

承認の格差と社会経済的地位

—JGSS-2012 による分析—

源氏田 憲一

実践女子大学

Unequal Distribution of Recognition in Relation with Socio-economic Status:
A Cross-sectional Analysis of the JGSS-2012 Data

Kenichi GENJIDA

Jissen Women's University

This paper examined the relationship between unequal distribution of recognition and socio-economic status based on cross-sectional data JGSS-2012. Using the framework of three modes of recognition by Axel Honneth(1992=2003) (love, rights, and solidarity), three measures of recognition were constructed. The results were as followed. First, higher education led to higher recognition, across the three measures. Second, higher income led to higher recognition, but for women this relationship disappeared when social relationships variables were controlled. Third, employment pattern had effect only on women's "solidarity". The effects of other variables (gender, age, resident area, social relationship) were also examined along with cognitive variable (optimism).

Key Words: JGSS, recognition, socio-economic status

本稿は、現代日本における社会経済的地位に伴う承認格差の問題を、JGSS-2012 のデータを用いて実証的に検討したものである。アクセル・ホネット（1992=2003）の承認の3形態（愛による承認、法による承認、連帯による承認）の枠組みを用いて承認を測定した結果、以下のような結果が得られた。

第一に、学歴が高いほど承認を得ているという結果が一貫して見られた。第二に、世帯年収の高さが承認の高さと関連していたが、女性ではこの効果は社会関係を導入すると消失した。第三に、雇用形態は女性の「連帯による承認」にしか効果を持たなかった。その他、性別、年齢、居住地域や社会関係要因の効果についても検討を行った。また、楽観性という認知的要因の関与も示唆された。

キーワード：JGSS、承認、社会経済的地位

1. 目的

現在、社会理論・社会思想において「承認」概念が現代社会把握のキー概念として注目されている（水上, 2008）。80年代以降に多文化主義やジェンダー、セクシュアリティ、共同体主義の運動の文脈で用いられ始めた（宮本, 2002）承認概念は様々なテーマで言及されるようになっていく。わが国においても、「承認格差」を新たな格差問題として捉える議論がなされている（萱野, 2007）。本研究の課題は、こうした「承認」の格差の問題を、「承認をどの程度受けているか」という主観的経験（自己報告）から探ることである。言い換えれば、社会経済的な地位により、主観的に経験される「承認」に格差がある（不平等に分配されている）のか、という可能性を検討することにある。

承認が注目される一つの背景として、フレイザー（1997=2003）によれば、社会主義国家の崩壊後の「ポスト社会主義」の時代の問題意識の変化があるという。それは、富の再配分から、承認の要求への変化である。社会的弱者は、社会主義的な富の再配分ではなく、自らを社会的に承認することを求めるようになったという。しかしフレイザー（1997=2003）によれば、再配分と承認とは相互に分かち難く結びついているという。彼女はそのような特徴を持つ集合体として、ジェンダーと階級とを取り上げている。男性は女性よりも富と承認を多く得ており、上層階級は下層階級よりも富と承認を多く得ている。そして女性や下層階級は、言わば、承認不足により富の配分が阻害されているとともに、富の配分の不足が承認不足を帰結する状態にあるのである。

同様に日本においても、若者のフリーターや派遣、ニートなどの問題を中心とした格差問題を、承認の問題として再定式化する議論が行われている（萱野, 2007; 雨宮・萱野, 2008）。萱野（2007）によれば、仕事とは承認のための重要な回路であり、社会のなかで承認され、みずからの価値を証明し、アイデンティティを確立するための手段でもある。現在の格差問題は、単に経済的な不平等の問題ではなく、承認の問題でもある。これを敷衍すると、無職であること、非正規雇用であることや、社会経済的に不利な立場にいることは、承認不足に帰結すると考えられる。そのような立場の人々は、社会からの承認がより少ない状態にあり、主観的に経験される承認も少ないであろう。さらに雨宮・萱野（2008）では、こうした承認不足の問題が、他者とのやり取りのなかで自己を実現していかななくてはならない最近の日本社会の傾向により、より大きなウェイトを占めるようになっていくと指摘されている。所属するだけで無条件に承認されるような旧来の関係性が崩れつつある現代日本社会において、人々は他者とのコミュニケーションの中で自らの価値を示していかななくてはならず、常に承認不足の脅威にさらされることとなる。従ってその時々で、他者から承認を得られるかどうかは常に意識化され、承認の問題が非常に大きなウェイトを占めるというのである。

以上の議論から、社会経済的地位、職業の状態により、主観的に経験される承認にも違いが見られると予測される。こうした日本国内における承認格差の問題は、上記のように議論はされているが、実証的に検討した研究は管見する限り見当たらない。社会の中での「承認」の格差の問題を考えると、JGSSのような全国レベルでの代表性のあるデータで検討することの意義を指摘できるであろう。そこで本研究では、主観的に経験される承認と、社会経済的地位との関連について以下の仮説を立て、これを検証する。

仮説：社会経済的地位が高いほど、主観的に経験される承認のレベルも高い

では、その「承認」とはどのように捉えればいいのか。フレイザーや萱野らの議論では承認の重要性は指摘されているが、その内容について厳密に定義されているわけではない。従って、以下では、「承認」の枠組みとして、その包括性と射程の広さで際立っている（水上, 2008）とされる、ホネット（1992=2003）の承認の3形態（愛・友愛、法権利、連帯）を用いて検討する。

ホネットの論に従えば、「承認」に含まれる共通の要素（承認の基礎）とは、相手に一定の価値を認め、「道徳的権威」を与えること、つまり、それに照らして自分の行動を一定のものに制限することになる価値、そのような行為のコントロールをもたらす権威を与えることである（水上, 2008）。人は、

他者を「承認」することにより、その他者に対する自分の行為を何らかの形で制限し、自分の行為に一定のコントロールを受けるようになる。そうした権威（道徳的権威）を他者に認めることが最も基礎的な承認の要素であるといえる。ホネット（1992=2003）によれば、このような「承認」には以下の3形態がある：1）他者からの情緒的気遣いや愛情である「愛による承認」、2）他者からの権利の尊重・責任能力の承認である「法による承認」、3）共同体に対して建設的価値のある能力を持った人格として承認すること・社会的評価である「連帯による承認」。そこで、これらの承認の一側面に焦点化するのではなく、本研究では探索的に、以上の3形態の承認のそれぞれに対応する承認の包括的な指標を用いて、上記の「承認格差」の存在を確認することとする。すなわち、先に指摘した承認と社会経済的地位との関連についての仮説を、ホネットの承認の3形態それぞれについて検討する。

2. 方法

2.1 データ

本研究で用いたデータはJGSS-2012である。JGSS-2012は、全国の20歳から89歳までの男女9,000人を層化2段無作為抽出法により選定して実施された調査であり、A票4,500名、B票4,500名に分かれている。このうち本研究で用いたのはA票の回答者であり、有効回答数は2,332名、回収率は59.1%であった。

2.2 変数

主観的に経験される承認に関する設問は、「愛による承認」に関する設問1問（「周囲の人はおおむね私に好意的である」）、「法による承認」に関する設問1問（「私の権利は社会から尊重されていると感じている」）、「連帯による承認」に関する設問1問（「私は人々から社会に貢献できる人間だと認められている」）、のそれぞれにつき、「そう思う」から「そう思わない」までの4件法でたずねたものを用いた。

また、承認に関連する個人属性として、性別を用いた。さらに、社会経済的地位の変数として、学歴（大学卒業以上（高専、短大含む）、高卒（大学等在学中・大学等中退含む）、高卒未満）、世帯年収、雇用形態を用いた。世帯年収は、「昨年1年間のあなたの家の世帯収入」を「なし」～「2,300万円以上」の19段階で回答したものであるが、平成23年国民生活基礎調査（厚生労働省）の所得調査結果から、世帯年収（平成22年1月から12月までの年収）の中央値427万円を基準とし、これに近い「350万円～450万円未満」をカッティング・ポイントとして、これ以下のグループ（450万円未満）と、これより上のグループ（450万円以上）の2グループに分割し、さらに「回答したくない」または「わからない」と答えたグループを加えた⁽¹⁾3グループの区分で検討した。雇用形態は、「失業」、「無職」、「非正規雇用」、「正規雇用」、「自営」の5区分とした⁽²⁾。加えて、承認に関連すると考えられる社会関係の指標として、婚姻状況（有配偶、無配偶）、親しい友人の数、近隣関係、所属組織の種類数、ボランティア参加の有無、相談相手の種類数、を用いた。近隣関係は、「近所の人はお互いに気にかけている」、「近所的人是、私が困っていたら手助けしてくれる」のそれぞれに「よくあてはまる」～「まったくあてはまらない」までの5件法でたずねたものであり（以下、それぞれ「近隣：気にかける」、「近隣：手助け」と略記）、所属組織の種類数は、「政治関係の団体や会」、「業界団体・同業者団体」、「ボランティアのグループ」、「市民運動・消費者運動のグループ」、「宗教の団体や会」、「スポーツ関係のグループやクラブ」、「趣味の会」、「消費者生活共同組合」のそれぞれの会や組織に入っているかどうかというそれぞれの問いに、「はい」と答えた数を指標とした⁽³⁾。相談相手の種類数は、「悩み事や心配事を相談できる人」を、「配偶者」、「親」、「子ども」、「兄弟姉妹・その他家族・親せき」、「職場の上司または部下」、「職場の同僚」、「その他の仕事関係の人」、「近所の人」、「その他の友人・知人・恋人」の中からあてはまるものをすべて答える形式の設問を用い、回答した関係の種類数を指標とした。

この他、統制変数として、年齢、居住地（大都市の中心部、大都市の郊外、中小都市、町村部、人

家がまばらな農山漁村)、主観的健康度(「あなたの現在の健康状態」を「良い」から「悪い」までの5件法でたずねたもの)、楽観性を用いた。楽観性の指標は、「私には将来の希望が持てず、物事がよい方向に行くとは考えられない」に対して、「強く賛成」から、「強く反対」までの5件法でたずねたものを反転したものである。承認が自分に対するポジティブな見方とも捉えられるため、何事もポジティブに見る傾向を統制するために楽観性の指標を統制変数として用いた。

2.3 分析方法

まず、フレイザー(1997=2003)の議論から推測される、性別と承認との関連を検討するため、承認の3指標を従属変数、性別を独立変数とする、t検定を実施した。次に、承認の3指標を従属変数、学歴、世帯年収区分、雇用形態の指標を独立変数とする、分散分析を、男女別に実施した。男女別に実施したのは、男性と女性とでこれらの変数の意味が異なる可能性を考慮したためである。これらの分散分析の際は、要因の水準ごとに平均値と標準偏差を算出した。

最後に、独立変数相互の関連を勘案し、統制変数を導入した分析を行うために、重回帰分析を実施した。重回帰分析では、承認の3指標それぞれを従属変数とし、男女別に分析を行った。まず、年齢階級、主観的健康、居住地、楽観性、といった統制変数を統制したうえで、社会経済的地位の指標を独立変数として同時に投入したモデルで分析を行い、次に、これに独立変数として社会関係の指標を加えたモデルで分析を行った。前者のモデルで社会経済的地位の変数が効果を持つかを検討され、後者のモデルで、それが社会経済的地位独自の効果なのか、または、社会経済的地位と社会関係との関連によるものなのかが検討されることになる。

3. 結果

3.1 2変数間の関連の検討

最初に確認のため、承認の3指標間の男女別の順位相関と、平均値、標準偏差を表1に示す。各指標は承認されているほど数値が高い。承認の3指標間には.35～.57の中程度の相関関係が認められるが、極端に高い相関というほどではなく、共通の部分を持ちながらも相互に弁別可能な指標であるといえるであろう。従って以下の分析では、承認の3指標を別個に分析していくこととする。

表1 承認の各指標間の順位相関 (Spearman の ρ)

	①	②	③	<i>M</i>	<i>SD</i>
①愛による承認	—	.45***	.43***	2.89	.64
②法による承認	.42***	—	.57***	2.53	.75
③連帯による承認	.35***	.56***	—	2.31	.76

(上段：男性、下段：女性； * $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$)

次にフレイザー(1997=2003)のジェンダーに関する議論から導かれる、承認の男女格差の問題を検討するために、男女別に承認の3指標の平均値を算出し、男女差をt検定で検討した(表2)。

表2 承認の各指標の平均値の比較

	愛による承認	法による承認	連帯による承認
男性	2.85(.65), $n=1,044$	2.54(.74), $n=1,032$	2.36(.75), $n=1,034$
女性	2.93(.63), $n=1,245$	2.52(.76), $n=1,216$	2.27(.76), $n=1,226$
<i>t</i> 値	-2.93**	.67	2.95**
<i>df</i>	2,192.72	2,248.00	2,258.00

(括弧内は *SD* ; * $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$)

承認の 3 指標のうち、男女間で有意差があったものは、「愛による承認」と「連帯による承認」であった。「連帯による承認」では男性のほうが女性よりもより承認を得ていると認識していた。「愛による承認」では、逆に女性のほうが男性よりもより承認を得ていると認識していた。「法による承認」では有意差は見られなかった。

次に、男女別に、社会経済的地位の変数である、学歴、世帯年収区分、雇用形態の各水準（カテゴリ）ごとの承認の 3 指標の平均値を算出し、カテゴリ間の差を分散分析によって検討した（男性 表 3；女性 表 4）。まず男性についてであるが、学歴の要因は承認の 3 指標の全てで有意な効果を持っていた。下位検定の結果、「愛による承認」では、大卒以上と高卒の間に有意差があり、大卒以上が高卒よりも承認を得ていると考えていた。「法による承認」、「連帯による承認」でも同様に、大卒以上が高卒未満、高卒よりも有意により承認を得ていると考えていた。世帯年収区分の要因も、承認の 3 指標全てで有意な効果を持っていた。下位検定の結果、いずれの承認の指標においても 450 万円以上の人達が 450 万円以下の人達や、「わからない」または「答えたくない」人達よりもより承認を得ていると考えていた。雇用形態の要因は承認の 3 指標のいずれでも有意な効果は持っていなかった。

表 3 男性の承認の各指標の平均値の比較

	愛による承認	法による承認	連帯による承認
学歴（同一のアルファベットの添字間で多重比較（Tukey 法, Dunnet の C）有意差あり）			
高卒未満	2.80 (.75), $n=170$	2.39a (.84), $n=166$	2.23a (.79), $n=166$
高卒	2.78a (.67), $n=476$	2.47b (.75), $n=474$	2.29b (.76), $n=474$
大卒以上	2.95a (.58), $n=391$	2.68ab (.66), $n=385$	2.54ab (.69), $n=387$
F 値	8.59***（耐久検定）	13.42***（耐久検定）	14.33***
df	2, 441.12	2, 432.02	2, 1,024.00
世帯年収区分（同一のアルファベットの添字間で多重比較（Dunnet の C）有意差あり）			
450 万未満	2.78a (.72), $n=346$	2.43a (.82), $n=342$	2.25a (.80), $n=344$
450 万以上	2.93ab (.60), $n=461$	2.64ab (.66), $n=454$	2.51ab (.71), $n=455$
DK・拒否	2.77b (.64), $n=231$	2.48b (.75), $n=229$	2.26b (.70), $n=228$
F 値	7.84***（耐久検定）	8.78***（耐久検定）	14.96***（耐久検定）
df	2, 564.77	2, 548.60	2, 577.17
雇用形態（同一のアルファベットの添字間で多重比較（Tukey 法）有意差あり）			
失業	2.73 (.65), $n=37$	2.24 (.86), $n=37$	2.05 (.78), $n=37$
無職	2.85 (.69), $n=252$	2.57 (.82), $n=247$	2.32 (.81), $n=247$
非正規	2.79 (.64), $n=101$	2.50 (.86), $n=100$	2.32 (.76), $n=100$
正規	2.86 (.64), $n=511$	2.54 (.69), $n=506$	2.40 (.72), $n=508$
自営	2.87 (.66), $n=141$	2.57 (.65), $n=140$	2.41 (.72), $n=140$
F 値	.56	1.28（耐久検定）	2.19（耐久検定）
df	4, 1,037.00	4, 185.26	4, 187.68

（括弧内は SD ；* $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$ ）

次に女性についての結果であるが、こちらも学歴の要因は承認の 3 指標いずれにおいても効果を持っていた。下位検定の結果、「愛による承認」では、大卒以上が高卒、高卒未満よりも承認を得ていると考えていた。「法による承認」、「連帯による承認」ではいずれにおいても、全てのカテゴリ間で有意差があり、大卒以上は高卒、高卒未満よりも、高卒は高卒未満よりも、より承認を得ていると考えていた。世帯年収区分の要因は、「法による承認」、「連帯による承認」において有意な効果を持っていた。「愛による承認」では有意な効果は見られなかった。「法による承認」では、下位検定の結果では、450 万円以上の人達が 450 万円以下の人達よりも承認を得ていると考えていた。「連帯による承認」では、

450 万円以上の人達が、450 万円以下、「わからない」または「答えたくない」人達よりも承認を得ていると考えていた。雇用形態の要因は、「連帯による承認」において有意な効果を持っていた。下位検定の結果では、正規雇用の人達が、無職、非正規雇用の人達より承認を得ていると考えていた。

表 4 女性の承認の各指標の平均値の比較

	愛による承認	法による承認	連帯による承認
学歴（同一のアルファベットの添字間で多重比較（Tukey 法, Dunnet の C）有意差あり）			
高卒未満	2.87a (.76), <i>n</i> =216	2.32a(.83), <i>n</i> =207	2.07a(.79), <i>n</i> =212
高卒	2.87b (.63), <i>n</i> =628	2.50a(.77), <i>n</i> =614	2.22a(.78), <i>n</i> =618
大卒以上	3.05ab(.53), <i>n</i> =393	2.65a(.67), <i>n</i> =389	2.57a(.70), <i>n</i> =388
<i>F</i> 値	13.04***（耐久検定）	13.12***（耐久検定）	19.64***
<i>df</i>	2, 535.17	2, 530.06	2, 1,215.00
世帯年収区分（同一のアルファベットの添字間で多重比較（Tukey 法）有意差あり）			
450 万未満	2.88(.68), <i>n</i> =434	2.43a (.77), <i>n</i> =424	2.16a (.79), <i>n</i> =427
450 万以上	2.95(.58), <i>n</i> =426	2.60a (.74), <i>n</i> =423	2.40ab(.74), <i>n</i> =423
DK・拒否	2.95(.64), <i>n</i> =366	2.52 (.76), <i>n</i> =353	2.27b (.77), <i>n</i> =357
<i>F</i> 値	1.73.（耐久検定）	4.99**	10.14***
<i>df</i>	2, 800.62	2, 1,197.00	2, 1,204.00
雇用形態（同一のアルファベットの添字間で多重比較（Tukey 法）有意差あり）			
失業	2.92(.59), <i>n</i> =60	2.47(.77), <i>n</i> =60	2.20 (.78), <i>n</i> =60
無職	2.94(.68), <i>n</i> =527	2.52(.78), <i>n</i> =508	2.20a (.80), <i>n</i> =515
非正規	2.88(.59), <i>n</i> =319	2.45(.74), <i>n</i> =317	2.26b (.77), <i>n</i> =314
正規	2.95(.63), <i>n</i> =223	2.57(.73), <i>n</i> =221	2.45ab(.68), <i>n</i> =221
自営	2.94(.59), <i>n</i> =113	2.57(.71), <i>n</i> =109	2.29 (.73), <i>n</i> =113
<i>F</i> 値	.48	1.03	4.33**
<i>df</i>	4, 1,237.00	4, 1,210.00	4, 1,218.00

（括弧内は *SD* ; * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$ ）

3.2 重回帰分析による検討：統制変数、社会関係指標の導入

次に以上の社会経済的地位の変数（学歴、世帯年収区分、雇用形態）の効果を、統制変数を統制した上で検討するため、承認の 3 指標のそれぞれを従属変数とする重回帰分析を男女別に行った（男性表 5；女性表 6）。統制変数のうち、年齢については、最も人数が多かった 60 歳代を参照カテゴリとする 10 歳区切りで、70 歳以上は同一カテゴリにまとめた。統制変数を統制したモデルは、Model 1, 3, 5, 7, 9, 11 であり、さらに社会関係指標を投入したモデルが Model 2, 4, 6, 8, 10, 12 である。

まず統制変数のみを統制したモデルについて見てみる。まず男性の結果から見る。社会経済的地位の変数のうち、世帯年収区分の 450 万円未満ダミー（参照カテゴリは 450 万円以上）の効果が、承認の 3 指標のいずれでも有意であった。世帯年収が 450 万円未満の人は 450 万円以上の人よりも、いずれの承認もより得ていないという効果であった。また、「愛による承認」については回答拒否・わからないダミーの効果も有意であった。回答拒否・わからないとした人は 450 万円以上の人よりも「愛による承認」を得ていると感じていなかった。学歴については大卒以上ダミー（参照カテゴリは高卒）の効果が、承認の 3 指標のいずれでも有意であった。大卒以上の人は高卒の人より承認を得ていると感じていた。「法による承認」、「連帯による承認」では、高卒未満ダミーの効果も有意であり、高卒の人は高卒未満よりも承認を得ていると感じていた。雇用形態は男性では有意なものではなかった。

次に女性の結果に移る。社会経済的地位の変数のうち、世帯年収区分は 450 万円未満ダミーが「法による承認」、「連帯による承認」において有意な効果を持っていた。世帯年収 450 万円未満は 450 万

表 5 男性の重回帰分析結果

	愛による承認		法による承認		連帯による承認	
	Model1	Model2	Model3	Model4	Model5	Model6
	β	β	β	β	β	β
統制変数						
年齢 (ref : 60 歳代)						
20 歳代	.040	.079	-.138***	-.131**	-.152***	-.109**
30 歳代	-.054	-.021	-.100*	-.089*	-.089*	-.044
40 歳代	-.056	-.010	-.098*	-.088*	-.109*	-.061
50 歳代	-.024	-.007	-.033	-.030	-.021	.004
70 歳以上	.113**	.076	.077	.065	.119**	.089*
主観的健康	.096**	.070*	.105**	.092**	.098**	.073*
居住地 (ref : 中小都市)						
大都市の中心部	.016	.013	-.016	-.017	-.021	-.019
大都市の郊外	.044	.056	-.009	.002	-.022	-.001
町村部	-.022	-.068*	-.004	-.029	.014	-.029
農山漁村	.088**	.071*	.058	.047	.034	.017
楽観性	.157***	.090**	.198***	.168***	.213***	.155***
社会経済的地位						
世帯年収区分 (ref : 450 万以上)						
450 万未満	-.079*	-.051	-.130**	-.126**	-.108**	-.083*
回答拒否・DK	-.077*	-.050	-.052	-.042	-.058	-.030
学歴 (ref : 高卒)						
高卒未満	.001	.005	-.076*	-.075*	-.067*	-.055
大卒以上	.100**	.092**	.133***	.129***	.132***	.123***
雇用形態 (ref : 正規雇用)						
失業ダミー	-.008	-.012	-.028	-.035	-.050	-.056
無職ダミー	-.035	-.005	.036	.041	-.089	-.071
非正規ダミー	-.010	-.002	.049	.049	.016	.023
自営ダミー	.005	.000	.011	.003	-.011	-.032
社会関係指標						
有配偶ダミー		.019		-.032		-.003
親しい友人の数		.101**		.025		.050
近隣 : 気にかける		.004		.029		.089*
近隣 : 手助け		.205***		.042		.031
所属組織種類数		.076*		.022		.117***
ボランティア参加		.004		.071*		.099**
相談相手種類数		.102**		.061		.108**
R^2	.090***	.184***	.138***	.158***	.150***	.228***
Adjusted R^2	.072	.161	.120	.134	.132	.206
	$n=952$		$n=942$		$n=944$	

(* $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$)

表 6 女性の重回帰分析結果

	愛による承認		法による承認		連帯による承認	
	Model7	Model8	Model9	Model10	Model11	Model12
	β	β	β	β	β	β
統制変数						
年齢 (ref: 60 歳代)						
20 歳代	.029	.060	-.097**	-.047	-.067	.013
30 歳代.	-.003	.033	-.099*	-.061	-.113**	-.035
40 歳代	-.005	.002	-.040	-.032	-.049	-.013
50 歳代	.010	.024	-.009	.002	-.033	.001
70 歳以上	.131***	.127**	.080*	.098*	.039	.060
主観的健康	.055	.028	.079*	.058	.090**	.051
居住地 (ref: 中小都市)						
大都市の中心部	-.067*	-.051	.013	.025	-.011	-.001
大都市の郊外	-.006	-.004	.041	.050	.025	.036
町村部	-.043	-.054	-.012	-.018	-.047	-.054
農山漁村	.032	.024	.006	.000	-.050	-.062*
楽観性	.198***	.157***	.169***	.136***	.168***	.110***
社会経済的地位						
世帯年収区分 (ref: 450 万以上)						
450 万未満	-.037	-.025	-.075*	-.052	-.098**	-.066
回答拒否・DK	.011	.009	-.013	.000	-.038	-.024
学歴 (ref: 高卒)						
高卒未満	.011	.028	-.109**	-.082*	-.061	-.012
大卒以上	.120***	.115***	.077*	.069*	.096**	.084**
雇用形態 (ref: 正規雇用)						
失業	-.015	-.003	-.003	-.001	-.049	-.045
無職	-.011	-.015	-.013	-.033	-.129**	-.149**
非正規	.001	-.009	-.023	-.035	-.084*	-.092*
自営	.013	.025	.003	-.002	-.066	-.069*
社会関係指標						
有配偶ダミー		-.054		.011		-.014
親しい友人の数		.053		.007		.106***
近隣: 気にかける		.057		.031		.098*
近隣: 手助け		.157***		.069		.045
所属組織種類数		.034		.052		.111***
ボランティア参加		.006		.081*		.130***
相談相手種類数		.119***		.089**		.077*
R^2	.085***	.159***	.085***	.121***	.100***	.199***
Adjusted R^2	.070	.139	.069	.100	.084	.180
	$n=1,133$		$n=1,110$		$n=1,115$	

(* $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$)

円以上よりこれらの承認を得ていないと感じていた。学歴では大卒以上ダミーの効果が、承認の3指標のいずれでも有意であった。大卒以上が高卒よりも承認を得ていると感じていた。「法による承認」では高卒未満ダミーの効果も有意であり、高卒未満が高卒より「法による承認」を得ていないと感じていた。雇用形態は「連帯による承認」でのみ、無職ダミー、非正規ダミー（参照カテゴリは正規雇用）が有意な効果を持っていた。無職、非正規雇用は正規雇用よりも「連帯による承認」を得ていないと感じていた。

統制変数については、男女とも、楽観性が承認の3指標すべてで有意な効果を持っていた。楽観的なほど、承認を得ていると考えていた。主観的健康は男性で承認の3指標すべて、女性で「法による承認」、「連帯による承認」に効果を持っていた。健康なほど承認を得ていると考えていた。年齢は男女とも70歳以上ダミー（参照カテゴリは60歳代）が「愛による承認」に有意な効果を持っており、60代より70歳以上が「愛による承認」を得ていると考えていた。また、男性の「法による承認」では、20代、30代、40代が60代よりも承認を得ていないと考えており、男性の「連帯による承認」でも20代、30代、40代が60代よりも承認を得ておらず、さらに70歳以上が60代よりも承認を得ていると考えていた。一方、女性の「法による承認」では20代、30代が60代よりも承認を得ておらず、70歳以上は60代よりも承認を得ていると感じていた。また、女性の「連帯による承認」では30代が60代よりも承認を得ていないと感じていた。居住地については「愛による承認」においてのみ効果が見られ、男性の農山漁村居住者が中小都市居住者より「愛による承認」を得ており、女性の大都市中心部居住者が中小都市居住者より「愛による承認」を得ていないと考えていた。

続いて、社会関係指標を投入したモデルを見てみる。まず男性の結果から見る。統制変数のみのモデルで有意だった社会経済的地位の変数のうち、学歴の大卒以上ダミーはすべて有意なままであった。従ってこの変数は社会関係とは独立の効果を持っていると考えられる。高卒未満ダミーの「法による承認」への効果も有意なままであったが、「連帯による承認」への効果は消失した。一方、世帯年収区分の450万円未満ダミー、回答拒否・わからないダミーは、「愛による承認」に対する効果が有意ではなくなっていた。従ってこれらの変数の効果は社会関係とは独立ではない。450万円未満ダミーの「法による承認」、「連帯による承認」への効果は有意なままであり、社会関係と独立の効果と考えられた。

次に女性の結果である。統制変数のみのモデルで有意だった社会経済的地位の変数のうち、学歴の大卒以上ダミーの効果はすべて有意なままであった。この変数の効果は社会関係とは独立であると考えられる。高卒未満ダミーの「法による承認」への効果も有意なままであった。一方、世帯年収区分の効果はすべて消失しており、これらは女性では社会関係と独立ではないと考えられる。雇用形態の「連帯による承認」への効果は、無職ダミー、非正規ダミーとも有意なままであり、さらに Model11では有意ではなかった自営ダミーが、社会関係指標を投入した Model12では有意となっていた。

社会関係指標について見てみると、男性の「愛による承認」では、親しい友人の数、近隣：手助け、所属組織種類数、相談相手種類数が有意であり、友人が多く、近隣の手助けがあり、所属組織や相談相手が多様なほど「愛による承認」を得ていると考えていた。女性の「愛による承認」では、近隣：手助け、相談相手種類数が有意で、近隣の手助けがあり、相談相手が多様なほど「愛による承認」を得ていると考えていた。「法による承認」では、男女ともボランティア参加の有無が有意であり、ボランティアに参加しているほうがしていないときより「法による承認」を得ていると考えていた。また、女性では相談相手種類数も有意で、相談相手が多様なほど「法による承認」を得ていると考えていた。「連帯による承認」では、男女とも、近隣：気にかける、所属組織種類数、ボランティア参加の有無、相談相手種類数が有意であり、近隣が気にかけてくれ、所属組織、相談相手が多様で、ボランティアに参加しているほど「連帯による承認」を得ていると考えていた。女性では親しい友人の数も有意で、友人が多いほど「連帯による承認」を得ていると考えていた。

4. 考察

本研究は、人々が受け取っていると感じる承認に格差があるのではないかという問題意識のもと、社会経済的地位と承認との関連を検討した。その際、ホネット（1992=2003）の承認の3形態の議論に基づき、「愛による承認」、「法による承認」、「連帯による承認」の3指標を作成し、探索的にそれぞれ別個に分析を実施した。

本研究の結果から、仮説どおりに承認と社会経済的地位の変数との関連が幾つか見られ、社会経済的地位が高いとより承認を得ていると感じているという、承認の社会的な格差があることが明らかとなった。最も明確に効果が認められたのは学歴であり、2変数の関連の分析において、大卒以上と高卒以下との承認の格差がほぼ全ての承認の指標で見られた。唯一の例外は男性の「愛による承認」であり、高卒未満と大卒以上との差が見られなかった。また、重回帰分析の結果では「法による承認」においては男女とも高卒未満と高卒との間にも差が見られ、権利を認められているという意識の高さに、高卒未満<高卒<大卒以上、という階層性が見られた。こうした承認における大卒以上の優位性は統制変数を統制した重回帰分析でも認められた。さらに社会関係指標を同時に投入した分析においても、大卒以上の効果は独立しており、学歴による承認の格差は、学歴の高さが社会関係を豊かにする効果（cf. フィッシャー、1982=2002）とは独立であることが示された。すなわち、学歴の高さ（特に大卒以上であること）が直接に、周囲の人から好意を持たれており（愛による承認）、権利が社会的に尊重されており（法による承認）、社会的貢献を認められている（連帯による承認）、という意識を高めるといことである。このうち、後二者（法による承認、連帯による承認）については、社会関係の豊かさとは異なる要素を含むと考えられる。権利を認められることや、貢献を認められることは、例えば人づきあいの良さなどといった要因とは別の、個人の地位の高さといったことが影響する可能性がある。恐らく、学歴の高さによる社会的地位の高さが、承認という社会的な尊重と関連しているであろう。しかし、周囲からの好意として測定した「愛による承認」についても社会関係指標と独立の効果が見られたことには注意が必要である。楽観性という認知的要因は統制してあるが、学歴に伴う何らかの認知の歪みが生じている可能性もある。

社会経済的地位でその次に効果が広く見られた変数は世帯年収である。厚生労働省の国民生活基礎調査の世帯年収のデータに基づき、そこでの中央値近くの450万円以上／未満との違いを中心に検討した結果、「法による承認」、「連帯による承認」については男女ともに、450万円以上と450万円未満との違いが見られた。これは2変数の関連の分析だけでなく、統制変数を統制した重回帰分析でも同じであった。年収が高いと、権利を尊重され、貢献を認められていると感じているということである。一方、「愛による承認」では男性においてのみ450万円以上と450万円未満との差異が見られ、女性においてはそうした効果は見られなかった。加えて、社会関係指標を考慮すると、男性の「法による承認」、「連帯による承認」への効果は有意なままであったが、女性での世帯年収の効果は全て消失し、男性の「愛による承認」への効果も消失した。学歴と同様、男性の「法による承認」、「連帯による承認」に対しては、世帯年収の高さによる地位の高さが、社会関係の豊かさとは独立に効果を持ったのであろう。一方、女性の「法による承認」、「連帯による承認」に対する世帯年収の効果は、社会関係の豊かさと世帯年収との関連性による可能性がある。女性においてはこれらの形態の承認は直接的には年収と関連する社会関係要因によって説明されるのであるかもしれない。同様に、男性の「愛による承認」に対する世帯年収の効果も、より直接的には年収と関わる社会関係の豊かさによって規定されている可能性がある。

一方、雇用形態は萱野（2007）での議論に反し、ほとんど効果を持たなかった。唯一効果が見られたのは女性の「連帯による承認」において、正規雇用が無職・非正規雇用より貢献を認められていると感じているという結果のみであった。これは非正規雇用・ニートなどを承認不足の問題と捉える雨宮・萱野（2011）の議論と合致する。恐らく雨宮・萱野（2011）で論じている「承認」はホネット（1992=2003）の言う「連帯による承認」（貢献を認められること）なのであろう。しかし、男性においては雇用形態の効果は全く見られず、女性においても失業者と正規雇用者との差異は見られなかった。男性におい

て雇用形態が効果を持たなかったことは、男性における雇用の相対的な重要性を考えると意外な結果である。ただし、表3の平均値の値を見る限りでは男性の失業者の「連帯による承認」の低さは際立っている。男性の人数分布の正規雇用以外が少ないことによる、検定力の低さも関連しているかもしれない。女性の失業者で有意な結果が得られなかったのも、この層の人数の少なさによる可能性がある。また、男性において女性よりも正規雇用者が多いことを考えると、女性の正規雇用者は限られた（ある意味で「選ばれた」）人達であるのに対し、男性にとっては正規雇用が比較的当然のことであるのかもしれない。そのため、女性の正規雇用者に比べて男性の正規雇用者が特別視されていないことで、感じられる承認の格差が縮小している可能性が考えられる。今後はこうした社会的比較の観点からも承認の経験を考慮する必要があるかもしれない。

次に主要な結果である社会経済的地位以外の結果について見ていく。まず属性については、表1の結果から、男女差は承認の指標によって違いが見られた。フレイザー（1997=2003）の議論と重なるように、「連帯による承認」では男性のほうが女性よりも承認を得ていると感じていた。男性のほうが貢献を認められていると感じているということであり、男女間での承認格差が確認された。一方、「愛による承認」では逆に、女性のほうが男性よりも承認を得ていると感じていた。男性のほうが女性よりも社会的に孤立しやすいという知見（石田，2011）を考えると、これは男性が女性よりも人間関係が希薄であり、周囲からの好意を感じられないということであると考えられる。従って、フレイザー（1997=2003）の男女格差の議論はホネット（1992=2003）の「連帯による承認」の側面のみ当てはまり、「愛による承認」においては逆に男性が、いわば「承認弱者」の立場にあるといえることができる。一方、「法による承認」では男女差は見られなかった。

年齢については、重回帰分析の結果からは、若年層（20、30歳代）の「承認弱者」ぶりが見て取れた。男性の20～40歳代は「法による承認」、「連帯による承認」を感じられておらず、女性の20、30歳代も「法による承認」を感じられていない。先に述べたように、萱野（2007）は近年の日本における承認問題の深刻化を指摘しているが、さらに、若年層での承認不足の深刻化と、それが年長者に理解されない状況も指摘している。今回の年齢についての効果の結果はこうした指摘と重なるものと考えられることもできる。他方、単に目上の人間と目下の人間の格差という、日本における、年齢階級による地位の違いの可能性もある。実際、重回帰分析結果からも、70歳代以上は承認のいくつかの指標でより承認されていると感じていることが見て取れる。

居住地域についてはほとんど効果が見られないが、「愛による承認」において、男性の農山漁村居住者がより承認されていると感じ、女性の大都市中心部居住者がより承認されていないと感じていた。フィッシャー（1982=2002）は都市化が個人的ネットワークに及ぼす効果について、都市化が社会関係を衰退させる「コミュニティ衰退論」と、都市化が社会関係を活性化させる「下位文化理論」とを対比させ、後者の立場から研究を進めているが、居住地域についての本研究の結果は、むしろ「コミュニティ衰退論」と合致する。すなわち、都市度の低い農山漁村の男性が周囲からの好意をより感じ、都市度の高い大都市中心部居住の女性が周囲からの好意をより感じていない、という結果である。これは日本のJGSS-2003のデータを分析した石田（2011）で、地方居住者において都市部居住者よりも孤立のリスクが高かったことと合致しない結果である。都市化が社会関係を活性化するのか、衰退させるのか、それに「愛による承認」がどのように関わっているのか、今回の分析だけでは不明であり、今後検討されるべきであろう。これと関連して、フィッシャー（1982=2002）において、都市部住民が身近な範囲を超えた地域住民一般に対しては地方よりも不信感を抱いている、という結果が出ていることから、周囲の人からの好意として測定した「愛による承認」の「周囲の人」とはどの範囲の人々であったのかという点も焦点となるであろう。

この他、社会関係指標においては、相談相手が多様であること（相談相手種類数）が比較的広い範囲（女性の全ての承認の形態と、男性の「愛による承認」と「連帯による承認」）の承認の経験にプラスの効果があること、楽観性は男女とも全ての承認の形態で一貫して効果があることが示された。従って、相談相手という、比較的個人的な関係の構築や、楽観性という認知的な要因も、承認の主観的

な経験を高めるのに役立つということであろう。

以上のように、本研究の結果は、理論的に進められてきた承認格差の問題を実証的に示したものであり、従来議論されてきた、社会経済的地位、性差、年齢差といった承認格差の要因の効果を明らかにすることができた。また、都市度やパーソナルな関係、認知的要因など、その他の関連要因についても示唆する結果が得られた。そして承認の3形態を区別することにより、承認を多面的に検討し、それぞれの側面の異同を明らかにすることの必要性が示された。特に「愛による承認」は全体として社会経済的地位の変数の独自の効果が少ないという傾向が見られた。今後も理論的な考察と実証的な研究とを車の両輪として承認の研究を進めていくことが重要であると考えられ、本研究は実証研究の面からそうした歩みに対して一定の貢献をすることができたのではないかと考えられる。

[Acknowledgement]

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学 JGSS 研究センター（文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点）が、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施している研究プロジェクトである。

[注]

- (1) 「回答したくない」、「わからない」という回答者を加えたのは、これらの回答比率が比較的高く（有効パーセントで 25.2%）、このグループを分析から除外すると後の重回帰分析で結果に偏りが生じる可能性があったことと、こうした回答傾向にも独自の意味がある可能性を考慮したことの2つの理由による。
- (2) 「失業」と「無職」の区分は、先週収入をとまなう仕事をしていない人のうち、仕事を探している人を「失業」、それ以外を「無職」とした。
- (3) 所属組織種類数にボランティア組織が含まれており、これとは別にボランティア参加の有無の指標も用いているが、前者が組織参加の側面の指標であるのに対し、後者は活動としてのボランティア（過去1年間の活動経験）であるため、違う側面として区別した。恐らく重なる部分もあるとは思われるが、所属意識のない活動や、活動実績のない所属、といったこれら2指標での齟齬を想定してのことである。

[参考文献]

- 雨宮処凛・萱野稔人, 2008, 『「生きづらさ」について—貧困、アイデンティティ、ナショナリズム』光文社。
- Fischer, Claude S., 1982, *To Dwell among Friends: Personal Networks in Town and City*. Chicago: The University of Chicago Press. (=2002, 松本康・前田尚子訳『友人のあいだで暮らす』未来社.)
- Fraser, Nancy, 1997, *Justice Interruptus: Critical Reflection on the "Postsocialist" Condition*, New York: Routledge. (=2003, 仲正昌樹監訳『中断された正義—「ポスト社会主義的」条件をめぐる批判的省察』御茶の水書房.)
- Honneth, Axel, 1992, *Kampf um Anerkennung: Zur Moralischen Grammatik Sozialer Konflikte*, Frankfurt: Suhrkamp. (=2003, 山本啓・直江清隆訳『承認をめぐる闘争—社会的コンフリクトの道徳的文法』法政大学出版局.)
- 石田光規, 2011, 『孤立の社会学—無縁社会の処方箋』勁草書房。
- 萱野稔人, 2007, 『「承認格差」を生きる若者たち—なぜ年長世代と話がつかないのか』『論座』2007年7月号:55-61.
- 水上英徳, 2008, 「アクセル・ホネットにおける承認の行為論—承認論の基礎」『大分県立芸術文化短期大学研究紀要』46:89-102.
- 宮本真也, 2002, 「承認とコミュニケーション」『年報人間科学』23:1-20.