

現代日本における家族構造と世代間移動*¹

菅米地なつ帆・三輪哲
(東京大学)

【論文要旨】(461字)

本稿の目的は、世代間移動の構造がキョウダイ数や出生順位といかに関連しているか、その趨勢はいかなるものかを明らかにすることである。検証のために1995年SSM調査データ、2005年SSM日本調査データ、2015年SSM調査データをマージしたデータセットを用い、分析は対数線形モデルの1つのモデルであるコアモデルをベースにおこなった。その結果、男性では出生順位によって世代間移動の構造に差異がみられ、出生順位が早いほど移動機会が閉鎖的であることが明らかになった。さらにその構造は世代を超えて全体的には安定しているものの、自営業層においては出生順位による差異が縮小してきていることも示された。さらに本稿では、出身階層と家族構造の関連、家族構造と到達階層の関連についても分析をおこなった。その結果、出身階層にもとづく出生力格差が縮小傾向にあることが示された。加えて、男性についてはキョウダイ数や出生順位と到達階層の関連が弱まっていた。以上の結果より、階層継承の観点からも地位達成の観点からも、少子化のなかで家族構造のもつ意味が小さくなってきたことが示唆される。

キーワード：世代間移動、コアモデル、出生順位、キョウダイ数

1. はじめに

社会移動の分析は、社会における機会不平等の程度を測定する方法のひとつである。とりわけ社会移動研究の中核を担ってきた世代間移動の機会構造や趨勢にかんする研究には数々の蓄積があり、それらのなかには、高度経済成長期以降における社会移動の構造が安定的であることを示唆するものが多くみられる(Ishida 2001; 三輪・石田 2008)。

世代間移動について、とくに本稿でとりあげる世代間の職業移動についての検証は、基本的に父親の職業と子どもの職業を対象としておこなわれる。このとき、もしも家族内に複数の子どもがいる場合には、「父親と子どものうち誰かひとりの職業」が分析の対象となることになる。実際に既存研究のほとんどにおいて、調査回答者の職業とその父親の職業が分析に用いられている。そのため、回答者にキョウダイがいるかどうかや、回答者がキョウダイの

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

うち何番目に生まれたのかといったようなことが考慮されないままに、分析がなされている。

このことは、日本社会における世代間移動の機会構造を明らかにしようとするうえで重要な問題といえる。というのも、家族構造²によって世代間移動の機会に差異が存在しうるためである。たとえば戦後の農村から都市への人口移動については、「若者」かつ「単身者」の移動が中心であった。そしてその「若者かつ単身者」の多くが、「農家出身の次三男」であったことを農村研究や地域研究が指摘する（倉沢 1969）。長男は農家を継ぎ、次三男は都市で労働者になるというこのパターンは、新たに制定された農業基本法で単独相続の維持が推奨されたことも相まって、強固なものであったという指摘もある（杉岡 1994）。こういった背景をふまえれば、家族の内部で先天的に付与される属性である出生順位やキョウダイが何人いるかということ considering the need for intergenerational mobility opportunities and structure.

もうひとつ、家族構造と世代間移動の関連について着目すべき点がある。それは、両者の関連が時代とともにどう変化しているのかという点である。高度経済成長期以降の日本社会では、少子化が進展した。戦後間もなくのベビーブーム時には平均して4~5人のキョウダイがいた。しかし近年になるにつれてそのような多人数キョウダイの比率が減少し、1980年代にはキョウダイ数の平均はおおよそ2人となり、4人以上のキョウダイがいる家庭はほとんどみられなくなった。さらにそれ以降の世代においては、独子の比率が増加しているとされる。少子化にともないキョウダイ数が減少したことで、たくさんのキョウダイがいた時代とは異なる世代間移動のパターンがみられる可能性がある。

世代間移動と家族構造の関連に着目した研究、とりわけ日本においてその関連を問うている研究としては、安田（1971）と苫米地（2016）が挙げられる。安田は1945年以前に生まれた人々を、苫米地は1925年~1975年生まれの人々を対象としている³。前者は、独子と長子において移動の開放性が小さく、父親と同じ職業階層にとどまりやすいことを示すとともに、農業層に独子や長男が多く労働者層に中間子や末子が多いという傾向を明らかにした（安田 1971）。後者では、独子は階層継承性が低い長子において高いこと、とくに農業層、自営業層、サービス層、熟練マニュアル層においてそのような傾向がみられることを指摘している（苫米地 2016）。ただし、安田（1971）は前述の傾向以外には、出生順位は現在の職業階層にあまり影響を与えていないと述べており、苫米地（2016）も、1956年以降に生まれた世代については出生順位による移動機会の差異がみられなくなっていることを指摘している。以上のことから、出生順位によって世代間移動の構造は異なりうるが、それは特定の職業階層にお

² 近藤（1996）に倣い、家族の外形的な特徴、具体的には世帯の類型や家族の規模、キョウダイの構成といった人口学的な特徴を含んだものとして、本稿では「家族構造」という表現を用いている。

³ 安田（1971）は1965年SSM調査を、苫米地（2016）は1995年および2005年SSM調査を分析している。

いて顕著にみられるようなものであったり、時代によって変化しうるものであるということが想定される。

また、世代間移動に主眼をおいたものではないけれども、地位達成の視点から家族構造が職業達成に与える影響を藤原（2012）が検証している。そこでは分析の結果から、キョウダイ数が教育達成を媒介にして職業達成に間接的に影響を与えていること、教育達成を統制しても出生順位が遅いと職業達成が不利になる傾向がみられること、その効果は時代を通じて一定であることが明らかにされている。地位達成の側面からみても、キョウダイ数や出生順位が重要な要因であるといえよう。

以上をふまえると、世代間移動の構造が家族構造と関連しうること、その関連が時代によって異なりうることを指摘できるが、いまだ十分な研究蓄積があるとはいえ、既存研究において一貫した知見が得られていない部分もある。また、女性については分析の対象とされておらず、その点についても検証の余地がある。したがって本稿では、後述するデータと分析手法を用いて、世代間移動と家族構造の関連およびその趨勢にアプローチする。

2. 方法

2.1 データ

本稿で用いるデータは、今回および過去におこなわれた複数のSSM調査データのマージデータセットである。具体的には、1995年SSM調査データ、2005年SSM日本調査データ、そして2015年SSM調査データを使用した。それぞれの調査設計や回収状況等は、当該調査のコードブックや、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJDAのホームページ、大阪大学SRDQなどで確認できるので、ここでは割愛する。

分析対象とする年齢範囲を、30歳以上64歳以下と絞った。これは、社会移動のコーホート比較をするために、現職が「職業的成熟」（Erikson and Goldthorpe 1992, p.73）段階に到達している層へと限定する必要性からの処置である。

結果、1930年出生から1984年出生までの人びとを含むがデータセットに含まれ、それを1930-59年出生コーホートと1960-84年出生コーホートへと分けて比較することになる。

2.2 変数

使用する変数は、到達階層、出身階層、キョウダイ数、出生順位、それから出生コーホートである。それら以外に、性別を層別するための変数として用いた。

到達階層は本人の調査時点の現職をもとに、また出身階層は父の主な職業をもとに、それぞれ操作化した。階層分類としては、EGP階層6分類を用いた（Erikson et al. 1979; Ishida et al. 1995）。これは、上層ホワイトカラー（I+II：専門や管理）、下層ホワイトカラー（III：事務や販売、サービス）、自営（IVa+b）、農業（IVc+VIIb）、上層ブルーカラー（V+VI：熟練や

監督者)、下層ブルーカラー (VIIa: 半・非熟練) の6カテゴリからなる。垂直的な階層的地位のランクについては、上層ホワイトが最も高く、下層ブルーは最も低く、残りの4つの階層は中間とみなすように、3ランクに分けて扱われる。エリクソンとゴールドソープによれば、出身階層に限っては、農業も最も低いランクとして位置付けるように扱われることも、ここで付言しておきたい (Erikson and Goldthorpe 1992, p.46)。

キョウダイ数は、本人の15歳時点での兄・弟・姉・妹および本人を含めた人数の合計である。分析にあたっては、1人、2人、3人以上をとる3値のカテゴリ変数として用いた。

出生順位は、同じく本人15歳時点で、キョウダイのなかで上から何番目であるかを示す。分析にあたり、第一子、第二子、第三子以降の3値のカテゴリ変数として扱った。ただし、同性内での出生順位が最も早いケースについては、第一子のカテゴリへと含めるよう変換した⁴。出生順位は、キョウダイ数と同時に集計すると、論理的に存在し得ないセル (例: キョウダイ数1人と出生順位第二子とが交わるセル) があるのは自明だが、それについては近藤 (1996) に倣い、構造的ゼロと置く不完備表として扱うことで、後の分析では対処した。

2.3 分析モデル

実証分析においては、男女を分けたうえで、出生コーホート、キョウダイ数、出生順位、出身階層、到達階層の5変数を同時に集計した世代間移動表を作表した。そして、それらに対し、対数線形モデルと、その拡張というべきアソシエーションモデルを適用した⁵。

基本的なモデル構造式は、式1の通りである。左辺は期待セル度数、右辺はパラメータの線形結合である。なお変数であるが、Oが出身階層、Dが到達階層、Nはキョウダイ数、Bは出生順位、Cは出生コーホートである。

$$\log_e F_{ijklm} = \lambda + \lambda_{iklm}^{ONBC} + \lambda_{jklm}^{DNBC} + \psi_{ij}^{OD} \times \phi_{klm}^{NBC} \quad (\text{式1})$$

出身と到達の関連に関心が置かれるため、それらが関連しない箇所においては、高次交互作用まで含め完全に統制する。φで出身と到達の関連パターンをとらえ、その関連の強さをあらかずφのみが一様に第3変数で変わるとする、対数乗法層別効果モデルを用いた。これもアソシエーションモデルの一種である。なお、φを外せば条件付き独立モデルになり、φを含めたうえでφをすべて1と固定すれば機会不変モデルになる。

ただし、出身と到達の関連については、世代間移動のパターンと理論的意味を特定するた

⁴ これ以降、表1から表6までは、この記述のようにデータ変換した後の分析結果である。ただし図1のみ例外的に、変換を施していない。

⁵ 対数線形モデル、アソシエーションモデルについては、Ishii(1994)、Wong(2009)などの成書を参照されたい。

めに、Ishida ら（1995）が提唱した修正コアモデルによってとらえることにした。式は以下の式 2、効果パラメータの置かれ方は図 1 の通りである。

$$\log_e F_{ijklm} = \lambda + \lambda_{iklm}^{ONBC} + \lambda_{jklm}^{DNBC} + \left(\lambda_{a(i,j)}^{DIG} + \lambda_{b(i,j)}^{HI1} + \lambda_{c(i,j)}^{HI2} + \lambda_{d(i,j)}^{AF2A} + \lambda_{e(i,j)}^{AF2B} \right) \times \phi_{klm}^{NBC} \quad (\text{式 2})$$

DIG -a(i,j)

	I + II	III	IVab	IVc+V	V+VI	VIIa
I + II	2	1	1	1	1	1
III	1	3	1	1	1	1
IVab	1	1	4	1	1	1
IVc+VIIb	1	1	1	5	1	1
V+VI	1	1	1	1	6	1
VIIa	1	1	1	1	1	7

HI1 -b(i,j)

	I + II	III	IVab	IVc+V	V+VI	VIIa
I + II	1	2	2	2	2	2
III	2	1	1	1	1	2
IVab	2	1	1	1	1	2
IVc+VIIb	2	2	2	1	2	1
V+VI	2	1	1	1	1	2
VIIa	2	2	2	2	2	1

HI2 -c(i,j)

	I + II	III	IVab	IVc+V	V+VI	VIIa
I + II	1	1	1	1	1	2
III	1	1	1	1	1	1
IVab	1	1	1	1	1	1
IVc+VIIb	2	1	1	1	1	1
V+VI	1	1	1	1	1	1
VIIa	2	1	1	1	1	1

AF2A -d(i,j)

	I + II	III	IVab	IVc+V	V+VI	VIIa
I + II	1	2	1	1	1	1
III	2	1	1	1	1	1
IVab	1	1	1	1	1	1
IVc+VIIb	1	1	1	1	1	1
V+VI	1	1	1	1	1	1
VIIa	1	1	1	1	1	1

AF2B -e(i,j)

	I + II	III	IVab	IVc+V	V+VI	VIIa
I + II	1	1	2	1	1	1
III	1	1	1	1	1	1
IVab	2	1	1	2	1	1
IVc+VIIb	1	1	2	1	1	2
V+VI	1	1	1	1	1	2
VIIa	1	1	1	1	2	1

図 1 修正コアモデルにおける効果パラメータのデザイン行列

注： 行列において「1」とした箇所は「効果なし」，それ以外は効果を推定。

DIG は対角（diagonal）セルにおかれる継承性（inheritance）パラメータである。元のコア

モデルでは、レベル1からレベル3までの3つの効果で表されていたが、Ishidaら（1995）は再生産プロセスの違いがあることを重視し、修正版モデルにおいて各階層に独自の効果を認めている。HIは垂直的な位階性（hierarchy）があることによる移動障壁を示すパラメータである。レベル1はランク1つ分の障壁、レベル2は2つ分の長距離の移動を妨げる障壁を意味する。そしてAFは階層間に親和性（affinity）があるゆえに生ずるパターンをとらえるために導入するパラメータである。AF2Aは教育程度が類似することで起きやすくなる移動をとらえるもので、サービス階層と単純ノンマニュアルとの移動を表す2つのセルに設定している。AF2Bは、自営業と農業のあいだ、および自営業とサービス階層のあいだに設定されているが、これは土地や店舗など所有の形態こそ異なれ、何らかの財産を所有しそれが転換されることで特定の階層移動が起きやすくなると考えていることによる。またAF2Bは、2つのマニュアル層のあいだ、そして農業出身から非熟練への移動を示すセルにも設定されている。これは、肉体労働を含む仕事上の特性が類似していることにより移動しやすくなる効果があるという想定に基づく。

これらによって、世代間移動をとらえ、その家族構造により違いや、家族構造との関連のコーホート趨勢にせまりたい。

3. 分析結果

3.1 予備的分析

世代間移動の分析に先立って、まずは家族構造のうちで本稿の検討対象とする、キョウダイ数および出生順位の趨勢をデータからみてみよう。図2は、今回用いるSSMマージデータから、出生年別に、キョウダイ数と出生順位の平均値をグラフ化したものである。一見して、観察対象期間内で右肩下がりであることが明らかである。少子化の進行が、これよりうかがえる。ただ、ここでの値が、「生まれた子ども世代の側からみたキョウダイ数」であるのに注意が必要かもしれない。本来は、未婚や、子どもを生まなかった層がいるはずで、それらを考慮はできていない。ゆえに、少子化の進行程度を過小評価している可能性はあるのだが、それでもなお、少子化の進行それ自体は紛れもない事実であって、中規模のサンプル調査データのキョウダイ変数の動きでも十分に裏付けられる。

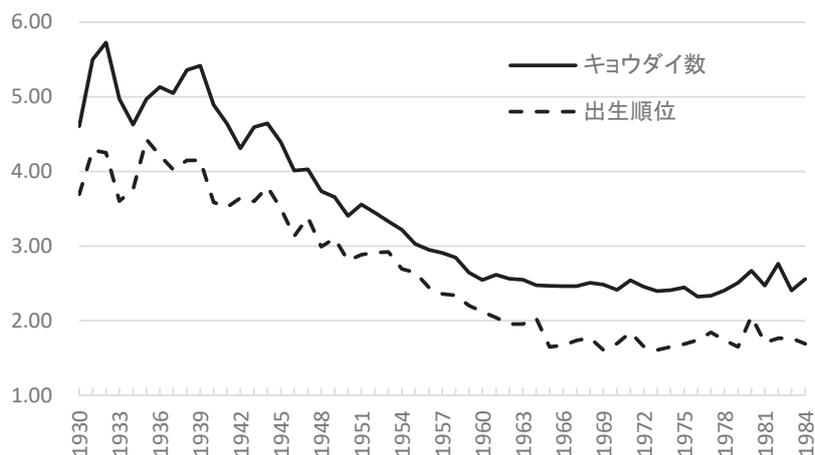


図2 キョウダイ数と出生順位の出生年別平均値
(1995-2015SSMデータより計算)

次節からの世代間移動の分析に用いる変数の分布は、以下の表1の通りである。到達階層すなわち本人の調査時の階層については、男性では自営、農業の減少トレンドと、被雇用の各階層の増加トレンドがみられる。他方、女性ではホワイトカラー、とりわけ上層ホワイトカラーの割合が大幅に増加したことがわかった。出身階層については、父親の階層なので、分布には男女差が当然ながらほとんどみられない。どちらも急激に農業の割合が減少しているのが特徴的である。

表1 性・コーホート別の度数分布表

	男性		女性	
	1930-59 年出生	1960-84 年出生	1930-59 年出生	1960-84 年出生
到達階層				
I + II	.354	.409	.147	.310
III	.080	.130	.302	.374
IVab	.215	.108	.092	.038
IVc+VIIb	.062	.026	.075	.013
V+VI	.162	.202	.153	.102
VIIa	.128	.125	.231	.163
出身階層				
I + II	.183	.287	.178	.274
III	.048	.080	.057	.085
IVab	.275	.260	.244	.255
IVc+VIIb	.326	.100	.334	.090
V+VI	.102	.146	.108	.159
VIIa	.067	.127	.079	.137
キョウダイ数				
1人	.040	.069	.038	.067
2人	.217	.504	.215	.496
3人以上	.743	.427	.747	.437
出生順位				
第一子	.512	.705	.511	.685
第二子	.143	.182	.133	.194
第三子以降	.344	.113	.356	.121
N	2811	1855	2260	1692

3.2 世代間移動の家族構造による差異

世代間移動の構造が、家族構造といかに関連し、そしてそれはどのように趨勢に変化したのかを、これより検討していきたい。分析方略としては、修正版コアモデルを基準とし、それが家族構造によって系統差がみられるのかどうかをまず検証する（表2）。家族構造による差異がみられたならば、続いてその差異が出生コーホート間で変動したかどうかの検証に移る（表3）。そして変動がみられたならば、それが移動の構造のどこで起きたものなのかを特定する（表4）。情報量基準のBICとAICを併用しながら、複数のモデル間の比較をおこなう⁶。

⁶ BIC = $G^2 - d.f. \times \log_e N$ 、AIC = $G^2 - d.f. \times 2$ として求められる。いずれも値が小さいほど相対的に適合度が良好とされる。

表 2 家族構造と世代間移動の関連を分析する対数線形/乗法モデルの適合度

		d.f.	男性30-64歳				女性30-64歳			
			G ²	I.D.	BIC	AIC	G ²	I.D.	BIC	AIC
model A1	条件付き独立	300	1218.1	0.194	-1319	618	516.1	0.128	-1972	-84
model A2	コアモデル・機会不変	290	371.6	0.092	-2081	-208	241.0	0.077	-2164	-339
model A3	A2+キョウダイ数で一樣相違	288	365.9	0.090	-2070	-210	238.1	0.077	-2150	-338
model A4	A2+出生順位で一樣相違	288	360.0	0.089	-2076	-216	237.7	0.077	-2151	-338
model A5	A2+キョウダイ数と出生順位で一樣相違	286	357.7	0.089	-2061	-214	235.9	0.077	-2136	-336
model A6	A5+キョウダイ数と出生順位の交互作用で一樣相違	285	357.3	0.089	-2053	-213	234.8	0.077	-2129	-335
model A7	A4+出生順位の効果を線形と仮定	289	360.2	0.089	-2084	-218	238.8	0.078	-2158	-339

表 2 より、男性においては、出生順位の線形効果が一樣相違パラメータへとかかると仮定するモデル A7 の適合度が相対的によいことがわかる。保守的な情報量基準の BIC を用いても、またよりリベラルな AIC を用いても、これらのなかで最適とするモデルは同じものとなる。ただ、A2 の移動機会不変モデル、すなわち家族構造による差異がないとするモデルも有力ではある。モデル A3 と A4 を比べると、明らかに後者の出生順位による差異を仮定するモデルのほうがあてはまりがよい。ただそのモデル A4 よりも、出生順位の差異を線形と置くことで自由度を節約したモデル A7 は、いっそう適合がよいというわけである。表では割愛したが、モデル A7 における一樣相違パラメータは、第一子を 1 とすると、第二子は 0.858、第三子以降では 0.716 と推定される。この結果は、出生順位が早いほど、世代間移動の機会が閉鎖的であることを意味する。

しかし、女性についての結果を同じく表 2 よりみると、男性とは異なり、家族構造による世代間移動の機会格差はほとんどみられないことがうかがえる。AIC でも BIC でも、情報量基準に基づきモデル選択する限り、モデル A2 の機会不変モデルを上回るモデルはこれらのうちには存在していない。よって、女性においては、キョウダイ数も出生順位も、世代間移動の機会を左右する要因にはなっていないものとみることができる。

表 3 コーホート趨勢のモデル適合度

		d.f.	G ²	I.D.	BIC	AIC
model B1	コーホートの主効果のみ	288	359.7	0.089	-2076	-216
model B2	出生順位線形効果の変化	288	359.5	0.089	-2076	-216
model B3	B1+出生順位線形効果の変化	287	359.4	0.089	-2068	-215
model B4	新生代は平準化	286	364.4	0.089	-2080	-214
model B5	新世代は、複数キョウダイの長男を除き平準化	286	358.2	0.089	-2086	-220

次に表 3 から、一樣相違パラメータに対する出生順位の効果が、出生コーホートによってどう変わるのかを確認する。なお、既に女性については出生順位と世代間移動の関連がみら

れなかったため、これ以降の分析は男性に限定する。

出生順位の線形効果を含めたうえで、追加候補とした効果は、一様相違パラメータに対する出生コーホートの主効果と、出生順位線形効果の変化（コーホート効果と出生順位線形効果の交互作用項）の2つである。前者のみを含めたモデル B1、後者のみを含めたモデル B2、さらには両者を同時に含めたモデル B3 は、いずれもベースラインとなるモデル B0 よりも適合度において劣る。むしろ、1960 年代以降出生コーホートでは、移動機会の出生順位差がなくなり、中間的な水準（第二子の閉鎖性の水準）へと収斂したとする、モデル B4 のほうがまだ適合度はよい。ただし、ここで最も良好だったのは、1960 年代以降出生コーホートでは、独子⁷（キョウダイ人数 1 人かつ第一子）および第三子以降だけが中間的な水準（第二子の閉鎖性の水準）へと変化し、それら以外はコーホート間で不変とみるモデル B5 であった。したがって、コーホート間で移動機会の出生順位格差は基本的には安定的であるが、部分的に中間的な水準への収斂がみられるというべきであろう。

表 4 変化のみられたパラメータ特定のモデル適合度

			d.f.	G ²	I.D.	BIC	AIC
model C1	コーホート変化はDIG	$\lambda^{DIG} \times (1 + \beta B + \gamma C + \delta BC)$	289	355.3	0.087	-2089	-223
model C2	コーホート変化はHI	$\lambda^{HI} \times (1 + \beta B + \gamma C + \delta BC)$	289	371.2	0.092	-2073	-207
model C3	コーホート変化はAF	$\lambda^{AF2} \times (1 + \beta B + \gamma C + \delta BC)$	289	368.9	0.091	-2075	-209
model C4	コーホート変化はDIG1	$\lambda^{DIG1} \times (1 + \beta B + \gamma C + \delta BC)$	289	370.1	0.092	-2074	-208
model C5	コーホート変化はDIG2	$\lambda^{DIG2} \times (1 + \beta B + \gamma C + \delta BC)$	289	375.6	0.093	-2069	-202
model C6	コーホート変化はDIG3	$\lambda^{DIG3} \times (1 + \beta B + \gamma C + \delta BC)$	289	353.4	0.085	-2091	-225
model C7	コーホート変化はDIG4	$\lambda^{DIG4} \times (1 + \beta B + \gamma C + \delta BC)$	289	367.0	0.091	-2077	-211
model C8	コーホート変化はDIG5	$\lambda^{DIG5} \times (1 + \beta B + \gamma C + \delta BC)$	289	366.6	0.090	-2078	-211
model C9	コーホート変化はDIG6	$\lambda^{DIG6} \times (1 + \beta B + \gamma C + \delta BC)$	289	370.4	0.091	-2074	-208
model C10	DIG3のみ5レベル(長男・二男・三男・C2独子・C2三男)		286	353.1	0.085	-2066	-219

それでは、世代間移動の構造のなかで、変化がみられたのはどこであったのだろうか。ここでは、修正コアモデルの効果パラメータを部分ごとに特定しながら、変化がみられた箇所を特定するよう探索していく。

表 4 がその結果である。まずモデル C1 から C3 までを比較すると、対角効果、位階効果、親和効果の 3 つのタイプのなかでは、対角効果の変化を仮定するモデル C1 のあてはまりが比較的良い。さらに対角でも、どの階層継承を意味する対角効果なのかを詳細に調べるため、モデル C4 から C9 までを比べたところ、モデル C6 が最もよいことが明らかとなった。それ以外、モデル C1 に対し、明確に適合度の向上をもたらすモデルはなかった。そこで、出生

⁷ 独子は、キョウダイ数 1 名のカテゴリと、出生順位第一子カテゴリとが交わるセルで特定されるので、それら 2 変数間の組み合わせの部分的な交互作用効果を扱ったのと同じことになる。

順位で違いがみられ、その趨勢的变化が明瞭なのは、自営の階層継承の効果を示す DIG3 であることがわかった。

表 5 対数線形モデルのパラメータ推定値

	男性: model C10		女性: model A2	
	coef.	s.e.	coef.	s.e.
DIG1	1.141	(0.160)	0.833	(0.185)
DIG2	0.388	(0.194)	0.365	(0.144)
DIG3			0.288	(0.141)
[第一子]	1.413	(0.123)		
[C2:独子]	0.931	(0.537)		
[第二子]	0.938	(0.224)		
[C1:第三子]	0.597	(0.174)		
[C2:第三子]	0.767	(0.476)		
DIG4	2.560	(0.188)	1.612	(0.174)
DIG5	0.323	(0.111)	0.116	(0.135)
DIG6	0.445	(0.164)	-0.035	(0.161)
HI1	-0.031	(0.060)	-0.176	(0.056)
HI2	-0.189	(0.101)	0.003	(0.108)
AF2A	0.551	(0.101)	0.644	(0.097)
AF2B	0.262	(0.057)	0.100	(0.065)

注： 世代間移動にかかわるパラメータのみ抜粋している
両側5%水準で統計的有意な値を太字にした。

最後に、男性においては独子と第三子の効果が 1960 年以降出生コーホートに限り異なり、他の効果パラメータはすべてコーホート間で共通としたモデル C10、女性においては移動構造が不変としたモデル A2 をそれぞれ最終モデルとして、修正コアモデルの効果パラメータ推定値を求めた。結果は、表 5 に示すとおりである。

対角効果には、はっきりした男女差がみられる。総じて、男性に比して、女性の対角効果の推定値は小さい傾向がある。要するに、父を参照点として出身階層の継承性を測るのならば、男性のほうがより継承しやすく、その分だけ移動機会が閉鎖的だということである。ただそれは、必ずしも女性の機会が開かれているという意味に読むことはできず、むしろ階層構造のジェンダー差や家業や仕事の継承者として男児が優先されることの反映であろう。

自営の継承については、コーホート間で、出生順位による差異のパターンが変化した様相がとらえられている。既に述べたように、1960 年代以降出生コーホートでは、それ以前は低かった第三子の自営継承性が高くなるとともに、以前は高かった独子の自営継承性が低くなるよう変化した。すなわち、出生順位に注目して世代間移動の家族構造による違いを検討してみたところ、男性においてのみ、キョウダイ間での自営継承性の平等化が進んだということである。

3.3 家族構造と出身階層および到達階層との関連

さて、次に家族構造と出身階層、到達階層との関連についての検討に進もう。同じ移動表を用いるが、今度は出身と到達の関連を修正コアモデル（かつ機会不変）とおき、家族構造と階層との関連は線形関連（linear by linear association）としてとらえ⁸、その関連の程度およびコーホート変動を検討する。

家族構造と出身階層との関連は、差別的出生力の一種をとらえるもので、出身背景の階層的地位にしたがって家族の規模が異なるかどうかを焦点となる。そこで、論理的に関連を想定し難い出生順位は検討の対象から外し、キョウダイ数と出身の階層的地位との関連に絞って、コーホート趨勢を含め実証分析をおこなった。その結果を表6に整理した。

表6 出身・到達と家族構造の関連にかんする対数線形/乗法モデル

	d.f.	男性30-64歳				女性30-64歳					
		G ²	I.D.	BIC	AIC	d.f.	G ²	I.D.	BIC	AIC	
出身階層と家族構造											
model D1	条件付き独立	340	526.8	0.118	-2349	-153	340	425.7	0.114	-2394	-254
model D2	出身とキョウダイ数の間にlinear by linear association	339	507.2	0.113	-2360	-171	339	372.0	0.105	-2439	-306
			assoc.	s.e.				assoc.	s.e.		
		N×C	-0.165	0.037			N×C	-0.290	0.040		
model D3	D2+associationにコーホート差	338	498.4	0.112	-2360	-178	338	364.2	0.104	-2439	-312
			assoc.	s.e.	assoc.	s.e.		assoc.	s.e.	assoc.	s.e.
		N×C	-0.264	0.050	-0.041	0.056	N×C	-0.395	0.055	-0.174	0.058
到達階層と家族構造											
model E1	条件付き独立	340	512.8	0.113	-2363	-167	340	341.4	0.098	-2478	-339
model E2	到達とキョウダイ数の間にlinear by linear association	339	501.8	0.110	-2365	-176	339	335.2	0.096	-2476	-343
			assoc.	s.e.				assoc.	s.e.		
		N×C	-0.134	0.041			N×C	-0.110	0.045		
model E3	到達と出生順位の間linear by linear association	339	497.1	0.111	-2370	-181	339	324.7	0.095	-2486	-353
			assoc.	s.e.				assoc.	s.e.		
		B×C	-0.110	0.028			B×C	-0.127	0.031		
model E4	E2+E3	338	493.0	0.110	-2366	-183	338	323.7	0.095	-2479	-352
			assoc.	s.e.				assoc.	s.e.		
		N×C	-0.088	0.044			N×C	-0.049	0.048		
		B×C	-0.088	0.030			B×C	-0.114	0.034		
model E5	E3+associationにコーホート差	338	493.7	0.110	-2365	-182	338	324.7	0.095	-2478	-351
			assoc.	s.e.	assoc.	s.e.		assoc.	s.e.	assoc.	s.e.
		B×C	-0.143	0.033	-0.03	0.052	B×C	-0.131	0.039	-0.119	0.052
model E6	E4+associationにコーホート差	336	486.3	0.109	-2355	-186					
			assoc.	s.e.	assoc.	s.e.					
		N×C	-0.166	0.062	-0.016	0.062					
		B×C	-0.105	0.036	-0.026	0.055					

注： assocは対数線形アソシエーションパラメータ、s.e.はその標準誤差。
両側5%水準で統計的有意な値を太字にした。

男性にかんして、出身の地位とキョウダイ数との関連を独立とするモデルD1、それらの関

⁸ キョウダイ数や出生順位は1、2、3のランクの値を、出身階層と到達階層は位階のランクに応じて1から3までの値を与え、それらの乗算によって対数オッズ比が増減するようにモデルを設定した。対数線形アソシエーションモデルの一種である。

連を認めるモデル D2、さらに関連のコーホート変化をとらえるモデル D3 とで、モデル適合度を比較した。すると、BIC ではモデル D2 と D3 はほぼ同じであるが、AIC ではモデル D3 が最適とされる。それが示すことは、出身の地位とキョウダイ数との負の関連が若いコーホートにおいて弱まり、もはや統計的有意でもないことである。つまり、出身階層の地位に基づく出生力格差は縮小してきたことが明らかとなった。

同じ分析を女性サンプルでもおこなった。同様のモデル選択手続きにしたがうと、男性同様にモデル D3 がよいとされる。もっとも、キョウダイ数自体が、男性回答者と女性回答者で意味が異なるわけではないので、ある意味当然なのかもしれない。女性では、若いコーホートでも統計的有意な負の関連がみられた点は先ほどと異なるけれども、やはり負の関連が大きく縮小していることについては男性の結果と類似している。

同じ表 6 の下部には、到達階層と家族構造の関連についての分析結果を示した。こちらは、キョウダイ数だけではなく、出生順位との関連も分析している。なぜなら、キョウダイ数が多くなるに伴い地位達成が不利になることも、出生順位が遅くなるほど不利になることも、どちらもあり得るからである。

女性にかんする結果はシンプルで、出生順位が遅くなるほど地位達成が不利になる構造が、コーホート間で安定的にみられる、というものである。BIC、AIC、どちらの基準を用いても、モデル E3 が選択される。

男性はやや複雑で、どちらの情報量基準をモデル選択に用いるかで、最適モデルが異なる。BIC を用いると、女性と同じくモデル E3 が選択される。だが AIC ならば、キョウダイ数も出生順位もともに効果があるがそれらがコーホート間で変わるとするモデル E6 が最適とされる。解釈はやや難しいが、まずもって、到達階層と出生順位のあいだに負の関連があるのはより確からしいといえそうである。さらに踏み込んで結果を読むならば、加えてキョウダイ数も到達の地位と負の関連がある、ただしキョウダイ数についても出生順位についても到達階層の地位との負の関連は若いコーホートにおいて大きく縮小したとみることができる。すなわち、地位達成に対する家族構造の意味は、進む少子化のなかで小さくなったのである。

4. 結論

本稿では、世代間移動の構造が家族構造といかに関連し、どのように変化してきたのかを明らかにすることを目的とした。分析の結果、男性と女性とで世代間移動の機会構造およびその趨勢に差異がみられることが示された。

男性については、出生順位による移動機会格差がみとめられる。男性の場合、出生順位が早いほど移動が閉鎖的である。ただし、1959 年以前生まれと 1960 年以後生まれの間で出生順位による影響それ自体は比較的安定しており、一部自営業層についてのみ、若い世代でより順位から解放的な移動が起こっていることが明らかになった。他方で、女性については家

族構造による移動機会格差は確認されなかった。

男性と女性でこのような違いがみられる背景には、何があるのだろうか。まず考えられるのは、日本社会において、直系制家族的規範が残存してきた可能性である。直系制家族は、親が一人の継嗣の生殖家族と同居することを原則とする。そして、同居を繰り返して家族に属する財産・職業・社会的地位などを超代的に保持し、直系的に維持・再生産してゆく家族のことを指す。日本社会においては、戦後の民法改正や労働市場の構造変動によって、必ずしも直系制を重視しない夫婦単位での家族形成が増加するとともに夫婦制家族イデオロギーが定着し、直系制家族から夫婦制家族⁹へ移行したとされる（森岡 1993）。しかしその一方で、たとえば老親との同居率は近年でも長男が他のきょうだいに比べて高いなど、依然として直系制の慣習に裏打ちされたような状況もみられる（施 2012）。男性の世代間移動の機会に出生順位との関連がみられるのは、家系の維持存続役割を相対的に男性が担ってきた日本の歴史的、社会的背景の影響によるものではないだろうか。この文脈を前提とする場合、女性は定位家族の家系の維持役割を担うというよりは、結婚して離家し、新しい生殖家族を形成することを期待されてきた存在である。それゆえに、女性については父親の職業階層から自由な職業選択が可能であり、父娘間の世代間職業移動構造には関連がみられないというのも決して不自然なことではない。

また、出生順位による移動機会格差に時代的变化がみられたのが自営業層であったのも、男性に特徴的な点であり注目すべき点であろう。親が自営業の場合における出生順位の効果が部分的に収斂し、独子は開放的に、第三子以降は閉鎖的に移動するようになった。このように自営業層において移動の構造が変化したことの一つには、独子が高い学歴を得やすい状況にあることが関連しているかもしれない。キョウダイ構成と学歴の関連に着目した研究においては、独子の学歴がキョウダイのいる子どもに比べて高いことが指摘されている（苫米地 2018）。家業を継ぐ場合には学歴は必須要件ではないけれども、より高い社会経済的地位が得られる職業に就くにあたっては学歴が高いことが有利に働きやすい。その点で、高い学歴を得ている独子は家業継承のほかにより高い社会経済的地位を得られそうな仕事に就く機会に恵まれており、結果的に家業を継いだり自営業に参入するのではなく、他の階層に移動しやすくなっているのではないかと考えられる。また、キョウダイがいる場合、出生順位が遅いと学歴獲得には不利になる。独子や生まれの早い子どもが比較的柔軟に階層移動できるのとは逆に、第三子以降はそれが難しい状況にあることが分析結果に反映されている可能性がある。

本稿ではもう一つ、家族構造と出身階層や到達階層の関連、具体的には階層ごとにキョウダイ数が異なるかどうかと、家族構造が到達階層にどのような影響を及ぼすかについても検

⁹ 夫婦制家族は結婚によって成立し、夫婦の一方ないし双方の死亡で消滅する夫婦一代限りの家族である（森岡 1993）。

討した。その結果、出身階層と家族構造の関連は若い世代においてはみられないことが示された。すなわち、どの階層でもキョウダイ数の側面では家族構造が画一化しているといえよう。必ずしも子どもをもつわけではないことに加えて、子どもをもつ場合には少ない人数で、という人々の選択が少子化につながるとともに、子どものいる家族全体でキョウダイ数が画一的になることにもつながったと考えられる。

加えてキョウダイ数が到達階層に与える影響については、とりわけ男性において若い世代でその影響が大きく縮小してきたことが分析結果より明らかにされた。また、出生順位が遅いことの不利は男性においても女性においても確認され、女性はそれがコーホート間で安定であるのに対して、男性ではそれが安定もしくは縮小の傾向にあった。父子間の職業移動の分析結果とあわせて考えると、女性は出生順位と階層継承に関連がないものの、生まれた順番が遅いことで地位達成の観点では不利な状況に置かれてしまうといえよう。教育達成の側面でも、女性は男性に比べて達成が低い状態が維持されている（苦米地 2015）。それに加えて出生順位による不利も加わるとするならば、キョウダイの多い家族の女性は「二重の不平等」のなかで地位達成のプロセスをたどっていると推察される。

ただし、女性においてはキョウダイ数による到達階層の差異はみとめられなかったし、男性においてはキョウダイ数についても出生順位についても、それらの影響が小さくなっていることが示されている。すなわち、少子化の途上にあつた 1960 年代以降に生まれた人々については、家族構造が地位達成に与える影響は縮小してきたといえる。この傾向が、キョウダイ数が減り独子が増えている 90 年代以降に生まれた世代においてもみられるのかどうかについては、今後さらなる検討が必要となる。

本稿では、世代間移動の構造と趨勢についてキョウダイ数や出生順位を考慮する視点からアプローチしてきたため、子どもをもたない家族については分析の対象外となっている。また同じ家族の中のキョウダイを比較したわけではないため、より適切な検証をおこなうためには同じ家族に属する子どもの情報を得られるきょうだいデータを用いることが望ましい。しかしながら、今回検討した家族構造と世代間移動や地位達成の関連についてはこれまでの研究蓄積も少なく、議論も十分におこなわれてきたとはいえない。その点から本稿は、近藤（1996）の指摘する移動研究の文脈における「家族に焦点を合わせた」研究として十分に意義のあるものであるといえよう。

[文献]

Erikson, Robert and John H. Goldthorpe. 1992. *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford University Press.

- Erikson, Robert, John H. Goldthorpe and Lucienne Portocarero. 1979. "Intergenerational Class Mobility in three Western European Societies: England, France and Sweden," *British Journal of Sociology*, 30: 415-441.
- 藤原翔. 2012. 「きょうだい構成と地位達成：きょうだいデータに対するマルチレベル分析による検討」『ソシオロジ』 57(1):41-57.
- Ishida, Hiroshi. 2001. "Industrialization, Class Structure, and Social Mobility in Postwar Japan," *British Journal of Sociology*, 52: 579-604.
- Ishida, Hiroshi, Walter Mueller and John Ridge. 1995. "Class Origin, Class Destination, and Education: A Cross-national Study of Industrial Nations," *American Journal of Sociology*, 101: 145-193.
- Ishii-Kuntz, Masako. 1994. *Ordinal Log-Linear Models*. Sage.
- 近藤博之. 1996. 「地位達成と家族：キョウダイの教育達成を中心に」『家族社会学研究』8: 19-31.
- 倉沢進. 1969. 『日本の都市社会』 福村出版.
- 三輪哲・石田浩, 2008, 「戦後日本の階層構造と社会移動に関する基礎分析」三輪哲・小林大祐編『2005年SSM調査シリーズ1 2005年SSM日本調査の基礎分析：構造・趨勢・方法』 2005年SSM調査研究会, 73-93.
- 森岡清美. 1993. 『現代家族変動論』 ミネルヴァ書房.
- 施利平. 2012. 『戦後日本の親族関係——核家族化と双系化の検証』 勁草書房.
- 杉岡直人. 1994. 「農村地域社会と家族変動」『季刊社会保障研究』 31(3): 228-38.
- 苫米地なつ帆. 2018. 「教育達成にきょうだい構成が与える影響の趨勢分析」『2015年SSM調査報告書』.
- 苫米地なつ帆. 2016. 「きょうだい構成による社会移動機会格差とその意味の変容」平成27年度東北大学大学院教育学研究科博士論文.
- 苫米地なつ帆. 2015. 「教育達成における性別間格差——家族環境ときょうだい構成が与える影響」『社会学研究』 95: 101-23.
- Wong, Raymond S-K. 2009. *Association Models*. Sage.
- 安田三郎. 1971. 『社会移動の研究』 東京大学出版会.

Family Structure and Intergenerational Social Mobility in Contemporary Japan *

**Natsuho Tomabechi and Satoshi Miwa
(University of Tokyo)**

Abstract

The objective of this paper is to examine patterns in the relationship between intergenerational social mobility and family structure, especially number of siblings or birth order, using SSM cumulative data for the period from 1995-2015. We applied the Core Model, a kind of log-linear model for the Japanese mobility table, and arrived at several findings as follows. First, differences in intergenerational social mobility pattern due to birth order were observed only among male respondents. The chances of mobility of a respondent are lower if he was born earlier than other siblings. In addition, the structure of intergenerational social mobility is stable among people born between the 1930s and 1980s. However, differences in the mobility patterns among male siblings become equalized in the case of self-employed individuals. Moreover, we analyzed the relationship between class origins and family structure and family structure and current class. The disparity in fertility levels based on class origins has reduced and the association between family structure and current class has weakened over time among male siblings. The results of our analysis show that the effect of family structure on intergenerational social mobility can reduce due to social changes such as birthrate decline.

Key words: Intergenerational Social Mobility, Core Model, Birth Order, Number of Sibling

* The study was supported by JSPS KAKENHI Grant Number JP25000001.