

# 主観的厚生に関する相対所得仮説の検証

— 幸福感・健康感・信頼感 —

小塩隆士・浦川邦夫

幸福感や健康感など主観的厚生は、自らの所得水準だけでなく他人の所得との相対的な関係によっても左右されると考えられる。本稿では、この「相対所得仮説」が日本においてどの程度当てはまるかを大規模なインターネット調査に基づいて検証する。具体的には、性別・年齢階級・学歴という3つの個人属性に注目して合計40の準拠集団を定義し、自らの所得と準拠集団内の平均所得との差が幸福感・健康感・他人への信頼感とどのような関係にあるかを調べる。さらに、最後に通った学校の同級生の平均年収の推計値との比較など、主観的な相対所得の重要性についても検討する。推計結果は全体として相対的所得仮説と整合的だが、(1)女性は男性と異なり、本人所得ではなく世帯所得の格差を気にしていること、(2)健康感や他人に対する信頼感は幸福感より相対所得、とりわけ準拠集団の平均所得を下回る状況に敏感に反応すること、などが確認された。

JEL Classification Codes: I14, I31

## 1. はじめに

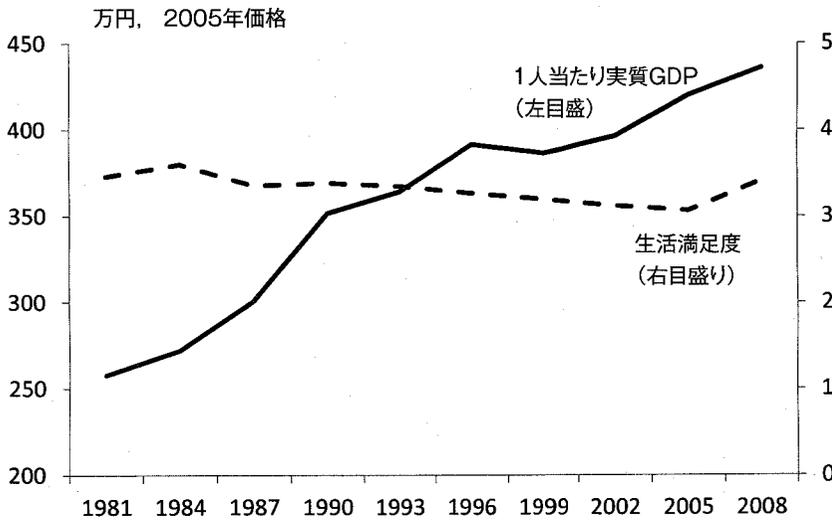
個人の幸福感など主観的厚生(subjective well-being)が自らの所得の絶対的な水準だけではなく、とりわけ自分と社会経済属性がよく似ている他人の所得水準との相対的な関係に左右されることは、一般的によく知られた事実である(Clark and Oswald(1996), Diener and Biswas-Diener(2002), Caporale *et al.*(2009)等参照)。この考え方はしばしば、「相対的所得仮説」(relative (comparison) income hypothesis)と呼ばれるが、経済学的に言えば、ある個人の効用がその個人の所得だけでなく、他人の所得によっても影響されることを意味する。例えば、自分の年収が上昇したとしても、よく似た職業に就いている隣人の年収のほうがさらに高まった場合、効用は低下するかもしれない。こうした状況は、伝統的な経済理論でははじめからその可能性が排除されることが多いが、直感的にはむしろ理解しやすい。本稿の目的は、大規模なインターネット調査に基づき、日本においてこの仮説がどの程度当てはまるかを検証することである。

個人の効用が他人の所得に影響を受けること

自体は、実証分析でもしばしば指摘されてきた事実である。例えば、1人当たり実質所得が着実な上昇傾向を見せるにも拘わらず、生活満足度が向上しないという統計的事実は、しばしば「イースターリン・パラドックス」(Easterlin paradox)としてよく知られている(Easterlin(1974), Easterlin(1995)参照)。このパラドックスは、相対所得仮説と整合的である。異なる個人の所得がほぼ同じようなペースで変化し、相対所得が大きく変化しないために、生活満足度も変化しなかったという説明が可能だからである。

実際、Clark *et al.*(2008)が包括的に展望しているように、相対所得仮説の妥当性をめぐってはこれまで数多くの実証分析が展開されてきた。その最初の例の一つとして、Clark and Oswald(1996)は、英国のデータを用いて相対賃金と仕事満足度の間に有意な関係があることを示している。米国では、Blanchflower and Oswald(2004)が州内の平均賃金との比較に注目して、相対所得仮説が成り立つことを明らかにしたほか、Luttmer(2005)は平均賃金の計算範囲を州より狭くしても同仮説が成り立つことを確認している。ドイツでは、Ferrer-i-Carbonell(2005)

図1. 1人当たりGDPと生活満足度の推移



出所) 内閣府「国民生活選好度調査」「国民経済計算年報」総務省「人口推計」より作成。

が同国の大規模パネルデータを用いることにより、特定の準拠集団の平均所得との差が生活満足度に有意な影響を及ぼすこと、また、自分とはあまり類似性のない集団との平均所得は生活満足度に関係ない傾向を示すことを確認している。

日本ではどうであろうか。実は、相対的所得仮説の考え方を展開している Easterlin(1995) や Frey and Stutzer(2002)でも、日本の経験がとくに言及されている。そこでは、第2次世界大戦後、所得水準が飛躍的に上昇した日本で生活満足度がほぼ横ばいで推移してきた事実が大きく取り上げられている。図1は、ここ約20年間において、内閣府の「国民生活選好度調査」から得られる生活満足度と、「国民経済計算年報」から得られる1人当たり実質GDP(2005年価格)の推移を比較したものである<sup>1)</sup>。この図からも明らかのように、ここ約20年間においても、1人当たり実質GDPが上昇傾向を示しているにもかかわらず、生活満足度はほぼ横ばいで推移している。つまり、日本でも「イースターリン・パラドックス」は依然として成立していると考えてよい。

こうした中で、日本でも相対的所得仮説の妥当性をめぐる分析が最近幾つか見受けられるようになった。最初の分析例といえるのは、浦

川・松浦(2007)である。彼らは家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」の個票データに基づき、出生年(コホート)、教育水準等において自らと類似した属性を持つ集団との所得格差が生活満足度に及ぼす影響を分析している。彼らの対象は比較的若い女性に限定されているが、有配偶者では所得格差が生活

満足度に有意な結果を及ぼしていることを確認している(無配偶者の場合は有意でない)。また、筒井(2009)は、大阪大学 COE アンケート調査(2008年版)の質問である「あなたの周りの人の世帯所得は、だいたいいくらぐらいの人が多いと思いますか」の回答結果を参照点の所得とみなして相対所得仮説の検証を行っており、結果として、絶対所得の増加の影響の半分強が参照所得の増加によって相殺される点を示している。

日本以外のアジア諸国においても、相対所得仮説への関心が高まっている。実際、中国でも、生活水準が著しく上昇した1990年から2000年にかけて、生活満足度が逆に低下したことを Brockmann *et al.*(2009)が指摘している。最近では、Knight *et al.*(2009)が同国農村部のデータを用いて、準拠集団内における相対所得と主観的厚生の関係を調べている。韓国においても、Veenhoven(2010)のデータベースによると、1人当たり実質GDPが倍増した1990年から2005年にかけて、生活満足度が狭い範囲で推移したことが確認される。さらに、Oshio *et al.*(2011)は、中国・日本・韓国・米国それぞれの総合的社会調査(General Social Survey)を用いて、相対所得仮説の妥当性を比較している。彼らの分析によると、中国や米国では個人所得が、

日本や韓国では世帯所得が比較の対象となるという違いがある。

本稿では以上の先行研究を踏まえ、筆者らが設計・実施したインターネット調査「地域の生活環境と幸福感に関するアンケート」の個票データに基づき、日本における相対所得仮説の妥当性に関する検証を行う。先行研究と比較した場合、本稿の分析の主な特徴は、次の2点である。

第1は、相対所得算定の基礎となる準拠集団を、2つの異なるアプローチで定義する。すなわち、第1のアプローチでは、性別、年齢階級、学歴という3つの客観的な個人属性に注目して合計40の準拠集団を定義し、その準拠集団の平均所得との差に注目する。これに対して第2のアプローチでは、アンケート調査で尋ねている、最後に通った学校の同級生の平均年収の推計値を準拠集団の平均所得と考える。この場合、相対所得は客観的なものではなく、回答者の主観的な判断を反映したものとなる。回答者の主観的厚生を左右するのは、客観的な相対所得ではなく、自らが主観的に認識する相対所得かもしれない。この2つのアプローチによって結果がどこまで異なるかを調べる。

第2は、幸福感だけでなく、主観的健康感や他人に対する一般的な信頼感などについても相対所得との関係を調べる。主観的健康感や幸福感と同様、主観的厚生の重要な構成要素と考えられるが、他人の所得との比較によって影響を受けることがすでに Yngwe *et al.* (2003) らによって示唆されている。また、信頼感は一般的に社会的関係資本 (social capital) の代理変数とみなされるほか、Subramanian, Kim and Kawach (2002) や Kuroki (2011) が示すように、幸福感や主観的健康感と密接な関係があることが知られている。さらに、Alesina and La Ferrara (2002) が明らかにしているように、他人に対する信頼感は個人の社会経済的地位や居住地域の属性に左右されるところが大きく、相対所得との関連性も推測されるところである。そのため、本稿では、幸福感、主観的健康感との相関が高い他人に対する一般的な信頼感についても、相

対所得仮説との関係性をみていく。

そのほか、準拠集団を定義する要因である学歴のうち、大卒 (院卒を含む) については上位大学卒と下位大学卒に二分したこと、主観的厚生に大きく関係すると考えられるパーソナリティを制御変数として用いたこと、なども先行研究にはない本稿の特徴である。

以下の構成は、次の通りである。2節では、本稿における基本的な分析手法を説明する。3節では、分析に用いたデータを簡単に紹介する。4節では、主要な分析結果を紹介する。5節では、全体の議論をまとめ、残された課題を指摘する。

## 2. 分析方法

本稿の分析手法は、Ferrer-i-Carbonell (2005) やそれに準拠した浦川・松浦 (2007)、Oshio *et al.* (2011) らと基本的に同じである。すなわち、各自の幸福感など主観的厚生を  $SWB$ 、自らの所得を  $y$ 、そして自らの所得と準拠集団内における平均所得  $y_0$  との差を  $y_r$ 、そして制御変数のベクトルを  $X$  としたとき、

$$SWB = f(y, y_r, X) \quad (1)$$

という形で主観的厚生が決定されると考える。主観的厚生は数段階のカテゴリー変数で示されることが多いので、(1)式は通常は最小二乗法ではなく、順序プロビット回帰式で推計されることになる。ここでは、さらに次の3点に注意する必要がある。

第1に、相対所得を計算する場合の自らの所得としては、本人所得だけでなく世帯所得にも注目する。これは、とりわけ女性の場合、専業主婦となって無業やパートタイマーとして働くことが多く、相対所得の評価に際しては、夫の所得を含めた世帯所得のほうが現実的な場合が多いと考えられるからである。ただし、勤労者の場合は、本人所得ベースの相対所得に注目する。

第2に、自らの所得と相対所得は、相対所得の定義から明らかかなように、そのままの形で回帰式に説明変数として導入すると多重線形性を

伴いやすい<sup>2)</sup>。そのため、実際の推計に当たっては、どちらかを対数化するなどの工夫が必要である。ここでは、自らの所得については原数値のまま使用し、相対所得については、自らの所得と準拠集団の平均所得のそれぞれの対数値の差を用いることにする。

第3に、相対所得と主観的厚生との関係は、準拠集団の平均所得との大小関係によって非対称となる可能性がある。つまり、相対所得は、自らの所得が平均所得より高い場合は主観的厚生とあまり関係がないが、低い場合は主観的厚生と有意なマイナスの相関を見せるかもしれない(あるいはその逆の可能性もある)。この点は先行研究でも指摘されてきた点なので、本稿でも次のような *Richer*, *Poorer* という2つの変数を考える。

$$\begin{aligned} Richer &= \ln y - \ln y_g & \text{if } y \geq y_g \\ &= 0 & \text{if } y < y_g \\ Poorer &= \ln y_g - \ln y & \text{if } y < y_g \\ &= 0 & \text{if } y \geq y_g \end{aligned}$$

そして、これら2つの変数を、 $y_r$ の代わりに(1)に代入し、

$$SWB = f(y, Richer, Poorer, X) \quad (2)$$

という回帰モデルを推し、2変数の係数の符号や有意性を調べる。

準拠集団の平均所得の計算については、前述のように、2つのアプローチを採用する。第1のアプローチは、性別、年齢、学歴という3つの個人属性に注目して準拠集団を定義し、その平均所得を計算するというものである。このうち、年齢については、20歳代、30歳代、40歳代、50歳代、60歳代以上の5つの年齢階級を考える。

さらに、学歴については、中・高卒、短大・高専卒のほか、大卒(院卒を含む)については、大卒が全体の約半分を占めるという事情もあり、上位大学卒と下位大学卒に二分する。具体的には、代々木ゼミナールによる2009年度入試の合否調査のデータをもとに、偏差値の高い上位30大学を「上位大学」、それ以外の大学を「下

位大学」と定義する。これらの大学は、法・経済・経営・商・人文・社会・教育・理・工・農の各学部のどれかにおいて偏差値が63以上になっている。本調査では、卒業した大学名を訊いているが、そのうちこのように定義された上位大学の卒業者は全体の約14%を占めている。以上の結果、準拠集団の数は合計40(=2×5×4)となる<sup>3)</sup>。

第2のアプローチでは、「あなたが最終的に通った学校の同級生の平均年収(課税前)は、現在いくらぐらいだと思いますか」という質問に答えた回答(階級値)を準拠集団の平均所得として扱う。最終的に通った学校の同級生であれば、就職先や所得などの面で回答者と同じようなライフスタイルを選んでいる可能性が高く、回答者にとっての準拠集団を形成していると考えられる<sup>4)</sup>。そして、その平均所得の推計値と自らの所得との比較から得られる相対所得は、回答者の主観的な判断を反映したものであり、客観的な基準で定義した準拠集団内で計算される相対所得とは質的に異なる。客観的な相対所得と主観的な相対所得で、結果にどのような違いが出てくるかがここでの注目点である。

### 3. データ

#### 3.1 調査

本稿の分析に用いるのは、筆者らが2011年2月に実施したインターネット調査「地域の生活環境と幸福感に関するアンケート」(謝辞参照)の個票データである。同調査からは、回答者の幸福感や健康感など主観的厚生、居住地域に関する評価、社会経済的地位、パーソナリティなどに関する幅広い情報を得ることができる。

同調査を実施するに際しては、日本全体の代表性を確保するため、次のような措置を行っている。まず、総務省「国勢調査」(2005年)と厚生労働省「国民生活基礎調査」(2009年)に基づき、5つの年齢階級(20歳代から60歳代)と3つの所得階級(年収300万円未満、300万円以上600万円未満、600万円以上)で構成されるマトリックスを想定し、その構成人口比率に対

応する形で民間調査会社のモニターから無作為に選んだ者 16,930 人に質問を送付した。回答期間は 2011 年 2 月 16 日～22 日の間であったが、実際に回答した者は 11,556 人(回収率 68.3%)であった。

ただし、同調査はインターネット調査でもあり、はじめから幾つかのバイアスを持っていることに注意する必要がある。第 1 に、男性比率が 55.4% とやや高めになっている。第 2 に、大卒以上が 50.2% とかなり高学歴となっている(厚生労働省「就業構造実態調査」(2007 年)によると 20～69 歳の大卒比率は 23.8%)。第 3 に、首都圏の居住者の比率が 35.4% と高い(厚生労働省「国民生活基礎調査」(2007 年)によると 26.8%)。こうした性質は日本におけるインターネット調査に共通するものと言えるが、結果の解釈には留意が必要である。

### 3.2 変数

本稿の分析で最も注目される変数は、幸福感である。調査では、「全体として、あなたは普段どの程度幸福だと感じていますか。番号(0～10)から最も近いものを 1 つ選んでください」という尋ね方をしている。すなわち、幸福感は、「非常に不幸」(=0)から「非常に幸福」(=10)という 11 段階で回答されている。これは、Ferrer-i-Carbonell(2005)などと同じである。

そのほか、主観的健康感については、「あなたの現在の健康状態はいかがですか」という質問に対して、「健康でない」「どちらかと言えば健康でない」「普通」「どちらかといえば健康である」「健康である」という 5 段階で答えさせている。また、信頼感については、「一般的に、あなたは人をどの程度信用できるとお考えですか。番号(0～10)から最も近いものを 1 つ選んでください」という質問に対して、「全く信用できない」(=0)から「非常に信用できる」(=10)という 11 段階で答えさせている。

説明変数の中で最も注目されるのは、所得である。同調査では 14 の所得階級の中から選ばせているが、推計に際しては、各所得階級の中

間値を用いることにする(ただし、所得が最も高い 1400 万円以上の層の所得は 1800 万円とする)。なお、世帯所得は本人と配偶者の所得を合計し、その値を世帯人員の平方根で除した等価所得ベースとする。その他の制御変数としては、性別、年齢(及びその 2 乗)、婚姻状態(未婚・既婚・離婚・死別)、学歴(中卒、高卒、短大卒以上)、就業形態(管理職、正規雇用、非正規雇用、自営業、学生、その他、非労働力)、職探し中(仕事の有無に関係なく)、居住地域(大都市、中都市、その他の都市、町・村、わからない)を取りあげる。

なお、本稿の分析はクロスセクション・データに基づくものなので、変数間の関連性を正確に抽出しにくいという制約がある。本稿ではこの問題に対処するため、2 つの点で工夫している。すなわち、第 1 に、回答者本人のパーソナリティを制御する。主観的厚生は、主観的であるがゆえに個人のパーソナリティに左右される可能性がある。同調査では、Benet-Martinez and John(1998)で使用されたパーソナリティに関する 44 の設問項目を含んでおり、これらの設問の回答結果に基づいて、「外向性」、「調和性」、「誠実性」、「感受性」、「開放性」のいわゆる「ビッグ・ファイブ」の指標を作成する事が可能である。ここでは、Benet-Martinez and John(1998)と同様のアプローチにしたがい、それぞれの「ビッグ・ファイブ」の指標の程度で 4 分位に分けて、最も低い段階を基準カテゴリーとして残りの 3 つのカテゴリーにそれぞれ対応するダミー変数を説明変数に加えることにする。

第 2 に、過去 3 年間における心に傷を受けるような大きなできごとの有無(なし、1 回、2 回以上)の影響を制御する。これは、主観的厚生が必ずしも安定的でなく、近い過去におけるトラウマ的経験に大きく左右されると考えられるからである。

表 1 は、推計に用いる主要変数の基本的な属性をまとめたものである。所得など欠損値のあるサンプルを除くと、元のサンプル 11,556 人の 85% に相当する 9,940 人(男性 5,722 人、女

表1. サンプルの基本属性

		男性	女性	全体
		(比率)		
年齢階級	20歳代	0.121	0.263	0.181
	30歳代	0.219	0.228	0.223
	40歳代	0.185	0.193	0.188
	50歳代	0.222	0.222	0.222
	60歳代	0.253	0.094	0.185
婚姻状態	配偶者あり	0.654	0.611	0.636
	未婚	0.290	0.301	0.295
	離婚	0.044	0.067	0.054
	死別	0.011	0.020	0.015
学歴	中卒	0.024	0.020	0.022
	高卒	0.243	0.280	0.259
	短大・高専卒	0.120	0.343	0.215
	大卒以上	0.613	0.357	0.504
	うち上位大学卒 下位大学卒	0.190 0.423	0.075 0.282	0.141 0.363
就業状態	管理職	0.049	0.009	0.032
	正規雇用者	0.498	0.209	0.375
	非正規雇用者	0.109	0.265	0.175
	自営業	0.111	0.039	0.081
	学生	0.035	0.042	0.038
	非労働力 その他	0.173 0.025	0.412 0.024	0.275 0.024
職探し中 <sup>1)</sup>	0.196	0.241	0.215	
居住地域	大都市	0.362	0.370	0.365
	中都市	0.124	0.159	0.139
	その他の都市 町・村	0.430 0.070	0.360 0.076	0.400 0.073
	わからない	0.015	0.034	0.023
過去3年間 のトラウマ	なし 1回 2回以上	0.605 0.272 0.123	0.536 0.307 0.157	0.575 0.287 0.138
世帯所得	平均	552.9	497.2	5.3
	(万円) 標準偏差	391.5	374.2	385.2
本人所得 <sup>2)</sup>	平均	478.4	158.8	3.4
	(万円) 標準偏差	338.9	191.8	326.6
幸福感	平均	6.89	7.34	7.08
	(0-10) 標準偏差	(2.05)	(2.06)	(2.07)
健康感	平均	3.39	3.51	3.44
	(1-5) 標準偏差	(1.22)	(1.18)	(1.20)
信頼感	平均	6.50	6.52	6.50
	(0-10) 標準偏差	(1.86)	(1.83)	(1.85)
サンプル数		5,722	4,218	9,940

注) 1)「職探し中」は、就業中に職探しをしている者を含む。

2)「本人所得」は、勤労者のみについて計算。

性4,218人)が推計に用いられる。また、付表は、40の準拠集団について、世帯所得、本人所得、幸福感、健康感、信頼感の平均値をまとめたものである。

## 4. 推計結果

### 4.1 幸福感：世帯所得ベースの推計

最初に、被説明変数を幸福感とし、自らの所得及び相対所得をいずれも世帯所得ベースとした場合の推計結果を紹介しよう。表2は、自らの世帯所得のみを含めた場合、そこに相対所得を加えた場合、そして、相対所得を Richer 及び Poorer に置き換えた場合、の3つのケースに分けて推計結果をまとめたものである。これから、次の点が分かる。

第1に、相対所得を考慮しないケースでは、自らの世帯所得は幸福感にかなり強いプラスの相関がある ( $p < 0.001$ )。所得が高いほど幸せだというのは、直感的に理解しやすい結果である。しかし、ここには、相対所得の影響が反映されている可能性がある。

そこで、第2に、相対所得を説明変数に加えると、自らの世帯所得と相対所得はいずれも幸福感とプラスの相関があることが分かる。自らの世帯所得との相関をコントロールした後でも、相対所得が幸福感とプラスの相関をもつことは、相対所得仮説の妥当性を確認するものである。なお、相対所得を加えると、自らの世帯所得と幸福感の直接的な相関は幾分低下する。

第3に、相対所得を Richer と Poorer に置き換えると、Richer にはプラス、Poorer にはマイナスの符号が有意な形で付くことが分かる。Richer と Poorer はいずれも対数化された所得の差なので、そこに付く係数は互いに比較可能だが、それによると、Richer のほうが幸福感との相関は強めになっている。この点について言えば、Ferrer-i-Carbonell(2002)によるドイツの分析では Poorer のみが有意となっており(ただし旧西ドイツ地域のみ)、本稿とは異なる結果となっている。また、日本の若年女性を対象とした浦川・松浦(2007)では、有配偶女性の場合は本稿とよく似た結果となっている(無配偶女性の場合は無相関)。なお、この3番目のモデルでは、自らの世帯所得の係数がプラスながら有意でなくなっている点も注目される。これは、幸福感にとっての相対所得の重要性を物

表2. 幸福感の決定要因：順序プロビット分析

	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
世帯所得 $y$	0.049	(0.005)***	0.033	(0.006)***	0.009	(0.008)
相対所得 $y_r$	—	—	0.061	(0.012)***	—	—
相対所得 $y_r$ richer	—	—	—	—	0.331	(0.058)***
相対所得 $y_r$ poorer	—	—	—	—	-0.059	(0.012)***
女性	0.309	(0.026)***	0.302	(0.026)***	0.305	(0.026)***
年齢	-0.451	(0.055)***	-0.367	(0.058)***	-0.290	(0.060)***
年齢の2乗	0.041	(0.006)***	0.033	(0.006)***	0.027	(0.006)***
外向性 2	0.153	(0.031)***	0.150	(0.031)***	0.150	(0.031)***
外向性 3	0.189	(0.032)***	0.183	(0.032)***	0.181	(0.032)***
外向性 4 (最高)	0.332	(0.032)***	0.326	(0.032)***	0.320	(0.032)***
調和性 2	0.147	(0.028)***	0.145	(0.028)***	0.143	(0.028)***
調和性 3	0.171	(0.033)***	0.170	(0.033)***	0.171	(0.033)***
調和性 4 (最高)	0.298	(0.049)***	0.296	(0.049)***	0.296	(0.049)***
誠実性 2	-0.036	(0.030)	-0.041	(0.030)	-0.043	(0.030)
誠実性 3	0.078	(0.032)*	0.074	(0.032)*	0.072	(0.032)*
誠実性 4 (最高)	0.093	(0.034)**	0.090	(0.034)**	0.086	(0.034)*
感受性 2	-0.168	(0.032)***	-0.171	(0.032)***	-0.169	(0.032)***
感受性 3	-0.276	(0.034)***	-0.280	(0.034)***	-0.280	(0.034)***
感受性 4 (最高)	-0.481	(0.035)***	-0.481	(0.035)***	-0.480	(0.035)***
開放性 2	0.023	(0.032)	0.023	(0.032)	0.025	(0.032)
開放性 3	0.130	(0.029)***	0.130	(0.029)***	0.132	(0.029)***
開放性 4 (最高)	0.138	(0.032)***	0.139	(0.032)***	0.141	(0.032)***
未婚	-0.491	(0.029)***	-0.440	(0.031)***	-0.415	(0.031)***
離婚	-0.439	(0.047)***	-0.397	(0.048)***	-0.375	(0.048)***
死別	-0.114	(0.086)	-0.095	(0.086)	-0.079	(0.086)
中卒	-0.323	(0.071)***	-0.323	(0.071)***	-0.352	(0.072)***
高卒	-0.056	(0.026)*	-0.075	(0.026)**	-0.110	(0.027)***
短大・高専卒	-0.049	(0.028)	-0.061	(0.028)*	-0.077	(0.029)**
管理職	-0.002	(0.061)	0.014	(0.061)	-0.011	(0.061)
非正規雇用者	-0.005	(0.033)	0.006	(0.033)	0.001	(0.033)
自営業	0.050	(0.041)	0.058	(0.041)	0.046	(0.041)
学生	0.243	(0.063)***	0.350	(0.067)***	0.356	(0.067)***
非労働力	0.095	(0.033)**	0.135	(0.034)***	0.124	(0.034)***
その他	0.151	(0.070)*	0.176	(0.070)*	0.166	(0.070)*
職探し中	-0.357	(0.027)***	-0.351	(0.027)***	-0.351	(0.027)***
中都市	-0.011	(0.032)	-0.012	(0.032)	-0.014	(0.032)
その他の都市	0.036	(0.024)	0.034	(0.024)	0.032	(0.024)
町・村	-0.024	(0.042)	-0.024	(0.042)	-0.029	(0.042)
わからない	0.107	(0.070)	0.107	(0.070)	0.109	(0.070)
トラウマ経験 1回	-0.164	(0.024)***	-0.163	(0.024)***	-0.163	(0.024)***
トラウマ経験 2回以上	-0.401	(0.032)***	-0.397	(0.032)***	-0.395	(0.032)***
Pseudo $R^2$	0.0634		0.0640		0.0645	
対数尤度	-19452.883		-19441.029		-19429.764	
サンプル数	9,940		9,940		9,940	

注) 被説明変数は、11段階の幸福感。世帯所得は原数値(100万円)、相対所得は世帯所得及び準拠集団の世帯所得の対数値の差。

基準カテゴリーは以下の通り。パーソナリティの各変数：第1分位、婚姻状態：配偶者あり、学歴：大卒以上、就業形態：正規雇用者、居住地域「大都市、トラウマ経験：なし。\*\*\* $p < 0.001$ , \*\* $p < 0.01$ , \* $p < 0.05$ 。

語っている。

一方、制御変数に関する推計結果は、所得変数の選択にほとんど左右されず、また、総じて

常識的なものとなっている。女性の方が幸福であり、年齢と幸福感の関係は非線形的である。パーソナリティについて言えば、外向性・調和性・誠実性・開放性の高い者ほど幸福感が高く、感受性の高い者ほど幸福感が低い。そのほか、配偶者がいるほうが、高学歴であるほうが、学生や労働市場に参加していないほうが、職探ししていないほうが、それぞれ幸福感は高い。また、幸福感は直近のトラウマ経験の有無にも大きく左右される。

#### 4.2 幸福感：代替的な推計モデル

表3は、幸福感を被説明変数としたままで、相対所得の定義を変更した場合に、推計結果がどのように違ってくるか、また、男女間でどのような違いが出てくるかをまとめたものである(所得以外の説明変数の推計結果は掲載を省略)。まず、推計の対象を(非勤労者を含む)サンプル全体とし、相対所得を世帯所得で評価した場合の結果を見てみよう。それは表3の一番左の欄で示される。表からは、相対所得と幸福感との間の有意な相関が、男女ともに確認される。

次に、本人所得が把握できる勤労者に対象を限定し、相対所得を本人所得ベースで表

現するとどうなるかを確認する。表3の勤労者の列の左半分では準拠集団の平均所得との違いで、右半分では同級生の平均所得の推計値との

表 3. 幸福感和相対所得

	全体		勤労者			
	相対所得=世帯所得ベース		相対所得=本人所得ベース			
	係数	標準誤差	準拠集団との比較(客観的)		同級生との比較(主観的)	
係数			標準誤差	係数	標準誤差	
全体 $y$	0.033	(0.006)***	0.037	(0.007)***	0.035	(0.007)***
$y_r$	0.061	(0.012)***	0.088	(0.023)***	0.095	(0.025)***
$y$	0.009	(0.008)	0.030	(0.007)***	0.036	(0.008)***
$y_r$ richer	0.331	(0.058)***	0.249	(0.047)***	-0.023	(0.067)
$y_r$ poorer	-0.059	(0.012)***	-0.011	(0.030)	-0.123	(0.029)***
男性 $y$	0.029	(0.008)***	0.027	(0.009)**	0.023	(0.009)*
$y_r$	0.082	(0.017)***	0.141	(0.035)***	0.161	(0.037)***
$y$	0.002	(0.010)	0.013	(0.010)	0.024	(0.009)**
$y_r$ richer	0.405	(0.078)***	0.408	(0.075)***	0.012	(0.078)
$y_r$ poorer	-0.078	(0.017)***	-0.065	(0.040)	-0.214	(0.044)***
女性 $y$	0.065	(0.011)***	0.073	(0.014)***	0.066	(0.016)***
$y_r$	0.061	(0.019)***	-0.018	(0.036)	0.009	(0.039)
$y$	0.034	(0.014)*	0.064	(0.015)***	0.067	(0.016)***
$y_r$ richer	0.222	(0.092)*	0.092	(0.075)	-0.118	(0.130)
$y_r$ poorer	-0.048	(0.019)**	0.084	(0.054)	-0.028	(0.043)

注) 被説明変数は、11段階の幸福感。世帯所得は原数値(100万円)、相対所得は対数値の差。その他の変数に関する推計結果は記載を省略。\*\*\* $p < 0.001$ , \*\* $p < 0.01$ , \* $p < 0.05$ 。

違いで相対所得を定義した場合の結果を示したものである。男女計で見ると、世帯所得ベースの場合と同様に、本人所得ベースで見ても相対所得は幸福感と有意な相関にある。しかし、男女別に分けると、男性の場合は、相対所得が幸福感と有意な相関を示しているのに対して、女性の場合はそうっていない。前述のように、女性の場合でも、世帯所得ベースで見た相対所得は幸福感と有意な相関があったことを考えると、この点は注目してよい。

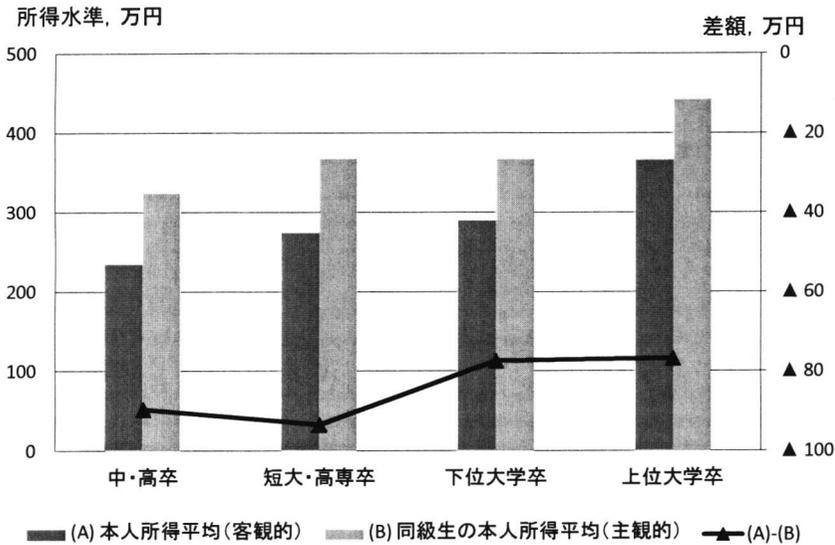
女性が準拠集団における本人所得の相対的な位置づけをあまり気にしないのは、世帯の生活水準が夫の所得に依存する面が大きいからであろう。その一方で、女性も準拠集団内における世帯所得は気にしている。自分と同じような属性を持つ者が、どのような結婚相手を見つけ、どのような生活を送っているかは、女性にとってやはり気になることらしい。これに対して、男性の場合は、本人所得・世帯所得のいずれで見ても相対所得は重要となる。この結果は、男性の場合、両方の所得の相関が高いことを考えれば理解しやすい。

次に、所得の比較を本人所得ベースとした上

で、客観的な準拠集団の平均所得との比較で行う場合と、同級生の平均年収との比較で行う場合とを比較すると、どのような点が指摘できるだろうか。男女計では、あまり大きな違いはない。また、女性の場合はどちらの場合でも相対所得は幸福感と有意な相関はない。しかし、男性の場合は、客観的な準拠集団の場合は、平均所得より高い場合だけ幸福感とプラスの有意な関係がある一方、同級生との比較では、平均所得より低い場合にだけマイナスの有意な関係が認められる。

つまり、男性の場合、自分の所得が同級生の平均を下回っているという主観的な評価(劣等感?)が幸福感を大きく引き下げていることになる。ここで問題にしている同級生は、最後に通った学校の同級生なので、その後のライフスタイルがある程度似通っていると考えられる。そのため、自分の所得の相対的な位置づけが比較的容易であり、しかもその位置づけが幸福感に直結しやすいと考えられる。女性の場合は、同級生でもライフスタイルが多様であり、同級生の平均所得は準拠集団の平均所得と同様、幸福感に直結しにくいようである。

図2. 準拠集団の平均所得(感覚と実額の差): 20歳代



なお、参考のために、回答者が推測する同級生の平均所得と回答者の本人所得について、本稿で設定した準拠集団を基準として、それぞれの平均値を比較しておこう。図2では、例として、20歳代の回答者において、回答者が推測する同級生の平均所得と回答者の本人所得を準拠集団ごとに算出したグラフを示している。いわば、被験者が所属する集団の平均所得に対する実際と感覚との乖離を検討している。この図からも明らかなように、例えば、20歳代の大卒・男性の場合、本人所得の平均値のほうが、同級生の平均所得の推計値の平均値を、上位大学、下位大学卒業者のいずれにおいても80万円弱下回っている。

さらに、この図には示していないが、同級生の平均所得に対する過大推計は、準拠集団の学歴や年齢でその程度は異なるものの、基本的に解消されないことも明らかになっている。もちろん、本稿で設定した準拠集団は、設問票で回答者に尋ねた「予想される同級生」よりも幅広い集団を含んでいるので、ここでの解釈には注意が必要だが、相対所得の主観的な評価に関する上記の特徴も幸福感にマイナスの影響を少なからず与えているものと考えられる。

### 4.3 健康感と信頼感

幸福感を推計した順序プロビット回帰式において、被説明変数の幸福感を健康感、他人に対する健康感に置き換えたらどうなるかを調べたのが、表4および表5である。

まず、健康感について調べた表4を幸福感の表3と比較すると、次のような点が指摘できる。第1

に、相対所得が健康感と有意なプラスの相関を持っている点は、幸福感についての結果とまったく同じである。同時に注目されるのは、絶対的な所得水準を示す世帯所得が有意でなくなる点である。所得水準が高いほど健康状態や健康感の水準が高くなるというのが社会疫学の常識的な知見であるが、本稿の結果は相対所得の重要性を明確に示すものと言える。また、相対所得の重要性は、Yngwe *et al.*(2003)等の先行研究でも指摘されているところである。

第2に、相対所得を世帯所得ベースで見た場合、幸福感の場合とは異なり、健康感との相関の有意性は、自らの世帯所得が準拠集団の平均所得を下回った場合のほうが高くなる。もっとも、係数の大きさは、自らの所得が平均所得を上回った場合のほうが大きいので、相対所得がどちらの場合に重要になるか判断が難しい。

第3に、男女別に見ると、幸福感の場合と同様、相対所得を本人所得ベースで行うと、女性の場合、健康感と相対所得の関係は有意でなくなる。一方、男性の場合、本人所得が準拠集団や同級生の平均所得を下回ると、健康感と相対所得の間にはいずれの場合もマイナスの有意な相関が見られるが、これは幸福感の場合と異なる結果である。

他人に対する信頼感についてはどうか。表5

表 4. 健康感と相対所得

	全体		勤労者			
	相対所得=世帯所得ベース		相対所得=本人所得ベース			
	係数	標準誤差	準拠集団との比較(客観的)		同級生との比較(主観的)	
係数			標準誤差	係数	標準誤差	
全体 $y$	-0.002	(0.006)	0.001	(0.007)	0.011	(0.008)
$y_r$	0.072	(0.013)***	0.087	(0.024)***	0.062	(0.026)*
$y$	-0.008	(0.008)	-0.001	(0.008)	0.012	(0.008)
$y_r$ richer	0.133	(0.062)*	0.134	(0.049)**	0.041	(0.070)
$y_r$ poorer	-0.071	(0.013)***	-0.065	(0.032)*	-0.067	(0.031)*
男性 $y$	0.002	(0.008)	-0.001	(0.010)	0.005	(0.010)
$y_r$	0.075	(0.018)***	0.110	(0.037)**	0.096	(0.038)*
$y$	-0.006	(0.010)	-0.003	(0.010)	0.006	(0.010)
$y_r$ richer	0.162	(0.082)*	0.162	(0.079)*	0.045	(0.082)
$y_r$ poorer	-0.074	(0.018)***	-0.096	(0.042)*	-0.114	(0.046)*
女性 $y$	-0.007	(0.011)	0.001	(0.015)	0.026	(0.017)
$y_r$	0.066	(0.020)***	0.060	(0.038)	0.028	(0.041)
$y$	-0.009	(0.015)	0.000	(0.016)	0.026	(0.017)
$y_r$ richer	0.083	(0.097)	0.067	(0.079)	0.051	(0.139)
$y_r$ poorer	-0.066	(0.020)***	-0.056	(0.057)	-0.025	(0.046)

注) 被説明変数は、5段階の健康感。世帯所得は原数値(100万円)、相対所得は対数値の差。その他の変数に関する推計結果は記載を省略。\*\*\* $p < 0.001$ , \*\* $p < 0.01$ , \* $p < 0.05$ 。

表 5. 他人に対する信頼感と相対所得

	全体		勤労者			
	相対所得=世帯所得ベース		相対所得=本人所得ベース			
	係数	標準誤差	準拠集団との比較(客観的)		同級生との比較(主観的)	
係数			標準誤差	係数	標準誤差	
全体 $y$	0.005	(0.006)	0.009	(0.007)	0.012	(0.007)
$y_r$	0.045	(0.012)***	0.045	(0.023)	0.037	(0.025)
$y$	-0.001	(0.008)	0.009	(0.007)	0.013	(0.008)
$y_r$ richer	0.111	(0.058)	0.045	(0.047)	-0.020	(0.067)
$y_r$ poorer	-0.045	(0.012)***	-0.045	(0.030)	-0.050	(0.029)
男性 $y$	0.007	(0.008)	0.002	(0.009)	0.006	(0.009)
$y_r$	0.049	(0.017)**	0.101	(0.035)**	0.072	(0.037)*
$y$	0.006	(0.010)	0.002	(0.010)	0.007	(0.009)
$y_r$ richer	0.054	(0.077)	0.103	(0.075)	0.038	(0.078)
$y_r$ poorer	-0.049	(0.017)**	-0.101	(0.040)*	-0.084	(0.044)
女性 $y$	0.008	(0.011)	0.020	(0.014)	0.034	(0.016)*
$y_r$	0.044	(0.019)*	-0.015	(0.036)	-0.018	(0.039)
$y$	-0.010	(0.014)	0.017	(0.015)	0.035	(0.016)*
$y_r$ richer	0.215	(0.092)*	0.016	(0.075)	-0.193	(0.130)
$y_r$ poorer	-0.045	(0.019)*	0.034	(0.054)	-0.008	(0.043)

注) 被説明変数は、11段階の信頼感。世帯所得は原数値(100万円)、相対所得は対数値の差。その他の変数に関する推計結果は記載を省略。\*\*\* $p < 0.001$ , \*\* $p < 0.01$ , \* $p < 0.05$ 。

の結果から判断する限り、表4の健康感の結果と同じようなパターンが見られる。とりわけ、相対所得を世帯所得ベースで見た場合、相対所得だけが信頼感と有意な相関を見せている点が

注目される。しかし、相対所得を本人所得で見ると、相対所得との相対関係の有意性は低下する。男性では、本人相対所得が有意であり、特に平均所得より低い場合に信頼感とマイナスの

有意な関係が確認できる。しかし、女性の場合には、本人相対所得と信頼感の間に明瞭な関係は見られなかった。

また、同級生との比較による相対所得も信頼感にそれほど大きな影響はもたらしていないことも分かる。したがって、本人所得よりも世帯所得ベースの方が信頼感の形成に影響していると判断できる。ただし、男性については、同級生との比較による相対所得が有意水準10%で見ればプラスで有意となっており、特定のコーホートに焦点をあてた検証をさらに積み重ねることで、本人所得ベースの相対所得と信頼感との相関を示す結果が得られる可能性もある。

## 5. 結論

本稿では、幸福感など主観的厚生に関する相対的所得仮説の妥当性を、日本の大規模インターネット調査の個票データに基づいて検証した。相対所得仮説によると、主観的厚生は、絶対的な所得水準だけでなく、自分と同じような属性を持つ者の集まりである準拠集団内における自分の所得の相対的な位置づけにも左右される。本稿の分析結果は、この相対所得仮説の妥当性を確認する形になっている。

相対所得仮説の妥当性は先行研究でもすでに指摘されているが、(1)幸福感だけでなく、健康感や他人に対する信頼感という、主観的厚生あるいはそれを左右すると思われる3つの変数について、相対的所得仮説の妥当性を確認したこと、(2)準拠集団の平均所得との客観的な比較だけでなく、最後に通った学校の同級生の平均年収の推計値との比較という、主観的な相対所得も取り上げたこと、が本稿の特徴点と言える。本稿ではさらに、大卒を偏差値に基づいて上位大学卒と下位大学卒に二分して準拠集団を作ったこと、主観的厚生に大きく関連するパーソナリティの影響を制御している。

本稿における最も重要なメッセージは、自らの所得の絶対水準だけでなく、相対所得も幸福感や健康感、他人に対する信頼感と有意に相関しているという点である。それに加えて、次のような発見や示唆も得られた。

第1に、他人との所得を比較するに際して、女性は本人所得ではなく、世帯所得をベースにして考える傾向がある。女性が準拠集団における本人所得の相対的な位置づけをあまり気にしないのは、世帯の生活水準が夫の所得に依存する面が大きいからだと推察される。もっとも、この状況は、既婚女性の就業率が高まっているとはいえ、フルタイム就業のウェイトが依然として低い日本特有の現象とも言えるかもしれない。

第2に、健康感や他人に対する信頼感は、所得の絶対的水準よりも相対所得に左右される面が一般的な幸福感の場合よりも大きい。しかも、健康感や他人に対する信頼感と相対所得との相関は、とりわけ男性の場合、自らの所得が準拠集団や同級生の平均所得など、他人の所得を下回る場合に高まる傾向がある。幸福感の場合は、この傾向はあまり明確ではなく、むしろ、自らの所得の優位性のほうが幸福感と高い相関を見せるケースも少なくない。

第3に、自分の同級生の平均所得をやや過大に評価する傾向が、幸福感や健康感の低下に一定の影響を与えている可能性がある。アンケートの回答者は、同級生の平均所得を自らが所属する準拠集団の平均所得よりも、やや大きく評価する傾向が見られる。つまり、客観的な指標から計測される相対所得と相対所得に対する人々の感覚には隔りがあり、相対所得が人々の経済行動や心理形成に与える影響を検証する際には、人々の相対所得に対する主観的な評価にも注目する必要があることが示唆される。

もちろん、本稿の分析には幾つかの限界がある。第1に、本稿の分析はクロスセクション・データに基づくものなので、主観的厚生と相対所得との間で観測される相関関係は両者の間の因果関係を示すものとは言えない。幸福感が高いために労働意欲が高まり、所得にプラスの効果が生まれるといった経路の存在も否定できない。第2に、準拠集団の定義がアド・ホックである。本来であれば、人々が所得を比較する場合、どのような準拠集団を念頭に置いているかを調べる必要がある<sup>5)</sup>。第3に、本稿では主観的厚生を示す指標、あるいはそれに関連する指

付表. 各準拠集団の基本属性

準拠集団の属性			平均値					
年齢	性別	学歴	サンプル数	世帯所得 (万円)	本人所得 <sup>1)</sup> (万円)	幸福感 (0-10)	健康感 (1-5)	信頼感 (0-10)
20歳代	男性	中・高卒	173	174.7	233.8	6.39	3.50	5.72
		短大・高専卒	74	281.2	273.8	6.08	3.47	5.74
		下位大学卒	351	232.1	289.1	6.35	3.57	6.11
	女性	上位大学卒	129	254.0	365.2	6.59	3.77	6.19
		中・高卒	297	237.7	175.5	6.73	3.37	5.90
		短大・高専卒	297	298.3	206.3	7.16	3.73	6.20
30歳代	男性	下位大学卒	476	268.2	240.7	7.32	3.71	6.31
		上位大学卒	115	272.3	294.7	7.33	3.79	6.72
		中・高卒	294	412.8	388.1	6.21	3.41	5.76
	女性	短大・高専卒	224	416.9	403.5	6.27	3.33	5.96
		下位大学卒	597	561.8	506.5	6.85	3.51	6.44
		上位大学卒	188	720.2	623.2	7.20	3.64	6.45
40歳代	男性	中・高卒	242	439.9	215.9	6.95	3.33	5.78
		短大・高専卒	383	507.6	226.8	7.26	3.52	6.36
		下位大学卒	317	556.3	292.0	7.58	3.70	6.47
	女性	上位大学卒	81	734.4	326.4	7.88	3.95	6.77
		中・高卒	273	551.0	505.0	6.30	3.25	6.20
		短大・高専卒	167	511.3	497.0	6.32	3.21	6.11
50歳代	男性	下位大学卒	480	717.9	654.7	6.88	3.42	6.46
		上位大学卒	202	925.8	849.5	7.01	3.66	6.46
		中・高卒	303	496.1	193.9	6.88	3.23	6.26
	女性	短大・高専卒	343	643.1	217.4	7.42	3.48	6.63
		下位大学卒	179	779.5	317.1	7.51	3.55	6.88
		上位大学卒	45	795.1	327.6	7.40	3.51	6.27
60歳代	男性	中・高卒	327	535.0	491.6	6.54	3.12	6.43
		短大・高専卒	154	586.6	536.4	6.55	3.14	6.59
		下位大学卒	588	756.8	685.7	7.06	3.30	6.69
	女性	上位大学卒	271	938.9	880.2	7.32	3.42	6.89
		中・高卒	311	530.6	193.9	7.34	3.39	6.75
		短大・高専卒	404	632.2	208.0	7.68	3.49	6.98
平均	男性	下位大学卒	237	749.3	295.9	7.66	3.41	6.79
		上位大学卒	64	932.8	422.4	7.41	3.58	6.95
		中・高卒	561	404.2	372.4	7.27	3.25	6.85
	女性	短大・高専卒	101	478.5	457.4	7.37	3.49	6.97
		下位大学卒	547	519.1	547.7	7.54	3.26	7.03
		上位大学卒	341	575.5	609.0	7.50	3.52	6.93
女性	中・高卒	203	372.3	207.7	7.63	3.43	6.83	
	短大・高専卒	126	514.8	257.3	7.52	3.23	6.94	
	下位大学卒	66	500.8	319.4	7.98	3.42	6.95	
		上位大学卒	24	621.7	311.1	7.96	3.71	7.08
平均			264	529.3	442.6	7.08	3.44	6.50

注) 1) 本人所得は、勤労者のみの平均。

標として、幸福感、健康感、他人への信頼感を個別に取り上げたが、これらは相互に関連する性格を持っているはずであり、本来はその関連性を考慮に入れた分析を行う必要がある。第4に、順序プロビット分析に伴う問題点がある。主観的厚生とその他の変数との相関は、主観的

厚生の水準の高低によって異なる可能性が高い。しかし、ここでは、先行研究の結果と比較する狙いもあり、比例性の仮定(proportional odds assumption)を置いた分析を行っている。第5に、準拠集団の中にはサンプル数がやや少ない面もあり、そこで得られた平均所得の信頼性に

問題がある。こうした問題の処理は、今後の課題である。

(一橋大学経済研究所・九州大学大学院  
経済学研究院)

## 注

\* 謝辞 筆者らは、科学研究費補助金・基盤研究(A)22243028「幸福感分析に基づく格差社会は正政策と社会保障改革」(研究代表者＝橋本俊詔教授(同志社大学))から財政的支援を得ているほか、本稿の執筆に当たっては同調査の一環として実施したインターネット調査「地域の生活環境と幸福感に関するアンケート」の個票データを用いている。また、一橋大学経済研究所定例研究会において本稿の討論者を引き受けていただいた安井健悟准教授(立命館大学)をはじめ、同研究会の出席者から数多くの建設的なコメントを頂戴した。深く感謝する。もちろん、残された誤りは筆者らのものである。

1) この図における生活満足度とは、「あなたは生活全般に満足していますか。それとも不満ですか」という質問に対して、「満足している」から「不満である」までの5段階で答えられた回答に、「満足している」=5から「不満である」=1までの得点を与え、それぞれの回答者数で加重した平均得点を示したものである。

2) 実際、準拠集団を社会全体まで広げれば、自らの所得と平均所得の差で定義される相対所得は自らの所得と100% 相関する。

3) Ferrer-i-Carbonell(2005)では、年齢階級・学歴・居住地域(及び補論で性別)で定義した50(補論では100)、浦川・松浦(2007)では、年齢階級・出生年・居住地域・婚姻状態で定義した36の準拠集団を扱っている。なお、筆者らは、年齢階級・性別・学歴のほか、居住地域を大都市とそれ以外に分け、合計80の準拠集団に基づく推計も行った。結果の一般的な傾向は、本稿で紹介するものとほとんど変わらなかったが、女性の場合、上位大学卒業者のサンプルが高年齢層でかなり少なくなるという問題があり、本稿では準拠集団を居住地域で分けない場合の結果のみを紹介する。

4) 本稿のこうした扱いに対して、前出・筒井(2009)は準拠集団を「あなたの回りの人」としている。

5) 実際、Knight *et al.*(2009)は、どのような範囲、対象と自分の所得を比較するかについて直接アンケートで尋ね、人々は、非常に身近な近隣の所得を気にする傾向があることを示している。

## 参考文献

筒井義郎(2009)「幸福の経済学は福音をもたらすか?」『行動経済学』Vol. 2, No. 2, pp. 1-21.  
浦川邦夫・松浦 司(2007)「相対的格差が生活満足度を与える影響——「消費生活に関するパネル調査」による分析——」『季刊家計経済研究』No. 73, pp. 61-70.  
Alesina, A. and E. La Ferrara (2002) "Who Trust

Others?" *Journal of Public Economics*, Vol. 85, No. 2, pp. 207-234.  
Benet-Martinez, V. and O. P. John (1998) "Los Cinco Grandes Across Cultures and Ethnic Groups: Multitrait Multimethod Analyses of the Big Five in Spanish and English," *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 75, No. 3, pp. 729-750.  
Blanchflower, D. G. and Oswald, A. J. (2004) "Well-being Over Time in Britain and the USA," *Journal of Public Economics*, Vol. 88, No. 7-8, pp. 1359-1386.  
Brockmann, H., J. Delhey, W. Christian, and H. Yuan (2009) "The China Puzzle: Falling Happiness in a Rising Economy," *Journal of Happiness Studies*, Vol. 10, No. 4, pp. 387-405.  
Caporale, G. M., Y. Georgellis, N. Tsitsianis, and Y. P. Yin (2009) "Income and Happiness Across Europe: Do Reference Values Matter?" *Journal of Economic Psychology*, Vol. 30, No. 1, pp. 42-51.  
Clark, A. E. and A. J. Oswald (1996) "Satisfaction and Comparison Income," *Journal of Public Economics*, Vol. 61, No. 3, pp. 359-381.  
Clark, A. E., P. Frijters, and M. Shields (2008) "Relative Income, Happiness and Utility: An Explanation for the Easterlin Paradox and Other Puzzles," *Journal of Economic Literature*, Vol. 46, No. 1, pp. 95-144.  
Diener, E. and R. Biswas-Diener (2002) "Will Money Increase Subjective Well-being?" *Social Indicators Research*, Vol. 57, No. 2, pp. 119-169.  
Easterlin, R. A. (1974) "Does Economic Growth Improve the Human Lot?" In P. A. David and W. Melvin (Eds.), *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honor of Moses Abramovitz*. New York: Academic Press, pp. 89-125.  
Easterlin, R. A. (1995) "Will Raising the Incomes of All Increase the Happiness of All?" *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 27, No. 1, pp. 35-47.  
Ferrer-i-Carbonell, A. (2005) "Income and well-being: An Empirical Analysis of the Comparison Income Effect," *Journal of Public Economics*, Vol. 89, No. 5-6, pp. 997-1019.  
Frey, B. S. and A. Stutzer (2002) "What Can Economists Learn from Happiness Research?" *Journal of Economic Literature*, Vol. 40, No. 2, pp. 402-435.  
Knight, J., L. Song and R. Gunatilaka (2009) "Subjective Well-being and Its Determinants in Rural China," *China Economic Review*, Vol. 20, No. 4, pp. 635-649.  
Kuroki, M. (2011) "Does Social Trust Increase Individual Happiness in Japan?" *Japanese Economic Review*, in press.  
Luttmer, E. F. P. (2005) "Neighbors as Negatives: Relative Earnings and Well-being," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 120, No. 3, pp. 963-1002.  
Oshio, T., K. Nozaki and M. Kobayashi (2011) "Relative Income and Happiness in Asia: Evidence from

- Nationwide Surveys in China, Japan, and Korea.” *Social Indicators Research*, Vol. 104, No. 3, pp. 351-367.
- Siahpush, M., R. Borland, J. Taylor, G. K. Singh, Z. Ansari and A. Serraglio (2006) “The Association of Smoking with Perception of Income Inequality, Relative Material Well-being, and Social Capital.” *Social Science & Medicine*, Vol. 63, No. 11, pp. 2801-2812.
- Subramanian, S. V., D. J Kim and I. Kawachi (2002) “Social Trust and Self-rated Health in US Communities: A Multilevel Analysis,” *Journal of urban Health* *Bulletin of the New York Academy of Medicine*, Vol. 79, Issue 4, Suppl 1, Publisher: Springer New York, Pages: S21-S34.
- Veenhoven, R. (2010) *World Database of Happiness*, Erasmus University, Rotterdam. <http://worlddatabaseofhappiness.eur.nl/>. 10 Sept 2011.
- Yngwe, Å. M., J. Fritzell, O. Lundberg, F. Diederichsen and B. Burström (2003) “Exploring Relative Deprivation: Is Social Comparison a Mechanism in the Relation between Income and Health?” *Social Science & Medicine*, Vol. 57, No. 8, pp. 1463-1473.