

# 階層地位と一般的信頼

——相対的な階層地位を用いた分析の試み——

金 政芸

KIM Jeongwoon

## 1 序 論

本稿の目的は、階層地位と一般的信頼の関係を計量分析から明らかにすることである。日本での一般的信頼に関する代表的な実証研究としては、コミットメント関係の呪縛から人々を解放し、その関係の外部にある機会を利用できるようにしてくれるものとして、一般的信頼の重要性を強調した山岸（1998, 1999）があげられる。日本ではこの山岸の研究以来、一般的信頼に関する研究がさらに活発に行われるようになった。その中で階層地位と一般的信頼の関係についての研究も進められ、階層地位の高さと一般的信頼の間にはおおむね正の関係が存在するといった知見が複数の研究から得られてきた。学歴については、山岸（1999）も偏差値が高い大学ほど一般的信頼の平均が高いことを指摘している。国民性調査の分析を行なった三宅（1998）でも、学歴が一般的信頼を高める効果をもつことが確認された。また、職業的な階層地位についてはブルーカラーが負の効果をもち、経済的な階層地位については世帯収入が正の効果をもつといった知見が複数の研究から得られている（岩淵 2008；稲垣 2009；小林 2009 など）。

一方で、他人や過去のある時点に基づいて本人の所得を相対化したものである相対所得から一般的信頼を説明した研究も存在する（小塩・浦川 2012；上村・駒村 2014）。この相対所得は、経済的な階層地位を相対的に捉えたものの一つといえる

が、階層地位の他の側面、すなわち本人の学歴と職業的な地位を相対化したものを用いて一般的信頼を説明する研究はまだ見当たらない。そこで本稿では、学歴地位、職業地位、経済地位といった絶対的な階層地位だけではなく、その階層地位を相対化したものを用いて階層地位と一般的信頼の関係を多元的に検討していく。

## 2 階層地位の相対化

### 2.1 相対所得

先述したように、本稿で注目する相対的な階層地位のうち、相対的な経済地位に関する理論として相対所得仮説といったものがある。相対所得仮説は、消費は絶対的所得のみにより決定されるとするケインズの消費関数に対する批判理論として Duesenberry（1949）が唱えた仮説である。この仮説では、消費は絶対的な所得だけではなく、本人の所得に対する主観的な評価にも影響されるとする。たとえば、同じ年収を得ている A 氏と B 氏が、同じモデルの車を欲しがっているとしよう。A 氏は自分はその車を買うのに十分な収入を得ている感じている（＝相対所得が高い）のに対し、B 氏は自分の年収ではその車はあまりにも高いと感じている（＝相対所得が低い）。この場合、おそらく A 氏はあまり悩まず車を購入するだろう。しかし、自分の年収は低いほうだと感じている B 氏は、その車の購入をあきらめ、より安い車を探したり貯蓄に回したりする可能性が高い。このように絶対的な所得は同じでも、相対所

得の違いによって当人の消費行動が変わってくるとするのが相対所得仮説である。

相対所得は、幸福感や生活満足度といった主観的厚生に影響することが知られている。国や周りの世帯、同じ社会経済的地位をもつ準拠集団と自分の所得を比べることから生じる相対所得が主観的厚生に影響を与えるといった知見が複数の研究から得られている (McBride 2001; Clark et al. 2008; Ferrer-i-Carbonell 2005 など)。日本でも、相対所得が主観的厚生に影響を与えることが確認されている (筒井 2009; Oshio et al. 2011 など)。

本稿で影響の検討を行う一般的信頼と相対所得の関係については、先述した小塩・浦川 (2012) と上村・駒村 (2014) が代表的な研究としてあげられる。小塩・浦川 (2012) は、インターネット調査によるデータから、主観的厚生の重要な構成要素である幸福度、主観的健康観と相対所得の関係を分析するとともに、主観的厚生と高い相関をもつ一般的信頼との関係の分析も行なった。分析から、男性は相対的な世帯収入と個人収入の両方も一般的信頼への正の効果をもつが、女性は相対的な世帯収入のみ正の効果をもつといった知見が得られた。上村・駒村 (2014) は、JGSS のデータを用いて、15 歳のときと現在の間にある主観的な世帯収入の差を相対所得とし、一般的信頼との関係を分析した。分析の結果、主観的な世帯収入の変化が一般的信頼に影響を与えていた。また、男女別の分析から、男性は相対所得の上昇が一般的信頼に影響を与えやすく、女性は相対所得の低下に影響されやすいといった知見が得られた。

相対所得は、その相対化の方法の違いから分類することができる。Duesenberry (1949) によると、相対所得には空間に依存するものと時間に依存するものがある<sup>1)</sup>。多少高価な商品でも周りの

友人が皆それを持っていれば、無理をしてでも購入する人は少なくない。それは友人集団という「空間」が相対化の対象となっているからである。また、去年より今年の収入が減少したとしても、人には以前の生活水準を保とうとする傾向があるため、消費があまり減少しないことが多い。こうした消費は、「時間」に依存する相対所得によるものといえよう。同じ性別・年齢代の集団と同級生集団に準拠して相対化を行った小塩・浦川 (2012) は、空間に依存する相対所得を用いた研究であり、親世代の所得に準拠して相対化を行なった上村・駒村 (2014) は、時間に依存する相対所得を用いた研究といえる<sup>2)</sup>。

また、客観的な指標による相対所得と主観的な意識としての相対所得に分けることもできる。前者は、本人の所得と比較対象となる準拠集団の平均所得から、研究者が設定した計算式を用いて相対所得の指標を求めることが多い。実際の求め方としては、本人の所得と準拠集団の平均所得の単純な差を用いる場合や、両者の所得比の自然対数を求める場合、準拠集団内における本人所得の順位を求める場合などがある (前田・仲・石田 2013)。小塩・浦川 (2012) は、本人の所得と本人と同じ性別・年齢代の準拠集団の平均所得の比の対数を用いている。15 歳のときの家の主観的な世帯収入の多さと現在の主観的な世帯収入の多さを用いた上村・駒村 (2014) は、後者の主観的な意識としての相対所得を用いた研究の一つである<sup>3)</sup>。

## 2.2 相対的な階層地位の類型

相対所得のこうした分類方法は、階層地位全般に広げて適用することもできる。すなわち相対的な階層地位は、空間に依存する相対的な階層地位と時間に依存する相対的な階層地位、また、客観的な指標による相対的な階層地位と主観的な意識

表1 相対的な階層地位の種類と指標

	客観的な指標による相対階層地位		主観的な意識としての階層地位
	相対化の基準	具体的な指標	
相対階層地位 (空間に依存する相対階層地位)	本人と類似した属性をもつ集団	相対学歴地位 相対職業地位 相対経済地位	主観的階層地位
相対階層地位移動 (時間に依存する相対階層地位)	過去ある時点	相対学歴地位移動 相対職業地位移動 相対経済地位移動	主観的階層地位移動

としての階層地位に分類できるのである。なお、以下では煩雑さを避けるために、現在（調査時点）における空間に依存する相対的な階層地位を「相対階層地位」とよぶことにする。時間に依存する相対的な階層地位は、過去と現在の階層地位の差に基づいている点で階層地位の移動ともいえることから、「相対階層地位移動」と言い換えることにする。また、この両者を含む相対的な階層地位全般を指すときには「相対的な階層地位」といった表現を使うことにしよう。

表1は、上記の2つの分け方を合わせた場合に、具体的にどのような指標を用いることができるかを示したものである。まず、客観的指標による相対階層地位の、相対化の基準と指標から見てみよう。相対階層地位の相対化の基準となるのは、本人と類似した属性をもつ集団である。具体的な指標としては、学歴地位と職業地位、経済地位をそれぞれ相対化した「相対学歴地位」、「相対職業地位」、「相対経済地位」を用いることができる。次に、相対階層地位移動の相対化の基準となるのは、過去のある時点の階層地位である。用いることができる指標としては、「相対学歴地位移動」「相対職業地位移動」「相対経済地位移動」がある。

なお、相対階層地位移動の指標を作成する際には、過去と現在の絶対的な階層地位ではなく、それぞれの時点における相対階層地位を用いて階層地位の移動を求めるのが適切である。たとえば、1975年に500万円の年収を得ていた人が、その

30年後となる2005年の年収が500万円だったとしよう。この場合、絶対値から移動を求めると年収の変化はまったくなかったことになる。しかし、1975年のときの500万円の価値は、2005年のそれよりもかなり高い。このことを考慮すると、この人の年収は相対的に見て大きく低下したといえる。相対階層地位移動は、過去と現在の両時点における相対階層地位から求める必要があるのである。

主観的な意識としての階層地位については、表では現在における相対階層地位に対応するものとして「主観的階層地位」を、相対階層地位移動に対応するものとして「主観的階層地位移動」を取り上げている。ただし、人が現在の自分の階層地位を評価するとき、その基準となる比較対象は、現在における準拠集団だけに限らず、過去の自分や当時の準拠集団も比較対象になり得る。要するに、「主観的階層地位」は、現在における「相対階層地位」だけではなく、「相対階層地位移動」やそれにより形成されると考えられる意識である「主観的階層地位移動」にも影響を受ける可能性があるのである。

### 3 分析枠組みとデータ

#### 3.1 分析枠組み

階層地位と一般的信頼の関係の構造は図1のように想定できるだろう。人は客観的な階層地位に基づいて自分の階層地位の位置づけを行う。この際に用いられる指標は、絶対階層地位だけではな

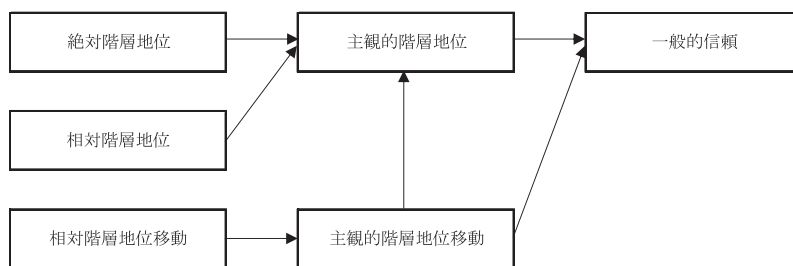


図1 分析枠組み

い。本人と類似した属性をもつ準拠集団との比較による相対階層地位も自分の階層地位の位置づけに影響を与えるだろう。過去と現在の階層地位の比較による相対階層地位移動については、それが主観的階層地位移動に影響を与え、さらに主観的階層地位の形成につながると予想できる。このように、相対階層地位と相対階層地位移動により形成された主観的階層地位が一般的信頼に影響すると考えられる。さらに、主観的な階層地位移動も一般的信頼へ直接に影響を与える可能性が高い。階層地位が上昇した経験から得られるある種の自信や安心感といったものが一般的信頼を高めたり、逆に階層地位が低下した経験から見知らぬ他者に対してより警戒心を抱くようになると考えられるのである。

### 3.2 データ

以上の分析枠組みを検証するために、本稿では2005年SSM調査と2015年SSM調査のデータ(2017年2月27日版)を用いて分析を行う。2005年SSM調査は14,140人の日本人男女を対象にして調査が行われ、5,742の有効票が回収された。有効回収率は44.1%である。2015年SSM調査は、15,600人の日本人男女を対象にして調査が行われ、7,817の有効回収票を得た。有効回収率は50.1%である。また、両調査とも面接調査と留置調査を併用して行われた。

2005年SSM調査ではA票とB票の2種類の

留置調査票が用いられたが、本稿では一般的信頼についてたずねた項目があるA票に回答したケースのみを用いる。また、2005年SSM調査は20歳から70歳までを対象にしていたが、2015年SSM調査では20歳から80歳までと対象年齢がより広い。本稿では年齢の幅を合わせるため、2015年SSM調査のデータのうち、70歳までのケースを分析に用いることにする。さらに、本稿の分析に用いる項目のなかで、1つでも回答しなかったりわからないと回答したりしたケースも分析から除外する。以上により、分析に用いられるのは2005年SSM調査が995ケース、2015年SSM調査が3,028ケースとなり、総ケース数は4,023ケースになる。

## 4 従属変数・基礎変数と階層地位変数の操作

### 4.1 従属変数と基礎変数

従属変数である一般的信頼については、2005年SSM調査と2015年SSM調査の両方とも「たいていの人は信用できる」という質問文でたずねられている。図2は、本稿で用いるケースにおける2005年と2015年の一般的信頼の分布のグラフである。図から2005年と2015年の一般的信頼の分布がほとんど同じであることがわかる。また、一般的信頼の回答である「そう思う」から「そう思わない」に5から1の値を与えて平均を求めると、2005年が3.031、2015年が3.084になり、

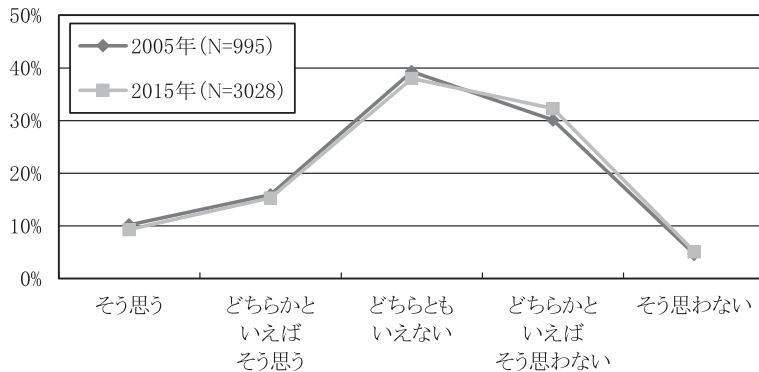


図2 一般的信頼の分布

2015年の平均が少し高いが、統計的に有意な差ではなかった。日本社会全体における一般的信頼の分布は、この10年間でほとんど変わっていないといえよう。

多変量分析の際に基礎変数として用いるのは、調査年、性別、年齢代、婚姻状況である。後述するように調査年と性別、年齢は、相対階層地位と相対階層地位移動の変数を作成する際に相対化の基準として用いられるため、これらを投入しなくても階層地位変数や階層地位移動変数の効果はあまり変わらないだろう。しかし、絶対階層地位の変数は基礎変数でコントロールする必要があり、各基礎変数が一般的信頼に与える効果についても確認する必要があるため、分析に用いることにする。

#### 4.2 絶対階層地位変数

先述したように、本稿では階層地位を学歴地位、職業地位、経済地位の3つの側面から捉える。まず、学歴地位は教育年数を用いる。職業地位は2016年版の職業威信スコア（暫定版）を用いることにする。ただし、本人の職業威信スコアを分析に用いると無職の多い既婚女性のケース数がかなり減ってしまう。そこで、職業地位の指標には個人単位のものではなく、世帯単位のもの

を用いることにする。具体的には、未婚者は本人の職業威信スコアをそのまま用い、既婚者は夫婦のうち職業威信スコアが高いほうを用いる。経済地位は、世帯収入と家で持っている所有財の数から捉える。所有財に関しては、2005年調査と2015年調査の両方とも、同じ20個の財を持っているか否かをたずねているが、そのうち「田畑（家庭菜園を除く）」は、農業という特定の職業との関連が強いため、所有財数の計算には含めないことにする。

#### 4.3 相対階層地位変数

次に、相対階層地位の指標を作成しよう。先述したように、相対階層地位は本人と類似した属性をもつ集団を基準に相対化を行うことになる。その際の類似性の基準としては、居住地域（Ferreri-Carbonell 2005；Luttmer 2005）や同級生集団（小塩・浦川 2012）などが用いられることもあるが、本稿では、性別と年齢代を基準に準拠集団を分けることにする。さらに、本稿では一時点のデータではなく、SSM調査の2005年と2015年のデータを統合したものを用いるため、調査年、すなわち時代も準拠集団の作成の基準として用いる。

表2は、時代と性別、年齢代別に分けた各準拠

表2 階層地位の時代別・性別・年齢代別の平均

				平均			
				学歴地位	職業地位	経済地位	
度数				教育年数	職業威信 スコア	世帯収入	所有財数
2005年	男性	20代	(24)	12.958	49.521	528.646	8.542
		30代	(112)	13.750	53.142	655.246	9.625
		40代	(134)	13.694	55.658	807.463	11.090
		50代	(143)	13.084	55.031	842.220	11.042
		60代	(101)	12.406	51.571	608.911	9.921
		合計	(514)	13.249	53.846	731.931	10.409
	女性	20代	(43)	13.488	49.726	647.093	8.977
		30代	(115)	13.391	54.714	627.500	10.183
		40代	(121)	13.116	55.645	787.603	10.942
		50代	(140)	12.264	52.610	766.339	10.879
60代		(62)	11.307	50.182	474.597	9.597	
	合計	(481)	12.734	53.306	690.229	10.393	
	合計	(995)	13.000	49.652	604.664	10.401	
2015年	男性	20代	(95)	14.147	52.428	554.079	9.526
		30代	(292)	14.257	54.187	628.339	10.555
		40代	(368)	13.728	53.605	749.287	11.337
		50代	(346)	13.858	54.557	846.604	11.789
		60代	(360)	12.956	50.898	606.771	11.139
		合計	(1461)	13.702	53.203	700.351	11.121
	女性	20代	(119)	13.370	51.645	536.450	9.227
		30代	(376)	13.641	53.800	636.037	10.697
		40代	(430)	13.272	53.893	712.122	11.428
		50代	(372)	13.019	53.588	785.276	12.051
60代		(270)	12.263	49.403	573.843	11.033	
	合計	(1567)	13.134	52.854	674.065	11.165	
	合計	(3028)	13.408	53.023	686.748	11.144	
	合計	(4023)	13.307	53.162	692.937	10.960	

## 三元配置分散分析(F値)

時代	33.315 ***	.002	.411	44.553 ***
性別	42.517 ***	1.437	2.376	.140
年齢代	44.386 ***	15.860 ***	38.014 ***	40.688 ***
時代×性別	1.454	.084	.000	.050
時代×年齢代	3.297 **	2.113 †	1.618	2.463 *
性別×年齢代	2.055 †	1.512	1.316	.787
時代×性別×年齢代	1.683	.635	.775	.823

\*\*\*: p&lt;.001 \*\*: p&lt;.01 \*: p&lt;.05 †: p&lt;0.1

集団のケース数と、それぞれの教育年数、職業威信スコア、所有財数の平均ならびに三元配置分散分析の結果を示したものである。表の分散分析による主効果のF値を見ると、学歴地位に対しては時代、性別、年齢代のすべてにおいて主効果が見られ、職業地位は年齢代、経済地位は時代と年齢代の主効果が見られている。交互作用効果については、学歴は時代×年齢代と性別×年齢代の効果が、職業地位と経済地位は時代×年齢代の効果が見られている。以上の結果から、階層地位が時代と性別、年齢代に影響を受けることがわかる。

相対学歴地位と相対職業地位は、表2に示した時代・性別・年齢代に基づいて作成した20の準拠集団内における本人の学歴地位と職業地位の順位をそれぞれパーセントイル順位に変換したものとする。相対経済地位としては相対世帯収入と相対所有財数を用いる。相対世帯収入については、相対学歴地位と相対職業地位と同じく、準拠集団内の本人の世帯収入のパーセントイル順位を求めて作成する。ただし、相対所有財数についてはより厳密な方法を用いて作成する必要がある。中澤(2010)は、財の価値は各時代における普及度に

応じて変化すると指摘し、時代ごとに当該財を持っていない人の比率をその財の所有スコアにして、その合計得点を分析に用いた。さらに、分析結果は省くが、性別と年齢代別に各所有財の所有率を求めると、その所有率が性別と年齢によって異なるものが多い。そこで本稿では、時代・性別・年齢代に基づいて分けた準拠集団別に各所有財の非所有率（100－所有率（％））を求め、それを当該財の所有得点とし、その合計得点の準拠集団内のパーセンタイル順位を「相対所有財数」とする。

#### 4.4 相対階層地位移動変数

次に、相対階層地位移動変数を作成していく。相対階層地位移動変数の相対化の基準となる過去のある時点をもとに、具体的にいつにするかについては、三輪・山本（2012）のように本人の過去のある時点を用いて世代内の階層地位の移動を用いることも可能だが、本稿では上村・駒村（2014）と同様に、本人が15歳のときの親世代の階層地位を比較対象とし、世代間の階層地位の移動から相対階層地位移動変数を作成することにする。親世代の学歴は父の教育年数を、親世代の職業地位は父の職業威信スコアを用いる。経済地位移動については、絶対経済地位として用いた世帯収入と所有財数に対応する形で、親世代の世帯収入と所有財数から相対世帯収入移動と相対所有財数移動を作成

して両方を用いることが望ましい。しかし、15歳のときの親世代の世帯収入は、それを正確に知っている人がかなり少ないため、そもそも社会調査でたずねたとしてもほとんどの人は「わからない」としか回答できないようなものである。当然ながら親世代の世帯収入はSSM調査にも含まれていないため、相対世帯収入移動を求めることはできない。ただし、15歳のときの家で持っていた所有財については、2005年調査と2015年調査の両方でたずねられている。相対経済地位移動は、相対所有財数移動のみを分析に用いることにしよう。

それでは、相対階層地位移動変数の作成に必要な、親世代の相対階層地位変数を作成していこう。本人の相対階層地位変数は、時代・性別・年齢代の3つに基づいて分けた20の準拠集団を用いて作成したが、親世代の階層地位変数の相対化の基準となる準拠集団は、本人が15歳のときの「時代」だけを用いて作成することにする。分析結果は省くが、本人が15歳のときの父の年齢は40代が全体の70%を超え、さらに35歳から44歳までが全体の93.2%を占めるため、父の年齢で親世代の階層地位を相対化しなくても大きな問題は生じないだろう。10年を1つの時代にして、本人が15歳のときの時代を1950年代から2000年代までの6つの準拠集団に分ける。表3は、それぞれの時代別の親世代の階層地位変数の平均を

表3 15歳時の親世代階層地位の時代別平均

度数	平均		
	親世代学歴地位 父教育年数	親世代職業地位 父職業威信スコア	親世代経済地位 親世代所有財数
1950年代 (164)	7.963	50.606	4.713
1960年代 (871)	8.777	50.295	7.418
1970年代 (969)	10.365	51.270	10.431
1980年代 (1024)	11.715	50.640	12.201
1990年代 (762)	12.689	51.203	13.450
2000年代 (233)	13.180	51.728	13.755
全体 (4023)	10.870	50.885	10.761
F値	243.802 ***	1.701	684.316 ***

\*\*\*: p<.001



示したものである。分散分析による F 値ならびにその有意水準を見ると、父教育年数と親世代所有財数において時代による平均の差が見られることがわかる。

相対親世代学歴地位と相対親世代職業地位は、この6つの準拠集団内における親世代の学歴地位と職業地位の順位をそれぞれパーセントイル順位に変換して求める。相対親世代所有財数も、本人の相対所有財数の作成と同様に、まず各所有財の準拠集団別の非所有率を当該財の所有得点にして、その合計点を用いる。ただし、2005年SSM調査だけにあった「田畑（家庭菜園は除く）」と2015年SSM調査だけにあった「別荘」は合計する際に除くことにする。また、ラジオの所有得点も除くことにする。ラジオの所有率は1970年代には96.7%と最も高かったが、2000年代になると78.9%まで減少している。本稿では、財の所有率が低いほどその財の経済的価値が高いとしているが、この減少はラジオの経済的な価値が高まったことを表すのではなく、単に社会全体においてラジオに対する需要が減ったために生じたものである。このことから考えるとラジオは経済地位の指標としては適切ではないため、変数作成の際に除くことにした。

さて、本人の相対階層地位変数から親世代の相対階層地位変数を引き、「相対学歴地位移動」、「相対職業地位移動」、相対経済地位移動の「相対

所有財数移動」を作成する。各階層地位移動変数の値がプラスならその階層地位が相対的に上昇したことを意味し、マイナスなら相対的に低下したことを意味する。

#### 4.5 主観的階層地位変数と主観的階層地位移動変数

主観的階層地位の指標には、5件法でたずねられた階層帰属意識の項目を用いる。主観的階層地位移動については、階層地位の上昇・低下について直接にたずねた項目がないため、本稿では本人の主観的階層地位指標である5件法の階層帰属意識から親世代に対する主観的な階層地位を引いたものを「主観的階層地位移動」とする。親世代に対する主観的階層地位は、15歳のときの家の暮らし向きについてたずねた項目を用いる。本来なら、本人の主観的階層地位の指標となる項目と、主観的階層地位移動の作成に用いられる親世代に対する主観的な階層地位の指標を同じものにするのが望ましい。しかし、2005年SSM調査と2015年SSM調査のいずれにおいても現在の階層帰属意識しかたずねられていない。また、家の暮らし向きに関する項目は、15歳のときの暮らし向きは両調査でたずねられていたが、現在の暮らし向きは2005年SSM調査でしかたずねられていない。そこで、本稿では本人の主観的階層地位の指標には5件法の階層帰属意識を、親世代に対

表4 主観的階層地位（階層帰属意識（5件法））と15歳時の家の暮らし向きの分布（%）

	階層帰属意識				15歳時の家の暮らし向き		
	全体	2005年	2015年		全体	2005年	2015年
上	2.9	4.9	2.3	豊か	8.0	4.3	3.2
中の上	18.0	25.7	15.4	やや豊か	16.1	15.6	13.2
中の下	47.8	49.1	47.4	ふつう	60.4	61.0	59.6
下の上	30.2	19.8	33.6	やや貧しい	12.6	13.3	16.3
下の下	1.1	0.4	1.3	貧しい	2.9	5.8	7.7
合計	100.0	100.0	100.0	合計	100.0	100.0	100.0
度数	(4023)	(995)	(3028)	度数	(4023)	(995)	(3028)



する主観的階層地位の指標には15歳のときの家の暮らし向きを用い、その差を主観的階層地位移動とする。本人と親世代の主観的階層地位の分布は表4のとおりである。

次節では、相対的な階層地位と一般的信頼の関係を確認するために、以上で作成した絶対階層地位、相対階層地位、相対階層地位移動、主観的階層地位、主観的階層地位移動を独立変数にし、一般的信頼を従属変数にした重回帰分析を行う。重回帰分析の際には、相対階層地位変数はパーセントイル順位50を基準にして「上」、「下」に、相対階層地位移動変数は0を基準に「上昇」、「低下」にまとめ、ダミー変数としてモデルに投入することにする。また、主観的階層地位移動は値が0のケースが70%を占めるため、0より大きい場合を「上昇」に、0以下の場合を「維持・低下」

にしてダミー変数を作成して投入する。相対階層地位と相対階層地位移動の効果を確認するためには、統制変数として絶対階層地位変数を同時にモデルに投入する必要がある。しかし、相対階層地位と相対階層地位移動の変数の計算に絶対階層地位が用いられているため、そのままモデルに投入すると多重共線性の問題が起こる可能性が高い。値を2カテゴリーにまとめ、そのダミー変数を投入するのは、この問題を避けるためである。主観的階層地位移動も同じ理由で、ダミー変数に変換してモデルに投入しなければならない。

### 5 階層地位と一般的信頼の関係の分析

ここからは、一般的信頼を従属変数にした重回帰分析を行い、絶対階層地位、相対階層地位、相対階層地位移動、主観的階層地位、主観的階層地

表5 相対的な階層地位による一般的信頼の説明モデル（重回帰分析）

		モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6	モデル7	モデル8
時代(調査年)	2005年	-.009	.004	-.009	.004	-.013	-.010	-.001	-.001
	2015年	—	—	—	—	—	—	—	—
性別	男性	.004	.011	.005	.011	.001	.001	.008	.009
	女性	—	—	—	—	—	—	—	—
年齢代	20・30歳代	-.078 ***	-.071 **	-.075 **	-.069 **	-.083 ***	-.075 **	-.076 **	-.074 **
	40・50歳代	-.035	-.027	-.023	-.018	-.033	-.030	-.025	-.017
	60歳代以上	—	—	—	—	—	—	—	—
婚姻状況	既婚	.029 †	.027 †	.026	.025	.031 †	.030 †	.029 †	.026
	未婚	—	—	—	—	—	—	—	—
絶対学歴地位:教育年数		.104 ***	.091 ***	.104 **	.093 **	.108 ***	.108 ***	.094 ***	.095 **
絶対職業地位:職業威信		.036 *	.030 †	.019	.010	.043 *	.042 *	.038 †	.018
絶対経済地位:世帯収入		.035 †	.015	.006	-.008	.036 *	.030	.016	-.007
絶対経済地位:所有財数		.058 **	.046 *	.049 †	.039	.037 †	.039 †	.026	.024
相対学歴地位	上	—	—	-.001	-.003	—	—	—	-.003
	下	—	—	—	—	—	—	—	—
相対職業地位	上	—	—	.019	.022	—	—	—	.024
	下	—	—	—	—	—	—	—	—
相対経済地位	上	—	—	.051 *	.042 †	—	—	—	.041 †
:相対世帯収入	下	—	—	—	—	—	—	—	—
相対経済地位	上	—	—	.003	.003	—	—	—	-.004
:相対所有財数	下	—	—	—	—	—	—	—	—
相対学歴地位移動	上昇	—	—	—	—	.004	.003	.005	.006
	低下	—	—	—	—	—	—	—	—
相対職業地位移動	上昇	—	—	—	—	-.010	-.013	-.011	-.014
	低下	—	—	—	—	—	—	—	—
相対経済地位移動	上昇	—	—	—	—	.038 *	.032 †	.039 *	.039 *
:相対所有財数移動	低下	—	—	—	—	—	—	—	—
主観的階層地位移動	上昇	—	—	—	—	—	.044 **	.005	.004
	維持・低下	—	—	—	—	—	—	—	—
主観的階層地位		—	.086 ***	—	.084 ***	—	—	.084 ***	.082 ***
調整済みR <sup>2</sup>		.030 ***	.036 ***	.031 ***	.036 ***	.031 ***	.032 ***	.036 ***	.036 ***

\*\*\*: p<.001 \*\* : p<.01 \* : p<.05 † : p<.1

※係数はβ、N=4023

位移動が一般的信頼に与える影響を確認している。

表5のモデル1は、絶対階層地位の効果を確認するために基礎変数と絶対階層地位変数を投入した重回帰分析のモデルである。基礎変数として投入した時代（調査年）、性別、年齢代、婚姻状況においては、20・30歳代ダミーの負の効果と、既婚ダミーの10%水準で有意な正の効果が見られた。絶対階層地位として投入した絶対学歴地位、絶対職業地位、絶対世帯収入と絶対所有財数はいずれも正の効果が見られた（絶対世帯収入は10%水準で有意）。モデル1に主観的階層地位を加えたモデル2では、主観的階層地位の正の効果が示されている。また、絶対階層地位変数の効果がモデル1に比べて減少した。なかでも世帯収入の効果が減少が顕著であり、統計的に有意ではなくなった。

モデル3は相対階層地位の効果を確認するためのものであり、モデル1に相対階層地位変数を加えたものである。モデルに投入した相対階層地位のダミー変数のうち、有意な効果が見られたのは相対世帯収入だけであり、正の効果が示されている。また、モデル1に比べて絶対世帯収入の効果が減少し、統計的に有意ではなくなった。モデル3に主観的階層地位を投入したモデル4では、主観的階層地位がモデル2と同程度の正の効果を示している。また、相対世帯収入の効果がモデル3から若干減少し、10%水準で有意な効果になった。

モデル5は相対階層地位移動の効果を確認するためのものであり、モデル1に相対階層地位移動のダミー変数を加えたものである。相対階層地位移動変数のうち、有意な効果をもつは相対所有財数移動であり、正の効果が見られた。モデル6とモデル7は、主観的階層地位移動と主観的階層地位の媒介効果を確認するためのものである。モデル6では、主観的階層地位移動の上昇ダミーの正の効果が見られたが、主観的階層地位を投入したモデル7ではその効果が減少し、有意ではなくなった。この結果から主観的階層地位移動が主観的階層地位を媒介して一般的信頼を高めることがわかる。しかし、相対階層地位移動が主観的階層地位移動と主観的階層地位を媒介して一般的信頼に影響を与えるといった関係性は確認できなかった。相対階層地位移動変数のうち、モデル5で有意な効果を示していた相対所有財数移動はモデル7でも同程度の効果を示しており、主観的意識としての階層地位を媒介せず、一般的信頼に影響を与えるようである。

最後のモデル8は、階層地位の変数をすべて投入したモデルである。モデルから、階層地位変数のうち絶対学歴地位と相対世帯収入、相対所有財移動、主観的階層地位が一般的信頼を直接に高める効果をもつことがわかる。

## 6 考察とまとめ

本稿では、学歴地位、職業地位、経済地位といった階層地位の相対化を行い、絶対的な階層地位と相対的な階層地位が一般的信頼に与える影響を検討した。相対的な階層地位としては、本人と類似した属性をもつ準拠集団に基づいて相対化を行なった相対階層地位、親世代の階層地位に基づいて相対化を行なった相対階層地位移動、また、主観的階層地位移動、主観的階層地位の変数を用いた。

絶対的な階層地位は、相対的な階層地位を考慮しない場合は、絶対学歴地位、絶対職業地位、絶対経済地位のすべてにおいて一般的信頼を高める効果が示されていた。しかし、相対的な階層地位の変数を投入すると、絶対職業地位と絶対経済地位の効果は見られなくなり、絶対学歴地位だけが一般的信頼を高める効果をもっていた。山岸

(1999) は、教育水準が高い人ほど一般的信頼が高い傾向にある理由について、教育水準が高い人ほど社会的知性が高いためだと解釈している。社会的知性とは「まわりの人々が信頼に値する人かどうかをより敏感に、そしてより正確に見抜」(山岸 1999: 115) くことができる能力を意味しており、大学で教育を受けることで、さらにいえば偏差値の高い大学に通うことで、より高い社会的知性を身につけることができるため、一般的信頼も高くなるという。本稿の分析においても、相対的な階層地位を考慮した場合でも絶対学歴地位の効果はあまり減少しなかったが、それは学歴の効果はその地位の高さに関わるものというより、教育そのものによる効果であることを示唆している。

相対的な階層地位においては、経済地位を相対化した指標のみ有意な効果が見られた。現在における相対階層地位では相対世帯収入が一般的信頼を高める効果が見られ、小塩・浦川 (2012) と同じ知見が得られた。相対階層地位移動においては、相対所有財数移動が一般的信頼を高める効果が示された。また、両方とも主観的階層地位移動と現在の主観的階層地位を考慮しても一般的信頼を高める効果をもっていた。本稿では、客観的な指標である相対階層地位と相対階層地位移動が、主観的な意識である主観的階層地位移動や主観的階層地位を媒介して一般的信頼を高めるといったプロセスを想定して分析を行なったが、相対的な経済地位および経済地位移動はこのプロセスではなく、別のプロセスを経て一般的信頼を高めるようである。その別のプロセスがどのようなものであるかについては、今後の課題としたい。

また、主観的階層地位移動と主観的階層地位は、それらを投入したモデルでは調整済み  $R^2$  の

上昇が見られ、主観的な意識として階層地位が一般的信頼の説明に有効であることが示された。しかし、客観的な階層地位の指標から求めた相対階層地位と相対階層地位移動の変数については、それらをモデルに加えても調整済み  $R^2$  がほとんど変わらなかった。客観的な階層地位の相対化の方法について今後さらなる検討が必要と思われる。

#### [注]

- 1) 空間に依存する相対所得の効果はデモンストレーション効果、時間に依存する相対所得効果はラチュット効果といわれている (Duesenberry 1949)。
- 2) 一般的信頼を従属変数にしてはいないが、Senik (2009) も時間に依存する相対所得を用いた分析を行なった。彼女の研究では、過去の同級生や会社の同僚、親と比べたときの現在の生活に対する主観的な評価が、生活満足度に強く影響するといった知見が得られた。
- 3) 相対化に用いられる比較対象の選定方法による分類も可能である。すなわち、比較対象を研究者がルールを決めて定義するアプローチと、調査対象者に比較対象を直接たずねるアプローチである (前田・中・石田 2013)。社会調査の二次分析を行う研究では、所得の比較対象を直接たずねた調査が少ないため、前者のアプローチをとることが多い (飯田 2009)。

#### [付記]

本稿は、金政芸, 2018, 「階層移動と一般的信頼」石田淳編『2015年SSM調査報告書8 意識I』2015年SSM調査研究会: 187-204に修正を加えまとめたものである。本研究はJSPS科研費特別推進研究事業(課題番号25000001)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。なお、本研究では「2016年版職業威信スコア(暫定版)」を利用した。同スコアの利用にあたり、雇用多様化社会における社会的地位の測定研究プロジェクトに感謝の意を表す。また、同スコア使用にあたっては雇用多様化社会における社会的地位の測定研究プロジェクトの許可を得た。

〔文献〕

- Clark, A. E., and Frijters, P., and Shields, M. A., 2008, "Relative income, happiness, and utility : An explanation for the East-erlin paradox and other puzzles," *Journal of Economic literature*, 46(1) : 95-144.
- Duesenberry, James S., 1949, *Income, savings, and the theory of consumer behaviour*, Harvard University Press. (=1975, 大熊一郎訳『所得・貯蓄・消費者行為の理論 (改訳3版)』巖松堂出版.)
- 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.
- 稲垣佑典, 2009, 「都市部と村落部における信頼生成過程の検討」『社会心理学研究』25(2) : 92-102.
- 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』26 : 131-56.
- 岩渕亜希子, 2008, 「一般的信頼感の規定要因：階層、地域、社会関係」轟亮編『2005年SSM調査シリーズ8 階層意識の現在』2005年SSM調査研究会 : 207-26.
- 上村一樹・駒村康平, 2014, 「相対所得の変化が一般的信頼度に与える影響について」『三田学会雑誌』106(4) : 495-515.
- 小林久高, 2009, 「共同性への精神的基盤と社会階層：他者への信頼・弱者への配慮・不満・アノミー」『評論・社会科学』87 : 1-28.
- Luttmer, Erzo F. P., 2005, "Neighbors as Negatives : Relative Earnings and Well-Being," *Quarterly Journal of Economics*, 120(3) : 963-1002.
- 前田豊・仲修平・石田淳, 「地位比較対象の直接的測定の試み——準拠集団に関するインターネット調査結果の分析(1)」『大阪経大論集』64(2) : 161-83.
- McBride, Michael, 2001, "Relative-income effects on subjective well-being in the cross-section," *Journal of Economic Behavior & Organization*, 45(3) : 251-78.
- 三輪哲・山本耕資, 2012, 「世代内階層移動と階層帰属意識——パネルデータによる個人内変動と個人間変動の検討」『理論と方法』27(1) : 63-83.
- 三宅一郎, 1998, 「信頼感」統計数理研究所国民性国際調査委員会編『国民性七か国比較』出光書店, 133-40.
- 中澤渉, 2010, 「学歴の世代間移動の潜在構造分析」『社会学評論』61(2) : 112-29.
- Oshio, T., and Nozaki, K., and Kobayashi, M., 2011, "Relative income and happiness in Asia : Evidence from nationwide surveys in China, Japan, and Korea," *Social Indicators Research*, 104(3) : 351-67.
- 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.
- Senik, C. 2009, "Direct evidence on income comparisons and their welfare effects," *Journal of Economic Behavior & Organization*, 72(1) : 408-24.
- 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』2 : 1-15.
- 山岸俊男, 1998, 『信頼の構造：こころと社会の進化ゲーム』東京大学出版会.
- , 1999, 『安心社会から信頼社会へ：日本型システムの行方』中央公論新社.