
特 集 II

国際比較パネル調査による少子社会の要因と政策的対応に関する総合的研究
—「世代とジェンダー」に関する国際比較研究（フェーズII）—（その2）

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

田 淵 六 郎*

少子化の社会的背景である離家行動とその規定要因について、国際比較の視点から明らかにすることをねらいとして、顕著な少子化という共通性を持つ日本・ドイツ・イタリアについて、離家のパターンと離家タイミングの規定要因について比較分析を行った。使用したデータは、日本 GGS データの Wave2（2007年）およびドイツ・イタリアの GGS データである。1954年以降コーホートが15歳から34歳までの間に経験した離家タイミングについて、記述的比較とイベント・ヒストリー分析による比較を行った。

分析の結果、(1)離家タイミングについては、三ヶ国の違いの程度が小さくなく、離家タイミングの変化についても異なる傾向が見られること、(2)本人や父親の社会経済的地位が離家タイミングに及ぼす影響は三ヶ国で異なっていること、(3)社会経済的地位の影響がコーホートによって異なる程度は三ヶ国で異なること、などが明らかにされた。

これら結果を踏まえて、社会経済的地位と離家の遅れとの間に見られる関係を国際比較の観点から明確にしていくために検討が求められる分析的な課題および政策的なインプリケーションを指摘した。

I 研究の背景と意義

過去数十年の間、先進諸国では、少子高齢化の進展や若年層を取り巻く経済環境の変動によって、若者にとっての成人期への移行のあり方は大きく変化してきた（佐藤 2008）。こうした変化を背景として、少子化に関連する行動としての若者の離家および親との同居に対して学術的な関心が高まっている（山田 1999; Iacovou 2002）。若年期から成人期への移行を特徴付けるライフイベントである離家の遅れは、親世帯からの独立の遅れを意味するのみならず、少子化の要因である晩婚化にも密接に関わっている。少子化が進む諸国について、比較社会的視点から、いかなる要因が離家に関連しているのかを新しいデータを用いて明らかにすることは、晩婚化の進展にかかわるメカニズムについての知見を深めるとともに、若年層の成人期への移行をめぐる問題の所在を明らかにし、ひいては少子化への具体的な対策を検討する上で、きわめて重要な課題である。

* 上智大学

こうした関心にもとづき、本論文では、イタリアと日本の家族変動を比較したこれまでの研究も踏まえ (Tabuchi 2008)、超少子化や晩婚化といった人口学的側面について共通性を持つ日本・ドイツ・イタリアについて、若者の離家行動とその規定要因について比較分析することを研究の目的とする。

II 離家にかんする先行研究

日本・ドイツ・イタリアにおける離家については、各国の研究あるいは比較研究というかたちで多くの研究が行われてきた。ここでは離家のタイミングに関連するものを中心に、とくに離家タイミングを規定する要因として親の社会経済的地位の影響に焦点を当てながら概観する。

日本についての先行研究は、世帯動態調査データを用いて離家の動向や離家タイミングを検討した鈴木 (2003; 2007)、日本全国家族調査データを用いた福田 (2003)、嶋崎・澤口 (2004) が主要なものである。まず第5回世帯動態調査データ (2004年) を用いた鈴木 (2007) は、離家年齢の上昇が男女ともに観察されることを指摘している。1974~79年コーホート (調査時点で25~29歳) の半数が離家する年齢は、男性で22.8歳、女性で24.2歳に達しており、それ以前のコーホートに比べて上昇傾向にあること、25歳時点の離家未経験割合は1979~84年コーホートでは男女ともに50%に達していることなどが報告されている。なお、日本における離家タイミングの性差については、鈴木 (2003) が指摘する通り、日本では女性よりも男性の方が最初の離家を経験するのが早く、結婚タイミングの性差を反映して女性の方が早く離家する欧米とは対照的である。

日本における離家の規定要因にかんする研究として、家族社会学会が実施した全国家族調査 (NFRJ98) データを用いた福田 (2003) は、最初の離家経験年齢を被説明変数として、離家経験全体ならびに離家の理由 (進学, 就職, 結婚) 別に離散時間ロジットモデルによる分析を行っている。それによれば、男女ともに父親が高等教育を受けていること、経営・管理職であることは進学による離家を早める効果を及ぼしている。また女性では、15歳までに片親が死去している場合に離家が早まる傾向が近年のコーホートでは強まっていることなども報告されている。

同じく NFRJ98 データを用いた澤口・嶋崎 (2004) は、離家タイミングについて主に出身階層の効果に注目して離散時間ロジットモデルによる分析を行い、父親の学歴や職業の影響は男性の学卒や就職による離家を早めているが、結婚による離家については男女とも有意でなく、総じてその効果は小さいと指摘している。この点に関連して、離家の分析ではないが、1992年の出生動向基本調査データを用いて結婚タイミングにかんするイベントヒストリー分析を行った Raymo (2003) は、親と同居する者と別居する者それぞれについて、男女・コーホート別に離散時間ハザードモデルを推定し、親同居者の結婚確率に影響を与える要因として父親の職業や母親の雇用形態は限られた効果しか示していなかったと報告している。

つぎにドイツ・イタリアにかんする先行研究を概観する。超少子化という点で類似した人口変動を経験している両国であるが、離家タイミングにかんする傾向は大きく異なる。大規模調査に基づく幾つかの推計をみると、1992年にドイツ、1995-96年にイタリアでそれぞれ実施された Fertility and Family Survey (以下 FFS) による推計では、1960年代前半出生コーホートの離家年齢中央値は、ドイツでは男性23歳、女性21歳であるのに対して、イタリアでは27歳、24歳であった (Hullen 2001; Ongaro 2001; Billari et al. 2001)。同様に、1994年 ECHP データからの集計でも、離家年齢の中央値はドイツで男性24.8歳、女性21.6歳に対して、イタリアでは男性29.7歳、女性27.1歳となっており、大きな開きがある (Iacovou 2002:46)。これら調査結果からみる限り、ドイツの離家年齢は欧州諸国のなかでは比較的低いグループに属しているのに対して、イタリアやスペインは相対的に高い水準を示していることになる¹⁾。

こうした違いが見られる直近の理由として、離家の生じる理由の違いと、パートナーシップ形成のあり方の違いがあることが指摘されてきている。FFS データを用いて1950年前後から1972年までのコーホートを比較した推計によれば、離家経験者で離家とほぼ同時にパートナーシップ形成を経験した者の割合は、旧西ドイツでは男性34%、女性50%に対して、イタリアでは男性67%、女性81%であり、ドイツで見られる就学やその他の理由による離家はイタリアでは相対的に少なく、逆にイタリアでは離家と結婚との結びつきが強いという特徴が見られたとされる (Rusconi 2006: 97,161)。こうした離家理由の違いを日本の「世帯動態調査」と比較する限り、日本の離家理由の分布はイタリアよりも西ドイツに近いと判断できる。なお、コーホートによる変化を比較した場合、ドイツでは離家と最初のパートナーシップとがほぼ同時に発生する割合は低下傾向にあるのに対して、イタリアでは大きな変化は見られないとされる (Hullen 2001; Ongaro 2001)。

こうした知見は、離家にかんする比較を行う上では、成人期への移行に関連する様々な人口学的出来事の生じるタイミングに多様性があることに留意する必要があることを示唆する。1994年から98年の ECHP データにより、Schizzerotto ら (2004) は1960年代末から1983年までのコーホートに限定して、初職に就いたタイミングと初婚タイミングとについて EU 14ヶ国の比較を行っている。それによれば、初職に就いたタイミングではドイツは14ヶ国平均よりも早く、イタリアは最も遅い。一方で初婚タイミングについてはドイツは平均に近く、イタリアは平均よりもやや高い。

離家タイミングの変化の傾向も、ドイツとイタリアでは異なっている。イタリアについて、1998年の全国調査データによれば、男性、女性ともに1945年前後のコーホートを底として離家年齢中央値の上昇が観察されており (Barbagli et al. 2003:40)、この点では日本と共通した傾向を示している。これに対してドイツでは、イタリア・日本とは異なる傾向が観察される。Konietzka と Huinink (2003) は、1980年代後半に実施されたドイツライフヒストリー調査と2000年に実施された家族調査 (DJI-Familien-Survey 2000) デー

1) Aassve ら (2002) は、FFS データおよび ECHP データに基づいて離家タイミングを欧州の複数諸国について比較し、西ドイツをフランスと同じ「大陸ヨーロッパ」に分類し、イタリアやスペインを含む「南部ヨーロッパ」と区別している。

タを用いて、旧西ドイツ地域出身者の1920年前後から1970年代後半に至る幅広いコーホートについて、最後の離家を経験した年齢の中央値を比較している。それによれば、男性については1919-21年コーホートで26.9歳であった中央値は、最も新しい1975-78年コーホートでは22.8歳と約4歳、女性についてはそれぞれ26.0歳から20.8歳へと約5歳低下した（ただし男性は1959-61年コーホート以降、女性は1949-51年コーホート以降は目立った変化が見られない）と報告されている。こうした変化について Konietzka らは、同棲や単身での生活というライフスタイルへの許容度が高まり、離家が結婚というライフイベントと結びつかなくなってきたという解釈を提示している。

最後にドイツ・イタリアにおける離家の規定要因にかんする研究を概観する。FFS データを用いてイタリアと旧西ドイツを比較した Rusconi (2006) は、ドイツとイタリアに共通して、親の離婚を経験している場合に結婚や同棲以外の理由による離家は早まる傾向があるが、結婚や同棲による離家にはほとんど効果を及ぼさないこと、イタリアでは父親の学歴が高い場合に結婚や同棲以外の理由による離家が早まる効果が見られたことを報告している²⁾。

イタリアについて同じ FFS データを用いて分析した Ongaro (2001) も、父親の学歴は男女ともに離家タイミングに影響していないと述べる。ECHP データを用いた分析では、離家年齢ではないが、Schizzerotto ら (2002) が最初のパートナーシップ形成年齢にかんするイベント・ヒストリー分析を行っており、父親の階層による違いはほとんど見られないとしている。これに対して、前述の Barbagli ら (2003) は、多変量解析ではないが、父親の階層とコーホート別に離家年齢の中央値を集計し、出身階層が高いほど離家年齢は概して遅い傾向があるが、関連は男性より女性で強く、女性では新しいコーホートでも階層の影響は依然としてみられると指摘している。このように、イタリアについては離家に及ぼす出身階層の影響は限定的であるとする知見が支配的である。

ドイツのみの分析として、Juang ら (1999) は、1996年に実施された Shell Youth Study 調査データを分析し、旧西ドイツ地域の女性については親の離婚を経験している場合に離家が早まる傾向が見られたことなどを報告している。1998-1999年のドイツライフヒストリー調査データを用いた Jacob と Kleinert (2008) は、旧西ドイツ地域の1964年コーホートと1971年コーホートについて「初めて自分自身の世帯を形成した」年齢（ほとんどが初めての離家年齢に相当）を従属変数とした離散時間ロジットモデルによる推定を行い、父親の職業的地位が高い場合にはパートナーシップ形成以外の理由による離家が早まるという知見を得ている。これらは上述のようにドイツでは離家の多くが家族形成とは別の要因で生じていることと関係していると考えられるが、ドイツにおける離家は若者の出身階層と一定の関連を示していることが先行研究からは確認される。

以上から、日本・ドイツ・イタリアにおける離家タイミングは国による独自性が小さくないとともに、その規定要因にも違いがみられることが分かる。若年層の置かれた社会経

2) ドイツの FFS 調査では父親の階層に関する変数は測定されていないため、この点にかんする Rusconi (2006) の比較は部分的にとどまっている。

済的な状況が離家や結婚と強く関連しており、そうした関連について知ることは政策的にも重要であることから、これら3ヶ国について社会経済的な地位と離家タイミングとの関連について比較分析することは優先的な研究課題となるだろう。そこで以下では、とくに父親の社会経済的地位の効果に照準を当てた比較分析を試みる。その際、先行研究では十分に検討されてこなかった論点として、過去数十年の間に若者の階層移動のあり方も変化してきたことを踏まえ、父親の社会経済的地位が離家タイミングに与える効果が国によってどう異なるかということに焦点を当てる。また、そうした効果が出生コーホートによってどう異なるかにも関心を向けながら3ヶ国を比較することとしたい。

III データと変数

本稿で使用したデータは、日本が「結婚と家族に関する国際比較調査」(以下、日本 GGS) データの Wave2 (2007年)、ドイツがドイツ GGSWave1 データ (2005年)、イタリアがイタリア GGSWave1 データ (Multi-purpose Family Survey, 2003年) である。いずれのデータも調査時点で18歳以上(日本 GGS は Wave2 時点で21歳以上)男女を対象としているが、比較可能性を考慮し、本稿の分析対象は1954年以降生まれのコーホートに限定した。調査実施時点の違いのために、調査時点の年齢は国によって数年の違いがあることになる³⁾。なお、分析では、日本 GGS データについては抽出確率と回収バイアスを考慮したウェイト変数を、他のデータについては抽出確率を考慮したウェイト変数を用いている。

従属変数として用いたのは最初の離家年齢である。日本 GGS では、Wave2 で初めて離家年齢の項目が設けられ、「あなたは今までに親の世帯を3ヶ月以上離れてくらしただけですか。」という設問によって、離家経験のある者については経験時の年齢をたずねている。ドイツおよびイタリアデータもほぼ同様の形式の設問を含むが、ドイツが月単位で測定しているのに対して、日本・イタリアは年単位であるため、以下の比較は年を単位とした分析として行った。こうした測定のため、以下での多変量解析では離散時間ロジットモデルを用いたイベント・ヒストリー分析を行っている。どのような理由で離家するかによって離家に影響する要因が異なることを先行研究が示していることから、本来は離家の理由別に推定を行うことが望ましい。データによって離家理由の判定に必要な変数が揃わないこともあり、本稿ではそうした推定を行っていないが、以下の分析結果の解釈においてはこの点に注意する必要がある。

分析にあたっては、男女別に15歳以降34歳以下の間に経験された離家タイミングの規定要因を推定した。このレンジは、14歳以前の離家は数が少ないのみならず、本人の主目的選択とは異なる理由による離家が多く含まれると考えられること、また、いずれの国も離家年齢の97%以上は34歳以前に分布していることに基づいて設定した。

3) 調査時点での年齢分布の違いのため、コーホート変数の解釈については注意を要する。

日本・イタリア・ドイツのデータに含まれる変数の違いのため、分析では限定された説明変数を用いた。すなわち、出生コーホート（1966-75年コーホートを基準にその前後に区分）、きょうだい数、学歴、初職（ドイツ除く）、父学歴、本人15歳頃時点での父職である。初職は時間依存変数として投入した。また、学歴については、学卒年齢の変数が利用できなかったイタリアを除いて、学卒ダミーを時間依存変数として同時に投入した。なお、これら以外に、本人が15歳時点での母親の就労上の地位にかんする変数が各国で利用可能であったが、予備的な分析において有意な関連を持たないことが判明したため、本稿では用いていない。各国の分析で用いた変数の構成および記述統計については、本稿末尾の付表を参照されたい。なお、以下の多変量解析の表に示していないが、いずれのモデルも15～34歳のダミー年齢変数を投入し、ロバスト標準偏差を用いている。

多変量解析として、離散時間ロジットモデルを用いた推定を行った。推定では、各説明変数の主効果のみを含めたモデルと、父親および本人の社会経済的地位とコーホートの交互作用効果を含めたモデルを推定した。

IV 結果

1. 離家経験割合の比較

表1 各年齢までの離家経験割合（K-M 推定）

日本	男性			女性		
	1954-65年	1966-75年	1976年－	1954-65年	1966-75年	1976年－
20	53%	46%	29%	41%	35%	31%
23	61%	59%	37%	56%	50%	43%
25	67%	66%	46%	66%	62%	52%
28	73%	72%	52%	74%	72%	61%
30	76%	76%	52%	78%	76%	63%
35	79%	78%	-	80%	79%	-
N	629	404	251	810	567	382
ドイツ	男性			女性		
	1954-65年	1966-75年	1976年－	1954-65年	1966-75年	1976年－
20	52%	46%	51%	66%	57%	63%
23	74%	70%	81%	86%	82%	86%
25	84%	83%	86%	92%	91%	93%
28	90%	91%	96%	96%	96%	99%
30	94%	96%	-	97%	98%	-
35	96%	97%	-	99%	98%	-
N	934	598	642	1246	866	697
イタリア	男性			女性		
	1954-65年	1966-75年	1976年－	1954-65年	1966-75年	1976年－
20	15%	13%	9%	27%	16%	12%
23	31%	22%	17%	53%	33%	25%
25	44%	31%	24%	66%	47%	37%
28	64%	49%	-	80%	66%	-
30	73%	61%	-	85%	74%	-
35	84%	76%	-	92%	85%	-
N	4181	3604	2913	4506	3686	2843

多変量解析に先立って、以下の分析で用いた3つのコーホート別に、Kaplan-Meier 推定による離家経験割合の推定値を示した(表1)。なお、表2以下の多変量解析では34歳までの離家のみを対象としたが、ここでは参考のため35歳までを集計した。

離家のタイミングはドイツが最も早く、次いで日本、イタリアの順となる。たとえば女性の1966-75年コーホートでは、28歳までに離家した割合は、ドイツで96%に達するのに対して、日本は72%、イタリアでは66%にとどまっている。コーホートによる違いをみると、日本については男女ともに1976年以降コーホートにおいて顕著な離家の遅れが進んでいる。これに対してイタリアでは遅延は1966-75年コーホートから既に進んでおり、離家の遅れが相対的に早くから継続的に進んできたことが分かる。一方ドイツは、1966-75年コーホートにかけて男女ともに離家の遅れが観察されるが、1976年以降コーホートでは逆に離家が早まり、1954-65年コーホートと同じ水準に戻っている。ドイツのこうした傾向については、前述のKonietzkaら(2003)も同様の傾向を指摘していたところである。

Ⅱでみたように、日本とドイツでは離家とパートナーシップ形成の結びつきが相対的に弱く、イタリアでは強いという違いがあるのに対して、離家タイミングの変化については日本とイタリアが類似しており、ドイツは大きく異なっているということは興味深い。

2. 日本の離家年齢の分析

日本 GGS データからのイベント・ヒストリー分析(離散時間ロジットモデル)において対象となったサンプルのサイズは男性1,203名(11,176人年)、女性1,627名(15,694人年)である。離家年齢の中央値(Kaplan-Meier 推定)は男性が22歳、女性が23歳であった。分析に用いた説明変数の記述統計は本稿末尾に示した。

分析結果を表2に示す。モデル1についてコーホートの効果をみると、1965年以前コーホートと対比して、1976年代後半以降のコーホートで有意に離家が遅延する傾向がある。きょうだい数が多いほうが、また、高校以降の教育を受ける場合に、男女ともに離家は早まっている。

初職の効果は、男性については初職が正規である場合に対して非正規・無職であることは有意に離家を遅くしているが、女性については有意ではない。正規に対してその他である場合には男女ともに離家が有意に遅くなっている。

出身階層にかんする変数について、父親の学歴は有意な効果を持たないが、回答者が15歳時の父親の職業については、男性では常雇で専門・管理ならびに自営の場合に、常雇その他である場合に比べて離家は早くなる傾向がある。これに対して女性については、父職がその他か既に死去していた場合に離家が有意に早まる。総じて出身階層の効果は強くないことがうかがわれるが、男性について父親が専門・管理職である場合の効果のみであったということは、親の有する資源へのアクセスが就学の機会を高めることなどを通じて離家を早めている可能性を示唆している。一方女性については、相対的な資源の少なさが離家の遅延をもたらしている可能性が示唆されるが、ここにみられる男女差は離家の生じる理由が男女で異なっていることを反映している可能性もある。

表2 離家年齢に関する離散時間ロジット分析の結果（日本）

	男性		女性	
	モデル1 Exp(β)	モデル2 Exp(β)	モデル1 Exp(β)	モデル2 Exp(β)
出生コーホート (ref=1954-65年)				
1966-75年	0.91	0.94	0.93	0.91
1976年以降	0.53 ***	0.44 **	0.67 ***	0.65 *
きょうだい数	1.21 ***	1.21 ***	1.20 ***	1.21 ***
学卒\$	1.60 **	1.57 *	0.87	0.87
学歴 (ref=高校)				
中学	1.36 †	1.37 †	1.97 **	2.03 **
専門/短大	1.72 ***	1.73 ***	1.45 ***	1.46 ***
大学以上	2.23 ***	2.26 ***	1.63 ***	1.62 ***
初職\$ (ref=正規)				
非正規・無職	0.43 **	0.37 **	0.76	0.68
その他	0.66 **	0.61 **	0.54 ***	0.62 **
父学歴 (ref=高校以下)				
高卒以降	1.15	1.16	1.06	1.07
その他/既に死去	1.01	1.00	1.12	1.11
本人15歳時の父職 (ref=常雇その他)				
常雇専門・管理	1.40 **	1.37 †	1.11	1.10
自営	1.28 *	1.39 *	1.09	0.99
その他/既に死去	1.14	1.24	1.53 **	1.19
初職非正規×1966-75年コーホート		1.00		0.78
初職非正規×1976年以降コーホート		1.60 †		0.79
初職その他×1966-75年コーホート		1.05		1.13
初職その他×1976年以降コーホート		2.56		2.69
父職専門×1966-75年コーホート		1.07		1.00
父職専門×1976年以降コーホート		1.00		1.04
父職自営×1966-75年コーホート		0.94		1.24
父職自営×1976年以降コーホート		0.56		1.08
父職その他×1966-75年コーホート		0.77		1.43
父職その他×1976年以降コーホート		1.01		2.23 **
N person-years	11176	11176	15694	15694
N persons	1203	1203	1627	1627
Wald Chi2	3655.28	3677.23	5544.74	5499.74

† p<.10. * p<.05. ** p<.01. *** p<.001

\$ 時間依存変数

モデル2には、モデル1で有意であった初職変数と父職変数について、コーホートとの交互作用を含んだ推定結果を示した。男性では初職が非正規・無職である場合に離家が遅れる程度は1976年以降コーホートでは弱まっている（ただし10%水準で有意）。女性では父職が「その他/既に死去」の場合に離家が早まる程度は1976年コーホートで強まっている。この点は、女性では1960年代以降のコーホートで片親が死去している場合に就職による離家が促進されている可能性があるとした福田（2003）の知見と整合的な結果であることは興味深い。ここで用いた父親職にかんするカテゴリには多様なケースが含まれていること、ここでの分析は離家の理由別に行っていないことから、解釈にあたっては更に細かな分析が求められるだろう⁴⁾。

4) この点に関連して、稲葉（2008）は2005年SSM調査データを用いた分析により、15歳時点で父親と離別している場合とそうでない場合との間における短大以上への進学率の格差が、近年のコーホートほど拡大していることを明らかにしている。

3. ドイツの離家年齢の分析

次に、ドイツ GGS データを用いた分析結果を報告する。対象となったサンプルの規模は男性1,964名（13,796人年）、女性2,455名（14,899人年）である。離家年齢の中央値は男性が20歳、女性が19歳であった。分析に用いた説明変数の記述統計は末尾に示す。ドイツデータは本人の初職に関する変数を含んでいないため、日本などとの比較については注意が必要である⁵⁾。

表3 離家年齢に関する離散時間ロジット分析の結果（ドイツ）

	男性		女性	
	モデル1 Exp(β)	モデル2 Exp(β)	モデル1 Exp(β)	モデル2 Exp(β)
出生コーホート (ref=1954-65年)				
1966-75年	0.86 *	0.92	0.80 ***	0.80 **
1976年以降	1.06	1.08	0.92	0.93
きょうだい数	1.06 *	1.07 **	1.05 *	1.06 *
学卒\$	1.11	1.10	1.21 *	1.21 *
学歴 (ref=upper secondary)				
lower secondary	0.87	0.84	0.90	0.91
post-secondary non-tertiary / training	1.13	1.12	1.28 †	1.28 †
tertiary	1.32 **	1.30 **	1.34 ***	1.34 ***
父学歴 (ref=upper secondary)				
lower secondary 以下	1.11	1.21	0.72 *	0.86
post-secondary non-tertiary	1.18 †	1.16	0.82 *	0.82 †
tertiary	1.41 **	1.72 **	1.19 *	1.14
その他/既に死去	0.89	1.04	1.15	1.23
本人15歳時の父職 (ref=一般労働者)				
上層ホワイト	1.06	1.06	0.85 †	0.85 †
自営/農民	0.94	0.94	1.03	1.02
その他/既に死去	1.26	1.20	1.12	1.12
父学歴 LS 以下×1966-75年コーホート(a)		0.86		0.76
父学歴 LS 以下×1976年以降コーホート		0.79		0.72
父学歴 PS×1966-75年コーホート(a)		0.94		0.91
父学歴 PS×1976年以降コーホート		1.20		1.19
父学歴 T×1966-75年コーホート(a)		0.82		1.19
父学歴 T×1976年以降コーホート		0.69 †		0.97
父学歴その他×1966-75年コーホート		0.56		0.81
父学歴その他×1976年以降コーホート		1.73		1.16
N person-years	13796	13796	14899	14899
N persons	1964	1964	2455	2455
Wald Chi2	3742.81	3766.64	3963.74	4094.90

† p<.10. * p<.05. ** p<.01. *** p<.001

\$ 時間依存変数

(a) LS=lower secondary, PS=post-secondary non-tertiary, T=tertiary

分析の結果は表3に示す。モデル1について、男性と女性に共通して、1965年以前コーホートと比べて、1966-75年コーホートでは離家が遅延する傾向が見られたが、1976年以降のコーホートでは1965年以前コーホートと有意な違いが見られなくなっており、表1に

5) ドイツデータの分析において、離家年齢が欠損値であった1割強は分析から除いており、この欠損にかんするウェイト付けなどは行わなかったことから、分析対象となったサンプルにバイアスが生じている可能性があることにも注意が必要である。

みられる傾向がここでも確認できる。また、男女ともにきょうだい数が多い場合に、tertiary 以降の教育を受ける場合に離家が有意に早まっているのは日本と同様である。

出身階層の影響については、父親の学歴は一部のカテゴリに男女逆の傾向がみられるものの、tertiary 以降である場合に離家が早まることは男女で共通する。なお、父親の死去を含むカテゴリは有意な違いを示していない。本人15歳時の父職については、男性では有意な効果が見られないが、女性では父が一般労働者である場合に対して上層ホワイトカラーである場合に離家が遅くなる傾向が見られた（ただし10%水準で有意）。

男女ともにモデル1で有意な効果を示した父学歴とコーホートとの交互作用項を含んだモデル2では、男性について、父学歴がtertiary である場合に離家が早まる程度は1976年以降コーホートでは弱まる傾向が見られる（ただし10%水準で有意）。しかしそれ以外の交互作用項はいずれも有意でなく、出身階層の影響はほとんど3つのコーホート間で変化していないことが示唆される。

4. イタリアの離家年齢の分析

最後に、イタリア GGS データを用いた分析結果を提示する。対象となったサンプルの規模は男性10,698名（123,359人年）、女性11,035名（110,133人年）である。離家年齢の中央値は男性が28歳、女性が25歳であった。分析に用いた説明変数の記述統計は末尾に示す。なお、最終学歴到達年の変数はこの分析にあたって利用できたイタリアデータからは得られなかったため、モデルの学歴変数は時間依存変数ではないことには注意が必要である。

モデル1でコーホートの影響をみると、1965年以前コーホートと対比して、1966-75年コーホートおよび1976年以降のコーホートで有意に離家が遅延する傾向がある。きょうだい数が多い場合に離家が早まる傾向があることは日本・ドイツと共通する。初職については、男女に共通して、初職が正規の場合に対して非正規・無職である場合には有意に離家が遅れる傾向が見られるが、その効果は男性で大きい。なお女性について、初職が非正規・無職である場合に離家が遅延する傾向が有意であることは、日本の女性とは異なっている。

父学歴については、upper secondary に対して「その他／既に死去」（不明を含む）である場合に離家が早まる傾向があることが男女に共通しているが、この意味は解釈しにくい⁶⁾。女性については父学歴がtertiary である場合に有意に離家が早まっている（ただし10%水準）。男女ともに、父学歴が高いことが離家に及ぼす効果は大きくないようである。父職の効果をみると、男性では父が一般労働者である場合に対して上層ホワイトカラーである場合に離家が早まる傾向が観察されるが（10%水準で有意）、強い効果を示しているとはいえず、女性では父職はまったく有意な効果がみられない。

6) このカテゴリに占める「既に死去」ケース、親が離婚を経験しているケースの占める割合は合計で2割程度であるため、ほとんどが死別・離別以外の理由で父学歴が不明となっている。（これら要因をダミー変数として統制したモデルでもこのカテゴリの効果はほとんど変わらないことを確認している。）

表4 離家年齢に関する離散時間ロジット分析の結果（イタリア）

	男性		女性	
	モデル1 Exp(β)	モデル2 Exp(β)	モデル1 Exp(β)	モデル2 Exp(β)
出生コーホート (ref=1954-65年)				
1966-75年	0.76 ***	0.83 †	0.72 ***	0.78 **
1976年以降	0.61 ***	0.71 *	0.50 ***	0.42 ***
きょうだい数	1.15 ***	1.15 ***	1.09 ***	1.09 ***
学歴 (ref=upper secondary)				
lower secondary	1.19 **	1.21 **	0.84 ***	0.84 ***
tertiary	0.99	0.99	1.43 ***	1.43 ***
初職\$ (ref=正規)				
非正規・無職	0.36 ***	0.36 ***	0.71 ***	0.80 ***
その他	0.95	0.89	1.05	0.91
父学歴 (ref=upper secondary)				
lower secondary 以下	0.95	1.05	1.01	0.96
tertiary	0.95	0.82	1.16 †	0.96
その他/既に死去	1.26 *	1.09	1.44 **	1.37 *
本人15歳時の父職 (ref=一般労働者)				
上層ホワイト	1.15 †	1.17 †	0.95	0.95
自営	1.00	1.00	0.97	0.97
その他/既に死去	1.15 *	1.15 *	1.00	1.00
初職非正規×1966-75年コーホート		1.01		0.80 ***
初職非正規×1976年以降コーホート		1.01		0.80 *
初職その他×1966-75年コーホート		1.17		1.24
初職その他×1976年以降コーホート		0.77		2.04 *
父学歴 LS 以下×1966-75年コーホート(a)		0.85		1.00
父学歴 LS 以下×1976年以降コーホート		0.78		1.31 *
父学歴 T×1966-75年コーホート(a)		1.32		1.22
父学歴 T×1976年以降コーホート		1.56		2.15 **
父学歴その他 ×1966-75年コーホート		1.60 *		0.94
父学歴その他×1976年以降コーホート		1.90 †		2.05 *
N person-years	123359	123359	110133	110133
N persons	10698	10698	11035	11035
Wald Chi2	28981.90	29052.84	29890.98	29576.37

† p<.10. * p<.05. ** p<.01. *** p<.001

\$ 時間依存変数

(a) LS=lower secondary, T=tertiary

初職および父学歴とコーホートとの交互作用項を含んだモデル2をみると、男女ともに父学歴が「その他/既に死去」の場合に離家が早まる傾向が近年のコーホートで強まっている。女性では、初職が非正規・無職である場合に離家が遅れる傾向が近年のコーホートで強まっていること、父学歴がtertiaryである場合に離家が早まる傾向が近年のコーホートで強まっていることが確認できる。交互作用項の効果が男女で異なっており、イタリアで結婚による離家が支配的であることを考えると、過去数十年のあいだに女性の職業キャリアがライフコースにおける重要性を増したために、女性本人の階層的な地位や出身階層が結婚行動に与える影響が近年のコーホートで強まってきたことを示唆していると解釈することができる。

V 考察と結論

本稿では日本・ドイツ・イタリアについて近年の大規模調査データを用いて離家年齢にかんする記述的検討とイベント・ヒストリー分析を行い、少子化の進むこれら諸国において離家の動向と離家を規定する要因について比較を行った。分析からは、概略以下のような結果が得られた。

まず、最初の離家が生じるタイミングについては、ドイツが最も早く、次いで日本、イタリアの順となっており、その違いの程度も小さくないことが確認された。また、離家タイミングの変化について、日本とイタリアでは近年のコホートほど離家が遅れるという傾向が観察されたが、離家の遅れは日本よりもイタリアで早く始まっていた。一方、ドイツでは分析対象としたコホートの間では離家が継続的に遅れるという傾向は観察されなかった。

先進諸国の間で離家年齢の違いが小さくないこと、欧州諸国にみられる違いには文化差や社会政策のあり方の違いなどが関連しているように見えることは、先行研究のなかでも指摘されてきている (Jones 1995; Billari 2004)。本稿の分析対象とした三ヶ国は、少子化という点で共通性が高いものの、離家のあり方には大きな違いが観察される。離家と結婚との共時性／非共時性という点では、日本はドイツに近いものの、離家タイミングの変化傾向にかんしては日本はイタリアに近い。離家のあり方の変化は、晩婚化や少子化の動向と密接に関連しているが、独自の特徴を有している。いっけん類似した人口現象を「家族主義」などの曖昧な概念で説明する傾向が一部にみられるが (Tabuchi 2008)、離家にかんして日本とイタリアの間にみられる違いは、そうした解釈にはそぐわないものであるように思われる。当然ではあるが、離家のあり方のバリエーションがどのような要因で説明できるのかについては、歴史的・文化的要因や、制度的要因を視野に入れて多面的に検討していく必要があるだろう (Billari 2004)。とくに、離家にかんする政策的な関心 (たとえば失業給付や職業訓練と離家との関係) からは、比較福祉国家論的な分析が取り入れられることが望ましい。その際、本稿では利用できなかったコンテクスチュアル・データを利用した研究が今後は進められる必要がある。

次に、本稿では離家を規定する要因についても三ヶ国の比較を行った。そのなかで、出身階層の効果については、日本の男性とドイツの男女については、出身階層が高い場合に相対的に離家が早い傾向が観察されたが、父学歴の効果が有意であったのはドイツのみであるなど、関連を示す変数は異なっていた。また、イタリアでは出身階層は概して離家と強い関連を示していなかった。本人の初職の影響については、変数が利用可能であった日本とイタリアの比較からは、初職の就業上の地位が離家におよぼす影響は共通して男性で強いこと、日本女性では初職と離家との関連は明確ではないことも明らかになった。親や本人の階層的地位と離家タイミングとの関係には、共通する点もみられるとはいえ、これら三ヶ国では少なからぬ違いがみられることがうかがわれる。

こうした違いをもたらす要因としては、ここで対象としている最初の離家が生じる文脈が異なることだけでなく、離家と社会経済的要因の結びつき方や、高学歴化や社会階層の変動のタイミングが国によって異なっているといった可能性が考えられる。また、そうした違いは、福祉政策などの違いによって媒介されている可能性もある (Billari 2004)。本稿では検討できなかった、離家からの「戻り」(鈴木 2007)まで視野に含めるならば、そうした論点はより重要になると考えられる。離家と貧困との関連については、ECHPなどのパネルデータを用いた国際比較研究が近年進んでおり (Aassve et al. 2007; Aassve et al. 2002)、本人の階層的地位と離家との関連が国によって異なることなどが明らかにされつつある。本稿の分析からはこうした論点について詳述することはできないが、今後の研究においては、離家の理由別の比較分析を深めるのみならず、より多くの社会経済的変数を含んだモデルを検討するとともに、離家と社会経済的状況との関連のダイナミクスを捉えられるようなパネルデータを用いた分析が必要になるだろう⁷⁾。

最後に、本稿の分析では、出身階層や初職が離家タイミングに及ぼす影響がコーホートによって異なる程度については、顕著な違いではないものの、国による違いがあることがうかがわれることも確認された。こうした違いにかんして、これらが産業構造や職業キャリアのあり方の変化に関係するのか、本人の教育達成をめぐるメカニズムとその変化に関係しているのか、離家をめぐる価値観の変化などと関係するのかなどの論点を検討することは興味深く重要な課題であるが、前述したコンテクスチュアル・データを用いた分析を通じて今後検討していきたい。

まとめに代えて、本稿の分析から示唆される政策的インプリケーションを一つ指摘しておこう。近年の離家の遅れの背景にあると考えられる、過去20年ほどの間に生じた若者の教育および雇用をめぐる大きな変化は、離家に対して及ぼす本人および親の社会経済的地位の影響が強まっていることを予想させるものだが、本分析からはそうした結果は得られなかった。このことが、経済環境の変化にもかかわらず若者本人やその出身家庭の有する資源の多寡とは関係なく離家が生じ続けているということの意味するとすれば、離家後の生活のために十分な資源を持たないにもかかわらず早く離家する若者と、それ以外の若者の間に、結果として一種の「格差」が拡大している可能性があると考えられることもできよう。一方で、離家タイミングそのものと重なるものではないが、稲葉 (2008) のように、出身家庭の状況が教育達成に及ぼす影響は強まっているということを示唆する知見もある。若者の成人期への移行をめぐる困難を本人や家族のみに負わせるのではなく、スムーズな移行を権利として保障していくことが望ましいとすれば、離家をめぐって生じている問題を的確に把握し、政策課題を明らかにすることが求められる。今後の研究はとくにこうした課題に関連して優先的に進められることが求められるだろう。

7) GGS データによるパネルデータ分析は日本についてはすでに可能であるが、国際比較を優先した本稿では報告しなかった。

文献

- Aassve, Arnstein, Francesco. C. Billari, Stefano Mazzucco and Fausta Ongaro (2002) "Leaving home: a comparative analysis of ECHP data", *Journal of European Social Policy*, Vol.12 No.4, pp.259-275.
- Aassve, Arnstein, Maria A. Davia, Maria Iacovou and Stefano Mazzucco. (2007) "Does Leaving Home Make You Poor? Evidence from 13 European Countries", *European Journal of Population*, Vol.23, No.3: 315-338.
- Barbagli, Marzio, Maria Castiglioni and Gianpiero Dalla Zuanna (2003) *Fare famiglia in Italia: Un secolo di cambiamenti*, Bologna: Il Mulino.
- Billari, Francesco C., Dimiter Philipov and Pau Baizan (2001) "Leaving home in Europe: the experience of cohorts born around 1960" *Max Planck Institute for Demographic Research Working Paper* WP 2001-014.
- Billari, Francesco C. (2004) "Becoming an Adult in Europe: A Macro(/Micro)-Demographic Perspective", *Demographic Research*, Special Collection 3, pp.15-44.
- 福田節也 (2003) 「日本における離家要因の分析」『人口学研究』第33号, pp.41-60.
- Hullen, Gert. (2001) "Transition to Adulthood in Germany", Martine Corijn and Erik Klijsing (eds.), *Transitions to Adulthood in Europe*, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, pp.153-172.
- Iacovou, Maria (2002) "Regional differences in the transition to adulthood", *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, Vol.580 No.1, pp.40-69.
- 稲葉昭英 (2008) 『『父のいない』子どもたちの教育達成—父早期不在者・早期死別者のライフコース—』中井美樹・杉野勇編『ライフコース・ライフスタイルから見た社会階層』2005年SSM調査研究会, pp.1-19.
- Jacob, Marita and Corinna Kleinert (2008) "Does Unemployment Help or Hinder Becoming Independent? The Role of Employment Status for Leaving the Parental Home", *European Sociological Review*, Vol.24 No.2, pp.141-153.
- Jones, Gill. (1995) *Leaving home*, Buckingham: Open University Press.
- Juang, Linda P., Rainar K. Silbereisen and Margit Wiesner (1999) "Predictors of Leaving Home in Young Adults Raised in Germany: A Replication of a 1991 Study", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.61 No.2, pp.505-515.
- Konietzka, Dirk and Johannes Huinink (2003) "Die De-Standardisierung einer Statuspassage?: Zum Wandel des Auszugs aus dem Elternhaus und des Uebergangs in das Erwachsenenalter in Westdeutschland", *SOZIALE WELT*, Vol.54 No.3, pp.285-311.
- Ongaro, Fausta (2001) "Transitions to Adulthood in Italy", M. Corijn and E. Klijsing (eds.), *Transitions to Adulthood in Europe*, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, pp.173-208.
- Raymo, James M. (2003) "Premarital Living Arrangements and the Transition to First Marriage in Japan", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.65 No.2, pp.302-315.
- Rusconi, Alessandra. (2006) *Leaving the Parental Home in Italy and West Germany: Opportunities and Constraints*, Aachen; Shaker Verlag.
- 佐藤龍三郎 (2008) 「日本の「超少子化」：その原因と政策対応をめぐって」『人口問題研究』第64巻2号, pp.10-24.
- 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, pp.99-120.
- Schizzerotto, Antonio and Mario Lucchini (2002) "Transitions to Adulthood during the Twentieth Century: A Comparative Analysis of Great Britain, Italy, and Sweden", *EPAG Working Papers*, No.36.
- Schizzerotto, Antonio and Mario Lucchini (2004) "Transitions to Adulthood", Berthoud R. and M. Iacovou (eds.), *Social Europe. Living Standards and Welfare States*, London: Edward Elgar, pp.46-68.
- 鈴木透 (2003) 「離家の動向・性差・決定因」『人口問題研究』第59巻4号, pp.1-18.
- 鈴木透 (2007) 「世帯形成の動向」『人口問題研究』第63巻4号, pp.1-13.

Tabuchi, Rokuro. (2008) "Changing Italian families in the era of fertility decline", *International Journal of Japanese Sociology*, Vol.17, No.1, pp.63-76.

山田昌弘 (1999) 『パラサイト・シングルの時代』 筑摩書房.

付表A 離家年齢の分析に用いられた変数の記述統計 (日本)

時間一定変数		男性 %または平均	女性 %または平均	時間依存変数	男性 平均 (SD)	女性 平均 (SD)
N		1203	1627	N (人年)	11176	15694
出生コーホート	1954-65年	50.4	46.7	学卒	0.553(0.497)	0.577(0.494)
出生コーホート	1966-75年	32.2	33.1	初職 正規	0.433(0.496)	0.468(0.499)
出生コーホート	1976年以降	17.5	20.3	初職 非正規・無職	0.530(0.499)	0.517(0.500)
きょうだい数		1.51	1.54	初職 その他	0.037(0.188)	0.015(0.122)
学歴	中学	7.9	4.1			
学歴	高校	38.5	39.5			
学歴	専門/短大	18.1	40.5			
学歴	大学以上	35.5	16.0			
父学歴	高校以下	63.0	63.4			
父学歴	高卒以降	20.6	20.5			
父学歴	その他*	16.4	16.1			
本人15歳時の父職	常雇専門・管理	21.3	21.8			
本人15歳時の父職	常雇その他	38.9	40.2			
本人15歳時の父職	自営	28.7	28.1			
本人15歳時の父職	その他*	11.1	9.9			

* その他には「不明」「すでに死亡・離別」を含む。

付表B 離家年齢の分析に用いられた変数の記述統計 (ドイツ)

時間一定変数		男性 %または平均	女性 %または平均	時間依存変数	男性 平均 (SD)	女性 平均 (SD)
N		1964	2455	N (人年)	13796	14899
出生コーホート	1954-65年	44.5	45.5	学卒	0.301(0.459)	0.273(0.445)
出生コーホート	1966-75年	27.5	31.6			
出生コーホート	1976年以降	28.0	22.9			
きょうだい数		1.57	1.62			
学歴	lower secondary	3.2	3.4			
学歴	upper secondary	66.1	68.9			
学歴	post-secondary non-tertiary / still in training	10.4	7.0			
学歴	tertiary	20.3	20.7			
父学歴	-lower secondary	5.1	3.4			
父学歴	upper secondary	63.3	65.5			
父学歴	post-secondary non-tertiary	12.3	10.7			
父学歴	tertiary	14.5	16.0			
父学歴	その他*	4.8	4.4			
本人15歳時の父職	上層ホワイト	12.8	11.9			
本人15歳時の父職	一般労働者	69.4	69.2			
本人15歳時の父職	自営/農民	11.7	12.6			
本人15歳時の父職	その他*	6.1	6.2			

* その他には「不明」「すでに死亡・離別」を含む。

付表C

離家年齢の分析に用いられた変数の記述統計（イタリア）

時間一定変数		男性		女性		時間依存変数		男性		女性	
		%または平均	%または平均	%または平均	%または平均	平均 (SD)	平均 (SD)	平均 (SD)	平均 (SD)		
N		10698		11035		N (人年)		123359		110133	
出生コホート	1954-65年	39.1	40.8	初職	正規	0.405(0.491)	0.318(0.466)				
出生コホート	1966-75年	33.7	33.4	初職	非正規・無職	0.521(0.500)	0.658(0.474)				
出生コホート	1976年以降	27.2	25.8	初職	その他	0.074(0.261)	0.024(0.154)				
きょうだい数		1.78		1.79							
学歴	lower secondary	43.5		39.0							
学歴	upper secondary	47.0		49.2							
学歴	tertiary	9.5		11.8							
父学歴	-lower secondary	76.5		76.5							
父学歴	upper secondary	16.8		16.5							
父学歴	tertiary	4.4		4.7							
父学歴	その他*	2.3		2.4							
本人15歳時の父職	上層ホワイト	6.7		6.8							
本人15歳時の父職	一般労働者	56.6		56.5							
本人15歳時の父職	自営／農民	27.9		27.0							
本人15歳時の父職	その他*	8.8		9.7							

*その他には「不明」「すでに死亡・離別」を含む。

Home-Leaving and Its Determinants in Japan, Germany and Italy

Rokuro TABUCHI

Research suggests that lowest-low fertility is closely connected to the changes in leaving home among youths. Using recent data from Gender and Generation Survey of Japan, Germany and Italy, this study examined and compared the trend of leaving home and the predictors of age at first leaving home experienced between the ages of 15 and 34 years. Comparison of the trends of home-leaving showed that the direction and the timing of change were different among the three countries. Results from the event history analysis showed that the effects of socio-economic status of the respondents and their fathers on the timing of first home-leaving differed among the countries. Moreover, the extent to which these effects varied between cohorts was also different among the countries.