

NFRJ18 からみる離家の趨勢と構造

—離家のきっかけと性差に着目して—

林 雄亮

(武蔵大学社会学部)

【要旨】

本稿では NFRJ18 データを用いて、日本社会における離家の趨勢と構造について考察することを目的とする。

はじめに、男女別、出生コホート別に、離家年齢とそのきっかけの分布を比較した結果、新しい世代ほど男性の離家年齢の中央値が女性の値に近づいていく形でジェンダー差が縮まっていることが確認された。また日本ではジェンダーによって離家のきっかけが大きく異なることが知られているが、本稿の分析でも依然として男性は学業と就業に関するきっかけ、女性はパートナーシップ形成のきっかけが主である状況が長く続いていることが明らかとなった。

次に、男女別、出生コホート別に、15 歳から 34 歳までの若年期を対象とした離家の生起に関する離散時間ロジットモデルを推定した。分析の結果、離家に対する父母の影響は全体的に小さいが、きょうだい構成は特に女性にとって離家を促進・抑制する要因となっている。

さらに、離家のきっかけを考慮した離散時間多項ロジットモデルの結果では、女性の高い学歴は就学関連には正の、就業とパートナーシップ形成には負の効果をもつ重要な属性であることがわかった。

今後の課題として、ジェンダー差に関する積極的な議論のため、多変量解析では性別や、性別とその他の独立変数との交互作用の影響を考慮する必要がある。またリスク期間である若年期を細分化して分析することで、離家に対する諸要因の影響をより厳密に議論できるだろう。

キーワード：離家、大人期への移行、ライフイベント、出身背景、きょうだい

1. 離家をめぐる議論とその展開

1.1 大人期への移行としての離家

離家とは、親元を離れて暮らすことである。離家は学卒、就職、結婚、子どもをもつことと並んで、大人期への移行段階における主要なライフイベントとして考えられてきた (Shanahan 2000)。またその特徴として、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思決定をもつという含意があげられる (Mulder 2009)。

このように、離家は地位達成や大人期への移行の一場面としてミクロな視点から捉えられる一方で、そのあり方は社会のマクロな福祉政策・住宅事情・労働市場の状況に影響される (Berngruber 2017)。失業対策や高等教育における奨学金制度などの福祉の充実、親元

からの経済的独立をサポートすることで離家を促進させ、比較的安価な賃貸住居が多い社会も若年層の離家を促進する。また、学校から職業への成功的な移行を経験し、正規雇用で働くことは、自身の生活コストの負担を可能にさせ離家を促すものの、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いたりするという (Newman 2012)。

1.2 日本の離家についての先行研究¹

日本社会の離家の趨勢については、国立社会保障・人口問題研究所の「世帯動態調査」に詳しい。第4回(1999年)以降の調査結果からは、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1970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)。さらに第7回(2014年)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)。

離家は、ライフコースで独立したイベントとして起こることは稀で、特に進学や就職、結婚などのライフイベントと共時性をもっている。当然ながらこのことは、それらのライフイベントの経験時に居住地の変更をとまなう可能性が高いためであり、したがってそれらのライフイベント自体の構造的変化、すなわち、高学歴化や若年労働市場の弱体化、晩婚化・未婚化などは、離家のあり方自体も大きく変化させる。たとえば高学歴化が進めば高等教育機関への進学に際して離家を経験する者が増える一方で、最後の学校を卒業するまでは親元にとどまるという離家の遅れも生じてくる。若年労働市場の弱体化は不安定な職に就かざるを得ない若者を増加させ、親からの経済的自立が困難となるために離家を抑制するだろう。さらに晩婚化も結婚による離家を遅らせる要因となる。

社会状況が離家のあり方を変えていくことに加え、ジェンダーや出身背景といったミクロな要因も離家の発生やそのタイミングに影響を与える。日本における離家のジェンダー差については、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ことが特徴であった(鈴木 2003, 2011)。これは離家のきっかけにジェンダー差があるため、男性は進学と就職が、女性は結婚が主な離家のきっかけとなっていることによる(福田 2003)。

出身背景も離家を促進・抑制する重要な要因である。具体的には居住地のほか、親の社会的地位や親の不在、きょうだい数などの家族構造の影響が検討されてきた。出身地域が大都市であることは進学機会や就業機会が豊富なことを意味するため、離家が起こりにくくなることが多くの研究から明らかにされている(岩上 1999; 鈴木 2003; 福田 2003)。家族構造に関しては、親元がひとり親世帯であることや(福田 2003; 田淵 2009)、きょうだい数が多いことが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)。

¹ 本稿での先行研究の整理は林(2021)によるものである。

澤口・嶋崎 2004; 田渕 2009)。

しかし親の社会階層や教育レベルについては一貫した結果が得られておらず、父親の学歴が高いほど離家が遅れるという結果がある一方で(鈴木 2003; 福田 2006)、子どもの離家に対して父親の教育レベルの効果はないという結果も存在する(福田 2003; 田渕 2009)。出身階層についても、田渕(2009)は父親がいわゆる一般従業者であることに比べて専門・管理職層と自営業層は息子の離家が促進されると指摘しているが、福田(2003)は経営・管理職層では離家が息子の促進されるものの、自営業層では一般従業者よりも離家が遅れるという結果を示している。

2. 本稿の目的

本稿では、第4回全国家族調査(NFRJ18)データの計量分析により、離家の変化を記述的に考察したのち、どのような出身背景が離家を促進したり、抑制したりしているのかについて多変量解析を用いて検討する。

まず、離家に関する基礎分析として、男女別、出生コーホート別に、離家の経験年齢とそのきっかけの分布を確認する。そこから、世代とジェンダーによる離家のあり方の違いについて考察する。次に、同様の情報を用いて、人々がどのように離家を経験していくのかということに焦点を当て、それぞれの世代の若年期を分析対象として離家の累積的な生起状況を考察する。その際には、離家のきっかけも考慮することで、年齢段階と離家のきっかけの関連や、その性差、世代差を概観する。

多変量解析では、離家の生起に対して、本人の学歴、15歳時点の両親の状況(実親、養親・継親、死亡の別)や両親の学歴、きょうだい構成が与える影響を考察するため、イベントヒストリー分析を用いる。はじめに男女別、出生コーホート別に離家の生起についてのシンプルな離散時間ロジットモデルを推定し、その後に離家のきっかけを区別した離散時間多項ロジットモデルを推定する。

3. 離家についての基礎分析

3.1 離家年齢と離家のきっかけの比較

NFRJ18データの離家に関する情報を記述的に確認していこう。離家に関する質問項目は、調査票の問4および問5である。問4では、離家の経験の有無と、経験者についてははじめて離家を経験した時の年齢がたずねられる。次いで問5では、離家の主なきっかけとして、「進学・学業・通学」「就職」「転勤・転職」「結婚・同棲」「親の都合」「その他」の選択肢が用意されている。また「その他」からのアフターコードとして、「自立」が加えられている。本稿では、離家のきっかけについては、「進学・学業・通学」「就職・転勤・転職」「結婚・同棲」「その他」にまとめなおして分析を進めていく。

はじめに、表1から出生コーホート別、男女別に、離家の経験年齢をみてみよう。離家の年齢については、本調査では1歳刻みの情報しかわからないが、年間に等間隔で離家が起これると仮定し、ちょうどイベント発生率が0.500になる年齢を中央値とした。なお、参考までに10年前に実施されたNFRJ08との比較もおこなう。NFRJ08では離家に関する質問項目は若年・壮年調査のみに設けられていたため、ここではNFRJ18との比較を優先し、1951-60年以降の出生コーホートのみを扱う。

表1 出生コーホート、男女別、離家年齢の中央値

NFRJ18	男性			女性		
	median	events	n	median	events	n
1951-60年生	18.68	412	488	21.95	487	528
1961-70年生	19.64	280	313	22.62	336	360
1971-80年生	21.25	282	334	22.59	356	382
1981-90年生	21.67	181	226	22.77	214	259
NFRJ08						
1951-60年生	19.72	409	483	21.42	542	570
1961-70年生	21.83	404	465	22.82	537	574
1971-80年生	22.27	379	470	22.97	472	562

まず、NFRJ18の結果からみていこう。男性の1951-60年出生コーホートにおいて、50%が離家を経験すると推定される年齢は、18歳半ばである。それに対して女性では22歳と離家の経験がジェンダーによって大きく異なることがわかる。次の1961-70年出生コーホートでは男女ともに離家年齢の中央値が1951-60年出生コーホートに比べて高くなっているが、ジェンダー差は大きく変わっていない。1971-80年出生コーホート以降になると、男性の離家年齢の中央値が女性の値に近づいていく形でジェンダー差が縮まり、その傾向が次のコーホートでも続いていることがわかる。

NFRJ18の結果をNFRJ08と比較すると、同じ出生コーホートであっても男性の離家年齢の中央値はNFRJ18でやや低くなっている。具体的には1951-60年、1961-70年、1971-80年の比較可能な出生コーホートのいずれにおいても1歳以上の中央値の差が生じている。この差が何に起因するのかわからないが、データの特性として把握しておく必要があるだろう。一方女性については差が0.5歳程度に収まっており、NFRJ18とNFRJ08とでほぼ同じ結果が得られている。

次に、NFRJ18データのみを用いて、離家のきっかけの分布を男女別、出生コーホート別に確認しよう。一見してわかるように、男女ともに「進学・学業・通学」による離家が新しい世代になるにつれて多くなってきたことがわかる。「就職・転勤・転職」は、男女ともに

もっとも古いコーホートで最大の割合である。「結婚・同棲」については、1951-60年と1961-70年出生コーホートの間で男女ともに増加したが、その後は漸減傾向にある。

表2 出生コーホート、男女別、離家のきっかけの分布 (%)

		進学・学 業・通学	就職・転 勤・転職	結婚・ 同棲	その他	合計	n
男性	1951-60年生	30.3	43.4	23.5	2.8	100.0	426
	1961-70年生	33.9	33.2	26.7	6.2	100.0	292
	1971-80年生	36.7	31.0	26.2	6.1	100.0	294
	1981-90年生	40.7	34.1	19.2	6.0	100.0	182
女性	1951-60年生	18.8	26.0	51.8	3.4	100.0	504
	1961-70年生	22.0	14.2	57.4	6.4	100.0	345
	1971-80年生	27.5	16.9	49.6	6.0	100.0	367
	1981-90年生	27.3	18.5	43.5	10.6	100.0	216

ジェンダー間の差異に着目すると、「結婚・同棲」をきっかけとする離家の割合は、いずれのコーホートでも男性では最小なのに対し、女性では最大である。福田(2003)において指摘されたジェンダーによる離家のきっかけの相違が、長く続いていることを示している。

3.2 離家経験の視覚化

離家年齢の中央値と、離家のきっかけの分布について、男女別、出生コーホート別に確認してきた。ここで、両者を組み合わせて日本社会の離家の状況を出生コーホート別に視覚化してみよう。離家の経験は、その経験の有無やきっかけに加えて、ある年齢段階においてどのくらいの割合の人々がすでに離家を経験しているのかという、集団レベルでの経験率の推移についての記述にも意義がある。そこで、対象者の若年期を対象として、分析可能な単位である1年刻みの時間軸の中で離家がどのように起こっていくのかを図示する。

図の縦軸はそれまでに経験された離家の割合(離家の累積経験率)であり、横軸に示された年齢時点で離家した場合は、そのきっかけに対応した色で経験率を積み重ね、それ以降の年齢時点では「離家済み」とする。その年齢時点でまだ離家を経験していない場合は「親と同居」、調査時点に横軸の年齢を過ぎていない場合は「対象年齢以下」とする²。

² 「対象年齢以下」が入ってくるのはもっとも若い1981-90年出生コーホートのみである。また調査時点で34歳以下であっても、すでに離家を経験している場合は「対象年齢以下」には入らず、該当する離家のきっかけに振り分けられている。

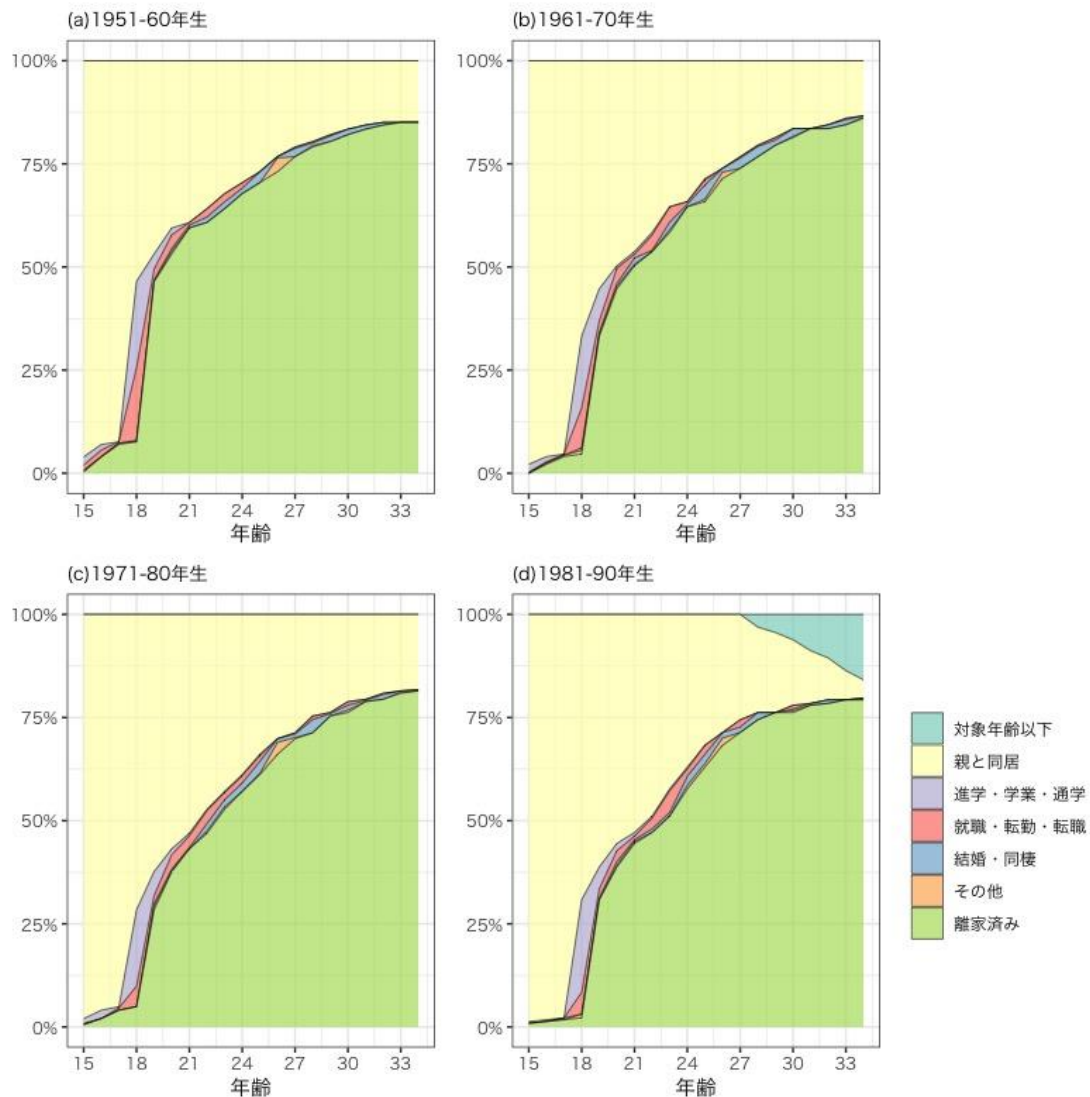


図1 出生コーホート別、離家の累積経験率（男性）

図1は男性の結果を、図2は女性の結果を表している。まず、15歳という早期に離家を経験している者の割合をみてみよう。男性では古いコーホートから順に、4%、2%、2%、1%であり、女性では同様に5%、2%、2%、2%である。本調査の対象者は全員、新制学歴の世代であるから、これらの人々は義務教育終了時までには離家を経験しているということになる。1961-70年出生コーホート以降は2%以下となっており、この早期の離家は縮小していることがわかる。

10代後半（15歳から19歳）の離家のきっかけの分布とその変化に着目すると、この年齢段階で起こった離家のうち、「進学・学業・通学」によるものは古いコーホートから順に男性では53%、63%、75%、76%であり、女性では47%、61%、72%、65%となっている。男女ともに、基本的には就学とともに離家が増えてきたことがうかがえる。その一方で、

「就職・転勤・転職」によるものは同じく男性で 53%、45%、38%、39%であり、女性で 42%、25%、24%、18%と男女ともに明確な減少傾向にある。この背景には、もちろん全体的な高学歴化があげられる。19 歳までに離家を経験している割合は、古いコーホートから順に、男性で 60%、50%、43%、45%であり、女性で 42%、32%、32%、33%である。ここからわかるのは、10 代での離家は 1951-60 年出生コーホートと 1961-70 年出生コーホートの間で大きく減少し、男性ではその後も漸減したが、女性ではそれ以降はほぼ一定だったということである。また男女ともに若い2つのコーホート間の差は小さく、男性の半数弱、女性の約 3 分の 1 が 10 代で離家を経験している状況が続いている。

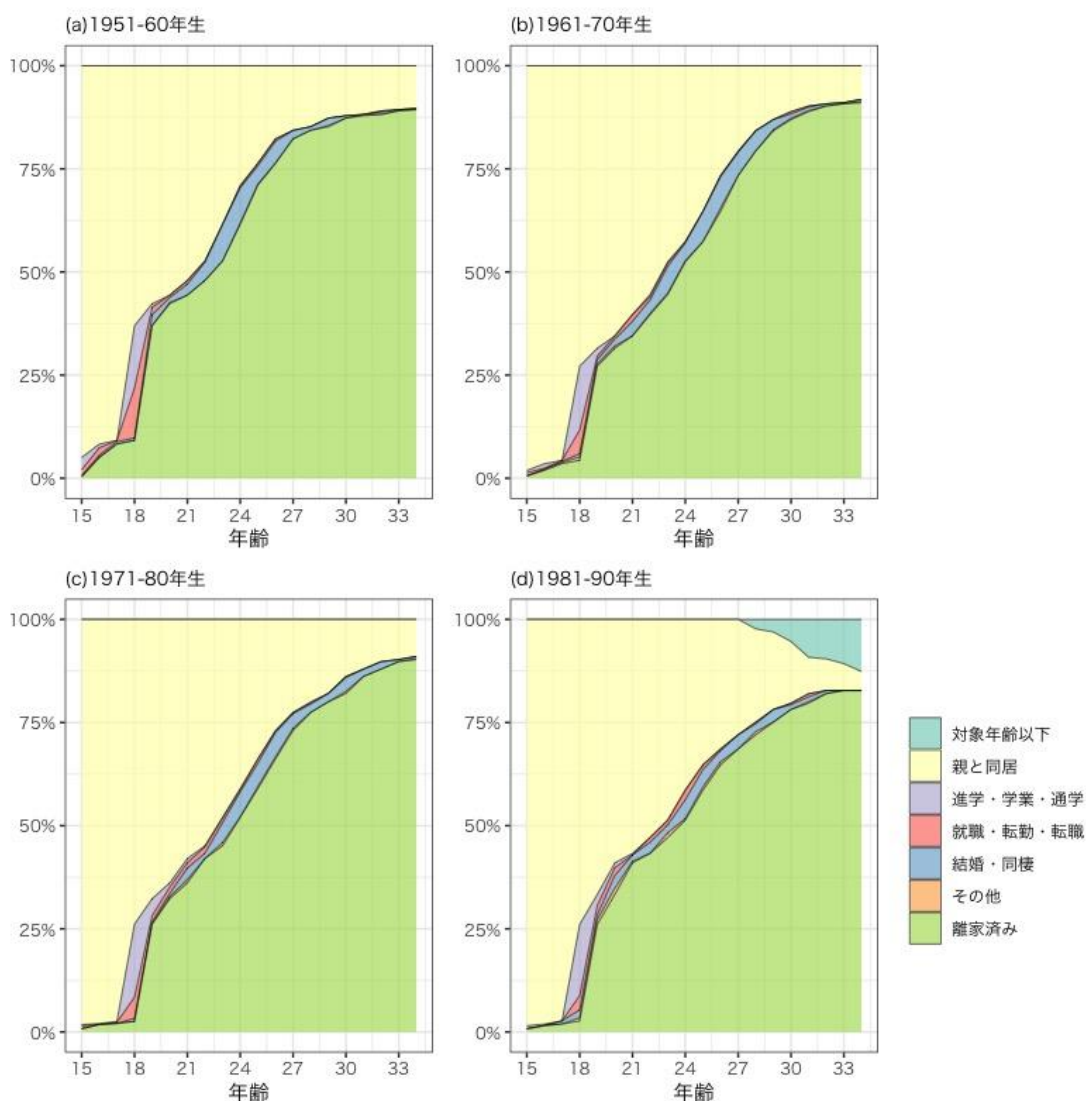


図2 出生コーホート別、離家の累積経験率（女性）

20代前半（20歳から24歳）の離家についてみてみよう。まず、24歳までに離家を経験済みである割合は、古いコーホートから順に男性で70%、66%、61%、63%であり、女性では71%、57%、59%、59%となっている。20代前半での離家経験は、新しい世代で男女ともに約10ポイント減少しており、若い2つのコーホートでは24歳までの離家経験率のジェンダー差はほぼない。しかし、この年齢段階で起こる離家のきっかけには大きなジェンダー差がある。この期間に起こった離家のうち、男性ではいずれのコーホートでも「就職・転勤・転職」によるものが半数前後である。その一方で、女性ではいずれのコーホートでも「結婚・同棲」が最多で、その割合は古いコーホートから順に、90%、75%、60%、55%と、減少傾向にあるものの、男性とは大きく異なっている。ちなみに、この期間の女性の「就職・転勤・転職」による離家の割合は同様に、7%、17%、22%、26%であり、増加傾向にあるものの絶対的には男性ほど多くはない。

20代後半以降（25歳から34歳）の離家については、その生起件数も20代前半までと比べて少ないため、まとめてみていくことにする。この年齢段階で起こる離家のうち、「就職・転勤・転職」によるものは男女ともに概ね増加傾向にあり、古いコーホートから順に、男性で7%、17%、21%、29%であり、女性で8%、3%、6%、13%となっている。一方、この年齢段階でもっとも多い離家のきっかけは男女ともに「結婚・同棲」である。その割合は古いコーホートから順に、男性では68%、72%、56%、53%であり、女性では87%、91%、85%、76%となっている。

35歳を迎えるまでに離家を経験した者の割合は、古いコーホートから順に、男性では85%、87%、82%、80%であり、女性では90%、92%、91%、83%である。もっとも若いコーホートは対象年齢以下の者が含まれているため、厳密に比較することはできないが、やや離家経験率が他のコーホートに比べて男女ともに低いようである。

4. 離家の要因に関する多変量解析

4.1 離家イベントの生起に関する分析

どのような社会的背景をもつ人々が離家を早く経験し、その一方で、どのような背景をもつ人が離家を経験しにくいのだろうか。このことを考察するため、離家イベントを従属変数とする離散時間型イベントヒストリー分析をおこなう。また世代による相違点にも注目するため、先に定義した出生コーホート別に分析をおこない、それを比較しながら考察していく。

イベントヒストリー分析では、イベント（ここでは離家）の発生の有無だけでなく、発生までにかかった期間（ここでは離家した年齢）を考慮することができ、さらに調査時点で離家経験がない場合も、少なくともその時点まで離家を経験していない者として分析に含めることができる。

分析対象となるのは、調査対象者の15歳から34歳まで1年毎の状態であり³、14歳以前や35歳以降で離家が起こったとしても、それはイベントの発生とはみなさない。したがって、それぞれの対象者は20時点分の情報を持ち、それぞれの時点での離家の状況が、「親と同居している」「離家を経験した」「前年までに離家済み」「対象年齢以下」に区別され、そのうち「親と同居している」と「離家を経験した」状態のみが実際の分析で使われるパーソンイヤーとなる。

独立変数は、その対象者の年齢のように、それぞれの時点によって変わりうる変数（時間依存性共変量）と、出自に関する情報のように、個人の中で時点によらず一定の変数（非時間依存性共変量）のいずれも用いることができる。今回の分析では、子ども期の家族構造に焦点を合わせるため、両親やきょうだいの情報など、過去の情報を多く用いており、年齢以外のすべての独立変数は非時間依存性共変量である。

それぞれの独立変数の定義については、以下の通りである。本人の学歴については、「中学・高校」を基準カテゴリとして、「専門・短大・高専」、「大学・大学院」の2カテゴリをダミー変数化する。15歳時点での親の状況については、15歳時に実親がいる状況を基準カテゴリとし、15歳時に養親・継親がいたこと、15歳時にすでに親が死亡していたことの2カテゴリを父母それぞれについてダミー変数化する⁴。

親の学歴については、「中学・高校・専門」を基準カテゴリとし、「短大・高専・大学・大学院」と、「その他・わからない」の3分類としており⁵、子ども期の親の就業状況がわからないことから、出身階層の代理指標としての役割も兼ねている。

きょうだい構成については、対象者が長男／長女であることを示すダミー変数と、自分を含めた兄弟姉妹数の変数を用いる。長男／長女のダミー変数については、異性の上のきょうだい、すなわち男性であれば姉、女性であれば兄がいることに依存しない。ここでは同性のきょうだいにおける順位として、家庭内でのジェンダー役割の付与が上のきょうだいになされる可能性を考える。また、調査時点で死亡しているきょうだいについては、死亡時点が特定できないため、幼少時のきょうだい構成として一律に数に含めている。

なお、モデルには切片と各年齢を1歳刻みでダミー変数化したものを投入しているが、これらについては表への掲載は省略している。また、当てはまるケースが少ないため推定が困難な効果については、特定の値を除外して分析をおこなっている。

³ 個人の1年間を指すため、ここではパーソンイヤー（Person-year）と呼ぶ。

⁴ 調査票の問42には、「実父母のほか、養父母や継父母をおもちの方は、あなたが子どもとしてもっとも長くかかわった人を親として考えてください」という記述がある。そのため、ここで定義している「15歳時点で健在の親」とは、実父母なのか、養父母・継父母なのかは厳密に判別できないが、便宜的に実父母か養父母・継父母かの質問項目をそのまま15歳時点の父母として定義している。また、調査設計上、離別による親の不在を特定できないため、親の死亡以外によるひとり親世帯は把握することができない。

⁵ ここでの「わからない」は選択肢の「わからない」であり、無回答ではない。「わからない」を分析に含める理由は、ある程度のケース数がここに含まれるからであり、親の学歴が不明であることと子どもの離家に何らかの関連がある場合に、それを統制するためである。

表3 離家に関する離散時間ロジットモデル (男性)

	(a)1951-60 年生		(b)1961-70 年生		(c)1971-80 年生		(d)1981-90 年生		
	b	S. E.	b	S. E.	b	S. E.	b	S. E.	
本人の学歴 (ref: 中高)									
専門・短大・高専	.29	.31	.47	.22 *	.32	.18 †	.40	.29	
大学・大学院	.54	.19 **	.81	.18 ***	.57	.17 ***	.52	.25 *	
15 歳時父親 (ref: 実父)									
養父・継父	-1.21	.56 *	-.22	.73	3.34	.41 ***	.26	.33	
父死亡	-.33	.41	-.55	.85	-.15	.37	-.56	1.33	
15 歳時母親 (ref: 実母)									
養母・継母	1.53	.26 ***	.25	.59	-3.03	1.06 **			
母死亡	.40	.44	.39	.27	1.38	.17 ***	1.60	.27 ***	
長男	-.54	.18 **	-.17	.17	-.14	.15	-.16	.20	
きょうだい数	.09	.07	.16	.09 †	.19	.11 †	.06	.15	
父の学歴 (ref: 中高・専門)									
短大・高専以上	-.30	.25	-.65	.23 **	-.12	.26	.34	.25	
その他・わからない	-.64	.31 *	-.34	.41	-.55	.36	-.15	.51	
母の学歴 (ref: 中高・専門)									
短大・高専以上	.34	.27	.46	.37	-.07	.28	.01	.25	
その他・わからない	.86	.29 **	.01	.40	1.07	.32 ***	.76	.45 †	
Pseudo R-square		.21		.14		.12		.17	
Number of Events		222		248		257		155	
Number of Person-year		2108		2659		3115		1739	
Number of Individuals		263		293		316		193	

注: † p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001. b はロジスティック偏回帰係数. S. E. はロバスト標準誤差.

表3は、男性について出生コーホート別に分析した結果である。まず、いずれのコーホートにおいても、本人の学歴では中学・高校に対して大学以上の経験者が有意に離家を経験しやすいことがわかる。ここでは離家のきっかけを考慮していないが、進学をきっかけとする離家を反映しているものと理解できるだろう。ただし、専門・短大・高専については真ん中の2つのコーホートでのみ、統計的に有意となっている。

15歳時の父親および母親の存在については、実父母がいることに対して、養父母・継父母がいること、父母がすでに死亡していることの影響をそれぞれみている。子ども期をステップファミリーで過ごすことや、親の早期の死亡は子ども期の離家に何らかの影響を与えると予想される。しかし、分析結果からは統計的に有意な効果が一部で見られるものの、有意な場合もその効果の方向に一貫性がなく、普遍的な傾向や変化を読み取ることは難しい。

ただし、比較的若いコーホートでは男女ともに母死亡の効果は正で有意であり、母親の不在が離家を促進するようである。

きょうだい構成については、まず 1951-60 年出生コーホートでのみ長男の負の有意な効果が確認できる。つまり、この世代では長男は次三男に比べて離家しにくいということになる。一方、きょうだい数については 10%水準ではあるが、真ん中の 2 つのコーホートで正の有意な効果が確認できる。これはきょうだい数が多いほど、離家が促進されることを示しており、多くの先行研究の知見とも一致する。

表 4 離家に関する離散時間ロジットモデル (女性)

	(a)1951-60 年生		(b)1961-70 年生		(c)1971-80 年生		(d)1981-90 年生	
	b	S. E.	b	S. E.	b	S. E.	b	S. E.
本人の学歴 (ref: 中高)								
専門・短大・高専	.09	.15	-.17	.15	.34	.15 *	.33	.20 †
大学・大学院	-.02	.26	.13	.20	.34	.20 †	.33	.24
15 歳時父親 (ref: 実父)								
養父・継父	.45	.21 *	-.22	.32	.00	.82	.72	.53
父死亡	.04	.30	-.03	.60	.63	.38	.49	1.27
15 歳時母親 (ref: 実母)								
養母・継母	.15	.26	1.37	.33 ***	-.15	.78	2.24	.69 **
母死亡	-.40	.93	-.94	.60			.81	.36 *
長男	.15	.16	.06	.15	.09	.14	.00	.17
きょうだい数	.23	.05 ***	.13	.06 *	.26	.08 **	.16	.11
父の学歴 (ref: 中高・専門)								
短大・高専以上	-.35	.24	-.23	.19	-.04	.15	-.24	.20
その他・わからない	-.50	.27 †	-.60	.34 †	-.30	.30	.31	.24
母の学歴 (ref: 中高・専門)								
短大・高専以上	.75	.25 **	-.03	.24	-.13	.17	-.02	.20
その他・わからない	.97	.30 **	.61	.35 †	-.18	.29	-.68	.31 *
Pseudo R-square		.16		.14		.15		.14
Number of Events		261		306		325		203
Number of Person-year		2593		3404		3517		2335
Number of Individuals		299		341		362		245

注: † p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001. b はロジスティック偏回帰係数. S. E. はロバスト標準誤差.

親の学歴については、すでにみた父母の状況と同様、一部に統計的に有意な効果が確認できるものの、一貫した傾向は得られておらず、限定的な影響と言えるだろう。母親の学歴については、1961-70年出生コーホート以外で「その他・わからない」の正の有意な効果があるが、なぜ母親の学歴が中高・専門であることに対して「その他・わからない」の場合に離家が促進されるのかは解釈が困難である。

表4は女性の結果である。本人の学歴について、女性では若い2つのコーホートで有意な効果が確認され、専門・短大・高専の経験がある場合は、中学・高校に対して離家が促進されるという結果である。また1971-80年出生コーホートでは、大学以上の場合も中学・高校に比べて離家が促進される。

15歳時の父母の状況について、父親についてはほとんど有意な効果がみられないのに対し、母親については1961-70年と1981-90年の2つのコーホートで養母・継母の正の効果、1981-90年出生コーホートで母死亡の正の効果が確認できる。この結果を率直に解釈するならば、世代は限定的であるものの実母に比べて養母・継母は娘の離家を促進させることを示している。

きょうだい構成については、もっとも若いコーホートを除いて、きょうだい数の正の有意な効果がある。つまりきょうだい数が多い女性ほど、早く離家を経験するということになる。また長女であることはいずれのコーホートでも有意ではない。

父母の学歴については、いくつか統計的に有意な効果が確認されるが、その傾向はコーホート間で大きく異なっており、積極的な解釈は困難である。

4.2 離家のきっかけを考慮した分析

次に、離家のきっかけを「進学・学業・通学」「就職・転勤・転職」「結婚・同棲」に区別した離散時間型多項ロジットモデル（競合リスクモデル）を推定する。先の分析と同様に対象者の15歳から34歳までの履歴を分析対象に、離家をしていない状態からそれぞれのきっかけで離家イベントを経験するにあたって、それぞれの独立変数がどのように影響を与えるのかを考察する。

それぞれのきっかけを区別すると、ケース数の制約から「その他」をきっかけとする離家の区別と出生コーホート別の分析が困難である。そのため、離家のきっかけが「その他」の場合はその時点で観測打ち切りとし、出生コーホートは1951-60年出生を基準カテゴリとして、その他のコーホートであることを示すダミー変数を投入し、4つのコーホートをまとめて分析対象としている。また表3と表4では各年齢段階を1歳刻みのダミー変数でモデルに投入したが、ここでは年齢を線形の影響をもたらす変数として扱う。

表5は男性の結果である。本人の学歴は、当然ながら「進学・学業・通学」において正の有意な効果がある。また「就職・転勤・転職」において大学・大学院の負の効果があるのは、大学・大学院経験者が職業生活に入る前のライフステージで離家を経験する傾向があるためであろう。「結婚・同棲」については、本人の学歴の効果はみられない。

15 歳時の父親の状況は有意な効果がみられないが、母親の状況は「就職・転勤・転職」において養母・継母、「結婚・同棲」について母死亡のいずれも正の有意な効果がある。

表 5 離家のきっかけを区別した離散時間多項ロジットモデル (男性)

	進学・学業・通学		就職・転勤・転職		結婚・同棲	
	b	S. E.	b	S. E.	b	S. E.
出生コーホート (ref: 1951-60 年)						
1961-70 年	-.12	.15	-.15	.17	.13	.22
1971-80 年	-.22	.15	-.34	.17 *	.03	.22
1981-90 年	-.33	.17 *	-.19	.19	.01	.26
対象年齢	-.13	.01 ***	.00	.01	.16	.01 ***
本人の学歴 (ref: 中高)						
専門・短大・高専	2.32	.27 ***	-.25	.17	.09	.22
大学・大学院	2.70	.25 ***	-.44	.15 **	.20	.19
15 歳時父親 (ref: 実父)						
養父・継父	-.95	1.16	-.16	.59	-.13	.89
父死亡	-.50	.39	.23	.29	-.50	.50
15 歳時母親 (ref: 実母)						
養母・継母	-.50	1.01	1.02	.40 *	.78	.84
母死亡	.26	.85	.32	.55	1.10	.55 *
長女	-.16	.12	-.44	.13 ***	-.26	.17
きょうだい数	.07	.07	.05	.07	.22	.09 *
父の学歴 (ref: 中高・専門)						
短大・高専以上	-.35	.15 *	.13	.19	-.21	.26
その他・わからない	-.52	.30 †	-.58	.28 *	-.25	.39
母の学歴 (ref: 中高・専門)						
短大・高専以上	.28	.17 †	.20	.22	-.54	.33
その他・わからない	.41	.27	.87	.25 ***	.62	.39
Pseudo R-square						
		.08				
Number of Events						
		334		305		207
Number of Person-year						
		9775				
Number of Individuals						
		1064				

注：† p<.10、* p<.05、** p<.01、*** p<.001. b はロジスティック偏回帰係数. S. E. はロバスト標準誤差.

表6 離家のきっかけを区別した離散時間多項ロジットモデル（女性）

	進学・学業・通学		就職・転勤・転職		結婚・同棲	
	b	S. E.	b	S. E.	b	S. E.
出生コーホート (ref: 1951-60年)						
1961-70年	-.24	.18	-.40	.21 †	.01	.14
1971-80年	-.05	.17	-.15	.20	-.11	.15
1981-90年	-.20	.20	-.16	.22	-.27	.18
対象年齢	-.15	.01 ***	-.02	.01	.16	.01 ***
本人の学歴 (ref: 中高)						
専門・短大・高専	2.47	.27 ***	-.68	.17 ***	-.21	.11 †
大学・大学院	2.98	.28 ***	-.66	.24 **	-.66	.17 ***
15歳時父親 (ref: 実父)						
養父・継父	-.31	.67	.17	.48	.35	.31
父死亡	.13	.40	.03	.47	.17	.35
15歳時母親 (ref: 実母)						
養母・継母	.85	.49 †	.40	.54	.11	.47
母死亡	-.28	1.09	.23	.65	-.99	.83
長男	-.18	.13	.03	.17	.32	.12 **
きょうだい数	.22	.06 ***	.26	.06 ***	.12	.05 *
父の学歴 (ref: 中高・専門)						
短大・高専以上	-.39	.16 *	-.24	.23	.07	.15
その他・わからない	-.36	.31	-.18	.36	-.30	.24
母の学歴 (ref: 中高・専門)						
短大・高専以上	-.06	.18	.35	.24	.17	.16
その他・わからない	-.06	.31	.46	.36	.15	.26
Pseudo R-square	.09					
Number of Events	282		196		556	
Number of Person-year	11821					
Number of Individuals	1246					

注：† p<.10、* p<.05、** p<.01、*** p<.001。bはロジスティック偏回帰係数。S. E.はロバスト標準誤差。

きょうだい構成については、長男であることが「就職・転勤・転職」において負の有意な効果をもち、長男は次三男に比べて就業にともなう離家を経験しにくいことがわかる。きょうだい数は「結婚・同棲」において正で有意であり、きょうだい数が多いほどパートナーシップ形成のために実家を離れる傾向が強くなる。

父母の学歴については、「その他・わからない」の有意な効果がいくつか確認できるが、先の表3と表4と同様にその内実は不明である。一方で、父母の学歴が短大・高専以上であることは、息子の「進学・学業・通学」による離家を促すようにも考えられるが、実際には父が短大・高専以上であることは負の効果、母については正の効果と一貫した結果が得られていない。

表6は女性の結果である。女性では、本人の学歴がさまざまな形で離家に影響を与えていることがわかる。まず、「進学・学業・通学」に対して「専門・短大・高専」「大学・大学院」のいずれも正の有意な効果がある一方で、「就職・転勤・転職」に対しては負の効果がある。また男性ではみられなかった結果として、「結婚・同棲」において「専門・短大・高専」「大学・大学院」のいずれも負の効果があり、高い学歴をもつほど「結婚・同棲」による離家が起こりにくいことがわかる。

15歳時の父母の状況と父母の学歴については、ほとんど有意な効果がみられない。きょうだい構成については、きょうだい数がいずれのきっかけによる離家についても正で有意であり、きょうだい数が多いほどそれぞれのきっかけでの離家が促進されるということになる。また長女であることは、「結婚・同棲」による離家を促進することが示されており、これはむしろ長女が学業や就業ではなく、パートナーシップ形成というより後のライフイベントの発生まで、親と同居し続ける傾向を反映しているものと考えられる。

5. 得られた知見と今後の課題

本稿では、NFRJ18データを用いて離家に関する分析と考察をしてきた。得られた知見は以下の通りである。第1に、今回、分析対象とした1951年から1990年生まれの世代では、新しい世代ほど男性の離家年齢の中央値が女性の値に近づいていく形でジェンダー差が縮まってきている。ただし、NFRJ08データにおける同一出生コーホートと比較すると、男性でやや齟齬がみられており、データの特徴として把握しておく必要がある。

第2に、離家のきっかけの分布からは、男性は学業と就業に関するきっかけ、女性はパートナーシップ形成のきっかけが主である状況が今日まで長く続いていることがわかった。

第3に、離家を促進・抑制する要因については、全体的には父母の影響は小さく、きょうだい構成の影響が存在することが確認できた。きょうだい数は特に女性にとって離家のあり方を左右する重要な属性であるようだ。

第4に、本人の学歴は離家のきっかけとなるものとして、もともと離家と強い関連を有しているため、離家に対して影響があること自体は容易に想定できるが、女性において「結婚・同棲」をきっかけとする離家にも影響を与えることがわかった。

今後の課題として、以下の点が挙げられる。第1に、本稿では記述的な分析、多変量解析のいずれにおいても、ジェンダー差の測定を直接的にはおこなっていない。そのため、より頑健な議論のためには、たとえば多変量解析において、性別や、性別とその他の独立変数と

の交互作用の効果を考慮する必要があるだろう。

第2に、多変量解析の結果があまり明瞭でないことの背景として、調査対象者の若年期の20年分をまとめて分析対象としていることが挙げられる。若年期の中での年齢と離家のきっかけとなるライフイベントとの関係性を考慮し、Goldscheider and Goldscheider (1998)のように、リスク期間をやや細かく区切ったうえで、その間に起こった離家に対する諸要因の影響を考察すると、より解釈可能な結果を得ることができると考えられる。

[謝辞]

NFRJ08データの二次分析に当たり、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「[家族についての全国調査(第3回全国家族調査, NFRJ08), 2009] (日本家族社会学会全国家族調査委員会)」の個票データの提供を受けました。記して感謝いたします。

[備考]

NFRJ18の調査概要の詳細については、第一次報告書を参照されたい。

(<https://nfrj.org/nfrj18publishing.htm>)

[文献]

- Berngruber, Anne, 2017, "Leaving the Parental Home as a Transition Marker to Adulthood," Andy Furlong ed., *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.
- , 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.
- Goldscheider, Frances, K. and Calvin Goldscheider, 1998, "The Effects of Childhood Family Structure on Leaving and Returning Home," *Journal of Marriage and Family*, 60 (3): 745-756.
- 林雄亮, 2021, 「出身階層と子ども期の家族構造が離家に与える影響」『武蔵社会学論集阻ソシオロジスト』, 23: 99-121.
- 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.
- Mulder, Clara H., 2009, "Leaving the Parental Home in Young Adulthood," Andy Furlong ed., *Handbook of Youth and Young Adulthood: New Perspectives and Agendas*, 203-210, Routledge.
- Newman, Katherine 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——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.
- Shanahan, Michael 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.
- , 2003, 「離家の動向・性差・決定因」『人口問題研究』, 59 (4): 1-18.
- , 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.
- , 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.

Trends and Structure of Leaving Home using NFRJ18:

Focusing on the Reason for Leaving Home and Gender Differences

Yusuke HAYASHI

Musashi University

The purpose of this study is to examine the trend and structure of leaving home in Japanese society using NFRJ18 data.

First, by comparing the distribution of age of leaving home and the reason by gender and birth cohort, the median age of leaving home for men approaches the value for women in the younger generation. The gender gap in the age of leaving home has been shrinking. However, in Japan, it is well known that gender separates the reasons for leaving home. This analysis also reveals that, for some decades, men tend to experience leaving home for academic and employment reasons, while women tend to leave for partnership formation such as marriage or cohabitation.

Next, I estimated the discrete-time logit model for the occurrence of leaving home during youth (15–34 years), by gender, and by birth cohort. As a result of this analysis, the influence of parents on leaving home is less overall, but the number of siblings is a factor that encourages leaving home, especially for women.

Moreover, the results of the discrete-time multinomial logit model, which considers the reason for leaving home, reveals that women's high educational background is an important attribute that has a positive effect on leaving home with school attendance and negative effects on employment and partnership formation.

As a future task, we should consider the effects of gender and the interaction between gender and other independent variables in multivariate analysis for active discussion on gender differences. Moreover, by subdividing the age range in multivariate analysis, we can discuss the effects of various factors on leaving home more strictly.

Keywords: leaving home, transition to adulthood, life event, social background, sibling