

第 I 部 「結婚と家族に関する国際比較調査
(J G G S)」 パネル・データによる分析

第一章 結婚・パートナーシップと若者の自立

第 1-1 章 「学歴と雇用安定性のパートナーシップ関係への影響」

津谷 典子

1 はじめに

本章は、2004 年に実施された『結婚と家族に関する国際比較調査』の第一次調査（以下 JGGS-1 と略称）と、第一次調査時に 18～49 歳であった回答者男女を 3 年後の 2007 年に追跡調査した第二次調査（以下 JGGS-2 と略称）の両方からなるパネルデータを用いて、学歴と雇用安定性のパートナーシップ関係への影響について分析を行うことを目的とする。1990 年代のバブル経済の崩壊以降、わが国の雇用形態も大きく変化してきており、正規雇用が減少し、それに変わってパート・アルバイトおよび派遣・契約といった非正規雇用が増加している（総務省統計局 2001; Statistics Bureau 2005）。また同時期に、若者の間で「フリーター」と呼ばれる非正規雇用者や「ニート(NEET)」とよばれる若年無業者が増加している。定義により違いがあるが、1996 年に約 100 万人であったフリーターは 2004 年には約 214 万人と 2 倍以上に急増している（厚生労働省 2005）。また、就学せず休職活動をせず職業訓練も受けていないニートは 2003～2004 年ではほぼ 64 万人にのぼり、無視できない数となっている。

このような若者の雇用の不安定化の経済的意味は深刻であるが、近年これが未婚化と少子化の要因の 1 つとみなされ、雇用の安定化を少子化対策の一環としてとらえる政策的動きがみられる。例えば、少子化に対応するための基本指針として 2004 年に策定された「少子化社会対策大綱」を推進のための「少子化社会対策大綱の具体的実施計画（子ども・子育て応援プラン）」（2005 年からの 5 カ年計画）では、エンゼルプランや新エンゼルプランといったそれまでの少子化対策の焦点であった保育サービスや育児休業といった直接的支援だけでなく、若者の自立や働き方の見直しが視野に入れられている（厚生統計協会 2006, p.13）。このように、若者の雇用の安定化は少子化対策としても注目されているが、本節では実証分析を通じて若年期の雇用とパートナーシップ形成行動との関係を検証したい。

就学や雇用といった経済的変数と結婚をはじめとするパートナーシップ形成行動、および結婚意欲との間には強い内生性（endogeneity）が存在し、この関係を一時点におけるクロスセクション・データを用いて分析する限り、この内生性の問題に対処することはできない。さらに、このようなデータ・情報の問題に加えて、統計分析的手法についても問題が存在する。社会経済的変数と家族・人口行動との関係を分析するための多変量解析に用いられる統計的手法の多くは、「線形因果モデル（linear causal model）」と呼ばれるものである。重回帰モデル（OLS regression model）はその代表的なものであるが、線形因果モデルは全て説明変数（この場合は学歴や雇用）と被説明変数（ここではパートナーシップ形成行動とその意欲）との間に因果関係を想定している。したがって、ある時間の一定点で収集されたクロスセクション・データに因果モデルを適用することは、内生性の問

題を増幅してしまう可能性もある。この内生性の問題を解決する1つの方法がパネルデータを用いることである。ある時点（Time 1）における属性や状況や経験がその後の時点（Time 2）における行動や意識に与える影響を分析することにより、統計的にも理論的にもその因果関係をより明瞭にすることができる。

本章では、上記 JGGS-1 と JGGS-2 から得られるミクロのパネルデータを用いて、①学歴と若者の雇用の安定性からみた未婚男女の雇用の安定性と所得、②学歴と若者の雇用の安定性からみた未婚期の同棲、③学歴と若者の雇用の安定性からみた初婚行動、④学歴と若者の雇用の安定性からみた未婚男女の結婚意欲、の4つを中心として、2000年代のわが国におけるパートナーシップ関係と学歴および雇用安定性との関係を多変量解析することにより分析する。最後に、これら4つの分析の結果を要約することにより、学歴と若者期の雇用安定性と未婚化・晩婚化との関係を多面的に検討し、その政策的インプリケーションについて考察する。

1 学歴からみた未婚男女の雇用の安定性と所得

『結婚と家族に関する全国調査』では第一次調査でも第二次調査でも、完全な雇用歴についての情報は収集されておらず、2004年のJGGS-1で収集した情報は全て調査時点現在のものであった。しかし、2007年のJGGS-2では限られてはいるが、過去の雇用についての質問が設けられている。その中のひとつである「学校卒業後に最初についた仕事」についての情報を用いて、本節ではまず、①学校卒業後の最初の雇用（以下「学卒後の雇用」と略称）と学歴との関係、②学卒後の雇用と現在（第二次調査時点）の雇用との関係、③学卒後の雇用と現在の所得との関係、の3つについて分析する。これらの分析を男女別に行うことにより、学歴、雇用、所得という3つの経済変数間の関係と、その男女差の差異を検証する。

ここで分析対象とするのは、第一次調査で18～49歳であり第二次調査に回答した3,083名（男1,307名、女1,776名）の回答者男女である。これらの回答者で仕事についてのある者のほとんどは卒業して間もなく（多くは卒業と同時に）初めての仕事についており、また回答者の大多数が学校卒業時には未婚であったことから、ほとんどの男女は初めての職についた当時未婚であったと考えられる。

表1-1-1には、学校卒業後にはじめてついた仕事が正規雇用であった者の年齢別割合が示されている。¹ この表から、学校（短大・高専もしくは大学）に在学中の者が相当の割合含まれるため、² 仕事についての割合自体が低いと考えられる25歳未満を除いても、正規雇用についての割合がほぼ85%である35歳以上の年齢層と比べて、30～34歳の正規雇用

¹ ここでは2007年のJGGS-2時点での年齢が用いられている。JGGS-1の年齢を用いても結果は同様である。

² 25歳未満で調査時に学校在学中であった割合は、男女計で25%、男が30%、女が21%である。

割合は79%と低く、25～29歳の割合は63%でさらに低い。割合に若干の男女差（女性の方が男性よりも最初の仕事が正規雇用であった割合は高い）はあるものの、年齢パターンは男女共通である。ここから、近年（過去10年間ほど）のわが国では、学校卒業時に正規雇用につく（つまり就職する）者の割合が顕著な減少傾向にあり、それは男女共通であることがわかる。

表 1-1-1 学校卒業後にはじめてついた仕事が正規雇用であった者の
年齢別割合（%）：2007年のJGGS-2の回答者男女

年齢 ^a	男女計	男	女
25歳未満	45.3	40.9	48.1
25～29歳	63.3	62.3	64.0
30～34歳	79.1	81.0	77.3
35～39歳	85.3	85.3	85.8
40～44歳	84.6	84.6	85.4
45～49歳	85.3	83.6	82.7
50歳以上	88.0	88.3	90.5
全年齢 (総数)	80.0 (2,997)	85.2 (1,280)	78.6 (1,717)

注：割合(%)は加重値、総数は非加重値。

a--2007年のJGGS-2時点の年齢。

次に、雇用のタイプ（学卒後に正規雇用の職を得たか否か）と学歴および年齢との関係について、ロジスティック回帰分析モデル（binary logistic regression model）を用いて分析してみたい。³ここでは、2004年の第一次調査後学校を卒業した者や進学した者がいるため、2007年の第二次調査時点の学歴（および年齢）の情報を用いている。表 1-1-2には、分析に用いられたこれらの説明変数の記述統計量（平均と標準偏差）が男女別に示されている。

表 1-1-3 に示されているように、男女共に、高校卒と比べて、中学以下の低学歴層は学卒後に正規雇用の職を得た確率が顕著に低いことが分かる。それに加えて、女性では、高等教育を受けた者が正規雇用を得た確率もより低く、特に4年制大学かそれ以上の高学歴女性のそれは高卒女性と比べて約47%低くなっている。ここから、男性では中学かそれ以下という低学歴は学卒後の正規雇用確率を低下させ、また女性の場合は高校卒業者の正規

³ ロジスティック回帰分析モデルの詳細は、Cox (1970)、および Retherford and Choe (1993) を参照されたい。

雇用確率が最も高いことがわかる。正規雇用の多くは俗に言うホワイトカラーと呼ばれる職業であり、これには高校卒業の学歴が必要であることが窺われる。また、1986年の「雇用機会均等法」施行と1999年の改正などを経て、近年就職における男女の機会均等は広まってきているとはいえ（内閣府男女共同参画局 2001）、高学歴女性の就職における相対的不利ははまだ解消されていないことが示唆される。

表 1-1-2 学歴と雇用安定性との関係、未婚期の同棲経験、および年齢別初婚確率の
多変量解析に用いられた説明変数の記述統計量：2007年のJGGS-2の回答者男女

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	0.798	0.402	0.790	0.408
学歴 ^a				
中学以下	0.044	0.205	0.022	0.147
高校†	0.399	--	0.402	--
各種専門学校	0.133	0.340	0.170	0.376
短大・高専	0.032	0.177	0.232	0.422
大学・大学院	0.392	0.488	0.174	0.379
年齢 ^a				
25歳未満†	0.079	--	0.092	--
25～29歳	0.083	0.277	0.095	0.294
30～34歳	0.135	0.342	0.131	0.337
35～39歳	0.174	0.380	0.172	0.378
40～44歳	0.186	0.389	0.187	0.390
45～49歳	0.211	0.408	0.195	0.396
50歳以上	0.132	0.338	0.128	0.335
出生コーホート ^b	66.933	8.826	67.473	8.923

注：†-レファレンス・カテゴリー。

a-2007年のJGGS-2時点の情報。

b-西暦出生年次-1900。

表 1-1-3 学校卒業後に正規雇用についての確率および現在正規雇用についている確率の
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 の回答者男女

説明変数	男		女	
	学卒後の 正規雇用	現在の 正規雇用	学卒後の 正規雇用	現在の 正規雇用
学卒後の正規雇用	--	9.563**	--	7.839**
学歴 ^a				
中学以下	0.466*	1.060	0.338**	1.280
高校†	1.000	1.000	1.000	1.000
各種専門学校	0.943	0.673#	0.717#	2.134**
短大・高専	0.747	0.617	0.717*	2.028**
大学・大学院	1.016	1.413*	0.565**	1.977**
年齢 ^a				
25歳未満†	1.000	1.000	1.000	1.000
25～29歳	2.617**	3.860**	2.001**	0.944
30～34歳	6.346**	2.172*	3.487**	0.659#
35～39歳	8.265**	2.243**	6.088**	0.488**
40～44歳	7.962**	1.889*	6.040**	0.365**
45～49歳	12.194**	1.255	5.173**	0.334**
50歳以上	10.073**	1.127	9.883**	0.301**
Log likelihood	-583.2	-605.8	-805.3	-1044.5
LR chi-square (d.f.)	121.5 (10)	254.0 (11)	152.2 (10)	252.7 (11)
Prob. > chi-square	0.000	0.000	0.000	0.000
(Number of cases)	(1,277)	(1,277)	(1,710)	(1,710)

** 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。

また、男女とも年齢の正規雇用就職の確率への影響は非常に大きく、年齢が上がるにしたがって、その確率は大きく増加する。男性では、25歳未満に比べて40歳以上の者の正規雇用就職確率は約10～12倍(25～29歳と比べても3.8～4.7倍)、女性では、45～49歳が正規雇用で就職した確率およそ10倍(25～29歳と比べて約5倍)である。このように、学歴の影響を制御すると、若年層の学卒後の正規雇用確率の低下はさらに顕著になる。

ここから、1990年代のバブル崩壊以降のパート・アルバイトおよび派遣・契約など非正規雇用の増加に代表されるわが国の労働市場の流動化傾向の下での、若者男女の雇用の不安定化が確認される。

次に、学校卒業後の正規雇用により示される雇用の安定性と学歴が、その後の雇用と所得にどのように関わっているのかを見てみたい。前述したように、GGGでは第一次調査と第二次調査とも完全な雇用暦を調べていないため、その後の雇用については、第二次調査時点（現在）の雇用のタイプ（正規雇用か否か）についての情報を分析に用いる。所得についても、第二次調査の前年（2006年度）の年間所得のデータを用いるが、調査では（ゼロから1500万円以上の）13のカテゴリーからなるカテゴリー変数を用いて所得が測定されているため、各カテゴリーの中間値（mid-point）を用いて連続変数をimputeし、分析に用いている。従って、現在の雇用（正規雇用か否か）の分析にはロジスティック回帰分析モデルを、所得の分析には通常の重回帰分析モデル（OLS multiple regression model）を用いる。⁴

表1-1-3に示されている現在の正規雇用と学校卒業後の正規雇用との関係を見ると、⁵男女ともこの2つの間のプラスの結びつきは非常に強いことがわかる。学卒後に正規雇用で就職した者が現在も正規雇用についている確率は、学卒後に正規雇用につかなかった者に比べて、男性で9.6倍、女性でも7.8倍となっている。また、男性の値がより高いことから、学卒後の最初の雇用がその後の雇用の安定性に与える影響は、女性よりも男性の方が大きいことが示唆される。

現在正規雇用についている確率には学歴による差異もみられ、男性の場合は、高卒に比べて、4年制大学以上の高学歴者で有意に高く、女性の場合には、専門学校・短大そして4年制大学以上の高校より高い学歴の女性で有意に高くなっている。さらに、学卒後の最初の雇用への学歴の影響と比べると、男女共に、中学以下の低学歴が学卒後の正規雇用に与えたマイナスの影響は現在の正規雇用についてはなくなっている（現在の正規雇用確率については中卒かそれ以下と高卒者との間に有意な差異はみられない）ことから、雇用安定性における最初の労働市場参入時の低学歴者の相対的不利は、その後解消される傾向があることが示唆される。一方、学卒後の最初の雇用時にみられなかった高学歴男性の雇用における相対的アドバンテージはその後の雇用では顕著になる。高卒男性に比べて、4年制大学以上という最も高い学歴をもつ男性が現在正規雇用についている確率は有意に高く、約1.4倍となっている。ここから、学校卒業時の就職では高校卒と大学卒との間に有意な差はみられないが、より長期的な視点でみると、大学卒かそれ以上の学歴をもつ高学歴男性が正規雇用を維持する確率は、それより低い学歴の男性と比べて有意に高いことが示唆

⁴ 1500万円以上の最も高いカテゴリーの場合には、中間点が特定できないため2000万円を用いている。なお、極端に高い値を用いない限り、分析結果に大きな影響はない。

⁵ この分析に用いられた説明変数の記述当計量も表1-1-3に示されている。

される。女性の場合には、高学歴の影響はさらに大きく、学校卒業後の就職時には、むしろ不利であった専門学校・短大・大学卒の女性の正規雇用確率は、その後対照的に高くなっている。高校卒の女性に比べて、専門学校・短大・大学卒かそれ以上の学歴をもつ女性が現在正規雇用についている確率はおよそ2倍であり、女性の正規雇用の継続と高学歴はプラスに結びついていることが示唆される。

さらに、現在の正規雇用確率には年齢による差異もみられるが、そのパターンは男女で大きく異なっている。男性の場合、25～44歳で正規雇用についている確率が有意に高く、言い換えれば、25歳未満と45歳以上という年齢のスペクトラムの両端で確率が低い。前述したように、25歳未満という最も若い年齢層では、在学中および学卒後あまり間もない者が多いことから、この分析結果からも、近年の若者の雇用の不安定化がうかがわれる。一方、45歳以上の男性で正規雇用確率が低いことは、近年正規雇用についている中年の男性労働者のリストラが増加していることを示唆している。ここからも、近年のわが国の労働市場の流動化と不安定化が確認される。

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が減少している。これは、30歳以降結婚や出産による退職などで正規雇用から撤退する傾向が強くなり、その後労働市場に再参入しても、正規雇用にはつかない（つけない）傾向が未だ強いことを示唆しており、ある程度予想された結果であると言える。

次に、学歴と学校卒業後の雇用安定性が現在の所得にどのような影響を及ぼしているのかを見てみたい。⁶表1-1-4には、現在の所得（より正確には2006年の年収）の重回帰分析の結果が男女別に示されている。この表から、学歴および年齢の影響をコントロールした後も、正規雇用の就職をした者は、そうでない者に比べて、有意に高い所得があることがわかる。また、学卒後最初の雇用が現在の所得に及ぼす影響は、女性よりも男性の方がはるかに大きく、男性では、正規雇用の就職をした者はそうでない者に比べて、2006年時点で平均100.8万円の年収差があったのに対し、女性では、その差は48.6万円となっている。⁷

また、学歴による現在の所得格差も大きく、学歴が高いほど所得は有意に高く、この学歴と所得の間の正の関係は男女に共通しているが、若干の男女差もみられる。男性では、高校卒に比べて、中学卒かそれ以下の最も低い学歴層の年収は2006年で約101万円低い一方で、4年制大学かそれ以上の高学歴者の年収は高校卒よりも平均132万円高い（そして専門学校や高専・短大卒業者と高校卒業者との間には有意な年収差はみられない）。女性

⁶ 学卒後の正規雇用と現在の正規雇用との間には強い正の結びつきがあるため、この2つの変数の間には多重共線性があり、同時に多変量解析モデルに投入することはできない。したがって、この分析では学卒後の最初の雇用の情報を用いている。

⁷ また、表には示されていないが、男女を一緒にプールした分析の結果によると、男女間にも大きな所得の差があり、2006年の年収にして約302万円男性の所得が女性よりも高かった。女性には就業していない専業主婦、および働いていても所得の低いパート・アルバイトなど非正規雇用の者割合が男性よりも格段に高いことから、これは予想された結果であろう。

では、中学以下の低学歴層と高校卒との間には差異はみられないが、専門学校・短大・大学といった高校よりも高い学歴層の所得は有意に高い。特に4年制大学かそれ以上の最も高い学歴をもつ女性の年収は目立って高く、高校卒に比べて約98万円多くなっている。したがって、学卒後の正規雇用がもたらす所得への長期的な影響は女性よりも男性で強く、また学歴については、男性の場合、低学歴のマイナスの影響と高学歴のプラスの影響との両方があり、その結果学歴のもたらす所得への効果は非常に大きいと言える。一方、女性の場合、高校を卒業した後、なんらかの教育を受けることの所得効果が存在し、特に4年制大学以上の高学歴の影響は（男性ほどではないにせよ）大きいと考えられる。

表 1-1-4 現在の所得の重回帰分析による説明変数の推計値の係数
：2007年のJGGS-2の回答者男女

説明変数	男	女
学卒後の正規雇用	100.79**	48.57**
学歴 ^a (ref: 高校)		
中学以下	-100.83**	-6.83
各種専門学校	23.75	56.30**
短大・高専	49.04	45.12**
大学・大学院	131.97**	97.60**
年齢 ^a (ref: 25歳未満)		
25～29歳	105.88**	43.92*
30～34歳	187.06**	8.89
35～39歳	284.54**	7.30
40～44歳	377.33**	17.86
45～49歳	427.95**	52.34**
50歳以上	439.54**	51.43*
定数	55.93*	64.21**
F-statistics (d.f.)	49.40 (11, 1238)	8.25 (11, 1665)
Prob. > F	0.000	0.000
Adjusted R-squared	0.299	0.045
(Number of cases)	(1,250)	(1,677)

** 1%で有意。 * 5%で有意。 # 10%で有意。

注：被説明変数は、調査で用いられたカテゴリー変数の各カテゴリーにおける中間値 (mid-point)を用いて連続変数(単位は万円)にimputeしたもの。さらなる詳細については本文を参照されたい。

a-2007年のJGGS-2時点の情報。

次に、現在の所得における男女の年齢パターンをみると、男女間で明らかな違いがあることがわかる。男性の場合は、年齢が上がるにしたがって、現在の所得はほぼ直線的に増加している。一方、女性では、25歳未満と比べて25～29歳および45歳以上の年収は有意に高いが、30～44歳の年収は25歳未満のそれとの間に有意な差がみられない。つまり、女性の所得は25～29歳と45歳以上（具体的には45～53歳）で高く、20歳代前半と30～44歳で低い「M字型」になっている。これは、同様の「M字型」を示すわが国の女性の年齢別労働力率のパターン（国立社会保障・人口問題研究所 2008, pp. 137）の mirror image であり、30～44歳の女性は出産・子育てのために、一時的にせよ就業をやめたり、フルタイム就業からパートタイム就業に働き方を変える傾向が未だあることが示唆される。

2 学歴と雇用の安定性からみた未婚期の同棲経験

本節では、学歴と学卒後の正規雇用就職により測定される雇用の安定性が未婚期の男女の同棲とどのように関係しているのかについて分析したい。第二次調査（JGGS-2）では、2004年3月以降の3年間に結婚を経験した既婚者に対して、結婚前に同棲したことがあるかをたずねている。また、未婚者に対しても、現在同棲しているか、今はしていないが以前したことがあるかについて質問している。この2つから、2004年のJGGS-1と2007年のJGGS-2の3年間の未婚期の同棲経験についての情報を得ることができる。

しかし、JGGS-1以降結婚を経験した者は101名（うち初婚経験者は71名）であり、そのうち結婚前に同棲を経験した者はわずか20名にすぎない。また、2004年3月以降の3年間に同棲していた、もしくは現在同棲していると答えた未婚者は57名である。⁸ したがって、第一次調査と第二次調査の間の3年間における未婚期の同棲経験を分析するためには、分析対象となるイベントの数が合計77と非常に少数であり、分析結果の統計的安定性に問題が生じる可能性は否定できない。さらに、同棲は結婚と連関しており、また年齢による選択性も高い。さらに、同棲は比較的短期間しか継続しないことが多く、わが国のように同棲が結婚に代わるパートナーシップの形として広く認知されていない社会では特にその傾向が強い。その結果、未婚者を対象として、その同棲経験（現在同棲中もしくは過去に同棲したことがある）をクロスセクションの調査により測定している限り、その推計にはバイアスがかかり、同棲経験割合は underestimate されることになる。

そこで、本節では、①JGGS-1時点で未婚であり2007年のJGGS-2に回答した男女を対象とした2004年から2007年の3年間における未婚期の同棲経験の有無、②2004年のJGGS-1で収集された全配偶関係の男女の未婚期の同棲経験の情報に新たにこの3年間における未婚期の同棲経験の情報を付け加えることにより得られるJGGS-2の回答者全員を対象とした未婚期の同棲経験の有無、という2種類の分析を行う。

⁸ JGGS-2で未婚と回答した男女で同棲を経験したと答えた者は61名であるが、JGGS-1とJGGS-2の両方で配偶関係が未婚であるものにしぼると、同棲経験者数は57名となる。

後者の分析の被説明変数の構築方法についてさらに詳しく説明すると、第一次調査では、未婚者に対して現在同棲中であるか、もしくは以前同棲していたかをたずねるだけでなく、既婚者全員に対して、結婚前に同棲したことがあるか否かを質問している。ここから、全ての配偶関係の男女の未婚期の同棲経験の有無を示す二項変数（dichotomous variable）が構築された。次に、上述したように、第二次調査で2004年3月から2007年の同調査までの間に結婚したものに結婚前に同棲したかをたずねており、そこから初婚経験者を抽出し、彼らの結婚前の同棲経験に関する情報を上記の二項変数に付け加えた。さらに未婚者に対しても、同様に、過去3年間の同棲経験の情報を同変数に追加した。このようにして、第一次調査から判明する既婚者と未婚者を合わせた全配偶関係の男女における年齢別の同棲経験の情報と、第一次調査以降の3年間ににおける未婚者と初婚経験者の同棲経験の情報を合わせることで、未婚期の同棲経験の有無を示す被説明変数が作られた。したがって、これら2種類の分析に使用する多変量解析モデルは、ロジスティック回帰分析モデルである。

表 1-1-5 には、未婚期の同棲経験の年齢別割合が示されている。ここから、2007年のJGGS-2の回答者である全配偶関係の男女の約15%（男性の16%、女性の14%）が未婚期に同棲を経験していることがわかる。また、未婚期の同棲経験には年齢差もみられ、男女共に25～34歳の回答者で20～22%と他の年齢層に比べて同棲経験割合が顕著に高く、25歳未満と50歳以上の年齢スペクトラムの両端で低いという「逆J型」を示している。25歳未満では学生（未婚）で親と同居している者の割合がより比べて高いと思われる一方で、それ以上の年齢層における同棲経験と年齢とのマイナスの関係はわが国における近年の同棲の広がりを見せしていると考えられる。

表 1-1-5 未婚期の同棲経験の年齢別割合(%)
: 2007年のJGGS-2の回答者の全配偶関係の男女

年齢 ^a	男女計	男	女
25歳未満	10.6	6.3	13.4
25～29歳	20.6	21.0	20.3
30～34歳	21.9	22.2	21.6
35～39歳	16.6	18.2	15.2
40～44歳	14.7	15.4	14.1
45～49歳	12.8	15.6	10.4
50歳以上	8.4	9.7	7.2
全年齢	15.2	16.1	14.4
(総数)	(3,083)	(1,307)	(1,776)

注：割合(%)は加重値、総数は非加重値。

a-2007年のJGGS-2時点の年齢。

表 1-1-6 2004～2007 年の 3 年間ににおける未婚期の同棲経験および初婚経験の有無の
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
: 2004 年の JGGS-1 時点で未婚であり、2007 年の JGGS-2 に回答した男女

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	0.628	0.484	0.624	0.485
学歴 ^a				
中学以下	0.040	0.196	0.006	0.080
高校†	0.360	--	0.268	--
各種専門学校	0.190	0.393	0.184	0.88
短大・高専	0.028	0.164	0.240	0.428
大学・大学院	0.378	0.485	0.294	0.456
年齢 ^a				
25 歳未満†	0.255	--	0.343	--
25～29 歳	0.235	0.425	0.283	0.451
30～34 歳	0.223	0.416	0.175	0.380
35～39 歳	0.133	0.339	0.093	0.291
40 歳以上	0.155	0.362	0.106	0.308

注：†-レファレンス・カテゴリー。

a--2007 年の JGGS-2 時点の情報。

次に、2004 年の JGGS-1 時点で未婚であった男女を対象としたそれ以降 3 年間ににおける未婚期の同棲経験の有無のロジスティック回帰分析の結果をみてみたい。表 1-1-6 には、この解析に用いられた説明変数の記述統計量が、そして表 1-1-7 にはその推計結果が示されている。後者の表からわかるように、大学かそれ以上という高学歴が女性の同棲経験確率を大きく有意に減少させていることを除き、2004 年時点の未婚男女のその後 3 年間ににおける未婚期の同棲経験確率に対して、説明変数はどれも有意な統計的影響力をもっていない。これは、前述したように、分析対象となるイベントの数が非常に少ないことによると考えられる。

そこで、もう 1 つの多変量解析の結果に目を向けてみたい。⁹ 前者の分析と比べて、この後者の分析では、対象イベントの数（そして分析対象となる男女数）が大きく増加するため、分析結果ははるかに統計的に安定したものとなっている。表 1-1-8 に示されているよ

⁹ この多変量解析に用いられた説明変数の記述統計量は表 1-1-2 に示されている。

表 1-1-7 2004年3月以降3年間における未婚期の同棲経験確率のロジスティック
 回帰分析による説明変数の推計値のオッズ比(Odds Ratios)
 : 2004年JGGS-1時点で未婚であり2007年のJGGS-2に回答した男女

説明変数	男	女
学卒後の正規雇用	1.114	0.685
学歴 ^a		
中学以下	1.103	.. ^b
高校†	1.000	1.000
各種専門学校	0.435	0.988
短大・高専	0.780	0.866
大学・大学院	0.500	0.208**
年齢 ^a		
25歳未満†	1.000	1.000
25～29歳	1.898	1.129
30～34歳	1.628	1.074
35～39歳	0.776	0.475
40歳以上	0.641	0.396
Log likelihood	-106.7	-131.4
LR chi-square (d.f.)	8.0 (9)	15.9 (8)
Prob. > chi-square	0.538	0.043
(Number of cases)	(390)	(448)

**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時点の学歴。
 b--中卒者で未婚期の同棲経験者はゼロであったため、分析から除外された。

表 1-1-8 未婚期の同棲経験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に回答した全配偶関係の男女

説明変数	男	女
学卒後の正規雇用	0.970	0.552**
学歴 ^a		
中学以下	1.813#	1.747
高校†	1.000	1.000
各種専門学校	0.547*	1.128
短大・高専	1.528	0.528**
大学・大学院	0.551**	0.395**
年齢 ^a		
25歳未満†	1.000	1.000
25～29歳	3.060*	1.764#
30～34歳	3.676**	2.070*
35～39歳	2.787*	1.413
40～44歳	2.073	1.229
45～49歳	2.158#	0.836
50歳以上	1.252	0.560
Log likelihood	-536.0	-654.5
LR chi-square (d.f.)	43.2 (11)	74.5 (11)
Prob. > chi-square	0.000	0.000
(Number of cases)	(1,277)	(1,710)

**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。

うに、学校卒業後の正規雇用による就職は未婚期の男性の同棲経験確率には有意な影響を与えていないが、女性の未婚期の同棲経験確率を有意に低下させることがわかる。さらに、学歴による未婚期の男女の同棲への影響も大きく、高卒に比べて、それ以上の学歴をもつ者（男性の場合は4年制大学かそれ以上、女性の場合には短大・大学かそれ以上）の同棲経験確率は有意に低い。¹⁰ 特に、大学卒以上の高学歴者の同棲経験確率は、男性の場合は高校卒より約45%、女性の場合には約60%低く、高学歴化の影響は大きい。

¹⁰ 中学以下の低学歴層の同棲経験確率は高卒の1.7～1.8倍と高いが、統計的有意性はない。これは2007年時点で中学卒の学歴の者の割合が男性で4%、女性では2%と非常に低いためである。

年齢によっても未婚期の同棲経験確率には差異がみられ、特に男性で顕著である。男性の場合は25～39歳をピークとして、女性の場合には25～34歳をピークにそれ以下とそれ以上の年齢層では同棲確率が徐々に低くなるという逆J型を示している。言い換えれば、学校卒業後の雇用と学歴をコントロールした後も、年齢と同棲経験の二変量分析の結果が残り、特に男性の場合に明らかである。女性の場合、年齢の影響が若干弱まっていることは、学卒後の正規雇用および学歴と年齢との相関度が男性よりも強いためであると考えられる。

3 学歴と雇用の安定性からみた初婚行動

では、学歴と雇用の安定性は初婚行動にどのような影響を与えているのだろうか。本来、この分析についても、前節の未婚期の同棲経験の分析と同様に、2004年のJGGS-1実施時点で未婚であった2007年のJGGS-2の回答者を対象として、この3年間における初婚経験の有無を分析することが、パネル調査データの長所を生かす上でも、また説明変数の外生性を高める上でも望ましい。しかしながら、第一次調査から第二次調査の3年間に発生した初婚件数はわずか91件と少数である。そこで、前節と同様に本節でも、①JGGS-1時点で未婚であり2007年のJGGS-2に回答した男女を対象とした2004年3月以降の3年間における初婚経験の有無、②2007年のJGGS-2に回答した全ての（全配偶関係の）男女を対象とした初婚タイミング（既婚者はその初婚年齢、未婚者はJGGS-2時点の年齢）のイベントヒストリー分析、という2種類の分析を行う。使用する解析モデルは、前者の分析の場合にはロジスティック回帰分析モデル、後者の分析では比例ハザード分析モデルである。前者の分析に用いられた説明変数の記述統計量は前掲の表1-1-7に、後者の分析に用いられた説明変数の記述統計量は表1-1-2に、それぞれ示されている。

表1-1-9には、2004年3月以降の3年間に初婚を経験した者の年齢別割合が示されている。ここから、この3年間に初婚を経験した男女は25～34歳に集中していることがわかる。次に、第一次調査時点の未婚者で第二次調査に回答した1640名の男女を対象に、ロジスティック回帰分析モデルを用いてこの3年間における初婚確率を解析した結果をみると（表1-1-10）、学校卒業後の最初の雇用が正規か非正規かは、男性の初婚経験確率に有意な影響を与えていないが、女性の初婚経験確率を有意に上昇させていることがわかる。このように、男性でなく女性で雇用の安定性が近年の初婚行動と結びついていることは予想に反しており、これが少数の分析対象イベントにより統計的安定性が損なわれたためか、それとも実際にこの関係が存在するのかは定かではない。一方、学歴は2004～2007年の3年間における初婚経験確率には全く影響を与えておらず、この最近の3年間の初婚経験確率には有意な学歴格差はみられないことがわかる。しかし、表1-1-9に示された結果から予想されたように、年齢による差異はみられ、25歳未満と比較して、20歳代後半をピークとして25～34歳の男女の初婚経験確率は有意に高くなっている。

表 1-1-9 2004 年 3 月以降の 3 年間に初婚を経験した年齢別割合 (%) :
2004 年の JGGS-1 時点で未婚であり 2007 年の JGGS-2 に回答した男女

年齢 ^a	男女計	男	女
25 歳未満	4.0	2.8	4.8
25～29 歳	14.7	14.4	15.0
30～34 歳	13.6	12.8	14.6
35～39 歳	4.5	2.0	7.9
40 歳以上	3.9	4.6	2.9
全年齢	9.0	8.3	9.7
(総数)	(857)	(397)	(460)

注：割合(%)は加重値、総数は非加重値。

a--2007 年の JGGS-2 時点の年齢。

次に、分析対象となるイベント数を増やし、また初婚を経験した者だけを分析対象とすることによる選択性バイアスの影響をできる限り少なくするため、初婚と既婚の男女全員を対象として、既婚者には初婚年齢を、そして未婚者の場合は調査時の年齢を用いて初婚タイミングの比例ハザードモデル分析を行った。¹¹ その結果は表 1-1-11 に示されている。この表から、学校卒業後について最初の職が正規雇用であった男性は、そうでなかった男性に比べて、年齢別初婚確率が有意に高いことがわかる。一方、学卒後の雇用な女性の結婚タイミングには有意な影響を与えていない。

対照的に、学歴は女性の初婚タイミングに大きな影響を与える一方で、男性については統計的に有意な影響はみられない。高校卒の女性と比べて、中学かそれ以下という低学歴の女性の年齢別初婚確率は有意に高く、一方短大・大学といった高学歴女性の初婚確率は有意に低い。言い換えれば、女性の初婚タイミング（年齢別初婚確率の平均）と学歴とは強いマイナスの関係にあり、高学歴化は女性の未婚化をもたらす一因となっていることが示唆される。

¹¹ イベントヒストリー分析モデル一般、および比例ハザードモデルの詳細は、Cox (1972)、Retherford and Choe (1993)、および津谷(2002)を参照されたい。また、ハザードモデルでは、年齢によりベースライン・ハザードが推計されるため、ここでは年齢の代わりに出生コーホートを説明変数 (covariate) として用いている。

表 1-1-10 2004年3月以降3年間の初婚経験確率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) : 2004年JGGS-1時点で未婚であり2007年のJGGS-2に回答した男女

説明変数	男	女
学卒後の正規雇用	1.662	2.833*
学歴 ^a		
中学以下	1.886	..b
高校†	1.000	1.000
各種専門学校	0.950	1.381
短大・高専	1.328	1.199
大学・大学院	1.264	0.768
年齢 ^a		
25歳未満†	1.000	1.000
25～29歳	4.419*	2.934**
30～34歳	3.671#	2.440#
35～39歳	0.471	0.961
40歳以上	1.345	0.331
Log likelihood	-99.6	-131.4
LR chi-square (d.f.)	16.7 (9)	24.3 (8)
Prob. > chi-square	0.053	0.002
(Number of cases)	(387)	(445)

**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時点の学歴。

b--中卒者3名の中で初婚経験者はゼロであったため、分析から除外された。

表 1-1-11 初婚タイミングの比例ハザード分析による説明変数の推計値のリスク比
(Relative Risk) : 2007 年の JGGS-2 に回答した全配偶関係の男女

説明変数	男	女
学卒後の正規雇用	1.386**	1.098
学歴 ^a		
中学以下	0.993	1.728**
高校†	1.000	1.000
各種専門学校	0.972	0.936
短大・高専	0.837	0.743**
大学・大学院	0.893	0.576**
出生コホート	0.974**	0.961**
Log likelihood	-5635.8	-8254.6
LR chi-square (d.f.)	50.0 (6)	199.7 (6)
Prob. > chi-square	0.000	0.000
(Number of cases)	(1,237)	(1,649)

**1%で有意。 *5%で有意。 #10%で有意。

注：リスク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時点の学歴。

4 学歴と雇用の安定性からみた未婚男女の結婚意欲

最後に、学歴と雇用の安定性は未婚男女の結婚意欲とどのように関係しているのかをみてみたい。2007年のJGGS-2では、未婚者を対象として、いずれ結婚したいかどうかをたずね、それに対して、「絶対結婚したい」から「絶対結婚したくない」までの5段階の選択肢を与えることにより、未婚者の結婚意欲を測定している。ここでは、この変数が示す未婚男女の結婚意欲の程度を用いて、これに学歴と学校卒業後の最初の雇用が正規雇用であったか否かがどのように影響を与えているのかについて分析してみたい。

表 1-1-12 には、「あなたは、いずれ結婚したいですか」という問いに対する回答のパーセント分布が性・年齢別に示されている。ここから、男女共に、「絶対結婚したくない」もしくは「あまり結婚したくない」と回答した者の割合はおよそ9%（男性で7%、女性で12%）と低く、明確に結婚を否定している未婚者は非常に少ないことがわかる。この意味で、現在のわが国の未婚者男女の結婚意欲は決して低くないと考えることもできるが、「わからない」とした者も相当な割合（男性で26%、女性で20%）にのぼっており、結婚に

対して態度を決めかねている傾向も比較的強いことがうかがわれる。¹² また、年齢による結婚意欲の差異もみられ、年齢が上がるにしたがって、「わからない」とする者の割合が増加する一方で、「絶対結婚したい」とする者の割合は大きく低下することから、年齢が上がると共に結婚意欲は低下する。そして、この加齢による結婚意欲の低下は男性よりも女性で顕著である。

表 1-1-12 「あなたはいつ結婚したいですか」という問いへの回答のパーセント分布：
2007年のJGGS-2に回答した未婚男女

性・年齢 ^a	絶対したくない	あまり結婚したくない	わからない	結婚したい	絶対結婚したい	(総数)
男女計						
25歳未満	1.0	6.0	16.4	35.2	41.5	(243)
25～29歳	0.9	4.4	17.8	40.3	36.6	(189)
30～34歳	1.2	7.7	28.0	35.8	27.3	(143)
35～39歳	3.9	5.3	27.8	47.5	15.5	(90)
40歳以上	3.5	20.6	34.3	28.7	12.9	(103)
全年齢	1.6	7.6	22.5	37.3	31.0	(768)
男						
25歳未満	2.2	3.4	17.3	33.4	43.7	(95)
25～29歳	0.0	4.3	24.3	46.5	25.1	(81)
30～34歳	0.0	9.6	27.5	36.3	26.6	(75)
35～39歳	4.0	0.0	27.0	51.4	17.7	(50)
40歳以上	2.0	10.8	38.9	33.6	14.8	(56)
全年齢	1.4	5.6	25.6	39.7	27.7	(357)
女						
25歳未満	0.0	7.8	15.9	36.3	40.0	(148)
25～29歳	1.7	4.5	12.4	35.1	46.4	(108)
30～34歳	2.6	5.4	28.5	35.2	28.2	(68)
35～39歳	3.9	12.5	28.9	42.3	12.5	(40)
40歳以上	5.3	33.4	28.5	22.3	10.5	(47)
全年齢	1.9	9.6	19.6	34.9	34.1	(411)

注：パーセントは加重値、総数は非加重値。

a-2007年のJGGS-2時点の年齢。

¹² 1994年の日本と1980年代末のアメリカの20～27歳の未婚男女の結婚をめぐる意識に関する比較研究 (Tsuya, Mason and Bumpass 2004) によると、「いずれ結婚したいか」という問いに対して「わからない」と答えた者の割合は、わが国では20%であったのに対し、アメリカの非ヒスパニック系白人ではわずか6%であった。