

## 今後の国民生活基礎調査の 在り方についての一考察（第2報）

ハシモト ヒデキ  
橋本 英樹\*

**目的** 国民生活基礎調査に平成19年調査より採用された心の健康指標（K6）の表章のあり方について検討を行う。また、自覚的健康状態の報告バイアスについて検証する。

**方法** 旧統計法のもとで平成19年国民生活基礎調査の世帯票・健康票・介護票・所得票・貯蓄票について、目的外利用申請を行いデータを入手した。K6については、先行研究にならないスコア化したうえで5点をカットオフとして心理的ストレスの有所見割合を年齢・性・各票項目とクロスさせて推計した。自覚的健康状態（5件法）を年齢・性・罹患疾患・日常生活影響・心理的ストレス有無・10地域ダミーでordered probit modelで回帰したのち、推計値を求めなおし、これを自覚的健康状態の回答結果と対比してバイアスの有無を検証した。

**結果** 心理的ストレスの有所見割合は、身体的健康や世帯構成、就労や所得・資産の保有状況など、個人を取り巻く様々な世帯面要因と関連が認められた。また、年齢層や性別によって、世帯面要因との関連は異なることが観察された。自覚的健康状態と推計された標準化健康指標との間には性差・地域差によるずれはみられなかったが、高年齢ほど推計値よりも低い健康状態を報告する傾向が明瞭にみられた。これは疾病や日常生活動作の障害などで表現される以外の、生理的加齢による影響を反映している可能性が考えられた。

**結論** 心理的ストレスは、ジェンダー役割やライフステージによってストレスサーが異なり、それに応じた評価分析や対応が必要であることが示唆された。そのためには年齢・性別に加えて、世帯票・介護票・所得票各票の項目とのクロス集計が必要であると考えられた。自覚的健康状態は、健康状態の客観的指標として年齢層ごとに地域比較や属性比較を行うには、十分機能していることが確認された。年齢による影響についてはさらなる検討が必要である。

**キーワード** 国民生活基礎調査、K6、表章のあり方、自覚的健康状態、報告バイアス

### I はじめに

国民生活基礎調査は、国民生活に関わる世帯の社会・経済・健康・医療・介護福祉などの諸側面を包括的に捉える基幹統計調査である。著者らは平成19年度厚生統計協会委託研究事業の一環として「国民生活基礎調査の新体系の構築に関する調査研究」の健康票を中心とした検討を行い、第1報としてこれを報告した<sup>1)</sup>。その

要旨として、本調査は世帯を単位として健康に影響する社会経済的要因を包括的に測定できていた点で社会的意義は極めて高く、人々の健康を規定するいわゆる「社会的健康決定要因」<sup>2)</sup>に対する政策的取り組みとの位置づけを明確にした上で、社会格差などの新しい問題に直面する今日的要請に対応して、測定項目の削除・追加を検討する必要があると主張した。また学術・政策評価のためのデータの2次的利用については個人情報保護に十分配慮しつつも、より開かれた体制で行われることが望ましいことに

\* 東京大学大学院医学系研究科公共健康医学専攻教授

についても言及した。

第1報を公表して以降、公的統計をめぐる社会的情勢はさらに大きな変化を遂げている。まず2009年4月から改正統計法が施行され、公的統計は国民に開かれた財産として明確に位置づけられるようになった。改正統計法では公的統計の利用促進を図り、加工統計・政策的業務データを含めて「体系的かつ効率的な整備及びその有用性の確保を図り、もって国民経済の健全な発展および国民生活の向上に寄与する」ことが新たな目的とされ、同2条においても、政策の企画立案に資するだけでなく、国際比較や民間における意思決定・研究活動などにおいても広く利用されることが射程に含まれている<sup>3)</sup>。

さらに国民生活基礎調査自体も平成22年大規模調査に向けて、すでにいくつかの重大な変更が加えられることが統計委員会で決定された<sup>4)</sup>。まず、所得票が自計方式に切り替えられる。また、平成22年から世帯票には、重要な社会経済的指標のひとつである学歴が追加されることとなった。これで所得・就労状況・学歴という、社会経済的指標がすべてそろった状態で、世帯家計と健康状態の関係が検討できる素地が整えられたことになる。

こうした重要な変更が加えられたが、いくつかの問題がまだ残されている。第2報では健康票に含まれる健康状態の自己報告尺度の表章のあり方について、特に注目した。国民生活基礎調査の健康票が、他の公的統計と比べてユニークな点のひとつに、対象者の主観に基づく健康測定を行っていることがあげられる。これについては、疾病の有無などの客観的情報と比較して、どのようにこれを解釈し、利用すべきかについて議論のあるところである。こうした背景を踏まえて、本研究では平成19年調査から導入された、こころの健康指標であるK6の表章のあり方と、自覚的健康状態に関する報告バイアスについて初期的な検討を行った結果について報告をする(註1)。

## Ⅱ 方 法

### (1) データ

平成19年国民生活基礎調査の個票について、旧統計法のもとで指定統計調査調査票の目的外利用申請を行い(東大医研第128号)、平成21年3月6日に総務大臣からの承認を得た(厚生労働省発統第0306002号)。世帯票(個人部・世帯部)・健康票について地区・単位区・世帯番号ならびに生年月・性でソートし個人レベルでマージを行った。また、所得票・貯蓄票については、世帯情報としてまとめたのち、これを世帯人員数の平方根で割った等価所得・貯蓄額としてこれを上記マージデータセットに世帯番号レベルでソートし突合した。表示にあたっては、重み付けはあえてしないままの集計を行っているため、公表値と一致しないことをあらかじめ断っておく。あくまで今回は表章の在り方についての検討を行うものであり、分布の傾向については、重み付けをした場合としていない場合と同様のものが得られている。

### (2) K6のクロス集計と表章についての検討

近年ストレスや自殺などが社会問題化する中、平成19年大規模調査から、心の健康状態を測定するための新しい尺度として健康票にK6が導入された。K6は地域精神保健疫学調査において、気分障害などをスクリーニングするためにKesslerらによって開発された尺度で、全6項目からなり、スコアで5点以上は気分障害の可能性が示唆される<sup>5)</sup>。すでに平成19年大規模調査の概要の公表にあたっては、年齢・性別区分ごとに、各項目ごとの有所見(「いつも」「たいてい」「ときどき」の3件)の割合を示している。しかし、こころの健康状態は、年齢・性別だけでなく、就労の状況や世帯の社会経済的状況、身体的健康状態なども密接に関連していることが知られている。これらの項目は世帯票や所得票・貯蓄票・ないし介護票などに含まれている項目であることから、これらの項目とK6のクロス集計表章の在り方について検討した。

K6の6項目のうち3項目以上の回答がみられた場合、欠損値は回答項目の平均値で補完し、スコア総計を求めた。先行研究などにならない、5点以上を心理的ストレス有所見とした。

(3) 自覚的健康状態の報告バイアスの検討

地域調査における健康指標として最も広く用いられているのが5件法を用いた単項目の「自覚的健康状態」尺度で、死亡率などの予測には有用であることが知られている<sup>6)</sup>。しかし、自覚的健康状態の自己申告は、測定バイアスの影響を受けるのではないかという批判も多い<sup>7)</sup>。近年自覚的健康状態の自己申告結果を、疾病の有無や機能測定の結果など、より客観的な情報と照合して、どの程度バイアスがあるのかを検討する試みがなされている<sup>8)</sup>。今回はJurges<sup>9)</sup>の手法に準拠して標準化健康指標を作成し、比

表1 心理的ストレス有所見割合 (K6スコア5点以上)

	男性 (%)	女性 (%)
15歳未満	19.0	21.0
15~24歳	27.1	32.9
25~34	28.5	32.6
35~44	28.6	35.1
45~54	28.7	34.7
55~64	25.1	29.1
65~74	22.7	27.6
75~84	23.9	32.7
85歳以上	34.1	40.2

表2 心理的ストレス有所見割合 (世帯構造・年齢・性別)  
(単位: %)

	寄宿舎 など 単独	その他 単独	夫婦 のみ	夫婦と 未婚子	ひとり 親と 未婚子			三世帯	その他
					男性	女性	その他		
男 性									
15歳未満	-	-	-	18.6	23.3	18.0	24.1		
15~24歳	39.2	35.9	22.1	25.2	28.1	24.5	27.4		
25~34	38.0	38.0	28.4	26.5	30.5	27.4	28.7		
35~44	36.4	38.8	29.0	26.9	33.2	27.3	29.5		
45~54	29.7	34.8	27.1	27.5	34.2	27.9	30.4		
55~64	32.5	32.4	22.5	23.6	33.2	25.3	26.9		
65~74	13.6	30.1	21.1	23.1	32.1	20.8	24.8		
75~84	20.0	25.5	20.3	23.8	31.1	27.8	26.9		
85歳以上	-	30.8	30.5	37.5	39.4	34.9	36.6		
女 性									
15歳未満	-	-	-	20.6	23.6	20.8	24.0		
15~24歳	47.4	46.1	30.4	31.1	34.8	30.9	33.8		
25~34	39.5	43.5	32.8	30.3	40.9	31.7	36.0		
35~44	42.2	44.7	36.8	33.4	43.6	33.6	37.0		
45~54	37.2	39.9	32.4	33.3	42.0	35.7	34.6		
55~64	31.0	33.6	26.2	28.5	33.8	30.0	31.3		
65~74	16.7	28.3	25.4	28.2	31.9	28.3	30.3		
75~84	33.3	28.8	27.5	34.0	37.1	35.3	37.2		
85歳以上	-	35.2	37.5	46.3	47.9	39.6	43.0		

較検討を行った。具体的には、自覚的健康状態5件法のデータを被説明変数とし、年齢・性別(男女それぞれ15~44歳, 45~64, 65歳以上の6カテゴリー)、疾病(補問3-1に掲載された39種類)の有無、日常生活(日常生活動作, 外出, 仕事・家事, スポーツの4種類)への影響の有無、心理的ストレスの有無(K6スコアが5点以上)、さらに全国10地域(北海道, 東北, 北関東+甲信, 南関東, 北陸・新潟, 東海, 近畿, 中国, 四国, 九州)のダミー変数を説明変数とするordered probit modelを作成した。その後推計されたモデルをもとに予測スコアを求めた。

年齢・性別によるバイアス影響をみる場合には、年齢性別のダミー値をすべて0として影響を除去したのち、推計モデルで予測スコアをまず求めた。次に各々の年齢・性別層ごとに自覚的健康状態の分布を求め、上位2件(よい, まあよい; 以下, 自覚的健康状態が良好の者)と回答した者の割合を予測スコアのセンチルのカットオフとみなし、カットオフ値を求め、それ以上の者を「標準化指標による健康状態良好の者」とした。そして「自覚的健康状態良好の者」の割合と比較した。両者が一致すれば、自覚的健康状態の報告と標準化指標による推計との間でバイアスがないとみなした。

表3 心理的ストレス有所見割合 (婚姻状況・年齢・性別)  
(単位: %)

	既婚	未婚	死別		離別
			男性	女性	
男 性					
15歳未満	-	19.0	-	-	-
15~24歳	23.2	27.2	25.0	41.8	
25~34	25.1	31.4	38.6	33.9	
35~44	26.6	33.4	36.2	36.4	
45~54	27.4	34.3	31.4	36.6	
55~64	23.7	34.9	28.4	34.8	
65~74	21.7	29.0	30.0	31.8	
75~84	22.9	27.8	28.5	29.0	
85歳以上	33.8	22.2	34.9	31.0	
女 性					
15歳未満	-	21.0	-	-	-
15~24歳	30.2	33.0	31.6	46.7	
25~34	30.0	34.9	38.7	44.2	
35~44	33.9	36.4	42.8	44.3	
45~54	33.7	36.8	43.1	41.8	
55~64	28.2	32.0	30.4	36.6	
65~74	26.8	28.9	28.7	32.4	
75~84	31.5	26.7	33.8	33.7	
85歳以上	40.8	35.9	40.3	38.7	

表4 心理的ストレスの有所見割合（就労タイプ別・年齢・性別）

(単位 %)

	自営・ 雇あり	自営・ 雇なし	家族 従業	役員	一般 常勤	長期 契約	短期 契約	内職	その他	不詳
男 性										
15～24歳	27.4	25.3	22.9	22.4	27.3	27.5	28.9	29.5	-	26.4
25～34	29.4	22.0	26.6	25.7	25.4	27.5	35.4	31.3	36.4	28.5
35～44	29.0	25.9	26.2	26.3	26.1	27.8	36.1	33.3	42.9	30.8
45～54	24.5	26.4	29.4	25.6	25.4	27.8	32.5	36.9	100.0	28.4
55～64	27.0	24.9	25.2	25.4	21.1	23.1	25.2	30.2	40.0	25.8
65～74	24.4	20.4	21.4	17.5	16.1	17.9	17.9	23.1	23.3	19.3
75～84	23.1	20.7	19.5	21.1	15.1	22.4	14.0	16.7	13.3	19.0
85歳以上	25.0	29.6	19.4	21.1	6.9	20.0	-	-	100.0	22.2
女 性										
15～24歳	36.3	35.3	33.9	37.1	35.8	33.7	36.3	39.0	29.4	31.3
25～34	34.0	31.7	29.1	31.5	30.0	32.6	36.5	42.0	35.0	33.5
35～44	34.9	34.4	36.1	33.9	35.5	34.4	36.7	40.3	34.0	36.8
45～54	35.7	35.3	33.3	34.3	35.9	33.7	35.1	37.2	30.2	34.7
55～64	31.4	27.9	26.7	27.3	28.6	28.3	28.8	34.4	30.4	27.7
65～74	27.7	21.6	26.3	23.3	24.7	22.5	27.0	27.4	22.2	23.8
75～84	25.0	33.1	25.9	27.8	17.6	20.2	14.3	30.8	7.1	17.4
85歳以上	43.8	27.3	37.3	33.3	25.0	42.9	50.0	-	100.0	25.0

表5 心理的ストレスの有所見割合(主介護者の年齢・性・世帯内の被介護者人数別)

(単位 %)

	0	1	2	3人以上
男 性				
15歳未満	18.5	23.3	21.3	40.0
15～24歳	27.0	27.2	34.8	40.0
25～34	28.2	32.1	35.9	33.3
35～44	28.1	33.6	40.8	44.4
45～54	28.1	32.5	39.3	33.3
55～64	24.0	30.1	40.9	39.1
65～74	20.4	36.3	50.4	38.5
75～84	19.1	38.1	50.6	46.7
85歳以上	24.0	41.7	53.6	33.3
女 性				
15歳未満	20.8	23.6	20.0	44.4
15～24歳	32.9	32.9	42.5	40.0
25～34	32.4	34.7	42.0	70.0
35～44	34.6	39.7	55.2	47.8
45～54	33.9	39.2	47.2	48.1
55～64	27.6	37.2	47.1	53.3
65～74	24.8	44.0	56.0	41.2
75～84	26.3	48.3	58.8	65.4
85歳以上	30.3	48.4	54.0	63.6

### Ⅲ 結 果

#### (1) K6のクロス集計

12歳以上でK6の回答対象者のうち、K6の6項目中3項目未満のもの（未回答）の割合は18.6%だった。回答者のうち、K6スコアが5点以上の者の割合は回答者の29.4%にみられ、一般的傾向として女性で高く、また年齢層では35～54歳の層と75歳以上の層で2つのピークが男女ともにみられた（表1）。

世帯票関連の要因でみた場合、たとえば世帯の人員数でみると、ひとり暮らしが最もK6スコア5点以上の有所見割合が高く、世帯人員数が増えるに従って低下していく傾向が男女ともにみられた。世帯構成でみると、若年層では寄宿舎・単独世帯で有所見割合が高いのに対して、高齢者ではひとり親と未婚子で最も高い傾向がみられた（表2）。婚姻状況については、男女ともに20～30代では離別・死別経験者で有所見率が高いが、年齢が高くなると婚姻状況による差は小さくなる傾向がみられた（表3）。就労形態については、65歳以下では短期契約被雇用者・内職者で有所見率がやや高いのに対して、それ以上の年齢層ではむしろ自営業や常勤者で

の有所見が高めとなっていた（表4）。これは引退前後では非正規雇用の意味合いが異なり、引退後では就労から引退への移行的な状態を意味していることによると思われる。このように引退前後で雇用形態の違いによるこころの健康への影響が異なることが確認された。一方、女性ではこうした違いは顕著ではなかった。年齢・性別いずれの層でも週の就業時間や職種とこころの健康の有所見割合との明確な関係はみられなかった。

世帯において養育を必要とする者の総数とこころの健康状態は、子育て世代ではストレスとなりうると考えられたが、男女ともにこころの健康の有所見割合との関係は明確なものがみられなかった。一方、世帯において介助を必要とする者の数についてみたところ、男女ともに介助必要者の数が多い世帯にいる者では有所見比率が高くなっていた。そこで介護票と世帯票を連結しなおして主介護者に注目し、主介護者として介護している者の人数を算出して比較したところ、1人介護している者よりは2人介護している者で有所見割合が高い傾向がみられた（表5）。

健康票の各項目についてみたところ、健康関

表6 心理的ストレスの有所見割合（65歳以上、年齢・性・貯蓄額別）

	(単位 %)				
	0～99万	100～499万	500～1,499万	1,500万以上	不詳
	男 性				
65～74歳	26.7	26.8	21.5	19.5	20.6
75～84	24.8	24.8	23.0	19.6	27.0
85歳以上	38.2	23.6	34.7	31.6	30.0
	女 性				
65～74歳	31.6	28.1	25.7	23.0	27.8
75～84	35.3	29.6	32.0	32.1	35.8
85歳以上	31.5	43.0	39.5	43.4	42.9

連の世帯支出があると答えた者ではそうでない者よりも有所見割合が高かった。症状のある者で有所見割合が高く、かつ、また症状の数が多いほど比例して有所見割合が高いことから、症状の自覚とこころの健康との関連が、予防をはじめとする支出や行動変容などの動機につながっている可能性が強く示唆された。日常生活に影響がある者では年齢・男女問わず、こころの健康の有所見割合が高かった。自覚的健康状態（5件法）では、どの年齢層・性別層でも有所見割合ときれいな比例関係がみられ、しかもその関係は年齢・性別による違いがほとんどみられなかった。このことから自覚的健康状態はこころの健康と密接な関係があることが示された。

そうした要因として考えやすいのが社会経済的要因であることから、貯蓄・所得についても併せて検討した。貯蓄票から得られた貯蓄の保有有無についてみたところ、有る者のほうがない者よりも有所見割合は低い傾向にあった。特に貯蓄による影響が大きいと思われる引退後年齢について特化してみたところ、65～74歳の層では男女いずれでも世帯の貯蓄現在高が高いほど有所見率が比例して下がっていることが確認されたが75歳以上の層では人数が少ないこともあるが、その傾向がはっきりとしなくなっていた（表6）。一方、貯蓄現在高の前年度変動（増えた・変わらない・減った）でみると、引退後を目指して資産形成が進む45～64歳の層では男女ともに、減った・変わらない・増えたの順で有所見割合が低下するが、その前後の年齢層では傾向ははっきりしなかった。最後に世帯

図1 標準化健康指標の分布（年齢・性別）

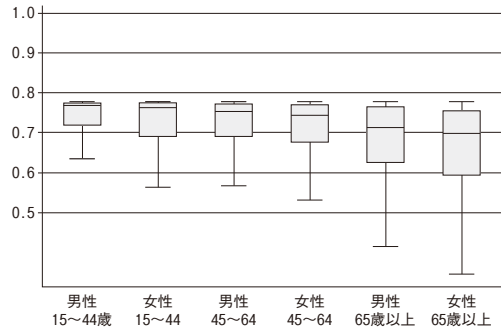
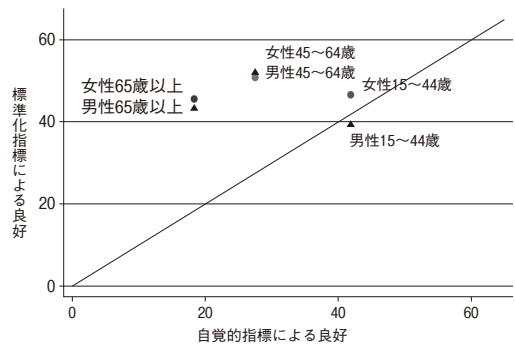


図2 自覚的健康状態と標準化健康指標の比較による報告バイアスの検討（年齢・性別）



等価所得の段階についてみたところ、男性では所得の高い者ほど、こころの有所見割合が段階的に低くなっていたが、女性ではその傾向が男性ほど明確でなく、中所得層で最も比率が低くなる年齢層もみられた。

(2) 自覚的健康状態の報告バイアスの検討

ordered probit modelで推計した標準化健康指標の年齢・性別層ごとの分布を図1に示す。年齢とともに低下する傾向はもとの自覚的健康状態の場合と変わらないが、高齢者では主には下方のはずれ値が大きく、ばらつきが大きくなるのが特徴として上げられる。標準化健康指標で良好と判断される者と、自覚的健康状態が良好と答えた者の割合を、年齢・性別層でプロットしたものを図2に示す。性別による差をみると、15～44歳の層では女性が45度線の上にあり、男性に比べると「自覚的健康状態は標準化健康指標で推計されるよりも低い」、つまり女性で

は自覚的健康状態が過小報告されている。ただしその差はそれほど大きくない。これに対して、年齢層が45～64歳、65歳以上と上がると男女ともに45度線からの乖離は次第に大きくなり、自覚的健康状態の過小報告が顕著となる。同様の検討を全国10地域に対して行ったが、総じて地域による違いは年齢ほど著しいものは認められなかった。

#### Ⅳ 考察ならびに結論

こころの健康状態は、身体的健康や世帯構成、就労や所得・資産の保有状況など、個人を取り巻く様々な世帯面要因と関連が認められた。しかも、年齢層や性別によって、世帯面要因とこころの健康状態の関連は異なることが観察された。このことは、ジェンダー役割やライフステージによってストレスが異なり、それに応じた評価分析や対応が必要であることを示唆している。こころの健康の状況を把握し、異なるライフステージのニーズに見合った政策的介入の在り方を検討するうえでK6の分布について、年齢・性別によるクロス集計は最低限実施したうえで、第3次元として各種世帯要因をクロスさせることで、示唆的な情報が得られると考えられた。また今回は全国表章を前提とした解析を行ったが、大規模調査においては都道府県表章のあり方について、別途検討が必要である。初期的解析結果からは、年齢・性別以外の第3次元をクロスさせた場合、都道府県表章上はセル内の観察数が十分得られないものが多くなり、推計値が安定しない可能性が示唆されている。

なお、K6には回答欠損が18.6%も認められたことには注意が必要である。初期的分析の結果、回答欠損は高年齢・男性・1次産業従事者・低所得世帯などに系統的に多いことが示唆された。こうした系統的欠損による影響を考慮する必要があり、引き続き次年度研究として検討を続ける予定である。

自覚的健康状態については今回試みた分析の範囲では、年齢による報告バイアスの影響は著

しいものの、性差や地域差は大きくなく、年齢層ごとに地域比較や属性比較を行うには、十分健康状態の客観的指標として代用することができることが示唆された。一方、年齢による影響が大きく出た理由として、疾病の罹患状況や生活影響、こころの健康状態で把握できない、加齢そのものによる生理的な健康状態の変化が、反映されている可能性がある。これについては握力や血圧など加齢により影響を受けやすい身体測定の結果などを標準化健康指標の説明変数に入れた場合、加齢によるバイアスとされていた残差が説明される可能性がある。本報告を作成した段階では、平成19年国民健康栄養調査の個票が入手できなかったが、現在新たに利用申請を行い、利用許可が得られたところであるので、身体測定や血圧・血液検査などの客観的指標をモデルに加えたうえで、再検討する予定である。

註1) 今回触れなかった問題のうち、重要かつ困難な問題として、①現行のサンプリングのデザインの評価と見直し、②悪化している調査環境のもとで回収率をあげるための調査手法の開発、③社会保障番号が導入された場合の他統計とのリンケージに関する技術的かつ倫理的問題の整理などが挙げられる。これらについては第3報として報告することを予定している。

#### 謝辞

本稿の内容は(財)厚生統計協会による平成20年度厚生統計研究委託金研究事業「国民生活基礎調査の新体系の構築に関する調査研究」(主任研究者：橋本英樹)に基づく。本研究事業の実施にあたり厚生労働省大臣官房統計情報部社会統計課国民生活基礎調査室の上田響室長はじめ、関係各位から資料提供などご協力をいただいた。併せて御礼申し上げたい。なお本稿の内容は上記研究成果に基づいた筆者の見解を示したものであり、研究班メンバー、国民生活基礎調査室、ならびに厚生統計協会のものではない。事実誤認など残っていれば、すべては著者個人の責任に属する。

平成20年度厚生統計研究委託研究報告書国民  
生活基礎調査の新体系の構築に関する調査研究  
川上 憲人 東京大学大学院医学系研究科精神  
保健学分野教授

白波瀬 佐和子 東京大学大学院人文社会系研  
究科社会文化研究専攻社会学  
准教授

山岡 和枝 国立保健医療科学院技術評価部室  
長

橋本 英樹 (代表研究者) 東京大学大学院医学  
系研究科臨床疫学・経済学分野教  
授

#### 文 献

- 1) 橋本英樹. 今後の国民生活基礎調査の在り方につ  
いての一考察; 健康票を中心として 厚生指標  
56:1:1-8. 2009.
- 2) Commission on Social Determinants of Health. In-  
tersectoral Action: A key policy approach to ad-  
dress Social Determinants of Health ([http://  
www.who.int/social\\_determinants/country\\_acion/  
intersectoral\\_action/en/index.html](http://www.who.int/social_determinants/country_action/intersectoral_action/en/index.html))
- 3) 内閣府統計委員会基本計画部会 第3ワーキング  
グループ報告書, 1 p 平成20年7月.
- 4) 内閣府統計委員会 第20回人口・社会統計部会配布

資料 諮問第21号の答申 国民生活基礎調査の変  
更について (案) 資料3 ([http://www5.cao.go.jp/  
statistics/meetings/jinkou\\_20/siryou\\_3.pdf](http://www5.cao.go.jp/statistics/meetings/jinkou_20/siryou_3.pdf))

- 5) Kessler RC, Andrews G, Colpe LJ, et al. Short  
screening scales to monitor population prevalenc-  
es and trends in non-specific psychological dis-  
tress. *Psychol Med.* 2002; 32.
- 6) Idler EI, Benyamini Y. Self-rated health and mor-  
tality; a review of twenty-seven community stud-  
ies. *Journal of Health and Social Behavior* 38: 21-  
37, 1997.
- 7) Sen, A. Health; perception versus observation.  
*British Medical Journal* 2002; 324: 860-1.
- 8) King G, Murray CJ, Salmon JA, and Tandon A.  
Enhancing the validity and cross-cultural compa-  
rability of measurement in survey research.  
*American Political Science Review* 98: 191-207,  
2004.
- 9) Jurges H. Cross-country differences in general  
health. In Borch-Supan A, et al. Eds. *Health, Age-  
ing and Retirement in Europe; First results from  
the Survey of Health, Ageing, and Retirement in  
Europe.* Mannheim Research Institute of the Eco-  
nomics of Ageing, 2005. 95-101.