

Discussion Paper Series

University of Tokyo
Institute of Social Science
Panel Survey

**東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト
ディスカッションペーパーシリーズ**

**大規模多目的一般住民調査向け
東大健康社会学版 SOC3 項目スケール**

(University of Tokyo Health Sociology version of the SOC3 scale:
SOC3-UTHS)の開発

Development of the useful SOC3 scale (University of Tokyo Health Sociology
version of the SOC3 scale: SOC3-UTHS) for the large population survey

戸ヶ里泰典

(東京大学大学院医学系研究科／日本学術振興会)

Taisuke TOGARI

January 2008

No.4

**大規模多目的一般住民調査向け東大健康社会学版 SOC3 項目スケール
(University of Tokyo Health Sociology version of the SOC3 scale: SOC3-UTHS)の開発**

戸ヶ里泰典 (東京大学大学院医学系研究科/日本学術振興会)

【要約】

医療社会学者 Antonovsky の定義を元に開発された新たな 3 項目版 SOC スケール SOC3-UTHS (University of Tokyo Health Sociology version of the SOC3 scale)は、信頼性の観点から日本語表記上若干の修正を加える必要があるとの指摘を受けてきた。そこで、研究 1 では Antonovsky による SOC の 3 つの下位概念の定義を反映させた、一般住民調査に使用可能な 3 項目版 SOC スケール SOC3-UTHS の日本語表記を若干修正し、信頼性妥当性を再確認することを目的とした。関東地方在住の 20 歳から 39 歳の 544 名を対象としたインターネット調査および、20~40 歳の全国民より層化 2 段無作為抽出した 4,800 名を対象とした自記式質問紙調査(留置き郵送回収)を実施した。結果、調査 1 における α 係数は.83、調査 2 における α 係数は.86 であった。また、収束妥当性を意味する SOC3-UTHS と SOC13 との相関係数値は.49 であった。SOC3-UTHS の基準関連妥当性の検討として、Self Rated Health(SRH) との相関は調査 1 の SOC13 とは.36、SOC3-UTHS とは.29、調査 2 の SOC3-UTHS とは.22 であった。CES-D に関して、調査 1 では SOC13 とは-.68 であったことに対し、SOC3-UTHS とは-.38 にとどまった。MHI5 に関しては調査 1 では SOC13 とは.66 に対し、SOC3-UTHS とは.38 で、調査 2 の SOC3-UTHS とは.26 にとどまった。他方で、調査 1 における HHI(Herth Hope Index) との関連性は、SOC13 とは.67 に対し、SOC3-UTHS とは.62 とほぼ同水準の相関が得られた。以上より SOC3-UTHS の信頼性及び妥当性は概ね示されたものと考えられる。

【謝辞】

本研究は本研究は、東京大学社会科学研究所若年・壮年パネル調査(文部科学省・独立行政法人日本学術振興会科学研究費補助金基盤研究 S: 奨学寄付金株式会社アウトソーシング(代表取締役社長・土井春彦、本社・静岡市)の第一時点データならびに、日本学術振興会科学研究費補助金平成 18 年度特別研究員奨励費(課題研究番号 18・10433 代表者戸ヶ里泰典)の一部として行われた。また本研究実施にあたっては、石田浩先生、佐藤香先生、三輪哲先生、中澤渉先生、山本耕資先生はじめ東京大学社会科学研究所若年・壮年パネル調査企画委員・実施委員の諸先生方、および東京大学大学院医学系研究科山崎喜比古先生の多大なるご助言を頂いた。ここに感謝の意を表したい。

1. はじめに

健康保持・ストレス対処能力概念である Sense of Coherence(SOC)は、その測定ツールとして、イスラエルの健康社会学者 Antonovsky により 29 項目 7 件法から成る Life Orientation Questionnaire(LOQ)が作成された(Antonovsky 1987 pp92-93)。まず、51 名へのインタビューデータを元にアイテムプールを作成し、各項目において SOC 概念とは異なる四つの刺激を表すファセットを設定した¹。下位概念ごとに 81 のファセットの組み合わせ²からなる 240 項目以上のアイテムプールに対し項目分析を重ねて徐々に項目を削り、把握可能感 11 項目、処理可能感 10 項目、有意味感 8 項目の計 29 項目の削減に落ち着き(SOC-29)、同時に 13 項目短縮版(SOC13)も設定された(Antonovsky 1987 pp92-93)。SOC13、SOC-29 の信頼性と妥当性に関しては Antonovsky (1993)、Eriksson & Lindström (2005)により検討されている³。

また、29 項目や 13 項目では大規模で多目的の一般住民調査においては長大であること、構造化面接調査に耐えられる工夫が必要であったことから Lundberg らは短縮版 3 項目 SOC スケール(SOC-3)の開発を行なった(Lundberg & Nystrom 1995)。この SOC-3 は面接時間の短縮を目指すために 3 件法とされ、SOC 概念の要素を表現したオリジナルの項目内容とされた。SOC-3 はスウェーデン語および英語版が作成され、スウェーデン語版は、幼少期及び現在の社会経済的地位との関係、主観的健康との関係について検証された(Lundberg 1997)。Surtees らは、英語版を用いて、総死亡率、原因別(心疾患および悪性新生物)死亡率の予測性を明らかにした(Surtees et al. 2003)。

他方で Schumann et al. (2003)は、ドイツ語版 SOC-3 を作成し、SOC29(5 件法版)との関連性及び、メンタルヘルス、生活満足、社会資源(ソーシャルサポート)との関連を検討した。その結果 SOC29 との相関係数は.58 であった。また、SOC-3 とメンタルヘルス、生活満足、ソーシャルサポート得点との相関係数値は、SOC29 とそれらの相関係数値よりも低いものであった。そこで SOC29 より抽出した 3 項目 5 件法の尺度(BASOC)を提案したところ、BASOC と SOC29 の相関係数は.77 で、3 項目版としては BASOC の使用を推奨した(Schumann et al. 2003)。

¹ 測定のための概念枠組みと質問内容におけるファセット(面)と要素を明確化し、測定の理論的・仮説的図式を文章の形で表現するマッピングセンテンスを構成することで質問紙法により人間行動の観察を可能とさせる L. Guttman のファセット・アプローチの一領域であるファセット・デザインに準拠している。ファセット・アプローチは R. Descartes の代数学と R. A. Fisher の実験計画法にそのルーツを持ち、今日の社会科学領域における科学方法論として評価されている(木村ほか 2002 pp1-12)。

² SOC の概念とは異なる四つの刺激を表すファセットとして Antonovsky が設定したものは、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)であり、括弧内に示したように各々のファセットは 3 種の要素から成る。したがってこれらの要素より $3^4=81$ 通りの組み合わせができる。

³16 項目版(Suominen et al. 2001)、6 項目版(Kivimäki et al. 2000)も開発されている

ただし、BASOC は、SOC の下位概念のうち有意味感 1 項目、把握可能感 2 項目より成り、処理可能感の項目はない。この理由として 29 項目 SOC が探索的因子分析では 1 因子性を示しており、BASOC は因子負荷量の高い 3 項目を使用したためであるとしている (Schumann et al. 2003)。しかし BASOC は多項目スケールである SOC29 の中の 3 項目であり、SOC および各下位概念の定義と項目内容との乖離が危惧される一方で、Lundberg の SOC-3 に関しても、各項目内容はやや難解で、SOC および下位概念の定義が十分に反映されていないとも考えられる。

そこで、Togari et al.(2007)はこうした議論を踏まえて Antonovsky の定義を元に新たな 3 項目版スケール SOC3-UTHS(University of Tokyo Health Sociology version of the SOC3 scale)を開発したが、信頼性の観点から日本語表記上の修正を加える必要があるとの指摘を受けてきた。大規模多目的調査においてはさらに表記を修正した上で用いていくことが望まれる。

以上より、本研究では Antonovsky による SOC の 3 つの下位概念の定義を反映させた、一般住民調査に使用可能な 3 項目版 SOC スケール SOC3-UTHS の日本語表記を若干修正し、信頼性妥当性を再確認することを目的とした。

2. 方法

(1) 対象と方法

a. 調査 1

インターネットリサーチ会社「goo リサーチ」に登録する関東地方在住の 20 歳～39 歳の調査モニター 77,000 名のうち、性、年齢で層化無作為抽出した 1,800 名を対象とし、2007 年 4 月 12 日～2007 年 4 月 15 日にインターネットによる配票調査を実施した。返信された 544 名（男性 275 名、女性 269 名）を分析対象とした。

b. 調査 2

2007 年 1 月 1 日現在で日本国内に在住の満 20 歳以上 40 歳以下の男女を性、年齢、居住都市による層化 2 段無作為抽出によりサンプリングした。第 1 段抽出単位としては都市規模により市町村単位で全国 271 地点を抽出し、第 2 段抽出単位として各地点で性年齢別に住民基本台帳より等間隔抽出した。なお、男性の 35 歳未満の層および 35 歳～40 歳の層における回収率が低くなる見込みから、35 歳未満の層に関しては女性よりも 20% 多く、35 歳～40 歳の層では 15% 多くサンプリングをした。自記式調査票を郵送で配布し、調査員により訪問回収を行った。2007 年 1 月上旬に調査の実施に関する葉書を対

象者に送付し、1月下旬に調査票を郵送した。2月上旬に調査員による訪問回収を実施した。調査協力者には1,000円の図書カードを謝品として渡した。回収数は4,801票で、極端に回答に偏りのあった1票を除いた4,800名を分析対象とした。

(2) 変数

a. SOC3-UTHS

SOC3-UTHSは、Antonovskyによって提示されたSOCの下位概念の定義、すなわち、処理可能感；「将来、人生の大事な場面で問題や困難に直面したとき、のりこえるために必要な資源（人・モノ・財産・自分の能力）を自由に使える」感覚、有意味感；「将来直面する問題や困難のうち、少なくともいくつかは、エネルギーを投入するに値する挑戦になりうる」感覚、把握可能感；「将来直面することになる問題や困難を、ある程度予測することができる」感覚、を平易な文章に修正し、研究者8名で内容妥当性を確認したものである(Togari et al. 2007)。

なお、測定においては以下3点について注意して作成した。第1に、項目内容の時間軸に関しては現時点での考えを扱った。第2に、SOC29、SOC13、SOC-3に見られる、「・・・と覚ることがありますか？よくある～まったくない」といった、感覚の頻度を問う疑問文の質問は排除した。これはSOC測定の際に問題視されるネガティブ感情の影響(Strümpfer & Vivers 1998, Eriksson & Lindstrom 2006)を考慮するため、新規項目は平叙文とし、同意(あてはまる～あてはまらない)を測定した。第3に分散を考慮して「非常によくあてはまる～まったくあてはまらない」の7ポイントSD法を採用した。

さらに今回の調査にあたっては日本語表記について平易に修正を行った。修正前と修正後の項目内容については表1に示した。

b. 5件法13項目版SOCスケール(SOC13) (調査1)

収束妥当性を検討するため、Antonovsky(1987)により作成されたSOCスケールの日本語版で、5件法13項目版を測定した(山崎1999)。戸ヶ里・山崎(2005)により5件法13項目版の信頼性と因子妥当性が検討されている。全国調査の結果、生活ストレスの緩衝効果の検討もされており(山崎2003)、構成概念妥当性も示されているといえる。Cronbach α 係数(以下 α 係数)は.76であった。

c. 健康度の自己評価(Self-Rated Health; SRH) (調査1、2)

あなたは自分の健康状態についてどのようにお感じですか、との問いに対し、1.悪い～5.とても良い、の1項目5件法で測定した。SRHは客観的な健康度よりも強力に生存率を予測することが明らかとなっている(Idler & Benyamini 1996)。日本語版に関しても信頼性妥当性が検証されている(艾・星 2005)。

d. Mental Health Inventory(MHI) (調査 1、2)

MHIは健康関連 Quality of Life スケール SF-36 の「心の健康」下位尺度で、5項目独自の使用による気分障害のスクリーニングツールとしての有効性に関する検討がされており(Rumpf et al. 2001)、日本語版に関しても同様の検討がなされている(Yamazaki, et al. 2005)。「どうにもならないくらい気分が落ち込んでいたこと」「おちこんでゆううつな気分であったこと」等5項目で、過去1ヶ月間で「1.いつもあった」より「5.まったくなかった」までの5件法の測定法である。本研究では連続変量として使用した。調査1における α 係数は.80、調査2では.79であった。

e. Center for Epidemiologic Studies Depression Scale 13項目版(CES-D-13) (調査 1)

Radloff (1977)によるオリジナルの CES-D20 項目版の短縮版で、日本語版は木下(2001)により信頼性と妥当性の検討がされている。過去1週間について「普段はなんでもないことが煩わしいと感じたこと」「憂鬱だと感じたこと」等13項目に対し、「1.ほとんどない」「2.1~2日」「3.3~4日」「4.ほとんど毎日」の4件法で測定した。 α 係数は.91であった。

f. Herth Hope Index(HHI) (調査 1)

Herth Hope Index(HHI)は、Herth らによって開発された臨床用の Hope 尺度であり、他の Hope 尺度に比べ、臨床用に開発されたため項目数が少なく、表現も平易で回答に負担が少ないことが特徴である(Herth 1992)。Hirano et al. (2007)により日本語版の信頼性と妥当性の検討がされている。現在の気持ちについて、「人生に対して前向きな見方をしている」「自分が歩んでいる方向がわかる気がする」等12項目に対し、「1.全くあてはまらない」より「4. 全くそのとおり」の4件法で測定した。 α 係数は.91であった。

g. 属性に関する変数 (調査 1、2)

性、年齢群 (20~24 歳、25~29 歳、30~34 歳、35~39 歳 (調査 1) 或いは 35~40 歳 (調査 2))、配偶者の有無、学歴 (中学・高校、専門学校、短大・高専、大学、大学院) (在学中も含む) の4変数を検討した。配偶者の有無と学歴に関しては、複数の研究で SOC との関連性が示されている(Volonen et al. 2006; Grøholt et al. 2003)。

(3) 分析方法

性別、配偶者の有無別に平均スコアの比較を対応のない t 検定により検討した。年齢群、学歴別に一元配置分散分析を行い、各水準間の平均スコアの比較の際は Tukey の多重比較調整法を実施した。

内的一貫性の検討では Cronbach の α 係数を算出した。収束妥当性、並存妥当性の検討ではピアソンの相関係数を算出した。

統計解析には SPSS15.0J for windows を用い、統計学的有意確率を 5%水準とした。

3. 結果

(1) SOC13 と SOC3-UTHS との背景要因別スコア分布の比較(表 2)

調査 1 において SOC13 と SOC3-UTHS の分布において、性差は見られなかった。調査 2 においても同様に性差は見られなかった。

調査 1 の年代別の検討では SOC13 に関しては 20~24 歳の群に比較して 30~34 歳の群で有意にスコアが高いという結果が出たが、それ以外の群の間では差は見られなかった。SOC3-UTHS に関しては年代による差が見られなかった。調査 2 においても同様に、年代による差は見られなかった。

学歴に関して、調査 1 の SOC13 では有意な差は見られなかったが、大学、大学院よりも、専門学校、中学・高校の群でやや低い値が見られた。しかし短大の群が最も低い値を示していた。SOC3-UTHS に関しては中学・高校の群と、大学院の群との間で有意な差が見られたがそれ以外の群の間では有意差は見られなかった。他方で調査 2 においては中学・高校より大学院に至るまではほぼ順序のとおり有意にスコアが上昇していた。

配偶関係に関して、調査 1 の SOC13、SOC3-UTHS、および調査 2 の SOC3-UTHS いずれにおいても配偶者ありのほうがなしに比して有意にスコアが高くなっていた。

(2) 内的一貫性の検討および SOC3-UTHS の収束妥当性の検討 (表 3)

調査 1 における α 係数は.83、調査 2 における α 係数は.86 であった。また、収束妥当性を意味する SOC3-UTHS と SOC13 との相関係数値は.49 であった。

(3) SOC3-UTHS の基準関連妥当性の検討(表 3)

SRH との相関に関して、調査 1 の SOC13 とは.36、SOC3-UTHS とは.29、調査 2 の SOC3-UTHS とは.22 であった。CES-D に関して、調査 1 では SOC13 とは-.68 であった

ことに対し、SOC3-UTHS とは-.38 にとどまった。MHI5 に関しては調査 1 では SOC13 とは.66 に対し、SOC3-UTHS とは.38 で、調査 2 の SOC3-UTHS とは.26 にとどまった。他方で、調査 1 における HHI との関連性は、SOC13 とは.67 に対し、SOC3-UTHS とは.62 とほぼ同水準の相関が得られた。

4. 考察

調査 1 では SOC13 スコアを全国標準値と比較した場合やや低い値であった。これは今回のサンプルはインターネット会社の調査モニターであり、主婦、学生、フリーター、無職者が合わせて 39%を占めるサンプルであったことに由来する可能性がある。すなわち有職者のほうが無職者よりも SOC スコアは高い傾向であることも海外の調査で示されており (Volanen et al. 2004)、その傾向が反映された結果であることがうかがわれる。

学歴に関しては、調査 1 において SOC13 および SOC3-UTHS 両者で、若干教育年数が上昇するほどスコアも上昇している傾向が見受けられたが統計学的に有意な差は見られなかった。しかしながら、調査 2 においては年数が上昇するごとに有意にスコアが上昇しているという結果が得られた。これは Volanen et al. (2006), Grøholt et al. (2003)と同様の結果であり、SOC3-UTHS における構成概念妥当性が認められたものと考えられる。調査 1 で教育年数で差が出なかった理由としては、サンプリングバイアスの可能性が考えられる。すなわち、対象者のうち大学卒業(在学中)者は 45%にのぼり、調査 2 に比較しても高い割合であるにもかかわらず、全体的に無職者やフリーター、主婦が多いなど SOC スコアの低い集団であったことから、教育年数と SOC スコアの関連性が見られなかったものと考えられる。

配偶者の有無に関しては、SOC13、SOC3-UTHS 同様に配偶者ありのほうが高い値であり、調査 1、調査 2 ともに同様の結果が得られた。したがって、Volanen et al. (2006)や Grøholt et al. (2003) の結果も支持しており、構成概念妥当性が示されたものと考えられる。

Togari et al. (2007)の SOC3-UTHS は $\alpha=.84$ で今回の調査結果とほぼ同水準であり、内的一貫性の良好さに関しては再現性が得られたものと考えられる。

SOC13 との収束妥当性に関しては.49 とやや低いが、SOC13 は感情の頻度を測定する項目(・・・と感じることがよくある～まったくない)が多いのに対し、SOC3-UTHS は同意の程度(あてはまる～あてはまらない)を測定しており、その違いを反映している可能性がある。また、Togari et al. (2007)の SOC3-UTHS と SOC13 との相関は.51 であり、ほぼ同程度の大きさといえ、収束妥当性に関しても再現性が得られたと考えられる。

MHI、CES-D、SRH との関連性に関して、SOC13 よりも低い相関係数であった。ただ

し SOC13 はネガティブ感情尺度との相関が、想定されるよりも高すぎる傾向であることが以前から指摘されており (Strümpfer & Vivers 1998)、並存妥当性としては十分と考えられる。ただし、調査 2 においては.22 とやや低い値であった。これはサンプルの影響も考えられるが、PC 画面による入力と自記式調査票という測定方法上の影響も考えられ、今後自記式調査票による CES-D との相関の検討が必要であろう。Togari et al. (2007) の SOC3-UTHS と CES-D との相関は-.38、SRH との相関は.25 とほぼ同程度の大きさであり、概ね再現性が図られたと考えられる。

他方で、HHI との並存妥当性に関しては SOC13 と SOC3-UTHS とはほぼ同程度の相関が見られていた。Farran et al. (1995)によると、Hope とは「感じ方、考え方、行動の仕方、周囲の人や自己の世界とのつき合い方を決める上で重要な働きをする、起こりうる結果を柔軟に受け止めることができるようにするもの」とされており、CES-D や MHI といったネガティブ感情指標よりも概念的に SOC と類似していることが考えられる。したがって、HHI との並存妥当性が示されたものと考えられる。

本研究の限界と課題としては、調査 1, 2 とともに断面研究による結果であるという点が挙げられる。今後縦断的デザインの研究において、安定性の観点からテスト再テスト相関係数の検討、予測妥当性の観点から健康指標への予測に関する検討、構成概念妥当性の観点からストレスラーに関する変数とともに緩衝効果の検討等が必要である。

また、調査 1 に関してはインターネットを利用したモニター調査による結果であったことが限界として挙げられる。対象サンプルがインターネット調査会社のモニターであり、一般人口に比して、フリーターや無職の者が多いなど標本誤差による影響(康永ほか 2006; 本多 2006)が考えられるが、自記式調査票の回答のほうがインターネット調査の回答より若干ではあるが保守的な結果になりやすいというデータが示されており、自記式と異なり Web 上でパソコンを操作して入力するという調査方法上の測定誤差の問題も指摘されている(本多 2006)。したがってスコアの一般化に関しては慎重である必要があり、他のデータ収集方法・対象集団において本研究結果の再現性を確認していく必要がある。

表1 SOC3-UTHSの項目内容と日本語表記の修正

下位尺度	項目内容
処理可能感	(修正前) 私は日常生活で直面する困難や問題の解決方法を見つけることができる (修正後) 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
有意味感	(修正前) 日常生活で直面する困難や問題のいくつかは向き合い取り組むに値する、と私は思える (修正後) 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
把握可能感	(修正前) 私は日常生活で生じる困難や問題を理解したり予測したりできる (修正後) 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

表2 SOC13とSOC3-UTHSの背景要因別スコア分布

	調査1				調査2				参考
	N	(%)	SOC13 平均値 ±SD	SOC3-UTHS 多重比較 ¹⁾	N	(%)	SOC3-UTHS 平均値 ±SD	SOC3-UTHS 多重比較 ¹⁾	SOC13 全国標準値 ²⁾
性別									
男性	275	(50.6)	37.6 ±6.4		2,338	(49.2)	15.0 ±3.5		44.5 ±8.6
女性	269	(49.4)	37.0 ±7.3		2,415	(50.8)	14.9 ±3.3		43.7 ±9.0
年代									
20～24歳	85	(15.6)	35.9 ±7.1	}	968	(20.4)	14.8 ±3.5		40.3 ±8.1 ³⁾
25～29歳	190	(34.9)	36.9 ±6.2		1,017	(21.4)	14.9 ±3.4		
30～34歳	139	(25.6)	38.5 ±7.3		1,348	(28.4)	15.0 ±3.4		41.2 ±8.0 ⁴⁾
35～39(40)歳 ⁵⁾	130	(23.9)	37.6 ±7.0		1,420	(29.9)	15.1 ±3.3		
学歴									
中学・高校	127	(23.3)	36.7 ±6.6	}	1,437	(30.4)	14.2 ±3.7	}	
専門学校	77	(14.2)	36.5 ±7.4		924	(19.5)	14.7 ±3.3		
短大・高専	52	(9.6)	35.8 ±6.7		616	(13.0)	15.2 ±3.2		
大学	245	(45.0)	38.1 ±6.7		1,577	(33.3)	15.6 ±3.1		
大学院	43	(7.9)	38.0 ±7.8		179	(3.8)	16.4 ±3.0		
配偶関係									
配偶者なし	303	(55.7)	36.2 ±6.9	}	2,519	(53.0)	14.7 ±3.4	}	
配偶者あり	241	(44.3)	38.8 ±6.5		2,233	(47.0)	15.2 ±3.3		

¹⁾ 有意確率は5%とし、年齢と学歴に関してはTukey法による多重比較調整を実施した

²⁾ 戸ヶ里, 山崎 (2005)による

³⁾ 20歳代の平均得点

⁴⁾ 30歳代の平均得点

⁵⁾ 調査1では35～39歳、調査2では35～40歳

表2-4 内的一貫性と収束妥当性、並存妥当性の検討

	調査1		調査2	参考 ¹⁾
	SOC13	SOC3-UTHS	SOC3-UTHS	SOC3-UTHS
内的一貫性				
Cronbach α	.764	.826	.860	.843
収束妥当性				
SOC13	-	.485		.514
並存妥当性				
SRH	.360	.287	.215	.245
CESD13	-.675	-.384		-.380
MHI5	.657	.379	.256	
HHI	.672	.620		

注) 内的一貫性はCronbach係数、それ以外はピアソンの相関係数

¹⁾ Togari et al. (2007)による

参考文献・引用文献

- 艾斌, 星旦二, 2005, 『高齢者における主観的健康感の有用性に関する研究 日本と中国における研究を中心に』日本公衆衛生学雑誌, **52**, 841-852.
- Antonovsky, A, 1987, “Unraveling the mystery of health: How people manage stress and stay well” San Francisco: Jossey-Bass Publishers. (=2001, 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.)
- , 1993, “The structure and properties of the sense of coherence scale” *Social Science & Medicine*, **36**, 725-733.
- Eriksson, M., & Lindström, B, 2005, “Validity of Antonovsky’s sense of coherence scale: a systematic review” *Journal of Epidemiology and Community Health*, **59**, 460-466.
- , & Lindström, B, 2006, “Antonovsky’s sense of coherence scale and the relation with health: a systematic review” *Journal of Epidemiology and Community Health*, **60**, 376-381.
- Farran, C. J., Herth, K. A., & Popovich, J. M., 1995, “Hope and Hopelessness: Critical clinical constructs” Thousand Oaks: Sage Publications.
- Grøholt, E., Stigm, H., Nordhagen, R., et al., 2003, “Is parental sense of coherence associated with child health?” *European Journal of Public Health*, **13**, 195-201.

- Herth, K., 1992, "Abbreviated instrument to measure hope: development and psychometric evaluation" *Journal of Advanced Nursing*, **17**, 1251-1259.
- Hirano, Y., Sakita, M., Yamazaki, Y., et al., 2007, "The Herth Hope Index (HHI) and Related Factors in the Japanese General Urban Population" *The Japanese Journal of Health and Human Ecology*, **73**, 31-42.
- 本多則恵, 2006, 『調査票が調査結果に与える影響について—インターネット調査, モニター型調査の特性—』 日本人の働き方とセーフティネットに関する研究報告書, 129-181.
- Idler, E. L., & Benyamini, Y., 1997, "Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies" *Journal of Health and Social Behavior*, **38**, 21-37.
- Ing, J. D., & Reutter, L., 2003, "Socioeconomic status, sense of coherence and health in Canadian women" *Canadian Journal of Public Health*, **94**, 224-228.
- Kivimäki, M., Feldt, T., Vahtera, J., et al., 2000, "Sense of coherence and health: evidence from two crosslagged longitudinal samples" *Social Science & Medicine*, **50**, 583-597.
- 木村通治, 真鍋一史, 安永幸子ほか, 2002, 『ファセット理論と解析事例』 ナカニシヤ出版.
- Lundberg, O., & Nystrom, P. M., 1995, "A simplified way of measuring sense of coherence. Experiences from a population survey in Sweden" *European Journal of Public Health*, **5**, 56-59.
- Radloff, L. S., 1977, "The CES-D Scale: A self-report depression scale for research in the General Population" *Applied Psychological Measurement*, **1**, 385-401.
- Rumpf, H., Meyer, C., Hapke, U., et al., 2001, "Screening for mental health: validity of the MHI-5 using DSM-IV Axis I psychiatric disorders as gold standard" *Psychiatry Research*, **105**, 243-253.
- Schumann, A., Hapke, U., Meyer, C., et al., 2003, "Measuring Sense of Coherence with only three items: a useful tool for population surveys" *British Journal of Health Psychology*, **8**, 409-421.
- Strümpfer, D. J. W., & Vivers, M. R., 1998, "Antonovsky's Sense of Coherence scale related to negative and positive affectivity" *European Journal of Personality*, **12**, 457-480.
- 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 of Epidemiology*, **158**, 1202-1209.
- 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.
- Togari, T., Yamazaki, Y., Nakayama, K., et al., 2007, “Development of a short version of the sense of coherence scale for population survey” *Journal of Epidemiology and Community Health*, **61**, 921-922.
- 康永秀生, 井出博生, 今村知明 ほか, 2006, 『インターネット・アンケートを利用した医学研究』 *日本公衆衛生雑誌*, **53**, 40-50.
- Yamazaki, S., Fukuhara, S., & Green, J., 2005, Usefulness of five-item and three-item Mental Health Inventories to screen for depressive symptoms in the general population of Japan. *Health and Quality of Life Outcomes*, **3**, 48.
- 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.
- , 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』 日本放送協会出版 pp178-200.
- Volanen, S., Lahelma, E., Silventoinen, K., et al., 2004, “Factors contributing to sense of coherence among men and women” *European Journal of Public Health*, **14**, 322-330.
- , Suominen, S., Lahelma, E., et al., 2006, “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*, **34**, 515-525.

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトについて

労働市場の構造変動、急激な少子高齢化、グローバル化の進展などにともない、日本社会における就業、結婚、家族、教育、意識、ライフスタイルのあり方は大きく変化を遂げようとしている。これからの日本社会がどのような方向に進むのかを考える上で、現在生じている変化がどのような原因によるものなのか、あるいはどこが変化してどこが変化していないのかを明確にすることはきわめて重要である。

本プロジェクトは、こうした問題をパネル調査の手法を用いることによって、実証的に解明することを研究課題とするものである。このため社会科学研究所では、若年パネル調査、壮年パネル調査、高卒パネル調査の3つのパネル調査を実施している。

本プロジェクトの推進にあたり、以下の資金提供を受けた。記して感謝したい。

文部科学省・独立行政法人日本学術振興会科学研究費補助金
基盤研究 S：2006 年度～2010 年度

厚生労働科学研究費補助金
政策科学推進研究：2004 年度～2006 年度

奨学寄付金
株式会社アウトソーシング（代表取締役社長・土井春彦、本社・静岡市）：2006 年～

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズについて

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズは、東京大学社会科学研究所におけるパネル調査プロジェクト関連の研究成果を、速報性を重視し暫定的にまとめたものである。

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズ

- No.1 山本耕資 標本調査における性別・年齢による層化の効果：100 万人シミュレーション（2007 年 4 月発行）
- No.2 石田浩 仕事・健康・希望：「働き方とライフスタイルの変化に関する調査（JLPS）2007」の結果から（2007 年 12 月発行）
三輪哲
山本耕資
大島真夫
- No.3 中澤渉 性別役割分業意識の日英比較と変動要因：British Household Panel Survey を用いて（2007 年 12 月発行）
- No.4 戸ヶ里泰典 大規模多目的一般住民調査向け東大健康社会学版 SOC3 項目スケール：(University of Tokyo Health Sociology version of the SOC3 scale: SOC3-UTHS)の開発（2008 年 1 月発行）
- No.5 戸ヶ里泰典 20～40 歳の成人男女における健康保持・ストレス対処能力 sense of coherence の形成・規定にかかわる思春期及び成人期の社会的要因に関する研究（2008 年 1 月発行）

東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト
<http://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/>