

# 地位比較対象の直接的測定を試み

準拠集団に関するインターネット調査結果の分析(1)

前 田 豊  
仲 修 平  
石 田 淳

## 【要旨】

本稿では、①比較対象選択と個人属性の関連、②比較対象の所得分布イメージ、③個人の意識・態度に対する他者比較の効果、の3つの問題に対して、ダイレクトに比較対象を尋ねた調査の結果から回答を模索した。分析の結果として、①の問題に対して、生来的／社会経済的地位に特徴づけられる個人属性によって、比較対象を選択する際に重視する次元が異なることが明らかになり、②の問題に対しては、選択を行う個人の属性や比較対象を選択する次元、さらに、選択次元と個人属性の交互作用によっても比較対象に抱く平均所得イメージが変化することが明らかになった。また、③の問題に対しては、アドホックに比較対象を定義してきた従来の研究で他者比較との関連が指摘されていた幸福度、生活満足度、主観的な健康状態、階層帰属意識を取り上げて、これらの意識・態度と回答者が抱く比較対象の所得イメージとの関連を確認したところ、必ずしもすべての意識・態度で他者比較による影響が確認できないことが示された。

キーワード：他者比較、相対的所得、準拠集団、主観的幸福度、所得分布イメージ

## 1. はじめに

近年の実証的研究において、個人が抱く様々な意識や態度、それに伴う行動が、自己の位置する客観的地位だけではなく、同時に存在する他者の地位にも影響を受けていることが繰り返し指摘されている。例えば、主観的幸福度 (subject well-being) に関する実証研究では、いわゆる「イースタリン・パラドックス」(Easterlin 1974, 1995) を説明する一つの有力な枠組みとして相対所得仮説は認識されており、多くのフォローアップ研究において、その経験的妥当性が検討されている (Clark et al. 2008)。また、疫学の分野でも、所得格差と健康状態をつなぐ概念として相対的剝奪概念は重要な位置を占めており (e. g. Subramanyam et al. 2009)、他にも国際移動に関する動機としても検討されている (e. g. Stark and Taylor 1989, 1991)。

しかし、これまでの実証研究において、その根本となる「比較対象となる他者」はどのように定義されてきたのだろうか。この問いに対して、少なくとも2つのアプローチを認

めることができる。一つ目のアプローチは、研究者の視点からアドホックに比較対象となる他者を定義するアプローチで、「自己と類似した地位にある他者を比較対象として選定する」という類似性原理 (e. g. Singer 1981) を所与として、年代や居住地域といったライフコースや地理的な類似性、職業や学歴といった社会経済的地位での類似性、さらに複数の次元での類似性から比較対象となる他者が定義されてきた。

このような定義を所与とすれば、各個人の属性プロフィールに条件づけられた比較次元 (例えば、所得) の分布から、比較対象となる他者の地位が期待値や中央値といった指標から算出できる。この他者の地位と自己の地位の距離関数 (例えば、対数比) が他者と自己との相対的な地位関係を意味しており、説明したい何らかの変数を距離関数の値に回帰させることで、その変数に対する他者比較の効果が析出できると考えられる。

しかし、研究者の視点からアドホックに比較対象を同定するアプローチは、その定義した比較対象が現実を選択されている比較対象を正しく反映しているかという問題を必然的に孕む<sup>1)</sup>。ある個人にとって、ほとんどの他者は何らかの点で類似しており、類似性原理を所与とした比較対象にはほとんど無数の候補が存在している。それゆえ、研究者の視点から設定される比較対象は、無限に存在する候補の中から一部を選びとったものに過ぎず、この選び取った一部が正しく現実を反映していなければ、その結果に示される事実から誤った判断を招く危険がある。また、こうした比較対象の地位に関する測定誤差の問題に加えて、Clark et al. (2008) が指摘するように、分析の結果に他者比較による効果以外の効果が介在してしまう可能性も存在する<sup>2)</sup>。

アドホックに比較対象を定義するアプローチに対して、回答者に「比較対象となる他者」をダイレクトに回答/選択してもらい、その回答結果から「比較対象となる他者」を定義するもう一つのアプローチが存在する。例えば、European Social Survey の round3 には、はじめに「自分の所得と他の人の所得を比較することは、あなたにとってどれだけ大事ですか?」と尋ねたのちに、「同僚」・「家族」・「友人」・「それ以外」・「比べなかった」の5項目から最も当てはまる項目を答えてもらうモジュールが組み込まれており、この結果を分析した Clark and Senik (2010) は、同僚を比較対象として選択する頻度が最も高いこと、

- 
- 1) このアプローチに内在する他の問題として、類似性の範囲設定に関する問題も存在する。例えば、年代での類似性だとしても、それが自己を基準にして何歳差までにある他者を「同じ年齢/年代だ」と認めるかに関する内生的な基準は存在せず、加えて、連続的な範囲なのか (例えば、自分の年齢  $\pm 5$  歳など)、それとも離散的な区切りなのか (例えば、10歳区切りなど) という点も問題になる。また、職業で類似しているとしても、従業上の地位や仕事内容などといった様々な類似性を測る次元が職業概念には内在し、地域での類似性に関しても、近所といったより身近な範囲から市区町村レベルの広範な範囲まで考えられる。
  - 2) この問題を端的に表す事例として、居住地域の問題が挙げられる。これまでの実証的研究では、個人の居住地域のアメニティレベルで主観的幸福度が整合的に変化する傾向が実証されている (e. g. Firebaugh and Schroeder 2009)。それゆえ、比較対象を地理的な近接性から定義した場合、他者比較の効果がこのアメニティレベルの効果でキャンセルされてしまうため、他者比較による純粋な効果を析出することは難しくなる。

さらには準拠集団選択が個人属性によって変化し、その選択した対象によって再分配政策への態度や主観的幸福度が変化することを実証的に示している。

Wolbring et al. (2011) によるミュンヘンを対象にした調査では、まず「平均的な市民」「直接的な同僚」「友人」「親族」の4項目に対して、それぞれ自己の相対所得を「とても少ない(-2)」~「とても多い(2)」の5件法で評価してもらい、さらにそれぞれの対象に対して、それらの対象との比較がどれだけ重要かを「重要ではない(1)」から「重要(4)」の4件法で評価してもらうモジュールを採用しており、その調査結果の分析から主観的幸福に対する相対所得は、友人や親族との比較によるものではなく、平均的な市民や同僚との比較を通じて形成されることを実証的に明らかにしている。Knight et al. (2009) は「近所」「親族」「(同じ)村に住む人」「(同じ)町区に住む人」「(同じ)地域に住む人」「(同じ)市に住む人」「中国のすべての人」「比べない」の8項目の中からダイレクトに比較対象を一つ選択させる質問項目の結果を分析して、中国における大半の農村居住者の比較準拠集団が同村内に住む他者や近所に住む他者といった狭い範囲で選定されていることを明らかにしている。日本においても飯田(2009, 2011)は、「年齢」「所得水準」「性別」「職業」「学歴・出身校」「住んでいる地域」「その他」「共通点はない」の8項目を用いたダイレクトに比較対象を尋ねる質問から、所得満足度評価の文脈における比較準拠集団の選定が、年齢や職業の類似性を重視して行われていることを明らかにし、さらに同様のモジュールを利用した反復調査から、その選定構造が時間的に変化していないことを示している。

もちろん、回答カテゴリとして組み入れる他者カテゴリには限界があるので、本質的には調査設計者による制限が加えられているという点は否定できない。しかし、ダイレクトに比較対象を尋ねるアプローチでは、ある程度回答者間での異質な比較対象選択を反映することができるので、研究者がアドホックに比較対象を定義することで、回答者の異質な比較対象選択を容認しないアプローチに比べれば、それにかかわる測定誤差の問題も緩和できると考えられる。加えて、このアプローチを採用することで、各個人が選択した比較対象を一つの顕在変数として測定することが可能なので、それと個人属性変数との関連を検討することで「どのような属性を持つ個人がどのような他者を比較対象に選定するのか」という、準拠集団理論における理論的課題(Merton 1957=1961; 船津1971)に寄与する経験的事実の提示につながる。

今回、われわれは上述のダイレクトに比較対象を測定した調査の設計を踏襲しつつも、他者比較に関する更なる知見を引き出すために、新たな調査項目を追加した調査を実施した。この調査結果の分析を通して、本稿では、以下の問題に対する経験的な回答を探索する。すなわち、①どのような属性に特徴づけられる個人が、どのような次元を重視して比較対象を選定するのか、という選択主体と比較対象次元の関連、②選択される比較対象によって、イメージされる他者の地位分布がどの程度異なるのか、という比較対象の地位分布イメージ、③他者との地位比較によって個人が抱く意識・態度が変化するのか、という地位比較効果の析出、である。

本稿の構成は以下の通りである。第二節では、分析に用いるデータセットに関する概要を述べ、内在する限界を明示的に示し、第三節から第五節まで、それぞれ上記の3つの問題を順に検討する。

## 2. 分析データの概要

分析には、2013年2月～3月に実施されたインターネット調査（ウェブ調査）で蒐集されたデータセットを用いる<sup>3)</sup>。調査会社に登録されている全国のモニターのうち、25歳～69歳の男女個人を対象にして、それぞれ平成22年度国勢調査の年代（5歳刻み）×性別人口構成比と整合するように1193名のサンプルを割当法で抽出した（表1）。

表1 サンプルの年代×男女別構成人数

年代	男性	女性
25-29	57	56
30-34	66	64
35-39	76	75
40-44	68	68
45-49	62	62
50-54	60	60
55-59	67	68
60-64	76	80
65-69	61	67
小計	593	600
計	1193	

ここで留意したいのは、以下で展開される分析の結果は、あくまでウェブ調査のデータから得られた結果だという点である。無作為抽出による従来型の調査と比較して、ウェブ調査には複数の選択バイアスが介在していることが指摘されており、ウェブ調査のデータには偏りが生じていると考えられる（星野2009）。この偏りを社会経済的地位の周辺分布の観点から定量的に確認するため、比較的近い時期に実際された、官公庁実施の代表性の高い無作為調査の結果と比較したところ、ウェブ調査のほうが、①就労率が若干低い、②世帯所得が50万～300万である回答者が少なく、それ以上の世帯所得である回答者が多い、③高学歴者の比率が著しく高い、といった特徴が示された（詳細は付記を参照）。

ウェブ調査における偏りを補正する方法として、すでに傾向スコアを応用した方法が確

3) 今回のウェブ調査（「2013年くらしと生活に関するインターネット調査」）は、株式会社クロスマーケティングに委託して行われた。なお、準拠集団を尋ねる方法の違いによって「ヴィネット票」「非ヴィネット票」の2つの調査票を用いているが、本分析では、「非ヴィネット票」により得られたデータを用いている。

立されており、調査モードによる差異がない、つまりウェブ上での回答傾向と質問紙や訪問調査による回答傾向に差異がないと仮定すれば、ウェブ調査の結果から無作為抽出による調査の結果を推定することが可能である（星野・前田2006；星野2009）。だが、そのためにはウェブ／無作為の割り当てに関する共変量が必要となるため、範となる代表性の高い無作為抽出による調査データに収められている複数の変数を、ウェブ調査によるデータにも収めている必要がある。加えて、その共変量によって補正に必要な前提条件（強く無視できる割り当て条件）が満たされているかどうかを確認するためには、補正対象の変数をそれぞれウェブ調査／無作為調査で予備的に尋ねた結果が必要となる（星野2009）。

しかし、今回行ったウェブ調査は、他者比較に関連する意識・態度を尋ねた質問項目を多く含むモジュールを採用しているため、代表性の高い無作為抽出の調査データ（例えば、JGSS など）と共通する変数が相対的に少なく、割り当てを調整する共変量の候補数が少ない。また、これまでの無作為抽出による調査には収められていない、他者比較に関連する新たな質問項目への回答が本稿での主たる分析対象となるため、補正に必要な前提条件が満たされているのかを検討することは難しい。それゆえ、あくまで今回のウェブ調査の結果は実験的・探索的調査によって得られた結果と位置づけ、向後の主調査に向けた基礎部分とみなすとともに、分析から得られた知見も暫定的に得られたものであるとの認識にとどめたい。

### 3. 選択主体と比較対象

本稿で設定した問題の一つは、「どのような属性に特徴づけられる個人が、どのような次元を重視して比較対象を選定するのか」という選択主体と比較対象次元の関連であった。後者の比較対象次元に対応する質問項目として、今回のウェブ調査では以下の質問への回答を求めている。

あなた個人の収入を「他の人たち」と比較する際、比較対象となる「他の人たち」をどのような基準で選びますか。

回答者はこの質問に対して、「年齢」、「年収」、「性別」、「仕事」、「学歴」、「住んでいる地域」、「その他」の7項目から、優先順位が高い順に3項目を選択するように指示されている。図1は、各項目の選択比率と順位の構成比を示したものである。

「仕事」（84%）と「収入」（75%）が比較対象を選定するほぼ共通の基準となっており、それらに続いて「性別」（40%）「年齢」（39%）「学歴」（35%）の3次元がほぼ同程度の比率で基準として選ばれていること、「住んでいる地域」（24%）が「その他」を除く6項目の中で最も選択比率が低いことが図1から読み取れる。また、興味深い点として、「その他」を選んだケースがきわめて低いという点が挙げられる（2%）。ここから少なくとも個人所得の他者比較において、比較対象を選定する際に重視される基準は「年齢」、「年収」、「性別」、「仕事」、「学歴」、「住んでいる地域」の6次元によってほぼ網羅されている

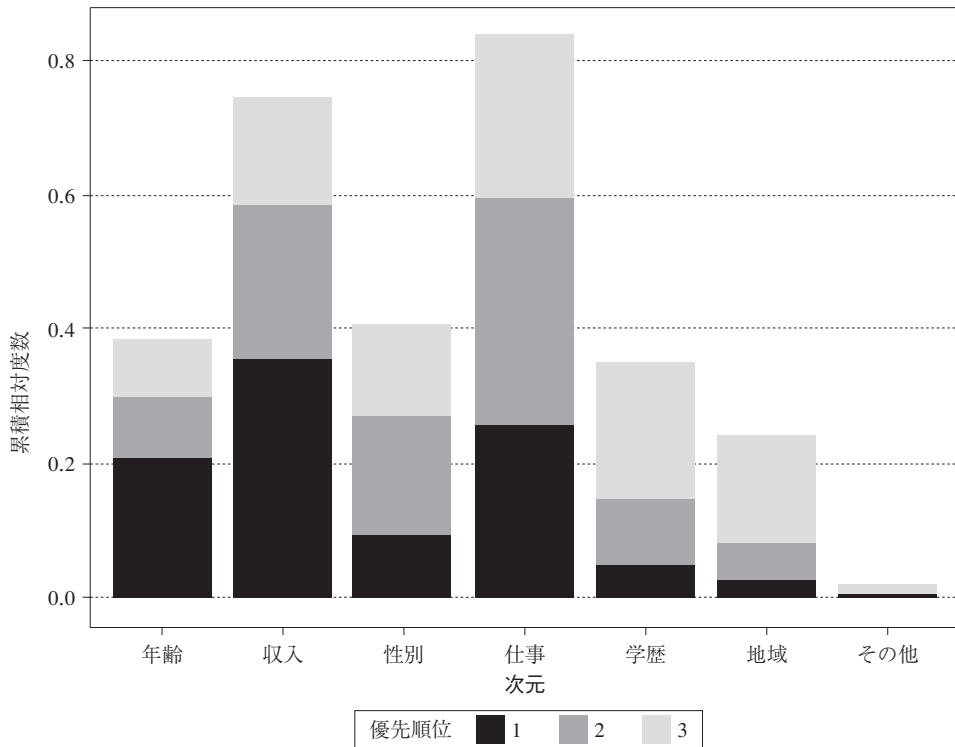


図1 選定次元ごとの選択比率と順位別構成比

と理解できる。

また、選択順位に着目したとき、異なる特徴が浮かび上がる。選択比率に注目した場合は「仕事」の比率がもっとも高く、「収入」がそれに次ぐ比率にあった。しかし、それぞれの順位構成比を見ると、「仕事」では2番目として重視すると答えたケースがもっとも高く（34%）、次いで1番目に重視するケース（26%）と3番目に重視するケース（24%）が、ほぼ同比率で並んでいる。対して「収入」では、1番目に重視するケースがもっとも高く（35%）、次に2番目に重視するケース（23%）、最後に3番目に重視するケース（16%）という順になっている。また、選択比率に注目したときには、「性別」「年齢」「学歴」の3次元間の比率には5%程度の違いしか確認できなかったが、「年齢」の場合は1番目に重視するケース（21%）が多く、「仕事」を1番目に重視するケースと大差はない。しかし、「性別」と「学歴」を1番目に重視するケースは、それぞれ9%と5%と、「年齢」の場合に比較して相対的に低い比率になっていることが確認できる。

このように順位に関係なく、その次元で重視した選択比率に注目するか、それとも順位の構成比率に注目するかで得られる情報が異なる。ダイレクトに比較対象を尋ねたこれまでの調査では、そのほとんどが用意した比較対象項目の中から一つの項目を選択させる単回答形式を採用していた。今回の調査結果でいえば、順位の構成比率に注目し、かつ「もっとも重視した次元」のみで比較対象を測定した場合が、単回答形式を採用した場合の結果

と一致すると理解できる。一方で、ダイレクトに比較対象を尋ねたこれまでの調査ではあまり採用されていなかった複数回答による結果は、どの順位かには関係なく、選択したか否かの選択比率で比較対象を測定した結果に対応している。

比較対象の選定次元を検討するためには、どちらの回答形式による測定結果が分析対象に適切なのかを決めなければならない。この点に関して、回答形式の違いは、比較対象の選定が単一の次元に基づくものだと想定するのか、それとも異なる重みづけのもとで複数の次元にまたがって比較対象を選定すると想定するのか、という個人の比較対象選定判断に関する研究者の想定の違いと理解できる。単回答形式を採用した場合、複数の次元にまたがって比較対象を選定しているケースに対応できず、比較対象の重要性を過少に測定してしまう可能性を孕んでいる。さらに、これまでの実証研究では、類似した他者を比較対象に選定する傾向が仮定されることが一般的であり、加えて、必ずしも単一の次元ではなく、複数の次元で類似する他者を比較対象として定義していた。これらの2点を考慮すれば、測定誤差に関する優位性、およびアドホックに比較対象を定義してきた先行研究との対比が可能という理由から、ここでは複数回答による選択比率の結果を分析の焦点として採用する。

複数回答の結果から、各次元を重視したか否かの二値変数で比較対象の選定を包括的に定義すれば、本節で問題としている選定主体と比較対象次元との関連のうち、後者に関する定義を与えられる。次はそれとの関連を認める選択主体の個人属性を選択しなければならないのだが、ここでは同様の問題関心をもつ先行研究 (Clark and Senik 2010) を参考にし、表2に示す個人属性変数を用いる<sup>4)</sup>。

表2 個人属性の詳細

変数名	変数のカテゴリ
年齢	回答者の満年齢 (2013年2・3月現在)
年齢の二乗項	年齢の二乗
性別	男性, 女性 (基準カテゴリ)
従業上の地位	非正規雇用, 正規雇用, 自営業, 無職 (基準カテゴリ)
教育年数	中学校: 9, 高等学校: 12, 高等専門学校: 14, 専修学校: 14, 短期大学: 14, 大学: 16, 大学院: 18で数値割り当て
等価世帯所得	世帯所得と世帯人数の平方根との商
婚姻形態	有配偶者 (既婚), 無配偶者 (未婚・離死別, 基準カテゴリ)

選択主体と選定次元の関連を析出する方法として、ここでは単純に個人属性変数からなる行列  $\mathbf{X}_{attr}$  に任意の比較次元での選択比率  $p$  をロジット変換したものを回帰させる方法

4) Clark and Senik (2010) は European Social Survey データを用いており、表2に記した変数以外にも国ダミーを用いている。また、年齢による非線形形の挙動を確認するため、ここでの分析には年齢の二乗項を追加している。

を用いる。すなわち、

$$\text{logit}(p) = \beta_0 + \mathbf{X}_{\text{attr}}\boldsymbol{\beta}$$

選択比率の分布としては二項分布を仮定する。このモデルによって、それぞれの次元が選択されるか否かが、どのような個人属性の影響によって決まっているかが分かる。表3は最尤法で推定した係数を示している。なお、以降の分析での係数の標準誤差は、不均一分散に対するロバスト推定量である。

表3 比較次元選択の説明モデルの結果 (N=993)

次元	年 齢			収 入			性 別		
	係数	標準誤差	P-value	係数	標準誤差	P-value	係数	標準誤差	P-value
切片	-1.567	1.177	0.183	0.796	1.386	0.566	1.192	1.220	0.328
年齢	-0.027	0.046	0.546	0.003	0.052	0.953	-0.047	0.047	0.312
年齢 <sup>2</sup>	0.000	0.000	0.469	0.000	0.001	0.734	0.000	0.000	0.425
男性ダミー	0.136	0.155	0.380	<i>0.554</i>	<i>0.180</i>	<i>0.002</i>	<i>-0.774</i>	<i>0.159</i>	<i>0.000</i>
非正規雇用ダミー	<i>0.407</i>	<i>0.199</i>	<i>0.041</i>	-0.282	0.218	0.195	-0.270	0.195	0.167
正規雇用ダミー	<i>0.325</i>	<i>0.192</i>	<i>0.090</i>	-0.313	0.219	0.152	<i>-0.530</i>	<i>0.198</i>	<i>0.007</i>
自営ダミー	0.191	0.236	0.420	-0.418	0.274	0.127	-0.072	0.242	0.766
教育年数	<i>0.089</i>	<i>0.035</i>	<i>0.011</i>	-0.016	0.043	0.718	0.011	0.036	0.759
等価世帯所得	0.000	0.000	0.493	0.000	0.000	0.546	<i>0.001</i>	<i>0.000</i>	<i>0.084</i>
無配偶者	0.004	0.156	0.977	-0.022	0.175	0.899	0.042	0.162	0.794
対数尤度	-659.4325			-539.8442			-640.7713		
次元	仕 事			学 歴			地 域		
	係数	標準誤差	P-value	係数	標準誤差	P-value	係数	標準誤差	P-value
切片	-0.470	1.449	0.746	0.697	1.217	0.567	-0.610	1.351	0.651
年齢	<i>0.098</i>	<i>0.058</i>	<i>0.088</i>	-0.045	0.048	0.346	0.018	0.052	0.734
年齢 <sup>2</sup>	<i>-0.001</i>	<i>0.001</i>	<i>0.045</i>	0.000	0.001	0.435	0.000	0.001	0.870
男性ダミー	0.000	0.199	0.998	0.184	0.161	0.252	0.114	0.175	0.517
非正規雇用ダミー	-0.013	0.239	0.955	0.062	0.203	0.760	-0.008	0.226	0.970
正規雇用ダミー	<i>0.457</i>	<i>0.241</i>	<i>0.058</i>	0.186	0.197	0.344	-0.031	0.210	0.883
自営ダミー	<i>0.532</i>	<i>0.320</i>	<i>0.096</i>	-0.228	0.253	0.367	-0.040	0.270	0.883
教育年数	0.015	0.045	0.730	-0.014	0.036	0.709	<i>-0.087</i>	<i>0.039</i>	<i>0.025</i>
等価世帯所得	0.000	0.000	0.586	0.000	0.000	0.725	0.000	0.000	0.646
無配偶者	-0.118	0.209	0.573	-0.155	0.161	0.336	0.079	0.183	0.667
対数尤度	-442.3864			-638.0458			-529.2882		

この表3から、年齢や性別といった生来的な属性、および社会経済的な地位によって比較対象の選定に重視される次元が変化する傾向が確認できる。その特徴を列挙すれば、まず、他の属性が一定であるという条件のもと、年齢の増加によって仕事を比較対象の選択に重要であると回答する比率がいったん上昇するものの、おおよそ40歳あたりから減少傾



向に転ずるという傾向が確認できる。また、同じ生来的な属性である性別に関しては、男性であることで収入が重要であると回答する比率が高くなる一方、性別が重要だと回答する比率は減少する傾向が確認できる。

また、社会経済的な地位属性に注目すると、収入の増加によって性別を重視すると回答する比率が減少する傾向が、また、教育年数の増加によって、年齢を重視すると回答する比率が上昇するものの、一方で地域を重視すると回答する比率が減少傾向にあることが確認できる。従業上の地位に関するパターンは複雑なので、従業上の地位ごとに確認すると、まず、無職層に比較して非正規雇用は年齢を重視する比率が高く、それ以外の次元に関しては回答比率に関する差異は確認できない。また、自営層に関しても、無職層に比較して仕事を重要であると回答する比率のみに差異が確認でき、それ以外の次元での差異が確認できない。しかし、正規雇用では、無職層に比較して、年齢と仕事を比較対象の選定に重視する傾向が高い一方で、性別が重要であると回答する比率が低くなる傾向にあり、複数の次元での差異が確認できる。

このように、所得比較の文脈において比較対象を選定するために重要とみなされる次元は個人間で一様ではなく、選択主体である個人が位置している地位や属性が関連している。では、こうした個人間で異質な比較対象の選択の結果、イメージされる他者の地位はどのように異なるのだろうか。次節ではこの問題を検討する。

#### 4. 比較対象の所得分布イメージ

本節では、本稿の2つ目の問題「選択される比較対象によって、イメージされる他者の地位分布がどの程度異なるのか」という問題にアプローチする。他者の地位特性には様々な次元がありうるが、ここでは、もっとも基本的な経済的な次元として所得（年間収入）の一次元を取り上げて分析する。

ただし、一言で分布といったとしても、分布の特性を表す指標は多種多様に存在するので、事前に外部的な要請からどのような指標を検討するのかを決めなければならない。この問題に関しては、地位特性次元が連続変数として捉えられる場合、比較対象の地位平均が適当な指標であると考えられる。その理由として、自己の地位と比較対象の地位平均の差が、①これまでの地位比較による意識・態度への影響を実証する最も基本的な変数として採用されていたため、加えて、②理論的には、それらの差が比較対象として想定されるすべての他者と比較したときの相対的な地位関係として理解できるためである。

しかし、こうしたミクロ的な地位比較だけではなく、マクロ的な比較対象集団の特性が個人の意識や態度に与える可能性も考えられる。Alesina et al. (2004) は、「なぜ所得格差は幸福度を下げるのか」という問題に対して、2つの仮説を提示している。一つ目の仮説は個人の格差選好度に依拠する仮説で、端的には「公平な状態が良い」という個人が抱く当為の価値判断に、格差の大きい状態がそぐわないためであると説明する仮説である。もう一つの仮説はリスク選好度に基づく仮説で、格差の大きい状態は、将来的に個人が成りうる状態を示唆しているため、認識している地位移動のチャンスと現在の相対的な地位に

依存して、格差の大きい状態を好意／否定的に捉えるためであるという仮説である。

この2つの仮説は、いずれも格差の大小というマクロ的特性がミクロ的な個人の意識・態度と関連していることを主張しており、この主張を検討するためには、ミクロ的な地位比較に加えて、比較対象の地位分布を俯瞰したときに得られる特性を議論の俎上に挙げなければならない。そこで、本節では比較対象の所得分布を捉える特性として、ミクロ的な地位比較に対応する比較対象の平均所得と、比較対象の地位格差に対応する所得のジニ係数を用いる。前者の比較対象の平均所得には、先の「他の人たち」を尋ねた質問の後に尋ねた以下の質問に対する回答結果を用いる。

先ほどお聞きした「他の人たち」の年収について、あなたの考えをお聞きます。  
(中略) 平均的な年収は、いくらくらいだと思いますか。

また、ジニ係数には、続いて尋ねた以下の質問に対する回答結果を用いる。

(「他の人たち」のうち、) 年収が0～300万円位、300～600万円位、600～900万円位、900～1200万円位、1200～1500万円位、1500万円以上の人たちは、それぞれどれくらいいると思いますか。合計100%になるようにお答えください

この質問では、300万刻みで定義された所得階級の相対度数を尋ねているので、階級値をその階級の平均所得であるとみなせば、各階級における所得の累積相対度数、および構成比の累積相対度数からジニ係数を導出することができる<sup>5)</sup>。

今回の調査では、上の2つの質問を「他の人たち」だけではなく、日本全体についても聞いている。比較対象の地位分布特性を浮かび上がらせるため、表4では、それぞれ日本全体と比較対象の所得分布における3つの指標の記述統計を表した。

この表4から、比較対象となる他者の所得分布について、日本全体のそれよりも相対的

表4 所得分布イメージの記述統計

平均所得	最小値	中央値	平均	最大値	標準偏差
日本全体	0.0	400.0	440.6	3000.0	163.0
比較対象	0.0	450.0	464.5	2500.0	204.8
ジニ係数	最小値	中央値	平均	最大値	標準偏差
日本全体	0.00	0.35	0.34	0.51	0.10
比較対象	0.00	0.33	0.32	0.52	0.10

5) 具体的なジニ係数の計算において、「1500万円以上」の階級については、所得レンジを1500万円から2000万円、つまり階級値を1750万円と仮定して計算している。

に①高い平均所得であること、そして②小さい所得格差であること、の2点が特徴として浮かび上がる。いずれの指標の分布でも Wilcoxon の順位和検定の結果は、日本全体と比較対象との間の1%水準で有意な差を示している。

この2つの特徴のうち、②小さい所得格差である点は、類似性原理による比較対象選択を踏まえれば、比較対象に選ばれる他者は自己と類似した地位を持つ他者と考えられることができるので、単純にそれだけ自己と他者との同質性が高く、日本全体の場合よりも所得格差が低く認識されたためであると理解できる。また、前者の比較対象の平均所得を高く見積もる傾向に関しては、他者との相対所得に関する評価を尋ねた飯田（2009, 2011）による反復調査でも確認されている傾向であり、異なる質問文を用いながらも同一の知見が導出されたことは、この傾向の一貫性を示唆するものだと解釈できる。また、この傾向に対する解釈として、飯田（2009, 2011）は「損失の方を利得よりも高く評価する」というプロスペクト理論の知見から、同じような地位にある他者の所得を、本来的にはその他者を見る個人が潜在的に得られていた利得と理解することで、負の所得差を高く評価し、正の所得差に対しては相対的に低い評価を行うためであると説明しているが、今回の調査結果に対しても適用可能な説明であると考えられる。

ただし、以上の分析は日本全体の所得分布イメージと比較対象となる他者の所得分布イメージとの2つを比較させたものなので、前節で確認された一様ではない比較対象の選択傾向を考慮しておらず、比較対象によって比較対象の所得分布特性がどのように変化するかは不明である。この問題をまず4つのモデルの比較から検討する。

一つ目のモデル（ヌルモデル）は、分布特性を表す2つの指標が、比較対象をどの次元で選択したかには依存しないモデルで、具体的に従属変数の期待値  $E(y)$  が切片のみで表現されるモデルである。すなわち、

$$E(y) = \beta_0$$

二つ目のモデル（モデル1）は、個人属性によって分布特性を表す2つの指標が変化することを想定するモデルで、具体的には前節で用いた個人属性行列  $\mathbf{X}_{attr}$  に従属変数の期待値  $E(y)$  を回帰させるモデルである。すなわち、

$$E(y) = \beta_0 + \mathbf{X}_{attr} \boldsymbol{\beta}_1$$

三つ目のモデル（モデル2）は、モデル1に各次元を重視したか否かを指示するダミー変数ベクトル  $\mathbf{X}_{weight}$  を導入したモデルで、前節で確認した個人特性によって重視する次元が変化するという点を考慮したうえで、 $\mathbf{X}_{weight}$  の従属変数に対する効果を析出するモデルである。すなわち、

$$E(y) = \beta_0 + \mathbf{X}_{weight} \boldsymbol{\beta}_1 + \mathbf{X}_{attr} \boldsymbol{\beta}_2$$

最後のモデル（モデル3）は、個人属性によって  $\mathbf{X}_{weight}$  による効果が変化することを認めるモデルで、端的には、 $\mathbf{X}_{weight}$  と  $\mathbf{X}_{attr}$  の交互作用項を独立変数として追加するモデルである。すなわち、

$$E(y) = \beta_0 + \mathbf{X}_{weight} \boldsymbol{\beta}_1 + \mathbf{X}_{attr} \boldsymbol{\beta}_2 + (\mathbf{X}_{weight}) \mathbf{X}_{attr} \boldsymbol{\beta}_3$$

表5は、それぞれ比較対象の平均所得とジニ係数を従属変数とする3つのモデルをOLS

表5 所得分布イメージ特性についての各モデルの間のF値 (N=993)

		平均所得	ジニ係数
ヌルモデル／	F値	21.67	6.34
モデル1	P-value	p<0.001	p<0.001
モデル1／	F値	5.32	0.94
モデル2	P-value	p<0.001	0.467
モデル2／	F値	1.28	0.77
モデル3	P-value	0.089	0.884

で推定し、それぞれヌルモデルとモデル1、モデル1とモデル2、モデル2とモデル3のF値(分散比)を示したものである。

表5に示された結果から、比較対象の平均所得を検討するモデルとしては個人属性と各次元の選択を指示するダミー変数との交互作用を認めるモデル3が妥当であると判断できる<sup>6)</sup>。つまり、個人属性をコントロールしてもなお、比較対象を選定する次元の差異によって比較対象の平均所得は変化し、さらに個人属性によってその変化の傾向も変わることを示唆している。しかし、少なくともモデル全体のF値の検討からは、個人属性そのものによってジニ係数の期待値は変化するものの、個人属性をコントロールした場合に比較対象を選択する次元によって差異が生じる傾向は支持されない。

もちろん、上の分析はモデル間のF値に基づく検討なので、この結果から個別の個人属性や地位に関連する変化は確認できない。煩雑になるため詳細は省くが、ジニ係数を従属変数とするモデル3の推定結果から、男性は比較対象の所得格差を低く見積もるといった傾向などが確認できたが、比較対象の選定に重要であるとみなす次元と個人属性との交互作用は、ドラスティックに説明される分散量を増やすわけではないと判断できる。

このように、比較対象の所得分布のジニ係数に関しては、比較対象の選定に重視される次元、さらには個人属性・地位と比較対象の選定次元との交互作用が大きく関連しているわけではない。しかし、比較対象の平均所得については、個人属性・地位と選択次元との交互作用との顕著な関連が確認できた<sup>7)</sup>。では、どのような属性・地位にある個人が、どのような次元を重視して比較対象を選定した場合に、どの程度比較対象の平均所得が変化するのだろうか。この問いにアプローチするため、比較対象の平均所得を従属変数とするモデル3の推定結果を以下に示した。表6はモデル3の個人属性・選択次元による主効果の結果を表しており、列／行にそれぞれ選択次元／個人属性を示した表7は、個人属性と選択次元との交互作用項の結果を表した表である。なお、先の分析と同様に標準誤差は不

6) ただし、比較対象の平均所得を従属変数とするモデル2とモデル3の間のF値は小さく、10%水準で有意なので、この結論には留意が必要である。

7) 比較対象の平均所得を従属変数とするモデル3の調整済み決定係数は0.192であり、このモデルをもって、比較対象の平均所得が十分に説明されたとは言えない。

表 6 モデル 3 の推定結果 (主効果, 従属変数: 比較対象の平均所得)

	係 数	標準誤差	P-value
切片	-5782.70	1204.50	0.000
[個人属性・地位の主効果]			
年齢	303.53	54.35	0.000
年齢 <sup>2</sup>	-3.04	0.57	0.000
男性ダミー	491.93	90.15	0.000
非正規雇用ダミー	-600.62	77.77	0.000
正規雇用ダミー	157.31	173.96	0.366
自営ダミー	462.63	152.94	0.003
教育年数	-77.43	37.41	0.039
等価世帯所得	-1.00	0.28	0.000
無配偶者	177.35	129.50	0.171
[選択次元の主効果]			
年齢	1207.10	438.47	0.006
収入	1907.30	433.43	0.000
性別	2180.60	436.78	0.000
仕事	1915.70	462.24	0.000
学歴	1830.20	436.36	0.000
地域	2009.00	451.22	0.000

均一分散に対するロバスト推定量である。

表 7 より, すべての選択次元との交互作用において, 年齢と年齢の二乗項の係数が有意であること, さらには, 交互作用項の係数の符号がすべての次元で一致していることが確認できる。また, 年齢の係数が負で年齢の二乗項の係数が正なので, どのような次元を重視したとしても, 他者比較による効果は加齢とともにいったん上昇していくが, ある年齢を境に減少に転ずるといった共通の傾向を持つことがわかる。

ただし, どの次元を重視するのかによって, 年齢の変化による比較対象の平均所得イメージの変化率は異なる。この点を明示的にあらわすため, 図 2 では各次元と年齢の交互作用項の限界効果と (左図), 6 つの次元における限界効果の最大と最小との差をプロットした (右図)。

この図 2 の左図から, 25 歳時点では年齢を重視して比較対象を選定している場合の年齢に伴う変化率が, その他の次元に比較して顕著に大きいことが確認できる。しかし, 徐々にその差は減少していき, 50 歳前後になると次元間の差はほとんど確認できず, 65 歳時点になると逆に年齢次元の変化率がそれ以外の次元に比べて低くなっていることが分かる。また, 右図から 25 歳時点でおおよそ 14 万円程度あった最大と最小の差は, その後徐々に低減していき, 50 歳を超えたあたりから再び増加していく傾向にあることが分かる。

表7 モデル3の推定結果(交互作用項, 従属変数: 比較対象の平均所得)

次 元	年 齢			収 入			性 別		
	係数	標準誤差	P-value	係数	標準誤差	P-value	係数	標準誤差	P-value
年齢	-73.30	18.99	0.000	-97.21	19.07	0.000	-101.38	19.62	0.000
年齢 <sup>2</sup>	0.73	0.20	0.000	0.98	0.20	0.000	1.00	0.20	0.000
男性ダミー	-106.88	38.09	0.005	-156.78	38.80	0.000	-148.05	36.32	0.000
非正規雇用ダミー	151.06	42.32	0.000	174.95	43.28	0.000	194.46	41.09	0.000
正規雇用ダミー	-74.44	66.28	0.262	-44.36	65.67	0.500	6.74	67.74	0.921
自営ダミー	-197.83	68.35	0.004	-118.53	61.96	0.056	-86.26	58.81	0.143
教育年数	38.63	14.90	0.010	29.83	13.06	0.023	17.86	12.76	0.162
等価世帯所得	0.41	0.10	0.000	0.41	0.09	0.000	0.35	0.12	0.004
無配偶者	-14.51	52.40	0.782	-94.34	47.48	0.047	-63.27	50.80	0.213
次 元	仕 事			学 歴			地 域		
	係数	標準誤差	P-value	係数	標準誤差	P-value	係数	標準誤差	P-value
年齢	-99.14	19.80	0.000	-89.02	19.59	0.000	-99.40	20.25	0.000
年齢 <sup>2</sup>	1.00	0.21	0.000	0.89	0.20	0.000	0.99	0.21	0.000
男性ダミー	-158.12	46.61	0.001	-134.63	37.70	0.000	-152.14	39.99	0.000
非正規雇用ダミー	231.22	41.32	0.000	172.27	45.63	0.000	161.87	46.22	0.000
正規雇用ダミー	-68.95	72.26	0.340	-85.38	68.89	0.216	-56.31	67.22	0.402
自営ダミー	-213.45	70.33	0.002	-187.26	68.30	0.006	-83.20	65.04	0.201
教育年数	32.04	15.53	0.039	25.30	12.84	0.049	27.77	13.31	0.037
等価世帯所得	0.37	0.12	0.001	0.49	0.12	0.000	0.39	0.10	0.000
無配偶者	-61.12	52.46	0.244	-99.64	48.65	0.041	-100.27	48.72	0.040

以上の確認した事実から、年齢の変化に伴う比較対象の平均所得認識の特徴として、①比較的若い年代、ないしは50歳を超えた高齢期に差し掛かる年代では、比較対象の選択に重視した次元間でイメージされる平均所得に顕著な差が存在する。この事実は中年期においては重視する次元で比較対象の平均所得認識に顕著な差は存在しないとも換言できる。しかし、②若い世代においては、年齢次元を重視して比較対象を選定した場合は、他の次元を重視した場合に比較して平均所得を高く見積もる傾向にあるものの、高齢期に差し掛かる年代では逆の傾向を示す。の2つの特徴を挙げられるだろう。

同じ生来的な属性である性別に関しても、主効果では男性であることで比較対象の平均所得を高く見積もる傾向が確認できるが、交互作用項を見ると、重視する次元に関係なく男性であることで比較対象の平均所得を低く見積もる傾向が確認できる。しかし、重視する次元によって見積もられる比較対象の平均所得の変化率は異なり、年齢次元を重視して比較対象を選択する場合と仕事次元を重視して比較対象を選択する場合とでは、最大で50万円ほどの開きがある。

このような重視した次元に関係なく符号、および有意性が同一の傾向を示す変数として、

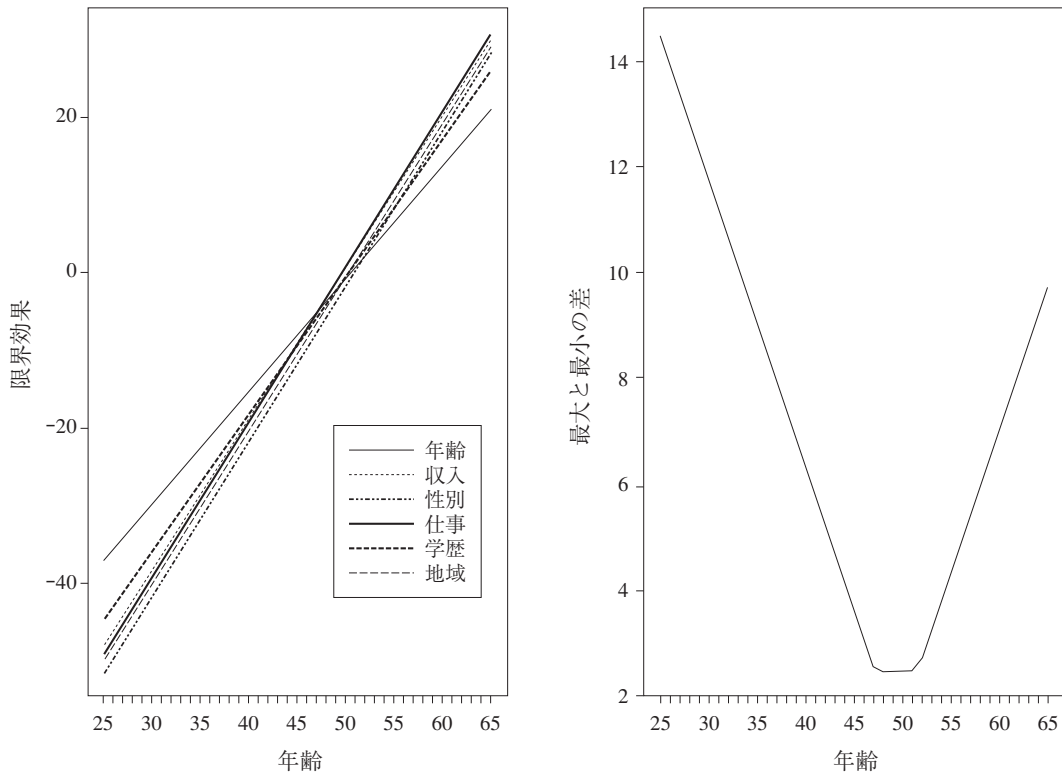


図2 平均所得イメージの限界効果の年齢と比較選定次元に伴う変化

他にも非正規雇用ダミーと正規雇用ダミー、等価世帯所得の3変数が確認できる。まず等価世帯所得の係数を見れば、どの次元を重視したのかに関係なく、その増加に伴う形で比較対象の平均所得を高く見積もる傾向が確認できる。同様に、非正規雇用層も無職層に比較して、重視した次元に関係なく比較対象の平均所得を高く見積もる傾向が確認できるが、重視した次元間で最大80万ほどの差が存在する。また、同じ従業上の地位でも正規雇用と無職層との間にはイメージされる比較対象の平均所得に有意な差はない、といった特徴が確認できる。

他の社会経済的地位や婚姻状態に関しては、それぞれどのような次元を重視して比較対象を選定するかによって、比較対象の平均所得のイメージに有意な差が介在するか否かが異なり、自営層では、性別と地域次元を重視して選択した場合としていない場合との有意な差は確認できず、教育年数の場合だと性別次元を重視した選択/非選択の間には有意な差は確認できない。また、無配偶者では、年齢・性別・仕事を重視して比較対象を選択した場合としていない場合の有意な差は確認できない。

前節で導出した知見を踏まえつつ、以上の分析結果を敷衍すれば以下ようになる。第一に、個人の位置している地位属性に応じて、重要だと認識される比較次元は異なる。第二に、個人の地位属性と重視された次元、そしてそれらの交互作用によって、選択された

比較対象の所得イメージが、少なくとも平均所得に関して言えば、変化しうる。このように比較対象の選定、そして結果として認識される比較対象の地位には、その対象を選択する個人の地位属性が関連しており、また、その関連も複雑な様相を呈している。これらの事実、これまでの実証研究で一般的に用いられてきた類似性原理を前提とするアドホックな比較対象の定義からでは、実際の比較対象選択を正しく捉えきれない可能性、また比較対象（として認識されている）の地位に関しても測定誤差が介在している可能性を示唆している。結果として、導出されてきた他者比較に関する知見の妥当性も疑わしくなる。

では、このようなアドホックな定義を置くことに起因する測定誤差を取り払ったときに、これまでの実証研究で主張されてきた様々な意識・態度に対する他者との地位比較の効果は析出されるのだろうか。次節ではこの問題を検討する。

### 5. 様々な態度・意識への効果

本稿の初めに述べたとおり、アドホックに比較対象を定義するアプローチに対して、ダイレクトに比較対象の地位分布を尋ねるアプローチでは、その個人が認識している比較対象の地位を正しく測定することが可能となる。本節では、このダイレクトに測定した比較対象の地位分布情報を用いて、「他者との地位比較によって個人が抱く意識・態度が変化するか」という問題に取り組む。

当該の問題に対する一般的な方法としては、比較対象となる他者の地位分布指標とそれに対応する自己の地位との相対的な地位関係の指標を算出して、焦点となる意識・態度をその地位関係の指標に回帰させる方法が考えられる。しかし、一概に他者との相対的な地位関係といったとしても、その指標には複数のヴァリエーションが考えられるため、どのように相対的な地位関係の指標を定義するかによって導出される結果が変わる可能性がある。この問題に対して、ここでは Akay et al. (2012) の方法を参考にし、それぞれ異なる比較体系を含意する複数の相対的地位関係の指標を並列的に検討することで、その頑健性を検討することにする。

一つの目の地位関係指標は、自己の等価世帯所得  $x_{ego}$  と比較対象の平均所得  $x_{ref}$  との単純な差で定義される指標である（平均との差）。すなわち、

$$x_{ref} - x_{ego}$$

二つ目の指標は、上の平均からの差に通減則を課す指標で、自然対数を用いて以下の式で定義する（平均との差（対数））。

$$\begin{aligned} & \log(x_{ref} - x_{ego} + 1), \text{ if } x_{ref} \geq x_{ego} \\ & -\log(x_{ego} - x_{ref} + 1), \text{ otherwise} \end{aligned}$$

三つ目の指標は、先述した比較対象の所得分布における自己所得の順位で、比較対象の所得分布関数を  $F_{ref}$  とすると、以下の式で定義される指標である（順位）。

$$F_{ref}(x_{ego})$$

これら3つの指標はミクロ的な所得比較を想定する指標だが、Alesina et al. (2004) が主張するようにミクロ的な比較だけではなく、マクロ的な比較対象の地位格差も個人の意



識・態度に影響を及ぼす可能性があるので、前節の分析にも用いた比較対象の所得格差を測るジニ係数も検討する一つの独立変数として導入する。

また、コントロール変数として、先の分析でも用いた個人属性  $X_{attr}$  に加えて、過去の所得／将来に見込む所得と比較した現在の所得評価を用いる。というのも、地位の比較は同時点にある他者だけではなく、過去の自己、ないしは将来の自己に対しても行われる可能性が存在しており (e. g. Albert 1977), また、自己の現在の所得と過去／未来における所得に相関が考えられるので、これらの継時的な所得比較を除外することによって他の係数の推定値にもバイアスが生じる可能性を否定できないためである。具体的な変数として、以下の質問に対する回答結果を、それぞれ過去／未来の地位に対する現在の所得評価変数に用いる。

あなたが「今後もらえる見込みがある」と思う収入（過去の場合は、「過去にもらっていた収入）」と比較して、あなた個人の現在の収入は多いですか、少ないですか。「とても少ない」を0、「同じぐらい」を5、「とても多い」を10として、もっとも近いと思われる番号を選んでください。

比較対象の所得に関連する変数に回帰させる個人の意識・態度変数として、これまでの実証研究で関連が認められてきた、ないしは関連が指摘されてきた幸福度、生活満足度、主観的な健康状態、階層帰属意識の4つの変数を用いる。4変数の詳細は以下の表8に示した。

表8 分析に用いる意識・態度変数

変数	質問文	回答カテゴリ
幸福度	一般的に言って、あなたは現在幸せですか	10を「とても幸せ」、0を「とても不幸」とする11件法
生活満足度	あなたは現在の生活水準についてどの程度満足していますか	10を「とても満足」、0を「とても不満」とする11件法
階層帰属意識	かりに現在の日本の社会全体を、以下の5つの層に分けるとすれば、あなた自身は、どこに入ると思いますか	5「上」、4「中の上」、3「中の下」、2「下の上」、1「下の下」
主観的な健康状態	K6 (cf. Furukawa et al. 2003)	それぞれの質問で「いつも」「たいてい」「ときどき」「少しだけ」「全くない」に1～5の数値を割当て、その総和を分位数で5カテゴリに分割

カテゴリ数が異なるが、すべての意識・態度変数は順位の明確な変数としてリコードされているので、回帰モデルは平行性を仮定する順序ロジットモデルを採用する。すなわち、従属変数  $Y$  があるカテゴリ  $c_j$  以上になる確率のロジット変換を、個人属性  $X_{attr}$ 、過去／将来の所得と比較した現在の所得評価変数  $X_{temp}$  と所得イメージのジニ係数  $X_{Gini}$ 、そして3つの相対的地位関係の指標のうち一つの指標を具体的な相対的所得指標とした  $X_{relative}$  に回帰する以下のモデルを推定する。

$$\text{logit}(Y \geq c_j) = \beta_{0j} + \mathbf{X}_{attr} \boldsymbol{\beta}_1 + \mathbf{X}_{temp} \boldsymbol{\beta}_2 + X_{Gini} \beta_3 + X_{relative} \beta_4$$

表9は、表8に示した4種類の意識・態度変数をそれぞれ従属変数として、平均との差、平均との差（対数）、順位を具体的な相対的所得指標  $X_{relative}$  としてそれぞれ導入した回帰モデルの係数推定の結果と Nagelkerke の疑似決定係数を示したもので、表中の意識・態度変数と具体的な相対的所得指標の交わる領域に、当該モデルの所得イメージのジニ係数変数と相対的所得変数の推定された係数値と p 値、そしてモデルの疑似決定係数を記している。なお、煩雑になるため、コントロール変数の詳細は省いている。

表9 意識変数説明モデルの推定結果 (N=993)

従属変数		具体的な相対的所得指標					
		平均との差		平均との差 (対数)		順位	
		係数	P-value	係数	P-value	係数	P-value
幸福度	ジニ係数	-1.1897	0.0291	-1.0343	0.0592	-1.177	0.0352
	相対的所得	-0.0015	<0.0001	-0.0664	0.0002	0.0068	0.0562
	疑似決定係数	0.232		0.228		0.220	
階層帰属意識	ジニ係数	-0.9749	0.1228	-0.9481	0.1279	-0.8607	0.1795
	相対的所得	-0.0002	0.4878	-0.0151	0.4301	-0.0009	0.8034
	疑似決定係数	0.375		0.375		0.374	
主観的健康状態	ジニ係数	-0.8745	0.1599	-0.7674	0.2161	-0.6435	0.3083
	相対的所得	-0.0006	0.0917	-0.0175	0.3383	-0.0016	0.6501
	疑似決定係数	0.098		0.096		0.095	
生活満足度	ジニ係数	-1.1033	0.0688	-0.9478	0.1216	-1.2906	0.0498
	相対的所得	-0.0014	<0.0001	-0.0879	<0.0001	0.0117	0.0071
	疑似決定係数	0.318		0.321		0.313	

表9より、幸福度と生活満足度に関しては、相対的所得の定義に依存せずに一貫して他者とのミクロ的な所得比較の効果が示されていることが確認できる。また、係数の符号を確認すれば、一貫して平均差と対数平均差に対しては負の符号、順位に対しては正の符号となっていることから、他者と比較したときに見いだされる所得の相対的な多寡によって、幸福度や生活満足度は整合的に上昇/下降していくと理解できる。しかし、比較対象所得のジニ係数を見ると、幸福度では一貫して有意な負の係数が確認できるのに対して、生活満足度の結果は一貫しておらず、もっともあてはまりがよいモデルにおいて、その効果は確認できない。

しばしば主観的幸福度の代理変数として用いられている幸福度・生活満足度と相対的所得との関連については、その理論/経験的妥当性が繰り返し指摘されており (cf. Clark et al., 2008), 加えて、ヨーロッパとアメリカの比較分析を行った Alesina et al. (2004) や日本を対象に分析を行った Oshio et al. (2011) では、所得格差と幸福度との関連が指摘されている。前者の相対的所得と主観的幸福感との関連に関しては、幸福度と生活満足度のいずれの変数においても、相対的所得の定義に依存しない一貫した効果の存在が今回の分析

結果から示された。しかし、後者の比較対象の所得格差については、幸福度に関しては一貫した効果を示しているのに対して、生活満足度に関しては疑問の残る結果となった。

ところで、幸福度や生活満足度と同じく、主観的な健康状態も主観的幸福度の代理変数として用いられることがあるが、表9からは、主観的な健康状態に関しては、もっともあてはまりの良いモデルでは有意な結果が示されたものの、相対的所得の定義に依存しない一貫した正の効果は確認できなかった。加えて、比較対象所得のジニ係数では一貫した有意ではない結果が示されており、幸福度や生活満足度とは異なる結果が示された。また、主観的な自己の地位判断である階層帰属意識に至っては、いずれの変数に関しても一貫した非有意な結果が示されていることが確認できる。

所得格差が主観的な健康状態にネガティブな影響を及ぼしている事実は、これまでの研究でしばしば指摘されており (Subramanian and Kawachi 2004; Wilkinson and Pickett 2006)、異なる水準にある所得格差と健康状態との連関を説明する一つの枠組みとして、相対的剥奪からの説明が試みられてきた (e. g. Åberg et al. 2003; Subramanian et al. 2009)。しかし、例えば Yitzhaki (1979) の指標のような相対的剥奪を厳密に表した指標ではないものの、相対的剥奪を包含する所得の他者比較の効果については、少なくとも幸福度や生活満足度のように定義に依存しない一貫した肯定的な結果は示されず、所得格差に関しても関連が確認できなかった。

また、階層帰属意識に関しては、歪度のない単峰の分布形状を与えるメカニズムとして、他者との地位比較による説明が提示されており (高坂 [2000] 2006; Evans and Kelley 2004)、所得比較に限定した場合にその経験的妥当性も指摘されている (Maeda and Ishida 2013)。階層帰属意識と所得格差の関連については、所得格差の階層帰属意識に対する直接的な負の効果だけではなく、世帯所得と階層帰属意識の関連を媒介していることが指摘されている (Andersen and Curtis 2012)。しかし、少なくとも今回の分析結果からは、比較対象との所得比較の効果も、所得格差からの直接的な効果も確認できなかった。

このように、ダイレクトに比較対象の所得分布を尋ねた結果を用いて、個人の意識・態度と他者との所得比較・比較対象の所得分布との関連を検討してきた結果、生活満足度と幸福度との相対的所得との関連のように、アドホックな比較対象の定義を用いた実証的な先行研究の知見を支持する結果が示された一方で、主観的な健康状態や階層帰属意識など異なる結果が示された。もちろん、結論が異なると言っても、先行研究における分析と今回行った分析では、用いているデータの種類の異なる点、コントロールしている変数やその定義、回帰モデルの種類など、様々な点で異なる点があるため、どちらの結論が正しいのかは一概には判断できない。しかしながら、アドホックに比較対象を定義することで生じる測定誤差をダイレクトに比較対象を尋ねることで減少させた結果に、先行研究と異なる知見が導きだされたという事実は、向後の研究・調査展開を再考する契機にはなるだろう。

## 付記

以下の表10～12は、本稿で用いたウェブ調査データの偏りを示すため、それぞれ従業上の地位、世帯所得、進学率の結果を官公庁実施の調査結果と比較させた表である。従業上の地位に対応する官公庁データには総務省「労働力調査（2013年2月分）」を用いており、世帯所得には厚生労働省「国民生活基礎調査（平成23年度）」、進学率には文部科学省「学校基本調査（平成24年度）」をそれぞれ用いている。ウェブ調査ではサンプルを25～69歳に限定しているため、それに合わせる形で官公庁データの結果も調整して集計している。なお、今回のウェブ調査では、本稿の分析に用いた調査票（非ヴィネット）と並列して、異なるモジュールからなる調査票（ヴィネット）を用いた調査も実施しているため、その結果も合わせて記載しておく。

表10 総務省「労働力調査（2013年2月）」とウェブ調査結果との比較

従業上の地位	労働力調査	ヴィネット	非ヴィネット
経営者・役員	4.1%	3.4%	2.6%
常時雇用の一般従業者	51.9%	33.4%	30.8%
臨時雇用・臨時任用・パート・アルバイト	7.8%	13.4%	11.2%
派遣社員		1.8%	1.8%
嘱託社員		1.2%	0.8%
契約社員		4.7%	3.4%
その他			
自営業主・自由業主	5.8%	7.6%	10.7%
家族従業者	1.8%	0.9%	1.8%
内職	0.2%	0.7%	0.7%
被雇用(分類不能)		0.0%	0.4%
従業上の地位不詳	0.3%		
就業者数：小計	71.8%	67.1%	64.3%
学 生		0.5%	0.3%
無職：今までに一度も仕事に就いたことがない		1.4%	1.9%
無職：以前に仕事に就いていた		28.9%	33.3%
無職(前職不明)		2.1%	0.2%
完全失業数			
非労働力人口+就業状態不明	28.2%		
非就業者数：小計	28.2%	32.9%	35.7%
合 計	100.0%	100.0%	100.0%

表11 厚生労働省「国民生活基礎調査（平成23年度）」とウェブ調査結果との比較

世帯所得階級 (万円)	国民生活基礎調査	ヴィネット	非ヴィネット
～50	1.3%	3.6%	4.1%
50～ 100	6.5%	5.1%	5.4%
100～ 150	13.0%	7.4%	8.6%
150～ 200	19.6%	10.4%	12.7%
200～ 250	26.4%	15.7%	17.1%
250～ 300	32.8%	21.7%	22.8%
300～ 350	40.0%	28.4%	30.8%
350～ 400	46.4%	36.9%	38.3%
400～ 450	52.4%	44.4%	47.2%
450～ 500	57.2%	50.7%	52.7%
500～ 600	66.3%	61.5%	63.4%
600～ 700	73.9%	70.5%	72.4%
700～ 800	79.9%	79.0%	79.1%
800～ 900	84.8%	85.6%	84.8%
900～1000	88.3%	90.2%	89.4%
1000～	100.0%	100.0%	100.0%
平均値	538	590.2	547.5
中央値	427	500	500

表12 文部科学省「学校基本調査（平成24年度）」とウェブ調査結果との比較

出生コーホート	学校基本調査		ヴィネット		非ヴィネット	
	高校進学率	大学・短大 進学率	高校進学率	大学・短大 進学率	高校進学率	大学・短大 進学率
1944～1948	61.2%	16.2%	96.1%	48.0%	96.1%	55.5%
1949～1953	72.7%	21.8%	99.4%	60.9%	97.4%	63.5%
1954～1958	84.6%	34.9%	99.3%	60.7%	100.0%	61.5%
1959～1963	92.4%	37.6%	100.0%	64.2%	99.2%	64.2%
1964～1968	94.2%	35.9%	100.0%	61.3%	98.4%	60.5%
1969～1973	93.9%	36.6%	99.3%	60.3%	100.0%	67.6%
1974～1978	94.7%	42.9%	99.3%	78.1%	97.4%	68.9%
1979～1983	95.8%	48.5%	99.2%	76.2%	97.7%	73.8%
1984～1988	95.9%	50.3%	98.2%	75.2%	99.1%	75.2%

## 謝辞

本研究は、科学研究費補助金研究「グローバル化下の不平等社会における相対的剥奪——理論・実証的研究の刷新」(JSPS 科研費基盤(B)23330171, 2011~13年度, 代表:石田淳)の研究成果の一部である。

## 引用文献

- Åberg Yngwe, Monica, Johan Fritzell, Olle Lundberg, Finn Diderichsen and Bo Burström. 2003. "Exploring Relative Deprivation: Is Social Comparison a Mechanism in the Relation between Income and Health?" *Social Science & Medicine* 57(8): 1463-1473.
- Akay, Alpaslan, Olivier Bargain and Klaus F. Zimmermann. 2012. "Relative Concerns of Rural-to-urban Migrants in China." *Journal of Economic Behavior & Organization* 81(2): 421-441.
- Albert, Stuart. 1977. "Temporal Comparison Theory." *Psychological Review* 84(6): 485-503.
- Alesina, Alberto, Rafael Di Tella and Robert MacCulloch. 2004. "Inequality and Happiness: Are Europeans and Americans Different?" *Journal of Public Economics* 88: 2009-2042.
- Andersen, Robert and Josh Curtis. 2012. "The Polarizing Effect of Economic Inequality on Class Identification: Evidence from 44 Countries." *Research in Social Stratification and Mobility* 30(1): 129-141.
- Clark, Andrew E., Paul Frijters and Michael A. Shields. 2008. "Relative Income, Happiness, and Utility: An Explanation for the Easterlin Paradox and Other Puzzles." *Journal of Economic Literature* 46(1): 95-144.
- Clark, Andrew E. and Claudia Senik. 2010. "Who Compares to Whom? The Anatomy of Income Comparisons in Europe." *The Economic Journal* 120: 573-594.
- Easterlin, Richard A. 1974. "Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence." In *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honor of Moses Abramovitz*, edited by Paul A. David and Melvin W. Reder. New York: Academic Press.
- Easterlin, Richard A. 1995. "Will Raising the Incomes of All Increase the Happiness of All?" *Journal of Economic Behavior and Organization* 27(1): 35-47.
- Evans, Mariah DR, and Jonathan Kelley. 2004. "Subjective Social Location: Data from 21 Nations." *International Journal of Public Opinion Research* 16(1): 3-38.
- Firebaugh, Glenn and Matthew B. Schroeder. 2009. "Does Your Neighbor's Income Affect Your Happiness?" *American Journal of Sociology* 115(3): 805-831.
- 船津衛. 1971. 「準拠集団理論の本質と課題」『社会学評論』21(4): 17-36.
- Furukawa, T. A., R. C. Kessler, T. Slade and G. Andrews. 2003. "The Performance of the K6 and K10 Screening for Psychological Distress in the Australian National Survey of Mental Health and Well-being." *Psychological Medicine* 33: 357-362.
- 星野崇宏. 2009. 『調査観察データの統計科学 因果推論・選択バイアス・データ融合』岩波書店.
- 星野崇宏・前田忠彦. 2006. 「傾向スコアを用いた補正法の有意抽出による標本調査への応用と共変量の選択法の提案」『統計数理』54(1): 191-206.
- 飯田善郎. 2009. 「相対所得における他者とは誰か: アンケート調査から」『京都産業大学論集

- 社会科学系列』26:131-156.
- 飯田善郎. 2011. 「相対所得におけるリファレンスグループの選択とその動機」『京都産業大学論集 社会科学系列』28:1-23.
- Knight, John, Lina Song and Ramani Gunatilaka. 2009. "Subjective Well-Being and Its Determinants in Rural China." *China Economic Review* 20: 635-649.
- 高坂健次. [2000] 2006. 『社会学におけるフォーマル・セオリー——階層イメージに関するFKモデル』ハーベスト社.
- Maeda, Yutaka and Atsushi Ishida. 2013. "Income Comparison as a Determining Mechanism of Class Identification: A Quantitative and Simulation Study Using Japanese Survey Data." *International Journal of Sociology* 22: 143-159.
- Merton, Robert K. [1949] 1957. *Social Theory and Social Structure [Revised and Enlarged Edition]*. New York: The Free Press. (=1961. 森東吾他(訳)『社会理論と社会構造』みすず書房.)
- Oshio, Takashi and Miki Kobayashi. 2010. "Area-Level Income Inequality and Individual Happiness: Evidence from Japan." *Journal of Happiness Studies* 12(4): 633-649.
- Singer, Eleanor. 1981. "Reference Groups and Social Evaluations." In *Social Psychology: Sociological Perspectives*, edited by Morris Rosenberg and Ralph H. Turner. New York: Basic Books.
- Stark, Oded and Edward J. Taylor. 1989. "Relative Deprivation and International Migration." *Demography* 26(1): 1-14.
- Stark, Oded and Edward J. Taylor. 1991. "Migration Incentives, Migration Types: The Role of Relative Deprivation." *The Economic Journal* 101(408): 1163-1178.
- Subramanyam, Malavika, Ichiro Kawachi, Lisa Berkman and S. V. Subramanian. 2009. "Relative Deprivation in Income and Self-rated Health in the United States." *Social Science & Medicine* 69: 327-334.
- Wilkinson, Richard G. and Kate E. Pickett. 2006. "Income Inequality and Population Health: A Review and Explanation of the Evidence." *Social Science & Medicine* 62(7): 1768-1784.
- Wolbring, Tobis, Marc Keuschnigg and Eva Negele. 2011. "Needs, Comparisons, and Adaptation: The Importance of Relative Income for Life Satisfaction." *European Sociological Review* 29(1): 86-104.
- Yitzhaki, Shlomo. 1979. "Relative Deprivation and the Gini Coefficient." *The Quarterly Journal of Economics* 93(2): 321-324.