

原 著

ストレス対処能力 SOC の社会階層間格差の検討—20 歳～ 40 歳の
若年者を対象とした全国サンプル調査から

The socioeconomic gradient of sense of coherence—from a representative
sample survey of 4,800 Japanese people aged 20 to 40

戸ヶ里 泰典¹⁾、山崎 喜比古²⁾
Taisuke TOGARI¹⁾、Yoshihiko YAMAZAKI²⁾

- 1) 山口大学大学院医学系研究科環境保健医学分野
- 2) 東京大学大学院医学系研究科健康社会学分野

- 1) Department of Hygiene, Graduate School of Medicine, Yamaguchi University
- 2) Department of Health Sociology, Graduate School of Medicine, The University of Tokyo

抄 録

学歴、現在の雇用形態も加味した職業、および収入といった社会経済的地位と、ストレス対処能力および健康保持能力といわれる sense of coherence (SOC) との関連性を、20 歳から 40 歳までの男女に関する大規模全国サンプルにおいて検討し、若年者の社会階層における SOC の格差を探索することを目的とする。国内に在住の 20 歳～ 34 歳 (若年調査) と、35～ 40 歳 (壮年調査) の男女を、性、年齢、地域、都市規模による層化二段無作為抽出によりサンプリングした。自記式調査票を郵送配布、調査員による訪問回収を行った。本研究では、若年調査 3,367 名 (回収率 34.5%)、壮年調査 1,433 名 (回収率 40.4%) を統合し、計 4,800 名を分析対象とした。従属変数を 3 項目版 SOC スケール SOC-UTHS の高低の 2 値変数とし、年齢、出身階層、過去のライフイベントで制御したロジスティック回帰分析を行った。その結果、男女ともに、職種・就業形態間では、SOC 低群に対するオッズ比のサイズは正規職の専門技術職に比較して、正規職<非正規職、専門・技術職<ホワイトカラー職<ブルーカラー職の組み合わせの順であり、無業者においては最も SOC が低いことがわかった。また、教育年数が少ないことも SOC が低いことと関連していることがわかった。等価所得に関しては、男性では有意な差は見られなかったが、女性においては所得が低いことは SOC が低いことと関連していることがわかった。

Abstract:

The aim of this study was to identify the socioeconomic disparities in sense of coherence, including education, occupation and type of employment, and income, from a representative sample survey of Japanese people aged 20 to 40 years. Two groups of Japanese people aged 20 to 34 years (young survey) and 35 to 40 years (middle-aged survey) were extracted through stratified two-stage sampling. A self-administered anonymous questionnaire test distributed by post and collected during visits was performed from January to March, 2007. The total number of participants in this study was 4,800 including 3,367 in the young survey (response rate, 34.5%) and 1,433 in the middle-aged survey (response rate, 40.4%). Logistic regression analysis was performed with dichotomized SOC3-UTHS as the dependent variable, which is a 3-item sense of coherence scale, and age, father's occupation and past life-events as control variables. As the results show, according to the order of odds ratio values, occupations associated with poor SOC were non-temporary < temporary and professional < white-collar < blue-collar, using non-temporary professional worker as the reference for both genders. Moreover, unemployment was associated

with poorest SOC in all categories. SOC was also poorer as academic background became lower. Although no relationship was found between equivalent income and SOC in the male sample, a relationship was found in the female sample.

I 緒言

近年、我が国においても、社会経済的格差の拡大が指摘されるようになってきている¹⁾。また、社会経済的格差の拡大に伴い、我が国においても健康状態の階層間格差が認められるという報告が次々と出現してきており^{2,3)}、健康の不平等の問題はわが国においても重要視されてきている。

また、わが国の若年者においては1990年代半ばより2000年代前半という長期的慢性不況のため大卒求人倍率がきわめて落ち込んでいる時期に進学、就職を迎え⁴⁾、労働者派遣法の制度改正時期と相まって非正規雇用者や無業者が増加している⁵⁾。無業者および非正規労働者の健康影響についてそれぞれ疫学的に明らかになりつつある^{6,7)}ことから、今後の生活基盤、ひいては健康状態が危ぶまれる一方で、若年者自身は現時点での身体機能における格差は顕在化せず、その前段階で何らかの影響が生じている可能性がある。

こうした職種間の健康格差のメカニズムとして、ストレスの存在や職場環境の優劣といった外的資源の要素が挙げられている⁸⁾が、パーソナリティをはじめとした個人の内的資源の多寡の関与の可能性も指摘されている⁸⁾。こうした内的資源の一つであり、成人初期の職場環境により左右されると定義される健康保持・ストレス対処能力としてsense of coherence (SOC)が挙げられる⁹⁾。このSOCは内的な資源でありながら、外的資源も含めた周囲の様々な資源を動員するキーマンとしても着眼されている¹⁰⁾。

SOCは、健康社会学者Antonovskyにより提唱され、WHOにおけるヘルスプロモーションの基礎理論として評価される健康生成論^{11,12)}の中核概念である。SOCとは、具体的にはストレスに対して以下の三つの処理を行う力とされている。すなわち、第1に直面した出来事や問題を把握しその後を予測する、第2に首尾よくストレス対処資源を動員し、問題解決につなげる、第3に直面した出来事をポジティブにとらえ、自己を再度とらえなおす、ことである⁹⁾。SOCが高い人は、ストレスに直面した際にその処理に成功し、健康の維持・増進が図られることが、Antonovskyにより理論化された健康生成モデルにおいて示されている¹³⁾。

近年国内外の多くの実証研究によりSOCは客観的・主観的健康の予測因子であることや、ストレス

緩衝効果を持つことが明らかとなっており¹⁴⁾保健、医療、福祉をはじめとした諸分野で注目を集めている¹⁴⁾。その一方で、SOCは幼少期における家庭の社会的役割や、その後の思春期から成人期にかけての学歴、職業、収入といった、社会経済的地位に裏付けられた人生経験によって形成、規定されるというAntonovskyの仮説がある⁹⁾。特に、雇用形態が多様化し、経済的な格差が広がっているとされる我が国の若年者において、SOC自体の形成・発達に大きく差が生じている可能性がある。

こうした社会経済的地位とSOC自体の形成発達の格差に関する研究は極めて限られている。教育歴とSOCとの関係について、その後の職業を制御した結果を示している研究は2件のみにとどまっている。女性において国籍、年齢、そして職業を制御して、教育年数が13年以上の群に比し、12年の群で1.3倍、10-11年の群で1.4倍、9年以下の群で1.6倍、SOCが低いことに対する直接効果¹⁵⁾が示された。他方でFeldtらは、教育年数が高いことはその後の職業を介して成人後の良好なSOCに関与する間接効果を有することを示した¹⁶⁾。

現在の職業とSOCとの関連に関しては6件の研究が見られている。上位ホワイトカラー層に比して、中位ホワイトカラーでは1.7倍、下位ホワイトカラーでは2.1倍、自営では1.5倍、農業では3.0倍、熟練労働者では3.0倍、非熟練労働者では4.0倍低いSOCであること¹⁷⁾、上位ホワイトカラーに比して、男女ともに下位ホワイトカラー、ブルーカラー、農業でSOCが低かったこと¹⁸⁾、ホワイトカラーがブルーカラーに比してSOCが良好な人が多いこと¹⁹⁾、高位のホワイトカラーに比して、低位のホワイトカラーで1.4倍、非熟練労働者で1.6倍SOCが低いことが示されたが、中位のホワイトカラー、自営・農業、学生のカテゴリでは関連が見られなかったこと¹⁵⁾が示されている。また、縦断研究の結果、専門技術管理層に比して、男性では非熟練層で2.0倍SOCスコアが低下しており、女性では、熟練層で1.6倍、半熟練層で2.4倍、非熟練層で2.5倍SOCが低下するが、その一方で、SOCの上昇群では統計学的有意差が見られなかったこと²⁰⁾、5年間の追跡期間で男女ともに自営業層、女性のブルーカラー層では変化はないが、男性のブルーカラー層、ホワイ

トカラー層、女性のホワイトカラー層で SOC の低下が有意に見られたことが示されている²¹⁾。

雇用状態に関しては 3 件のみであり、学歴や幼少期の困難な経験によらずに、被雇用者に比して失業者と障害年金受給者は SOC が低く、現在の職業によらずに SOC と関連を見せていたこと¹⁸⁾、雇用者に比して、失業者において有意に SOC が低かったこと、非雇用者（定年退職者、主婦、学生）では差が見られなかったこと²²⁾、さらに、27 歳から 42 歳までのキャリアが安定しているほど 42 歳時の SOC が高いことが示されている¹⁶⁾にとどまっている。

SOC と現在の経済的地位との関連性に関しては、女性においてのみ、低い世帯収入であるほど SOC が低下したが、収入が高いほど SOC の上昇は認められなかったこと²⁰⁾、個人収入の高低と SOC の高低との間には関連が見られなかったとする報告²⁰⁾、わが国で、65 歳以上の高齢者においては年齢調整の元で、同居家族一人当たりの等価所得が高いほど SOC も高いという報告²³⁾が見られているのみである。

このように世界的に見ても SOC 自体が社会経済的地位により規定されているとした研究は極めて少なく、特に若年者を対象とした研究は極めて少ない状況にある。また、雇用形態、および所得との関連に関する報告も極めて限られている。

そこで、学歴、現在の雇用形態も加味した職業、および収入といった社会経済的地位と、現在の SOC との関連性を、20 歳から 40 歳までの男女に関する大規模全国サンプルにおいて検討し、若年者の社会階層における SOC の格差を探索することを目的とする

II 方法

1 対象と調査方法

全国 20 歳～40 歳の日本人男女を対象とした東京大学社会科学研究所が実施しているパネル調査「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」2007 年度調査データを使用した。

本調査は、国内に在住の 20 歳～34 歳（若年調査）と、35～40 歳（壮年調査）の男女を、性、年齢、地域、都市規模による層化二段無作為抽出によりサンプリングした。日記式調査票を郵送配布、調査員による訪問回収を行った。本研究では、若年調査 3,367 名（回収率 34.5%）、壮年調査 1,433 名（回収率 40.4%）を統合し、計 4,800 名を分析対象とした。

2 変数

2-1 従属変数：SOC3-UTHS (University of Tokyo Health Sociology version of SOC 3 scale)

3 項目 7 件法の SOC 尺度で、信頼性と妥当性の検証済み²⁴⁾である。項目内容は、「私は、日常生じる困難や問題の解決策を見つけることができる」、「私は、人生で生じる困難や問題のいくつかは、向き合い、取り組む価値があると思う」、「私は、日常生じる困難や問題を理解したり予測したりできる」の 3 項目である。

2-2 独立変数

1) 最終学歴（通学中含む）：4 カテゴリー

最後に卒業した学校および現在通学している学校を「高校以下」「専修（専門）学校」「短大・高専」「大学以上」に 4 分類した。

2) 現在の職業と雇用形態：10 カテゴリー

有職者は、雇用形態（正規 vs 非正規）と職種（専門・ホワイトカラー・ブルーカラー）の組み合わせ、および、経営者および自営業者の 7 種類に、無職者は、学生（アルバイト中も含む）、専業主婦、無業の 3 種類、計 10 種類に分類した。

3) 等価所得：4 カテゴリー

世帯所得値を世帯人員数の平方根で除した。等価所得は、全体の上位 25%を所得高群（440 万円以上相当）、下位 25%は所得低群（210 万円未満相当）、その間を中群とし、欠損あるいは、わからないと回答した人を一つのカテゴリとし、計 4 カテゴリーで扱った。ただし、欠損あるいはわからないと回答した人は 1,541 名（32.1%）にのぼった。

2-3 制御変数

現在の社会経済的地位と SOC との関係を交絡する可能性から以下の 3 変数を制御変数として扱った

1) 年齢

2) 15 歳時の父親の職業

15 歳時の父親の職種：管理・ホワイトカラー・ブルーカラー・不在／無職・欠損の 5 カテゴリーとし、出身階層、幼少期の家庭の社会的役割の代理指標と考えた。

3) 過去の経験

自分が学校でいじめを受けたことの有無、自分が大きな事故や災害にあったことの有無、自分が手術や長期療養を要する病気・ケガをしたことの有無のそれぞれを扱った。

2-3 分析方法

分析は男女別に検討した。従属変数として、SOC3-UTHS の下位 33%タイルを SOC 低群とした二値変数

を作成し、SOC の高低（低群 =1）を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析を実施した。ロジスティック回帰分析にあたっては以下のモデルを検討した。

モデル 1：等価所得のみ

モデル 2：等価所得 + 現在の職種・就業形態

モデル 3：等価所得 + 現在の職種・就業形態 + 学歴

モデル 4：モデル 3 + 年齢

モデル 5：モデル 3 + 年齢 + 父親の職業 + 過去の経験
統計解析においては、統計パッケージ SPSS16.0J for windows を使用した。

Ⅲ 結果

1 度数分布（表 1）

本研究で扱う変数別の度数分布を表 1 に示した。男性の専業主婦は 3 名いた。カテゴリ該当者数として少ないことから多変量解析における分析対象からは除外した。

2 男性における等価所得および職種・就業形態、学歴と SOC との関連性（表 2）

モデル 2 において、等価所得は、職種、学歴を投入すると差がなくなることから、SOC の所得階層による格差は職種や学歴で説明できる可能性がうかがわれた。また、モデル 2、3 において職種・就業形態間における SOC の格差に関し、正規職・専門技術職に比

して低 SOC 群であることのオッズ比は、正規職 < 非正規職、専門・技術職 < ホワイトカラー職 < ブルーカラー職の組み合わせの順であることがわかった。また、無業者においてもっとも SOC が低いことがわかった。これは学歴を投入したモデル 3 でもほぼ不変であった。学歴は、職業、所得によらず最終学歴が低いほど SOC が低いことがわかった。年齢で制御したモデル 4 においてもその関連性はほぼ変わらないが、学生の関連性が消失した。さらに、父職、過去の経験で制御したモデル 5 においても関連性は変わらなかった。

3 女性における等価所得および職種・就業形態、学歴と SOC との関連性（表 3）

モデル 1 における等価所得階層間の差は、職業、学歴投入したモデル 2 においても若干残存することがわかった。モデル 2 において、職種・就業形態別の SOC の格差に関し、正規職・専門技術職であることに比して、低 SOC 群であることのオッズ比は、男性と同じく、正規職 < 非正規職、専門・技術職 < ホワイトカラー職 < ブルーカラー職 の順の組み合わせであった。また、無業者は最も SOC が低いが、専業主婦は必ずしも SOC は低くないことがわかった。また、モデル 3 において最終学歴が低いほど SOC が低くなることがわかった。年齢で制御したモデル 4 では、結果はほぼ変化せず、父職、過去の経験で制御したモデル 5 においても同様であった。

表 1 本研究対象者の全体・性別各要因別度数分布

	全体		男性		女性	
	度数	(%)	度数	(%)	度数	(%)
学歴(中退・在学中含む)						
高校以下	1,437	(30.4)	751	(32.3)	686	(28.5)
専修(専門)学校	924	(19.5)	404	(17.4)	520	(21.6)
短大・高専	616	(13.0)	82	(3.5)	534	(22.2)
大学以上	1,756	(37.1)	1,091	(46.9)	665	(27.7)
現在の職業と雇用形態						
正規・専門/技術	597	(12.7)	330	(14.3)	267	(11.1)
非正規・専門/技術	147	(3.1)	40	(1.7)	107	(4.4)
管理/自営	242	(5.2)	197	(8.5)	45	(1.9)
正規・ホワイト	1,112	(23.7)	587	(25.5)	525	(21.7)
非正規・ホワイト	548	(11.7)	99	(4.3)	449	(18.6)
正規・ブルー	663	(14.2)	592	(25.7)	71	(2.9)
非正規・ブルー	268	(5.7)	116	(5.0)	152	(6.3)
無業	154	(3.3)	103	(4.5)	51	(2.1)
専業主婦	528	(11.3)	3	(0.1)	525	(21.7)
学生	424	(9.1)	238	(10.3)	186	(7.7)
等価所得						
低群	756	(15.9)	356	(15.2)	400	(16.6)
中群	1,626	(34.2)	837	(35.8)	789	(32.7)
高群	857	(18.0)	452	(19.3)	405	(16.8)
欠損/わからない	1,514	(31.9)	693	(29.6)	821	(34.0)

表2 等価所得および職種・就業形態・学歴とSense of Coherenceとの関連性(男性)

	モデル1			モデル2			モデル3			モデル4			モデル5			
	OR	(上限)	(下限)	p	OR	(上限)	(下限)	p	OR	(上限)	(下限)	p	OR	(上限)	(下限)	p
等価所得																
低群(210万未満)	1.81	(1.34)	(2.44)	***	1.49	(1.09)	(2.03)	*	1.30	(.95)	(1.77)	+	1.30	(.95)	(1.78)	+
中群(210万~440万)	.93	(.71)	(1.20)		.85	(.65)	(1.11)		.79	(.60)	(1.03)	+	.80	(.61)	(1.05)	
高群(440万以上)	ref.				ref.				ref.				ref.			
欠損	1.80	(1.39)	(2.34)	***	1.55	(1.19)	(2.03)	**	1.42	(1.08)	(1.86)	*	1.39	(1.06)	(1.83)	*
職種・就業形態																
専門/技術・正規	ref.				ref.				ref.				ref.			
専門/技術・非正規	1.16	(.52)	(2.58)		1.15	(.52)	(2.58)		1.15	(.52)	(2.58)		1.08	(.48)	(2.42)	
管理/自営	1.31	(.86)	(2.01)		1.07	(.69)	(1.66)		1.07	(.69)	(1.66)		1.11	(.72)	(1.73)	
ホワイト・正規	1.68	(1.21)	(2.33)	**	1.68	(1.21)	(2.33)	**	1.56	(1.12)	(2.18)	**	1.55	(1.11)	(2.17)	*
ホワイト・非正規	2.12	(1.28)	(3.51)	**	2.12	(1.28)	(3.51)	**	1.79	(1.08)	(2.98)	*	1.64	(.98)	(2.75)	+
ブルー・正規	2.60	(1.88)	(3.59)	***	2.60	(1.88)	(3.59)	***	1.96	(1.38)	(2.76)	***	1.91	(1.35)	(2.70)	***
ブルー・非正規	2.96	(1.86)	(4.72)	***	2.96	(1.86)	(4.72)	***	2.21	(1.37)	(3.59)	**	2.11	(1.30)	(3.43)	**
無業	3.66	(2.25)	(5.94)	***	3.66	(2.25)	(5.94)	***	3.00	(1.83)	(4.91)	***	2.94	(1.79)	(4.81)	***
学生	1.46	(.97)	(2.17)	+	1.46	(.97)	(2.17)	+	1.63	(1.09)	(2.44)	*	1.33	(.84)	(2.11)	
学歴																
高校以下	ref.				ref.				ref.				ref.			
専修学校	1.84	(1.45)	(2.34)	***	1.84	(1.45)	(2.34)	***	1.86	(1.47)	(2.37)	***	1.86	(1.47)	(2.37)	***
短大・高専	1.62	(1.24)	(2.10)	***	1.62	(1.24)	(2.10)	***	1.62	(1.24)	(2.10)	***	1.62	(1.24)	(2.10)	***
大学以上	1.14	(.68)	(1.91)		1.14	(.68)	(1.91)		1.13	(.67)	(1.90)		1.13	(.67)	(1.90)	
NergelKerke R ²	.03				.07				.08				.09			

*p<.05, **p<.01, ***p<.001, +p<.10

表3 等価所得および職種・就業形態・学歴とSense of Coherenceとの関連性(女性)

	モデル1			モデル2			モデル3			モデル4			モデル5		
	OR (上限 下限)	p	95%信頼区間	OR (上限 下限)	p	95%信頼区間	OR (上限 下限)	p	95%信頼区間	OR (上限 下限)	p	95%信頼区間	OR (上限 下限)	p	95%信頼区間
等価所得															
低群(210万未満)	1.89 (1.37 2.59)	***	1.62 (1.17 2.25)	**	1.45 (1.04 2.02)	*	1.45 (1.03 2.02)	*	1.45 (1.03 2.02)	*	1.45 (1.03 2.03)	*	1.45 (1.03 2.03)	*	1.45 (1.03 2.03)
中群(210万~440万)	1.46 (1.09 1.93)	**	1.29 (.96 1.72)	+	1.21 (.90 1.62)		1.21 (.90 1.63)		1.21 (.90 1.63)		1.22 (.90 1.64)		1.22 (.90 1.64)		1.22 (.90 1.64)
高群(440万以上)	ref.		ref.		ref.		ref.		ref.		ref.		ref.		ref.
欠損	2.12 (1.61 2.81)	***	2.01 (1.52 2.67)	***	1.86 (1.40 2.48)	***	1.82 (1.36 2.43)	***	1.82 (1.36 2.43)	***	1.74 (1.30 2.33)	***	1.74 (1.30 2.33)	***	1.74 (1.30 2.33)
職種・就業形態															
専門/技術・正規	ref.		ref.		ref.		ref.		ref.		ref.		ref.		ref.
専門/技術・非正規	.98 (.58 1.66)		.98 (.58 1.66)		1.01 (.59 1.72)		1.04 (.61 1.77)		1.04 (.61 1.77)		1.04 (.61 1.77)		1.04 (.61 1.77)		1.04 (.61 1.77)
管理/自営	.77 (.35 1.69)		.77 (.35 1.69)		.82 (.37 1.82)		.87 (.39 1.92)		.87 (.39 1.92)		.85 (.38 1.89)		.85 (.38 1.89)		.85 (.38 1.89)
ホワイト・正規	1.39 (.99 1.95)	+	1.39 (.99 1.95)	+	1.38 (.98 1.95)	+	1.40 (.99 1.98)	+	1.40 (.99 1.98)	+	1.40 (.99 1.99)	+	1.40 (.99 1.99)	+	1.40 (.99 1.99)
ホワイト・非正規	1.50 (1.06 2.12)	*	1.50 (1.06 2.12)	*	1.40 (.98 2.00)	+	1.42 (.99 2.03)	+	1.42 (.99 2.03)	+	1.43 (.99 2.05)	+	1.43 (.99 2.05)	+	1.43 (.99 2.05)
ブルー・正規	1.65 (.94 2.90)	+	1.65 (.94 2.90)	+	1.39 (.78 2.47)		1.38 (.77 2.47)		1.38 (.77 2.47)		1.41 (.79 2.53)		1.41 (.79 2.53)		1.41 (.79 2.53)
ブルー・非正規	2.53 (1.64 3.90)	***	2.53 (1.64 3.90)	***	2.07 (1.32 3.25)	**	2.14 (1.36 3.37)	**	2.14 (1.36 3.37)	**	2.15 (1.36 3.39)	**	2.15 (1.36 3.39)	**	2.15 (1.36 3.39)
無業	2.64 (1.42 4.92)	**	2.64 (1.42 4.92)	**	2.59 (1.38 4.87)	**	2.57 (1.37 4.84)	**	2.57 (1.37 4.84)	**	2.51 (1.32 4.76)	**	2.51 (1.32 4.76)	**	2.51 (1.32 4.76)
専業主婦	1.28 (.91 1.81)		1.28 (.91 1.81)		1.21 (.85 1.73)		1.27 (.89 1.83)		1.27 (.89 1.83)		1.26 (.88 1.81)		1.26 (.88 1.81)		1.26 (.88 1.81)
学生	.61 (.38 .98)	*	.61 (.38 .98)	*	.70 (.43 1.14)		.59 (.35 .98)	*	.59 (.35 .98)	*	.61 (.36 1.01)	+	.61 (.36 1.01)	+	.61 (.36 1.01)
学歴															
高校以下	1.76 (1.35 2.29)	***	1.76 (1.35 2.29)	***	1.74 (1.34 2.27)	***	1.74 (1.34 2.27)	***	1.74 (1.34 2.27)	***	1.64 (1.24 2.16)	***	1.64 (1.24 2.16)	***	1.64 (1.24 2.16)
専修学校	1.51 (1.15 1.98)	**	1.51 (1.15 1.98)	**	1.51 (1.15 1.98)	**	1.51 (1.15 1.98)	**	1.51 (1.15 1.98)	**	1.45 (1.10 1.91)	**	1.45 (1.10 1.91)	**	1.45 (1.10 1.91)
短大・高専	.94 (.71 1.24)		.94 (.71 1.24)		.94 (.71 1.24)		.93 (.70 1.24)		.93 (.70 1.24)		.90 (.68 1.20)		.90 (.68 1.20)		.90 (.68 1.20)
大学以上	ref.		ref.		ref.		ref.		ref.		ref.		ref.		ref.
Nagelkerke R ²	.02		.05		.07		.07		.07		.08		.08		.08

*p<.05, **p<.01, ***p<.001, +p<.10

IV 考察

本研究の目的は、我が国の 20 歳から 40 歳までの若年者における学歴、および現在の雇用形態も加味した職業、収入といった社会経済的地位間における、個人の内的資源である SOC の格差を検証することを目的としていた。

男女共通して、無業者で最も SOC が低かった。無業者において、先行きがわからない、過度なストレスに対処しきれない、人生に意味が見いだせないなど、Antonovsky が提唱する SOC の形成を妨げる人生経験を余儀なくされている可能性がうかがわれた。

男女共通して、有職者の中では、非正規雇用者でかつ、ブルーカラー職者においても最も SOC が低かった。これは、ホワイトカラー職よりもブルーカラー職において SOC が低く見られるとする先行研究結果を支持する結果となった。また、初めて非正規雇用者において SOC が低いことが示されたといえる。

所得階層間での SOC の格差は、男性では職業、学歴を投入すると消失するが、女性では、職業、学歴に加え年齢、過去の経験によらず低い所得階層で SOC が低かった。女性においてのみ所得間で SOC に差が見られる点については、男性に比して女性にとり収入は、生きていくうえでの資源として重要な位置にある可能性が考えられるが、この点については今後のさらなる検討が必要である。

男女ともに教育年数はその後の職業、収入によらず、年数が低いほど低い SOC と関連することが示された。学歴と SOC の関連性を示している先行研究の結果を支持するものであり、教育年数が長いほど、進学、卒業といった成功的な対処経験を多く経ていることが SOC を育てている可能性など考えられる。メカニズムについては、今後のさらなる検討が必要と考えられた。本研究より、職種・雇用形態をはじめとした社会経済的地位の上下により SOC が規定されてくるとする Antonovsky の SOC 形成・発達の仮説を支持することが明らかになったことから、理論的政策的示唆としては、以下の点が考えられる。すなわち、SOC 自体が長期的に、罹患率や死亡率を予測する有力な因子であるとする研究報告が相次ぐことから、本研究の結果から健康の不平等を作り出すメカニズムの一端を担っている可能性がうかがわれた。健康の格差が言われている昨今、特に低所得層や低職業階層に属する人の SOC の低下を防ぎ、低い SOC の上昇を促すよう、SOC を育むとされている物理的、心理社会的環境対策を検討

する必要がある。例えば、Antonovsky が言う、職務遂行過程における発言権がある環境や周囲の共同従業者との相互依存関係がある環境⁹⁾、非正規従業者の労働環境にも適用できることであろう。また、同じく Antonovsky が挙げる職務保証された環境⁹⁾を準備することに関しては、法的な手続きと同時に、企業側のコンプライアンスを高めることを講じていく必要があると考えられる。

本研究の限界と今後の課題としては、以下の諸点が挙げられる。第一に、全体で 34.4%と一般住民調査においてはやや低い回収率であった点が挙げられる。これは、若年者を対象としており、調査拒否あるいは、自宅に不在の者が多かったためと考えられる。また、本調査はパネル調査のベースライン調査であったため、次年度以降も調査に参加をしていただける方のみを対象としたことが考えられる。今後 one-shot の調査における再現性の検討も必要であろう。第二にクロスセクショナル調査であったことが挙げられる。因果関係が不明確であることがうかがわれ、今後縦断調査における検討が必要と考えられる。

謝 辞

調査実施の段階より分析の段階におけるまで多大なる御助言を頂いた東京大学社会科学研究所の社研パネル調査企画委員会の皆様、ならびに調査実施委員会の皆様に心より御礼申し上げます。

文 献

- 1) 橘木俊詔編著. 封印される不平等. 東京: 東洋経済新報社, 2005: 108-124
- 2) 白波瀬佐和子編, 石田浩著. 変化する社会の不平等 少子高齢化にひそむ格差. 東京: 東京大学出版会, 2006: 137-163
- 3) 近藤克則編, 吉井清子著. 検証「健康格差社会」介護予防に向けた社会疫学的大規模調査. 東京: 医学書院, 2007: 9-20
- 4) リクルートワークス研究所. 大卒求人倍率調査(全体). [online] [平成 20 年 12 月 9 日検索]. インターネット < URL : https://www.works-i.com/pdf/020402_12.xls?PHPSESSID=aacf8f99c866204dd6c187cca94c7657 >
- 5) 内閣府編著, 平成 19 年版経済財政白書. 東京: 社団法人時事画報社, 2007: 173-180
- 6) Kivimäki M, Vahtera J, Virtanen M, et al.

- Temporary employment and risk of overall and cause-specific mortality. *American Journal of Epidemiology* 2003; 158: 663-668
- 7) Virtanen M, Kivimäki M, Joensuu M, et al. Temporary employment and health: a review. *International Journal of Epidemiology* 2005; 34: 610-622
- 8) Gallo LC, Matthews KA. Understanding the association between socioeconomic status and physical health: Do negative emotions play a role? *Psychological Bulletin* 2003; 129: 10-51
- 9) Antonovsky, A. *Unraveling the mystery of health: How people manage stress and stay well*. San Francisco: Jossey-Bass Publishers, 1987. 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 東京: 有信堂高文社, 2001
- 10) Frydenberg E (Ed), Frydenberg E, Lewis R. *Beyond coping meeting goals, visions, and challenges*. New York: Oxford University Press, 2002; 175-194
- 11) Kickbush I. Tribute to Aaron Antonovsky- 'What creates health'. *Health Promotion International* 1996; 11: 5-6
- 12) Eriksson M, Lindström B. A salutogenic interpretation of the Ottawa Charter. *Health Promotion International* 2008; 23: 190-199
- 13) Antonovsky A. *Health, Stress, and Coping: New perspectives on mental and physical well-being*. San Francisco: Jossey-Bass Publishers, 1979
- 14) Eriksson M, Lindström B. Antonovsky's sense of coherence scale and the relation with health: a systematic review. *Journal of Epidemiology and Community Health* 2006; 60: 376-381
- 15) Grøholt E, Stigm H, Nordhagen R, et al. Is parental sense of coherence associated with child health?. *European Journal of Public Health* 2003; 13: 195-201
- 16) Feldt T, Kokko K, Kinnunen U, et al. The role of family background, school success, and career orientation in the development of sense of coherence. *European Psychologist* 2005; 10: 298-308
- 17) Lundberg O. Childhood conditions, sense of coherence, social class and adult ill health: Exploring their theoretical and empirical relations. *Social Science & Medicine* 1997; 44: 821-831
- 18) Volanen S, Lahelma E, Silventoinen K, et al. Factors contributing to sense of coherence among men and women. *European Journal of Public Health* 2004; 14: 322-330
- 19) Krantz G, Östergren P. Does it make sense in a coherent way? Determinants of sense of coherence in Swedish women 40 to 50 years of age. *International Journal of Behavioral Medicine* 2004; 11: 18-26
- 20) Smith SM, Breslin FC, Beaton DE. Questioning the stability of sense of coherence The impact of socio-economic status and working conditions in the Canadian population. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology* 2003; 38: 475-484
- 21) Nilsson B, Holmgren L, Stegmayr B, et al. Sense of coherence - stability over time and relation to health, disease, and psychosocial changes in a general population: A longitudinal study. *Scandinavian Journal of Public Health* 2003; 31: 297-304
- 22) Volanen S, Suominen S, Lahelma E, et al. Sense of coherence and its determinants: A comparative study of the Finnish-speaking majority and the Swedish-speaking minority in Finland. *Scandinavian Journal of Public Health* 2006; 34: 515-525
- 23) 近藤克則編、吉井清子著 (2006). 検証「健康格差社会」 東京: 医学書院. 2006: 43-52
- 24) Togari T, Yamazaki Y, Nakayama K, et al. Development of a short version of the sense of coherence scale for population survey. *Journal of Epidemiology and Community Health* 2007; 61: 921-922