

# 所得変動と若者の離家に関する実証分析-若者の世帯形成におけるマクロ所得効果の推定-

|       |  |
|-------|--|
| メタデータ | 言語: jpn<br>出版者: 明治大学大学院<br>公開日: 2009-04-15<br>キーワード (Ja):<br>キーワード (En):<br>作成者: 福田, 節也<br>メールアドレス:<br>所属: |
| URL   | <a href="http://hdl.handle.net/10291/4707">http://hdl.handle.net/10291/4707</a>                            |

# 所得変動と若者の離家に関する実証分析 ——若者の世帯形成におけるマクロ所得効果の推定——

## An Analysis of Macro Income Effects on the Nest-leaving Behaviors in Japan

博士後期課程 経済学専攻 2003年度入学

福 田 節 也

FUKUDA, Setsuya

### はじめに

子が親の家を離れることを「離家 (home leaving, nest-leaving)」という。離家はライフコースにおいて個人が行う最初の移動であり、世帯形成や婚姻行動と密接な繋がりをもっている。1970年代より、日本においては若者の離家が遅れる傾向がみられる (国立社会保障・人口問題研究所 2001)。晩婚化に加え、若年者が結婚前に親元を離れるのが遅くなっていることが原因である (鈴木 1997, Suzuki 2001)。家族社会学者の山田昌弘は、成人後もなお親と同居し、豊かな生活水準を享受する若者を「パラサイト・シングル」と名付け、かれらが結婚しないことが今日の未婚化・晩婚化の主要な要因であると論じた (山田 1999)。いわゆるパラサイト・シングル仮説である。

山田はパラサイト・シングルの増加が「歴史的にも、世界的にも、現代日本特有の現象である」 (山田 1999, p. 134, ll. 2-3) と述べている。しかし、若年者の親同居割合の増加および離家の遅れといった現象に関する限り、これは日本特有の現象ではない。1980年代以降、欧米を中心とする先進諸国においても若者の世帯形成に遅れがみられることが指摘されている (Goldscheider 1997, Cordon 1997)。離家の遅れが、1980年代を境に日本のみならず欧米の先進諸国において一様に指摘されるようになったのはなぜであろうか。本論文では所得水準と若者の離家との関係について考察する。若者の離家に関する意思決定にマクロレベルの所得変動が与える影響について仮説を立て、これを検証することとする。

# 1. 離家の遅れに関する考察

## 1.1 離家傾向の推移

近年まで、若者の離家傾向は明らかではなかった。若者の居住形態を継続的かつ正確に測定するデータを得ることが困難であったことに加え、結婚や出産といった人口学的事象に比べて若者の居住形態への関心が低かったためである。しかし、1990年代の中頃に入り、国立社会保障・人口問題研究所が行っている『世帯動態調査』（1994年、1999年実施）や、日本家族社会学会・全国家族調査研究会が行った『全国家族調査（National Family Research of Japan 1998: NFRJ98）』（1999年実施）において離家に関する項目が設けられるようになり、全国レベルで性別、コーホート別の離家年齢の推移、離家理由の分布といった情報を入手することができるようになった。本節では『全国家族調査（以後、NFRJ98）』の個票データを用いて、1940年代出生コーホート以降における離家傾向について明らかにする<sup>1</sup>。

表1ではNFRJ98を用いて、15歳から30歳までに生じた離家について、性、出生コーホート別の離家経験割合、平均離家年齢および離家経験年齢の四分位値を算出した<sup>2</sup>。出生コーホート別にみると、男子では1940年代後半を底として、それ以降の出生コーホートでは離家が遅れる傾向がみられる。一方、女子の平均離家年齢は1940年から50年代コーホートまでは21歳代後半で安定して推移していたが、1960年代コーホートより著しく上昇している。離家の遅れは特に女子において顕著である。また、男女ともに1960年代後半のコーホートでは、他のコーホートに比べて離家の経験割合

表1 性、出生コーホート別離家族経験割合、離家年齢の四分位値および平均離家年齢

|    | 出生コウホート     | サンプル数<br>(人) | 離家経験割合<br>(%) | 離家年齢(歳) |     |     |       |
|----|-------------|--------------|---------------|---------|-----|-----|-------|
|    |             |              |               | 25%     | 50% | 75% | 平均    |
| 男性 | 1940-44年生まれ | 315          | 68.25         | 18      | 21  | —   | 22.70 |
|    | 1945-49年生まれ | 384          | 76.30         | 18      | 19  | 29  | 21.75 |
|    | 1950-54年生まれ | 352          | 75.85         | 18      | 19  | 29  | 22.05 |
|    | 1955-59年生まれ | 325          | 75.08         | 18      | 20  | 30  | 22.53 |
|    | 1960-64年生まれ | 320          | 79.06         | 18      | 22  | 28  | 22.64 |
|    | 1965-70年生まれ | 383          | 73.11         | 18      | 21  | —   | 22.89 |
| 女性 | 1940-44年生まれ | 378          | 89.42         | 18      | 21  | 25  | 21.64 |
|    | 1945-49年生まれ | 441          | 89.80         | 18      | 22  | 25  | 21.57 |
|    | 1950-54年生まれ | 367          | 89.10         | 18      | 22  | 25  | 21.72 |
|    | 1955-59年生まれ | 340          | 87.94         | 18      | 21  | 24  | 21.73 |
|    | 1960-64年生まれ | 351          | 85.19         | 18      | 23  | 26  | 22.79 |
|    | 1965-70年生まれ | 422          | 73.70         | 19      | 24  | —   | 23.88 |
| 計  |             | 4378         |               |         |     |     |       |

\* 15歳から30歳までに生じた離家を対象とする。

出所：『全国家族調査』（1999年実施）を用いた筆者の分析。

が低い傾向にある。

このような近年のコーホートにおける離家の遅れおよび経験割合の低下要因として、結婚前の離家の遅れと晩婚化の2つが指摘されている(鈴木 1997, Suzuki 2001)。日本における離家は、男女ともに9割弱が進学、就職、結婚といったライフイベントを契機に生起している(国立社会保障・人口問題研究所 2001)。したがって、結婚時の離家の遅れは未婚化によって生じており、結婚前の離家の遅れは、進学および就職による離家が遅れる、もしくは生起しないことによって生じている。近年のコーホートで離家が生起しにくくなっているのはなぜであろうか。先行研究に挙げられている離家の規定要因を通して、このことを考察する。

## 1.2 離家の社会人口学的要因

データや方法論上の制約により、離家の規定要因については明らかにされていない点が多い。離家ではなく親子同居の規定要因についての研究は多くみられる(Kojima 1990, 岩上 1999, Suzuki 2001, 2002)。しかし、離家が親との同居から別居への状態の変化を伴う事象であるのに対し、親子同居は調査時点における居住状態を表している。そのため、親子同居の分析では世帯変動に関する明確な結論を導くことはできない。また、親同居の若者のなかには一度親の家を出て、再び親と同居している者も含まれるため、親との同別居を対象とした研究では離家行動が異なる対象を同時に分析してしまうこととなる。生命表分析やその1手法であるカプラン-マイヤー法を用いて、離家の分析を行っている研究もあるが(鈴木 1997, 安藤 2001)、生命表分析ではモデルで用いる説明変数の数が限られているため、離家要因に関する考察はいずれも限定されたものであり、記述的な段階に留まっているといえよう。以上のような制約を考慮した上で、離家行動を規定してきた要因について考察を行うこととする。

第一に、若年者の離家に影響を与えている要因として人口学的要因を挙げることができる。先行研究においては、きょうだい数が多いほど離家のタイミングが早くなることが指摘されている(安藤 2001)。また、きょうだい数が多いほど独身者が親と同居する確率が低下する傾向がみられる(Kojima 1990)。きょうだい数が多い場合、住宅事情や経済的理由から親や家族から早く自立することを求められるためである。また、日本では結婚後も1子は親と同居する傾向が根強いいため、家に留まることが期待される長男は離家の生起確率が低いことが知られている(Kojima 1990, 国立社会保障・人口問題研究所 1996)。しかし、少子化により長男比率が高まっているにも関わらず、近年のコーホートにおける男性の離家経験割合はむしろ上昇する傾向にある(表1参照)。こうした傾向は、よりサンプル規模の大きい『世帯動態調査』によっても確認されており、近年のコーホートでは長男でも一度は離家を経験する傾向へと変化してきている(国立社会保障・人口問題研究所 1996)。また、欧米では親の離婚経験が子の早期における離家を促進している(Aquilino 1991, Goldscheider & Goldscheider 1998)。特に、再婚家庭や連れ子が存在する家庭では、子の離家が早い傾向が顕著である(Goldscheider & Goldscheider 1998)。日本では親の離婚経験による影響を直接的に推定した研

究は存在しない。しかし、世帯主の配偶関係（片親か否か）と成人子との同別居の関係についてみると、20歳から24歳までの若年齢においては男女とも両親が揃っているほど、親との同居が促進される傾向が強く認められる（Suzuki 2001）。また、片親家庭を母子家庭と父子家庭に分けると父子家庭において成人子と親との同居割合が低い（Suzuki 2002）。また、安藤（2001）によれば、15歳以前における父親の死亡によって、1940年代に出生した男性の離家は促進される傾向にある。しかし、女性やその他のコーホートでは有意な関係がみられない（安藤 2001、永井 2001）。したがって、近年における離家の遅れには、少子化によるきょうだい数の減少や親世代の低い離婚率といった要因が影響しているといえる。

次に、離家に影響を与えてきた要因として教育水準を上げることができる。1960年代より70年代中頃まで大学・短大を合わせた高等教育への進学率が著しく上昇している。その後、80年代を通して進学率は一時停滞したものの、90年代に入り再び上昇傾向にある（文部科学省 2003）。大学卒の未婚男女は親と別居している確率が高い（岩上 1999）。進学時に離家を経験するためである。また、高等教育への進学は、進学による離家を促すばかりでなく、就職や結婚のタイミングに影響を与えることにより離家のタイミングを規定している。就職は男性の結婚前の離家の主要な理由である（国立社会保障・人口問題研究所 2001）。しかし、高等教育への進学により就職年齢が遅れるため、若年男性の就職による離家は遅れることとなる（鈴木 1997）。また、高等教育を受けた女性は晩婚傾向にあることが知られている（小島 1994）。大学への進学により、結婚市場への参入が遅くなることに加え、高学歴女性ほど結婚しにくい傾向にあるためである（Raymo 2003）。したがって、高等教育への進学は、男女ともに進学による離家を促すものの、男性の就職による離家や女性の結婚による離家を遅らせる効果をもつ。

離家に関する意思決定には、親の社会的・経済的な地位が重要な役割を果たしている。母親が専業主婦である場合には、就業している母親に比べて息子や娘との同居確率が高い（岩上 1999、Suzuki 2002）。専業主婦の母親は、子が成人した後も洗濯や炊事といった家事サービスを提供する傾向にあり、その傾向は特に娘に対して強く現れている（白波瀬 2001）。パラサイト・シングルを巡る議論では、こうした「居心地の良い親の家」が親同居の若者を増加させる一因であると指摘されている（山田 1999）。また、女性は世帯収入が高いほど晩婚傾向にあることが指摘されている（樋口&阿部 1999）。これも親の経済的余裕がパラサイト・シングルの成立要件であるとする山田（1999, p. 163）の見解に一致する。離家の遅れが顕在化した1960年代コーホートは、バブル期に離家年齢を向かえている。したがってバブル期における親世代の経済的余裕が、若者の離家を遅らせた一因となった可能性がある。しかし同時に、親は子の年齢が低く、遠方に住むほど生活費をはじめとする経済的援助をおこなう傾向にある（白波瀬 2001）。そのため、進学による離家をはじめとする若年齢における離家には、親からの経済的支援を受けられるか否かが重要な規定要因となるといえよう。

さらに、若年者の離家行動は居住地域によって大きく異なる。結婚前の離家の遅れは、主にコーホートに占める都市出生者の割合の上昇によって説明されている。近年のコーホートでは、コーホー

トに占める都市出生者の割合が高いため、男女とも進学や就職による結婚前の離家が生起しにくい傾向にある (Suzuki 2001)。

以上のような要因によって、近年のコHORTでは結婚前の離家が生起しにくくなっている。その結果、男女とも結婚まで親元に留まる者が増加しており (鈴木 1997)、晩婚化による初婚年齢の上昇が離家年齢の上昇を招いている。晩婚化による離家の遅れは、結婚による離家の割合が多い女性においてより顕著にみられるが、男性においてもわずかながら観察されるようになっている (Suzuki 2001)。このことは、男性においても結婚と同時に離家をする者の割合が増加していることを意味している (安藤 2001)。

## 2. 所得水準と離家行動に関する仮説

近年のコHORTにおける離家の遅れは、日本特有の現象ではない。第2次大戦以降、先進工業諸国では経済の順調な成長と共に若者の世帯形成が促進され、離家年齢は低下する傾向にあった。しかし1980年代に入ると、欧米諸国においても若者の親同居割合の増加や離家の遅れが報告されている (Goldscheider 1997, Cordon 1997)。欧米ではその原因として、高失業率に代表される若者の経済環境の悪化と家賃価格の上昇による住宅コストの高騰が挙げられている (Bianchi & Casper 2000)。

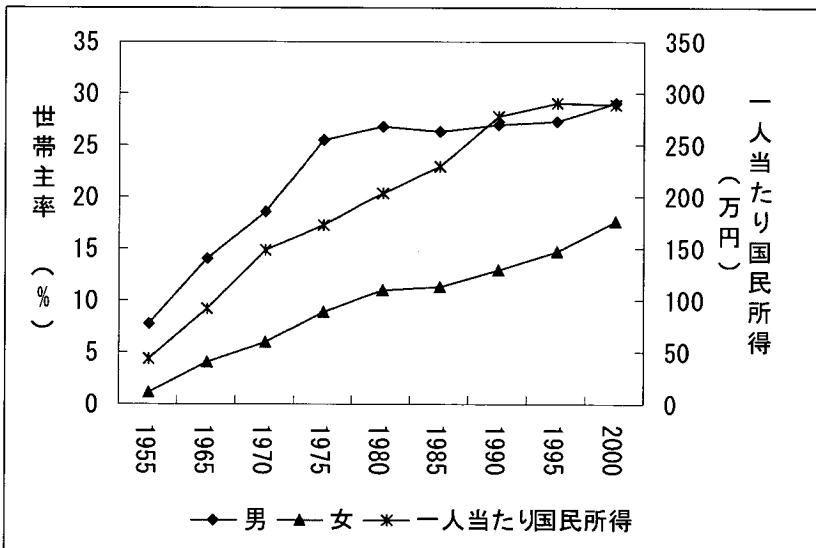
しかし、日本においては1980年代における若者の経済環境および住宅市場の動向は、それほど厳しいものではなかった。例えば、厚生労働省の発表している『職業安定業務統計』によると、1980年代の男女を合わせた新規求人倍率の平均は1.11倍と1970年代 (1.28倍) や1990年代 (1.33倍) に比べ低い値となっており、若者の就職がそれほど厳しいものではなかったことが伺える<sup>3</sup>。また、同じく厚生労働省の『賃金構造基本統計調査』によると、大卒男性の初任給は80年代を通して40.5%、高卒男性のそれは35.3%上昇しており<sup>4</sup>、消費者物価指数の「持家の帰属家賃を除く家賃」の上昇率である34.4%<sup>5</sup>よりも高い伸び率となっている。そのため、家賃価格の上昇が、若年者の賃金水準に比べて著しく大きかったとはいえない。また、こうした官庁統計に拠るまでもなく、1980年代の後半は日本中がバブル景気に湧いた時代であり、他の欧米諸国のように若者が経済的困難に直面していたとは考えにくい。経済環境は若者にとって好ましいものであったのにも関わらず、日本における世帯形成に遅れがみられたのはなぜであろうか。本節では高度経済成長期からバブル崩壊後の不況期までの期間における所得変動と若年者の世帯形成について考察し、所得水準が離家を決定するメカニズムについての仮説を提示する。

離家をして新たな世帯を形成する場合、若者は経済的自立を達成するか、さもなければ家族や政府からの移転収入を得る必要がある。一般に、子が別の世帯を構えることは、本人もしくは家族にとって同居よりもコストがかかることである。しかし、アメリカでは若者の所得が上昇するほど親との同居が減少することが知られている (Micheal, et. al. 1980, Pampel 1983, Avery, et. al. 1992)。1960年代以降のアメリカにおいて1人暮らしや非家族同居が増加した背景には、所得水準の上昇が関係している。欧米における居住形態の研究では、近代社会においてはプライバシーや自立といった価値観

が重視されるようになり、所得の上昇によってそれらの価値観を実現することが可能になったこと、またプライバシーや自立への選好が強まることによって、所得が所与ならば通常の財よりもそれらを得るために経済的資源が用いられるようになったことが指摘されている (Micheal, et. al. 1980, Goldscheider & Goldscheider 1987)。また、離家は子のみならず、その親にもプライバシーの確立を意味する。そのため、親の所得水準と子の離家との間にも正の関係が認められる (Avery, et. al. 1992)<sup>6</sup>。アメリカでは消費者需要 (consumer demand) の観点から所得水準の上昇と若者の世帯形成の関係が説明されている。

日本においても1950年代より、20歳から24歳の男女の普通世帯世帯主率<sup>7</sup>は一貫して上昇しており、所得水準の上昇と若年者の世帯形成に一定の関係が認められる (図1参照)。きょうだい数が多く、親世代がそれほど豊かではなかった1950年代、60年代には、欧米のようにプライバシーや自立を得るための手段として離家が促されたという消費者需要の側面からの説明が可能である。1世帯あたりの平均世帯人員数は戦後より一貫して減少傾向にある。1960年代までは1世帯あたりの平均世帯人員数が多く、世帯員1人当たりの居住空間は現代の半分以下であった<sup>8</sup>。そのためプライバシーを確保できるより広い空間を得るために、経済的に自立した子が家を出ることは、親子の両世代にとって合理的な選択であったのではないだろうか。また、この時代の離家には、伝統的な一子継続規範が部分的に寄与していたとも考えられる。一子残留型の直系家族では、あととり以外の成員を速やか

図1 20-24歳の性別普通世帯世帯主率<sup>注1)</sup>と1人当たり国民所得<sup>注2)</sup>の推移



注1：性、年齢別人口のうち世帯主である者の割合。1965年以前については1%抽出結果。1970, 75, 85年については20%抽出結果。

注2：要素費用表示の国民所得を総人口で割ったもの。GDPデフレーターによって調整済み。

出所：総務省統計局『国勢調査報告』、内閣府経済社会総合研究所『国民経済計算年報』

に離家させることが家族の発達過程において重要な課題であったからである（安藤，2001）。こうした規範を親子が受け入れることで、子の離家についての意思決定が円滑に行われていたものと思われる。そのため1950年代、60年代の高度経済成長期には、所得水準の上昇による経済的余裕（economic affluence）が若年男性の経済的自立を可能とし、結婚をはじめとする世帯形成を促す作用をもったと考えることができる<sup>9</sup>。これを第1の仮説とする。

日本では1970年代以降、若年者の離家に遅れがみられることが指摘されている（国立社会保障・人口問題研究所 2001）。図1においても、1975年以降では若年男性の世帯主率の上昇が急激に鈍化しているのが明らかである。所得水準の上昇にも関わらず、1970年代後半以降より若者の離家が抑制されるようになったのはなぜであろうか。パラサイト・シングルの提唱者である山田（1999）は、居心地の良い親の家が、親子の同居を長引かせ、ひいては結婚を遅らせる原因となっていると論じている。欧米においても快適な親の家が若者の離家を遅らせているという同様の議論が展開されており（Schnaiberg & Goldenberg 1989, Rossi 1997）、親の収入が多い場合に子の世帯形成による離家が阻害される傾向がみられる（Goldscheider & Goldscheider 1998, Wittington & Peters 1996）。親の所得水準の上昇と離家の遅れとの関係はどのように説明できるのであろうか。

若者は定位家族の経済環境に適応することによって、自らの期待する生活水準を無意識に形成する（Easterlin 1980）。アメリカの経済学者であるEasterlin（1980）は、期待する生活水準に対して、それを実現できる見込みが高ければ、若い男女は結婚して子どもを持つようとするため出生は促されると説明した。Easterlinは、青年の両親の過去における所得を分母、青年男子の最近の所得経験を分子とする比を「相対所得（relative income）」と名付け、この概念を出生力変動を説明する際に用いている。親元における所得水準は、若者の相対所得を左右することによって離家行動に影響を与えているのではないか。年功序列という賃金体系に構造的な変化がなく若者の賃金水準が一定であるとすれば、親元における所得水準の上昇は若者の期待する生活水準を上昇させ、やがてかれらの相対所得を低下させる作用を生じるであろう。さらに、親元での生活水準の上昇に伴い、若者の標準的な生活水準が上昇しているため、離家後の新生活を開始するに当たり、冷蔵庫、洗濯機、テレビといったより多くの耐久消費財が必要となり、離家の初期投資額が上昇する。また、高い生活水準を維持するためにはより多くの生活費や交際費を必要とするため、離家をして自立した生活を営む費用が上昇することとなるであろう。その結果、豊かな親元を離れることは若者にとって損失が大きいと感じられるようになり、世帯形成は抑制されることとなる。以上をまとめると、若者の賃金水準が一定である場合、親元における所得水準が高いほど離家の便益（benefit）は低下し、費用（cost）が上昇するという第2の仮説が成立する。

しかし、若年者の賃金水準が一定であるとする仮定は、相対所得の分子を所与であると仮定するに等しく、概念を正確に反映しているとはいえない。なぜならば若年者の潜在的な稼働能力が変化することによって、相対所得も変動するためである。例えば、景気変動は若者の潜在的な稼働能力に影響を及ぼす。石油ショックやバブル崩壊による景気の後退局面においては、新規採用が縮小し、若者の



就職が困難となる。また、将来に対する経済的な見通しが暗くなるので、若者は自らの潜在的な稼得能力を低く評価する。そのため離家が抑制されるであろう。一方、高度経済成長期やバブル期の好況局面では、新規雇用が拡大し若年者の雇用環境が好転する。さらに将来に対して楽観的な見通しが広がり、若者が自らの潜在的な稼得能力を高く評価することになる。よって、離家や結婚が促され、世帯形成が促進されるであろう。そこで若者の潜在的稼得能力が高い時に離家は促進され、低い時に離家は阻害されるという第3の仮説を提示する。

本論文では以上の3つの仮説について検証する。分析では個々の家庭の所得水準の影響を考察するのではなく、コーホートごとに異なる時系列の所得変動が、個人の離家行動に与える影響を推定する。また、所得変動の影響は先に考察した人口学的要因、教育水準、親の社会経済的地位、居住地域といった属性によって統制し、これらとは独立の影響を与えているのかを検証していく。

### 3. データと分析法

#### 3.1 データ

分析では前出の『全国家族調査 (NFRJ98)』の個票データを用いる。NFRJ98は、日本家族社会学会・全国家族調査研究会によって1999年1月から2月に実施された全国サンプリング調査である。層化多段抽出法により抽出された満28歳から77歳(1998年12月時点)の男女10,500人をサンプル対象としている。調査は訪問留置法にて行われ、有効回答数は6,985票(有効回答率66.5%)である。

NFRJ98は、離家、就職、結婚、出産、子の結婚、親や配偶者の死などといったライフイベントについて、その経験の有無ばかりではなく経験した時点の情報を収集している遡及的調査(retrospective survey)である。NFRJ98では「(進学、就職、結婚、兵役などによって)1年以上親元を離れて暮らしたこと」を離家と定義している。離家経験が複数回に及ぶ場合は、最初の離家が生じた時期について回答を得ている。本研究では1940年以後に生まれた男女を対象に15歳から30歳までに生じた最初の離家についての分析を行う<sup>10</sup>。そのため、1955年から99年までの45年間に生じた離家行動を考察することとなる。サンプル対象の離家経験割合や離家年齢については表1を参照されたい。

#### 3.2 分析法

分析手法はイベントヒストリー分析(event-history analysis)を用いた。イベントヒストリー分析とは、結婚や離婚などのように個人の地位や属性、状態の変化を伴う事象をイベントとみなし、イベントが生起するまでの時間を多変量回帰モデルにより推定する一連の分析手法である。元来、医療統計などにおいて死亡の分析に用いられていたことから生存分析(survival analysis)とも呼ばれる(Allison 1995)。イベントヒストリー分析では、ハザード率(hazard rate)の概念を用いる。ハザード率とは、ある時点でイベントが生じたサンプル数を同時点においてイベント生起のリスクをもつ

サンプル数で除した比率である。つまり、時点  $t$  においてイベント生起のリスクを持つ者がイベントを経験する確率と言い換えることができる。ハザード率は実測される変数ではないが、イベントの生起とその時機（タイミング）の両方を反映して値が決定される。ハザード率を分析することにより、時間および共変量（独立変数）がイベントの生起に対して与える影響力を推定することが可能となる（山口 2001-2002）。

イベントヒストリー分析の特徴は、打ち切り例（censoring）や時間依存の共変量（time-varying covariates）を分析に反映できる点にある。打ち切り例とは、観察期間中にイベントが生起しないケースを指す。打ち切り例はリスク期間の終了によって生起する。例えば、初婚後20年間における離婚を分析する場合、20年間離婚しなかったサンプルは打ち切り例として扱われる。また、初婚10年目に配偶者と死別したサンプルは、その時点で初婚における離婚のリスクがなくなるため、これも打ち切り例として扱われる。対象者の過去の出来事について質問するような遡及的調査においては、調査自体がリスクの終了時点となることもある。イベントヒストリー分析では、打ち切り例についても打ち切りとなるまでの共変量の影響をモデルに反映することができるため、情報の損失を少なくすることができる。

時間依存の共変量とは、時間の経過により値を変える変数のことである。現実世界では多くの事象が時とともに変化する。性別や人種といった一部の生得的な属性を除けば、年齢、教育水準、職業、結婚、出産、経済変動など多くの事象が時間依存の共変量であるといえる。より現実に対応したモデルを構築するためには、これらの変数の時間依存性をモデルに取り込む必要がある。イベントヒストリー分析の最も重要な利点は、まさに観察期間における独立変数の値の変化を許容できる点にあるといえる。

イベントヒストリー分析にはいくつか種類があるが、本稿では年齢を時間軸とする離散時間ロジット・モデル（discrete-time logit model）を用いる。離散時間ロジット・モデルでは、人別年齢別に変換したパーソン・イヤー形式（person-year format）のデータに、最尤法（maximum likelihood）によるロジスティック回帰分析をおこなうことでパラメーターを推定する。モデルのパラメーター推定式は以下のように表せる。

$$\log\left(\frac{P_{it}}{1-P_{it}}\right) = a_t + b_1x_{it1} + \dots + b_kx_{itk} \quad (1)$$

$P_{it}$ ：個人  $i$  が時点  $t$  においてイベントを経験する確率、 $a_t$ ：時点  $t$  における切片、

$b_k$ ：変数  $x_k$  の回帰係数、 $x_{itk}$ ：個人  $i$  の時点  $t$  における変数  $x_k$  の値

分析を行うにあたり、まず NFRJ98 の個票データを15歳から離家を経験した年齢もしくは打ち切り例となった年齢までの人別年齢別データに変換した<sup>11</sup>。その後、各サンプルに対応する年度のマクロ統計データを結合した。分析に用いたマクロ統計データは、1968年版国民経済計算基準（SNA68）より算出した一人当たり国民所得<sup>12</sup>と消費者物価指数の「持家の帰属家賃を除く家賃」の値である。

#### 4. 分析モデル

分析モデルにおいては人口学的要因、教育水準、親の社会経済的地位、居住地域、所得水準、コーホート、年齢の7つの概念を離家の説明要因として用いる。モデルでは先に提示した仮説群を検証するため、マクロの所得水準が離家行動に与える影響を推定する。親元における所得水準を表す変数として、15歳時の1人当たり国民所得を用いる。しかし実数ではなく、1955年の1人当たり国民所得に対する増加率を用いる。そのため、この変数の値は西暦何年に15歳になるかによって決定され、時間を経ても変化しない変数として扱われる。この変数を「15歳時の国民所得水準」と名付けることとする。15歳時の国民所得水準の値が大きいほど1955年と比較して、豊かな社会であるということになる(図2参照)。Easterlin(1980)の相対所得仮説によれば、若者が期待する生活水準は定位家族における消費生活の水準に応じて形成される。つまり、親元での生活水準が高いほど、子の期待する生活水準も高くなる。ここでは、若者の期待する生活水準が15歳時の所得水準によって決定されると仮定する。そのため、1955年から99年までの期間でみると、15歳に達するのが遅いほど、若者は高い生活水準を期待するという関係が成り立つ。なお、1955年をベースとしたのは、分析の対象とするサンプルが最も早く15歳に達するのが1955年であるからである。

離家に対する所得水準の効果は、15歳時の所得水準と15歳以降の所得水準の変動との組み合わせによって決定されるものと仮定する。例えば、15歳時の国民所得水準が高い場合は、若者の期待する生活水準が高いために離家が生起しにくくなる傾向があると予測される(仮説2)が、その後も国民所得の伸びが順調に続くならば、離家が促進されるであろう(仮説3)。このような15歳以降の所得水準の変動をモデルに反映させるため、サンプルが15歳から19歳、20歳から24歳、そして25歳か

図2 1955年比1人当たり国民所得の成長率の推移

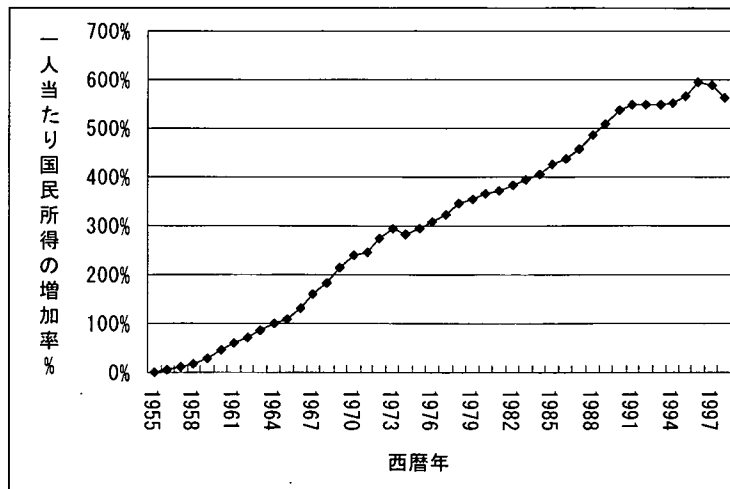
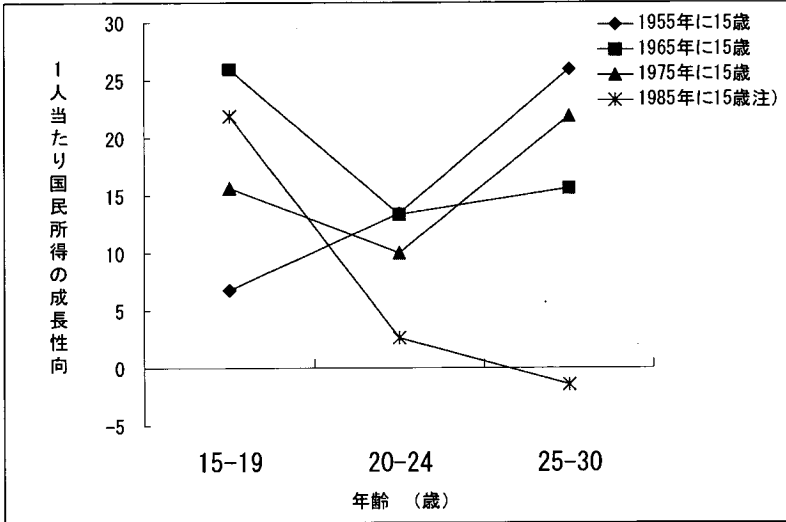


図3 15歳到達コーホート別1人当たり国民所得の成長性向



注：データ入手の都合により1985年に15歳になったコーホートについては25-28歳の値を用いている。  
出所：内閣府経済社会総合研究所『国民経済計算年報』より算出。

ら30歳である時の各5年間（もしくは6年間）における国民所得水準に回帰直線を当てはめ、その係数を国民所得水準の成長性向と定義した（図3参照）。

図3を例に説明すると、1955年に15歳に達した人々は石油ショック前に30歳を迎えるため、高度経済成長によって、年齢が上がるに伴って所得水準の上昇率が大きくなる。一方、1965年に15歳に達した人々が15歳から19歳を向かえるのは、高度経済成長期の後半である。そのため、10代の後半には非常に高い所得水準の上昇を経験するが、20歳から24歳の時には2度にわたる石油ショックで経済が停滞し、所得水準の成長性向は非常に低くなる。そして25歳から29歳の時にはバブル前の安定成長経済の下、中程度の所得成長を経験する。最も極端な所得水準の変動を経験しているのが、1985年に15歳となったコーホートである。バブル期の絶頂に思春期を過ごしたかれらは、15歳から19歳の時には、非常に大きな所得水準の上昇を経験している。しかし、バブルの崩壊とともに日本経済が低成長期に入り、20歳代前半においては、所得水準の伸びはほぼゼロとなっている。さらに不況が長引いた結果、20歳代の後半には所得水準の成長がマイナスに転じている。見易さを重視したため、図3では4本の折れ線グラフしか描いていないが、各年齢段階における所得変動はサンプルが15歳に達した西暦年によって異なる。そのため、この変数の値は1955年から1985年までの31年分のパターンをもつ。

先に提示した仮説は、所得水準の固定効果（15歳時の国民所得水準）と変動効果（15歳以降の国民所得水準の変動）が離家の生起確率にどのような影響を及ぼすのかを検証するものである。仮説1および仮説2がともに実証されるならば、親元における所得水準が離家に与える影響は逆U字型の

2次曲線として近似できるものと予測される。一方、所得水準の変動効果はその2次曲線の効果を促進もしくは抑制する作用をもつであろう。離家の生起オッズを所得水準の関数として表すと、その式は以下に表すことができる<sup>13</sup>。

$$\log\left(\frac{P_{it}}{1-P_{it}}\right) = a_t + b_1x_{i1} + b_2x_{i1}^2 + b_3x_{i1}x_{i2,t2 \rightarrow t2+4} + \sum_3^n b_k x_{itk} \quad (2)$$

$p_{it}$  :  $t-1$  歳時まで離家を経験していない個人  $i$  が  $t$  歳時に離家を経験する条件付確率,

$a_t$  :  $t$  歳時の切片,  $x_{i1}$  : 個人  $i$  の15歳時の国民所得水準,

$x_{i2,t2 \rightarrow t2+4}$  : 個人  $i$  が  $t2$  歳から  $t2+4$  歳時の国民所得の成長性向,  $b_k$  : 変数  $x_{itk}$  の回帰係数,

$x_{itk}$  : 個人  $i$  の  $t$  歳時における変数  $x_k$  の値

また、モデルでは年齢をダミー変数として投入し、離家の年齢別ハザード率を推定する。先行研究より離家の年齢別ハザード率はコーホートによって異なることが予測される。そのため、交互作用を取ることでコーホート別年齢別の離家生起ハザード率を推定する。また、統制変数としてきょうだい数、出生順位、15歳時までの片親の死亡経験（人口学的要因）、短大・大学への進学（教育水準）、父親の高等教育の有無、15歳時の父親の職業（以後15歳時父職と呼ぶ）（親の社会経済的地位）、居住地域、そして年齢、コーホートを投入する。こうした個人属性に関わる変数を統制した上で、所得変動が離家に与える影響について検証する<sup>14</sup>。

## 5. 分析結果

離散時間ロジット・モデルによる推定の結果、男女ともに15歳時の国民所得水準とその2乗のパラメーターが1%水準で統計的に有意となった（付表1参照）。このことは1955年から95年までの期間では、15歳時の国民所得水準が離家の生起オッズに与える影響が2次曲線によって近似できることを意味している<sup>15</sup>。

モデルで得られたパラメーターに、各年の15歳時の国民所得水準の値、および各年齢段階における国民所得の成長性向を代入したところ、国民所得の水準と離家の変動は図4-a, b, cのように表せることが明らかとなった。図4-aは横軸に各西暦年における1人当たり国民所得の水準を表し、縦軸に離家の相対オッズ比（relative odds ratio）を表している。ここでいう相対オッズ比とは、1955年に15歳となった者に対して、それ以降に15歳となった者がどれくらい離家を経験しやすいのかを表している。そして、この図は他の統制変数による影響が一定であった場合に、所得水準の格差によって各年の相対オッズ（離家の経験しやすさ）がどれだけ異なるのかを表している。例えば、1966年の1人当たり国民所得は1955年よりも32.5%高い（非表示）。この所得水準の格差によって、1966年に15歳となった男性は、1955年に15歳となった男性の約2倍、15歳から19歳における離家を経験しやすくなっている（図4-aのA点参照）。国民所得の成長性向は、15歳から19歳、20歳から24歳、25歳から30歳の各年齢段階で測定している。そのため、国民所得の水準と離家の関係を各年齢段階ごとに図示した。20歳から24歳の離家については図4-bを、25歳から30歳における離家については

図 4-a 15歳時の所得水準による離家オッズの変化：15-19歳

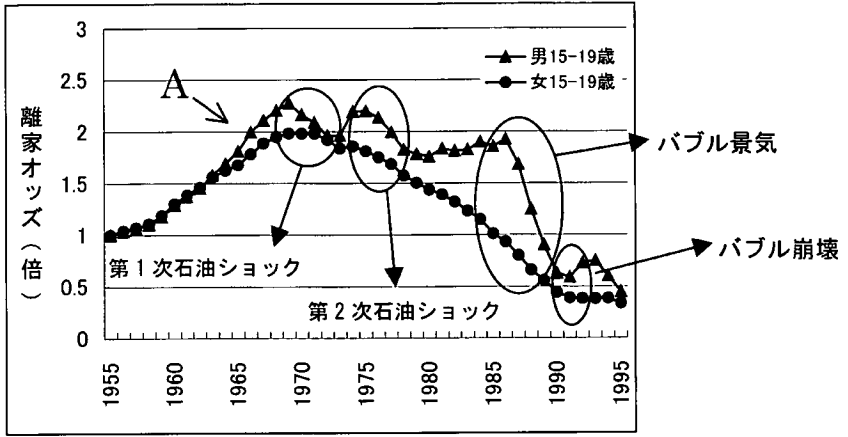


図 4-b 15歳時の所得水準による離家オッズの変化：20-24歳

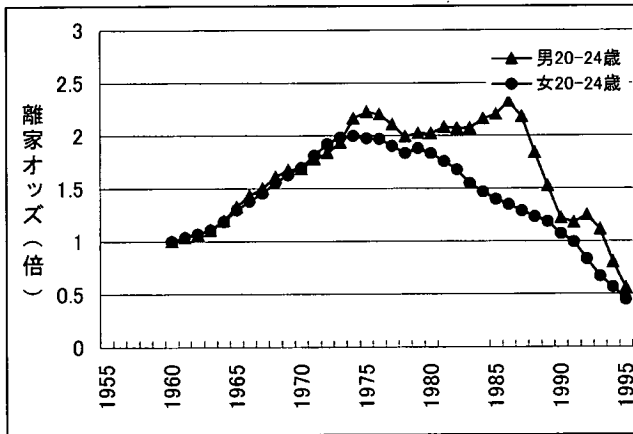


図 4-c 15歳時の所得水準による離家オッズの変化：25-30歳

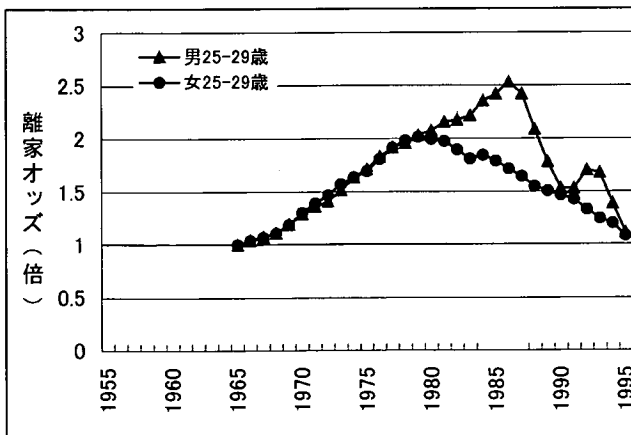


図 4-c を参照されたい。なお、実際のデータでは 1985 年に 15 歳となる者が最も若いサンプルとなるので、図 4-a の 1986 年以降の値および図 4-b の 1991 年以降の値は回帰式で得られたパラメーターを用いた外挿値となる。

図 4-a, b, c の各グラフから明らかなように、仮説 1 および仮説 2 で設定した親元における所得水準が離家に与える影響は、逆 U 字型の 2 次曲線によって近似できることが実証された。また、所得水準による離家オッズの推移は、男性において顕著な変動を示している。各年齢段階ごとに異なるこれらの変動について考察してみる。

図 4-a に示したように、15-19 歳の若年男性の離家は 2 回にわたる石油ショックやバブルなどの景気変動による影響を顕著に受けている。例えば 1955 年以降、男性の離家は 15 歳時の国民所得水準が高いほど促進される傾向がみられた。しかし、第 1 次石油ショックが起きる 1973 年、および第 2 次石油ショックの起きる 1978 年に 15 歳から 18 歳を向えるコーホートでは離家オッズの低下がみられる。第 1 次石油ショックでは、後に離家のオッズが回復しており、その影響が景気の落ち込みによって生じた雇用の縮小などによる短期的なものであったことがわかる。しかし、第 2 次石油ショック以降は、相対オッズ比の回復がみられず、むしろこれをきっかけに相対所得の低下による離家オッズの低下が促されたものと思われる。1980 年から 86 年に 15 歳を向えるコーホートでは、離家オッズの低下に歯止めがかかり、やや回復される傾向がみられる。バブル期の好景気によって、若年男性の進学による離家や就職による離家が促進されたためと思われる。

図 4-b および図 4-c をみると、20 歳以上の男性の離家は 2 回の石油ショックによる影響をそれほど大きく受けていない。15 歳時の国民所得水準の上昇により、20 歳から 24 歳の男性は 1970 年代中盤まで、25 歳から 29 歳の男性は 1980 年代の終盤までそれぞれ離家が促進される傾向があった。このことは、若年者の離家のほうが景気変動などによる短期的な経済環境の変化に敏感に反応していることを示している。また、図 4-b と図 4-c においては、1980 年から 86 年に 20 歳となった男性（図 4-b 参照）と 25 歳となった男性（図 4-c 参照）の離家が促進される傾向がみられる。これは 15 歳から 19 歳の男性の離家と同じくバブル景気による影響である。バブル期にみられた実質可処分所得の上昇は、将来に対する楽観的な見通しを生み、若者の潜在的な稼働能力を高く評価することとなった。このことが親元での所得水準の上昇による若者の相対所得の低下を一時的に緩和し、男性の離家を高い水準に保ったと考えることができる。こうした傾向は年齢段階が高い男性ほど強まることが明らかであり、経済成長の動向が男性の結婚による家族形成に重要な影響を与えていることが示唆される。また、1960 年代出生コーホートの男性の離家の遅れが女性ほど顕著ではないのは、バブル景気によって就職や結婚時における離家が促進されていたからといえるのではないかと。

しかし、バブル崩壊後の 1990 年以降になると、すべての年齢段階において男性の離家が著しく抑制されている。この理由としては、バブル崩壊後の景気の後退により 1 人当たり国民所得の成長性向が鈍化し、将来に対する経済的な見通しが悲観的になったことが挙げられる。また、若い年齢段階ほど離家オッズの低下割合が大きい（15-19 歳：-53.1%、20-24 歳：-34.4%、25-30 歳：-29.8%）

ことから、経済環境の悪化によって特に若年男性の離家が阻害されたことが明らかである。また、こうした経済環境の変動要因のみならず、親元における所得水準もバブル後の離家オッズの著しい低下に寄与しているものと思われる。バブル期には個人消費の「力強い盛り上がり」がみられ、多様化、高級化に特徴づけられる家計の消費支出が、あらゆる所得階層、年齢層において拡大した（経済企画庁 1989）。そのため、このような世帯の消費行動を反映し、バブル期に思春期を迎えた若者は、かなり高い期待生活水準を自己に内面化したものと思われる。その結果、男性が自らの期待する生活水準を達成することは一層困難となった。バブル崩壊以降の離家オッズの著しい低下は、経済環境の悪化という変動要因と親元における所得水準の上昇という固定効果が合わさった結果、若者の相対所得が著しく低下したために生じたといえよう。なお、1992年、93年に15歳もしくは25歳に達した男性では離家オッズが一時的に上昇している。これはバブル崩壊後、横ばいで推移していた1人当たり国民所得が1996年、97年に上昇したことによる。しかし、20歳代前半では就職には遅く、結婚には早いためか離家オッズの上昇は限定的なものに留まっている。

一方、女性にはこのような景気変動による影響はみられない。男性と同じように1955年から1970年代の終わりまでは、女性の離家は所得水準の上昇に伴って促進されている。しかし、1950年代中盤に出生したコーホートより、所得水準の上昇は一貫して離家を抑制する方向に作用している。その結果、1960年代出生コーホートにおける女性の離家の遅れが顕著にみられるようになった。このことは女性においては期待生活水準のみが離家を規定する要因となっており、その後の所得水準の変動は離家に影響を与えないことを意味している。この理由としては、(1)女性の賃金が男性ほど景気循環による影響を受けないこと、(2)女性は経済的稼得者（bread winner）としての役割を男性に期待するため、経済環境の変化を自らの潜在的な稼得能力と結びつけて判断しないこと、(3)女性にとって結婚まで親元に留まることは規範的行動であり、自らの収入が増えたからといって離家をしようとは思わないことなどが考えられる。先行研究において女性の離家の半数以上が結婚によるものであること（国立社会保障・人口問題研究所 2001）や、未婚女性の親との同別居には収入による影響がみられないこと（岩上 1999）を考慮すると、第3の理由が最も当てはまりそうである。

以上の結果より、若者の離家は国民所得の水準やその成長性向という外的な機会構造の変化に対して、敏感に反応することが明らかとなった。経済の成長段階においては、所得水準の上昇とともに世帯形成が促進されるのに対し、経済の成熟段階においては親元における所得水準が高いほど離家の効用が低下し、費用が上昇するというメカニズムが働いている。したがって、仮説1および仮説2が男女ともに実証された。そして、仮説3—若者の潜在的稼得能力が高い時に離家は促進され、低い時に離家は阻害される—は、男性にのみ成立することが明らかとなった。

## おわりに

本論文では、高度経済成長期以降における若年者の離家行動とマクロレベルの所得変動との関係について考察した。日本における若年者の離家行動は、経済の成長段階においては所得水準の上昇とと



もに促進される傾向がみられたが、1970年代以降の成熟段階に入ると所得水準の上昇にも関わらず停滞することとなった。本稿では消費者需要ならびに Easterlin の相対所得の概念を用いて、個人の離家行動とマクロレベルの所得変動との関係を説明する仮説を提示した。さらに NFRJ98 の個票データと1人当たり国民所得を用いて、イベントヒストリー分析による実証分析を行った。

分析の結果、若者が従属者として世帯にいるときの所得水準と離家行動の間に2次曲線の関係が示され、豊かな社会が実現するほど若者の離家は遅くなる傾向が確認された。しかし、男性の離家は生産者として労働市場に参入してからの所得水準の変化に敏感に反応するのに対して、女性の離家は15歳時の所得水準にのみ依存することが明らかになった。この結果は、経済的自立が男性の離家の重要な規定要因であるのに対し、女性は結婚まで親元に留まることが規範的であり、稼働能力が増しても離家をしないというパターンが、近年まで持続していたことを示唆している。また、本分析において得られた知見は人口学的要因、教育水準、親の社会経済的地位、居住地域といった社会人口学的要因による影響を統制した上で得られたものであるため、親元における生活水準の上昇ならびに長引く経済不況による若者の相対所得の低下が、近年のコーホートにおける離家の遅れを説明する有力な要因であることを示している。したがって、パラサイト・シングル仮説を検証する上では、このような相対所得の低下による離家の遅れが、婚姻行動とどのような関係をもつのかについて検証していく必要があるだろう。

しかし、所得が離家に与える影響については、本来ならばパネルデータ等を用いて個人レベルの所得変数を用いるのが望ましい。本稿においてマクロレベルの所得変数を用いたのは、世帯形成に関する動態データが決定的に不足しているためである。今後の研究発展のためには、より高度な分析に耐えうるデータが望まれる。なお、離家の社会人口学的要因について考察した文献については、拙稿を参照されたい(福田, 2003)。

## 注

- <sup>1</sup> NFRJ98 データ使用にあたっては、日本家族社会学会全国家族調査委員会ならびに東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターから調査個票データの提供を受けた。
- <sup>2</sup> 離家の対象年齢を15歳からとしたのは、それ以下の年齢では養子縁組や疎開など本人の意思決定とは無関係な離家が多いものと判断したためである。また上限を30歳としたのは、本稿で対象とするのが若者の世帯形成であることと、一番若いサンプルが28歳であることから、コーホート間の比較がなるべく偏りなく行われるようにするためである。15歳以前に離家を経験した者の割合は1940年から70年出生男女の1.4%である。
- <sup>3</sup> 総務省統計局の行った『労働力調査』によると、15歳から24歳の男女計の失業率は、1970年代の平均が2.83%、1980年代の平均は4.57%、1990年代の平均は5.98%と、1980年代の若年者失業率はそれほど低い値を示していない。しかし、新規求人倍率が低かったことを考慮すると、1980年代には自発的離職による失業が多かったと思われる。
- <sup>4</sup> 企業規模計の値。
- <sup>5</sup> 全国平均の値。
- <sup>6</sup> ただし Avery ら (1992) の研究では、親の所得は子の年齢が高いとき (20歳代の後半) にのみ、子の離家に正の影響を与えている。

- 7 普通世帯とは、「居住と生計を共にしている人の集まり」と「一戸を構えて住んでいる単身者」（単独世帯）を合計したものをいう（総務省統計局『国勢調査報告』より）。
- 8 総務省統計局の『国勢調査報告』によると平均世帯人員数は2000年の2.70人に対して、1960年では4.52人となっている。また、1998年の世帯人員一人当たりの居住空間は1968年の2.08倍となっている（総務省統計局2000）。

付表1 離散時間型ロジット・モデルによる性別離家決定要因の分析

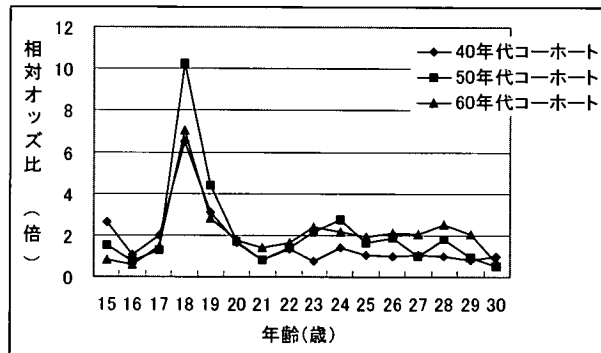
| 変数                           | 男性          |       |        | 女性          |       |        |
|------------------------------|-------------|-------|--------|-------------|-------|--------|
|                              | B           | S.E.  | Exp(B) | B           | S.E.  | Exp(B) |
| 1. 人口学的要因                    |             |       |        |             |       |        |
| きょうだい数                       | 0.133***    | 0.022 | 1.14   | 0.101***    | 0.019 | 1.11   |
| 15歳時までに片親の死亡                 | 0.069       | 0.127 | 1.07   | -0.164      | 0.121 | 0.85   |
| • 出生順位 (vs 長男・長女以外)          |             |       |        |             |       |        |
| 長男・長女                        | -0.394***   | 0.071 | 0.67   | -0.014      | 0.065 | 0.99   |
| 長男・長女不明                      | -0.348***   | 0.116 | 0.71   | -0.020      | 0.100 | 0.98   |
| 2. 教育水準                      |             |       |        |             |       |        |
| 短大・大学進学経験あり                  | 0.683***    | 0.076 | 1.98   | 0.141**     | 0.068 | 1.15   |
| 3. 親の社会経済的地位                 |             |       |        |             |       |        |
| • 父親の学歴 (vs 父・初中等教育)         |             |       |        |             |       |        |
| 父・高等教育                       | 0.030       | 0.092 | 1.03   | 0.001       | 0.081 | 1.00   |
| 父・高等教育不明                     | 0.124       | 0.102 | 1.13   | 0.219**     | 0.088 | 1.24   |
| • 15歳時父職 (vs 常雇の一般従業)        |             |       |        |             |       |        |
| 15歳時父・経営・管理職                 | 0.050       | 0.082 | 1.05   | 0.061       | 0.073 | 1.06   |
| 15歳時父・農林漁業                   | -0.076      | 0.096 | 0.93   | 0.144*      | 0.082 | 1.15   |
| 15歳時父・自営                     | -0.282***   | 0.104 | 0.75   | -0.093      | 0.084 | 0.91   |
| 15歳時父・臨時・不明                  | -0.034      | 0.159 | 0.97   | 0.455***    | 0.136 | 1.58   |
| 5. 居住地域<br>(vs 県庁所在地 or 大都市) |             |       |        |             |       |        |
| 農村・山村・漁村出身                   | 0.499***    | 0.089 | 1.65   | 0.580***    | 0.078 | 1.79   |
| 地方小都市出身                      | 0.321***    | 0.078 | 1.38   | 0.304***    | 0.069 | 1.36   |
| 6. マクロ経済変数                   |             |       |        |             |       |        |
| 15歳時国民所得水準                   | 0.537***    | 0.207 | 1.71   | 0.654***    | 0.175 | 1.92   |
| 15歳時国民所得水準の2乗                | -0.119***   | 0.041 | 0.89   | -0.150***   | 0.036 | 0.86   |
| 15歳時国民所得水準<br>× 国民所得成長性向     | 0.005**     | 0.002 | 1.01   | -0.001      | 0.002 | 1.00   |
| 家賃指数成長性向                     | 0.054       | 0.061 | 1.06   | -0.046      | 0.056 | 0.96   |
| 定数                           | -3.990***   | 0.428 | 0.02   | -2.782***   | 0.460 | 0.06   |
| イベント数                        | 1,322       |       |        | 1,712       |       |        |
| person-year 件数               | 15,228      |       |        | 16,785      |       |        |
| Chi-square                   | 1024.354*** |       |        | 1028.521*** |       |        |
| 自由度                          | 64          |       |        | 64          |       |        |

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.10

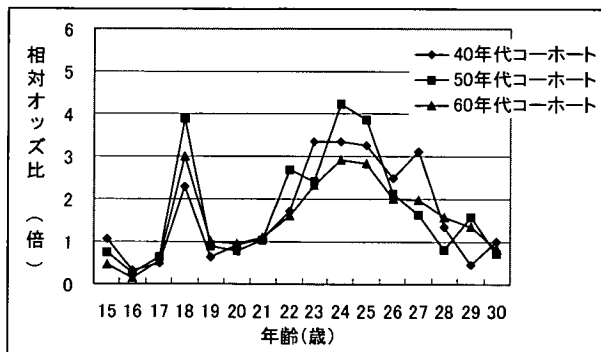
注：出生コーホート別年齢ダミー変数も上記のモデルで同時に推定した。結果については付図1-a, b 参照のこと。

- <sup>9</sup> ただし、欧米ではプライバシーや自立を得るための離家が一人暮らしや、同棲をはじめとする非家族同居への移行であったのに対し、日本では1人暮らしか結婚への移行であったという違いがある。
- <sup>10</sup> 離家の対象を15歳から30歳に限定した理由については、脚注2を参照せよ。
- <sup>11</sup> 人別年齢別データへの変換法については、Allison (1995) や Blossfeld と Rohwer (2002) を参照のこと。
- <sup>12</sup> 国民所得は年度ベースの値を用い、GDP デフレーターによって調整した。
- <sup>13</sup> 式中の  $t$  は 0 から 15 までの値をとる。ただし、 $t_2$  は 0, 5, 10 の 3 つの値しかとらない。
- <sup>14</sup> 「15歳時の国民所得水準」の値は出生年度によって決定されるため、コーホート効果を反映している。しかし同時に、その値は1人当たり国民所得の成長率によって算出されているため、マクロレベルの所得変動を反映しているといえる。
- <sup>15</sup> この結果は、モデルに投入した人口学的要因、教育水準、親の社会経済的地位、居住地域、コーホート、年齢を統制した上で得たものである。各統制要因の分析結果については付表1および付図1-a, bに示した。紙幅の都合により、本稿ではこれらについての詳細な解釈を行うことはできない。しかし、各係数は概ね先行研究の結果を支持するものとなっている。

付図 1-a 年齢別離家の相対オッズ比：男



付図 1-b 年齢別離家の相対オッズ比：女



参考文献

Allison, Paul D.. 1995. *Survival Analysis Using the SAS System*. Cary: SAS Institute Inc.

Aquilino, William S.. 1991. "Family Structure and Home-Leaving: A Further Specification of the Relationship."

- Journal of Marriage and the Family* 53: 999-1010.
- Avery, Roger, Frances Goldscheider, and Alden Speare. 1992. "Feathered Nest/Gilded Cage: Parental Income and Leaving Home in the Transition to Adulthood." *Demography* 29: 375-88.
- Bianchi, Suzanne M., and Lynne M. Casper. 2000. "American Families." *Population Bulletin* 55(4): 3-43.
- Blossfeld, Hans-Peter, and Gotz Rohwer. 2002. *Techniques of Event History Modeling: New Approaches to Causal Analysis. Second Edition*. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates, In., Publishers.
- Cordon, Juan. A. F.. 1997. "Youth residential independence and autonomy: A comparative study." *Journal of Family Issues* 18(6): 576-607.
- Easterlin, Richard A.. 1980. *Birth and Fortune: The Impact of Numbers on Personal Welfare*. New York: Basic Books, Inc., Publishers.
- Goldscheider, Frances K.. 1997. "Recent Changes in U.S. Young adult living arrangements in comparative perspective." *Journal of Family Issues* 18: 708-724.
- Goldscheider, Frances K., and Linda J. Waite. 1987. "Nest-Leaving Patterns and the Transition to Marriage for Young Men and Women." *Journal of Marriage and the Family* 49: 507-516.
- Goldscheider, Frances K., and Calvin Goldscheider. 1998. "The Effects of Childhood Family Structure on Leaving and Returning Home." *Journal of Marriage and the Family* 60: 745-756.
- Kojima, Hiroshi. 1990. "Coresidence of Young Adults with Their Parents in Japan: Do Sib Size and Birth Order Matter?" 『人口学研究』, 第13号, 15-26ページ。
- Michael, Robert T., Vector R. Fuchs, and Sharon R. Scott. 1980. "Changes in the Propensity to Live Alone: 1950-1976." *Demography* 17: 39-53.
- Pampel, Fred C.. 1983. "Changes in the Propensity to Live Alone: Evidence from Consecutive Cross-Sectional Surveys, 1960-1976." *Demography* 20: 433-447.
- Raymo, James M.. 2003. "Educational Attainment and the Transition to First Marriage Among Japanese Women." *Demography* 40(1): 83-103.
- Rossi, G.. 1997. "The Nestlings: Why Young Adults Stay At Home Longer: The Italian Case." *Journal of Family Issues* 18: 627-644.
- Schnaiberg, Allan, and Sheldon Goldenberg. 1989. "From Empty Nest to Crowded Nest: The Dynamics of Incompletely-Launched Young Adults" *Social Problems* 36: 251-269.
- Suzuki, Toru. 2001. "Leaving the Parental Household in Contemporary Japan." *Review of Population and Social Policy* 10: 23-35.
- Suzuki, Toru. 2002, "Leaving Home in Japan: Its Trends, Gender Differences, and Determinants." *Working Paper Series (E)*, 15: 1-16.
- 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 (NFR98) 報告書 No. 2-1 家族形成のダイナミクス』, 日本家族社会学会・全国家族調査 (NFR) 研究会, 1-42ページ。
- 岩上真珠, 1999, 「20代, 30代未婚者の親との同別居構造—第11回出生動向基本調査 独身者調査より—」, 『人口問題研究』, 第55巻, 第4号, 1-15ページ。
- 経済企画庁 (現・内閣府), 1989, 『平成元年度年次経済報告』。
- 国立社会保障・人口問題研究所, 1996, 『現代日本の世帯変動—第3回世帯動態調査—』。
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2001, 『現代日本の世帯変動—第4回世帯動態調査—』。
- 小島 宏, 1994, 「結婚の分析」, 厚生省人口問題研究所, 『第10回出生動向基本調査—独身青年層の結婚観と子ども観—』, 調査研究報告資料第8号, 95-102ページ。
- 白波瀬佐和子, 2001, 「成人子への支援パターンからみた現代日本の親子関係」, 『人口問題研究』, 第57巻, 第3号, 1-15ページ。

- 鈴木 透, 1997, 「世帯形成の生命表分析」, 『人口問題研究』, 第53巻, 第2号, 18-30ページ。
- 総務省統計局, 2000, 『平成10年住宅・土地統計調査』。
- 永井暁子, 2001, 「現代女性の離家」, 『統計』, 2001年11月号, 23-27ページ。
- 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—」, 『パネルデータからみた現代女性』, 東洋経済新報社, 25-65ページ。
- 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』, 第33号, 41-60ページ。
- 文部科学省, 2003, 『文部統計要覧』。
- 山口一男, 2001-2002, 「イベントヒストリー分析(1)-(4)」, 『統計』, 2001年9月号-2002年11月号。
- 山田昌弘, 1999, 『パラサイト・シングルの時代』, ちくま新書。