 有意味感 (meaningfulness) の3つの要素から構成されており (Antonovsky, 1987 山崎・吉井監訳 2001), それぞれ順に、ストレスを把握できる感覚、ストレスに対処できる感覚、ストレスへの対処に

意味を見出すことができる感覚に相当する。よって、SOC の3つの構成要素は互いに他と異なる特徴を有し、心身の健康に影響する過程も異なる可能性があると考えられる。

このように、SOC の3つの構成要素は互いに他と異なる機能を有することが想定された概念であるため、これらを区別して測定できることは同論の理論的検討を進めるにあたって必須の条件であると考えられる。しかしながら、Antonovsky (1987 山崎・吉井監訳 2001) によって SOC を測定するために開発された人生の志向性に関する質問票 29 項目版 (以後 SOC-29) の因子分析からは、3因子構造 (把

握可能感・処理可能感・有意味感)が確認されないことが多い(e.g., Eriksson, & Lindström, 2005)。したがって、同尺度では、SOCの3つの構成要素を互いに他と識別して測定できない可能性がある。

一方、人生の志向性に関する質問票には、SOC-29から13項目を抽出して作成された短縮版(以後SOC-13)も存在する。この尺度では、把握可能感・処理可能感・有意味感の3因子を設定したモデルにおいて、項目の削除や誤差間共分散の設定といった何らかの修正を加えることで、許容可能な適合度が示されることが多い(e.g., Feldt & Rasku, 1998; 戸ヶ里・山崎, 2005)。しかしながら、3つの下位尺度の内的整合性は許容できないほど低いことが多く(e.g., 銅直, 2020; 藤里, 2015; 今井田・福井, 2022; 磯和・野口・三宮, 2019; Mahammadzadeh, Poursharifi, & Alipour, 2010; 戸ヶ里, 2017)、心理尺度としての測定の信頼性が低いという疑いがある。

両尺度はともに、SOCの提唱者であるAntonovsky自身によって開発されたとはいえ、SOC-29には3つの構成要素を識別できないという問題が、SOC-13には3つの下位尺度の信頼性が低いという問題がそれぞれあり、両尺度ともにSOCの3つの構成要素を互いに他と識別して測定することが困難であると言える。こうしたSOC尺度の因子構造や信頼性についての問題は、ファセット・アプローチ(Guttman, 1980)を用いた開発過程に原因があるとされている(戸ヶ里, 2019)。ファセット・アプローチでは、複数のファセットを網羅して質問項目を生成する方法がとられ、マッピング・センテンスと称される(真鍋, 2003)。SOC-29の開発過程では、マッピング・センテンスによって作成された281の項目プールから29項目を抽出してSOC-29を作成し、そこからさらに13項目を抽出してSOC-13を開発したという(Antonovsky, 1987 山崎・吉井監訳 2001)。このようにして作成された尺度においては、一つの項目内に複数のファセットの要素が含まれるため、項目間の等価性という観点では優れているのに対

して、項目同士の相関が極めて高くなるという欠点もある。しかしながら、この点は、他ならぬAntonovsky自身が、尺度開発の際にむしろ重視した点でもあり、人生の志向性に関する質問票を3つの構成要素の識別的測定に用いることを明確に否定している(Antonovsky, 1987 山崎・吉井監訳 2001)。このようなSOC尺度の特性からも、3つの構成要素を互いに他と識別して測定するには不向きであると言える。

それにもかかわらず、多くの先行研究において、これまで3因子別に尺度得点で使用されてきた(e.g., 池田, 2022; Samełko, Szczypińska, & Guszowska, 2022)。このことは、健康生成論およびSOCの理論実証的検討においては、これら3つの構成要素を互いに他と識別して取り扱うことが必要不可欠であるためと考えられる。SOC-29やSOC-13で3因子構造が担保されない場合、これらの概念を互いに他と識別して測定可能な新たな尺度の開発も視野に入れる必要がある。以上から、本研究では両尺度の因子構造を改めて再検討する。

再検討にあたって、対象者の年齢層を考慮した。というのも、SOCは生涯を通じて発達し続けるとされており、人生早期には不安定であるが、おおむね20代で安定することが仮定されているためである(Antonovsky, 1987 山崎・吉井監訳 2001)。また、SOCは劣悪な環境にあっても健康を維持できた人々が有していた特性から概念化された(Antonovsky, 1979)ため、ストレス対処経験が少ないことにより、SOCがまだ十分に形成されていない学生と、それよりはストレス対処経験が豊富で、ある程度安定したSOCを獲得できた成人とでは、後者の方が全体的に強いSOCを有していると考えられる。実際、SOCは年齢層が上がるにしたがって、その得点も高くなることが報告されている(戸ヶ里他, 2015)。そこで本研究では、学生と成人で、その因子構造を比較する。両尺度の因子構造は、前者では未分化であったとしても、後者では明確に分化するかもしれないからである。

また、成人の方が学生よりも全体的に安定した強い SOC を有しているならば、各項目の得点も成人の方が学生よりも全般的に高くなることが予想される。そのため、学生と成人の間で有意差が見られない項目や、前者よりも後者の得点が有意に高い項目を確認することで、SOC-29 から選抜された SOC-13 の項目が短縮版として適切であるかについても間接的に検証可能であると思われる。これは、学生と成人の間で得点に有意差がない項目、あるいは学生の方が成人よりも得点が有意に高い項目は、SOC の測定における感度が低いと考えられるためである。SOC-13 に感度が低い項目が採用されている、あるいは感度が高い項目が不採用である場合、SOC-13 の項目選抜に再考の余地が生じかねない。この検討によって、SOC-29 から SOC-13 に採用された項目の適切性を間接的に確認できるだろう。

なお、SOC の性差については理論的には仮定されていないものの、社会文化的な影響が性差に反映される可能性については指摘されている

## 分析対象

本研究では、著者らがこれまで異なる目的で実施した研究において収集してきたデータセットから、性別と年齢、SOC-29 の各項目に対する回答のデータをそれぞれ抽出して統合した。欠損値のない 1383 名（男性 568 名、女性 815 名、平均年齢 26.9 歳 ( $SD=15.16$ )）のデータを分析対象とした。大学生と専門学校生で構成された学生データは 1062 名（男性 422 名、女性 640 名、平均年齢 19.58 ( $SD=2.36$ )）、学生の立場にない 25 歳以上の一般成人で構成された成人データは 321 名（男性 146 名、女性 175 名、平均年齢 51.02 歳 ( $SD=14.59$ )）であった。なお、学生データの対象者については、筆者らが対面で調査を実施しデータを収集したが、成人データの対象者については Web 調査委託会社によるオンライン調査によってデータが収集された。

(Antonovsky, 1987 山崎・吉井監訳 2001)。先行研究では、結果の一貫性にはやや欠けるものの、概ね性差はないという立場が主流である（津野, 2019）。わが国においても、学生（今井田・福井, 2022; 岩崎・五十嵐, 2011）や成人（高山・浅野・山崎, 1999）を対象とした調査において、有意な性差は報告されていない。ただし、成人データを用いた報告は少ないため、本研究では項目分析の際に要因として組み込むことで、副次的に検討することにした。

以上から、本研究では、わが国の学生と成人を対象に、SOC を測定する人生の志向性に関する質問票が 3 つの構成要素を互いに他と識別できるかについて、信頼性分析と因子分析によって再検討することを目的とした。また、SOC-13 が SOC-29 の短縮版としてふさわしい項目で構成されているかを、項目分析によって確認した。

## 方法

### 使用尺度

SOC を測定するために、SOC-29 (Antonovsky, 1987 山崎・吉井監訳 2001) を用いた。本尺度は 29 項目 7 件法（選択肢は各項目で異なる）で構成される。把握可能感（例、あなたは、不慣れな状況の中にいると感じ、どうすればよいかわからないと感じることがありますか？）と処理可能感（例、これから、人生の大事な場面で困難に直面したとき、あなたは どう思うのでしょうか？）、有意味感（例、あなたは、自分のまわりで起こっていることがどうでもいい、という気持ちになることがありますか？）の 3 つの下位尺度からなる。各項目得点と各下位尺度や全体の合計得点を項目数で除した各尺度得点を 29 項目版（把握可能感-29, 処理可能感-29, 有意味感-29, SOC-29）と、そこから SOC-13 に相当する項目データを抽出した 13 項目版（把握可能感-13, 処理可能感-13, 有意味感-13, SOC-13）についてそれぞれ得た。

## 倫理的配慮

使用したすべてのデータは、本研究とは異なる目的で実施された研究で収集されたが、データの二次利用について同意が得られている。また、各調査では、事前に研究の主旨を十分に説明し、回答が統計的に処理されることや、回答の匿名性が保たれること、参加の途中辞退・拒否において不利益がないこと、データが研究利用以外で用いられないことを書

## 各データセットの基礎統計量

まず、全データと学生・成人データの各項目と各尺度得点の基礎統計量と信頼性係数を算出し、結果を Table 1 に示した。各データの全項目について、床効果や天井効果は見られなかった。

次に、両尺度の内的整合性を検討するため、全データ、学生・成人データについて各尺度得点の  $\alpha$  係数を算出した。全データの SOC-29 の各尺度得点の  $\alpha$  係数は、許容範囲内～良好な値 ( $\alpha s = .75 - .90$ ) を示した。一方、SOC-13 の  $\alpha$  係数は低い値を示し、全体では許容範囲内の値 ( $\alpha = .79$ ) であったものの、下位尺度別ではいずれも  $\alpha = .70$  を下回っており ( $\alpha s = .52 - .67$ )、許容できる値ではなかった。データ別では、学生の  $\alpha$  係数は全データと同様の傾向 (SOC-29 の各尺度得点:  $\alpha s = .72 - .88$ , SOC-13 全体:  $\alpha = .77$ , SOC-13 の下位尺度:  $\alpha s = .47 - .64$ ) を示した。その一方で、成人の  $\alpha$  係数は、SOC-29 の各尺度得点では十分な値 ( $\alpha s = .84 - .94$ ) を示し、SOC-13 の全体と把握可能感、有意味感は許容可能な値 ( $\alpha s = .71 - .87$ ) であったのに対して、処理可能感は許容できる値ではなかった ( $\alpha = .68$ )。

## 相関分析

学生と成人における各尺度得点の内部相関を検討するために、相関分析を実施した。全データの結果を Table 2 に、学生・成人データの結果を Table 3 にそれぞれ示した。その結果、両尺度の全尺度得

面またはオンライン画面上、口頭のいずれかまたは複数で説明し、書面またはオンライン画面上のチェックボックスによって同意を得た上で実施された。

## 分析ツール

R version 4.3.2 を使用した。

## 結果

点間の内部相関は、全データでも (SOC-29:  $r_s = .39 - .73$ , SOC-13:  $r_s = .36 - .62$ )、学生 (SOC-29:  $r_s = .33 - .69$ , SOC-13:  $r_s = .32 - .61$ ) と成人 (SOC-29:  $r_s = .59 - .81$ , SOC-13:  $r_s = .55 - .73$ ) データでも、高い正の相関が確認され、全ての組み合わせにおいて 0.1%水準で有意であった。

## 確認的因子分析

理論どおりの 3 因子構造を想定した確認的因子分析を実施した。分析に先立って、尺度の多変量正規性を確認するため、Mardia の多変量歪度検定 (Mardia's test of multi-variate skew-ness) および多変量尖度検定 (Mardia's test of multi-variate kurtosis) を、全データと学生・成人の尺度全体にそれぞれ実施した。まず、SOC-29 について、すべて 0.1%水準で有意となった。つまり、全データ (Mardia's multi-variate skew-ness = 47.17,  $p < .001$ , Mardia's multi-variate kurtosis = 1107.06,  $p < .001$ )、学生 (Mardia's multi-variate skew-ness = 55.91,  $p < .001$ , Mardia's multi-variate kurtosis = 1086.22,  $p < .001$ )、成人 (Mardia's multi-variate skew-ness = 148.74,  $p < .001$ , Mardia's multi-variate kurtosis = 1081.98,  $p < .001$ ) のいずれのデータにおいても多変量正規性を逸脱していると判断された。続いて、SOC-13 についても、すべて 0.1%水準で有意となった。つまり、全データ (Mardia's multi-variate skew-ness = 6.32,  $p < .001$ ,

Mardia's multi-variate kurto-sis = 235.81,  $p < .001$ ), 学生 (Mardia's multi-variate skew-ness = 7.18,  $p < .001$ , Mardia's multi-variate kurto-sis = 232.23,  $p < .001$ ), 成人 (Mardia's multi-variate skew-ness = 18.26,  $p < .001$ ,

Table 1  
基礎統計量と多変量分散分析の下位検定結果

	データセット												多変量分散分析の下位検定				要因 ごとの 比較			
	全データ (N=1383)			学生データ (N=1062)			成人データ (N=321)			女性 (N=815)			男性 (N=568)			データセット		性別		
	M	SD	$\alpha$	M	SD	$\alpha$	M	SD	$\alpha$	M	SD	$\alpha$	M	SD	$\alpha$	F		$\eta^2_p$	F	$\eta^2_p$
SOC-29	4.09	0.77	.90	4.13	0.72	.88	3.98	0.92	.94	4.11	0.76	.89	4.07	0.79	.90	7.72 **	.006	0.37	—	学>社
把握可能感-29	3.64	0.78	.75	3.60	0.75	.72	3.76	0.88	.84	3.60	0.76	.74	3.69	0.82	.77	9.18 **	.007	1.61	—	学<社
処理可能感-29	4.31	0.90	.78	4.38	0.85	.74	4.08	1.01	.86	4.36	0.90	.79	4.24	0.89	.77	25.33 ***	.018	1.46	—	学>社
有意味感-29	4.45	1.10	.85	4.54	1.05	.82	4.17	1.22	.90	4.51	1.07	.84	4.36	1.14	.85	25.00 ***	.018	2.51	—	学>社
SOC-13	3.85	0.82	.79	3.84	0.78	.77	3.89	0.92	.87	3.85	0.80	.79	3.86	0.85	.80	0.98	.001	0.22	—	
把握可能感-13	3.57	0.96	.67	3.49	0.95	.64	3.86	0.93	.71	3.51	0.93	.67	3.66	0.98	.67	35.16 ***	.003	3.28	—	学<社
処理可能感-13	3.87	1.00	.52	3.90	0.97	.47	3.76	1.09	.68	3.88	0.99	.52	3.86	1.02	.53	4.23 *	.003	0.33	—	学>社
有意味感-13	4.18	1.10	.65	4.22	1.05	.61	4.06	1.22	.78	4.24	1.06	.64	4.10	1.14	.67	4.35 *	.003	1.76	—	学>社
把握可能感																				
R 1.	4.12	1.37		4.15	1.37		4.04	1.36		4.18	1.37		4.04	1.37		1.35	—	3.62	—	
3.	3.82	1.41		3.87	1.41		3.64	1.42		3.81	1.40		3.83	1.44		6.60 *	.005	0.07	—	学>社
R *5.	3.79	1.35		3.71	1.37		4.04	1.23		3.74	1.31		3.86	1.39		14.94 ***	.011	2.18	—	学<社
10.	3.48	1.56		3.50	1.55		3.44	1.62		3.48	1.54		3.50	1.60		0.35	—	0.07	—	
*12.	3.29	1.47		3.20	1.47		3.58	1.44		3.22	1.44		3.39	1.51		16.66 ***	.010	3.30	—	学<社
15.	3.71	1.33		3.65	1.32		3.91	1.35		3.64	1.33		3.81	1.34		9.43 **	.005	5.08	—	学<社
17.	3.34	1.52		3.30	1.55		3.46	1.43		3.36	1.50		3.31	1.56		2.67	—	0.51	—	
*19.	3.69	1.53		3.61	1.55		3.97	1.44		3.53	1.51		3.92	1.55		13.71 ***	.008	20.55 ***	.010	学<社, F<M
*21.	3.17	1.45		3.08	1.46		3.50	1.38		3.12	1.43		3.25	1.49		20.65 ***	.014	2.08	—	学<社
24.	3.67	1.51		3.70	1.52		3.58	1.49		3.58	1.51		3.79	1.50		1.54	—	6.66 **	.003	F<M
*26.	3.92	1.44		3.84	1.48		4.21	1.26		3.95	1.41		3.88	1.49		16.46 ***	.011	1.10	—	学<社
処理可能感																				
2.	4.65	1.36		4.71	1.38		4.46	1.26		4.74	1.37		4.53	1.33		8.33 **	.005	7.28 *	.001	学>社, F>M
R *6.	3.89	1.48		3.99	1.50		3.55	1.35		3.91	1.47		3.86	1.48		22.59 ***	.015	0.08	—	学>社
*9.	4.32	1.57		4.46	1.54		3.89	1.59		4.44	1.57		4.16	1.57		33.35 ***	.020	9.55 **	.002	学>社, F>M
R 13.	4.24	1.42		4.27	1.41		4.16	1.45		4.27	1.40		4.20	1.45		1.46	—	0.62	—	
18.	4.66	1.60		4.78	1.56		4.26	1.64		4.66	1.63		4.66	1.55		26.02 ***	.018	0.05	—	学>社
R 20.	4.45	1.67		4.55	1.69		4.16	1.57		4.50	1.69		4.39	1.64		13.57 ***	.009	0.97	—	学>社
R 23.	4.82	1.71		5.01	1.69		4.19	1.65		5.05	1.68		4.49	1.71		58.98 ***	.037	33.09 ***	.014	学>社, F>M
R *25.	2.78	1.60		2.67	1.57		3.17	1.64		2.68	1.59		2.93	1.61		24.10 ***	.016	6.64 *	.003	学<社, F<M
R 27.	4.80	1.43		4.88	1.40		4.53	1.48		4.85	1.39		4.71	1.48		14.73 ***	.010	2.65	—	学>社
*29.	4.48	1.60		4.50	1.63		4.44	1.51		4.48	1.58		4.49	1.64		0.35	—	0.02	—	
有意味感																				
R *4.	3.65	1.57		3.52	1.56		4.09	1.56		3.63	1.55		3.68	1.61		32.73 ***	.023	0.06	—	学<社
R 7.	4.96	1.54		5.04	1.55		4.69	1.49		4.97	1.51		4.95	1.60		12.53 ***	.009	0.00	—	学>社
*8.	4.18	1.68		4.31	1.65		3.75	1.71		4.24	1.65		4.10	1.72		27.81 ***	.018	1.73	—	学>社
R 11.	4.80	1.56		5.04	1.49		4.02	1.53		4.96	1.48		4.58	1.65		113.91 ***	.074	16.76 ***	.011	学>社, F>M
R 14.	4.41	1.86		4.44	1.88		4.32	1.83		4.42	1.89		4.40	1.83		0.90	—	0.01	—	
R *16.	4.59	1.42		4.73	1.38		4.15	1.44		4.68	1.37		4.47	1.48		42.51 ***	.028	5.99 *	.003	学>社
22.	4.73	1.50		4.91	1.45		4.12	1.53		4.84	1.50		4.57	1.49		72.06 ***	.045	8.62 **	.001	学>社
*28.	4.30	1.60		4.32	1.60		4.24	1.61		4.39	1.57		4.17	1.63		0.55	—	6.45 *	.002	F>M

\*\*\*  $p < .001$ , \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$

注1) 項目番号のRは逆転項目を, \*はSOC-13に採用された項目を示す。

注2) 逆転項目の得点は処理済の値である。

注3) 交互作用の多変量検定結果は有意ではなかったため, 記載を略した。

注4) 効果量は, 単変量2要因分散分析で得られた値である。

Table 2  
SOC-29とSOC-13の相関分析結果（全データ）

	SOC-29	把握 可能感 -29	処理 可能感 -29	有意味感 -29	SOC-13	把握 可能感 -13	処理 可能感 -13	有意味感 -13
SOC-29	—							
把握可能感-29	.79 ***	—						
処理可能感-29	.93 ***	.62 ***	—					
有意味感-29	.83 ***	.39 ***	.73 ***	—				
SOC-13	.91 ***	.81 ***	.82 ***	.70 ***	—			
把握可能感-13	.69 ***	.88 ***	.56 ***	.33 ***	.83 ***	—		
処理可能感-13	.74 ***	.64 ***	.79 ***	.46 ***	.84 ***	.62 ***	—	
有意味感-13	.78 ***	.43 ***	.65 ***	.91 ***	.75 ***	.36 ***	.46 ***	—

\*\*\*  $p < .001$

Table 3  
SOC-29とSOC-13の相関分析結果（学生データと成人データ）

	SOC-29	把握 可能感 -29	処理 可能感 -29	有意味感 -29	SOC-13	把握 可能感 -13	処理 可能感 -13	有意味感 -13
SOC-29	—	.88 ***	.96 ***	.88 ***	.95 ***	.79 ***	.81 ***	.86 ***
把握可能感-29	.76 ***	—	.79 ***	.59 ***	.88 ***	.92 ***	.76 ***	.62 ***
処理可能感-29	.91 ***	.58 ***	—	.81 ***	.90 ***	.72 ***	.86 ***	.77 ***
有意味感-29	.81 ***	.33 ***	.69 ***	—	.80 ***	.52 ***	.58 ***	.95 ***
SOC-13	.91 ***	.79 ***	.80 ***	.67 ***	—	.87 ***	.89 ***	.84 ***
把握可能感-13	.69 ***	.87 ***	.55 ***	.30 ***	.83 ***	—	.73 ***	.55 ***
処理可能感-13	.72 ***	.60 ***	.77 ***	.41 ***	.83 ***	.61 ***	—	.60 ***
有意味感-13	.75 ***	.36 ***	.60 ***	.90 ***	.72 ***	.32 ***	.40 ***	—

\*\*\*  $p < .001$

注) 左下が学生データの相関係数を, 右上が成人データの相関係数をそれぞれ示す。

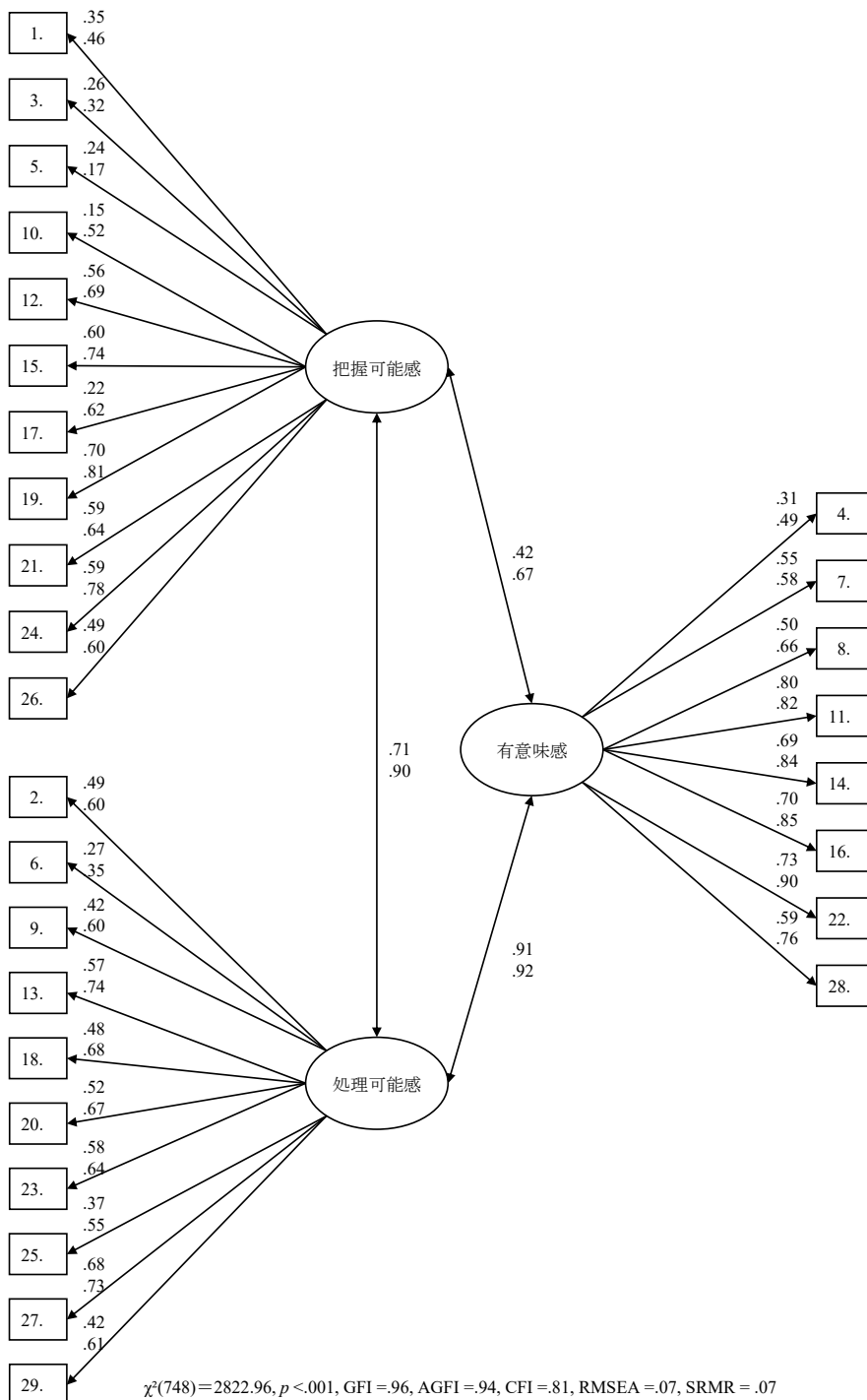
Mardia's multi-variate kurto-sis= 235.51,  $p < .001$ ) のいずれのデータにおいても多変量正規性を逸脱していると判断された。そこで, 以降の分析における推定法には, データの歪度と尖度を考慮して推定値と標準誤差を調整することで推定結果の信頼性を向上させることができるロバスト最尤法 (Robust Maximum Likelihood Estimation) を使用した。

まず, 全データを用いて, 理論的に想定されるSOCの3つの構成要素を因子として持つ3因子モデルの確認的因子分析を実施した。その結果, 適合度は良好ではなかった ( $\chi^2(374) = 2446.94$ ,  $p < .001$ , GFI = .85, AGFI = .83, CFI = .80, RMSEA = .07, SRMR = .08)。次に, データセットの別 (学生, 成人) をグループ変数とした多母集団同時分析を用いて, 配置不変モデルを検討した。その結果,

モデルの適合度は良好とまでは言えなかった ( $\chi^2(748) = 2822.96$ ,  $p < .001$ , GFI = .96, AGFI = .94, CFI = .81, RMSEA = .07, SRMR = .07)。結果を Figure 1 に示した。以上から, SOC-29 では3因子モデルは採択できないことと, 学生と成人では, SOC-29 の因子構造が同一ではないと判断された。

続いて, SOC-13 についても, SOC-29 と同様に理論どおりの3因子モデルの確認的因子分析を実施した。その結果, 適合度は良好であった ( $\chi^2(62) = 330.80$ ,  $p < .001$ , GFI = .96, AGFI = .93, CFI = .90, RMSEA = .06, SRMR = .05)。さらに, SOC-29 と同様に配置不変モデルと弱測定不変モデルを検討したところ, 適合度は良好であった (配置不変モデル:  $\chi^2(124) = 389.86$ ,  $p < .001$ , GFI = .99, AGFI = .94, CFI = .91, RMSEA = .06, SRMR = .05, 弱測定不変モデル:  $\chi^2(134) = 402.55$ ,  $p < .001$ , GFI

Figure 1  
SOC-29 に対する多母集団同時分析による確認的因子分析 (配置不変モデル)

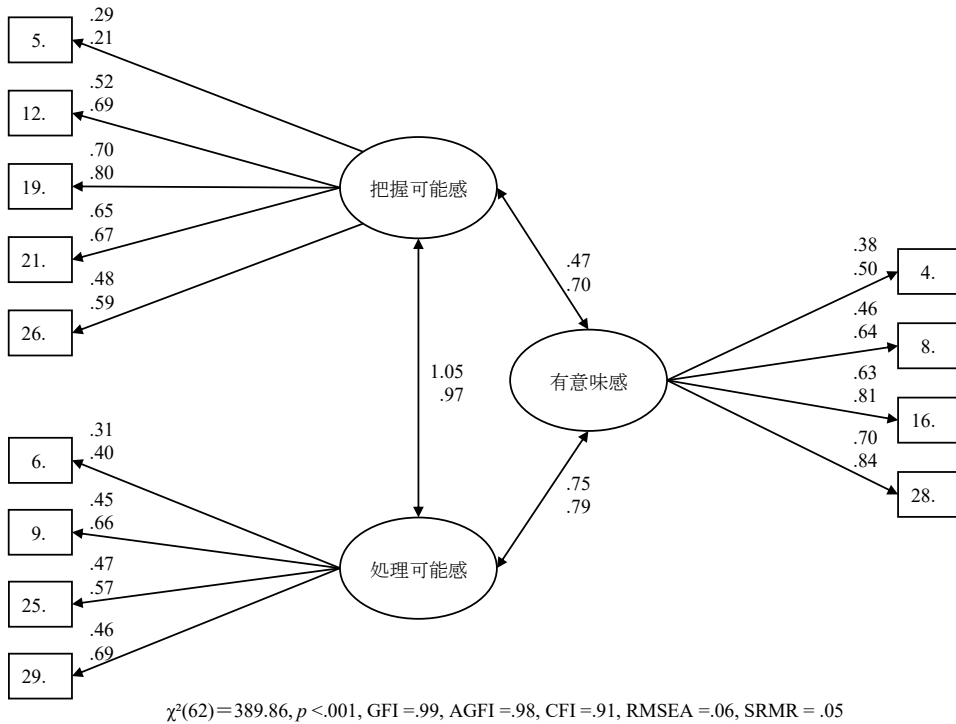


注) 上の値は学生データの標準化偏回帰係数を, 下の値は成人データの標準化偏回帰係数をそれぞれ示す。また, 標準化偏回帰係数はすべて1%水準で有意である。

= .99, AGFI = .98, CFI = .91, RMSEA = .06, SRMR = .05) が, 学生の把握可能感と処理可能感の共分散が 1.00 を超えたため, 不適解であることが判明した。結果を Figure 2 に示した。

以上の結果から, 両尺度ともに確認的因子分析では何らかの修正を施さない限り, 理論どおりの 3 因子モデルが再現されないことが分かった。

Figure 2  
SOC-13に対する多母集団同時分析による確認的因子分析（配置不変モデル）



注) 上の値は学生データの標準化偏回帰係数を, 下の値は成人データの標準化偏回帰係数をそれぞれ示す。また, 標準化偏回帰係数はすべて1%水準で有意である。

### 多変量分散分析

学生と成人の間で, 両尺度の各項目および各尺度得点の差を検討するため, データセットの別 (学生・成人) と性別を要因とした多変量分散分析を実施した。

多変量検定の結果, 群と性別の主効果について, Pillai のトレース, Wilks のラムダ, Hotelling のトレース, Roy の最大根基準のいずれの指標も 0.1%水準で有意であったのに対して, 交互作用についてはいずれも 5%水準では有意ではなかった。

そこで, データセットの別と性別の主効果について検討するため, 下位検定として単変量二要因分散分析を実施し, 有意であった項目と尺度得点について, 効果量 ( $\eta_p^2$ ) を算出した。その結果も Table 2 に示した。

把握可能感に属する項目群において, 成人のほうが学生よりも有意に高い値を示したのは, 項目 5, 12, 15, 19, 21, 26 であり, これらは項目 15 を除いて SOC-13 に採用されていた。一方, 成人のほうが学生よりも有意に低い値を示した項目は 3 のみ

であり, これは SOC-13 に不採用であった。

処理可能感に属する項目群において, 成人のほうが学生よりも有意に高い値を示したのは, 項目 25 のみであり, これは SOC-13 に採用されていた。一方, 成人のほうが学生よりも有意に低い値を示した項目は, 項目 2, 6, 9, 18, 20, 23, 27 であり, このうち項目 6, 9 が SOC-13 に採用されていた。項目 29 は SOC-13 に採用されていたが, 有意差はなかった。

有意味感に属する項目群において, 成人のほうが学生よりも有意に高い値を示したのは, 項目 4 のみであり, これは SOC-13 に採用されていた。一方, 成人のほうが学生よりも有意に低い値を示した項目は, 項目 7, 8, 11, 16, 22 であり, このうち項目 8, 16 が SOC-13 に採用されていた。項目 28 は SOC-13 に採用されていたが, 有意差はなかった。

両尺度の各尺度得点について, 把握可能感のみ, 成人のほうが学生よりも有意に値が高いのに対して, 処理可能感と把握可能感は, 成人のほうが学生よりも有意に値が低かった。一方, SOC-29 全体では, 成人のほうが学生よりも有意に値が低いのに対



して、SOC-13 全体では、成人と学生の間で有意差が見られなかった。また、有意差が見られたいずれの比較においても、効果量 ( $\eta_p^2$ ) 自体は総じて低かった ( $\eta_p^2 < .05$ )。

なお、一部の項目において有意な性差が認められた。有意差があった項目の中で、把握可能感の全2項目と処理可能感の1項目を除いて、女性の方が男性よりも得点が高かった。一方で、各尺度得点において有意な性差は認められなかった。

### SOC-29 と SOC-13 の因子数の推定

両尺度ともに、理論どおりの3因子モデルが再現されなかったため、内包される因子数を両尺度についてそれぞれ探索的に推定した。結果を Table 4

本研究の目的は、わが国の学生と一般成人を対象に、SOC を測定する人生の志向性に関する質問票が3つの構成要素を互いに他と識別して測定できるかを、信頼性分析と因子分析によって再検討することであった。また、SOC-13 が SOC-29 の短縮版としてふさわしい項目で構成されているかを、項目分析によって確認することであった。

### 基礎統計量と信頼性分析

まず、データ別に人生の志向性に関する質問票の各項目の基礎統計量を分析したところ、床効果や天井効果はないことが分かった。このことから、各項目の得点がどちらかの極に偏りすぎてはならず、適度な分散を持つことが確認された。

一方、信頼性分析の結果、SOC-29 の下位因子と SOC 全体の  $\alpha$  係数は比較的良好であったのに対して、SOC-13 の各下位尺度では許容できない値を示し、SOC-13 全体の値のみが許容範囲となった。SOC-13 の各下位尺度は、内的一貫性が低いことから、これらの得点を用いて3つの下位概念別に検討することは不適當であると考えられる。なお、これ

に示した。まず、SOC-29 について、カイザー・ガットマン基準では6因子モデルが、因子数を少なく推定する Minimum Average Partial (MAP) 分析では2因子モデルが、因子数を多く推定する対角 Squared Multiple Correlation (SMC) 平行分析では9因子モデルがそれぞれ推奨された。次に、SOC-13 について、カイザー・ガットマン基準では3因子モデルが、MAP 分析では1因子モデルが、対角 SMC 平行分析では、5因子モデルがそれぞれ推奨された。以上から、SOC-29 では2, 6, 9因子解が、SOC-13 では1, 3, 5因子解がそれぞれ推奨され、理論通りの3因子に絞ることが困難であることが分かった。

### 考察

までの両尺度を用いた報告においては、下位尺度の  $\alpha$  係数が未記載であることも多く (e. g., 今林・那須野, 2014; 岩崎・五十嵐, 2011), 記載されていたとしても、その  $\alpha$  係数は許容範囲と言えない (e. g., 銅直, 2020; 藤里, 2015; 今井田・福井, 2022; 磯和・野口・三宮, 2019; Mahammadzadeh, Poursharifi, & Alipour, 2010; 戸ヶ里, 2017)。本研究でも、これらの先行研究と同様に十分な  $\alpha$  係数が得られなかったが、これは、データセットの問題というよりも、SOC の下位尺度として抽出された項目群に問題があるためかもしれない。このことについては、後に考察する。

### 確認的因子分析

さらに、人生の志向性に関する質問票の両尺度に対して、理論どおりの3因子構造を仮定した確認的因子分析によって因子構造を検討した。その結果、SOC-29 の適合度は良好ではなかったのに対して、SOC-13 の適合度は良好であったものの不適解であった。そのため、SOC-29 は理論的に想定されたおりの3因子構造を有さない可能性が、SOC-13 は3因子構造を有する可能性があるものの、項目の削除

や統合などの修正が必要である可能性が示された。このことから、両尺度の3つの下位尺度得点を個別に分析に用いることは困難であると判断された。

### 多変量分散分析

SOC-13においては、項目の削除や統合によって3因子構造が担保される可能性が確認されたものの、3つの下位尺度の信頼性は低かった。一方、SOC-29では3つの下位尺度の信頼性は許容範囲であった。このことは、SOC-29からSOC-13に短縮される過程で項目選定に問題があった可能性を提起する。そこで、人生の志向性に関する質問票に含まれる項目の感度を確認するため、学生・成人データ間で各項目得点および各下位尺度得点に有意差があるかを、多変量分散分析によって検討した。

その結果に基づいて考察する。把握可能感は項目3を除いて成人のほうが学生よりも有意に得点が高かった。また、SOC-13として選定された把握可能感の全項目について、成人のほうが学生よりも有意に得点が高かった。そのため、SOC-13に選定された把握可能感の項目は、測定の感度という点では適切である可能性が示唆された。それに対して、処理可能感では、項目25のみ成人のほうが学生よりも有意に得点が高かったものの、項目29では有意差が確認されず、それ以外の項目では学生のほうが成人よりも有意に得点が高かった。また、有意味感では、項目4のみ成人のほうが学生よりも有意に得点が高かったものの、項目28では有意差が確認されず、それ以外の項目では学生のほうが成人よりも有意に得点が高かった。

また、SOC全体得点については、両尺度ともに学生のほうが成人よりも有意に得点が高かった。下位尺度については、両尺度ともに把握可能感は成人のほうが学生よりも有意に得点が高かったのに対して、処理可能感と有意味感では学生のほうが成人よりも有意に得点が高かった。そのため、SOC-13の項目選定、特に処理可能感と有意味感については、測定の感度という点では不適切であった可能性が示唆

された。

なお、一部の項目において有意な性差が認められたものの、各尺度得点の水準では有意な性差はなかったため、SOC並びにその3つの構成要素には、概ね性差はないと考えてよいと思われる。この傾向は、上述した先行研究の大まかな方向性とも一致していた。

### 相関分析

続いて、両尺度における各尺度得点間の相関分析の結果、全ての組み合わせにおいて強い正の相関関係が確認された。このことは、3つの下位概念の連合が極めて強く、それぞれの識別が困難であることを示していると考えられた。

### 因子数の推定

最後に、両尺度が内包する因子数を推定したところ、SOC-29では、2, 6, 9因子解が、SOC-13では1, 3, 5因子解がそれぞれ推奨された。そのため、SOC-29は3因子構造ではない可能性が高いのに対して、SOC-13は3因子構造を有する可能性が示されたものの、3つ以上の因子を含んでいる可能性も示された。このことは、SOC-29の開発段階でファセット・アプローチが採用されていることから、作成時のマッピング・センテンスに3つの構成要素以外のファセットの成分が含まれていることに由来すると考えられる。Antonovskyは、3つの構成要素以外に、刺激の性質（手段的・認知的・感情的）、源（内的・外的・両方）、主観的要求（具体的・散漫・抽象的）、時間（過去・現在・未来）というファセットを含めてSOC尺度を開発した（Antonovsky, 1987 山崎・吉井監訳 2001）。そのため、SOC-29の方が、より多くの因子を内包すると判断されたのかもしれない。一方で、SOC-13では項目数が減ったことで、SOC-29よりも内包できる他のファセットの成分が減ることになる。これによって、SOC-29には内包されていた他のファセットや次元が、SOC-13ではその多くが欠落してしま

い、結果的に3つの構成要素の識別性が高くなった可能性がある。

しかしながら、Antonovsky が他の複数のファセットを含めてSOC-29を構成したことで、SOC-29には3つの構成概念以外のファセットの成分が多く含まれていることを考慮すると、その短縮版であるSOC-13は、3つの構成概念の識別力こそ高いとしても、SOC-29では測定可能であったSOCの特性を十分に反映しているわけではないとも考えられる。このことから、SOC-13はSOC-29の短縮版としては不適切である可能性がある。その反面、SOCの中核概念が、把握可能感・処理可能感・有意味感であることを考慮すると、SOC-29にはそれよりも重要度が低いファセットの成分が過剰に内包されていると考えることもできる。このことは、SOC-29では、把握可能感・処理可能感・有意味感という構成要素以外のファセットがもたらす影響を排除することが困難である可能性を示しており、SOC-29を用いた先行研究の知見が、把握可能感・処理可能感・有意味感以外の他のファセットの影響によってもたらされた可能性を完全には否定できないという懸念がある。そのため、そもそもSOC-29自体がSOCの測度として不適切である可能性も否めない。

なお、SOC-29の下位概念に付された把握可能感・処理可能感・有意味感といった因子名は、それぞれストレスに対する感覚を示すように読めるため、一般にストレス対処力と目される(山崎・戸ヶ里, 2019)ことが多い。しかし、項目内容を概観すると、ストレスに対する感覚を測定するというよりは、人生全般に対する態度を測定する項目内容であるとも解釈できる。このことはAntonovskyが尺度名を「人生の志向性に関する質問票」としたこととも矛盾しない。すなわち、この意味でも、SOC-29はSOC概念の測定において、不要な他の要素を含有し過ぎている可能性がある。そうであるならば、SOCの概念定義に即して、SOCの3つの構成概念のみを独立して測定できる新たな尺度の開発が必要となるだろう。

これまで、本研究で取り上げた人生の志向性に関する質問票(SOC-29, SOC-13)以外にも、SOC-E(Flensburg-Madsen, Ventegodt, & Merrick, 2006)やSOC-R(Bachem & Maercker, 2018)など、SOCを測定するとされる尺度はいくつか開発されてきた。しかしながら、SOC-Eは感情面に焦点化していたり、SOC-RはSOCの構成概念の解釈が異なったりするなど、いずれもSOCの理論検証に何らかの課題があると言わざるを得ない。今後、SOCの3つの構成要素という成分のみを測定できる新たな尺度の開発が望まれる。

### 限界と課題

本研究の限界と課題を以下に述べる。まず、人生の志向性に関する質問票の各項目の感度について、本研究では学生と成人の差異しか検討していない。そのため、年齢層をより広く設定して再検討する必要があるだろう。また、本研究では、成人の方が学生よりも得点が低い項目を、測定の感度が低い項目と仮定したが、中には、実際にそのような結果が妥当である項目も存在しうる。例えば、学生のほうが、残された想定寿命が長いため、有意味感が高くなる可能性も否めない。さらに言えば、学生時代よりも多くのストレスを現在進行形で経験中の成人にとっては、世界や人生は学生よりも複雑であり、処理可能感が下がる可能性もある。そのため、感度が低いと目される各項目の内容を改めて精査する必要があるだろう。

次に、本研究ではSOC-13自体を用いておらず、SOC-29により測定した結果から13項目の回答を選んでSOC-13として扱った。そのため、SOC-13に対する純粋な回答とは質的に異なる可能性が否めない。今後は、SOCの測度として、SOC-29を用いた調査と、SOC-13のみを用いた調査を別文脈で実施し、純粋なSOC-13に対する回答の結果について、SOC-29と比較検討する必要があるだろう。

## 結論

SOCは、心身の健康を予測する概念の一つであるが、その測度である日本語版人生の志向性に関する質問票の29項目版と13項目版のいずれも、SOCの3つの構成要素を互いに識別して測定できない可能性が示された。健康生成論の理論検証のためには、これらの3つの構成要素を互いに他と識別して簡易に測定できる尺度の開発が必要であろう。

## 附記

本研究は、第1回看護ケアサイエンス学会・第11回日本情動学会合同大会にて発表された「首尾一貫感覚 (Sense of Coherence) を測定する日本語版尺度の因子構造の再検討 (磯和・今井田・福井, 2022)」に大幅な加筆を加えたものである。

## 【引用文献】

- Antonovsky, A. (1979). *Health, Stress and Coping*. Jossey-Bass Publishers.
- Antonovsky, A. (1987). *Unraveling the mystery of health: How people manage stress and stay well*. Jossey-Bass Publishers.
- (アントノフスキー, A. 山崎 喜比古・吉井 清子監訳 (2001). 健康の謎を解く——ストレス対処と健康保持のメカニズム—— 有信堂高文社)
- Bachem, R., & Maercker, A. (2018). Development and psychometric evaluation of a revised Sense of Coherence Scale. *European Journal of Psychological Assessment, 34*(3), 206-215.
- 銅直 優子 (2020). 大学生における首尾一貫感覚と同一性との関連 応用心理学研究, *46*(2), 167-175.
- Feldt, T., & Rasku, A. (1998). The structure of Antonovsky's orientation to life questionnaire. *Personality and Individual Differences, 25*(3), 505-516.
- Flensborg-Madsen, T., Ventegodt, S., & Merrick, J. (2005). Sense of Coherence and Physical Health. A Review of Previous Findings. *The Scientific World JOURNAL, 5*, 665-673.
- Flensborg-Madsen, T., Ventegodt, S., & Merrick, J. (2006). Sense of Coherence and Physical Health. The Emotional Sense of Coherence (SOC-E) was Found to be the Best-Known Predictor of Physical Health. *The Scientific World JOURNAL, 6*, 2147-2157.
- 藤里 紘子 (2015). Sense of Coherence の3要素はあらゆる状況で適応的に働くのか? —— Sense of Coherence への介入研究に向けて —— 応用心理学研究, *41*(2), 147-155.
- Guttman, L. (1980). Recent structural laws of human behavior. *The Bulletin of the Institute of Communications Research, Keio University, 14*, 1-12.
- Eriksson, M., & Lindström, B. (2005). Validity of Antonovsky's sense of coherence scale: a systematic review. *Journal of Epidemiology & Community Health, 59*(6), 460-466.
- 池田 智 (2022). 特定機能病院に勤務する新卒看護師のストレス対処力 SOC, 職業性ストレス, 組織風土, アイデンティティおよび精神健康度の関連 日本看護研究学会雑誌, *45*(4), 855-868.
- 今林 俊一・那須野 美咲 (2014). 大学生の首尾一貫感覚に関する研究 鹿児島大学教育学部教育実践研究紀要, *23*, 143-149.
- 今井田 貴裕・福井 義一 (2022). 健康生成モデルにおける汎抵抗資源 (GRRs) の分類の妥当性の検討および首尾一貫感覚 (SOC) の形成に寄与する GRRs の特定 心の危機と臨床の知, *23*, 1-21.
- 磯和 壮太郎・今井田 貴裕・福井 義一 (2022). 首尾一貫感覚 (Sense of Coherence) を測定する日本語版尺度の因子構造の再検討 第1回看護ケ

- アサイエンス学会・第11回日本情動学会合同大会抄録集, 29-30.
- 磯和 壮太郎・野口 直樹・三宮 真智子 (2019). 大学生の Sense of Coherence が抑うつと主観的幸福感に及ぼす影響に対する自発的な自己観の好ましきによる媒介効果の検討 *Journal of Health Psychology Research*, 31(2), 155-164.
- 岩崎 眞和・五十嵐 透子 (2011). 大学生における sense of coherence とアタッチメント・スタイルおよび知覚されたソーシャル・サポートの関連 教育実践学論集, 12, 71-81.
- 真鍋 一史 (2003). ファセット・アプローチにもとづく調査票設計とデータ解析の試み—「日本語観国際センサス調査」の事例— 行動計量学, 30(1), 53-69.
- Mahammadzadeh, A., Poursharifi, H., & Alipour, A. (2010). Validation of Sense of Coherence (SOC) 13-item scale in Iranian sample. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 5, 1451-1455.
- Samełko, A., Szczypińska, M., & Guszowska, M. (2022). What enables elite athletes to maintain vigour during a pandemic? The importance of personal resources in coping with stress. *Kwartalnik Naukowy Fides et Ratio*, 3(51), 151-158.
- 高山 智子・浅野 祐子・山崎 喜比古 (1999). ストレスフルな生活出来事が首尾一貫感覚 (Sense of Coherence: SOC) と精神保健に及ぼす影響 日本公衆衛生雑誌, 46(11), 965-976.
- 高阪 悠二・戸ヶ里 泰典・山崎 喜比古 (2010). 中高年期におけるストレス対処能力 (SOC) と健康関連習慣の関連 社会医学研究, 27(2), 1-10.
- 戸ヶ里 泰典 (2017). SOC スケールの使い方 山崎 喜比古 (監修)・戸ヶ里 泰典 (編) 健康生成力 SOC と人生・社会——全国代表サンプル調査と分析—— (pp. 25-38) 有信堂高文社
- 戸ヶ里 泰典 (2019). SOC はどのように測ることができるのか 山崎 喜比古・戸ヶ里 泰典 (編) ストレス対処力 SOC——健康を生成し健康に生きる力とその応用—— (pp. 43-61) 有信堂高文社
- 戸ヶ里 泰典, 山崎 喜比古 (2005). 13項目5件法版 Sense of Coherence Scale の信頼性と因子的妥当性の検討 民族衛生, 71(4), 168-182.
- 戸ヶ里 泰典・山崎 喜比古・中山 和弘・横山 由香里・米倉 佑貴・竹内 朋子 (2015). 13項目7件法 sense of coherence スケール日本語版の基準値の算出 日本公衆衛生雑誌, 62(5), 232-237.
- 津野 陽子 (2019). SOC と社会 山崎 喜比古・戸ヶ里 泰典・坂野 純子 (編) ストレス対処力 SOC——健康を生成し健康に生きる力とその応用——, (pp. 99-108) 有信堂高文社
- 山崎 喜比古・戸ヶ里 泰典 (2019). ストレス対処・健康生成力 SOC とは 山崎 喜比古・戸ヶ里 泰典 (編) ストレス対処力 SOC——健康を生成し健康に生きる力とその応用—— (pp. 3-24) 有信堂高文社