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

戸ヶ里泰典 山崎喜比古

Examination of the reliability and factor validity of 13-item five-point version
Sense of Coherence Scale

Taisuke TOGARI and Yoshihiko YAMAZAKI

As for the Japanese version Sense of Coherence (SOC) scale and especially the simple 13-item version (SOC-13), operating frequency is increasing in recent years. However, the factor validity of SOC scale Japanese version has not been examined yet. Although the SOC scale has taken the seven-point scale, it is said that a seven-point scale has a possibility that individual difference may arise in distribution of evaluation compared with a five-point scale, and the measurement by the five-point scale is frequent in Japan. Then, this research aimed at carrying out examination of the reliability and factor validity of the five-point SOC-13 scale Japanese version.

Two samples were used in this research.

The 1st sample was targeted for 1800, 20 or older-year men and women who did two step random sampling of stratification from the Japan whole region. The number of effective recoveries was 1095 votes (485 males, 610 females, valid response rates of 60.8%).

The 2nd sample is targeted for 600, 55 to 74 years old, men and women who did random sampling of stratification from the A divisions of Tokyo. The number of effective recoveries was 383 votes (175 males, 208 females, valid response rates of 63.8%).

When examination of the reliability of five-point SOC-13 scale and factor-validity was performed, in the item 4, it turned out that I-T correlation is low. In the second-order three factor model, the good degree of model-fit was obtained in the error covariance correction model which sets up the error covariance of an item 2 and an item 3, and the two-item deletion model which deleted the item 4 and item 2 which has a problem about content validity. It is necessary to correct a wording etc. about an item 2 and an item 4.

Key words : Sense of Coherence Scale, item analysis, factor validity, confirmatory factor analysis, simultaneous analysis of several groups

SOCスケール, 項目分析, 因子的妥当性, 確証的因子分析, 多母集団の同時分析

Ⅰ 緒 言

Aaron Antonovsky (1979, 1987) により提唱された首尾一貫感覚 (Sense of Coherence ; SOC) とは、ストレッサーやライフクライシスに成功的に対処し、それらがもつ人間の成長促進可能性を現実のものとする個人あるいは集団の能力である。

このSOCはAntonovsky (1987) により提示されたその形成と健康への影響に関する理論モデル (健康生成モデル) により構造が仮説的に明らかになっている。すなわち人には汎抵抗資源 (General Resistance Resources ; GRRs) と呼ばれるストレッサーを人生経験に変える資源を介して3種類の経験 (一貫性, 過少負荷一過大負荷のバランス, 結果形成への参加) がもたらされ, これらの経験により, 把握可能感, 処理可能感, 有意味感というSOCの3要素の形成につながるとされている。

Antonovsky は, それまでの人生におけるトラウマ的な出来事やそれに伴う不可避で重要な結果等を内容とする非構造化面接を51人に実施しこのSOCのスケール化に取り組んだ (Antonovsky, 1987)。スケール開発においては, ガットマン (L. Guttman) のファセット・アプローチを用い, 強いあるいは弱いSOCを持つと判断した面接回答者の言葉, 文章よりアイテムプールを作成した。作成の最終段階においては各アイテムが3つの構成要素のうち何を表すものかを選択し, 同時に, 項目作成の便宜を図るために4つの刺激を表すファセット (刺激の性質 (modality) ; 手段的・認知的・感情的, 刺激の源 (source) ; 内的・外的・両方, 刺激の要求 (demand) ; 具体的・散漫・抽象的, 時間 (time) ; 過去・現在・未来) を含んだ項目群とした。4ファセットには各々3つの要素がある為3の4乗, 81通りの種類が考えられるが, 回答の簡便性を図るため項目数を29項目, さらに13項目と下げており, 最終的に残ったファセットは限局されたものとなっている。

Antonovsky (1987) によるSOCスケールは29

項目と13項目の短縮版がある。いずれも7件法のSD法である。29項目, 13項目が現在もっとも流布されているといえるが, このほかに, Suominen et al. (1999) による16項目4件法版, Kivimaki, et al. (2000) による6項目7件法版, Lundberg (1995) による3項目3件法版, Torsheim et al. (2001) による13項目5件法中学生版がある。

これらSOCスケールの構成概念妥当性の検討として, 縦断研究によるSOCの健康に対する予測力が実証されてきている。29項目版では労働者において8年後の冠動脈疾患発生 (Poppius, et al. 1999) および全死因死亡率 (Poppius, et al. 2003), 整形外科患者における2年後のSF-36 (Ristner, et al. 2000), 統合失調症患者において18ヶ月後のLancashire QOL ProfileおよびGlobal psychosocial Functioning (Bengtsson-Tops, and Hansson, 2000) 自殺未遂患者において6ヶ月間の自殺念慮・企図 (Petrie and Brook 1992) が示されている。また, 13項目版では労働者を対象とした場合, 1年後の身体症状やバーンアウト (Feldt et al. 2000), 16項目版では4年後の主観的健康状態 (Suominen et al. 2001), 6項目版では労働者を対象とした場合, 女性の4年後の病欠欠勤と5年後の主観的健康 (Kivimaki et al. 2000), 同じく労働者を対象として, 女性の4年後の主観的健康と病欠 (Kivimaki et al. 2002), 3項目版では6年後の死亡率 (Surtees et al. 2003) の予測力が実証されている。

また, SOCの理論的機能としてはストレッサーの緩衝効果が考えられ, 大学生を対象とし, ストレスフルライフイベントが2ヵ月後の身体的症状に及ぼす影響に対する緩衝効果 (Jorgensen et al. 1999), および, ライフストレスがNK細胞活性低下に及ぼす影響の緩衝効果 (Lutgendorf et al. 1999) が, 中学生を対象とした研究で, ライフストレッサーの緩衝効果が (Torsheim et al. 2001) 示されている。

SOCの因子的妥当性の検討として, かつては探索的因子分析 (Exploratory Factor Analysis ;

EFA)が行われていた。Antonovsky (1993), Frenz et al. (1993), Haway et al. (1992)では全て1因子性である旨が示されている。これは先述のようにSOCスケールは主要な3要素のほかいくつかのファセットを含むことからEFAでは3下位因子の抽出が困難であることが考えられる。

一方、Feldt and Rasku (1998)はフィンランド語13項目版の確証的因子分析(Confirmatory Factor Analysis; CFA)を用い、技術者サンプル(N=989)、教師サンプル(N=1092)、管理職サンプル(N=1035)に対して多母集団の同時分析を実施し、項目2と項目3の誤差に相関を認めるという修正は要するものの、把握可能感、処理可能感、有意味感の3因子その上位にSOCという単一の因子を配する2次因子構造($\chi^2/df=4.40$)を検証した。またフランス語13項目版(Gana and Garnier, 2001)においても地域サンプル(N=647)で同様に項目2と3の誤差相関を認めた上での二次因子構造が示されている($\chi^2/df=1.57$, CFI=0.97, RMSEA=0.04)。Feldt et al. (2003)は2つの労働者サンプル(N=141, N=211)を5年間隔の2時点で測定し、各時点における二次因子構造の適合度を検討しており、項目2と3の誤差相関を認めたモデルでは $\chi^2/df=2.36\sim 3.09$ 、項目2と3を削除したモデルでは $\chi^2/df=1.21\sim 2.26$ の適合度が示されている。またフィンランド語13項目版は、Feldt et al. (2000)により項目2を削除した場合における1年間の二次因子構造の安定性が、Feldt et al. (2003)により項目2および3を削除した場合の5年間の二次因子構造の安定性が示されている。

日本語版29項目・13項目SOCスケールは山崎(1999)により開発され、構成概念妥当性の検討としては29項目7件法版で大学生における2年後の身体的健康状態やwell-beingへの予測力が明らかとなったほか(戸ヶ里ほか, 2003)、SOCのストレス緩衝効果として、一般住民におけるストレスフルイベントが1年後の精神健康に及ぼす影響の緩衝効果(高山ほか, 1999)、13項目5件

法版では家庭、職場、地域、自己の4側面の環境におけるストレス緩衝効果がストレス量に及ぼす影響の緩衝効果(山崎, 2003)が示されている。

しかしながら日本語版SOCスケールの因子的妥当性の検討に関しての報告はなく、また、信頼性・妥当性の検討に関しても地域サンプルのみに限られており、国民サンプルでの検討はいまだ行われていない。とくに簡便なSOC13項目版は近年使用頻度が高まっておりこの検討は急務である。また、海外で用いられているSOCスケールは7件法という測定方式をとる場合が多いが、7件法は間隔尺度に近づくものの5件法に比べると評価の分散に個人差が生じる恐れがあるといわれており、日本国内では一般的に5件法による測定は頻繁となっている(林, 2002)。海外で用いられた13項目5件法版のSOCスケールはTorsheim et al. (2001)によるもののみであるが、国内では、本江ほか(2003)による高齢者を対象にした研究と、山崎(2003)、高阪ほか(2004)による検討が報告されている。特に、山崎(2003)により上記のストレス緩衝効果も示されており、13項目5件法版は今後使用頻度が増加していくことが考えられる。

そこで、本研究では、日本国民代表サンプル(全国サンプル)と地域サンプルの両者を用いて日本語版の13項目5件法版SOCスケールの信頼性と因子的妥当性の検討をすることを目的とした。

II 方 法

1. 対象と方法

本研究では2種類のサンプルを検討した。第1のサンプル(以下全国サンプル)は日本国内全域より層化2段階無作為抽出した20歳以上の男女1800名で、2002年9月1日～30日に無記名自記式質問紙を用い、郵送法で調査を実施した。有効回収数は1095票(男性485票、女性610票、有効回収率60.8%)であった。第2のサンプル(以下地域サンプル)は、東京都A区より層化無作為抽出した55歳以上75歳未満の男女600名で、

表1 本研究の分析対象者の性・年齢分布

	全国サンプル (n = 1095)	地域サンプル (n = 383)
	度数 (%)	度数 (%)
男性	485 (44.3)	175 (45.7)
女性	610 (55.7)	208 (54.3)
20代	133 (12.1)	—
30代	183 (16.7)	—
40代	178 (16.3)	—
50代	252 (23.0)	86 (22.5)
60代	207 (18.9)	203 (53.0)
70代以上	142 (13.0)	94 (24.5)
平均年齢 ± SD	48.8 ± 14.8	64.6 ± 5.7

2003年10月3～31日に無記名自記式質問紙を用い、留置法で調査を実施した。有効回収数は383票（男性175票、女性208票、有効回収率63.8%）であった。分析対象者の性・年齢別の分布を表1に示した。

2. 測定尺度

Antonovsky (1987) により開発された13項目短縮版SOCスケール (SOC-13) の日本語版 (山崎, 1999) を用いた。本研究においては、5ポイントのSD法を用いた。各項目とSD法の両極については表2に示した。また、各項目の下位因子およびマッピングのプロフィールについても表2に示した。SOC-13は3下位因子、すなわち把握可能感 (comprehensibility) を表わす項目 (2, 6, 8, 9, 11), 処理可能感 (manageability) を表わす項目 (3, 5, 10, 13), 有意味感 (meaningfulness) を表わす項目 (1, 4, 7, 12) より成り立っている。5件法SOC-13のCronbach α 係数 (以下 α 係数) は全国サンプルでは.819, 地域サンプルでは.833であった。

3. 分析方法

第1に5件法SOC-13の信頼性分析を行った。信頼性分析は、Item-Total相関 (以下I-T相関) と、項目削除後の α 係数を算出することにより検討した。

第2に5件法SOC-13の因子的妥当性の検討を行うため、各サンプル別、男女別に確認的因子分析 (Confirmatry Factor Analysis; CFA) を行った。その際、SOCの構成概念妥当性や関連要因に関して性差があるとする研究 (Cammel et al. 1991; Kivimaki et al. 2000) と、ないとする研究 (Feldt et al. 2000; Gana and Garnier, 2001) があり、本研究では性差を考慮する必要があると考え、男女別に検討を行うこととした。

また、5件法SOC-13スケールの因子的妥当性を検討するにあたり、先行研究の結果をもとに1次1因子モデル (図1) と2次3因子モデル (図2) の2種類のモデル適合度の比較を行った。1次3因子モデルに関しては適合度指標の値が2次3因子モデルと同一であり、作成者のAntonovsky (1987) によればSOCスケール作成過程において3下位因子別のサブスケールとしての使用を目的としていないため今回の検討から外した。

また、モデルの検証を進める際に、適宜モデルの修正を行った。モデルの修正は信頼性分析の結果および、Feldt and Rasku (1998), Gana and Garnier (2001) による項目2と項目3の誤差間の共分散の設定、Feldt et al. (2000), Feldt et al. (2003) による信頼性と因子妥当性の低い項目の削除による修正を考慮し、実施した。

項目の削除に関してFeldt et al. (2003) は、因子負荷量が低く誤差相関の大きいことのみを理由に、項目2と項目3を削除している。今回はその結果も踏まえつつも、I-T相関及び項目削除後の α 係数も考慮に入れ、因子負荷量の低い項目を削除の視野に入れていく。しかしながら、あくまでも今回の検討における削除は信頼性と因子的妥当性との兼ね合いによるものであり、削除候補に挙がった項目については今後削除を必要とする示唆のみではなく、ワーディング、内容妥当性、予測妥当性等について再度検討が必要である旨を附しておく。

第3に男女間における因子・パス係数の同一性を検討するため、多母集団の同時分析 (豊田, 1998; Arbuckle and Wothke, 1999) を実施し

表2 5件法 SOC-13 スケール各項目と信頼性分析

構成要素 ¹⁾	マッピングのプロファイル ²⁾	項目内容	全国サンプル (n = 986) (Cronbach α = .819)		地域サンプル (n = 351) (Cronbach α = .832)	
			平均 ³⁾ $\pm$ SD	Item-Total 相関	平均 ³⁾ $\pm$ SD	Item-Total 相関
Q1	me	1222 あなたは、自分のまわりでお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？ …全くなかった / いつもそうだった (R)	3.36 $\pm$ 1.24	.399	3.63 $\pm$ 1.20	.382
Q2	co	1221 あなたは、これまでに、よく知っていると思っていて人の、思わぬ行動に驚かされたことがありますか？ …全くなかった / いつもそうだった (R)	3.58 $\pm$ 1.22	.389	3.48 $\pm$ 1.16	.336
Q3	ma	1221 あなたは、あてにしていた人につかりさせられたことがありますか？ …全くなかった / いつもそうだった (R)	3.40 $\pm$ 1.29	.427	3.24 $\pm$ 1.18	.439
Q4	me	2331 今まで、あなたの人生は、…明確な目標は全くなかった / とても明確な目標や目的があった	3.30 $\pm$ 1.14	.240	3.34 $\pm$ 1.32	.264
Q5	ma	1222 あなたは、不当な扱いを受けているという気持ちになることはありますか？ …とてもよくある / 全くない	3.53 $\pm$ 1.33	.481	3.73 $\pm$ 1.23	.413
Q6	co	2232 あなたは、不慣れな状況の中にいると感じ、どうすればよいのかわからないと感じることがありますか？ …とてもよくある / まったくない	3.49 $\pm$ 1.32	.524	3.68 $\pm$ 1.25	.632
Q7	me	1312 あなたが、毎日していることは、…喜びと満足を与えてくれる / つらく退屈である (R)	3.37 $\pm$ 1.00	.404	3.68 $\pm$ 0.93	.466
Q8	co	2122 あなたは、気持ちや考えが非常に混乱することがありますか？ …とてもよくある / 全くない	3.45 $\pm$ 1.28	.604	3.54 $\pm$ 1.22	.641
Q9	co	3122 あなたは、本当なら感じたくないような感情をいだいてしまうことがありますか？ …とてもよくある / 全くない	3.32 $\pm$ 1.25	.545	3.40 $\pm$ 1.17	.571
Q10	ma	3131 どんなに強い人でさえ、ときには「じぶんはダメな人間だ」と感じることもあるものです。あなたはこれまで「自分ダメな」人間だと感じたことがありますか？ …全くなかった / よくあった (R)	2.69 $\pm$ 1.27	.493	2.89 $\pm$ 1.22	.479
Q11	co	1211 何か起きたとき、ふつう、あなたは、…そのことを過大に評価したり、過小に評価してきた / 適切な見方をしてきた	3.38 $\pm$ 1.25	.394	3.69 $\pm$ 1.12	.515
Q12	me	1212 あなたは、日々の生活で行っていることにほとんど意味がないと感じることがありますか？ …とてもよくある / 全くない	3.72 $\pm$ 1.27	.508	3.93 $\pm$ 1.14	.557
Q13	ma	3122 あなたは、自制心を保つ自信がなくなることがありますか？ …とてもよくある / 全くない	3.55 $\pm$ 1.08	.525	3.64 $\pm$ 1.08	.577

¹⁾ me: 有意意味感, co: 把握可能感, ma 処理可能感 ²⁾ 数字は性質 (1 手段的, 2 認知的, 3 感情的), 源 (1 内的, 2 外的, 3 両方), 要求 (1 具体的, 2 散漫, 3 抽象的), 時間 (1 過去, 2 現在, 3 未来) の順 ³⁾ レンジ: 1 ~ 5

図1 SOC-13スケール 1次1因子モデル

図2 SOC-13スケール 2次3因子モデル

た。ここでは、男女間で等値制約のないモデル (Model1), 男女間でパス係数・共分散を等値制約したモデル (Model2), パス係数に加え、誤差分散を等値制約したモデル (Model3) とを比較し、Model3が採択された場合、男女間でモデルが同質であるものとした。

最後にサンプルごとに、最終的に採択したモデルの算出された標準化係数を検討した。

なお、有意水準は5% (両側) とした。また、構造方程式モデリングにおける適合度は、 χ^2/df , CFI, RMSEAを利用した。また、多母集団の同時分析におけるモデル比較においてはAICならびにモデル間の差の χ^2 検定を併用し、総合的に評価した。

構造方程式モデリングにおける分析時の欠損データについては最尤推定法により推測した。

単純集計、および信頼性分析は統計パッケージ

SPSS11.5J for Windowsを用い、構造方程式モデリングの分析にはAmos5.0を用いた。

III 結 果

1. 信頼性分析 (表2)

I-T相関分析の結果、両サンプルに共通して信頼性の低い項目は項目4であることがわかった。次いでI-T相関係数の低い項目は項目2であり、これも両サンプルに共通していた。また、項目削減時の α 係数は、唯一項目4を削減したときのみ13項目における α 係数よりも上昇していることが明らかとなった。また、これは両サンプルに共通していた。また、13項目尺度および下位因子別尺度の心理測定特性をAppendix3に、属性別のSOCスコア分布をAppendix4に示した。

表3 全国サンプルにおける SOC スケールに関する CFA 各モデル適合度の比較

	全国サンプル 男性 (n = 485)					全国サンプル 女性 (n = 610)				
	χ^2	df	χ^2/df	CFI	RMSEA	χ^2	df	χ^2/df	CFI	RMSEA
修正なし										
1次1因子モデル	332.121	65	5.110	.810	.092	397.054	65	6.109	.802	.092
2次3因子モデル	320.503	63	5.087	.817	.092	368.994	63	5.857	.818	.089
Feldt and Rasku (1998) による誤差共分散修正モデル ¹⁾										
1次1因子モデル	214.002	64	3.344	.893	.070	267.444	64	4.179	.879	.072
2次3因子モデル	199.722	62	3.222	.902	.068	235.167	62	3.793	.897	.068
2項目削除モデル ²⁾										
1次1因子モデル	148.808	44	3.382	.907	.070	202.226	44	4.596	.887	.077
2次3因子モデル	130.959	42	3.177	.919	.067	171.752	42	4.089	.907	.071

¹⁾ 項目2と項目3の各誤差の間に共分散を認めたモデル

²⁾ 項目2と項目4を削除したモデル

表4 地域サンプルにおける SOC スケールに関する CFA 各モデル適合度の比較

	地域サンプル 男性 (n = 175)					地域サンプル 女性 (n = 208)				
	χ^2	df	χ^2/df	CFI	RMSEA	χ^2	df	χ^2/df	CFI	RMSEA
修正なし										
1次1因子モデル	167.694	65	2.580	.836	.095	150.427	65	2.314	.866	.080
2次3因子モデル	133.409	62	2.152	.888	.075	133.409	62	2.152	.888	.075
Feldt et al. (1998) による誤差共分散修正モデル ¹⁾										
1次1因子モデル	126.903	64	1.983	.899	.075	130.800	64	2.044	.895	.071
2次3因子モデル	77.357	41	1.887	.928	.071	114.209	61	1.872	.917	.065
2項目削除モデル ²⁾										
1次1因子モデル	82.245	44	1.869	.925	.071	88.707	44	2.016	.921	.070
2次3因子モデル	77.357	41	1.887	.928	.071	72.654	41	1.772	.944	.061

¹⁾ 項目2と項目3の各誤差の間に共分散を認めたモデル

²⁾ 項目2と項目4を削除したモデル

2. 因子分析 (表3, 表4)

信頼性分析と先行研究 (Feldt et al., 2000 ; Feldt et al., 2003) の結果を踏まえ、モデルの修正が必要である場合、項目2と3の誤差間に共分散を設定する方法 (誤差共分散修正モデル)、および、当初方法に示した方針を変更し信頼性の低い項目4と先行研究の指摘する項目2を削除する方法 (2項目削除モデル) の両方法で修正を行い CFA を実施、モデル適合度を比較した。CFA によるモデル適合度の結果を、全国サンプルに関しては表3で、地域サンプルに関しては表4で示した。

全国サンプルにおいて、修正のないモデルは、男女ともに1次1因子モデル、2次3因子モデルの両方で低い適合度 ($\chi^2/df > 5.0$, CFI < 0.9 , RMSEA > 0.08) (Arbuckle and Wothke, 1999) であることがわかった。Feldt and Rasku (1998) による誤差共分散の修正を行ったところ適合度は向上し、特に男女の2次3因子モデルにおいては良好な適合度が得られた。2項目削除モデルに関しては男女の両モデルとも良好な適合度であるが、若干2次3因子モデルのほうが良好であることがわかった。誤差共分散修正モデル、2項目削除モデルともに、2次3因子モデルにおいては良

表5 誤差分散修正モデルに対する男女間における多母集団の同時分析結果

		χ^2	DF	χ^2/DF	CFI	RMSEA	AIC	p ¹⁾
全国サンプル	Model1 ²⁾	434.941	124	3.508	.899	.048	602.910	—
	Model2 ³⁾	450.635	138	3.265	.899	.046	590.635	.332
	Model3 ⁴⁾	478.112	153	3.125	.895	.044	588.112	.013
地域サンプル	Model1 ²⁾	230.831	122	1.892	.914	.048	402.831	—
	Model2 ³⁾	255.205	136	1.877	.906	.048	399.205	.041
	Model3 ⁴⁾	273.282	151	1.806	.904	.046	386.776	.057

1) model1 との差の χ^2 検定

2) 男女間で等値制約なし

3) 男女間で各パス係数を等値制約したモデル

4) Model2 に加え、男女間で誤差変数の分散を等値制約したモデル

好な適合度であることから、両者を採択した。

地域サンプルにおいてはCFIに着眼すると修正のないモデルでは0.9以下の低い適合度であったが、Feldt and Rasku (1998) による誤差共分散修正を行ったところ、2次3因子モデルが、ならびに2項目削除モデルは1次1因子モデル、2次3因子モデルともに0.9を上回っている。2項目削除モデルは女性の場合は、1次1因子モデルに比べ2次3因子モデルのほうが適合度指標が向上しているため後者を採択した。一方男性の場合、1次1因子モデル、2次3因子モデルともに変わらない適合度であるが、若干CFIが高く、また、理論的にも整合性のある2次3因子モデルが採択できる。また、両修正方法によるモデルはともに良好な適合度であるといえ、修正方法に関しては両者を採択した。

3. 多母集団の同時分析

全国サンプル、地域サンプル各々において、誤差共分散修正モデル、2項目削除モデルの男女間における同時分析を行った。男女間で等値制約のないモデル (Model1)、男女間でパス係数・共分散を等値制約したモデル (Model2)、パス係数・共分散に加え、誤差分散を等値制約したモデル (Model3) を比較した。

1) 誤差共分散修正モデル (表5)

全国サンプルではModel1, 2, 3ともに適合度はCFIではやや低い (< 0.9) が、 χ^2/df ,

RMSEAでは良好な適合度が示されている。Model3は、 χ^2 値の差の検定で棄却されており、model2は棄却されていないことから男女間で各項目の誤差分散が異なっていることが示され、男女同質のモデルであるとは言い難い。したがってModel1を採択した。

地域サンプルにおいてはModel1の適合度はいずれも良好な値が示されている。Model3は適合度指標はModel1と変わらず良好な値を示している。AICに関してもModel1よりも低い値を示している。また、 χ^2 値の差の検定では受容されており、より自由度の高いModel3を採択できる。したがって、地域サンプルにおいては誤差共分散修正モデルは男女間で同質なモデルであると言える。

採択した全国サンプルのModel1のパスモデルとパス係数を男女別に図3-1、図3-2に示し、地域サンプルのModel3のパスモデルとパス係数を図4に示した。

2) 2項目削除モデル (表6)

全国サンプルではModel1の適合度はいずれも良好である。Model3の適合度指標はModel1と変わらず良好な値を示しており、AICの値もより低いものとなっている。 χ^2 値の差の検定でも受容されており、Model3を採択できる。

地域サンプルにおいても同様Model1, Model3ともに良好な適合度を示しており、Model3ではModel1に比較してAICは低い。 χ^2 値の差の検定

図3-1 全国サンプルにおけるSOC 2次因子分析結果（男性）・誤差共分散修正モデル

標準化パス係数（各パスの近傍）と相関係数、重相関係数の平方（内生変数の右肩）

注1）パス係数は0.1%水準で有意

注2）d2の分散推定値に不適解が生じたため、d2の分散を0に固定した

図3-2 全国サンプルにおけるSOC 2次因子分析結果（女性）・誤差共分散修正モデル

標準化パス係数（各パスの近傍）と相関係数、重相関係数の平方（内生変数の右肩）

注1）パス係数は0.1%水準で有意

注2）d2の分散推定値に不適解が生じたため、d2の分散を0に固定した

においてもModel3は受容されており、Model3を採択できる。

採択した全国サンプル、および地域サンプルでのModel3のパスモデルとパス係数を図5、図6に示した。

IV 考 察

本研究の目的は13項目5件法SOCスケールの信頼性と因子的妥当性の検討にあった。 α 係数はTorsheim et al. (2001) および本江ほか (2003) の結果と同様.8台前半を保つことが出来ており、

図4 地域サンプルにおけるSOC 2次因子分析結果・誤差共分散修正モデル
標準化パス係数（各パスの近傍）と相関係数、重相関係数の平方（内生変数の右肩）
注1）多母集団の同時分析後
注2）パス係数は5%水準で有意
注3）d2の分散推定値に不適解が生じたため、d2の分散を0に固定した

表6 2項目削除モデルに対する男女間における多母集団の同時分析結果

		χ^2	DF	χ^2/DF	CFI	RMSEA	AIC	p ¹⁾
全国サンプル	Model1 ²⁾	305.127	84	3.633	.912	.049	445.200	—
	Model2 ³⁾	316.799	95	3.335	.912	.046	434.799	.395
	Model3 ⁴⁾	338.975	108	3.139	.908	.044	430.975	.089
地域サンプル	Model1 ²⁾	150.019	82	1.829	.936	.047	294.019	—
	Model2 ³⁾	169.208	93	1.819	.929	.046	291.208	.058
	Model3 ⁴⁾	182.528	107	1.706	.929	.043	276.528	.144

1) model1 との差の χ^2 検定

2) 男女間で等値制約なし

3) 男女間で各パス係数を等値制約したモデル

4) Model2 に加え、男女間で誤差変数の分散を等値制約したモデル

13項目5件法版においても内の一貫性が保たれていることが明らかになった。

本研究では、CFAの結果、先行研究同様 (Feldt and Rasku, 1998) 項目2と3の誤差相関設定という修正を要するものの、日本語版13項目5件法SOCスケールはAntonovsky (1993), Frenzy et al. (1993), Haway et al. (1992) による1因子構造ではなく、Antonovsky (1987) がスケール開発時に設定した2次3因子構造であることが明らかとなった。また、概ね男女とも同様

の構造であることが明らかとなった。

一方で、誤差共分散を設定した全国サンプルでのモデルにおいて、今回の分析では男女間における同質性が否定された結果が採択された。男女間では、因子負荷量はほぼ同質であるものの、各項目の誤差分散において男女間で異質であることが示され、Cammel et al. (1991), Kivimaki et al. (2000) が行ったようにSOCスケール使用の際には、基本的には性別を考慮する必要性が考えられる。

図5 全国サンプルにおけるSOC2次因子分析結果・2項目削除モデルの標準化パス係数（各パスの近傍）と重相関係数の平方（内生変数の右肩）

注1) 多母集団同時分析後

注2) パス係数は0.1%水準で有意

注3) d2の分散推定値に不適解が生じたため、d2の分散を0に固定した

図6 地域サンプルにおけるSOC2次因子分析結果・2項目削除モデルの標準化パス係数（各パスの近傍）と重相関係数の平方（内生変数の右肩）

注1) 多母集団の同時分析後のモデル

注2) パス係数は0.1%水準で有意

項目4について全国サンプル、地域サンプルの両方でI-T相関が低いことが明らかとなった。また、項目4は有意味感に属する項目であるが、因子分析後の有意味感の下位因子への負荷量も低いものとなっている。7件法SOC-13を用いているフィンランド (Feldt and Rasku, 1998; Feldt et al. 2000), フランス (Gana and Garnier, 2001) の両先行研究の因子分析においては有意味感への

負荷量は.49と決して低いものではない。項目4は人生に明確な目標があるか否かという内容で、「人生」という言葉から、どちらかといえばやや遠い将来志向であることが考えられる。西欧と日本の文化差を考えると、長い人生を包括して捉え、そこにひとつの目標を掲げ、そこに向けintegrateしてゆく西欧人の思考のありかたに比し、日本人は長くとも数年の短期の目標の元にそれを

繰り返す、農耕民族として1年後の収穫が終わればよい、という思考方式であるといわれている(和辻, 1979)。したがって、人生の目標というような長期目標を掲げることが有意味感につながるか疑問が残る。

また、項目2に関して、I-T相関は項目4に次いでやや低いことが明らかとなり、また、把握可能感への因子負荷量も.4を下回る値となっている。項目4と異なり7件法SOC-13に関するFeldt and Rasku (1998)の結果でも把握可能感への因子負荷量は.37とやや低い値となっている。このことからFeldt et al. (2000), Feldt et al. (2003)の両研究では項目2は信頼性の問題として削除されている。項目2の内容は、「これまでに良く知っていると聞いた人の思わぬ行動に驚かされたことがあること」の頻度となっている。「驚かされた」とあるが、この驚きの程度についてとくに、この把握可能感を脅かす状況におかれた部分が明確に表現しきれていないと考えられる。従ってこの項目における把握可能感の測定はやや弱いものと考えられる。Frentz et al. (1993) および、Feldt et al (2003)はこの項目2は個人内における信頼という内容に終始していることからこの項目の妥当性に疑問を投げている。先行研究の結果を踏まえても、項目2は信頼性ととも表面的妥当性の低い項目であることが考えられる。

一方、先行研究(Feldt and Rasku, 1998; Feldt et al. 2000; Gana and Garnier, 2001)とは異なり項目3について一定のI-T相関および.5に近い処理可能感への因子負荷量を得ることができた。項目2と類似の内容であるが、サポートネットワークをはじめとする人的資源を活用して、ストレスをうまく処理するという、SOCの機能(Antonovsky, 1979, 1984)を具体的によく表わす項目であると考えられる。Feldt et al. (2003)では削除されているが、日本においてはSOC尺度項目として採用することが好ましいと考えられる。

今回の検討において、SOC-13において構造的に脆弱性をもたらす以上の2項目、すなわち項目

4と項目2の2項目が抽出された。この2項目を削減したモデルの検討では、誤差共分散などの修正をすることなく2次3因子構造のモデルにおいて良好な適合度が得られ、この適合度は1因子構造のモデルよりも良好であった。また、基本的には男女ともに同質な因子であることが明らかとなった。今後13項目版における項目2および4の検討が必要であると考えられる。

本研究では一地域のサンプルに加え、全国サンプルにおける検討をしていることから結果の一般化可能性という点で意義は大きいと考えられる。一方で横断的な研究であるという点で限界がある。今後、縦断的なデータにより因子構造の安定性の検討、及び構成概念妥当性に関する検討が必要であると考えられる。

V 結 論

5件法SOC-13スケールの信頼性と因子的妥当性の検討を行ったところ、項目4においてI-T相関が低いことがわかった。また、確証的因子分析を用いて因子的妥当性の検討を行ったところ、項目2と項目3の誤差共分散を設定する誤差共分散修正モデル、および、項目4と、内容妥当性に問題があると考えられる項目2を削除した2項目削除モデルにおいて良好な適合度が得られた。項目2、項目4については今後、検討の余地があることが考えられた。

謝辞：分析に当たりましてデータ使用のご許可をいただきましたNHK日本人のストレス実態調査委員会の皆様に感謝いたします。また本研究の一部のデータは平成15年度科学研究費補助金・基盤研究(A)(1)(課題番号：14201021)(研究代表：山崎喜比古)の一部として行われた「中高年のストレスと健康行動に関する調査」より使用した。

文 献

- Antonovsky A (1979): Health, Stress, and Coping: New perspectives on mental and physical well-being, Jossey-Bass Publishers (San Francisco)
Antonovsky A (1987): Unraveling the mystery of

- health: How people manage stress and stay well. Jossey-Bass Publishers (San Francisco), 山崎喜比古, 吉井清子監訳: ストレス対処と健康保持のメカニズム. 有信堂 (東京)
- Arbuckle JL and Wothke W (1999): AMOS4.0 User's Guide, SmallWaters Corporation (Shicago)
- Bengtsson-tops A, Hannsson L (2001): The validity of Antonovsky's Sense of Coherence measure in a sample of schizophrenic patients living in the community, *Journal of Advanced Nursing*, 33, 432-438
- Carmel S, Anson O, Levenson A et al. (1991) Life events, sense of coherence and health: Gender differences on the kibbutz, *Social Science and Medicine*, 32, 1089-1096
- Feldt T, Rasku A (1998): The structure of Antonovsky's Orientation to Life Questionnaire, *Personality and Individual Differences*, 25, 505-516
- Feldt T, Leskinen E, Kinnunen U et al. (2000): Longitudinal factor analysis models in the assessment of the stability of sense of coherence, *Personality and Individual Differences*, 28, 239-257
- Feldt T, Kinnunen U, Mauno S (2000): A mediational model of sense of coherence in the work context: a one-yr follow-up study, *Journal of Organizational Behavior*, 21, 461-476
- Feldt T, Leskinen E, Kinnunen U et al. (2003): The stability of sense of coherence: comparing two age groups in a 5-year follow-up study, *Personality and Individual Differences*, 35, 1151-1165
- Frenz AW, Carey MP, Jorgensen RS (1993): Psychometric evaluation of Antonovsky's sense of coherence scale, *Psychological Assessment*, 5, 145-153
- Gana K, Garnier S (2001): Latent structure of the sense of coherence scale in a French sample, *Personality and Individual Differences*, 31, 1079-1090
- Hawley DJ, Wolfe F, Cathey MA (1992): The sense of coherence questionnaire in patients with rheumatic disorders, *The Journal of Rheumatology*, 19, 1912-1918
- 林知己夫 (2002): 社会調査ハンドブック, 朝倉書店 (東京)
- 本江朝美, 山田 牧, 平吹登代子ほか (2003): わが国における60歳以上の活動的高齢者のSense of Coherenceの実態と関連要因の探索, *日本看護研究学会雑誌*, 26, 123-136.
- Jourgensen RS, Frankowsky JJ, Carey MP (1999): Sense of Coherence, negative life events and appraisal of physical health among university students, *Personality and Individual Differences*, 27, 1079-1089, 1999
- Kivimaki M, Feldt T, Vahtera J et al. (2000): Sense of coherence and health: evidence from two cross-lagged longitudinal samples, *Social Science and Medicine*, 50, 583-597
- Kivimaki M, Elovainio M, Vahtera J et al. (2002): Sense of coherence as a mediator between hostility and health. Seven-year prospective study on female employees, *Journal of Psychosomatic Research*, 52, 239-247.
- 高阪悠二, 戸ヶ里泰典, 山崎喜比古. (2004): 中高年期における首尾一貫感覚 (SOC) と健康行動特性・ストレス対処方略・主観的健康管理能力の関連, *日本健康教育学会誌*, 12巻特別, 186-187
- Lundberg O, Nystrom Peck M (1995): A simplified way of measuring sense of coherence. Experience from a population survey in Sweden, *European Journal of Public Health*, 5, 56-59
- Lutgendorf SK, Vitaliano PP, Tripp-Reimer T et al. (1999): Sense of Coherence moderates the relationship between life stress and natural killer cell activity in healthy older adults, *Psychology and Aging*, 14, 552-563
- Petrie K, Brook R (1992): Sense of coherence, self-esteem, depression and hopelessness as correlates of reattempting suicide, *British Journal of Clinical Psychology*, 31, 293-300
- Poppius E, Tenkanen L, Hakama M et al. (2003): The sense of coherence, occupation and all-cause mortality in the Helsinki Heart Study, *European Journal of Epidemiology*, 18, 389-393
- Poppius E, Tenkanen L, Kalimo R et al. (1999): The sense of coherence, occupation and the risk of coronary heart disease in the Helsinki Heart Study, *Social Science and Medicine*, 49, 109-120
- Ristner G, Andersson R, Johansson LM et al. (2000): Sense of coherence and lack of control in relation to outcome after orthopaedic injuries, *Injury, International Journal of the Care of the Injured*, 31, 751-756
- Suominen S, Blomberg H, Helenius H et al. (1999): Sense of Coherence and Health-Does the association depend on resistance resources? A study of 3115 adults in Finland, *Psychology and Health*, 15, 1-12
- Suominen S, Helenius H, Blomberg H et al. (2001): Sense of coherence as a predictor of subjective state of health. Result of 4year of follow-up adults, *Journal of Psychosomatic Research*, 50, 77-86
- Surtees P, Wainwright N, Luben R et al. (2003): Sense of Coherence and Mortality in Men and Women in the EPIC-Norfolk United Kingdom Prospective Cohort Study, *American Journal Epi-*

- demiology, 158, 1202-1209
- Torsheim T, Aaroe L E, Wold B (2001): Sense of coherence and school-related stress as predictors of subjective health complaints in early adolescence: interactive, indirect or direct relationships?, Social Science and Medicine, 53, 603-614
- 高山智子, 浅野祐子, 山崎喜比古ほか (1999): ストレスフルな生活出来事が首尾一貫感覚 (Sense of Coherence : SOC) と精神健康に及ぼす影響, 日本公衆衛生雑誌, 46, 965-976
- 戸ヶ里泰典, 山崎喜比古, 佐々木智子ほか (2003): 大学生の身体的精神的及び心理社会的 well-being に対する Sense of Coherence の予測力の追跡的検討, 日本健康教育学会誌, 11 巻特別, 104-105
- 豊田秀樹 (1998): 共分散構造分析 (入門編) — 構造方程式モデリング —, 256-259, 朝倉書店 (東京)
- 和辻哲郎 (1979): 風土—人間学的考察, 岩波書店 (東京)
- 山崎喜比古 (1999): 健康への新しい見方を理論化した健康生成論と健康保持能力概念 SOC, Quality Nursing, 5, 825-832
- 山崎喜比古 (2003): ストレスの進行と防止の過程徹底分析, 日本人のストレス実態調査委員会編: データブック NHK 現代日本人のストレス, 178-200, 日本放送出版協会 (東京)
- (受稿 2004. 4. 5 ; 受理 2005. 6. 13)

Appendix1 全国サンプルにおける項目間相関行列¹⁾

	項目 1	項目 2	項目 3	項目 4	項目 5	項目 6	項目 7	項目 8	項目 9	項目 10	項目 11	項目 12	項目 13
項目 1		.254	.280	.057	.207	.227	.208	.291	.270	.251	.149	.230	.208
項目 2	.282		.555	-.011	.295	.256	.221	.227	.274	.194	.078	.176	.201
項目 3	.287	.545		-.045	.294	.177	.262	.214	.248	.187	.113	.156	.226
項目 4	.106	.026	.083		.176	.253	.169	.306	.145	.256	.258	.316	.201
項目 5	.189	.234	.288	.082		.374	.254	.314	.335	.199	.209	.322	.294
項目 6	.264	.185	.264	.106	.460		.325	.466	.397	.318	.318	.320	.266
項目 7	.241	.064	.200	.206	.216	.248		.261	.138	.243	.184	.309	.162
項目 8	.262	.209	.274	.144	.349	.406	.323		.551	.330	.406	.377	.475
項目 9	.151	.256	.304	.104	.346	.394	.248	.581		.308	.350	.382	.421
項目 10	.214	.267	.324	.181	.239	.297	.283	.320	.300		.358	.246	.275
項目 11	.150	.131	.140	.204	.163	.199	.173	.318	.206	.328		.343	.319
項目 12	.258	.158	.152	.243	.276	.289	.290	.341	.282	.308	.226		.441
項目 13	.240	.202	.245	.085	.339	.307	.230	.416	.383	.357	.277	.484	

注) 上段男性, 下段女性

1) ピアソンの相関係数

Appendix2 地域サンプルにおける項目間相関行列¹⁾

	項目 1	項目 2	項目 3	項目 4	項目 5	項目 6	項目 7	項目 8	項目 9	項目 10	項目 11	項目 12	項目 13
項目 1		.152	.212	.249	.058	.158	.177	.227	.086	.233	.269	.181	.232
項目 2	.160		.574	-.036	.310	.294	.109	.316	.355	.195	.210	.199	.162
項目 3	.227	.402		-.016	.387	.343	.175	.360	.350	.312	.385	.239	.282
項目 4	.226	-.134	-.033		.041	.316	.273	.308	.111	.355	.301	.295	.241
項目 5	.240	.221	.409	.064		.379	.192	.352	.220	.207	.238	.258	.199
項目 6	.350	.252	.300	.124	.411		.491	.563	.456	.410	.401	.441	.414
項目 7	.232	.161	.185	.370	.202	.357		.255	.260	.346	.316	.361	.287
項目 8	.345	.226	.318	.251	.220	.577	.373		.599	.398	.516	.467	.455
項目 9	.350	.263	.287	.233	.388	.453	.327	.585		.395	.373	.302	.300
項目 10	.261	.132	.209	.093	.221	.212	.199	.225	.280		.422	.408	.479
項目 11	.244	.086	.167	.211	.233	.392	.306	.341	.268	.192		.403	.472
項目 12	.372	.252	.332	.182	.320	.393	.383	.372	.365	.332	.324		.422
項目 13	.419	.145	.181	.228	.382	.433	.312	.429	.429	.334	.385	.499	

注) 上段男性, 下段女性

1) ピアソンの相関係数

Appendix3 13項目5件法SOCスケールと下位尺度の心理測定特性

	項目数	レンジ	全国サンプル		地域サンプル	
			α	平均 $\pm$ SD	α	平均 $\pm$ SD
SOC	13	13-65	.819	44.06 $\pm$ 8.83	.833	46.02 $\pm$ 8.80
処理可能感	4	4-20	.607	13.18 $\pm$ 3.42	.632	13.53 $\pm$ 3.24
把握可能感	5	5-25	.692	17.17 $\pm$ 4.12	.744	17.92 $\pm$ 4.09
有意味感	4	4-20	.528	13.73 $\pm$ 2.93	.590	14.63 $\pm$ 3.07

Appendix4 属性別13項目5件法
SOCスコアの分布

	全国サンプル	地域サンプル
	平均 $\pm$ SD	平均 $\pm$ SD
男性	44.47 $\pm$ 8.62	46.49 $\pm$ 8.71
女性	43.74 $\pm$ 8.99	45.57 $\pm$ 8.86
20代	40.26 $\pm$ 8.07	—
30代	41.45 $\pm$ 7.98	—
40代	42.16 $\pm$ 8.18	—
50代	45.47 $\pm$ 8.26	44.14 $\pm$ 8.13
60代	47.27 $\pm$ 9.09	46.33 $\pm$ 8.78
70代以上	47.27 $\pm$ 9.18	47.13 $\pm$ 9.25
合計	44.06 $\pm$ 8.83	46.02 $\pm$ 8.8