
原著論文

相対所得が階層意識に及ぼす影響

コン・アラン

An Effect of Relative Income on Life Satisfaction and Class Identification

Aram Kwon

(Graduate School of Human Sciences, Waseda University)

(Received : April 25, 2019 ; Accepted : August 1, 2019)

Abstract

The aim of this paper is to critically analyze the effects of relative income on their reference group on life satisfaction and class identification. This study uses 1985, 1995, 2005, and 2015 Social Stratification and social Mobility data. The findings are as follows; 1) age, period, and cohort factors have a significant effect on life satisfaction and class identification, 2) relative income has a positive effect on not only life satisfaction but also class identification even though control socioeconomic factors and age, period, and cohort factors. Furthermore, the effect of relative income is stronger on class identification than that of life satisfaction, 3) the effect of relative income is asymmetric, 4) the effect of socioeconomic factors has been stronger on both life satisfaction and class identification. However, the size of the effect is larger on class identification than life satisfaction. 5) the effect of relative income has changed according to times. These findings suggest that not only absolute income but also relative income is an important determinant of life satisfaction and class identification in Japan.

Key Words : class identification, life satisfaction, relative income, reference group

1. はじめに

社会学において社会意識研究は重要な課題の一つとしてあり続けてきた。マルクスの、「人間の意識が彼らの存在を規定するのではなく、逆に彼らの社会的存在が彼らの意識を規定するのである」(K.Marx, 1859=1964, p.40) という命題は、日本の社会意識論にも多大な影響を及ぼし、社会的存在

と諸社会意識の関係を明らかにすべく、多くの研究が蓄積されてきた。特に階級・階層研究においては階層的地位と階層意識¹⁾の関係が特に注目され、蓄積をみせている。

しかし意外なことにも、階層意識研究により明らかにされてきたのは、階層的地位と階層意識の間には関連があるものの、それは決して強いものではな

早稲田大学大学院人間科学研究科 (Graduate School of Human Sciences, Waseda University)

いということだった(直井, 1979; 原, 1990; 盛山, 1990; Clark & Oswald, 1994; Frey & Stutzer, 2000; Ferrer-i-Carbonell, 2005など)。一方, 階層帰属意識の領域においては, 階層的地位と階層帰属意識の関連は弱いものの, その関連が1985年以降強まりつつあるという研究(吉川, 1999; 神林, 2011; 数土編, 2015)や, 階層意識は現在に占める階層的地位のみならず, 準拠する集団内部での地位や世代間・世代内移動により影響を受ける, 相対的なメカニズムを持つものであるということが指摘されている。特に準拠集団に関する議論は早くからみられており, その後の実証的研究から, 階層意識は準拠集団内部での相対所得などの相対的地位に影響されることが明らかになりつつある。

本研究では, 準拠集団内の相対的地位が階層意識に対して持つ影響を, より総合的に把握することを試みる。具体的には準拠集団内での相対所得に焦点を当て, 検証する。本研究の特徴としては, 以下3点が挙げられる。第1点目は, 相対所得が階層意識に対して持つ影響を, その検証範囲を広げ, 階級・階層に関する評価的側面を持つ「生活満足度」と, 階級・階層の認知的側面を持つ「階層帰属意識」²⁾を検証対象とし, 比較・検証することである。相対所得の効果の検証は主に海外の主観的ウェルビーイング(Subjective Well-Being; 以下SWB)領域で中心に行われてきた。海外の研究動向とは対照的に, 日本における階層意識に対する相対所得の影響の検証は比較的蓄積が少なく, 相対所得が階層意識に対してどう影響するか十分に明らかにされてきたとは言い難い。特に, 階層意識の中核をなす階層帰属意識研究においては, 他者比較のメカニズムが1つのキーファクター(石田, 2011, p.372)であるとみなされており, ここから準拠集団内での相対所得が影響していることが想定されるが, 相対所得が階層帰属意識に対して具体的にどのような効果を持つか明らかではない。本研究では, 相対所得の各階層意識に対する影響を比較の観点から検証・考察し, 階層意識に対する相対所得の効果の, より総合的な理解を試みる。

第2点目は, 相対所得が階層意識に対して持つ影響を年齢(Age)・時代(Period)・コーホート(Cohort)効果(以下APC効果)を考慮しながら検証することである。社会意識の変化を考える場合,

APC効果を考慮する必要がある(太郎丸編, 2016), それは階層意識においても同様である。生活満足度におけるAPC効果が確認される(Blanch flower & Oswald, 2007; 宍戸・佐々木, 2012; 小林, 2016)という知見から, 相対所得の効果もAPC効果を考慮した上で検証される必要があると考えられる。

第3点目は, 相対所得の持つ影響を時系列的に検証することである。階層意識は時代によりその決定メカニズムが異なることが指摘されている。ここから, 相対所得の階層意識に対する効果は, 時代により異なる可能性が考えられるが, 階層帰属意識の研究領域はもちろん, 比較的相対所得の持つ効果の検証が活発であったSWBの研究領域においても相対所得の持つ効果の時系列的検証は乏しい。

このように, 生活満足度と階層帰属意識に対する相対所得の効果とその変化を比較・検証することで階層意識に対する相対所得の効果を一望することを試みる。

2. 先行研究と検証仮説

2.1 SWBにおける相対的地位の影響

相対的地位の重要性は生活満足度・幸福度などのSWB研究領域においては比較的早い段階から議論され, その中でも特に注目されてきたのは「相対所得」である。そのきっかけとなった研究は, R. A. Easterlin (1974)の幸福度の研究が挙げられよう。Easterlinは, 所得と幸福度は社会内部においては正の関係にあるにも関わらず, その社会の経済状況の時系列的变化とはあまり関連しなく, また国際比較においても, ある国の経済状況と幸福感はあまり関連しないことを指摘した。このような経済的状況と幸福感との矛盾的な関係は, 「イースタリンパラドックス」(Easterlin Paradox), または「幸福のパラドックス」と呼ばれ, このパラドキシカルな状況への回答を得るべく, 多くの研究が行われてきた。

その解答としてEasterlin自身はもちろん, 多くの研究者が一番注目してきたのはJ. S. Duesenberry (1949)が効用の研究で提示した「相対所得仮説(relative income hypothesis)」である。Easterlinは相対所得が幸福度と経済的状況の間にみられる矛盾した状況に関連している可能性を指摘し, 幸福度は所得額そのものよりも, その社会

でその所得額が占める位置、つまり、相対的な所得によって影響されると主張した (Easterlin, 1974, 1995, 2001). その後、相対所得の持つ影響の検証は続けられ、特に1990年代以降において多くの実証研究が見受けられるようになった。

それら実証的研究により明らかにされたのは、他者の所得自体は本人のSWBと負の関係にあり、自分の所得が相対的に高いことはSWBに対して正の効果を持つ (Easterlin, 1995; Clark & Oswald, 1994; McBride, 2001; Luttmer, 2004; Clark, Frijters, & Shields 2008; Goerke & Pannenberg, 2015など) ということである。また、相対所得の効果は国の経済水準により異なる (Akay & Martinsson, 2008; Senik, 2008; Caporale, Georgellis, Tsitsianis, & Yin, 2009) と考えられる。経済水準が高い国においては準拠集団の所得が負の影響を与えるが、相対的に経済水準が低い国においては準拠集団の高い所得は自分の未来の経済的指標となるため、正の影響を持つ (Caporale et al., 2009) という。さらに相対所得の効果を時代別に検証した研究から、相対所得の効果が時代により異なることが示された (Welsch & Kühling 2015). これらの研究から、相対所得はSWBの規定要因の一つであると考えられ、相対所得の効果は国の経済水準や時代とともに変化するものと考えられる。

日本においても生活満足度における「Easterlin Paradox」はEasterlin (1995) が自身の論文で代表的な例として挙げているくらい顕著に確認される事情である。戦後、急速な経済成長とは対照的に生活満足度の方はあまり上昇せず、横ばいの状況を見せ (Easterlin, 1995, pp.39-40), 経済状況と生活水準の向上が人々の生活満足度の向上に結び付かない状況がみられていたのである。また、そのようなパラドキシカルな状況は高度経済成長後も続き、日本において依然と「Easterlin paradox」が成立していることが指摘されている (小塩・浦川, 2012).

しかし、日本において生活満足度・幸福度における「Easterlin paradox」は早い段階から観測されてきたが、相対所得の持つ影響の実証的検証が行われるようになったのは比較的近年である。そしてそれらの研究からは、海外の知見と類似した結果が得られている。つまり、絶対的な所得額のみならず準拠集団よりどのくらい稼いでいるかという相

対的な所得水準がSWBに関係していることが明らかにされつつある (浦川・松浦, 2007; 小塩・浦川, 2012; 宍戸・佐々木, 2012; 樋口・何, 2013). ただし、A. Ferrer-i-Carbonell (2005) の、相対所得は非対称的效果を持つとの結論とは対照的に、日本の検証においては対称的な効果を持つと結論した研究が存在する (浦川・松浦, 2007; 小塩・浦川, 2012) など、相対所得の効果は海外とは概ね一致するものの、やや相違をみせる。ただし、日本における相対所得の検証は女性のみを対象としたり、一時点のみのデータを用いて検証したりと、限定的に検証されてきた側面がある。これらの研究を通じて相対所得のSWBに対する影響とその変化を把握するには限界がある。

2.2 階層帰属意識における相対的地位の影響

一方、階層帰属意識においても分布上、生活満足度と類似したパラドキシカルな状況がみられる。SSM調査 (社会階層と社会移動全国調査) における階層帰属意識の分布は、高度経済成長期にあたる1955年から1975年にかけては「中」(「中の上」「中の下」の合計) が急激に増え、階層帰属意識の上昇がみられていた。しかし1985年から2015年の間は階層帰属意識の分布はあまり変化せず、高度経済成長期終焉後の変化する社会経済的状況と対応しない分布をみせている。

盛山和夫 (1990) は、1980年代になって階層帰属意識が上昇しなくなったのは、人々の「階層判断基準」が変化したためだという。つまり、1955年から1975年までは人々の間で階層基準の変化が生じないまま急激な経済成長が行われたため、賃金・生活水準の上昇が階層判断の際に反映され、階層帰属意識が上昇したが、低成長期に突入し社会の変化が緩やかとなった1975年から1985年の間には人々の階層基準が上昇し、それ以上階層帰属意識が上昇しなくなったというのである。

この解釈によると、人々の階層基準は社会の状況を反映する形で変化するものであり、階層基準は相対性を持つものだとみることができる。盛山が、「もしも相対基準を用いているならば、階層帰属意識の分布は基本的に変わらないはずである」(盛山, 1990, p.55) と述べているように、そもそも1985年から現在に至るまで変化しない階層帰属意識の分布

はそれ自体、階層帰属意識の判断が相対的に行われるようになったということを示しているともみることが自然である。

また、数理的なアプローチを用いて階層帰属意識の分布の解明を試みた研究からも、階層帰属意識の判断が相対的に行われていることが示唆される。高坂健次・宮野勝 (1990) は、数理的アプローチによって、なぜ「中」意識が生まれやすいかの解明を試みた。その結果、人々は自分と社会的地位が似ている人々に関しては細かく階層的な位置を判断するが、その以外の人に対しては自分より上か、下かという、大まかな判断しか行わないため、結果的に「中」意識を持つ人が多くなることを指摘した。浜田宏 (2001) も、自分と所得階層の近隣した準拠集団を選択し、それとの比較で階層意識の判断を行うという仮説のもとで、ある準拠集団から自分の所得の距離パラメータである「 δ 区間」を設定・数理モデルを定式化し、所得と階層意識の間に生じるずれを説明しようとした。その結果、 δ 区間モデルが他のモデルに比べて特に説明力が優れているとの結果は得られなかったものの、高い所得階層に属するものが、それよりも低い所得階層に属するものと同じ満足度を感じる現象を一部解明することができた。さらに、相対的剥奪指数を導入し、階層帰属意識メカニズムの解明を試みた石田淳 (2011) の研究からも、相対的剥奪度は所得満足度や生活満足度に対して独立の影響を持つことが明らかとなった。人々は社会全体での自分の客観的な地位によって自分の階層帰属を判断するよりも、社会的地位の類似した集団、つまり準拠集団内での自分の占める位置を考慮し、階層帰属の判断を行っているともみることができる。

そのほかにも階層帰属意識は回答者の社会的関係 (星, 2000) や、居住地域 (小林, 2004)、その地域の進学率・職業構成 (数土, 2010) などの影響を受けることが示唆されるなど、階層帰属意識のメカニズムも生活満足度や幸福度と同様、所属集団内での相対的な地位によって影響を受けるものと考えられる。しかし、階層帰属意識の研究領域においても、相対所得の持つ影響の検証は乏しく、相対所得それ自体が階層帰属意識に対してどのように影響し、また、その影響がどのように変化してきたかは明らかでない。

2.3 仮説設定

準拠集団での相対所得は階層意識にどのような影響を与えるだろうか。先行研究の知見から考えると、準拠集団内での相対的地位を表す相対所得は、階層意識に影響を及ぼすことが考えられ、相対所得が高いことは本人の階層意識に正の影響を与えることが考えられる。また、Duesenberry (1949) から考えると、所得比較は主に非対称的に行われていることが考えられる。つまり、準拠集団より低い所得を得ることは、本人の階層意識に負の影響をもたらすが、準拠集団より高い所得を得ることは本人の階層意識に影響しないことが考えられる (Ferrer-i-Carbonell, 2005, p.1004)。さらに、階層意識の決定メカニズムは、時代により変化するという知見から、相対所得の効果は時代により変化している可能性がある。よって本研究では以下の3つの仮説を設定し、検証する。

理論仮説. 相対所得は階層意識に影響を及ぼす。

仮説1. 相対所得が高いことは階層意識に正の影響を与え、相対所得が低いことは階層意識に負の影響を与える。

仮説2. 相対所得の効果は非対称的である。

仮説3. 相対所得の効果は時代により異なる。

3. データ・方法

3.1 データ

分析に用いるデータは「社会階層と社会移動全国調査」(SSM調査) 1985年から2015年データである。SSM調査は、1955年から2015年現在まで10年ごとに実施される反復横断調査であり、職業・学歴・所得のような階層的な地位のみならず、階層意識に関する調査項目が豊富に盛り込まれているため、階層意識の時系列変化を検証する本研究の目的に適合している。調査対象は20-69歳の男女となる。

3.2 準拠集団の設定

準拠集団は小塩隆士 (2014) を参考にし、性別・学歴 (中卒以下、高卒、短大・高専以上の3階級)・年齢 (20・30・40・50・60代の5階級) を共有する人々を準拠集団としてとらえる。性別、学歴、年齢の組み合わせによる30個 (2×3×5) の準拠集団を算出した後、それぞれの準拠集団の平均世帯所得を

算出し、回答者の対数世帯所得³⁾ (y) と準抛集団の対数世帯所得 (y_r) の差を相対所得としてとらえる。仮説 1 と仮説 2 の検証方法は、基本的に Ferrer-i-carbonell (2005) に準ずる。つまり、階層意識を C 、世帯所得を y 、相対所得を y_r 、共変量を X とする時、以下の関係を想定する。

$$C = f(y, y_r, X)$$

また、仮説 2 の相対所得効果の非対称性を検証するため以下のように richer と poorer 変数を作成する。richer の係数が非有意な場合、または poorer 係数より richer 係数が小さい場合、仮説 2 が支持される。

$$\begin{aligned} \text{If } y > y_r, & \text{ richer} = \ln(y) - \ln(y_r) \\ & \text{poorer} = 0 \\ \text{If } y < y_r, & \text{richer} = 0 \\ & \text{poorer} = |\ln(y) - \ln(y_r)| \\ \text{If } y = y_r, & \text{richer} = 0 \\ & \text{poorer} = 0 \end{aligned}$$

3.3 方法

本研究ではまず、1985年から2015年までのSSM調査データを統合し、APC効果を考慮した上で階層意識に対する相対所得の影響を検証する。その次に、時点ごとのデータを用い、階層意識と相対所得の関連を時系列的にみていき、相対所得の効果の変化をみる。

分析手法は重回帰分析を用いる。従属変数は生活全般に対する満足度と階層帰属意識5段階であるが、分析にあたって、これらを連続変数ととらえる(生活満足度は「満足している」:5点～「不満である」:1点を与え、階層帰属意識は「上」:5点～「下の下」:1点を与える)。共変量は年齢、年齢二乗、性別(女

性ダミー)、婚姻状況(既婚を基準とする未婚・離死別ダミー)、学歴(高等学歴を基準とする中等学歴・初等学歴ダミー)、職業情報(下層ホワイト職ダミーを基準とする上層ホワイト、上層ブルー、下層ブルー、農業、非正規、主婦パート、無職、専業主婦ダミー)⁴⁾、世帯所得(選択肢として与えられた所得階級の中央値を用い、最大所得額の別途回答がある場合はその値を世帯所得とする。また、統合データにおける世帯所得は物価調整をしたものを用いる)である。

独立変数は年齢・時代・コーホートを表す変数と、準抛集団内での相対所得である。年齢効果をみるために年齢と年齢の二乗項を用いる。多重共線性問題を避けるため、年齢および年齢二乗項は中心化した。コーホートはNHK放送文化研究所編(2010)を参考にし、6つのコーホートを作成した⁵⁾。分析の際にはケース数を確保するため、「戦前・第1戦後」・「団塊・新人類」・「団塊ジュニア・新人類ジュニア」の、3つのコーホートに統合した。

また、時代を表す変数は、調査時点ダミーを投入するのではなく、完全失業率を代替変数として用いる。年齢=調査時点-出生年という関係が成立し、識別問題が生じる(Firebaugh, 1997)ため、年齢・時代・世代を同時に回帰モデルに投入することはできないためである(田麿・宮田, 2016)。

4. 分析結果

4.1 相対所得と階層意識の相関係数の変化

まず、生活満足度・階層帰属意識と準抛集団内での相対所得の2変量間の関係とその変化を確認する。図1は、両階層意識と相対所得の相関係数の推移を示したものである。この図から、2015年の生活満足度の相関係数は若干減少しているものの、両階層意識における相関係数は時代とともに概ね増加傾

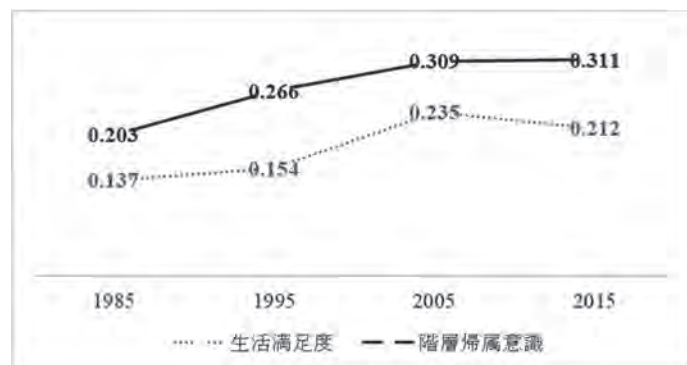


図1 階層意識と相対所得の相関係数の趨勢

向にあることが確認される。階層帰属意識と相対所得の相関係数は1985年0.203から2015年0.311まで上昇し、生活満足度と相対所得の相関係数も1985年0.137から2005年0.235まで上昇している。ただし、2015年は若干減少し、0.212となる。また、階層帰属意識の相関係数は生活満足度より常に高い。ここから、近年になるにつれて相対所得と階層意識の関係が強まる傾向にあり、相対所得と階層意識の関連は階層帰属意識においてより強いとみることができる。

4.2 生活満足度に対する相対所得の効果

それでは相対所得の生活満足度・階層帰属意識に対する効果を、重回帰分析を用いて検証する。まずは、統合データを用い、APC効果を考慮しながら相対所得の影響の全体図を確認する。表1は生活満足度の結果である。

まず、客観的階層要因のみを統制したモデル1に注目すると、調整済みR²は0.067で、客観的階層要因と生活満足度との関連が強いとは言い難く、客観的階層要因と階層意識の関連は弱いものに過ぎないという先行研究の知見と整合的な結果が得られた。女性・上層ホワイトカラー・専業主婦であること、年齢と世帯所得が高くなることは生活満足度を

高め、未婚・離死別・低い学歴・無職であることは生活満足度を低める。また、年齢二乗項がプラス方向になっていることから生活満足度と年齢の関連はU字曲線を描くことが確認され、小林(2016)と同じ結果が得られた。

次に、コーホートと時代の要因を統制したモデル2から、コーホートと時代の要因が生活満足度に有意な効果を持つことがわかる。「団塊・新人類」コーホートに比べ、「戦前・第1戦後」は生活満足度が有意に低く、「団塊ジュニア・新人類ジュニア」は生活満足度が有意に高い。また、時代の代理変数である完全失業率はマイナス方向で、失業率の高い時代における個人の生活満足度は有意に低い。コーホートと時代の要因を統制することによるR²の増分は0.011で、BICも大きく改善される。

相対所得の変数を投入したモデル3の結果からは、客観的階層要因、APC効果を統制してもなお相対所得が統計的に有意な効果を持つことが明らかとなった。その効果はプラス方向であり、準抛集団より所得が高い(低い)ことは本人の生活満足度に正(負)の影響を与える結果となり先行研究と一致する結果が得られた。さらに、相対所得を統制することにより年齢・結婚状態・世帯所得・コーホート・時代の

表1 生活満足度の規定要因

	モデル1				モデル2				モデル3				モデル4			
	b	SE	β	p	b	SE	β	p	b	SE	β	p	b	SE	β	p
(定数)	3.557	0.030		***	3.677	0.058		***	3.874	0.061		***	3.936	0.065		***
年齢(中心化)	0.004	0.001	0.049	***	0.010	0.001	0.129	***	0.010	0.001	0.125	***	0.010	0.001	0.122	***
年齢二乗(中心化)	0.001	0.000	0.087	***	0.000	0.000	0.075	***	0.000	0.000	0.059	***	0.000	0.000	0.052	***
女性	0.214	0.022	0.104	***	0.201	0.022	0.097	***	0.199	0.021	0.096	***	0.194	0.022	0.094	***
未婚	-0.317	0.029	-0.099	***	-0.321	0.029	-0.101	***	-0.288	0.029	-0.090	***	-0.293	0.029	-0.092	***
離死別	-0.309	0.036	-0.076	***	-0.305	0.036	-0.075	***	-0.255	0.036	-0.063	***	-0.260	0.036	-0.064	***
初等学歴	-0.238	0.027	-0.091	***	-0.195	0.029	-0.075	***	-0.258	0.029	-0.099	***	-0.289	0.031	-0.111	***
中等学歴	-0.149	0.020	-0.072	***	-0.124	0.020	-0.060	***	-0.164	0.021	-0.079	***	-0.180	0.021	-0.087	***
上W	0.054	0.028	0.018	*	0.050	0.028	0.017	*	0.048	0.028	0.016	*	0.049	0.028	0.017	*
上B	0.042	0.031	0.013		0.036	0.031	0.011		0.034	0.031	0.010		0.035	0.031	0.011	
下B	-0.009	0.032	-0.003		-0.008	0.031	-0.002		-0.008	0.031	-0.002		-0.007	0.031	-0.002	
農業	0.053	0.045	0.010		0.050	0.044	0.010		0.067	0.044	0.013		0.063	0.044	0.012	
非正規	-0.065	0.040	-0.015		-0.105	0.040	-0.024	**	-0.090	0.040	-0.020	**	-0.094	0.040	-0.021	**
主婦パート	-0.018	0.035	-0.005		-0.031	0.035	-0.009		-0.031	0.034	-0.009		-0.027	0.034	-0.008	
無職	-0.091	0.038	-0.024	**	-0.105	0.038	-0.027	**	-0.031	0.039	-0.008		-0.037	0.039	-0.009	
専業主婦	0.065	0.031	0.023	**	0.067	0.031	0.023	**	0.079	0.031	0.028	**	0.081	0.031	0.028	**
世帯収入	0.034	0.002	0.145	***	0.035	0.002	0.153	***	0.014	0.003	0.061	***	0.005	0.004	0.019	
戦前・第1戦後					-0.058	0.024	-0.025	**	-0.040	0.024	-0.017	*	-0.033	0.024	-0.014	
団塊J・新人類J					0.342	0.025	0.130	***	0.321	0.025	0.122	***	0.312	0.025	0.118	***
完全失業率					-0.053	0.015	-0.032	***	-0.049	0.015	-0.029	**	-0.049	0.015	-0.029	**
相対所得									0.183	0.017	0.128	***				
richer													0.357	0.064	0.092	***
poorer													-0.181	0.017	-0.104	***
調整済みR ²	0.067				0.078				0.085				0.086			
BIC	19.896				-135.098				-242.807				-241.116			
F値	69.830***				69.230***				72.154***				69.127***			
有意確率F変化量	***				***				***				***			
N	15259															

注1) *: p<.10, **: p<.05, ***: p<.001

注2) b: 非標準化係数, SE: 標準誤差, β: 標準化係数, p: 有意確立

変数の β が減り、相対所得はこれらの変数の効果を媒介していたことが明らかとなった。特に世帯所得の β はモデル2の0.153から0.061まで減少し、世帯所得の影響の多くは相対所得によるものだったことがわかる。反対に、学歴は相対所得を統制することで効果がより強化される。よって、生活満足度において「相対所得が高いことは階層意識に正の影響を与え、相対所得が低いことは階層意識に負の影響を与える」という仮説1は支持される。

相対所得の効果の非対称性を検証したモデル4から、richer (n: 5827)・poorer (n: 8648) 変数とも生活満足度に有意な効果を持つことが分かった。ただし、標準化回帰係数 β の値から、poorerの影響がricherより大きく、準拠集団より多くの所得を得ることが生活満足度を高める度合いより、準拠集団より少ない所得を得ていることが生活満足度を低める度合いがより大きいことがわかる。よって、「相対所得の効果は非対称的である」という仮説2は支持され、相対所得が対称的な効果を持つと結論した浦川邦夫・松本司(2007)、小塩隆士・浦川邦夫(2012)と異なる結果となった。

次に、生活満足度に対する相対所得の効果の、時系列的な変化をみたい(表2)。独立変数は、統合データでの検証と同様である。ただし完全失業率の変数は除外されている。表には世帯所得と相対所得に関連する変数のみを示す。まず、モデル1の R^2 をみると、1985年0.066、1995年0.063と、統合データと同程度の値が得られたものの、2005年・2015年においては R^2 が上昇し、両時点同様に0.090となっている。生活満足度と客観的階層要因の関連は近年において

強まったといえる。また、相対所得を投入したモデル2をみると、相対所得は1985年においては統計的に有意な効果を持たないが、1995年以降においてはプラス方向の有意な効果を持つことが確認された。相対所得が生活満足度の規定要因となったのは、1995年以降であると考えられる。相対所得効果の非対称性を検証したモデル3からは、1995年以降の3時点ともにricher変数は非有意である一方、poorer変数はマイナス方向に有意になっており、統合データを用いた検証より強い非対称的效果を持つことが確認された。

さらに、相対所得の非標準化係数bと相対所得を投入することによる R^2 の増分の時系列的变化から1995年から2005年の間に相対所得の効果が強まり、2005年から2015年の間にその効果が弱まる傾向にあることが分かった。ここから生活満足度における相対所得の効果は時代により異なると結論することができ、「相対所得の効果は時代により異なる」という仮説3は支持される。

4.3 階層帰属意識に対する相対所得の効果

次に、階層帰属意識における相対所得の効果を見る。まず、統合データを用いた結果を表3に示す。客観的階層要因のみを投入したモデル1の R^2 は0.137と、生活満足度の0.067より比較的大きく、客観的階層要因と階層意識の関連は階層帰属意識においてより強いものであることが確認できる。また、年齢二乗項は階層帰属意識においても有意となっており、階層帰属意識においても年齢の関係はU字曲線を描いている。

表2 相対所得効果の時系列的变化 (生活満足度)

	1985年												1995年															
	モデル1				モデル2				モデル3				モデル1			モデル2			モデル3									
	b	SE	β	p	b	SE	β	p	b	SE	β	p	b	SE	β	p	b	SE	β	p	b	SE	β	p				
世帯収入	0.051	0.006	0.162	***	0.040	0.010	0.126	***	0.029	0.018	0.093		0.031	0.003	0.151	***	0.019	0.005	0.092	***	0.022	0.008	0.107	**				
相対所得					0.067	0.045	0.045										0.114	0.031	0.082	***								
richer									0.186	0.184	0.049										0.054	0.132	0.014					
poorer									-0.075	0.046	-0.040										-0.114	0.031	-0.068	***				
調整済み R^2	0.066				0.067				0.066				0.063			0.066			0.065									
BIC	-207.941				-202.177				-194.559				136.477			131.405			139.510									
N	3178												4141															

	2005年												2015年															
	モデル1				モデル2				モデル3				モデル1			モデル2			モデル3									
	b	SE	β	p	b	SE	β	p	b	SE	β	p	b	SE	β	p	b	SE	β	p	b	SE	β	p				
世帯収入	0.048	0.005	0.185	***	0.017	0.007	0.067	**	0.023	0.012	0.088	**	0.042	0.004	0.174	***	0.022	0.006	0.092	***	0.026	0.010	0.111	**				
相対所得					0.220	0.034	0.160	***									0.161	0.034	0.112	***								
richer									0.138	0.149	0.035										0.089	0.132	0.024					
poorer									-0.217	0.034	-0.133	***									-0.159	0.034	-0.090	***				
調整済み R^2	0.090				0.100				0.100				0.090			0.094			0.094									
BIC	335.05				300.382				308.255				-257.94			-271.743			-263.675									
N	3618												4395															

表3 階層帰属意識の規定要因

	モデル1				モデル2				モデル3				モデル4			
	b	SE	β	p	b	SE	β	p	b	SE	β	p	b	SE	β	p
(定数)	2.821	0.024		***	3.524	0.048		***	3.718	0.050		***	3.717	0.053		***
年齢(中心化)	0.003	0.001	0.043	***	0.007	0.001	0.100	***	0.006	0.001	0.096	***	0.006	0.001	0.096	***
年齢二乗(中心化)	0.000	0.000	0.040	***	0.000	0.000	0.041	***	0.000	0.000	0.022	**	0.000	0.000	0.023	**
女性	0.135	0.017	0.080	***	0.148	0.017	0.087	***	0.147	0.017	0.087	***	0.147	0.017	0.087	***
未婚	-0.123	0.023	-0.047	***	-0.113	0.023	-0.043	***	-0.081	0.023	-0.031	**	-0.080	0.023	-0.031	**
離死別	-0.204	0.029	-0.061	***	-0.195	0.029	-0.058	***	-0.149	0.029	-0.044	***	-0.149	0.029	-0.044	***
初等学歴	-0.345	0.022	-0.160	***	-0.382	0.023	-0.177	***	-0.443	0.023	-0.206	***	-0.442	0.025	-0.205	***
中等学歴	-0.186	0.016	-0.110	***	-0.190	0.016	-0.112	***	-0.229	0.016	-0.135	***	-0.228	0.017	-0.135	***
上W	0.062	0.023	0.026	**	0.069	0.022	0.029	**	0.066	0.022	0.027	**	0.066	0.022	0.027	**
上B	-0.064	0.025	-0.024	**	-0.055	0.025	-0.020	**	-0.056	0.025	-0.021	**	-0.056	0.025	-0.021	**
下B	-0.125	0.025	-0.045	***	-0.122	0.025	-0.044	***	-0.122	0.025	-0.044	***	-0.122	0.025	-0.044	***
農業	-0.005	0.036	-0.001		-0.012	0.036	-0.003		0.005	0.036	0.001		0.005	0.036	0.001	
非正規	-0.182	0.032	-0.049	***	-0.155	0.032	-0.042	***	-0.138	0.032	-0.038	***	-0.138	0.032	-0.038	***
主婦パート	-0.149	0.028	-0.052	***	-0.133	0.028	-0.047	***	-0.134	0.028	-0.047	***	-0.134	0.028	-0.047	***
無職	-0.129	0.031	-0.040	***	-0.119	0.031	-0.037	***	-0.047	0.031	-0.015		-0.047	0.031	-0.015	
専業主婦	-0.024	0.025	-0.010		-0.016	0.025	-0.007		-0.005	0.025	-0.002		-0.005	0.025	-0.002	
世帯収入	0.048	0.002	0.255	***	0.049	0.002	0.257	***	0.028	0.002	0.148	***	0.028	0.004	0.149	***
戦前・第1戦後					-0.079	0.019	-0.041	***	-0.062	0.019	-0.032	**	-0.062	0.019	-0.032	**
団塊J・新人類J					0.051	0.020	0.023	**	0.030	0.020	0.014		0.031	0.020	0.014	
完全失業率					-0.208	0.012	-0.148	***	-0.205	0.012	-0.146	***	-0.205	0.012	-0.146	***
相対所得									0.181	0.014	0.151	***				
richer													0.176	0.051	0.055	**
poorer													-0.181	0.014	-0.122	***
調整済みR ²		0.137				0.154				0.163				0.163		
BIC		-6855.129				-7122.648				-7278.827				-7269.248		
F値		145.689***				140.894***				143.688***				136.837***		
有意確率F変化量		***				***				***				***		
N										14640						

注1) *: p<.10, **: p<.05, ***: p<.001

注2) b: 非標準化係数, SE: 標準誤差, β : 標準化係数, p: 有意確立

コーホートと時代の影響を考慮したモデル2からは、コーホート・時代を示す変数とも統計的に有意な結果となっており、階層帰属意識においてもAPC効果が確認された。コーホート・時代の変数を統制することによりR²は0.017上昇し、BICも大きく改善される。影響の仕方は生活満足度とほぼ一致し、「団塊・新人類」より「戦前・第1戦後」コーホートの階層帰属意識は低く、「団塊ジュニア・新人類ジュニア」は階層帰属意識が有意に高い。時代の効果を表す完全失業率もマイナス方向に有意となっており、完全失業率が高い時代であるほど階層帰属意識は低くなる。

また、モデル3からこれらの要因を統制した上でも相対所得の効果は有意であることが明らかとなった。相対所得の影響の方向は生活満足度と同様、プラスであり、相対所得が高い(低い)ことは階層帰属意識に正(負)の影響を与える。さらに、相対所得を統制することにより、年齢・結婚状態・世帯所得・コーホート・時代の影響が減少し、学歴の効果が強化されるという、生活満足度と類似した結果が得られた。階層帰属意識においても相対所得を統制したことによる世帯所得の β の減少が著しく確認される。よって、階層帰属意識においても仮説1が支

持される結果となった。

モデル4においては、richer変数(n: 6037)はプラス方向に、poorer変数(n: 9503)はマイナス方向に有意な効果を持つことが分かった。ただし、ここでもricherの β は、poorerの β より小さく、相対所得が準拠集団より少ないことが階層帰属意識に与える負の影響が、相対所得が多いことが階層帰属意識に与える正の影響より強いことがわかる。よって、階層帰属意識においても相対所得の非対称的な効果が確認され、仮説2は支持される。

次に、階層帰属意識に対する相対所得の影響の時系列的変化をみる(表4)。まず、モデル1のR²の変化をみると、1985年0.088から2015年は0.194までと時点とともに大きくなり、1985年以降客観的階層要因と階層帰属意識の関連が強まっていくとの先行研究の知見と同じ結果が得られた。また、その傾向は生活満足度よりも顕著なものである。

相対所得を追加で投入したモデル2をみると、1985年においては相対所得が統計的に有意な影響を及ぼさないものの、1995年以降においてはプラス方向に有意な影響を与えており、生活満足度と同様な結果が得られた。また、相対所得を追加で投入することによるR²の増分は生活満足度よりも大き

相対所得が階層意識に及ぼす影響

表4 相対所得効果の時系列的変 (階層帰属意識)

	1985年												1995年											
	モデル1				モデル2				モデル3				モデル1				モデル2				モデル3			
	b	SE	β	p	b	SE	β	p	b	SE	β	p	b	SE	β	p	b	SE	β	p	b	SE	β	p
世帯収入	0.067	0.005	0.243	***	0.063	0.008	0.228	***	0.084	0.016	0.306	***	0.038	0.003	0.236	***	0.020	0.004	0.124	***	0.015	0.006	0.093	**
相対所得	0.024 0.039 0.018												0.174 0.025 0.154											
richer													-0.225 0.159 -0.068											
poorer													-0.008 0.041 -0.005											
調整済みR ²	0.088				0.088				0.088				0.126				0.137				0.137			
BIC	-1145.073				-1137.404				-1131.984				-1963.984				-2003.627				-1996.477			
N	3139												4043											

	2005年												2015年											
	モデル1				モデル2				モデル3				モデル1				モデル2				モデル3			
	b	SE	β	p	b	SE	β	p	b	SE	β	p	b	SE	β	p	b	SE	β	p	b	SE	β	p
世帯収入	0.058	0.004	0.280	***	0.026	0.006	0.125	***	0.030	0.009	0.143	**	0.059	0.003	0.300	***	0.035	0.004	0.178	***	0.048	0.008	0.246	***
相対所得	0.239 0.030 0.203												0.195 0.026 0.167											
richer													0.182 0.120 0.058											
poorer													-0.238 0.031 -0.165											
調整済みR ²	0.175				0.191				0.191				0.194				0.205				0.205			
BIC	-1389.114				-1442.575				-1434.751				-2537.472				-2585.169				-2581.344			
N	3179												4348											

く、相対所得の持つ影響力は階層帰属意識においてより強いといえる。モデル3においては、相対所得の非対称的な効果が確認された。1995年においてはricher・poorer変数ともに統計的に有意な影響を持つが、poorerの β の絶対値がより大きく、2005年・2015年においてはpoorer変数のみ統計的に有意な効果を持ち、相対所得効果の非対称性がより明確なものとなることが確認された。

さらに、相対所得の非標準化係数bと相対所得を投入することによるR²の増分の時系列的变化から、相対所得の影響力は1995年から2005年にかけて増大し、2005年から2015年にかけて若干弱まるという、生活満足度と同じトレンドが確認された。相対所得の効果は1995年以降になると現れ、また、その影響の大きさは時代により異なることが確認できた。よって、階層帰属意識においても仮説3は支持される。

5. 結論

従来の研究において、階層意識は客観的階層要因との関連が弱く、変化する社会経済的状況とあまり対応しないことが指摘されてきた。そしてそのパラドキシカルな状況には準拠集団内部における相対的な所得が関与していることが特に海外のSWB領域において指摘されてきた。しかし、日本の階層意識研究領域においては、階層意識に対する相対所得の検証とその時系列的検証は十分に行われておらず、相対所得が階層意識にどのような影響を与えるか、またその影響が時代によってどのように変化したかが十分に明らかにされてこなかった。そのことから本研究においては、階層意識に対する相対所得

の影響をより総合的な視点から検証することを試みた。従来の相対所得の検証は主に海外におけるSWBの分野において行われてきたが、本研究においては、階層に関する評価的側面を持つ生活満足度と、認知的な側面を持つ階層帰属意識の、両階層意識を取り上げ、階層意識に対する相対所得の効果を比較・検証することを目的とした。さらに検証に当たっては1985年から2015年までのSSM調査データを用い、統合データを用いた検証と時点ごとの検証の両方を行った。それにより、相対所得の影響の全体的傾向を確認するとともに、相対所得の持つ影響の時系列的变化をみることができた。

検証から得られた知見は以下5つにまとめられる。

- 1) 生活満足度・階層帰属意識の両階層意識においてAPC効果が確認される。年齢の効果はU字曲線を描くものであり、「団塊・新人類」コーホートに比べ、「戦前・第1戦後」は低い階層意識を、「団塊ジュニア・新人類ジュニア」は高い階層意識を持つ。また、完全失業率は階層意識に負の影響を与える。
- 2) 客観的階層要因・APC効果を考慮した上でも相対所得は両階層意識において独自の影響を持つ。効果の方向は一致しており、相対所得が高い(低い)ことは階層意識を高める(低める)効果を持つ。
- 3) 相対所得の効果は、非対称的であり、準拠集団より高い所得を得ることより、低い所得を得ることによる効果がより大きい。
- 4) 階層意識と客観的階層要因の関連は近年、強まっている。ただし、その傾向は階層帰属意識においてより顕著である。
- 5) 相対所得は1995年以降、統計的に有意な影響を及ぼす。また、その影響の大きさは時代により異なる。両階層

意識において1995年から2005年にかけて相対所得の影響力が増大し、2005年から2015年にかけて相対所得の影響力が若干減少するという共通のトレンドがみられる。

階層意識は客観的階層要因の影響のみならず、年齢・時代・コーホートによる影響を受けるものであり、準拠集団内での相対的位置の影響を受けるものであることが本研究により明らかとなった。1995年以降において相対所得は階層意識の規定要因の一つとなったのである。またその影響の程度は時代により変化し続けてきたことが確認された。

階層帰属意識における先行研究の重要な知見のひとつとして挙げられることは、1985年以降、階層的地位と階層帰属意識の関係が強まりつつあるということである。しかし、このような現象は階層帰属意識のみならず、その程度は階層帰属意識に比べて弱いものの、生活満足度においてもみられる現象であることが確認された。また、相対所得の及ぼす影響の方向とトレンドが階層帰属意識と生活満足度において基本的に一致し、相対所得の効果は、あまり検証されてこなかった階層帰属意識においてより強いものであることが本研究により明らかとなった。また、相対所得の影響力が1995年から2005年にかけて増加し、2015年になると若干弱まるという共通のトレンドが両階層意識においてみられているのは興味深い。しかも1995年・2005年の階層帰属意識における相対所得の β 、2005年の生活満足度における相対所得の β は、世帯所得よりも大きいことがわかった。このような結果はどのように解釈されるべきだろうか。

1985年以降にみられる客観的階層要因と階層帰属意識の関連の強まりは、「社会リテラシーの向上」という枠組みから解釈されてきた。つまり1980年代以降、高度経済成長期から低成長期に突入し、社会の変化が緩やかとなっている中で人々は社会に対する情報を蓄積していき、社会の中で自分の占める位置を比較的正確に見極められるようになった(吉川, 1999; 神林, 2011; 数土編, 2015) という解釈である。この解釈から本研究の結果を考えると、「社会のリテラシーの向上」は、二つのプロセスを持つものであったと考えることができる。社会に対するリテラシーは、まず「準拠集団内でのリテラシーの向上」を経た後、「社会全体のリテラシーの向上」へ

移行していったことを本研究の結果は示唆する。

最後に本研究の課題を述べたい。この研究においては、準拠集団を年齢・性別・学歴を共有する人々としてとらえていた。しかし、人々がどのような集団を準拠集団として設定しているかは議論の余地がある。実際、相対所得を検証した研究における準拠集団の操作化には相違がみられ⁶⁾、飯田(2009)は、アンケート調査を実施し、人々は準拠集団として職業や年齢、平均所得が類似する人々を準拠集団として想定していると指摘している。階層意識においてどの準拠集団の影響がより大きいのか、より詳細な検討が求められる。

また今後、他の階層意識・SWB項目に対して相対所得の持つ影響を検証していく必要がある。特にSWBは、人間科学の諸分野における共通の変数である。本研究の結果から相対所得が他のSWBに影響している可能性が示唆される。主観的健康、ディストレス、抑うつ傾向、教育意識などの項目に対して相対所得がどのように影響するかを、比較・検証していくことが求められる。

【付記】

本稿は、コン・アラン(2018)「戦後日本における階層帰属意識の規定要因：世代内移動と準拠集団に注目して」石田淳編「2015年SSM調査報告書8意識I(2015年SSM調査研究会)」1-16.を一部抜粋、大幅に修正したものである。

【謝辞】

本研究はJSPS科研費特別推進研究事業(課題番号JP25000001)に伴う成果の一つであり、本データ使用にあたっては2015年SSM調査データ管理委員会の許可を得た。

【注】

1) 原(1990, p. 1)は、階層意識の研究を①階層と関連でとらえられた社会諸意識の分析、②階層(あるいは階級)についての意識の、大きく2種類に分けることができるという。①の研究としては特に階層との関連が重視されるものとして政治意識、生活満足(不満)意識の分析が伝統的なテーマとして挙げられ、②の研究としては階級・階層観、階級・階層帰属意識、社会移動アスピレーション(出生意識)

の分析が伝統的なテーマとして挙げられている。本研究ではこの定義にしたがって階層意識という用語を用いている。

- 2) 原 (1990) 2 ページの表を参考にした。
- 3) 世帯所得額に 1 を足した値を用いる。
- 4) 職種に関係なく、従業上の地位がパート・アルバイト、派遣、契約、嘱託、臨時雇用であり、かつ男性の場合や女性で結婚状態が未婚、離・死別である場合は非正規職に、既婚者の女性の場合はパート主婦に分類した。
- 5) ①戦前：1899-1928年生まれ（この調査では1916年生まれが最年長となるので1916-1928年生まれ）、②第1戦後：1929-1943年生まれ、③団塊：1944-1953年生まれ、④新人類：1954-1968年生まれ、⑤団塊ジュニア：1969-1988年生まれ、⑥新人類ジュニア：1989-1992年生まれ（この調査では1995年生まれ最年少となるので1995年までを新人類ジュニアとする）となる。
- 6) Ferrer-i-Carbonell (2005) は学歴・年齢・居住地域を、McBride (2001)・Caporale et al. (2009) は年齢を、Akay & Martinsson (2008) は年齢・土地所有面積・地域を、Senik (2008) は性別・学歴・職業継続年数・職業・産業・地域・雇用形態で構成された所得回帰式を使い相対所得を把握するなど、準拠集団を設定する方法は多様である。

[引用文献]

- Akay, A., & Martinsson, P. (2008). Does Relative Income Matter for the Very Poor? Evidence from Rural Ethiopia. *IZA Discussion Paper*. 3812, 1-10.
- Blanchflower, D. G., & Oswald, A. (2007). Is Well-Being U-Shaped Over the Life Cycle?. *NBER Working Paper*. 12935, 2-27.
- Caporale, G. M., Georgelis, Y., Tsitsianis, N., & Yin, Y. P. (2009). Income and happiness across Europe: Do reference values matter?. *Journal of economic psychology*. 30, 42-51.
- Clark, A.E. & Oswald, A. J. (1994). Unhappiness and unemployment. *The economic Journal*. 104 (424), 648-59.
- Clark, A. E., Frijters, P., & Shields, M. A. (2008). Relative Income, Happiness and Utility: An Explanation for the Easterlin Paradox and Other Puzzles. *Journal of Economic Literature*. 46 (1), 95-144.
- Duesenberry, J. S. (1949). *Income Saving and the Theory of Consumer Behavior*. Harvard University Press.
- Easterlin, R.A. (1974). Does Economic Growth Improve the Human Lot?. David, P. A. & Reder, M. W. eds. *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honor of Moses Abramowitz*. Academic Press, 89-125.
- Easterlin, R.A. (1995). Will raising the incomes of all increase the happiness of all?. *Journal of Economic Perspectives*. 14, 7-26.
- Easterlin, R.A. (2001). Income and Happiness: Towards a Unified Theory. *The Economic Journal*. 111, 465-84.
- Ferrer-i-Carbonell, A. (2005). Income and Well-being: An empirical analysis of the comparison income effect. *Journal of Public Economics*. 89 (5-6), 997-1019.
- Firebaugh, G. (1997). *Analyzing Repeated Surveys*. Thousand Oaks: Sage.
- Frey, B.S. & Stutzer, A. (2000). Happiness, Economy, and institutions. *Economic Journal*. 110, 918-938.
- Goerke, L., & Pannenberg, M. (2015). Direct evidence for income comparison and subjective well-being across reference groups. *Economic Letters*. 137, 95-101.
- 浜田宏 (2001). 経済的地位の自己評価と準拠集団： δ 区間モデルによる定式化 社会学評論, 52 (2), 283-99.
- 原純輔 (1990). 階層意識研究の課題 原純輔 (編) 現代日本の階層構造2：階層意識の動態 東京大学出版会, 1-21.
- 樋口美雄・何芳 (2013). 日本における女性の生活満足度と幸福度：パネルデータによる相対所得仮説と順応仮説の検証 季刊家計経済研究, 99, 62-73.
- 星敦士 (2000). 階層帰属意識の判断基準と比較基準：準拠枠としてのネットワークの機能 社会学評論, 51 (1), 120-35.
- 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
- 石田淳 (2011). 相対的剥奪と準拠集団の計量モデル: Yitzhakiの個人相対的剥奪指数の応用 理論と方法, 26 (2), 371-88.
- 神林博史 (2011). 中流意識と日本社会: 階層帰属意識の時代的变化とその意味 盛山和夫・片瀬一男・三輪哲 (編) 日本の社会階層とそのメカニズム: 不平等を問い直す 白桃書房 pp. 151-84.
- 吉川徹 (1999). 「中」意識の静かな変容: 階層評価基準の時点間比較分析 社会学評論, 50 (2), 216-30.
- 小林大祐 (2004). 階層帰属意識に対する地域特性の効果: 準拠集団か認識空間か 社会学評論, 55 (3), 348-66.
- 小林大祐 (2016). 生活満足感に関する加齢効果・コーホート効果・時代効果 太郎丸博 (編) 後期近代と価値意識の変容: 日本人の意識1973-2008 東京大学出版会 pp. 75-92.
- 高坂健次・宮野勝 (1990). 階層イメージ: イメージ形成過程への数理的アプローチ 原純輔 (編) 現代日本の階層構造2 東京大学出版会 pp. 47-70.
- Luttmer, E. F. P. (2004). Neighbors as negatives: Relative earnings and well-being. *National Bureau of Economic Research Working Paper*, 10667, 1-49.
- Marx, K. (1859). *Zur Kritik der politischen Ökonomi*. (杉本俊郎訳 (1964). 経済学批判: 序言 マルクス=エンゲルス全集 第13巻 大月書店.)
- McBride, M. (2001). Relative-income effects on subjective well-being in the cross-section. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 45, 251-278.
- 直井道子 (1979). 階層意識と階級意識 富永健一 (編) 日本の階層構造 東京大学出版会 pp. 365-388.
- NHK放送文化研究所 (編) (2010). 現代日本人の意識構造 (第7版) NHK出版.
- 小塩隆士・浦川邦夫 (2012). 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 経済研究, 63 (1), 42-55.
- 小塩隆士 (2014). 「幸せ」の決まり方 日本経済新聞出版社.
- 盛山和夫 (1990). 中意識の意味: 階層帰属意識の変化の構造 理論と方法, 5 (2), 51-71.
- Senik, C. (2008). Ambition and Jealousy: Income Interactions in the 'Old' Europe versus 'New' Europe and the United States. *Economica*, 75, 495-513.
- 宍戸邦章・佐々木尚之 (2012). 日本人の幸福感: 階層的APC AnalysisによるJGSS累積データ2000-2010の分析 社会学評論, 62 (3), 336-355.
- 数土直紀 (2010). 日本人の階層意識 講談社.
- 数土直紀編 (2015). 社会意識から見た日本: 階層意識の新次元 有斐閣.
- 田藤裕祐・宮田尚子 (2016). 仕事の価値と人々の価値志向 太郎丸博 (編) 後期近代と価値意識の変容: 日本人の意識1973-2008 東京大学出版会 pp. 115-127.
- 太郎丸博 (編) (2016). 後期近代と価値意識の変容: 日本人の意識1973-2008 東京大学出版会.
- 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, 73, 61-70.
- Welsch, H. & Kühling, J. (2015). Income Comparison, Income Formation, and Subjective Well-Being: New Evidence on Envy versus Signaling. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, 59, 21-31.