

博 士 論 文

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

苫米地 なつ帆

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

【目次】

序章 問題の所在

0.1	社会移動研究におけるきょうだいの等閑視.....	1
0.1.1	社会移動と家族.....	1
0.1.2	きょうだいを等閑視することの問題点.....	2
0.2	戦後日本社会の家族変動：理想と現実の乖離.....	4
0.2.1	転換点としての戦後法制度改革.....	5
0.2.2	産業化と直系制家族的な世代間移動.....	6
0.2.3	少子化の進展：家族内での資源配分メカニズムへの影響	7
0.2.4	直系制家族から夫婦制家族への移行：理想への接近	8
0.2.5	直系制家族的規範と家族生活：長子役割の不変性	9
0.3	本研究の目的と問いの設定.....	12
0.4	本研究の意義.....	15
0.5	本研究の構成.....	16
	[注].....	18

第1章 社会移動の分析視角としてのきょうだい構成

1.1	社会移動研究の動向と課題.....	20
1.1.1	社会移動の概念と本研究における定義.....	20
1.1.2	社会移動研究における主要命題と先行研究の到達点	21
1.1.3	日本社会の社会移動と産業化.....	22
1.1.4	社会移動研究における家族の位置づけ.....	23

1.2	きょうだい構成概念への着目.....	24
1.2.1	きょうだい構成概念の構造.....	25
1.2.2	家族変動ときょうだい構成の関係.....	26
1.2.3	人的資本論にもとづくきょうだい内格差生成メカニズム	33
1.2.4	きょうだい構成概念に着目した先行研究の知見	34
1.3	本研究の分析視角.....	36
	[注].....	38

第2章 分析手法とデータ

2.1	本研究で用いる3つの分析手法.....	39
2.1.1	きょうだいの学歴の分析手法: マルチレベルモデル	39
2.1.2	世代間職業移動の分析手法: 対数線形モデル.....	42
2.1.3	結婚の分析手法: イベントヒストリー分析.....	43
2.2	データの概要.....	44
2.2.1	全国家族調査 (NFRJ)	44
2.2.2	「社会移動と社会階層」全国調査 (SSM 調査)	47
2.2.3	日本版総合的社会調査 (JGSS)	50
2.3	実証分析と使用するデータの関連.....	53
	[注].....	55

第3章 きょうだい構成が学歴に与える影響とその趨勢

3.1	はじめに.....	56
3.2	知見の整理と検討課題.....	58
3.2.1	家族属性的要因の影響に関する研究動向.....	58
3.2.2	個人属性的要因の影響に関する研究動向.....	59
3.2.3	検討課題と仮説.....	61
3.3	方法.....	63
3.3.1	データ.....	63
3.3.2	変数.....	64
3.3.3	統計的手法.....	65

3.4	分析結果.....	66
3.4.1	基礎分析①: 「相統一教育代替」説に関する分析	66
3.4.2	基礎分析②: 「長男教育優先」説および「ジェンダー・トラック に」に関する分析.....	68
3.4.3	マルチレベルモデルによる分析.....	70
3.5	きょうだい内格差の縮小と二重の不平等.....	75
	[注].....	77

第4章 きょうだい構成が世代間職業移動に与える影響とその趨勢

4.1	はじめに.....	78
4.2	知見の整理と検討課題.....	80
4.2.1	戦後生まれ世代における世代間職業移動.....	80
4.2.2	家族変動と世代間職業移動.....	81
4.2.3	検討課題と仮説.....	81
4.3	方法.....	82
4.3.1	データ.....	82
4.3.2	変数.....	83
4.3.3	統計的手法.....	84
4.4	分析結果.....	85
4.4.1	基礎分析①: 「農家の次三男」説に関する分析	85
4.4.2	基礎分析②: 世代間職業移動における類似性の分析	89
4.4.3	対数線形モデルによる分析.....	91
4.5	高度成長期以降における長男の移動閉鎖性の高まり.....	97
	[注].....	101

第5章 きょうだい構成が結婚行動に与える影響とその趨勢

5.1	はじめに.....	102
5.2	知見の整理と検討課題.....	104
5.2.1	定位家族と結婚市場の変動.....	104
5.2.2	出生順位が結婚に影響するメカニズム.....	105

5.2.3	検討課題と仮説.....	107
5.3	方法.....	110
5.3.1	データ.....	110
5.3.2	変数.....	111
5.3.3	統計的手法.....	114
5.4	分析結果.....	114
5.4.1	基礎分析①：出生順位と配偶者選択に関する分析.....	114
5.4.2	基礎分析②：きょうだい数別の累積初婚経験率に関する分析.....	117
5.4.3	イベントヒストリー分析.....	118
5.5	長子の晩婚化.....	124
	[注].....	127

終章 きょうだい構成による移動機会格差とその意味の変容 —保障からリスクへ—

6.1	きょうだい構成の影響の変容.....	130
6.1.1	学歴における長男選好：家族の資源投資と学歴の関連.....	130
6.1.2	長男における階層再生産構造の持続.....	132
6.1.3	新たなきょうだい内格差：配偶者選択における長子回避.....	137
6.2	日本社会における社会移動と出生順位の関係とそのゆくえ.....	139
6.2.1	長子であることのもつ意味：「保障」から「リスク」へ.....	139
6.2.2	なぜ長子であることがリスクになったのか？：家族主義的な社会 保障システムによる潜在的なリスクとその顕在化.....	142
6.2.3	出生順位による移動機会の差異のゆくえ.....	145
6.3	本研究の成果の位置づけ.....	147
6.3.1	社会移動研究に対する意義.....	147
6.3.2	家族研究に対する意義.....	148
6.3.3	社会移動研究と家族研究との架橋.....	150
6.4	残された課題と今後の展望.....	151
	[注].....	153

付記	154
参考文献	155

序章

問題の所在

0.1 社会移動研究におけるきょうだいの等閑視

0.1.1 社会移動と家族

第二次世界大戦後、日本社会の産業構造が大きく変化したことは周知の事実である。終戦後の農地改革、傾斜生産方式の導入による産業復興が第一次産業を衰退させ、代わって第二次・第三次産業が発展した。

上述のような産業化の進展には、農村から都市への労働力の移動が必須であった。多くの国民が農作業に従事していた社会から、仕事を求めて都市に移動し、被雇用者になるのがごく当たり前の社会へと日本は次第に変化していったのである。

労働力の移動は、父親の職業的地位と子どもの職業的地位の間の移動である世代間移動の構造を変化させうる。実際に終戦から高度経済成長期に突入するまでの約 10 年間については、父職と子職の結びつきが弱まって移動の開放性は上昇したとされる（原・盛山 1999）。しかしそれ以後の社会では世代間移動の機会構造は不変であることがほとんど一貫して示されている（Ishida 2001; 三輪・石田 2008）。

世代間移動の機会構造とその趨勢は、社会移動研究の中核的なテーマであり、数多くの蓄積がある（Erikson and Goldthorpe 1992; Grusky 1983; Featherman and Hauser 1978）。社会移動とは「個人の社会的地位の変化」を指し、先述した世代間移動だけでなく、その個人が一生のうちに経験する社会的地位の変化をとらえる世代内移動も移動の一つに含まれる。これらは基本的に「個人の」地位の変化を研究の対象とするものである。このように、社会移動研究では暗黙の裡に「社会移動=『個人の』現象」という前提が成立している。

しかしながら、社会移動には純粋な個人の現象であるとは言い切れない側面がある。それは、「個人」の社会的地位の移動に対して「家族」が影響を与えるためである。個人がどのような家族構造・家族環境のもとで育つかは個人のラ

イフチャンス¹⁾に影響する。個人は家族から独立して存在することはできないのである（安田 1971）。それにもかかわらず、家族と個人の社会移動の関連は相対的に着目されてこなかった。

十分な注目を集めてこなかったけれども、日本における社会移動については、家族の、特にきょうだい構成の影響が大きいと考えられる。しかし従来の社会移動研究においては、その視点はほぼ欠落してきたといつてよい。次節ではなぜきょうだい構成に着目すべきなのか、重要にもかかわらず見落とされてきたこの要因をとりあげる必要性について述べよう。

0.1.2 きょうだいを等閑視することの問題点

社会移動に対するきょうだい構成の影響が重要なものとして位置づくのは、それが日本社会において意味をもつ属性だからである。すなわち、きょうだい構成によって定位家族内の役割期待²⁾や役割構造に大きな区別が存在してきたことに起因する。

なかでも出生順位は、字面のとおりきょうだい内での「順位」を決めることもあって、定位家族内での役割規定において大きな影響をもつ。日本社会では「長幼の序」の儒教的倫理観のもとで、この傾向が顕著にみられる。たとえば、欧米ではきょうだいに対して順序に関係なく“brother, sister”という呼称を使用したり、きょうだい同士でも固有名詞で呼び合うのが一般的であるのに対し、日本では「お兄ちゃん、妹」という順序を反映した呼称が用いられ、他人にきょうだいを紹介する場合に年上のきょうだいを呼び捨てにすることはそれほど多くない。

このような日常生活のレベルにおいてもみられる出生順位の違いに応じた人々の態度は、個々人のライフコース全体にかかわるような、重大なライフイベントにおいても確認されてきた。その最たるものが、「家」制度³⁾にもとづく「家」の維持と家産の相続である（坪内 2001）。戦前の日本社会では、直系家族制度のもとで長子単独相続が民法上規定されており、長男は家系維持・土地や家業の継承・祭祀の主催・老親扶養および介護を担うものとして位置づいていた。他方、次三男は定位家族からの離家を促され、相対的に自由に職業を選択し、必要があれば長男の招集によって定位家族のもとに集った。女性につい

ては基本的には次三男に近いが，結婚による離家が前提であり，結婚後は配偶者の「家」の成員として配偶者に従属した存在となった．ただし男性きょうだいのいない長女については，先に述べた長男と同じ役割を担い，結婚によって配偶者を「家」に迎え入れ，家系を維持することが求められる場合もあった（青山 1978）．

以上のことからわかるのは，長男あるいは男性きょうだいのいない長女と他のきょうだい員との間の，成人後の定位家族とのかかわり方における明確な差異である．換言すれば長男や長女は，きょうだい内で一線を画した存在なのである．そしてこのような長男・長女／それ以外のきょうだい員という区別は，個人のさまざまな社会的地位の変化，すなわち社会移動においてもみとめられる．それゆえに社会移動に対するきょうだい構成の影響は，重要な問題となる．

この問題点が顕著に浮き彫りになるのは，出生順位による世代間移動構造の差異である．以下の図 0.1 は，父親—長男の世代間移動表と父親—次三男の世代間移動表，そしてそれらを合体して得られる父親—子どもの世代間移動表である．父親と子どもの職業が一致している場合は対角セルに，一致していない場合はそれ以外のセルに人数が割り振られる．

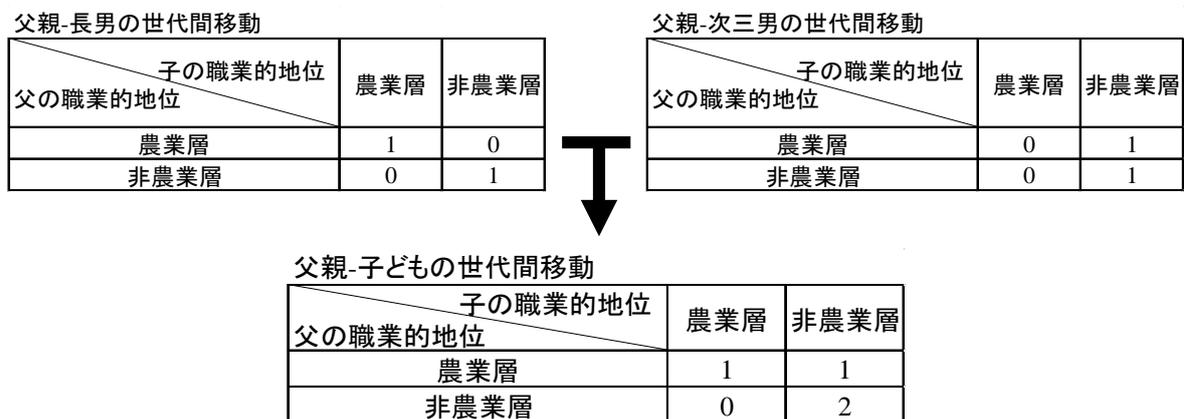


図 0.1 世代間移動表のイメージ

ここでは①長男が父親の職業階層を継承する，②次三男には職業階層の継承必要性はない，③非農業層から農業層への流入は困難という 3つの仮定を置いて仮想の移動表を作成している．重要なのは，長男は対角セルにのみ個人が配

置されるのに対して、次三男ではそうとは限らず他の職業階層に移動していることである。そしてこれらを組み合わせた矢印の下の表では、長男と次三男で異なっているはずの移動パターンが見えにくくなり、非農業層からの農業層への流出は難しいという点だけが明らかにされる。つまり、長男と次三男の移動パターンの違いを見落とすことになるのである。

このような指摘はほとんどされてこなかったけれども、皆無なわけではない。社会移動が純粋な個人的現象ではなく家族からの影響を受けていることを指摘し、日本においては出生順位⁴⁾が重要な要因となりうることを明らかにした安田(1971)や、後述する「農家の次三男」説について実証分析を行った佐藤(粒来)(2004)や奥井(2011)、結婚による家族的地位の移動ときょうだい構成の関連を検証したKojima(1994)等の研究蓄積が確認される。だが、それらは戦前生まれの世代を対象とした検証がほとんどであり、戦後生まれの世代についての十分な検証はなされていない。

しかし戦後生まれの世代においても、きょうだい構成が社会移動に与える影響を考慮する必要がある。その根拠は、以下述べる戦後の家族変動⁵⁾によって説明されうる。戦後の家族変動は、社会移動と家族との関連を解明するうえで非常に重要である。加えて、社会移動において等閑視されてきたきょうだい構成の影響が、戦前も戦後も変わらず検討すべき対象であることを主張するための傍証となるものでもある。

0.2 戦後日本社会の家族変動：理想と現実の乖離

第二次世界大戦の終焉は、日本社会にとって非常に大きな転換点となった。産業構造の変化については前述のとおりであるが、それと相互関連的に生じた家族変動や法制度の改革についても同様のことがいえる。以下では戦後の家族変動の動向を整理し、それらと社会移動とのかかわりについて論じる。結論を先取りすると、法制度改革によって新たに夫婦制家族が理想とされる一方で、現実の人々の家族生活においては直系制家族的規範が根強く残ってきた。このことは、きょうだい構成が社会移動に与える影響が戦後の日本社会でもみとめられる可能性を示している。

0.2.1 転換点としての戦後法制度改革

初めに、戦後の家族変動のきっかけとなった法制度改革に焦点を当てたい。戦後の民法改正は、わが国家族制度史の上で最初のそして最大の変革であるといわれるほどのものである（小山 1976: 281）。その根拠は、明治民法において規定された長子単独相続や戸主制度⁶⁾が廃止されたことにある。家族に関する権利や義務を長子、特に長男に集約していたこれらの制度の撤廃をとおして、きょうだいも平等に相続の権利や老親扶養の義務を負うことになった。また、新たに制定された日本国憲法では個人の尊厳と両性の本質的平等が根本的に規定され、男女が平等であること、本人による配偶者選択や財産および相続の権利が保障された。以上をもって法制度上において、直系家族制（＝「家」制度）による家族に代わって夫婦家族制をモデルとした家族が理想として掲げられた（森岡 1976）。

今述べた法制度改革は、人々の社会移動に大きな影響を与えたと考えられる。なぜならば「家」制度の崩壊は、きょうだい内での家族役割の差異を消失せしめるためである。

たとえば、相続制度が単独相続か均分相続かによって社会移動の程度が左右されるということは既に Goode (1964) の指摘するところである。Goode によれば、単独相続の場合には相続者以外の開放的な移動がみられる一方で、均分相続にはそのような効果はみとめられないという (Goode 1964)。すなわち長子単独相続から均分相続への制度転換は、かつて閉鎖的であった長子の移動を、他のきょうだい員と同等のものへと均質化することが予測される。

また配偶者選択の自由が法制度上で謳われたことにも、直系制家族的規範による拘束からの解放が目指されている。家系の持続を前提とした見合い婚による配偶者選択が主流であった戦前には、配偶者選択は家の持続にかかわる重要な問題であった。そこでは親により結婚相手や時期がある程度支配され、男子にとっての兄と妹、女子にとっての兄と姉はともに自分より先に結婚することが想定されたという (鈴木 1987)。つまり、長男や長女は他のきょうだい員よりも先行して結婚することが期待され、逆にそれに続くきょうだいたちは「順番待ち」の状態になることがあったのである。他方新たに理想とされた夫婦家族制のもとでは、持続すべき「家」が存在しない。したがって家族的地位の

移動である結婚は、家族による影響からは独立であるといえる。

ここまでの内容をふまえると、戦後の法制度の転換によって、社会移動に対するきょうだい構成の影響が消失したことが推測される。だが、法制度上の転換が同時的あるいは即時的に家族制度や人々の家族生活に変化をもたらすわけではないことは容易に理解できよう。そこで必要となるのは、法制度の転換をターニングポイントに据えながら、戦後のマクロレベルおよびミクロレベルの家族変動を読みとく視点である。以下ではこの視点を意識しながら、戦後の家族変動の動向を整理する。

0.2.2 産業化と直系制家族的な世代間移動

戦後の日本社会における家族変動は、経済成長および産業構造の変化を無視して論じえない。なぜならば、戦前半数以上の国民が生業としていた農業を中心とする第一次産業の衰退を促したのは、戦間期から戦後を通じた産業化に他ならないからである。その産業化による労働力移動は、在来産業から近代産業への労働力移動であると同時に、農村から都市への人口移動であった（佐藤（粒来）2004）。

農村から都市への人口移動について、日本では「若者」の「単身者」の移動が中心であり、「若者かつ単身者」の多くは「農家出身の次三男」であったことが農村・地域研究において指摘されてきた。これは通俗的に「農家の次三男」説（=長男が家業である農業を継ぎ、次三男は定位家族から排出されて都市で被雇用者となる）として知られる言説でもある。そしてここに示された出生順位による移動機会の差異は、戦後の農地改革や1960年の農業基本法の制定を背景により強固なものへと転換したとされる。なぜならば、農地改革後に小さくなった農地面積ではきょうだい内での分割相続はままならず、農業基本法第16条において、単独相続の維持がすすめられたためである（森岡1976；杉岡1994）。

このことから、少なくとも農業層においては次のことが指摘できる。すなわち、法制度の転換点を軸とした相続や結婚におけるきょうだい構成の影響の消失がみとめられず、むしろ強固な関連が生じるということである。具体的には、戦後の社会においても農家の長男の世代間移動がより閉鎖的であり、次三男が相対的に開放的である状態が維持されることが予想される。

農家以外の場合については安田（1971）によって、戦前生まれの世代の1965年時点における世代間移動が実証的に検証されている。その結果、一人っ子や長男の移動の閉鎖性がわずかに高く、中間子や末子は相対的に開放的であることが示されている。すなわち農業以外の職業階層でも、戦前生まれの世代では職業階層の再生産が長男によって担われる傾向にあったといえる。戦前の直系家族制のもとで社会化されたきょうだいにとっては、法制度転換後にあっても直系制家族的規範が根強く存在していたことを指摘できよう。

0.2.3 少子化の進展：家族内での資源配分メカニズムへの影響

戦後の法制度改革の背景には、敗戦にともなう伝統的な家族制度廃止への政治的要請と、戦前からの産業化の進展が、既に夫婦制家族の基盤を形成していたことがある（野々山 2007）。とりわけ産業化の進展が人口の都市集中や被雇用者家族の増加へと結びついたことは、旧来の拡大家族から核家族への家族規模の縮小と少子化につながった。

少子化について重要なのは、社会全体の子ども数の減少と同時に、きょうだい規模の縮小が指摘できる点である。平均的に4人以上のきょうだいがいた戦前には、きょうだい員は長子・中間子・末子というカテゴリにそれぞれ分類され、中間子にあたるきょうだい員がたくさんいた。しかし戦後のきょうだい規模の縮小によって、中間子比率の減少と長子と末子の比率の増加が生じた。産業転換期にあたる1970年ごろからはきょうだい規模の平均が2人で安定的に推移し始めたことを受けて、この時期を「ふたりっ子の時代」と評する者もいる（詫摩 1981）。

きょうだい規模の縮小は上述したきょうだい員の構成比率の変化をもたらすだけでなく、子どもが親から分配される資源の量とも深くかかわっている。それは、親の保有する資源が有限であるゆえに、子どもの数、換言すればきょうだい規模によって各子どもが受け取ることのできる資源の量が決まるためである（Blake 1989）。

戦後の改正民法では、均分相続が前提とされている。したがって、仮に資源の量が同じで平等に資源が配分されるならば、きょうだい規模の縮小は1人あたりが受け取る資源の増加を意味する。つまり少子化の進展は、個人が親から

多くの資源を得るチャンスを増大させると考えられる。そしてそれは、職業移動や結婚に強く影響を与える学歴について、より高い水準への到達を目指すチャンスを発生させる。

しかし、少なくとも戦前の日本社会については、出生順位による傾斜的な資源配分の可能性を指摘できる。それは、「長男には財産を、次三男には代わりに学歴を」という相続と教育の代替関係が通俗的に認識されていたことに起因する（安田 1971）。直系家族制のもとでは長男の家業継承・家産の単独相続が行われる一方で、それ以外のきょうだいは家産を相続することがない。それを考慮して、親は彼らが定位家族のもとで成長しているうちに家族が保有する資源を投資して教育を受けさせたというのである。

また戦後においても、きょうだい内での資源配分が必ずしも平等になるとは限らず、親が子どもを選好して資源を与えていることを指摘できる。というのも、日本を含む東アジアを対象とした既存研究において、戦前生まれ、戦後生まれともに男性優位の教育投資が行われていることが示唆されているためである（Yu and Su 2006; 平尾 2008）。均分相続が規定されたうえにきょうだい規模が縮小しても、きょうだい内で家族の資源獲得における差異が発生することが十分に考えられるのである。

以上をまとめると、法制度改革以後の少子化の進展には、個人が獲得する資源量を均質化する機能が想定される。しかし傾斜的な資源配分メカニズムがそれに優先する場合、必ずしもきょうだい内での差異は消失しない。実際に戦後においてもきょうだい内の差異が消失したとは断言できないのが現状である。

0.2.4 直系制家族から夫婦制家族への移行：理想への接近

直系制家族と夫婦制家族の大きな違いは、「家」の継承を重視するかどうか、すなわち家系や家産の連続性を重視するかどうかである。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家族で、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である。これに対し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）。

直系制家族から夫婦制家族へと日本の家族が移行していった背景には、先述

した民法改正や産業構造の変動による都市化によって夫婦単位での家族形成が進んだこと、教育機関やマスメディアなどの啓蒙による夫婦制家族イデオロギーの定着などの要因が挙げられている（森岡 1993）。

このような要因によって進んだ家族制度の移行は法制度改革と同時的、瞬間的に起こったものではなく、戦後の法制度改革をターニングポイントとした漸次的なものであった。家族制度それ自体や制度の転換について多くの研究成果を挙げてきた森岡清美によると、戦後の直系家族制から夫婦家族制への移行は、戦後 30 年間にわたる経済復興と経済成長の過程で進行していったものであるとされる（森岡 1993）。また、類似した指摘は野々山久也によってもなされており、1960 年からの高度工業化が夫婦家族制を促進したという（野々山 2007）。

以上をまとめると、終戦直後に改正民法や日本国憲法によって直系家族制から夫婦家族制への移行が目指されたが、実際にそれが人々の家族生活に浸透したのは、高度成長期以降、すなわち産業転換期をむかえた 1970 年代後半以降だということである。0.2.2 および 0.2.3 で述べた産業化や少子化の動向についても、激的な変動は終戦から高度成長期までに共通してみられ、それ以降は安定的な推移を辿っているとみなすことができる。法制度上の転換が直ちに人々の家族生活に反映されたのではなく、伝統的な直系制家族的規範が瞬時に失われたのでもない。さまざまな社会変動のなかで徐々に直系制家族が実際の家族生活にそぐわないものとなり、夫婦制家族にとって代わられていったのである。

日本の家族は、戦後の産業復興期から高度成長期までの長い年月をかけて次第に変化していった。しかし以下述べるように、夫婦家族制が浸透した社会のなかでも戦前からの直系制家族的規範が残存している可能性と、それにともなって依然として規範による制約から逃れられない長子の存在が指摘される。戦後理想として掲げられた新しい家族制度への接近の一方で、伝統的な日本家族の姿が垣間見えるのである。

0.2.5 直系制家族的規範と家族生活：長子役割の不変性

直系家族制から夫婦家族制へと制度転換が進んだことは、多くの家族社会学者の間でもはや暗黙の裡に仮定されている。加えて 1970 年代以降には近代家族論が議論的になり、家族制度に対する注目が相対的に低下していることも

指摘されている（施 2012）。

森岡（1993）によれば，日本の夫婦制家族は必ずしも欧米のような夫婦中心の家族結合を含意せず，直系家族制の伝統を背負った夫婦制家族であるとされる。確かに「家」制度は崩壊して父子継承の連続性は重視されなくなった。他方で，たとえば「老親扶養および介護は（社会ではなく）子どもが担う」ということに肯定的な者は戦後に生まれた世代でも相対的に多い（NHK 世論調査部編 1985）。

実際に直系制家族的な行動選択の指標としてよく用いられる「親との同居」のデータを参照してみると，そこにきょうだい内での役割構造の実態を読みとることができる。従来の直系家族制のもとでは，長男が家産を相続する代わりに老親扶養も担当することになっており，親との同居も当然視されていた。だが，直系家族制から夫婦一代限りで家族が消滅することを前提とする夫婦家族制への転換が完全に実現しているならば，そもそも親と子どもとの同居自体がほとんど起こらなくなるはずである。ところが実際は，長男における親との同居率が他のきょうだい員に比して高い（施 2012）。

このような状況は，日本の家族に内面化されている規範的側面と，その規範のもとで形成された家族主義的社会保障システムという制度的側面の双方から影響を受けて生じていると考えられる。戦前には直系家族制のもとで老親扶養や介護の役割を長男が担った。法制度改革によってきょうだい内での権利や義務の均分化が規定されたとしても，人々の間に直系制家族的規範が残存する限り，長男が扶養や介護の役割を期待されることになる。

さらに，日本の社会保障制度は上述の家族による扶養や介護を基盤としそれに上乗せするかたちで形成されたものであるために，家族が高齢者の扶養と介護の役割を担うことを社会が期待している。そもそも社会保障制度が成立する以前には，老親扶養および介護は子どもの義務であった。それが起点となっていることを鑑みれば，社会保障制度の整備が家族による扶養や介護の実態をふまえて進んだものであると理解できる（上野 2001）。それゆえに，老親扶養や介護の問題は家族の問題としてみなされるとともに，長男およびその配偶者が親の（義親の）世話にあたり，彼らとその役割を果たせなくなって初めて，家族外の国家や外部サービスに頼るという構図が出来上がっているのが現状であ

る。

このような日本の状況は、他の先進諸国における福祉政策と大きく異なっている。たとえば北欧諸国によって代表される社会民主主義的福祉国家においては、介護に占める国家支援の比重が大きい。また、アメリカのような自由主義的福祉国家では、国家による支援は少ないけれども夫婦家族制が前提となっていることもあり、子どもたちが介護の責務を第一義的に担うことは基本的にない (Espin-Andersen 1990)。日本は国際的にみても社会保障における家族の役割、特に長子の役割が大きな社会として地位づけられるのである。

加えて、直系家族制のもとでは祭祀や位牌・墓の管理は家系を継ぐ長男の役割であったが、夫婦家族制のもとではそのような傾斜的な役割配分も行われないうちである。しかしこれについても、依然として長男が祭祀や位牌・墓の管理を担っている家族が多いことが明らかにされている (森岡 1993)。したがって、家系の継承に関する法制度上の変化や制度転換と、実際の人々がもつ家族意識や行動の間にはギャップがあり、人々は未だに根強く存在する直系制家族的な規範のもとで家族生活を営んでいると考えられるのである。

また、直系制家族的規範が人々の実生活においていまだに共有されているという前提に立てば、家系維持のための『「跡継ぎ」の確保』が家族のライフサイクルの連続性を保つうえで重要な意味を帯びる。もっとも顕著にそれが表れるのは男性きょうだいのいない長女であり、彼女たちは次世代の創出のために配偶者を獲得することが期待される。戦前の見合い婚が主流の社会では、先述した結婚の「順番待ち」を回避する目的も相まって、男性きょうだいのいない長女は結婚タイミングが早かったと考えられる。そしてそのような家族規範が維持されているならば、戦後においても長子の配偶者選択は家族から独立ではないはずである。

以上より、出生順位が社会移動に影響をもたらすこと、特に長子であることによる他のきょうだい員との違いが明確に残っている可能性を指摘できる。そしてその差異は、個人が定位家族から自立し、生殖家族を形成したり社会的・家族的な地位を確立したりする段階において明確化するものであると考えられる。

0.3 本研究の目的と問いの設定

ここまでの議論より明らかにされた重大な問題は、戦後日本社会においてもきょうだい構成が社会移動に影響を与えていると考えられるにもかかわらず、従来の社会移動研究の枠組みにおいてはそれが戦前より等閑視されてきたことである。出生順位や性別といった個人属性による家族内での不均衡な資源配分に始まり、職業達成や結婚による家族的地位の移動においても、きょうだい構成は社会移動の機会構造の不平等生成機能をもたらす。そしてその背後に、直系制家族的規範から解放されていない日本の家族が想定されるのである。以上をふまえると、きょうだい構成を考慮して個人の社会移動をとらえ直すべきであり、きょうだい構成のもつ意味を実証的に明らかにすることこそが、本研究の目的となる。そしてこの目的のもと、本研究では以下の問いを設定する。

戦後の日本社会において、社会移動に対するきょうだい構成の影響は消失したのか。消失したならばそれはいつか。

きょうだい構成は、それが個人にとって先天的に付与される選択不可能なものであるにもかかわらず、個人の社会的地位の不平等を生み出さうるために決して無視できない属性要因である。戦前の日本社会では前述のとおり、世代間移動にもそれにかかわる学歴や意識にも、さらには個人の家族的地位の移動である結婚についても、きょうだい構成による水路づけが機能してきた社会である。なかでも出生順位は定位家族の階層的地位や他の個人の属性的要因とならんで不平等の生成メカニズムとして機能してきた。しかし、それが戦後の日本社会における個人の社会移動にどのような影響を及ぼしてきたのかは必ずしも自明ではなく、安田（1971）をはじめとするごく少数の研究蓄積しか存在しない。

この問いが設定されるのは、前述の理由だけにとどまらない。もう一つ重要なのは、この問いが近代日本の家族における理想と現実の間の乖離の実態解明にアプローチしうる点である。

本章の 0.2 で明らかにしてきたとおり、戦後の日本社会は法制度改革を転換

点として、直系家族制から夫婦家族制へとその家族制度を変化させてきた社会として認識されている。その点のみをふまえると、戦後間もなくの時点で法制度上消失したきょうだい内の区別は、実態としても消失していることが予測される。

だが 0.2.5 でみてきたとおり、直系制家族的規範が依然として存在し、それが人々の家族生活に影響しているとするならば、戦後の理想的家族モデルとして掲げられた夫婦制家族への移行が完遂しているとはいえない。社会移動におけるきょうだい構成の影響が確認されるかどうか、その影響が消失しているとするならばどのタイミングかを明らかにすることで、実態としての家族制度の変遷をも描き出すことが可能になり、その意味でこの問いは重要な役割を果たす。

以下ではこれまで述べてきた社会変動・家族変動の動向や既存研究の知見をふまえて、問いに対する予測を提示したい。結論を先取りすると、「きょうだい構成による社会移動の機会格差、とりわけ戦前顕著であった長子／その他きょうだい員という差異は、高度成長期終焉後の産業転換期をむかえた社会においては消失した」という仮説が導出される。

その根拠は以下のとおりである。まず初めに、きょうだい内での差異の消失という点については、①民法改正にともなう権利および義務の均分化、②きょうだい規模の縮小による資源授受の平等化によって説明されうる。

①については Goode (1964) が指摘した相続と社会移動の関連メカニズムが援用される。単独相続が制度化されている社会において、相続者の社会移動の閉鎖性が高いという関連性は、日本社会においても戦前生まれのコーホートについては既に確認されている (安田 1971)。そしてそれ以降の戦後日本社会では、民法改正にともなって相続制度が均分相続に変わっており、Goode の主張が日本社会においても妥当ならば、出生順位による社会移動の差異は消失するだろうと考えられる。

②については戦後の少子化の背後にある親による出生行動の抑制が、結果的に子ども間の出生順位による差異を消失させる方向に機能した可能性を考慮した。高度成長期に出現した近代家族は、その特徴の一つに子ども中心主義が挙げられるほどに、子どもに手をかける家族である (落合 1994)。労働力としての価値ではなく、夫婦の愛情の証としての価値を子どもに求め、子どもにで

きる限りの資源投資を実現しようとする近代家族においては、長男を特別視するというよりも、子ども全員を特別視して大切に育てるという価値観が適合的であろう。そこでは出生順位によって子どもを区別するようなことはなく、どの子どもに対しても平等な資源配分を行おうとすることが想定される。ゆえに戦後近代家族が出現し、それが定着していく過程のなかで、出生順位によるきょうだい内の差異は消失していったと考えられる。

続いて、きょうだい内の区別が消失したタイミングを高度成長期終焉後であるとする根拠を述べたい。既に 0.2.4 で軽くふれたが、改正された法制度が人々の実生活に浸透するにはタイムラグが生じると考えられる（野々山 1999; 小山 1976）。家族制度の転換が戦後の産業化によって支えられてきたことをふまえれば、高度成長期およびそれより後の産業転換期に生まれた世代については、それ以前の世代に比べて改正民法や日本国憲法で理想とされた夫婦制家族を形成しやすいはずであり、したがってこの世代以降はきょうだい内の区別が消失していることが予測される。

以上の仮説が戦前から戦後の日本の家族に妥当するかどうかを、本研究では次に示す分析対象をもって検証する。それは、①個人の社会移動において重要な役割を担っており、親の資源配分戦略上極めて重要であると考えられる学歴、②社会移動研究の中核的テーマでありながら出生順位の影響については未踏の課題が多い世代間移動、③社会移動の一種であり世代間移動と同様に家族規範の影響を色濃く受けることが想定される結婚の3つのライフイベントである。これら3つのイベントはいずれも青年期以降に個人が経験する地位の変化のなかでも重要なものとして位置づくだけでなく、それぞれがきょうだい構成によるライフコースの水路づけの存在を示唆する言説を有している。以上よりこれらのライフイベントは検証や解釈の軸を明確に定めることができ、本研究の問いに答えるにあたって適切な対象であると考えられる。

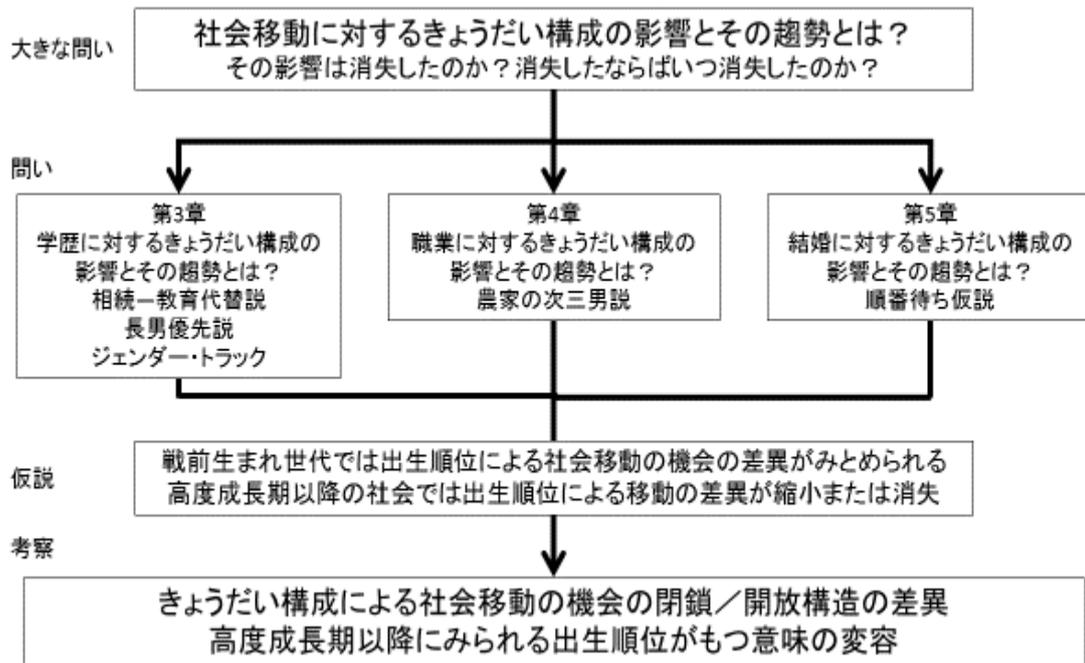


図 0.2 本研究の構成

0.4 本研究の意義

本研究は以下述べるような意義をもつものである。まず一つは、安田（1971）が示した社会移動におけるきょうだい構成（特に出生順位）の影響の重要性を、本研究の知見をもって再度提示することである。

既に述べたとおりであるが、きょうだい構成は、それが個人にとって先天的に付与される選択不可能なものであるにもかかわらず、社会的地位の不平等を生み出しうるために、決して無視できない属性要因である。しかしながら安田（1971）が検証した世代以降、すなわち戦後生まれの世代における出生順位と社会移動の関連が戦前とどのように異なるのか、それが戦後どのように変化してきたのかについての実証はほとんどなされてこなかった。戦前から戦後にかけての日本社会における社会移動の趨勢を検証した研究は数多くあるが、それらは階層間格差の趨勢に注目するにとどまってきたのである。したがって、本研究において出生順位が社会移動に影響を及ぼすことを実証することは、安田（1971）以降ほとんど考慮されてこなかった属性要因である出生順位に対する

関心を喚起する契機になりうる。

また、本研究は社会移動研究と家族研究の間に位置づく、すなわち両者の空隙を埋める研究であるという点でも意義をもつ。家族と個人の社会移動は決して独立ではない。続く第1章に詳細はゆずるが、家族から社会移動、社会移動から家族の双方向の影響がみられることが複数の先行研究によって示されている。しかしながら、社会移動研究のなかでもとりわけ世代間移動の研究においては、出生順位の違いだけでなく、よりマクロなレベルの議論である家族変動論等の家族研究の成果をふまえるような、日本の近代家族の文脈に即した考察がなされてきたとは言い難い。一方家族研究の領域では、1990年代以降個人主義的アプローチが隆盛を迎えて「個人の選択」という視点に重点を置くものが多く、その個人の選択がそもそも社会構造や家族構造によって制約を受けている状態からスタートしているという認識が弱かった(岩間 2010)。本研究の検証および考察は、社会移動研究および家族研究がそれぞれ見落としてきた部分の相補的な捕捉を目指すことで、いずれの研究領域にも従来とは異なる視点からインプリケーションを提供することを実現するものである。

0.5 本研究の構成

上述の目的や研究の意義をふまえ、本研究では以下のような構成をとっている。

まず序章においては、社会移動研究においてあまり注目されてこなかったきょうだい構成が、日本社会における社会変動と社会移動のかかわりをとらえる鍵となることを主張した。そしてそれを前提として戦後の家族変動をふりかえったうえで、本研究の目的と問いを設定し、研究全体の仮説を提唱した。

続く第1章では、本研究の分析対象やその内容を適切に理解するための前提となる、きょうだい構成の概念や社会移動の概念を整理した。それに加えて、序章で触れた近現代の日本社会における社会変動について詳細なまとめを行い、分析視角を提示している。

第2章では、第3章以降の実証分析において用いられる統計的手法とデータに関する情報をまとめている。具体的にはマルチレベルモデル、対数線形モデ

ル、離散時間ロジットモデルについての概説と、NFRJ データ、SSM データ、JGSS データの概要が紹介される。また、本研究の実証分析における鍵変数となるきょうだい構成変数の基礎集計についてもここで紹介される。

第3章では、学歴にきょうだい構成が与える影響についての趨勢分析を行う。ここでは同じ家族に属するきょうだいのデータを用いて、農業層で戦前にみられていた「相続—教育代替」の関係がみとめられるかどうかを検証される。また、階層間で出生順位の意味が異なるかどうかや、性別による学歴獲得メカニズムの差異にもふれる。

第4章では、世代間移動ときょうだい構成の関連の検証と、出生コーホート間比較を行う。ここでは特に「農家の次三男」説が検証されるとともに、労働市場の急激な構造変動のなかで、きょうだいの世代間移動がどのように変化してきたのかについても議論される。

第5章では、初婚のタイミングときょうだい構成との関連について実証分析を行う。また、自分のきょうだい構成と結婚相手のきょうだい構成の関連についての記述的な分析も行い、きょうだい構成が結婚行動に与える影響について考察する。とりわけ長男や長女であることのもつ意味の変化と、特に女性においてみられてきた結婚の「順番待ち」現象について検証する。

そして終章では、実証分析によって得られた知見を統括し、考察する。戦前から戦後、そして近年に至るまでの間、日本社会におけるきょうだい構成と社会移動の関連がいかなるものであったかを理解することをおして、今後の日本社会における両者の関連についての推察を行う。加えて、本研究が関連領域に与えられる貢献を整理し、今後の課題となるべき論点を提示する。

[注]

1) ライフチャンス (life chance) は、日本語では生活機会と表現され、広義には社会的資源を処分する機会を意味する。生活機会は生活財の個人による主体的・選択的処理を規制し規定する要因として作用する。近年ではこの概念が拡張され、生活機会を「個人に対して社会構造が用意する欲求充足のチャンス」と定義することもある。これが意味するのは、社会経済的地位だけでなく、社会移動とりわけ空間移動の経験や関係財の保有量なども個人が生活財に選択的に接近する可能性に影響を与えるものと考えられるようになってきているということである。その点で生活機会という概念は、個人と財との関係づけを規定するものとして、資源配分の構造と生活構造との接点に位置づく概念であるといえる。

2) 相互作用の文脈において役割期待 (role-expectation) は、行為者が相互に自・他によって取ることのできる、あるいは取るべき行為内容についての予測や期待を意味する。ゆえに「自我にとってサンクションであるものは、他者にとって役割期待であり、逆もまた同様である」(Parsons and Bales 1956) ということになる。このような「期待の相補性」にもとづいて、所与の相互作用過程は安定的に進行し、これらの予測と期待は相互の行為に対して適用される標準的な行為様式の枠組みとなって、規範的性格をも示すことになる。集団や組織さらに全体社会のレベルでは、役割期待は一定の地位を占めているものに期待され、何らかの拘束力をもつ規範的な行為様式を指している。したがって役割期待の実質は行為者の意識や態度よりも、それらの地位や役割を含む集団や組織そして慣習や法規範のなかに求める必要があるとされる。

3) 「家」制度とは、家名の超世代的な存続と発展を最重要視する社会制度である。この制度のもとに存在する「家」は、世帯をなして消費生活を共同するばかりでなく、農・漁・商・工・サービス等の活動を家業として遂行する経営体であり、そのためこの団体自体に属する財産(家産)をもち、家産を管理し家業と家事を統括する家長が家名存続・発展の責任を先祖に対して負った。家長は嫡系の子によって継承されたので、家長およびその継承者の配偶者および同居子がこの親族団体を構成したが、家業経営の必要によってはその他の近親や遠縁の者、さらには族縁のない者をも成員とした。明治民法の規定では長男が生まれながらにして嫡系の子とされたが、民間の慣習では後継者にふさわしいとして選ばれた子が嫡系の子であ

って、次三男でも養子でもよく、家業の種類によっては女子が選好されていたということも確認されている。第二次大戦後は、夫婦家族制に準じた改正民法の施行と農業以外での家業基盤の解体によって、家制度は親族団体鑄造力を失い、天皇家など特殊な場合を除いて、「家」は再生産されなくなった。現在では「家」は先祖祭祀において、あるいは A 家 B 家結婚式場といった儀礼的な場面で、一種の文化的伝統として保持されているにすぎないと考えられている。

4) 安田 (1971) では「兄弟順位」と表現されている。

5) 家族変動 (family change) は、広義には歴史的な時間経過のなかで家族が変化する過程およびその結果を指す。社会学のなかで家族社会学が分化・成立していった後には、家族変動は専ら近代化・産業化のなかでの家族の変化に焦点が当てられることとなった。特に日本については、第二次世界大戦後は直系家族制から夫婦家族制への転換という図式が、研究者の価値的指向の面をも含めて基調となつたとされる。形態面における小規模化と核家族化の進行が検証されるとともに、内部構造については家父長的な夫および父の権威の衰退、子どもの権利の伸長、老親同居扶養の衰退、恋愛結婚の普及と離婚の増加などがとらえられてきた (保坂 2008)。

6) 明治の法制は私的所有を基礎とした資本主義的な社会の発展を、天皇制と伝統的な家族である「家」・地域の再編成によって支えるという性格をもっていた。封建的土地所有を基礎にした「家」を実体的に規定しなおすことが不可能であったため、「家」は戸籍上の存在として位置づけなおされ、そこにおける家長が戸主となった。法的な戸主の権限は法律上の家の成員の身分の移動にかかわるものであって、家族の居所を指定する権利、婚姻・離縁に対する同意権、親族会の招集などが代表的である。第二次世界大戦後家制度が廃止されて戸主制度もなくなったが、直系家族制が維持・再生産される場合には、法的な根拠を欠いたままでも、戸主権限とみなしうる実質的な影響力が残っているのが現状である (石原 1993)。

第1章

社会移動の分析視角としてのきょうだい構成

序章で述べたとおり，社会移動研究の枠組みにおいてはきょうだい構成がほとんど考慮されてこなかった．それゆえにきょうだい構成要因としてどの要素に着目するかや，社会移動とそれとの関連についての分析枠組みを明確に提示しておく必要がある．そこで本章では，社会移動やきょうだい構成の概念および先行研究を整理したうえで，本研究の分析視角を提示したい．

1.1 社会移動研究の動向と課題

1.1.1 社会移動の概念と本研究における定義

本研究では，社会移動を安田（1971）に倣って「個人の社会的地位の移動」と定義する．この定義に含まれる社会的地位は，個人の各種の社会行動（のチャンス）を規定するところの属性で，他の個人・集団・社会との直接的／間接的社会関係の如何によって基礎づけられるものである（安田 1971）．したがって，個人の学歴や職業はもちろんのこと，性別や婚姻上の地位などについても社会的地位の一つとみなしうる．

前述のとおり社会的地位の指標はさまざま設定することができる．加えて共通の社会的地位をもつ人々を集合的にみることによって，その層化が可能である．その意味では，社会的地位は社会階層的地位といってもよいものである．それゆえに社会移動を研究対象とするならば，社会階層の概念も併せて理解しなければならない．

<社会階層>という概念は，Sorokin（1927）によって提示された．この概念では一定の社会的地位を共有する人々の集合体を一つの層ととらえ，それが社会の重層的構造としての社会成層を構成しているとする．同時に用いられることもある<階級>の概念とは，その前提条件が異なっているのが大きな違いである．階級は歴史的概念であり，階級間の敵対的な関係あるいは質的な相違を前提とするが，階層は非歴史的・操作的分類概念であり，社会的資源の配分ま

たは獲得の機会が量的に異なっていることを前提としている（秋葉 1993）。日本の社会学において社会階層概念の背景をなす理論的な研究を進めた富永（1992）の定義では、「社会階層とは、人々にとっての欲望の対象である諸種の社会的資源（物的資源・関係的資源・文化的資源）が不平等に分配され、その結果社会的地位の異なる人々が複数の階層をなしてつらなっている構造状態」とされている。

上述の定義を参照すれば、個人の社会的地位の移動は個人が社会階層を移動することでもあるといえる。さらに、社会階層もそれを区別する指標は多岐にわたる。たとえば学歴や職業は「学歴階層」や「職業階層」というように定義することができるということである。よって、何をもちいて階層を区分し定義するかは各々の関心に依存して決まる。

これまでの社会移動研究のなかでもっとも重視されてきた指標は、職業的地位であるといえよう。それは、人々の生活が職業によって大きく左右されるためである。したがって、社会移動研究のなかでも中核的な分析対象となってきた親と子の間での社会的地位の移動を示す「世代間移動」と、個人の一生のなかでの社会的地位の移動を示す「世代内移動」の分析のほとんどは、職業的地位を用いて行われてきた。そしてそれらは常にマクロレベルでの社会変動、特に産業化の進展との関連を問うかたちで研究が進められてきた（佐藤・林 2011；中澤 2011；鹿又 2008；原 2002；佐藤 2000 など）。

1.1.2 社会移動研究における主要命題と先行研究の到達点

資本主義経済が成長する過程では、一般的に産業化が起こる。そして産業化がもたらす社会階層の変動は、世代間移動構造の変化によるところが大きい。それゆえ、Sorokin（1927）以降膨大な研究が蓄積されてきた社会移動研究の領域では、世代間移動とその趨勢が大きなトピックとなってきた。

近年の移動研究における主要な命題は、LZ 命題・Treiman 命題・FJH 命題である。LZ 命題は、「産業化した社会では移動率（ここでは垂直移動¹率）がおおむね同じ傾向を示す」というものであり、Lipset と Zetterberg（1959）が得た国際比較分析の結果より導かれたものである。しかしながら、分析方法や結果の厳密性についての指摘、異なる結果の発見等により、多くの批判がなされた。

LZ 命題に反し「産業化によって純粋移動²⁾の量が増加する」という命題をうち立てたのが Treiman (1970) である。また、FJH 命題は LZ 命題を精緻化したものであり、「一定の産業化を達成した社会では、純粋移動の量はほぼ一定である」というものである (Featherman et al. 1975)。これは、移動量が一定であるという点では LZ 命題と一致しているが、純粋移動を移動量としてとらえる点が異なる。

今日では FJH 命題の検証が世代間移動研究の主要なテーマとなっている。そして、近年の研究の多くがこの命題を支持する結果を得ている (Erikson and Goldthorpe 1992 など)。日本における世代間移動研究においても、FJH 命題を支持する結果が得られている (三輪・石田 2008; Ishida 2001 など³⁾)。

1.1.3 日本社会の社会移動と産業化

前述のとおり、戦後産業化が進展した日本社会においては FJH 命題を支持する成果が多く得られている。ここで、具体的にはどのように産業化が進展したのかについてまとめ、本研究が対象とする社会の背景をおさえておきたい。

日本社会における産業化は、その発展の方向性と度合いに応じていくつかの時期に区分される (八木 1999)。まず 1945 年から 10 年ほどは、「産業復興期」にあたる。戦災からの復興のため、GHQ の占領政策の制約のもとで産業基盤の確立が急がれた。

続く 1955 年以降は、「高度成長期」である。この時期には朝鮮戦争の戦争特需を契機として重化学工業が発展した。そしてこのことが、就業構造の劇的な変化につながった。具体的には、重化学工業だけでなく他の製造業についても需要が高まったことで、その生産のために農村部から大量の労働力が調達された。すなわち、都市化が大きく進展したのはこの時期である。

加えて人々の生活水準が向上したのも、高度成長期であった。1965 年以降には部分的に不況になることはあったものの、全体的にみれば好況の状態が続き、人々の消費水準の高度化が進んだのである。他方で大都市では公害問題をはじめとするさまざまな問題が発生するようになり、国民生活のありように大きな影響がもたらされた。

その後 1970 年代は「産業転換期」にあたる。経済成長が伸び悩み始めたところ

るに、1973年の第一次オイルショックが起こった。工業製品の原材料を輸入に頼る日本の製造業が受けたダメージは非常に大きいものであり、製造業に代わって「サービス経済化」が進展し始めた。また、この時期の産業の変革をもたらしたのは「生活の質（quality of life: QOL）」を問う気運である。生活環境の整備や社会福祉が重視され、「物財ニーズ」から「サービス・ニーズ」へと人々のニーズが転換した。そして産業転換期以降の社会では、大量生産時代の画一的な生活様式ではなく、個々人が自由な生活様式を選択して実行できることが求められるようになってきている。

以上の区分に既存研究の成果を照らし合わせると、高度成長期以降の日本社会については世代間移動の機会構造が一定であるといえる。他方で産業復興期については開放性が上昇したという指摘もある（原・盛山 1999）。よって産業復興期をそれ以降の時期とは区別した検討が必要であるといえよう。

1.1.4 社会移動研究における家族の位置づけ

従来 of 社会移動研究では、出身階層要因として父親の学歴や職業等をあつかうことはあっても、たとえばきょうだい数のような、家族環境を表現する指標には重きが置かれてこなかった。しかし、ここまで進めてきた社会移動研究の動向とその背景の整理の過程で、産業化と社会移動とが密接にかかわっていることが示されている。この点こそ、社会移動研究において個人とその個人が属する家族との関係を考慮しなければならないことの根拠となる。なぜならば、産業化にともなう人々の職業生活や家族生活が大きく変化したからである（石原 2002）。それと同時に、家族内での役割構造が個々人の社会移動に影響を及ぼしていることも考えられるためである。

たとえば農村から都市への労働力移動は、上述したような産業化と家族との関連の重要性を示す好例である。日本では「若者」の「単身者」の労働力移動が主流であったとする説が有力である（神島 1971）。これは、アメリカやイギリスでの農村から都市への移動が、家を挙げての移動（=挙家離村）であったのとは大きく異なっている。日本の労働力移動は、生活の基盤となる定位家族集団を離れて生活する個人、都市で生殖家族を新たに形成する個人が増加したことを意味するものである。

また重要なのは、「単身者」がどのような属性をもつ者だったのかということである。倉沢（1969）が東京で検証を行った結果、地方出身者のうち農家出身者が約 40%であったという。また長男：次三男比率をみると、農家出身以外の流入者では 37:63 であるのに対して、農家出身者では 20:80 であり、加えて農家出身者に次いで自営業主層の出身者が多いということが明らかにされた。この結果をもって倉沢は、長子相続制の結果として次三男層が流出しているのだと指摘している。これはいわゆる「農家の次三男」説を支持するものである。すなわち、単なる「若者」の「単身者」ではなく、「若者」で「次三男」の「単身者」によって労働力移動が進んだと解釈できるのである。

以上のように産業化と社会移動の関連については、家族や家族内での個人属性の視点を導入すると、その見え方が変わってくる側面があることを強調しておきたい。

ここまで述べてきたことが、社会移動研究の領域でまったく指摘されてこなかったわけではない。個人の社会移動が家族から完全に独立して起きるのではなく、そこから影響を受けているという視点をとり入れた研究は、社会移動研究のメインストリームではないけれどもいくつか存在する。

たとえば、定位家族の形態やシステムそれ自体が社会移動に影響を与えることを示したものとして、夫婦の権力構造やきょうだい規模についての研究がある。夫婦が平等な権力をもつかあるいは母親が強い権力をもつ場合には、子どもの社会移動が促進されるという（McClelland and Friedman 1952）。また、きょうだい規模が大きい場合に個人の教育機会が妨げられることが、社会移動アスピレーションに影響を及ぼすという（Rosen 1956）。このような研究がありつつも、社会移動研究の領域におけるその蓄積数は相対的に少ないのが現状である。

1.2 きょうだい構成概念への着目

社会移動は家族の影響から独立ではない。加えて、第二次世界大戦後の日本においては産業化や法制度改革を背景に家族制度の転換や少子化が進展した。しかしながら、戦後の日本社会における家族と社会移動の関連およびその趨勢への焦点化はいまだほとんどなされていない。

法制度改革や少子化は、子どものきょうだい構成やそれに付随する役割期待や役割構造を変化させた点で非常に重要な家族変動として位置づけられる。そしてそれは、本研究がきょうだい構成に着目する理由と意義の基盤となるものである。

だが、きょうだい構成を研究の対象とする試みは心理学でこそ多くあれ社会学の領域ではそこまで多くなされていない (McHale et al. 2012)。したがって、以下ではまずきょうだい構成の概念を整理し、そのうえで戦後の家族変動についてまとめていくこととする。

1.2.1 きょうだい構成概念の構造

<きょうだい構成>は、きょうだいに関する単一または複数の要因の組み合わせによって定義される、定位家族の構成要素のひとつである。きょうだいの数 (=規模)、個人の性別、出生順位、年上のきょうだいや年下のきょうだいの出生間隔がその要因として挙げられる。

たとえば「一人っ子」や「3人きょうだい」というとき、それはきょうだい数のみできょうだい構成を把握していることになる。また、「男性が2人、女性が1人の3人きょうだい」といえば、きょうだい数だけでなくきょうだい内の各々の性別が考慮されていることとなる。このように、きょうだい構成はとらえ方によってその含意が異なることがある。それをふまえたうえで本研究では、きょうだい研究において必ずと言ってよいほど検証が行われてきた要因である「きょうだいの数」、「個人の性別」、「出生順位」の3点によってとらえられる定位家族内の子どものまとまりをきょうだい構成と定義し、以下の概念整理や後続の章での分析を行う。

「きょうだいの数」、「個人の性別」、「出生順位」のうち「きょうだい数」は絶対数であり、性別は男性か女性かという区別が一般的である。しかし出生順位については、若干の違いがみられる。具体的には、順序尺度的なとらえ方と名義尺度的なとらえ方で表現や操作化に違いがある。

順序尺度的なとらえ方とは、生まれた順番に「1番目、2番目…」ととらえるものである。他方名義尺度的なとらえ方については、「相対順位」と「同性相対順位」の2種類がある (白佐 2004a)。「相対順位」はきょうだい内でどこに

位置づくかを強調した「出生位置」と同義で、「長子・中間子・末子」という区分がなされるものである。「同性相対順位」は「相対順位」を同性のみにしぼってとらえて定義したもので、「長男」とか「長女」というように性別を考慮する場合に用いる表現である。たとえば、「男性・男性・女性」というきょうだい構成の場合には、同性相対順位で表現すると「長男・次男・長女」となる。

名義尺度的な出生順位の意味づけは、日本社会のきょうだい構成をとらえるうえでもっとも重要な順位の区分であるといっても過言ではない。というのも、明治民法下の長子単独相続制度においては嫡出男子、すなわち長男が優先であるとされており、きょうだい内でもっとも早く生まれた男性であるかそれ以外かが重要な区分点であったためである。また弟のいない長女も、男性きょうだいがいないために長男と同様な位置を占めていたといえる。以上をふまえて、本研究では基本的に名義尺度的な出生順位のとらえ方を用いていく。

1.2.2 家族変動ときょうだい構成の関係

(1) 家族に関する法制度の改革と人々の意識

第二次世界大戦を契機として、日本の家族およびそれを取り巻く環境は大きく変化してきた。その変化は、わが国家族制度史の上で最初のそして最大の変革であるといわれるほどのものである(小山 1976:281)。明治民法においては、武家の慣習であった一子継承および相続を行う直系家族制が一般庶民にも適用され、長子または庶男子が嫡女子に優先して家督を相続する権利をもっていた。しかしながら、戦後の民法改正によって長子単独相続や戸主制度が廃止され、すべての子どもが平等に家族の権利や義務を担うこととなった。また、戦後新たに定められた日本国憲法においては個人の尊厳と両性の本質的平等が根本的に規定され、男女が平等であることと本人による配偶者選択や財産および相続の権利が保障された。これをもって法制度上では、日本の家族制度は直系家族制(=「家」制度)から夫婦家族制へと転換したとされている。

だが、法制度上の変化が人々の間で、とりわけ明治民法下の社会を経験してきた人々の間で理解されるまでにはそれなりの時間が必要であった。多くの場合、実際に自身が相続や婚姻などの具体的な事象に関わることになって初めて、従来の制度との相違を体感することになるためである。1956年に実施された

「家族制度についての世論調査」のうち「家の存続」・「家の中心者の法的指定」・「遺産の集中相続」の3項目に対する年齢層別の支持率をみると、表 1.1 のようになっている。いずれの項目においても、年齢が高くなるほどにその支持率も高くなっていることが明らかである。加えて家の存続については、20 歳代であっても半数以上が支持している。

表 1.1 家に関する意識の年齢層別支持率

年齢層別	家の存続	家の中心者	集中相続
20 歳	56	13	18
30 歳	69	16	27
40 歳	81	26	34
50 歳	85	32	40
60 歳以上	91	32	44

出典：『家族制度についての世論調査』（1957）をもとに作成

また、これら3つの項目について地域別・学歴別・職業別に支持率をみると、規模の大きい都市に住んでいる方が、学歴が高い方が、そしてホワイトカラー職の方が、その支持率が低くなっていたという（小山 1976）。以上のことから大きく二つのことがわかる。第一に、戦後ほどなくして法制度が改正されつつも、人々の伝統的な家意識は残存していたことである。とりわけ家の存続については、20 歳、30 歳といった若い世代でも依然として多くの人々が支持しており、直系制家族的規範が根強く存在しているといえる。

しかし第二に、地域や学歴、職業によっては新しい法制度に示されるような、新しい家族意識をもつ人々がいるともいえる。日本家族をとりまく状況は次第に変化しつつあったのである。

(2) 戦後の家族形態の変化：同居率の低下と少子化

夫婦制家族的な家族意識が直系制家族的なそれに代わって人々の間に浸透していくのと軌を一にして変化していったのが、家族形態である。先に結論を述

べると、子ども（あるいは親）との同居率が低下して単独世帯や核家族世帯が増加し、少子化が進んだことで世帯規模の縮小が起こった。昭和 28 年（1953 年）から平成 24 年（2012 年）までの世帯数と平均世帯人員の変化を示したのが、図 1.1 である。昭和 28 年には一世帯あたりの人員数は約 5 人であったが、平成 24 年には約 2.7 人となった。他方で、世帯数は昭和 28 年の約 1,800 万世帯から平成 24 年の約 5,000 万世帯になるまで、ほぼ直線的に増加してきていることがわかる。

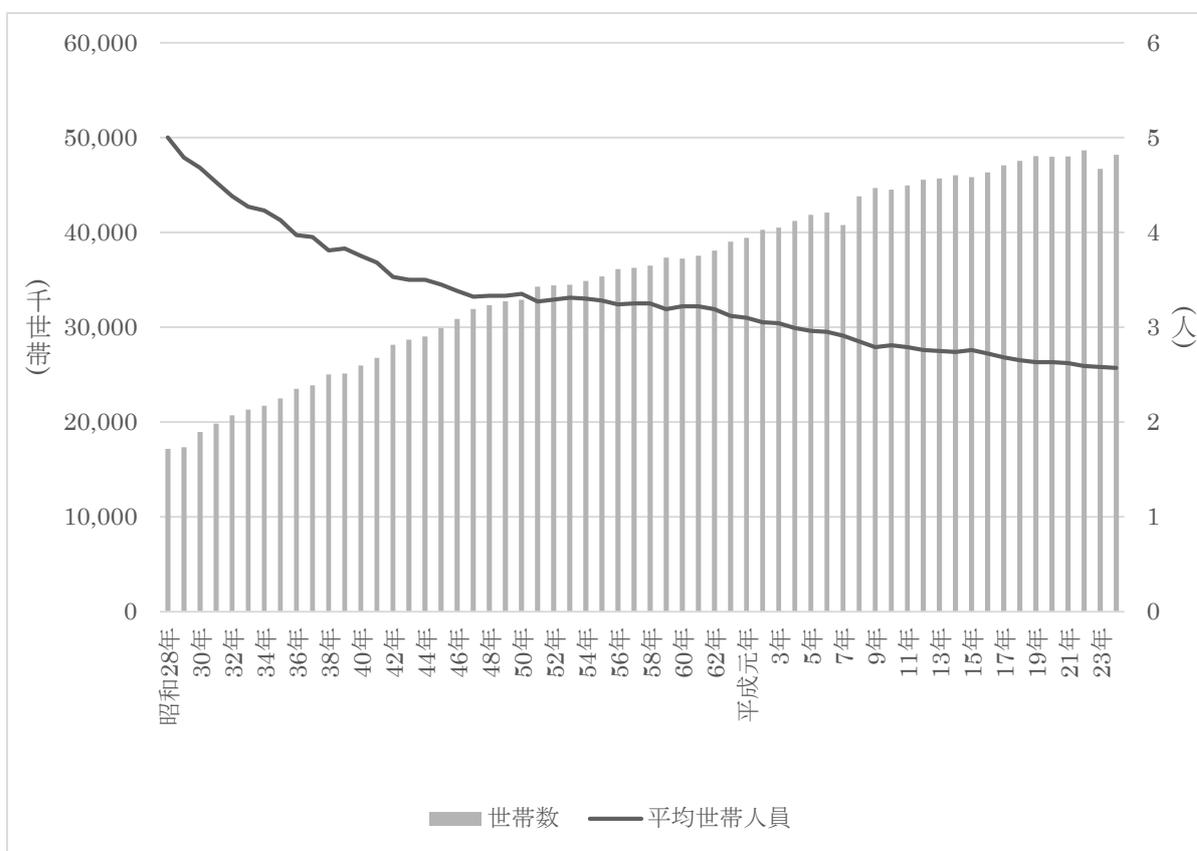


図 1.1 世帯数と平均世帯人員の変化

出典：国民生活基礎調査（2012）をもとに作成

続いて世帯構造別にみた世帯数の構成割合を示しているのが図 1.2 である。昭和 45 年（1970 年）からの約 40 年間のうちに三世帯世帯の割合が減少し、かわって単独世帯の割合が上昇していることがみてとれる。

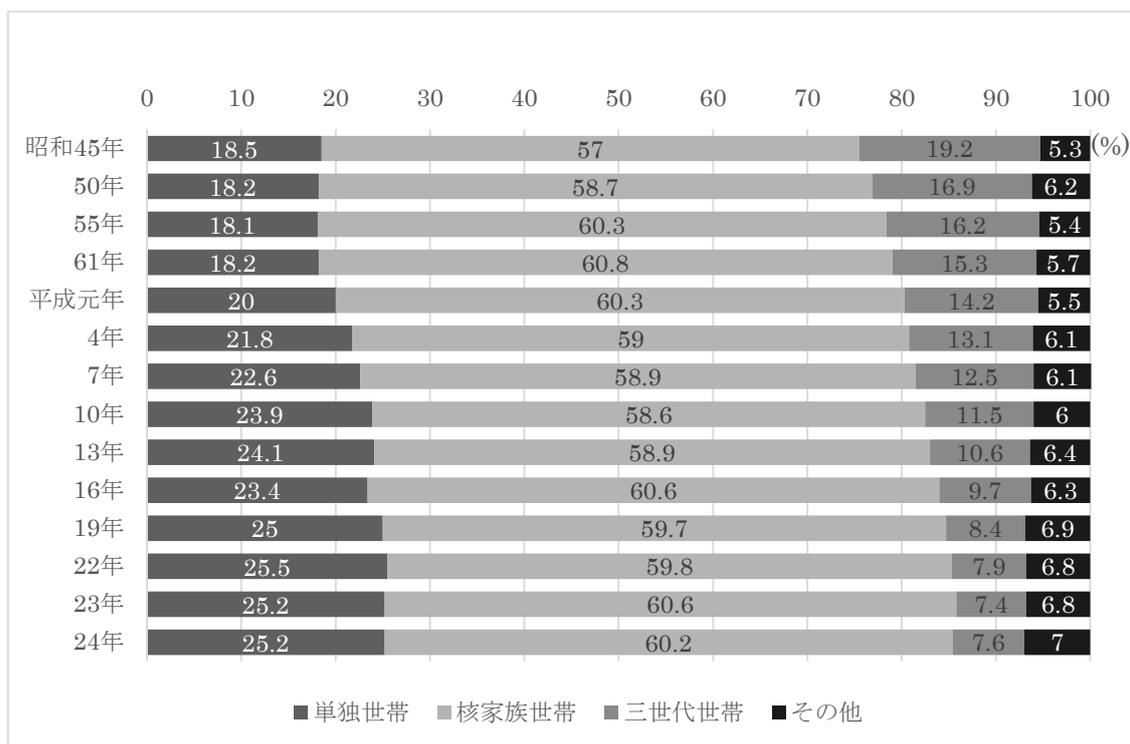


図 1.2 世帯構造別にみた世帯数の構成割合の年次推移

出典：国民生活基礎調査（2012）をもとに作成

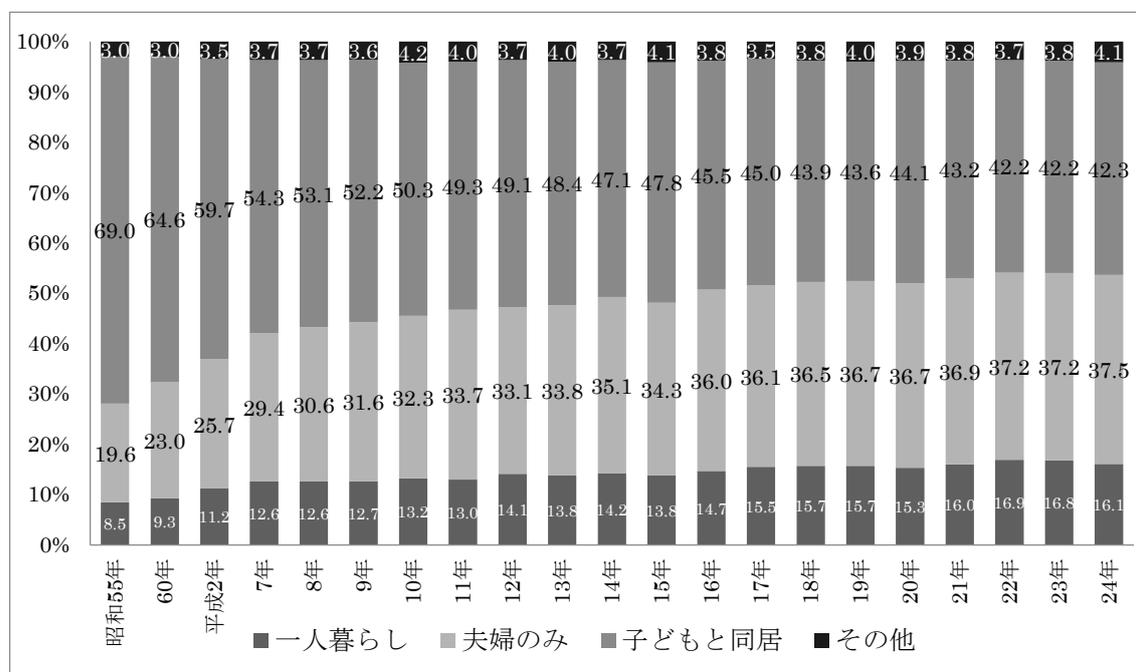


図 1.3 家族形態別にみた 65 歳以上の高齢者割合の年次推移

出典：国民生活基礎調査（2012）をもとに作成

次に、65 歳以上の高齢者に限って家族形態別の分布をみると、昭和 55 年（1980 年）には 69.0%であった子どもと同居している高齢者の割合が、平成 24 年には 42.3%にまで減少していることがわかる。それとは逆に、一人暮らしや夫婦のみで暮らしている高齢者が増加してきている。以上のデータより子どもと同居する親が減少しており、世帯規模が縮小していることがわかる。

戦後の日本社会では制度や意識の変化とともに、人々が経験する家族環境が変化してきた。特に世帯規模については一貫して縮小が進んできたといえる。その要因の一つとして、子どもと同居する親が減少して核家族化が進んでいることが挙げられる。長男あるいは長子が親と同居する代わりに相続もするという直系制家族的な規範が弱まり、夫婦と未婚の子どもからなる核家族という形態での家族生活が一般的になってきたと考えられる。

戦後の家族形態の変化、とりわけ世帯規模の縮小については、もう一つ重要な要因がある。それは、子どもの数の減少である。社会全体としてみても、一組の夫婦のもとに生まれてくる子どもの数として考えてみても、戦後の日本社会においては少子化が進んできた。図 1.4 は、出生数と合計特殊出生率の推移を示したものである。

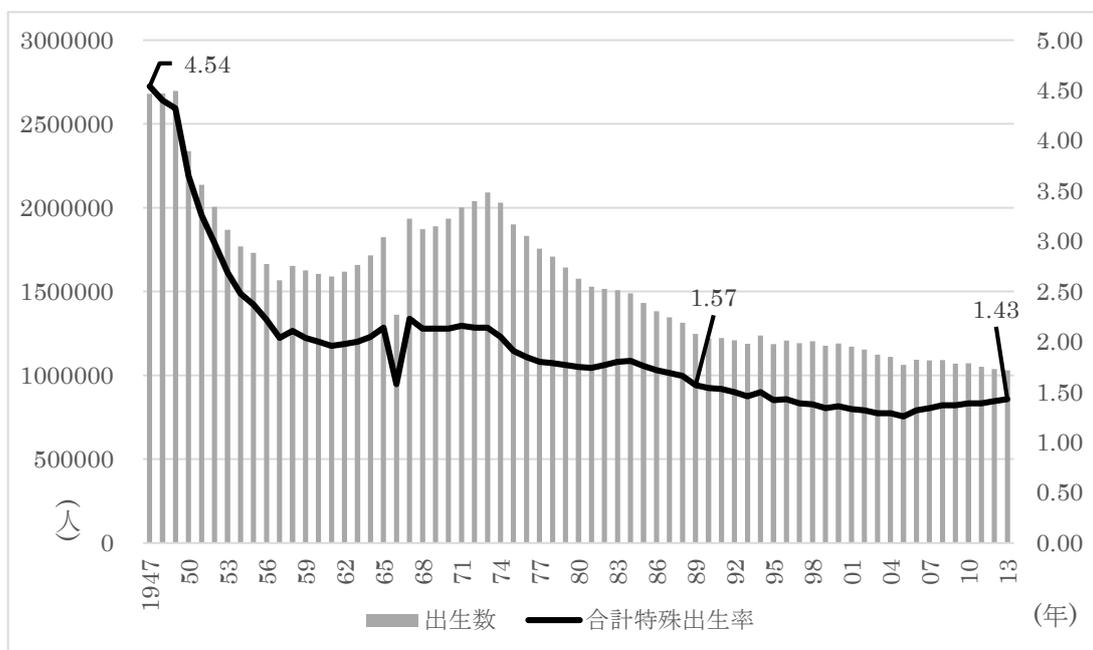


図 1.4 出生数と合計特殊出生率の年次推移

出典：人口動態統計（2013）をもとに作成

戦後間もなくの第一次ベビーブームとその世代の家族形成期に起った第二次ベビーブームを除いて、合計特殊出生率は低下傾向が続き、1989年の「1.57ショック」は日本社会に早急な少子化対策の必要を迫ることとなった。近年では出生率は1.4前後で安定しているが、人口置換水準が2を上回っていることを考えれば常に少子状態であることに変わりはないのが現状である。

合計特殊出生率は、女性が出産可能な年齢を15歳から49歳までと規定したうえで、それぞれの出生率を算出して足し合わせることによって、1人の女性が一生に産む子どもの数の平均を求めたものである。したがって、その計算には結婚している女性もそうでない女性も含まれており、社会全体で子どもがどのくらい生まれてくるのかを把握することはできるが、一組の夫婦あたりで何人子どもが生まれてくるのかを把握するには、必ずしも適していない。日本では婚外子の割合が小さく、結婚してから子どもをもつのが一般的であることもふまえると、有配偶の女性の出生率より一組の夫婦が平均的に何人の子どものもっているのかをおおよそ把握することが可能である。そこで、完結出生児数を見てみると、図1.5のとおりである。

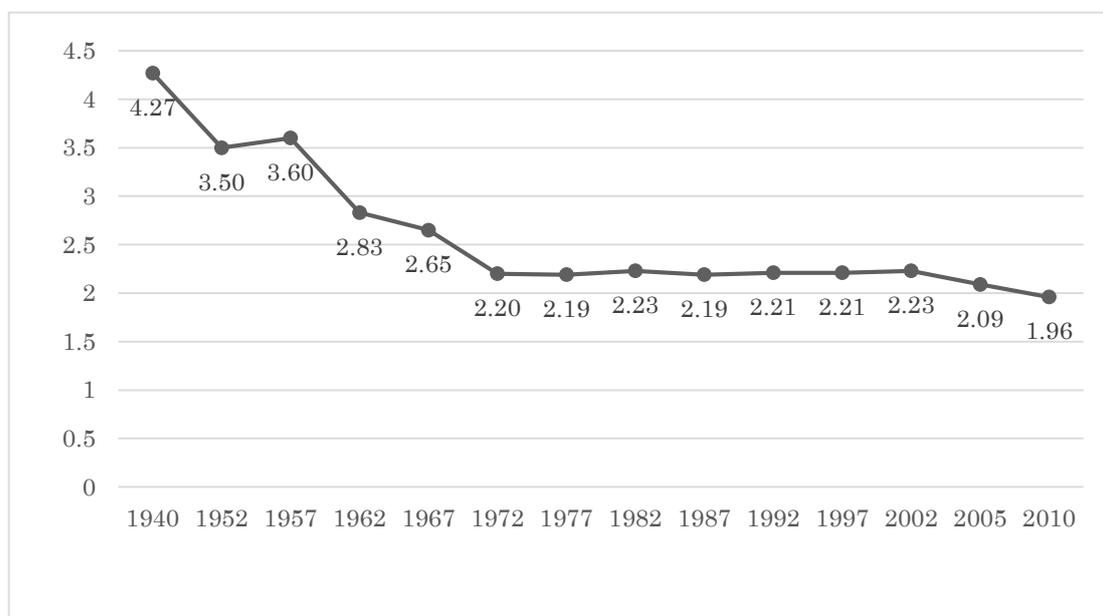


図 1.5 各回調査における夫婦の完結出生児数（結婚持続期間 15 年～19 年）

出典：第 14 回出生動向基本調査（2010）をもとに作成

戦前の1940年には、完結出生児数は4.27人であった。その世代の子どもは平均的に4人ほどきょうだいがいる家族環境を経験していたといえる。だが、戦後は一組の夫婦の子ども数がどんどん減少している。それでも1950年代までは平均的に3人ほどきょうだいがいる状況であったが、1960年代以降は夫婦がもつ子どもは平均的に2人、すなわち2人きょうだいの家族が一般的となった(詫摩 1981)。そしてもっとも新しいデータによると、夫婦の完結出生児数は1.96人(2010年)、合計結婚出生率⁴⁾は1.86(2009年)となっている。子どもをもっている場合は2人きょうだいが平均的ではあるけれども、徐々に一人っ子が多くなってきている可能性を示す数値である。だが、そこまで大きく数値が変動しているわけではないことを考慮すれば、戦前のきょうだいがたくさんいた家族環境が戦後間もなくしておおよそ3人きょうだいの家族へと変化し、そしてその後1970年ごろから日本社会は「夫婦と子ども(2人きょうだい)」という家族形態が一般化してきたといえよう。

(3) 直系制家族的規範ときょうだい構成

先述したさまざまな家族に関する変化は、敗戦を機に戦前の「家」制度にもとづく家族イデオロギーによる拘束から人々が解放され、高度成長による近代化に適応していく過程であった。法制度の改革は子どもの間での、すなわちきょうだい内での権利や義務を平等にし、それまで長男や長女とそれ以外のきょうだいとの間にあった相続や扶養の差異を制度上消失させた。

しかしながら、直系制家族的規範が近年においても根強く残っていることを示唆する見解もある。親子関係におけるきょうだい内での差異について実証的な分析を行った施(2012)は、長男夫婦が次三男夫婦より夫方の親と同居する確率が高いことを明らかにした。きょうだい内での権利・義務の側面においては、長男がそれを担うものとして位置づいている可能性を改めて確認できる結果である。

上のような状況は子どもが複数いるからこそ、つまりきょうだいがいるからこそ起こりうるものである。2人以上の子どもが同じ定位家族で育ち、それぞれに新しい生殖家族を形成する過程で、どのように権利や義務を配分するかを決定する際に、直系制家族的規範が強く影響していると考えられる。

1.2.3 人的資本論にもとづくきょうだい内格差生成メカニズム

一生の間に、個人は二つの種類の家族に属することになる。一つは自分が子どもの立場で、社会で生きてゆくための準備として親に時間やその他の資源を投資してもらって定位家族である。もう一つは自分が結婚して形成する家族で、自分の力で収入を得て生活し、子どもをもうけてその子どもを育てる生殖家族である。生殖家族においては、子どもを育てるにあたって自分が親にそうしてもらったように、さまざまな資源を子どもに投資することになる。今私たちがこの社会に生きているのは、このような親から子へ、そしてそのまた子へという連鎖が今日まで続いてきているからに他ならない。

親が子どもに資源を投資するのは、もちろん子どもを社会の成員として育てるためであるが、人的資本という考え方を明確に示した Becker (1964) の議論に依拠すれば、その投資行動は家族が得られる効用をできる限り大きくするように行われるという。親の効用は親たち自身の資源の消費と、子どもの質に依存して決まる。そして子どもの質は、子どもの数と非常に密接な関係にあるものである (小塩 2002)。

子どもの数、換言すればきょうだいの数は、各子どもが受け取ることのできる資源の量を規定する。なぜならば、親の資源は有限だからである。たとえば時間は全ての個人に平等に 1 日=24 時間と決まっているし、収入はその個人がどのような職業に就いているかによってまったく異なり、無限に金銭が湧きでてくるようなことはありえない。育児にあてられる時間や子どもにかけられる資金の額が完全に等しく、きょうだいがいる場合に完全に平等な資源投資を行うとするならば、子どもが 1 人の時は充てられるうちの全時間を、そして全ての資金がその 1 人に投資されるが、子どもが 2 人になれば、それぞれの子どもに充てられる時間や資金は半分ずつとなる。このような状況を指して Blake (1985) は“資源希釈”と称し、きょうだい数が多いほど、1 人あたりが定位家族から得ることのできる資源が希釈されていくと説明した。

今述べたことは、きょうだい内のどの子どもに対しても資源が均等に振り分けられることが前提となっている。しかし親が合理的選択理論で示されるようにその効用を最大にする投資を遂行するならば、きょうだい内での資源配分が必ずしも平等になるとは限らない。投資した分の、あるいは投資した以上に利

益が返ってくるように子どもを嗜好して資源を配分することで、その効用を最大にしようとするはずである。

子どもの嗜好において親は、子どもの性別や能力、年齢などを考慮する。子どもが 100%同質であることはありえず、どのような戦略のもとで資源を投資するかは、資源を投資する親に委ねられている。たとえば、子どもが成人してから得るであろう所得の格差がきょうだい内で拡大しないように、出来の悪い子どもに対してより多くの教育を受けさせるということを Behrman ほか(1982)は理論的に示している。反対に、能力が高い子どもにのみ手厚く投資し、そうでない子どもには必要最低限しか投資しないということなども考えられる (Becker 1981)。

きょうだいがいる場合の親による嗜好については、これまでさまざまな資源の配分や嗜好の基準について検証が行われてきた。なかでも男性か女性かということは重要な基準であり、親が子どもと遊ぶ時間、親が子どもに受けさせたい教育水準など子どもが幼い時期についての検討から、子どもが成人した後の親子間の援助関係まで実に多様な蓄積がある (Ono 2004; 吉原 2006; Raley and Bianchi 2006)。どのような資源をとらえるかによって性別による優位性が異なったり、あるいは性差がみられなかったりするのだが、世代間移動に対して大きな影響力をもつ教育への資源投資について日本を含む東アジア圏では、おおむね男性優位の資源投資が行われていることが示唆されてきた (Yu and Su 2006; 平尾 2008)。

人的資本論に依拠すれば、得られる資源の多寡が個人のライフイベントのアウトカムに影響を与えていると考えられる。そして本研究が焦点を当てるきょうだい構成は、個人が定位家族に属して成長していく過程における資源の配分量に差異を生み出す機能を持つ。したがって、先に挙げたきょうだい規模や性別だけでなく出生順位もまた、投資される資源の配分を不均衡にする可能性を秘めている。とりわけ日本社会におけるその可能性については、戦前の家族規範にもとづき十分に考慮しなければならないはずである。

1.2.4 きょうだい構成概念に着目した先行研究の知見

きょうだい構成は家族内での個人の地位を規定する要因であり、それととも

に家族内での個人の役割を規定する要因でもある。きょうだい構成を研究の対象とする試みはおもに心理学の領域で盛んに行われてきたが、同じ親のもとに生まれて同じ家族環境を共有しているきょうだいであったとしても、それぞれの生まれた順番が人格形成に影響を与えたり、行動の違いをもたらすことが古くから指摘されてきた (Adler 1930)。

そのメカニズムとして想定されているのは、きょうだい内で何番目に生まれたかによって、親の子育ての経験や養育態度に差があり、家族における子どもの地位や親の役割期待が異なることである (白佐 2004b)。日本においても学術的検証はもちろん、きょうだい数や出生順位ごとの子育て方法やそれぞれの性格特性について記した書籍が数多く出版されており、きょうだい関係に対する通俗的な関心も高いことがうかがえる (畑田 1991; 山田・畑田 1993)。

日本において人々が出生順位とそれによる差異に興味をもってきたのには、長幼の序が規範として浸透し、出生順位による区別に大きな意味があったことが影響している。日本では出生順位と性別の組み合わせによって呼称が異なる (お兄ちゃん、妹など) ことに加えて、かつては家族制度上でも長子特に長男が家督相続人であることが決まっており、きょうだい内での位置属性による役割期待や役割構造が大きく異なっていた。このことは、人格形成や発達といった心理的な側面への影響だけでなく、個人の社会的地位の獲得や変化の問題とも出生順位が大きくかかわっているということを意味する。

しかしながら、社会学の領域におけるきょうだい研究の多くは児童期から青年期における学歴ときょうだい構成との関連に注目するにとどまっている (近藤 1996; 平沢・片瀬 2008; 保田 2009)。それらの研究で一貫して指摘されているのが、定位家族の資源と子どもの教育達成の関連である。定位家族から個人に与えられる資源は有限であり、きょうだい規模が大きくなるほどに一人あたりに配分される資源が少なくなり、結果的に教育機会が妨げられてしまうというのである (Blake 1989)。

今述べたとおり、きょうだい規模は教育機会に負の影響を及ぼすものであるが、きょうだいがいる方が教育アスピレーションや教育達成が高いことを示す知見もみられる。たとえば、大卒の兄をもつ女性 (=妹) は兄がロールモデルとして機能することで自身も大卒になりやすいということが、日本のきょうだ

いデータを用いた研究より明らかにされている (Lee 2009)。

性別については前項で既に述べたとおり、日本を含む東アジア圏では男きょうだいが女きょうだいに比べて家族の資源を多く得やすいことが示唆されてきた (Yu and Su 2006; 平尾 2008)。きょうだい内での学歴における男女差が近年ほど縮小しているとする知見もあるが、その差が完全に消失したわけではないことには留意すべきである (苜米地 2015)。

出生順位の影響は時代によって大きく異なる。戦前生まれの世代では出生順位が遅い方が教育達成に有利であり、戦後生まれの世代では早い方が有利であるということが複数の研究で指摘されている (平沢 2011; 藤原 2012)。この結果については安田 (1971) が、戦前の社会では長男に家産を相続させる代わりに次三男には学歴をつけさせるという相続と教育の代替関係による説明を展開している。

以上のとおり、きょうだい構成を対象とした研究は心理学の領域を中心に行われてきた。社会学の領域については、きょうだい構成が学歴に与える影響を検証したものがほとんどである。それらの知見からは、きょうだいが多いことが不利になる側面もあれば反対にきょうだいが少ないことが不利になる側面もあるということと、家族内での相互作用を生じさせる親子関係やきょうだい関係が、個人のライフチャンスにとって重要なものであるということ認識することができよう。

1.3 本研究の分析視角

これまでの整理をふまえて、以下では本研究の分析視角を提示する。

まず前提を述べておくと、本研究は社会移動の機会構造をきょうだい構成を考慮したうえでとらえるものである。社会移動はその概念上、個人の地位の変化を示すものである。だが、その変化を完全に純粋な個人の現象であると断言することはできない場合がある。そしてそのような場合の多くは、個人が自身の属する定位家族から影響を受けていることが想定される。したがって社会移動と家族の関連に着目する必要がある。本研究では家族的要因としてのきょうだい構成を対象としている。

第3章以降行われる実証分析の対象は序章で示したとおり、学歴、職業、結婚という3つのライフイベントにおける個人の社会的地位の変化である。

上述のライフイベントに対してきょうだい構成が影響を与える背景に共通して潜んでいると思われるのは、「定位家族の資源」と「資源配分の選択性」の2点である。

定位家族の資源については1.2.3で言及したような経済的資源や時間だけでなく、親の学歴や職業的地位も位置づけることができると考えられる点で、きょうだい構成と密接に関連しているといえる。文化的再生産の文脈で語られるような、親の文化的資本が経済的資本に転換し、子どもの文化的資本になるようなプロセスは、子どもの学歴や職業に影響を与えるメカニズムとしてこれまで多くの検証が蓄積されてきた（Bourdieu and Passeron 1964 など）。資源投資や相続および継承によって子どもの社会移動が規定されることは、先述したように個人の社会移動と家族との間の関連を意識することを改めて喚起するものであり、本研究の実証分析における非常に重要な前提となる。

そのような前提のもとで、親がきょうだい内の誰を選択して資源のやりとりをするかということが、きょうだい構成と社会移動の間の関連を明らかにするもっとも重要なポイントである。戦後の日本社会におけるさまざまな社会変動は、個人の社会移動における制約、特に長子であることによる移動機会の閉鎖性を解消する方向性をもつものであったと推察される。他方で、社会と個人を結ぶ中間集団である家族の意識については直系制家族的規範の残存がうかがわれる。したがって、きょうだい構成が社会移動に影響を与えるとするならば、そこにはきょうだい内での選択的な資源配分が行われていることが想定される。これをふまえて実証分析においては、その分析視角として家族の資源とその配分を念頭に置きたい。

[注]

1) 垂直移動とは、社会移動を二つに分けた場合の、階層的に異なるレベルの地位間の移動のことをいう。Sorokin が社会移動概念を提示したときに並列して登場した概念であるが、その後の社会移動研究の多くはこの概念を取り扱ってきた。対立軸的な概念として水平移動という概念があるが、こちらは階層的に同じレベルの地位間の移動を指し示すものである。垂直移動には上昇移動と下降移動とがあり、上昇移動は高い階層への移動、下降移動は低い階層への移動である。近代化や産業化は比較的高くランクづけされる階層の拡大をともなうことが多いために、下降移動よりも上昇移動が多くなる傾向がみられる。近代社会における上昇移動の手段としては教育がもっとも正統的であるとされ、そのため教育機会の均等が実現されて上昇移動のチャンスがもたらされているかどうか、そうではなく教育は上層の地位維持の機能をもつものにすぎないのかといった点が議論されてきたという背景がある（岡本 1993）。

2) 社会移動には2時点間の階層の構成比の変動によって引き起こされるものと、階層間の成員の交代によるものとに区別することができ、前者を強制移動、後者を純粋移動という。社会移動研究の文脈では親の地位が子どもの地位に何の影響も与えない状態が理想状態とされることから、研究者の関心は相対的に純粋移動に集まってきた。純粋移動は階層構造の本来の流動性を示すもの、機会均等の程度を示すものである（岡本 1993）。

3) 移動の機会が変動しているとする知見もある（鹿又 2001 など）。

4) 合計結婚出生率は、有配偶の女性に限って算出される合計結婚出生率のことで、観察対象となる年次における夫婦の子どもの生み方を表す。有配偶女性の結婚持続期間別出生率を合計して算出される。その値は、一組の夫婦がその全出生過程を通して当該の結婚持続期間別出生率に従って子どもを生んだ場合に実現される完結出生児数を示す。ただし、夫婦の子どもの生み方が複数年次にわたって変化しているときには、ある年次の結婚持続期間別出生率は実際の出生過程と大きく異なることがあるので、本指標の値の解釈には注意が必要である。

第2章 分析手法とデータ

2.1 本研究で用いる3つの分析手法

2.1.1 きょうだいの学歴の分析手法：マルチレベルモデル

本研究における学歴についての実証分析には、家族的属性を第二水準（レベル2）、個人的属性を第一水準（レベル1）とした2レベルのマルチレベルモデルを用いる。マルチレベルモデルとは、データが階層的な構造になっている場合の分析手法として開発されたものである（Kreft and Leeuw 1998; Raudenbush and Bryk 2002）。階層的な構造とは、たとえば個人が学校に属しており、その学校がある地域に属しているというように、データが入れ子状になっていることを意味する。本研究ではきょうだいデータを用いるが、その構造を図にすると図2.1のようになる。家族の中に子どもが入れ子状になっている（=ネストしている）状態であるため、マルチレベルモデルによる推定を行うのがよい。

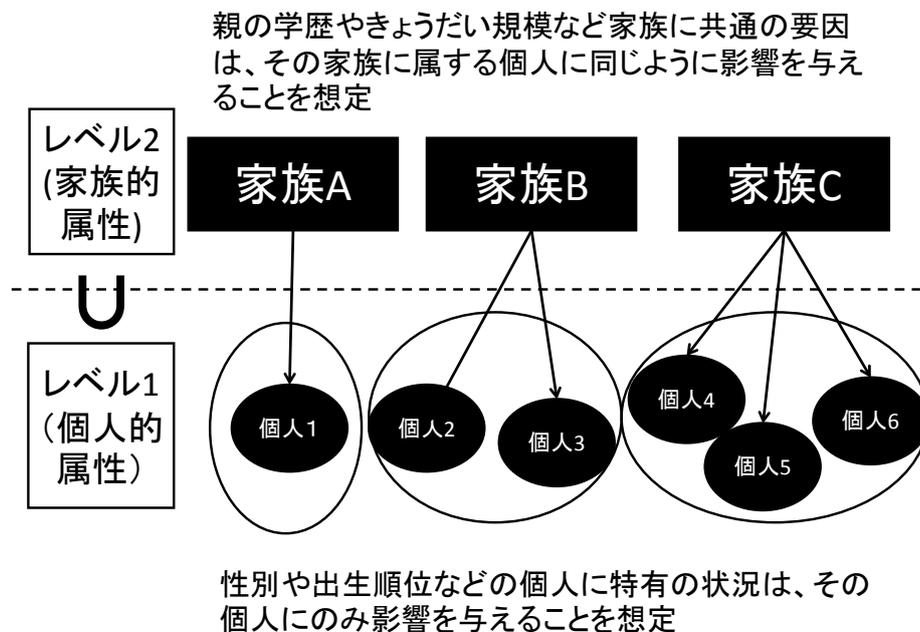


図 2.1 データの構造

線形のマルチレベルモデルにおいて、たとえば従属変数を教育年数 y_{ij} とする場合には以下のようなモデルを用いる。まず、切片と誤差項だけで推定を行うモデルは、

レベル 1

$$y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij}$$

レベル 2

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}$$

であり、それらを合わせて

$$y_{ij} = \gamma_{00} + u_{0j} + r_{ij}$$

で推定される。添え字の i は個人を、 j は家族を意味する。 β_{0j} はレベル 2 である家族水準の切片、 u_{0j} は家族水準の誤差項、そして r_{ij} はレベル 1 である個人水準での誤差項である。

続いて、家族的属性である父親教育年数 (feduy) をレベル 2 の家族水準に、個人的属性である性別 (sex) をレベル 1 の個人水準に投入したモデルは、

レベル 1

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}(\text{sex}_{ij}) + r_{ij}$$

レベル 2

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}(\text{feduy}) + u_{0j}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10}$$

となる。レベル 2 に独立変数が投入されたことによって、切片 β_{0j} の推定値が変化するようになっている。

マルチレベルモデルでは、従属変数に量的変数ではなく質的変数を用いることも可能である。そこで本研究では、マルチレベル多項ロジットモデルを用いた分析を行う。たとえば学歴を教育年数ではなく卒業した学校によって分類し、「四年制大学以上」=1、「短期大学・高等専門学校」=2、「それ以外」=3 に分類したとしよう。加えて、先ほどと同様に子どもの性別をレベル 1 に、父親教育

年数をレベル2に投入するモデルを考えてみる．まず閾値のみで推定を行うヌルモデルは，以下の式で表現される．レベル1のモデルは，

$$P[y(1) = 1|\beta] = P(1)$$

$$P[y(2) = 1|\beta] = P(2)$$

$$P[y(3) = 1|\beta] = 1 - P(1) - P(2)$$

$$\text{四年制大学／それ以外} \quad \log\left[\frac{P(1)}{P(3)}\right] = \beta_{0j}(1)$$

$$\text{短期大学・高等専門学校／それ以外} \quad \log\left[\frac{P(2)}{P(3)}\right] = \beta_{0j}(2)$$

となる．そして，レベル2のモデルは，

$$\beta_{0j}(1) = \gamma_{00}(1) + u_{0j}(1)$$

$$\beta_{0j}(2) = \gamma_{00}(2) + u_{0j}(2)$$

である． β_{0j} は各カテゴリにおけるレベル1切片の固定効果， γ_{00} はレベル2切片の固定効果， u_{0j} は切片のランダム効果を示している．続いて，ヌルモデルに性別と父親教育年数を追加した場合を例として提示する．レベル1のモデルは，

$$\log\left[\frac{P(1)}{P(3)}\right] = \beta_{0j}(1) + \beta_{1j}(\text{sex}_{ij})$$

$$\log\left[\frac{P(2)}{P(3)}\right] = \beta_{0j}(2) + \beta_{1j}(\text{sex}_{ij})$$

と表現される． β_{1j} は性別の固定効果である．また，このときのレベル2のモデルは，

四年制大学以上／それ以外

$$\beta_{01} = \gamma_{00}(1) + \gamma_{01}(1)(\text{feduy}) + u_{0j}(1)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10}(1)$$

短期大学・高等専門学校／それ以外

$$\beta_{02} = \gamma_{00}(2) + \gamma_{01}(2)(\text{feduy}) + u_{0j}(2)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10}(2)$$

と表現される。

2.1.2 世代間職業移動の分析手法：対数線形モデル

世代間移動がどのように起こっているかについて分析するとき、測定された移動はその方法によって「絶対移動」・「相対移動」¹⁾と呼ばれる。社会の開放性をはかる指標を提供する点ではいずれも重要な指標となりうるが、絶対移動は周辺分布の影響を大きく受けることが知られている。純粹に世代間移動の連関だけを、つまり社会階層の構造変動の影響を除いた移動のみの情報をとらえた場合には、相対移動を抽出するために対数線形モデルを用いるのが望ましい。

対数線形モデルは、移動表における各セルの期待度数の対数を、さまざまな効果の線形結合で説明するモデルである (Goodman 1969; Knoke and Burke 1980)。出身階層（父親の職業階層）と到達階層（本人の職業階層）の2変数の間の関連についてのモデルは、

$$\log_e F_{ij} = \lambda + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_{ij}^{OD}$$

で示される。左辺は、移動表における期待セル度数の対数をとったものであり、右辺の第1項は、全体のケース数を調整するための総効果である。続いて第2項は行効果で出身階層の分布の効果を、第3項は列効果で到達階層の効果を表現している。そして最後の項は、第3項目までの効果を統制したあとに残る出身階層と到達階層との交互作用効果である。

上の式は飽和モデルといって、完全にデータに当てはまるモデルであるがゆえに実質的な解釈が得られにくい。実際に分析に用いられるモデルは、association モデルや uniform difference モデルなど、交互作用項をよりシンプルに表現するモデルである。

本研究で用いられる対数線形モデルは、quasi-independence モデルである。このモデルでは、以下の図に示すように、対角セルにそれぞれ異なるパラメータを設定するものである。

	カテゴリ1	カテゴリ2	カテゴリ3	カテゴリ4	カテゴリ5	カテゴリ6
カテゴリ1	1	0	0	0	0	0
カテゴリ2	0	2	0	0	0	0
カテゴリ3	0	0	3	0	0	0
カテゴリ4	0	0	0	4	0	0
カテゴリ5	0	0	0	0	5	0
カテゴリ6	0	0	0	0	0	6

図 2.2 quasi-independence モデルの効果パラメータ行列

2.1.3 結婚の分析手法：イベントヒストリー分析

イベントヒストリー分析は、生存時間分析とも呼ばれる、特定のイベントの起こりやすさを数量的に検証することができる手法の総称である。この分析手法の利点は、「イベントを経験したかどうか」ということと「そのイベントがいつ発生したか」を同時に考慮して分析できる点である (Allison 1984; Yamaguchi 1991)。

この分析手法の文脈においては、1分や1秒、あるいはそれ以上細かく時間の測定ができていような場合に用いられる、時間を連続的なものとしてとらえる「連続時間モデル」と月や年のように時間の測定単位が粗い場合に用いる「離散時間モデル」の二つが存在する。社会調査のデータで得られるイベントに関する変数はおもに離散的な時間間隔で測定されており、離散時間モデルを用いた分析が多くなされている。

離散時間モデルでは、時間を序数的に定義し、ハザード確率が従属変数となる。ハザード確率とは、「時点 t_i より前にイベントが発生していないという条件のもとで、時点 t_i にイベントが発生する確率」である。Tを生存時間を表す確率変数とした場合、ハザード関数 $h(t_i)$ は以下の式のようになる。

$$h(t_i) = P(T = t_i | T \geq t_i)$$

このモデルを基本とし、ハザード確率の対数オッズを従属変数としたモデルが「離散時間ロジットモデル (discrete time logit モデル)」である。離散時間ロジットモデルは、

$$\frac{h(t_i)}{1-h(t_i)} = \frac{h_0(t_i)}{1-h_0(t_i)} \exp(b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_kx_k)$$

もしくは、上式の両辺の対数をとって、

$$\ln \left[\frac{h(t_i)}{1-h(t_i)} \right] = a_i + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_kx_k$$

と定義される。 $h_0(t_i)$ は基底ハザード関数で、モデルに投入した他のすべての独立変数が0をとるときのハザード確率の時間的变化を表現している。また、分析結果の読み取り方はロジスティック回帰分析と類似していて、独立変数 x_j が1単位増加したときに、基底状態と比べてハザード確率のオッズが $\exp(x_j)$ 倍になると読むことができる。

2.2 データの概要

2.2.1 全国家族調査 (NFRJ)

全国家族調査は、日本家族社会学会全国家族調査委員会が実施している全国規模の家族調査である²⁾。これまでに1998年度の第1回全国家族調査 (National Family Research of Japan 1998、NFRJ98)、2001年度の特別調査である「戦後日本の家族の歩み」 (NFJR-S01)、2003年度の第2回全国家族調査 (NFRJ03)、そして2008年度の第3回全国家族調査 (NFRJ08) が実施されている。加えて、第3回調査の調査対象者のうち調査に応諾した対象者に対して、継続してパネ

ル調査（NFRJ-08Panel）を実施し、2013年度に5波にわたるパネル調査を行っている。

NFRJの対象者は第1回、第2回、第3回ともに28歳以上の日本国民である³⁾。標本抽出は層化2段無作為抽出法により行われ、いずれの調査も訪問留置法によって実施された。以下の表2.1は、各調査の標本規模と回収率の一覧である。回収率は第1回が66.5%、第2回が63.0%、そして第3回が55.4%であった。NFRJデータは回答者の家族に関する詳細な情報が得られる貴重なデータである。

表 2.1 NFRJの標本規模と回収率

調査名	実施年	計画標本規模	有効回収数	回収率
NFRJ98	1999	10500	6985	66.5
NFRJ03	2004	10000	6302	63.0
NFRJ08	2009	9400	5203	55.4

本研究では、回答者の子どもに関する情報よりきょうだいデータを作成し、分析した。NFRJでは、回答者の子どもの数や性別⁴⁾に加えて、上から3番目の子どもまでについては学歴や親子関係の良好さ、援助関係の有無など詳細な情報を得ることができる。同じ定位家族に属するきょうだい内での比較を可能にしてくれるきょうだいデータとして使用できる点が、NFRJの強みである。

以下では、NFRJ98、NFRJ03、NFRJ08を合併して作成したきょうだいデータを用いて、きょうだい構成に関する基礎情報をまとめておく。

表2.2をみると、データ内のきょうだいは2人きょうだいがもっとも多く、3人きょうだい、一人っ子がそれに続いていることがわかる。5人以上のきょうだいは全体の2%ほどしかいない。きょうだい数をさらに出生コーホート別にみたのが図2.3である。1945年までに生まれた子どもは他のコーホートに比べて少ないが、4人きょうだいの比率がもっとも大きい点が特徴的である。戦後から近年に近づくにつれて4人きょうだいや5人以上のきょうだいの比率はどんどん低下しており、きょうだい規模の縮小をみてとることができる。他方で、戦後は一人っ子の比率と3人きょうだいの比率はそれほど大きく変化せ

ず、2人きょうだいが半数を占めるという構造は高度成長期以降変化していない。これらのことより、きょうだい規模の縮小と、きょうだいがいる場合は2人か3人という、きょうだい構成の画一化が起きてきたといえよう。

表 2.2 きょうだい数の分布 (NFRJ)

人数	度数	%
1	980	7.09
2	7416	53.62
3	4374	31.62
4	797	5.76
5	195	1.41
6	54	0.39
7	9	0.07
8	3	0.02
9	3	0.02
計	13831	100.00

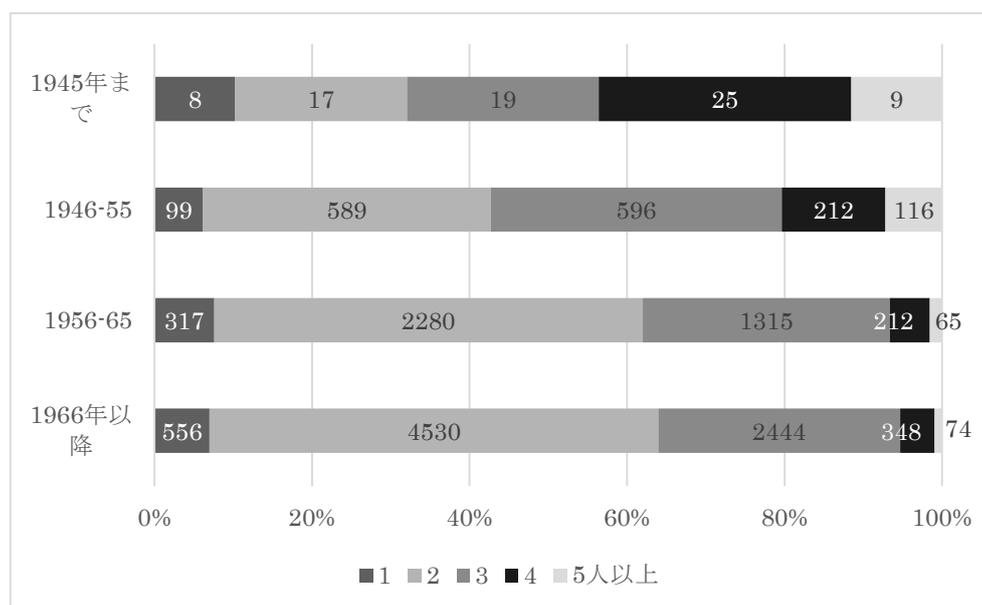


図 2.3 出生コホート別にみたきょうだい数の分布 (NFRJ, 数値は度数)

表 2.3 出生順位の分布 (NFRJ)

出生位置	度数	%
長男	5047	36.49
長女	1454	10.51
非長男男性	2100	15.18
非長女女性	5230	37.81
	13831	100

続いて、データ内の個人の出生順位の分布を表 2.3 に示している。長男はきょうだい内で最初の男性か、一人っ子の男性である。次行の長女については、一般的な長女の定義にさらに条件をつけ加えて、「きょうだい内で最初の女性」かつ「下に男性きょうだいのいない女性」に該当する女性、すなわち女性のみきょうだいの第1子か、一人っ子の女性である。データ内では、長男と本研究における長女の定義に当てはまらない女性の比率が高くなっている。きょうだい規模が大きくなればなるほど性別構成が男女混合になりやすくなるため、長女に当てはまる女性の全体に占める比率は低下し、それに該当しない女性の比率は上昇する。また、きょうだい内に男性が生まれた瞬間にその個人は長男となるが、それ以降に男性が生まれた場合にのみ非長男男性に分類されるため、長男の比率が非長男男性に比べて高くなるのは自然である。出生コーホート別に分布を確認してみたところ、このような出生位置の分布は世代を通じてほとんど変化していなかった。きょうだい規模が縮小し、2人きょうだいや3人きょうだいが大多数を占める社会となっても、女性のみきょうだいの比率が増加しているわけではないということが示唆される。

2.2.2 「社会移動と社会階層」全国調査 (SSM 調査)

広く SSM 調査という呼称で知られる「社会移動と社会階層」全国調査は、戦後における量的な社会階層研究の基盤となる調査である⁵⁾。1955年調査より10年毎に実査が行われており、2015年の調査が第7回目となる。このように、長期にわたって、10年ごとに繰り返し調査を行ってきた国は他に存在せず、日本の社会学は貴重なデータを保有しているといえる(直井 2008)。

これまで行われてきた SSM 調査は、各時点それぞれで 20 歳以上 69 歳以下の

日本国民が母集団となっている⁶⁾。抽出法は層化2段階確率比例抽出であり、個別訪問面接法のみの場合と、個別訪問面接法と留置法の両方を用いている場合とがある。

本研究ではこれまでのSSM調査のうち1995年調査と2005年調査のデータを使用するが、それらの計画標本規模と回収率は表2.4に示すとおりである。

表 2.4 1995年および2005年SSM調査の標本規模と回収率

回数	実施年	票区分	計画標本規模	有効回収数	回収率
第5回	1995	A票	4032	2653	65.8
		B票	4032	2704	67.1
第6回	2005		14140	5742	44.1

本研究では30歳から64歳の男性の現職情報と父親のおもな職業についての情報を用いて世代間移動の分析を行うが、その対象者のきょうだい数の分布および出生コーホート別にみた分布は、表2.5と図2.4に示すとおりである。

表 2.5 きょうだい数の分布 (SSM)

人数	度数	%
1	217	5.66
2	1040	27.13
3	1055	27.52
4	617	16.09
5	369	9.62
6	243	6.34
7	151	3.94
8	87	2.27
9	30	0.78
10	17	0.44
11	6	0.16
12	2	0.05
計	3834	100.00

前にみたNFRJデータにおけるきょうだい数の分布に比べて、きょうだい数が4人以上という規模の大きなきょうだが多いことがわかる。これはNFRJ

データを用いたきょうだいデータでは、回答者の子どものデータを用いているために戦後生まれのきょうだい相対的に多くなっていたのに対し、SSMデータでは戦前から戦後10年ごろまでの産業復興期に生まれた者がそれ以降に生まれた者に比べて相対的に多いためである。出生コーホート別の分布をみると、世代間の変化の動向はNFRJデータとほとんど同様である。2人きょうだいおよび3人きょうだいの比率が、戦後の出生コーホートである1946年コーホートより増加していること、1946-55年コーホートを境にして4人以上のきょうだいをもつ者の比率が減少していることが明らかである。この結果は、合計特殊出生率が戦後間もなくは高い状態で推移し、のちに減少していったこととも整合的である。また、一人っ子の比率については増加傾向にあるが急激な変化はみられず、高度成長期以降は安定的に全体の6~7%ほどを占めているととらえられよう。一人っ子については安田（1971）の分析で用いられたサンプルにおける一人っ子の比率17.9%と比較するとかなり少なくなっているが、NFRJデータにおいても一人っ子の比率が10%以下であったことを考慮すれば、この数値は妥当な数値であると考えられる。

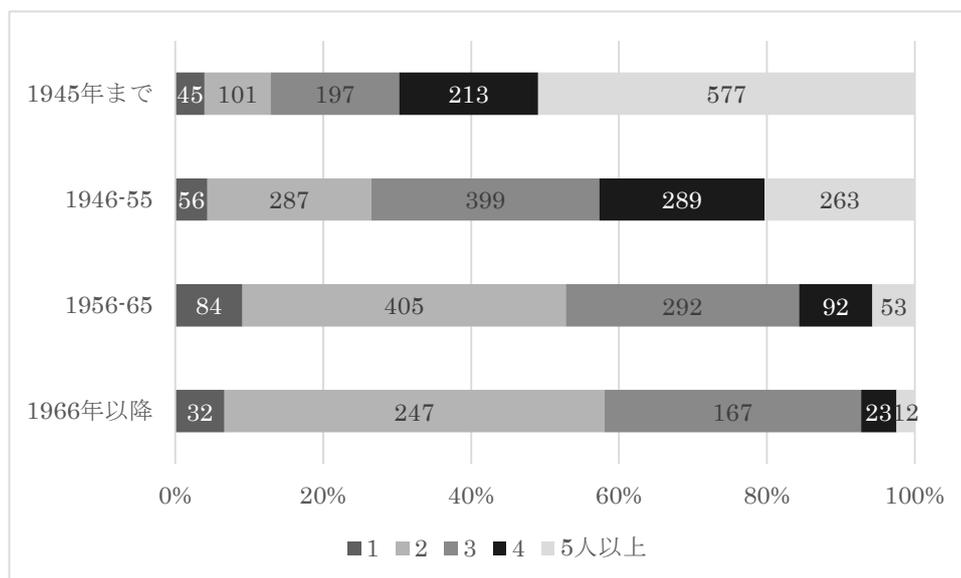


図 2.4 出生コーホート別にみたきょうだい数の分布 (SSM, 数値は度数)

続いて出生順位の分布を確認してみると、本データでは長男に当たる人が約半数を占め、中間子や末子に当たる人がそれぞれ20%程度となっている。なお

ここでの出生順位は、女性のきょうだいをすべて除き、男性のみでみた場合の名義尺度的な出生順位であることには注意されたい。表 2.6 の分布を出生コーホートごとに示した図 2.5 を見ると、中間子の比率の減少が著しいことが一目瞭然である。きょうだい規模が縮小しているということは、かつて中間子にあたったきょうだい員の比率が減少し、変わって長子や末子の比率が増加するということを意味する。それがこの図にはっきり示されているといえよう。

表 2.6 出生順位の分布 (SSM, 男性のみ)

出生位置	度数	%
独子	217	5.66
長男	1898	49.50
中間子	827	21.57
末子	892	23.27
計	3834	100.00

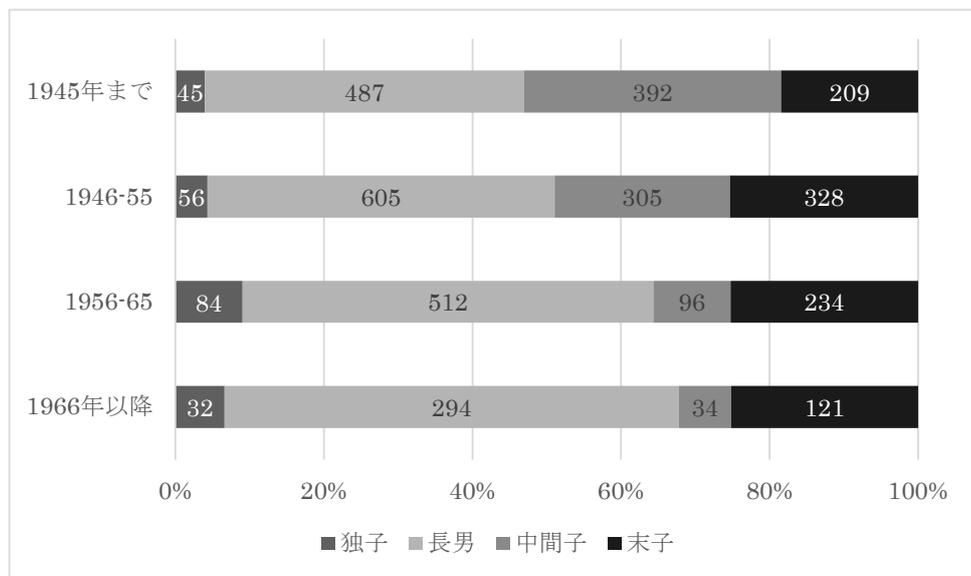


図 2.5 出生コーホート別にみた出生順位の分布 (SSM, 数値は度数)

2.2.3 日本版総合的社会調査 (JGSS)

日本版総合的社会調査は、大阪商業大学地域比較研究所と東京大学社会科学研究所の共同プロジェクトとして行われてきた全国調査である。アメリカ版総合的社会調査 (GSS) を参考にして設計されている JGSS は、国際比較分析が可能な貴重なデータである。JGSS は、2000 年から 2012 年までに計 9 回の調査が

実施されている。調査母集団は日本全国に居住する満 20～89 歳の男女個人であり，層化 2 段階無作為抽出法による標本抽出が行われている。本研究では，全調査のうち 2000 年，2001 年，2002 年，2006 年の調査データを用いるが，それらの計画標本規模と回収率については表 2.7 に示した⁷⁾。

表 2.7 JGSS の標本規模と回収率

回数	実施年	計画標本規模	有効回収数	回収率
第 1 回	2000	4500	2893	64.9
第 2 回	2001	4500	2790	63.1
第 3 回	2002	5000	2953	62.3
第 6 回	2006	8000	4254	59.8

JGSS データについても NFRJ データや SSM データと同様に，きょうだい構成に関する基礎的な情報をここでまとめておく。表 2.8 と図 2.6 で，きょうだい数の分布をみていこう。

表 2.8 きょうだい数の分布 (JGSS)

人数	度数	%
1	744	5.81
2	3430	26.81
3	3270	25.56
4	1802	14.08
5	1296	10.13
6	916	7.16
7	616	4.81
8	382	2.99
9	178	1.39
10	102	0.80
11	33	0.26
12	20	0.16
13	2	0.02
14	3	0.02
16	1	0.01
計	12795	100.00

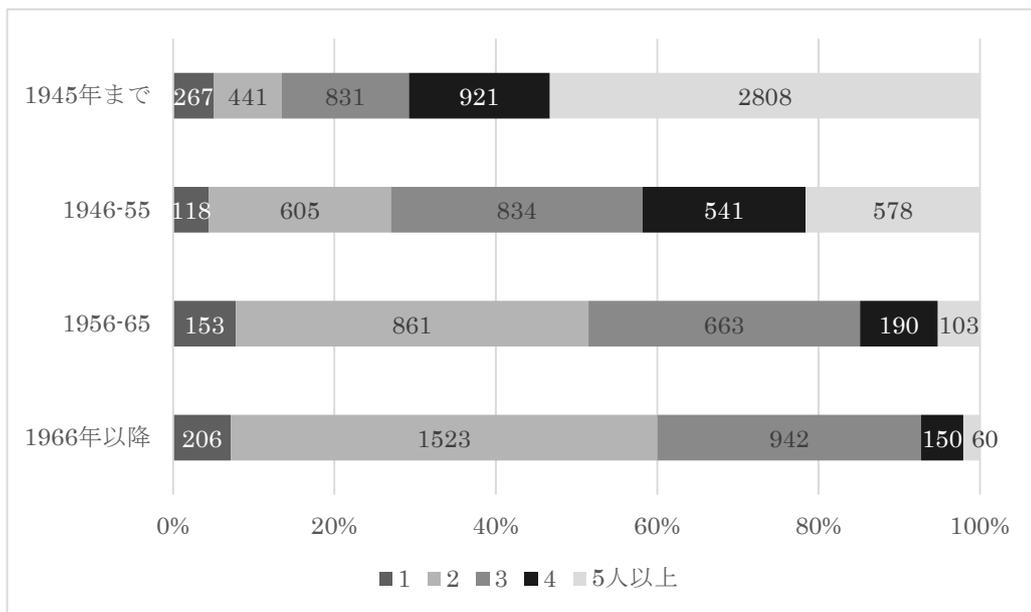


図 2.6 出生コホート別にみたきょうだいの分布（JGSS，数値は度数）

JGSS データでもこれまで見てきた二つのデータとほぼ同じような分布と変化を確認することができる。すなわち、きょうだい規模の縮小と画一化の傾向と、一人っ子の比率の安定的推移である。

表 2.9 出生順位の分布

出生位置	度数	%
長男	2705	21.14
長女	1025	8.01
非長男男性	3213	25.11
非長女女性	5852	45.74
	12795	100

続いて表 2.9 より出生順位の分布を確かめてみると、NFRJ データに比べて長男の比率が小さく、非長男男性の比率と非長女女性の比率が大きくなっている。これについては、NFRJ データがきょうだいデータであり、JGSS データがそうではないことが大きく影響していると考えられる。きょうだいデータでは同じ定位家族に属する個人の情報を用いているため、たとえばすべてのきょうだいが兄・弟の 2 人きょうだいであれば、長男の比率が 50%、非長男男性の比率が 50%となる。他方、非きょうだいデータの場合には同性相対順位は他の個人と

は独立であり、その個人に特有の情報となる。したがって、データ内に男性が2人いたとしても、両方が長男かもしれないし、両方が非長男男性かもしれないし、あるいは長男と非長男男性が一人ずつかもしれない。このようなデータ構造の差が、出生順位の分布の差としてあらわれていると考えられる。

2.4 実証分析と使用するデータの関連

以下では、次章以降展開される実証分析において前述のいずれのデータを用いるのか、その判断の根拠を説明する。加えて、実証分析において分析の対象や分析方法が異なっている点についてもその理由をあらかじめ述べておきたい。

2.1.1 で示したマルチレベルモデルによる推定を行う第3章（学歴の分析）では NFRJ データを利用し、男女同時に推定を行う。これは、NFRJ データのみがきょうだいデータ、すなわちネスト構造を考慮することのできるデータであるためである。また、男女を区別せずに分析するのは、男性と女性で分けて分析してしまうと、きょうだい内での比較をしにくくなってしまうためである。

2.1.2 で示した対数線形モデルによる推定を行う第4章（世代間職業移動の分析）では、SSM データの男性のみを使用した。これにはまず、SSM データに職業歴の情報が充実している点が挙げられる。さらに本研究に先駆けて日本のきょうだい構成と世代間職業移動の関連を検討した安田（1971）も SSM データを用いていることから、より適した結果比較を行う点でも SSM データがふさわしいと考えた。男性のみに限定したのは、女性の世代間移動の捕捉は極めて困難であるためである。

2.1.3 のイベントヒストリー分析を用いるのは、第5章（初婚行動の分析）である。ここでは JGSS データをメインに使用する。JGSS では回答者の初婚年齢がわかり、イベントヒストリー分析に用いることのできるデータであるからである。また、初婚行動のタイミングを分析するにあたっては、男女別の推定を行った。これは、男性と女性では家族的地位の変化の仕方に違いがみられることによる。家族的地位の変化の仕方が異なるために、従属変数として用いる結婚のタイミングについても、それがもたらす意味が異なる可能性が考えられるため、男女を分けるのが望ましいと考えた。また、男女同時に推定しようとす

ると分析モデルがより複雑になり，結果の読み取りが難しくなってしまうことを避ける目的もある．

以上のように各章の検証に対してもっとも適切なデータと対象を選択し，本研究の実証分析が行われている．

[注]

1) 総度数に占める移動者の割合など、社会の開放性をとらえる指標を用いて測定された移動のことを絶対移動という。しかしながら絶対移動は周辺度数の影響を受けてしまう点が弱点である。その弱点を克服するために対数線形モデルを用いて算出された移動のことを相対移動という。

2) これまでの全国家族調査に関する詳細な情報（サンプリング方法や調査票，基礎集計等の情報）については，全国家族調査ホームページ（<http://nfrj.org/>）を参照されたい。このホームページより，それぞれの調査における第一次報告書閲覧することが可能である。

3) 第1回と第2回は77歳まで，第3回は72歳までとなっている。

4) 98年調査と08年調査では上から5人目までの性別がわかるが，03年調査では上から3人目までしか性別がわからない。

5) SSM 調査の結果をまとめた書籍には，以下のようなものがある。『日本社会の階層的構造』（1958年，日本社会学会調査委員会編），『社会移動の研究』（1971年，安田三郎），『日本の階層構造』（1979年，富永健一編），『現代日本の階層構造』（全4巻）（1990年，直井優ほか），『日本の階層システム』（全6巻）（2000年，盛山和夫ほか），『現代の階層社会』（全3巻）（2011年，佐藤嘉倫ほか）。

6) 2015年に実施された「第7回（2015年）社会階層と社会移動全国調査」においては，調査対象者年齢が20歳以上79歳以下となった。

7) これまでの日本版総合的社会調査についてのより詳細な情報は，大阪商業大学 JGSS 研究センター（<http://jgss.daishodai.ac.jp/>）のホームページより確認することができるので，参照されたい。

第3章 きょうだい構成が学歴に与える影響とその趨勢

3.1 はじめに

個人の社会移動に対して学校教育が重要な機能をもつということは、特に産業社会においては共通の、よく知られていることである。学校教育によって得られる知識や技能は、それを有する個人の地位達成に大きな影響を及ぼす。またそれだけでなく、「どの水準」の教育機関を終了したかや、同水準のなかでも「どの」学校を卒業したかが個人の能力を表すシグナルとして機能しているともいわれている (Spence 1973)。

そのような学校教育について戦後の日本社会では、その機会が開かれたものであるかどうか、教育機会の格差の実態とその趨勢が絶えず問われてきた。特に出身階層による機会格差は、それが個人の生得的属性であるがゆえに重要な問題として位置づけられてきた (Boudon 1973)。そして数々の実証研究により、出身階層による教育機会の不平等構造は今も昔も不変であるという結論がおおむね一貫して得られているのが現状である (Shavit and Blossfeld 1993; 荒牧 2000) 1)。

出身階層による教育機会格差が問題視されるのは、それが個人の選択による後天的なものではなく、生まれた時点で既に付与されている選択不可能な属性であるためである。そのような視点にもとづけば、出身階層以外の家族的背景が教育機会に与える影響もまた、問われるべきものとして位置づけられる。

なかでもきょうだい構成については、それと出身階層の間に関連があることが想定されると同時に、それ自体が直接的に教育機会に影響を与えていることが明らかにされており、教育機会の不平等についてはもちろん、地位達成過程全般におけるその影響が検証されてきた (Blau and Duncan 1967; Sewell et al. 1970)。だが、出身階層と教育機会の関連に関する膨大な研究蓄積と比べれば、きょうだい構成と教育機会の関連についての実証研究の蓄積は少ないうえに、一貫した結果が得られているとは言い難い。さらにきょうだい構成の影響の趨

勢分析については、戦後核家族化や少子化などの人口的側面での社会変動や家族制度の変革があったにもかかわらず、日本社会ではあまり注目されてこなかった。

きょうだい構成と教育機会の関連が問われるべきだとする背景には、その研究蓄積が少ないということだけではなく、日本社会においてきょうだい構成、とりわけ出生順位が非常に大きな意味をもってきたということがある。

明治民法によって規定されていた長子単独相続の制度は、長男が跡継ぎになることを前提とした家族戦略へとつながり、一つひとつの家族はもちろん、日本社会全体における家族的習慣を生み出していた。明治民法改正前の社会においては、明確な出生順位差、長男とそれ以外を区別する習慣が定着していたのである。そしてそれは、教育機会の獲得においてもみられていたことが示唆されている。

もっとも代表的なのは「相続 - 教育代替」説である（山本 1984; 倉沢 1969; 天野 1996）。農家の親は長男に土地や家業を継承する代わりに、次三男には高い学歴をつけさせようとするのである。このように、出生順位によって学歴が異なることは戦前の日本社会においては広く認識されていた。出身階層と同様に先天的属性における不平等の生成メカニズムであるという意味で、出生順位は非常に重要な属性として機能してきたのである。

学歴ときょうだい構成の関連に大きく影響を与える属性要因がもう一つある。それは個人の性別である。性別も基本的には先天的に付与される属性であるうえに、それが学歴に与える影響が近代日本社会において一貫しており、男性に比べて女性の学歴が低いことが知られてきた（平尾 2006; 苔米地 2015）。

そのような学歴の男女間格差、特に高等教育機関への進学における男女間の格差の背景には「ジェンダー・トラック」があるとされる（中西 1998; 尾嶋・近藤 2000）。性別によって選択する進路が異なり「男性は四年制大学、女性は短期大学」へ進学するというこの「ジェンダー・トラック」の存在が、日本社会における学歴格差の生成メカニズムを説明するうえで非常に重要な要因であることは疑いようもない。

これまでこのトラッキングが強く機能してきたのには①男性中心の労働市場構造、②家計が担う高等教育費用が高いことの影響が大きい。かつて「男性は

外で仕事，女性は家事」といった性別役割分業が広く浸透していた日本社会では，女性の労働市場への参入障壁は大きく，女性にとって四年制大学へ進学することのインセンティブが低かった．また，日本は高等教育機関へ進学する際に発生する教育費負担が大きいため，費用を負担する親が子どもの性別によって選択的な投資を行っていることが考えられる．とりわけ子どもが複数いる場合，親には「どの子ども」に「どれだけ」投資を行うかを考える局面が必ず訪れる．そういった場面において，子どもの性別は重要な判断基準として意味をもっている．

前述したように，学歴における男女間格差については出身階層やきょうだい数といった家族属性的要因や，個人に特有の属性である出生順位や出生コーホートを統制してもみられることが明らかになっている（近藤 1996; 平沢 2011; 藤原 2012）．

3.2 知見の整理と検討課題

3.2.1 家族属性的要因の影響に関する研究動向

学歴格差が生じるメカニズムの検討は，これまでおもに地位達成研究の文脈の中で行われてきた．なかでも家族背景²⁾やきょうだい構成に着目し，それらが教育達成に与える影響を検討した研究は Blau and Duncan (1967) に端を発し，日本では安田 (1971) の研究以降，現在に至るまで多くの研究が蓄積されてきた．

教育機会や達成の不平等と出身階層の間には強い関連があり，出身階層が高いと教育達成が高くなること，そしてその構造が近年でも維持されていることは，これまで繰り返し確認されている（荒牧 2000; 近藤・古田 2011）．出身階層は父親の学歴や職業によって表現されることが多いが，「どの父親のもとに生まれてくるか」というのは「どの家族の子どもであるか」とほぼ同義であり，その視点に立てば父親の学歴や職業だけでなく，母親の学歴や職業，きょうだいが何人いるのかといったような家族構造も，それぞれ一要因としてとらえることができる．それらもまた，個人の教育機会・達成の不平等に影響を及ぼす要因として，実際にその影響が確認されてきた（安田 1971; Lee 2009）．特にき

ようだい数が多くなれば教育達成が低くなるという知見は、国内外問わずほぼ一貫して得られている（石田 1999）。

以上の要因は家族構造に関するもの、すなわち家族属性的要因と表現することができるが、それらに加えて重要なのが、個人属性的要因である出生順位と性別である。以下では出生順位と性別について整理する。

3.2.2 個人属性的要因の影響に関する研究動向

出生順位については、1番目、2番目…というような順序尺度的な順位の問題として扱われる場合と、きょうだい内での位置属性を含めた長男か次三男かという名義尺度的な順位の問題として扱われる場合とがある。順序尺度的順位については多くの研究で、1960年代以降の出生コーホートにおいては先に生まれた子どもの方が学歴が高くなることが確認されている（Yu and Su 2006; 平沢 2011; 藤原 2012）。

他方で名義尺度的な順位の問題については、日本の文脈に即しており通俗的にも支持されている二つの仮説が存在する。まず一つは、農家のきょうだいにおける「相続 - 教育代替」説である。

「相続 - 教育代替」説とは、長男が親の財産を相続する代わりに、次三男には高い学歴をつけさせようとするという説である。長男単独相続の場合、次三男は財産を相続せずに家を出ていき、自分たちで新しい家を築くことになる。そこでより豊かな生活を送るためには、高い学歴を得てよい仕事に就くことが必要になる。一方、長男は自身が相続するものも仕事もあらかじめ決まっており、高い学歴を得ずとも生活の基盤を既に所有している状態である。したがって長男が相続する前の段階、すなわち親の世代が家族の資源を保有しているうちに、次三男に学歴をつけるための投資を行い、成人後のきょうだい間での差異を小さくしようとするというのである。

この「相続 - 教育代替」説は、教育社会学者における「立身出世」研究のなかで想定されてきた農村からの移動者が、次三男にあたるという想定のもとで成立している。農村から都市へと移動し、そこで成功つまり出世するために学歴が必要となり、そのような移動をする者の多くが次三男であったというのである。

上でみてきたように、「相続 - 教育代替」説は、長男単独相続のもとで次三男が移動することを前提としたものである。その意味ではこの説は、長男単独相続が制度上定められていた戦前にみられた移動のパターンであるといえる。しかしながら、「相続 - 教育代替」説は戦後みられるようになった現象であるとする知見もある（利谷 1974）。

既に述べたように、長男が資産を相続する代わりに次三男には高い学歴をつけさせるというこの言説は、出生順位が教育機会の差異の生成機能をもっていることを示すものである。それとは別に、「長男教育優先」説も存在する（安田 1971）。この説では、資産を相続するだけでなく家を継いで将来自分たちの世話を担う長男に対して、親が優先的に投資を行って効用を高めようとするのだとされる³⁾。

続いて性別についてみていこう。近代日本社会においては、男性の方が四年制大学へ進学しやすいことが明らかにされてきた（Ono 2004）。その理由として指摘されてきたのは、労働市場の構造が依然として男性中心であり、女性の職業機会が限定的なことである。教育達成と職業達成には強い関連がある。高い学歴を得ても労働市場で不利な立場になるならば、女性への親の教育投資のモチベーションは低くなることが想定される。海外でも、女性に限定的な労働市場という社会的背景が親の子どもに対する評価に影響を与えており、労働市場に出て行きやすい男性の方に資源を多く投資する傾向が確認されている（Parish and Willis 1993; Buchmann 2000）。もちろん日本を含む東アジアに関しても、女性に教育投資をしてもそのリターンが少ないために、教育機会が与えられないということが示されている（Brinton 1993）。

社会の構造的な要因と家庭での教育投資の要因が相互に影響し、女性は男性と比較して教育達成が低かった。それに加えて、高等教育機関で比較してみると、女性は四年制大学よりも短期大学卒業者の方が労働市場に参入しやすかったり、結婚退職というキャリアパスに適していたという日本独自の状況も存在し、「男性は四年制大学、女性は短期大学」といういわゆる「ジェンダー・トラック」が形成・維持されてきたのである（Fujimoto 2004）。

ただ、近年では女性の高学歴化が進行している。1996年に女性の四年制大学への進学率は短期大学への進学率を上回るようになり、男女間の教育達成格差

やジェンダー・トラックの影響は縮小傾向にある (Ishida 1993). だが, 諸外国と比較して男女間の教育達成格差や地位達成格差がいまだ大きいこと, 親の教育期待においては 2000 年代以降でもジェンダー・トラックが確認されていることから⁴⁾, 性別が教育達成の不平等に影響を与えうる状況が, 完全に消失したわけではないというのもまた事実である.

3.2.3 検討課題と仮説

既に見てきたとおり, 出生順位や性別といったきょうだい構成要因が学歴に影響を与えており, その影響メカニズムや趨勢についての検証が行われてきた. しかしながら, 名義尺度として出生順位をとらえた場合にみられる差異生成のメカニズムである相続 - 教育代替と長男優先性およびその趨勢については, 安田 (1971) 以降十分な蓄積があるとは言い難く, 検証の余地が残されている.

また, 多くの実証研究において学歴は「教育を受けた年数」によって表現され, 日本特有の「ジェンダー・トラック」を考慮した, 換言すれば「四年制大学」か「短期大学」かというような教育機関の違いを考慮した実証分析はあまり行われていない. 両者の違いは教育年数で比較すると 2 年分であるが, 四年制大学が知識の教授やそれを土台とした応用能力の発展を目的とするのに対して, 短期大学は職業や日常生活に必要とされる能力を持つ人材の育成が目指されている⁵⁾. 幼稚園教諭や介護福祉士, 栄養士のような専門的な職業への移行経路としての役割に重きを置く短期大学と四年制大学の間には質的な差異があり, それを考慮した検討の必要性が十分にあると考えられる.

そのような視点から教育達成の規定要因にアプローチした数少ない先行研究の中でも平尾 (2006) の分析によれば, 男性は四年制大学・女性は短期大学というトラッキングが, きょうだい数を統制してもみられることが示されている. だが, 平尾は同じ家族内の子どもの比較, すなわち「家族一子ども」という入れ子構造を考慮したうえでの比較はしておらず, 同じ家族の中で性別による教育達成の格差がみられるのか, 親の選択的な投資の判断基準として性別が効果をもたらすのかということが厳密には検討されていない.

そこで本章では, 学歴に対して個人的属性が与える影響, とりわけ出生順位と性別の効果に着目する. これまでの議論をふまえると, 戦前生まれの世代に

において広く認識されていた「相統一教育代替」や「長男教育優先」が示すようなきょうだい内での学歴差は、戦後の少子化の過程で縮小していくことが予想される。3人以上のきょうだい構成の割合が減少し、2人きょうだいが平均的なきょうだい像として認識されるようになったのは、高度成長期以降に生まれた人々である。彼らにおいては「相統一教育代替」や「長男教育優先」はみられなかったのではないかと考えられる。なぜならば、きょうだい規模が縮小したことによって家族内での資源希釈による不利を被りにくくなるからである。

きょうだい規模が大きかった時代には、複数の子どもに同時に教育費がかかる状態になりやすく、選択的な資源配分をせざるをえない状況になる。そのような場合には長男が最優先となり、次いで年功序列的かつ男性優位的な資源配分が行われ、結果的に後に生まれた子どもが不利な状況に立たされやすい構造となる。

だが、少子化によってきょうだい規模が縮小してきた戦後の日本社会においては、同時に教育費がかかる状況こそあれ、それが4人や5人という規模になることはほぼない。加えて、少子化の一要因として子育てにおける金銭的な負担の重さが挙げられていることを考慮すれば、子どもをもつ親がそれぞれの子どもに十分な資源を投資しようとしているがゆえに、すなわちできる限りきょうだい内での平等な資源配分を実現するために、きょうだい規模が小さくなっているということが想定される。以上をふまえれば、近年になるほど出生順位による学歴の差異は小さくなっていると考えられる。

加えて戦後の日本社会では、長子単独相続や戸主制度の廃止によってきょうだいの権利や義務が均分化されている。長子が家産をすべて相続したり、家業を継承するとは限らない。その点から考えたとしても、相続と教育の間の代替関係や長男の教育優先がみられなくなってくると予測される。

しかしながら、農業基本法にて農家においてはむしろ単独相続が推奨されたことから、農家に限っては相続と教育の代替関係が戦後生まれの世代についてもみられることがありうる。また、直系制家族的に「長男=跡継ぎ」とし、家系維持を前提として得られる効用を最大にしようとするならば、長男は他のきょうだいに比べて資源を多く獲得することで学歴が高くなると考えられる。依然として親と同居しているのは長男である場合が多い。親が長男に高い学歴をつ

けることで長男の生計をよいものにし、生活の社会経済的な水準を向上させると推測される。つまり、長男の学歴が他のきょうだいに比べて高いという傾向は近年になってもみられる可能性があるのである。

今述べてきた仮説のいずれについても、家族の資源量が有限であるということが前提となっているが、もちろんどの家族についても資源の保有量が同じであるというわけではない。教育に十分な資源を投資できる家族もあれば、生きていくのに精いっぱい、教育にまで十分に資源をまわせないというように、資源量にはばらつきがみられるものである。

Becker (1981) によれば、資源が十分にある家庭では、親はどの子どもに対しても平等に、十分な資源を分配することができる一方で、資源が十分でない家庭ではより合理的に、自身の効用が高くなるように投資を行うために不平等な資源分配が生じるという。このようなメカニズムが機能しているとすれば、出身階層の高い家庭では長男の効果はほとんどみられず、出身階層の低い家庭においてこそ長男であることの優位がみとめられるはずである。そしてこの効果については、学歴における階層間の格差が一貫してみとめられている点から、近年でも不変であると考えられる。本章ではこの点についても検証を加えたい。

また、佐藤（粒来）（2004）によれば、「相続—教育代替」説と「長男教育優先」説については、地域（東日本・西日本）による違いがある可能性が存在する。したがって本章では、東日本と西日本で違いがみられるのかについても確認する。

性別については、他の家族属性要因や個人属性要因を統制しても、「男性は四年制大学、女性は短期大学」というジェンダー・トラックが確認されることが考えられる。同じ家族に属するきょうだい内でもジェンダー・トラックが確認されれば、平尾（2006）が明らかにした知見をより頑健な結果をもって主張することが可能となる。

3.3 方法

3.3.1 データ

本章で使用するデータは、NFRJ データである。NFRJ データは回答者の子ども

も（上から3番目まで）に関する詳細な情報を得ることができるデータで、先に述べた課題の検証に適したデータである。1998年、2003年、2008年のデータを統合したうえで、回答者を親、回答者の子どもをきょうだいとみなしきょうだいデータとして分析を行う。分析対象となるのは6413家族に属する、13631人のきょうだいである。

3.3.2 変数

用いた変数は以下のとおりである。出身階層を表す変数としては両親学歴を用いた。これは、父親の教育年数と母親の教育年数のうち、年数が長い方を採用して作成した。また、「相統一教育代替」説の検証にあたっては、父親の職業が農業である場合を1とする父親農業ダミーを用いた。続いてきょうだい規模については一人っ子、2人きょうだい、3人きょうだい、4人以上のきょうだいの4カテゴリにしている。先行研究ではきょうだい数を線形であつかうものが多いが、一人っ子を含めて分析すること、一人っ子ときょうだいのいる子どもとでは経験する家庭環境が異なることを考慮して、量的変数ではなく質的変数としてあつかうこととした。地域を示す変数としては、佐藤（粒来）（2004）に倣って親の居住地が東日本の場合を1とする東日本ダミーを作成した。

個人の属性を示す変数については、長男ダミー、男性ダミー、18歳時コーホートを用いた。長男ダミーは、きょうだい内で最初に生まれた男性が1、それ以外が0となる変数である。18歳時コーホートについては、1953年から1973年コーホート（1935年から1955年生まれ）、1974年から1983年コーホート（1956年から1965年生まれ）、1984年から2001年以降コーホート（1966年から1983年生まれ）の3つに区分した。最後に、従属変数としては子どもの学歴を「高等学校卒業まで」、「専門学校」、「短期大学・高等専門学校」、「四年制大学」の4カテゴリとした。記述統計量は表3.2に示すとおりである。

表 3.2 記述統計量

個人属性変数(LEVEL1) n=13631		
	平均値	標準偏差
長男ダミー	0.37	0.48
男性ダミー	0.52	0.5
18歳時コーホート		
1953-1973年	0.12	0.33
1974-1983年	0.3	0.46
1984-2001年	0.58	0.49
従属変数		
学歴カテゴリ	2.69	1.29

表 3.2 (続き) 記述統計量

家族属性変数(LEVEL2) N=6413		
	平均値	標準偏差
両親学歴	11.91	2.52
父親農業ダミー	0.05	0.22
きょうだい規模		
一人っ子	0.15	0.36
2人きょうだい	0.57	0.49
3人きょうだい	0.22	0.42
4人以上きょうだい	0.05	0.23
東日本ダミー	0.61	0.49

3.3.3 統計的手法

これまでの研究の多くは、同じ家族に属する子どもの情報を用いるのではなく、異なる家族に属する個々の人々がもつ家族属性の情報や出生順位の情報によって、きょうだい構成要因と学歴との関連を検討してきた。つまり、男性であることがもつ意味や第1子であることの意味が、どの個人にとっても等しいことが仮定されていたといえる。

しかし実際のところ、たとえば農家の長男とホワイトカラー職の父親をもつ長男とでは、長男であることの意味が異なるかもしれない。また、出身階層が高い場合とそうでない場合とでは資源の保有量に違いがあるため、親の子どもへの資源配分のメカニズムが異なっていることも考えられる。ゆえに可能であれば、同じ家族に属している子どもの情報を用い、家族属性要因の影響を適切

に統制したうえで個人の教育達成の差異を検証することが望ましい。

上記の問題を解決できるのが、前章で提示したマルチレベル分析である。マルチレベル分析は、入れ子構造にあるデータを分析するのに適した手法である。本章ではきょうだい内の教育達成の規定要因とその趨勢を検証するわけであるが、マルチレベル分析の文脈に当てはめれば、前章の図 2.1 のように家族が第 2 水準、個人が第 1 水準ということになる。

本章では従属変数が質的変数であり、カテゴリが 3 つ以上あることから、マルチレベル多項ロジスティックモデルによる推定を行った。基準カテゴリは高等学校卒業までであり、高等学校卒業までの学歴に比した各学歴の得やすさに対してそれぞれの独立変数がどのような効果をもっているかが検証される。なお、分析には HLM6.02 を使用した。

3.4 分析結果

3.4.1 基礎分析①：「相続 - 教育代替」説に関する分析

まず初めに、農家において相続 - 教育の代替関係がみとめられるかどうか、記述的分析によってみていきたい。図 3.1 では男性のみに限定して、出生順位ごとに学歴の分布を示している。特徴的なのは、農家かそれ以外かによって高等教育機関に進学するか否かに違いがみられることである。農家以外の男性ならば、長男であるかどうかにかかわらず四年制大学進学者が 40%ほどを占める一方で、農家の男性においては 20~30%ほどにとどまっている。出身階層による学歴差が顕著にあらわれているといえよう。そのような出身階層間の違いはみてとれるが、出身階層ごとに長男と次三男の学歴分布を比較してみると、いずれにおいても長男で四年制大学に進学している者が多く、次三男ではその比率が小さいという点は共通している。もしも相続と教育の間の代替関係がみられるとするならば、長男よりも次三男の学歴が高くなるはずであるが、少なくとも図 3.1 からはそのような関係を読みとることはできない。

図 3.1 では相続と教育の間に代替関係があるとは判断されないが、そのような関係性がみられるかどうかについては、世代によって違いがある可能性が考えられる。そこで、18 歳時コーホートを用いて世代を 3 つに分割し、それぞれ

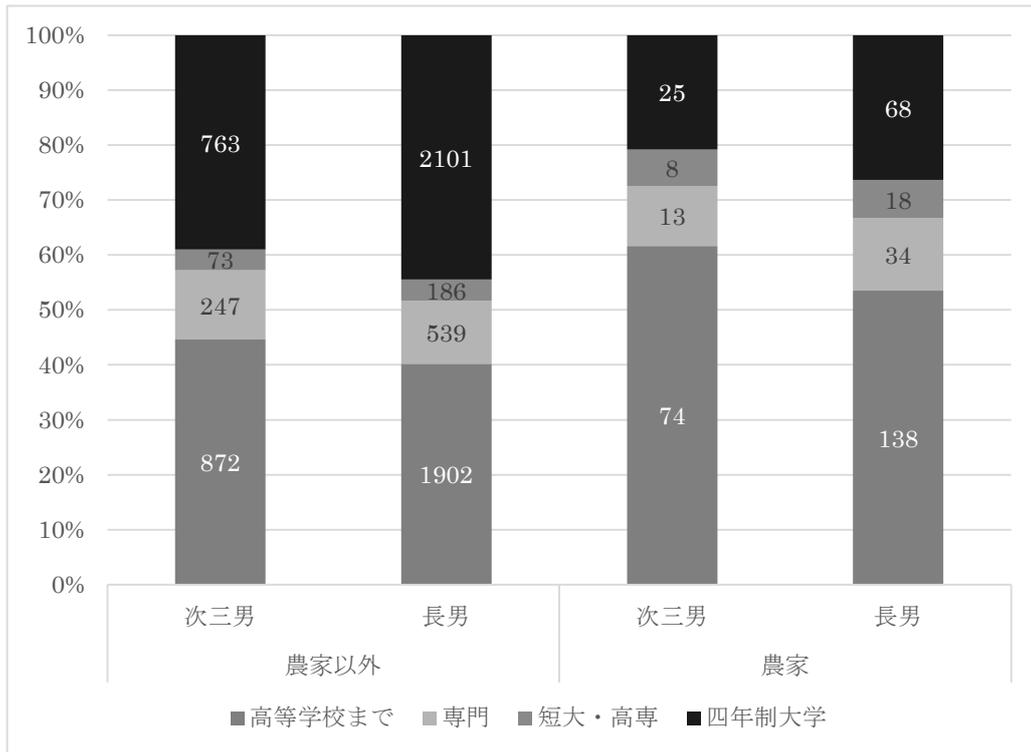


図 3.1 出身階層別，出生順位別にみた学歴分布（男性のみ，数値は度数）

の世代における当該出生順位の男性に占める四年制大学卒業者の比率をプロットしたのが，図 3.2 である．上から順に「農家以外の長男」，「農家以外の次三男」，「農家の長男」，「農家の次三男」と線が並んだ状態をほぼ保っていることより，世代を区切ってみても農家とそれ以外で四年制大学卒業者の比率に違いがみられることが明確である．

また，農家以外の長男と次三男の間についてもっとも古いコーホートでは四年制大学卒業者の比率に大きな差がみられなかったが，新しいコーホートではわずかに差が開いている．一方，農家の場合にはもっとも新しいコーホートにおいてのみ，長男とそれ以外の男性の間の差異がみられなくなっており，出身階層間で長男であることの効果異なる可能性が示唆される．

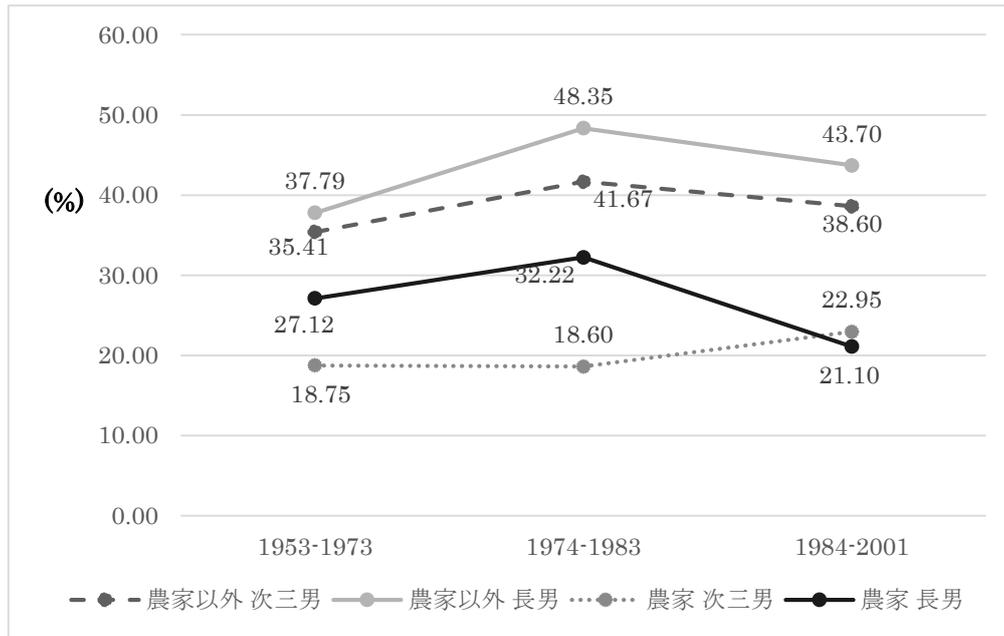


図 3.2 18 歳時コーホート別，出生順位別にみた四年制大学卒業者比率の推移
(男性のみ)

3.4.2 基礎分析②：「長男教育優先」説および「ジェンダー・トラック」に関する分析

3.4.1 では，記述的分析においては相続と教育の代替関係が確認されないこと，出身階層によって学歴の分布に差異がみられることが示された．続く本項では，長男の教育優先構造がみられるのか，そして高等教育進学におけるジェンダー・トラックがみとめられるのかについて記述的分析を行った．

まず図 3.3 では，学歴の分布を出生順位別，性別別にまとめた．してみると，長男において四年制大学卒業者の比率がもっとも高い．そして長男と次三男を比較してみると，両者の違いは長男では四年制大学卒業者の占める比率が高く，次三男では高等学校卒業までの者の占める比率が高いことにある．このことより，家族内に長男の教育優先構造がみられることが考えられる．

また，女性においては四年制大学卒業者の比率が低いものの，短期大学・高等専門学校卒業者の比率が高いことがはっきりとわかる．四年制大学と短期大学・専門学校卒業者の比率を足し合わせれば，次三男や長男におけるその比率とほとんど変わらない．女性の進学ルートとして短期大学がかなり広く浸透していたことをうかがわせる結果である．

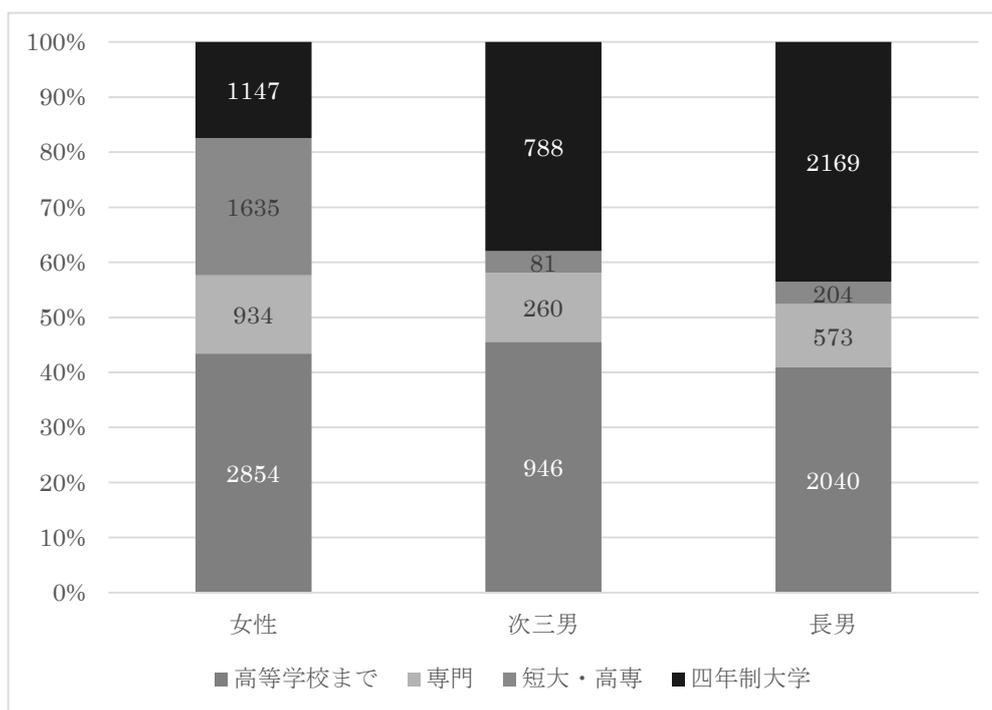


図 3.3 出生順位および性別別にみた学歴分布（数値は度数）

図 3.4 は女性，次三男，長男を区別したうえでそれぞれにおける四年制大学卒業者の比率を世代ごとに並べてプロットした結果である．女性において四年制大学卒業者の比率が上昇していることから，高学歴化が男性のみならず女性においても進行したことがわかる．ジェンダー・トラックが依然としてみてとれるものの，その格差が縮小していることを示した結果であるといえよう．また，いずれの世代においても四年制大学卒業者の比率がもっとも高いのは長男である点にも注目すべきである．ここまでの記述的分析の結果からは，長男の教育優先が支持される可能性が高いと判断できよう．

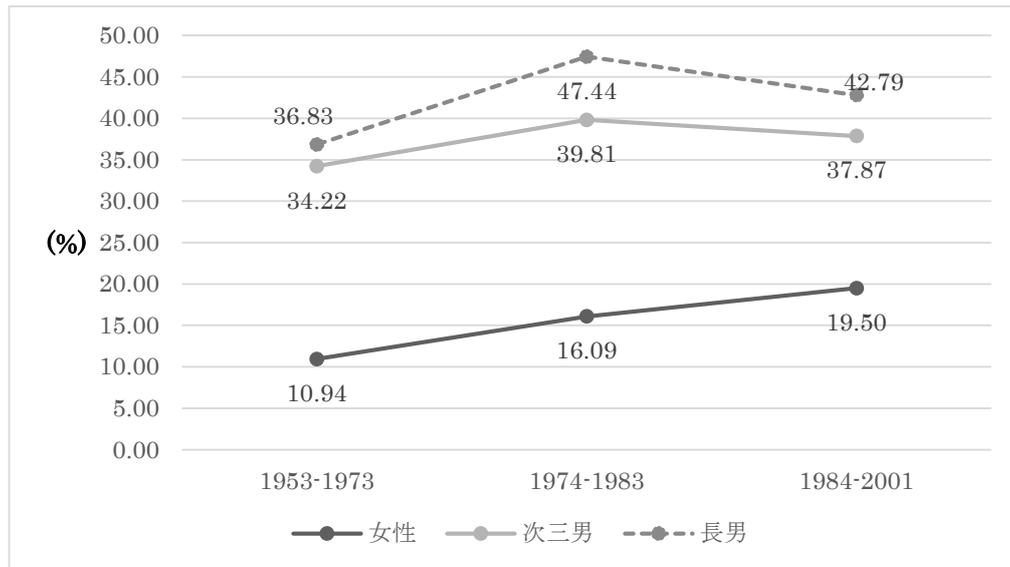


図 3.4 18 歳時コーホート別，出生順位別および性別別にみた
四年制大学卒業者比率の推移

3.4.3 マルチレベルモデルによる分析

(1) 長男であることの効果とジェンダー・トラックの効果

まず，長男であることそれ自体が学歴に影響を与えているかどうかを検証したのが，表 3.3 である．四年制大学への進学については，長男であることが正の効果をもっている．すなわち，長男は四年制大学に進学しやすい．だが，短期大学・高等専門学校への進学しやすさや専門学校への進学しやすさについては，長男であることの効果は確認されなかった．

加えて四年制大学とそれ以外の高等教育機関で結果を見比べてみると，四年制大学以外の高等教育機関においては一人っ子であることの効果がみられない．一人っ子であることのもつ大きな意味のひとつは，他のきょうだいがいないために，家族の資源を獲得する機会に恵まれているということである．四年制大学への進学において一人っ子が 2 人きょうだいよりも有利であることにはそれが反映されている一方で，短期大学・高等専門学校や専門学校への進学しやすさには家族の資源の配分の影響が相対的にはそれほど大きいものではないか，費用の側面以外のメカニズムが機能していると考えられる．

続いてジェンダー・トラックが機能しているかどうかについて，男性ダミーの項より確認していこう．

表 3.3 マルチレベル多項ロジスティックモデル

	四年制大学／高校		短大・高専／高校		専門学校／高校	
	Coef.(S.E.)	Exp(B)	Coef.(S.E.)	Exp(B)	Coef.(S.E.)	Exp(B)
LEVEL2						
切片	-6.298 (0.203)	0.002 ***	-4.344 (0.229)	0.013 ***	-4.013 (0.208)	0.018 ***
両親教育年数	0.465 (0.016)	1.592 ***	0.311 (0.018)	1.365 ***	0.211 (0.016)	1.235 ***
きょうだい数 (ref:2人きょうだい)						
ひとりっ子	0.196 (0.095)	1.216 *	0.056 (0.117)	1.058	-0.111 (0.120)	0.895
3人きょうだい	-0.352 (0.070)	0.704 ***	-0.208 (0.077)	0.812 **	-0.160 (0.073)	0.852 *
4人以上	-0.977 (0.128)	0.376 ***	-0.944 (0.147)	0.389 ***	-0.603 (0.135)	0.547 ***
LEVEL1						
長男	0.118 (0.061)	1.125 †	0.076 (0.139)	1.079	0.020 (0.084)	1.021
男性ダミー	0.960 (0.069)	2.612 ***	-1.752 (0.126)	0.173 ***	-0.117 (0.085)	0.889
18歳時コーホート(ref: 1973年以前)						
1974-83年	0.112 (0.088)	1.119	0.419 (0.115)	1.520 **	0.442 (0.121)	1.555 ***
1984年以降	-0.206 (0.090)	0.814 *	0.261 (0.117)	1.299 *	0.759 (0.117)	2.136 ***
切片分散	1.633		1.371		1.088	
χ^2 値	7760.788 ***		6268.793		5608.541	
LEVEL2 N=6413, LEVEL1 n=13631 ***p<.001, **p<.01, *p<.05, †p<.1						

四年制大学への進学しやすさにおける男性ダミーの効果は、統計的有意に正の値を示している。オッズ比が約 2.6 であることをふまえると、男性は女性に比べて四年制大学に約 2.6 倍進学しやすいといえる。さらに短大・高専の分析結果をみてみると、男性ダミーが統計的有意に負の効果をもっていることがわかる。したがって、男性は女性に比べて短期大学に進学しにくい。換言すれば女性が男性よりも短期大学に進学しやすいということであり、家族属性的要因や他の個人属性的要因を統制しても、学歴におけるジェンダー・トラックがみとめられることが明らかとなった。加えて、専門学校への進学しやすさには性別が影響を及ぼしていないことから、高等教育機関におけるジェンダー・トラックはやはり「男性は四年制大学、女性は短期大学」というトラッキングであることが示されたといえよう。

(2) 相続—教育代替関係の検証

前述の結果をふまえて、以下では四年制大学への進学のしやすさという点に絞って話を進めたい。続く表 3.4 に示したのは、四年制大学への進学しやすさに対して農家の長男であることの効果がみられるかどうかを検証した結果である。

表 3.4 出身階層・地域・長男ダミーの交互作用の検証

四年制大学／高等学校まで	Model1		Model2		Model3	
	Coef.(S.E.)	Exp(B)	Coef.(S.E.)	Exp(B)	Coef.(S.E.)	Exp(B)
LEVEL2						
切片	-6.223 (0.204)	0.002 ***	-6.139 (0.207)	0.002 ***	-6.440 (0.212)	0.002 ***
両親教育年数	0.461 (0.016)	1.585 ***	0.461 (0.016)	1.585 ***	0.466 (0.016)	1.593 ***
父親農業	-0.509 (0.176)	0.601 **	-0.481 (0.176)	0.618 **	0.211 (0.016)	
東日本			-0.145 (0.062)	0.865 *	0.211 (0.016)	
きょうだい数 (ref:2人きょうだい)						
ひとりっ子	0.194 (0.095)	1.214 *	0.196 (0.095)	1.216 *	0.198 (0.095)	1.219 *
3人きょうだい	-0.340 (0.070)	0.712 ***	-0.342 (0.070)	0.711 ***	-0.355 (0.070)	0.701 *
4人以上	-0.963 (0.128)	0.382 ***	-0.973 (0.128)	0.378 ***	-0.969 (0.128)	0.379 ***
LEVEL1						
長男	0.111 (0.062)	1.117 †	0.096 (0.077)	1.101	0.394 (0.135)	1.482 **
長男×父親農業	0.131 (0.201)	1.140	0.048 (0.198)	1.049		
長男×東日本			0.035 (0.080)	1.036		
長男×1974-83年					-0.065 (0.149)	0.937
長男×1984年以降					-0.444 (0.138)	0.642 **
男性ダミー	0.960 (0.069)	2.613 ***	0.961 (0.070)	2.614 ***	0.954 (0.070)	2.597 **
18歳時コーホート (ref: 1973年以前)						
1974-83年	0.111 (0.088)	1.117 *	0.111 (0.088)	1.117 *	0.147 (0.119)	1.158
1984年以降	-0.213 (0.091)	0.808 *	-0.210 (0.091)	0.810 *	0.003 (0.117)	1.003
切片分散	1.630		1.628		1.643	
χ^2 値	7732.977 ***		7724.215 ***		7771.317 ***	
LEVEL2 N=6413, LEVEL1 n=13631	***p<.001, **p<.01, *p<.05, †p<.1					

Model1 では、農家の長男であることによって四年制大学への進学しやすさが異なるかどうかを検証している。「相続 - 教育代替」説が適当ならば、農家の長男であることは負の効果を示すはずである。長男×父親農業の項をみると、その結果は統計的に有意ではない。加えて、長男ダミーの主効果は統計的に有意な正の効果を示している。

これらのことから、長男であることの効果は農家であるかどうかによって異なるものではなく、総じて他のきょうだいよりも四年制大学進学に有利であるといえる。この結果を見るかぎりでは、「相続 - 教育代替」説は当てはまらない。

「相続 - 教育代替」説が当てはまるかどうかについては、佐藤(粒来)(2004)が指摘するように地域の文脈による違いが考えられる。東日本と西日本で長男であることが異なる影響を及ぼしているために、農家の長男であることの影響がみられないのかもしれない。そこで Model2 において、Model1 に加えて東日本ダミーおよび東日本ダミーと長男ダミーの交互作用項を投入した。結果としては東日本ダミーの主効果は統計的に有意に負であるが、交互作用項の効果はみとめられなかった。この分析結果からは、長男であることの影響が地域によって異なるとはいえない。表 3.4 には示していないが、それらの効果の趨勢についても統計的に有意な効果はみられなかった。

(3) 長男の効果の趨勢と階層差

「相続 - 教育代替」説が表 3.4 に示す Model1 と Model2 により棄却されたが、長男であることそれ自体は四年制大学への進学確率を高めるのも事実である。そこで、長男であることの影響が時代ごとに異なっているのかどうかを、同じく表 3.4 のモデル 3 で検証している。結果、長男ダミーの主効果が統計的に有意に正の値を示しており、1953 年から 1973 年の間、換言すれば高度成長期に 18 歳となった人々については、長男であると四年制大学に進学しやすいことが明らかにされている。

しかしながらもっとも若いコーホートである 1984 年以降に 18 歳になった人々については、長男であることが負の効果をもっている。この結果から、長男であることの優位性が時代によって変動しており、データ上もっとも新しい世代では他のきょうだい員と長男とで四年制大学への進学しやすさにほとんど

違いがみられないといえる⁶⁾.

表 3.5 長男の効果の趨勢・階層差の交互作用の検証

四年制大学／高等学校まで	長男の効果の趨勢			
	Model4		Model5	
	Coef.(S.E.)	Exp(B)	Coef.(S.E.)	Exp(B)
LEVEL2				
切片	-6.721 (0.245)	0.001 ***	-6.720 (0.244)	0.001 ***
両親教育年数	0.490 (0.019)	1.632 ***	0.490 (0.019)	1.632 ***
きょうだい数 (ref:2人きょうだい)				
ひとりっ子	0.196 (0.095)	1.216 *	0.194 (0.095)	1.213 *
3人きょうだい	-0.353 (0.070)	0.702 ***	-0.353 (0.070)	0.703 ***
4人以上	-0.968 (0.128)	0.380 ***	-0.968 (0.128)	0.380 ***
LEVEL1				
長男	0.975 (0.263)	2.651 ***	0.880 (0.685)	2.410
長男 × 両親教育年数	-0.054 (0.020)	0.947 **	-0.045 (0.061)	0.956
長男 × 1974-83年	-0.026 (0.149)	0.974	-0.261 (0.766)	0.770
長男 × 1974-83年 × 両親教育年数			0.020 (0.067)	1.020
長男 × 1984年以降	-0.348 (0.141)	0.706 *	-0.028 (0.747)	0.973
長男 × 1984年以降 × 両親教育年数			-0.027 (0.065)	0.974
男性ダミー	0.970 (0.071)	2.638 ***	0.970 (0.071)	2.638 ***
18歳時コーホート (ref: 1973年以前)				
1974-83年	0.132 (0.121)	1.141	0.132 (0.121)	1.142
1984年以降	-0.035 (0.120)	0.965	-0.035 (0.120)	0.965
切片分散	1.633		1.636	
χ^2 値	7771.317 ***		7772.306 ***	
LEVEL2 N=6413, LEVEL1 n=13631	***p<.001, **p<.01, *p<.05, †p<.1			

上述の結果を受けて表 3.5 では、長男であることの効果とその趨勢が、出身

階層間で異なるものかどうかを検証した。家族の資源の配分が長男優先的であり、出身階層間で保有する資源の絶対量が異なっていることを考慮すれば、出身階層が高いほど長男であることが四年制大学への進学しやすさに与える影響は小さくなり、逆に低階層ほど長男の効果が強くなるはずである。

Model4 の長男ダミーと両親教育年数の交互作用項の効果に注目してほしい。この項が統計的に有意に負の効果を示している。すなわち、出身階層が高い長男ほど、四年制大学への進学しやすさにおけるきょうだい内での優位性が低下するということである。このような長男優位の構造が時代によって異なっているかどうかを続く Model5 で確認したが、コーホートによる違いはみられなかった。

3.5 きょうだい内格差の縮小と二重の不平等

本章では、学歴にきょうだい構成が与える影響とその趨勢についての検証を行った。その結果、長男であることが四年制大学への進学に有利に働いていること、高度経済成長期以降に生まれた世代ではその効果が弱くなっていること、そして階層の低い家庭でこそ長男が相対的に優位であるということが示された。また、「男性は四年制大学、女性は短期大学」というジェンダー・トラックが、他の要因を統制しても認められることも明らかになった。

「相続—教育代替」説のような相続と教育の間の代替関係については、戦前生まれの世代でも戦後生まれの世代であっても確認することができなかった。安田（1971）の検証では、調査の行われた 1965 年時点で職に就いている人々の学歴が用いられていたため、学歴を得たのが戦前の人々が多くデータに含まれていたと考えられる。他方、本章の分析ではもっとも古いコーホートでも最終学歴の獲得が戦後の人がほとんどとなっている点で、安田の用いたデータとは大きく異なっている。戦前の明治民法下でみられた教育と相続の代替関係は、戦後の改正民法下の社会では代替関係をもたなくなつたと考えられる。

一方で、長男の教育優先については、戦前に生まれて戦後に最終学歴を得た人々や、産業復興期ごろに生まれた世代において、そのようなメカニズムが機能していたと考えられる。長男であることはきょうだいの中でも特別な、重要

な意味をもっていたのである。だが、産業転換期以降生まれの世代についてはその優位性がほとんど失われている。きょうだい規模の縮小により、長男とそれ以外のきょうだい員との間の差異が縮小しているのだと考えられる。

また、家族の保有する資源の多寡ときょうだい構成要因との関連について、階層が高くなるほど長男であることの優位性が低下することが明らかにされたが、このことは階層間格差ときょうだい内での差異が相互関連的に個人の学歴に影響を与えていることを意味している。かつて筆者らは長子と末子の学歴類似性が、出身家庭背景によって異なっており、資源を十分にもたない家族はそもそも高い学歴を得るのが難しく、さらにそのような家族の末子においてはいつそう学歴が低くなるという「二重の不平等」構造の存在を指摘したが、本章の分析結果はまさにその二重の不平等構造を表現したものであるといえよう（苦米地ほか 2012）。

家族内での不平等を生成するのは、長男かどうかということだけではない。同じ定位家族に生まれたとしても、男性か女性かということが学歴に差を生じさせる可能性が十分にある。教育年数でみた場合、短期大学は高等学校と四年制大学の間位置づく教育機関である。だが、それぞれへの進学メカニズムはまったく異なっていると考えられる。

短期大学は女性にとって、雇用を得たのち結婚退職というキャリアパスを実現することができる高等教育機関である。娘をもつ親は、より多くの資源を投資しても相応のリターンを得ることが難しい四年制大学よりも、結婚することで資源を回収する短期大学の進学に資源配分を行っているのではないだろうか。

一方で男性ならば、四年制大学への進学は雇用の獲得やより高い地位達成への機会獲得につながる。子どもが息子ならば四年制大学へ進学させ、雇用によって教育投資を回収する戦略を親がとることが考えられる。その結果として短期大学への進学には女性が優位に、四年制大学への進学には男性が優位になってきたのである。直系制家族的な家族慣行や男性中心の労働市場の構造に影響を受けた家族の経済的資源配分戦略の違いが、進学のメカニズムの差異に大きく影響しているといえよう。

[注]

1) 2000年代以降では、出身階層間の格差が減少していることを示す研究がみられるようになってきている (Breen 2004).

2) 家族背景 (family background) は、父親の社会的な属性を出自的要因の代理指標として考慮するときに広く用いられる用語である。類似した用語に家族構造 (family structure) というものがあるが、こちらは家族の外形的な特徴を分析に含めたとき、たとえば世帯類型や家族の規模、きょうだい構成などの人口学的な特徴を指すときに広く使われる。その分類に沿えば、出身階層は家族背景、きょうだい数は家族構造という表現がそれぞれふさわしいと考えられる (近藤 1996).

3) これらの仮説は一見真逆のことを述べているようにみえるかもしれないが、「相続—教育代替」説は農業や自営業を営む家族におけるきょうだい内教育機会格差の生成メカニズムに特化した仮説であり、他方「長男教育優先」説は出身家庭の職業階層を限らない仮説である。ゆえに両者が完全に対立する関係にあるわけではないことをあらかじめ理解しておく必要がある。

4) 「第二回青少年の生活と意識に関する基本調査」(内閣府 2002) では、親の教育期待が子どもの性別に応じて異なり、男子をもつ親では子どもに四年制大学への進学を期待する割合が高く、女子をもつ親は男子をもつ親に比べて子どもに四年制大学進学を期待する割合が低いという結果が得られている。

5) 学校教育法第 83 条によると、大学については「学術の中心として、広く知識を授けるとともに、深く専門の学芸を教授研究し、知的、道徳的及び応用的能力を展開させることを目的とする」とあり、他方短期大学に関する条項である第 108 条によると、短期大学は「深く専門の学芸を教授研究し、職業又は實際生活に必要な能力を育成することを主な目的とすることができる」とある。

6) 表 3.4 の Model1 および Model2 では、1984 年以降ダミーの値が統計的有意に負の効果を示している。マクロデータでは進学率の拡大がみられる時期にもかかわらず効果が負になっているのは、他の要因、特に親世代の平均的な教育水準の上昇の影響を受けているためだと考えられる。

第4章

きょうだい構成が世代間職業移動に与える影響とその趨勢

4.1 はじめに

日本社会の世代間職業移動を考えるにあたって考慮すべき大きな特徴の一つは、戦前には直系家族制度のもとで長子単独相続が前提となっていたことである。家の財産は長男が相続し、それ以外のきょうだい員には分与されなかった。敗戦後、長子単独相続を規定していた明治民法が改正され、それにもないきょうだい間での均分相続が規定されたが、長子単独相続の規範はしばらくの間人々に共有されていたという（野々山 1999）¹⁾。

今述べたことが世代間職業移動にとって重要であるのは、戦前から 1955 年ごろまでの産業復興期においては、農業従事者と自営業従事者が全労働人口の約半数を占めていたことに起因する。農地の相続や家業の継承は、第一次産業の比率が非常に小さくなった現在に比べて、多くの人を経験する出来事だった。特に農家については、「農家の次三男」説と称されるような、父親が営んでいる農家を継ぐのは長男で、次三男は家を出て他の職業に就くというのが、人々の間で広く認識されていた相続や就業のルートであった。

ではそれ以外の場合、すなわち親が農業ではない場合の世代間職業移動はいかなるものであったのだろうか。前章でもみたように、世代間職業移動において重要な要因である学歴については長男が統計的に有意に有利であったが、それは時代や出身階層によって異なることが示されている。このことをふまれば、相対的に世襲性の低い農業・自営業以外の職業については、長男は次三男に比べて上昇移動しやすく、次三男は移動しにくいと考えられる。

上述の内容の検証は、安田（1971）が SSM65 データを用いて行っている。世代間職業移動表の分析より、次のような知見が得られた。まず一人っ子と長子においては、中間子・末子より移動の開放性が小さい、すなわち父親と同じ職業階層にとどまりやすいということである。また、一人っ子や長子が学歴のうえで有利であるうえに、社会移動の意識においてより上昇移動志向であるのに

もかわらず、職業構造の変化から生まれる上位の社会的地位の新しいポストは、次三男によって占められる傾向が強い（安田 1971: 268-269）。加えて、農業層に一人っ子や長男が多く、労働者層に中間子や末子が多いという傾向以外には、出生順位は職業階層にあまり影響を与えていないとも述べている（安田 1971: 270）。

この結果より農業層に一人っ子や長男が多いのは、やはりその世襲性の高さによるところが大きいと考えられる。他方、労働者層に中間子や末子が多いことについては、学歴のうえで相対的に不利であり家業を継承することもない中間子が労働者層に移動するためであろう。

安田の分析の対象となったのは、戦前生まれ（=1945年以前生まれ）の20歳以上の男性であった。それはつまり、少なくとも民法上の相続制度の改正前に生まれた人々が、民法の改正後20年が経過した時点でどのような職業に就いているかを検証しているということになる。その点から安田の検証結果は、家族に関する制度が転換しつつある社会における世代間職業移動の姿であるといえる。

安田（1971）は一人っ子や長子の世代間職業移動の閉鎖性と、農家の跡継ぎが長男であることを示した。しかしそれ以降、世代間職業移動の開放性における出生順位の効果を検証しているものはみられない。他方、「農家の次三男」説については研究蓄積がある。

「農家の次三男」説は、今でもなお人々の間に広く浸透している通説である。しかしながら、「農家の次三男」説が必ずしも日本全域に当てはまらないことを佐藤（粒来）（2004）は指摘している。その根拠は、相続者が長男ではないケースが多々確認されていることにある。民法において長子の単独相続が規定されてこそあれ、実は姉家督や末子相続などの他の相続慣行も存続していたためである。

また日本家族の地域的な特徴として、東日本と西日本による違いが大きいことはよく知られている。東北および北陸地方を東日本の例として、近畿および中国地方を西日本の例として挙げて検証した熊谷（1997）によると、東日本では水田が中心で長子優先の相続慣行をもっており、次三男は本家のために働き、長男よりも結婚が遅れるのが当然であったという。一方、西日本でも長子相続

が原則であるが、近畿地方では長男と弟に明確な差別がなく、中国地方でも、分家が早期に行われることにより長男と次三男との間の身分的な差別や従属関係がみられないという。

これを受けて「農家の次三男」説を検証したのが佐藤(粒来)(2004)である。佐藤(粒来)はSSMの1965年データを用いて東日本と西日本にサンプルを分割したうえで、農家出身の長男と次三男の移動について実証分析を展開した。その結果、戦間期に15歳に達し、地域移動を経験せずに就農している長男が東日本では次三男に比べて統計的に有意に多いが、西日本では統計的に有意な差がみとめられなかった。これをもって、「農家の次三男」説は東日本の出生順位による相対的な就農―離農の傾向の違いを強調したものであるとしている。

以上をふまえると世代間職業移動において、少なくとも戦前生まれの世代では、直系制家族的な移動が行われていた職業や地域が存在していたといえよう。

4.2 知見の整理と検討課題

4.2.1 戦後生まれ世代における世代間職業移動

「農家の次三男」説については、地域によって出生順位による移動パターンに違いがあることが明らかにされたが、あくまでもそれは1945年以前に生まれた人々についての話であり、戦前生まれの世代とは状況が異なっていると考えられる。具体的には以下の観点から、出生順位が世代間職業移動に与える影響について変化がみられると思われる。

重要なのは、労働市場の構造変動と人々の被雇用者化の進展である。戦後は第一次産業の規模が縮小し、第二次・第三次産業が拡大してきた。農業に従事する者の割合は1950年ごろまでは労働人口の半数を占めていたが、1960年には30%ほどに、1980年には10%程度まで減少した。そしてその一方で増加したのが、被雇用者である。

農業や自営業に従事する人が減少して被雇用者が増加することは、世襲的な世代間職業移動があまり見られなくなることを予想させる。その意味で、戦後生まれのきょうだいの間では全体的に世代間職業移動における開放性が高まった可能性がある。

4.2.2 家族変動と世代間職業移動

世代間職業移動に直接的かつ大きな影響を与える労働市場の構造変動の他に家族変動の側面からは、民法改正と少子化にともなうきょうだい規模の縮小がきょうだいにとっての重要な変化として位置づけられる。長子単独相続制度の廃止は労働市場の構造変動とともに、きょうだいの社会移動の差異を小さくすると考えられる。

また、少子化にともなうきょうだい規模の縮小が、きょうだい内での権利や義務の平等的配分の実現を促進することに寄与し、結果的に世代間職業移動に影響を与えることも考えられる。

前章でみたとおり、家庭環境によっては家族の資源の配分が選択的にならざるをえない状況になることがある。特にきょうだいが多く、家族の資源が十分でない場合には、きょうだい内での差異が大きくなる。つまり家族の資源量が等しいならば、きょうだい数が少ない方がきょうだい内での格差が小さくなるということでもある。このように考えてみると、少子化によるきょうだい規模の縮小は、個人が得られる資源の量については正の影響をもっていることが考えられる。

反対に、きょうだい規模の縮小によって出生順位の効果がより強化される可能性もある。きょうだい内での不均衡が生じにくくなっているものの、世襲性の高い職業の継承が依然として長男によって行われていたり、跡継ぎ=長男という構造が近年の日本社会でも残っており、長男は他のきょうだい員に比べて世代間職業移動の閉鎖性が高い状態を保っているかもしれない。上記のいずれが妥当なのか、検証してみる必要がある。

4.2.3 検討課題と仮説

以上をふまえ本章では、出生順位が世代間職業移動に与える影響とその趨勢を検証する。

佐藤（粒来）（2004）によると「農家の次三男」説と地域には密接な関連があり、この通説は東日本でのみ支持されるものであるという。同じデータを用いた安田（1971）では地域を考慮していないため、そこで得られた結果の裏には、地域差の影響が潜んでいる可能性がある²⁾。これより世代職業間移動における

出生順位の影響、特に父親が農業である場合の世代間職業移動を検討するにあたっては、佐藤に倣って東日本と西日本を区別した分析も行ったうえでそのメカニズムを考えるのが望ましい。

また、「農家の次三男」説についてだけでなく、他の職業階層も含めた世代間職業移動に対する出生順位の影響の検討は、安田（1971）以降なされてこなかった。しかし、安田が指摘するように戦前には長子単独相続の制度が存在しており、個人が出生順位に無関係に平等に移動するとは限らなかった。また、戦後にあっても、長男あるいは子どものうち誰か1人が家業や親の職業を継ぐことを期待されている場合が、特に農家においては顕著にみられていた。そのような日本社会の世代間職業移動を分析するにあたって、出生順位は考慮すべき重要な要因であるといえる。

世代間職業移動に大きな影響をもたらす学歴については前章で検討したが、学歴においては長男の優位性があること、それが近年では弱まっていることが示されていた。より高い学歴を得るのが長男であり、職業における世襲性が近年ほど弱まっているならば、長男は他のきょうだい員よりも上昇移動しやすくなるはずである。すなわち長男の世代間職業移動の開放性が上昇するということである。しかしながら、長男=跡取りというような直系家族規範のもとで長男の世代間職業移動が行われるとするならば、学歴に関係なく長男における移動の開放性は不変であるということも考えられる。

戦後の民法改正によって法制度上は出生順位の影響が消失することが理想とされたが、新たな法制度が日本家族に浸透したのは、高度成長期以降であると考えられる。よって、出生順位が世代間職業移動に与える影響についても、戦前生まれの世代ではみられていた効果が次第に消失していくと考えられるが、それは高度成長期以降に生まれた世代以降に生じていると予測される。

4.3 方法

4.3.1 データ

本章で使用するデータは、SSM データである。長男であるかどうかを識別するためには出生順位ときょうだいの性別構成を把握しなければならず、それが

実現できた2005年と1995年の調査データを統合したデータセットを作成した。

4.3.2 変数

(1) 職業階層の分類

世代間職業移動の測定にあたっては、職業階層をどのように分類するかが極めて重要な問題となる。その分類についてはさまざまな方法が提案されているが、本研究では Goldthorpe によって示されている階層分類図式を参照する (Erikson and Goldthorpe 1992; Goldthorpe 1987)。表 4.2 に示したのは国際比較研究においてよく使用されている改訂版7分類であり、このうちの自営農業層と農業層を合併して作成した EGP6 分類を分析に用いることとした。

表 4.2 EGP 7-Class Schema

階層		含まれる職種	ランク		3階層
			出身	到達	
I+II	サービス	専門職・管理職・経営者・ ノンマニュアル労働の監督者	1	1	サービス
III	単純ノンマニ ュアル	事務職・販売職・サービスの職業	2	2	中間
IVab	自営	小規模所有者・自営職人・店主	2	2	中間
IVc	自営農業	自作農・第一次産業の自営業者	3	2	中間
V+VI	熟練労働	熟練マニュアル労働者・ マニュアル労働の監督者	2	2	労働者
VIIa	非熟練労働	半熟練労働者・非熟練労働者・ 単純労務従事者	3	3	労働者
VIIb	農業	第一次産業の労働者	3	3	労働者

EGP6 分類を用いる理由としては、日本社会では農業労働者に当てはまるのは配偶者が農業を営んでいる妻やその子どもたち、すなわち家族従業者と考えられる者が大半を占め、性質的にそれらの人々は自営農業層に近いためである。その意味で 6 分類は日本の社会移動研究においてよく用いられる分類である。

(三輪 2006 ; Ishida et al. 1995). 加えて, EGP6 分類よりさらに自営業と農業をまとめてひとつのカテゴリにした 5 分類の職業階層変数も作成した. 5 分類の職業階層変数を作成したのは, 自営業と農業は継承性の高い職業であるという共通点があり, それらをまとめることで直系制家族的規範の影響をよりとらえやすくなるのではないかと考えたためである. また, 世代間職業移動表を作成する際にセル度数が 0 になってしまう箇所を極力つくりたくないという狙いもある.

(2) その他の変数

その他の変数については以下のとおりである. まず, 出生順位については長男・一人っ子と中間子, 末子に分類した. 本章で用いるデータセット内では一人っ子が少なく適切な推定結果が得られない可能性があること, 末子はきょうだい内で長男と同様に特異な位置づけにいるとされることを考慮した (白佐 2004a). 地域を示す変数としては前章と同様に佐藤 (粒来) (2004) に倣って親の居住地が東日本の場合を 1 とする東日本ダミーを作成した.

コーホートの区分についても基本的には前章と同様であるが, 前章では戦後生まれの人々がそれほど多くいかなかったのに対して, 本章では分析に耐えうるサンプル・サイズが確保できる. よって, 戦前生まれのコーホート, 戦後 10 年から産業復興期生まれのコーホート, 高度成長期から産業転換期生まれのコーホートの 3 つに大きく区分した. 実際に仕事をしている時点での社会背景をイメージしやすいように, 本章では 30 歳時コーホートを用いることとした. 第 1 コーホートは 1955 年から 1975 年コーホート (1925 年から 1945 年生まれ), 第 2 コーホートは 1976 年から 1985 年コーホート (1946 年から 1955 年生まれ), そして第 3 コーホートが 1986 年以降コーホート (1956 年から 1975 年生まれ) である.

4.3.3 統計的手法

世代間職業移動の開放性を検討するためには, 周辺度数の影響を統制できる対数線形モデルを用いるのがより適切である. 本章では, 前述したコーホート区分を用いてデータを 3 分割し, それぞれの移動表について, 移動の構造に出生順位による違いがみられるかどうかを検証した. 分析には `lcm1.0` を使用し

た.

4.4 分析結果

4.4.1 基礎分析①：「農家の次三男」説に関する分析

第2章で示した複数の集計表より明らかなどおり、戦前から終戦、そして産業復興期から高度成長期にかけてきょうだい構成は大きな変化をみせてきた。このことと世代間職業移動の間にはいかなる関連がみられるだろうか。まず初めに出生順位別の現職階層構成を確認してみよう。なお、ここでの対象者は調査時点で20歳から70歳までの男性である。また、安田（1971）との比較のために、集計ごとに職業階層カテゴリを変えている場合があることあらかじめ断っておく。

表 4.3 出生順位別・現職階層構成（%表示、括弧内は度数）

	農民層	旧中間層	新中間層	労働者層	その他	計
一人っ子	4.30	12.91	40.73	25.83	16.23	100(302)
長子	6.07	13.05	39.89	27.39	13.60	100(2548)
中間子	5.12	15.00	27.10	33.36	19.42	100(1133)
末子	2.82	11.98	38.15	34.19	12.86	100(1135)
計	5.04	13.23	36.72	30.12	14.89	100(5118)

表 4.3 より、一人っ子や長子、末子においては新中間層（専門・管理・事務職）が他の職業階層に比べて多くなっているが、中間子は労働者層（サービス職・生産労務職）がもっとも多くなっていることがわかる。また、長子は農民層所属が他の出生順位の者と比べて多くなっている。この点については安田（1971）と同様の傾向が確認されたといえる。しかしながら、一人っ子で農民層所属の者は中間子で農民層に所属している者の比率よりも小さいという点については食い違いがみられる。また、中間子と末子はいずれも同じ次三男というカテゴリに分類され、安田（1971）の検証においては両者の区別が明瞭でないことが示されていたが、表 4.3 を見る限り、中間子と末子の間で新中間層に

所属する者の比率に大きな差がみられている点が特徴的である。

図 4.1 では、出生順位別にみた農民層に所属する者の比率を、出生コーホートごとに算出した結果である。折れ線が右下がりになっているのは、戦後の労働市場の構造変動の影響によって、農民層に所属する者が少なくなっているためであることは容易に理解できよう。それを確認したうえで、出生順位別の比率の推移をみていこう。

戦前生まれのコーホートでは、それぞれの出生順位内に占める農民層の比率がもっとも高いのは長子、それに次いで一人っ子であり、中間子と末子における比率にあまり相違がみられないことから、長男が農家を継ぐ場合が多かったことがわかる。

しかし戦後になると、状況が少しずつ変化していく様子がみてとれる。まず産業復興期ごろまで、換言すれば農業人口が半数を占めていた 1955 年ごろまでは「長子」における農民層の比率が高い。すなわち一人っ子ではなく、きょうだいのいる長男では農業を営んでいる者の比率が高いが、一人っ子に占める農民層の比率は産業復興期生まれの世代では末子のそれと変わらないものとなっている。高度成長期の 1956 年から 1965 年にかけては、一人っ子における農民層の比率が長子の比率よりも高くなっていることが読みとれる。

次に、中間子や末子の推移をみてみると、戦前生まれの出生コーホートでは農民層の比率が長男や一人っ子に比較して小さかったが、特に中間子においては高度成長期生まれコーホートにおいてその比率が大きくなっている。そしてもっとも新しい 1966 年以降生まれの世代では、農民層自体の比率は少ないが、中間子、長子、一人っ子、末子の順で比率が並んでいる。

これまで確認してきたことより、長男か次三男かによって、就農しているかどうかの違いがみられることと、その関連性が戦前生まれの世代と戦後の高度経済成長期とで異なっている可能性があることが示された。少なくとも戦前に関しては、長男が農家の後継ぎとなる「農家の次三男」説が支持されそうである。

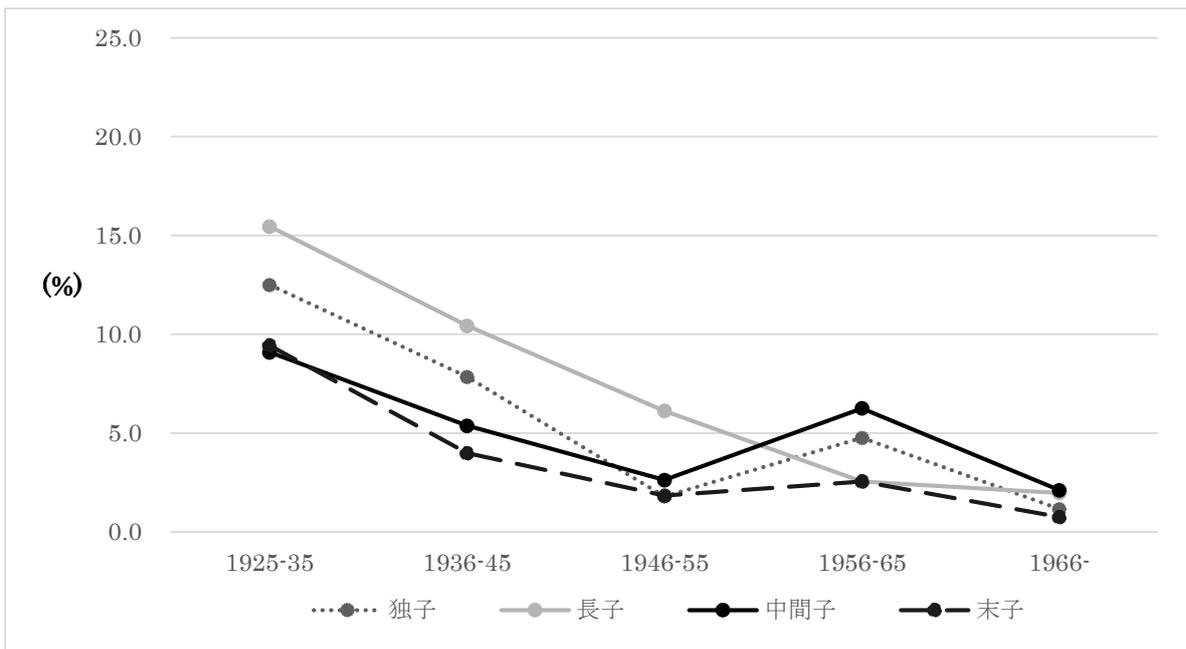


図 4.1 出生順位別，出生コホート別の農民層比率の推移

しかしながら既に言及したとおり、「農家の次三男」説には地域性がみられると考えられる。そこで東日本と西日本にサンプルを分割したうえで，図 4.1 と同様の集計を行った。その結果が，図 4.2 と図 4.3 である。

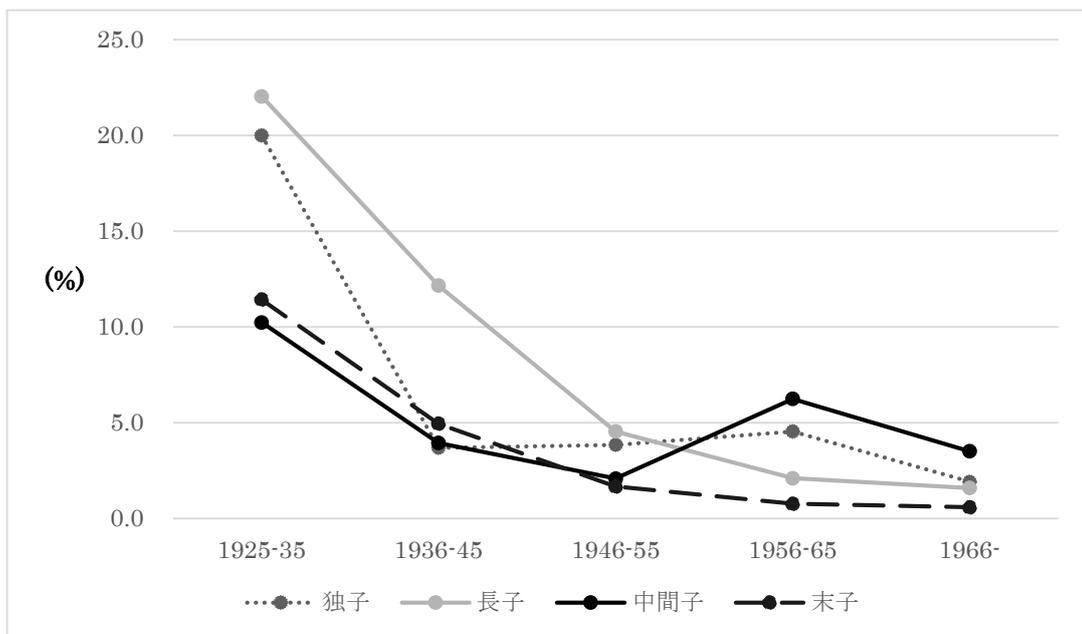


図 4.2 東日本における出生順位別，出生コホート別の農民層比率の推移

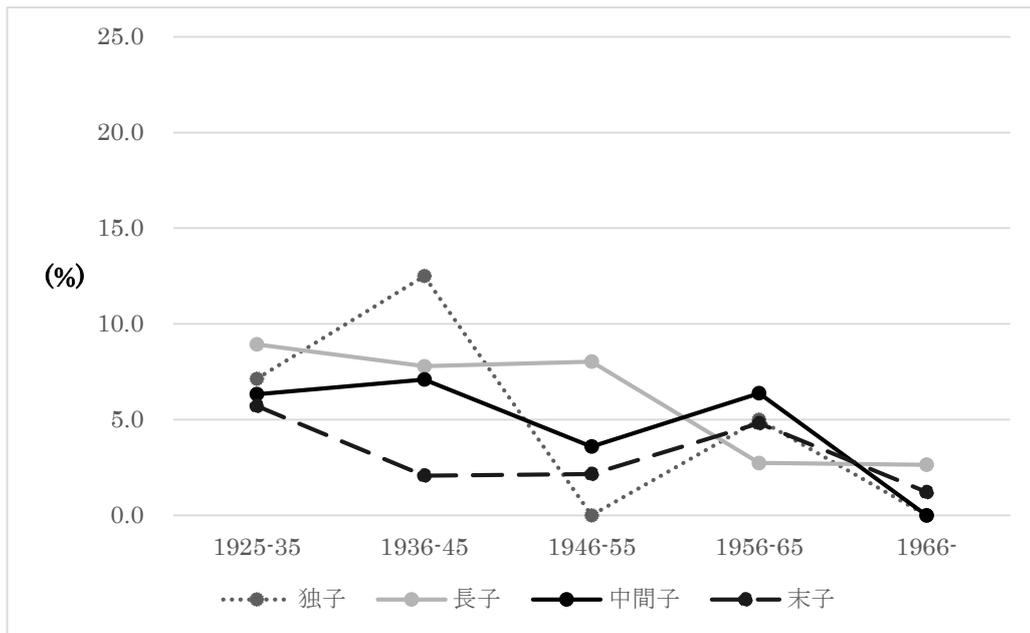


図 4.3 西日本における出生順位別，出生コホート別の農民層比率の推移

東日本と西日本とで，グラフの形状が大きく異なっているのがわかる。また，全国版のグラフと東日本のグラフの形状が似通っていること，加えてグラフの高さが東日本では高く，全国版では低くなっていることも確認できる。

西日本のグラフに注目してみると，全国版や東日本と比較してどの出生順位であっても農民層の比率が低いことが明らかである。その中でも農業を営んでいる者のうちで多いのは，戦前生まれを総じてみると一人っ子と長子であるといえるが，それと中間子との差はそれほど大きくない。しかし，末子については 1936 - 1945 年コホートで他の出生順位のきょうだい員よりもはっきりと農民層比率が低くなっている。続いて西日本の戦後生まれの動向をみてみると，全体的に比率は小さいがおおむね東日本の動向と類似しているといえよう。

以上をふまえると，佐藤（粒来）（2004）の指摘するように，「農家の次三男」説が特に戦前の東日本において顕著にみられるものであり，地域を区別せずに農家の次三男説の検証をするのは適切ではないと判断できる。したがって，「農家の次三男」説は広く浸透してはいるけれども，全国的な通説であるとまではいえないだろう。他方で戦後については，東日本と西日本で注目するほどの大きな違いはみられず，移動の均質化が起こっている可能性も考えられる。

4.4.2 基礎分析②：世代間職業移動における類似性の分析

前項では職業と出生順位に関連について、出生順位と現職とりわけ農民層であるか否かに着目して基礎的な分析を進めてきた。その結果、「農家の次三男」説の前提となっている「長男=跡継ぎ」というのは、戦前に東日本で生まれた者における特徴的な傾向であって、戦後生まれの世代ではそのような明確な関連や差異がみとめられないことが示された。

前項での検証は「農家の長男=跡継ぎ」という仮定、すなわち本人の現職が農業であるならば、その親も農業を営んでいるであろうという仮定を置いた状態での基礎分析であった。戦前の「家」制度や長子単独相続制度から考えれば、農地を相続する必要がある以上、そのような仮定を置いたとしてもそこまで不都合は生じないと考えられる。しかし、父親の職業が農業ではなく、加えて家業と称するものがないような被雇用者の父親をもつきょうだいも当然存在する。そしてそれは、第一次産業の割合が減少し、被雇用者化が進んだ戦後にはごく一般的になったことでもある。戦前生まれの世代では、父親の職業階層的地位と本人の職業階層的地位の関連に対する出生順位の影響について、一人っ子・長男ではその類似性が高く（≡世代間職業移動の開放性が小さい）、他方中間子・末子ではその類似性が低い（≡開放性が大きい）ことが明らかにされている（安田 1971）。労働市場の構造変動を考慮すれば、戦後生まれの世代のうち高度成長期以降に生まれた世代では、被雇用者化の進展にともなって出生順位による開放性の差異がみとめられなくなるのではないかと考えられる。

表 4.4 は、職業階層を上層・中層・下層の 3 つにまとめて作成した世代間職業移動表である。なお、上層は専門・管理職、中層は自営業・事務・販売職、下層は農業・労務職である。出生順位別に職業階層の一致率を算出してみると、一人っ子は 44.6%、長子は 51.5%、中間子は 49.2%そして末子は 51.1%となっている。この数字からは、一人っ子において父職の職業階層との一致率が低い、換言すれば階層的類似性が高い傾向にあるといえるが、他の出生順位の個人と父職との間の職業階層の一致率はほとんど変わらないことがわかる。

表 4.4 出生順位別，世代間職業移動表

	父 子	上層	中層	下層	計
		(専門・管理)	(事務・販売)	(農業・労務)	
一人っ 子	上	15	10	9	34
	中	21	36	20	77
	下	17	41	44	102
	計	53	87	73	213
長男	上	138	124	43	305
	中	159	382	211	752
	下	145	299	522	966
	計	442	805	776	2023
中間 子	上	36	49	21	106
	中	41	109	113	263
	下	55	153	274	482
	計	132	311	408	851
末 子	上	47	53	23	123
	中	65	153	91	309
	下	55	141	247	443
	計	167	347	361	875

表 4.5 職業階層の世代間一致率の推移 (%)

	一人っ子	長男	中間子	末子
1955-75	42.50	58.74	49.53	48.00
1976-85	48.00	50.37	49.24	51.40
1986-	43.90	48.36	48.41	52.44

続いて，出生コーホート別の世代間職業移動表より父親との職業階層一致率を計算した結果を表 4.5 に示した．一人っ子については，産業復興期に生まれた者において一致率が高くなっているが，戦前と高度経済成長期以降にはほと

んど違いがない。長男については、一貫してその一致率が低下していることがわかるが、終戦前後の差が大きくなっている。中間子については出生コーホートによる違いはみられない。末子については徐々にその一致率が上昇していることが読みとれる。

この基礎分析からわかることは以下のとおり。まず、安田（1971）は一人っ子と長男の開放性が小さいことを指摘していたが、本章で用いているデータでは同じ戦前生まれの対象者であったとしても、一人っ子の類似性が高いとはいえないということである。むしろ中間子や末子と比べてもその類似性は低く、一人っ子における世代間職業移動のメカニズムが特徴的なものである可能性を示唆している。他方、長男においてはその類似性が高い傾向にあり、それは戦前生まれの世代に顕著であった。この点では安田の結果との整合性が保たれている。しかしながら、時代が進むにつれて類似性が低くなっている点にも着目する必要があると思われる。

また、中間子や末子の一致率は 50%程度で安定的に推移しており、戦前より財産相続や家業継承についての制約がなく比較的自由的な社会移動が可能であった中間子や末子においては、戦後の労働市場の構造変動がそれほど影響していないのではないかと考えられる。ただ、末子の一致率がわずかではあるが上昇傾向にあることについては、きょうだい規模の縮小がきょうだい内での差異を消失させ、きょうだい内で全体的に親との職業類似性が高まっていることを示唆しているのかもしれない。

4.4.3 対数線形モデルによる分析

ここまでみてきた傾向をおさえつつ、対数線形モデルによる分析結果をみていこう。表 4.6 は、出生順位が世代間職業移動に影響を及ぼしているかどうかについて、30 歳時コーホート別に分析した結果である。分析結果のうち、父職と子職の関連の強さが出生順位によって異なっていることを仮定したモデルにおいて、BIC や AIC の値がもっとも小さい。また、モデル比較の尤度比カイ二乗検定の結果（表中の 1 vs 2 や 3 vs 1 など）より、1 と 2 の間、1 と 3 の間では統計的に有意にモデルの適合度の改善がみられる。だが、2 と 3 の間では統計的に有意な改善はみられなかった。以上より、1955 年から 1975 年に 30 歳になった

コーホートでは、父職と子職の関連の強さが出生順位によって異なっていることを仮定したモデルがもっともあてはまりがよいと判断できる。

続いて、1976年から1985年に30歳になったコーホートでも一つ前のコーホートと同様に父職と子職の関連の強さが出生順位によって異なっていることを仮定したモデルがもっともよく当てはまっていると判断できる。

最後に1986年以降に30歳となったもっとも新しいコーホートでは、どの指標をみても順位による違いはみられないとするモデルの1がもっともよく当てはまっており、モデル比較のためのカイ二乗検定の結果でもそれが支持されている。

表 4.6 出生順位が世代間職業移動に与える影響に関する適合度

		df	-2LL	p値	BIC	AIC
1955-1975年 N=839	1 順位による違いなし	89	7152.80	0.000	-446.68	-25.41
	2 父職-子職の関連の強さに相異	87	7133.29	0.001	-452.72	-40.92
	3 関連の強さもパターンも相異	77	7123.90	0.001	-394.77	-30.31
	1 vs 2	2	19.51	0.000		
	3 vs 1	12	28.89	0.004		
	3 vs 2	10	9.38	0.496		
1976-1985年 N=1129	1 順位による違いなし	89	9482.13	0.000	-432.21	15.47
	2 父職-子職の関連の強さに相異	87	9440.95	0.000	-459.33	-21.70
	3 関連の強さもパターンも相異	77	9429.58	0.000	-400.40	-13.08
	1 vs 2	2	41.18	0.000		
	1 vs 3	12	52.55	0.000		
	2 vs 3	10	11.37	0.329		
1986年以降 N=1213	1 順位による違いなし	89	9824.01	0.000	-474.25	-20.20
	2 父職-子職の関連の強さに相異	87	9821.61	0.000	-431.23	-18.60
	3 関連の強さもパターンも相異	77	9810.07	0.000	-402.97	-10.14
	1 vs 2	2	2.40	0.302		
	1 vs 3	12	13.94	0.305		
	2 vs 3	10	11.54	0.317		

以上のモデル比較の結果より、戦前生まれと産業復興期までに生まれた人々の間では、出生順位が世代間職業移動に影響を及ぼしていたこと、もっとも新しいコーホートでは出生順位の効果がみられないことが明らかになった。

図 4.4 に、出生順位の影響が異なっていることがわかる前述の二つのコーホートに限って、出生順位の効果のパラメータを示した。長男の値を1としたとき、中間子や末子のパラメータは長男よりも小さい、すなわち長男に比べて中間子や末子のほうが、出生順位による移動の制約は小さいということになる。

また時点間比較をしてみると、末子であることの効果にはほとんど変化がみられないが、中間子であることの効果は変化しており、1955年から1975年に30歳になるコーホートの中間子よりも、1976年から1985年に30歳になったコーホートの中間子のほうが、長男と比較して出生順位による移動の制約を受けにくい状況にあったといえる。

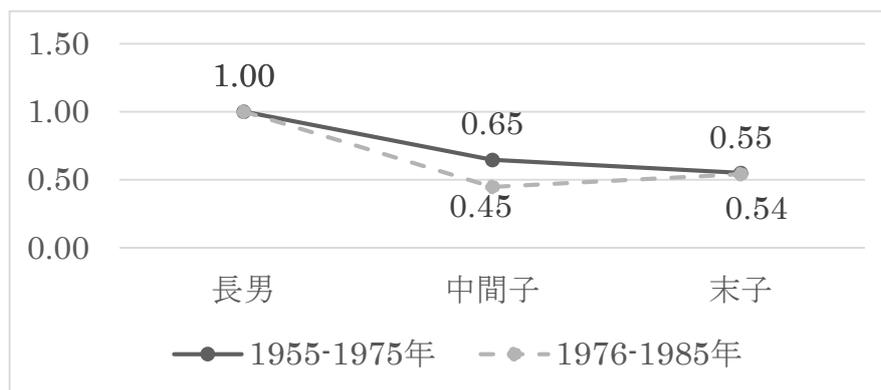


図 4.4 出生順位の効果パラメータの比較

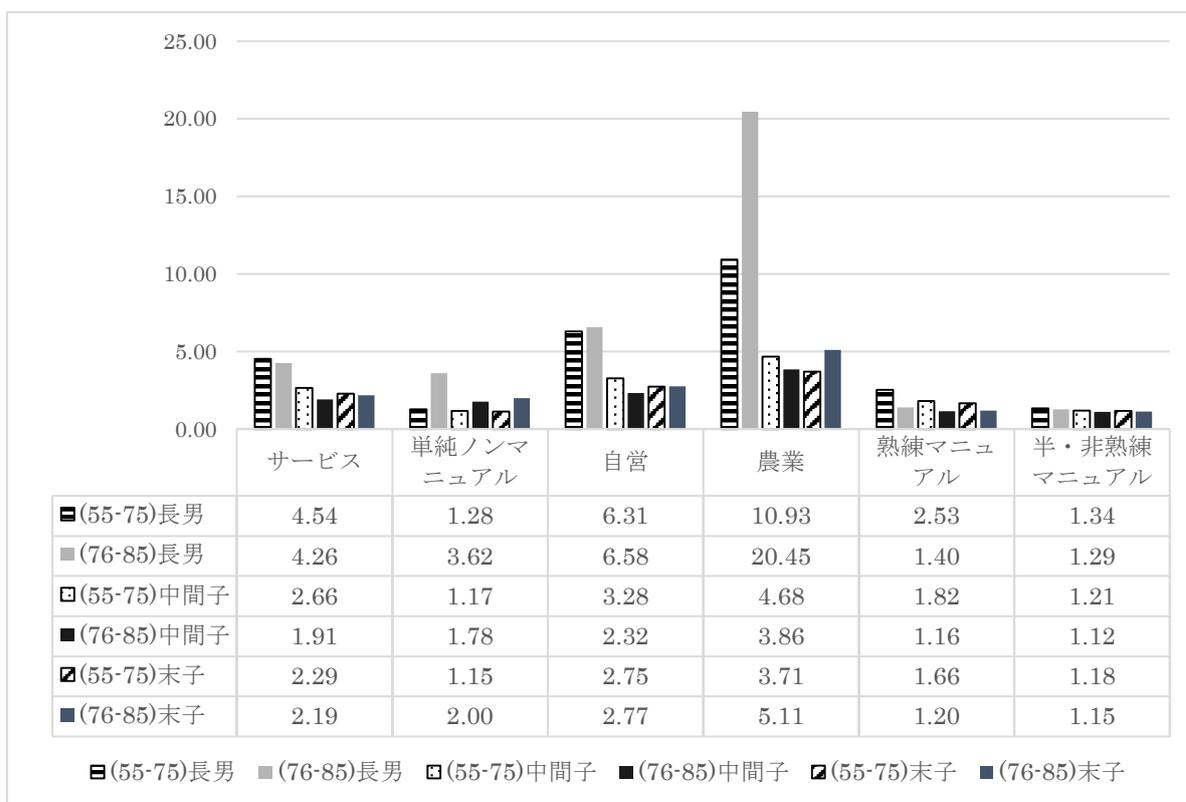


図 4.5 年代別・職業階層にみたオッズ比

さらに図 4.5 のオッズ比は，出生順位および父親の職業階層別にみた，父親と同じ職業階層への到達しやすさを意味している．どの職業階層であっても基本的に長男が父親と同じ職業階層に到達しやすい．加えて，自営業層と農業層においては長男のオッズ比がその他のきょうだい員に比べて特に大きくなっている．加えてその数値は，1955 - 1975 年コーホートよりも 1976 - 1985 年コーホートのほうが大きい．この二つのコーホートの間では，継承性の高い二つの職業階層において，長男であることによる世代間職業移動の閉鎖性が高まったということが考えられる．

表 4.7 【東日本】出生順位が世代間職業移動に与える影響に関する適合度

		df	-2LL	p値	BIC	AIC
1955-1975年 N=496	1 順位による違いなし	59	3915.32	0.049	-288.21	-39.96
	2 父職-子職の関連の強さに相異	57	3913.34	0.047	-277.78	-37.94
	3 関連の強さもパターンも相異	49	3905.77	0.034	-235.70	-29.51
	1 vs 2	2	1.98	0.371		
	1 vs 3	10	9.56	0.480		
	2 vs 3	8	7.58	0.476		
1976-1985年 N=672	1 順位による違いなし	59	5178.91	0.000	-278.83	-12.69
	2 父職-子職の関連の強さに相異	57	5171.61	0.001	-273.10	-15.99
	3 関連の強さもパターンも相異	49	5153.88	0.003	-238.74	-17.72
	1 vs 2	2	7.30	0.026		
	1 vs 3	10	25.02	0.005		
	2 vs 3	8	17.73	0.023		
1986年以降 N=698	1 順位による違いなし	59	5272.94	0.001	-286.22	-17.82
	2 父職-子職の関連の強さに相異	57	5272.46	0.000	-273.61	-14.30
	3 関連の強さもパターンも相異	49	5265.91	0.000	-227.76	-4.85
	1 vs 2	2	0.48	0.786		
	1 vs 3	10	7.03	0.723		
	2 vs 3	8	6.54	0.587		

続いて，出生順位が世代間職業移動に与える影響に地域差がみられるのかどうかを，地域別に作成した移動表を用いた対数線形モデルで検証した．表 4.7 は東日本の分析結果，表 4.8 は西日本の分析結果である．佐藤（粒来）（2004）の考察が当てはまるとするならば，東日本においては長男の移動に閉鎖性がみられ，西日本では出生順位と世代間職業移動の間の関連がみられないと考えられる．なお，ここでは分割表中のセル度数が小さくなりすぎるのを避けるために，職業階層は 5 分類を用いている．

東日本の結果をみてみると、高度成長期に 30 歳になったコーホートと、1986 年以降に 30 歳になったコーホートでは、出生順位と世代間職業移動の間には関連がみられない。しかしながら、その間にあたる産業転換期に 30 歳になったコーホートにおいては、出生順位が世代間職業移動に与える影響も、そのパターンも異なっているとするモデルがもっとも当てはまりがよい。

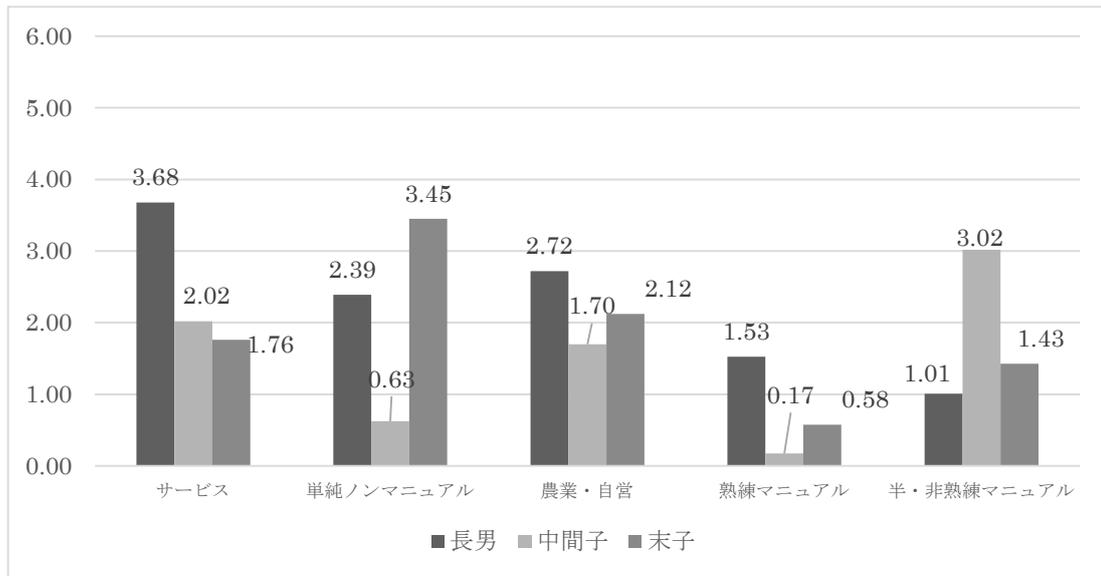


図 4.6 【東日本】1976 年 - 1985 年コーホートにおけるオッズ比

前述の産業転換期に 30 歳となる 1976 年 - 1985 年コーホートにしぼって、父親の職業と子どもの職業の連関パラメータのオッズ比を算出してプロットしたのが図 4.6 である。

この図からは東日本出身でこの時代に 30 歳になった人々では、出生順位によって移動のパターンがさまざまであることが一目瞭然である。長男の場合、サービス層や農業・自営業層へのなりやすさが他の順位に比べて高いことがわかる。また、中間子は長男や末子と比べてみると全体的にオッズ比が小さくなっていることから、世代間職業移動における開放性が高いと考えられる。その反面、半・非熟練マニュアル層における連関が圧倒的に高くなっているとともに、長男のオッズ比が小さいことも確認される。このことから、半・非熟練マニュアル層では長男や末子が上昇移動を実現する一方で、中間子は父親と同じ職業階層にとどまりやすいことが示唆される。

表 4.8 【西日本】 出生順位が世代間職業移動に与える影響に関する適合度

		df	-2LL	p値	BIC	AIC
1955-1975年 N=338	1 順位による違いなし	59	2654.09	0.020	-260.35	-34.63
	2 父職-子職の関連の強さに相異	57	2644.10	0.071	-258.69	-40.62
	3 関連の強さもパターンも相異	49	2632.89	0.098	-223.29	-35.83
	1 vs 2	2	9.99	0.007		
	1 vs 3	10	21.20	0.020		
	2 vs 3	8	11.21	0.190		
1976-1985年 N=446	1 順位による違いなし	59	3449.85	0.000	-257.93	-15.95
	2 父職-子職の関連の強さに相異	57	3429.61	0.017	-265.97	-32.18
	3 関連の強さもパターンも相異	49	3420.49	0.016	-226.27	-25.30
	1 vs 2	2	20.24	0.000		
	1 vs 3	10	29.35	0.001		
	2 vs 3	8	9.12	0.333		
1986年以降 N=500	1 順位による違いなし	59	3799.57	0.187	-298.35	-49.55
	2 父職-子職の関連の強さに相異	57	3798.74	0.159	-286.75	-46.38
	3 関連の強さもパターンも相異	49	3794.35	0.083	-241.40	-34.77
	1 vs 2	2	0.83	0.660		
	1 vs 3	10	5.22	0.876		
	2 vs 3	8	4.39	0.820		

続いて西日本の結果をみてみよう。西日本の分析結果からは、地域を分けずに分析した場合と同様の結果が得られている。すなわち、西日本出身で1955年から1985年までに30歳に到達した人々においては、父親の職業と子どもの職業の関連の強さが、出生順位によって異なっていたということである。以下の図4.7において、各職業階層への到達しやすさを示すオッズ比を示した。

西日本の結果をみてみると、オッズ比の大きさは異なるが全体の場合と傾向自体はほぼ同様である。多くの場合、長男が他のきょうだい員に比べて父親と同じ職業階層に到達しやすい。1955 - 1975年コーホートについては、サービス層や熟練マニュアル層で長男における世代間職業移動の閉鎖性が高く、1976 - 1985年コーホートではサービス層、単純ノンマニュアル層、農業・自営業層においてその閉鎖性が高い。さらに、単純ノンマニュアル層と農業・自営業層においては、1955 - 75年と1976 - 1985年コーホートを比較すると、後者でその閉鎖性が高まっていることを確認できる。

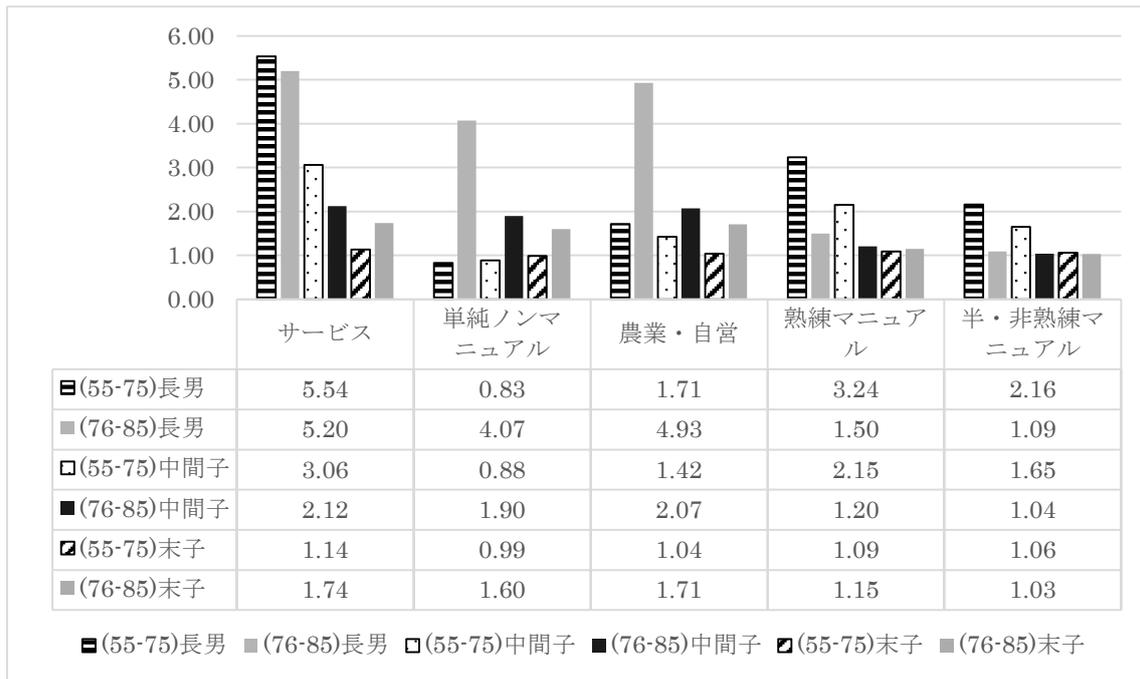


図 4.7 【西日本】年代別・職業階層にみたオッズ比

4.5 高度成長期以降における長男の移動閉鎖性の高まり

以下では本章の分析結果をまとめたい。まず、記述的分析の結果からは安田（1971）と整合する知見が得られた部分と、そうでない部分とがあった。具体的には、一人っ子と父親の職業継承性が低い点が異なり、長男の継承性が高い点と同じであった。また、長男における世代間職業移動の開放性が戦後においても高まっていることと、中間子および末子が戦前も戦後も相対的に自由な世代間職業移動を経験していることを指摘できる結果も得られた。

それをふまえたうえで行った対数線形モデルによる分析では、戦前に生まれて高度成長期ごろに 30 歳になった世代においては、農家の長男は次三男よりも移動の閉鎖性が高く、「農家の次三男」説を支持する結果が得られている。加えてその他の職業階層のうち自営業層，サービス層，熟練マニュアル層においては長男の閉鎖性が高いことが示された。安田（1971）は農家の長男の閉鎖的移動以外，他の職業階層においてはそれほど出生順位が影響を与えないと述べていたが，それは農家における長男の職業継承が他の比べて非常に高い確率で起きているからであって，その他の職業階層においても長男の閉鎖性は十分確

認できたといえる。

続いて高度経済成長期以降、すなわち産業転換期にあたる 70 年代後半から 80 年代前半に 30 歳となった世代については、先に述べた世代と同様の傾向をみてとることができた。この世代は、東日本と西日本を分割した場合においても出生順位による差異をみとめるモデルの適合度が高く、東日本においてはそれに加えて関連パターンの差異も認められた。このことから、この世代では出生順位のインパクトが全国的にみられたということを強く支持することができる。

以上より世代間職業移動における長男の閉鎖的な移動構造を、農業層はもちろん、自営業層、サービス層、熟練マニュアル層においても産業転換期までの世代で確認できるということが明らかとなった。

そして最後に、本章で用いたデータにおけるもっとも新しい世代、すなわち 80 年代後半以降に 30 歳になった世代については、出生順位は世代間職業移動に影響を与えていないということが示された。

以下ではまず初めに産業転換期の世代について、特にその世代の東日本出身者については関連パターンがさまざまみられたのでその点についての考察を行いたい。

この世代の東日本出身者の移動については、職業階層ごとに以下のパターンに分類することが可能である。一つは長男がもっとも閉鎖的であるパターンで、これはサービス層、農業・自営業層、熟練マニュアル層においてみられた。もうひとつは中間子や末子が長子よりも父職と本人職の関連が強いパターンで、単純ノンマニュアル層においては末子が、半・非熟練マニュアル層においては中間子の関連がもっとも大きくなっていた。

これらより東日本の中間子や末子の世代間職業移動について何がいえるだろうか。産業転換期に 30 歳となった世代は、戦後間もなくから高度経済成長期に生まれた世代であり、きょうだい規模の急速な縮小を経験した世代でもある。この世代においても多くの場合、長男がそれまでと同様に、父親と同じ職業階層になりやすいことはおおむね支持される。続いて特徴的なのは末子で、末子はサービス層や半・非熟練マニュアル層を除けば中間子よりも移動の閉鎖性が高い。また、親が半・非熟練マニュアル層の場合の中間子における半・非熟練

マニュアル層への到達しやすさは、長男や末子に比べて高い。

以上をあわせると、長男や末子の世代間職業移動の閉鎖性が世襲的な職業階層で高いうえに、父親が半・非熟練マニュアル層であるならば、彼らには上昇移動のチャンスがあるが、中間子においては上昇移動の機会はなく、父親と同じ職業階層にとどまる確率が高くなるといえる。

中間子と末子の間に違いがみられるのはなぜだろうか。その背景には、末子であるということがきょうだい内で長男同様に特別な意味をもっていることが考えられる。高学歴化、近代家族の誕生のなかで、長男は戦前から続く習慣を踏襲して家業を継承するか、あるいは高い学歴を獲得して上昇移動をはかる。末子は、核家族化の進行やきょうだい規模の縮小、子どもは経済活動の補助のためではなく夫婦の愛情の結果として生まれてくるものであるという近代家族の価値観のなかで、きょうだい内で最後の子どもであるという点で、親はもちろん他のきょうだい員の注目を集めて成長する。その過程で中間子に比べて末子は特別な家族内地位を占めており、上昇移動のチャンスが中間子よりも多くなるのである。

一方の中間子は、長男や末子に比べて家業や家系の継承要員とはなりにくく、加えて末子よりも注目されにくい。既存研究では、東日本は西日本に比べて出生順位による長幼の序規範が強いことが指摘されている。このことも含め、家族内の関係構造が、世代間職業移動における中間子と末子の違いを生み出しているのではないかと考えられる。

続いて出生順位の差異がみとめられないことに対しても考察を加えたい。本章の分析では、戦前生まれから産業復興期生まれの世代の間で、農家の長男における閉鎖性が高まっていることが確認され、加えてそれ以降の世代では出生順位の効果がみとめられないという結果が得られている。また、それ以外の職業階層についても、長男の閉鎖性が次三男より高い構造が、高度成長期以降に生まれた世代ではみとめられなくなっている。

この結果について筆者は、①戦後でも家業や家系の維持については長男がその役割を担うという構造には変化がみられないうえに、もっとも新しいコーホートでは、②きょうだい規模の縮小によって階層再生産構造が顕在化したために、出生順位による違いがみとめられなくなったと考えている。

戦前には長男=跡継ぎという構造が、明治民法によって定められた長子単独相続制度や戸主制度によって維持されていたが、敗戦を契機に少なくとも法律上の出生順位による区別は消失している。それにもなって親が家業や家系の継承をきょうだい内の任意の一人に負わせる場合、完全にランダムに一人が選択されているとするならば、出生順位による系統的な差異は見いだせないはずである。だが実際には、むしろ戦後生まれの世代において、長男=跡継ぎであることが強調されているかのような結果となっている。とりわけ農業や自営業などの世襲性の高い職業、職業的地位の高いサービス層、そして職人的な技能を必要とする多くの熟練マニュアル層において長男の世代間職業移動の閉鎖性が高いことは、父親からの土地や人脈、技術の継承が長男によって行われるという直系制家族的規範のもとで移動が発生していたことを示唆している。

しかし 80 年代後半以降の世代においては出生順位の効果はみられない。これについてはきょうだい規模の縮小にもなって、それまでみられてきた「長男が父親の職業的地位を継承、次三男は自由」の結果として次三男の移動が開放的であったという構造が、「長男も次三男もだいたい父親と同じ職業階層」に移動するという構造、すなわち階層再生産構造の中に完全に収まってしまったようになったためではないかと考えられる。戦前生まれで東日本出身の者には、出生順位による違いをみとめるモデルが適合しなかったことについても、東日本の農家の次三男は直接的に親の農地を継ぎはしないが、家業を手伝うために階層分類上は農業層に分類され、結果としてどの出生順位であっても出身階層と到達階層が等しくなるためだと解釈できる。世襲的な職業においてそのような傾向が強ければ、出生順位による違いがみられないという結果が導かれやすくなるのである。

[注]

1) 野々山 (1999) によると、長い間培われてきたイエ意識や長男単独の相続慣行などはその後も庶民の間の家族慣行として持続したという。その理由として第一に、営農上の理由が挙げられる (森岡 1976)。農地改革後の農地面積は小さく、分割できるほどのものではなかったためである。また第二に、老後に関する社会保障制度の未成熟さによって、単独相続が維持されるという構造が成り立っていたことが指摘される。単独相続に引き換えて老親扶養や墓・位牌の管理や仏事の主催を長男が担っていた。また第三に、1960年に制定された農業基本法第16条において単独相続の維持が推奨されたことにより、特に農業従事者においては、直系的な家族制度が維持されやすくなっていたことが挙げられる。以上をもって、戦後の法制度改革がすぐに全体社会に浸透したわけではないことが指摘されている。

2) ここで言いたいのは、安田の結果よりみられる長男や一人っ子の閉鎖性が、東日本では顕著にみとめられるが西日本ではみられないとするならば、特定の地域における世代間職業移動の関連が全国的なものであるかのように過大評価されてしまっている可能性が考えられるということである。

第5章 きょうだい構成が結婚行動に与える影響とその趨勢

5.1 はじめに

世代間移動や世代内移動というとき、とりわけその移動構造やパターンの分析を行う場合には、「職業的地位」が分析の対象となることがほとんどである。けれどもより広義に社会移動をとらえるとするならば、職業的地位に限らず他の社会的地位の変化についても世代間移動や世代内移動という概念枠組みで論じることが可能である。その意味では、社会的地位は必ずしも一義的に定義できるものではないといえる。この点について安田（1971: 223）が以下のように述べている。

現代社会において個人の社会的地位が一義的に決まりにくいのは、いわゆる<地位の一致性>が欠けているからである。理想型的な身分社会においては、社会的地位を測るいくつもの次元に関して、社会的地位の一致性がみられる。すなわち、権力的に高い地位をもつ個人は、prestigeにおいても、富力においても、教育においても、体力においてさえ、高い地位を占めるだろう。しかし、少なくとも現代社会においてはそうではない。もちろん、今日においてもなお、社会的地位を表す諸次元の間の相関関係は強いが、その不一致性は無視できないほどのものになっている。

ここに述べられているような地位の不一致性は男性にももちろんみられるが、女性において特に顕著であるとされる。なぜならば女性、特に既婚の女性の地位を定義しようとする場合に、それが配偶者の社会的地位に依存する度合いが強いためである。この点について、表 5.1 を参照しながら説明しよう。

男性でも女性であっても、就業していないときには個人の社会的地位は家族の社会的地位、特に父親の社会的地位で代替される。就業して職業階層的地位を獲得すると、父親の社会的地位とは別の地位を得ることになるが、独立せず定位家族にとどまる場合も考えられる。そうすると、家族単位でみるならば

表 5.1 男女、婚姻状態別にみた個人の家族的地位の代替指標

		就業状態	
		非就業	就業
男性婚姻状態	未婚	父親の社会的地位	父親・本人の社会的地位
	既婚	本人の社会的地位	本人の社会的地位
		就業状態	
		非就業	就業
女性婚姻状態	未婚	父親の社会的地位	父親・本人の社会的地位
	既婚	配偶者の社会的地位	配偶者・本人の社会的地位

本人の社会的地位には父親の社会的地位が当てられるが、個人単位でみるならば本人の社会的地位は本人自身の地位が当てられる。そしてこの状況は、男性でも女性でも変わらない。

しかしながら、結婚して新たに生殖家族を形成した個人については地位のとらえ方が男女で異なってくる。男性は本人の社会的地位が家族の社会的地位を示す指標としてそのまま置き換えられ、他方女性は配偶者である夫の社会的地位が当てられるようになるのである。男性が家督相続者であり稼ぎ手である一方で、女性の地位はそれに従属するかたちで規定される。このような見方のもとで、女性においては家族の社会的地位が本人の社会的地位の大部分を占めてきたといえる。その意味で、結婚による社会移動は女性にとって重要である。

結婚が一種の社会移動として位置づくことは、「玉の輿に乗る」という慣用句が慣れ親しまれている日本社会においてはそれほど不思議なことではない。「貧しいまたは身分の低い女性が望まれて金持ちや貴人の妻となる」ことを意味し、結婚によって女性が高い階層へと上昇移動していくさまを指すこの言葉は、職業的地位をもたない(=無職の)既婚女性が大半を占めていた時代はもちろん、最近でもよく使用されているのが現状である。

このような概念枠組みや社会背景のもと、個人の結婚行動に関する研究は社会階層研究の文脈において、おもに階層同類婚(=階層的内婚)の検証として行われてきた(Blossfeld and Timm 2003)。そこでは社会的地位同類婚が社会の開放性を示す重要な指標の一つであることが主張され、同じ社会的地位の者同士の結婚はよく起こる一方で、他の社会的地位の者との結婚がほとんど起こらないならば、それはその社会の構造が非常に硬直的であることを意味し、閉鎖的

な社会であるとされてきた (Kalmijn 1998).

結婚を社会移動の一種であるとするとき、そこには家族的地位と社会的地位の移動が含意されるわけであるが、その移動の開放性および閉鎖性については前章でみてきた世代間移動と同様に、きょうだい構成、とりわけ出生順位が重要な意味をもつと考えられる。特に結婚のタイミングや自分と相手の出生順位のマッチングにおいて、出生順位による違いがみられるとされる。以下では、きょうだい構成と結婚の関連についての知見をまとめたい。

5.2 知見の整理と検討課題

5.2.1 定位家族と結婚市場の変動

核家族化や少子化をはじめとする戦後の急激な家族変動は、個人の家族形成や、それが個人をとりまくきょうだい構成からどのような影響を受けるかということに対する社会学者の関心を高めることにつながった。しかしその一方で、きょうだい規模や出生順位およびそれらの組み合わせによるきょうだい構成についての研究は、理論的にも実証的にも十分に行われてきたとは言い難い (McHale et al. 2012)。心理学の領域での出生順位別にみたパーソナリティ研究や親子関係研究は以前から蓄積があり、1970年代後半以降に社会学の領域でも教育達成や職業達成に対するきょうだい構成の影響を考慮する視点が導入されたとはいえ、他の家族員との関係やその構造に比べてきょうだいに対する注目は低い状態が続いてきた。

第3章・第4章で示してきたように、日本社会において出生順位や性別は個人の学歴や職業に影響を与えてきた。そのような密接なかかわりがある以上、教育や職業と関連の強い結婚行動もまた、きょうだい構成によって影響を受けている可能性が十分に考えられる。社会学の領域ではそのような発想から、わずかではあるが結婚ときょうだい構成の関連について実証的検証が試みられている (朝井・水落 2010; Kojima 1994; 廣嶋 1983)。

とりわけ日本社会は、長男を家系の継承者とする直系制家族的規範とそれとともに資源配分メカニズムのもとで、長男とそれ以外のきょうだい員の間で社会移動のパターンに相異がみられてきた点で特徴的である。それと同時に、

結婚は女性にとっては男性以上に重要な社会移動の指標の一つとなってきた。したがって、結婚にきょうだい構成が影響するそのメカニズムは、日本社会においては特に検証されるべきものであるといえる。

結婚ときょうだい構成の関連のメカニズムの探求にあたってもう一つ着目すべきなのは、日本社会の結婚市場が戦後大きく変動したという背景である（園井 2008）。見合い結婚から恋愛結婚¹⁾へと主流となる配偶者選択過程が変化したことは、近年みられる未婚化や晩婚化、そして婚外子の割合が圧倒的に少ない日本社会における少子化の問題とも深く関連する非常に重要な変動である。この変動が結婚ときょうだい構成の関連にいかなる変化をもたらしたのか、その社会学的考察はきょうだい構成が社会移動とその趨勢に対してもつ意味を見出す重要な作業である。

5.2.2 出生順位が結婚に影響するメカニズム

既存研究の蓄積のなかで、日本における結婚ときょうだい構成の関連についての仮説をまとめ、その検証を行った Kojima (1994) によると、きょうだい構成が結婚年齢に与える影響については 12 の仮説が考えられるという。以下ではその 12 の仮説のうち、Kojima (1994) の実証分析によって全部、あるいは部分的に支持された 5 つの仮説について整理することで、本章における分析課題を設定したい²⁾。

まず初めに挙げられるのは、親支配仮説 (the Parental Control Hypothesis) である。これは親が、子どもが異性（特に結婚相手となりうる異性）と出会う場をコントロールしようとするものである。結婚市場は大きく見合い結婚の市場と恋愛結婚の市場に分けることができ、個人はそのいずれかにおいて結婚相手を見つけるが、両者の大きな違いの一つに、他者への依存性が挙げられる。

見合い結婚はあらかじめ結婚候補者が他者によって選択される点で依存度が高いが、恋愛結婚は結婚候補者との出会いにおける他者の介入が相対的に少なく、結果として他者への依存度は低いといえる。したがって、結婚相手のマッチングにおいて親がより強い影響力をもちうるのは、見合い結婚の市場となる。

これを前提とし、親は子どもの異性との出会いを制限したうえで、結婚適齢期になると親戚や知人から結婚候補者を紹介してもらい、子どもを結婚させる。

このように結婚に対する親の影響が強い場合、早く生まれた子どもや、親の関心が集まりやすい長子や末子において見合い結婚が起こりやすいことが考えられる。また、きょうだい規模の観点から考えてみると、規模が大きくなればなるほど親のコントロールが行き届かなくなるために、きょうだい規模の大きいきょうだいに属する子どもは見合い結婚よりも恋愛結婚になりやすいと考えられる。

続いて、出会いの機会仮説（the Acquaintance Opportunity Hypothesis）では、きょうだい規模やきょうだいの状況によって、結婚候補者との出会いの機会に差が生じることを想定する。きょうだい規模が大きいとそれだけ異性のきょうだいをもつ確率が高くなる。異性のきょうだいがいると異性との交流のトレーニングになったり、異性のきょうだいから友人を紹介されたりする機会に恵まれやすくなるため、きょうだい規模が大きくなること、異性のきょうだいをもつことによって恋愛結婚しやすくなると考えられる。

また、年上のきょうだいが結婚している場合、年上きょうだいおよびその配偶者からの結婚候補者の紹介を得やすくなり、結果的に見合い結婚しやすくなること、紹介側となる年上のきょうだいよりも中間子や末子が見合い結婚しやすくなるという。

そして順位規範仮説（the Normative Order Hypothesis）では、女性にとって出生順位どおりの順番で結婚することがより規範的であるために、きょうだいに属する女性内での出生順位どおりに結婚が決まっていくという。なぜならば、妹が姉よりも先に結婚してしまうと、姉が結婚できないのには何か欠点があるためではないかと疑われてしまい、姉が結婚しにくくなる可能性があるためである。さらに妹がいる姉の場合には、妹たちの結婚を阻むことがないように、姉が相対的に見合い結婚をしやすくなるのだという。

世帯規模仮説（the Household Crowding Hypothesis）は、世帯規模が大きいほどに世帯内でのコンフリクトが生じやすくなり、結婚が促進されるというものである。この仮説は二つの仮説を内包している。一つは自身が享受できる家族の資源の多寡とコンフリクトの関連について、もう一つは性別役割とコンフリクトの関連についてそれぞれ焦点を当てたものとなっている。前者においては、世帯規模が大きい場合に長子や中間子が親の資源獲得競争にあいやすく、結婚

を通じた離家のインセンティブが高いために結婚が促されるという。後者においては、同性のみのきょうだいの場合に家族内での性役割的な役割配分が困難な状態となりそこでコンフリクトが生じるため、男女混在のきょうだいよりも離家のインセンティブが生じやすいという。

最後に子ども需要仮説（the Demand for Children Hypothesis）は、出生力の差異に着目した仮説である。規模が大きな家族に属する人々はより多くの子どもを産んで規模の大きな家族を形成する傾向があり、そのために早く結婚すると考えられる。

5.2.3 検討課題と仮説

前項では日本社会における結婚ときょうだい構成の関連メカニズムについての仮説のうち、Kojima（1994）で実証されたものに限って言及したが、同様の知見、あるいは異なる知見が東アジア各国および日本の近年の研究で確認されている。本項ではそれらの知見を整理したうえで、本章において検討すべき課題についてまとめる。

日本および台湾においては、順位規範仮説を支持する結果がこれまで得られてきた（坂井 1992; Yu et al. 2012）。出生順位の早い子どもの結婚タイミングが早い一方で、出生順位が遅いほど結婚タイミングが遅くなりやすい。台湾では女性についてのみその結果が支持されているが、日本では男性についても出生順位に効果があることを坂井（1992）が示している。

また、Kojima（1994）の分析では支持されていないものの、「跡継ぎ」であることが結婚相のタイミングを左右するという知見が複数得られている（澤口 2011; 加藤 2011）。ここでの「跡継ぎ」は「長男」と「弟のいない長女」である。既存研究では彼／彼女たちの結婚タイミングが他のきょうだい員よりも「早い」という結果を導出しているものと「遅い」ことを主張するものの双方が存在する。

「早い」ことを示すものは、長男や男きょうだいのいない長女であるともっとも親の財産を得やすく、その結果として結婚相手として選ばれやすいことや、家系維持のために結婚に対する親からのプレッシャーが強く結婚が促進されることにより結婚タイミングが早くなるという。

他方で「遅い」ことを示すものは、「跡継ぎ」であるということで両親の世話をしたり両親と同居しやすくなることが想定されるために、結婚市場で避けられてしまい、結婚が遅くなるという。

上述のとおり「跡継ぎ」であることの影響についてはまったく逆方向の見解が存在する。しかしながらいずれも、日本社会の文脈から想定されるメカニズムとして不自然なものではない。

跡継ぎが結婚市場において有利になりやすいことは、戦前の長子単独相続制によるところが大きい。民法改正後に権利や義務はきょうだい内で平等化しているにもかかわらず、家系存続の役割を担うのは長男や長女であるという規範が依然として存在し、それにともなって親の財産を多く得やすく、経済的な保障が期待できるのが長子であるならば、長子が結婚市場においてもはやされるであろう。他方で、財産の相続がメリットであると感じられない場合には、デメリットと考えられがちな親との同居や扶養という義務的側面に焦点があてられ、結果的に長子は結婚市場で不利になってしまうだろう。

このように考えてみると、長子であることが結婚行動に対してもつ意味が日本社会のなかでどのように変化してきたかを予測することができる。第4章でみたように、出生順位による世代間移動の構造の差異は、産業転換期までは確認することができた。すなわち、長男か次三男かということが意味をもち、長男は「跡継ぎ」や家系存続の役割を担う存在として父親と同じ職業階層にとどまっていたのである。

長男＝「跡継ぎ」として親の職業階層的地位を受け継いでいた時代のうち、戦前生まれの世代では長子単独相続制度が長男にとって有利に働き、長男であることで結婚しやすかったのではないかと考えられる。そしてその傾向は、継承性の高い職業階層である農業層において顕著だったことが予想される。

他方で民法改正後には相続上の長子の優位はなくなり、代わりに親との同居やその扶養の義務が特定のきょうだい員、特に長男や男性きょうだいをもたない長女によって担われる構造だけが残し、それにより次第に長男や長女であることによって結婚市場では避けられがちな存在になってきたのではないだろうか。

加えて高度成長期以降の世代では学歴についての長男優位もみられなければ、

出生順位による世代間職業移動の差異もみられないため、結婚市場においても同様に、出生順位の効果がみられなくなっている可能性が考えられる。けれども、近年であっても親との同居割合が高いのは長男であることから考えれば、結婚については世代間移動とは異なり、出生順位によって結婚タイミングが左右され、長男や男性きょうだいのいない長女においては結婚が遅れることも考えられる。

以上より、長子であることは近年ほど効果をもたなくなるか、あるいは結婚を遅くする効果をもっているかと予想される。それだけでなく、「跡継ぎ」にあたる個人はそもそも結婚すること自体が難しくなっており、それが長子の結婚タイミングに反映されているということも考えられる。

そもそも結婚は配偶者となる相手がいて初めて成立するものであるうえに、古くは「家」と「家」をつなぐ意味合いが大きかった。したがっていずれかの家系が途絶えてしまうような、すなわち双方の家の跡継ぎ同士の結婚は、それ自体が避けられやすい状況にあったといえる。仮に人々に直系家族制度的な家系維持の規範がなければ、結婚相手のマッチングにおける跡継ぎ同士の組み合わせは、他の出生順位のきょうだい員との組み合わせと同等に生じると考えられる。しかし既に述べたように、日本社会では近年でも直系家族制度的規範が根強く残っていることが考えられるため、きょうだい構成の組み合わせによっては結婚がそもそも生じにくいパターンがあるのではなかろうか。具体的には、「一人っ子同士」や「長男・弟のいない長女」という組み合わせが生じにくいと考えられる。本章ではこの点についても検証してみたい。

加えて、長男や長女であるかどうかということで結婚タイミングが異なるということは、裏を返せばそれ以外のきょうだい員の結婚タイミングも時代によって変化してきているということの意味する。長男らが結婚しやすかった時代には、本項の前半で述べた順位規範仮説に示されているように後続のきょうだい員の「順番待ち」が起こったと考えられる。長男が結婚しにくくなってきたならば、世代間移動についても相対的に開放的で、結婚市場でも開放的であると考えられる他のきょうだい員の方が、結婚タイミングが早くなっているであろう。

ここまで出生順位についての仮説と予想される結果について述べてきたが、

きょうだい構成要因として、そして出生順位と同等に結婚タイミングに影響を及ぼしていると考えられるのが、きょうだい規模である。これまでの章でもみてきたとおり、きょうだい規模は家族の保有する資源の平等的分配量を定める重要な要素である。前項に示した仮説においても、きょうだい規模が多ければ異性と出会うチャンスが増えるとか、家族内でのコンフリクトが生じやすいといったような、きょうだい規模の大小と関連した仮説がほとんどとなっている。それらをよく見てみると、きょうだい規模が大きいと結婚タイミングが早くなるというものと、反対に結婚タイミングが遅くなるとするものとの両者が存在し、日本のデータを用いた研究で得られている知見は必ずしも一致していない。

本研究のこれまでの章、特に第3章では、家族の資源が希釈および選択されてきょうだいに投資されている可能性が示されている。そのことをふまえれば、規模の大きいきょうだいでは資源の獲得についてのコンフリクトが生じていることが考えられ、ゆえに定住家族から早期に離家することが想定される。しかし近年ほどきょうだい規模は縮小しているため、それにとまってきょうだい規模の効果はみられなくなってきていると思われる。以上をふまえ、本章ではきょうだい構成が結婚行動に与える影響とその趨勢を検証していく。

5.3 方法

5.3.1 データ

本章で使用するデータは、第3回全国家族調査（NFRJ08）と日本版 **General Social Surveys**(JGSS)である。NFRJ08 データでは回答者個人のきょうだい構成だけでなく、配偶者のきょうだい構成を把握することができるため、きょうだい構成と配偶者選択の関連についての基礎的分析を行うために使用した。また第2章で示したとおり、JGSS はこれまでに全9回の調査が実施されているが、そのうち初婚年齢が尋ねられている2000年、2001年、2002年、2006年の調査データを合併したデータセットを作成し、分析に使用している。年齢が20～89歳の未婚者および既婚者が基本的な分析対象であるが、18歳未満で結婚しているサンプルおよび大卒かつ学生結婚であると考えられるサンプルは除外した³⁾。その結果、分析に使用したサンプル・サイズは男性が4546人、女性が4904人

となっている。

5.3.2 変数

初めに、結婚相手のマッチングにおける出生順位や職業階層の影響を検証するにあたって用いた変数について述べる。まず出生順位は、本人についても配偶者についても「一人っ子」、「弟なし長男」、「弟あり長男」、「次三男」、「弟なし長女」、「弟あり長女」、「次三女」と分類した。これは、同じ長男や長女であっても後続きょうだいの性別によって配偶者選択に違いが生じるかどうかを検証するためである。また、職業階層については「農業・自営業」と「それ以外」に分類した。第3章や第4章において家業や土地の継承必要性和、それを担うのが長男であることが示されていたためである。また、マッチングの構造が世代ごとに異なっている可能性を検証するために、結婚した時点を3つに分割して「結婚コーホート」を作成した。第1コーホートが1955-1975年に結婚したカップル、第2コーホートが1976年から1995年に結婚したカップル、そして第3コーホートが1996年以降に結婚したカップルである。これらの変数を用いて、出生順位と配偶者選択におけるマッチングの関連とその趨勢を記述的に示していく。

続いて初婚タイミングの分析に用いた変数は以下のとおり。従属変数には初婚年齢時点で1をとる初婚経験ダミーを作成した。独立変数は、きょうだい数(ダミー)、出生順位、長男ダミー、長女ダミーである。長男ダミーは回答者(男性)に兄が1人もいない場合に1をとるダミー変数、長女ダミーは回答者(女性)に兄や姉がおらず、弟もいない場合に1をとるダミー変数である。弟がいない場合に限定しているのは、女性のみなきょうだいの場合に親との同居をする立場になりやすいのが長女であるためである。

統制変数は、父親職業、両親学歴、15歳時の居住地、回答者本人の出生コーホート、学歴および初職である。これらの統制変数を使用したのは、先行研究で既にその影響がみとめられているきょうだい構成以外の家族背景的要因(出身階層や居住地域)や本人の社会経済的地位および世代を統制したうえでも、きょうだい構成が影響をもちうるかを検証するためである。

父親職業については、企業の経営者と管理職(課長以上)を「経営・管理

職」，それ以外の正社員を「一般従業者」，農林漁業職ではない自営業を「非農自営業」，農林漁業職を「農林漁業職」，臨時雇いや無職，職業が不明の場合を「臨時・無職・不明」とした．両親学歴は父親か母親のいずれかが高等教育機関を卒業している場合に1をとる「親高等教育ダミー」とした．15歳時の居住地は，「大都市」，「中小都市」，「その他の市町村」に分類した．回答者の本人学歴については「四年制大学以上」と「短大・高専・専門」および「高等学校まで」の3つに分類している．最後に本人初職は，専門職・技術職の場合を「専門・技術職」，官公庁を含め従業員が300人以上の企業や団体の正社員・正職員を「大企業・団体（大）」，従業員300人未満の企業や団体の正社員・正職員を「中小企業・団体」，自営業主や家族従業者を「自営業」，派遣・パート・アルバイト・内職・無職を「臨時雇い・無職」としてある．最後にコーホートについては，第4章の世代間移動の分析に用いたのと同様の30歳時コーホートを使用した．すなわち「1975年以前」「1976年～85年」「1986年以降」の3つのコーホートである．これはきょうだい規模の縮小の影響と結婚行動の変化を考慮するためである．

きょうだい規模が縮小し，4人以上のきょうだいが少なくなってきたのは戦後生まれのコーホートである（西野2009）．また，第13回出生動向基本調査の結果より，恋愛結婚の割合は1935年以降一貫して増加し，1960年代に見合結婚と恋愛結婚の割合が拮抗した状態となった（国立社会保障・人口問題研究所2007）．これらをふまえ，きょうだい規模が大きく恋愛結婚の割合が増加しつつあった時期に生まれた1975年以前コーホート，きょうだい規模の縮小が進み，恋愛結婚の割合が見合結婚よりも完全に大きくなった1976年～1985年コーホート，そしてきょうだい規模が一貫して小さい1986年以降生まれコーホートというように時期を区分した．各変数の平均値と標準偏差は表5.3に示すとおりである．

表 5.3 記述統計量 (JGSS データ)

	男性(N=4546)		女性(N=4904)	
	Mean	S.D.	Mean	S.D.
きょうだい構成				
きょうだい数				
一人っ子	0.06	0.23	0.05	0.23
2人きょうだい	0.27	0.44	0.23	0.42
3人きょうだい	0.25	0.43	0.24	0.43
4人以上きょうだい	0.42	0.49	0.47	0.50
出生順位	2.46	1.65	2.54	1.70
長男・長女ダミー	0.55	0.50	0.14	0.34
その他属性				
年齢	51.84	16.47	53.62	16.55
父親職業				
経営・管理職	0.11	0.31	0.08	0.27
一般従業者	0.30	0.46	0.31	0.46
非農自営業	0.21	0.40	0.20	0.40
農林漁業職	0.25	0.43	0.26	0.44
臨時・無職・不明	0.12	0.33	0.14	0.34
父親不在・無回答	0.01	0.11	0.01	0.11
両親学歴				
親高等教育	0.13	0.34	0.12	0.33
それ以外	0.71	0.45	0.69	0.46
親学歴不明	0.16	0.36	0.18	0.39
15歳時居住地				
大都市	0.15	0.36	0.13	0.34
中小都市	0.25	0.43	0.26	0.44
その他市町村	0.60	0.49	0.61	0.49
30歳時コーホート				
1975年以前	0.43	0.49	0.47	0.50
1976～1985年	0.21	0.41	0.20	0.40
1986年以降	0.36	0.48	0.33	0.47
本人学歴				
高等学校まで	0.67	0.47	0.80	0.40
短大・高専・専門	0.03	0.16	0.05	0.22
四年制大学以上	0.30	0.46	0.15	0.36
本人初職				
専門・技術職	0.10	0.30	0.09	0.29
大企業・団体(大)	0.27	0.45	0.22	0.41
中小企業・団体	0.38	0.49	0.34	0.47
自営業	0.11	0.31	0.07	0.26
臨時雇い・無職	0.07	0.26	0.17	0.37
初職不明・無回答	0.06	0.23	0.12	0.32
初婚年齢	27.19	3.82	23.95	3.34

5.3.3 統計的手法

本章の多変量解析では、イベントヒストリー分析の一種である離散時間ロジットモデルによる推定を行う。イベントヒストリー分析を用いることで、分析の対象となる年齢段階においてイベントが発生していない者も含めてパラメータ推定を行うことができる。また、離散時間ロジットモデルはCox回帰モデルと同様に、イベントヒストリー分析においてよく用いられる分析手法である。

今回は初婚のタイミングを年齢で尋ねており、データ構造が1年単位となっている。Cox回帰モデルはイベントの発生について連続時間を仮定しており、イベントの発生が同時であるサンプルが多くなるとパラメータ推定値の信頼性が損なわれる可能性がある。

よって本稿では、データ上同時にイベントが起こっていてもその影響を受けることのない離散時間ロジットモデルを採用した。男女ともに初婚というライフイベントが起こるリスク期間については、イベントが滅多に起こらない時期を除外し、男女とも結婚が可能となる18歳から40歳までとした。

また、性別によって平均初婚年齢が異なっていることや、先行研究の知見よりきょうだい構成の影響には性差があると考えられることから、男女別に分析を行う。なお、使用したソフトウェアはStata13.1である。

5.4 分析結果

5.4.1 基礎分析①：出生順位と配偶者選択に関する分析

まず初めにNFRJ08データを用いて、出生順位が配偶者選択に影響を及ぼしているのかどうかを、初婚継続カップルの分布より検討する。表5.4が、夫方きょうだい構成と妻方きょうだい構成のクロス集計結果である。

もっとも多いのは「次三男・次三女」カップルで、それに「次三男・弟あり長女」，「弟あり長男・次三女」，「弟あり長男・弟あり長女」が続く。逆にもっとも比率が低いのは「夫も妻も一人っ子」の組み合わせであり、「一人っ子・弟なし長女」，「弟なし長男・一人っ子」と続く。これら全体に占める比率が低いカップルの特徴として、夫方でも妻方でも家系維持の役割を期待されやすい子ども同士であるということが挙げられる。弟のいない長女は妹たちよ

表5.4 夫きょうだい構成と妻きょうだい構成のクロス集計表（全体%，括弧内は度数）

夫	妻				計
	一人っ子	弟なし長女	弟あり長女	次三女	
一人っ子	0.4	0.5	1.4	2.1	4.5
弟なし長男	0.8	2.7	8.7	8.6	20.9
弟あり長男	1.1	2.1	8.8	10.2	22.2
次三男	2.9	3.6	14.7	31.2	52.4
計	5.2	8.9	33.7	52.2	100.0(3560)

りも婿養子をとることを期待されるし、弟のいない長男の場合には、妹が婿養子をとることよりも長男のもとに配偶者が嫁いでくることが期待される。一人っ子同士ではいずれか一方の「家」にのみ入ることになると考えれば、その組み合わせ自体が少ないという結果にも合点がいく。

上記のような構造には、職業階層や世代ごとに違いがみられるだろうか。継承性の高い農業・自営業層とそれ以外に分けて分布を確認したのが、図5.1と図5.2である。比べてみると、農業・自営業層において全体的に次三女と結婚している者の比率が高いことがわかるが、全体的な分布の傾向については職業階層による違いはそれほど大きくないように見える。

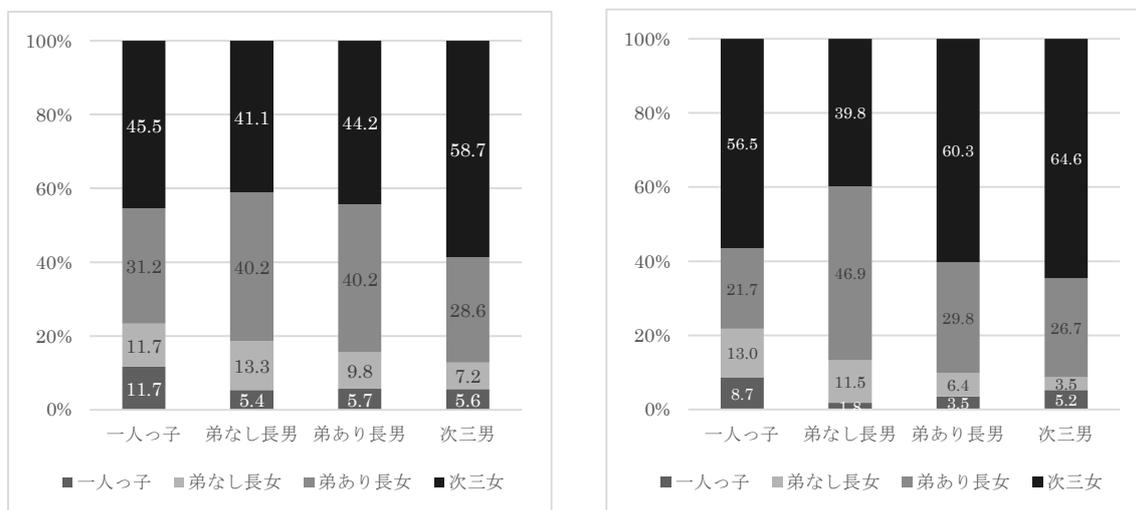


図5.1・5.2 職業階層別、夫のきょうだい構成別にみた妻のきょうだい構成

(左図：その他の職業階層，右図：農業・自営業層)

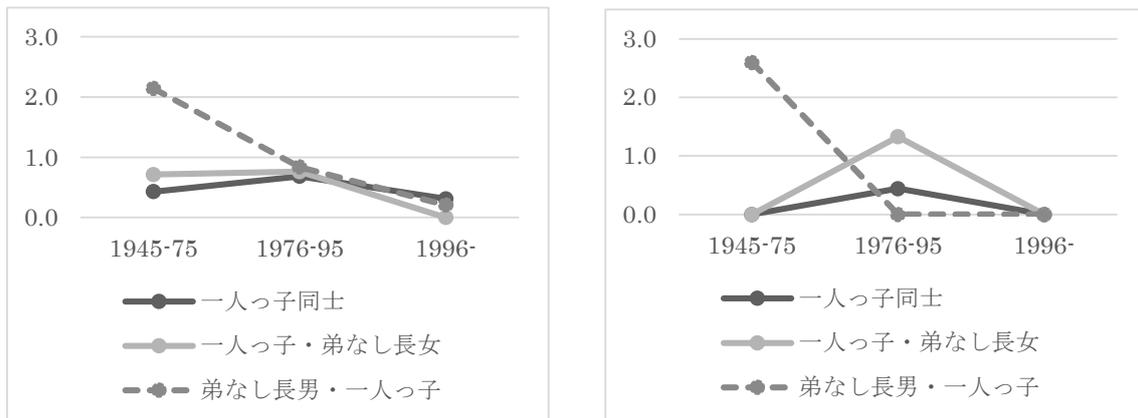


図5.3・5.4 職業階層別にみた組み合わせ比率の推移

(左図：その他の職業階層，右図：農業・自営業層)

続いて結婚コーホートを考慮したうえで、職業階層ごとにきょうだい構成による組み合わせの違いがみられるかどうかを検討した結果が、図5.3・5.4である。この図では、全体でみた場合に起こりにくかった組み合わせ3つの、全体に占める比率を計算してプロットした。近年に近づくほどにきょうだい規模の縮小と画一化が進行したことをふまえると、弟なし長男や弟なし長女の比率が高まるはずであり、それに伴ってそのような出生位置の個人同士の組み合わせが生じやすくなると考えられるためである。

しかし、いずれの職業階層におけるいずれの組み合わせも近年に近づくほどますます生じにくくなっている。結婚コーホートごと、さらに職業階層ごとにサンプルを区分したために、そもそもの度数が少なくなってしまうと断言はできないが、きょうだい規模が縮小したとしても、配偶者選択における出生順位の影響は残っている可能性を示唆することはできよう。

ここまでの記述的分析より考察されるのは、配偶者選択において自身のきょうだい構成はもちろん、相手方のきょうだい構成が考慮されて配偶者選択が行われていることである。特に、家系維持の役割を担う確率の高い長男や弟のいない長女については、同じように家系維持の役割を担う相手とは結婚しにくい構造があるようである。しかしこれは、あくまでも初婚を継続しているカップルだけに限定されている結果であることに留意する必要がある。未婚者が結婚する際にも、すなわち配偶者をまさに選択する局面においても上記のように出

生順位が影響を与えるのであろうか。それについて、次節以降で検証していこう。

5.4.2 基礎分析②：きょうだい数別の累積初婚経験率に関する分析

前項でみたきょうだい構成の組み合わせからは、結婚によって家系を維持することがはかられている可能性と、それがきょうだい規模が縮小しても同様にみられる現象である可能性とが考えられた。そのなかでも家系維持の役割を期待されている個人が結婚しにくいとするならば、きょうだい規模が小さい場合には結婚が遅くなると考えられる。そこで以下ではまず、きょうだい数ごとに累積初婚経験比率の推移をみた。その結果が図5.5および5.6である。

きょうだい数が多いほど初婚経験比率が早期に高くなっていることが男女ともに図より読みとれる。この結果は前項の記述的分析の結果とも整合的であり、きょうだい規模が大きい場合には、きょうだいのなかに早期に離家していく者が多くなることを示していると考えられる⁴⁾。これをふまえ、次項より離散時間ロジットモデルによる推定結果をまとめていく。

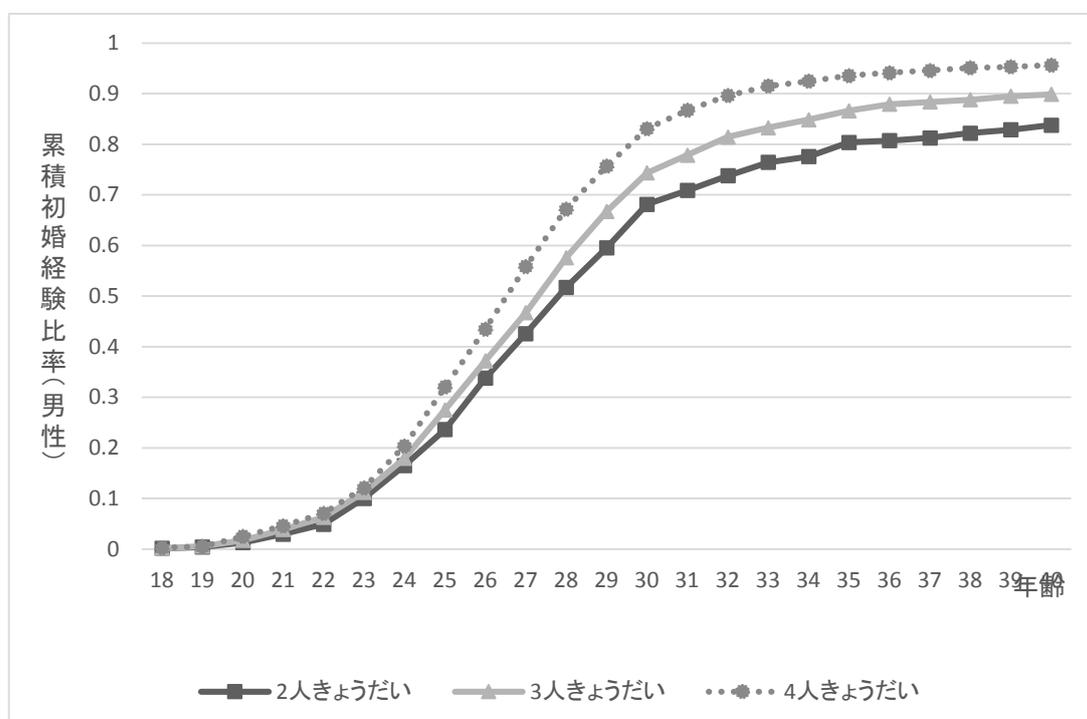


図5.5 きょうだいのいる男性のきょうだい数別にみた累積初婚経験比率

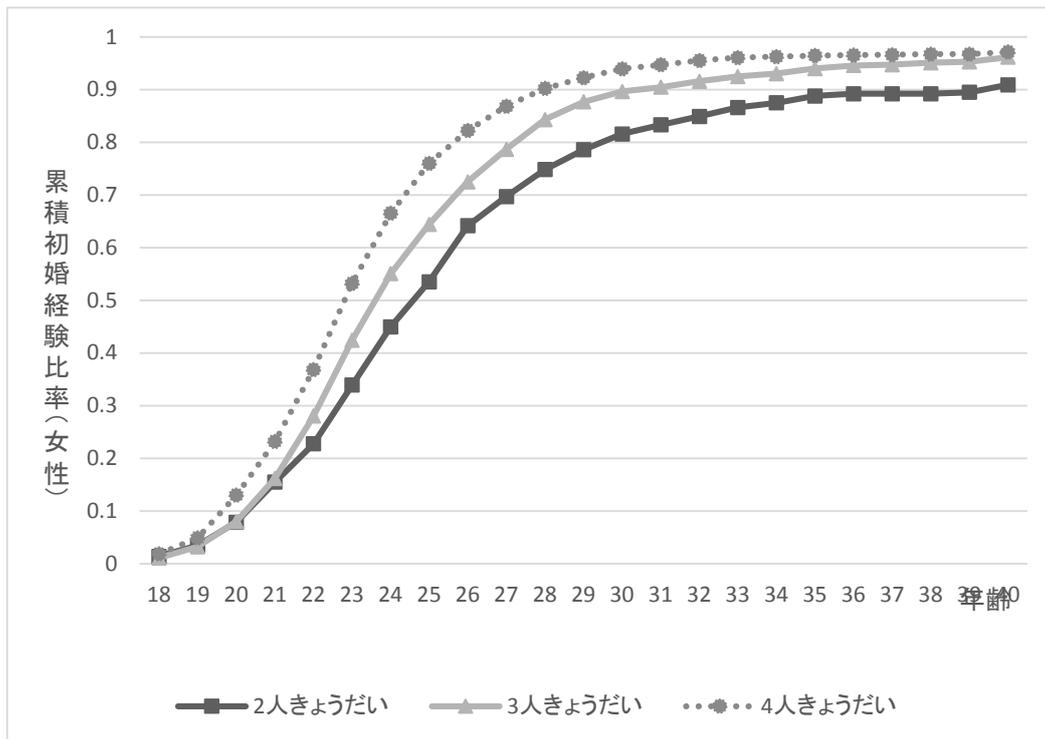


図5.6 きょうだいのいる女性のきょうだい数別にみた累積初婚経験比率

5.4.3 イベントヒストリー分析

以上の記述的分析をふまえ、初婚イベントの経験を従属変数とする離散時間ロジットモデルによって、初婚タイミングにきょうだい構成が与える影響をみていこう⁵⁾。初めに、統制変数の効果について表5.5にまとめた。

これまでの章で扱ってきた本人の学歴や職業、父親の職業についてみてみると、まず本人学歴については、男性も女性も四年制大学以上の場合には統計的に有意に初婚タイミングが遅く、女性は短期大学等の学歴の場合についても有意にタイミングが遅い。職業については、男性の場合大企業や自営業で結婚が早く、臨時雇いや無職の場合には遅い。他方女性は、臨時雇いや無職の場合には結婚が早くなっている⁶⁾。続いて父親の職業に就いては、男女いずれにおいても農林漁業職であると結婚タイミングが早い。これらの結果については、加藤(2011)でも同様の結果が得られている。父親の社会経済的地位や本人の地位達成が、結婚タイミングと密接にかかわっていることが確認できよう。

表5.5 統制変数のみを投入したベースモデル（男女別）

従属変数: 初婚経験	男性		女性		
	Coef.(S.E.)	Exp(β)	Coef.(S.E.)	Exp(β)	
年齢	1.958 (0.053)	7.086 ***	1.801 (0.051)	6.057	***
年齢の2乗	-0.032 (0.001)	0.968 ***	-0.033 (0.001)	0.968	***
父親職業(Ref: 一般従業者)					
経営・管理職	0.120 (0.069)	1.128 †	0.037 (0.072)	1.038	
非農自営業	0.073 (0.054)	1.075	0.004 (0.049)	1.004	
農林漁業職	0.132 (0.053)	1.142 *	0.279 (0.049)	1.322	***
臨時・無職・不明	0.102 (0.062)	1.107	0.029 (0.056)	1.029	
父親不在・無回答	0.461 (0.158)	1.586 **	0.049 (0.170)	1.050	
両親学歴(Ref: それ以外)					
親高等教育	-0.006 (0.063)	0.994	-0.076 (0.061)	0.927	
親学歴不明	-0.075 (0.050)	0.928	-0.031 (0.044)	0.969	
15歳時居住地(Ref: その他市町村)					
大都市	-0.283 (0.054)	0.754 ***	-0.174 (0.053)	0.840	**
中小都市	-0.135 (0.045)	0.874 **	-0.061 (0.042)	0.940	
30歳時コーホート(Ref: 1975年以前)					
1976~1985年	-0.274 (0.046)	0.760 ***	0.014 (0.045)	1.014	
1986年以降	-0.683 (0.046)	0.505 ***	-0.533 (0.044)	0.587	***
本人学歴(Ref: 高等学校まで)					
短大・高専・専門	-0.063 (0.120)	0.939	-0.247 (0.082)	0.781	**
四年制大学以上	-0.158 (0.048)	0.854 **	-0.450 (0.059)	0.638	***
本人初職(Ref: 中小企業・団体)					
専門・技術職	-0.032 (0.066)	0.968	0.056 (0.067)	1.058	
大企業・団体(大)	0.100 (0.045)	1.105 *	-0.009 (0.046)	0.991	
自営業	0.255 (0.062)	1.291 ***	0.085 (0.070)	1.089	
臨時雇い・無職	-0.277 (0.089)	0.758 **	0.122 (0.053)	1.129	*
初職不明・無回答	-0.042 (0.080)	0.959	0.319 (0.057)	1.376	***
Constant※	-30.452 (0.726)	0.000 ***	-25.432 (0.632)	0.000	***
Log likelihood	-11073.205		-11978.493		
LR χ^2	4127.190		2901.440		
擬似R2	0.157		0.108		
Number of persons	4546		4904		
Number of observations	48668		37284		

*** p<.001, ** p<.01, * p<.05, † p<.1

※Exp(β)の値が小さく、小数第3位までの表記では0.000となっている。

(1) 男性の初婚タイミングにきょうだい構成が与える影響とその趨勢

表5.6は、男性の初婚タイミングに対してきょうだい構成が影響しているかどうか、離散時間ロジットモデルによる推定を行った結果である。

Model1ではきょうだい数と出生順位の効果を、Model2ではきょうだい数と長男ダミーの効果をそれぞれ検証した。きょうだい数の項をみてみると、いずれのモデルでも一人っ子的の場合に統計的に有意に正の効果がみとめられる。すなわち、2人きょうだいの男性よりも一人っ子的の男性のほうが、結婚のタイミングが早いということである。また、2人きょうだいに比べて3人きょうだいや4人以上のきょうだいにおいて初婚のタイミングが早いという傾向はみとめられず、きょうだい規模が大きくなるほど結婚のタイミングが早くなるというきょうだい規模仮説は支持されないことがわかる。出生順位や長男ダミーの推定結果は統計的に有意ではなく、これらは初婚タイミングに影響していないことがわかる。男性においては順位規範的なタイミングの差異はみられず、きょうだいのいる長男であることも差異を生み出す要因ではないといえる。

続く Model3 と Model4 では、一人っ子であることやきょうだいのいる長男であること、父親の職業が農業である場合のそれらの効果について趨勢検証を行った。Model3 をみてみると、一人っ子であること自体にはやはり統計的に有意に正の効果がみられるのに加えて、もっとも新しい 1986 年以降に 30 歳をむかえるコーホートではその効果が抑制されていることがわかる。それは出身階層と長子ダミーの交互作用項を投入した Model4 でも同様にみとめられ、かつては結婚タイミングが早かった一人っ子は、近年ではきょうだい員がいる場合と同じか、それよりもやや遅いタイミングで結婚していることが示唆される。また、父親が農業であることそれ自体は統計的に有意に初婚タイミングを早める効果をもつが、一人っ子やきょうだいのいる長男であることとそれの間には関連はみられない。したがって、農家の長男であることは結婚タイミングに有利であったり不利であったりはしないと判断できよう。

以上より男性については、かつては一人っ子だときょうだいのいる場合に比べて結婚タイミングが早かったが、近年ではそのような結婚に対する一人っ子の優位性は失われているといえる⁷⁾。

表 5.6 離散時間ロジットモデルによる推定結果（男性）

	Model1		Model2		Model3		Model4	
	Coef. (S.E.)	Exp(β)	Coef. (S.E.)	Exp(β)	Coef. (S.E.)	Exp(β)	Coef. (S.E.)	Exp(β)
きょうだい数(Ref: 2人きょうだい)								
一人っ子	0.165 (0.085)	1.180 †	0.155 (0.088)	1.17 †	0.390 (0.133)	1.478 **	0.390 (0.133)	1.478 **
3人きょうだい	0.046 (0.054)	1.047	0.046 (0.054)	1.05	0.047 (0.054)	1.048	0.047 (0.054)	1.048
4人以上きょうだい	0.049 (0.059)	1.050	0.056 (0.055)	1.06	0.072 (0.056)	1.075	0.072 (0.056)	1.075
出生順位	0.006 (0.013)	1.006						
長男ダミー			-0.015 (0.044)	0.99	0.007 (0.063)	1.007	0.008 (0.063)	1.008
一人っ子×1976～1985年					-0.329 (0.215)	0.720	-0.264 (0.231)	0.768
一人っ子×1986年以降					-0.407 (0.182)	0.666 *	-0.428 (0.184)	0.652 *
長男×1976～1985年					-0.001 (0.107)	0.999	0.011 (0.113)	1.011
長男×1986年以降					-0.066 (0.097)	0.936	-0.044 (0.099)	0.957
父農業×一人っ子×1976～1985年							-0.311 (0.429)	0.733
父農業×一人っ子×1986年以降							0.477 (0.559)	1.611
父農業×長男×1976～1985年							-0.065 (0.202)	0.937
父農業×長男×1986年以降							-0.233 (0.210)	0.792
Log likelihood	-11071.153		-11071.208		-11068.405		-11067.122	
LR χ^2	4131.290		4131.180		4136.790		4139.350	
擬似R2	0.157		0.157		0.158		0.158	
Number of persons					4904			
Number of observations					37284			

*** p<.001, ** p<.01, * p<.05, † p<.1

※ベースモデルで使用している統制変数の効果の傾向は、本表のいずれのモデルにおいても同様であったため、本表では割愛した。

(2) 女性の初婚タイミングにきょうだい構成が与える影響とその趨勢

表5.7は、女性の初婚タイミングについて離散時間ロジットモデルによる推定を行った結果である。Model1ではきょうだい数と出生順位の効果を検証し、Model2ではきょうだい数と長女ダミーの効果を検証した。いずれのモデルにおいても共通して、一人っ子であると初婚タイミングが遅いこと、2人きょうだいに比べて3人きょうだいや4人以上きょうだいの場合に初婚タイミングが早いことが明らかになっている。また、出生順位は統計的に有意に負の影響を示して

おり、きょうだい内で生まれが遅いと結婚タイミングが遅くなることが示された。女性のみきょうだいの長女であることは、統計的有意な影響をもたなかった。

続いて一人っ子であることや女性のみきょうだいの長女であることの効果の趨勢を検討したModel3からは、もっとも新しいコーホートの一人っ子において初婚タイミングが遅いことと、戦前生まれのコーホートでは女性のみきょうだいの長女であると初婚タイミングが早かったが、もっとも新しいコーホートでは長女であることの効果が抑制されていることがわかる。そして出身階層との交互作用を検証したModel4からは、農家の一人っ子や長女であることに統計的有意な効果はみとめられないことが明らかになった。

表 5.7 離散時間ロジットモデルによる推定結果（女性）

	Model1		Model2		Model3		Model4	
	Coef. (S.E.)	Exp(β)						
きょうだい数(Ref: 2人きょうだい)								
一人っ子	-0.181 (0.085)	0.834 *	-0.155 (0.087)	0.856 †	0.064 (0.119)	1.066	0.064 (0.119)	1.067
3人きょうだい	0.114 (0.052)	1.120 *	0.112 (0.053)	1.118 *	0.1136 (0.053)	1.120 *	0.114 (0.053)	1.121 *
4人以上きょうだい	0.149 (0.057)	1.161 **	0.116 (0.055)	1.122 *	0.1479 (0.056)	1.159 **	0.148 (0.056)	1.160 **
出生順位	-0.023 (0.012)	0.977 †						
長女ダミー			0.051 (0.067)	1.053	0.265 (0.118)	1.303 *	0.265 (0.118)	1.303 *
一人っ子×1976～1985年					-0.232 (0.225)	0.793	-0.273 (0.230)	0.761
一人っ子×1986年以降					-0.476 (0.176)	0.621 **	-0.493 (0.178)	0.611 **
長女×1976～1985年					-0.127 (0.171)	0.881	-0.125 (0.181)	0.882
長女×1986年以降					-0.378 (0.150)	0.685 *	-0.364 (0.152)	0.695 *
父農業×一人っ子×1976～1985年							0.933 (0.835)	2.543
父農業×一人っ子×1986年以降							0.468 (0.646)	1.597
父農業×長女×1976～1985年							-0.007 (0.310)	0.993
父農業×長女×1986年以降							-0.174 (0.328)	0.840
Log likelihood	-11969.074		-11970.677		-11964.129		-11963.211	
LR χ^2	2920.280		2917.080		2930.170		2932.010	
擬似R2	0.109		0.109		0.109		0.109	
Number of persons					4904			
Number of observations					37284			

*** p<.001, ** p<.01, * p<.05, † p<.1

※ベースモデルで使用している統制変数の効果の傾向は、本表のいずれのモデルにおいても同様であったため、本表では割愛した。

男性の推定結果では統計的有意ではなかったが女性の推定結果では統計的有意な結果が得られた出生順位ときょうだい数については、その趨勢も確認しておこう。以下の表 5.8 では、女性かつきょうだいがいる場合に限定して、出生順位ときょうだい規模の趨勢を検証した結果である。

表 5.8 出生順位およびきょうだい数の影響の趨勢検証（女性）

	順位規範		きょうだい規模	
	Coef. (S.E.)	Exp(β)	Coef. (S.E.)	Exp(β)
きょうだい数(Ref: 2人きょうだい)				
3人きょうだい	0.100 (0.053)	1.105 †		
4人以上きょうだい	0.158 (0.059)	1.171 **		
きょうだい数(線形)			0.016 (0.012)	1.016
出生順位	-0.018 (0.014)	0.982		
出生順位×1976～1985年	-0.047 (0.026)	0.954 †		
出生順位×1986年以降	0.064 (0.036)	1.066 †		
きょうだい数×1976～1985年			-0.044 (0.026)	0.957 †
きょうだい数×1986年以降			0.092 (0.035)	1.096 **
Log likelihood	-11337.784		-11339.979	
LR χ^2	2767.340		2762.940	
擬似R2	0.109		0.109	
Number of persons			4641	
Number of observations			34977	

※これまでの表と同様に、統制変数の効果については結果を割愛している。

まず出生順位の効果の趨勢を確認した結果からは、産業転換期に 30 歳をむかえるコーホートにおいて出生順位による負の影響がみとめられること、一方 1986 年以降に 30 歳をむかえる高度成長期以降生まれのコーホートにおいては、出生順位が遅いほどに結婚タイミングが早くなることが示されている。すなわち、戦後間もないころの産業復興期に生まれて産業転換期に結婚適齢期をむか

える世代では、「順番待ち」の傾向があったということ、しかしその後の世代では状況が逆転して、生まれが遅いほど早く結婚するということが示唆される。

続いてきょうだい規模の効果の趨勢についても、出生順位の趨勢と同様のパターンがみとめられる。すなわち産業復興期に生まれた世代ではきょうだい規模が大きいほど結婚タイミングが遅く、高度成長期生まれの世代ではきょうだい規模が大きいほど結婚タイミングが早い。出生順位についてもきょうだい規模についても、その影響のトレンドが単調的ではないことが理解できよう。

以上をまとめて女性についての分析結果よりわかるのは、きょうだい規模が大きい家族の女性において結婚タイミングが早いのは、とりわけもっとも新しいコーホートにおいて顕著な傾向であること、出生順位が遅くなるほどに結婚タイミングが遅くなるような「順番待ち」現象がみられた可能性があるのは、産業復興期に生まれた世代であること、もっとも新しいコーホートの女性については一人っ子や女性のみきょうだいの長女であることによって、初婚のタイミングが遅くなっているということである。男性の場合と異なり、女性については特定の世代において、順位規範仮説やきょうだい規模仮説が支持される。また、一人っ子の場合も女性のみきょうだいの長女の場合も、高度成長期以降に生まれたコーホートにおいて、長子であることの負の影響が確認されることが特徴的な結果であるといえよう。

5.5 長子の晩婚化

以上の分析より、男性と女性とで出身階層や本人の社会経済的地位の指標のもつ効果のパターンは同様であるが、きょうだい構成要因が結婚タイミングに与える影響には違いがみられることが明らかとなった。男性について特に強調すべきなのは、一人っ子の効果がコーホートごとに異なっていたことである。具体的には、戦前生まれの一人っ子においては長男の初婚タイミングが早い、高度成長期以降に生まれた一人っ子では初婚タイミングが遅い。そしてこれ以外には、きょうだい構成要因は初婚タイミングに影響を与えていなかった。

他方、女性については男性よりも顕著に影響およびその変化が確認された。まず、きょうだい規模が大きいことは女性の初婚タイミングを早め、出生順位が遅

いと初婚が遅くなる。より詳細に分析してみると、高度成長期以降に生まれた世代できょうだい規模が大きいと初婚タイミングが早いことがわかった。また、出生順位が遅いことは戦後間もなくから高度成長期前ごろまでに生まれた世代については負の影響をもっているが、近年ではむしろ初婚タイミングを早めている可能性が示された。そして、一人っ子かつ高度成長期以降に生まれた女性は初婚のタイミングが遅いこと、女性のみきょうだいの長女は他のきょうだい員に比べて初婚タイミングが早い状態から、近年ほどそのタイミングが遅い状態へと変化していることが示された。

以下ではなぜ上記のような結果がみられたのかを考察する。まず男女の分析結果を見比べてみると、男性よりも女性のほうがきょうだい構成要因からの影響を受け、かつそれが世代とともに変化してきていることがうかがえる。このような性差は、女性が定位家族の背景的要因の影響を受けやすい状況にあることを示唆している。

多くの場合、女性は結婚すると生家を離れて配偶者と生活する。対照的に男性の場合には家を継ぎ、家系を維持する役割を担う文化が日本社会にはいまだ深く根づいている（施 2012）。長男に限らず男性の方が女性に比べて家系維持の役割を担うことが多いという背景から、家族内で男性選好的な資源配分が行われ、その結果として女性の初婚タイミングにきょうだい構成要因が影響を及ぼしていると考えられる。女性は自分を取りまくきょうだい環境に応じて資源の獲得上不利になりやすいのである。

女性においてきょうだい数が影響をもっていることは、定位家族の資源の獲得をめぐる葛藤が生じる結果として、結婚が促進されることを意味する。また、戦前生まれに比べて高度成長期以降生まれの女性で出生順位の負の効果が縮小する傾向がみられたことについては、見合結婚が中心の社会でみられたような女性きょうだいの「順番待ち」が、恋愛結婚の増加とともに生じにくくなっていることによる説明が妥当であると考えられる。

興味深いのは、戦前生まれの一人っ子男性や長女の初婚タイミングが相対的に早いのに対し、近年の出生コーホートではむしろ長男や長女の結婚タイミングが遅くなる傾向がみられたこと、近年では一人っ子女性においても結婚タイミングが遅いことが明らかになったことである。

戦後の日本社会では高齢化が進行し、親子関係の長期化が進んでいる（春日井 1997）。老親の介護を基本的に子どもが行ってきた東アジア圏の文化的コンテクストや、男性きょうだいがいない場合には長女の同居確率が高い現状をふまえると、老親扶養・介護の役割を担うであろう一人っ子男性や女性、そして女性のみきょうだいの長女が結婚相手として選択されにくくなっている可能性が示唆される。

他方で女性においては、出生順位の負の効果がみられなくなり、きょうだい内で生まれの遅い女性の結婚タイミングが早くなる傾向にある。すなわち、恋愛による自由結婚の増加とともにきょうだい構成による「順番待ち」の制約から解放される人々の姿が描かれる反面で、きょうだい数が減少した日本社会においては、少ないきょうだい員の間でどのように家族役割を分担するかが結婚行動に大きな影響を与えているのである。見合結婚が中心であった時代には優先的に結婚していた長男や長女は、近年ではかえって結婚するのが困難な状況に立たされているといえよう⁸⁾。

[注]

1) アメリカの家族社会学者である Blood(1967)によると、純粋な見合い結婚の特徴として①伝統的な形式性、②主導性や判断における他者依存、③婚前交際の欠如、④愛情の欠如の4点が挙げられる。他方、純粋な恋愛結婚の特徴は①形式的な儀式に代わる実質性、②他者依存とは逆の自立性、③デートと求愛（という婚前交際）、④情緒的没入の4点が挙げられる。

2) 本文中で紹介した仮説以外にも、「親の資源希釈仮説：それぞれの子どもの結婚に使うことのできる親の資源が子どもの数と負の相関関係にあり、結婚は家族規模が大きいところよりも小さいところにとってより経済的に実現されうる」、「跡継ぎ有利仮説：結婚は潜在的な相続者にとってもっとも実現されうる」、「跡継ぎプレッシャー仮説（女性のみ）：男性きょうだいをもたない女性たちにおいては最後に離家する人が潜在的な相続者として任命されるので、他のきょうだい結婚する前に結婚しようとする」などの仮説がある。すべての仮説についての詳細は Kojima（1994）を参照されたい。

3) 学生結婚のサンプルを除外しているのは、本人の初職を分析モデルに使用する際に、時間的な順序のずれ（初職入職後に結婚ではなく、結婚してから初職入職となる）が発生するためである。

4) なお、 Kaplan・マイヤー法で生存関数を求めてウイルクソン検定を行った結果、きょうだい数による生存関数の違いが統計的にみとめられることが男女ともに確認された（男性は $\chi^2(2)=77.17, p<.001^{***}$ 、女性は $\chi^2(2)=77.17, p<.001^{***}$ 。括弧内は自由度）。

5) 離散時間ロジットモデルでは通常年齢をダミー化してモデルに投入するが、年齢をダミー化して投入した場合と線形で投入した場合とできょうだい構成要因及び統制変数の効果に違いがみられないこと、自由度の節約ができることからここでは年齢を線形変数として投入している。

6) 女性において臨時雇いや無職の場合に結婚タイミングが早いのは、結婚後すぐに退職することが決まっているために正規雇用の職には就かず臨時雇いの仕事をしていたり、あるいは家事見習いをしていたり、学卒後就職せずに結婚して家庭に入る女性がいることのあらわれであると考えられる。

7) Model4 の結果より一人っ子かつ30歳時コーホートが1986年以降の場合のオッズ比を計算すると、オッズ比は0.96倍となる。このことから、一人っ子の初婚タイミングに2人きょうだいとの間の違いがほとんどみられなくなっていることがわかる。

8)本文中には示していないが、本章で分析に使用したデータを用いて未婚者に占める長男の

割合をみてみたところ，長男の割合は他の出生順位のきょうだいよりも大きかった．

終章

きょうだい構成による移動機会格差とその意味の変容 —保障からリスクへ—

本研究では、きょうだい構成を考慮して日本社会における個人の社会移動をとらえ直すことを目的としてきた。そしてその目的に沿って、戦前から戦後の社会変動のなかで、きょうだい構成が社会移動に与える影響がどのように変化してきたかを実証した。具体的には第3章から第5章までにおいて、学歴、職業、結婚の3つのライフイベントときょうだい構成の関連に焦点を当ててきた。

既存研究はもちろん、本研究のなかでも再三述べてきたように、戦前の日本社会におけるきょうだい構成の意味は、男性であっても女性であっても重要なものである。なぜならば、日本家族は長子単独相続制度、長幼の序という儒教的倫理規範のもとで直系制家族として成立していたためである。それゆえにきょうだい内でどの位置に生まれるかが、定位家族内における個人の役割を規定した。そしてそれは、先天的に付与されるにもかかわらず、家族の資源の配分や一生にわたる家族関係にまで影響を及ぼすものとして、家族内で不平等を生成してきた。

ところが戦後、日本社会のきょうだいが置かれた状況は、少なくとも法制度上はそれまでとまったく異なっていた。改正民法や日本国憲法の制定により、出生順位および性別によるきょうだい内での区別が消失したのである。長子単独相続制度のもとでは、長子が家産を相続するとともに老親の扶養も担い、権利や義務が一局集中していた。だが、戦後は家産の相続権利はきょうだい内で平等のものとなり、義務ももちろん平等化した。すなわち法制度上、家族内で不平等が生じることはなくなったといっていよい。

本研究では今述べた法制度改革のタイミングと、実際の家族制度の変化にタイムラグがあることを指摘し、きょうだい構成が社会移動に与える影響の変化についてもそれがみとめられるという仮定を置いて検証を行った。その結果、やはり法制度改革のタイミングと同時的にきょうだい内での不平等が解消されたわけではないことが示された。さらに予測したとおり、きょうだい内不平等

の解消は高度成長期およびその後の産業転換期に生まれた世代でのみ確認された。

他方で、予測とはまったく逆の結果が得られた部分もある。それは、結婚タイミングに対する長子の意味が、消失するのではなく従来とは逆の方向に強調されたことである。それもあわせて考えると、きょうだい内においてすべての権利や義務が平等化しているわけではなく、きょうだい構成の影響が前時代とは異なる意味をもち始めたといえる。以下ではまず、各ライフイベントにおけるきょうだい構成と社会移動の関連メカニズムについて本研究で得られた知見を整理し、考察する。

6.1 きょうだい構成の影響の変容

きょうだい構成の日本的意味を考えるために、本研究ではおもに出生順位による社会移動の差異を中心に切りあげてきた。その結果、やはりもっとも特徴的なのは「長男」であった。「きょうだい内」で「最初に生まれた男性」である長男は、家産の相続人であり、親との同居や家業・家系存続の役割を期待され、他のきょうだい員とは一線を画した存在として位置づけられてきた。また男性きょうだいがいない場合には、長女がそれと同様の役割を担う存在であった。青年期のライフイベントにおけるきょうだい内の差異は、先天的な水路づけから完全には解放されない個人の姿を反映しているといえる。

6.1.1 学歴における長男選好：家族の資源投資と学歴の関連

学歴における出生順位の効果の検証からは、出身家庭背景にかかわらず長男の教育優先構造がみとめられた。同じ家族内の子どものなかでは、長男の学歴が他のきょうだい員に比べて高くなりやすい。さらに、農業人口が大半を占めていた戦前より広く知られてきた農家における「相続 - 教育代替」説は支持されなかった。どの出身階層においても、長男は教育を優先的に受けられるのである。

この実証結果は、安田（1971）が主張した農家継承者における学歴不要説とは整合的ではない。本研究では安田が対象とした世代より後の世代が中心的な

分析対象である点が異なっているが、その差異を実証結果の差異と結びつけるとするならば、以下のようにまとめられよう。

もっとも重要なのは、農業=学歴不要という社会的規範の衰退である。農家継承者において学歴が不要であるというのは、極端に言ってしまうと一切の学校教育を受けずに家業である農家を継承したとしても、その個人が家業や家系の存続においては問題なくそれを遂行できたからである。しかしながら、戦後に農業を継承する立場になった長男たちについては、そのような「甘い」環境はもはや残されていなかったと考えられる。

戦後間もなく行われた農地改革以降、農業と農村の荒廃が進んでいったことは紛れもない事実である（渡辺・羽田 1977）。先代から続く農家を維持するためにはそれまでと同様の営農では不十分で、農家継承者であってもある程度の教育経験、すなわち前世代に比して高い水準の教育が必要となった。特に戦後兼業農家が拡大していくなかで、兼業している他の仕事で収入を得るために、兼業農家の子弟は高学歴化に親和的であったという（奥井 2011）。以上をふまえると、農家継承者でも決して学歴不要とはならない。社会全体の高学歴化の影響も受け、日本は農家継承者でも学歴が必要な社会へと変化したのである。そしてこのことが、農家における相続と教育の代替関係を解消させたといえる。

農家においても長男の教育優先構造が共通でみられたことをふまえて、もっとも妥当な学歴獲得のメカニズムとして位置づけられるのは、安田（1971）の示した経済仮説である。すなわち、家族の資源を先行的に享受できる出生順位の早い子どもの教育達成が高くなる。このメカニズムが、戦前生まれから産業復興期に生まれた世代においては当てはまるといえる。本研究の実証では長男であることの効果に注目するために出生順位の効果に線形性を仮定していない。しかし既存の実証研究においては、出生順位が線形的に教育達成に負の影響を及ぼしているとする知見がほとんどである（藤原 2012；苦米地ほか 2012）。これもふまえて、長男が高い学歴を獲得できる大きな理由は家族の資源が常に先行的に投資される立場にあるためであるといえる。それに加えて、学歴獲得には「ジェンダー・トラック」が依然として存在する。つまり長男は、出生順位が早いことで有利であるうえに、男性であることによって同じきょうだい内の女性よりも相対的に有利なのである。長男は他のすべてのきょうだい員よりも

優先的に教育に関する資源を得るチャンスをもっているといえる。

本研究では、親がそれぞれの子どもに実際にどの程度の資源を投資したのかについては直接的な検証はなされていない¹⁾。しかしながら、出身階層によって長男の学歴の得やすさが異なることは、資源配分における長男優先性についての一つの可能性を提示する。

それは、資源の制約が強いほど親は長男を選好するという直系制家族的資源配分の存在である。出身階層が高い長男ほど長男であることによる進学しやすさが低下するという実証結果は、裏を返せば低階層家族では長男が年下のきょうだいたちよりも高い学歴を得やすいことを意味する。親が子どもに資源を配分するとき、その資源の絶対量がいかほどであるかということは非常に重要である。限られた資源をどのように配分するかという資源配分戦略は、資源が十分でない家族にとってより重要な問題として位置づけられる。そのような状況下で選択されるのが、他のきょうだい員ではなく長男であることを、本研究の分析結果は物語っているのである。

以上より家族の資源投資ときょうだいの学歴との関連メカニズムをまとめると、①資源の絶対量できょうだいそれぞれへの投資の平等性を保てるかどうかが決まる。②常に先行的に資源を享受できる出生順位の早い子どもは、相対的に十分に資源を得やすい状況に置かれている。③仮に資源が十分ではない場合には、選択的・選好的に長男が選択されてより多くの資源を得られている。

ここまで学歴と長男であることの関連についてまとめてきたが、産業転換期生まれのコーホートでは長男教育優先の構造はみとめられない。これについては、同様の趨勢をみせた世代間職業移動とあわせてその理由を考えてみたい。そこでまず先に、世代間職業移動における出生順位の影響の趨勢について、本研究で得られた知見とその解釈をまとめておきたい。

6.1.2 長男における階層再生産構造の持続

世代間職業移動に関する議論の主軸は、親世代と子世代の職業階層の結びつきとそれが時代とともにどのように変化してきたのかという点にある。数多くの検証によってこれまで導かれてきたのは、世代間移動における開放性／閉鎖性は、戦後産業化が進展した日本社会においてほとんど一貫して不変であると

いう結論である（石田・三輪 2009；原・盛山 1999）。これを前提として本研究では、出生順位が世代間移動の開放性／閉鎖性に影響を与える一要因となりうるのではないかとしてその効果の実証を試みた。

結果より明らかになったのは、高度成長期までに生まれた世代の世代間移動における長男の閉鎖的な移動構造である。この傾向は特に農業層および自営業層といった継承的な職業階層で顕著であり、安田（1971）が1965年SSMデータを用いて実証した結果と整合的であった。出生順位によって移動の構造が異なり、それが戦後に職業的地位を獲得した世代においてもみとめられることは、既存研究では得られていない新たな知見である。

長男において顕著に職業的地位の再生産構造が確認されることは、長男が家系の維持・存続の役割を担うという戦前から受け継がれてきた日本的文脈を踏襲しているためである。その根拠は、農業層や自営業層の長男で特に親子間の地位の一貫性がみとめられることはもちろん、他の職業階層においても長男で一貫性が高いことにある。サービス層や熟練マニュアル層においてもはっきりと長男と次三男の間で違いがみられた。

他方で半・非熟練マニュアル層においては出生順位による違いがそれほど大きくないことにも注目したい。長男が家系の維持・存続の役割を担うという文化がありつつも、家業と呼べるような継承的要素を含む職業をもたない家族の場合、親が長男に対して同水準もしくはより高い職業階層への移動を促進するような家族戦略が存在している可能性がある。というのも、家の連続性を期待するような直系制家族的規範をもつ家族においては、親は長男との同居や長男の生殖家族による扶養・介護を期待するからである。その意味では、長男を高い社会的地位に移動させることが家族戦略上もつとも経済合理的になる。

本研究で用いた職業階層のEGP6分類をSSM調査において作成されている職業威信スコアと対応させてみると、半・非熟練マニュアル層はそのスコアが低い、すなわち職業階層的には低い位置に属する職業であるといえる。そのような階層で長男であることの効果が大きくないのは、他の職業階層に比べると長男がより上昇移動しやすいことが反映されており、必ずしも長男が親と同じ職業階層にとどまろうとしていない、あるいは移動を促されるためである。他方で熟練マニュアル層には職人として仕事をしている者が含まれている。その

ような職人的職業については親子間のうち特に父親 - 長男間で技術の継承や社会化が行われる結果として、長男と次三男との間で差がみられるのではないだろうか。

今述べてきた長男の閉鎖的な移動構造は、長男が学歴においてその優先性を保っていた世代では不変であった。これは非常に興味深い結果である。社会移動に対して大きな影響を与える教育の面で有利であったにもかかわらず、長男の世代間移動が開放的になって上昇移動が促されたわけではない。このことから、戦後の日本社会にあっても職業階層の再生産構造がとりわけ長男において維持され、その結びつきは学歴にかかわらず一定であったとみなすことができる。

次に注目すべきは、以下の点である。きょうだい規模の縮小が急激に進んだ戦後 10 年間、すなわち産業復興期に生まれた世代の継承的職業階層においては、父親 - 長男間の職業的地位の一貫性が戦前生まれの世代に比べてむしろ高まったことである。これまでの議論では、戦前は長子単独相続制度と直系制家族的規範のもとで長男の閉鎖的な移動がみられるとされていた。しかし、戦後長子単独制度が廃止されたということから、長男の移動の閉鎖性が弱まることが想定される。しかし継承的職業階層において閉鎖性に高まりがみられており、想定とは反対の傾向が示されているのだ。

この点については、きょうだい規模の縮小が、長男役割の義務的側面を強化する方向に機能したと解釈することができる。5 人きょうだいの長男も、2 人きょうだいの長男も、長男であることには変わりはない。しかし、仮に長男が家業の継承を拒否しようと考えたとき、5 人きょうだいの場合には自分以外に 4 人のきょうだい員がおり、4 人もいれば誰かに代わってもらえるかもしれないという希望がもてるのに対して、2 人きょうだいの場合には自分以外のきょうだい員はたった 1 人しかおらず、自分が継承しないならばもう 1 人が必ず継承しなければならない構造がある。加えてきょうだい規模が大きければ、自分以外にも男性きょうだいがいる可能性は高まるが、2 人きょうだいだった場合には、自分以外のきょうだいが男性である可能性は 2 分の 1 である。したがってきょうだい規模の縮小は、そもそも家系の存続・維持を代行してもらえる見込みのあるきょうだい員が十分にはいない状態に長男を追い込み、それまで以上

に長男が家業を継承する気運を高めたと推測することができる。

以上のように継承的職業階層における世代間移動の閉鎖性の高まりがみられつつ、それ以外の職業においても長男であることの閉鎖性が維持され、学歴についても長男優先がみとめられた高度成長期生まれ世代までとはうって変わって、それ以降の産業転換期生まれの世代では、出生順位による差異がみとめられなくなった。そしてその理由の説明は、法制度改革からその浸透におけるタイムラグと、親世代と子世代が経験した社会化の差異との関連をもってなされる。

出生順位による差異が消失した学歴や職業は、おもに個人の地位達成的側面の強い指標である。なおかつこれらの達成過程においては、家族による資源投資が重要な役割を果たす。そのメカニズムは戦前より不変であり、特に日本的な出生順位を考慮した家族戦略は、法制度の改革以後の高度成長期にわたっても適応されてきたという（野々山 1999）。戦前に生まれ、出生順位によって区別される社会や定位家族のなかで社会化されて自身のライフコースを歩んできた親は、戦後間もなくのさまざまな社会変動のなかにあっても、自身の被社会化経験を子どもの世代に反映させていたのではないかと考えられる。またそれにともなって、子どもの側も直系制家族的な規範を内面化することも予測される。

このように考えることは、高度成長期以降に生まれたきょうだいにおいて出生順位による差異がみとめられないことと整合的である。というのも、高度成長期よりも後に生まれるということは、その個人が所属する定位家族はおおむね戦後に形成された家族であるからである。親世代は自分たちが子どもであった頃の社会状況と、まさにその瞬間生きている社会とが大きく異なることを認識していただろうし、そのような人々の行動の累積が、日本的な近代家族の特徴として浮かび上がっているように思われる。特に、70年代後半から QOL（Quality of Life）を高める気運が広まってきたことには、生活水準の向上と引き換えに公害や住宅に関するさまざまな問題にも直面することになった激動の高度成長期を経て、人々が個々の生活の第一次的な欲求を満たしたうえで、第二次的に何を求めるかを模索し始めていたことが示されている。

それと軌を一にして、家族形成の側面において親が子どもをもつことの意味

が変化したことも、出生順位の影響を消失させる方向に機能した。戦前から戦後にかけて、子どもをもつことの意味やその価値に変化が起こったことは、Burgess and Locke (1945) らをはじめ多くの家族研究者が指摘するところである (Shorter 1977; 落合 1994)。かつては、子どもはより効率的に経済活動を行うための労働力という意味合いが強かった。しかしながら、近代化とともに子どもは親の精神的充足の役割を担う存在としてとらえられるようになった (山田 2005)。

子どもは慈しむもの、子どもはかけがえのない大切な宝物という価値観が多くなるとして前提となったとき、労働力としての必要性に支えられて起こっていた子どもの出生という現象は消失していき、代わって夫婦の愛情の証としての子どもの出生が起こった。

加えて、「家」型の経済活動ではなく、サラリーマンとして経済活動を行う男性が増加したことからも、労働力としての子どもは必要なくなったといえる。これらのことから、子どもを多くもつ必要のない社会が到来し、親の選好の結果としての子どもの数すなわちきょうだい規模がもたらされているとみなして構わないような社会となったのである。

老親扶養や介護に限らず家族主義的な文化の根強い日本社会においては、子育ては当然家庭の中で行われるものとしてとらえられる。子育てにかかる費用の大半を家族が負担しているのはもちろん、義務教育以降の教育についても家計から教育費を支出する仕組みになっている。とりわけ高等教育費における私費負担率は OECD 諸国と比較しても非常に高く、その約 6 割を家計が負担しているのが現状である。したがって、子どもを育て、子どもに教育を受けさせるためには家計に十分な経済的資源がなければならない。

高等教育機関の大衆化が進み、たくさんの人が高等教育を受けようになり、子どもにはより高い教育を受けさせたいと考える親が増加した。高等教育を受けさせるとなるとお金が必要であり、さらに子どもが複数いる場合にはその分だけお金が必要になる。子どもをもつことへの負担感から、子どもをもたないという選択や、追加出生を希望しないという行動がみられることから、子どもへの教育の必要性とその負担との間で親が子どもの数を抑制しているといえる。すなわち、親は子どもの数を可能な範囲でコントロールしているのである。

そしてその帰結として、生まれてきた子どもたちへの平等な資源配分が実現され、出生順位差が消失したものと考えられる。

しかしながら世代間移動に関しては、別のメカニズムによってその出生順位差が消失したことも考えられる。それは、きょうだい規模の縮小によって階層再生産構造が顕在化したために、出生順位による違いがみとめられなくなったという可能性である。きょうだい規模の縮小により、それまでみられてきた「長男は父親の職業的地位を継承するが、次三男については制約がない」という構造が、「長男も次三男もだいたい父親と同じ職業階層」に到達する構造、すなわち階層再生産構造の中に完全に収まってしまったということが推察される。この点の検証は本研究では射程外となっているため、今後検討すべき課題として提示しておきたい。

6.1.3 新たなきょうだい内格差：配偶者選択における長子回避

これまでの議論をふまえるならば、戦後の日本家族は近年になるほど「きょうだい内で区別がつかない、差別のない家族」へと変化してきたといえよう。ところが初婚のタイミングにおいては、高度経済成長期以降に生まれた一人っ子男性や男性きょうだいのいない長女の晩婚化傾向が明らかにされた。特に当該世代における長女の負の効果は著しく大きなものであった。学歴や世代間移動における出生順位の効果の変動とは異なり、近年になるほどにその効果が表れてきているのは、いったいなぜなのだろうか。

学歴および世代間移動と結婚の間に区別をつけるとするならば、挙げられるのは、個人的地位を問うか、家族的地位を問うかという違いである。学歴および世代間移動は、基本的にはその個人がどのような学歴を得てどのような職業的地位へと移動するかという、個人的な社会移動を問うものである。他方結婚による社会移動は、もちろん個人の移動であるけれども、そこには定位家族から生殖家族への移動という、家族的地位の変化をとらえようとする側面が含まれる。この点から、同じ社会移動という大きな概念枠組みに包摂されつつもとらえている移動の性質が異なっているといえる。

前述のような差異をみとめる立場に立ったうえで、改めて結婚タイミングにおける出生順位の影響の動向について考察すると、そこには家系の継承に関連

した社会レベルでのメカニズムの変動と、その一方で人々の間に共有され続ける直系制家族的な規範の残存を指摘できる。

家系の継承に関連した社会レベルでのメカニズムの変動には、これまで示してきたさまざまな社会変動や家族変動が含まれる。特に大きいのは、結婚市場の構造変動にともなって、配偶者選択における個人の自由度が高まったことである。見合い結婚は恋愛結婚に比べて親や親族への依存度が高い結婚方法であり、その意味で定位家族によるきょうだいの結婚タイミングのコントロールも比較的容易であった（Kojima 1994）。ところが戦後、次第に恋愛結婚が主流になっていく。恋愛結婚は相対的に家族的背景や個人の職業階層的地位の影響を受けにくく、当然のことながら見合い結婚に比べれば親のコントロールもきかなくなる。このような背景だけならば、出生順位の効果はみられなくなり、きょうだい内の誰もが自由に恋愛結婚で配偶者を選択することが可能な家族となるはずである。

しかしながら、親の世代は直系制家族的規範や見合い結婚が中心の社会を経験してきており、子どもの世代が経験するそれとは結婚市場が大きく異なっている。それに加えて、特に家系存続の役割を担ってきた人々であれば、自分と同じように家系を存続させてほしいという思いを抱いても不思議ではない（NHK 世論調査部編 1985）。少なくとも「家を途絶えさせてほしい」と思う親はほとんどいないであろう。これこそ、日本社会に生きる人々の間に受け継がれる直系制家族的な規範を反映したものに他ならない。この規範のもと、親にとってとりわけ長子の結婚は重要な問題として位置づけられ、自分たちがその結婚をコントロールしたいと考えて長子の結婚市場を制限すると考えられる。かつてはそれがきょうだい内での優先的な結婚に結びつきやすく、生まれの遅いきょうだいにおいて「順番待ち」現象がみられたが、近年では親の介入は自由な結婚を妨げる方向に機能し、結果として長子の結婚タイミングが相対的に遅くなるのである。

加えて結婚に対する親の影響は、子どもの結婚それ自体に介入しようとするだけでなくとどまらない。多くの親は直系的な家族制度のもとで自分自身の親や配偶者の親との同居や世話を経験してきた。その経験を参照し、自分たちもいずれは子どもたちのなかの誰かと、基本的には長男およびその配偶者と同居

したり、長男から面倒をみてもらうことを比較的たやすく受け入れることができるし、実際にそうすることを希望している者も多かった（内閣府 1969）。このような状況下においては、長子は「跡継ぎ」であり、「親と同居する」確率が高く、「親の面倒をみる」確率が高い。親世代の個々人が本当にそう思っているかは別として、同居における長男比率の高さなどマクロレベルの統計からみても、伝統的な家族規範はいまだに残存していると考えられる。長子であるということが、家族役割を多く担っているというシグナルとなり、それが無意図的に配偶者候補に伝わってしまっている結果、長子の結婚タイミングが近年特に遅くなっていると解釈される。

6.2 日本社会における社会移動と出生順位に関連とそのゆくえ

6.2.1 長子であることのもつ意味：「保障」から「リスク」へ

本研究全体の問いは、「戦後の日本社会において、社会移動に対するきょうだい構成の影響は消失したのか。消失したならばそれはいつか。」であった。実証分析の結果を要約してこの問いへ答えるならば、①社会移動に対するきょうだい構成の影響は、個人的移動については消失傾向にあるが、家族的移動については従来と逆向きの影響があらわれ、②その変化のタイミングは高度成長期以降であるということになる。この答えより本研究では、戦後日本社会は長男や男性きょうだいのいない長女に生まれることが「保障」から「リスク」へと変化してきた社会だと総括する。

「家」制度のもとで家督を継承し家系存続の役割を担った長男や、婿養子をとって家系をつなぐことを期待された長女に対しては、他のきょうだい員とは異なる予期的社会化、資源配分が行われてきた。長男や長女がかならずしも第1子であるとは限らないが、多くの場合には彼らのうちいずれかが第1子である。きょうだい内で最初に生まれることは、きょうだい内で親の関心を一心に受けとることができる唯一の存在であることを意味する（依田 1990）。

また、加齢にともなって学校教育を受ける段階になれば、長子は常にきょうだい内の誰よりも先に、そのための資源を享受することができる存在ともなる。それが、結果的にきょうだい内でもっとも高い学歴を得やすくなることにもつ

ながっている。

そしてとりわけ戦前の長男は、将来的には親が営む家業を継承するとともに、職業だけでなく財産も継承し、結婚適齢期になれば結婚相手のマッチングも親によって行われた。長女についても、結婚相手は優先的に見繕われた。親と違う職業に就きたいとか、必ず恋愛結婚したいという場合には、長子であることは制約となっただろう。そのような制約はあれども、経済的側面でも家族形成の側面でも、それについての保障がより強固になされていることを考慮すれば（極端な表現をすれば、一文無しになったり結婚を望んでも結婚相手が見つかられずに一生を終えるような状況に比べれば）、長子に生まれることは制約よりもむしろメリットととらえられる場合が多かったといえる。

ところが戦後の民法改正による「家」制度の廃止により、長男が単独で相続をすることが絶対ではなくなった。つまり、長男は長男であることのメリットを失ったが、同時にその制約からも解放されたのである。きょうだいは生まれた瞬間に水路づけがなされた拘束的状況から解放され、長子も他のきょうだい員と同じスタートラインに立って好きな道を走ることができる、すなわち開放的な社会移動が実現可能となった。次三男や次三女よりも絶対的な出生順位が早いゆえに高い学歴を得るチャンスが大きいことを鑑みれば、むしろ長男の方が他のきょうだい員よりも自由に、しかもより高い地位への移動をしやすくなることも考えられる。すると長男であることは、単独相続にもとづいた長子優遇がなくなったとしても、きょうだい内で比べればその後のライフコースにおいて優位であり、開放的であるといえる。

しかし実際には、長男が開放的であるとは言い難い状況が生じた。少子化によるきょうだい規模の縮小、見合い結婚の衰退によって、長子であることが相対的に不利な様相を呈し始めたのである。きょうだい規模の縮小には、親が子どもに可能な範囲で平等な資源配分を実現することを望むような、選択的な家族形成も一役買っている。それゆえに、高等教育の大衆化が進んだ近年の日本社会においては、きょうだい内における学歴格差の縮小がもたらされている。しかしその一方で、長男は以前と変わらず親と同じ職業階層に入りやすく、老親扶養も長男が担うケースが多い（湯沢 1998）。背後にあるのは戦前から脈々と受け継がれてきた直系制家族的規範に他ならず、たとえ法制度上義務でなく

なったとしても、そのような出生順位による役割規定の構造には変化がみられない。

そして見合い結婚から恋愛結婚へと主流となる結婚メカニズムが変容していくなかで、実質的な「家」に拘束された、あるいは後に拘束される可能性の高い長男や長女は、配偶者候補としては避けられがちな存在となった。適齢期が来ればしかるべき相手を見合いによって探し、結婚するという流れのなかでは、家系存続の役割を担う長男や長女は優先的に相手を見つけてもらえたとし、結婚後は家産を相続するという点で、離家するきょうだい員よりは生活の目途が立ちやすかった。しかし近年では、そのような「十分な保障」がもてはやされる状態にはあらず、将来的に個人の生活に制約をかける「リスク」の方が大きく感じられるようになったと考えられ、それゆえに長子の結婚が遅くなっていることが想定される。

本研究では長子であることが「リスク」と認識されていることを主張しているが、同じように家族形成や家族それ自体を「リスク」としてとらえる視点は、山田（2001）によっても提示されている。山田は、産業成長期とそれ以降で、家族のリスクの根源になるものが質的に変化しているという。高度成長期までの日本においては、基本的な生活の水準がそれ以降の時代と比較して低かった。したがって、家族が困窮したり家族生活の困難性が高まるような状況は、家族と社会を経済的につないでいる、家族外からの収入の減少によってもたらされていたという。当時はきょうだい数も多く、経済的資源の多寡が生活の質に直結する度合いが強かったこともあり、女性にとっては結婚が豊かな生活への移行チャンスとして位置づけられ、家族のリスクは外部からもたらされるものであるとされた。

それに対して産業成長期以降現在までの日本社会では、家族のリスクの根源は家族内部にあるという。産業成長期のあとで産業転換期をむかえるころには、人々の生活は既に一定程度の水準を満たしており、その基盤のうえでさらに生活の質を高めることが希求されていた。そうすると、自分の生活水準を低下させる可能性のあるライフイベントがリスクと認識されるようになる。

たとえば結婚や出産による家族形成は、それまでの安定的な定位家族内での生活や他者との依存 - 非依存の度合いの低い単身生活から、配偶者や子どもと

の家族生活への移行による負担が増すことを意味する。また、家族成員内に要介護者が発生すれば、介護に割く経済的資源や時間、労力が増えるために、それまでよりも生活の水準が下がることにつながる。このように家族成員が自分に依存してくる度合いが高いことは、個人の生活のリスクが大きくなるということに他ならないのである。

本研究が主張する、「長子＝リスク」という認識の根拠は、上述のように家族内部からリスクが発生すると想定されることより導かれている。これを前提とし、以下ではなぜ長子であることが「リスク」となりうるのか、関連が深いと思われる社会保障システムや家族構造の変動の視点から考察していく。

6.2.2 なぜ長子であることがリスクになったのか？：家族主義的な社会保障システムによる潜在的なリスクとその顕在化

長子であることがリスクになる背景要因としてもっとも大きいのは、直系家族制度それ自体とそれを反映した規範のなかで形成・維持されてきた日本社会の家族主義的な社会保障システムである。そもそも社会保障制度が成立する以前には老親扶養および介護は子どもの義務であり、高齢者のケアは配偶者や子ども、すなわち家族が担うものであった。それが起点となっていることをふまれば、社会保障制度の整備が家族による扶養や介護の実態をふまえて進んだものであると理解できよう（直井 2010）。

それゆえに、老親扶養や介護の問題は家族の問題としてみなされる。歴史的に子どものなかでも家督相続者が扶養や介護の責任を負うことになってきたことから、きょうだい内で権利や義務が平等化されたはずの戦後の日本社会においてももちろん、長男およびその配偶者が親の（義親の）世話にあたってきた（山中 2001）。そして、家族がその役割を果たせなくなって初めて、家族外の国家や外部サービスに頼るという構図が出来上がっているのが現状である。

上述のとおり、財産を相続する代わりに長子が老親扶養や介護の役割を担う構造が土台となり、それに上乘せする形で社会保障制度の整備が進められてきた（上野 2001）。国家側からみれば、国家の扶養および介護の制度で捕捉できない部分については家族による補完を期待し、実際に家族にその役割を遂行してもらってきたといえよう。

このような日本の状況は、他の先進諸国における福祉政策と大きく異なっている。たとえば北欧諸国によって代表される社会民主主義的福祉国家においては、介護に占める国家支援の比重が大きい。また、アメリカのような自由主義的福祉国家では、国家による支援は少ないけれども夫婦家族制が前提となっていることもあり、子どもたちが介護の責務を第一義的に担うことは基本的にならない (Espin-Andersen 1990)。日本は国際的にみても社会保障における家族の役割、特に長子の役割が大きな社会として地位づけられるのである。

長子の役割が大きいということは、長子の家族生活に対する老親扶養や介護の影響が、他のきょうだい員の家族生活への影響に比べて大きいことを意味している。すなわち長子と結婚した場合には、配偶者は義親の介護や扶養に長子とともに携わることを避けられない。このような状況が想定される限りにおいて跡継ぎにあたる長子との結婚は、義親の扶養と介護が付随するがためにリスクと認識されてしまうと考えられる。

しかしながら本研究の実証分析の結果をふまえると、長子であることのリスクが顕在化したのは高度成長期以降と判断される。この理由について筆者は、長寿化が老親の扶養および介護の期間を長期化させていること、同時期における少子化の進展および家族の個人化の進展が、老親扶養や介護に対する認識をよりリスクフルなものにしていったことの2点が大きいのではないかと考えている。

生活水準の全体的な向上や医療技術の絶え間ない発展は、人々の寿命を延ばし続けている。要介護状態になったとしても適切な介護を受けることができれば生き延びることができるが、それは同時に介護役割を担う家族の資源が要介護者に投じられることを意味する。そしてその期間が長期化するという状況は、極端な言い方をすれば、個人の資源が家族成員によって奪われていく過程に他ならない。

また、少子化は家族内での役割配分の選択肢を減少させた。長子が老親の介護や扶養を中心的に担うとはいえ、長子以外にもたくさんのきょうだい員がいた戦後復興期ごろまでの世代では、役割を配分しようと思えばその選択肢は次三男、長女、次三女とたくさんあった。しかし一人っ子や二人きょうだいが主流である高度成長期以降生まれの世代では、そのような選択肢の多様性はもは

やない。せいぜい自分が負担するか、もう一人のきょうだいが負担するか、負担を二人で分け合うかという程度である。このことは、長子が老親扶養や介護を担うこと、その負担が大きいことを以前にも増して顕在化させる。

加えて家族の個人化によって家族成員個々の活動領域が家族外部に広がり個人主義的な傾向が高まることは、家族役割以外の役割を各々が持ち始めることを意味する。それは個人の生活全体における家族生活の比重を低下させることであるから、老親扶養や介護によってさらなる役割が課せられることが想定されるならば、多様な役割を持つがゆえに生じる役割葛藤を回避する意味でも、介護や扶養の役割を避けるのは合理的な選択である。

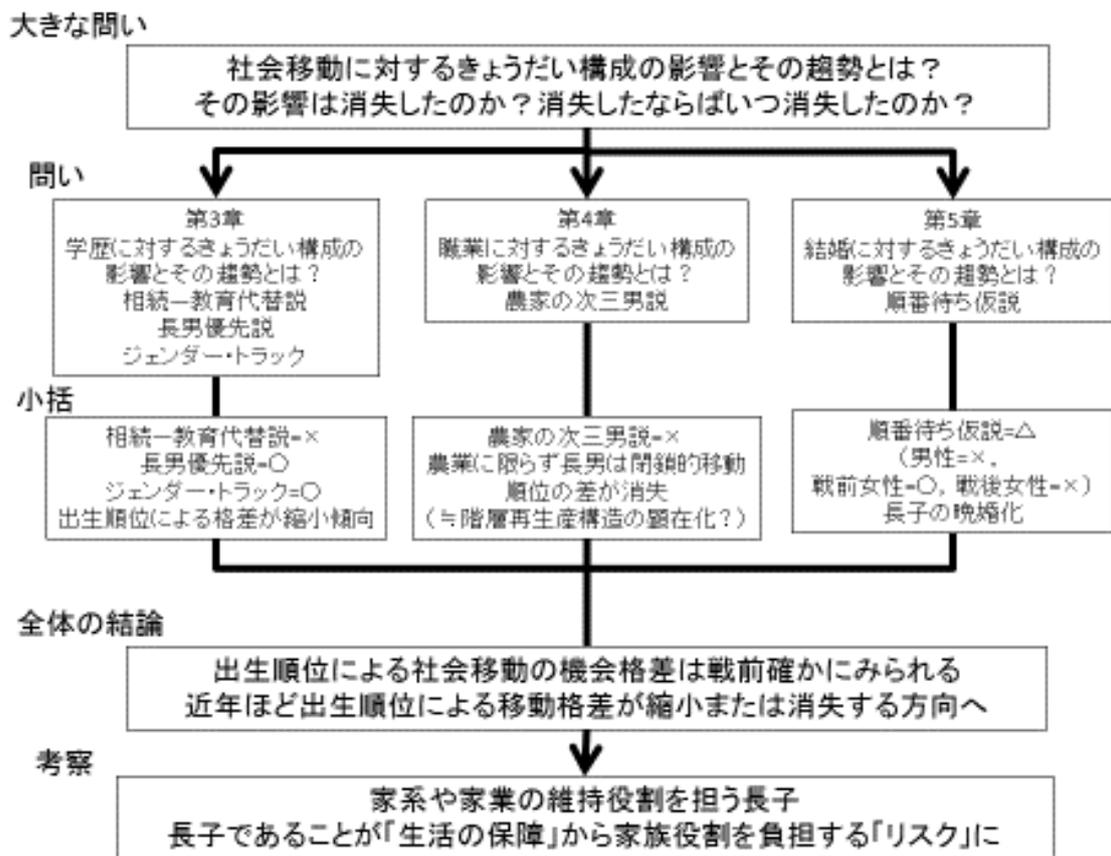


図 6.1 本研究の全体像

さらに、戦前から高度成長期に直系制家族的規範による拘束性に対して、人々がそれを完全に許容した状態であった可能性も指摘できる。ここでいう拘束性

とは、直系制家族的規範に人々が拘束される程度を意味している。単独相続により長男を跡継ぎとし、他方で次三男や女性は離家を促進されるという制度に人々がどれだけ縛られていたかということである。実際に「家」制度のもとで生じていた出生順位に応じた役割の差異化は、家系や家業の維持のためには合理的な選択であり、当たり前であり、そして老親扶養および介護とトレード・オフの関係にあった。このような家族内役割の違いを本研究では不平等のひとつとしてとらえてきたわけだが、運命的に与えられたこの不平等は、仕方がないものだと思われていたか、あるいはどの家族においても一般的にそのような構造がみられて比較する対象がないゆえに、人々がその不平等性に対して無自覚的であったのかもしれない。

6.2.3 出生順位による移動機会格差のゆくえ

今後の日本社会においては、出生順位と社会移動の関連はどのようになってゆくだろうか。筆者は、現在既に確認されているように学歴や職業達成の差異については出生順位が影響を与えないのに対して「長男・男性きょうだいのいない長女＝跡継ぎ」という直系制家族的規範が完全に消失しなければ、長男や長女が結婚市場において避けられる状況から脱することはできないと考える。

学歴を得るための資源投資については、予め親が必要な資金をある程度予測を立てて計画的に子どもを産むことが可能である。近年出生順位の効果がみられなくなってきた背景には紛れもなくこのような親による出生行動の制限があり、それが結果的に出生順位による格差が消失したようにみえることにつながっていると考えられる。

世代間移動については、職業階層的地位を保持できる十分な資源のある継承的職業階層のみに限り長男による世襲性が今後も確認される可能性があるが、それ以外の階層では基本的には出生順位による差異はみとめられなくなっていくだろう。

しかしながら結婚においては、直系制家族的規範によって「家」を継ぐ者の存在がいまだ求められており、その意味で長男や男性きょうだいのいない長女は次世代の家系維持者を確保する要員として重要な役割を担ったままである。家族の連続性を前提としない、真の意味での夫婦家族制が普及しない限りは、

長男や長女の結婚における差異は消失しないであろう。

また、現在では長子単独相続の名残を受けて長子が跡継ぎとなるパターンが多いが、特定の地域においては末子相続や姉家督などの習慣がみられたことをふまえば、長男や長女にこだわらずにきょうだい員の誰か一人を跡継ぎとして選択するような家族システムが今後新たに生じてくることも考えられる。だがそれが意味するのは、きょうだい内での選択的投資やその制限が長子以外の誰かに向けられることであり、そうならば今度はより業績主義的な家族内での選抜が行われるかもしれない。

以上のように考えてみると、きょうだい内で社会移動の差異が生じるのは仕方のないことであるようにも思える。問題なのは、「跡継ぎ」という役割それ自体ではなく、そこに付随するその他の家族役割の配分の不均衡である。

先述した新しい家族システムの可能性については野々山（1999）が提唱する「任意制家族」がその指針となりうる。以下ではその概念を援用して、日本社会のゆくえに関する一考察を述べたい。

「任意制家族」は、家族生活そのものが家族成員たちの選好動機にもとづく任意的かつ選択的なライフスタイルとなることが促進される家族であり、野々山（1999: 177）によって以下のようにまとめられている。

（任意制家族における家族ライフスタイルは）個々の家族成員たちが互いに相互作用しながら、家族生活における生活目標の達成を、生活資源を構成要素とする生活条件や生活機会の変動のなかで実現していく際に、各自の生活選好が動機づけの中核となって、自主的な共同選択の行動パターンとして合意形成的に組織化されるという形をとって展開する。家族成員たちの個別の生活選好に基づいて家族ライフスタイルが共同選択ないし共同決定される場合、成員たちの個人的選好は、ときに共同選択としての家族ライフスタイルとは齟齬を来たす場合もある。

この定義に示されるように、家族が個人による選好の結果とその相互作用において決定されるシステムを有する集団へと変化してきているとするならば、家族を形成するのも、家族を維持するのも、家族内での役割を規定するのも、基本的には個人の選好が重視されることになる。

この枠組みに沿って考えれば、直系家族制度的規範を持たずとも、あるいは夫婦一代限りで消滅する家族とならずとも、家族成員相互の交渉によって誰か一人が家系維持の役割を担うという合意形成ができれば家系の維持は可能であるし、本意ではない出生順位による役割の固定化はある程度回避できると考えられる。他方で自身の選好と齟齬が生じる場合には、すなわち跡継ぎを誰にするかということでもめ事が生じるならば、合意形成のためのコストが生じるし、いずれかの成員の意にそぐわずに合意できなかった際に、家族を解消してしまうことも可能となる。任意に選択できるということは、そこに選択肢が存在するという事と同時に、その選択に対する個々人の責任が増すことを意味する。

家族を成員各々の選好に基づく選択と決定の連続で維持していく場合には、定義の尾部に示されるような家族ライフスタイルと個人的選好の間で生じうる齟齬、換言すれば家族成員からの役割期待と自己実現との乖離が発生することが大いにありうる。この乖離の程度が大きくなればなるほど、家族はその個人にとって「重荷」となり、リスクとなるであろう。単に出生順位によって役割を規定するのではなく、その役割を家族成員相互の交渉によって民主的に配分していくことが、今後の日本家族において目指されるべき姿ではないだろうか。

6.3 本研究の成果の位置づけ

本研究は社会移動研究と家族研究の双方に対するインプリケーションを有するものとみることができる。以下では本研究で得られた知見がどのような意義を主張しうるか論じたい。

6.3.1 社会移動研究に対する意義

ここまでに何度も言及してきたとおり、従来の社会移動研究、特に日本社会における世代間移動の研究においては、移動の機会の不平等が戦後一貫して安定的であるという結論を導いているものが多い。しかしながらそれらの研究では父親と「一人の」子どもの間における移動が検討されており、そこでは「複数の」子どもの存在は考慮されていない。換言すれば、父親の職業階層的地位の影響は、どの出生順位の子どもにも平等であるということが仮定されてきた

ということである。

けれども現実の社会においては、その仮定は完全には当てはまっていない。都市で必要になった新たな労働力の担い手となったのは次三男であるという説や長子単独相続のもとでの長男の家業継承などをふまえれば、出生順位で移動構造に差異がみられると考えられるからである。

そのような前提のもとで行った本研究の検討より、戦後高度経済成長期以前に生まれた世代までは世代間移動のパターンに出生順位が影響を与えていることが新たに明らかにされた。戦前生まれの世代については安田（1971）による検証がある。だが、そこでは十分なサンプル・サイズが確保できておらず、戦後生まれについてはサンプルに含まれていなかった。本研究は安田が得た戦前生まれの世代に対する知見を補強しつつ、未検討だった世代についての検証を行った点で、確実な前進をもたらしたといえる。

加えて、社会移動に対する出生順位の影響パターンに世代間の差違がみとめられたことより、本研究の射程外となってしまうより新しい世代—親世代のきょうだい規模も子世代のきょうだい規模も小さい世代—の社会移動の趨勢についても注目すべきであることを提示できたといえよう。

6.3.2 家族研究に対する意義

本研究の鍵指標であったきょうだい構成は、定位家族内での位置属性を示すものである。そしてそれだけでなく、きょうだい構成は家族内での役割を規定する要因であることが本研究では強調された。加えて、きょうだい構成が家族の資源の配分戦略とも密接にかかわっていることについても、本研究では先行研究の蓄積に上乘せするかたちで再度提示することができた。

これらの成果は、きょうだいが存在することの意味やその影響について社会的視点から検証した結果得られたものである。家族を研究対象として取りあつかう専門領域はさまざまあるが、なかでもきょうだいはおもに心理学の領域において研究の対象となってきた。具体的には、きょうだい構成と個人のパーソナリティの関連についての研究蓄積が豊富であるといえる。本研究のように、きょうだい構成やきょうだい関係が個人のライフコースやライフイベントに対してどのようなインパクトをもち、そしてそれが社会の変動や家族の変動とと

もにどう変化してきたのかというような点についての社会学的な関心は、思いのほか向けられてこなかった (McHale et al. 2012) ²⁾. そのような状況をふまえると、本研究の試みは社会学の領域におけるきょうだい構成やきょうだい関係への注目を改めて喚起する研究のひとつとして位置づけられよう。

また、とりわけ日本の家族社会学の領域に対して、本研究は以下のような貢献を果たしたといえる。

第一に本研究は、家族制度研究でこれまで得られてきた成果と社会移動に関する計量的な分析の結果とを結びつけることによって、戦後の家族制度の転換についての再評価を促す契機を提供する。近年の日本家族社会学の領域においては、戦後の日本家族は直系制家族から夫婦制家族へ転換したというのが通説となっている (森岡 1998)。夫婦制家族は、夫婦の結婚によって家族が誕生し、その死亡によって家族が消失することを前提とした家族、すなわち夫婦一代限りの家族である。確かに敗戦後、そのような夫婦家族制度が前提とされる法制度の整備が進んだ。だがその反面で、一子による同居や継承を原則とする直系家族制度的規範がいまだ存続している可能性を本研究の実証分析は改めて提示した。

家族研究の領域では、1980年代に入って家族の自律性や情緒性を中心的テーマに据える近代家族論に関する議論が盛んになったことをうけて制度を考慮する視点が弱まり、戦後日本の家族制度がいったいどのようなものなのかに対する一定の答えが導かれないうまま今日に至っている (施 2012)。本研究は、日本の家族が必ずしも完全なる夫婦制家族ではなく、直系制家族と夫婦制家族の要素を併せもつ家族であることを主張するものとして位置づく。このような家族制度に対する見解は、かつての森岡 (1976) による「日本版」の夫婦制家族・直系制家族の存在の指摘と通ずるものであり、日本の文脈に即した家族制度の理解と概念構築に貢献できよう。

第二に、本研究は家族研究における社会階層的視点の導入を促すものである。昨今の家族社会学研究では、個人の選択や選好に重きが置かれる個人主義的アプローチが隆盛をむかえている。しかしながら個人は家族という集団に属しており、そして家族は社会という集団に属している。同じきょうだい規模であっても、同じ出生順位であっても、属する家族の階層的地位が異なれば個人のラ

イフコースが異なることが、本研究の随所で示されてきた。個人主義的アプローチにおいては相対的に欠落しがちな全体社会における家族の位置づけへの着目や、全体社会と家族の相互作用のもとで家族内部の成員の相互作用が成立していることに意識を向ける必要性を訴える点で、本研究は家族研究の今後の発展に貢献するものである。

6.3.2 社会移動研究と家族研究との架橋

以上述べてきたように、本研究は社会移動研究と家族研究双方の領域に対する意義をもつ。それだけでなく、両者の架橋的研究としても位置づけられる。

架橋の役割を果たしているのは、出生順位と直系家族制度的な家族規範の結びつきである。出生順位によって家族内での役割が異なることが戦前は自明であったが、戦後は必ずしも順位による役割の差異が発生するとは限らない。また戦後の産業化や家族変動は、従来の直系家族制度的な家族生活を家族が営みにくい状況をもたらした。それにともなって家族制度が次第に転換し、家族規範の弛緩が起こった。

しかしその一方で、依然として直系家族制度的な規範が残っていることが、出生順位による社会移動機会の差異にみてとれるのである。長子と他のきょうだい員が区別されるということは、同じ家族内のきょうだいを等値にみてはならないことを意味する。加えて、家族ごとに出身階層やきょうだい数が異なり、それに応じて長子と他のきょうだい員との区別がより明確になされる場合もあれば、長子と他のきょうだい員とがほぼ同等に扱われる場合もある。すなわち、家族内部での役割構造の指摘だけではなく、各家族の社会階層的地位をも考慮する必要があるということである。出生順位と社会移動機会の差異の背景に、直系家族制度的な規範が潜んでいることを指摘する本研究は、家族研究の視点と社会移動研究の視点の双方を組み合わせることによって初めて実現したものであり、その意味で両者の架橋となる研究であるといえる。

6.4 残された課題と今後の展望

最後に、残された課題として以下の三点を提示する。

まず一点目は、本研究では長男・長女かそれ以外かというきょうだい構成要因に中心的に焦点を当てたが、他のきょうだい構成要因とそれらの関連や、他のきょうだい構成要因それ自体に対する検証の必要性が残されていることである。出生順位が選択できないのと同様に、きょうだいの性別構成や他のきょうだい員との年齢間隔などは個人が選び取ることでできないものであり、したがってそれらが個人の社会移動に影響している可能性が考えられる。しかしそれらがどのようなメカニズムで機能しうるかについては十分な理論的・実証的知見が乏しいのが現状であり、今後の研究の進展が期待される。

二点目は、国際比較による日本の位置の相対化である。本研究では戦前から戦後にかけての時代間比較をメインテーマのひとつとして検証を行ってきたが、他国と比べたときにその変化をどう読みとることができるのかは未踏の課題として残されている。世界各国にきょうだい構成とライフイベントの関連を検討している研究者が点在しているものの、その多くが本研究のように国内における検証にとどまりがちで、国際比較研究は多くない³⁾。他国の知見を吸収しつつ、国際的にみたときに日本社会がどのような社会として位置づくのかについての検証を進めていく必要がある。

そして三点目は、さらなる長寿化と少子化が進行するといわれている日本社会においてきょうだいがどのような機能をもちうるのかについて、本研究では射程から外れてしまっている高齢期にも焦点を当てて検証することである。現在の日本社会では上述の社会変動のなかで、どのような社会福祉政策を打ち出すべきかが常に問われている。特に老親扶養の問題や高齢期の個人においては、「階層的代償仮説」(Cantor 1979)という仮説が存在する。この仮説は第一義的な関係性にある人々との関わりが不十分な状態を、第二義的な関係性の人々と関わることで補おうとすることを説明するものであり、生殖家族の成員である配偶者や子どもが第一義的關係、きょうだいが第二義的關係にあたる。すなわち、きょうだい員の存在は本研究が射程とした社会移動のさらに先の、高齢期における家族生活にまで深くかかわってくるものであり、そこできょうだい構

成がどのような意味をもちうるのかを，個人のライフコース内，きょうだい間関係，親子間関係などのさまざまな視点から検証することで，社会福祉政策に対してもインプリケーションを提供することが可能となるであろう．

[注]

1) 親が子どもにどのような資源をどれだけ配分しているかを検証する目的があったとしても、多数の対象者についてそれを直接的に測定するのは現実的には難しいことである。厳密な比較をすることを考えれば、同じ家族内の子どもに対する資源の配分について複数時点の情報が必要である。そしてそのような情報をもつような量的データを得ることは難しく、量的データを用いた多くの実証的な研究が間接的な検討にとどまってきたという経緯がある。

2) 戦後の少子化によってきょうだい規模が縮小している中、親や数少ないきょうだいといかにかかわっていくかは、地位達成過程だけでなく高齢期、ひいては個人のライフコース全体における重要な課題となりうる(吉原 2006)。しかし、これまで行われてきた中高齢期の個人を対象とした家族研究は親子関係や夫婦関係に重きを置き、きょうだい関係への焦点化はなされてこなかったのが現状である(McHale 1996)。

3) 例外として Ishida (1993) や Sieben and Graaf (2003) が挙げられる。

付記

本研究の二次分析にあたって、以下の社会調査の個票データ提供を受けた。ここに記して感謝の意を表したい。

1995年SSM調査データおよび2005年SSM調査データの使用にあたっては、2015年SSMデータ管理委員会の許可を得た。

また、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SSJデータアーカイブより「家族についての全国調査, 1999 (第1回全国家族調査, NFRJ98)」, 「家族についての全国調査, 2004 (第2回全国家族調査, NFRJ03)」および「家族についての全国調査 (第3回全国家族調査, NFRJ08), 2009」(いずれも日本家族社会学会全国家族調査委員会)の個票データ, 「日本版 General Social Surveys <JGSS-2000>」, 「日本版 General Social Surveys <JGSS-2001>」, 「日本版 General Social Surveys <JGSS-2002>」, 「日本版 General Social Surveys <JGSS-2006>」(いずれも大阪商業大学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))の個票データの提供を受けている。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。

参考文献

- Adler, A., 1930, *The Education of Children*, Gateway. (=1998, 岸見一郎訳『子どもの教育』一光社.)
- Allison, P. D., 1984, *Event History Analysis: Regression for Longitudinal Event Data*, Beverly Hills, California: Sage Publications.
- 秋葉節夫, 1993, 「階級」森岡清美・塩原勉・本間康平編『新社会学辞典』133.
- 天野郁夫, 1996, 『日本の教育システム』東京大学出版会.
- 青山道夫, 1978, 『日本家族制度論』九州大学出版会.
- 荒牧草平, 2000, 「教育機会の格差は縮小したか——教育環境の変化と出身階層間格差」近藤博之編『日本の階層システム 3——戦後日本の教育社会』東京大学出版会, 15-35.
- 朝井友紀子・水落正明, 2010, 「結婚タイミングを決める要因は何か」佐藤博樹・永井暁子・三輪哲編『結婚の壁——非婚・晩婚の構造』勁草書房, 144-158.
- Becker, G. S., 1964, *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, University of Chicago Press.
- , 1981, *A Treatise on the Family*, Cambridge MA: Harvard University Press.
- Behrman, J. R., Robert A. P. and P. Taubman, 1982, “Parental Preferences and Provision for Progeny,” *Journal of Political Economy*, 90: 52-73.
- Blake, J., 1985, “Number of Siblings and Educational Mobility,” *American Sociological Review*, 50(1), 84-94.
- , 1989, *Family Size and Achievement*, Berkeley: University of California Press.
- Blau, P. M. and O. D. Duncan, 1967, *The American Occupational Structure*. New York: Free Press.
- Blood, R. O. Jr., 1967, *Love Match and Arranged Marriage: A Tokyo-Detroit Comparison*, New York: Free Press.
- Blossfeld, H-P. and A. Timm eds., 2003, *Who Marries Whom?: Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies*, Kluwer Academic Publishers.

- Boudon, R., 1973, *L'Inegalite des Chances: La Mobilité Sociale dans les Sociétés Industrielles*, Librairie Armand Colin. (=1983, 杉本一郎・山本剛郎・草壁八郎訳, 『機会の不平等——産業社会における教育と社会移動』新曜社.)
- Bourdieu, P. and J. C. Passeron, 1964, *Les Héritiers*, Editions de Minuit. (=1997, 石井洋二郎監訳 『遺産相続者たち』藤原書店.)
- Breen, R. ed., 2004, *Social Mobility in Europe*. Oxford University Press.
- Brinton, M. C., 1993, “Women and the Economic Miracle: Gender and Work in Postwar Japan,” Berkeley, University of California Press.
- Buchmann, C., 2000, “Family Structure, Parental Perceptions and Child Labor in Kenya: What Factors Determine Who is Enrolled in School?” *Social Forces*, 78:1349-79.
- Burgess E. W. and H. J. Locke., 1945, *The Family*, American Book Company.
- Cantor, H. M., 1979, “Neighbors and Friends: An Overlooked Resource in Informal Support System,” *Research on Aging*, 1: 434-63.
- Erikson, R. and J. H. Goldthorpe, 1992, *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford University Press.
- Esping- Andersen, G, 1992, “The Three Political Economics of the Welfare State,” in J. Kolberg ed., *The Study of Welfare State Regimes*, Armonk, NY: M.E. Sharpe, 92-123.
- Featherman, D. L., F. L. Jones and R. M. Hauser., 1975, “Assumptions of Mobility Research in the United States: The Case of Occupational Status,” *Social Science Research*, 4: 329-60.
- and R. M. Hauser., 1978, *Opportunity and Change*, New York: Academic Press.
- 藤原翔, 2012, 「きょうだい構成と地位達成——キョウダイ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.
- Fujimoto, K., 2004, “Feminine Capital: The Forms of Capital in the Female Labor Market in Japan,” *Sociological Quarterly* 45(1): 91-111.
- Goldthorpe, J. H., 1987, *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain (revised edition)*, Clarendon Press.

- Goode, W. J., 1964, *The Family*, Prentice-Hall.
- Goodman, L. A., 1969, "How to Ransack Social Mobility Tables and Other Kinds of Cross-Classification Tables," *American Journal of Sociology*, 75(1): 1-40.
- Grusky, D. B., 1983, "Industrialization and Status Attainment Process: The Thesis of Industrialism Reconsidered," *American Sociological Review*, 48; 494-506.
- 原純輔, 2002, 「産業化と階層流動性」原純輔編著『流動化と社会格差』ミネルヴァ書房, 18-53.
- ・盛山和夫, 1999, 『社会階層——豊かさの中の不平等』東京大学出版会.
- 畑田国男, 1991, 『「妹の力」社会学』コスモの本.
- 平尾桂子, 2006, 「教育達成ときょうだい構成：性別間格差を中心に」『第2回家族についての全国調査（NFRJ03）第二次報告書』日本家族社会学会全国家族調査委員会編, 2: 17-27.
- , 2008, 「人口変動とジェンダー・家族——女性教育の効用とその変化」『教育社会学研究』82: 89-107.
- 平沢和司, 2011, 「きょうだい構成が教育達成に与える影響について——NFRJ08 本人データときょうだいデータを用いて」『第3回家族についての全国調査（NFRJ08）第二次報告書』日本家族社会学会全国家族調査委員会, 4: 21-42.
- ・片瀬一男, 2008, 「きょうだい構成と教育達成」米澤彰純編『2005年SSM調査シリーズ5 教育達成の構造』1-17.
- 廣嶋清志, 1983, 「家族形成過程へのきょうだい数の影響」『人口学研究』6: 31-40.
- 保坂恵美子, 2008, 「家族の変動」木下謙治・保坂恵美子・園井ゆり編著『新版家族社会学——基礎と応用』九州大学出版会, 13-28.
- 石田浩, 1999, 「学歴取得と学歴効用の国際比較」『日本労働研究雑誌』472: 2-16.
- ・三輪哲, 2009, 「階層移動から見た日本社会——長期的趨勢と国際比較」『社会学評論』59(4): 648-62.
- Ishida, H., 1993, *Social Mobility in Contemporary Japan: Educational Credentials*,

- Class and the Labor Market in a Cross-National Perspective*, Macmillan.
- , W. Mueller and J. Ridge, 1995, “Class, Origin, Class Destination, and Education: A Cross-national Study of Industrial Nations,” *American Journal of Sociology*, 101: 145-93.
- , 2001, “Industrialization, Class Structure, and Social Mobility in Postwar Japan,” *British Journal of Sociology*, 52: 579-604.
- 石原邦雄, 1993, 「家制度」森岡清美・塩原勉・本間康平編『新社会学辞典』32.
- , 2002, 「家族と職業をめぐる問題への視角」石原邦雄編『家族と職業——競合と調整』1-34.
- 岩間暁子, 2010, 「日本における『社会階層と家族』の研究を振り返る——階層研究と家族社会学の架橋のために」『家族社会学研究』22(2): 177-89.
- Kalmijn, M., 1998, “Intermarriage and Homogamy: Causes, Patterns, Trends,” *Annual Review of Sociology*, 24: 395-421.
- 神島二郎, 1971, 『文明の考現学』東京大学出版会.
- 鹿又伸夫, 2001, 『機会と結果の不平等——世代間移動と所得・資産格差』ミネルヴァ書房.
- , 2008, 「社会移動の変化と軌跡——ライフコース移動アプローチ」直井優・藤田英典編『講座社会学 13 階層』東京大学出版会, 39-76.
- 加藤彰彦, 2011, 「未婚化を押し進めてきた 2 つの力——経済成長の低下と個人主義のイデオロギー」『人口問題研究』67(2): 3-39.
- 春日井典子, 1997, 『ライフコースと親子関係』行路社.
- Knoke, D. and P. J. Burke, 1980, *Log-Linear Models*, Sage.
- Kojima, H., 1994, “Determinants of First Marital Formation in Japan: Does the Sibling Configuration Matter?” *Japan Review*, 5: 187-209.
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2007, 『第 13 回出生動向基本調査第 I 報告書：わが国夫婦の結婚過程と出生力』, 国立社会保障・人口問題研究所調査研究報告資料, (2015 年 5 月 20 日取得, <http://www.ipss.go.jp/publication/j/shiryou/cyokenshiryou.html>).
- , 2010, 『第 14 回出生動向基本調査』.

- 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.
- ・古田和久, 2011, 「教育達成における階層差の長期的趨勢」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の社会階層 2——階層と移動の構造』東京大学出版会, 89-105.
- 厚生労働省, 2012, 『国民生活基礎調査』.
- , 2013, 『人口動態統計』.
- 小山隆, 1976, 「家族変動の歴史的背景」森岡清美・山根常男編『家と現代家族』培風館, 272-89.
- Kreft, I., and J. de Leeuw, 1998, *Introducing Multilevel Modeling*, London: Sage Publications. (=2006, 小野寺孝義編訳『基礎から学ぶマルチレベルモデル——入り組んだ文脈から新たな理論を創出するための統計手法』ナカニシヤ出版.)
- 熊谷文枝, 1997, 『日本の家族と地域性』ミネルヴァ書房.
- 倉沢進, 1969, 『日本の都市社会』福村出版.
- Lee, K. S., 2009, “Competition for Resources: A Reexamination of Sibship Composition Models of Parental Investment,” *Journal of Marriage and Family*, 71: 263-77.
- Lipset, S. M. and H. L. Zetterberg, 1959, “Social Mobility in Industrial Societies,” Seymour M. Lipset and Reinhard Bendix, *Social Mobility in Industrial Society*, Berkeley: University of California Press, 11-75.
- McClelland, D. C. and G. A. Friedman, 1952, “A Cross-Cultural Study of the Relationship between Child-training Practices and Achievement Motivation Appearing in Folk Tables,” in G. Swanson et al. eds., *Readings in Social Psychology*, New York: Holt, 243-49.
- McHale, S. M., Updegraff, K. A. and S. D. Whiteman, 2012, “Sibling Relationships and Influences in Childhood and Adolescence,” *Journal of Marriage and Family*, 74(5): 913-30.
- and A. C. Crouter, 1996, “The Family Contexts of Children’s Sibling Relationships, Gene, H. Brody eds., *Sibling relationships: Their causes and*

- consequences*, New Jersey: Ablex Publishing Corporation, 173-95.
- 三輪哲, 2006, 『後発産業化と階層社会のゆくえ——「社会の開放性」に関する計量社会学的研究』 東北大学大学院文学研究科博士論文.
- ・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, 1976, 「社会学からの接近」 森岡清美・山根常男編『家と現代家族』
培風館, 2-22.
- , 1993, 『現代家族変動論』 ミネルヴァ書房.
- , 1998, 「特集 家族社会学の回顧と展望——1970年以降 コメント
1 家族社会学のパラダイム転換をめざして」 『家族社会学研究』 10(1):
138-43.
- 内閣府, 1969, 『老後の生活に関する世論調査』.
- , 2002, 『第二回青少年の生活と意識に関する基本調査』.
- 内閣総理大臣官房審議室, 1957, 『家族制度についての世論調査』.
- 中西祐子, 1998, 『ジェンダー・トラック——青年期女性の進路形成と教育組織の社会学』 東洋館出版社.
- 中澤渉, 2011, 「分断化される若年労働市場」 佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の
社会階層1——格差と多様性』 東京大学出版会, 51-64.
- 直井優, 2008, 「液状化する社会階層」 直井優・藤田英典編『講座社会学 13
階層』 東京大学出版会, 1-37.
- 直井道子, 2010, 「戦後日本の社会変化と福祉の変化」 直井道子・平岡公一編
『講座社会学 11 福祉』 東京大学出版会, 1-35.
- NHK 世論調査部編, 1985, 『現代の家族像——家庭は最後のよりどころか』
日本放送協会出版協会.
- 西野理子, 2009, 「長男長女と一人っ子が増えた?——きょうだい構成の推移」
藤見純子・西野理子編『現代日本人の家族——NFRJからみたその姿』 有
斐閣, 26-35.
- 野々山久也, 1999, 「現代家族の変動過程と家族ライフスタイルの多様化——
任意制家族の生成に向かって」 目黒依子・渡辺秀樹編『講座社会学 2 家

- 族』東京大学出版会，153-90.
- ，2007，『現代家族のパラダイム革新——直系制家族・夫婦制家族から合意制家族へ』東京大学出版会.
- 落合恵美子，1994，『21世紀家族へ——家族の戦後体制の見かた・超えかた』有斐閣.
- 岡本英雄，1993，「純粹移動」森岡清美・塩原勉・本間康平編『新社会学辞典』有斐閣，723.
- ，1993，「垂直移動／水平移動」森岡清美・塩原勉・本間康平編『新社会学辞典』有斐閣，807.
- 奥井亜紗子，2011，『農村—都市移動と家族変動の歴史社会学——近現代日本における「近代家族の大衆化」再考』晃洋書房.
- Ono, H., 2004, “Are Sons and Daughters Substitutable? Allocation of Family Resources in Contemporary Japan,” *Journal of the Japanese and International Economics*, 18(2): 143-60.
- 尾嶋史章・近藤博之，2000，「教育達成のジェンダー構造」盛山和夫編『日本の階層システム4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会，27-46.
- 小塩隆士，2002，「投資としての教育，消費としての教育」『教育の経済分析』日本評論社.
- Parish, W. L., & Willis, R. J., 1993, “Daughters, Education, and Family Budgets: Taiwan Experiences.” *Journal of Human Resources*, 28: 863-98.
- Parsons, T., and R. F. Bales, 1956, *Family Socialization and Interaction Process*, Oxon: Routledge.
- Raley, S., and S., Bianchi, 2006, “Sons, Daughters, and Family Processes: Does Gender of Children Matter?” *The Annual Review of Sociology*, 32: 401-21.
- Raudenbush, S. W. and A. S. Bryk, 2002, *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, Sage.
- Rosen, B. C., 1956, “The achievement Syndrome: A Psychocultural Dimension of Social Stratification,” *American Sociological Review*, 21: 203-11.
- 坂井博通，1992，「きょうだい構成が結婚年齢に及ぼす影響」『人口学研究』15: 57-61.

- 佐藤俊樹, 2000, 『不平等社会日本——さよなら総中流』中央公論社.
- 佐藤(粒来)香, 2004, 『社会移動の歴史社会学——生業／職業／学校』東洋館出版社.
- 佐藤嘉倫・林雄亮, 2011, 「現代日本の格差の諸相——転職とワーキングプアの問題を中心に」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の社会階層 1——格差と多様性』東京大学出版会, 3-17.
- 澤口恵一, 2011, 「きょうだいの構成が初婚タイミングにあたる効果」『第3回家族についての全国調査(NFRJ08)第二次報告書』日本家族社会学会全国家族調査委員会, 3: 1-28.
- Sewell, W. H., A. O. Haller and G. W. Ohlendorf., 1970, “The Educational and Early Occupational Attainment Process: Replication and Revision,” *American Sociological Review* 35(6): 1014-27.
- Shavit, Y. and H-P. Blossfeld. eds., 1993, *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Westview Press.
- Sieben, I. and P. M. D. Graaf, 2003, “The Total Impact of the Family on Educational Attainment: A Comparative Sibling Analysis,” *European Societies*, 5(1): 33-68.
- 白佐俊憲, 2004a, 『きょうだい関係とその関連領域の文献集成: II 論述紹介編』川島書店.
- , 2004b, 『きょうだい関係とその関連領域の文献集成: III 研究紹介編』川島書店.
- 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.
- Shorter, E., 1977, *The Making of the Modern Family*. (=1987, 田中俊宏・岩橋誠一・見崎恵子・作道潤訳『近代家族の形成』昭和堂.)
- 園井ゆり, 2008, 「配偶者選択と結婚」木下謙治・保坂恵美子・園井ゆり編著『新版家族社会学——基礎と応用』九州大学出版会, 29-45.
- Sorokin, P. A., 1927, *Social Mobility*. Harper.
- Spence, M., 1973, “Job Market Signaling,” *Quarterly Journal of Economics*, 87(3): 355-74.
- 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.

- 鈴木透, 1987, 「札幌・仙台・福岡 3 市における初婚年齢と未婚率の要因分析」『家族研究年報』 13: 23-34.
- 詫摩武俊, 1981, 『ふたりっ子の時代——父親・母親・二人きょうだい』朝日出版社.
- Treiman, D., 1970, “Industrialization and Social Stratification,” Edward O. Laumann ed., *Social Stratification: Research and Theory for the 1970s*, Indianapolis: Bobbs-Merrill, 207-34.
- 利谷信義, 1974, 「農家の継承と相続の実態」青山道夫ほか編『講座家族第 5 卷 相続と継承』弘文堂.
- 苦米地なつ帆, 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.
- ・三輪哲・石田賢示, 2012, 「家族内不平等の再検討——きょうだい構成に着目して」『社会学研究』 90: 97-118.
- 富永健一, 1992, 「戦後日本の社会階層とその変動——1955-1985 年」東京大学社会科学研究所編『現代日本社会 6 問題の諸相』東京大学出版会, 429-95.
- 坪内玲子, 2001, 『継承の人口社会学』ミネルヴァ書房.
- 上野雅和, 2001, 「家族介護問題と法政策」『介護と家族』早稲田大学出版部, 90-111.
- 渡辺栄・羽田新編, 1977, 『出稼ぎ労働と農村の生活』東京大学出版会.
- 八木正, 1999, 「戦後日本の産業・職業構造の転換と社会生活の変容」北川隆吉編『講座社会学 5 産業』19-52.
- 山田昌弘, 2005, 『迷走する家族——戦後家族モデルの形成と解体』有斐閣.
- , 2001, 『家族というリスク』勁草書房.
- 山田洋子・畑田国男, 1993, 『上の子, 下の子, 一人っ子きょうだいの性格と育て方』主婦の友社.
- Yamaguchi, K., 1991, *Event History Analysis*, Newbury Park, California: Sage Publications.
- 山本登, 1984, 『大都市社会の階層構成と社会移動』明石書店.
- 山中永之佑, 2001, 「介護と家族——その現代的課題」山中永之佑・竹安栄子・

- 曾根ひろみ・白石玲子編『介護と家族』早稲田大学出版部, 23-89.
- 安田三郎, 1971, 『社会移動の研究』東京大学出版会.
- 保田時男, 2009, 「きょうだい内での学歴達成」藤見純子・西野理子編『現代日本人の家族——NFRJ からみたその姿』有斐閣ブックス.
- 依田明, 1990, 『きょうだいの研究』大日本図書.
- 吉原千賀, 2006, 『長寿社会における高齢期きょうだい関係の家族社会学的研究』学文社.
- Yu, W. -H., and Su, K. -H., 2006, “Gender, Sibship Structure, and Educational Inequality in Taiwan: Son Preference Revisited,” *Journal of Marriage and Family*, 68: 1057-68.
- , ———, & C. -T. Chiu, 2012, “Sibship Characteristics and Transition to First Marriage in Taiwan: Explaining Gender Asymmetries,” *Population Research and Policy Review*, 31: 609-36.
- 湯沢雍彦, 1998, 「戦後日本の老人扶養と相続の変容」奥山恭子・田中真砂子・義江明子編『扶養と相続』早稲田大学出版部, 238-54.