

# 階層移動と一般的信頼<sup>1</sup>

金 政芸  
(同志社大学)

## 【論文要旨】

本稿は、SSMの2005年と2015年のデータを用いて階層移動が一般的信頼にどのような影響を与えるかについて検討した。社会階層と一般的信頼の関係については研究の蓄積があるが、階層の世代間移動と一般的信頼の関係については明らかになっていない。しかし、準拠集団や過去を基準にして相対化した所得である相対所得が一般的信頼に影響を与えるといった先行研究の知見から、階層地位の世代間移動が一般的信頼に影響を与えると考えられる。なぜなら、階層地位の世代間移動は子ども世代の階層地位を親世代の階層地位を基準に相対化したものともいえるからである。そこで、本稿では時代や年齢により相対化した子ども世代の相対的な階層地位と親世代の相対的な階層地位から階層地位の移動を捉え、それが一般的信頼に与える影響の分析を行った。客観的な階層地位の移動は、学歴移動、職業地位移動、経済地位移動の3つの側面から捉えた。また主観的な階層地位の移動が一般的信頼に与える影響も分析した。

その結果、男性においては客観的な階層地位移動のうち経済地位移動が一般的信頼を高めていたが、女性においては客観的な階層地位移動の効果が見られなかった。主観的な階層地位の移動については、男性は下層から上層に移動した場合に一般的信頼が高まり、女性は上層から下層に移動した場合に一般的信頼が弱まることを確認された。

キーワード：一般的信頼、階層移動、相対所得

## 1. 序論

本稿の目的は、階層の世代間移動が一般的信頼に与える影響を明らかにすることである。山岸(1998, 1999)は「信頼の解き放ち理論」を提唱し、コミットメント関係の呪縛から人々を解き放ち、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。それ以来、日本では一般的信頼に影響を与える要因を明らかにするための様々な研究が行われるようになった。その中で階層と一般的信頼の関係についても研究が行われ、階層的な地位と一般的信頼の間に正の関連が存在することがいくつかの研究から確認された。まず学歴については、山岸(1999)も偏差値の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が、個人レベルの計量分析においても学歴の高さと一般的信頼の間に正の関連があることが確認されている。また、職業地位についてはブルーカラーが負の効果をもち、経済的地位については世帯収入が正の効果をもつという知見が複数の研究から得られている(岩渕 2008; 稲垣 2009; 小林 2009; 与謝野・林 2010; 村上・駒村 2014 年)

---

<sup>1</sup> 本研究は、JSPS 科研費 JP25000001 の助成を受けたものです。

ど)。このように現在の階層と一般的信頼の関係については研究が蓄積されているが、階層移動が一般的信頼に与える影響についてはまだあまり示されていない。そこで、本稿では SSM のデータを用いて階層の世代間移動が一般的信頼に与える影響について検討していく。

ところで、世代間における階層移動に関する研究の多くは、階層移動を主に職業的地位の変化から捉えてきた。一方で、個人の学歴・職業・所得の間に存在する地位の非一貫性に注目し、階層をより多元的に捉えようとする研究の流れも存在する（今田・原 1979; 富永・友枝 1986; 林 2008, 2012; 神林 2013 など）。本稿でも階層地位を学歴、職業地位、経済地位の 3 つの側面から捉え、それぞれの階層地位の変化が一般的信頼に与える影響を確認することにする。どの側面における階層移動が一般的信頼に影響を及ぼすかがさだかではないため、多方面における階層移動を検討する必要があるからである。さらに、こうした客観的な階層地位だけではなく、主観的な階層地位に関する評価の変化についても検討していく。

## 2. 先行研究

### 2.1 相対所得仮説

本稿で扱う一般的信頼や、幸福感、生活満足度などの主観的厚生を説明する理論として相対所得仮説というものがある。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の批判理論として Duesenberry (1949) が唱えた仮説である。この相対所得仮説では、消費は絶対的所得だけではなく、時間や空間にも依存するとする。たとえば、去年より今年の所得が減少したとしても、たいていの人々は以前の生活水準を保とうとするため、消費はあまり減少しないことが多い。また、もし友人が自分より良い車を持っていれば、無理をしても同等の車に買い替える人も少なくない。Duesenberry は、前者の時間に依存する相対所得効果をラチュット効果とよび、後者の空間に依存する相対所得効果をデモンストレーション効果とよんだ。

主観的厚生の説明に相対的所得仮説が用いられる場合には、主に空間に依存する相対所得の効果が目されてきた。これらの研究では、国や周りの世帯、同じ社会経済的地位をもつ人々などの準拠集団と比べることにより生じる相対所得が主観的厚生に影響を与えることを検証している（Clark et al. 2008; Ferrer-i-Carbonell 2005 など）。日本においても、こうした準拠集団を基準にする相対取得、つまり空間に依存する相対所得が主観的厚生に影響を与えることが複数の研究から確認されている（筒井 2009; Oshio et al. 2011）。

### 2.2 相対所得と一般的信頼の関係に関する研究

こうした相対所得仮説が一般的信頼に与える影響を分析した日本の研究としては小塩・浦川 (2012) と上村・駒村 (2014) があげられる。小塩・浦川 (2012) は、インターネット調査によるデータを用いて幸福度、健康感とともに一般的信頼に相対所得が与える影響を分析

した。彼らは、同じ年齢代、性別、学歴をもつ集団を準拠集団にする客観的な相対所得と同級生を準拠集団にする主観的な相対所得を求め、一般的信頼に与える相対所得の影響を男女別に分析した。結果として、男性は相対的な世帯収入と相対的な個人収入の両方において有意な正の効果をもつが、女性は相対的な世帯所得のみ有意な正の効果をもつという知見が得られた。

また、上村・駒村（2014）は、JGSS のデータを用いて「15 歳時の平均的な世帯に比べた世帯収入の多さ」と「世間一般に比べた現在の世帯収入の多さ」をそれぞれ過去と現在の相対所得とし、その変化が一般的信頼に与える影響を分析した。分析により、こうした主観的な相対所得の時系列の変化が一般的信頼に影響を与えることが確認された。ただし、その影響は性別によって異なっており、男性においては主に相対所得の上昇が一般的信頼を高める効果をもち、女性においては主に相対所得の低下が一般的信頼を弱める効果をもつという知見が得られた。

### 2.3 階層地位移動と一般的信頼の関係に関する予測

小塩・浦川（2012）は空間に依存する相対所得のみに注目したのに対し、上村・駒村（2014）は世代間における所得の変化に注目した点において本稿との親和性が高いといえる<sup>2</sup>。しかし、上村・駒村（2014）においても親世代と子ども世代における主観的な所得の評価だけに注目したため、客観的な階層地位の移動が一般的信頼にどのような影響を与えるかについては明らかにされていない。そこで、本稿では世代間における主観的な階層地位の評価の変化だけではなく、学歴、職業地位、経済地位といった客観的な階層地位の移動が一般的信頼にどのような影響を与えるかについて検証していくことにする。

階層地位の世代間移動は一般的信頼にどのような影響を与えるのだろうか。相対所得と一般的信頼の関係に関する先行研究の知見から、階層地位の世代間移動が一般的信頼に影響を与えると考えることができる。なぜなら、階層地位の世代間移動は子ども世代の階層地位を親世代の階層地位を基準に相対化したものともいえるからである。世代間の主観的な所得評価の変化が一般的信頼に影響を与えるといった上村・駒村（2014）による知見から考えれば、所得を含む階層地位全般についての主観的評価の世代間変化も一般的信頼に影響を与えると予想できる。また、主観的な階層地位の評価は客観的な階層地位より規定される部分が多いと考えられるため、学歴、職業地位、経済地位の世代間移動も一般的信頼に対して何らかの影響をもつと予想できる。その影響の方向については、これまでの先行研究において相対

---

<sup>2</sup> 一般的信頼が従属変数ではないが、時間に依存する相対所得についても考慮したもう 1 つの研究として Senik（2009）があげられる。彼女の研究からは、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、現在の生活満足度に強く影響するという知見が得られた。

所得が高いことが一般的信頼を含む主観的厚生に対して正の効果をもつ場合が多かったことから考えれば、主観的な階層地位の評価が上昇した場合に一般的信頼が高くなり、また学歴、職業地位、経済地位といった客観的な階層地位が上昇したときに一般的信頼が高くなると考えられる。

ところで、客観的な階層地位の世代間移動を分析する際には、同じ階層カテゴリーでも、時代や年齢によってその階層的地位が異なるといった点に注意が必要である。たとえば、ある会社員の年収が 300 万円だとしよう。この年収を得ていた時代が 1960 年代なら高い年収だといえるが、現在においては高い年収とはいえない。さらに、現在において 300 万円の年収を得ている会社員でも、その人の年齢が 50 代なら年収が低いといえるが、20 代ならそうとはいえないだろう。同じ年収でもこのように評価が異なるのは、年収のもつ階層地位としての意味が時代や年齢によって変化するからである。要するに、客観的な階層地位の移動の様子を適切に捉えるためには、まず時代や年齢を基準に親世代と子ども世代の階層地位を相対化する必要があるのである。

### 3. データと変数

#### 3.1 データ

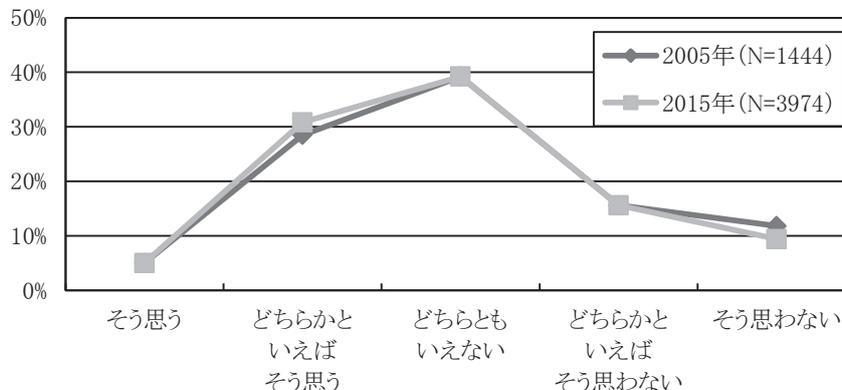
本稿では SSM2005 と SSM2015 (2017 年 2 月 27 日版) のデータを用いて分析を行う。ただし、SSM2005 では一般的信頼についてたずねた項目が留置き A 票にあったため、A 票に回答したケースのみを用いる。また、SSM2005 では 20 歳から 70 歳までの人を対象にして調査が行われたが、SSM2015 では 20 歳から 80 歳までを対象にしていた。年齢層を合わせるため、SSM2015 でも 70 歳までのケースを用いることにする。さらに、本稿の分析に用いられる項目のなかで 1 つでも回答しなかったり、わからないと回答したりしたケースは最初から除外する。ただし、世帯収入については欠損ケースがかなり多いため、世帯収入を用いた分析にのみその欠損ケースを分析から除くことにする。以上により、分析に用いられるケースの数は SSM2005 が 1444 ケース、SSM2015 が 3974 ケースとなる。総ケース数は 5418 ケースになる。

#### 3.2 従属変数

従属変数である一般的信頼については、SSM2005 と SSM2015 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 1 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を示したものである。2005 年と 2015 年の分布に大きな違いは見られないが、2015 年のほうが「どちらかといえばそう思う」の比率がやや高く、「そう思わない」の比率がやや低くなっている。また表は省くが、「そう思う」から「そう思わない」に 5 から 1 の値を与えて一般的信頼の平均を求めると、2005 年が 2.993、2015 年が 3.064 に

なり、5%水準で有意な差となる。日本社会全体における一般的信頼は、この10年間で少し高まったようだ。

図1 一般的信頼の分布



### 3.3 階層地位変数

先述したように、本稿では階層地位と階層地位移動を学歴、職業地位、経済地位の3つの側面から捉える。子ども世代の階層地位変数として、まず学歴は本人の教育年数を用いる。職業地位変数としては2016年版職業威信スコア（暫定版）を用いる。経済地位変数として用いることができる収入には、個人収入と世帯収入がある。しかし、本人の職業威信スコアや個人収入を用いて分析を行う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、職業地位と経済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。職業威信スコアについては、未婚者は本人の職業威信スコアをそのまま使い、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。収入は世帯収入を用いる。また、家を持っているものについてたずねた所有財も経済地位の指標として用いることにする。

すでに述べたように、階層地位の移動を適切に捉えるためには、時代と年齢を基準に各階層地位変数を相対化する必要がある。表1は、その相対化のために時代を調査年である2005年と2015年に分け、さらに年齢代に分けた各時代・年齢集団のケース数と、そのカテゴリごとの教育年数、職業威信スコア、世帯収入、所有財数の平均および二元配置分散分析の結果を示したものである。表の二元配置分散分析によるF値とその有意水準を見ると、教育年数と所有財数については時代と年齢の主効果とともにその交互作用効果が示され、職業威信スコアについては主効果は年齢だけが有意であるが、年齢と時代の交互作用効果が見られた。世帯収入は年齢の主効果のみ有意な結果となった。このように子ども世代の階層地位は時代や年齢に影響を受けるものである。そこで、表1に示した10個の時代・年齢集団ごとに、教育年数と職業威信スコア、世帯収入をパーセントイルに変換し、それを相対的な階層地位を表す「相対教育年数」「相対職業威信スコア」「相対世帯収入」とする。

表1 子ども世代階層地位変数の時代・年齢別の平均

	ケース数	平均				
		教育年数	職業威信	世帯収入	所有財数	
2005年	20代	153	13.340	48.746	604.664	9.719
	30代	315	13.654	53.328	641.189	10.133
	40代	335	13.370	55.701	798.039	11.054
	50代	407	12.555	53.319	804.682	10.956
	60代	234	11.791	50.612	557.822	9.739
	合計	1444	12.943	52.950	711.771	10.471
2015年	20代	381	13.638	50.327	544.276	10.347
	30代	838	13.822	53.298	632.672	10.780
	40代	1032	13.466	53.425	729.261	11.435
	50代	895	13.391	54.010	814.829	11.984
	60代	828	12.608	50.010	592.659	11.263
	合計	3974	13.362	52.522	686.748	11.281
全体		5418	13.250	52.636	692.937	11.065
二元配置分散分析(F値)						
時代			42.917 ***	.135	1.079	82.350 ***
年齢			65.796 ***	29.852 ***	36.552 ***	34.119 ***
時代×年齢			6.884 ***	3.748 **	1.525	4.995 **

\*\*\*: p<.001 \*\* : p<.01

ところで、所有財に関しては20個の財の所有についてたずねられている。多くの研究では、この20項目から所有している財の数を計算して分析に用いてきた。しかし中澤(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、表2の時代・年齢別の財の所有率を見ると、各財の所有率は時代だけではなく、年齢によっても異なることがわかる。そこで本稿では、時代・年齢集団別に各財の非所有率(100-所有率(%))を求め、それを当該財の所有得点とし、その得点を合計したものである「相対所有財合計得点」を相対的な経済地位の指標の1つとして用いることにする。ただし、所有財としてたずねられた項目のうち「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、合計得点を算出する際に除くことにした。

表2 時代・年齢別の財の所有率（％）

	全体	2005年					2015年				
		20代	30代	40代	50代	60代	20代	30代	40代	50代	60代
持ち家	77.9	62.1	64.4	83.9	90.4	91.0	59.8	63.6	76.4	85.7	89.9
風呂	98.1	98.0	97.1	98.5	98.0	97.4	97.6	98.2	97.6	99.0	98.3
子供部屋	67.0	60.8	57.1	77.3	75.7	57.3	53.8	57.4	68.0	77.2	69.8
ピアノ	28.1	31.4	24.8	37.0	32.4	24.4	22.6	21.0	28.5	33.2	28.1
冷蔵庫	99.3	98.7	99.4	99.1	99.3	98.7	98.7	99.6	99.5	99.7	99.2
食器洗い機	33.8	20.3	29.5	32.2	26.3	21.8	27.6	38.9	40.7	36.5	31.6
温水洗浄便座	69.2	45.1	57.8	66.0	62.4	65.0	64.0	71.2	73.5	74.4	72.8
クーラー・エアコン	90.5	90.2	92.1	86.3	85.7	79.9	88.7	91.9	93.5	94.1	88.9
電話	99.2	98.7	99.0	99.4	99.5	98.3	98.2	99.4	99.3	99.9	98.9
衛星放送・ケーブルテレビ	59.9	41.8	52.7	60.3	56.8	47.9	51.4	51.1	61.9	72.4	67.3
DVDレコーダー	74.2	53.6	59.4	59.7	48.6	30.8	80.6	83.5	87.2	86.6	72.2
パソコン・タブレット	85.5	81.0	83.5	84.8	79.9	60.7	86.1	90.7	92.3	91.5	76.9
高速インターネット回線	60.7	35.3	51.1	51.3	37.6	22.6	63.8	73.3	73.9	71.8	52.1
スポーツ会員権	6.5	3.3	3.2	6.3	13.0	7.3	6.0	2.4	3.9	7.7	11.1
文学全集・図鑑	32.1	35.9	24.8	36.4	48.6	42.7	29.1	25.4	27.3	33.6	33.7
美術品・骨董品	12.8	11.1	7.3	13.7	17.0	16.7	10.2	9.4	9.5	15.5	17.4
株券または債券	20.3	15.7	16.5	19.1	28.3	23.9	10.8	12.3	18.3	26.7	26.3
乗用車	90.2	88.9	93.0	92.8	93.4	85.5	85.0	87.8	91.5	91.7	89.4
別荘	1.2	0.0	0.6	1.2	2.7	2.1	0.5	0.8	0.6	1.1	2.4
田畑	18.6	19.6	9.5	19.7	36.6	32.9	12.3	8.9	12.1	20.2	27.8

### 3.4 階層地位移動変数

階層地位移動変数を作成するためには、まず親世代の階層地位変数を子ども世代の場合と同様に相対化する必要がある。親世代の階層地位変数としては、子どもが15歳のときの父の教育年数と職業威信スコア、親世代の所有財（15歳時に家にあったもの）を用いる。ただし、これら親世代の階層地位変数の相対化には、親の年齢は考慮せずに子どもが15歳のときの時代だけを基準にする。分析結果は省くが、子どもが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。平均年齢は45.322歳で、標準偏差は5.412となる。このように年齢の散らばりが大きくないため、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。さらに、親世代の場合には時代の範囲が広いため、父の年齢を含めて相対化の基準カテゴリーを作成すると、1カテゴリー当たりのケース数がかなり少なくなってしまう。以上により、時代だけで相対化の基準カテゴリーを作成したほうがより適切だと判断した。

表3 親世代階層地位変数の時代別平均

	ケース数	平均		
		父教育年数	父職業威信	親世代 所有財数
1950年代	239	7.967	50.035	4.653
1960年代	1174	8.796	50.465	7.485
1970年代	1223	10.370	51.333	10.357
1980年代	1344	11.751	50.749	12.161
1990年代	1026	12.693	51.212	13.394
2000年代	412	13.185	51.562	13.670
全体	5418	10.920	50.937	10.758
F値		352.832 ***	2.059 †	923.359 ***

\*\*\*: p<.001 †: p<.1

表3は、親世代の階層地位変数を時代別に見たものである。表の時代別の平均と、分散分析によるF値およびその有意水準を見ると、父教育年数と親世代の所有財数において特に時代による差が大きいことがわかる。この時代別に分けた6個の集団ごとに、父教育年数と父職業威信スコアをパーセントイルに変換し、それを「相対父教育年数」「相対職業威信スコア」とする。

「相対親世代所有財合計得点」は、子ども世代の「相対所有財合計得点」と同様に、時代別の親世代の各所有財の非所有率を当該財の所有得点にし、それを合計して作成する。ただし、SSM2005だけにあった「田畑（家庭菜園は除く）」とSSM2015だけにあった「別荘」は親世代の所有財得点を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。表4の時代別の親世代所有財の所有率を見ると、ラジオの所有率が1970年代には96.7%と最も高かったが、2000年代になると78.9%まで減少していることがわかる。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なくなったために生じたものである。こうした傾向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。

表4 時代別の親世代所有財の所有率（％）

	全体	1950 年代	1960 年代	1970 年代	1980 年代	1990 年代	2000 年代
持ち家	84.1	82.8	84.6	85.2	82.7	83.5	85.9
風呂	93.9	84.1	88.5	94.1	95.8	98.2	97.8
子供部屋	78.0	32.6	55.9	81.7	87.6	91.5	91.0
学習机	89.0	54.0	76.1	93.0	95.4	96.1	95.9
応接セット	35.1	15.1	23.5	38.8	41.7	39.5	36.9
ピアノ	26.2	2.9	7.5	20.3	32.4	44.5	44.7
テレビ	93.5	36.4	87.9	98.0	98.9	98.9	98.5
ラジオ	93.7	93.7	95.1	96.7	95.5	92.4	78.9
ビデオデッキ	51.6	0.8	9.7	30.6	71.5	93.5	93.9
冷蔵庫	91.2	31.8	77.4	97.7	99.3	99.0	99.5
電子レンジ	54.2	0.8	8.8	39.8	73.1	93.7	97.8
電話	88.6	35.6	71.9	94.4	97.3	97.9	98.8
カメラ	82.3	40.2	63.8	84.5	91.9	94.1	92.7
文学全集・図鑑	59.4	25.9	40.0	62.7	70.1	70.5	61.7
パソコン・ワープロ	21.6	0.0	0.2	2.9	20.8	52.7	76.0
クーラー・エアコン	43.5	0.4	6.9	31.2	57.4	75.6	84.5
乗用車	66.7	12.6	32.3	62.6	83.0	91.0	94.2
美術品・骨董品	16.6	9.2	13.5	18.3	17.2	19.1	17.2

さて、階層地位移動の変数は、以上で作成した親世代の相対的な階層地位変数と子ども世代の相対的な階層地位移動変数から作成する。ただし、親世代の世帯収入についてたずねた項目がないため、経済地位移動は子ども世代と親世代の相対所有財合計得点を用いて作成することにする。本稿では小塩（2012）の方法を参考に階層地位移動変数を以下の方法で作成する。

$$\begin{aligned} \text{階層地位移動} &= \ln(\text{子ども世代の相対階層地位}) - \ln(\text{親世代の相対階層地位}) \\ &= \ln(\text{子ども世代の相対階層地位} \div \text{親世代の相対階層地位}) \end{aligned}$$

階層地位移動の効果を確認するためには、回帰式に子ども世代の階層地位変数と階層地位移動変数を同時に投入して、子ども世代の階層地位変数でコントロールしなければならない。なぜなら、階層地位が上昇すれば現在の階層地位が比較的になり、逆に階層地位が低下すれば現在の階層地位は比較的に低くなるからである。しかし、階層地位移動変数を単に子ども世代の階層地位から親世代の階層地位を引いて作成してモデルに投入すると、階層地位移動変数と子ども世代の階層地位変数の間の相関が高くなるため、多重共線性の問題が生じる可能性が高い。子ども世代の階層地位と親世代の階層地位のそれぞれの対数値の差を用いるのは、こうした問題を回避するためである。なお、このように対数差分を用いると、階層地位の移動を「差」ではなく、親世代の階層地位を分母にして子ども世代の階層地位を分子にする「比」から捉えることになる。この方法にしたがって、相対学歴と相対父学歴の対数差分を「相対学歴移動」とし、相対職業威信スコアと相対父職業威信スコアの対数差分を「相対職業地位移動」にする。また、相対所有財合計得点と相対親世代所有財合計得点の対数差

分を「相対経済地位移動」とする。

### 3.5 主観的階層地位と主観的階層地位移動

親世代の主観的階層地位として用いることができる項目としては、SSM2005 と SSM2015 の両方でたずねられた 15 歳のときの家の暮らし向き（5 件法）の項目がある。また、子ども世代の主観的階層地位の指標として用いることができる項目としては、SSM2005 では現在の家の暮らし向き（5 件法）と、5 件法でたずねられた階層帰属意識と 10 件法でたずねられた階層帰属意識の 3 つがある。しかし、SSM2015 では 5 件法の階層帰属意識と 10 件法の階層帰属意識はあるが、現在の家の暮らし向きに関する項目が含まれていない。そこで本稿では、子ども世代の主観的階層地位の指標として 5 件法でたずねられた階層帰属意識の項目を用い、親世代の主観的階層地位としては 15 歳のときの家の暮らし向きを用いることにする。表 5 はこの 2 つの項目の分布を示したものである。

表 5 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	1.1	0.6	1.3	豊か	8.0	6.2	8.6
中の上	29.9	20.4	33.4	やや豊か	16.1	13.1	17.2
中の下	47.3	47.0	47.5	ふつう	60.4	61.3	60.1
下の上	18.1	26.4	15.1	やや貧しい	12.6	15.4	11.6
下の下	3.5	5.7	2.7	貧しい	2.9	4.1	2.5
合計	100.0	100.0	100.0	合計	100.0	100.0	100.0
実数	(5418)	(1444)	(3974)	実数	(5418)	(1444)	(3974)

ただし、主観的階層地位移動の作成には、対数差分を用いしないで主観的階層意識移動を 4 パターンに分けたものを用いることにする。先述したように、上村・駒村（2014）では主観的な相対所得の変化が上昇した場合と低下した場合の一般的信頼への効果が異なるという知見が得られており、こうした男女による効果の違いを確認するためには主観的階層地位が上昇した場合と低下した場合を分ける必要があるからである。具体的な移動パターンは以下のようにする。まず、15 歳の時の家の暮らし向きが「豊か」「やや豊か」である場合を親世代の主観的階層地位を「上層」とし、「普通」「やや貧しい」「貧しい」を「下層」にする。同様に、子ども世代の主観的階層地位も、階層帰属意識が「上」「中の上」の場合を「上層」とし、「中の下」「下の上」「下の下」の場合を「下層」にする。次に、親世代と子ども世代の主観的階層地位が「上層」から「上層」へ移動した場合を「上層維持」とし、「下層」から「下層」への移動は「下層維持」にする。また、「下層」から「上層」への移動は「上層移動」とし、「上層」から「下層」へ移動した場合は「下層移動」とする。表 6 は、以上の方法で作成した主観的階層地位移動 4 パターンの分布である。

表 6 主観的階層地位移動 4 パターンの分布 (%)

上層維持	下層維持	上層移動	下層移動	合計	実数
10.9	55.9	20.1	13.1	100.0	5418

### 3.6 統制変数

階層地位変数と階層地位移動変数の他に分析に用いる変数は、調査年、性別、年齢、婚姻状態である。調査年と年齢は、相対階層地位変数と相対階層地位移動変数を作成する際に用いられたため、コントロール変数として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に大きな差はないと思われるが、これらの基礎変数が一般的信頼にもつ効果も確認する必要があるため、分析に用いることにする。

## 4. 分析

### 4.1 階層と一般的信頼の関係

本稿では、階層地位移動が一般的信頼に与える影響を明らかにすることが主な研究目的であるが、その分析の前に子ども世代の階層地位が一般的信頼に与える影響から確認していこう。階層地位の分析では、まず絶対的な階層地位変数を用いたモデルと本稿で作成した相対階層地位変数を用いたモデルのどちらが一般的信頼をより説明できるかを確認する。さらに、本稿では経済地位の移動を捉えるために、世帯収入の代わりに所有財合計得点を用いるが、その妥当性を確認するために世帯収入を投入したモデルと所有財合計得点を投入したモデルも比較する。分析の結果は表 7 に示した。

表のモデル 1 は、調査年ダミー、男性ダミー、20・30 歳代ダミー、40・50 歳代ダミー、有配偶ダミーといった基礎属性変数および絶対的な階層地位変数として教育年数、職業威信スコア、世帯収入を投入したものである。基礎属性変数においては、まず 2015 年ダミーと男性ダミーは有意な効果が見られなかった。年齢においては、60 歳代を基準にして作成した 20・30 歳代ダミーと 40・50 歳代ダミーのうち 20・30 歳代ダミーの正の効果が示された。また、有配偶ダミーの正の効果が示された。教育年数と職業威信スコア、世帯収入は、先行研究から得られていた知見と同様にどれも一般的信頼を高める効果をもつ。次に、モデル 1 に主観的階層地位の下層を基準に作成した上層ダミーを加えたモデル 2 を見ると、主観的階層地位の上層ダミーの正の効果が示され、調整済み R<sup>2</sup> 乗も少し増加している。また、3 つの層地位変数の効果が少し弱まり、その有意水準も職業威信スコアは 10%水準で有意になり、世帯収入の効果も 1%水準の有意から 5%水準で有意な結果となった。

表 7 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	
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$
切片	2.061 (.120)	***	2.124 (.121)	***	2.579 (.070)	***	2.598 (.071)	***	2.530 (.073)	***	2.558 (.074)	***
2015年ダミー	.036 (.037)	.015	.020 (.037)	.008	.057 (.037)	.024	.043 (.037)	.018	.072 (.037)	.030 †	.053 (.038)	.022
男性ダミー	.004 (.032)	.002	.009 (.032)	.004	.007 (.032)	.003	.011 (.032)	.005	.017 (.032)	.009	.021 (.032)	.010
20・30歳代ダミー	-.191 (.048)	-.085 ***	-.178 (.048)	-.079 ***	-.112 (.047)	-.050 *	-.107 (.047)	-.047 *	-.090 (.047)	-.040 †	-.088 (.047)	-.039 †
40・50歳代ダミー	-.069 (.043)	-.034	-.060 (.043)	-.029	.016 (.042)	.008	.014 (.042)	.007	.030 (.042)	.015	.026 (.042)	.012
有配偶ダミー	.102 (.042)	.039 *	.101 (.042)	.038 *	.077 (.043)	.029 †	.079 (.043)	.030 †	.102 (.042)	.039 *	.098 (.042)	.037 *
教育年数	.054 (.008)	.112 ***	.050 (.008)	.104 ***								
職業威信	.004 (.002)	.037 *	.003 (.002)	.033 †								
世帯収入	.000 (.000)	.054 **	.000 (.000)	.039 *								
相対教育年数					.004 (.001)	.102 ***	.004 (.001)	.096 ***	.004 (.001)	.104 ***	.004 (.001)	.095 ***
相対職業威信					.001 (.001)	.035 *	.001 (.001)	.032 †	.002 (.001)	.049 **	.001 (.001)	.042 *
相対世帯収入					.003 (.001)	.079 ***	.002 (.001)	.066 ***				
相対所有財合計得点									.000 (.000)	.062 ***	.000 (.000)	.052 **
主観的階層: 上層ダミー			.114 (.038)	.052 **			.096 (.038)	.043 *			.115 (.037)	.052 **
調整済みR <sup>2</sup>	.028 ***		.030 ***		.031 ***		.032 ***		.029 ***		.032 ***	
N	4023											

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

注) Bは偏回帰係数、 $\beta$ は標準偏回帰係数、カッコ内は標準誤差

モデル3では、絶対的な階層地位変数の代わりに相対階層地位変数を投入した。相対階層地位変数として投入した相対教育年数、相対職業威信スコア、相対世帯収入は絶対的な階層地位変数と同じく一般的信頼を高める効果もつ。中でも、相対世帯収入の正の効果が絶対的な世帯収入より高くなった。また、調整済みR<sup>2</sup>乗もモデル1に比べて少し上昇しており、絶対的な階層地位より相対的な階層地位のほうが一般的信頼をより説明していることがわかる。次に、相対的な階層地位変数に主観的階層地位の上層ダミーを投入したモデル4では、絶対的な階層地位変数に主観的階層地位の上層ダミーを投入したモデル2とほぼ同じくらい相対階層地位変数の効果が減少した。同じく主観的階層地位の上層ダミーも正の効果を示した。さらに、調整済みR<sup>2</sup>乗もモデル2に比べて少し上昇した。以上の結果から、絶対的な階層地位変数より相対階層地位変数の方が一般的信頼をより説明できることがわかる。

モデル5とモデル6は、経済地位移動の指標として相対世帯収入の代わりに相対所有財合計得点を投入したものである。モデル5の相対所有財合計得点の効果は、モデル3の相対世

帯収入より標準偏回帰係数はやや小さくなっているが、同じく正の効果を示した。また、モデル5に主観的階層地位の上層ダミーを加えたモデル6を見ると、モデル4の相対世帯収入と同様に相対所有財合計得点の効果が若干弱まった。相対職業威信スコアの効果は、モデル3とモデル4に比べ、モデル5とモデル6で少し高くなっている。これは相対職業威信スコアと相対所有財合計得点との相関が、相対職業威信スコアと相対世帯収入との相関より比較的弱いからだと思われる。実際に相関係数を確認すると前者が0.359であるのに対し、後者は0.207となっている。調整済みR2乗を見ると、モデル3よりモデル5のほうがより少し低いですが、絶対的な階層地位変数を投入したモデル1よりは高かった。この結果から、経済地位を表す変数として相対世帯収入の代わりに相対所有財合計得点を用いても大きな問題はないといえる。

## 4.2 階層移動と一般的信頼の関係

次に、階層移動が一般的信頼に与える影響を確認するために重回帰分析を行う。先述したように、上村・駒村（2014）においては主観的な相対所得の移動の効果が性別により異なっていた。そこで、本稿でも男性と女性を分けて分析を行うこととする。また、モデルに投入する子ども世代の階層地位変数は、表7で一般的信頼に対する説明力がより大きかった相対階層地位変数を用いる。なお、分析モデルは、相対階層地位移動変数だけを投入したモデル1と、さらにそのモデルに主観的階層地位移動の上層維持を基準にして作成した「下層維持ダミー」「上層移動ダミー」「下層移動ダミー」を投入したモデル2を設定する。分析結果は表8に示した。

まず男女で分けずに行った全体の分析結果から見ていく。モデル1を見ると、相対階層地位移動変数のうち相対学歴移動と相対職業地位移動は有意な効果が見られなかったが、相対経済地位移動は正の効果もつことがわかる。また、モデル2では相対経済地位移動の効果が有意ではなくなり、主観的階層地位移動のダミー変数のうち上層移動ダミーは正の効果を持ち、下層移動ダミーは負の効果をもつことが示された。

しかし、男性と女性で分けて行った分析結果を見ると全体的な傾向がかなり異なっている。まず、男性と女性のモデル1を比べると基礎変数の効果からその傾向の違いが表れている。年齢ダミーの効果を見ると、男性は20・30歳代ダミーの負の効果が見られたが、女性はその効果が有意ではなく、男性では見られなかった40・50歳代ダミーの正の効果が示された。男性は20・30歳代は一般的信頼が比較的に弱くなる傾向にあるが、女性はそのような傾向はなく、40・50歳代が他の年齢代に比べて一般的信頼が高くなる傾向にあるのである。また有配偶ダミーの効果も男性は有意ではないが、女性は正の効果をもつ。男性は結婚しても一般的信頼が高まらないが、女性は結婚により一般的信頼が高まる傾向があるようだ。

表 8 階層地位移動による一般的信頼の説明モデル（重回帰分析）

	全体				男性				女性			
	モデル1		モデル2		モデル1		モデル2		モデル1		モデル2	
	B	$\beta$										
切片	2.552	***	2.590	***	2.703	***	2.713	***	2.408	***	2.464	***
	(.065)		(.087)		(.092)		(.128)		(.086)		(.117)	
2015年ダミー	.085	.037 **	.073	.032 *	.077	.033 †	.068	.029	.093	.040 *	.078	.034 †
	(.031)		(.032)		(.046)		(.047)		(.043)		(.043)	
男性ダミー	.007	.004	.010	.005								
	(.028)		(.028)									
20・30歳代ダミー	-.113	-.051 **	-.094	-.042 *	-.186	-.081 **	-.176	-.076 **	-.036	-.017	-.007	-.003
	(.041)		(.041)		(.060)		(.061)		(.057)		(.057)	
40・50歳代ダミー	.036	.017	.033	.016	-.047	-.022	-.050	-.024	.125	.062 *	.124	.062 *
	(.037)		(.037)		(.053)		(.053)		(.053)		(.053)	
有配偶ダミー	.104	.043 **	.098	.041 **	.060	.025	.053	.022	.137	.058 **	.132	.055 **
	(.034)		(.034)		(.052)		(.052)		(.046)		(.046)	
相対教育年数	.004	.103 ***	.004	.099 ***	.003	.092 ***	.003	.088 **	.005	.110 ***	.005	.107 ***
	(.001)		(.001)		(.001)		(.001)		(.001)		(.001)	
相対職業威信	.002	.052 **	.002	.047 **	.002	.050 †	.002	.046 †	.002	.053 *	.002	.047 †
	(.001)		(.001)		(.001)		(.001)		(.001)		(.001)	
相対所有財合計得点	.000	.036 *	.000	.033 *	.000	.028	.000	.024	.000	.044 *	.000	.042 †
	(.000)		(.000)		(.000)		(.000)		(.000)		(.000)	
相対学歴移動	-.003	-.003	-.003	-.002	.026	.023	.026	.023	-.031	-.027	-.032	-.027
	(.017)		(.017)		(.025)		(.026)		(.024)		(.024)	
相対職業地位移動	-.009	-.011	-.011	-.014	-.013	-.016	-.014	-.018	-.005	-.006	-.007	-.009
	(.013)		(.013)		(.019)		(.020)		(.018)		(.018)	
相対経済地位移動	.031	.031 *	.024	.024	.051	.052 *	.047	.047 *	.012	.012	.003	.003
	(.015)		(.015)		(.022)		(.022)		(.021)		(.021)	
主観的階層：下層維持ダミー			-.024	-.012			-.003	-.002			-.033	-.016
			(.049)				(.075)				(.065)	
主観的階層：上層移動ダミー			.105	.041 *			.141	.053 †			.079	.032
			(.053)				(.081)				(.069)	
主観的階層：下層移動ダミー			-.123	-.040 *			-.017	-.005			-.206	-.070 **
			(.057)				(.088)				(.075)	
調整済みR <sup>2</sup>	.028 ***		.032 ***		.027 ***		.028 ***		.031 ***		.036 ***	
N	5418				2569				2849			

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

注1) Bは偏回帰係数、 $\beta$ は標準偏回帰係数、カッコ内は標準誤差

注2) 主観的階層ダミーの基準カテゴリー：上層維持

次に、子ども世代の相対階層地位変数の効果を男女別に見ると、相対教育年数は男女とも正の効果が見られた。職業威信スコアにおいては男性の有意水準が少し高いが、標準偏回帰係数を見ると男女ともほぼ同程度の効果をもつことがわかる。しかし、男性は相対所有財合計得点の効果が有意ではないのに対し、女性は有意な効果を示した。また、相対階層地位移動変数の効果も男女別に異なる結果が見られた。男性は相対経済地位移動が正の効果をもつものに対し、女性は有意な効果が見られず、すべての相対階層地位移動変数の効果が有意ではない結果となった。

最後に、モデル2の男女別の結果を見ると、男性では主観的階層地位の上層移動ダミーが10%水準で有意ではあるが正の効果が見られ、女性では下層移動ダミーの負の効果が見られた。男性においては階層が下層から上層に上昇したと思うことが一般的信頼を高める傾向にあるが、女性は逆に階層が上層から下層に低下したと思うことが一般的信頼を弱める傾向に

あるようである。この結果は、上村・駒村（2014）から得られた知見と相通ずるものといえよう。

## 5. 結論

本稿は、階層および階層移動が一般的信頼に与える影響を検討した。まず絶対的な階層地位変数を用いた場合と時代と年齢を基準にして作成した相対階層地位変数を用いた場合のどちらがより一般的信頼を説明できるかについて分析を行った。分析から、若干ではあるが絶対的な階層地位変数を用いるより、相対的な階層地位変数を用いたほうが一般的信頼をより説明できるといった知見が得られた。

階層地位移動の分析には、時代や年齢を基準に相対化した親世代と子ども世代の相対階層地位変数の対数差分から作成した階層地位移動変数を用いて男女別の分析を行った。男性においては、学歴地位移動、職業地位移動、経済地位移動のうち、学歴地位移動と職業地位移動は関連が見られなかったが、相対経済地位移動の正の効果が見られ、親世代より経済的な階層地位が上昇することが高い一般的信頼をもつことにつながるといった知見が得られた。また、主観的な階層地位が下層から上層に移動することが、一般的信頼を高めていた。女性においては、客観的な階層地位移動と一般的信頼との関連は見られなかったが、主観的な階層地位が上層から下層へ移動した場合に一般的信頼が弱くなった。

女性は、主観的な階層地位が上層から下層に移動することによる効果が、男性の下層から上層に移動することによる効果よりも強いにも関わらず、客観的な階層地位の移動は関連が見られなかった。これは、女性は本稿で用いた父の学歴や職業威信スコア、あるいは親世代の所有財とは異なる別の要因が主観的な階層地位の移動に影響を与えているからかもしれない。今後その要因を探るための研究が必要と思われる。また、本稿の分析により階層地位の世代間移動が一般的信頼と関連することが明らかになったが、階層地位変数だけのモデルと階層地位移動変数を加えたモデルの  $R^2$  乗には変化が見られなかったため、階層地位の世代間移動を用いることで一般的信頼をより説明できるようになったとはいえない結果となった。階層地位の世代間移動の捉え方について、今後さらなる検討が必要だと思われる。さらに、本稿では世代間における階層地位移動に注目したが、世代内における客観的な階層地位や主観的な階層地位の移動が一般的信頼に何らかの影響を与える可能性は十分にある。階層移動が一般的信頼に与える影響を総合的に捉えるためには、こうした世代内の階層移動についても分析を行う必要があるだろう。以上の問題を、今後の研究課題にしたい。

[文献]

- Clark, A. E., and Frijters, P., and 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, 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.
- 林雄亮. 2008. 「現代日本の多元的階層構造」『社会学研究』84: 199-221.
- 林雄亮. 2012. 「日本社会の多元的階層構造」『応用社会学研究』54: 43-55.
- 今田高俊・原純輔. 1979. 「社会的地位の一貫性・非一貫性」富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会: 161-197.
- 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.
- 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: 207-226.
- 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.
- 神林博史. 2013. 「よくわからないから「中」なのか：帰属階層判断の主観的正確性の基礎的検討」『東北学院大学教養学部論集』164: 1-20.
- 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.
- 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): 112-129.
- 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): 351-367.
- 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): 408-424.
- 富永健一・友枝敏雄. 1986. 「日本社会における地位非一貫性の趨勢：1955-1975とその意味」『社会学評論』37(2): 152-174.
- 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.
- 山岸俊男. 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.
- 与謝野有紀・林直保子. 2010. 「格差と信頼」『関西大学社会学部紀要』 42(1): 77-91.

[付記 1]

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。

[付記 2]

本研究は「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。

# **General Trust and Intergenerational Mobility**

**Jeongwoon Kim**  
**(Doshisha University)**

## **Abstract**

This paper examined how intergenerational mobility affects general trust using the data from SSM 2005 and 2015. There is an accumulation of research on the relationship between social classes and general trust, but the relationship between intergenerational mobility and general trust has not been clarified. However, from the findings of previous studies suggesting that relative income, which is income relativized on the basis of a reference group or past, has an influence on general trust, it is possible to think that the intergenerational mobility of class positions will have an influence on general trust. This is because the intergenerational mobility of class positions can be said to be the class positions of the child generation that is relativized on the basis of the class positions of the parent generation. Therefore, in this paper, I captured mobility of the relative class position from the relative class position of children's generation and the relative class position of parent generation that are relativized by times and age, and performed an analysis of the influence that it has on general trust. I captured mobility of objective class position from three aspects: educational mobility, occupational position mobility, and economic position mobility. I also analyzed the influence of mobility of subjective class position on general trust.

As a result, in men, economic position mobility has increased general trust, but in women the effect of objective class position mobility was not seen. It has been confirmed, regarding subjective class position mobility, that general trust is increased when the subjective class position of men moves from lower to upper layers, and the general trust of women is generally weakened when the class position moves from upper to lower layers.

Keywords: general trust, class mobility, relative income