

「こころの健康状態チェック」の特徴に関する検討

——SDS・SOC との関連——

泉 屋 有 理

「こころの健康状態チェック」の特徴に関する検討

—SDS・SOCとの関連—

Examination on the trait of KOKORO health Check:

Relation of SDS and SOC

泉 屋 有 理

【問題】

1. 近年における健康

現代社会で、健康が意識されるようになって久しい。それも、単に風邪をひいていない、怪我をしていない、癌など入院・治療の必要な病気ではないということだけではない。どうすれば健康を増進できるのかという観点から健康が意識されるようになってきている。

健康の定義として、WHOは、「疾病がないか虚弱でないことといった病弱の単なる残余概念ではなく、身体的のみならず精神的、社会的、さらにはスピリチュアルにも良好な状態にあること」としている。これに基づいた対策が日本でも多く行われているが、未だに「疾病がないか虚弱でないこと」に重きが置かれている傾向がみられる。

病気に焦点を当て、健康にマイナスに働くものを除外するという概念として、ヘルスプロテクションがある。一方、オタワ憲章（島内，1990）ではヘルスプロモーションが提唱された。ペンダー（1997）によると、ヘルスプロモーション行動とは、今よりも心身共に良好な状態に高め、自己実現を目指す積極的な行動のことを指し、病気にならないように予防するあるいは守るために行う行動とは区別される。

ヘルスプロモーションの着想の元になった理論として、Antonovsky（1979, 1987；アントノフスキー，2001）の健康生成論がある。これは、健康はいかにして回復され維持され増進されるのかという発想と観点から得られた知見・知識の仮説的理論体系である。健康のための因子を健康要因と呼び、そうした因子の解明とその強化を図ることを目指している（山崎，1999）。さらに健康生成論について山崎（1999）は、リスクファクターを軽減または除去することは、疾病の発生や重病化の防止には役立つものの、それだけではより健康な方向への心身の改善や変化は促されないと説明し、より健康な方向への心身の改善や変化を促す要因が、健康要因であるとした。

本研究においては、健康の定義を健康生成論に基づき、「人々の健康状態を健康と健康破綻を両端とする連続体上のどこかに位置するもの」とする。健康生成論的発想は、健康－健康破綻の連続体上のどこに位置する人々にも適応可能であるばかりか、必要である（山崎，1999）。これには病気を持つ人も含まれる。

2. 心身の健康とストレス

現在、日本で行われている疾病への予防対策には、一次予防、二次予防、三次予防がある（柳川・中村，2011）。一次予防には、①

健康増進（保健教育、栄養改善、生活環境の改善、定期健康診査）②特異な予防対策（予防接種、個人衛生、病原物質の除去）が含まれている。この中では、健康増進がヘルスプロモーションにあたる。

一次予防を含んだ対策として、日本では2000年に厚生労働省が「21世紀における国民健康づくり運動（以下、健康日本21）」を始めた。厚生労働省（2011）によれば、健康日本21では、一次予防の重視と健康寿命の延伸、生活の質の向上を推進し、個人の健康づくりを支援する社会環境づくりを進めてきた。しかし、自殺者やメタボリックシンドロームの該当者・予備群の人数は、最終評価の結果では変化が見られなかった。

変化しなかった理由が、2011年以前に日本人間ドック学会（2005）にて述べられている。日本人間ドック学会（2005）では、心の病であるうつ病と、身体の病である生活習慣病がともに減少傾向が見られないことに触れ、ストレスを受けて生活習慣病になるタイプと、心身症やうつ病になるタイプがいるとした。心の病も身体の病も、発生源は職場、家庭、地域環境から生じるストレスであると述べる。健康日本21で問題とされるメタボリックシンドロームの診断基準には肥満が含まれ、肥満の原因は食事、運動、煙草、酒、睡眠などの生活習慣の偏りによる。更にその偏りが発生する理由として、様々なストレスがある。よって、ストレスを無視して対策を行ったとしても、人々が生活習慣を改善することは難しいことが考えられる。

慢性的な精神ストレスは生活習慣の乱れ（森本，1997）や飲酒・喫煙（濱田，1994）、食行動異常（田山淳・西浦和樹・菅原正和，2010）に影響を及ぼしていることが明らかになっている。高橋（2005）は、大学生において、ストレス反応を示している人は、良好な睡眠が妨げられていること、とりわけ慢性的なストレス状態が示唆される無気力の強い学生は生活

習慣全般の乱れが示されていると述べた。

加藤・藤井・吉田・佐尾・長尾・二村（2008）もまた、人間ドックでストレスを感じている受診者の生活習慣、人間ドック検査結果の傾向、およびそれらの3年間の推移を分析し、ストレスの健康に及ぼす影響を検討している。ストレスを感じ、睡眠障害の訴えがある場合には、経過とともに異常所見が出現し、身体的、精神的疾患を生じてくる可能性が高いという結果を明らかにした。

厚生労働省（2012）では、ストレス対策として、①ストレスに対する個人の対処能力を高めること、②個人を取り巻く周囲のサポートを充実させること、③ストレスの少ない社会を作ること、が必要であると、特に個人の対処能力を高めるためには、ストレスに関する正しい知識の習得、健康的な生活習慣による心身の健康の維持、自らのストレス状態の把握、リラックスや気分転換などに柔軟に取り組む、などが重要であり、こうした情報を広く提供していくことが必要であるとした。しかし、具体的にどのような取り組みを行うかは述べられていない。

具体的な取り組みとして、大平・石川・芦原（2011）は定期健康診断を利用したメンタルヘルス対策を行っている。健康診断の間診により問題があるとみられた従業員に対し面接を実施することが、一次予防としてストレスへの気づきを促し、セルフケアを推進させることを明らかにした。

高林（2006）は、人間の健康を考えるに当たり、身体と心を切り離すことができないことを指摘した。相互に関連する身体と心の両方が健康であって初めて健康であるとする。一次予防の面で人間ドックが役割を果たすには、身体健康チェックとともに、心の健康チェックを行うことが必要であると述べた。

人間ドックで使用するために作成されたメンタルチェックとして、「こころの健康状態チェック」が挙げられる（高林・長谷川・高

橋, 2010)。この尺度は精神的疾患を早期に発見し、早期に治療することを目的とした「二次予防」ではなく、こころの健康状態をチェックし、身体とこころの疾病発生を防ぐ「一次予防」を目的としており(高林, 2012)、一次予防に活用できると考えられる。

3. 「こころの健康状態チェック」

「こころの健康状態チェック」は、人間ドッグにおいて、簡易につけることができ、回答者の負担にならないことを意図して作成された。項目は10項目と少なく、“気分は焦らず落ち着いている”などのポジティブな側面から心の健康について尋ねている。

この尺度はWHO-5精神的健康状態票を参考に項目を設定した。看護師5名が適切な項目かどうかの評価を行い、項目を10項目まで絞った。得点が低いほどこころの健康状態が低いこと、また得点が高すぎる場合も無理をしている可能性があることと示唆を与えるものである。自分のこころの健康状態についての示唆を得ることにより、次の対処行動を起こすきっかけになることを想定している。

しかし、以上の内容はあくまで作成理論上の想定である。「こころの健康状態チェック」は信頼性・妥当性の検討が十分になされておらず、どのような傾向を持つ尺度なのか、統計的に明らかにされていない。

なお、「こころの健康状態チェック」は、Self-rating Depression Scale(以下 SDS)にみられるような“ふだんよりも動悸がする”といったネガティブな側面から心の健康度を尋ねるのではなく、ポジティブな側面から測定することを想定している。そこで、ネガティブな側面から抑うつ性の評価を行う SDS を同時に実施することにより、「こころの健康状態チェック」の妥当性を測る。さらに詳細な分析を行うことで、SDSと比較して「こころの健康状態チェック」がどのような特徴を持つかを検討することとした。

また、健康生成論的発想に基づき、アントノフスキー(2001)において見いだされた人生究極の健康要因に、Sense of Coherence(首尾一貫感覚; 以下、SOC)がある。SOCはアントノフスキーによって、人生においてまれにしか経験しないような過酷なストレスに限らず、人々の人生に遍く存在するあらゆるストレスに対するストレス対処能力として一般化され概念化された(山崎, 2011)。アントノフスキー(2001)によれば、SOCは自分の生きている世界が首尾一貫(coherent)しているという感覚であり、①把握可能感:自分の内外で生じる環境刺激は、秩序づけられ、予測と説明が可能なものであるという確信の感覚、②処理可能感:その刺激がもたらす要求に対応するための資源はいつでも得られるという確信の感覚、③有意味感:そうした欲求は挑戦であり、心身を投入し関わるに値するという確信の感覚、の以上3つの感覚からなる。山崎(2011)は、「SOCは、ストレスフルな出来事に曝されたり状況下におかれたりしながらも、あるいは障害や病を抱えながらもなお健康で明るく元気に生きていくことを可能にする力である」とSOCを説明する。

SOCはwell-being(戸ヶ里・山崎・佐々木・中山, 2003)に予測性を持つことや、SOCを高めることが抑うつ症状の軽減につながる可能性(志渡・澤目・上原・佐藤・池森・長谷川, 2011)、精神的不健康である場合においてSOCの高低がQOLの保持に関連する可能性(畑山・本城・平野・白浜・熊谷, 2008)が明らかとなっている。そのため、「こころの健康状態チェック」においてもSOCと何らかの関係があることが考えられる。

4. 目的

以上に基づき、本研究では、「こころの健康状態チェック」とSDS・SOCを共に実施することにより、信頼性・妥当性を検討し、尺度の統計的特徴を調べることを目的とした。

「こころの健康状態チェック」の特徴を調べることで、同尺度を活用した一次予防の研究の意義をより深いものとして考えることが考えられる。

【方法】

「こころの健康状態チェック」の信頼性・妥当性、および特徴について検討を行うために、次のような調査を計画した。まず、第1調査を行い、基本的な「こころの健康状態チェック」の特徴を調べた。そして時間を空けて、同じ対象に第2調査を行い、この尺度の時間経過による特徴を確認することとした。

調査協力者

第1調査：

2012年5月～6月に、短期大学および4年制大学に在籍する学生に対して質問紙調査を行った。その際、回答に不備がなく、30歳未満であった391名（男性124名、女性267名）を分析の対象とした。年齢は18歳から23歳（平均年齢19.45歳、標準偏差1.11歳）であった。

第2調査：

7月に再度第1調査と同様の質問紙調査を行い、一回目と二回目ともに回答した大学生280名（男性81名、女性199名；平均年齢19.47歳、標準偏差1.16歳）を分析の対象とした。

調査項目の構成

（1）フェイスシート

年齢、性別、学年、学籍番号の記入を求めた。学籍番号は第1調査と第2調査の双方に回答した人を同定するためにのみ使用することを説明した。またその際、この調査は大学生の一般的な傾向を研究するために行うものであること、データは統計的に処理されるため個人が特定されることはない旨を明記した。

（2）日本版 SDS（20項目4件法）

SDSは日本語版が標準化されている、自記式の抑うつ性評価尺度である。得点が高い

ほど抑うつ性が高いとされる。一般的に抑うつが高い場合、精神的健康が低いと解釈が行われており、今回もネガティブな側面から精神的健康を測っているとの解釈を行う。

また、SDSの結果については、希望する協力者にフィードバックを行った。

（3）SOC 尺度（13項目5件法）

戸ヶ里・山崎（2005）によって作成された日本語短縮版を用いた。得点が高いほど、ストレス対処能力が高いとするものである。

（4）こころの健康状態チェック（10項目5件法）

最近（2週間）の健康状態10項目について、5段階（「0 全くない」～「4 ほとんどいつも」）で回答を求めた。

【結果】

以下の分析において、確認的因子分析には Amos20、それ以外の分析においては IBM SPSS Statistics 20を使用した。

1. 因子分析と内的整合性

第1調査・第2調査ともに回答した280名のデータについて、「こころの健康状態チェック」の探索的因子分析（主因子法、プロマックス回転）を行った。まず、因子数を決定することをねらいに「こころの健康状態チェック」の初期固有値を推定した。スクリープロット（図1）を描き、固有値の大きさを検討し

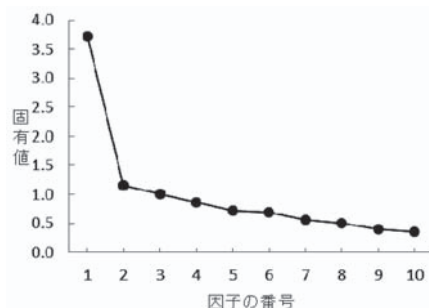


図1 因子のスクリープロット

表1 こころの健康状態チェックの探索的因子分析の結果

	因子1	因子2
第1因子: 日常安定感		
k207 日常の生活は順調で充実している	.75	.03
k201 楽しく、気持ちよく過ごしている	.72	.00
k210 気分がふさいでいて感情がこみ上げてこない*	.70	-.23
k206 気分はあせらず落ち着いている	.62	-.04
k101	.60	.07
k205 ぐっすりと眠れ、目覚めはすっきりしている	.59	.02
k110	.58	-.14
k107	.55	.18
k106	.54	-.06
k105	.33	.24
k109 気になっていることを繰り返し考えることがある*	.29	-.23
第2因子: 自負心		
k102 物事(学業やアルバイト)は、すぐに取り組み、早めに仕上げる	-.26	.73
k202	-.21	.63
k104 自分の生き方には自信を持っている	.19	.60
k108 自分は他人の役に立っている	.18	.56
k208	.18	.50
k204	.28	.48
k103 物事を仕上げた時には達成感や充実感がある	.11	.45
k203	.16	.41
k209	.32	-.38
	因子間相関	.69

※* 逆転項目 k1-第1調査項目 k2-第2調査項目
 ※2回目の同項目は省略している。

たところ、2番目から3番目の固有値にかけて急激な変化が見られた。以上により、因子数を2に指定した探索的因子分析を行い、各因子解の解釈を試みた。

この際、第1調査と第2調査のデータを共に因子分析し、同じ項目が同じ因子に含まれているかどうかを確かめた。その結果、項目9が第1調査と第2調査では別の因子に含まれることとなったため、下位因子は項目9を除いて、構成することとした(表1参照)。ただし、「こころの健康状態チェック」は全10項目すべてを含めた尺度であるため、以後も合計点は項目9を含むものとする。

因子分析の結果、第1因子は「日常安定感」因子とした。この因子は、“楽しく気持ちよく過ごしている”、“日常の生活は順調で充実している”など、感情の安定や日常の穏やか

さが含まれるものである。第2因子は「自負心」因子である。“物事を仕上げた時には達成感や充実感がある”、“自分は他人の役に立っている”など、自分への確かな自信が含まれている因子である。「こころの健康状態チェック」の因子構造として、因子の解釈が比較的容易であった2因子解を採用するのが妥当であると判断した。

探索的因子分析の結果により、「こころの健康状態チェック」には2つ因子が含まれていることが確認されたが、本尺度はすべての項目を合計した点数により、こころの健康状態を測ることを想定した尺度である。そのため、「日常安定感」と「自負心」の2つの因子は、「こころの健康状態」というさらに高次の因子から影響を受けていると仮定できる。そこで、Amosを使用し、想定した2次2因

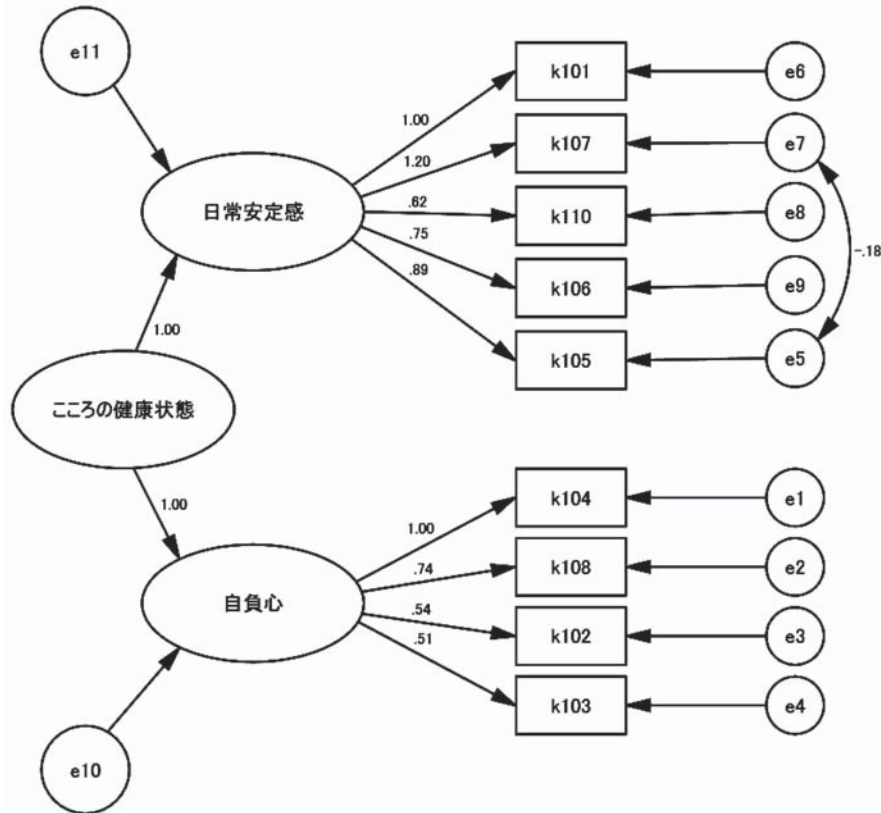


図2 「こころの健康状態チェック」の確認的因子分析結果モデル

※パス係数は.001%水準で有意

子モデルの適合度を確認的因子分析で調べた結果、図2となった。適合度は、 $\chi^2=28.32$ 、 $df=25$ 、 $p=.29$ 、 $GFI=.98$ 、 $AGFI=.96$ 、 $RMR=.04$ 、 $AIC=68.32$ である。

2次2因子モデルを想定として、下位因子の α 係数を算出した。その結果、「日常安定感」.74、「自負心」.71であった。さらに高次因子として、項目9を含んだ「こころの健康状態チェック（以下、こころの健康状態）」の α 係数を算出したところ、.79であった。

共に質問紙を行ったSDSもまた、すべての項目の合計点により、抑うつ状態のスクリーニングが行われている。そのため、今後の分析でも20項目の合計点（「SDS合計点」）を算出し、使用することとした。ただし、SDSの因子構造に関する研究報告(Chida, Okayama, Nishi, & Sakai, 2004)では2つの因子が確

認されており、より詳細な分析のためには下位因子を構成する必要があると考えられる。よって、Chida et al. (2004) の研究を参考に、第1因子9項目（抑うつ、日内変動、啼泣、心悸亢進、睡眠障害、疲労、混乱、精神運動興奮、焦燥）、第2因子5項目（精神運動減退、希望のなさ、自己過小評価、空虚、不満足）で下位因子を構成した。なお、Chida et al. (2004) の研究では因子名がつけられていなかったため、本研究では第1因子を「身体状態」、第2因子を「認知状態」と呼ぶこととする。本研究での α 係数は「身体状態」.74、「認知状態」.75、「SDS合計点」.80であった。

SOCに関しては、坂野・矢嶋 (2005) の研究を参考に、“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”、“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”など9項目を含む「把握処理可能感」と、“あなたが毎日していることは一喜びと満足を与えてくれる／つらく退屈である”、“あなたは、自分の周りで起き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”など3項目を含む「有意味感」の2つの下位因子を構成した。なお、戸ヶ里ら(2005)によれば、SOCもまた高次因子を持つ。そのため、全13項目を合計し、「SOC合計点」を算出することとした。本研究での α 係数は、「把握処理可能感」.68、「有意味感」.46、「SOC合計点」.75であった。

2. 時間経過による特徴

時間の経過による「こころの健康状態チェック」の特徴を、第1調査と第2調査の相関により調べた(表2参照)。その結果、「こころの健康状態」「自負心」では強い正の相関、「日常安定感」では中程度の正の相関が確認された。

表2 第1調査と第2調査の相関

	相関係数
日常安定感	.64**
自負心	.72**
こころの健康状態	.70**

**: $p < .01$

また、第1調査から第2調査にかけての変化を検討するために調査回を独立変数とする被験者内要因の t 検定を行った(表3参照)。

その結果、すべてにおいて有意な差は見られなかった。

3. 「こころの健康状態チェック」の構成概念妥当性

第1調査の協力者391名を対象に、「こころの健康状態チェック」とSDS・SOCの得点の相関を調べた(表4参照)。

その結果、「日常安定感」と「SDS合計点」、「こころの健康状態」と「認知状態」・「SDS合計点」の間に強い負の相関が確認された。また、その他の「こころの健康状態チェック」とSDSとの間には、中程度の負の相関が見られた。「こころの健康状態チェック」とSOCの間には、全てにおいて中程度の正の相関が確認された。

さらに、各下位因子の相関係数を比較することにより、どちらの下位因子がより有意に相関が高いかを調べるために、岩本(1965)の第27章7節の式より、 t 値を求めた。

同じ標本にもとづく二つの相関の

有意差を求める式

$$t = (r_{12} - r_{13}) \sqrt{\frac{(n-3)(1+r_{23})}{2(1-r_{12}^2 - r_{13}^2 - r_{23}^2 + 2r_{12}r_{13}r_{23})}}$$

まず、「こころの健康状態チェック」の下位因子同士を比較した。計算に使用した相関係数 r_{12} 、 r_{13} は表4中に示した通りである。

表3 第1調査と第2調査のこころの健康状態チェック比較

	第1調査		第2調査	
	平均値(SD)	範囲	平均値(SD)	範囲
日常安定感	11.63(3.63)	0-20	11.47(3.88)	0-20
自負心	8.82(2.99)	1-16	8.65(2.83)	1-16
こころの健康状態	21.30(6.04)	1-38	21.04(6.07)	4-35
第1調査と第2調査の比較(t 検定)				
	t 値	df	p 値	
日常安定感	.85	277	.40	
自負心	1.27	279	.21	
こころの健康状態	.91	272	.36	

表4 各項目相関

	r_{12} 日常 安定感	r_{13} 自負心	こころの 健康状態
身体状態	-.66**	-.45**	-.65**
認知状態	-.62**	-.64**	-.69**
SDS 合計点	-.72**	-.61**	-.74**
把握処理 可能感	.48**	.40**	.52**
有意味感	.51**	.52**	.56**
SOC 合計点	.59**	.52**	.63**

** $p < .01$

表5 式に使用した相関

	r_{12} 身体状態	r_{13} 認知状態
日常 安定感	-.63	-.64
自負心	-.45	-.64
	把握処理 可能感	有意味感
日常 安定感	.45	.52
自負心	.40	.54

その結果、「身体状態」と「日常安定感」の相関のほうが「身体状態」と「自負心」の相関よりも、有意に高い値であることがわかった ($t(383) = 2.26, p < .05$)。計算に使用した「日常安定感」と「自負心」の相関 (r_{23}) は.58 ($p < .01$) である。

次に、SDS 下位因子同士の比較、SOC 下位因子同士の比較を行った。使用した相関係

数 r_{12} 、 r_{13} は表5に示す。

その結果、「自負心」と「身体状態」の相関よりも「自負心」と「認知状態」の相関のほうが有意に高い値であることがわかった ($t(381) = 2.21, p < .05$)。計算に使用した「身体状態」と「認知状態」の相関 (r_{23}) は.45 ($p < .01$) である。

他の相関同士の間には有意な差は見られなかった。

4. 「こころの健康状態チェック」の特徴

「こころの健康状態チェック」の性差を確認するべく、性別を独立変数とした被験者間要因の t 検定を行った (表6参照)。その結果、「自負心」にのみ、有意傾向が見られ、女性より男性のほうが高い値である可能性が示唆された。

また、「こころの健康状態チェック」と比較することを目的として、SDS・SOC に関しても性別を独立変数とした被験者間要因の t 検定を行った (表7参照)。その結果、「認知状態」、「SDS 合計点」において男性より女性のほうが有意に高い値であった。「把握処理可能感」においては、女性より男性のほうが有意に高い値であることが示された。

さらに、精神的健康に関連があるとみられるストレス反応 (市丸・山本・野田, 2001)、健康意識 (折原・目黒, 2006) において、学年によって差がみられていることから、「こころの健康状態チェック」では学年により変

表6 こころの健康状態チェックと性差

	男性		女性	
	平均値(SD)	N	平均値(SD)	N
日常安定感	11.58(3.49)	124	11.43(3.76)	266
自負心	9.20(3.08)	124	8.58(3.93)	267
こころの健康状態	21.69(5.91)	124	20.84(6.05)	265
	性差(t 検定)			
	t 値	df	p 値	
日常安定感	.37	388	.71	
自負心	1.91	389	.06	
こころの健康状態	1.31	387	.19	

表7 SDS・SOC と性差

	男性		女性	
	平均値(SD)	N	平均値(SD)	N
身体状態	18.74(4.02)	122	19.09(3.95)	265
認知状態	12.84(3.28)	122	13.53(3.06)	266
SDS合計点	42.90(7.68)	118	45.19(7.37)	264
把握処理可能感	24.95(5.07)	124	23.78(5.14)	267
有意味感	9.33(2.16)	124	9.22(2.15)	267
SOC合計点	37.47(6.57)	124	36.33(6.83)	267
性差(<i>t</i> 検定)				
	<i>t</i> 値	<i>df</i>	<i>p</i> 値	
身体状態	.81	385	.42	
認知状態	2.00	386	.05	
SDS合計点	2.78	380	.01	
把握処理可能感	2.12	389	.04	
有意味感	.49	389	.63	
SOC合計点	1.55	389	.12	

表8 こころの健康状態チェックと学年の高低による差

	1・2年生		3・4年生	
	平均値(SD)	N	平均値(SD)	N
日常安定感	11.58(3.62)	209	11.05(3.70)	181
自負心	9.10(2.80)	210	8.41(3.16)	181
こころの健康状態	21.72(5.78)	208	20.41(6.22)	181
学年の高低による差(<i>t</i> 検定)				
	<i>t</i> 値	<i>df</i>	<i>p</i> 値	
日常安定感	2.16	388	.03	
自負心	2.27	363	.02	
こころの健康状態	2.16	387	.03	

表9 SDS・SOC と学年の高低による差

	1・2年生		3・4年生	
	平均値(SD)	N	平均値(SD)	N
身体状態	18.91(4.22)	208	19.06(3.67)	179
認知状態	13.21(3.26)	207	13.44(3.02)	181
SDS合計点	44.51(7.91)	204	44.45(7.10)	178
把握処理可能感	24.47(5.41)	210	23.77(4.80)	181
有意味感	9.32(2.08)	210	9.17(2.24)	181
SOC合計点	37.07(7.15)	210	36.25(6.26)	181
学年の高低による差(<i>t</i> 検定)				
	<i>t</i> 値	<i>df</i>	<i>p</i> 値	
身体状態	.38	385	.71	
認知状態	.71	386	.48	
SDS合計点	.08	380	.93	
把握処理可能感	1.34	389	.18	
有意味感	.70	389	.49	
SOC合計点	1.19	389	.24	

化がみられるか確認する必要があることが考えられる。ただし各学年の人数に極端な差が見られ、1・2年生と3・4年生で分けることにより偏りがほとんどなくなるため、学年

の高低を独立変数とした被験者間要因の*t*検定を行った(表8参照)。その結果、「日常安定感」、「自負心」、「こころの健康状態」の全てにおいて5%水準で有意な差が見られた。

1・2年生のほうが3・4年生よりも「こころの健康状態」が高いことが明らかとなった。

「こころの健康状態チェック」との比較を行うため、SDS・SOCに関しても学年の高低を独立変数とした被験者間要因の t 検定を行った（表9参照）。その結果、すべてにおいて有意な差は確認されなかった。

【考察】

本調査研究では、大学生を対象とし、「こころの健康状態チェック」の信頼性と妥当性を検討し、さらにどのような統計的特徴を持つ尺度であるかを確認した。

1. 因子分析と内的整合性

探索的因子分析を行ったところ、「日常安定感」と「自負心」の2因子が確認された（表1参照）。「日常安定感」には安定した感情や日々の生活の順調さが含まれており、現在の状況が安定したものであるという実感が表れている。ただし、“現在”の状況であるため、何か大きな出来事があった直後には変化しやすい、短期的なものであることも考えられる。また、「自負心」には自分への確かな自信が含まれている。これは自己肯定感にも通じるものであることが考えられ、何か大きな出来事があった場合にもあまり変化しにくい長期的なものである可能性が考えられる。これらの因子間の相関が.69と比較的高い値であったことは、より高次の因子構造の存在を示唆するものといえる。

そこで、因子構造の妥当性を評価することを目的に、確認的因子分析を行った。このとき想定したモデルは、探索的因子分析で得られた2つの因子（「日常安定感」「自負心」）を第一次因子、それらの上位概念として第二次因子「こころの健康状態」を布置した2次2因子モデルである。「こころの健康状態チェック」は、全ての項目を合計した得点を

算出し、それによりこころの健康状態を判断することを想定して作られたものである。また主観的健康感尺度（藤南・園田・大野，1995）などの健康を因る尺度に見られるように、健康は一つの因子により測定されるものではなく、いくつかの下位因子が含まれるものである。以上のことから、2次2因子モデルは妥当なモデルといえる。

分析の結果、適合度指標として採用した指標はいずれも統計学的な許容水準を十分に満たす値を示しており、このモデルが統計的に妥当であることが示唆された。このことは、「こころの健康状態チェック」の下位因子得点（「日常安定感」得点と「自負心」得点）がそれぞれ算出できること、さらに、2つの下位因子得点の合計得点である「こころの健康状態チェック」の総合得点を算出できることの統計的根拠が得られたことを意味している。また、各下位因子及び高次因子の α 係数も高い値であり、十分な内的整合性があるといえ、信頼性が確認された。

なお、「日常安定感」の短期性と「自負心」の長期性、各々の下位因子の特徴については、今回の研究では直接検証されていないため仮説にすぎず、また、因子構造自体も、大学生年代以外の対象では異なっている可能性が考えられるため、さらなる検証が必要である。

2. 時間経過による特徴

「日常安定感」「自負心」「こころの健康状態」のすべてにおいて、第1調査の平均値と第2調査の平均値には差が見られず（表3参照）、それぞれ中程度の正の相関、強い正の相関がみられた（表2参照）。よって、「こころの健康状態チェック」は1ヵ月から2ヵ月の間では急激な変化をしない尺度であることが示唆された。

「こころの健康状態チェック」は今まで時間経過による変化が想定されていたものの、実際に時間を空けて統計的な分析が行われた

ことはなかった。今回は「こころの健康状態チェック」の時間経過による変化に関わる因子を共に調査していない。そのため、「こころの健康状態チェック」のみで時間経過を見ることになったが、他の因子と絡めて時間経過を確認する必要性は示唆できたのではないだろうか。

3. 「こころの健康状態チェック」の構成概念妥当性

「こころの健康状態チェック」とSDS・SOCの得点の相関を調べた（表4参照）。

「こころの健康状態」と「SDS合計点」の間に強い負の相関がみられたことから、「こころの健康状態チェック」は精神的健康を測る質問紙として、併存的妥当性が確認されたといえる。

「こころの健康状態チェック」とSDSの間には、各下位因子においても、中程度以上の負の相関が確認されている。両方とも精神的健康に密接に関係する尺度であるため、それは当然であるといえるが、これだけではどの下位因子がどの下位因子と特に関係が深いかは不明である。下位因子それぞれの特徴を調べるためには、他の下位因子との比較が必要となるだろう。そのため、算出された相関係数同士を岩本（1965）の式により、比較することとした。

その結果、SDS下位因子である「身体状態」は「自負心」よりも「日常安定感」のほうが、相関が有意に高いことが明らかになった。“気分はあせらず落ち着いている”、“ぐっすりと眠れ、目覚めはすっきりしている”など「日常安定感」に含まれる項目と、“いつもよりいらいらする”、“夜よく眠れない”など「身体状態」に含まれる項目を踏まえると、「日常安定感」は「身体状態」と同程度の内容をカバーしている概念であると考えられる。身体の状態により影響を受けやすい可能性も示唆されている。このことは「日常安定感」

が短期的に変化する項目で構成されているのではないかということと関係しているかもしれない。

一方、「自負心」は、「身体状態」よりも「認知状態」のほうが、相関が有意に高い。これは、「身体状態」よりも「認知状態」のほうが、「自負心」とより相関がある結果であるといえる。「自負心」には、「認知状態」に含まれる希望のなさや自己過小評価などとはほぼ相反しているだろう“自分の生き方には自信を持っている”などの項目が含まれており、妥当な結果であるといえる。ただし、SDSは抑うつ状態、つまりうつ病の可能性を持つ人のスクリーニングを目的として作成された尺度である。ベック（2007）が述べたように、うつ病には認知モデルが想定されており、事実に関わらず自己への否定的な見方を持つ傾向があることが明らかになっている。よって、SDSにおける「認知状態」の測定も、このような否定的な見方——すなわち認知の歪みを想定したものであると考えられる。一方、「自負心」は、認知の歪みを想定した概念ではない。そのため、「自負心」が「認知状態」を含むものということとは不適切である。「自負心」は「身体状態」よりは「認知状態」に何らかの影響を及ぼしている可能性があると考えることが妥当だろう。

「こころの健康状態チェック」とSOCの間には、全てにおいて中程度の正の相関が確認された。また、下位因子の相関を岩本（1965）の式により比較したところ、どの相関も有意な結果は見られず、特にどの相関が強いという結果は見られなかった。

SOCはwell-beingや抑うつに影響を与える概念である。中程度の正の相関がみられたことから、精神的健康を測る尺度である「こころの健康状態チェック」にも影響を与える概念であることが示唆されたといえるだろう。SOCの各下位因子及び合計点が「こころの健康状態」各下位因子及び合計点に影響を与

えている一方で、同じ内容が含まれているわけではないのである。

4. 「こころの健康状態チェック」の特徴

「こころの健康状態チェック」の性差を確認したところ（表6参照）、「自負心」にのみ女性より男性が高いとする $p < .06$ の有意傾向が見られた。「日常安定感」「こころの健康状態」では、性別による違いは見られなかった。一方、SDS・SOCにおいては「認知状態」、「SDS合計点」において男性より女性のほうが有意に高い値であること、「把握処理可能感」においては女性より男性のほうが有意に高い値であることが示されている（表7参照）。

抑うつ性の性差について、今野・鈴木・大寄・降旗・高橋・兼板・大井田・内山（2010）によれば、男性より女性のほうが高いことが明らかになっている。また、落合・大東・青木（2011）では、SOC把握可能感・処理可能感がともに女性よりも男性のほうが高いことが明らかになっている。SDS・SOCの性差に関しては、ほぼ先行研究と同等の結果になった。「自負心」は、「認知状態」との関連が強いことが明らかとなっているため、有意傾向となったと推測できる。同時に、「こころの健康状態チェック」全般においては、抑うつ性と同じ結果が出ていないことから、SDSと違い、男女の違いがあまり出ない尺度となっていることが考えられる。

「こころの健康状態チェック」の学年の高低による差を確認したところ（表8参照）、「日常安定感」「自負心」「こころの健康状態」の全てにおいて1・2年生のほうが、3・4年生よりも高いことが明らかになった。大学生における就職活動ストレスの研究（北見・茂木・森、2009）では、就職活動によるストレスと、精神的健康へ及ぼす影響の強さが明らかにされていることから、1・2年生に比べ、3・4年生は就職活動や単位取得・卒業

など、焦りや不安を感じる要因が増え、自分の生き方を考える機会が増える結果であると推測できる。

しかし、同じように精神的健康を量っているSDSにおいては学年の高低による差は見られなかった（表9参照）。このことから、抑うつ状態のような、長期に続けば病気になるといった精神的健康とは、「こころの健康状態チェック」は違うものを測っている可能性が示唆された。

性差・学年の高低差の比較において、「こころの健康状態チェック」とSDSの結果が異なっていることは、単にネガティブな側面ではなくポジティブな側面から尋ねた尺度である、という違いだけではないことを表している可能性がある。特に学年の高低差については、就職活動など一定のストレスを感じていると仮定できる3・4年生の結果において、SDSでは1・2年生との差が見られず、「こころの健康状態チェック」では差がみられることになった。

以上の結果の一つの解釈として、「こころの健康状態チェック」はSDSで測られるような抑うつ状態ではなく、自分のその時の状態を反映した精神的健康を測っている可能性が考えられる。抑うつ状態のような、長期的に続けば病気になるような状態ではなく、その時自分が受けている一時的なストレスの影響を「こころの健康状態チェック」は反映していることが予想させる。自分の現状を反映するということは、抑うつ状態にありうつ病を発症する前に治療を受ける必要があるとスクリーニングされることは意味が異なる。自分の現状に気づくきっかけとして、「こころの健康状態チェック」が活用できる可能性が示唆されているのである。つまり、気づくことにより、対処するきっかけとなる尺度であることが現れていると考えられる。

5. まとめと今後の課題

以上、本研究では大学生サンプルを用いて、「こころの健康状態チェック」の因子構造・信頼性・構成概念妥当性を検討した。加えて、「こころの健康状態チェック」の下位因子とSDS下位因子・SOC下位因子の関連性を吟味することによって、「こころの健康状態チェック」の特徴についての考察を試みた。その結果、妥当な因子構造や下位因子同士の相関が認められ、内的整合性も確認された。また、不完全ではあるものの、「こころの健康状態チェック」が作成意図に沿った働きをする可能性が示唆された。

問題点として、男女差・学年差について、今回の調査では、同数のサンプルを用意できたとは言えず、可能性を示唆したにとどまっている。男女の人数や1年生から4年生の人数をそろえた調査を行うことが必要である。時間経過による変化が確認されなかった点についても、こころの健康状態に影響を与えるストレス状況が、今回調査した1、2ヵ月の間では変化していなかった可能性が考えられる。ストレス状況と共に「こころの健康状態チェック」を同じ対象に実施し、状況に伴って変化が起こるかどうかにについて検討する必要がある。

また、今回の調査対象者は大学生であったが、「こころの健康状態チェック」は健診での使用が想定されていることから、より幅広い母集団を対象とした調査を行う必要性があるだろう。生活習慣や健診結果との関連も調べることで、より「こころの健康状態チェック」が意義深い尺度になると予想される。

さらに、一次予防を目的として作られた尺度であることを考えれば、健康教育との関連や縦断的研究の必要性も無視できない。回答者の現状を確かに反映する尺度であるかどうか、ストレス状況との対応などを含めてさらなる縦断的研究を行う必要があるだろう。また、回答者の現状を反映する尺度であることを確かめたうえで、回答者にどのようにフィー

ドバックするかの問題がある。自分の現状に気付くかどうかには、伝えられ方も大きく関わってくるだろう。どのようにすれば気づくことができるのかについて、さらなる研究が必要である。

研究を続け、「こころの健康状態チェック」の特性を明らかにすることが、この尺度の作成意図を満たすためには、必要不可欠であるといえる。

【謝辞】

本論文を作成するにあたり、ご指導いただきました鴨澤あかね先生に心より感謝申し上げます。また、調査にご協力いただきました北星学園大学の諸先生方、調査協力者の皆様にも厚く御礼申し上げます。

【引用文献】

- Antonovsky A. 1979 *Health, Stress and Coping*. San Francisco, Jossey-Bass Inc Pub.
- アーロン・アントノフスキー 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（Antonovsky A. 1987 *Unraveling the mystery of Health*. Proquest Info & Learning.）
- ベック A.T.・ラッシュ A.J.・ショウ B.F.・エメリィ G 坂野雄二（監訳）神村栄一・清水里美・前田基成（訳）2007 うつ病の認知療法《新版》岩崎学術出版社（Aaron T. Beck, A. John Rush, Brian F. Shaw and Gary Emery 1979 *Cognitive Therapy of Depression*. Guilford Press.）
- Chida, F., Okayama, A., Nishi, N., & Sakai, A. 2004 Factor analysis of Zung Scale scores in a Japanese general population *Psychiatry and clinical neurosciences*, 58 (4), 420-426.
- 濱田 義和 1994 サラリーマンの健康意識と食生活の実態についての一考察：名古屋市内および市内近郊在住のサラリーマンの場合 名古屋文理短期大学紀要, 19, 67-76.
- 畑山知子・本城薫子・平野裕子・白浜雅司・熊谷秋三 2008 農村地域住民の精神的健康度

- と首尾一貫感覚 厚生指標, 55 (8), 29-34.
- 今野千聖・鈴木正泰・大嵯公一・降旗隆二・高橋栄・兼板佳孝・大井田隆・内山真 2010 日本在住一般成人の抑うつ症状と身体愁訴 女性心身医学, 15 (2), 228-236.
- 市丸訓子・山本富士江・野田淳 2001 看護大学生のストレス度とストレス・ストレス反応・影響因子との関連: 4年間の縦断的研究 東京保健科学学会誌, 4 (2), 77-82.
- 岩本信九郎 1965 新訂版 教育と心理のための推計学 日本文化科学社
- 加藤裕美佳・藤井晴代・吉田徹・佐尾浩・長尾和義・二村良博 2008 ストレス度と生活習慣・ドック検査結果との関係と3年間の推移 人間ドック, 23 (3), 17-22.
- 北見由奈・茂木俊彦・森和代 2009 大学生の就職活動ストレスに関する研究: 評価尺度の作成と精神的健康に及ぼす影響 学校メンタルヘルス, 12 (1), 43-50.
- 厚生労働省 2011 「健康日本21」最終評価 <http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r9852000001r5gc-att/2r9852000001r5np.pdf> 2012.8.17
- 厚生労働省 2012 健康日本21(第2次)の推進に関する参考資料(案) <http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000002ddhl-att/2r9852000002ddxn.pdf> 2012.8.17
- 森本兼曩 1997 ストレス危機の予防医学: ライフスタイルの視点から NHKブックス 日本人間ドック学会 2005 2005年「人間ドックの現況」 http://www.ningen-dock.jp/concerned/press/pdf/dock-genkyou_h17.pdf 2012.8.17
- 大平泰子・石川浩二・芦原睦 2011 事業所におけるメンタルヘルス予防活動—定期健康診断を利用したメンタルヘルス対策の有用性— 心身医学, 51 (3), 236-244.
- 折原茂樹・目黒忠道 2006 大学生の健康意識と生活習慣 近畿大学医学雑誌, 31(1), 21-30.
- 落合龍史・大東俊一・青木清 2011 大学生におけるSOC及びライフスタイルと主観的健康感との関係 心身健康科学, 7 (2), 91-96.
- ノラ,J.ペンダー 小西恵美子(訳) 1997 ペンダーヘルスプロモーション看護論 日本看護協会出版会 (Pender, N. J. 1996 *Health promotion in nursing practice 3edition*, Appleton & Lange.)
- 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 (1), 34-45.
- 島内憲夫 1990 ヘルスプロモーション: WHO: オタワ憲章 垣内出版
- 志渡晃一・澤目亜希・上原尚紘・佐藤巖光・池森康裕・長谷川聡 2011 首尾一貫感覚(SOC)と抑うつ症状との関連: 高等教育機関に所属する学生を対象として 北海道医療大学看護福祉学部紀要, 18, 43-48.
- 高林健示 2006 聖路加国際病院附属クリニック・予防医療センターでの取り組み 人間ドック, 20 (5), 949-957.
- 高林健示・長谷川麻弓・高橋為生 2010 愉快的仲間と学ぶメンタルヘルス講座—ストレスチェックと対処法 東海大学出版会
- 高林健示 2012 総合健診でのセルフ・ケア支援システムの開発 日本健康心理学会第25回発表論文集, 25.
- 高橋恵子 2005 大学生の生活習慣とストレスに関する心理学的検討 人間福祉研究, 8, 189-200.
- 田山淳・西浦和樹・菅原正和 2010 青年期女性の食行動異常に関する心理学的研究 岩手大学教育学部附属教育実践総合センター研究紀要 (9), 117-124.
- 戸ヶ里泰典・山崎喜比古・佐々木智子・中山和弘 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 (特別), 104-105.
- 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.
- 藤南佳代・園田明人・大野裕 1995 主観的健康感尺度(SUBI)日本語版の作成と, 信頼性, 妥当性の検討 健康心理学研究, 8 (2), 12-19.
- 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 2011 健康生成モデルの中核概念Sense of Coherence (SOC)とその向上策を探る 産業精神保健, 19 (4), 270-275.
- 柳川洋・中村好一 2011 公衆衛生マニュアル29版 南山堂