

博 士 論 文

若年層の親世帯からの独立プロセスにおける  
出身階層間格差の解明

武蔵大学大学院人文科学研究科社会学専攻

博士後期課程 3 年 618D004

俣野 美咲

## 「若年層の親世帯からの独立プロセスにおける出身階層間格差の解明」

### 論文要旨

戦後日本社会では、急速な産業化とそれにともなう核家族化や、経済成長のなかでのライフコースの制度化・標準化によって、若年期に親世帯から独立し自身の世帯を形成することが成人期への移行の指標として位置づけられるようになった。

しかし 1990 年代以降の日本社会では、高等教育進学率の上昇や若年労働市場の流動化、未婚化・晩婚化の進行といった若年層をとりまく社会経済状況の変化が生じたことで、若者が親世帯から独立することのハードルは高くなっている。その一方で、「ある程度の年齢になったら親元を離れて独り立ちするべき」という社会的規範は維持されており、現代日本の若者とその親は、社会的に求められる望ましいライフコース像と、その障壁となる構造的要因の狭間でジレンマに陥っている。

また、日本の住宅政策は、高度経済成長期に確立された標準的なライフコースを想定し、中間層の家族の持ち家取得を支援するものであった。そのため、低所得層の未婚の若者という存在は支援の枠組みの外に置かれ、若者が独り立ちのために借家を取得することに対する支援はほとんどないのが現状である。こうした住宅政策とのミスマッチも、若者の親世帯からの独立をより一層困難にさせている。

しかし、第 2 章の先行研究のレビューからは、親世帯からの独立の困難は、若年層全体で均質的に生じているのではなく、もともと不利な層に偏って生じている可能性が指摘できる。1990 年代以降、若年層の雇用問題や家族形成に関する研究では、社会構造の影響や若年層の内部での格差・不平等に関心が寄せられるようになり、もともと不利な層ほど安定的な雇用の獲得や結婚に不利であることが明らかにされた。

それに対して、親世帯からの独立に関する先行研究では、格差・不平等の視点が不足していたため、若年層の間で親世帯からの独立にどのような格差が生じているか詳細に検討されてこなかった。

欧米の先行研究では、親からの援助を介して成人期への移行のあり方に出身階層間格差が形成されていることが明らかにされている。このことをふまえて、若年層の住宅に関する公的支援が乏しい日本社会では、若者が親からの援助を頼ることによって、親世帯からの独立のプロセスに出身階層による格差が形成される可能性を指摘した。

第3章では、第1に、本研究の分析対象となる1990年代以降に成人期への移行を経験している世代において、成人期への移行の遅れや多様化がいかに行進しているのかを2015年SSM調査のデータを用いて検討した。また第2に、その親世代の経済状況や雇用の状況が、親自身が成人期への移行を経験したころの親世代と比べて悪化しているかどうかを1995年、2015年SSM調査のデータの分析から考察した。

1点目については、1975-94年出生コーホートでは、それ以前のコーホートと比較して離学、初職就職、離家、初婚、第1子出生のすべてのライフイベントで経験タイミングが遅れていること、さらに初婚や第1子出生においては経験年齢の分散化の傾向が強まっていることが確認された。

2点目の親世代の経済状況・雇用の状況については、1955-74年出生コーホートでは、15～34歳の子どもを持つ親世帯の収入および資産総額は20年前と比較して低下していた。また、女性だけではなく男性においても非正規雇用割合の増加がみられ、雇用の不安定さも拡大していることが明らかとなった。

第4章では、上述したような親子それぞれの状況の変化をふまえて、成人期への移行過程での親子間の援助関係に出身階層が与える影響について検討した。2004年、2009年、2019年のNFRJデータを用いた分析の結果、1970-90年代出生コーホートでは、父親の学歴が高いほど、経済的援助や情緒的・実践的援助を親から受ける確率が高いことが示された。さらに父親の学歴が高い者は、経済的援助において親から一方的に援助を受ける関係になりやすく、情緒的・実践的援助においては親子間で相互に援助しあう関係になりやすいことが明らかとなった。このように、成人期への移行過程での親子の援助関係には出身階層による格差が存在することから、親世帯からの独立プロセスにも親からの援助を介して出身階層間格差が維持される可能性が示唆された。

第5章では、親世帯からの独立のプロセスとして離家の経験と再同居の経験に着目し、それらに対する親からの経済的・非経済的援助の影響について、JLPSデータのWave1～13を用いて検討した。その結果、親からの経済的援助は、男女ともに離家の確率を高め、再同居の確率を低くすることが示され、親世帯からのスムーズで安定的な独立を可能とすることが明らかとなった。

また、非経済的援助については、性別や援助の内容によって効果が異なっていた。非経済的援助の中でも、自分の仕事や勉強のことについての相談を親に頼る場合、男女ともに離家は抑制され、再同居は促進される。しかし女性においては、友人・恋人・配偶者などとの人

間関係についての相談や仕事の紹介を親に頼る場合、むしろ離家が促進されるという結果も示された。このことから、親子の間で情緒的な結びつきが強いことが必ずしも若者の独立を遅らせるわけではなく、適切なアドバイスや手助けができれば、経済的援助と同様に非経済的援助も独立を促す効果を持つことが明らかになった。

これらの分析結果から、親から経済的援助を受けることや、女性ではそれに加えて人間関係についての相談、仕事の紹介などのような情緒的・実践的なサポートを受けることが円滑な親世帯からの独立につながるといえる。

以上の実証分析の結果を総合し、第6章では、若年層の親世帯からの独立のプロセスには親からの援助を介して出身階層間格差が生じていることを指摘した。日本社会ではこれまで若年層の親世帯からの独立の障壁となる構造的な問題や、格差が存在する可能性には目が向けられてこなかった。しかし実際には、親世帯からの独立のプロセスには親からの援助を介して出身階層間での格差が形成されていたことが本研究によって明らかになった。ある層では独立のハードルがそれほど高くなく、安定的な独立の道のを歩むことができる一方で、また別のある層ではスムーズで安定的に親世帯から独立することが難しいという構造がある。つまり、近年の若年層をとりまく社会状況の変化による親世帯からの独立の困難は、若年層全体で均質的に生じているわけではなく、もともと不利な層に偏って発生していることが示唆される。このように、もともと不利な層に、従来と異なる移行を経験する人びとが偏在していることをふまえれば、成人期への移行の多様化はライフコース上の選択肢の拡大というよりもむしろ、選択肢の剥奪という解釈が妥当といえる。

また、先行研究では、出身家庭における格差が地位達成過程や職業キャリアにおける格差に連鎖することが示されてきたが、本研究の知見からは、定位家族からの巢立ちと生殖家族の形成の道りのなかでも、不利な立場の連鎖が生じていることも示唆された。

本研究では、親子間の援助の授受が、出身家庭の不利を成人後まで持続させる経路となることを示した。この発見は、格差・不平等に関する研究群と親子間の援助関係に関する研究群の両分野への貢献といえる。この知見は、親世帯からの独立に限らず、他の領域での出身階層間格差の説明に応用可能であり、格差・不平等の研究の発展に寄与する重要な知見であるといえる。また、親子間の援助関係に関する研究群に対しても、格差・不平等の研究の視点を取り入れることの重要性を提示することができた。

最後に、本研究の発展可能性として、第1に、親子間の援助関係における階層間格差の世代内・世代間連鎖の検討が挙げられる。本研究で明らかになった若年期の親子の援助関係に

おける出身階層間格差は、若年期に限らずその後のライフステージでも維持または拡大／縮小するだろうか。また、親子の援助関係のあり方は、子と孫の援助関係にも受け継がれるだろうか。もし、親子間の援助関係が世代内・世代間で受け継がれるとすれば、世代内・世代間で格差が再生産される可能性がある。

第2の発展可能性として、住まいの独立と、情緒面・生活面・経済面での自立の関係について検討することが挙げられる。本研究では、若者の親からの自立のなかでも住まいに関する独立に焦点を置いた。しかし、親からの自立は多元的にとらえられるものであり、当然ながら住居面で独立したからといって必ずしもすべての側面で親から自立しているとは限らない。そのため、住居面での独立と情緒面・生活面・経済面での親からの自立がどのような関係にあるのかを今後明らかにする必要があるだろう。

## 目次

<b>第1章 問題の所在と研究目的</b> .....	<b>1</b>
1.1 戦後日本社会における家族の変容と研究対象としての親子の同居 .....	1
1.2 ライフコースの制度化・標準化と親子の同居の位置づけ.....	2
1.3 若年層をとりまく社会経済的環境の変容 .....	2
1.3.1 高等教育進学率の上昇.....	2
1.3.2 若年労働市場の変遷.....	3
1.3.3 未婚化・晩婚化の進行.....	5
1.4 親世代の変遷からみる「豊かな親」の崩壊 .....	8
1.5 親と同居する若者の増加と「巣立ち」の困難.....	9
1.5.1 若年層における親との同居率の上昇.....	9
1.5.2 若年層の住宅事情.....	11
1.5.3 日本社会での親世帯からの独立の遅れに対する見方 .....	12
1.5.4 変容する現代日本社会における親からの「巣立ち」 .....	13
<b>第2章 先行研究の整理</b> .....	<b>15</b>
2.1 2000年代以降の日本社会における若者研究の展開 .....	15
2.1.1 若年労働市場に関する研究 .....	15
2.1.2 結婚行動に関する研究.....	16
2.1.3 若者内部での格差・不平等への関心.....	17
2.2 若年層の親との同居に関する研究.....	17
2.2.1 中期親子関係の出現と「パラサイト・シングル」論 .....	17
2.2.2 多様な「パラサイト・シングル」の実態.....	19
2.2.3 格差・不平等の視点の不足 .....	20
2.3 格差・不平等の観点からとらえる親世帯からの独立 .....	20
2.3.1 欧米諸国における成人期への移行過程における格差 .....	20
2.3.2 日本社会における親世帯からの独立と格差.....	22
2.4 本研究の構成.....	23
<b>第3章 現代日本における若者の成人期への移行とその親世代の変遷</b> .....	<b>25</b>

3.1	本章の目的	25
3.2	現代日本における成人期への移行の変容に関する分析	25
3.2.1	先行研究における知見の整理	25
3.2.2	データと分析方針	27
3.2.3	分析結果	29
3.3	親世代の経済状況・雇用の状況に関する分析	36
3.3.1	データと分析方針	36
3.3.2	分析結果	37
3.4	成人期への移行の遅れ・多様化と親世代の経済状況の悪化	43

#### **第4章 成人期への移行過程での親子間の援助関係にみられる階層間格差**..... 45

4.1	本章の目的	45
4.2	先行研究の知見の整理と本章の分析課題	45
4.2.1	きょうだいの存在が及ぼす影響	45
4.2.2	子側の経済状況・雇用の状況・ライフステージ	46
4.2.3	親側の経済状況・健康状態・居住距離	46
4.2.4	本章における分析課題	47
4.3	データと分析方針	47
4.3.1	データ	47
4.3.2	分析方針と変数の定義	48
4.4	分析結果	49
4.4.1	親から援助を受けている割合と親に援助をしている割合	49
4.4.2	出身階層別にみた親との援助関係	50
4.4.3	親からの援助を受けるか否かに対する出身階層の影響	53
4.4.4	親との援助関係に対する出身階層の影響	56
4.5	成人期への移行過程での親子間の援助関係にみられる階層間格差	59

#### **第5章 親世帯からの独立のプロセスに親からの援助が与える影響**..... 61

5.1	本章の目的	61
5.2	日本社会における離家の特徴と趨勢	61
5.2.1	離家経験の性差	61
5.2.2	離家経験の世代差	62

5.3	離家後の再同居の増加とその意味.....	63
5.4	離家・再同居の規定要因.....	63
5.4.1	親の社会経済的地位と親からの経済的・非経済的援助.....	63
5.4.2	出身家庭の家族構造と居住地域.....	65
5.4.3	本人の社会経済的資源・パートナー関係の影響.....	65
5.5	本章における分析課題.....	66
5.6	データと分析方針.....	67
5.7	初離家の規定要因に関する分析.....	68
5.7.1	いつ、どれくらいの人びとが離家するのか.....	68
5.7.2	初離家イベントの規定要因.....	69
5.8	調査期間中の離家に対する親からの経済的・非経済的援助の影響.....	79
5.8.1	変数の定義.....	79
5.8.2	離家イベントの生起に対する親からの経済的・非経済的援助の影響.....	83
5.9	再同居に対する親からの経済的・非経済的援助の影響.....	88
5.9.1	いつ、どれくらいの人びとが再同居するのか.....	88
5.9.2	JLPS データにおける再同居経験割合.....	89
5.9.3	再同居イベントの生起に対する親からの経済的・非経済的援助の影響.....	91
5.10	親からの経済的・非経済的援助によって異なる親世帯からの独立プロセス.....	97
 <b>第6章 結論と今後の展望.....</b>		<b>99</b>
6.1	本研究で得られた知見の整理.....	99
6.2	結論.....	100
6.2.1	親世帯からの独立プロセスに潜在する出身階層間格差.....	100
6.2.2	成人期への移行過程での格差の連鎖・蓄積.....	102
6.2.3	若年層向けの住宅政策の重要性.....	103
6.2.4	親子間の援助関係が持つ格差の連鎖・維持機能.....	104
6.3	本研究における今後の発展可能性.....	106
 <b>引用文献.....</b>		<b>108</b>
 <b>謝辞.....</b>		<b>118</b>

## 第1章 問題の所在と研究目的

### 1.1 戦後日本社会における家族の変容と研究対象としての親子の同居

戦後日本社会では、急速な経済成長にともない産業構造が大きく変容した。1950年代半ばの高度経済成長期を通じて急速に工業化が進展したことで、第1次産業（農林漁業）は衰退し、代わって第2次産業（鉱業、建設業、製造業）が発展した。その後は、1970年代後半以降、徐々に第2次産業の割合は低下、第3次産業（サービス業、卸売・小売業など）の割合が増加し、就業構造のサービス化が進行した。

このような経済発展とそれにもなう産業構造の変化によって、人びとの中で職業移動や地理的移動が活発化した。多くの人びとが農林漁業従事者から被雇用者へと職業移動を経験し、都市部における労働需要の急増により農村から都市への地域移動が促進された。

産業化や都市化が進展し人びとの移動が活発になったことは、家族のあり方にも大きな変化をもたらした。光吉（1966）は、産業化と都市化の過程で高まる職業移動、階層移動、地理的移動、価値体系の変化は伝統的な直系家族的構造の分解と核家族化を促すことを指摘している。すなわち、かつては親子が同じ家に居住し、同じ職業を営み、生計を共にしていたのに対し、住居、職業、生計を必ずしも同一としない親子が増加したのである。このように産業化によって人びとの移動が盛んになるにつれて、子家族と親家族が別の住居や職業、生計を持つようになり、核家族が1つの生活単位として独立した状態になることをParsons（1942）は「核家族の孤立化」と呼んだ。

産業化による核家族化の過程で別居する親子が増加すると、親と成人子の同別居を研究対象とした研究が展開されるようになった。たとえば、原田（1973）は、国勢調査をはじめとした公的統計資料をもとに、親と別居する子が多い一方で意識の面では同居志向が依然として高く、両親が健康な間のみ別居するという一時別居型を支持する割合も高いことから、老親扶養規範は根強く残っていることを明らかにした。また、親子の関係性の緊密さについて、親は同居している子（主に長男）とは密接な関係を築く一方で、別居している子とは疎遠になりやすい傾向にあったが（湯沢 1973）、そのような傾向は経時的に薄れてきているという指摘もなされた（三谷 1988）。

## 1.2 ライフコースの制度化・標準化と親子の同居の位置づけ

高度経済成長期には、ライフコースの制度化・標準化も大きく進展した。1960年代には、さまざまな社会保障制度が整備されたが、その際に想定されたのは、サラリーマンの夫と専業主婦の妻、2人の子どもからなる核家族世帯であり、こうした核家族世帯が社会政策上の標準世帯モデルとして位置づけられた（嶋崎 2008）。それによって、男性には被雇用者のサラリーマンとしてのライフコース、女性には専業主婦としてのライフコースが公的ライフコースモデルとして制度的に確立され、日本社会における標準的なライフコースの象徴となった（嶋崎 2013）。

こうした産業構造の変化による核家族化とライフコースの標準化を経て、若年期に親世帯から独立し自身の世帯を形成することが成人期への移行の指標として位置づけられるようになった。成人期への移行とは、学校教育から職業生活への移行（学校の卒業、就職）や、定住家族からの独立（離家）、生殖家族の形成（結婚、子の出生）を経て、親の保護・監督下にある青年期から、独立した社会の構成員としての役割を獲得する過程を指す。つまり、親元から離れて暮らすことが「大人であること」の1つの要件としてみなされるようになり、「ある程度の年齢になったら親元を離れて独り立ちするべき」という社会的な規範・期待ができあがったのである。以降では、親の家を離れて自分自身の住まいを確立することを「親世帯からの独立」と呼ぶ。

しかし、このようにして確立された成人期への移行のあり方は、次節で述べるように、1990年代以降の若年層では成立しなくなっている。

## 1.3 若年層をとりまく社会経済的環境の変容

### 1.3.1 高等教育進学率の上昇

1990年代以降、若年層<sup>(1)</sup>をとりまく社会経済的環境は著しい変容を遂げてきた。第1に、高等教育機関のなかでもとりわけ大学・短大進学率が大きく上昇したことが挙げられる。図1.1には、文部科学省の「学校基本調査」の年次統計から、大学および短大への進学率の推移を示した。この図からわかるように、大学・短大進学率は、男女ともに1960年代から1970年代半ばにかけて大きく上昇し、その後、1990年代以降再び大幅に上昇している。1985年時点では男女合わせて37.6%、男性で40.6%、女性で34.5%だったのに対し、2006年には男

女ともに 50%を超え、最新の 2019 年にはそれぞれ 58.1%、57.6%、58.7%にまで上昇している。また、1990 年代以前は比較的大きな男女差がみられ、女性よりも男性で進学率が高かったのに対し、1990 年代以降は男女差がほぼ消失したことも大きな変化の 1 つである。

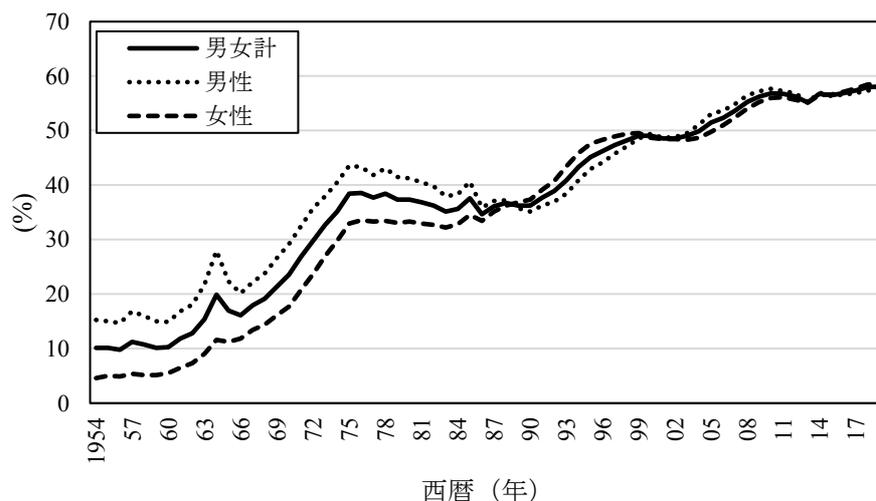


図 1.1 大学・短大進学率進学率<sup>(2)</sup>の推移

(出典：文部科学省「学校基本調査」年次統計より筆者作成)

### 1.3.2 若年労働市場の変遷

第 2 に、非正規雇用の拡大をはじめとした若年労働市場の流動化が挙げられる。1990 年代半ば以降、バブル崩壊をきっかけに日本経済は長期的な不況に突入した。それにより離転職率の上昇と非正規雇用者の急増が起これ、終身雇用や年功序列型賃金などといった戦後の高度経済成長を支えた日本的雇用慣行は弱体化した。

その背景で、中高年層の雇用維持のために若年層の雇用機会は縮小されてきた（玄田 2001）。新卒採用の枠が大幅に絞られ、学卒後、スムーズに初職に移行することが難しくなった。文部科学省の「学校基本調査」によると、卒業後の進路が進学でも就職でもないことが明らかな者の割合は、1990 年 3 月卒業生では高校で 5.2%、大学で 5.6%だったのに対し、2000 年 3 月卒業生ではそれぞれ 10.0%、22.5%と大幅に増加している。このことから、1990 年代以降、学卒後初職への間断のない移行が困難となる若者が増加したことが読み取れる。欧米をはじめとする諸外国では、若者は学校を卒業したあと求職活動を開始し就職するこ

とが一般的である。それに対して日本は、新規学卒一括採用によって学校卒業から職業への移行に間断がないことが特徴である。企業は毎年度、卒業予定の学生を対象に一括して採用活動を行い、在学中に採用内定を出す。採用が決まった学生は、学卒後すぐに就職し働き始める。さらにその後は、企業内で人材育成を受けることによって働きながらスキルを身に着け、定年まで同一の企業に勤め続ける。このような雇用慣行が典型的な日本社会では、学卒後初職へとスムーズに移行できないことは大きな不利を意味している。

学校から初職へのスムーズな移行が難しくなったことで、不安定な雇用で働かざるを得ない若者も増加した。図 1.2 には、15-34 歳の男女について、役員を除く雇用者に占める非正規雇用者割合の推移を示した。男女ともに、1990 年代半ば以降、非正規雇用者の割合は大幅に上昇していることがわかる。とりわけ 15-24 歳の層での上昇が顕著であり、1994 年では男性で 21.3%、女性で 23.2%だったのに対し、2000 年にはそれぞれ 38.6%、42.3%と倍近くまで上昇した。その後も、性別、年齢層に限らず、長期的にみて上昇傾向は続いている。学生や既婚女性のパート・アルバイト等を含まないと考えられる 25-34 歳の男性においても、2019 年時点で 14.4%が非正規雇用として働いている。

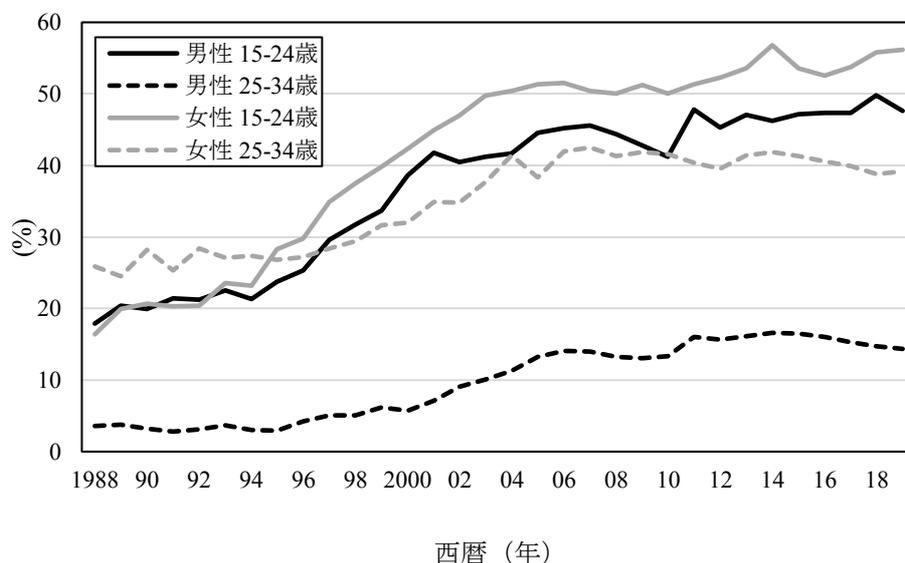


図 1.2 役員を除く雇用者に占める非正規雇用者割合の推移

(出典：総務省統計局「労働力調査」<sup>(3)</sup>より筆者作成)

こうした若年労働市場の深刻化への対応策として、国はさまざまな若年者への就労支援に取り組んできた。たとえば、ジョブカフェなどの若年向け職業紹介支援事業がある。ジョブカフェとは、都道府県が主体的に設置する、若者の就職支援をワンストップで行う施設である。ジョブカフェでは、就職セミナーや職場体験、カウンセリングや職業相談、職業紹介、保護者向けセミナーなどさまざまなサービスを行っており、すべて無料で利用可能である。厚生労働省でも、都道府県の要望に応じてジョブカフェにハローワークを併設し、職業紹介等を行うなど、連携しながら支援に取り組んでいる。

また、ユースエール認定制度という、若者の採用・育成に積極的で、若者の雇用管理の状況などが優良な中小企業を厚生労働大臣が認定する制度もある。こうした制度により、若者と職場とのマッチング向上を図っている。

そのほかにも、ハローワークにおける新卒就職支援体制の充実や、非正規雇用者の職業能力開発・正規雇用化の支援など、多岐にわたる若年雇用対策をおこなっている。

### 1.3.3 未婚化・晩婚化の進行

若年層の社会状況の変化として第3に、未婚化・晩婚化の進行が挙げられる。図1.3には、50歳時の未婚割合の推移を示した。50歳時の未婚割合は生涯未婚率とも呼ばれ、日本社会における未婚化の指標の1つとなっている。図からわかるように、50歳時の未婚率は、男女ともに1960年代までは横ばいであったが、1970年代以降上昇の兆しを見せ、1990年代以降は急激に上昇している。

また図1.4には、平均初婚年齢の推移を示した。男女ともに、平均初婚年齢は時代とともに上昇しているが、とくに1990年代後半以降で上昇が顕著である。1998年では男性で28.6歳、女性で26.7歳だったのに対し、2018年ではそれぞれ31.1歳、29.4歳になっており、直近20年でいずれも2~3歳程度遅くなっていることが読み取れる。

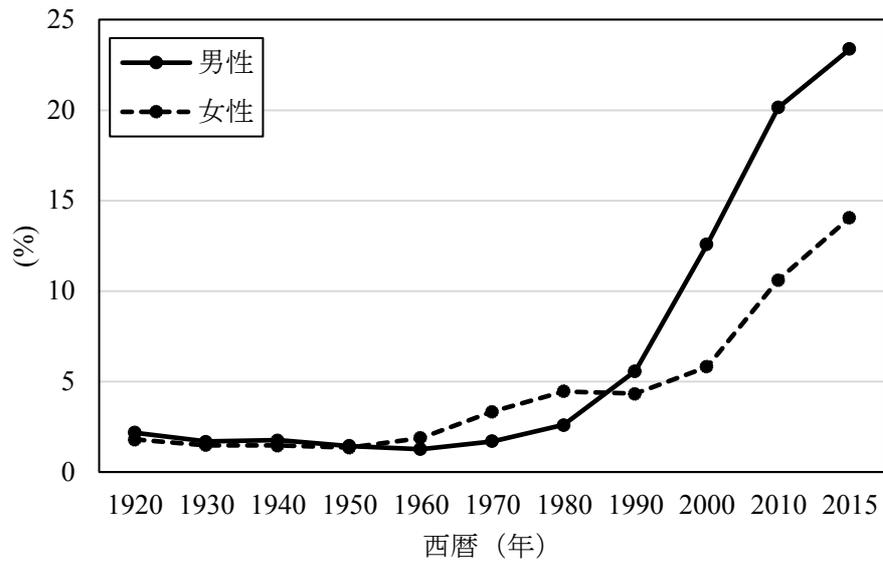


図 1.3 50 歳時の未婚割合の推移

(出典：国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集 2020 年度版」)

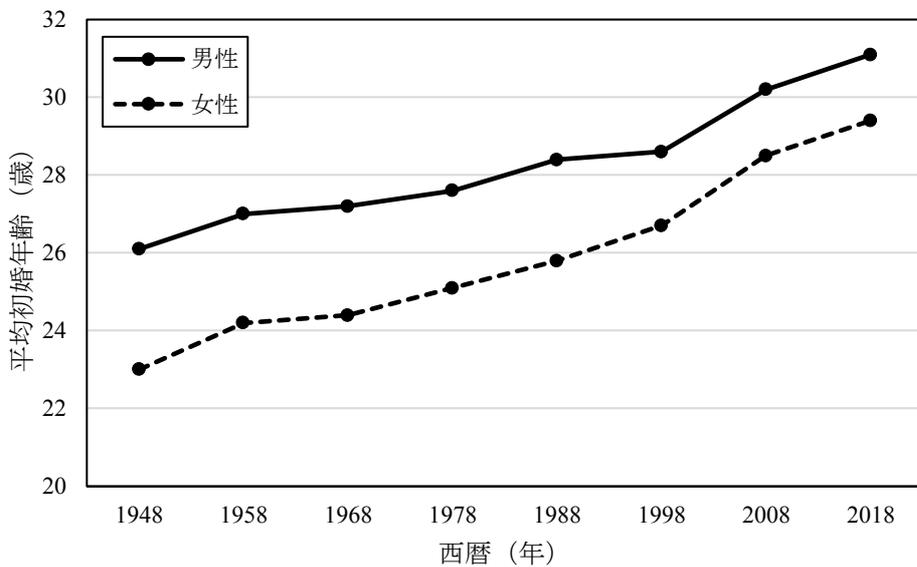


図 1.4 平均初婚年齢の推移

(出典：厚生労働省「人口動態調査」より筆者作成)

なぜ、日本社会において未婚化・晩婚化が進展しているのだろうか。第 1 に考えられることとして、若年層の結婚意欲の低下が挙げられる。国立社会保障・人口問題研究所の「出生

動向基本調査」の2015年の結果によると、18～34歳の未婚者で「一生結婚するつもりはない」と回答している者の割合は、男性で12.0%、女性で8.0%である（釜野・別府 2017）。1982年の男性2.3%、女性4.1%という結果と比較すると、約30年間で着実に増加していることが読み取れる。これは、「非婚」という選択肢が人びとに受け入れられ始めた結果ともいえるだろう。

しかしその一方で、「いずれ結婚するつもり」と回答した者の割合は、男性で85.7%、女性で89.3%であり、未婚化・晩婚化の進展が問題視されて久しい現在も、依然として若年層の結婚意欲は高いまま保たれていることがわかる。

未婚者の8割以上が結婚意欲を持っているなかでも、結婚できない者が増加している背景には、先にも述べたような雇用の不安定化があるだろう。同調査の結果では、未婚者の結婚の障壁として「結婚資金」を挙げた者が男女ともに最も多く、男性で43.3%、女性で41.9%であった。不安定な職に就く若者が増えた結果、経済的理由から結婚を遅らせる傾向が強まった。

未婚化の要因としてもう1つ重要であるのが、結婚市場の変化と配偶者との出会い方の変化である。日本の結婚市場は、産業化・工業化に伴い、1960年代を境に見合い結婚中心から恋愛結婚中心の市場へと変化してきた。恋愛結婚中心の市場へと変化してからは、1970年代から2000年代半ばまでは職場を介して結婚相手と出会うケースが最も多く、それ以降は友人やきょうだいからの紹介によって出会うケースが最も多くなっている（中村・守泉 2017）。岩澤・三田（2005）によると、1970年代以降の初婚率の低下は、約5割が見合い結婚の衰退によって、約4割が職場を介して配偶者と出会う「職縁結婚」の衰退によって説明されることが明らかにされている。つまり、見合い結婚が衰退し恋愛結婚が主流になるも、恋愛結婚の中で最も盛んであった職縁結婚が衰退、すなわち企業がマッチングメーカーとなり若年層の結婚を促進する機能が弱体化し、それに代わる「出会いの場」が未だ開拓されていないことにより未婚化が進んでいる。この出会いの機会の減少については、25～34歳の未婚者の最も多い独身理由が「適当な相手にめぐり合わない」であるということからも読み取れる（釜野・別府 2017）。

バブル経済の終焉以降の不況によって非正規雇用が拡大し、女性の一般職採用は絞られた。そうした社会状況において、職場結婚が全盛であった時代のような正社員男性と一般職女性のマッチングというのはもはや過去の話となっている。つまり、職場が今までの「出会いの場」としての機能を失い、それに代わる新たな「出会いの場」が開拓されていない現在、

配偶者の探索にかかるコストはすべて未婚者自身のみが負担しなければならない状況にある。

以上で見てきたように、1990 年以降、若年層は教育、雇用、家族というさまざまな側面で大きな変化を経験している。これらの社会状況の変化によって、若者の成人期への移行はかつてよりも遅れ、長期化する傾向にあり、多様で時に不安定な移行へと変わってきた。長期化した成人期への移行期間は、「ポスト青年期」などとも呼ばれ、1 つのライフステージとしてとらえる見方もある（宮本 2002, 2004, 2005）。

#### 1.4 親世代の変遷からみる「豊かな親」の崩壊

1990 年代後半以降、若年層だけではなく、その親世代も少なからず経済不況の影響を受けている。図 1.5 に、世帯主の年齢が 40-49 歳の世帯の総所得の変化を示した。この図から、1994 年に比べて 2012 年、2014 年では世帯総所得金額が 300 万円未満の割合が増加していることがわかる。また、700 万円以上の割合は減少している傾向がみられることから、1990 年代後半以降、世帯主が 40 代の世帯の総所得は低下傾向にあるといえる。さらに、1 世帯あたりの総所得金額の平均値は 753.2 万円から 686.9 万円に低下し、中央値も 690 万円から 627 万円に低下している（厚生労働省 2017）。

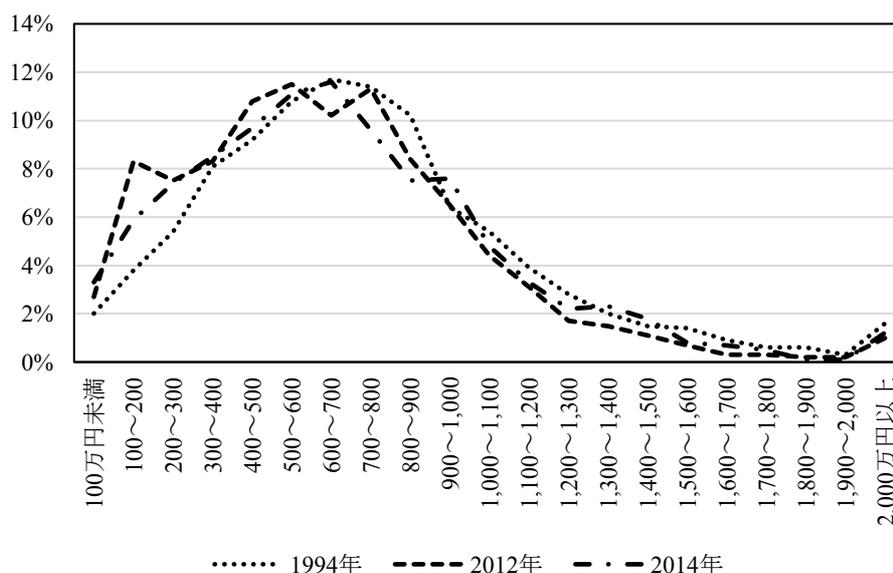


図 1.5 世帯主年齢 40-49 歳の世帯総所得の分布

(出典：『平成 29 年度版厚生労働白書』図表 2-1-5 バックデータ

(<https://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/kousei/17/backdata/01-02-01-05.html>) より筆者作成)

続いて図 1.6 には、世帯主の年齢が 50-59 歳の世帯の総所得の変化を示した。この図からも、1994 年に比べて 2012 年、2014 年では世帯総所得金額が 300 万円未満の割合が増加しており、900 万円以上の割合が減少していることがわかる。世帯主が 50 代の世帯でも、1990 年代以降、所得の低下が確認できる。また、1 世帯あたりの総所得金額の平均値は 869.5 万円から 768.1 万円に低下しており、中央値も 759 万円から 722 万円に低下している（厚生労働省 2017）。

これらのデータからは、1990 年代後半以降の景気低迷の時代では、若年層はもちろんのこと、その親世代も経済状況が悪化していることがうかがえる。

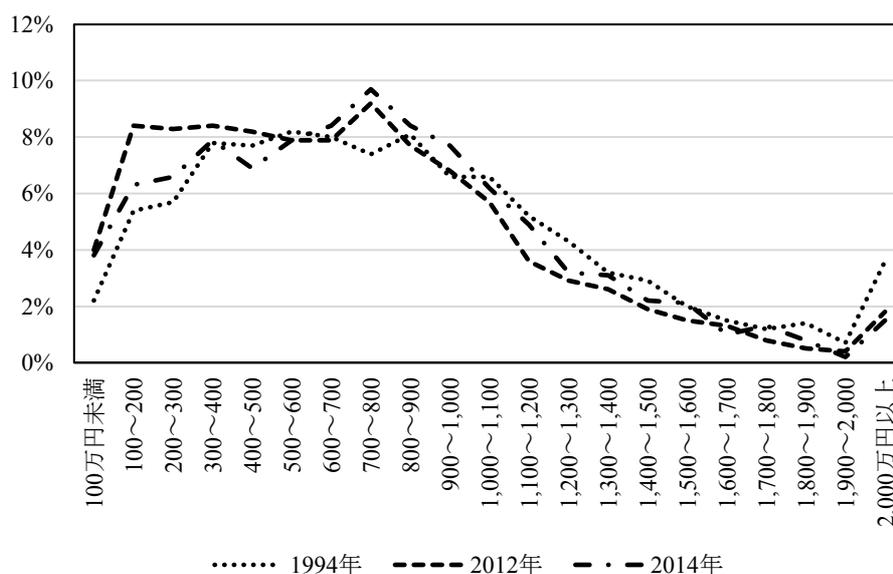


図 1.6 世帯主年齢 50-59 歳の世帯総所得の分布

(出典：「平成 29 年度版厚生労働白書」図表 2-1-6 バックデータ

(<https://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/kousei/17/backdata/01-02-01-06.html>) より筆者作成)

## 1.5 親と同居する若者の増加と「巣立ち」の困難

### 1.5.1 若年層における親との同居率の上昇

こうしたマクロな社会構造の変化により、若者は成人後も親元にとどまる傾向にある。図 1.7 には、西（2017）の「労働力調査」の特別集計から、20～39 歳男女の親と同居する未婚者割合の推移を示した。1980 年時点では親と同居する未婚者の割合は、20-24 歳で 60.8%、25-29 歳で 27.2%、30-34 歳で 8.5%、35-39 歳で 2.8%であったが、2015 年時点ではそれぞれ 68.0%、47.7%、27.1%、19.4%にまで上昇している。

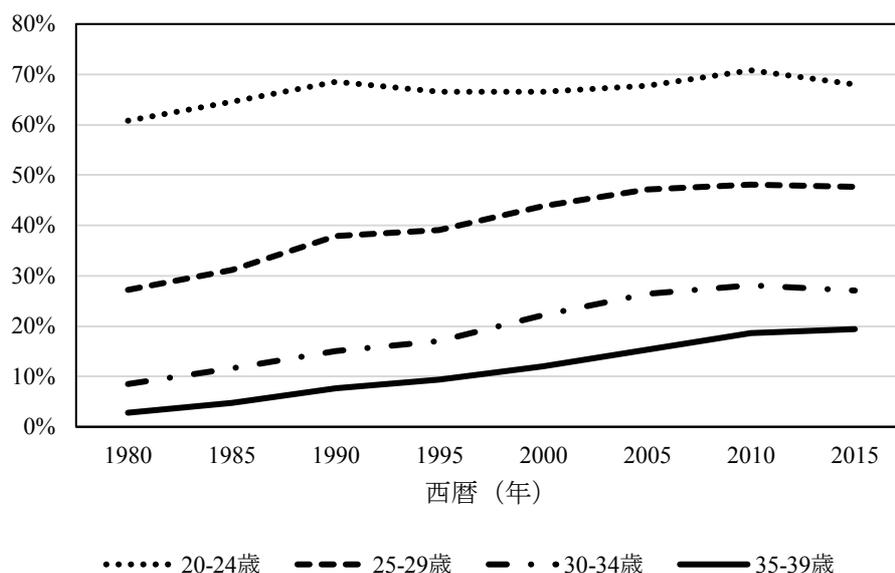


図 1.7 親と同居する未婚者割合の推移

(出典：総務省統計局「労働力調査」特別集計（西 2017）より筆者作成)

親との同居率が上昇した理由には、第 1 に、前述したような社会経済状況の変容の影響を受け、若年層において親元からの離家のタイミングに遅れが生じていることが挙げられる。国立社会保障・人口問題研究所が実施する「世帯動態調査」の第 7 回調査（2014 年）によると、男性では 1940-44 年出生コーホート以降、女性では 1950-54 年出生コーホート以降で平均離家年齢が上昇しており、若い世代ほど離家のタイミングが遅くなっている（鈴木 2016）。

離家は進学や就職、結婚のライフイベントとともに生じやすく、離家経験者の 8～9 割が「入学・進学等」「就職・転勤等」「結婚」のいずれかの理由で離家している（鈴木 2016）。そのため、就学期間の長期化や初婚タイミングの遅れは、親元を離れる時機の遅れにつながる。さらに、不安定な雇用での就労は、親から独立して暮らすための経済的基盤を確立でき

ないことで親元にとどまる者を増加させていると考えられる。

親との同居率が上昇した背景として、第2に、離家後に再び親と同居する者が増加している可能性も指摘されている。「世帯動態調査」の第5回調査(2004年)を用いた鈴木(2007)によると、20-59歳の再同居経験率を男女別・年齢層別に算出した結果、男女ともにより若い年齢層で再同居の経験率が高くなる傾向にあり、とくに25-29歳、30-34歳の年齢層では半数以上が親との再同居を経験していることが示されている。

このように、社会経済状況の変容にともない、離家の時機が遅れたり、離家した後も再び親と同居する傾向が強くなったことで、若年層において親世帯からの独立に遅れが生じている。

### 1.5.2 若年層の住宅事情

日本社会では、若者が親の家を出るとき、多くの場合まず民間の賃貸住宅に住むことになる。図1.8は、40歳未満の住宅の所有関係の推移である。1980年代以降、「民間借家」の割合が増加しており、2018年時点では40歳未満の6割以上が民間の賃貸住宅に暮らしていることがわかる。親元を離れた若者は、まずは借家を確保し、狭い住宅から広い住宅へ、借家から持ち家へと住み替えを経験して住まいの「梯子」を登っていく(Hirayama and Ronald 2007)。

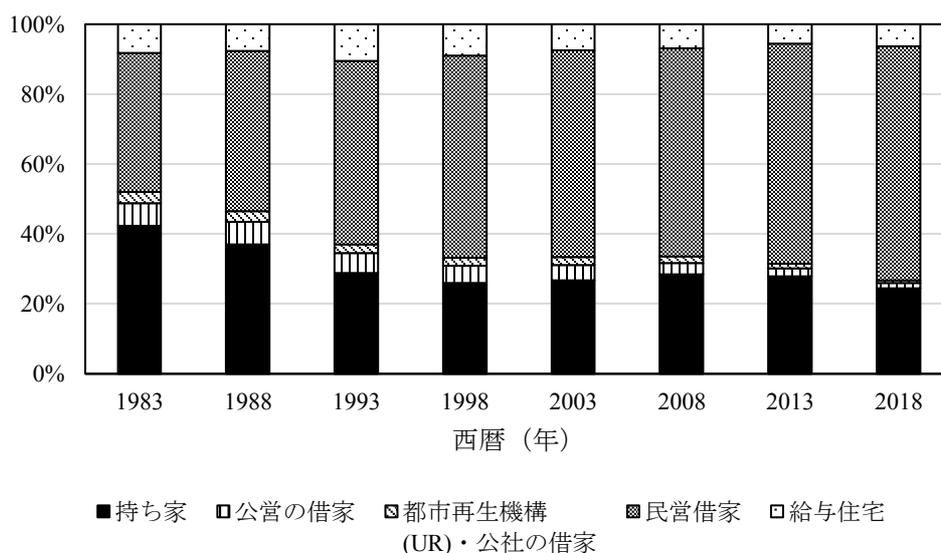


図1.8 40歳未満の住宅の所有関係の推移

(出典：総務省「住宅・土地統計調査」より筆者作成)

しかし、先にも述べたように、1990年代以降の若年層は進学率の上昇によって就学期間が長引き、労働市場の不安定化により安定的な雇用の獲得が難しくなり、結婚のタイミングも後ろ倒しになっている。そのような状況では、とくに経済的な理由から、若者が親の家を出て賃貸住宅で暮らすことのハードルは高い。実際に、若年層の家賃負担は増大する傾向にある。40歳未満の可処分所得に占める家賃の割合は、1989年から2009年にかけて、単身の男性で12.4%から19.9%に、単身の女性で19.0%から24.7%に、世帯主が40歳未満の二人以上の世帯では10.5%から14.9%に上昇しており、とくに単身世帯での住居費負担の高まりが確認される（国土交通省 2012）。

それにもかかわらず、雇用や所得の面で不安定な未婚の若者というのは、住宅政策の枠組みから外れてしまうのが現状である。戦後日本の住宅政策は、中間層の家族の持ち家取得の支援に力点を置いた（平山 2009）。その背景には、高度経済成長期に確立された標準的ライフコースの想定がある。かつての若者は、親の家を離れて賃貸住宅に住み、就職、結婚、子どもの出生というライフイベントを経験していくなかで、より良い借家に移り住み、持ち家の取得を目指した。年功序列賃金、終身雇用といった日本型雇用慣行もこれを後押ししたといえるだろう。そのため、低所得層、未婚者、借家という世帯を対象とした住宅施策は小規模で、周縁的な位置付けしか与えられなかった（平山 2014）。若年層は公営住宅へ入居する機会が極めて乏しく、公的家賃補助はほとんどない。

しかし、上述したようなライフコースは、すでに誰もが経験する標準モデルではなくなった。そのような状況下で、住宅政策と若年層の実態のミスマッチが生じている。こうしたミスマッチが、若者の親世帯からの独立の困難をより大きくしているといえる。

### 1.5.3 日本社会での親世帯からの独立の遅れに対する見方

ここまで述べてきたように、1990年代以降、若年層の状況は、教育、雇用、家族、住まいというさまざまな側面で大きく変化してきた。とくに労働市場の不安定化が及ぼす親世帯からの独立への影響は小さくないことが想像される。若者はかつてより不安定な雇用を強いられるようになり、親の世帯を離れて独立した生活を送ることが難しくなっている。親世代も以前より経済的に豊かではなくなり、その一方で子どもの進学率の上昇から教育費などの負担は増大している。さらに、そのような状況にそぐわない住宅施策のもとでは、若者と親が同居によって住宅や生活にかかるコストを削減することはきわめて合理的な対応策

といえる。時には若者だけではなく親にとっても、親子の同居が生活保障としての機能を果たすこともあるだろう。

しかし、こうした構造的変化や制度的な制約とは対応せず、1.2 節で述べたような「ある程度の年齢になったら親元を離れて独り立ちするべき」という社会的な規範・期待は維持されている。第2章で詳述するように、バブル崩壊直前の豊かな親元でゆとりのある生活を享受する若者の姿を浮き彫りにした山田（1999）の「パラサイト・シングル」論は、社会的にも大きな注目を集め、その後の若者バッシングの風潮を促すこととなった。この「パラサイト・シングル」論やそれに対する世間の反応は、20～30代の年齢に至るころには親世帯から独立して自律的な生活を送るべきという期待や規範的意識が社会に根強く存在することをあらわしている。

その後、1990年代後半以降、若年層をとりまく環境が急変してもなお、20代半ばや30代の子が親と同居していることは、日本人には「失敗」としてとらえられる傾向が強い。日本の親たちは、若者が親世帯から独立できないのは、若者個人の意欲の問題であり、そのような育て方をした親の責任であると考え（Newman 2012=2013）。こうした特徴は欧米諸国にはない日本独特のものであるという。宮本（2004）は、このように日本では子どもの自立に関する親の責任が強く、公的な責任が非常に弱いことによって、若者の危機が潜在化されることを指摘している。

日本社会でこのような考え方がされる背景には、日本型福祉システムがあるだろう。1978年の『厚生白書』では、老親と子の同居について、「福祉における含み資産」という表現がなされた（厚生労働省 1978）。その後、1986年の『厚生白書』では、個人の自立・自助が基本で、それを家庭、地域社会が支え、その下に公的部門の支援があるという三重構造が健全な社会であると説明されている（厚生労働省 1986）。このように、家族の相互扶助を前提とした制度のもとで、介護や子育ては家庭が担う役割とされたことで、若者を自立させることに対する責任も親にあると考えられるようになったのかもしれない。

#### 1.5.4 変容する現代日本社会における親からの「巣立ち」

著しい変容を遂げる現代日本社会で、若者とその親は、社会的に求められる望ましいライフコース像と、その障壁となる構造的要因の狭間でジレンマに陥っている。今や親世帯からの独立は、大人になる過程で踏むステップの1つというよりもむしろ、乗り越えなければならないハードルの1つといえよう。

第2章で詳述するように、1990年代後半以降の若年層の状況の変化によって、若者の労働や家族形成に関する議論は、構造的要因に目が向けられるようになり、若者内部での格差・不平等の解明に焦点が置かれるようになった。それに対して、若者の親世帯からの独立に関しては、個人の選択の問題とみなされる傾向にあり、格差・不平等の視点が不足している。

しかし、親世帯からの独立における意思決定は、完全に若者個人によっておこなわれるわけではない。構造的要因はもちろんのこと、親をはじめとする世帯が置かれた状況や意向を反映した結果であるだろう。アメリカの研究では、子の離家行動には親の意向が強く反映され、その影響は子自身の離家に対する意向よりも強いという報告もある（Goldscheider et al. 1993）。したがって、その意思決定における選択肢の豊富さは、親世帯の社会経済的資源の多寡や親子関係によって大きく左右されるはずである。

そこで本研究では、現代日本社会で、若年層の親世帯からの独立のプロセスに出身階層間格差が生じているかどうかを明らかにする。

[注]

- (1) 本研究では、若年層を10代後半から30代までと想定する。
- (2) 大学学部・短期大学本科入学者数（過年度高卒者等を含む）を3年前の中学校卒業生及び中等教育学校前期課程修了者数で除した比率。
- (2) 1984年から2001年までは「労働力調査特別調査」、2002年以降は「労働力調査（詳細集計）」による。なお、「労働力調査特別調査」と「労働力調査（詳細集計）」とは、調査方法、調査月などが相違することから、時系列比較には注意を要する。

## 第2章 先行研究の整理

### 2.1 2000年代以降の日本社会における若者研究の展開

#### 2.1.1 若年労働市場に関する研究

第1章でみたように、1990年代後半以降、若年層をとりまく環境は大きく変化してきた。そうしたなかで、若者を対象とした研究が盛んにおこなわれるようになった。とくに、若年層における失業率の上昇や非正規雇用の拡大を受けて、若者の雇用問題への関心が高まり、2000年代以降多くの研究が蓄積された。その嚆矢となったのが玄田（2001）や小杉（2003）の研究である。当時、世間では不況による中高年ホワイトカラー層のリストラ問題が話題となる一方で、若年層の失業についてはそれほど深刻視されなかった。その理由は、若年層の失業は、若者の間での仕事に対する価値観の変化や、少子化により親のスネをかじりやすくなったことによる自発的な失業であると考えられていたことにある。それに対して玄田（2001）は、実際には失業者増大の大部分は中高年層よりもむしろ若年層や60歳以上に集中しており、中高年層がすでに得た雇用機会を保持するために若年層の就業機会が奪われているというのが現実であることを明らかにした。

また、小杉（2003）は「15～34歳で学生でも主婦でもない人のうち、パートタイマーやアルバイトという名称で雇用されているか、無業でそうした形態で就業したい者」（小杉 2003: 3）をフリーターと定義し、その特徴として女性、高卒以下の低学歴者、地方都市の大学出身者に多いことを明らかにした。

こうした研究をきっかけに、若者個人の意識よりも、社会構造の影響に目が向けられるようになり、格差・不平等の視点が取れ入れられるようになった。

学校から初職への移行に際する不利については、性別や生まれた世代、学卒時の社会経済的状況など個人の能力や努力とは関係しない要因によって規定されている部分が多いことが明らかにされた。具体的には、初職で非正規雇用になりやすいのは女性、2000年代以降に成人した世代（佐藤 2011）、学卒から初職入職までに間断がある者であることが示されている（石田 2005; 佐藤 2011）。また、女性においては初職入職年度の失業率が高いほど初職で非正規雇用になりやすい（石田 2005）。

そして、若者内部でも格差が生じていることが指摘された。非正規雇用の職に入りやすい

のは女性や若年者、低学歴層、初職で非正規雇用だった者であり（石田 2005; 平田 2008; 佐藤 2011）、これらの層は非正規雇用から正規雇用へ移行する確率も低い（小杉 2010; 太郎丸 2006）。こうした研究から、若年層における労働市場の不利は誰もが一樣に陥りやすいものではなく、女性やより若い世代、低学歴層、低階層出身者など特定の層に偏っていること、さらにそれらの層は非正規雇用から正規雇用への移行もしにくく、一度不利な立場に置かれるとその状況から抜け出しにくいことが示された。

このように、若年労働市場に関する研究では、2000 年頃を転換点として「豊かな社会のモラトリアムな若者」というイメージから脱却し、社会構造の影響や格差・不平等の存在に注目されるようになったのである。

### 2.1.2 結婚行動に関する研究

こうした論調の変化は、若年層の結婚行動に関する研究にも確認される。未婚化・晩婚化が進行するなかで、未婚の若者は「独身貴族」や後述の「パラサイト・シングル」のような言葉で表現された。そこには、結婚を先延ばしにすることで、経済的にも時間的にも自由な生活を謳歌する若者という意味合いが込められていた。

しかし、2000 年代に入ると、前述した若年労働市場の深刻化などを背景に、「結婚を先延ばしにする若者」から「結婚したくてもできない若者」という見方にシフトした。

なぜ若者が結婚できないのかという点について、岩澤・三田（2005）は、配偶者との出会い方の変化に着目した。そこでは、1970 年代以降の初婚率の低下は、約 5 割が見合い結婚の衰退によって、約 4 割が職場を介して配偶者と出会う「職縁結婚」の衰退によって説明できることが明らかにされている（岩澤・三田 2005）。つまり、現代日本は、構造的に若者が結婚しにくい社会となっていることがわかる。

また、どのような人びとが結婚できないのかという若年層の間での格差についても検討されている。それらの研究からは、働き方が重要な要因となることが示されている。たとえば、男女ともに非正規雇用の職に就いていることは結婚タイミングを遅らせることや（永瀬 2002）、学卒直後に正社員であることは男性の結婚タイミングを早めることが明らかにされている（水落 2006）。また、酒井・樋口（2005）によれば、フリーター経験がある場合、結婚だけではなく子の出生の時期も遅くなるという。

さらに、どうすれば若者が結婚できるのかという関心から、近年では「婚活」の有効性についても検討されている。交際相手の獲得に対する「婚活」の効果としては、活動をしなか

った者よりもした者のほうが交際相手ができやすいが（村上 2010; 三輪 2010）、それは活動にコミットできるその人の性質を媒介した見かけ上のものであり、それらを統制したとき、「婚活」によって交際相手ができやすくなるという効果は見られないという（三輪 2010）。

さらに、結婚に対する「婚活」の効果について、三輪（2015）は、「婚活」によって成立したカップルとそうではないものを比較し、どちらが結婚に至りやすいか、また、どちらが破局に至りやすいかを分析した。その結果、お見合いや結婚仲介サービスなどのフォーマルな活動が結婚に結びつきやすいことを明らかにした。

このように、結婚行動に関する研究においても、若者が結婚しない背景として構造的要因に着目されるようになり、さらに若者内部での格差について

### 2.1.3 若者内部での格差・不平等への関心

ここまでみてきたように、1990年代後半以降の若者に関する研究の動向として、若者個人の性質や意欲よりも、社会構造による影響や若者内部での格差に関心が寄せられるようになったという特徴が挙げられる。

学校から職業への移行、定位家族からの巣立ち、生殖家族の形成という成人期への移行のプロセスにあてはめて考えれば、若年労働市場に関する研究は、学校から職業への移行の領域に該当し、結婚行動に関する研究は、生殖家族の形成の領域に該当する。つまり、成人期への移行のなかでも、これらの領域に関しては格差・不平等の視点からの研究が蓄積されてきたといえる。

しかし、定位家族からの巣立ちの領域に関しては、そのほかの領域と比較して、そのような視点からの研究が乏しい。次節では、1990年代以降の若年層の親との同居に関する研究のレビューから、この点について詳しく説明する。

## 2.2 若年層の親との同居に関する研究

### 2.2.1 中期親子関係の出現と「パラサイト・シングル」論

#### (1) 中期親子関係への注目

日本においては、高度経済成長期に核家族化が進行し徐々に別居する親子が一般的になると、親との別居を前提とした欧米の研究に倣い、従来親子関係を測定する指標とされてきた同別居だけではなく援助や交際の頻度から親子関係が測定されるようになった（三谷・盛

山 1985)。この時期を境に、親子関係研究の研究関心は居住形態よりも援助関係やネットワークに移行したという(藤崎 1998)。その後は高齢化の進行も相まって、親子の同別居を扱う研究の焦点は高齢期の親と成人子の同別居に集中するようになった(田淵 1998, 2001; 田淵・中里 2004)。

しかし 1990 年代以降、新たに中期親子関係への関心が高まった。中期親子関係とは、高齢期に入る前の親と成人子の関係を意味する。親子関係についての研究は、幼少期の子どもとその親との関係(前期親子関係)を扱う研究と、成人子と老齡の親との関係(後期親子関係)を扱う研究に二極化しており、それぞれが独立した異なる研究領域を持っていた(Hagestad 1987; 正岡 1993; 春日井 1997; 宮本 2000a)。しかし 1990 年代以降、前期にも後期にも属さない、まだ壮健な親と成人子の関係(中期親子関係)の出現が指摘されるようになった。それまでは、親子関係は依存—被依存の関係にあるという前提があり、前期親子関係においては子が親に扶養され、後期親子関係においては退職後の親が子に扶養されると考えられてきた。しかし、平均寿命の伸長によって成人子と親が関係を持つ期間が延長し、さらに少子化によってきょうだい数が減少し親の子育て期間が短縮されると、「親子がともに成熟したおとなとして互いに社会的な相互作用を期待されるような関係」(正岡 1993:66-67)が存在するようになる。この中期親子関係に焦点を当てることは、それまで前期と後期に分断されていた親子関係研究をつなぎ、ライフコースを通じた親子関係研究を構築してゆくにあたって重要な意味を持つとして、研究の必要性が提示された(正岡 1993; 春日井 1997; 保田 2001)。

## (2) 「パラサイト・シングル」論のはじまり

こうして中期親子関係へ注目が集まるなか、未婚化・晩婚化の進行により中期親子関係の中でも未婚の子どもと親との関係が長引いたことによって、1990 年代後半には若年未婚者と親との同別居や援助の授受について学術的な関心が寄せられた。宮本みち子、岩上真珠、山田昌弘らは、20 代、30 代の若年未婚者とその親にみられる非自律的な親子関係を明らかにした(家計経済研究所編 1992; 宮本ほか 1995; 宮本 1995; 宮本ほか 1997; 山田 1999; 宮本 2000b など)。親と同居する 20 代の未婚者は、親に家事や身の回りの世話、生活費の負担を任せており、親から家計への繰り入れなどの義務や責任を求められることはない。そして親元にとどまることで可能になった経済的にも時間的にもゆとりのある生活を送りながら職業生活の基礎を固める。また、より自分に適した結婚を選択することを許されている

ため、未婚でいることに対し焦ることもない。30代の親と同居する未婚者は、20代に比べて家に生活費を入れている割合が高くなるが、自分が経済的に自立していると感じている者の割合は20代と比較して高くない。男性は経済の一端を担う代わりに身の回りの世話を受け、女性は経済的には親に依存する代わりに家事を担ったり日常的な話し相手となることで親と情緒的な結びつきを持つ。このように子どもが成人後も同居し続け経済的および実践的な援助を提供し世話を焼き続ける親と、それを享受し続ける子どもの非自律的な関係をふまえ、宮本らは親との同居は若者の親への依存状態を引き延ばす要因となっていると言及している。

山田（1997, 1999）は、学卒後も親と同居し、基礎的生活条件を親に依存することで、自由でリッチな生活を送る若年未婚者を「パラサイト・シングル」と名付け、日本の未婚化・晩婚化や少子化現象、さらには経済不況などさまざまな社会現象の一因となっていると述べている。この「パラサイト・シングル」論は学術的にも社会的にも大きな注目を集め、その後多くの研究者によってその妥当性について検証が試みられている。

### 2.2.2 多様な「パラサイト・シングル」の実態

山田（1999）の「パラサイト・シングル」論においては、若年未婚者は、経済的にゆとりがある親にパラサイトし優雅な生活を満喫できる層と、親に余裕がないため独り立ちせざるを得ず質素な生活を送る層に二極分化していると述べられている。しかしそれに対して、親と同居する成人未婚子は高所得世帯に偏在しているわけではなく（白波瀬ほか 2001; 白波瀬 2005a）、世帯の経済状況によっては成人未婚子が同居することによって家計に貢献していることが明らかにされた（白波瀬 2005a, 2009）。さらに、1990年代後半以降の経済不況の影響を受けた世代において、非正規雇用の増加などの労働市場の深刻化との関連が指摘されるようになった。白波瀬（2009）は、子の経済状況が悪いと親との同居確率が上がることから、親との同居は未婚者の貧困対策として機能しており、若者が独り立ちできるだけの経済的基盤を確立できず親元にとどまっていることを示している。同様に、西（2010）も若年層が親との同居を選好する背景には近年の非正規雇用の増加があると述べている。また、北村・坂本（2004）は、「パラサイト・シングル」の世代と比べて親と同居する未婚者の家計への貢献度合いが強まっていることを指摘した。このように、親と同居する成人未婚子のなかには、「パラサイト・シングル」論で想定されたような親から経済的恩恵を受けるリッチな層がいる一方で、むしろ世帯の一員として家計に貢献する層や、経済的困難によっ

て親元を離れたくても離れられない層も存在することが明らかにされた。

### 2.2.3 格差・不平等の視点の不足

ここまでにみてきた先行研究から、若者の親世帯からの独立の遅れについての議論も、若者個人の性質に目を向ける傾向が薄れ、構造的変化を考慮して若者内部の格差に焦点が当てられるようになったことが確認できる。しかし、学校から職業への移行や生殖家族の形成に関する領域と比べて、格差・不平等の視点からの研究が圧倒的に不足しており、若年層の間でどのような格差が存在し、それがなぜ生じるのかは明らかにされていない。

白波瀬（2005a; 2009）の知見からは、若者が親世帯から独立する過程は一様ではなく、若者自身や親の社会階層との関連がみられることが示唆される。早々に親世帯から離れて独立し立ちせざるを得ない者がいる一方で、親元にとどまり一定の生活水準を保つことができる者がいる。また親との同居を継続する者のなかには、親元を離れるという選択肢を持っているにもかかわらずそれを選択しない者ばかりではなく、そもそもそういった選択肢を持っていない者も存在する。そしてその選択肢の有無は、親世帯や若者個人の経済的資源の多寡による影響を受けている。

このように、若年層の親世帯からの独立のプロセスには階層間で格差・不平等が存在することが示唆されるが、これまでの先行研究ではこの点について詳細な分析はなされておらず、独立のプロセスにどのような格差が存在しているのかは明らかではない。

## 2.3 格差・不平等の観点からとらえる親世帯からの独立

### 2.3.1 欧米諸国における成人期への移行過程における格差

欧米諸国の研究では、親世帯からの独立や、それを含む成人期への移行過程において、親の社会経済的地位による不平等があることが明らかにされている。

欧米諸国においても、親世帯から独立し自分自身の住まいを確立することは、学校の卒業、就職、結婚、子の出生といった主要なライフイベントとともに、成人期への移行の指標の1つとして位置づけられている（Berngruber 2016; Shanahan 2000; Furstenberg 2010）。親元を離れ自身の世帯を形成することで、親の監視下から離れ、世帯への責任や消費生活における意思決定力などの大人としての役割を獲得するという（Mulder 2009）。

1980年代以降、欧米先進諸国においても、教育や労働市場、家族形成の側面での構造的

変化により、若者が成人期への移行を達成するまでにより長い時間を要するようになり、移行のプロセスも複雑になっている。近年では、移行の過程は可逆的になっており、離家や就職、結婚などのライフイベントを経験したとしても、再び元の状態に戻ることがしばしばあるという (Stauber and Walther 2002)。

こうした背景のもと、イギリスの社会学者である Furlong et al. (2003) は、成人期への移行の複雑化について、学校から初職への移行に注目し、縦断的データに基づく分析をおこなった。その結果、高校卒業後に高等教育への移行のような従来型の直線的な移行を経験した層の特徴には上位の階層出身であることが挙げられる一方で、就労支援プログラムへの移行や失業のような非直線的な移行の軌道をたどった層の特徴には相対的に不利な階層出身であることが挙げられた。

このように成人期への移行過程で出身階層による格差が生じるメカニズムには、親子間での援助の授受があるといわれている。若者は、親から経済的な支援や同居、家事や身の回りの世話、情緒的なサポートといった継続的な援助を受けることで、成人期への移行過程でのさまざまなリスクやコストを低減させ、スムーズに移行を達成することが可能となる (Scabini et al. 2006)。

しかし誰もが同じように親からサポートを受けられるわけではなく、成人期への移行過程で親が成人子に与える援助の程度には出身階層による格差がある。Cooney and Uhlenberg (1992) によると、アメリカでは、収入カテゴリーの上位 4 分の 1 の成人子は、下位 4 分の 1 の子と比べて、少なくとも 70%以上の物質的な援助を受けているという。またイギリスでは、ミドルクラスの若者は労働者階級や低所得層の若者と比べて、より多くの物質的な援助を生まれ育った家庭から受ける (Brannen et al. 2004; Kohli 1999)。このように、より豊かな階層出身者ほど親からより多くの支援を得られる状況にある。

このようにして、欧米諸国では、社会の構造的変容とともに、成人期への移行過程において不平等の再生産が生じていることが明らかにされている (Scabini et al. 2006; Swartz and O'Brien 2016)。

若者が成人期への移行過程で親からの援助を頼るかどうかは、その社会の教育、職業訓練、雇用、住宅に関する社会保障システムによって異なる。Cook and Furstenberg (2002) によると、たとえばイタリアのような若年層に対する公的支援の乏しい国では、伝統的な家族支援と相まって、親は成人子に対する支援を継続しやすい。その一方で、より社会保障制度が発展し、労働市場が比較的若年層に有利な状況にあるスカンジナビア諸国では、成人期への移

行過程で親を頼ることは少ないという。

### 2.3.2 日本社会における親世帯からの独立と格差

以上の先行研究をふまえると、日本社会の若年層の間でも、親世帯からの独立の過程で親からの援助を介して出身階層による格差が生じていると考えられる。

第1章でも述べたように、1990年代以降、若年層をとりまく社会経済環境は厳しくなり、従来のような成人期への移行が容易ではなくなった。そのため、若者が円滑に親世帯からの独立を達成するためにはさまざまなサポートが必要となるが、日本は家族の私的な相互扶助を前提とした社会保障制度であり、若年層に対する公的支援は乏しい状況にある。したがって、若者が私的支援の提供源として親を頼る可能性が高いだろう。

しかし、親の社会経済的地位が高い者ほど、若年期に親から経済的援助を受ける確率が高いことから（俣野 2017）、結果的により恵まれた階層出身者ほど親から多くの援助を受けることで親世帯からの独立をスムーズに達成できると考えられる。

このように格差・不平等の観点から親世帯からの独立をとらえることで、日本では従来見落とされてきた親世帯からの独立過程に存在する階層間格差を明らかにできる。より豊かな階層出身の若者は、親からの私的な援助を受けることにより構造的な不利をキャンセルまたは緩和させ、スムーズで安定的に親世帯からの独立を実現できる。一方で、相対的に不利な階層出身の若者は、十分なサポートを得ることが難しく、十分な準備期間を確保できないままに親世帯からの独立を経験したり、そもそも独立が難しい可能性がある。このように、出身階層によってサポートへのアクセシビリティが異なることで、親世帯からの独立において階層間格差が生成されると考えられる。もし出身階層によって親世帯からの独立の難しさが異なるとすれば、近年の親世帯からの独立の遅れも、雇用の不安定化などと同様に、若年層全体で生じている現象ではなく相対的に不利な階層に偏って生じていることが推測される。

そこで本研究では、1990年代以降の日本社会において、若年層の親世帯からの独立のプロセスに、親からの援助を介した出身階層間格差が生じているかどうかを実証的に明らかにする。

このことは、家族社会学で取り組んできた親子の同居や援助関係に関する研究と、社会階層研究の領域でおこなわれてきた格差・不平等に関する研究を接合させることで可能となる。これによって以下のような貢献が期待され、両分野の架け橋となる本研究の意義は大き

いと考えられる。

家族社会学に対しては、格差・不平等に着目する重要性を提示する。これまでの親子の同居や援助に関する研究では、きょうだい構成による親との同居・援助の違いや（施 2012）、実親・義親の間での同居・援助の違いなど（大和 2017）、家族の内部での差異に注目してきた。本研究では、親子の援助関係を、格差を形成する要因として位置付け、親子の同居のあり方における格差の解明を試みる。これにより、家族間での格差に着目することの意義を示すことが可能となる。

社会階層研究に対しては、従来の社会的不平等や格差に関する研究の拡張可能性を示唆することが可能となる。社会階層研究では、機会の不平等という概念に基づき、生まれた家庭（親）の社会階層や経済的豊かさによって子どもの教育達成や職業達成などのライフチャンスが異なることを明らかにしてきた（近藤・古田 2009; 石田 2005 ほか）。本研究は、これらの地位達成の過程だけではなく、親世帯からの独立という家族に関するライフイベント経験の機会にも、親との援助関係を介して出身階層の影響があることを想定している。このことは、従来の研究枠組みをライフコースのさまざまな側面に応用できる可能性を示し、研究分野の発展に寄与すると考えられる。

## 2.4 本研究の構成

1990 年代以降の日本社会で、若年層の親世帯からの独立のプロセスに、親からの援助を介した出身階層間格差が生じているかどうかを明らかにするために、以下の 3 つのリサーチクエスチョンを設定する。

- (1) 1990 年代以降、若年層の成人期への移行の遅れや多様化、その親世代の経済状況の悪化は進行しているか
- (2) 成人期への移行過程で親から援助を受けられるか否かが出身階層によって異なるか
- (3) 親から援助を受けることは若者の親世帯からの独立を促進するか

これらの問いについて、次章以降では、社会調査データ<sup>(1)</sup>の計量分析によって検証する。具体的には以下のような構成をとる。

第3章では、1つ目の問いを検証する。具体的には、1990年代以降に成人期への移行を経験している世代では、それ以前の世代と比較して、離学、初職への就職、離家、結婚、第1子の出生の経験率、経験年齢にどのような特徴があるかを2015年SSM調査のデータを用いて分析する。また、その親世代の経済状況や雇用の状況が、親自身が成人期への移行を経験したころの親世代と比べて悪化しているかどうかを1995年、2015年SSM調査のデータの分析から検証する。

第4章では、2つ目の問いを検証するために、成人期への移行過程にある若者を分析対象として、親との援助関係に及ぼす出身階層の影響について2004年、2009年、2019年のNFRJデータを用いて分析する。

第5章では、3つ目の問いを検証する。親世帯からの独立のプロセスとして離家の経験と再同居の経験に着目し、それらの経験に対する親からの経済的・非経済的援助の影響をJLPSデータのWave1～13を用いた分析によって検討する。

最後に第6章では、第3章から第5章での実証分析によって得られた知見を総括し、1990年代以降の日本社会において、若年層の親世帯からの独立の過程における出身階層間格差について総合的に考察する。

[注]

(1) 分析に使用する社会調査データの概要については各章にて説明しているため、ここでは省略した。

## 第3章 現代日本における若者の成人期への移行とその親世代の変遷

### 3.1 本章の目的

本章では、はじめに、本研究の分析対象となる1990年代以降に成人期への移行を経験する世代では、成人期への移行がいかに変容しているか、また、移行過程にある若者の親世代の経済状況は悪化してきたのかを確認する。

### 3.2 現代日本における成人期への移行の変容に関する分析

#### 3.2.1 先行研究における知見の整理

##### (1) 日本における成人期への移行の変容

日本社会における成人期への移行過程の変容については、2000年以降、離学、初離家、初職就職、初婚、第1子出生などのライフイベントの経験年齢や順序についての分析がおこなわれてきた。それらの先行研究の知見からは、戦後日本社会の経済発展とともに成人期への移行パターンは標準化されてきたこと、1960年代出生コーホートを境に脱標準化の傾向がみられること、若い世代になるにつれて移行のタイミングは遅れてきたことが明らかにされている。

安藤（2001）は、「全国家族調査」の第1回調査（NFRJ98）を用いて、1921-70年出生の回答者を10年ごとの出生コーホートで区分し、男女別、コーホート別に、離学、初離家、初職就職、初婚のタイミングと順序を比較している。その結果は主に次の3点にまとめられる。第1に、男女ともに若い出生コーホートになるにつれて、離学、初職就職、結婚のタイミングが遅くなっている。第2に、男性は1930年代、女性は1960年代出生コーホート以降で離家のタイミングが遅れている。第3に、かつては成人期への移行の標準的な順序パターンは存在せず多様であったが、戦後からバブル期頃まで（1950年代出生コーホートまで）にかけて、離学とともに初職へ就職し、その後結婚するというパターンへと標準化した。

同じくNFRJ98を用いた澤口・嶋崎（2004）も、これと同様の知見を得ている。さらに、離学と就職や、離家とその他のライフイベント、女性においては結婚と離職というように、教育、職業、家族という異なる領域間でのライフイベントが同時に発生する共時化の傾向も

明らかにした。

こうした知見をふまえて、安藤 (2008) は、戦後日本社会において成人期への移行は、1950 年代生まれが標準化と脱標準化の分岐点となり、1960 年代以降の出生コーホートでは脱標準化の傾向が進行していることを指摘している。

SSM 調査の 2015 年データを用いた香川 (2018) は、1935 年から 1981 年までに出生のコーホートを対象に若年期のライフコースの経験年齢と経験のパターンについて分析をおこなっている。その結果、初婚や第 1 子出生といった家族にかかわる領域で経験年齢の脱標準化が起きていた。また、男女ともに学校から職業への移行にかかわる領域では、若いコーホートほど非直線的な移行の様相が確認された。さらに、ライフイベントの経験の有無とタイミングによって成人期への移行をいくつかのパターンに類型化した結果、男性では若いコーホートほど多様になっていることが示された。

## (2) ヨーロッパにおける成人期への移行の変容

ヨーロッパにおける成人期への移行の新たな特徴としては、イベントの経験タイミングの遅れ、移行期間の長期化、移行過程の多様化の 3 点が挙げられる。たとえば Billari and Liefbroer (2010) は、The European Social Survey (ESS) の Wave3 (2006 年) データを用いて、1930-79 年出生の女性の離家、パートナーシップ形成、初婚、第 1 子出生のイベント経験の年齢や順序について国別かつ出生コーホート別に比較をおこなっている。その結果、より若い世代でみられる特徴として第 1 に、離家以外のライフイベントを経験するタイミングが遅れていること（とくに結婚、第 1 子出生で顕著）、第 2 に、最初のイベントを経験してから最後のイベントを経験するまでの期間が長期化していること、第 3 に、イベント経験の年齢や順序の分散が拡大し、移行の軌道が多様化していることを示している。

また、Stauber and Walther (2002) は、ヨーロッパにおける成人期への移行は図 3.1 のように変化してきたと述べている。具体的には、直線的で均質的な特徴を持つ移行から、長期化・多様化したライフフェーズとしての移行に変わり、さらに近年では可逆的で断片的な「ヨーロッパ型」の移行へと変貌しているという。

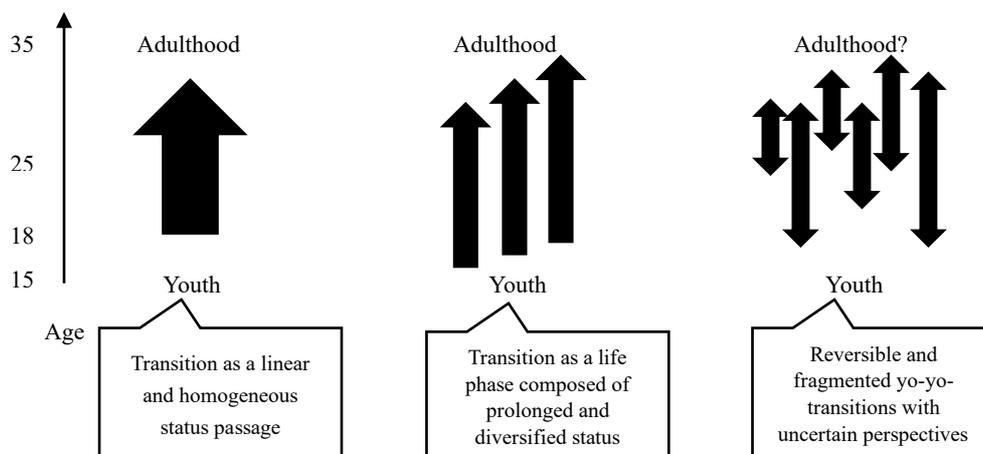


図 3.1 ヨーロッパにおける成人期への移行過程の変容

(出典：Stauber and Walther 2002: 15)

### 3.2.2 データと分析方針

使用するデータは、「社会階層と社会移動全国調査 (The National Survey of Social Stratification and Social Mobility)」(以下、SSM 調査と表記) の 2015 年調査データである。SSM 調査は、1955 年の第 1 回調査以降 10 年おきに実施されている社会調査であり、日本の社会階層構造や社会移動のあり方、格差・不平等の形成過程の解明に焦点を置いている。同調査の特色は、調査対象者の職業経歴や学歴、親の社会経済的地位などについて詳細に尋ねるといふ基本的な枠組みを維持しながら、半世紀以上もの長期にわたって継続的におこなわれている点にある。

2015 年調査は第 7 回調査であり、2014 年 12 月時点で 20-79 歳の日本に在住し日本国籍を持つ男女を対象に実施された。調査対象者の抽出には、層化二段無作為抽出法を用いており、全国 800 地点から住民基本台帳を用いて 1 地点あたり 20 名を抽出している。調査方法は調査員による面接調査と留置・回収調査を併用しており、最終的な調査対象者数は 15,605 名、有効回収数は 7,817 票であり、回収率は 50.1%である。

本節の分析において SSM 調査の 2015 年調査データを用いる理由は、調査対象者が 1935-94 年出生と幅広い世代であるうえ、1990 年以降に 15~34 歳を経験している世代が対象であること、また、本節で着目する離学、初職就職、初離家、初婚、第 1 子出生のすべてのライフイベントに関して、経験の有無と経験がある場合の経験年齢についての情報が含まれていることにある。

本節では、日本社会において、とりわけ 1990 年代以降、成人期への移行が長期化・多様

化しているかを明らかにする。具体的には、離学、初職就職、初離家、初婚、第1子出生のそれぞれのライフイベントについて、15～39歳の各年齢時点での累積経験率を、1935-54年、1955-74年、1975-94年の3つの出生コーホート間で比較する。前の2つのコーホートと比べたときの、最も若い1975-94年出生コーホートにおけるライフイベントの経験率やそのタイミングの特徴について考察する。

用いた変数の操作的定義については次のとおりである。まず、離学については、初職就職前に生じた最後の離学イベントについて扱う。離学の年齢は、最終学歴が中学校の場合は15歳とした。最終学歴が高校の場合は、その高校を卒業したか中退したかを尋ねているため、卒業している場合は18歳とし、中退している場合は、中退した時の年齢がわからないため一律で17歳とした。専門学校、短期大学、高等専門学校、大学、大学院への通学経験がある場合は、入学年齢と在籍年数を尋ねているため、それらの情報から卒業または中退時の年齢を算出した。複数の学校に通った経験がある場合は、初職就職前に最後に通った学校の離学年齢を用いた。

初職就職については、調査時点で一度も仕事についたことがないと回答している場合は初職への就職経験なしとし、一度でも仕事についたことがある場合は初職への就職経験ありとした。経験ありの場合の年齢は、初職についた年齢を尋ねた質問項目を用いた。

初離家については、親と1年以上離れて暮らした経験についての質問項目で、「親と離れて別の世帯に住んだことがある」と回答した場合は離家経験あり、「生まれてからずっと親と同居している（親と離れて住んだことはない）」または「親が亡くなるまでずっと一緒に住んでいた」と回答した場合は離家経験なしとした。経験がある場合、初めて親と離れて暮らしたときの年齢を尋ねているため、その質問項目から初離家年齢を作成した。また、15歳未満で離家している場合は欠損値とした。

初婚については、婚姻状況が未婚の場合は結婚経験なしとし、既婚、離別、死別のいずれかの場合は結婚経験ありとした。経験がある場合の年齢については、現在の配偶者との結婚が初婚の場合は現在の配偶者との結婚時の年齢を、再婚の場合や離別・死別の場合は初めて結婚したときの年齢を用いて、初婚年齢を作成した。

第1子出生については、子どもの人数についての質問項目で、子どもを持ったことがないと回答した場合は第1子出生経験なし、1人以上子どもがいる場合は第1子出生経験ありとした。子どもがいる場合、第1～4子までの出生年を尋ねた質問項目が設けられているため、第1子の出生年から調査対象者本人の出生年を引き算し、第1子出生時の年齢を算出した。

また、第1子出生時の年齢が15歳未満の場合は欠損値とした。

### 3.2.3 分析結果

#### (1) 離学イベント

図3.2に、出生コーホート別にみた15～39歳時点までの離学イベントの累積経験率を示した。横軸は年齢、縦軸はそのコーホートに占めるイベント経験状態の割合を示している。

「未経験」というのは、当該年齢時点でまだイベントを経験していない者の割合であり、「当該年齢で経験」というのは、当該年齢でイベントを経験した者の割合である。「経験済み」というのは、当該年齢未満でイベントを経験した者の割合を示している。たとえば18歳で離学した者は、15～17歳時点では「未経験」、18歳時点で「当該年齢で経験」、19歳以降は「経験済み」の категорияに含まれることとなる。また、最も若い1975-94年出生コーホートの分析のみ「調査時点で当該年齢前」という categoria を設けている。1975-94年出生コーホートは、調査がおこなわれた2015年時点で20～40歳であるため、調査時点の年齢が当該年齢未満であるケースが発生する。したがって、調査時点でイベント未経験の場合は、調査時点の年齢よりあとの年齢時点では「調査時点で当該年齢前」に分類した。たとえば調査時点の年齢が20歳で在学中の場合、21歳以降は未来のこととなり、どの年齢時点で離学イベントを経験するかわからないため、「調査時点で当該年齢前」という categoria に分類される。ただし、調査時点ですでにイベントを経験済みの場合は、調査時点の年齢よりあとの時点でも「経験済み」としている。

図3.2をみると、1935-54年出生コーホートでは、15歳で離学を経験した者の割合が約3割となっており、中卒者が比較的多くの割合を占めていることがわかる。また、18歳で離学を経験した者の割合は約5割であり、18歳までの累積経験率（「当該年齢で経験」と「経験済み」の割合の合計）は約8割に上る。この世代は、主に1950-70年代に就学期を過ごした世代であり、高度経済成長期の都市圏での労働力需要の高まりに応じて、多くの者が中卒や高卒で労働市場に参入していたことがこの結果からもうかがえる。

図の中央にある1955-74年出生コーホートでは、15歳で離学を経験した者の割合は3.7%であり、前のコーホートと比較して大幅に減少していることが読み取れる。さらに、18歳までの離学の累積経験率は約5割にとどまる。その分、20歳、22歳で離学を経験した者の割合が増加し、累積経験率が8割を超える年齢時点は22歳となっている。文部科学省の「学校基本調査」の年次統計によると、高校進学率は1970年代半ばに9割を超え、大学・短大

への進学率<sup>(1)</sup>も 1960 年代半ばから 1970 年代半ばにかけて 1~2 割程度から 4 割近くまで大きく上昇した。この世代では、義務教育終了後に高校へ進学することが一般的となり、さらに高校卒業後に高等教育機関へ進学する層も拡大したことが特徴である。

最後に 1975-94 年出生コーホートでは、18 歳までの離学の累積経験率は約 4 割に低下し、20 歳、22 歳で離学経験者の割合がさらに増加していることが見て取れる。とくに 22 歳で離学を経験した者の割合が増加し、前のコーホートでは 15.8%だったのに対し、21.2%にまで上昇している。先述した「学校基本調査」によると、このコーホートが主に就学期を過ごした 1990~2010 年代には、大学・短大への進学率が 2000 年代半ばに 50%を超え、高等教育はユニバーサル段階へと移行した。また、とりわけ女性において 4 年制大学への進学率の上昇が著しく、女性の進学先として短大から 4 年制大学へのシフトがみられた。こうした変化を反映し、この世代では、過半数が成人後に教育を終えるようになったことが特徴である。

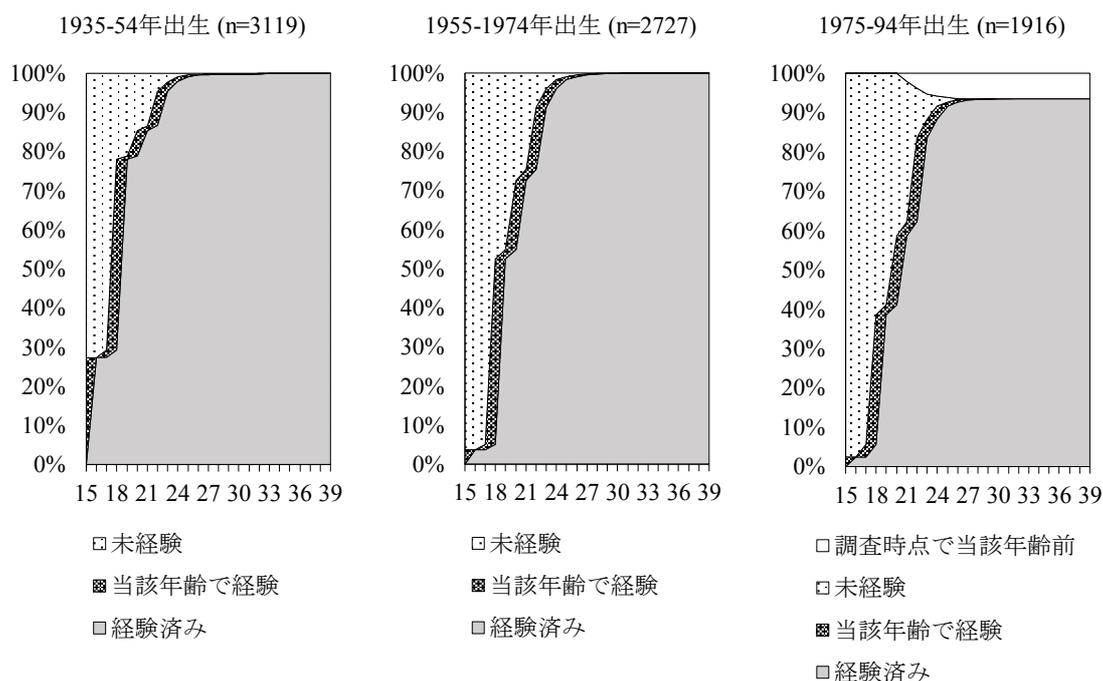


図 3.2 出生コーホート別にみた離学イベント累積経験率

## (2) 初職就職イベント

次に、初職就職についてみていこう。図 3.3 に、出生コーホート別にみた 15~39 歳時点までの初職就職イベントの累積経験率を示した。1935-54 年出生コーホートでは、15 歳で約

2割が初職への就職を経験している。また、18歳で初職就職を経験した者の割合は約4割を占めており、15～39歳の年齢区間のうち、18歳が当該年齢での経験割合が最も高い。つまり、この世代では高卒で初職に就職するパターンが最も典型的であったことがわかる。また18歳までの累積経験率は68.3%であり、全体の約7割は18歳までに職業生活への移行を経験している。しかしその一方で、39歳までに初職に就職した経験がない者も2.6%とわずかながら存在している。図中には示していないが、この39歳時点まで初職についていない2.6%の人びとの性別の構成比率をみると、98.8%が女性であることから、就職前に結婚し、専業主婦を継続している層であることが予想できる。このように、10代で就職する者が圧倒的多数である一方で、一度も働いた経験のない者も一定数存在するということがこの世代の特徴である。

続いて1955-74年出生コーホートでは、離学イベントと同様に、15歳で初職就職を経験した者の割合が激減し、18歳までの累積経験率は5割に満たなくなっている。そして、20歳で初職就職を経験した者の割合が19%、22歳では15.6%と、前のコーホートと比べて大きく上昇していることから、先にも述べた短大・大学への進学率の上昇が反映されていることがわかる。ただし、18歳時点で初職就職を経験した者の割合が最も多く、全体の4割を占めていることから、高等教育への進学率が上昇しつつあるなかでも、未だ高卒で労働市場に参入するパターンがポピュラーであった世代といえる。

1975-94年出生コーホートでは、高卒後の進学率がより高まったことによって、18歳までの初職就職の累積経験率は約3割にとどまっている。そして、前のコーホートと比べて22歳で初職就職を経験した者の割合が増加していることから、4年制大学への進学率が上昇したことによって、労働市場への参入タイミングも遅くなっていることがわかる。

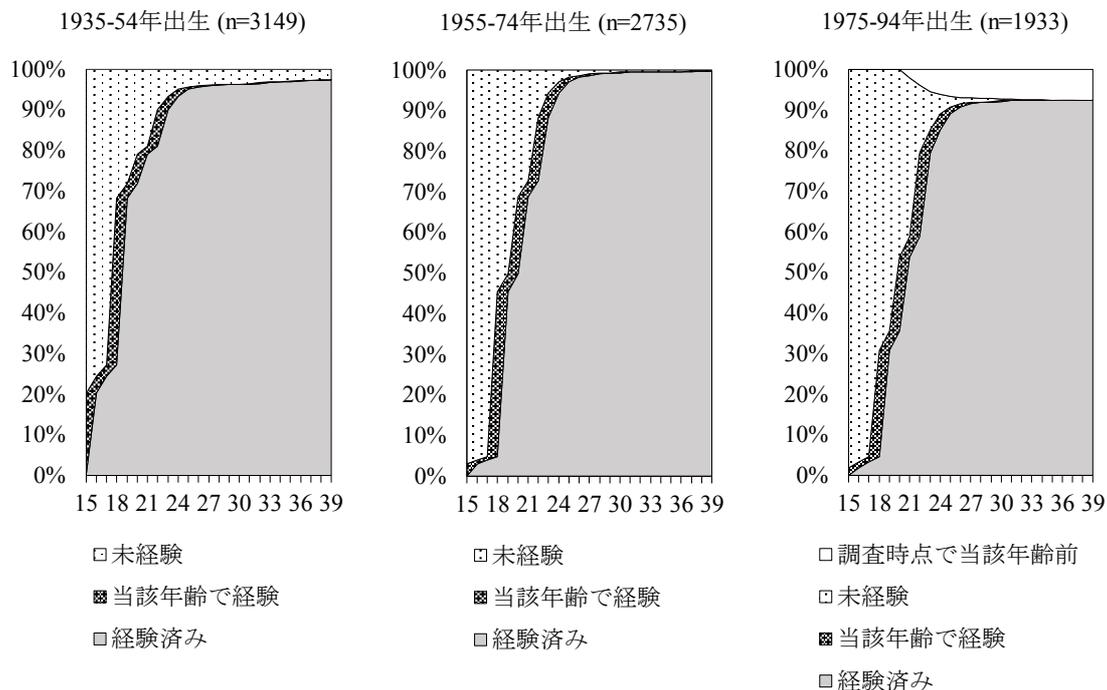


図 3.3 出生コーホート別にみた初職就職イベント累積経験率

### (3) 離家イベント

次に、図 3.4 には、出生コーホート別にみた 15～39 歳時点までの離家イベントの累積経験率を示した。まず、1935-54 年出生コーホートでは、15 歳で約 10%、その後 18 歳で約 25% が離家を経験していることが読み取れる。それ以降は、20 代後半まで、各年齢時点で離家を経験した者の割合は 3～5%程度で推移している。先にも見てきたように、この世代では中卒や高卒で初職に就職する者が多くを占めていたが、約 4 割はそれを機に親元を離れていったようである。また、30 歳までに累積経験率は 8 割に達するが、それ以降はほぼ横ばいであり、30 歳以降で新たに離家する者はほとんどいないことがわかる。

1955-74 年出生コーホートについては、全体の傾向は前のコーホートと大きく変わらない。しかし、18 歳より前に離家を経験した者の割合が大きく減少し、その分 18 歳での経験割合が増加している。これは、高校進学率の上昇によって 15 歳での就職にともなう離家が減少し、18 歳での就職や進学を機に離家する者が増加したことによると考えられる。

1975-94 年出生コーホートでは、それまでのコーホートとは傾向が異なり、離家経験の遅れと未経験割合の増加がみられる。まず、18 歳までの累積経験率は、前の 2 つのコーホートでは約 4 割であったのに対し、3 割程度に低下している。この理由は、高等教育進学率が

上昇したことで、18歳で就職を機に離家していた層が縮小したためと考えられる。その後、各年齢時点の経験割合は3%程度で推移しているが、どの年齢時点でも累積経験率が前の2つのコーホートより10%程度低い。この世代では、前の2つの世代と比較して、18歳で離家が生じやすいという点は変わっていないものの、離家の経験タイミングには遅れが生じており、同じ年齢時点で比較したときに未経験率が高いことが特徴である。

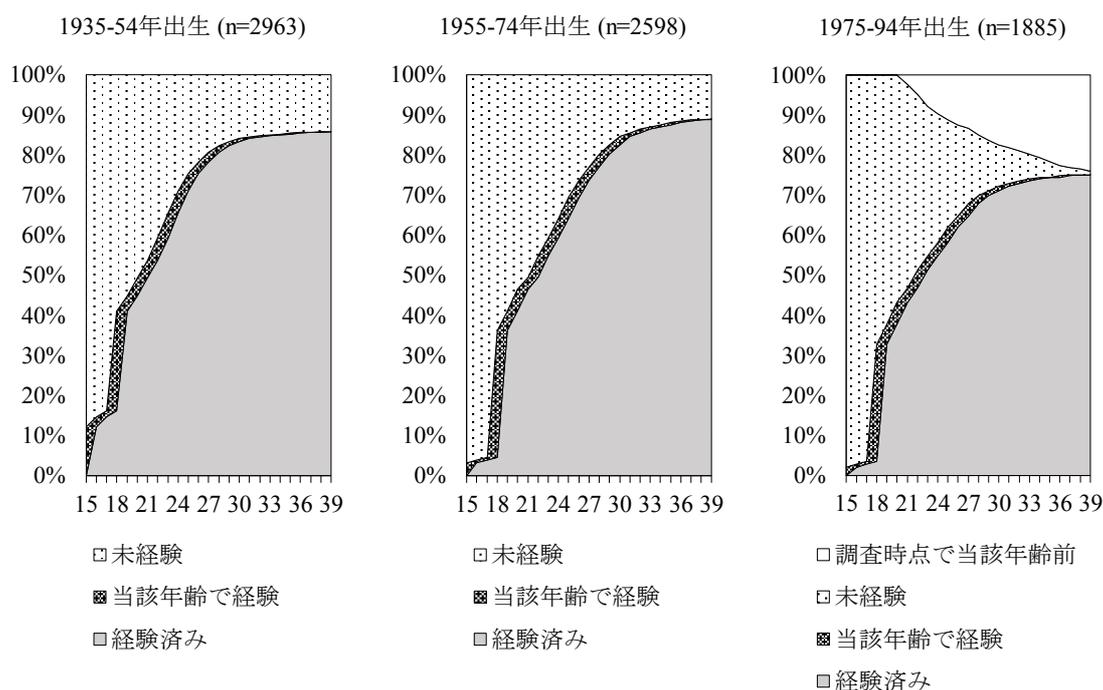


図 3.4 出生コーホート別にみた離家イベント累積経験率

#### (4) 初婚イベント

続いて、図 3.5 に出生コーホート別にみた 15～39 歳時点までの初婚イベントの累積経験率を示した。1935-54 年出生コーホートでは、20 歳以降で経験率が上昇し、23～25 歳の年齢時点が最も経験割合が高い。具体的には 23 歳で 11.2%、24 歳で 11.3%、25 歳で 11.9%が初婚を経験しており、全体の 3 割以上がこの年齢区間で経験していることがわかる。その後、20 代後半以降は経験割合がゆるやかに縮小し、30 代半ば以降で初婚を経験する者はほとんどいない。累積経験率は、25 歳で 51.3%、30 歳で 87%、35 歳で 93.1%であり、この世代では 20 代から 30 代前半までにほとんどが初婚を経験している点が特徴的である。

1955-74 年出生コーホートでは、20 歳以降で経験率が上昇し始める点は前のコーホートと

共通しているものの、ややゆるやかな上昇となっている。当該年齢での経験割合のピークは26歳の9.3%であるが、23～28歳まで7～8%程度で推移しており、前のコーホートよりも幅広い年齢で初婚イベントが生じている。また、30代半ばにも、少なくともなるものの一定の割合で初婚を経験する者がいることや、累積経験率が25歳で33.7%、30歳で68.8%、35歳で79.7%と大きく低下していることから、未婚化・晩婚化の傾向が確認される。

1975-94年出生コーホートでは、より一層、未婚化・晩婚化の傾向は強まっている。前の2つのコーホートと同様に20歳前後で経験率が上昇し始める兆しがみられるが、20代前半では大きく上昇せず、20代後半以降で経験する者が多いことがわかる。27歳で、経験割合が6.3%と最も高くなるが、その前後の25～28歳まで5～6%で推移しており、前のコーホートと同様に初婚を経験しやすい期間が幅広くなっているといえる。累積経験率は25歳で22.7%、30歳で46.3%、35歳で52.8%である。調査時点の年齢が若いことを考慮しても、やはりこの世代では未婚化・晩婚化が著しく進行していると考えられるだろう。

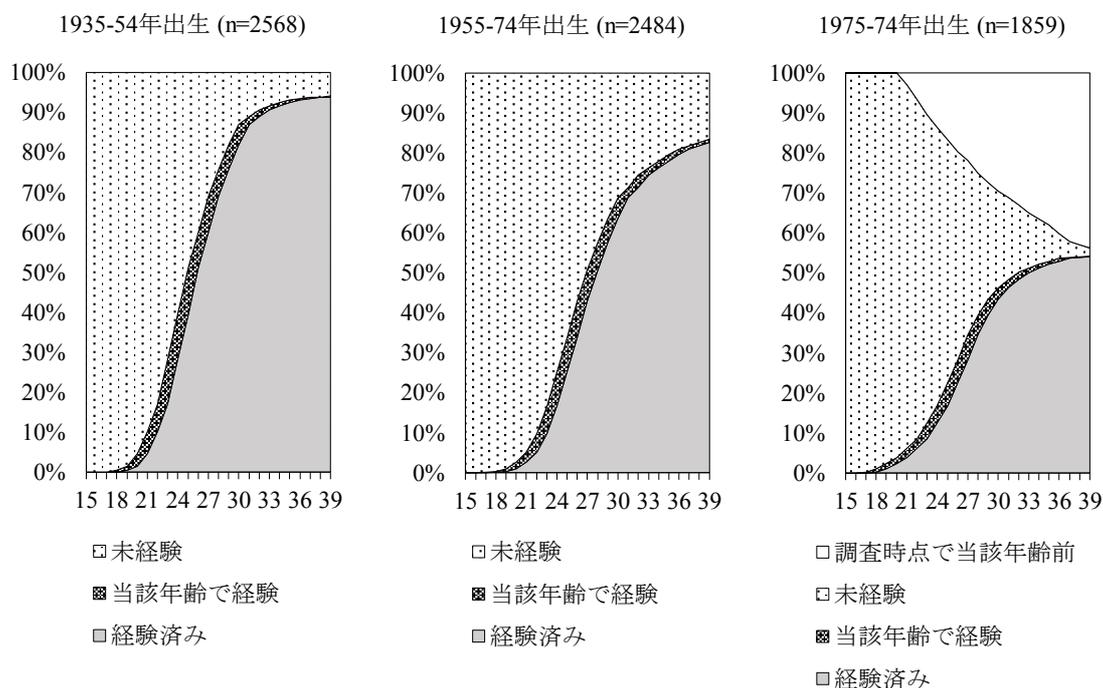


図 3.5 出生コーホート別にみた初婚イベント累積経験率（男性）

### (5) 第1子出生イベント

最後に、第1子出生についての分析結果を確認しよう。図 3.6 に、出生コーホート別にみ

た15～39歳時点までの第1子出生イベントの累積経験率を示した。1935-54年出生コーホートでは、初婚イベントと同様に20代前半から後半にかけて経験率が大きく上昇している。このコーホートでは25～26歳で第1子出生を経験した割合が多く、それぞれ10.6%、10.2%である。累積経験率は、25歳で33.6%、30歳で75.6%、35歳で88.7%となっている。つまり、30代半ばまでにおよそ9割が子どもを持つ経験をしているということである。

1955-74年出生コーホートでは、晩産化の傾向がみられる。まず、このコーホートで最も経験割合の高い年齢は28歳であり、全体の8%がこの年齢で第1子が誕生している。前のコーホートと比べると、第1子出生の経験タイミングは2～3歳遅くなっていることがわかる。また、25～30歳までの各年齢時点での経験割合は6～7%で推移し、30歳以降は徐々に減少している。前のコーホートでは20代半ばに集中していたのに対し、より広い年齢区間で第1子出生を経験する傾向が見て取れる。累積経験率は、25歳で19.4%、30歳で53.7%、35歳で71.3%であり、30代半ばでも約3割は子どもを持つ経験をしていない。この世代では、先の分析でも確認したような未婚化・晩婚化の進行の影響もあり、第1子出生のタイミングにも遅れが生じたと考えられる。

1975-94年出生コーホートでは、前のコーホートでみられた晩産化や経験年齢の分散化がより強くなっていることが確認できる。累積経験率は、25歳で16%、30歳で36.6%、35歳で47.2%とどの時点でも大幅に低く、第1子出生のタイミングが前のコーホートよりもさらに遅れている様子がうかがえる。また、24～26歳での経験割合は約3%、27～30歳での経験割合は約4%、31～33歳の経験割合は約3%で推移しており、特定の年齢区間で大きく経験率が増加するのではなく、幅広い年齢区間でゆるやかに増加していくという傾向がより顕著になっている。この世代でこうした傾向がみられる背景には、単に未婚化・晩婚化の進行だけではなく、女性の働き方の変化の影響などもあるだろう。このコーホートに含まれる者の多くは、2000年代以降に20～30代を過ごしている。国立社会保障・人口問題研究所の「出生動向基本調査」の第15回調査（2015年）の結果によると、2000年代以降、女性が結婚前後や第1子出生前後で就業を継続する割合は一貫して増加している（是川 2017）。結婚するかどうかやそのタイミングの遅れ、さらには結婚後の自身や配偶者の就業状況、職業キャリアの変化などさまざまな要因により、晩産化や経験年齢の分散化という特徴があらわれてきたと考えられる。

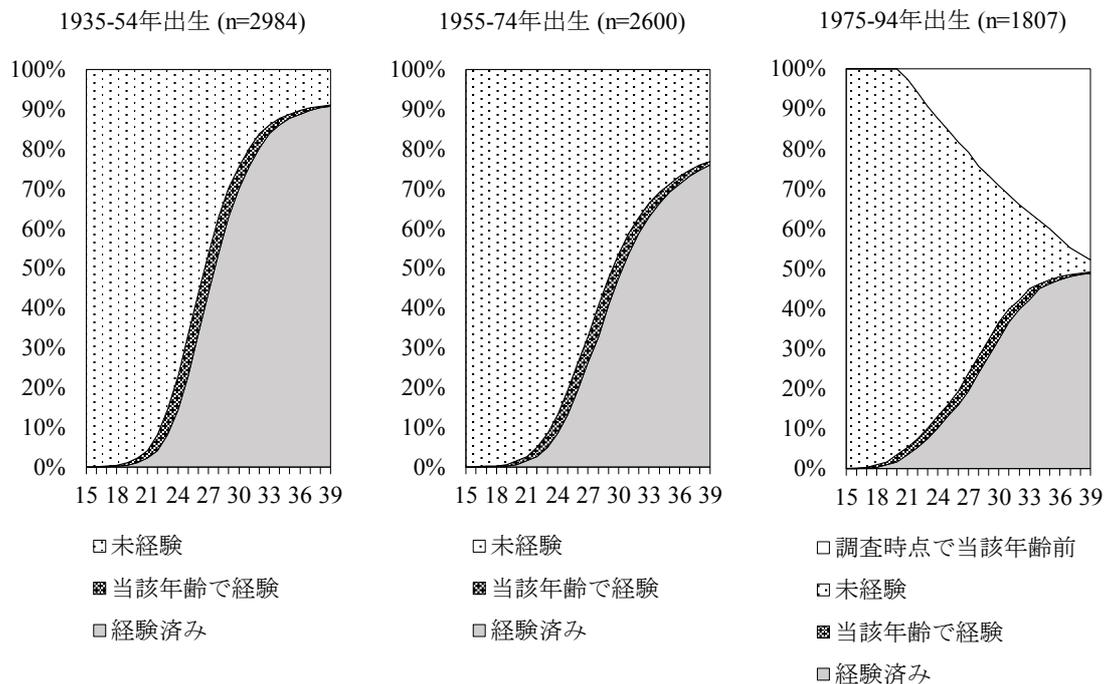


図 3.6 出生コーホート別にみた第 1 子出生イベント累積経験率

### 3.3 親世代の経済状況・雇用の状況に関する分析

#### 3.3.1 データと分析方針

続いて、本節では、1990 年代以降に成人期への移行を経験する若年層の親世代の経済状況・雇用の状況の変遷について確認する。

使用するデータは、前節と同じ SSM 調査の 1995 年調査および 2015 年調査データである。1995 年調査は第 5 回調査にあたり、1994 年 12 月 31 日時点で 20～69 歳の有権者の男女を対象に実施された。1995 年調査では、経歴を中心とする調査項目の本調査 A、意識を中心とする調査項目の本調査 B、職業威信を中心とする調査項目の威信調査の 3 種類の調査がおこなわれた。調査対象者の抽出は、層化二段確率比例抽出法を用いて、本調査では全国 336 地点から 1 地点あたり男女 6 名ずつを抽出している。調査方法は調査員による面接調査である。調査対象者数は本調査 A、本調査 B とともに 4,032 名（男女各 2,016 名）であり、有効回収数は本調査 A で 2,653 票（男性 1,248 票、女性 1,405 票）、本調査 B で 2,704 票（男性 1,242 票、女性 1,462 票）、回収率は本調査 A で 65.8%、本調査 B で 67.1%である。

本節では、現代日本で、成人期への移行過程にある子を持つ親世代は、彼ら自身が成人期

への移行を経験したときの親世代よりも経済状況が悪化しているかどうかを確認する。そこで、まず成人期への移行過程にある子を持つ親世代を、2015年調査時点で40～60歳である1955-74年出生コーホートと設定した。そして、その世代の親世代を1935-54年出生コーホートとし、このコーホートが同じく40～60歳だったときの状況と比較することで、成人期への移行過程にある若者の親世代の変遷を考察する。すなわち、2015年調査の1955-74年出生コーホートと、1995年調査の1935-54年出生コーホートの経済状況や雇用の状況を比較する。こうした分析は、幅広い世代を対象に働き方や収入などの詳細な情報を尋ねており、かつ長期間で比較可能なデータが蓄積されたSSM調査を用いることで可能となる。

分析対象は、1995年調査の1935-54年出生コーホートおよび2015年調査の1955-74年出生コーホートのうち、15～34歳の子どもがいる男女とする。

分析に用いた変数の操作的定義については次のとおりである。まず経済状況を表す変数として、個人収入、配偶者収入、世帯の所有する資産の総額を用いた。個人収入と配偶者収入は、SSM調査では過去1年間の収入について「なし」「25万円未満」「25～50万円未満」・・・というようにカテゴリーで尋ねているため、各カテゴリーの中央値を割り当てた。世帯の所有する資産の時価についても、同様に「なし」「300万円未満」「500万円位（300～750万円未満）」・・・という選択肢が設けられているため、各カテゴリーの中央値を割り当てた。また、1995年調査では、不動産と金融資産のそれぞれについて尋ねており、2015年調査では、不動産と金融資産のそれぞれについてと、すべての資産の合計額について尋ねている。本節では、1995年調査データでは不動産と金融資産それぞれの回答額の合計値、2015年調査データではすべての資産の合計として回答した額を用いた。また、雇用の状況を表す変数として、現職の従業上の地位を用いた。質問項目の選択肢のうち「経営者・役員」「常時雇用されている一般従業者」はそのまま「経営者・役員」「正規雇用」とした。「パート・アルバイト」「派遣社員」「契約社員、嘱託」「臨時雇用」「内職」は「非正規雇用」、「自営業主、自由業者」「家族従業者」は「自営業・家族従業者」、「無職：仕事を探している」「無職：仕事を探していない」「学生」は「無職・学生」に分類した<sup>(2)</sup>。

### 3.3.2 分析結果

#### (1) 個人収入

はじめに、経済状況についてみていこう。表 3.1、表 3.2 に、出生コーホート別にみた男性の個人収入の記述統計とその分布を示した。男性の個人収入とは、調査対象者が男性の場合は本人の個人収入、女性の場合は配偶者の個人収入の値が入る変数である。

まず表 3.1 の記述統計をみると、平均値、中央値のいずれでも 1955-74 年出生コーホートのほうが低いことがわかる。中央値では 100 万円、平均値では約 70 万円の差がみられる。

表 3.2 では、「350 万円未満」「350 万円以上 550 万円未満」「550 万円以上 850 万円未満」「850 万円以上」の 4 つのカテゴリーに分類し、出生コーホート別に分布を比較した。1935-54 年出生コーホートに比べて 1955-74 年出生コーホートでは、下位 2 つのカテゴリーの割合が増加しており、上位 2 つのカテゴリーでは割合が低下している。とくに、850 万円以上のカテゴリーで差が比較的大きく、約 7 ポイントの低下がみられる。

以上の結果から、現代の 15~34 歳の子どもを持つ父親の個人収入は、20 年前より低下していることが読み取れる。

表 3.1 出生コーホート別にみた男性の個人収入の記述統計

	Obs	Min	Max	Median	Mean	Std. Dev.
1935-54 年	1219	0	2300.0	599.5	647.9	390.0
1955-74 年	1056	0	2050.0	499.5	579.0	341.8

表 3.2 出生コーホート別にみた男性の個人収入の分布

	350 万未満	350 万以上 550 万未満	550 万以上 850 万未満	850 万以上	合計	(基数)
1935-54 年	20.1	25.9	31.3	22.6	100.0	(1219)
1955-74 年	24.1	29.4	30.8	15.8	100.0	(1056)
合計	21.9	27.5	31.1	19.5	100.0	(2275)

$$\chi^2(3)=20.059, p<.001$$

では、女性についてはどうだろうか。表 3.3、表 3.4 に出生コーホート別にみた女性の個人収入の記述統計とその分布を示した。この変数は、調査対象者が男性の場合は配偶者の個人収入、女性の場合は本人の個人収入の値をとる変数である。

表 3.3 の女性の個人収入をみると、中央値の差は 2.5 万円にとどまり、ほぼ同水準であるが、平均値は 1955-74 年出生コーホートのほうが約 20 万円高い。

表 3.4 では、「収入なし」「150 万円未満」「150 万円以上 350 万円未満」「350 万円以上」の 4 つのカテゴリーに分類し、分布を比較した。その結果、1935-54 年出生コーホートに比べて 1955-74 年出生コーホートでは、「収入なし」の割合が 8.6 ポイント減少し、その分「150 万円未満」「150 万円以上 350 万円未満」の割合が増加している。しかし「350 万円以上」の割合は約 13%と変わらない。

このことから、15～34 歳の子どもを持つ母親の収入は 20 年前と比べて上昇していることがわかり、その背景には専業主婦層の縮小と既婚女性の非正規就業率の増加があると考えられる。

表 3.3 出生コーホート別にみた女性の個人収入の記述統計

	Obs	Min	Max	Median	Mean	Std. Dev.
1935-54 年	1342	0	2300.0	109.5	151.7	199.1
1955-74 年	1182	0	1899.5	112.0	171.2	187.2

表 3.4 出生コーホート別にみた女性の個人収入の分布

	収入なし	150 万未満	150 万以上 350 万未満	350 万以上	合計	(基数)
1935-54 年	28.9	38.2	19.9	13.0	100.0	(1342)
1955-74 年	20.3	42.5	23.8	13.5	100.0	(1182)
合計	24.9	40.2	21.7	13.2	100.0	(2524)

$\chi^2(3)=25.993, p<.001$

## (2) 夫婦の収入の合計額

ここまでの分析結果から、現代の 15～34 歳の子どもを持つ親世代では、20 年前の親世代と比べて男性の個人収入は低下した一方で、女性の個人収入は上昇していることが明らかになった。

では、夫婦の収入の合計額ではどのような変化がみられるだろうか。夫の収入が 20 年前の水準より低いとしても、妻の収入が高くなったことで、結果的に夫婦の収入の水準には出生コホート間で差がみられないということも考えられる。

そこで表 3.5、表 3.6 に、出生コホート別にみた調査対象者と配偶者の収入の合計額の記述統計とその分布を示した。表 3.5 の記述統計から確認すると、1955-74 年出生コホートでは、中央値、平均値ともに低下しており、中央値では約 10 万円、平均値では約 50 万円の差がみられる。

表 3.6 では、「550 万円未満」「550 万円以上 750 万円未満」「750 万円以上 1050 万円未満」「1050 万円以上」の 4 つのカテゴリーに分類し、出生コホート別に分布を示した。その結果、1955-74 年出生コホートでは、前の 3 つのカテゴリーで割合がやや増加し、最も高い「1050 万円以上」の割合は 4.7 ポイント低下している。すなわち、より収入の少ない層が増加していることが読み取れる。

以上の結果からは、20 年前の 15～34 歳の子どもを持つ親世代に比べて現代の親世代は、男性の収入が低下した一方で女性の収入は上昇したが、夫婦の収入の合計額でみると低下していることが明らかとなった。

表 3.5 出生コホート別にみた調査対象者と配偶者の収入の合計額の記述統計

	Obs	Min	Max	Median	Mean	Std. Dev.
1935-54 年	1175	0	4374.5	709.0	802.0	456.2
1955-74 年	968	0	3049.5	699.5	753.0	394.9

表 3.6 出生コホート別にみた調査対象者と配偶者の収入の合計額の分布

	550 万未満	550 万以上 750 万未満	750 万以上 1050 万未満	1050 万以上	合計	(基数)
1935-54 年	26.0	22.1	27.8	24.1	100.0	(1175)
1955-74 年	28.1	24.0	28.5	19.4	100.0	(968)
合計	26.9	23.0	28.1	22.0	100.0	(2143)

$$\chi^2(3)=7.026, p<.10$$

### (3) 雇用の状況

ここまで、男性、女性それぞれの個人収入や夫婦の収入の合計額から、親世代の経済状況の変化について確認した。次に、男性、女性それぞれの働き方の変化についてみていこう。

表 3.7 には、出生コホート別に男性の現職の従業上の地位の分布を示した。先に説明した個人収入の変数と同様に、調査対象者が男性の場合は本人の従業上の地位、女性の場合は配偶者の従業上の地位の値をとる変数である。表 3.7 からは、1935-54 年出生コホートに比べて 1955-74 年出生コホートでは経営者や自営業層が減少し、被雇用者層が増加していることがわかる。ただしここで注目すべき点は、正規雇用と同じように非正規雇用の割合も増加している点である。全体に占める割合では、正規雇用が約 70%であるのに対し非正規雇用は約 7%と圧倒的に少ないものの、いずれも前の世代と比べて約 6 ポイント増加している。前の世代では 1.3%とごくわずかだった非正規雇用の割合が 6.8%まで増加しており、こうした変化が 15~34 歳の子どもを持つ男性のなかで生じていることをふまえると、若年層だけではなくその親世代にも不安定さが拡大しているといえる。

表 3.7 出生コホート別にみた男性の現職・従業上の地位の分布

	経営者 ・役員	正規雇用	非正規雇用	自営業・ 家族従業者	無職	合計	(基数)
1935-54 年	10.1	61.4	1.3	22.3	4.9	100.0	(1413)
1955-74 年	8.5	67.6	6.8	12.3	4.8	100.0	(1220)
合計	9.4	64.3	3.9	17.7	4.8	100.0	(2633)

$\chi^2(4)=93.212, p<.001$

次に、表 3.8 に、出生コホート別に女性の現職の従業上の地位の分布を示した。この結果から、女性においても男性と同様に自営業・家族従業者の減少が起きていること、さらに、専業主婦割合の低下と非正規雇用割合の増加が読み取れる。女性の働き方の変化の背景にはさまざまな要因があるが、経営者・役員、正規雇用の割合は変化していないことや表 3.7 の結果をふまえると、家計補助の目的で非正規雇用として働く者が増加したと考えられる。

表 3.8 出生コホート別にみた女性の現職・従業上の地位の分布

	経営者 ・役員	正規雇用	非正規雇用	自営業・ 家族従業者	無職	合計	(基数)
1935-54年	2.8	24.9	22.3	20.1	30.0	100.0	(1450)
1955-74年	3.2	25.0	41.9	7.7	22.2	100.0	(1298)
合計	2.9	25.0	31.6	14.2	26.3	100.0	(2748)

$$\chi^2(4)=173.548, p<.001$$

#### (4) 世帯の所有する資産

最後に、世帯の所有する資産についてみてみよう。ここまで、収入や雇用の側面から経済状況の悪化や不安定化を確認してきたが、収入が低下していても所有する資産の額が増加していれば、単純に経済状況が悪化したとはいえないだろう。

そこで、表 3.9、表 3.10 に、出生コホート別に世帯が所有する資産総額の記述統計と分布を示した。表 3.9 の記述統計をみると、1935-54 年出生コホートに比べて 1955-74 年出生コホートでは中央値、平均値いずれも大きく低下しており、中央値では 1750 万円、平均値では 1839.8 万円の差がある。

表 3.10 では、「750 万円未満」「750 万円以上 2500 万円未満」「2500 万円以上 5500 万円未満」「5500 万円以上」の 4 つのカテゴリーに分類し、出生コホート別に分布を示した。その結果、1955-74 年出生コホートでは、1935-54 年出生コホートに比べて下位 2 つのカテゴリーの割合が大幅に増加し、上位 2 つのカテゴリーの割合が低下していることがわかる。とくに「5500 万円以上」の割合の低下が著しく、その差は 25.7 ポイントにも上る。その分、「750 万円未満」で 11.6 ポイント、「750 万円以上 2500 万円未満」では 19.8 ポイント増加している。

これらの結果から、収入だけではなく所有している資産総額からも、15～34 歳の子どもを持つ親世代の経済状況の悪化が示された。

表 3.9 出生コホート別にみた世帯が所有する資産総額の記述統計

	Obs	Min	Max	Median	Mean	Std. Dev.
1935-54年	595	0	10000	3249.5	4070.5	3430.2
1955-74年	845	0	10000	1499.5	2230.7	2450.2

表 3.10 出生コーホート別にみた世帯が所有する資産総額の分布

	750 万未満	750 万以上 2500 万未満	2500 万以上 5500 万未満	5500 万以上	合計	(基数)
1935-54 年	20.2	18.0	26.4	35.5	100.0	(595)
1955-74 年	31.8	37.8	20.6	9.8	100.0	(845)
合計	27.0	29.6	23.0	20.4	100.0	(1440)

$\chi^2(3)=181.235, p<.001$

### 3.4 成人期への移行の遅れ・多様化と親世代の経済状況の悪化

本章では、日本社会における 1990 年代以降の成人期への移行の特徴と、移行過程にある若者の親世代の状況について分析をおこなった。以下では、本章で得られた知見を整理する。

1990 年代以降の成人期への移行の特徴として、第 1 に、ライフイベント経験のタイミングの遅れが挙げられる。1975-94 年出生コーホートでは、それ以前の世代と比べて、離学、初職就職、離家、初婚、第 1 子出生のすべてのイベントについて、経験するタイミングが遅れている傾向が確認された。かつては 10 代半ばで学業を終え、職業生活への移行を経験する者が多くを占めていたのに対し、高等教育機関のなかでも 4 年制大学への進学率が上昇したことによって、半数以上が 20 代以降で学校を卒業（または中退）し、初職への移行を経験するようになっている。また、進学や就職、結婚という離家の動機となるライフイベントが遅れていることと連動して、離家経験も大幅に遅れがみられた。さらに初婚や第 1 子出生といった家族形成に関するライフイベントの経験に関しても、20 代後半や 30 代で経験する者が増加している。

また第 2 に、とくに初婚、第 1 子出生において、経験年齢のばらつきが拡大したという点で多様化の傾向が指摘できる。1935-54 年出生コーホートでは、初婚や第 1 子の出生は特定の年齢区間に集中して発生していたのに対し、1955-74 年出生コーホートではより幅広い年齢で初婚、第 1 子出生を経験するようになり、1975-94 年出生コーホートではさらにその傾向が強まっていた。成人期への移行のなかでも、家族形成にかかわるライフイベントについては、さまざまな年齢で経験するようになるという意味で、多様化が生じているといえる。

成人期への移行過程にある若者の親世代の変遷については、彼ら自身が成人期への移行を経験した時代の親世代と比べて経済状況が悪化し、雇用の不安定化の傾向もみられた。15

～34歳の子どもを持つ夫婦の収入は、20年前の水準と比較して低下しており、所有している資産総額も大幅に低下していた。また、男性で非正規雇用の割合が増加していたことは、若年層だけではなく親世代でも、かつてより不安定さが拡大していることの表れであろう。

しかし、親たちの経済状況が悪化したのと同時に、先に述べたような成人期への移行の遅れや多様化が生じている。子どもたちは高卒後に進学することが標準的となり、親の教育費の負担は増大していることが想像される。また、かつては10代後半で働き始めて親元を離れていた若者たちは、20代半ばになるまで学校に通うようになった。しかし若年労働市場の不安定化も相まって、親元を離れるタイミングも遅くなり、結婚や第1子出生といったライフイベントも後ろ倒しになっている。このように、親子それぞれの状況が変化してきたことで、親の経済的負担は増大しているにもかかわらず、親からのサポートのニーズは高まっていることが予測される。また、親は自分自身の経験とは大きく異なる成人期への移行の道りをたどる子どもをどのようにアシストできるのだろうか。そこで次章では、この世代の親子の間で、いかに援助の授受がおこなわれているかについて検討する。

[注]

- (1) 過年度高卒者等を含む進学率。
- (2) ここでは2015年調査の選択肢を示した。1995年調査では「パート・アルバイト」と「臨時雇用」が「臨時雇用・パート・アルバイト」として同一の選択肢に、「無職：仕事を探している」「無職：仕事を探していない」が「無職」として同一の選択肢になっているが、変数の定義については2015年調査と同様である。

## 第4章 成人期への移行過程での親子間の援助関係にみられる階層間格差

### 4.1 本章の目的

1990年代以降、若年層をとりまく社会経済的環境は急激に変容し、成人期への移行には遅れや多様化が生じている。一方で彼らの親世代も、かつてより経済的なゆとりがなくなっている。

本章では、このように親子それぞれの状況が変化しているなかで、成人期への移行過程での親子間の援助関係には出身階層による格差が生じているかを明らかにする。具体的には、親子間での援助を経済的援助と非経済的援助の2つに区別し、親の社会経済的地位の高さが、それぞれの援助に対してどのような影響を及ぼすかを検証する。

### 4.2 先行研究の知見の整理と本章の分析課題

#### 4.2.1 きょうだいの存在が及ぼす影響

直系家族規範のある日本社会では、きょうだい構成が成人子と親との援助関係を規定する重要な要因であることが知られている。そこでは、同居や家の継承、相続などの制度的側面では未だに長男優勢の傾向があるが、援助や交際などの日常的側面においては息子と娘の間に偏りがなく（施 2012）、むしろ娘との間で活発であるという知見が得られている（大和 2010）。

一方で、長子（とくに長男）であると自分の親への経済的援助をしやすいことや（岩井・保田 2008; 嶋崎 2009）、既婚女性の間で夫が長男であることが自身の親への援助に負の効果を持つことから、伝統的な直系家族規範による拘束も未だにあると結論づける研究もある（白波瀬 2005b; 星 2017）。

また、自分以外のきょうだいの存在が、親からの援助を受ける際の競合相手となる可能性も示唆されている。たとえば白波瀬（2000）は、男性においてきょうだい数が少ないほど親からの援助を受けやすいことを示している。またそのような傾向は、既婚で子どものいないライフステージ、あるいは既婚で未就学児のいるライフステージなどの援助の必要性が高まる時期においてのみ確認されるという知見も得られている（保田 2004）。一方、きょうだ

が多いことは子から親への経済的援助の確率を高めることが明らかにされている（岩井・保田 2008）。

#### 4.2.2 子側の経済状況・雇用の状況・ライフステージ

子の経済状況や雇用の状況も、親子間での援助に影響を及ぼしている。子の所得が低いほど親から経済的援助を受けやすく（塚原 2007）、高いほど親に対して援助を行いやすい（塚原 2007; 施 2012; 施ほか 2016; 白波瀬 2005a）。また子が無職の場合に比べてフルタイム就業の場合、親に経済的援助をする確率が高い（白波瀬 2000, 2005b; 千年 2010; 施 2012）。

子側の都合として、経済状況だけではなく婚姻状況や子ども（親からみた孫）がいるかどうかなどのライフステージの違いも影響する。家族形成期にあると親からの非経済的援助を受けやすく（白波瀬 2000; 小林・Liang 2007 嶋崎 2009）、既婚で未就学児の子どもがいる場合、未婚者に比べて親への経済的援助を行いにくくなる（保田 2004）。また、自身の成人した子に対して援助を行っていることが親への援助を抑制するという効果はみられないことから（白波瀬 2005b）、とくに幼い子どもの養育にかかる費用等の負担が、親に対する経済的援助を抑制させるようである。一方で、子どもがいない者はいる者に比べて親への経済的援助を行いやすいが、末子年齢による有意な差はないという報告もあり（施 2012; 施ほか 2016）、子どもの年齢にかかわらず、子どもがいること自体が大きな意味を持つとも考えられる。

#### 4.2.3 親側の経済状況・健康状態・居住距離

親側のニーズ要因として、白波瀬（2005a）によると、親と同居する成人未婚子の家計への繰入額は、親に代表される他の世帯員の所得が高いほど少なくなることが明らかにされている。また、白波瀬（2000, 2005b）が「第一回家庭動向調査」のデータを用いて行った有配偶女性の親への経済的援助についての分析では、回答者の学歴が高いほど実親に経済的援助をしにくいという効果が示されている。この学歴の効果については、親の社会経済的地位の効果を反映したものと推測されている。

経済的なニーズに加えて、健康状態の影響もみられる。親の健康状態が悪いほど（白波瀬 2000, 2005b）、また要介護の状態にあると（千年 2010）、親への経済的援助は促進される。また、いずれか一方の親が亡くなっている場合、残された親に対する経済的援助の確率が高くなり（施ほか 2016）、とくに父親が亡くなっている場合に援助が促進される（岩井・保田

2008; 千年 2010)。

これらに加えて、親との物理的距離による影響も多くの研究で報告されている。親と別居している者に比べて同居している者のほうが親に対して経済的援助をおこないやすく (西岡 2000; 白波瀬 2000, 2005b; 施ほか 2016)、必ずしも物理的接触を必要としない経済的援助においても、距離が近いほど援助が促進されることが明らかにされている。

近年では、親子の経済的および非経済的援助に影響を及ぼす要因は親子それぞれのニーズや距離的なアクセスの容易さなどであることから、伝統的な規範的拘束が弱まり、個々の家族が比較的自由に個別的な事情のなかで親と経済的・非経済的援助の交換をおこなっているという指摘がある (施 2016; 星 2017)。

#### 4.2.4 本章における分析課題

先行研究では、伝統的な直系家族規範と援助行動の関係に焦点を置いたものが多く、実親との援助関係については、子のきょうだい構成 (長男か次三男・娘か) がいかに影響を及ぼしているかという家族内部での差異について主に検討されてきた。

したがって、家族間での差異である出身階層の影響に関心が向けられることは少なかった。例外として白波瀬 (2000, 2005a, 2005b) が挙げられるが、白波瀬の分析では、本人の学歴が高いほど親への援助が抑制されるという結果から、親の社会経済的地位の効果を推論するにとどまり、これまで十分に検討されているとは言い難い。

そこで本章では、成人期への移行過程において、出身階層が高いほど親からの経済的・非経済的援助を受けやすいか否かを明らかにする。

### 4.3 データと分析方針

#### 4.3.1 データ

使用するデータは、「全国家族調査 (National Family Research of Japan: NFRJ)」(以下、NFRJ と表記) の第 2~4 回調査データである。NFRJ は、日本家族社会学会全国家族調査委員会が 1999 年から実施している継続的全国調査であり、現代日本における家族の動向を正確にとらえ、今後の家族政策の策定に役立てることを目的としている。

2004 年に実施された第 2 回調査は、2003 年 12 月 31 日時点で 28~77 歳の日本国内に居住する日本人を対象におこなわれた。調査対象者の抽出には層化 2 段無作為抽出法を用い

ており、全国 583 地点から、住民基本台帳（553 地点）または選挙人名簿（30 地点）によって抽出した。調査対象者数は 10,000 名、有効回収数は 6,302 名であり、回収率は 63.0%である。調査方法は訪問留置調査であり、対象者のうち 28～47 歳の者には「若年調査票」、48～77 歳の者には「中高年調査票」を用いている。

第 3 回調査は 2009 年に実施され、2008 年 12 月 31 日時点で 28～72 歳の日本国内に居住する日本人を調査対象としている。調査対象者の抽出は、層化 2 段無作為抽出法を用いて、全国 480 地点から住民基本台帳によって抽出した。調査対象者数は 9,400 名、有効回収数は 5,203 名であり、回収率は 55.4%である。調査方法は訪問留置調査であり、対象者のうち 28～47 歳の者には「若年調査票」、47～62 歳の者には「壮年調査票」、63～72 歳の者には「高年調査票」を用いている。

第 4 回調査は 2019 年に実施され、調査対象者は 2018 年 12 月 31 日時点で 28～72 歳の日本国内に居住する日本人である。調査対象者の抽出には層化 2 段無作為抽出法を用いており、全国 289 地点から住民基本台帳によって抽出した。調査対象者数は 5,500 名、有効回収数は 3,044 名であり、回収率は 55.4%である。調査方法は訪問留置調査と郵送調査を併用し、対象者のうち 28～47 歳の者には「若年調査票」、47～62 歳の者には「壮年調査票」、63～72 歳の者には「高年調査票」を用いている。

NFRJ には、幅広い続柄の相手との家族関係に関する質問項目が豊富に含まれていることが特徴である。家族内での援助関係についても、父親、母親、きょうだい（1～3 番目まで）、配偶者の父親、配偶者の母親、18 歳以上の子ども（1～3 番目まで）と、さまざまな続柄の相手とのやりとりを尋ねている。また、援助の内容は、お小遣いや仕送り、贈与などの経済的援助、相談に乗るなどの情緒的援助、看病や家事の手伝いなどの実践的援助の 3 種類の援助についてのやりとりが尋ねられている<sup>(1)</sup>。さらに援助の方向性についても、調査対象者が相手に対しておこなった援助の有無、調査対象者が相手から受けた援助の有無のいずれも尋ねている。このように、成人子と親の援助関係について詳細なデータがあることから、本章の分析にあたり NFRJ が最も適したデータであると判断した。

#### 4.3.2 分析方針と変数の定義

本章では、成人期への移行過程にある若者とその親がいかに援助のやりとりをおこなっているか、またそこに出身階層による格差はみられるのかを検証する。そこで本章の分析では、調査対象者を子ども側として、調査対象者と実親との援助関係を分析する。分析対象は

1970-90年出生の子どものない男女である。本章では、成人期への移行過程にある若者の親との援助関係に焦点を置く。成人期への移行は、学卒、初職への就職、離家、結婚、第1子出生というライフイベントによって定義づけられる概念である。そのため、最後のイベントである第1子の出生を経験している者は、すでに成人期への移行を終えた者とみなし、分析対象から除いた。

親との援助については、経済的援助と非経済的援助の2種類に区別する。具体的な質問項目のワーディングは、経済的援助については「この1年間に、この方から金銭的な援助（小遣い、仕送り、贈与など）を受けましたか」というものである。

非経済的援助には、情緒的援助と実践的援助が含まれる。具体的には、「この1年間に、この方に相談にのってもらったことはありましたか」という情緒的援助に関する質問項目と「この1年間に、この方に看病や家事・育児などの手伝いをしてもらったことはありましたか」という実践的援助に関する質問項目を用いる<sup>(2)</sup>。情緒的援助と実践的援助のいずれか一方または両方があった場合は非経済的援助あり、いずれもなかった場合は非経済的援助なしとした。

親から援助を受けたか否かは、父母の少なくとも一方から援助を受けていれば援助あり、いずれからも受けていない場合は援助なしとした<sup>(3)</sup>。親に対して援助をしたか否かについても同様に、父母の少なくとも一方に援助をした場合に援助あり、いずれにもしなかった場合に援助なしとした。また、両親とも亡くなっている場合は欠損値とした。

出身階層については、父親の学歴を用いる。父親の学歴は、「中学校」「高校・専門」「短大以上」の3つに分類した。「短大以上」のカテゴリーには、「短大・高専」「大学（4年制）」「大学院・大学（6年制）」のいずれかの選択肢を回答したケースが含まれる。「その他」「わからない」と回答したケースは欠損値とした。出身階層を表す変数として父親の学歴を用いる理由は、本章で用いるNFRJデータには、15歳時の父親の職業や家庭の暮らしむきなどの変数が含まれていないためである。

これらの変数によって、父親の学歴が高い方が、親から調査対象者への経済的援助や非経済的援助が受けやすいのかどうかを次節以降で検証する。

## 4.4 分析結果

### 4.4.1 親から援助を受けている割合と親に援助をしている割合

はじめに、分析対象のなかで、どのくらいの人びとが親から援助を受けているか、また、親に対して援助をしているかを確認しよう。図 4.1 に、男女別に親から援助を受けた者の割合と親に援助をした者の割合を示した。

まず、親から経済的援助を受けた者の割合は男性で 23.5%、女性で 28.9%であり、概ね 2～3 割が親からお小遣いや仕送りなどの経済的な援助をこの 1 年間に受けたことがわかる。親からの非経済的援助は、経済的援助に比べて受けた者の割合が高く、男性で約 5 割、女性では約 7 割に上る。多くの人びとが、この 1 年間に親に相談に乗ってもらったり家事を手伝ってもらった経験があり、とくに男性よりも女性で多いようである。

次に、親に対する経済的援助については、男女ともに約 3 割がおこなっている。男女いずれも、親から援助を受けた割合よりも、親に対して援助をした割合の方がやや高い。非経済的援助をした割合は、男性で約 5 割、女性で約 7 割であり、親から援助を受けた人びとと同じくらい親に対して援助をした人びとがいることがわかる。

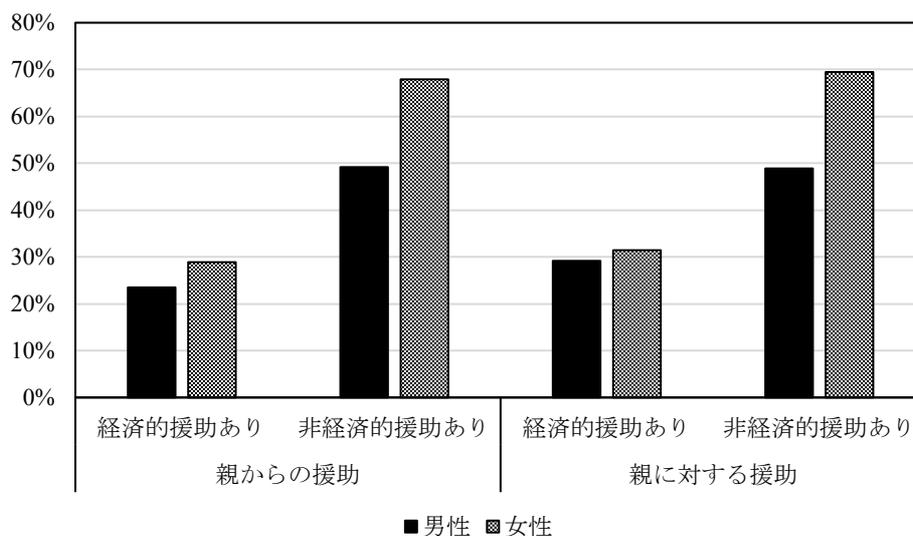


図 4.1 男女別にみた親からの援助／親に対する援助の割合

#### 4.4.2 出身階層別にみた親との援助関係

次に、親から援助を受けた割合と親に援助をした割合には、出身階層による差異がみられるかどうか確認しよう。図 4.2 に、父親の学歴別に親から援助を受けた者の割合と親に援助をした者の割合を示した。

まず経済的援助についてみると、親からの経済的援助については、父親が中学卒の場合 19.5%、高校・専門卒の場合 26.6%、短大以上卒の場合 32.1%であり、父親の学歴が高いほど親から援助を受けた割合が高いことが読み取れる。一方、親に対する経済的援助については、中学卒で 34.5%、高校・専門卒で 30.0%、短大以上卒で 28.2%と、父親の学歴が低いほど親に対して経済的援助をおこなう傾向がみられる。

非経済的援助については、経済的援助とはやや異なる傾向が確認できる。親から援助を受けた割合は、やはり父親の学歴が高いほど高くなるが、親に対して援助をした割合も同様に父親の学歴が高いほど高くなっている。つまり、相談に乗ったり家事を手伝ったりなどの非経済的援助については、出身階層が高いほど親から受けており、また親に対してもおこなっているようである。

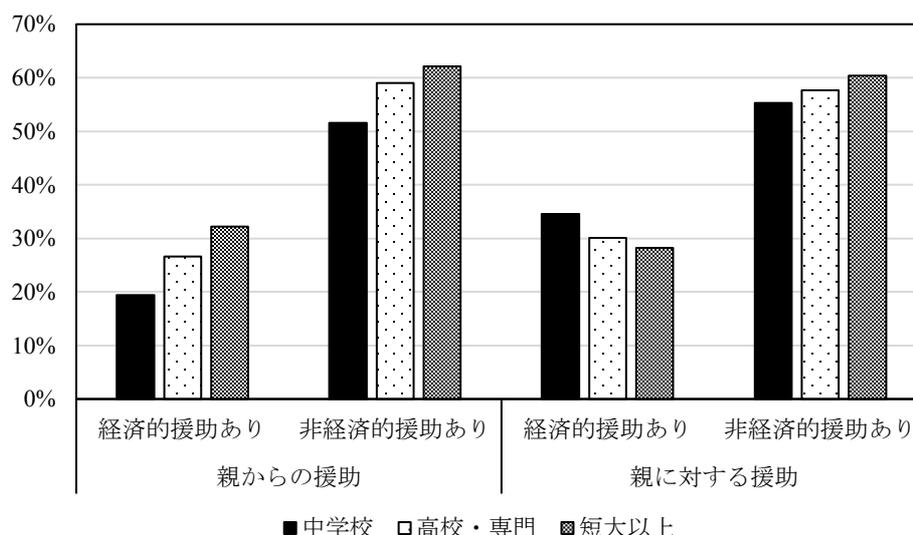


図 4.2 父親の学歴別にみた親からの援助／親に対する援助の割合

ここまでの分析では、出身階層が高いほど親から経済的援助、非経済的援助のいずれも受けやすく、親に対して非経済的援助はしているが経済的な援助をする必要はないといえそうである。

しかし、先の分析で親から援助を受けたと回答した人びとのなかには、自身も親に対して援助をした人もいれば、自身は親に援助をせず、一方的に援助を受けた人も含まれる。同様に、親に援助をしたと回答した人びとのなかには、親からも援助を受けた人と、親から援助

を受けずに一方的に援助をした人が含まれている。たとえば父親が短大以上卒の層では親から経済的援助を受けた割合は高く、親に対して経済的援助をした割合が低いけれども、それは必ずしも「出身階層が高い層では親から一方的に援助を受けている」ということを意味しない。

そこで、図 4.3、図 4.4 では、親との援助の授受のパターンを次のような 4 つに分類した。まず「双方なし」とは、親からの援助も親に対する援助もなかった場合である。「親からのみ」とは、親から援助を受けたが、親に対する援助はしなかったケースが該当する。同様に、「子からのみ」とは、親から援助を受けず、親に対する援助をした場合である。そして「双方あり」は、親からの援助も親に対する援助もいずれもあった場合である。

図 4.3 の経済的援助の結果からみていくと、親との間で援助のやりとりがない「双方なし」の割合はどの層でも概ね 5 割程度であり、父親の学歴による違いはみられない。しかし、少なくともどちらかからの援助があった者のなかでは、明確な差異が確認できる。親から一方的に援助を受けた「親からのみ」の割合は、中学卒で 12.3%、高校・専門卒で 17.7%、短大以上卒で 21.2%であり、父親の学歴が高いほど多くなる。それと対応して、父親の学歴が高いほど、親に対して一方的に援助をした「子からのみ」の割合が低くなっており、中学卒では 26.9%、高校・専門卒では 21.1%、短大以上卒では 16.9%となっている。また、互いに援助をしあう「双方あり」の割合も父親の学歴が高いほど多くなっているが、「親からのみ」や「子からのみ」と比べると割合の差はそれほど大きくない。

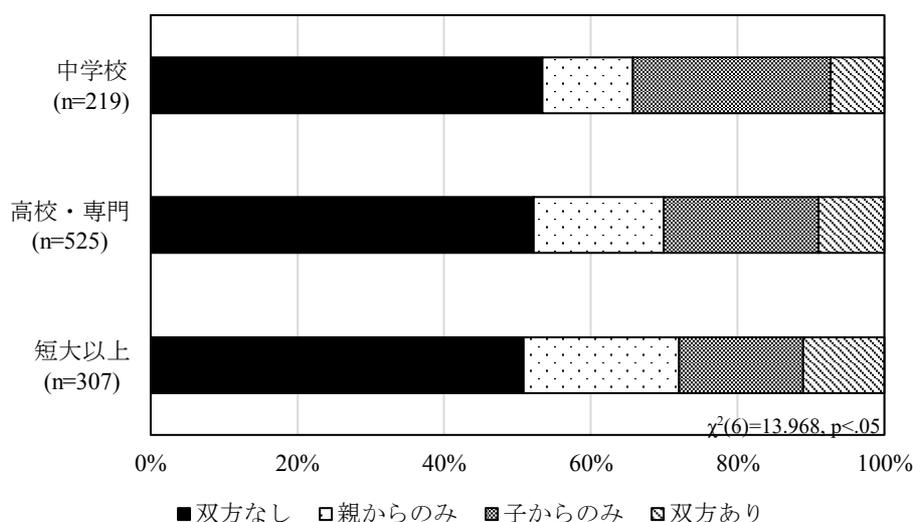


図 4.3 父親の学歴別にみた親との援助関係（経済的援助）

次に、図 4.4 の非経済的援助については、父親の学歴が高いほど、「双方あり」の割合が高い傾向にあるが、2 変数の関連は統計的に有意ではない。この結果からは、非経済的援助の関係には父親の学歴による差はみられないといえる。

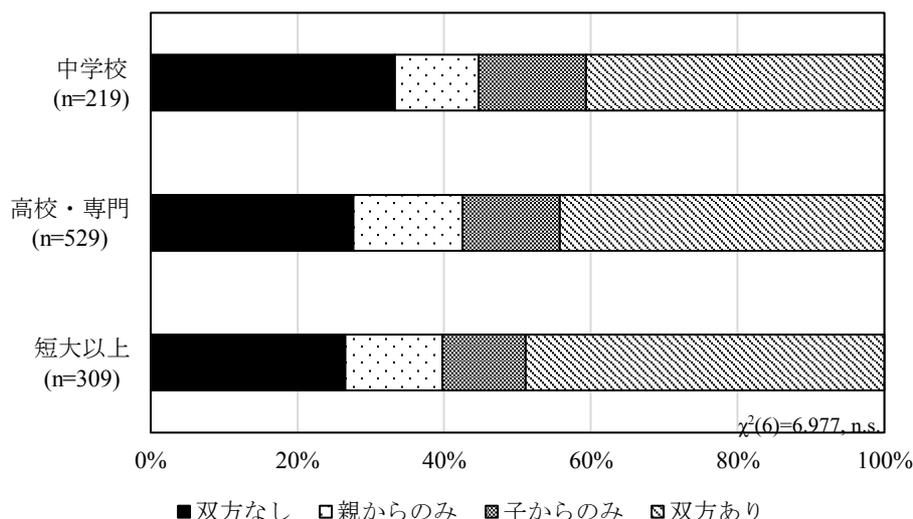


図 4.4 出身階層別にみた親との援助関係（非経済的援助）

#### 4.4.3 親からの援助を受けるか否かに対する出身階層の影響

ここまでの分析から、とりわけ経済的援助において、出身階層が高いほど親から援助を受けやすく、さらに、親から一方的に援助を受けている関係にある傾向が確認された。本節では、他の変数の影響を統制してもなおそうした傾向がみられるかどうかを多変量解析によって検証する。

分析に使用する独立変数は、女性ダミー、きょうだい数、出生順位、調査対象者本人の現職の従業上の地位、個人年収、婚姻状況、親との同居ダミー、父親の学歴、父親就業ダミー、母親就業ダミー、調査年である。従業上の地位は、「経営者・役員」「自営業主・自由業者」「自営業の家族従業者」を「経営者・自営業」、「常時雇用されている一般従業者」を「正規雇用」、「臨時雇い・パート・アルバイト」「派遣社員・契約社員・嘱託社員」「内職」を「非正規雇用」、調査時点で仕事をしていない者を「無職」とした。基準カテゴリーは正規雇用である。個人年収については、「収入はなかった」「100万円未満」「100～129万円台」・・・「1400万円以上」<sup>(4)</sup>というように選択肢が設けられているため、「収入はなかった」は 0、

「1400 万以上」は 1400 を、それ以外の選択肢はカテゴリーの中央値を割り当て、自然対数に変換した。婚姻状況は、「未婚」「既婚」「離死別」に分類し、未婚を基準カテゴリーに設定した。親との同居ダミーは、実親との同居についての変数であり、父母の少なくとも一方と同居していれば 1、両親とも別居（一方の親が亡くなっている場合は健在の親と別居）の場合は 0 をとる。同居の定義は、父母との居住距離を尋ねた質問項目で、「同じ敷地内の別棟、同じマンション内の別室」までを同居とし、それ以上離れている場合は別居とした。父親の学歴は先の分析と同じものを用いており、中学校を基準カテゴリーとした。

表 4.1 には、経済的援助、非経済的援助それぞれについて、親からの援助ありダミーを従属変数とした二項ロジスティック回帰分析の結果を示した。まず経済的援助についての分析結果では、父親の学歴の影響は統計的に有意であり、父親が中学卒の者に比べて高校・専門卒、短大以上卒の者は親から経済的援助を受けやすいという結果が示された。また、父親の学歴は親からの非経済的援助に対しても有意な影響を及ぼしており、父親が中学卒の者に比べて短大以上卒であると非経済的援助も受けやすいことがわかる。

本人の経済状況や働き方、父母の就業状況などの影響を統制しても、出身階層によって親からの援助の受けやすさは有意に異なり、経済的援助だけではなく非経済的援助においてもそのような影響がみられることが明らかになった。

表 4.1 親からの援助を受けるか否かに関する二項ロジスティック回帰分析

	経済的援助			非経済的援助	
	Coef.	S.E.		Coef.	S.E.
性別 (ref.男性)					
女性	-.099	.173		.830	.162 ***
きょうだい数	-.265	.135	+	-.265	.119 *
出生順位	.045	.130		.032	.119
従業上の地位 (ref.正規雇用)					
経営者・自営業	.930	.316	**	-.030	.314
非正規雇用	.917	.215	***	.614	.213 **
無職	.867	.332	**	1.009	.345 **
個人年収 (対数)	-.158	.069	*	.032	.072
婚姻状況 (ref.未婚)					
既婚	.184	.229		-.043	.220
離死別	.030	.458		.322	.434
親との同別居 (ref.別居)					
同居	-.545	.211	*	.708	.198 ***
父親の学歴 (ref.中学校)					
高校・専門	.621	.234	**	.274	.200
短大以上	.850	.252	**	.611	.225 **
父親の就業状況 (ref.非就業)					
就業	.269	.183		.482	.168 **
母親の就業状況 (ref.非就業)					
就業	.237	.168		.152	.160
調査年 (ref.2009年)					
2004年	-.070	.186		-1.552	.190 ***
2019年	-1.141	.217	***	-.110	.184
定数	.374	.594		-.216	.591
n	877			880	
-2LL	921.138			1019.952	

注：\*\*\* p<.001, \*\* p<.01, \* p<.05, + p<.10

#### 4.4.4 親との援助関係に対する出身階層の影響

次に、援助の双方向性を考慮したうえで、出身階層が及ぼす親との援助関係への影響について検証する。表 4.2、表 4.3 には、親との援助関係の 4 分類を従属変数とした多項ロジスティック回帰分析の結果を示した。表 4.2 が経済的援助、表 4.3 が非経済的援助についての結果である。いずれも従属変数の基準カテゴリーは「双方なし」とした。

表 4.2 の結果をみると、父親の学歴の高校・専門ダミーと短大以上ダミーが「親からのみ」に対して有意な正の効果を示している。すなわち、父親が中学卒の者に比べて、高校・専門卒や短大以上卒の者は親から一方的に経済的な援助を受ける確率が高い。また、短大以上ダミーは「子からのみ」と「双方あり」にも有意な影響を及ぼしている。父親が中学卒の場合と比べて短大以上卒の場合は、一方的に親に対して経済的な援助をおこなう関係にはなりにくく、互いに援助をしあう関係になりやすい。つまりこの結果からは、出身階層が高いと親から一方的に経済的援助を受ける関係になりやすく、自身が親に対して援助をしている場合でも一方的に援助をする確率は低く、互いに援助しあっている確率が高いことが示された。

では、非経済的な援助のやりとりについてはどうだろうか。表 4.3 の結果をみると、父親の学歴の短大以上ダミーが「双方あり」に有意な正の効果を示している。つまり、出身階層が高いと、親との間で、相談に乗るなどの情緒的サポートや家事の手伝いなどの実践的なサポートを互いにおこなう関係になりやすいことがわかる。

表 4.2 親との経済的援助関係に関する多項ロジットモデル

	親からのみ		子からのみ		双方あり	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
性別 (ref.男性)						
女性	-.288	.207	-.012	.193	.291	.271
きょうだい数	-.129	.157	.138	.144	-.419	.217 +
出生順位	-.002	.154	.052	.143	.178	.205
従業上の地位 (ref.正規雇用)						
経営者・自営業	.809	.351 *	-1.302	.558 *	.179	.547
非正規雇用	.695	.263 **	-.418	.280	.942	.318 **
無職	.835	.379 *	-.530	.505	.394	.540
個人年収 (対数)	-.166	.077 *	.178	.130	-.062	.111
婚姻状況 (ref.未婚)						
既婚	-.130	.272	-.602	.290 *	.394	.353
離死別	.127	.629	.927	.464 *	.722	.645
親との同別居 (ref.別居)						
同居	-.614	.251 *	.075	.238	-.377	.338
父親の学歴 (ref.中学校)						
高校・専門	.619	.286 *	-.300	.233	.399	.364
短大以上	.750	.306 *	-.493	.271 +	.652	.387 +
父親の就業状況 (ref.非就業)						
就業	.242	.218	-.051	.205	.255	.283
母親の就業状況 (ref.非就業)						
就業	.185	.199	.066	.195	.365	.257
調査年 (ref.2009年)						
2004年	-.279	.226	-.487	.229 *	-.070	.273
2019年	-1.102	.247 ***	-.870	.227 ***	-1.927	.410 ***
定数	-.142	.710	-1.481	.932	-1.416	.964
n	874					
-2LL	1893.649					

注：\*\*\* p<.001, \*\* p<.01, \* p<.05, + p<.10

表 4.3 親との非経済的援助関係に関する多項ロジットモデル

	親からのみ		子からのみ		双方あり		
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	
性別 (ref.男性)							
女性	.340	.245	.701	.249	**	1.350 .199 ***	
きょうだい数	-.337	.183	+	.046	.177	-.218 .142	
出生順位	.161	.178		.016	.174	-.027 .142	
従業上の地位 (ref.正規雇用)							
経営者・自営業	-1.429	.768	+	.093	.463	.319 .365	
非正規雇用	.528	.314	+	-.180	.361	.613 .256 *	
無職	1.213	.516	*	.913	.534	+	1.411 .438 **
個人年収 (対数)	.086	.110		.101	.114	.058 .088	
婚姻状況 (ref.未婚)							
既婚	.089	.316		.081	.314	-.103 .267	
離死別	.044	.895		1.299	.673	+	1.117 .605 +
親との同別居 (ref.別居)							
同居	.462	.291		.103	.292	.882 .240 ***	
父親の学歴 (ref.中学校)							
高校・専門	.433	.311		-.098	.289	.117 .243	
短大以上	.477	.350		-.081	.334	.576 .271 *	
父親の就業状況 (ref.非就業)							
就業	.535	.255	*	-.071	.252	.436 .202 *	
母親の就業状況 (ref.非就業)							
就業	.213	.234		.084	.243	.157 .192	
調査年 (ref.2009年)							
2004年	-1.206	.271	***	-.620	.273	*	-2.077 .238 ***
2019年	-.471	.285	+	-.335	.309		-.163 .223
定数	-1.425	.913		-1.556	.926	+	-.721 .733
n	877						
-2LL	1963.153						

注：\*\*\* p<.001, \*\* p<.01, \* p<.05, + p<.10

#### 4.5 成人期への移行過程での親子間の援助関係にみられる階層間格差

本章では、1990年代以降に成人期への移行を経験している世代で、親子間での援助関係に出身階層による格差がみられるかについて、NFRJデータを用いて検証した。分析の結果から得られた知見は以下の2点にまとめられる。

第1に、親との援助関係に対する出身階層の影響は、とりわけ経済的援助において顕著にあらわれていた。親の社会経済的地位が高いことは、親から成人子に対する経済的援助を促進する要因となっており、とくに親が一方的に援助をする関係になりやすいことが示された。労働市場の不安定化や未婚化・晩婚化の進行など若年層が置かれた環境が著しく変容するなかで、成人期への移行期に親から経済的な援助を受けられるだけでなく親に対する援助の必要性が低いことは、移行過程での経済的なコストの負担を低減させることにつながるだろう。

第2に、出身階層が高いと、非経済的な援助のやりとりが活発であることも明らかになった。父親の学歴が高いと経済的援助だけでなく、相談に乗ってもらうことや家事の手伝いなどといった非経済的な援助も親から受けやすく、親子が互いにサポートしあう関係になりやすい。

これらの結果から、成人期への移行過程での親との援助関係には、出身階層による格差が存在するといえる。平均寿命の伸長により、ライフコースの中で親と関わりあう期間はかつてより長期化している。さらに成人期への移行に遅れが生じ、定住家族で過ごす期間も長くなっている。そうしたなかで、成人期への移行過程にある若者にとって、親の存在は身近な援助の提供源と考えられる。しかし、援助を受けられるか否かは出身階層によって異なり、出身階層が低い場合、経済面でのサポートに限らず、情緒的あるいは実践的な援助においても親を頼れる可能性が低いことが明らかになった。

どのような家庭に生まれたかによって得られる援助の多寡が異なるということは、そのこと自体が不平等とみなせるだけでなく、すでに存在する格差を拡大させる可能性もある。なぜならば、恵まれた階層出身の者は、もともとさまざまな生活機会に恵まれた状況にあるだけでなく、親からの援助を享受することで、さらにより有利な状況に身を置くことができる予想される。それに対して恵まれない階層出身の者は、もともと不利な状況にあるうえ、親からの援助を受けられないばかりか親の生活支援の必要があることによって、不利な状況からの挽回がより一層困難になることが考えられる。

そこで次章では、親からの援助を介した出身階層間格差の維持・拡大が、親世帯からの独立のプロセスにみられるかどうかを検討する。

[注]

- (1) 第1回調査および第2回調査では、経済的援助と、情緒的援助と実践的援助を区別しない非経済的援助の2種類である。
- (2) 第2回調査では、情緒的援助と実践的援助の区別がなく、「この1年間に、この方から金銭以外の援助（相談にのってもらったり、看病や手伝いをしてもらうなど）を受けましたか」という質問項目である。情緒的援助と実践的援助をまとめて非経済的援助としているのも、この質問項目に合わせるためである。
- (3) 父母の一方が亡くなっている場合は、健在の親から援助を受けていなければ援助なしとした。
- (4) 第2回調査、第3回調査では、個人収入に関する質問項目の選択肢の最大金額は「1200万円以上」となっている。

## 第5章 親世帯からの独立のプロセスに親からの援助が与える影響

### 5.1 本章の目的

前章の分析から、親子の援助関係には出身階層による格差が存在し、出身階層が高いと親から経済的援助を受けやすいこと、また、親子間での情緒的あるいは実践的な援助が活発であることが明らかになった。

本章では、親から経済的援助を受けられることや、情緒的な側面や実践的なサポートにおいて親子の結びつきが強いことは、親世帯からの独立のプロセスにいかに関与を及ぼすのかを明らかにする。

親世帯からの独立のプロセスとして、離家の経験と再同居の経験に着目する。離家だけではなく再同居に着目する意義は次の点にある。従来、若者の親世帯からの独立に関する実証研究においては、初めての離家の経験について分析がおこなわれてきた。しかし近年、成人期への移行の過程は可逆的になっており、離家や就職、結婚などのイベントを経験したとしても、再び元の状態に戻ることがしばしばあるという (Stauber and Walther 2002)。そのため、親世帯からの独立においても離家後に親元に戻る者が増加しており、初離家という一度きりのイベントで親世帯からの独立をとらえることの限界が指摘されている (Berngruber 2016)。

次節以降で詳述するように、日本社会においても、離家後に再び親と同居する若者は増加していることが示唆されている (鈴木 2007)。そのため本章では、より日本社会の現状に即した形で親世帯からの独立プロセスについての分析をおこなうために、従来着目されてきた離家の経験の有無やタイミングに加えて離家後の再同居にも注目する。

### 5.2 日本社会における離家の特徴と趨勢

#### 5.2.1 離家経験の性差

はじめに、日本社会における離家の特徴と趨勢について確認しよう。離家は進学や就職、結婚のライフイベントとともに生じやすいことが明らかにされている。「世帯動態調査」の

第7回調査（2014年）によると、離家経験者の8～9割が「入学・進学等」「就職・転勤等」「結婚」のいずれかをきっかけに離家したと回答している（鈴木 2016）。

日本では、この離家のきっかけに男女で大きく差があることが知られており（鈴木 2003, 2011, 2016）、1970年代出生コーホートまでのほぼすべての世代で、男性は7割以上が結婚前に離家しているのに対し、女性では5割以上が結婚まで親元にとどまる傾向にある（鈴木 2016）。こうした離家のきっかけの違いによって、離家のタイミングは女性よりも男性のほうが早い傾向にあり、こうした傾向は欧米諸国とは異なる日本独自の特徴である（鈴木 2003）。

しかし、近年では離家の経験率やタイミングに関する性差は縮小傾向にあることが明らかにされている。鈴木（2003）は、「世帯動態調査」の第4回調査（1999年）を用いて1939-79年出生の対象者について分析した結果、20歳時点での離家未経験者の割合や離家年齢の50パーセンタイル値の差が縮小していることから、離家のタイミングの性差の縮小傾向について論じている。同様に、2015年SSM調査のデータを用いた林（2020a）も、1951-70年出生コーホートと1971-94年出生コーホートの間で、20歳時点での離家経験率の男女間での差が縮小したことを指摘している。またJLPSデータの分析からも、離家のきっかけは依然として男女で大きく異なるが、1976-86年出生コーホートでは離家の経験率や経験年齢に性差はほとんどみられないことが示されている（林 2020b）。

### 5.2.2 離家経験の世代差

離家経験の傾向には、世代による違いがあることも多くの先行研究で報告されている。国立社会保障・人口問題研究所が実施する「世帯動態調査」の結果からは、1940年代から1950年代出生コーホート以降で離家の遅れが生じていることが確認されている（鈴木 2002, 2003）。第7回調査（2014年）の結果をまとめた鈴木（2016）によると、男性は1940-44年出生コーホート、女性は1950-54年出生コーホートを底として、若い世代になるにつれて平均離家年齢に遅れがみられている。調査時点で40歳未満の1970年代後半以降出生コーホートではこれから離家を経験する者が多く含まれるため動向は把握できないが、少なくとも1970-74年出生コーホートまでは離家の遅延傾向が続いているという。

また、1971-94年出生コーホートでは18歳終了時点での離家の累積経験率がそれ以前のコーホートと比べてやや低い値となっていることが示されており（林 2020a）、このことから1970年代以降の出生コーホートでも離家の遅れが進行していることが示唆される。

鈴木（2003）は、1970年代以降の出生コーホートでの離家の遅れには、1990年代以降、進学率の上昇や大都市圏に住む若者が増えたこと、若年層での就職難や失業率の増加などにより就職による離家が減少したことが寄与していると考察している。

### 5.3 離家後の再同居の増加とその意味

近年では、離家後の再同居の増加も指摘されている。「世帯動態調査」の第5回調査（2004年）を用いた鈴木（2007）によると、20-59歳の再同居経験率を男女別・年齢層別に算出した結果、男女ともにより若い年齢層で再同居の経験率が高くなる傾向にあり、とくに25-29歳、30-34歳の年齢層では半数以上が親との再同居を経験していることが示されている。

若者は、親元を離れ自身の世帯を形成することで、親の監視下から離れ、世帯への責任や消費生活における意思決定力などの大人としての役割を獲得するという（Mulder 2009）。それに対し、離家後の再同居はしばしば「巣立ちの失敗」（failure to launch）と呼ばれ（Bell et al 2007）、親世帯からの独立に困難を抱えた状態としてみなされる。

実際に、再同居に影響を及ぼす要因からもそのような意味を見出せる。たとえば再同居は失業やパートナーシップの解消などの意図せざるライフイベントと結びついて生じることや（DaVanzo and Goldscheider 1990; South and Lei 2015; Stone et al. 2014）、本人の経済状況の悪さや雇用の不安定さが再同居の確率を高めることも知られている（DaVanzo and Goldscheider 1990; Smits et al. 2010; Stone et al. 2014; Berngruber 2015）。同様に、日本においても、就業状況の不安定化やパートナーとの同棲の解消が離家後の再同居を促進することや（俣野 2020）、本人が無職であることが離家経験者の親との同居確率を高めていることが示されている（鈴木 2007）。

このように、親の世帯から離れた生活を継続することが難しいために親と再び同居している若者が多くいることは、再同居の「巣立ちの失敗」としての位置づけをより強固なものにさせている。

### 5.4 離家・再同居の規定要因

#### 5.4.1 親の社会経済的地位と親からの経済的・非経済的援助

では、具体的にどのような要因によって離家や再同居の経験が規定されるのだろうか。親の社会経済的地位の効果について、日本では、父親が高等教育を受けていることや、15歳の父親の職業が専門・管理職であることは、男女ともに進学による離家を促進し（林 2020a; 福田 2003）、早期の就職による離家を抑制する（林 2020a）。また、女性においては結婚による離家が生じにくい（林 2020a）。離家全体でみたとき、親の社会経済的地位が高いと男性の離家は促進されるのに対し（田淵 2009）、女性は離家が遅れる傾向にあるのは（福田 2006）、離家のきっかけによって効果が異なるためだと考えられる。

離家や再同居に対する親の社会経済的地位の影響は、欧米諸国でも多く検討されてきた。そこで明らかになっていることは、社会経済的資源を多く有する家庭では、子どもに対して多くの投資や経済的援助がなされることで、親世帯から安定的かつスムーズに独立するということである。

親の社会経済的地位が高いと、親は子どもに多くの教育投資をするため進学による離家が起りやすくなる（Goldscheider and Goldscheider 1998; Avery et al. 1992）。親からの経済的援助の影響を分析モデルに含めたとき、経済的援助は離家に対して有意な正の効果を示すのに対し、親の収入の効果は統計的に有意ではなくなることから（South and Lei 2015）、親の豊かさは経済的援助を媒介して離家を促進することがわかる。また、教育水準の高い親は子どもに成人期への移行の実現に必要な計画的能力をつけさせる傾向にあるという（Clausen 1991）。

再同居に対する出身階層の効果は一貫しておらず、親の学歴や収入の高さは再同居を促進する効果を持つという結果がある一方で（Mulder and Clark 2002）、親の教育水準は再同居の確率に影響を及ぼさないという主張もある（Goldscheider et al. 1999; South and Lei 2015）。しかし、親から経済的援助を受けている若者は、いったん家を出ると自立した生活状況をより良好に維持できるため家に戻る可能性が低いという知見からは（Mitchell et al. 2004）、より豊かな親を持つ者は再同居の確率が低いことが示唆される。White（1994）も、より豊かな階層では、親から子への比較的大きな資源の流れを維持することが可能であるため住居の独立が可能となるが、相対的に不利な階層では、子どもが親の資源にアクセスするためには同居が必要であるため、独立が難しくなると述べている。

一方で、親子間での情緒的援助や実践的援助における結びつきは、親世帯からの独立を抑制する効果を持つことが欧米の先行研究では報告されている。たとえば親との親密度が高い場合、子の離家は抑制され、再同居は促進される（Goldscheider et al. 2014; South and Lei

2015)。また、親の健康状態の悪いと、その世話のために子は離家をしにくくなり再同居をしやすくなるという (Smits et al. 2010)。

#### 5.4.2 出身家庭の家族構造と居住地

家族構造に関して、日本の先行研究においては、きょうだい数や出生順位、ひとり親世帯か否かなどの影響が検討されてきた。まず、きょうだい数が多いことは離家を促進することが知られている (岩上 1999; 鈴木 2003; 福田 2003; 澤口・嶋崎 2004; 田渕, 2009; 林 2020a)。また、長男の場合、家や家業の継承のため、結婚による離家が起こりにくい (林 2020a) きょうだい数に関して欧米では、きょうだい数が多いと再同居の確率が低くなるという報告がある一方で (Smits et al. 2010)、親と同居しているきょうだいがいると再同居が促進されることも知られている (South and Lei 2015)。

出身家庭がひとり親世帯であることも離家を促進する要因であり、とくに 15-17 歳の早期の離家が促進される (林 2020a)。この点については、欧米の先行研究においても多くの研究蓄積がある。出身家庭がステップファミリーの場合、そうではない場合と比較して早期に離家する確率が高く、離家後に再同居する確率が低いことが明らかにされている (Goldscheider and Goldscheider 1998; Mulder and Clark 2002; South and Lei 2015; Sandberg-Thoma et al. 2015)。また、Berngruber (2015) によると、15 歳までに親が離婚している場合、再同居が抑制されるという。親との別離の経験やステップペアレントの存在は、若者にとって親世帯へとどまることや戻ることには抵抗を感じさせるようである。

また、離家や再同居は地域移動をとまなうため、出身地域による影響も受ける。先行研究の知見では都市部ほど離家の確率が低いことが示されている。具体的には、大都市出身者に比べて農村や地方小都市出身者は離家しやすいこと (福田 2003)、15 歳時の居住地が町村・その他であると 15-17 歳という早期での離家が促進される (林 2020a)。

#### 5.4.3 本人の社会経済的資源・パートナー関係の影響

親世帯からの独立に対しては、当然ながら親だけではなく本人の社会経済的資源も重要な影響を及ぼしている。学歴が高いことや (福田 2003; 田渕 2009)、正規雇用という安定した雇用についていることは男女ともに離家を促進する (田渕 2009)。また、現職が無職の場合、離家経験があっても親と同居している確率が高くなり (鈴木 2007)、無職への移動は再同居の確率を高める (俣野 2020)。

再同居に対する本人の社会経済的資源の影響は、日本の知見とも整合的である。非正規雇用や無職であること、無職への移動は再同居を促進し (DaVanzo and Goldscheider 1990; South and Lei 2015; Stone et al. 2014)、正規雇用であると離家後に一度も親と同居していない傾向にある (Berngruber 2015)。さらに収入が高いほど再同居の確率が低く (DaVanzo and Goldscheider 1990; Smits et al. 2010; Stone et al. 2014; Berngruber 2015)、学歴が低いと再同居を経験しやすい (Smits et al. 2010; Sandberg-Thoma et al. 2015)。これらの知見からは、親元から離れ独立した世帯を維持するためには、本人の経済的な安定性も重要であることがわかる。

交際相手や配偶者といったパートナーの存在は、親との再同居を抑制することが明らかにされている。日本では、パートナーとの同棲の解消によって親との再同居が起りやすい (俣野 2020)。欧米においても、パートナーがいる場合や新たにパートナーができた場合は、いない場合に比べて親と再同居する確率が低く、パートナーとの離別は再同居を促す (DaVanzo and Goldscheider 1990; Smits et al. 2010; Stone et al. 2014; South and Lei 2015; Berngruber 2015; Sandberg-Thoma et al. 2015)。パートナーがいる場合には、親ではなくパートナーと同居する可能性があるため、親との再同居の確率が低くなるようである。

## 5.5 本章における分析課題

以上の先行研究をふまえ、本章では、親からの経済的援助を受けることで、離家が促進され、再同居は抑制されると予想する。欧米の先行研究では、社会経済的資源を多く持つ家庭では、親から子に多くの投資や援助がなされることで、安定的な独立が可能になることが示されていた (Goldscheider and Goldscheider 1998; Avery et al. 1992; Mitchell et al. 2004; White 1994)。日本において親からの経済的援助の影響を検討した先行研究はみられないが、親の社会経済的地位が高い場合、離家（とくに進学による離家）が促進されることが明らかになっており (林 2020a; 福田 2003; 田淵 2009)、これは欧米と同様に親からの投資や援助が多いことを反映した結果と考えられる。

一方で、親子の情緒的あるいは実践的なサポートにおける結びつきの強さは、離家を抑制し、再同居を促進すると考えられる。親から情緒的なサポートを受けたり家事などの身の回りの世話をしてもらえることは、家庭での居心地のよさにつながり、親元にとどまる要因となるだろう。また、親に対して心身のサポートを提供するために親元に戻るとい

ことも考えられる。父親の学歴が高い場合や母親が専業主婦の場合、女性の離家が遅れる傾向にあるのは（福田 2006）、このような非経済的な援助における親との関係性に起因するかもしれない。

## 5.6 データと分析方針

本章で主に使用するデータは、東京大学社会科学研究所が実施する「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査（Japanese Life Course Panel Survey: JLPS）」（以下、JLPS と表記）の若年パネルと壮年パネルの合併データである。JLPS は、2006 年 12 月時点で日本全国に居住する 20-34 歳（若年パネル）、35-40 歳（壮年パネル）の男女を対象として、2007 年以降毎年実施されているパネル調査である。調査対象者の抽出は、層化 2 段無作為抽出によっておこなっており、Wave1 の回収率は若年パネルが 34.5%（n=3367）、壮年パネルが 40.4%（n=1433）である。調査方法は、調査票を郵送配布したのち、記入済みの調査票を調査員が訪問して回収する方法をとっている。本章の分析では、Wave1～13（2007～2019 年）のデータを用いる。

また JLPS では、長期追跡にともなう回答者の脱落の問題を考慮し、Wave1 からの継続調査と同年代の対象者（2011 年時点で 24-38 歳と 39-44 歳）を新たに追加している。調査対象者の抽出や調査方法については継続調査と同様である。追加サンプルの Wave5 時点の回収率は若年パネルが 32%（n=712）、壮年パネルが 31%（n=251）である。

さらに、調査対象者の加齢にともない、20 歳代の若年者層が対象外となっていることから、Wave13 では新たに「リフレッシュサンプル」として、2019 年時点で 20-31 歳を対象として調査を実施した。調査対象者の抽出や調査方法については継続調査と同様である。リフレッシュサンプルの回収率は 36.1%（n=2380）である。

以上の 3 つのサンプル（継続サンプル、追加サンプル、リフレッシュサンプル）のうち、離家の経験について尋ねられているのは継続サンプル、追加サンプルのみであるため、本章の分析ではこの 2 つのサンプルのみを用いた。

本章では、親から経済的・非経済的援助を受けているか否かによって親世帯からの独立のプロセスが異なるかどうかを検証する。したがって、少なくとも毎年の親との同別居の情報や親子関係に関する情報が必要となる。このような分析は、若年層を対象として毎年追跡調

査をおこなっており、かつ調査対象者や親に関する情報を豊富に含む JLPS データを用いることで可能となる。

また、先行研究の知見から、離家イベントの規定要因は男女で異なることが示されているため、本節では男女別に分析をおこなう。

## 5.7 初離家の規定要因に関する分析

### 5.7.1 いつ、どれくらいの人びとが離家するのか

親からの援助や親との関係性と独立プロセスに関する分析に入る前に、初めての離家の規定要因に関する分析をおこなう。まずは、初めての離家について、いつ、どれくらいの人びとが経験しているのかについて確認しよう。図 5.1 では、 Kaplan-Meier 法による初離家イベントの生存曲線を男女別に示した。図の横軸は年齢、縦軸は離家未経験者率を示しており、「〇歳までに〇割の人が初離家を経験した」というように読み取ることができる。

離家経験の定義については、Wave10 で尋ねられている「あなたは、親と離れて別の世帯に住んだことがありますか」という質問項目において、「親と離れて別の世帯に住んだことがある」を選択している場合に離家経験あり、「生まれてからずっと親と同居している」または「親が亡くなるまでずっと一緒に住んでいた」を選択している場合に離家経験なしとした。

図 5.1 をみると、まず、男女ともに 18 歳時点で大きく未経験者率が下がっており、男性で約 4 割、女性で約 3 割が 18 歳で離家を経験している。18 歳は多くの人が高校を卒業するタイミングにあたり、就職や進学にともなう離家が生じやすいのだろう。18 歳以降では男女差がみられ、男性では 20 歳までに約 5 割が離家しているのに対し、女性では 4 割程度にとどまっている。その後も、20 代前半ごろまでは男性が女性よりも 1~2 歳離家が早い傾向にある。ここから、先行研究で指摘されてきた女性よりも男性のほうが離家が早いという日本的な特徴がみてとれる。しかしその差は 20 代後半以降で縮小し、30 代に入ると男女差はみられなくなる。女性で結婚をきっかけとした離家が多く発生することによって男女差が縮小、消失すると推測される。

次に図 5.2 には、出生コーホート別に初離家イベントの生存曲線を示した。ここでも 18 歳以降で差がみられ、1966-75 年出生コーホートに比べて 1976-86 年出生コーホートのほうが離家のタイミングが遅いことがわかる。高等教育進学率の上昇により進学者が増加し、初

職に就職するタイミングが遅くなったことや、未婚化・晩婚化の進行により結婚のタイミングが遅れていることでこうした差があらわれたと考えられる。

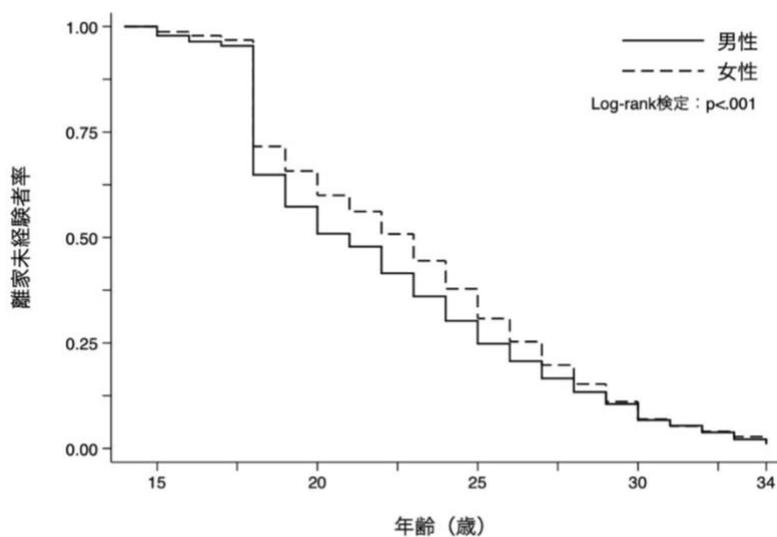


図 5.1 男女別にみた 15～34 歳までの初離家イベントの生存曲線

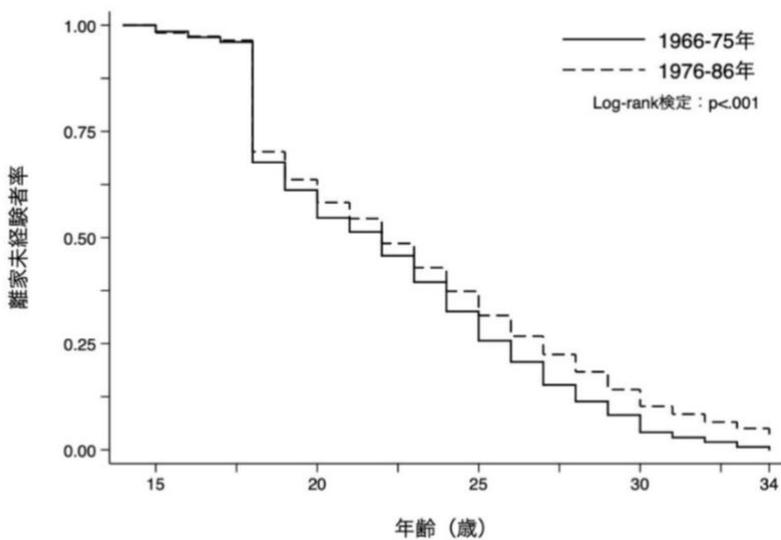


図 5.2 出生コーホート別にみた 15～34 歳までの初離家イベントの生存曲線

### 5.7.2 初離家イベントの規定要因

## (1) 分析方法と変数の定義

次に、初離家イベントの発生に影響を及ぼす要因について検討しよう。ここでは、福田(2003)や林(2020a)の分析モデルを参考とした。分析手法は、離散時間モデルのイベントヒストリー分析の分析手法の1つである競合リスクモデルを用いる。イベントヒストリー分析とは、ある時点において生じる質的な状態の変化、すなわちイベントが生起する原因について明らかにする手法である(Allison 2014)。イベントヒストリー分析の特長として、観察期間中にイベントが発生したケースだけではなく、まだ発生していないケースや何らかの理由により途中で観察が終了したケースも含めて、イベント発生までの経過時間およびイベント発生の有無を分析することが可能な点にある。イベント未発生のケースや途中で観察が終了したケースを「打ち切り(censor)」として扱うことにより、これらのケースを分析対象から除いた場合に生じるセレクションバイアスに対応する。

競合リスクモデルとは、あるイベントが発生した場合、別のイベントが発生し得ないような排反のイベントの発生について分析するものである。本節では、後述するように離家イベントを「入学・進学」「就職・転職・転勤」「結婚」「その他」の4つのきっかけに区別して分析する。したがって、入学・進学による初離家が発生した場合、就職や結婚による初離家は起こり得ないため、競合リスクモデルを適用することが可能である。

分析に使用した変数とその記述統計量は表5.1のとおりである。従属変数は、きっかけを区別した初離家イベントである。JLPSでは離家経験のある者に対し、初めての離家のきっかけを「入学・進学」「就職・転職・転勤」「結婚」「その他」の4つの選択肢によって尋ねている。そこで、離家経験前を0として、進学による離家が発生した場合1、就職・転職・転勤による離家が発生した場合は2、結婚による離家が発生した場合は3、その他の離家が発生した場合は4の値を割り当てた。リスク期間(イベントが発生しうる期間)の開始時点は15歳とし、34歳時点までを観察期間とした。したがって、35歳以降で離家が発生したケースは打ち切りとして処理した。表5.1の離家イベントの記述統計量をみると、入学・進学による離家の発生確率は男女で概ね同じくらいであるが、男性では就職による離家、女性では結婚による離家が多いことが特徴的である。

独立変数には、先行研究の知見を参考に、出生コーホート、年齢、高等教育機関への進学経験、きょうだい数、出生順位、男きょうだいなしダミー、15歳時の居住地、15歳時ひとり親ダミー、15歳時の家庭の雰囲気、父親の学歴、15歳時の父親の職業、15歳時の暮らしむきを用いた。年齢、高等教育機関への進学経験のみ時間依存の変数である。出生コーホー

トは、5年ごとに4つのコーホートに区分し、1966-70年出生コーホートを基準カテゴリーとした。年齢は、15-18歳、19-21歳、22-24歳、25-27歳、28-34歳に区分し、15-18歳を基準カテゴリーとするダミー変数とした。高等教育機関への進学経験は、専門・短大・高専への進学と大学・大学院への進学経験を区別し、進学経験がない状態を基準とするダミー変数とした。15歳時の居住地は、北海道・東北、北関東、東京都市圏<sup>(1)</sup>、中部、近畿、中国、四国、九州・沖縄の8つに区分し、東京都市圏を基準カテゴリーとした。15歳時の家庭の雰囲気は、「暖かい雰囲気だった」「どちらかという暖かい雰囲気だった」「どちらかといえば暖かい雰囲気ではなかった」「暖かい雰囲気ではなかった」の4段階で尋ねた質問項目の回答を、値が大きいくほど暖かい雰囲気だったとなるように記録した。父親の学歴は、中学校、高校、専門・短大・高専、大学・大学院、学歴不明の5つに分類し、中学校を基準カテゴリーとした。15歳時の父親の職業は、専門・管理、事務・販売・サービス、ブルーカラー・農業、無職・その他・不在の4つに分類し、専門・管理を基準カテゴリーとした。15歳時の暮らしむきは、「豊か」「やや豊か」「ふつう」「やや貧しい」「貧しい」の5段階で、値が大きくなるほど豊かであるように記録した。

表 5.1 分析に使用した変数の記述統計量

	男性				女性			
	Mean	S.D.	Min	Max	Mean	S.D.	Min	Max
離家イベント (ref.離家経験前)								
入学・進学	.029	.169	0	1	.024	.154	0	1
就職・転職・転勤	.026	.158	0	1	.015	.123	0	1
結婚	.017	.131	0	1	.037	.188	0	1
その他	.006	.075	0	1	.008	.087	0	1
出生コーホート (ref.1966-70年)								
1971-75年	.309	.462	0	1	.279	.448	0	1
1976-80年	.214	.410	0	1	.214	.410	0	1
1981-86年	.220	.414	0	1	.228	.420	0	1
年齢 (ref.15-18歳)								
19-21歳	.191	.393	0	1	.204	.403	0	1
22-24歳	.152	.359	0	1	.164	.370	0	1
25-27歳	.112	.315	0	1	.114	.318	0	1
28-34歳	.160	.367	0	1	.130	.337	0	1
高等教育への進学経験 (ref.なし)								
専門・短大・高専	.165	.371	0	1	.311	.463	0	1
大学・大学院	.320	.466	0	1	.190	.392	0	1
きょうだい数	2.360	.780	1	7	2.424	.842	1	9
出生順位	1.656	.791	1	7	1.696	.803	1	8
男きょうだいなしダミー (ref.いる)								
いない	.427	.495	0	1	.427	.495	0	1
15歳時の居住地 (ref.東京都圏)								
北海道・東北	.116	.320	0	1	.111	.314	0	1
北関東	.055	.228	0	1	.053	.224	0	1
中部	.189	.392	0	1	.191	.393	0	1
近畿	.178	.383	0	1	.207	.405	0	1
中国	.062	.241	0	1	.062	.241	0	1
四国	.030	.170	0	1	.031	.174	0	1
九州・沖縄	.079	.269	0	1	.082	.275	0	1
15歳時ひとり親ダミー (ref.両親あり世帯)								
ひとり親世帯	.034	.180	0	1	.039	.193	0	1
15歳時の家庭の雰囲気	3.093	.810	1	4	3.154	.835	1	4
父親の学歴 (ref.中学校)								
高校	.371	.483	0	1	.386	.487	0	1
専門・短大・高専	.046	.210	0	1	.059	.236	0	1
大学・大学院	.263	.440	0	1	.259	.438	0	1
学歴不明	.113	.316	0	1	.100	.301	0	1
15歳時の父親の職業 (ref.専門・管理)								
事務・販売・サービス	.310	.463	0	1	.289	.453	0	1
ブルーカラー・農業	.436	.496	0	1	.427	.495	0	1
無職・その他・不在	.053	.224	0	1	.069	.254	0	1
15歳時の暮らしむき	3.065	.822	1	5	3.117	.799	1	5
Number of observations	13852				18473			
Number of groups	1365				1816			

注：ダミー変数の平均値は当該カテゴリーの比率を示す。

## (2) 分析結果

表 5.2、表 5.3 に、男女それぞれの初離家イベントを従属変数とした競合リスクモデルの結果を示した。表 5.2 の男性の結果からみていくと、出生コーホートの効果は、1966-70 年出生コーホートに比べてそれ以降のコーホートでは結婚による離家が起こりにくくなっていることがわかる。また、入学・進学による離家や就職による離家も、1981-86 年の最も若いコーホートでは発生確率が低くなっている。

年齢の効果をみると、入学・進学による離家は 15-18 歳の中学校や高校からの離学を経験する年齢区間で最も起こりやすく、就職による離家は 22-24 歳の大学卒業年齢に相当する年齢区間で起こりやすい。結婚による離家やその他の離家は、15-18 歳より後の年齢で起こりやすいようである。

高等教育機関への進学経験は、入学・進学による離家や就職による離家を促進し、大学・大学院への進学経験は結婚による離家を抑制する。高等教育機関へ進学することで、地元から離れた学校や会社に通う機会が生まれ、進学や就職による離家が促される。その一方で、就学期間が長引くことにより結婚のタイミングが遅くなり、結婚による離家は抑制されるようである。

きょうだい数は、多いほど進学による離家やその他の離家を経験しやすいという効果を示している。きょうだいが多いと、より早いタイミングでの離家や、典型的な動機ではない離家が促されることがわかる。

出生順位は、結婚による離家に対し正の効果を示し、その他の離家に対しては負の効果を示している。出生順位が早いと、結婚までは親元にとどまる傾向にあり、進学や就職、結婚などのタイミング以外では離家しにくいということである。

男きょうだいなしダミーは、結婚による離家を抑制する効果を持つ。きょうだいのなかで唯一の男性であると、結婚を機に離家する確率が低い。日本では家の継承などの制度的側面においては長男優位の父系的な親子関係が維持されており（施 2012）、長男として家を継ぐために結婚後も両親と同居するという傾向がこの結果にあらわれているといえる。

15 歳時の居住地は、とりわけ入学・進学による離家に有意な影響を及ぼしており、東京都市圏に比べて、大阪府などを含む近畿以外のすべての地域で入学・進学による離家が起こりやすい。親元から通える距離に高等教育機関が多くある地域に比べて、そうではない地域出身だと入学・進学による離家を経験しやすいことがわかる。

15 歳時の家庭の雰囲気は、より暖かい雰囲気だった者ほど結婚による離家を経験しやすいという効果を示している。このことは、家庭の雰囲気がよかった者ほど結婚のタイミングまで親元にとどまりやすいことを意味していると考えられる。

15 歳時の父親の職業は、専門・管理職の場合、事務・販売・サービス職や無職・その他・不在に比べて入学・進学による離家の発生確率が高い。入学・進学による離家は、それ以外の離家と比較して、経済的な独立をともしない可能性が高い。したがって、家賃や生活費を少なからず親が負担する可能性も高く、出身階層が高い者ほどそうした離家を経験しやすいと考えられる。同様の理由から、無職・その他・不在の層では、入学・進学による離家よりも就職や結婚による離家を経験しやすいのだろう。

15 歳時の暮らしむきは、暮らしむきがよいほど就職による離家が生じにくい。出身家庭に経済的な余裕があるほど、就職後も親元にとどまる可能性が高くなることがわかる。

表 5.2 初離家イベントに関する競合リスクモデル (男性)

	入学・進学		就職・転職・転勤		結婚		その他	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
出生コーホート (ref.1966-70年)								
1971-75年	.112	.154	-.087	.144	-.469	.173 **	-.608	.339 +
1976-80年	.034	.167	-.167	.163	-.699	.204 **	-.150	.339
1981-86年	-.364	.174 *	-.292	.165 +	-.618	.204 **	.283	.314
年齢 (ref.15-18歳)								
19-21歳	-1.821	.130 ***	.026	.175	1.993	.583 **	1.297	.504 *
22-24歳	-3.389	.271 ***	.766	.159 ***	3.810	.524 ***	1.922	.475 ***
25-27歳	-5.777	1.004 ***	.293	.191	4.481	.520 ***	2.351	.468 ***
28-34歳	-6.172	1.003 ***	-.812	.240 **	4.298	.518 ***	2.407	.448 ***
高等教育への進学経験 (ref.なし)								
専門・短大・高専	3.417	.206 ***	.429	.170 *	-.206	.179	-.049	.307
大学・大学院	4.187	.187 ***	.712	.151 ***	-.442	.180 *	-.478	.317
きょうだい数	.338	.094 ***	.065	.089	-.068	.110	.357	.170 *
出生順位	-.011	.084	-.018	.083	.196	.106 +	-.348	.180 +
男きょうだいなしダミー (ref.いる)								
いない	.204	.126	-.093	.121	-.273	.149 +	.045	.251
15歳時の居住地 (ref.東京都圏)								
北海道・東北	1.101	.193 ***	.372	.192 +	.031	.243	-.422	.466
北関東	.681	.258 **	.376	.245	.509	.294 +	.077	.555
中部	.738	.177 ***	.091	.173	-.193	.208	.122	.319
近畿	-.034	.202	.299	.162 +	.033	.199	.159	.325
中国	1.170	.232 ***	-.054	.277	-.138	.303	-1.039	.742
四国	1.172	.277 ***	.306	.328	-.356	.480	-.268	.751
九州・沖縄	.969	.214 ***	.585	.202 **	.215	.271	-.292	.551
15歳時ひとり親ダミー (ref.両親あり世帯)								
ひとり親世帯	1.039	.812	-.553	.391	-.712	.528	.290	1.172
15歳時の家庭の雰囲気								
父親の学歴 (ref.中学校)	.086	.076	-.066	.069	.264	.090 **	-.011	.147
高校	.242	.180	-.105	.161	-.053	.188	-.157	.338
専門・短大・高専	-.470	.347	-.003	.295	.464	.328	-.151	.654
大学・大学院	-.128	.210	-.005	.192	.274	.244	.216	.407
学歴不明	.308	.249	.187	.206	.156	.250	.577	.381
15歳時の父親の職業 (ref.専門・管理)								
事務・販売・サービス	-.476	.159 **	-.166	.162	.177	.217	.389	.373
ブルーカラー・農業	-.121	.160	-.034	.168	.337	.224	.296	.396
無職・その他・不在	-1.344	.748 +	.722	.317 *	1.173	.430 **	.172	1.079
15歳時の暮らしむき								
定数	-6.164	.477 ***	-3.548	.416 ***	-7.549	.710 ***	-7.065	.948 ***
Pseudo R <sup>2</sup>	.182							
-2LL	8448.352							
Number of observations	13852							
Number of groups	1365							

注：\*\*\* p<.001, \*\* p<.01, \* p<.05, + p<.10

次に、表 5.3 の女性の結果について確認しよう。出生コーホートの効果は、結婚による離家、その他の離家において有意な効果を示している。1975 年代以降の出生コーホートで結婚による離家を経験する確率が低くなっていること、また、最も若いコーホートではその他のきっかけによる離家が起りやすくなっていることがわかる。第 3 章の分析では、ライフイベントの経験年齢のばらつきの拡大という側面から成人期への移行の多様化を指摘したが、少なくとも離家においては、タイミングだけではなく動機も多様化していることがうかがえる。

年齢の効果は男性と同様に、15-18 歳で入学・進学による離家を経験しやすく、22-24 歳で就職による離家を経験しやすい。結婚やその他の離家は 15-18 歳よりも後の年齢で起りやすい。

高等教育機関への進学経験についても男性と同じ傾向が確認できる。進学経験は入学・進学や就職による離家を促進し、結婚による離家を抑制する影響をもたらす。

きょうだい数は、多いほど就職による離家が生じやすいという結果となった。女性は結婚まで親元にとどまる傾向にあるため、やはりきょうだい数が多いと相対的に早いタイミングでの離家が促されるといえる。

15 歳時の居住地の効果は、東京都市圏に比べて近畿以外の地域では、とりわけ入学・進学による離家が促進される。この結果も男性と共通しており、進学先の選択肢が地域によって異なることを反映していると考えられる。

15 歳時にひとり親世帯であることは、入学・進学による離家を抑制する効果を示している。ひとり親世帯は、とりわけ母子世帯で経済的に厳しい状況にある割合が高く、経済的な事情から入学・進学による離家が生じにくいのだろう。さらにひとり親世帯であることの負の効果は女性の結果でのみみられることから、男性よりも女性がそうした不利を受けやすい可能性が指摘される。

15 歳時の家庭の雰囲気は、結婚以外の離家を抑制する効果を示していることから、男性と同様に、より暖かい雰囲気だった者ほど、少なくとも結婚までは離家をしない傾向があるといえる。男女ともに、出身家庭での家族関係が円満であることは、結婚するまで親元にとどまる確率を高めるようである。

15 歳時の父親の職業は、専門・管理職に比べて事務・販売・サービス職やブルーカラー・農業の場合、結婚による離家の発生確率が高い。親の収入が高い女性は、配偶者選択におい

て父親よりも高い経済力を持つ男性と出会うことが難しいため結婚が遅くなることが知られている（樋口・阿部 1999）。したがって、父親が専門・管理職の女性はそれ以外の女性に比べて結婚による離家の確率が低いと考えられる。

表 5.3 初離家イベントに関する競合リスクモデル（女性）

	入学・進学		就職・転職・転勤		結婚		その他	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
出生コーホート (ref.1966-70年)								
1971-75年	.126	.152	-.077	.162	-.092	.105	.115	.249
1976-80年	.239	.159	.070	.174	-.250	.122 *	.422	.267
1981-86年	-.214	.171	-.248	.188	-.358	.123 **	.696	.253 **
年齢 (ref.15-18歳)								
19-21歳	-2.248	.131 ***	.200	.177	2.685	.361 ***	1.264	.338 ***
22-24歳	-4.838	.453 ***	.393	.180 *	3.999	.346 ***	1.804	.329 ***
25-27歳	-5.375	.711 ***	-.296	.244	4.680	.345 ***	2.097	.335 ***
28-34歳	-5.153	.583 ***	-.822	.280 **	4.483	.345 ***	1.925	.336 ***
高等教育への進学経験 (ref.なし)								
専門・短大・高専	3.852	.184 ***	.720	.163 ***	-.251	.097 *	.165	.212
大学・大学院	4.528	.195 ***	.916	.191 ***	-.354	.124 **	-.309	.273
きょうだい数	.079	.080	.327	.080 ***	.003	.063	.154	.127
出生順位	-.031	.082	-.132	.085	.094	.061	-.046	.125
男きょうだいなしダミー (ref.いる)								
いない	.062	.117	.208	.131	-.056	.089	-.220	.193
15歳時の居住地 (ref.東京都市圏)								
北海道・東北	1.455	.193 ***	.568	.204 **	-.119	.150	-.887	.398 *
北関東	.858	.263 **	.169	.292	-.209	.198	-.390	.446
中部	.706	.179 ***	.156	.188	.004	.122	.040	.241
近畿	.129	.190	-.156	.196	-.140	.119	-.040	.236
中国	1.149	.217 ***	.153	.277	.094	.178	-.413	.440
四国	1.262	.286 ***	-.231	.434	-.282	.255	-1.159	.736
九州・沖縄	1.455	.200 ***	.772	.215 ***	-.198	.177	-.236	.346
15歳時ひとり親ダミー (ref.両親あり世帯)								
ひとり親世帯	-1.011	.509 *	.795	.537	.389	.337	-.253	.489
15歳時の家庭の雰囲気								
	-.116	.066 +	-.228	.070 **	.068	.052	-.367	.096 ***
父親の学歴 (ref.中学校)								
高校	.088	.165	-.219	.173	.107	.115	.241	.259
専門・短大・高専	-.020	.260	-.561	.331 +	.000	.202	-.388	.480
大学・大学院	-.255	.194	-.102	.207	.182	.143	-.025	.312
学歴不明	-.108	.259	.154	.228	.242	.160	.088	.354
15歳時の父親の職業 (ref.専門・管理)								
事務・販売・サービス	-.111	.150	-.116	.180	.210	.125 +	-.111	.259
ブルーカラー・農業	-.079	.155	.000	.179	.337	.124 **	-.129	.259
無職・その他・不在	.182	.350	-.799	.480 +	-.184	.280	.669	.389 +
15歳時の暮らしむき								
	.036	.074	-.134	.084	.007	.056	-.107	.114
定数	-5.723	.453 ***	-4.067	.436 ***	-7.075	.449 ***	-5.115	.657 ***
Pseudo R <sup>2</sup>	.188							
-2LL	11792.847							
Number of observations	18473							
Number of groups	1816							

注：\*\*\* p<.001, \*\* p<.01, \* p<.05, + p<.10

## 5.8 調査期間中の離家に対する親からの経済的・非経済的援助の影響

### 5.8.1 変数の定義

次に、親からの経済的・非経済的援助が離家を促進するか否かを検証するために、Wave1～13 までの調査期間中に発生した離家イベントについての分析をおこなう。本節の分析では、データを1ケースがある個人の1時点の情報を表すパーソンピリオドデータに変換し、プールド推定によるロジットモデルをおこなう。ただしこの場合、各時点が個人にネストされる階層的なデータであるため、同一個人内でデータが類似する傾向にあり、残差の独立性の仮定が満たされないことで標準誤差が過少に推定される可能性がある。そこで、こうしたバイアスを是正し適切な検定をおこなうために、クラスター（ここでは個人）内の誤差項の相関を考慮したクラスターロバスト標準誤差を用いる。

分析対象は、34歳以下でt-1期に未婚であり、少なくとも父母のいずれかが健在のケースである。35歳以上での離家は成人期への移行過程での離家とはみなさないこととした。

分析に用いた変数とその記述統計量は表5.4のとおりである。従属変数には離家イベントを用いた。ここでの離家イベントは、前項までの分析とは異なり、初めての離家に限らない。Wave1～13までの間で、t期に親と同居しており、t+1期も同居を継続した場合に0、t+1期に親と別居かつ少なくとも父母のいずれかが健在の場合に1をとる変数である。

また、この調査期間中の離家イベントについても、先の初離家イベントのようにきっかけを区別した分析をおこなう。ただし調査期間中の離家についてはきっかけを尋ねていないため、次のようにきっかけを定義した。前述した離家イベントの発生の前後1年以内に、就職または転職を経験していれば就職・転職による離家、結婚を経験していれば結婚による離家、前後1年以内にいずれも経験していない場合はその他の離家とした<sup>(2)</sup>。また、就職・転職と結婚をいずれも経験していた場合は結婚を優先させた。

表5.4をみると、調査期間中の離家イベントの発生確率は、きっかけを区別しない場合、男性で9.1%、女性で12.9%である。その内訳については、きっかけ別の離家イベントの発生確率から読み取ることができ、男性では結婚による離家がやや多いものの大きな差はみられず、まんべんなく発生しているといえる。一方で女性は結婚による離家が非常に多いことがわかる。

独立変数には、親からの経済的援助の有無を表す変数として、t+1期の仕送りの有無を用いた。仕送りの有無は、過去1年間の収入の種類についてあてはまるものを尋ねた質問項目

で、「仕送り」という選択肢を選択していた場合にあり、非選択の場合になしとした。t+1 期の情報を用いる理由は、先にも述べたように、過去 1 年間の収入について尋ねられているためである。したがって、t 期に離家イベントが発生したとき、仕送りを受けていたか否かは t+1 期の情報から判断できる。離家後に仕送りを受けられる環境にある場合、そうではない場合に比べて離家の確率は高いと考えられるため、このような変数を用いた。

親からの非経済的な援助については、相談や援助を頼る相手についての変数を用いた。この変数は、Wave1 から 1 年おき (Wave1、3、5、7、9、11、13) に設けられている「あなたは、次の A~D について相談したり頼んだりするとき、どのような方になさいますか」という質問項目で、「A. 自分の仕事や勉強のこと」「B. 仕事を紹介してもらおうこと」「C. 友人・恋人・配偶者などとの人間関係のこと」「D. 失業や病気でお金が必要になったとき、まとまった金額を貸してもらおう」の 4 つについて尋ねられている。回答の選択肢は「親」「配偶者または恋人」「子ども」「兄弟姉妹」「その他の親戚」「仕事関係の友人・知人」「学生時代の友人・知人」「その他の友人・知人」「誰もいない」の 9 つあり、あてはまるものすべてを選択する複数回答の形式である。この質問項目の A~C を非経済的な援助とみなし、それぞれについて「親」を選択しているか否かのダミー変数を作成した。また、質問項目がない偶数 Wave については、前 Wave の値を代入した。

この変数は、実際に援助の授受があったかどうかを示すものではないが、援助が必要なときに親を頼ることができるかどうかを表すものとして用いた。JLPS では、親との援助の授受があったかどうかを尋ねた質問項目が Wave11 以降で新たに設けられたものであるため、Wave13 までの 3 時点分の情報しか得られていない。しかし分析に用いた継続サンプルおよび追加サンプルのうち、Wave11~13 の間で 34 歳未満のケースがごくわずかであること、また Wave11~13 の 3 時点の間で発生した離家イベントが少ないことから、その変数を用いて分析をおこなうことが難しい。そのため、代替する変数として援助が必要な場合に親を頼ることができるかどうかの変数を用いることとした。

そのほかに統制変数として、年齢、t-1 期のメンタルヘルス良好度、t-1 期の現職の従業上の地位、個人年収、t-1 期の親の生存状況、15 歳時の父親の職業を用いた。年齢、個人年収以外の時間依存変数で t-1 期のものを使用する理由は、t 期に離家するか否かは離家する前の状態によって規定されると考えられるためである。個人年収については、先にも述べたとおり過去 1 年間の年収を尋ねているため、そのまま t 期の情報を用いた。

統制変数の操作的定義については次のとおりである。まず、メンタルヘルス良好度は、過去1ヶ月間での精神状態を尋ねた質問項目を用いて、0~100の値をとり、メンタルヘルスが良好であるほど値が大きくなる Mental Health Inventory-5 (MHI-5) という指標を作成した<sup>④</sup>。現職の従業上の地位は、「経営者・役員」「自営業主、自由業者」「家族従業者」を「経営者・自営業」、「正社員・正職員」を「正規雇用」、「パート・アルバイト・契約・臨時・嘱託」「派遣社員」「請負社員」「内職」を「非正規雇用」、「その他」や収入になる仕事をしていない場合、学生は「無職・学生」とした。個人年収は、JLPS では過去1年間の収入について「年収なし」「25万円未満」「50万円くらい(25~75万円未満)」・・・「2,250万円以上」という選択肢によって尋ねられているため、「年収なし」を0、「2,250万円以上」を2250とし、それ以外は各カテゴリーの中央値を割り当て、自然対数に変換した。親の生存状況は、両親とも健在の場合を基準として、父母のいずれかが亡くなっている場合に1をとるダミー変数である。15歳時の父親の職業は、専門・管理、事務・販売・サービス、ブルーカラー・農業、無職・その他・不在の4つに分類し、専門・管理を基準カテゴリーとした。

表 5.4 分析に使用した変数の記述統計量

	男性				女性			
	Mean	S.D.	Min	Max	Mean	S.D.	Min	Max
離家イベント (ref.同居継続)								
同居→別居	.091	.288	0	1	.129	.335	0	1
きっかけ別・離家イベント (ref.同居継続)								
就職・転職	.027	.161	0	1	.022	.148	0	1
結婚	.036	.187	0	1	.080	.271	0	1
その他	.028	.165	0	1	.027	.161	0	1
年齢	28.704	3.578	21	34	27.966	3.516	21	34
t-1 期のメンタルヘルス	61.385	18.121	0	100	60.038	17.774	0	100
t-1 期の従業上の地位 (ref.正規雇用)								
経営者・自営業	.080	.271	0	1	.024	.153	0	1
非正規雇用	.209	.407	0	1	.277	.448	0	1
無職・学生	.178	.383	0	1	.155	.362	0	1
個人年収 (対数)	5.087	1.523	0	7.719	5.045	1.317	0	7.601
t-1 期の親の生存状況 (ref.両親とも健在)								
父母のいずれかが死亡	.075	.263	0	1	.067	.251	0	1
15 歳時の父親の職業 (ref.専門・管理)								
事務・販売・サービス	.358	.479	0	1	.338	.473	0	1
ブルーカラー・農業	.381	.486	0	1	.377	.485	0	1
無職・その他・不在	.040	.195	0	1	.038	.192	0	1
仕事や勉強のことを相談 (ref.親非選択)								
親選択	.432	.495	0	1	.582	.493	0	1
仕事を紹介してもらう (ref.親非選択)								
親選択	.164	.371	0	1	.170	.376	0	1
人間関係のことを相談 (ref.親非選択)								
親選択	.206	.405	0	1	.400	.490	0	1
t+1 期の仕送りの有無 (ref.なし)								
あり	.005	.072	0	1	.007	.082	0	1
観測度数	1924				2225			
グループ数	519				571			

注：ダミー変数の平均値は当該カテゴリーの比率を表す。

### 5.8.2 離家イベントの生起に対する親からの経済的・非経済的援助の影響

表 5.5 は、離家イベントを従属変数としたプールドロジットモデルの男女別の結果である。表 5.6、表 5.7 は、離家のきっかけを区別した多項ロジットモデルの結果であり、表 5.6 は男性、表 5.7 は女性の結果を示している。

まず、経済的援助の影響についてみていこう。表 5.5 のすべての離家イベントに対する仕送りありダミーの効果は、男女ともに有意な正の効果を示している。すなわち、離家後に仕送りを得られる場合、男女ともに離家する確率が高くなるということである。この結果からは、親からの経済的援助が離家を促進する効果を持つといえる。

表 5.6、表 5.7 の離家のきっかけを区別した分析の結果からは、仕送りがある場合、男性では結婚による離家とその他の離家、女性では就職・転職による離家とその他の離家が促進されることが読み取れる。その他の離家にはどのようなものが含まれるかを考えるための参考として、初めての離家のきっかけの分布を確認すると、進学や就職、結婚以外を理由とした離家に多いのは「同棲」や「独立・自立」、「その他家庭の事情」であることがわかる<sup>(4)</sup>。生活面で自立するために親元を離れたり、交際相手と同棲するために親元を離れるときにも、親からの経済的援助があると離家が促進されるようである。

次に非経済的援助の影響をみていくと、表 5.5 では男女ともに、仕事や勉強のことを相談したいときに親を頼ると回答した場合、そうではない場合と比べて離家の確率が低いことがわかる。成人後も、自分の仕事や勉強の相談を親に頼るような情緒的な結びつきの強い親子関係では、子が親元をなるべく離れたくないと考えたり、親が子どもに家を出てほしくないと考えることで、離家が抑制されると考えられる。また、離家のきっかけを区別して分析した場合、この変数はとくに女性の結婚による離家において負の影響を及ぼしていることがわかる(表 5.7)。これらの結果からは、従来の「パラサイト・シングル」論で指摘されていたような親密で非自律的な親子関係が若者の親からの自立を阻害する 1 つの要因となっている様子が垣間見える。

しかし、必ずしも親子間での情緒的な結びつきの強さが離家を抑制するとは限らない。表 5.5 の結果では、女性において、友人・恋人・配偶者などとの人間関係の相談を親に頼ると回答した場合、離家は促進されることが示されている。さらに、表 5.7 の離家のきっかけを区別した分析では、とくに結婚による離家を促すことがわかる。このことから、女性におい

では、人間関係についてのアドバイスを親から受けることで、円滑な人間関係の構築につながり、結果的に結婚による離家が起りやすくなると考えられる。

また、表 5.7 では、女性において、仕事を紹介してもらいたいときに親を頼ると回答している場合、その他の離家が促進されるという結果が得られている。このことから、親からの非経済的援助のうち、相談に乗るなどの情緒的なサポートだけではなく、仕事の紹介という実践的なサポートも、女性の離家を促す効果を持っているといえる。

表 5.5 調査期間中の離家に関するプールドロジットモデル

	男性		女性		
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	
年齢	-.019	.025	.041	.018	*
t-1 期のメンタルヘルス	.007	.005	.006	.004	
t-1 期の従業上の地位 (ref.正規雇用)					
経営者・自営業	-.029	.333	-.405	.508	
非正規雇用	-.095	.243	-.334	.162	*
無職・学生	.744	.338	-.510	.306	+
個人収入 (対数)	.569	.185	-.091	.075	**
t-1 期の親の生存状況 (ref.両親とも健在)					
父母のいずれかが死亡	.048	.299	.007	.262	
15 歳時の父親の職業 (ref.専門・管理)					
事務・販売・サービス	-.647	.213	.009	.181	**
ブルーカラー・農業	-.625	.211	.300	.175	+
無職・その他・不在	-.315	.334	.456	.359	
仕事や勉強のことを相談 (ref.親非選択)					
親選択	-.296	.180	-.396	.152	**
仕事を紹介してもらう (ref.親非選択)					
親選択	.048	.238	.143	.179	
人間関係のことを相談 (ref.親非選択)					
親選択	.090	.219	.591	.157	***
t+1 期の仕送りの有無 (ref.なし)					
あり	2.183	.684	1.441	.620	*
定数	-4.805	1.271	-3.026	.700	***
-2Log Pseudolikelihood	1108.801		1664.744		
Pseudo R <sup>2</sup>	.055		.025		
観測度数	1924		2225		
グループ数	519		571		

注：\*\*\* p<.001, \*\* p<.01, \* p<.05, + p<.10

表 5.6 調査期間中のきっかけ別離家に関する多項ロジットモデル（男性）

	就職・転職			結婚		その他	
	Coef.	S.E.		Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
年齢	-.079	.044	+	.024	.041	-.019	.043
t-1 期のメンタルヘル	-.002	.008		.011	.007	.009	.008
t-1 期の従業上の地位 (ref.正規雇用)							
経営者・自営業	.516	.689		.020	.426	-.650	.779
非正規雇用	1.100	.396	**	-1.337	.550	-.139	.444
無職・学生	1.591	.563	**	-.417	.757	.872	.463
個人収入 (対数)	.534	.256	*	.580	.387	.609	.311
t-1 期の親の生存状況 (ref.両親とも健在)							
父母のいずれかが	.193	.601		-.312	.534	.333	.479
15 歳時の父親の職業 (ref.専門・管理)							
事務・販売・サー	-.728	.359	*	-.453	.335	-.800	.358
ブルーカラー・農	-1.011	.380	**	-.171	.313	-.932	.386
無職・その他・不	-.459	.654		-.239	.634	-.370	.535
仕事や勉強のことを相談 (ref.親非選択)							
親選択	-.160	.329		-.323	.258	-.323	.318
仕事を紹介してもらう (ref.親非選択)							
親選択	-.198	.459		.070	.355	.162	.400
人間関係のことを相談 (ref.親非選択)							
親選択	-.103	.409		.326	.309	-.134	.402
t+1 期の仕送りの有無 (ref.なし)							
あり	1.767	1.217		2.354	.927	2.388	.954
定数	-4.008	2.085	+	-7.350	2.479	-6.215	1.870
-2Log Pseudolilelihood	1442.341						
Pseudo R <sup>2</sup>	.072						
観測度数	1924						
グループ数	519						

注：\*\*\* p<.001, \*\* p<.01, \* p<.05, + p<.10

表 5.7 調査期間中のきっかけ別離家に関する多項ロジットモデル (女性)

	就職・転職		結婚		その他				
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.			
年齢	-.042	.044	.070	.021	**	.045	.041		
t-1 期のメンタルヘルス	.005	.008	.009	.005	+	-.003	.008		
t-1 期の従業上の地位 (ref.正規雇用・経営者・自営業) <sup>(5)</sup>									
非正規雇用	.794	.358	*	-.608	.198	**	-.538	.370	
無職・学生	1.535	.518	**	-2.234	.568	***	.459	.423	
個人年収 (対数)	.488	.245	*	-.372	.089	***	.180	.164	
t-1 期の親の生存状況 (ref.両親とも健在)									
父母のいずれかが死亡	-.177	.653		-.154	.367		.575	.455	
15 歳時の父親の職業 (ref.専門・管理)									
事務・販売・サービス	.322	.473		.058	.219		-.388	.382	
ブルーカラー・農業	.840	.444	+	.259	.207		.081	.379	
無職・その他・不在	.456	.929		.465	.457		.330	.658	
仕事や勉強のことを相談 (ref.親非選択)									
親選択	-.309	.345		-.524	.188	**	-.121	.341	
仕事を紹介してもらおう (ref.親非選択)									
親選択	-.725	.543		.144	.205		.720	.384	+
人間関係のことを相談 (ref.親非選択)									
親選択	.241	.386		1.027	.186	***	-.299	.350	
t+1 期の仕送りの有無 (ref.なし)									
あり	2.368	.859	**	.455	1.134		2.087	.917	*
定数	-6.261	1.798	***	-3.013	.800	***	-5.462	1.513	***
-2Log Pseudolikelihood									
	2101.000								
Pseudo R <sup>2</sup>									
	.061								
観測度数									
	2225								
グループ数									
	571								

注：\*\*\* p<.001, \*\* p<.01, \* p<.05, + p<.10

## 5.9 再同居に対する親からの経済的・非経済的援助の影響

### 5.9.1 いつ、どれくらいの人びとが再同居するのか

続いて、親からの経済的援助や親との関係性が再同居に影響を及ぼしているかを検討する。まず、どれくらいの人びとが再同居するのか、離家後の経過年数とともに確認しよう。以下の図 5.3、図 5.4 の分析のみ、SSM 調査の 2015 年データを用いた。その理由は、JLPS では離家後の再同居経験について直接的に尋ねた質問項目がないためである。2015 年 SSM 調査では、離家経験があると回答した者に対し、初めての離家のあと、再び親の世帯で一緒に暮らした経験があるかどうかとその年齢を尋ねている。複数回そのような経験がある場合には初めての経験年齢を回答するようになっている。それらの質問項目を用いて、初めての再同居イベントについて、 Kaplan-Meier 法による生存曲線を示した。分析対象は、JLPS の継続サンプルおよび追加サンプルに合わせて、1966-86 年出生コーホートに限定した。また、34 歳までの再同居イベントまでを扱うこととした。

図 5.3 は、初めての再同居イベントの生存曲線を男女別に示したものである。横軸は離家した年齢からの経過年数であり、縦軸は再同居未経験者率である。この図から、男女ともに、離家後 20 年目までに半数近くが再び親世帯に戻る経験をしていることが明らかである。また 5 年目以降は線の下降がゆるやかになっていることから、再同居は離家後 5 年以内に起きやすいことがわかる。そして、5 年目以降は男女差もややみられるようになり、女性よりも男性のほうが再同居の経験率が若干高い。女性よりも男性で再同居の経験率が高いことの背景には、家の継承においては娘よりも息子（長男）が優先されるという伝統的な規範の影響が考えられる（施 2012）。

続いて、出生コーホート別に示したものが図 5.4 である。ログランク検定の結果、1966-75 年出生コーホートと 1976-86 年出生コーホートの間には有意差が認められない。すなわち、この 2 つの世代の間では、離家後の初めての再同居の経験率や経験タイミングに違いがないということである。

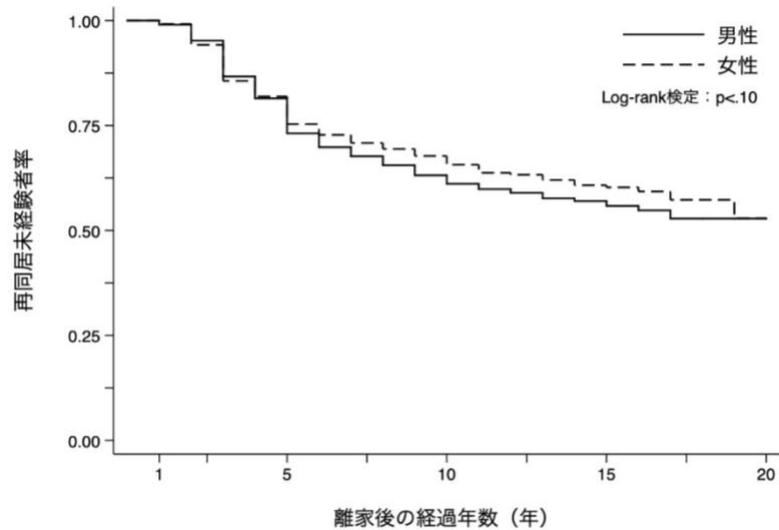


図 5.3 男女別にみた 15～34 歳までの初再同居イベントの生存曲線

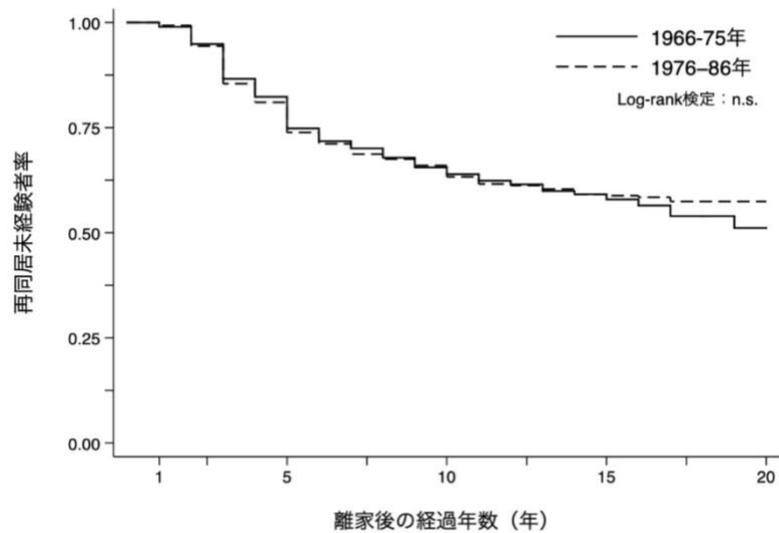


図 5.4 出生コホート別にみた 15～34 歳までの初再同居イベントの生存曲線

### 5.9.2 JLPS データにおける再同居経験割合

次に、JLPS データにおける再同居の経験割合を確認しよう。図 5.5、図 5.6 には、Wave13 までの離家経験および再同居経験の割合を示している。離家経験については、初離家イベン

トの分析と同じく、Wave10の離家経験を尋ねた質問項目で「親と離れて別の世帯に住んだことがある」を選択している場合に離家経験あり、「生まれてからずっと親と同居している」または「親が亡くなるまでずっと一緒に住んでいた」を選択している場合に離家経験なしとした。また、Wave10で離家経験なしに該当したケースで、Wave11～13までの間に一度でも親と別居していれば、離家経験ありとした。離家経験がある場合の再同居経験については、離家年齢以降で、調査期間中に一度でも親と同居していれば再同居経験あり、そうでなければ再同居経験なしとした。

図 5.5 の男性の結果では、再同居経験のある者の割合は、生まれ年の早い出生コーホートから順に 28.3%、26.9%、30.5%、39.0%であり、とくに 1981-86 年出生コーホートで再同居経験のある者の割合が増加していることがわかる。このコーホートでは、全体のおよそ 4 割が再同居を経験しており、離家経験のある者に限ると 5 割近くが再び親と同居したことがあるという結果になっている。また若いコーホートほど離家経験がない者の割合も増加しており、親世帯からの独立のプロセスに変化が生じていることがうかがえる。

図 5.6 の女性の結果からも、若い世代で再同居経験割合が上昇している傾向がみてとれる。再同居経験のある者の割合は、生まれ年の早い出生コーホートから順に、17.9%、17.7%、27.2%、34.7%であり、1976-80 年と 1981-86 年の出生コーホートで割合が増加している。いずれのコーホートも男性よりは割合が低いものの、1976-80 年と 1981-86 年の出生コーホートでは全体の 3 割程度が離家後に再同居を経験したことがあることが読み取れる。

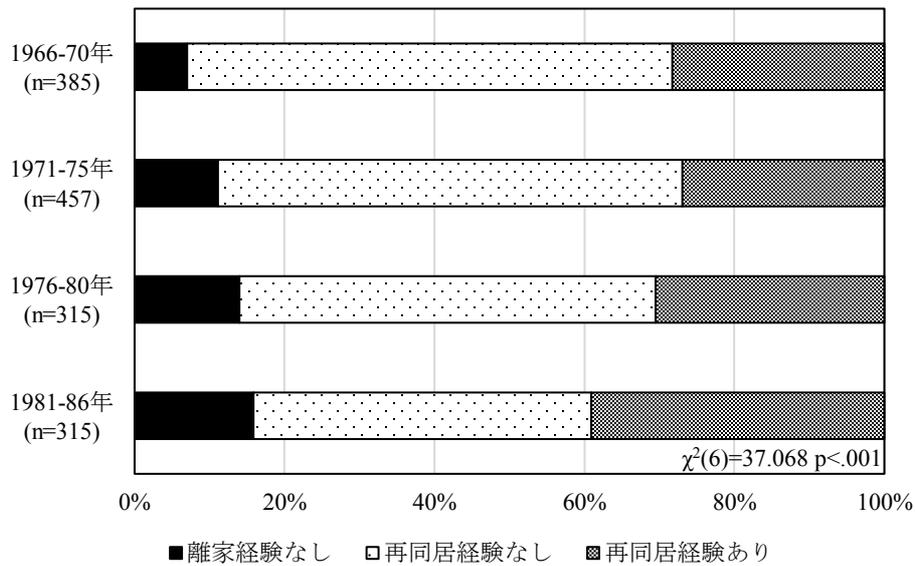


図 5.5 出生コホート別にみた離家経験・再同居経験の割合（男性）

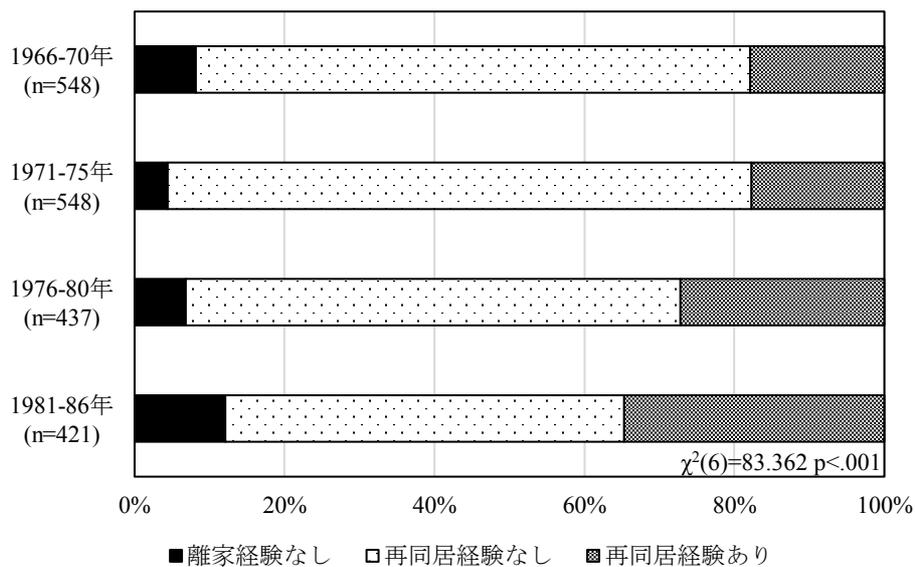


図 5.6 出生コホート別にみた離家経験・再同居経験の割合（女性）

### 5.9.3 再同居イベントの生起に対する親からの経済的・非経済的援助の影響

#### (1) 変数の定義

次に、親からの経済的・非経済的援助が再同居を抑制するかどうかについて分析をおこなう。分析手法は、5.8 節の調査期間中の離家イベントの分析と同様、プールド推定によるロジットモデルを用いる。分析対象は、34 歳以下で少なくとも父母のいずれかが健在のケー

スである。35 歳以上での再同居は成人期への移行過程での再同居とはみなさないこととした。

分析に使用した変数とその記述統計量を表 5.8 に示した。従属変数となる再同居イベントの変数は、Wave1～13 までの間で、t-1 期に親と別居であり、t 期も別居を継続した場合に 0、t 期に親と同居になった場合に 1 をとる変数である<sup>(6)</sup>。表 5.8 の再同居イベントの発生確率をみると、男性で 3.6%、女性で 3.1%であり、男性のほうがやや高いことがわかる。女性よりも男性のほうが再同居の発生確率が高いことは、SSM 調査の 2015 年データを用いた図 5.3 の分析結果と整合的である。

統制変数には、5.8 節の調査期間中の離家イベントの分析で用いた変数に加えて、t-1 期の婚姻状況を投入した。カテゴリーは未婚、既婚、離死別の 3 つに分類し、未婚を基準カテゴリーとした。また、仕送りの有無については、本節では再同居の前年に仕送りを得ていたか否かによって再同居の確率が異なるかどうかを検証するため、t 期の情報を用いた。

表 5.8 分析に使用した変数の記述統計量

	男性				女性			
	Mean	S.D.	Min	Max	Mean	S.D.	Min	Max
再同居イベント (ref.別居継続)								
別居→同居	.036	.187	0	1	.030	.171	0	1
年齢	30.732	2.904	21	34	30.887	2.690	21	34
t-1 期の婚姻状況 (ref.未婚)								
既婚	.640	.480	0	1	.759	.428	0	1
離死別	.011	.103	0	1	.020	.140	0	1
t-1 期のメンタルヘルス	63.754	17.280	0	100	63.527	16.816	0	100
t-1 期の従業上の地位 (ref.正規雇用)								
経営者・自営業	.066	.249	0	1	.029	.167	0	1
非正規雇用	.071	.257	0	1	.247	.431	0	1
無職・学生	.054	.226	0	1	.340	.474	0	1
個人年収 (対数)	5.910	.839	0	7.601	3.754	2.419	0	6.857
t-1 期の親の生存状況 (ref.両親とも健在)								
父母のいずれかが死亡	.096	.295	0	1	.103	.304	0	1
15 歳時の父親の職業 (ref.専門・管理)								
事務・販売・サービス	.278	.448	0	1	.310	.463	0	1
ブルーカラー・農業	.410	.492	0	1	.428	.495	0	1
無職・その他・不在	.048	.215	0	1	.055	.229	0	1
仕事や勉強のことを相談 (ref.親非選択)								
親選択	.237	.425	0	1	.411	.492	0	1
仕事を紹介してもらおう (ref.親非選択)								
親選択	.127	.332	0	1	.142	.349	0	1
人間関係のことを相談 (ref.親非選択)								
親選択	.182	.386	0	1	.477	.500	0	1
t 期の仕送りの有無 (ref.なし)								
あり	.024	.154	0	1	.015	.120	0	1
観測度数	2316				3469			
グループ数	693				948			

注：ダミー変数の平均値は当該カテゴリーの比率を表す。

## (2) 分析結果

表 5.9 に、再同居イベントを従属変数としたプールドロジットモデルの結果を示した。まず、経済的援助の影響についてみると、仕送りありダミーは男女ともに負の効果を示している。したがって、前年に仕送りがあった場合、なかった場合に比べて再同居の確率は低いことがわかる。この結果から、男女ともに、親からの経済的援助を受けていると離家後の再同居が抑制されるといえる。

非経済的援助の影響についても男女で共通しており、仕事や勉強のことを相談したいときに親を頼ると回答している場合、再同居の確率が高いという結果が得られた。親から経済的援助があると再同居は抑制される一方で、情緒的な援助を親に頼る場合はむしろ再同居が促進される。親子間の親密性の高さによって再同居が促されるという知見は、欧米諸国の先行研究の知見とも一致している (Goldscheider et al. 2014; South and Lei 2015)。親から情緒的なサポートを得られるような良好な親子関係を築いていることは、再同居に対する意欲を高めると考えられ、実際に情緒的な援助が必要となったときに親元に戻るなどの行動をとりやすいのではないだろうか。これは女性の結果でメンタルヘルスの良好度が負の効果を示しており、メンタルヘルスが悪いほど再同居の確率が高いという結果が得られていることから裏付けられるだろう。

また、欧米諸国の先行研究にはない日本の特徴として、男性における家や家業の継承による再同居が挙げられる。表 5.9 をみると、男性において経営者・自営業ダミーが有意な正の効果を示しており、男性は経営者・自営業の場合、正規雇用と比べて再同居の確率が高い。このことは、自営業層における家業の継承による再同居を反映していると考えられる。近年日本の自営業層においては、創業者・継承者いずれにおいても初職で自営業に参入する者は減少しており、キャリアの途中で自営業に参入するケースが増加している (鄭 2002)。すなわち、自営業の継承者において、ある程度キャリアを積んだのち、親から家業を継承する際に再同居が生じやすいと想定される。また、現代日本の親子関係の構造には、同居や家の継承、相続といった制度的側面では息子が優先され、日常的な援助やコミュニケーションは娘との間で活発というように機能分化した双系的な傾向がみられる (施 2012)。このことから、女性に比べて男性では、継承者としての再同居が多く起こりやすいと考えられる。

この点からは、離家後の再同居の意味が一様ではないことがうかがえる。5.3 節で述べたように、欧米諸国と日本のいずれでも、離家後の再同居は、親世帯から独立した生活を営むことが難しくなった状態として「巣立ちの失敗」ととらえられる。しかし、上述した家や家

業の継承を目的とした再同居はむしろライフステージの移行としての意味合いが強いだらう。欧米諸国でも、学校の卒業や兵役の終了などの一時的に親との別居を必要とする役割を完了することも再同居の促進要因であることが指摘されているように（DaVanzo and Goldscheider 1990）、日本社会でも、必ずしもすべての再同居が意図せざる結果というわけではないことが本節の分析から示された。とくに性別によって同居規範が異なる日本社会では、性別やきょうだい構成によって再同居の意味合いが異なる可能性が示唆される。

表 5.9 再同居イベントに関するプールドロジットモデル

	男性		女性	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
年齢	-.120	.043 **	-.097	.039 *
婚姻状況 (ref.未婚)				
既婚	-1.407	.290 ***	-1.924	.341 ***
離死別	.863	.792	-1.477	1.075
t-1 期のメンタルヘルス	-.008	.007	-.013	.006 *
t-1 期の従業上の地位 (ref.正規雇用)				
経営者・自営業	1.162	.451 *	-.562	.983
非正規雇用	.010	.437	.215	.272
無職・学生	.321	.457	.171	.477
個人収入 (対数)	-.155	.103	-.059	.087
t-1 期の親の生存状況 (ref.両親とも健在)				
父母のいずれかが死亡	-.334	.632	.091	.389
15 歳時の父親の職業 (ref.専門・管理)				
事務・販売・サービス	.173	.314	-.381	.343
ブルーカラー・農業	.047	.318	.188	.286
無職・その他・不在	-.189	.972	-.738	.582
仕事や勉強のことを相談 (ref.親非選択)				
親選択	.695	.238 **	.929	.248 ***
仕事を紹介してもらおう (ref.親非選択)				
親選択	-.046	.323	.444	.287
人間関係のことを相談 (ref.親非選択)				
親選択	.154	.275	-.156	.234
t 期の仕送りの有無 (ref.なし)				
あり	-2.008	.845 *	-2.029	1.140 +
定数	1.889	1.412	1.080	1.413
-2Log Pseudolikelihood	624.246		793.545	
Pseudo R <sup>2</sup>	.136		.151	
観測度数	2316		3469	
グループ数	693		948	

注 : \*\*\* p&lt;.001, \*\* p&lt;.01, \* p&lt;.05, + p&lt;.10

## 5.10 親からの経済的・非経済的援助によって異なる親世帯からの独立プロセス

本章では、親からの経済的・非経済的援助が離家や離家後の再同居の起こりやすさにかなる影響を及ぼすかを検討した。以下、本章の分析から得られた知見を整理する。

第1に、親からの経済的援助は、男女ともに離家を促進し、再同居を抑制することが明らかとなった。親から経済的援助を受けることで、住居費や生活費など生活にかかるさまざまな経済的コストの負担を軽減させることができるため、離家をしやすくなり、その後も再び同居する可能性は低くなる。この結果から、日本社会においても欧米諸国と同様に、親から成人子に対する経済的援助は、若者の親世帯からの独立プロセスをより安定的なものにしているといえる。

一方で、親からの非経済的援助の効果は、経済的援助のように単純ではなく、性別や援助の内容によって異なっていた。非経済的援助の中でも、自分の仕事や勉強のことについての相談を親に頼る場合、男女ともに離家は抑制され、再同居は促進されることが示された。このことから、親子間での情緒的なつながりは同居の意欲を高め、若者の親世帯からの独立を抑制するという「パラサイト・シングル」論で強調されたような若者と親の関係性がうかがえる。しかし、女性においては、非経済的援助のうち、友人・恋人・配偶者などとの人間関係についての相談や仕事の紹介を親に頼る場合、むしろ離家が促進されるという結果が得られた。すなわち、必ずしも親子の間で情緒的な結びつきが強いことが若者の独立を遅らせるわけではなく、適切なアドバイスや手助けができれば、経済的援助と同様に非経済的援助も独立に対してプラスの作用をもたらすといえる。

以上の分析結果から、若者の親世帯からの独立のプロセスは親から援助を受けられるかによって異なり、親から経済面でサポートを受けることや、女性ではそれに加えて人間関係についての相談、仕事の紹介などのような情緒的・実践的なサポートを受けることが円滑な「巣立ち」につながるということが明らかとなった。若年層の教育、雇用、家族形成のあり方が変容するなかで、若者の成人期への移行過程で、援助の提供源としての親の存在が重要となっている。

[注]

(1) 埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県の1都3県を指す。

- (2) 同じように、離家イベントの前後1年以内に入学・進学を経験していれば入学・進学による離家としたが、該当するケースがごくわずかであったためその他の離家とした。
- (3) 変数の詳しい作成方法は中澤（2010）を参照されたい。
- (4) Wave10の初めての離家の経験に関する質問項目では、離家のきっかけを「入学・進学」「就職・転職・転勤」「結婚」「その他」の4つの選択肢で尋ねている。「その他」を選択した場合の自由記述欄の回答からアフターコーディングされた選択肢として「同棲」「独立・自立」「その他家庭の事情」がある。
- (5) 表5.7の分析では、女性で経営者・自営業に該当するケースが少ないため、正規雇用と同一のカテゴリーに統一した。
- (6) 調査時点での同別居の状態をもとに再同居イベントの変数を作成しているため、ここでの再同居には親世帯に戻ったパターンと親を自分の世帯に呼び寄せたパターンのいずれも含まれる。

## 第6章 結論と今後の展望

### 6.1 本研究で得られた知見の整理

本研究では、1990年代以降の若年層をとりまく社会経済的環境の急激な変容と、その親世代における経済状況の悪化を背景として、若者の親世帯からの独立には、親子間の援助関係を介した出身階層による格差が生じているかどうかを実証的に明らかにすることを目的とした。以下、本研究の実証分析から明らかになった知見を整理する。

第3章では、第1に、本研究の分析対象となる1990年代以降に成人期への移行を経験している世代において、成人期への移行の遅れや多様化がいかに行進しているのかを2015年SSM調査のデータを用いて検討した。また第2に、その親世代の経済状況や雇用の状況が、親自身が成人期への移行を経験したころの親世代と比べて悪化しているかどうかを1995年、2015年SSM調査のデータの分析から考察した。

1点目については、1975-94年出生コーホートでは、それ以前のコーホートと比較して離学、初職就職、離家、初婚、第1子出生のすべてのライフイベントで経験タイミングが遅れていること、さらに初婚や第1子出生においては経験年齢の分散化の傾向が強まっていることが確認された。

2点目の親世代の経済状況・雇用の状況については、1955-74年出生コーホートでは、15～34歳の子どもを持つ親世帯の収入および資産総額は20年前と比較して低下していた。また、女性だけではなく男性においても非正規雇用割合の増加がみられ、雇用の不安定さも拡大していることが明らかとなった。

第4章では、上述したような親子それぞれの状況の変化をふまえて、成人期への移行過程での親との援助関係に出身階層が与える影響について検討した。2004年、2009年、2019年のNFRJデータを用いた分析の結果、1970-90年代出生コーホートでは、父親の学歴が高いほど、経済的援助や情緒的・実践的援助を親から受ける確率が高いことが示された。さらに父親の学歴が高い者は、経済的援助において親から一方的に援助を受ける関係になりやすく、情緒的・実践的援助においては親子間で相互に援助しあう関係になりやすいことが明らかとなった。このように、成人期への移行過程での親子の援助関係には出身階層による格差が

存在することから、親世帯からの独立プロセスにも親からの援助を介して出身階層間格差が維持される可能性が示唆された。

第5章では、親世帯からの独立のプロセスとして離家の経験と再同居の経験に着目し、それらに対して親からの経済的・非経済的援助がいかなる影響を及ぼしているかについて、JLPSデータのWave1～13を用いて検討した。その結果、親からの経済的援助は、男女ともに離家の確率を高め、再同居の確率を低くすることが示され、親世帯からのスムーズで安定的な独立を可能とすることが明らかとなった。

また、非経済的援助については、性別や援助の内容によって効果が異なっていた。非経済的援助の中でも、自分の仕事や勉強のことについての相談を親に頼る場合、男女ともに離家は抑制され、再同居は促進される。しかし女性においては、友人・恋人・配偶者などとの人間関係についての相談や仕事の紹介を親に頼る場合、むしろ離家が促進されるという結果も示された。このことから、親子の間で情緒的な結びつきが強いことが必ずしも若者の独立を遅らせるわけではなく、適切なアドバイスや手助けができれば、経済的援助と同様に非経済的援助も独立を促す効果を持つことが明らかになった。

これらの分析結果から、親から経済的援助を受けることや、女性ではそれに加えて人間関係についての相談、仕事の紹介などのような情緒的・実践的なサポートを受けることが円滑な親世帯からの独立につながるといえる。

以上の得られた知見を総合し、次節では、現代日本の若年層の親世帯からの独立プロセスに潜む出身階層間格差とその形成メカニズムについて議論する。

## 6.2 結論

### 6.2.1 親世帯からの独立プロセスに潜在する出身階層間格差

本研究では、欧米諸国の先行研究を参考に、国内の先行研究で不足していた格差・不平等の視点を取り入れることで、1990年代以降の日本社会において、若年層の親世帯からの独立プロセスには、親からの経済的・非経済的援助を経由して出身階層による格差が生じていることを明らかにした。上位の階層出身者は、親から経済的な援助を受けやすく、非経済的な援助のやりとりも活発な傾向にある。そして、親から経済的援助を受けることや、女性においては人間関係の相談や仕事の紹介といった非経済的援助を受けることで、安定的な親世帯からの独立を実現できる。このように、上位の階層出身である場合、若者は親の豊富な

社会経済的資源や親子関係を活用し、構造的な不利を緩和させることができる。それに対し、相対的に不利な階層出身者は、そのような親からの私的なサポートが乏しく構造的な不利の影響を受けやすいため、離家が難しかったり、離家しても再び親と同居するなど、親世帯からの独立の過程で困難を抱えやすい。このようにして、現代日本の若年層の親世帯からの独立プロセスには、出身家庭における格差が維持されている。

従来、日本社会では、若者がいつどのように親の家から独立するかは家庭内での問題とみなされる傾向にあり、社会全体が引き受ける問題とは考えられてこなかった。第2章で述べたように、かつて大きな注目を集めた「パラサイト・シングル」論では、成人後も親との同居を継続し、豊かな生活を享受する若者と、その子どもの生活の面倒を率先して見続ける「子ども優先主義」な親の姿が批判的に表現された（宮本ほか 1997）。そして、「パラサイト・シングル」の若者にみられる親への依存は、こうした非自律的な親子関係に起因すると述べられていた（山田 1994; 宮本 2000b）。

このような考え方は、バブル経済の崩壊後「失われた20年」の時代に入り、若年層の置かれた環境が急変してもなお根強い。Newman (2012=2013) は、同居する親と成人子それぞれへのインタビュー調査から、日本では、若い世代の「巣立ちの失敗」の原因は若者個人の性格・価値意識や親の育て方にあると認識されていることを指摘している。1970~80年代生まれの子どもを持つ親たちは、従来型の成人期への移行を経験してきた世代であり、自分たちの世代とはまったく異なる移行を経験している子どもたちのことを次のように考える。アメリカやスペインでは、かつてよりも多くの選択肢と密接な親子関係を持つ現在の若者たちが、深刻な若年労働市場と住宅コストの高騰という状況下で、親元にとどまり将来を模索することは何ら不自然なことではないととらえられる。一方日本では、いつまでも親元にとどまり安定的な仕事も得ず、結婚を先延ばしにする子どもたちに対して親世代の反応は好意的ではなく、若者の意欲が欠落していると考えたり、そういう若者を育成した親たちの失敗と考えている。このように、日本と共通した構造的変化を経験したアメリカやスペインなどの欧米先進諸国とは異なり、若者の自立の遅れに文化的に適応しようとする傾向はみられない点が日本の特徴であるという。

このように、若者の自立に対する親の責任が強く、学校や企業、社会全体での公的責任が弱い日本社会では、若者個人や家庭に原因を帰属させることで、格差が潜在化されてきた。したがって、これまで若年層の親世帯からの独立の障壁となる構造的な問題や、格差が存在する可能性には目が向けられてこなかった。しかし本研究の分析から明らかなように、実際

には、親世帯からの独立のプロセスには親からの援助を介して出身階層間での格差が形成されていた。ある層では独立のハードルがそれほど高くなく、安定的な独立の道りを歩むことができる一方で、また別のある層ではスムーズで安定的に親世帯から独立することが難しいという構造がある。つまり、近年の若年層をとりまく社会状況の変化による親世帯からの独立の困難は、若年層全体で均質的に生じているわけではなく、もともと不利な層に偏って発生していることが示唆される。

日本社会では、とりわけ 1990 年代以降の若年層で、欧米先進諸国と同様に成人期への移行のあり方が多様化していることを第 3 章の分析で明らかにした。この成人期への移行の多様化については、既存の規範意識による制約を受けることなく、個人の意思や置かれた状況に即して親からの自立のあり方を選択できるようになったという解釈が可能である。しかし上述したように、もともと不利な層に、従来と異なる移行を経験する人びとが偏在していることをふまえれば、成人期への移行の多様化はライフコース上の選択肢の拡大というよりもむしろ、選択肢の剥奪という解釈が妥当といえる。Furlong et al. (2003) の研究では、学校から職業への移行の際、上位の階層出身者は従来どおりのスムーズで不可逆的な移行を経験する傾向にあり、相対的に不利な階層出身者は失業などの不安定な移行を経験する傾向にあることが明らかにされた。このことから、近年の成人期への移行の多様化は、若年層における自由の拡大というよりも、制約のなかでの不利な移行という意味合いが強いことが述べられている。本研究で得られた知見もこの主張と整合的であり、親からの経済的援助を得られない不利な層ほど、親世帯からの独立において不安定なプロセスをたどる傾向にある。このことから、日本社会においても、従来と異なる成人期への移行のあり方が増えていることが必ずしもライフコース選択における自由の拡大とはいえず、不利な移行を強いられる層が増大している可能性が指摘できる。

### 6.2.2 成人期への移行過程での格差の連鎖・蓄積

これまで見落とされてきた親世帯からの独立における出身階層間格差の解明により、成人期への移行過程では、学校から職業への移行、定位家族からの巣立ち、生殖家族の形成の各領域で格差の連鎖が生じていることが明らかになる。

近年の格差・不平等の研究においては、ライフコースの流れのなかで、格差が連鎖・蓄積されていくことが明らかにされている（石田浩 2017a）。格差の連鎖・蓄積とは、個人のライフコースのある時点での格差がその後の時点での格差につながり、不利な立場が連鎖・蓄

積されていくさまを指している。具体的には、出身家庭における社会経済的な格差は学歴や初職の職業達成における格差につながり、学歴が低いことや労働市場への参入時点で不利な立場に置かれることは、その後のライフコースの就業機会の喪失や（中澤 2017）、貧困状態への陥落（林 2017）、社会的孤立など（石田賢示 2017）、さまざまな不利な状況と結びついているという。

これらの地位達成過程や職業キャリアにおける格差の連鎖は、成人期への移行の中でも学校から職業への移行に関する領域での格差の連鎖と換言できる。本研究の知見は、このことに加えて、定住家族からの巣立ちという側面でも出身家庭における格差が維持されていることを明らかにした。出身階層の格差は、成人後の親との経済的援助・非経済的援助関係にも反映されていた。そして、成人後の親との援助関係における不利は、その後親世帯から独立していく過程での不利につながっている。

さらに、親世帯からの独立に困難を抱えることは、その後の生殖家族の形成における困難とも結びついていることが先行研究の知見から明らかである。たとえば、親と同居している場合、交際相手を獲得する確率や（Yu and Kuo 2016）、結婚の確率が有意に低くなるという（Raymo 2003; Raymo and Ono 2007）。

つまり、出身家庭における格差が成人期への移行過程での親子間の援助関係における格差を生み出し、それが親世帯からの独立の過程での格差につながり、さらにその後の結婚の経験における格差を生じさせる。このように、定住家族からの巣立ちと生殖家族の形成の道のりのなかでも、不利な立場の連鎖が生じているといえよう。

さらに、こうした若年期の格差は、壮年・中年期にライフステージが移行しても引き継がれることが示唆される。近年の研究では、親と同居する中年未婚者の世帯の貧困リスクの高さが指摘されている（白波瀬 2009; 藤森 2016, 2019）。もともと親世帯が経済的に豊かな者はスムーズに親世帯から独立していくのに対し、そうではない者は独立の障壁が相対的に高く、中年期まで未婚で親元にとどまりやすいと考えられる。そして親のリタイアや収入の減少、健康状態の悪化などを機に貧困世帯へと陥りやすい。親からの「巣立ちの失敗」の先には、こうした結末があるかもしれない。

### 6.2.3 若年層向けの住宅施策の重要性

親世帯からの独立のプロセスに潜在する階層間格差を是正するためには、公的支援の拡充が求められる。第1章でも述べたように、戦後日本の住宅政策は、日本的雇用慣行のもと

での標準的な成人期への移行の実現を想定してきた。若者は、学卒後に安定的な雇用のもとで働き続け、親元を離れて民間の賃貸住宅を確保し、結婚して子どもを持ち、より良い住宅に住み替えながら持ち家の取得を目指す。したがって、中間層の家族の持ち家取得の支援に傾倒し、低所得層の未婚の賃貸住宅の取得は支援の枠組みの外側に置かれている。

また、終身雇用や年功序列型賃金といった日本的雇用慣行の弱体化は、企業が担ってきた住宅保障の弱体化を意味する。終身雇用により定年までの安定的な雇用が保障され、年功序列型賃金によって子どもの養育費や住宅ローンの支払いなどにかかる資金を確保することが可能となった。現在ではこうした雇用慣行も強固なものではなくなったうえに、そもそも企業による保障の対象とならない非正規雇用者も増加した。

若年層に対する公的支援については、幅広い就労支援がおこなわれている。この点についてはもちろん第 1 に必要な支援であるが、若年層の家賃負担が増大している現状をふまえれば、それと同時に住宅保障のあり方も変えていく必要があるといえる。具体的には、欧米のような公的家賃補助政策の導入、家賃負担の低い公営住宅への若者の入居障壁の低減などが挙げられる。民間賃貸住宅に居住する者への家賃補助は、日本では一部の自治体が限定的におこなっているのみで、ほとんどないのが現状である。また公営住宅は、単身高齢者やひとり親世帯、生活保護受給者などで埋まっていて、未婚の若者が入る余地が残されていない。この点については、平山（2009; 2011）も、低家賃で良質な住宅ストックを増やし、家賃補助などによって低所得者の住居費負担を軽減するなどの住宅政策の再構築が、若者の人生の「足がかり」を提供すると述べている。

#### 6.2.4 親子間の援助関係が持つ格差の連鎖・維持機能

親子間での経済的援助・非経済的援助の授受が、既存の格差を維持させる機能を持つという点も、本研究で得られた重要な知見である。

出身家庭における社会経済的格差は、若年期の親との援助関係における格差につながり、親から援助を受けられるか否かが親世帯からの独立のプロセスに影響を及ぼすことで、出身階層間格差が形成される。ただし非経済的な援助については、どのような援助も等しい影響を及ぼしているわけではなく、援助の内容によってはむしろ離家を抑制したり再同居を促進する効果も示された。このように、親からの援助の中でも、経済的援助なのか非経済的援助なのか、さらに非経済的援助の中でもどのような内容の援助であるのかによって、親世帯からの独立に及ぼす影響はまったく異なっている。

このことから、単に出身階層と親子の同別居、あるいは出身階層と離家・再同居といった二者関係だけに注目してきた先行研究の限界と、親子間の援助関係に着目する重要性を指摘できる。なぜなら、上位の階層出身者は経済的援助や非経済的援助を得やすく親世帯からの独立に有利であるが、非経済的援助の内容によってはむしろ独立が抑制されるため、両者が持つ正と負の効果が相殺され、結果的に出身階層が生み出す格差が過小評価されてしまう可能性がある。本研究では、出身階層による格差が生成されるメカニズムとして親子間の援助関係に着目し、援助の種類による影響の違いを考慮したことで、親世帯からの独立のプロセスに潜在する出身階層間格差を明確に描き出すことが可能となった。

親子間の援助関係が親世帯からの独立のプロセスで出身階層による格差を生み出すという知見からは、親子間の援助の授受が、成人後のライフステージまで出身階層の影響を持続させる経路の1つとなっていることが示される。この発見は、格差・不平等に関する研究群と親子間の援助関係に関する研究群の両分野への貢献といえる。

格差・不平等に関する研究では、出身家庭における社会経済的格差は、子ども期だけではなく成人後のライフステージまで影響を及ぼすことが明らかにされている。たとえば、出身家庭における有利さ・不利さが高等教育への進学機会を介して職業的地位の達成に影響することや（石田浩 2017b）、出身家庭の経済的な豊かさが成人後の本人の経済的な豊かさを介して健康状態に影響することなどが挙げられる（石田 2020）。つまり、出身階層は、さまざまな経路をたどってその後の人生に持続的に影響をもたらしている。本研究の知見からは、その経路の1つに親子間での援助の授受があることが示された。このことは、親世帯からの独立に限らず、他の領域での出身階層間格差の説明に応用可能であり、格差・不平等の研究の発展に寄与する重要な知見である。

「どのような人びとの間に格差があるのか」を明らかにすることと同じく、「どのようにして人びとの間に格差が形成されるのか」を明らかにすることもきわめて重要な研究課題である。なぜなら、格差の形成メカニズムを把握することは、既存の格差の是正だけではなく新たな格差の形成や拡大を抑止することにもつながるためである。

親子間の援助関係に関する研究群に対しては、格差・不平等の研究の視点を取り入れることの重要性を提示する。親子間の援助関係については、家族社会学の領域で伝統的に扱われてきたテーマである。しかしそこでは、長男・次三男・娘といったきょうだい構成やその中でのポジションによる援助関係の違いや（森岡ほか 1968; 三谷・盛山 1985; 施 2012）、実親・義親との援助関係の非対称性など（西岡 1997; 岩井・保田 2008; 田渕 2009b; 大和

2017)、家族内での差異に焦点が置かれてきた。そのため、家族間での格差に関心が集まることは少なかった。しかし本研究の結果から、親子間での援助関係に出身階層間で格差があるというだけでなく、親子間での援助の授受によって既存の格差が維持されるということも明らかとなった。すなわち、親子間の援助関係というのは格差の形成と密接に結びついているテーマであり、格差・不平等に関する研究の枠組みを取り入れることで、当該研究領域の発展させることができるだろう。

### 6.3 本研究における今後の発展可能性

本研究の今後の発展可能性として、第1に、親子間の援助関係における階層間格差の世代内・世代間連鎖の検討が挙げられる。本研究では、若年期のライフステージにおいて、親子間の経済的・非経済的援助が格差の形成や連鎖をもたらすことが明らかになった。では、この親子間の援助関係における格差は、その後いかに維持あるいは拡大・縮小されるだろうか。

親子間の援助のやりとりは、たとえば子ども期、若年期には教育費や生活費を親が負担したり、孫が生まれた場合には育児の手伝いをしたり、親が老齢期に入ると親の介護や生活費の援助をするなどというように、ライフステージの進展とともに援助の内容や程度が変わりながらも継続的におこなわれうる。もし、親子間の援助関係における階層間格差が若年期に限らずその後のライフステージでも維持または拡大するならば、親子間の援助を介した出身階層の影響がライフコースを通じて継続することが推測される。

さらに、自分自身がかつて親から受けた援助と同様の援助を自身の子どもに対して与えたり、親に対しておこなった援助と同様の援助を子どもに期待したりというように、親と子の援助関係が子と孫の援助関係にも影響を及ぼすことも考えられる。このように親子間の援助関係が世代間で受け継がれるとすれば、世代間で格差が再生産される可能性がある。

この問いの結論として、親子間の援助関係にみられる階層間格差は、世代内・世代間で維持されることが予想できる。その理由には、人びとが意識や行動を変化させる際に参照するフレームの変わりにくさがある。有田ほか(2020)によると、人びとは社会状況の変化や個人内でのライフイベントの経験に際して行動や意識を変化させるものの、そのときに参照する枠組み(望ましいと考える生活、ライフコースや社会のあり方のモデルなど)は従来の社会で築かれてきたものが用いられる傾向にあるという。

つまり、ライフステージの進展にともなって親子それぞれの状況が変化するなかでも、親子は以前のライフステージから受け継がれた従来の援助の枠組みを参照すると考えられる。たとえば若年期に援助の授受が活発だと壮年期・中年期にも活発な傾向にあり、若年期に援助が乏しかった場合は壮年期・中年期にも乏しい傾向にあるかもしれない。

また、社会状況が変化しても、親子は前の世代（親と祖父母）で築かれた援助関係の枠組みを引き続き用いると考えられる。たとえば、若年期に親から生活費の援助を受けた場合、自身の子どもが若年期の頃に生活費の援助をおこなう傾向にあると予想できる。このように、親と子の援助関係と、子と孫の援助関係は類似するだろう。

第2の発展可能性として、住まいの独立と、情緒面・生活面・経済面での自立の関係について検討することが挙げられる。本研究では、若者の親からの自立のなかでも住まいに関する独立に焦点を置いた。しかし、親からの自立は多元的にとらえられるものであり、当然ながら住居面で独立したからといって必ずしもすべての側面で親から自立しているとは限らない。そのため、住居面での独立と情緒面・生活面・経済面での親からの自立がどのような関係にあるのかを今後明らかにする必要があるだろう。

韓国の20～39歳の未婚男女の自立に影響を与える要因について分析した尹（2007）によると、家事や生活用品の購入、居住地の選択といった生活面での自立や、家賃や食費、交通費、娯楽費などの負担といった経済面での自立に最も影響を与えているのは親との別居であるという。韓国は日本と文化的にも近く、進学率の上昇や未婚化・晩婚化といった社会状況の変化により親元にとどまる若者が増加しているという共通点もあることから、日本の若年層にも同様の傾向がみられる可能性があるだろう。

## 引用文献

- Allison, P. D., 2014, *Event History and Survival Analysis (Second Edition)*, Thousand Oaks: Sage.
- 安藤由美, 2001, 「成人期への移行出来事のタイミングと順序——出生コーホート間比較にみる連続性と変化」加藤彰彦編『家族生活についての全国調査 (NFRJ98) 報告書 No.2-1 家族形成のダイナミクス』, 1-42.
- , 2008, 「現代日本におけるライフコースの標準化・制度化・個人化をめぐって」『社会分析』35: 19-37.
- 有田伸・藤原翔・石田浩, 2020, 「人生の歩みの追跡からみる現代日本社会」石田浩・有田伸・藤原翔編『人生の歩みを追跡する——東大社研パネル調査でみる現代日本社会』勁草書房, 257-69.
- Avery, R., F. Goldscheider and A. Speare Jr., 1992, “Feathered Nest/Gilded Cage: Parental Income and Leaving Home in the Transition to Adulthood,” *Demography* 29(3): 375-88.
- Bell, L., G. Burtless, J. Gornick and T. Smeeding, 2007, “Failure to Launch: Comparative Trends in the Transition to Economic Independence.” In S. Danziger and C.E. Rouse (Eds.). *The Price of Independence: The Economics of Early Adulthood*, New York: Russell Sage, 27-55.
- Berngruber, A., 2015, “‘Generation boomerang’ in Germany? Returning to the Parental Home in Young Adulthood,” *Journal of Youth Studies*, 18(10): 1274-90.
- Berngruber, A., 2016, “Leaving the Parental Home as a Transition Marker to Adulthood,” A. Furlong ed., *Handbook of Youth and Young Adulthood*, NY: Routledge, 193-8.
- Billari, F. C. and A. C. Liefbroer, 2010, “Towards a New Pattern of Transition to Adulthood?” *Advances in Life Course Research*, 15(2-3): 59-75.
- Brannen, J., P. Moss and A. Mooney, 2004, *Working and Caring over the Twentieth Century: Change and Continuity in Four-Generation Families*, Basingstoke: Palgrave Macmillian.
- 鄭賢淑, 2002, 『日本の自営業層——階層的独自性の形成と変容』東京大学出版会.
- 千年よしみ, 2010, 「母親への支援にみる世代間関係の非対称性」『人口問題研究』66(4): 3-22.
- Clausen, J. S., 1991. “Adolescent Competence and the Shaping of the Life Course,” *American Journal of Sociology*, 96(4): 805-42.
- Cook, T. D. and F. F. Furstenberg, 2002, “Explaining Aspects of the Transition to Adulthood in Italy,

- Sweden, Germany, and the United States: A Cross-Disciplinary, Case Synthesis Approach,” *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 580(1): 257- 87.
- Cooney, T. and P. Uhlenberg, 1992, “Support from Parents over the Life Course: The Adult Child’s Perspectives,” *Social Forces*, 71: 63-84.
- DaVanzo, J. and F. K. Goldscheider, 1990, “Coming Home Again: Returns to the Parental Home of Young Adults,” *Population Studies*, 44(2): 241-55.
- 藤崎宏子, 1998, 『高齢者・家族・社会的ネットワーク』培風館.
- 藤森克彦, 2016, 「中年未婚者の生活実態と老後リスクについて「親などと同居する2人以上世帯」と「単身世帯」からの分析」『年金研究』3: 78-111.
- , 2019, 「親と同居する中年未婚者の増加と生活上のリスクへの対策」『生活経済政策』271: 17-22.
- 福田節也, 2003, 「日本における離家要因の分析——離家タイミングの規定要因に関する考察」『人口学研究』33: 41-60.
- 福田節也, 2006, 「未婚女性の離家・ライフスタイル・結婚」『季刊家計経済研究』72: 31-42.
- Furstenberg, F. F., 2010, “On a New Schedule: Transitions to Adulthood and Family Change,” *The Future of Children*, 20(1): 67-87.
- 玄田有史, 2001, 『仕事のなかの曖昧な不安——揺れる若年の現在』中央公論新社.
- Goldscheider, F. K. and C. Goldscheider, 1993, “Whose Nest? A Two Generational View of Leaving Home during the 1980s,” *Journal of Marriage and Family*, 55(4): 851-62.
- Goldscheider, F. K. and C. Goldscheider, 1998, “The Effects of Childhood Family Structure on Leaving and Returning Home,” *Journal of Marriage and Family*, 60(3): 745-56.
- Goldscheider, F. K., C. Goldscheider and P. St.Clair and J. Hodges, 1999, “Changes in Returning Home in the United States, 1925-1985,” *Social Forces*, 78(2): 695-720.
- Goldscheider, F. K., S. L. Hofferth and S. C. Curtin, 2014. “Parenthood and Leaving Home in Young Adulthood,” *Population Research and Policy Review*, 33: 771-96.
- Hagestad, G. O., 1987, “Parent-child Relations in Later Life: Trends and Gaps in Past Research,” J. B. Lancaster, J. Altmann, A. S. Rossi and L. R. Sherrod eds., *Parenting Across the Life Span: Biosocial Dimensions*, Aldine de Gruyter, 405-33.
- 原田尚, 1973, 「家族形態の変動と老人同居扶養」『社会学評論』29(1): 50-66.
- 林雄亮, 2017, 「現代日本の若年層の貧困——その動態と階層・ライフイベントとの関連」

- 石田浩編『格差の連鎖と若者 第1巻 教育とキャリア』勁草書房, 171-93.
- , 2020a, 「離家の変化と出身背景による格差」(近刊).
- , 2020b, 「現代日本の若年・壮年層の離家——JLPS データを用いた基礎分析」東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズ(近刊).
- 樋口美雄・阿部正浩, 1999, 「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング——固定要因と変動要因の分析」樋口美雄・岩田正美編『パネルデータからみた現代女性——結婚・出産・就業・消費・貯蓄』東洋経済新報社, 25-65.
- 平田周一, 2008, 「非正規雇用の増加と格差の拡大——流動化と多様化は本当か」佐藤嘉倫編『2005年SSM調査シリーズ15 流動性と格差の階層論』2005年SSM調査研究会, 133-52.
- 平沢和司, 2005, 「家庭環境・学歴と職業的自立」『平成16年度青少年の社会的自立に関する意識調査』内閣府政策統括官(共生社会政策担当), 332-50 ([http://www8.cao.go.jp/youth/kenkyu/syakai/pdf/hirasawa\\_doc.pdf](http://www8.cao.go.jp/youth/kenkyu/syakai/pdf/hirasawa_doc.pdf), 2017年12月14日取得).
- Hirayama, Y. and R. Ronald eds., 2007, *Housing and Social Transition in Japan*, London: Routledge.
- 2007 平山洋介, 2009, 『住宅政策のどこが問題か——<持家社会>の次を展望する』光文社.
- , 2011, 『都市の条件——住まい、人生、社会持続』NTT出版.
- , 2014, 「若年・未婚・低所得層の住宅事情——調査分析の結果」認定NPO法人ビックイシュー基金編『若者の住宅問題——住宅政策提案書[調査編]』, 2-31 (2020年11月16日取得, [https://bigissue.or.jp/wp-content/uploads/2018/09/waka\\_chosa.pdf](https://bigissue.or.jp/wp-content/uploads/2018/09/waka_chosa.pdf)).
- 星敦士, 2017, 「成人子から親に対するサポートはどのように決まるのか——第五回全国家庭動向調査を用いた世代間支援関係の検討」『社会学研究』99: 57-84.
- 石田浩, 2005, 「後期青年期と階層・労働市場」『教育社会学研究』76: 41-57.
- , 2017a, 「教育とキャリアにみる若者の格差」石田浩編『格差の連鎖と若者 第1巻 教育とキャリア』勁草書房, 217-42.
- , 2017b, 「格差の連鎖・蓄積と若者」石田浩編『格差の連鎖と若者 第1巻 教育とキャリア』勁草書房, 35-62.
- 石田賢示, 2017, 「社会的孤立と無業の悪循環」石田浩編『格差の連鎖と若者 第1巻 教育とキャリア』勁草書房, 194-216.

- 岩井紀子・保田時男, 2008, 「世代間援助における夫側と妻側のバランスについての分析——世代間関係の双系化論に対する実証的アプローチ」『家族社会学研究』20(2): 34-47.
- 岩上真珠, 1999, 「20代、30代未婚者の親との同別居構造分析——第11回出生動向基本調査独身者調査より」『人口問題研究』55(4): 1-15.
- 岩澤美帆・三田房美, 2005, 「職縁結婚の盛衰と未婚化の進展」『日本労働研究雑誌』47(1): 16-28.
- 香川めい, 2018, 「若年期のライフコースのコーホート間比較——系列分析から見る脱標準化、差異化、多様化の様相」保田時男編『2015年SSM調査報告書1 調査方法・概要』2015年SSM調査研究会, 109-42.
- 家計経済研究所編, 1992, 『「脱青年期」の出現と親子関係——経済・行動・情緒・規範のゆくえ』家計経済研究所.
- 釜野さおり・別府志海, 2017, 「結婚という選択」国立社会保障・人口問題研究所編『現代日本の結婚と出産——第15回出生動向基本調査（独身者調査ならびに夫婦調査）報告書』, 13-20.
- 中村真理子・守泉理恵, 2017, 「生活経験と交際・結婚・出生」国立社会保障・人口問題研究所編『現代日本の結婚と出産——第15回出生動向基本調査（独身者調査ならびに夫婦調査）報告書』, 79-83.
- 春日井典子, 1997, 『ライフコースと親子関係』行路社.
- 小林江里香・Liang, J., 2007, 「子どもへの資産提供と老親介護——後期高齢者の全国調査の分析より」『季刊家計経済研究』74: 13-24.
- Kohli, M., 1999, “Private and Public Transfers between Generations: Linking the Family and the State,” *European Societies*, 1: 81-104.
- 国土交通省, 2012, 『平成24年度国土交通白書』（2020年11月19日取得, <https://www.mlit.go.jp/hakusyo/mlit/h24/hakusho/h25/pdfindex.html>）.
- 厚生労働省, 1978, 『厚生白書（昭和53年版）——健康な老後を考える-厚生省創立40周年記念号』.
- , 1987, 『厚生白書（昭和61年版）——未知への挑戦：明るい長寿社会をめざして』.
- 是川夕, 2017, 「第4章 子育ての状況」国立社会保障・人口問題研究所編『現代日本の結婚と出産——第15回出生動向基本調査（独身者調査ならびに夫婦調査）報告書』, 49-

63.

- 近藤博之・古田和久, 2009, 「教育達成の社会経済的格差——趨勢とメカニズムの分析」『社会学評論』59(4): 682-98.
- 小杉礼子, 2003, 『フリーターという生き方』勁草書房.
- , 2010, 『若者と初期キャリア——「非典型」からの出発のために』勁草書房.
- 厚生労働省, 2017, 「第2章 国民生活と社会保障」『平成29年版厚生労働白書(平成28年度厚生労働行政年次報告)——社会保障と経済成長』, 36-88, (2020年8月20日取得, <https://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/kousei/17/dl/1-02.pdf>).
- 北村行伸・坂本和靖, 2004, 「優雅な『パラサイト・シングル』像が変容」樋口美雄・太田清・家計経済研究所編『女性たちの平成不況——デフレで働き方・暮らしはどう変わったか』日本経済新聞社, 87-115.
- 正岡寛司, 1993, 「ライフコースにおける親子関係の発達的变化」森岡清美監修・石原邦雄・佐竹洋人・堤マサエ・望月嵩編『家族社会学の展開』培風館, 65-79.
- 俣野美咲, 2017, 「若年層の親との援助関係における階層間格差」, 武蔵大学大学院人文科学研究科2017年度修士論文.
- , 2020, 「若年・壮年期における親との再同居の規定要因」『ソシオロジスト』22: 125-43.
- 三谷鉄夫, 1988, 「都市家族の世代間関係」『北海道大学文学部紀要』37(1): 1-21.
- ・盛山和夫, 1985, 「都市家族の世代間関係における非対称性の問題」『社会学評論』36(3): 335-349.
- Mitchell, B. A., A. Wister and E. M. T. Gee., 2004, “The Ethnic and Family Nexus of Homeleaving and Returning among Canadian Young Adults,” *Canadian Journal of Sociology* 29: 543-75.
- 光吉利行, 1966, 「家族と親族」大橋薫・増田光吉編『家族社会学』川島書店, 170-87.
- 三輪哲, 2010, 「現代日本の未婚者の群像」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: 13-36.
- , 2015, 「『婚活』の帰結」石田浩編『現代日本における若年層のライフコース変容と格差の連鎖・蓄積に関する総合的研究』平成22~26年度科学研究費補助金基盤研究(S)研究成果報告書(22223005), 東京大学社会科学研究所, 30-43.
- 宮本みち子, 1995, 「『脱青年期』の出現にみる少子社会の親子のゆくえ」『家計経済研究』27: 31-40.

- , 2000a, 「社会変動下の『若者と家族』研究の展開と方法——イギリス青年社会学を中心として」『家族社会学研究』12(1): 95-109.
- , 2000b, 「少子・未婚社会の親子——現代における『大人になること』の意味と形の変化」藤崎宏子編『親と子——交錯するライフコース』ミネルヴァ書房, 183-210.
- , 2002, 『若者が社会的弱者に転落する』洋泉社.
- , 2004, 『ポスト青年期と親子戦略——大人になる意味と形の変容』勤草書房.
- , 2005, 「先進国における成人期への移行の実態——イギリスの例から」『教育社会学研究』76: 25-39.
- ・岩上真珠・山田昌弘・米村千代・飯塚和子, 1995, 「ベビーブーマーのライフコースと世代間関係——長寿化社会の親子の絆のゆくえ」『季刊家計経済研究』25: 9-56.
- ・———・———, 1997, 『未婚化社会の親子関係——お金と愛情にみる家族のゆくえ』有斐閣.
- 水落正明, 2006, 「学卒直後の雇用状態が結婚タイミングに与える影響」『生活経済学研究』22-23: 167-76.
- 森岡清美・本間淳・山口田鶴子・高尾敦子, 1968, 「東京近郊団地家族の生活史と社会参加」『社会科学ジャーナル』7: 199-278.
- Mulder, C. H., 2009, “Leaving the Parental Home in Young Adulthood,” A. Furlong ed., *Handbook of Youth and Young Adulthood: New Perspectives and Agendas*, NY: Routledge, 203-10.
- Mulder, C. H. and W. A. V. Clark, 2002, “Leaving Home for College and Gaining Independence,” *Environment and Planning A*, 34(6): 981-99.
- 村上あかね, 2010, 「若者の交際と結婚活動の実態」山田昌弘編『「婚活」現象の社会学』東洋経済新報, 44-64.
- 永瀬伸子, 2002, 「若年層の雇用の非正規化と結婚行動」『人口問題研究』58(2): 22-35.
- 中澤渉, 2010, 「男女間のメンタルヘルスの変動要因の違いに関する分析」東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズ No.31, (2020年8月18日取得, [https://csrda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/dp/PanelDP\\_031Nakazawa.pdf](https://csrda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/dp/PanelDP_031Nakazawa.pdf)).
- , 2017, 「正規／非正規雇用の移動障壁と非正規雇用からの脱出可能性」石田浩編『格差の連鎖と若者 第1巻 教育とキャリア』勁草書房, 143-70.
- Newman, K. S., 2012, *The Accordion Family: Boomerang Kids, Anxious Parents, and the Private Toll of Global Competition*, Boston: Beacon Press. (萩原久美子・桑島薫訳, 2013, 『親元暮らし

- という戦略——アコーディオン・ファミリーの時代』岩波書店.)
- 西文彦, 2010, 「親と同居の若年未婚子の最近の状況 その 8」, 総務省統計局統計研究研修所 / 様々な家族形態に関する研究分析, (2016年12月29日取得, <http://www.stat.go.jp/training/2kenkyu/pdf/zuhyou/parasit8.pdf>).
- , 2017, 「親と同居の未婚者の最近の状況 (2016年)」, 総務省統計局, (2020年1月28日取得, <http://www.stat.go.jp/training/2kenkyu/pdf/parasi16.pdf>).
- 西岡八郎, 1997, 「家族機能の変化」阿藤誠・兼清弘之編『人口変動と家族』大明堂, 25-45.
- , 2000, 「日本における成人子と親との関係——成人子と老親の居住関係を中心に」『人口問題研究』56(3): 34-55.
- Parsons T., 1942, “Age and Sex in the Social Structure in the United States,” *American Sociological Review*, 7(5): 604-16.
- Raymo, J. M., 2003, “Premarital Living Arrangements and the Transition to First Marriage in Japan,” *Journal of Marriage and Family*, 65: 302-15.
- Raymo, J. M. and H. Ono, 2007, “Coresidence with Parents, Women's Economic Resources, and the Transition to Marriage in Japan,” *Journal of Family Issues*, 28: 653-81.
- 酒井正・樋口美雄, 2005, 「フリーターのその後——就業・所得・結婚・出産」『日本労働研究雑誌』535: 29-41.
- Sandberg-Thoma, S. E., A. R. Snyder and B. J. Jang, 2015, “Exiting and Returning to the Parental Home for Boomerang Kids,” *Journal of Marriage and Family*, 77(3): 806-18.
- 佐藤香, 2011, 「学校から職業への移行とライフチャンス」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会 1——格差と多様性』東京大学出版会, 65-79.
- 澤口恵一・嶋崎尚子, 2004, 「成人期への移行過程の変動——学校・職業・家族の共時性」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会, 99-120.
- Scabini, E., E. Marta and M. Lanz, 2006, *The Transition to Adulthood and Family Relations: An Intergenerational Perspective*, Hove: Psychology Press.
- Shanahan, M. J., 2000, “Pathways to Adulthood in Changing Societies: Variability and Mechanisms in Life Course Perspective,” *Annual Review of Sociology*, 26(1): 667-92.
- 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.
- ・金貞任・稲葉昭英・保田時男, 2016, 「親への援助パターンとその変化」稲葉昭英・保田時男・田渕六郎・田中重人編『日本の家族 1999-2009——全国家族調査 [NFRJ]

- による計量社会学』東京大学出版会，235-58.
- 嶋崎尚子，2008，『ライフコースの社会学』学文社.
- ，2009，「成人した子とのつながり——親からみた親子関係」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，154-65.
- ，2013，『『人生の多様化』とライフコース——日本における制度化・標準化・個人化』田中洋美・M. ゴツィック・K. 岩田ワイケナント編『ライフコース選択のゆくえ——日本とドイツの仕事・家族・住まい』新曜社，2-22.
- 白波瀬佐和子，2000，「家庭内支援と社会保障——世代間関係とジェンダーの観点から」『季刊社会保障研究』36(1): 122-33.
- ，2005a，「少子高齢化の中の成人未婚子」『少子高齢社会のみえない格差——ジェンダー・世代・階層のゆくえ』東京大学出版会，109-34.
- ，2005b，「少子高齢社会の世代間支援」白波瀬佐和子『少子高齢社会のみえない格差——ジェンダー・世代・階層のゆくえ』東京大学出版会，135-60.
- ，2009，「巣立てぬ若者」『日本の不平等を考える——少子高齢社会の国際比較』東京大学出版会，125-55.
- ・大石亜希子・清野仁子，2001，「世帯の中の未婚子——『世帯内単身者に関する実態調査』から」『季刊社会保障研究』37(3): 297-306.
- Smits, A., R. I. Van Gaalen and C. H. Mulder, 2010, “Parent-Child Coresidence: Who Moves in with Whom and for Whose Needs?,” *Journal of Marriage and Family*, 72(4): 1022-33.
- Stone, J., A. Berrington and J. Falkingham, 2014, “Gender, Turning Points, and Boomerangs: Returning Home in Young Adulthood in Great Britain,” *Demography*, 51(1): 257-76.
- South, S. J. and L. Lei, 2015, “Failures-to-Launch and Boomerang Kids: Contemporary Determinants of Leaving and Returning to the Parental Home,” *Social Forces*, 94(2): 863-90.
- Stauber, B. and A. Walther, 2002, “Introduction: Young Adults in Europe: Transitions, Policies and Social Change,” A. Walther, B. Stauber, A. Biggart, M. du Bois-Raymond, A. Furlong, A. L. Blasco, S. Morch and J. M. Pais eds., *Misleading Trajectories: Integration Policies for Young Adults in Europe?*, Opladen: Leske + Budrich, 11-26.
- 鈴木透，「世帯の形成と拡大」国立社会保障・人口問題研究所編『現代日本の世帯変動——第4回世帯動態調査』厚生労働統計協会，31-8.
- ，2003，「離家の動向・性差・決定因」『人口問題研究』59(4): 1-18.

- , 2007, 「世帯形成の動向」『人口問題研究』63(4): 1-13.
- , 2011, 「世帯動態調査からみた家族の現状と変化」『家族社会学研究』23(1): 23-9.
- , 2016, 「世帯の形成と拡大」国立社会保障・人口問題研究所編『現代日本の世帯変動——第7回世帯動態調査』厚生労働統計協会, 21-5.
- Swartz, T. T. and K. B. O'Brien, 2016, "Intergenerational Support during the Transition to Adulthood," A. Furlong ed., *Handbook of Youth and Young Adulthood*, NY: Routledge, 205-12.
- 田淵六郎, 1998, 「老親・成人子同居の規定要因——子どもの性別構成を中心に」『人口問題研究』54(3): 3-19.
- , 2001, 「成人子と親の同居を規定する要因——NFR データを用いた分析」渡辺秀樹編『家族生活についての全国調査 (NFR98) 報告書 No.2-2 現代日本の親子関係』日本家族社会学会全国家族調査 (NFR) 研究会, 35-49.
- , 2009a, 「離家とその規定要因——日本・ドイツ・イタリアの比較を通じて」『人口問題研究』65(2): 28-44.
- , 2009b, 「結婚した子と実親・義理の親とのつながり——子からみた親子関係」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, 166-185.
- ・中里英樹, 2004, 「老親と成人子との居住関係——同居・隣居・近居・遠居をめぐって」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容——全国家族調査 (NFR98) による計量分析』東京大学出版会, 121-48.
- 太郎丸博, 2006, 「社会移動とフリーター——誰がフリーターになりやすいのか」太郎丸博編『フリーターとニートの社会学』世界思想社, 30-48.
- 塚原一郎, 2007, 「所得・資産を通じた世代間移転」樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE 編『日本の家計行動のダイナミズム 3 経済格差変動の実態・要因・影響』慶應義塾大学出版会, 263-83.
- 山田昌弘, 1997, 「増殖する寄生 (パラサイト) シングル」『日本経済新聞』2 月 8 日夕刊.
- , 1999, 『パラサイト・シングルの時代』筑摩書房.
- 保田時男, 2001, 「中期親子の援助行動に対するきょうだい構成の影響」渡辺秀樹編『家族生活についての全国調査 (NFR98) 報告書 2-2: 現代日本の親子関係 (Parent-child relations in contemporary Japan)』日本家族社会学会全国家族調査 (NFR) 研究会, 1-14.
- , 2004, 「親子のライフステージと世代間の援助関係」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容——全国家族調査 [NFRJ98] による計量分析』東京大

学出版会, 347-65.

White, L., 1994, "Coresidence and Leaving Home: Young Adults and Their Parents," *Annual Review of Sociology*, 20: 81-102.

大和礼子, 2010, 「日常的援助における性別分業にもとづく双系」と「系譜における父系」の並存——現代日本における高齢者—成人子関係についての文献レビューから」『関西大学社会学部紀要』42(1): 35-76.

———, 2017, 『オトナ親子の同居・近居・援助——夫婦の個人化と性別分業の間』学文社.

Yu, W. and J. C. Kuo, 2016, "Explaining the Effect of Parent-Child Coresidence on Marriage Formation: The Case of Japan," *Demography*, 53(5): 1283-318.

尹鈔喜, 2007, 「成人未婚者の自立に影響を与える要因分析——韓国の場合」『家族社会学研究』19(1): 7-17.

湯沢雍彦, 1973, 「大都市における老人扶養の状況」那須宗一・湯沢雍彦編『老親扶養の研究』垣内出版, 55-100.

## 謝辞

本研究は、日本学術振興会 (JSPS) 科学研究費補助金・特別推進研究 (25000001, 18H05204)、基盤研究 (S) (18103003, 22223005)、基盤研究 (A) (17H01006)、特別研究員奨励費 (18J21783) の助成を受けたものである。

東京大学社会科学研究所 (東大社研) パネル調査の実施にあたっては、社会科学研究所研究資金、株式会社アウトソーシングからの奨学寄付金を受けた。パネル調査データの使用にあたっては東大社研パネル運営委員会の許可を受けた。

2015 年 SSM 調査データ使用にあたっては 2015 年 SSM 調査データ管理委員会の許可を得た。本研究では 2017 年 2 月 27 日版 (バージョン 070) のデータを用いた。

NFRJ18 は日本家族社会学会・NFRJ18 研究会 (研究代表: 田淵六郎) が企画・実施した調査で、本研究では ver.2.0 データを利用した。

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 データアーカイブから「1995 年 SSM 調査, 1995」(2015SSM 調査管理委員会)、「家族についての全国調査 (第 2 回全国家族調査, NFRJ03), 2004」「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) の個別データの提供を受けた。記して感謝申し上げます。