

13 項目 7 件法版 Sense of Coherence scale (SOC-13) の 信頼性と 1 因子モデルの妥当性についての検討： 大学生を対象としたデータから

An examination of the reliability and the validity of a one-factor model
in the thirteen-item seven-point Sense of Coherence Scale (SOC-13)

遠藤伸太郎 満石 寿 和 秀俊 大石 和男
ENDO, Shintaro MITSUISHI, Hisashi KANO, Hidetoshi OISHI, Kazuo

Abstract

This study examines the reliability and the validity of the one-factor model in the 13-item seven-point Sense of Coherence Scale (SOC-13). Subjects were 1206 college students (512 male, 694 female) ranging in age from 18 to 24 (*Mean* ± *SD*: 19.5 ± 1.1) years. Japanese versions of the SOC-13 and the Self-rating Depression Scale (SDS) were used to assess SOC and the depressive tendency respectively. Cronbach's α showed that the SOC-13 scale had an adequate internal consistency ($\alpha=.736$). The mean of the SOC scores for males was significantly higher than that for females [$t(1204)=4.37, p<.001$]. An item-total correlation analysis showed that items 2 and 4 had low correlation coefficients. Confirmatory factor analysis showed the validity of the one-factor model in SOC-13 (removing items 2 and 4) was relatively fit to the data. Additionally, there was a negative correlation between the SOC scores and the SDS scores ($r=-.70, p<.001$). This suggests that SOC-13 had adequate reliability and validity as a one-factor model.

Key words: Sense of Coherence, one-factor model, confirmatory factor analysis

1. 緒言

1. 健康生成論と Sense of Coherence

これまで心理学や医学の分野では、精神的な障害や疾病につながる要因を探するという研究がその中心的手法であった（疾病生成論：pathogenesis）。ところが、現在のように人間の優れた機能（Human strength）に注目するポジティブ心理学や予防医学の重要性が増すにつれて、なぜ人々は健康でいられるのかという健康維持と増進に着目した理論（健康生成論：salutogenesis）（Antonovsky, 1979）が注目されるようになった（Kichbusch, 1996）。

健康生成論の中で Antonovsky（1979）は、過去の調査から従来の健康阻害要因ではなく積極的に健康状態をつくる原因に着目し、健康か病気かはオン・オフではなく、健康と病気は「完全な健康（health-ease）」と「完全な病気（dis-ease）」を両極として連続線上にあり、人々はその連続線上のどこかに位置していると考えた。そして、極めて大きなストレスやトラウマに耐えて心身の健康を保持し、対処に成功している一群の人々の中核に共通して存在する健康要因として、Sense of Coherence（以下SOCとする）を見出した。SOCは、次の3つの下位因子から構成されている（山崎, 2008）。

- a) 把握可能感（sense of comprehensibility）：自分の置かれている、あるいは置かれるであろう状況がある程度予測でき、または理解できる感覚。
- b) 処理可能感（sense of manageability）：何とかなる、何とかやっつけていけるという感覚。
- c) 有意味感（sense of meaningfulness）：ストレスへの対処のしがいも含め、日々の営みにやりがいや生きる意味が感じられる感覚。

これまでの先行研究において、SOCは高ければ高いほど、精神と肉体の健康状態が健全であることを表すことから（Nasermoaddeli et al., 2003）、ストレスやPTSD、それにうつ病などとの関連が検討されている（Becker, 2007）。

2. SOCの測定方法と因子的妥当性の検討

上述のように、SOCは種々の心身の不調や疾病などと関連するため、個人におけるその程度を知ることは予防医学的に大きな意味を持つ。そこでSOCの程度を測定するために、Antonovsky（1987）はSOC scaleの開発を行い、7件法による29項目版と短縮版の13項目版（以下SOC-13とする）を報告している。この29項目版と13項目版は国内においても山崎（1999）によって翻訳されており、その信頼性と妥当性が様々な調査研究から検証されている。そして特にSOC-13については、他の尺度との併用や大規模な調査を考えた場合、SOC-29では負担がかかることから（Endo et al., 2012）、今後その需要が高まることが予想されている（戸ヶ里・山崎, 2005）。しかしながら、その因子的妥当性については現在も議論が続いており、明確な結論が得られていない（Eriksson and Lindström, 2005）。

因子的妥当性の検討について、かつては探索的因子分析（Exploratory Factor Analysis）が行

われてきた。そのなかで Antonovsky (1993), Frenz et al. (1993)、Hawley et al. (1992) は、SOC-13 が 1 因子モデル (図 1) であり、調査時には 1 因子モデルとして使用する必要性を報告している Antonovsky (1993)。その理由として、SOC を構成する 3 因子が理論的に非常に強く関連していること、それに 3 因子の操作的な弁別を目的とせずに尺度作成がされていることをあげている。しかしながら、探索的因子分析については、抽出する因子数に絶対的基準がなく、因子数の決定や因子の解釈が極めて恣意的のものになる可能性があるなどの問題が指摘されている (古谷野ほか, 1989)。

そのため近年では探索的因子分析に対して、確証的因子分析 (Confirmatory Factor Analysis) の重要性が指摘されている (加藤, 2002)。確証的因子分析は、理論的に設定されたモデルを実際のデータにあてはめ、モデルの適合度を検討する分析である (古谷野ほか, 1989)。モデルの設定には大幅な自由があるが、不適切なモデルを構築した場合には、モデルの適合度が数値によって示されるため、最終的に不適切なモデルは排除される (古谷野ほか, 1989)。以上のことから、因子構造が理論的、経験的に仮定されている場合、確証的因子分析を用いて尺度の因子的妥当性を検討することが推奨されている (加藤, 2002)。

SOC-13 についても同様の検討がなされており、Feldt and Rasku (1998) はフィンランド版 SOC-13 について確証的因子分析を行っている。その結果、最終的に項目 2 と項目 3 の誤差変数に相関を認めるという修正が必要であるものの、把握可能感、処理可能感、有意味感の上位に SOC を配置する 2 次 3 因子モデルが提唱されている (図 2)。同様にフランス語版 SOC-13 においても、項目 2 と項目 3 の誤差変数の相関を認めたくえで 2 次 3 因子モデルが提唱されている (Gana and Garnier, 2001)。またフィンランド版 SOC-13 については、項目 2 を除いた場合の 1 年間の 2 次 3 因子モデルの安定性が示され、項目 3 を除いた場合には 5 年間の 2 次 3 因子モデルの安定性が示されている (Feldt et al., 2000, 2003)。その一方で、Hittner (2007) は SOC-13 について確証的因子分析を行った結果、1 因子モデルの方が当てはまりがよいことを報告している。また、Bernabe et al. (2009) も、フィンランドの大規模調査において項目 9 を除いた 12 項目版 SOC 尺度を用いて 1 因子モデルと 2 次 3 因子モデルを比較した結果、1 因子モデルの方が当てはまりがよいことを報告している。

以上のことから、SOC-13 については信頼性と妥当性については検討されているものの、1 因子モデルとみなすべきか、2 次 3 因子モデルとみなすべきかについては、今後も検討していく必要があると考えられる。

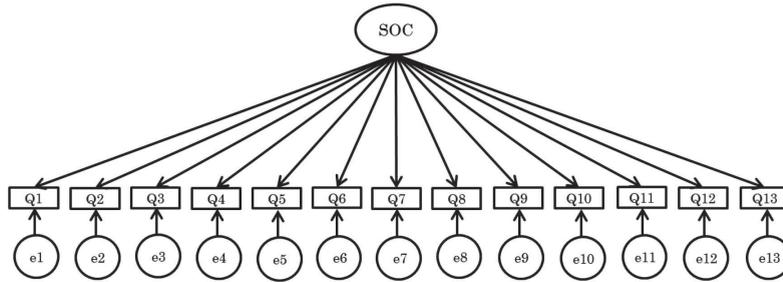


図1. SOC-13の1因子モデル (戸ヶ里・山崎, 2005)

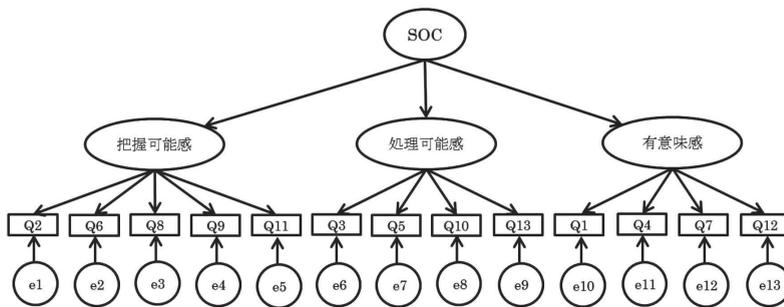


図2. SOC-13の2次3因子モデル (戸ヶ里・山崎, 2005)

3. 目的

以上のように国外を中心に SOC-13 の因子的妥当性については議論が続いているなかで、国内では戸ヶ里・山崎 (2005) が全国調査をもとに5件法版 SOC-13 の因子的妥当性について1因子モデルと2次3因子モデルを用いて検討を行い、1因子モデルと比較した結果、2次3因子モデルの方が適合度が高いことを報告している。7件法版についても Togari et al. (2008) が2年間の2次3因子モデルの安定性を報告している。しかしながら、7件法版 SOC-13 の1因子モデルについてはほとんど検討がされていない。その理由として、国内では5件法版による測定が一般的であることから (林, 2002)、7件法ではなく5件法版の使用頻度が高いことがあげられる (戸ヶ里・山崎, 2005)。

これに対して Becker (2007) は、日本人は5件法の真ん中ばかりを選択する傾向にあること、7件法を用いることで、他国で行われた結果と同様に、他の指標との関連が現れること (Tang and Dixon, 2002; Lee, 2002) を示唆している。加えて今後、他国との結果の比較などを視野に入れた場合、7件法を使用する方が望ましいと考えられる。国内では、浅野ほか (2010) が SOC-13 について探索的因子分析を行った結果、1因子モデルが妥当であることを報告しているが、確証的因子分析による報告はなく、その信頼性についても知られていない。さらに2次3因子モデルの場合には、把握可能感と処理可能感の項目を明確に区別できないことが示唆されていることから (Bernabe et al., 2009)、そうした区別を必要としない1因子モデルを使用する方が望ましいと

考えられる。

以上のことから本研究では、7 件法版 SOC-13 の信頼性と 1 因子モデルの妥当性について検討することを目的とした。

II. 方法

1. 調査対象者

調査対象者は、18 歳から 37 歳までの首都圏の 2 つの大学に所属する 1257 名（男性 539 名、女性 718 名；平均年齢 19.6 ± 1.4 歳）であった。なお、SOC は発達に伴い変化することが示唆されていることから、本研究では、得られた回答のうち欠損がみられたものに加え、一般的な大学生の年齢ではないと考えられる者を除いた。その結果、分析対象者は 18 歳から 24 歳までの 1206 名（男性 512 名、女性 694 名；平均年齢 19.5 ± 1.1 歳）の大学生となった。

2. 調査方法および倫理的配慮

調査は、共同研究者らがそれぞれ担当する心理学関係の内容を含む講義中に自記式で実施された。また本調査は、「立教大学ライフサイエンスに係る研究・実験の倫理及び安全に関する規程」に則り実施された。すなわち、調査開始前に、調査対象者には文書と口頭とで調査の趣旨および、対象者の自由意思に基づく調査であること、調査に参加しない場合でも何ら不利益が生じないことを十分に説明した。また、調査は無記名であり調査結果は本調査の目的以外で使用しないことを説明し、口頭による同意を得た。

なお、使用に当たって著作権が発生する調査項目については発売元へ連絡し、必要な手続きをすべて済ませ使用が承認された後に、調査が実施された。

3. 調査内容

今回、調査に用いた尺度は、13 項目 7 件法版 SOC と基準関連妥当性の検討にあたり用意した、抑うつ傾向を測定する尺度である Self-rating Depression Scale (SDS) である。なお、SDS は分析対象者のうち 502 名（男性 215 名、女性 287 名）に実施した。

1) SOC-13

SOC-13 は、Antonovsky (1987) が作成した SOC-29 を山崎 (1999) が日本語に翻訳し、短縮したものである。回答形式はそれぞれの質問項目について 1 から 7 点の回答から選択するものである。SOC-13 は 13 から 91 点の間に分布し、信頼性、妥当性ともに十分に検討されている (山崎, 1999)。Cronbach の α 係数は .736 であった。

2) SDS

SOC-13 の基準関連妥当性を検討するため、Zung (1965) によって作成された SDS を使用した。SDS は、20 項目の抑うつ傾向を評価できる自己評定尺度であり、4 段階（「ないか、たまに」「ときどき」「しばしば」「いつも」）において簡便に評価することができる。一般に得点が 40 点未

満であれば、「抑うつ性乏しい」、40点台であれば「軽度抑うつ性あり」、50点以上であれば「中等度抑うつあり」と判定され、信頼性、妥当性についても十分に検討がなされている（福田・小林, 1973）。先行研究では、SOC と抑うつ傾向には一貫して負の相関があることが報告されている（Sairenchi et al., 2011）。Cronbach の α 係数は .790 であった。

4. 分析方法

まず、SOC については男女により傾向が異なる可能性が示唆されていることから、男性と女性の各項目の得点と SOC 得点、それに SDS 得点について対応のない t 検定を実施し、性差がみられた場合には、以後の分析を男女別に行うこととした。次に、Item-Total 相関係数（Item-total correlations: 以下 I-T 相関係数とする）により SOC-13 の信頼性を検討した。そして、1 因子モデルの妥当性について検証を行うため、構造方程式モデリング（Structural Equation Modeling）による確証的因子分析を実施した。なおモデルの適合度の検討には、適合度指標である *GFI*（Goodness of Fit Index）、*AGFI*（Adjust GFI）、*CFI*（Comparative Fit Index）、*RMSEA*（Root Means Square Error of Approximation）を用いた。またモデル適合度が低い場合には、適宜モデルの修正を行った。モデルの修正は戸ヶ里・山崎（2005）にならい、I-T 相関係数において低いと考えられる項目を削除することで対応することとした。最後に SOC-13 の基準関連妥当性を検討するため SOC-13 と SDS の相関係数を算出した。

データ分析には、統計解析ソフト SPSS ver.20 および Amos ver.20 を使用し、有意水準を 5% に設定した。

III. 結果

1. SOC-13 と SDS 得点の性差

まず、SOC-13 の得点と SDS 得点について対応のない t 検定を実施した。その結果、SOC 得点については男性の方が女性に比べて有意に高かった ($t=4.37, p<.001$) (表 1)。一方 SDS 得点については女性の方が男性に比べて有意に高かった ($t=2.77, p<.01$) (表 1)。したがって、これ以後の分析については男女別々に行うこととした。

表 1. SOC-13 および SDS の記述統計

	α	男性	女性	t 値 (df)
		Mean \pm SD	Mean \pm SD	
SOC	.736	52.54 \pm 9.82	50.07 \pm 9.62	t (1204) = 4.37, $p<.001$
SDS ¹⁾	.790	40.07 \pm 7.05	41.91 \pm 7.64	t (50) = 2.77, $p<.01$

1) SDS は 502 名 (男性 215 名, 女性 287 名)

2. SOC-13 の信頼性の検討

次に SOC-13 の信頼性を検討するため、I-T 相関分析を行った結果、男性において、信頼性の

低い項目は Q2 であることが明らかとなった。次いで I-T 相関係数の低い項目は Q1 であった。一方、女性においては信頼性の低い項目は Q4 であることが明らかとなった。次いで I-T 相関係数の低い項目は Q1 であった。

表 2. SOC-13 における全体および男女別 I-T 相関係数

項目内容	全体 (n=1206)	男性 (n=512)	女性 (n=694)
Q1. 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？	.38	.35	.41
Q2. あなたは、これまでに、よく知っていると思っていた人の思わぬ行動に驚かされたことがありますか？	.36	.28	.42
Q3. あなたは、あてにしていた人がっかりさせられたことがありますか？	.46	.44	.47
Q4. 今まで、あなたの人生は、	.37	.39	.34
Q5. 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？	.50	.51	.50
Q6. あなたは、あなたの不慣れた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？	.56	.58	.54
Q7. あなたが、毎日していることは、	.45	.44	.47
Q8. 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？	.60	.58	.62
Q9. 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？	.57	.53	.59
Q10. どんなに強い人でさえ、ときには「自分はダメな人間だ」と感じるものがあるものです。あなたはこれまで「自分はダメな」人間だと感じたことがありますか？	.53	.53	.52
Q11. 何か起きたとき、ふつう、あなたは、	.46	.49	.48
Q12. 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？	.53	.51	.57
Q13. 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？	.53	.49	.56

3. 確証的因子分析の結果

全体および男女別に構造方程式モデリングによる確証的因子分析を行った結果、次の通りとなった (表 3)。全体において、修正なしの 1 因子モデルは低い適合度であった。したがって、先行研究 (戸ヶ里・山崎, 2005) にならい、I-T 相関係数の低いと考えられる項目を除くこととした。本研究では、全体および男女別に I-T 相関係数を算出しているが、全体の I-T 相関係数を参考に Q2 と Q4 を除くこととした。11 項目による確証的因子分析を行ったところ、モデル適合度は、 $\chi^2(44)=403.15$, $p=.00$, $GFI=.94$, $AGFI=.91$, $CFI=.80$, $RMSEA=.08$ であり、許容できる範囲となった (表 3)。また SOC から観測変数への標準化係数に注目すると、すべてにおいて統計的に有意であり ($p<.001$)、その範囲は .22 から .65 であった (図 3)。

男性に限定して分析した結果、修正なしの 1 因子モデルは低い適合度であった。したがって、全体での分析と同様に I-T 相関の低いと考えられる Q2 と Q4 を除外した。11 項目による確証的因子分析を行ったところ、モデル適合度は、 $\chi^2(44)=372.56$, $p=.00$, $GFI=.92$, $AGFI=.89$, $CFI=.77$ 、

RMSEA=.09 となり、CFI がやや低い数値を示したものの許容範囲となった (表 3)。また SOC から観測変数への標準化係数に注目すると、全体同様すべてにおいて統計的に有意であり ($p<.001$)、その範囲は .20 から .61 であった (図 4)。

女性においても同様に分析した結果、修正なしの1因子モデルは、低い適合度であった。したがって、これまで同様に I-T 相関の低いと考えられる Q2 と Q4 を除外した。その結果、モデル適合度は、 $\chi^2(44)=232.37$ 、 $p=.00$ 、 $GFI=.94$ 、 $AGFI=.91$ 、 $CFI=.83$ 、 $RMSEA=.08$ となり、許容範囲となった (表 3)。また SOC から観測変数への標準化係数に注目すると、これまで同様すべてにおいて統計的に有意であり ($p<.001$)、その範囲は .27 から .65 であった (図 5)。

したがって本研究の結果は、全体および男女とも7件法 SOC-13 の1因子モデルが妥当であることを示した。

4. SOC-13 の基準関連妥当性の検討

最後に、2項目を削除した SOC-13 (修正モデル) の基準関連妥当性を検証するため、Pearson の相関係数を算出した。その結果、全体、男性それに女性とも SDS 得点と有意な負の相関関係が得られた (全体: $r=-.70$ 、 $p<.001$ 、男性: $r=-.67$ 、 $p<.001$ 、女性: $r=-.72$ 、 $p<.001$)。以上のことから、本研究における2項目を削除した SOC-13 は十分な妥当性を有していることが明らかとなった。

表 3. SOC-13 における1因子モデルの適合度

	全体 (n=1206)							男性 (n=512)							女性 (n=694)						
	χ^2	df	p	GFI	AGFI	CFI	RMSEA	χ^2	df	p	GFI	AGFI	CFI	RMSEA	χ^2	df	p	GFI	AGFI	CFI	RMSEA
修正なし 1因子モデル	862.56	67	.00	.89	.85	.65	.10	372.56	65	.00	.88	.83	.65	.10	426.92	65	.00	.91	.87	.74	.09
修正あり (2項目削除) 1因子モデル	403.15	44	.00	.94	.91	.80	.08	208.36	44	.00	.92	.88	.77	.09	232.37	44	.00	.94	.91	.83	.08

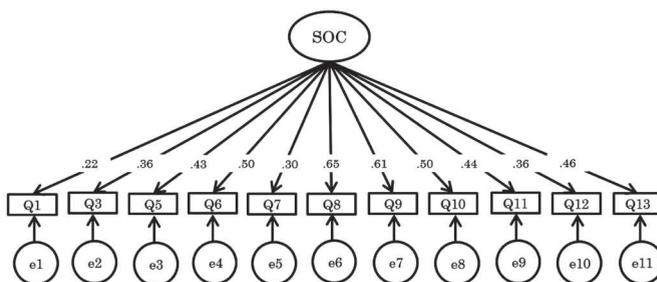


図 3. 全体における1因子モデルの確証的因子分析結果 (修正モデル)

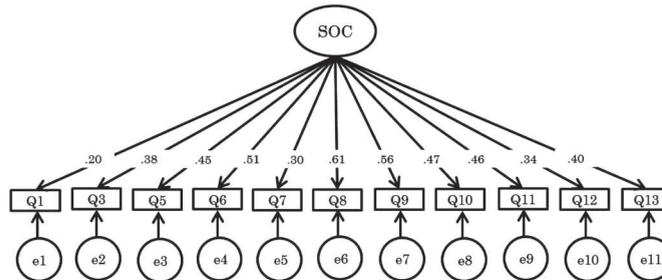


図 4. 男性における 1 因子モデルの確証的因子分析結果 (修正モデル)

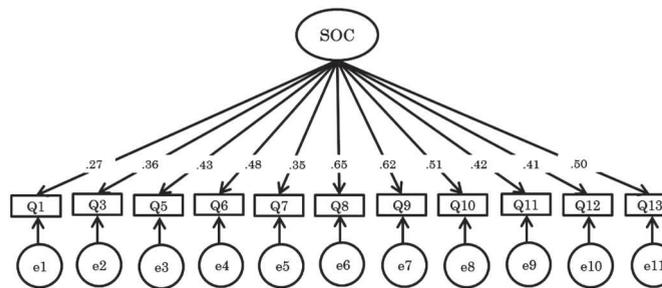


図 5. 女性における 1 因子モデルの確証的因子分析結果 (修正モデル)

IV. 考察

1. SOC-13 の信頼性

戸ヶ里・山崎 (2005) は 13 項目 5 件法版の SOC scale の信頼性を検討するため、I-T 相関分析を行っているが、彼らの報告において信頼性の低かった項目は Q2 と Q4 であったという。本研究でも同様の分析の結果、信頼性の低い項目は Q2 と Q4 であることが明らかとなった。Q2 は把握可能感についての項目であるが、この項目については国内だけでなく、Feldt and Rasku (1998) でも因子負荷量はやや低い数値であることが報告されている。Q2 の内容は「これまでによく知っていると思った人の思わぬ行動に驚かされた」であり、回答は「驚かされた」ことの頻度について尋ねている。戸ヶ里・山崎 (2005) は、この驚きの程度について自身を脅かすような状況を明確に表現しきれていないことを示唆している。実際、思わぬ行動に驚かされたという質問文は、回答者によってポジティブな事象からネガティブな事象まで幅広い解釈が可能であると考えられる。したがって、Q2 における信頼性が低くなったと考えられる。

国内の先行研究と同様に、Q2 に加えて本研究においても信頼性が低いと考えられた項目は有意義感についての項目である Q4 であった。これに対して欧米の研究 (Feldt and Rasku, 1998; Feldt et al., 2000) では、有意義感への因子負荷量は低くないことが報告されている。Q4 の内容は「今まであなたの人生は」と尋ね、明確な目標や目的の有無の程度を測定しているが、戸ヶ里・山崎 (2005) は質問文の「人生」という言葉の解釈が文化によって異なることを示唆している。

例えば西欧人の場合、「人生」という言葉は、長い人生を包括的に捉えつつ、そこに目標を設定し、統合していくという思考方式が関係しているという。それに対して日本人は、短期の目標を設定してそれを繰り返すという思考方式であるため（和辻, 1979）、日本人において有意味感を表す項目としてそぐわない可能性があるという。また、本研究では調査対象者が大学生と若い世代に限られていたため、「人生」についての日本人的思考がより強調された可能性がある。日本人にこれまでの人生を振り返る質問文を提示した場合、自分の人生において1つの目標を設定し、長期に渡り取り組むというよりも、さほど長期的でない出来事（例えば受験など）にどう取り組んできたか、などを想定して回答してしまう可能性がある。さらに現代の日本の大学生に限定すると、景気の悪化や就職難、あるいは雇用制度の変化などの社会状況を考慮すれば、より短期的な目標を設定せざるを得ないという現状がある。以上のことから、Q4における信頼性も戸ヶ里・山崎（2005）の結果同様に低くなった可能性がある。

2. SOC-13の因子的妥当性

1) 探索的因子分析による先行研究

Antonovsky（1987）は、SOC scaleを開発するにあたり2次3因子モデルを想定していたという。しかしながらその方法は、測定概念（把握可能感、処理可能感、有意味感）に刺激（刺激の性質、刺激の源、刺激の要求、時間）を掛け合わせるマッピングセンテンス法（木村ほか, 2002）に基づいて行われているため、測定概念同士の関係に刺激の要素が入り込む可能性がある（Antonovsky, 1987）。

一方で坂野・矢嶋（2005）は、SOC-13について探索的因子分析を行った結果、「有意味感」と把握可能感と処理可能感が混在した「把握処理可能感」の2因子を抽出している。また堀毛・堀毛（2008）は、SOC-13について3因子に指定した探索的因子分析（主因子法プロマックス回転）を行った結果、把握可能感4項目、処理可能感2項目からなる「理解可能感」、有意味感4項目からなる「有意味感」、把握可能感、処理可能感から各1項目で構成された「対人的信頼」の3因子を抽出している。

2) 確証的因子分析の結果による1因子モデルの妥当性

本研究では確証的因子分析の結果、男女別で分析したところ、それぞれ概ね同様の構造であることがモデル適合度を示す数値から明らかとなった。また、全体における分析の結果も同様のものであった。Hittner（2007）やBernabe et al.（2009）はSOC-13について確証的因子分析を行った結果、1因子モデルがある程度適合することを報告している。国内における同様の研究はほとんどない。浅野ほか（2010）は探索的因子分析（最尤法）の結果、固有値の減衰状況と解釈の可能性から1因子モデルが妥当であることを報告し、その後の研究（浅野, 2011）でも1因子モデルとして使用している。本研究の結果は、多少手法が異なるものの先行研究同様に、SOC-13について男女ともに1因子モデルが適合するというこれらの先行研究を支持する結果が得られた。SOC-13に対する因子分析は、一般に項目間の内部相関に基づく分析のため、明確には3因子を

抽出できないことが示唆されている (坂野・矢嶋, 2005)。加えて SOC-13 における 2 次 3 因子モデルについては、先行研究 (Feldt et al., 2000, 2003; Gana and Garnier, 2001; Kivimäki et al., 2000; Togari et al., 2008; 戸ヶ里・山崎, 2005) においてその因子的妥当性が検討されているものの、その多くは何らかのモデルの修正を必要としている (坂野・矢嶋, 2005) のが実情である。

これらを踏まえた場合、今後 SOC-13 を使用する時には、2 次 3 因子モデルを想定した調査を行うよりも、1 因子モデルを想定した調査を行う方が望ましいと考えられる。その理由として、類似した属性を持つ者を対象に研究が実施された場合でも、因子構造が異なると判断される事例があることである。例えば、国内におけるある 2 つの調査 (浅野ほか, 2010; 坂野・矢嶋, 2005) では年齢的には同じ大学生 (浅野ほか: 18.6 ± 0.6 歳, 坂野・矢嶋: 19.2 ± 1.7 歳) を調査対象にしているが、その因子構造についての解釈は異なっていた。このような事例では、1 因子モデルで分析を行う方が結果の信頼性が高まるものと考えられる。また、SOC scale の信頼性という観点からも 1 因子モデルを用いた方が望ましいと考えられる。信頼性を検討するにあたり、多くの先行研究ではその指標として Cronbach の α 係数がもっとも使用されている (戸ヶ里, 2008)。本研究における SOC-13 合計点のこの数値は、統計的に問題のない数値が得られている。加えて、2 項目を削除した SOC-13 の基準関連妥当性も実証された。しかしながら、戸ヶ里・山崎 (2005) は下位因子の数値を算出しているが、有意味感の Cronbach の α 係数は .53 から .59 と統計的に十分な高い値が得られていない。

以上のことから、SOC-13 においては、下位因子を想定せずに分析を行う方が望ましいと考えられる。

3) 質的研究による補足調査の必要性

ただし、SOC-13 に対して 1 因子モデルを用いることの弊害も指摘できるであろう。例えば、先行研究では SOC の下位因子がしばしば異なる機能を有しており、特に把握可能感は処理可能感や有意味感とは異なる働きを有していることが報告されている (藤里・小玉, 2008, 2009, 2011)。1 因子による調査に限定した場合、このような働きは無視される可能性もある。また、SOC の向上のための介入を考える際には、因子ごとに検討する必要性が示唆されている (戸ヶ里, 2008)。

したがって、下位因子の機能を明らかにしたい場合には、量的調査だけではなく、インタビュー調査のような質的調査を補足的に用いて、協力者の話した内容を考察することで SOC の下位因子との関連を明らかにするなどの方策が有効になるものと考えられる。

3. まとめと今後の展望

本研究は、これまで検討されてこなかった SOC-13 の信頼性と 1 因子モデルについて検討することを目的に調査を行った。その結果、先行研究同様に Q2 と Q4 の信頼性が低いことが明らかとなった。また確証的因子分析の結果、男女両方において 1 因子モデルがある程度適合することが明らかとなった。

したがって今後は、Q2とQ4について戸ヶ里・山崎（2005）が指摘しているように単純に削除するだけでなく、項目内容について再度検討する必要があると考えられる。また、1因子モデルは適合するものの、その数値は比較的低いものであった。そのため、モデルの再現性や2次3因子モデルも踏まえた再度の分析が必要であると考えられる。その際には、坂野・矢嶋（2005）が指摘しているように適合度の高さのみに注目するのではなく、明確な理論的根拠に裏付けられた検討が必要であろう。

以上の観点を踏まえ、今後SOC-13の精緻化をしていくことで、SOCの有用性についてより明確なものにできると考えられる。

謝辞

本研究は私立大学戦略的研究基盤形成支援事業の一部を使用して実施された。関係者の皆様に御礼申し上げます。

文献

- Antonovsky, A. (1993) The structure and properties of the sense of coherence scale. *Social Science & Medicine*, 36: 725-733.
- Antonovsky, A. (1987) *Unravelling the Mystery of Health. How People Manage Stress and Stay Well*. Jossey-Bass: San Francisco.
- Antonovsky, A. (1979) *Health, Stress and Coping. New perspective on Mental and Physical Well-being*. Jossey-Bass: San Francisco.
- 浅野良輔 (2011) 恋愛関係における健康生成モデルの個人内・個人間過程: カップルデータを用いた検討. *実験社会心理学研究*, 50: 158-167.
- 浅野良輔・堀毛裕子・大坊郁夫 (2010) 人は失恋によって成長するか. *パーソナリティ研究*, 18: 129-139.
- Becker, C. (2007) SOCの現状とスピリチュアル教育の意味. *Comprehensive Medicine: 全人的医療*, 8 (1): 23-52.
- Bernabe, E., Tsakos, G., Watt, R.G., Sumominen, A.L., Uutela, A., Vahtera, J. and Kivimäki, M. (2009) Structure of the sense of coherence scale in a nationally representative sample: the Finnish Health 2000 survey. *Quality of Life Research*, 18: 629-636.
- Endo S., Kanou H. and Oishi K. (2012) Sports Activities and Sense of Coherence (SOC) among College Students. *International Journal of Sport and Health Science*, 10: 1-11.
- Erickson, M. and Lindström, B. (2005) Validity of Antonovsky's sense of coherence scale: a systematic review. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 59: 460-466.
- Feldt, T., Leskinen, E., Kinnunen, U. and Ruoppila, I. (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.

- Feldt, T., Leskinen, E., Kinnunen, U. and Mauno, S. (2000) Longitudinal factor analysis models in the assessment of the stability of sense of coherence. *Personality and Individual Differences*, 25: 505-516.
- Feldt, T. and Rasku, A. (1998) The structure if Antonovsky's orientation to life questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 25: 505-516.
- Frenz, A. W., Carey, M. P. and Jorgenden, R. S. (1993) Psychometric evaluation of Antonovsky's sense of coherence scale. *Psychological Assessment*, 5: 145-153.
- 藤里絃子・小玉正博 (2011) 首尾一貫感覚が就職活動に伴うストレスおよび成長間に及ぼす影響. *教育心理学研究*, 59: 295-305.
- 藤里絃子・小玉正博 (2009) 大学生における Sense of Coherence とライフスキルの関連. *日本健康心理学会第 22 回大会発表論文集*, 174.
- 藤里絃子・小玉正博 (2008) 首尾一貫感覚 (SOC) と well-being との関連の検討. *日本健康心理学会第 21 回大会発表論文集*, 54.
- 福田一彦・小林重雄 (1973) 自己評価式抑うつ尺度の研究. *精神経誌*, 75: 673-679.
- Gana, K. and Garnier, S. (2001) Latent structure of the sense of coherence scale in French sample. *Personality and Individual Differences*, 31: 1079-1090.
- Hawley, D. J., Wolfe, F. and Cathey, M. A. (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.
- Hittner, J. B. (2007) Factorial invariance of the 13-item sense of coherence scale across gender. *Journal of Health Psychology*, 12: 273-280.
- 堀毛裕子・堀毛一也 (2008) 成人用 sense of coherence 尺度短縮版の構造と妥当性の検討. *日本心理学会第 72 回大会発表論文集*, 1427.
- 加藤司 (2002) 対人ストレスコーピング尺度の因子的妥当性の検証. *人文論究*, 52: 56-72.
- Kivimäki, M., Feldt, T., Vahtera, J. and Nurmi, J. E. (2000) Sense of Coherence and health: evidence from two cross-lagged longitudinal samples. *Social Science and Medicine*, 50, 583-597.
- Kichbusch, I. (1996) Tribute to Aaron Antonovsky 'What creates health'. *Health Promotion International*, 11: 5-6.
- 木村通治・真鍋一史・安永幸子・横田賀英子 (2002) ファセット理論と解析事例: 行動科学における仮説検証・探索型分析手法. ナカニシヤ出版: 京都.
- 古谷野亘・柴田博・芳賀博・須山靖男 (1989) PGC モラルスケールの構造: 最近の改訂作業がもたらしたもの. *社会老年学*, 29: 64-74.
- Lee, J. W., Jones, P. S., Mineyama, Y. and Zhang X. E. (2002) Cultural differences in responses to a Likert scale. *Research in Nursing & Health*, 25: 295-306.
- Naseremoaddeli, A., Sekine, M., Hamanishi, S. and Kagamimori, S. (2003) Associations between sense of coherence and psychological work characteristics with changes in quality of life in Japanese civil servants: a 1-year follow-up study. *Industrial Health*, 41: 236-241.

- Sairenchi, T., Haruyama, Y., Ishikawa, Y., Wada, K., Kimura, K. and Muto, T. (2011) Sense of coherence as a predictor of onset of depression among Japanese workers: a cohort study. *BMC Public Health*, 11: 205.
- 坂野純子・矢嶋裕樹 (2005) 大学生における首尾一貫感覚 (SOC) スケールの構造化. *日本公衆衛生雑誌*, 52: 34-45.
- Tang, S. T. and J. Dixon. Instrument translation and evaluation of equivalence and psychometric properties: the Chinese Sense of Coherence Scale. *Journal of Nursing Measurement*, 10: 59-76.
- Togari, T., Yamazaki, Y., Nakayama, K., Kimura, C., and Sasaki Takayama, T. (2008) Construct validity of Antonovsky's sense of coherence scale: Stability of factor structure and predictive validity with regard to the well-being of Japanese undergraduate students from two-year follow-up data. *The Japanese Journal of Health and Human Ecology*, 74: 71-86.
- 戸ヶ里泰典 (2008) 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・坂野純子編. *ストレス対処能力 SOC*. 東京: 有信堂高文社: pp25-38.
- 戸ヶ里泰典 (2008) 成人の SOC は変えられるか. 山崎喜比古・戸ヶ里泰典・坂野純子編. *ストレス対処能力 SOC*. 東京: 有信堂高文社: 55-67.
- 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: 168-182.
- 和辻哲郎 (1979) *風土: 人間学的考察*. 岩波書店: 東京.
- 山崎喜比古 (2008) *ストレス対処能力 SOC とは*. 山崎喜比古・戸ヶ里泰典・坂野純子編. *ストレス対処能力 SOC*. 有信堂高文社: 東京, pp. 3-24.
- 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.
- Zung, W. W. K. (1965) Self-rating depression scale. *Archives of General Psychiatry*, 12: 63-70.