

次に、未婚男女の結婚意欲の多変量解析に目を向けると、上述したように JGGS-2 で収集された結婚意欲の指標は 1～5 の値をとる順次変数 (ordered variable) であり、多変量解析のモデルは順次ロジットモデルを用いることが自然である。しかし、「結婚したくない」と回答した男女の割合は非常に低い (つまりこの変数の分布が非常に偏って大きくゆがんでいる) ことから、本来、被説明変数の正規分布を仮定して構築された順次ロジットモデルをこの分析に用いることは統計的に適当ではないと考えられる。そこでここでは、「絶対結婚したい」もしくは「結婚したい」と回答した場合を 1、それ以外を 0 とする二項変数を構築し、結婚したいか否かのロジスティック回帰分析を行うこととする。この解析に用いられた説明変数の記述統計量は表 1-1-13 に示されている。

表 1-1-13 結婚意欲 (結婚したいか否か) のロジスティック回帰分析に用いられた説明変数の記述統計量：2007 年の JGGS-2 に回答した未婚男女

説明変数	男		女	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
学卒後の正規雇用	0.619	0.486	0.603	0.490
学歴 ^a				
中学以下	0.039	0.194	0.012	0.110
高校†	0.359	--	0.275	--
各種専門学校	0.188	0.391	0.173	0.447
短大・高専	0.028	0.165	0.229	0.378
大学・大学院	0.381	0.486	0.304	0.421
年齢 ^a				
25 歳未満†	0.266	--	0.360	--
25～29 歳	0.227	0.419	0.263	0.441
30～34 歳	0.210	0.408	0.165	0.372
35～39 歳	0.140	0.348	0.097	0.297
40 歳以上	0.157	0.364	0.114	0.319

注：†-レファレンス・カテゴリー。

a--2007 年の JGGS-2 時点の情報。

表 1-1-14 にあるこの分析の結果から、学校卒業後最初についた職が正規雇用であるか否かは男性の結婚意欲には影響を与えないが、女性の結婚意欲にはある程度のプラスの影響があることがわかる。通常の 5%水準では有意ではないが、10%水準では、学卒後の正規

雇用と女性の結婚意欲とはプラスに結びついている。

学歴は未婚者の結婚意欲により大きな影響を及ぼしており、男性の場合は、高校卒に比べて、4年制大学かそれ以上の最も高い学歴をもつ者の結婚意欲は有意に高く、女性では高校卒よりも高い学歴（専門学校・短大・4年制大学かそれ以上）の者の結婚意欲が有意に高い。また、年齢による結婚意欲の差異も大きく、年齢が上がるにしたがって結婚意欲は低下し、この傾向は男女に共通しているが、特に女性の場合に顕著である。

表 1-1-14 結婚意欲（結婚したいか否か）のロジスティック回帰分析による説明変数の推計値のオッズ比(Odds Ratios)：2007年のJGGS-2に回答した未婚男女

説明変数	男	女
学卒後の正規雇用	1.173	1.625#
学歴 ^a		
中学以下	0.674	0.399
高校†	1.000	1.000
各種専門学校	1.114	2.187*
短大・高専	6.048#	2.400**
大学・大学院	2.162**	2.206**
年齢 ^a		
25歳未満†	1.000	1.000
25～29歳	0.775	0.902
30～34歳	0.506#	0.479*
35～39歳	0.618	0.268**
40歳以上	0.276**	0.114**
Log likelihood	-206.7	-219.1
LR chi-square (d.f.)	26.2 (9)	57.2 (9)
Prob. > chi-square	0.000	0.000
(Number of cases)	(349)	(400)

** 1%で有意。 * 5%で有意。 # 10%で有意。

注：オッズ比とは推計された変数の係数(coefficient)の指数である。

†-レファレンス・カテゴリー。

a--2007年のJGGS-2時点の情報。

5 まとめと考察

本章では、JGGS-1とJGGS-2のミクロのパネルデータを用いて、学歴と雇用の安定性と同居および初婚行動といったパートナーシップ形成行動との関係を検証した。その分析

結果は以下のようにまとめることができる。まず、学歴と雇用の安定性および所得の3つの経済変数の関係については、学校卒業後の最初の仕事（就職）が正規雇用であったことにより示される若者（学卒直後）の雇用安定性は男女とも低学歴層でとりわけ低く、また女性の場合には短大・大学といった高学歴層でも低い。また、年齢による格差も非常に大きく、年齢が若いほど学卒後の雇用安定性は大きく低下しており、これは近年のわが国の若者の雇用の不安定化を示していると言える。

学校卒業後の正規雇用はまた、男女ともに現在の雇用の正規雇用および現在の所得と強く結びついているが、このプラスの関係は男性でことさら強い。ここから、若い時の雇用の安定性はその後の雇用の安定性とその結果得られる所得と結びついており、特に男性の場合それが顕著であることがわかる。さらに、高学歴（男性の場合は4年制大学かそれ以上、女性の場合は専門学校・短大・大学かそれ以上）は現在の雇用の安定性および所得とプラスに関係している。したがって、高学歴は学校卒業直後の若者もみならず、より長期的な経済的便益をもたらす傾向が強いことが示唆される。また、現在正規雇用についている確率には年齢による格差があるが、学校卒業後の雇用の場合とは異なり、そのパターンは男女で大きく異なっている。男性の場合、現在正規雇用についている確率は25～44歳で最も高いが、その後（45歳以上で）その確率は大きく低下する。これは、近年のわが国における中年男性のリストラの増加傾向を示唆しているのであろうか。一方、女性の場合には、年齢が上がるにしたがって現在正規雇用についている確率は低下する。これは、学校卒業後（の未婚期）に最初についた仕事が正規雇用であっても、その後（おそらく出産・子育てのために）その正規雇用をやめる傾向がまだわが国では強いことを示していると言えよう。

次に、2007年のJGGS-2調査の全ての回答者男女を対象にした学歴および若者の雇用の安定性と未婚期の同棲経験との関係の分析の結果、学校卒業後の正規雇用は男性の同棲経験確率には影響を与えないが、女性の同棲経験確率を押し下げることがわかった。また、高等教育（男性の場合は4年制大学以上、女性の場合には短大・大学かそれ以上の高学歴）は過去3年間における未婚男女の同棲経験確率を大きく低下させている。なお、女性の高学歴が同棲経験確率を押し下げることが、2004年のJGGS-1調査時点で18～49歳であった未婚者で2007年のJGGS-2回答者を対象とした最近（2004年3月以降）3年間の未婚男女の同棲経験の分析によっても示されている。しかし、この分析によると、学卒後の正規雇用は2004～2007年の3年間における未婚男女の同棲経験には影響を与えていないことから、より長期的な視点でみた場合とは異なり、若者の雇用の安定性は最近のわが国の未婚男女の同棲経験にはあまり影響がないことが示唆される。

次に、2004年のJGGS-1調査時点で18～49歳であった未婚者で2007年のJGGS-2に回答した男女を対象としたJGGS-1以降3年間の未婚男女の初婚経験と学歴および雇用の安定性の関係の分析によると、学校卒業後の正規雇用は最近（2004年3月以降3年間）の

男性の初婚経験確率には有意な影響はないが、女性の初婚確率を増加させる。一方、JGGS-2の全回答者を対象とした初婚タイミングの比例ハザード分析によると、学校卒業後の正規雇用は男性の年齢別初婚確率を有意に押し上げる一方で、女性の初婚タイミングには影響を与えていない。この一見矛盾する2つの分析の結果は、分析対象となるイベント数が少ないことによる統計的偶然性の賜物である可能性も否定できないが、前者の分析が最近3年間の未婚男女の初婚行動を対象としたものであるのに対し、後者は過去数十年間（JGGS-2の回答者の最高年齢は53歳であることから、おそらく2007年から遡って30年間ほど）における初婚行動を対象としていることから、若者の雇用の安定性は最近の未婚女性の初婚確率を押し上げる一方で、より長期的には男性の初婚確率を増加させると解釈することもできる。

さらに、JGGS-2の全回答者を対象としたハザード分析によると、短大・大学といった高等教育は男性の初婚タイミングには影響しないが、女性の年齢別初婚確率を大きく押し下げている。したがって、高学歴化は過去30年間ほどにわたる女性の未婚化を引き起こしている要因の1つであると考えられることができる。

最後に、2007年の未婚男女の結婚意欲の分析によると、学校卒業後の正規雇用は男性には影響を与えないが、女性の結婚意欲にはある程度のプラスの影響があることがわかった。しかし、それよりも影響が大きいのは学歴であり、高学歴（男性の場合は4年制大学以上、女性の場合は専門学校・短大・大学かそれ以上）は結婚意欲と強くプラスに結びついている。また、年齢の影響も大きく、年齢が上がるにしたがって結婚意欲は低下し、この傾向は特に女性で顕著であった。

以上の分析結果をまとめると、学校卒業後の正規雇用への就職からみた若者の雇用の安定性は、その後の雇用の安定性と結びついており、また所得を大きく押し上げている。そして、この若年期の雇用安定性とその後の雇用および所得との結びつきの度合いは男女ともにみられる傾向であるが、男性で特に強い。

若い女性の雇用の安定性は未婚期の同棲を減少させる一方で、近年（2004～2007年）には初婚確率を増加させている。若年期の男性の雇用の安定性は、より長期的には初婚確率を押し上げているが、近年の初婚行動および同棲とは有意に結びついていない。したがって、若者の雇用安定性の同棲や初婚といったパートナーシップ形成行動への影響は必ずしも首尾一貫したものではない。これには、JGGSの第一次調査と第二次調査の間の3年間（2004～2007年）に起こった結婚や同棲（分析対象イベント）が数少なく、そのためパネルデータとしての長所を十分に生かしきれなかったことにもよるが、成人のライフコースの初期における雇用安定性の影響が近年大きく変化してきている可能性も否定できない。若者（特に若い男性）の雇用安定化の労働政策としての重要性は言うまでもないが、少子化対策の一環として若者の雇用を位置づけることは慎重になるべきであろう。少子化対策としては、若者の雇用安定性はむしろ限定的および周辺的なものとして当面は捉えら

れることが望ましいのではないか。

一方、学歴の経済的および人口学的影響は若者の雇用よりも大きく、また首尾一貫している。高学歴（男性の場合は4年制大学卒以上、女性では短大・大学かそれ以上）は学校卒業後のみならずその後（現在）正規雇用の職についている確率を高め、また所得も大きく押し上げる。特に女性では、学歴の影響は学校卒業後の雇用よりも現在の雇用への影響がより大きい。したがって、より長期的な視点からみた場合の学歴の影響は女性で特に顕著である。わが国の女性は男性よりも急速に高学歴化しており、これが女性のキャリアおよび労働市場に与える示唆するものは大きい。

また、高学歴は未婚期の同棲と初婚の両方に負の影響を与えており、パートナーシップ形成行動を減少させている。この傾向は男性よりも女性で顕著であり、高学歴化が女性（そして男性）の未婚化および少子化の大きな要因となっていることは明らかである。しかしその一方で、高学歴は結婚意欲とはプラスに結びついている。したがって、高学歴化はわが国の男女のキャリアアップおよび経済力の増加に貢献する一方、同棲や初婚といったパートナーシップ形成行動を減少させているが、結婚意欲は高めている。高学歴化が結婚するための経済力や意欲・願望を高める一方で、実際のパートナーシップ形成行動を減少させるということのメカニズムを解明するためのさらなる研究が必要とされている。

参考文献

- Cox, D. R. 1970. *The Analysis of Binary Data*. London: Methuen.
- . 1972. "Regression Models and Life Tables," *Journal of the Royal Statistical Society* Vol. B 34, pp. 187-220.
- Retherford, Robert D. and Minja Kim Choe. 1993. *Statistical Models for Causal Analysis*. New York: John Wiley & Sons.
- Statistics Bureau. 2005. *Annual Report on the Labour Force 2005 (Detailed Tabulation)*. Tokyo: Statistics Bureau, Japan Ministry of Internal Affairs and Communication.
- Tsuya, Noriko O., Karen Oppenheim Mason and Larry L. Bumpass. 2004. "Views of Marriage among Never-Married Young Adults," Pp. 39-53 in Tsuya, Noriko O. and Larry L. Bumpass (eds.), *Marriage, Work, and Family Life in Comparative Perspective: Japan, South Korea, and the United States*. Honolulu: University of Hawaii Press.
- 厚生統計協会 2006 「わが国における少子化の動向と関連行政施策の展開」『特別編集号・厚生指標 臨時増刊』第53巻第16号, pp.8-17.
- 厚生労働省 2005 『平成18年度版 労働経済白書』厚生労働省。

国立社会保障・人口問題研究所 2008 『人口統計資料集 2008』、国立社会保障・人口問題研究所。

総務省統計局 2001 『平成8年8月労働力調査特別調査結果速報』総務省統計局。

津谷 典子 2002 「イベント・ヒストリー分析」、日本人口学会編『人口大事典』、倍風館、pp. 428-431。

内閣府男女共同参画局 (編) 2001 『わかりやすい男女共同参画社会基本法』有斐閣。

第 1-2 章 「若者の離家と親との同居：日本とドイツの比較」

田淵 六郎

1 研究の背景と意義

深まる少子高齢化や若年層を取り巻く経済環境の変化を背景として、先進諸国では、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関心が高まっている。離家の遅延は親との同居期間の延長と密接に関係しているのみならず、少子化の直接的要因としての晩婚化とも密接に関わっている。少子化の進む諸国について、いかなる要因が同居・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し、未婚化や晩婚化がどのようなメカニズムに従って進行しているのかについて知見を得ることは、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。

こうした関心にもとづき、本稿においては、日本とイタリアを比較したこれまでの研究も踏まえて、急激な少子化や晩婚化の経験において共通性を持つ日本とドイツについて、両国における若者の離家行動の規定要因について比較するとともに、日本についてはパネルデータを用いて若者の親との同居の規定要因を探ることを研究の目的とする。

2 離家タイミングに関する日独の比較

2-1 先行研究

日本とドイツについて、離家タイミングに関連する研究を概観しておく。離家タイミングをめぐる先行研究としては、日本について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）、澤口・嶋崎（2004）などが存在する。

2004年7月に実施された第5回世帯動態調査データを用いた鈴木（2007）によれば、離家年齢の上昇傾向が男女ともに観察される。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、上昇傾向にある。また、25歳時点の離家未経験割合は最も若い1979-84年コーホートでは男女ともに50%にも達しており、晩婚化の影響がうかがわれるとしている。なお鈴木（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、結婚年齢が低いために女性の方が離家年齢が低い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、1999年の全国家族調査（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する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、きょうだい数が多い場合や地方出身である場合に離家が早まること、長男や男きょうだいのいない長女は離家が遅くなる傾向があることなどが明らかにされている。

離家年齢の長期的な変化については、NFRJ98データを用いた澤口・嶋崎（2004）は、

離家年齢の上昇が生じているのは女性の最近のコホートについてだけであるという知見を得ている。また、きょうだい数が多い場合に結婚前の離家が早くなることや、父親の学歴や職業の影響は概して弱いということが指摘されている。

ドイツに目を転じると、まず低出生力を経験している国々において、離家タイミングについて共通の傾向が見られるわけではないことに注意しておく必要がある。表 1-2-1 には、Iacovou による 1994 年の ECHP データからの集計を示すが (Iacovou 2002: 46)、表から分かるように、ドイツの離家年齢の中央値は欧州諸国のなかでは比較的低いグループに属しており、男性はフランスなどと大きく変わらず、女性もオランダや英国に近い。対照的に、同じ低出生力を経験するイタリアやスペインはかけ離れて高い年齢を示しており、離家年齢にかんしてドイツはイタリアやスペインとは異なるパターンを示すことが明らかである。じっさい、Aassve ら (2002) は、FFS データおよび ECHP データに基づいて欧州の複数諸国を比較するなかで、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。

表 1-2-1 欧州諸国における離家年齢の中央値 (1994 年 ECHP)

	Men	Women
Finland	21.9	20.0
Denmark	21.4	20.3
Netherlands	23.3	21.2
United Kingdom	23.5	21.2
France	24.1	22.2
Belgium	25.8	23.8
Germany	24.8	21.6
Austria	27.2	23.4
Ireland	26.3	25.2
Greece	28.2	22.9
Portugal	28.0	25.2
Spain	28.4	26.6
Italy	29.7	27.1

出典：Iacovou (2002), p.46

ドイツについては統合以後も様々な面で旧東西地域の社会文化的な違いが見られることが知られるが、旧西ドイツ地域出身と旧東ドイツ地域出身の若者について、1996 年の調査データに基づいて最初の離家年齢を比較分析した Juang らは、パートナーシップ形成は離家を早める効果を持つなどの共通性が見られること、1991 年のデータと比較すると離家年齢にかかわる要因にかんする両地域間の違いは減少していると報告している。

ドイツにおける離家年齢の長期的変化については、日本とは異なる傾向が観察される。Konietzka and 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) データに依拠して、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 5 歳ほど低下した。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。初婚年齢が上昇するトレンドのもとで生じているこうした変化について、著者たちは、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ものと解釈している。

これに対して 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 (in press) 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）を従属変数としたイベントヒストリー分析を行い、1964 年コーホートから 71 年コーホートにかけては離家の遅れが見られること、失業を経験した期間の長さは離家を遅らせること、父親の職業的地位が高い場合に離家が早まることなどを指摘している。

2-2 データ

本稿で使用したデータは、日本について「結婚と家族に関する国際比較調査」（以下、日本 GGS）データの Wave1（第 1 次調査：2004 年）と Wave2（2007 年）、ドイツについてドイツ GGS Wave1 データ（2005 年実査）である。以下本節では、若者の離家にかかわる指標としての離家タイミングについて、日独を比較する。

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 の Wave2 では「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ことがありますか。」（問 13）という設問を用いて、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 GGS Wave1 もほぼ同様の形式の設問を含むが、ドイツ GGS が月単位で測定しているのに対して、日本 GGS は年単位であるため、日独の比較は年を単位とした分析として行った。

2-3 結果

2-3-1 日本

日本 GGS を用いた多変量解析として、離散時間ロジットモデルを用いて男女別に 15 歳以降 30 歳以下の間に経験された離家タイミングの規定要因を分析した（対象者年齢は Wave2 で 21 歳から 53 歳であるが、離家経験のほとんどが 30 歳以前に生じている）。

ドイツとの比較に照準した分析を行うため、分析では説明変数を限定した。すなわち、本人の教育（高校卒業以降／それ以前）、初職の従業上の地位（正規雇用／非正規雇用／その他・それ以前）を時間依存変数として用いた（なお、本人教育について、データからは最終卒業学校に入学した年齢が得られないため、分析では便宜的に一律 18 歳と仮定した）。

また、出生コーホート、きょうだい数、父親学歴（高校以下／高卒以降／その他・不明）、本人 15 歳時の父親職業（常雇専門・管理／常雇その他／自営／その他）は非時間依存変数として用いた。離家行動にかんする男女の違いが大きいことは鈴木や福田などの先行研究が指摘してきたところであるので、分析は男女別に行った。

対象となったサンプルの規模は 2,425 名（男性 1,017 名、女性 1,408 名）、17,555 人年である。離家年齢の中央値は男性が 19 歳、女性が 22 歳であった。分析に用いた説明変数の記述統計を表 1-2-2 に示す。

表 1-2-2 離家年齢の分析に用いられた変数の記述統計（日本）

	%	平均	時間依存変数	平均	SD
出生コーホート			本人の教育（高卒以降）	0.364	0.481
1955年以前	7.5		初職の従業上の地位		
1956-60年	19.6		正規	0.341	0.474
1961-65年	17.7		非正規	0.067	0.250
1966-70年	16.8		その他・無職	0.592	0.491
1971-75年	12.9				
1976-80年	11.9				
1981年以降	13.5				
きょうだい数		1.489			
父親学歴					
高校以下	60.6				
高卒以降	23.0				
その他・不明	16.4				
本人15歳時の父親職業					
常雇専門・管理	24.6				
常雇その他	39.8				
自営	26.3				
その他	9.4				

離散時間ロジット分析の結果を表 1-2-3 に示す（表に示していないが、これ以外に 15～30 歳のダミー年次変数を投入した）。

まず男性については、1955 年以前コーホートと対比すると、1970 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。こうした近年の離家の遅れはこれまで他のデータでも観察されてきた傾向と一致するものである。他の変数をみると、きょうだい数は離家を早める効果を示す。本人が高校卒業以降の教育を受ける場合にも離家は有意に早まる。本人の初職の効果は、正規に対して非正規であることは有意な違いを持たないが、その他・無職である場合に離家は有意に遅くなる傾向がある。職業上の地位よりも有職か否かが関係しているということであろう。父親の学歴は有意な効果を持たないが、回答者が 15 歳時の父親の職業は、常雇その他に対して、その他のグループで離家が早まる傾向がみられた。また、10%有意水準であるが、常雇専門・管理および自営で離家が早まること

分かる。常雇専門・管理とその他のグループの間には有意な差がみられないことから、解釈が難しい結果ではあるが、出身階層と男性の離家のあいだには弱い関連がみられるようである。

表 1-2-3 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 Odds ratios	女性 Odds ratios
出生コーホート		
1955年以前(ref)		
1956-60年	1.38 †	1.04
1961-65年	0.88	1.03
1966-70年	0.89	0.94
1971-75年	0.97	0.94
1976-80年	0.26 ***	0.37 ***
1981年以降	0.19 ***	0.34 ***
きょうだい数	1.20 ***	1.20 ***
本人の教育（高卒以降）	1.89 ***	1.31 **
初職の従業上の地位		
正規(ref)		
非正規	1.17	0.83
その他・無職	0.44 ***	0.61 ***
父親学歴		
高校以下(ref)		
高卒以降	1.02	0.89
その他・不明	0.97	0.97
本人15歳時の父親職業		
常雇その他(ref)		
常雇専門・管理	1.20 †	1.10
自営	1.19 †	1.15 †
その他	1.47 *	1.62 ***
N person-years	6945	10610
N persons	1017	1408
Wald Chi2	2285.07	3487.02

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

次に女性については、男性と同様に 1970 年代後半以降のコーホートで離家が相対的に遅くなる傾向が見られた。きょうだい数も同様であり、効果は多少小さくなるが本人教育の効果も同様である。本人初職の効果も男性と同様であり、無職である場合に離家が遅まる。父親職業は、常雇その他に対して自営およびその他で離家が遅延する傾向が見られることから、女性については相対的に低い出身階層に属する場合に離家が遅延する傾向があることが示唆される。同様の知見は NFRJ98 データを分析した福田も得ていたところである。

なお、詳細に検討すると、男性との違いとして、女性については本人教育の効果は 20 代後半以降の相対的に晩期の離家を早める効果を示していた（男性についてはこうした効果は有意ではなかった）。これはこの時期が結婚による離家が女性について生じやすい時期であり、相対的に高い教育程度を持つことが、女性についてはこの時期の結婚を早めることを通じて離家を早めることを意味していると解釈できる。

2-3-2 ドイツ

次に、ドイツ GGS データを用いた分析結果を報告する。多変量解析として、日本 GGS データと同じく、離散時間ロジットモデルを用いて男女別に 15 歳以降 30 歳以下の間に経験された離家タイミングの規定要因を分析した。

日本との比較分析を意図したため、分析では説明変数を限定した。すなわち、本人の教育（大学に相当する tertiary 以降／それ以前のダミー。卒業時年齢を基準とした）を時間依存変数として用いた。本人初職に関する詳しい情報が得られないことから、初職にかんする変数は用いることができなかつた。出生コーホート、きょうだい数、父親学歴（upper-secondary を基準カテゴリとするダミー変数群）、本人 15 歳時の父親職業（一般労働者を基準カテゴリとする、上層ホワイト／自営／その他のダミー）は非時間依存変数として用いた。日本と同様に、分析は男女別に行った。なお、離家年齢が欠損値であった

表 1-2-4 離家年齢の分析に用いられた変数の記述統計（ドイツ）

	%	平均	時間依存変数	平均	SD
出生コーホート			本人の教育	0.154	0.361
1955年以前	11.7		(tertiary以降)		
1956-60年	16.2				
1961-65年	20.5				
1966-70年	17.5				
1971-75年	12.4				
1976-80年	11.5				
1981年以降	9.7				
きょうだい数		1.633			
父親学歴					
lower secondary以下	5.0				
upper secondary	65.2				
post-secondary non-tertiary	10.7				
still in training	5.2				
本人15歳時の父親職業					
上層ホワイト	11.4				
一般労働者	70.0				
自営	6.7				
その他	11.9				

1割強は分析から除いたため、分析対象となったサンプルにはバイアスが生じている可能性があること、また、日本と異なり男性より女性のほうが離家年齢が早いことが示すように、日独で性別と離家要因との関係が異なっているという違いがある点は、比較に際して注意を要する。

対象となったサンプルの規模は4,721名（男性2,253名、女性2,395名）、33,695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を表1-2-4に示す。

離散時間ロジットモデルを用いて離家タイミングに関連する要因の分析を男女別に行った結果を表1-2-5に示す。

分析の結果、まず男性については、1955年以前のコーホートと比べて、1956年から75年生まれの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

表 1-2-5 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 Odds ratios	女性 Odds ratios
出生コーホート		
1955年以前(ref)		
1956-60年	0.79 *	0.94
1961-65年	0.71 **	0.75 **
1966-70年	0.68 ***	0.66 ***
1971-75年	0.72 **	0.76 **
1976-80年	0.87	0.80 *
1981年以降	0.88	0.91
きょうだい数	1.06 *	1.07 **
本人の教育（tertiary以降）	1.28 **	1.26 ***
父親学歴		
upper secondary (ref)		
lower secondary以下	0.95	0.79 †
post-secondary non-tertiary	1.11	0.79 **
tertiary	1.42 ***	1.15 †
still in training	0.98	1.11
本人15歳時の父親職業		
一般労働者 (ref)		
上層ホワイト	1.00	0.85 *
自営	1.03	1.26 *
その他	0.95	0.99
N person-years	15565	17350
N persons	2253	2914
Wald Chi2	4305.86	4701.10

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

は逆に 55 年以前と有意な違いが見られなくなっている。きょうだい数が多い場合に離家年齢が早まり、また、本人の教育が tertiary 以降である場合には離家が早まる。出身家庭の影響については、父親の学歴が tertiary 以降である場合には離家が早まる。本人 15 歳時点の父親職業については、有意な変数が見られない。

次に女性については、コーホートによる違いは男性と似た結果であるが、1976 年後半コーホートまでは離家が遅延する傾向が見られる。きょうだい数、本人教育の効果は男性と同じ結果を示している。父親学歴については、高校に相当する upper secondary 未満である場合に離家が遅くなり、tertiary 以上の場合に離家が早まる傾向が 10% 水準で有意である。ただし同時に post-secondary non-tertiary（実科学校が中心）である場合には有意に離家が遅くなるという傾向も見られる。父親職業については、一般労働者に対して上層ホワイトカラーである場合は相対的に離家が遅くなり、自営の場合には早まる傾向が見られる。

なお本人教育について、離家の生じる年齢との関係を検討すると、本人の教育は離家の時期によって、男女で異なる影響を示しており、女性については相対的に高学歴であることは 20 代後半における離家を有意に早めるが男性ではそうした傾向は有意でないという、日本と類似した結果が観察された。

3 パネルデータ分析による日本における若者の親との同別居の規定要因の分析

2006 年度までの研究においては、2004 年日本 GGS のクロスセクショナルデータを比較分析することによって、日本とイタリアの若者の世帯形成にかんする比較などを行ってきた。2007 年度に Wave2 データが収集されたことから、日本については JGGS データを用いた 2 時点パネルデータの分析が可能となった。ほんらいはパネルデータを用いた比較分析を行うべきところであるが、ドイツなどのパネルデータが現時点では利用できないことを踏まえて、以下では日本データのうち Wave2 で 40 歳以下のサンプルを対象として、若者の親との同別居を規定する要因にかんする探索的な分析を実施した。

JGGS 調査における二つのパネルの間隔が 3 年間であったため、この間における親の生存状態の変化および居住関係の変化は小さい。Wave2 で親が健在であったケースのうち、Wave1 で親と同居していたが Wave2 で同居していなかったケース（すなわちこの間に離家を経験したと判断されるケース）の割合は、男性・女性とも 15% 前後と少なかった。ただし、Wave2 で脱落したサンプルにはこの間に居住関係が変化した者が多く含まれることが想定されるため、Wave2 のサンプルを用いて推定を行った場合、居住関係の変化を過小に推定する可能性があることには注意を要する。なお、Wave1 で親と同居していなかった者のうち、Wave2 で同居していたケースは 5% 未満であった。分析の対象となったサブサンプル全体で見ると、3 年間で約 6% ポイント同居率は低下している。

当該サブサンプルについて二時点間における親との同別居の変化を婚姻状態別にみると、

既婚者については親との同別居はほとんど変化しない。Wave1 で未婚であった者を対象に集計すると表 1-2-6 の通りである。Wave2 で脱落した割合は 4 割以上に及んでおり、特に未婚で親と別居していた者では顕著に高い（既婚者は平均でほぼ 3 割）。

表 1-2-6 Wave1 での親同居未婚者の Wave2 における親との同居と婚姻状態（日本）

Wave1	Wave2				サンプル 脱落	N
	未婚で親 と同居	未婚で親 と別居	既婚で親 と同居	既婚で親 と別居		
未婚で親と同居	49.7	4.2	1.2	4.8	40.1	1204
未婚で親と別居	8.5	28.1	0.7	11.1	51.6	153

こうしたサンプル脱落に系統的な偏りが生じていないかどうかをチェックすることも兼ねて、以下でのパネルデータ分析に先立って、Wave1 時点で親と同居していた 40 歳以下未婚者に限定して（Wave1 では親と別居していた未婚者が少ない）、3 年後の Wave2 での婚姻状態および同別居の有無を従属変数として、Wave1 の諸変数によってそれを予測するというモデルによって多項ロジスティック回帰分析を行った（表 1-2-7: N=1,275）。Wave2 において既婚で親と同居したケースはきわめて少ないので除外し、サンプル脱落を含む 4 つのカテゴリからなる変数とした。説明変数は後の分析で用いたものとはほぼ同一であるが、父親の学歴は投入すると推定が不安定になるため用いていない（なお、事前に IIA の検定を行い、推定上の問題のないことを確認している）。

表 1-2-7 Wave2 での婚姻・同別居状態に関する多項ロジット分析の結果（日本）

	未婚で親別居 Odds ratios	既婚で親別居 Odds ratios	サンプル脱落 Odds ratios
Wave1 における変数			
年齢	0.99	0.96	0.98
性別(女性=1)	0.96	1.82 *	0.68 **
きょうだい数	1.05	0.70	0.92
長子ダミー	1.37	0.74	0.95
雇用の状態 (ref=正規)			***
無職・その他	1.45	0.10 ***	0.82
自営・家族従業者	1.80	0.83	0.88
パート・派遣	0.89	0.17 ***	0.94
本人教育 (ref=高卒以下)			***
専門学校・短大	0.98	2.10 *	1.15
大学	1.12	1.75	1.12
親が両方健在	0.80	1.33	1.01

注: 基準カテゴリは「未婚で親と同居」

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

全体的にモデルの当てはまりが良くないが、まず未婚で親と同居し続けることに対するサンプル脱落のリスクを高める要因については、男性のほうが脱落リスクが高い傾向がある程度で、その他の変数との有意な関連は見られない。一方、未婚で別居の状態に移行する確率を有意に高める変数も見られない。これに対して、既婚で親と別居すること（既婚同居を除いているので、ここでは結婚することと同義であるが）確率を有意に高める変数は、女性であること、専門学校・短大卒であること（これは女性の結婚離家確率と関係していると推測される）であり、低める変数は無職・その他およびパート・派遣であることであった。最後の点は、経済的状況の悪い者が結婚により離家することが難しいという関連があることを示唆しており、政策的には重要な論点であろう。

これら予備的な分析からは、間隔の短い二時点パネルデータにおいては、その間に同別居の状態についての変化を経験する割合が高くないために、多項ロジットの手法を用いてパネルデータ分析を行うことは難しいことが示唆される。以下ではあくまでも探索的な分析として、同別居の変化のみに注目してパネルデータ分析を行った。

分析に用いた従属変数は、親との同別居にあたる二値変数である。説明変数としては、年齢、性別、婚姻状態、きょうだい数、本人学歴、本人就業状態、父親学歴を用いた。なお分析では未婚・既婚者をまとめて分析した。すでにみたように、婚姻状態の変化が親と

表 1-2-8 親との同居に関するパネル・ロジット分析の結果（日本）

	係数	Z	
年齢	-0.063	-6.85	***
性別（女性=1）	-0.535	-4.91	***
有配偶ダミー	-5.248	-38.53	***
きょうだい数	-0.466	-7.15	***
長子ダミー	0.024	0.23	
親が両方健在	-0.139	-1.13	
雇用の状態（ref=正規）			
無職・その他	-0.303	-2.37	*
自営・家族従業者	0.139	0.77	
パート・派遣	-0.208	-1.67	†
本人教育（ref=高卒以下）			
専門学校・短大	-0.333	-2.86	**
大学	-0.718	-5.84	***
父親の学歴（ref=中学以下）			
高校	0.167	1.42	
各種専門学校・短大・高専	0.518	2.23	*
大学以上	0.466	2.91	**
その他・不明	-0.331	-1.84	†

注1: ランダムロジット推定。

注2: Number of obs.=5,271, Number of groups =3,359

注3: カイ二乗統計量=724.97(Prob >=Chi2 = 0.000)

の同別居を強く規定するため、これら変数を同時に投入した推定結果を解釈するにあたっては慎重である必要がある。

本データについて固定効果ロジットモデルによる推計を行うのは困難であるため、表 1-2-8 にはランダム効果ロジットモデルの結果を示す (GEE Population -Averaged モデルによる推計も行ったがほぼ同じ結果が得られた)。通常のロジット分析による推定との差の検定は 0.1%水準で有意である。

5%水準で有意であった変数のみ確認すると、年齢が高いほど同居は起こりにくいこと、女性のほうが同居しにくいこと、有配偶の場合に同居しにくいこと、きょうだい数が多いほうが同居しにくいこと、雇用が正規に対して無職・その他である場合に同居しにくいこと、本人学歴が高いほうが同居しにくいこと、父親学歴が高い場合に同居しやすいことが示されている。長子であるかどうか、親が両方健在であるかどうかは、このモデルでは有意な効果を示していないが、後者は婚姻状態および年齢を除去したモデルでは有意であった。本人の学歴および就業状態の効果は、このモデルでは離家年齢の分析などとは逆の傾向を示しているが、異なる変数のモデルを推計するとこの変数は有意でない場合も見られるため、解釈には慎重である必要がある。

4 結論と考察

本研究では主として二つの分析を行い、少子高齢化という状況における共通性の高い日本とドイツとを比較しながら、今日の若者が置かれた状況について、離家および親との同別居を規定する要因について考察してきた。離家年齢にかんする日独の比較分析および日本についての親との同居行動にかんするパネルデータ分析からは、概略以下のような結論が得られた。

まず、日本、ドイツとも、分析対象となった年層における比較の限りでは、最近のコアホートで離家が遅くなる傾向が見られた。ドイツについては、最近のコアホートでは離家の遅延傾向は弱まっている。

次に、出身階層の効果 (高い階層で相対的に離家が早い) が男女ともに観察された。これに対してドイツについては父親学歴が男女に、父親職業が女性について影響していることが確認された。ただし後者は日本とは逆方向の効果 (親の階層が高い場合に離家が遅い) が観察された。これらからは、出身階層は若年期の離家タイミングに影響するが、その影響のあり方は日独で異なっていることがうかがわれる。ただし、学歴の効果一つをとっても、それがどのような仕組みでこうした関連をもたらしているのかについては、各国 (ここではドイツ) の文脈を深く検討することなしに理解することは困難である。こうした違いが制度的な要因によるのかどうかなどの論点は、今後コンテクスチュアルデータを用いてより多くの国を比較分析するなかで検討されるべき論点であろう。

さらに、学歴取得が離家タイミングに及ぼす影響としては、就学にとまなう親世帯から

の離脱によって離家を早めるだけでなく、女性については結婚タイミングを早めることを通じて離家を早める影響もあることが日独に共通していることが示唆された。本研究では離家の全体的傾向を分析するにとどまっているため、今後は、先行研究で行われてきたように、離家要因ごとの比較研究を通じて考察を深める必要があるだろう。

また、日本については初職が非正規雇用であることは離家年齢に有意な影響を示さず、無職であることが離家を遅くする効果を示した。職業の有無が自立した生活の条件となるという意味で、この関連は当然の結果であるが、職業の状況に対して教育達成が大きな影響を及ぼすことを考えると、より正確な因果関係を明らかにするためには、別のモデルを通じて検討を深める必要があるだろう。

日本についてはパネルデータを用いた探索的な分析を行い、未婚者の親との同別居の変化を予測する要因がほとんど見られないことなどを確認したが、パネルデータの利点を十分生かした分析は行い得なかった。何よりも今後の継続調査が望まれるが、脱落サンプルの扱いを含め、データそのものにかんする吟味が今後も求められるだろう。

本研究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。日本においては出身階層が低いことが例えば結婚離家や就学離家の困難を高めることを通じて離家の遅れをもたらしているのだとすれば、こうした関連を緩和するための社会政策的対応が求められると言わねばならない。そうした緩和のための方策が、どのようなグループでどのような効果をもたらしうるのかについては、出身階層がどのような経路で離家に影響しているのかについて分析を深めることを通じて結論を出す必要がある。この点についての今後のさらなる研究が求められる。

参考文献

- Aassve, A., Billari, F. C., Mazzucco, S. and Onagro, F., 2002, Leaving home: a comparative analysis of ECHP data. *Journal of European Social Policy*, 12, 259-275.
- 福田節也, 2003, 「日本における離家要因の分析」『人口学研究』33 : 41-60.
- Iacovou, M., 2002, Regional differences in the transition to adulthood, *ANNALS OF THE AMERICAN ACADEMY OF POLITICAL AND SOCIAL SCIENCE* 580: 40-69 .
- Jacob, Marita and Corinna Kleinert, (in Press), Does Unemployment Help or Hinder Becoming Independent? The Role of Employment Status for Leaving the Parental Home, *European Sociological Review*.
- Konietzka D and Huinink, J., 2003, Die De-Standardisierung einer Statuspassage?: Zum Wandel des Auszugs aus dem Elternhaus und des Uebergangs in das

Erwachsenenalter in Westdeutschland (The destandardization of a status passage? On the changing process of leaving the parental home and the status passage to adulthood in West Germany), SOZIALE WELT, 54(3): 285-311.

澤口恵一・嶋崎尚子, 2004, 「成人期への移行過程の変動」渡辺秀樹他編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会, 99-120.

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, 2007, 「世帯形成の動向」『人口問題研究』63(4): 1-13.

第二章 子育て支援と出生：両立支援・経済支援と出生行動