

戦後日本の離家現象

—趨勢と離家理由に着目して*¹—

林 雄亮
(武蔵大学)

【論文要旨】

日本では離家の遅れが進行し、他のアジアや欧米諸国とは異なり男性より女性の方が離家が遅いという性差にも着目されてきた。本稿では SSM2015 データ (バージョン 070) を用いて、離家の趨勢と要因についての分析を行う。青年期 (15-30 歳) に生じた離家を分析対象とし、高度経済成長期以降 (1955 年以降) に離家を経験する世代 (1941-90 年出生) に限定して分析を行う。

分析の結果、得られた主な知見は以下のとおりである。記述的分析によると、男女とも離家経験率は若いコーホートほど低下しており、離家年齢も上昇傾向にある。また最も若い 1981-90 年出生コーホートでは性差は消失し、離家理由の分布についても若い世代ほど性差が小さい。

離家についてのイベントヒストリー分析の結果、本人のライフイベント (進学、就職、結婚経験) は離家を強く促し、男性では進学、女性では結婚が主な要因になっている。男女ともに 15 歳時居住地の人口規模が小さいほど、きょうだい数が多いほど離家しやすい。また長男であることは離家しにくく、長女の有意な効果はないものの、女子のみのきょうだいで育った女性は離家しにくい傾向がある。両親の有意な影響は女性にのみ見られ、15 歳時の親の不在は娘の離家を妨げ、母親が高等教育経験があると離家が促進される。離家理由別の分析では、「入学・進学」を理由とする離家の分析を除いて父親の階層の効果はそれほど強くはなく、むしろ女性における母親不在の離家抑制効果が確認された。

キーワード：離家、趨勢、性差

1. 問題の所在と研究目的

1.1 大人期への移行としての「離家」

出身家庭からの「巣立ち」を離家といい、これは大人期への「移行のしるし」として挙げられたもののひとつである (Shanahan 2000)。ここで大人期への「移行のしるし」としてほかに挙げられているのは、「学卒」、「就職」、「結婚」、「子どもを持つこと」であり、主要な地位達成と家族的なライフイベントが含まれている。離家はこれらのイベントのうち、物理的な移動をともなう点で区別することができる。また離家を経験することにより、親の監督・管理下から離れ、大人としての役割、自身の世帯に対する責任、消費生活における自らの意

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

思決定を持つことを意味することにもなる (Mulder 2009)。

一方、離家の在り方はそれぞれの社会における福祉政策・住宅事情・労働市場の状況によって異なるという指摘がある (Berngruber 2017)。労働市場に関しては、学校から職業への成功的な移行を経験し、正規で働くことは自身の生活コストの負担を可能にさせ、親元からの離脱を促進させるが、若年層の失業率の高さはライフプランの不確かさを募らせるため、親との同居を長引かせたり、離家後の再同居を招くという (Newman 2012)。

1.2 先行研究の整理

日本では国立社会保障・人口問題研究所が実施している「世帯動態調査」や、日本家族社会学会が実施している「全国家族調査 (NFRJ)」に基づき離家の研究が進められてきた。

1999年に実施された第4回以降の「世帯動態調査」の結果をまとめると、第4回調査では男性で1945-49年出生コーホート、女性で1950-54年出生コーホート以降で離家の遅れが確認されている。これは時代的には1960年代後半から70年代前半が転機となっており、その後の時代において親元にとどまる傾向が強くなったという (鈴木 2002)。ただし、その後の第6回調査の結果からは、1965-69年出生コーホート以降は離家の遅れが男女ともに減速したと述べられているが (鈴木 2009)、現時点で最新の2014年実施の第7回調査の結果からは、1970-74年出生コーホートまで持続的に離家の遅れが進行してきたことが示されている (鈴木 2016)。「世帯動態調査」では、離家の経験の有無と経験年齢に加え、離家のきっかけ(「入学・進学等」、「就職・転職等」、「結婚」のいずれによるものか)を問う質問項目も設けられており、結婚前に離家するかどうかは男女に大きな違いがあり、男性の離家の7割以上が結婚前の離家であるのに対し、女性は過半数が結婚まで親元にとどまっている傾向が長期的に続いていることが明らかにされている (鈴木 2016)。これに加えて鈴木 (2011) は第5回調査を用いて初婚と離家の前後関係に関する分析も行っている。

離家の発生メカニズムについては、これまでにその性差と規定因についての検討がなされてきた。離家の性差については、他のアジア諸国や欧米諸国とは異なり、日本では男性より女性の方が離家が遅いことが特徴として知られており (鈴木 2003, 2011)、その理由として男性は進学・就職、女性は結婚がメインで、離家理由分布の性差が大きいということが挙げられる (福田 2003)。離家を促進・抑制する要因については、家族の状況や社会経済的地位への着目が多く、出生順位やきょうだい数などの家族構造や、進学機会や就業機会の地域差の指標としての居住地、離家自体や教育に対する価値観、子どもとの同別居における経済的コストの負担可能性、家業の継承性、新たな親役割の担い手としての出身階層や親子関係などが影響することが明らかにされている (福田 2003; 鈴木 2003; 澤口・嶋崎 2004; 田淵 2009)。

1.3 目的と仮説

本稿の目的は、これまでのSSM調査で初めて質問項目に加えられた離家の項目を用いて、第1に離家の趨勢についての分析を行うこと、第2に離家の要因についての分析を行うこととする。

具体的には、第1の点については以下の仮説を検討していく。まずこれまで指摘されてきた離家の遅れに加えて、学卒・就職・結婚などライフイベントの経験年齢の分散が拡大してきたことを受け、それらと共に起こりやすい離家においても年齢の分散の拡大がみられるのではないかということである。また長期的な未婚化・晩婚化の進行は、特に女性において結婚による離家を減少させる一方で、男女の学歴差の縮小や専門職・総合職の女性の増加は離家理由の男女差の縮小をもたらすものと考えられる。さらに非正規労働者として労働市場に参入する若者の増加を背景として、男女ともに就職による離家が減少するであろう。

第2の点については従来の先行研究を整理したのち、離家を促進・抑制する諸要因についてその効果を多変量解析によって検討する。

2. データと方法

分析に用いるのは第7回「社会階層と社会移動全国調査（SSM2015）」データの2017年2月27日版（バージョン070）である。本稿で離家イベントとして扱うのは、青年期（15～30歳）に生じた離家である。14歳以下で起こった離家は疎開や養子縁組など本人の意思によらない離家が多いためイベントの発生とは見なさず、31歳以上で起こった離家についても親の死亡によって発生した可能性が高くなるためイベントの発生とは見なさないこととした。また時代背景については、高度成長期以降（1955年～）に離家を経験する世代（1941-90年 出生コーホート）に限定した²。

計量分析でははじめに記述的な分析を行う。具体的には、出生コーホートによる離家経験率の違いから、離家の遅れの進行について検討する。次に、離家の理由に着目し、「入学・進学」、「就職・転職・転勤」、「結婚」、「その他」による離家がどのコーホートで多くなっているのかを確認する。さらに「入学・進学」、「就職・転職・転勤」、「結婚」による離家が何歳の時点で起こりやすいのかを出生コーホートごとに比較する。このプロセスを通して、日本社会の離家現象の趨勢を捉える。

次に、多変量解析を用いて離家の生起メカニズムについて検討する。福田（2003）はNFRJ98データを用いて、離家理由（進学・就職・結婚）の違いを考慮した離家生起における諸要因の影響を検討しており、本稿で用いるSSM2015データでもほぼ同じ分析枠組みが可能なので、

² 1991-94年生まれは調査時点で39.4%が学生であり、離家経験率も低い（34.9%）ため分析対象から除外している。

福田（2003）の方法を踏襲した分析を行う³。

3. 離家の記述的分析

3.1 出生コーホートによる離家経験の差異

表1は、男女別、出生コーホート別の離家経験率を示したものである。またそれぞれの集団に対し、25パーセンタイル値、50パーセンタイル値、75パーセンタイル値と平均離家年齢を記載した。

表1 出生コーホート別の離家経験率

	出生コーホート	人	離家経験率 (%)	離家年齢 (歳)			
				25%	50%	75%	平均
男性	1941-50年	789	77.3	18	19	28	21.89
	1951-60年	647	83.6	18	18	25	21.31
	1961-70年	539	79.0	18	20	28	22.51
	1971-80年	596	80.4	18	20	28	22.48
	1981-90年	380	71.8	18	22	—	23.06
女性	1941-50年	804	89.8	18	22	24	21.52
	1951-60年	732	90.2	18	21	25	21.84
	1961-70年	723	87.8	18	23	27	22.98
	1971-80年	739	84.3	18	22	27	22.91
	1981-90年	450	76.4	18	22	28	23.01

表1を見ると、男性の離家経験率は最も若い1981-90出生コーホートで最も低いが、この出生コーホートは調査時点後に離家を経験する者も多い。その他のコーホートを比較すると、1951-60年出生コーホートから次の1961-70年出生コーホートにかけて4.6ポイントの経験率の低下が見られるが、その次の1971-80年出生コーホートにかけては経験率の低下は少なくとも見られていないことがわかる。離家経験年齢の25パーセンタイル値はすべてのコーホートで18歳時となっており、50パーセンタイル値は概ね若いコーホートになるにつれて上昇してきている。高度経済成長期に幼少期を過ごした1951-60年出生コーホートは、50パーセンタイル値が18歳であり、すなわち18歳までに過半数が離家を経験していたことを示している。50パーセンタイル値を続けて見ていくと、1961-70年出生コーホートで20歳、1981-90年出生コーホートで22歳となっている。つまり、早期の離家経験者（25パーセンタイル値）には大きな変化はないものの、過半数が離家する年齢や多数（75パーセンタイル値）が離家

³ ただし、分析モデルには若干の違いはある。また分析における問題点等はすべて筆者の責任である。

する年齢については、時代とともに遅れが生じてきたことが確認できる。

女性の離家経験率は若いコーホートほど低くなっている。1951-60年出生コーホートでは90.2%であったのが、1971-80年出生コーホートではそこから約6ポイント低下している。離家年齢の50パーセンタイル値は一貫したトレンドを示さないものの、75パーセンタイル値は明らかに上昇の傾向が見て取れる。性差に着目すると、それぞれのコーホートの過半数が離家を経験する年齢は、男女ともに概ね上昇して離家が遅れてきたものの、その傾向は特に男性において強いことがわかる。また1981-90年出生コーホートでは25・50パーセンタイル値が男女で等しく、離家経験の年齢的な性差は消失したと言えるだろう。

3.2 出生コーホート別の離家理由

次に、分析対象を離家を経験した者に限定したうえで、出生コーホート別に離家のきっかけの分布を図1（男性）および図2（女性）から比較してみよう。図1から、男性は高学歴化に対応して「入学・進学」による離家が増加し、1971-80年出生コーホート以降ではそれまでの最も頻度の高い理由であった「就職・転職・転勤」を逆転し、1981-90年出生コーホートではさらにその差が開いていることがわかる。また「結婚」による離家は10%台半ばから1961-70年出生コーホート以降微増の傾向が見て取れる。

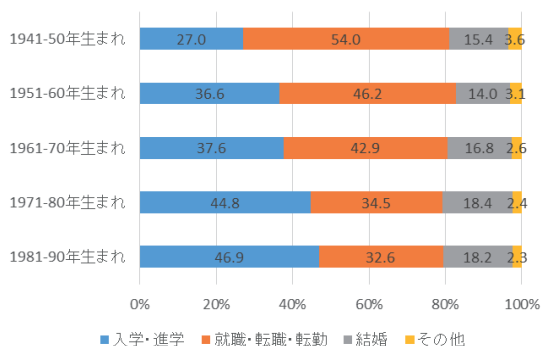


図1 出生コーホート別の離家理由（男性）

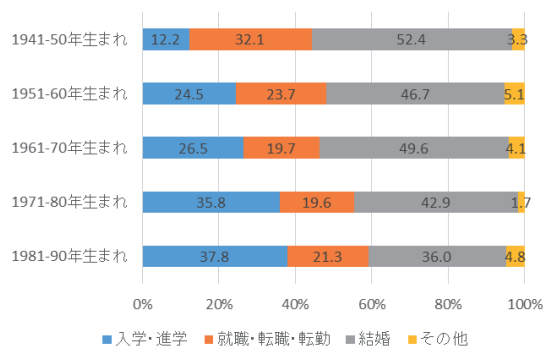


図2 出生コーホート別の離家理由（女性）

女性については、男性と同様に高学歴化に対応して「入学・進学」による離家が増加してきたが、「就職・転職・転勤」による離家は1941-50年出生コーホートを除いて2割前後で安定的に推移している。1941-50年出生コーホートでは過半数であり女性の離家の主要な理由であった「結婚」は長期的に減少傾向にあり、最も若い1981-90年出生コーホートでは「入学・進学」による離家を下回っている⁴。

このように、高学歴化に対応した男女双方の「入学・進学」による離家の増加と、男性の

⁴ ただし、このコーホートは調査時点以降に「結婚」による離家を経験する者が多く含まれると予想される。

「就職・転職・転勤」、女性の「結婚」による離家の減少により、離家の理由についても以前ほどの性差が存在しなくなってきたと言えるだろう。

3.3 出生コーホート別理由別の離家年齢

次に、「入学・進学」、「就職・転職・転勤」、「結婚」のそれぞれの理由別に、離家の発生年齢の分布を男女別、出生コーホート別に見てみよう。

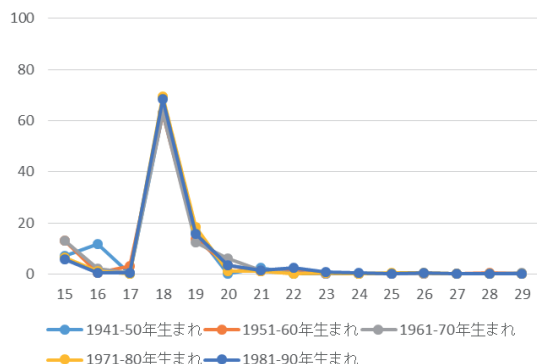


図3 出生コーホート別理由別の離家年齢
(男性：入学・進学)

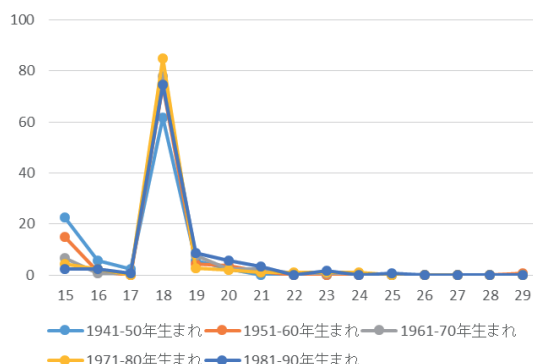


図4 出生コーホート別理由別の離家年齢
(女性：入学・進学)

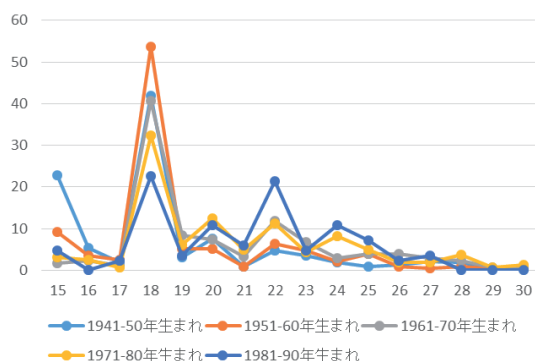


図5 出生コーホート別理由別の離家年齢
(男性：就職・転職・転勤)

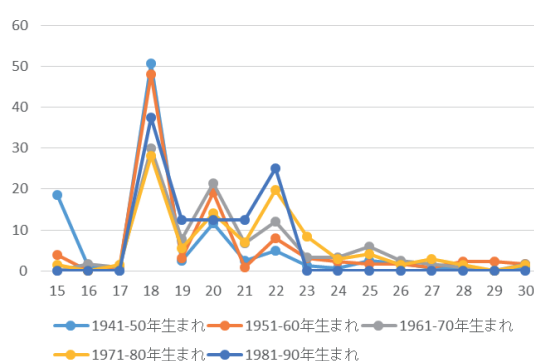


図6 出生コーホート別理由別の離家年齢
(女性：就職・転職・転勤)

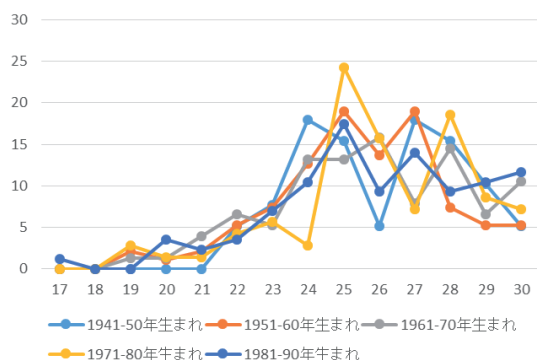


図7 出生コーホート別理由別の離家年齢
(男性：結婚)

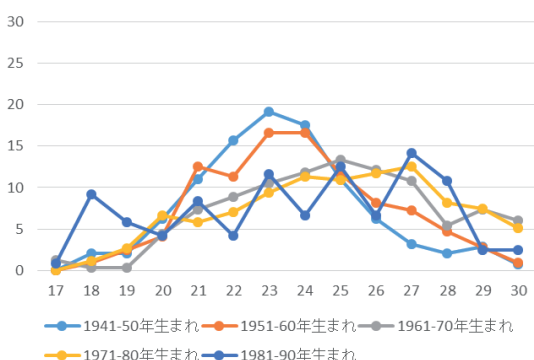


図8 出生コーホート別理由別の離家年齢
(女性：結婚)

図3～8のそれぞれのグラフは、男性または女性のある理由で生じた離家の経験年齢を生年コーホート間で比較したものである。横軸は離家が起こった年齢であり、縦軸はその理由による離家イベント全体を100%としたときの離家経験年齢の分布を示している。

図3および図4より、男女とも「入学・進学」による離家は18歳に集中しており、男性では出生コーホート間の差はほとんどない。女性では18歳時の「入学・進学」による離家が新しいコーホートほど増加しているようである。また古いコーホートほど15歳での「入学・進学」による離家が特に女性において減少してきたことも示されている。

次に図5および図6の「就職・転職・転勤」による離家は、男女ともにいずれの出生コーホートにおいても18歳時点で最も起こりやすく、これは高校卒業後の就職に相当するものと考えられる。また出生コーホート間の違いに着目すると、18歳時の山は男女ともに低くなってきたのと同時に、22歳時の山が高くなっていく傾向が見て取れる。すなわち高卒就職時の離家から大卒就職時の離家への転換が起こっている。また女性の1951-60年、1961-70年出生コーホートでは約2割が20歳時に「就職・転職・転勤」による離家を経験しており、これは短大卒を反映しているのだろう。男性では24歳以降の離家も新しいコーホートで起こりやすくなっており、大学院修了後の就職と考えられる。

図7の男性の「結婚」による離家については、該当するケース数も少ないことから上下が激しく一貫した傾向を見出すことは難しい。一方、図8の女性の「結婚」による離家は、1941-50年、1951-60年出生コーホートでは23、24歳がピークだった状態から、1961-70年出生コーホート以降は25歳以上の年齢でピークを迎えるようになってきた。

4. 離家の要因分析

4.1 分析のモデルと変数の定義

本節では、離家を促進したり抑制したりする要因を検討するための多変量解析を行う。分析は、まず離家の理由を区別せずにすべての離家をイベントと見なした離散時間ロジットモデルを推定する。その際には元のデータを Person-year データに変換している⁵。次に、離家の理由別に分析を行う。そのとき、該当する理由以外で離家が発生した場合は右センサーとして扱う。また「入学・進学」を理由とする離家については、図3および図4で見たように約3分の2が「18歳」で生起するため、離散時間ロジットモデルではなく「入学・進学」離家の経験の有無についての二項ロジットモデルを用いることとする。したがって4つのモデル（全体の離家イベント、3つの理由別の離家イベント）を男女別に構築するということになる。以降の多変量解析で用いた変数の定義は表2に示したとおりである。また表では省略

⁵ Person-year データの使用にあたっては、保田時男先生（関西大学）作成の SPSS データ変換用シンタックスを利用させていただいた。記して感謝する。

しているが、表3に示す離家全体の分析、表6に示す「結婚」を理由とする離家の分析では年齢15歳を基準とした各年齢ダミーを投入し⁶、表5の「就職・転職・転勤」を理由とする離家の分析では、初職入職からの年数を1年目を基準にダミー変数で投入している⁷。

表2 変数の定義

変数	定義
離家	15-30歳までに「親と1年以上と離れて暮らした経験」の有無 1:あり 0:なし
入学・進学による離家	18歳以上において、専修学校以上の学校に通っており、「入学・進学」を理由とする離家 (1:あり 0:なし)
就職・転職・転勤による離家	「就職・転職・転勤」を理由とする離家 (1:あり 0:なし)
結婚による離家	「結婚」を理由とする離家 (1:あり 0:なし)
専修学校以上進学経験あり ^(t)	専修学校以上への進学経験の有無 (1:あり 0:なし)
就職経験あり ^(t)	働いた経験の有無 (1:あり 0:なし)
結婚経験あり ^(t)	結婚した経験の有無 (1:あり 0:なし)
15歳時居住地	区部(ref)、市部、町村部・海外に分類し、2つのダミー変数を作成
きょうだい数	きょうだいの人数
長男/長女	1:回答者が長男または長女 0:回答者が長男・長女以外
男きょうだいなし(女性のみ)	1:男きょうだいなし 0:男きょうだいあり
父/母高等学歴経験あり	短大・高専以上への進学経験の有無 (1:あり 0:なし)
父/母学歴不明	父親/母親の学歴不明 (1:不明 0:判明)
15歳時父職	専門・管理、一般従業者(ref)、農業従事者、非農自営業者、不在、その他に分類し、5つのダミー変数を作成(より前のカテゴリを優先)
15歳時母職	就業(ref)、非就業、不在の2つのダミー変数を作成
初職	専門職、非正規雇用者、大企業雇用者・公務員(ref)、中小企業雇用者、農業・自営業者に分類し、4つのダミー変数を作成(より前のカテゴリを優先)
出生コーホート	1941-50年、1951-60年、1961-70年、1971-80年、1981-90年に分類し、ひとつ前のカテゴリとの比較を表す4つのダミー変数を作成

注:(t)は時間共変量であることを表す。

4.2 すべての離家イベントについての分析

表3は、すべての離家イベント(理由は問わない)を対象とした離散時間ロジットモデルの結果である。出生コーホートの効果はひとつ前のコーホートを基準カテゴリとなるようコーディングしており、「1951-60年出生コーホートは1941-50年出生コーホートに比べて…」、「1961-70年出生コーホートは1951-60年出生コーホートに比べて…」といったように解釈することが可能で、世代の変化を捉えやすくしている。この出生コーホートの効果についてみると、男女でいくつかの正の効果が確認できる。したがって記述レベルで確認された全体的

⁶ ただし29歳と30歳はまとめて29歳以上として投入した。

⁷ ただし13年以上はひとつのカテゴリにまとめて投入した。

な離家の遅れは、以降の諸要因を統制した場合には出生コーホートの効果としては表れにくいことがわかる。

表3 離家（すべての理由による）についての離散時間ロジットモデル

	男性		女性	
	b	s. e.	b	s. e.
出生コーホート				
1951-60年 (vs 1941-50年)	.337	.072 ***	.065	.075
1961-70年 (vs 1951-60年)	-.030	.076	.240	.074 **
1971-80年 (vs 1961-70年)	.006	.074	.064	.070
1981-90年 (vs 1971-80年)	-.029	.083	.245	.079 **
15歳時居住地 (ref. 区部)				
市部	.204	.061 ***	.214	.059 ***
町村部・海外	.318	.088 ***	.613	.084 ***
きょうだい数	.068	.021 **	.101	.023 ***
長男／長女	-.377	.052 ***	-.064	.056
男きょうだいなし (女性のみ)			-.295	.056 ***
15歳時父職 (ref. 一般従業者)				
専門・管理	.134	.078	-.001	.073
農業従事者	.022	.079	.137	.082
非農自営業者	-.073	.065	-.075	.064
不在	-.108	.104	-.441	.105 ***
その他	.138	.138	.074	.153
15歳時母職 (ref. 就業)				
非就業	.029	.054	-.073	.055
不在	-.227	.158	-1.025	.201 ***
父高等学歴経験あり	.061	.076	-.032	.068
父学歴不明	-.046	.105	.111	.100
母高等学歴経験あり	.036	.082	.194	.073 **
母学歴不明	.086	.102	.171	.108
専修学校以上進学経験あり ^(t)	2.898	.125 ***	2.732	.137 ***
就職経験あり ^(t)	2.456	.117 ***	2.224	.125 ***
専修学校以上進学経験あり×就職経験あり	-1.859	.141 ***	-1.585	.151 ***
結婚経験あり ^(t)	1.863	.081 ***	4.070	.079 ***
定数	-3.670	.153 ***	-3.900	.160 ***
-2LL	12614.794		13035.434	
Nagelkerke R ²	.358		.456	
person-year	23388		28156	
event	2891		3377	

注：* p<.05, ** p<.01, *** p<.001

15歳時居住地の効果は、男女ともに人口規模が小さいほど離家が促進されるという結果である。きょうだい構成については、男女ともにきょうだい数が多いほど離家しやすい。さらに長男であることは次三男に比べて離家しにくい、長女であることは有意な効果を持っていない。ただし女性のみきょうだいで育った場合は、姉の場合も妹の場合も男性きょうだ

いがいる女性に比べて離家しにくいことがわかる。

15歳時父職、15歳時母職、父学歴、母学歴の両親についての諸要因については、男性の離家に対してはまったく有意な効果がなく、女性の離家に対して有意な影響が一部みられている。15歳時の父親および母親の不在は娘の離家を妨げ、母親が高等教育経験があると娘の離家が促進される。片方の親が不在の娘は出身家庭内で親役割を期待され、家事等を主に担っているために離家をしにくい傾向があるものと考えられる。一方、高等教育経験のある母親は娘の教育達成に積極的であったり、高等教育経験を持つ母親をロールモデルとした娘の進学による離家を促すのかもしれない。

本人のライフイベント（「専修学校以上進学経験あり」、「就職経験あり」、「結婚経験あり」）についてはいずれも離家を強く促し、男性では進学、女性では結婚が最も強い要因になっている。これは先行研究および前節の記述的な分析と一致する知見である。「専修学校以上進学経験あり×就職経験あり」という交互作用項は、進学と就職をいずれも経験した後の離家しやすさを表しており、その効果は男女ともに負であることから進学と就職のいずれか一方を経験した状態に比べて両方経験した者は家にとどまりやすいことを示している。

4.3 理由別の離家イベントについての分析

表4から表6は、「入学・進学」、「就職・転職・転勤」、「結婚」というそれぞれの理由ごとの離家イベントを分析対象とした結果である。分析結果は表3と同様に男女別に示し、独立変数については表2に示したとおりである。

表4は「入学・進学」を理由とする離家についての二項ロジットモデルの結果である。「入学・進学」による離家の多くが18歳時点で発生するため、ここでは離家の経験の有無についてのみ考える。出生コーホートの効果は、男性で最も若い1981-90年出生コーホートが1971-80年出生コーホートに比べて進学離家をしにくい傾向がみられる。一方女性では、1951-60年出生コーホートは1941-50年出生コーホートに比べて進学離家を経験しやすくなっている。15歳時居住地の効果は表3の結果と同様で、人口規模が小さいほど進学に際して離家しやすいと言える。これは高等教育機関が都市部に集中していることから想像に難くない。きょうだい構成については、きょうだい数の負の影響が男性にのみ見られるもののそれほど強い効果ではなく、その他に有意な効果は認められない。両親の職業や学歴の効果については、男女ともに父が一般従業者に比べて専門・管理層だと進学に際して離家をしやすく、母が不在だと離家しにくい。親の学歴も子どもの進学による離家に影響を与えており、男性では父母双方の高等教育経験が、女性では母のみの経験が進学による離家を促進するという結果である。

表5は「就職・転職・転勤」を理由とする離家についての離散時間ロジットモデルの結果である。女性は15歳時居住地の人口規模が小さいほど就職による離家が促進されるが、男性

にとっては15歳時居住地による離家のしやすさに違いはないようである。

表4 「入学・進学」を理由とする離家についてのロジットモデル

	男性		女性	
	b	s. e.	b	s. e.
出生コーホート				
1951-60年 (vs 1941-50年)	.314	.131 *	.841	.151 ***
1961-70年 (vs 1951-60年)	-.191	.134	.027	.130
1971-80年 (vs 1961-70年)	.208	.133	.188	.123
1981-90年 (vs 1971-80年)	-.307	.152 *	-.113	.138
15歳時居住地 (ref. 区部)				
市部	.735	.122 ***	.710	.124 ***
町村部・海外	.966	.163 ***	1.119	.159 ***
きょうだい数	-.099	.040 *	-.017	.044
長男／長女	-.097	.096	.057	.102
男きょうだいなし (女性のみ)			-.060	.103
15歳時父職 (ref. 一般従業者)				
専門・管理	.660	.130 ***	.656	.126 ***
農業従事者	-.249	.148	.120	.153
非農自営業者	-.023	.118	.138	.119
不在	-.373	.219	-.061	.202
その他	-.742	.311 *	-.048	.307
15歳時母職 (ref. 就業)				
非就業	.114	.098	-.087	.103
不在	-1.036	.392 **	-.938	.445 *
父高等学歴経験あり	.330	.127 **	.036	.122
父学歴不明	-.675	.211 **	-.278	.195
母高等学歴経験あり	.558	.135 ***	.615	.122 ***
母学歴不明	.097	.197	.086	.213
定数	-1.544	.236 ***	-2.895	.276 ***
-2LL	3331.834		3445.064	
Nagelkerke R ²	.119		.101	
n	3044		3583	
event	844		753	

注：* p<.05, ** p<.01, *** p<.001

また男女ともにきょうだいが多くは就職による離家が生起しやすく、長男は次三男に比べて離家しにくい傾向がある。父職の効果は、男女ともに一般従業者の父に比べて農業従事者の場合は離家しやすく、本人の初職の農業・自営業者とあわせて考慮すると、農業を継

がない子どもが就職により離家していくものと考えられる。さらに出生コーホートの有意な効果が見られない背景には、農業層の縮小も関係しているだろう。親のその他の職業や親の不在、親の学歴の効果はみられない。

表5 「就職・転職・転勤」を理由とする離家についての離散時間ロジットモデル

	男性		女性		
	b	s. e.	b	s. e.	
出生コーホート					
1951-60年 (vs 1941-50年)	.184	.113	-.133	.127	
1961-70年 (vs 1951-60年)	-.135	.124	-.067	.139	
1971-80年 (vs 1961-70年)	-.195	.129	.017	.145	
1981-90年 (vs 1971-80年)	-.228	.159	.066	.167	
15歳時居住地 (ref. 区部)					
市部	.157	.103	.508	.125	***
町村部・海外	.284	.146	1.089	.157	***
きょうだい数	.112	.032	.182	.037	***
長男／長女	-.222	.087	.085	.102	*
男きょうだいなし (女性のみ)			.054	.108	
15歳時父職 (ref. 一般従業者)					
専門・管理	.025	.148	-.008	.157	
農業従事者	.420	.124	.303	.134	*
非農自営業者	.207	.109	-.163	.128	
不在	.200	.161	.049	.177	
その他	.249	.203	-.041	.261	
15歳時母職 (ref. 就業)					
非就業	.070	.091	-.206	.109	
不在	-.199	.250	.193	.315	
父高等学歴経験あり	.215	.140	-.158	.143	
父学歴不明	.085	.164	.043	.177	
母高等学歴経験あり	-.020	.162	.142	.156	
母学歴不明	-.012	.162	.254	.189	
初職 (ref. 大企業雇用者・公務員)					
専門職	.182	.150	.325	.144	*
非正規雇用者	-.185	.147	-.240	.165	
中小企業雇用者	-.251	.089	-.016	.103	**
農業・自営業者	-2.351	.321	-2.019	.471	***
専修学校以上進学経験あり ^(t)	-.165	.106	-.128	.117	
定数	-.883	.204	-2.355	.252	***
-2LL	4682.888		3999.544		
Nagelkerke R ²	.374		.309		
person-year	12262		15034		
event	976		672		

注：* p<.05, ** p<.01, *** p<.001

本人の初職の効果に着目すると、男性では初職が大企業・公務員に比べて中小企業雇用者の場合に離家が抑制され、「地元就職」や離家の経済的コストを反映していると考えられる。ただし非正規雇用の効果は負ではあるが有意ではない。女性では初職が大企業・公務員に比べて専門職の場合に離家が促進される。大企業雇用者のなかに自宅通勤の一般職女性が多く含まれているためと考えられる。専修学校以上進学経験ありの効果は男女ともに有意ではなく、専修学校以上への進学は就職離家に対して影響がない。

表6 「結婚」を理由とする離家についての離散時間ロジットモデル

	男性		女性	
	b	s. e.	b	s. e.
出生コーホート				
1951-60年 (vs 1941-50年)	.290	.172	-.039	.087
1961-70年 (vs 1951-60年)	-.079	.177	-.259	.089 **
1971-80年 (vs 1961-70年)	.126	.170	-.166	.091
1981-90年 (vs 1971-80年)	-.050	.197	-.096	.118
15歳時居住地 (ref. 区部)				
市部	-.411	.126 **	-.070	.069
町村部・海外	-.867	.239 ***	-.206	.117
きょうだい数	.062	.047	.106	.029 ***
長男/長女	-.735	.117 ***	.042	.071
男きょうだいなし (女性のみ)			-.201	.072 **
15歳時父職 (ref. 一般従業者)				
専門・管理	.247	.177	-.045	.097
農業従事者	-.421	.209 *	-.010	.104
非農自営業者	-.248	.150	-.069	.079
不在	-.470	.251	-.436	.136 **
その他	-.415	.341	-.486	.212 *
15歳時母職 (ref. 就業)				
非就業	-.110	.126	-.025	.069
不在	-.176	.365	-.418	.262
父高等学歴経験あり	.028	.183	.081	.086
父学歴不明	.134	.244	.097	.122
母高等学歴経験あり	-.276	.212	-.044	.099
母学歴不明	.046	.240	.057	.131
専修学校以上進学経験あり ^(t)	-.006	.129	-.318	.069 ***
就職経験あり ^(t)	2.231	.541 ***	.906	.158 ***
定数	-7.897	1.062 ***	-6.518	.477 ***
-2LL		2962.428		8647.311
Nagelkerke R ²		.187		.183
person-year		17849		21622
event		367		1366

注：* p<.05, ** p<.01, *** p<.001

表6は「結婚」を理由とする離家についての離散時間ロジットモデルの結果である。男性

のみ 15 歳時居住地が小規模であるほど離家しにくいという結果が得られており、これは地方や人口規模が小さい地域において男性が親と同居している世帯へ妻を迎え入れている様子がかがえる。女性は主要な離家理由が「結婚」であるため、15 歳時居住地によって離家しやすさに違いはない。

きょうだい構成の効果は男女で大きく異なり、長男は結婚を理由に離家しにくく、きょうだいの多い女性は結婚を機に離家しやすい。また男きょうだいがいない女性や 15 歳時に父が不在だった女性は、同居する親の世帯へ夫を迎え入れやすい。また男女ともに就職経験があると離家しやすくなることが示されており、仕事に就いた経験がなければ結婚しにくいということを反映しているものと考えられる。

5. まとめと今後の課題

本稿では SSM2015 データを用いて、離家の趨勢とその要因についての分析を行った。離家の趨勢については、1961-70 年出生コーホートを境に離家経験率が低下する傾向にあり、とくにその傾向は女性で顕著であった。また、離家年齢も上昇していることから、新しい世代になるほど離家の遅れが生じていることが確認された。また日本では、男性は進学や就職をきっかけとした離家が多く、女性は結婚をきっかけとした離家が多いため、男性よりも女性のほうが離家が遅いことが特徴であった。しかし 1971-80 年出生コーホート以降、離家年齢の性差は縮小し、最も若い 1981-90 年出生コーホートでは性差はほぼみられなくなっている。離家理由の分布についても、若い世代になるにつれて「入学・進学」による離家が増加し、男性では「就職・転職・転勤」による離家が減少、女性では「結婚」による離家が減少したことで男女差が縮小していた。つまり、高学歴化や雇用の不安定化、未婚化・晩婚化などの社会経済状況の変化にともない離家タイミングの性差が縮小傾向にあることが示された。

離家の要因について多変量解析を行った結果、15 歳時の居住地の都市規模、きょうだい数・きょうだい構成、出身階層、初職の働き方、進学・就職・結婚などのライフイベントの経験が離家イベントの生起に対して影響を及ぼしており、概ね先行研究の知見と重なる結果となった。父親の階層の効果は、「入学・進学」を理由とする離家の分析を除いてそれほど強くなく、むしろ女性における母親不在の離家抑制効果が確認された。出生コーホートの有意な効果はあまりみられないことから、若い世代ほど離家に遅れが生じていることは、家族構造の変化やライフイベント経験の世代差、就業状況の変化などで説明される部分が大きいことが示唆される。

今後の課題として以下の点が挙げられる。第 1 に、離家を促進・抑制する諸要因の影響が世代によって異なることを考慮する必要があるだろう。きょうだい数の低下や長子（男）相続規範の薄れから、きょうだい関連の影響は小さくなっているのではないかと予想される。さらに、「失われた 10 年」以降の世代は初職が非正規雇用であるケースも多く、若い世代は

ど初職非正規雇用の負の効果が現れるのではないだろうか。

第2に、離家の生起メカニズムの性差についてである。離家の生起や離家年齢は1981-90年出生コーホートの段階で男女差はほぼ消失し、離家理由の性差も縮小してきたが、離家の生起メカニズムの性差については今後さらなる検討が必要である。

[文献]

- Berngruber, A., 2017, "Leaving the Parental Home as a Transition Marker to Adulthood," A. Furlong (eds), *Handbook of Youth and Young Adulthood: Second Edition*, 193-198, Routledge.
- 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.
- Mulder, C. H., 2009, "Leaving the Parental Home in Young Adulthood," A. Furlong (eds), *Handbook of Youth and Young Adulthood: New Perspectives and Agendas*, 203-210, Routledge.
- Newman, K.S., 2012, *The Accordion Family: Boomerang Kids, Anxious Parents and the Private Toll of Global Competition*, 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) .
- 澤口恵一・嶋崎尚子, 2004, 「成人期への移行過程の変動」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.
- Shanahan, M. J., 2000, "Pathways to Adulthood in Changing Societies: Variability and Mechanisms in Life Course Perspective," *Annual Review of Sociology*, 26, 667-692.
- 鈴木透, 2002, 「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』, 31-38.
- 鈴木透, 2003, 「離家の動向・性差・決定因」『人口問題研究』, 59(4): 1-18.
- 鈴木透, 2009, 「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6回世帯動態調査』, 22-25.
- 鈴木透, 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): 23-29.
- 鈴木透, 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』, 21-25.
- 田淵六郎, 2009, 「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.