

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）

学歴と雇用安定性のパートナーシップ形成への影響

津 谷 典 子*

本研究では、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1次調査と、第1次調査時に18～49歳であった回答者男女を2007年に追跡した第2次調査により収集されたパネルデータを用いて、学歴と雇用安定性が結婚と同棲に代表されるパートナーシップ形成に与える影響を検証した。ここでは、学歴と若者期の雇用安定性からみた現在の雇用安定性と所得、学歴と若者期の雇用安定性からみた同棲経験、学歴と若者期の雇用安定性からみた初婚行動、の3つについて男女別に分析した。その結果、以下のような知見が得られた。①学歴と学校卒業後に最初についた仕事が正規雇用であることにより示される若者期の雇用安定性は2007年現在の正規雇用および所得と結びついており、このプラスの関係は女性よりも男性で強い。②学校卒業後の正規雇用への就職は男性の初婚確率を上昇させる一方、女性の同棲経験確率を低下させる。③高学歴は現在の正規雇用および所得と強く結びついており、未婚期の男女の同棲経験確率を有意に低下させ、また女性の初婚確率も大きく押し下げる。ここから、成人期初期の雇用の安定性はその後の雇用の安定性と経済力に大きな影響を与え、それは特に男性で顕著であることが示唆される。また、成人期初期の雇用の安定性は男性の初婚を促進する傾向が強いこともわかる。さらに、高学歴化は若者のキャリアや経済力に貢献する一方、特に若い女性のパートナーシップ形成を減少させる。高学歴化は特に女性で急速であり、これが近年のわが国の未婚化の主要な要因のひとつとなっていることが示唆される。

I. はじめに

本稿は、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1次調査と、第1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2次調査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形成への影響について分析することを目的とする。学校卒業、入職と経済的自立、およびパートナーシップ形成は成人移行期および成人初期を形成する主要イベントであり、これらは互いに関連している。これらの若者期の主要ライフイベントに関する近年の社会人口学的研究は、イベントが起こる順序(sequence)とタイミング、およびその決定構造に焦点を当てたものが主流となっている(e.g. Billari 2001, 2004, Marini 1984a, 1984b, Rindfuss et al. 2007, Rindfuss, Swicegood and Rosenfeld 1987, Shanahan 2000)¹⁾。なかでも学歴と学校卒業後の初職は、若者期のみならずその後のライフイベントにも大きな影響をおよぼす

* 慶應義塾大学経済学部

1) アメリカを中心とした欧米諸国における成人移行期のパターンと要因に関する既存研究の総合的なレビューは、Raymo and Vogelsang (2009)を参照されたい。

という意味で、「累積的プロセス (cumulative contingencies)」としてのライフコースの決定要因として重要である (Bell et al. 2007, Elman and O'Rand 2004, Lichter, McLaughlin and Ribar 2002, Oppenheimer 2003, Oppenheimer, Kalmijn and Lim 1997).

わが国の女性の短大・大学進学率は1970年を境に大きく上昇し、特に1980年代半ば以降、大学進学率の増加は加速している (文部科学省 2008, pp.38-39). 女性に比べてその速度は緩やかであるが、男性の大学進学率も1980年代半ば以降上昇しており、この意味で1980年代半ば以降わが国の若者男女の高学歴化が本格化したと言える。このような高学歴化は学校卒業後の男女の就業行動にも反映され、新規学卒者が卒業後一年以内に正規雇用についた割合である就職率の推移みると、それ以前は大きかった大学卒の就職率の男女格差は1970年代～80年代にかけて急速に縮小し、1990年には81%で男女同率の高水準に達した (文部科学省 2008, pp.40-41).

しかしその後、バブル経済の終焉とそれに続く不況による人件費削減圧力および経済のグローバル化による国際競争力確保の必要性から (五十嵐 2009)、戦後のわが国の労働市場の特徴とされてきた終身雇用制度が揺らぎ始め、派遣や契約および「フリーター」と呼ばれるパート・アルバイトなどの非正規雇用につく若者が増加した (Statistics Bureau 2005). その結果、1990年代に入って就職率は男女とも大きく低下し、2003年の大学新卒者の就職率は女性で59%、男性では53%となった。また同時期に、就学せず休職活動もせず職業訓練も受けていない「ニート (NEET)」と呼ばれる若者の無業者も増加している。定義により違いはあるが、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、ニートは2003～2004年で約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、近年これが未婚化や少子化の要因のひとつとされ、若者の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顕著になってきている。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」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中心であった保育サービスや育児休業などの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おり、経済と家族の両面にわたってその政策的意味合いは大きい。本稿では、マイクロデータを用いた実証分析を通じて、若者の学歴と雇用がパートナーシップ形成におよぼす影響を検証し、その政策的インプリケーションを考えてみたい。

就学や就業といった経済的変数と結婚や同棲といったパートナーシップ形成行動の間には内生性 (endogeneity) が存在し、この関係のある時間の一定点で収集されたクロスセクション・データを用いて分析する限り、この内生性の問題に適切に対処することは難しい。一方、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。一連の回帰分析モデル (regression-based models) 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) との間に因果関係を想定している。したがって、ひとつのクロスセクション・データに因果モデルを適用することで内生性の問題を増幅する危険がある。この問題を解決するひとつの方法が、パネルデータを用いることであり、ある時点における属性や状況がその後の行動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確にすることができる。

本稿では、上記2つの大規模調査から得られるミクロのパネルデータを用いて、①学歴からみた若者期およびより長期的な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経験、③学歴と若者の雇用の安定性からみた初婚行動、の3つを中心として、近年のわが国における学歴および雇用安定性とパートナーシップ形成行動との関係を多変量解析する。最後に、これら3つの分析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同棲や結婚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。

II. データと分析方法

本稿の分析には、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1次調査 (JGGS-1 と略称) と、第1次調査時に18~49歳であった回答者男女を3年後に追跡した第2次調査 (JGGS-2 と略称) から得られるミクロデータを用いる。JGGS-1 と JGGS-2 は、わが国を含む先進国における結婚や同棲、出産と子育て、および就業などにおけるジェンダー関係、そして親世代と子世代の居住形態や交流・支援関係を中心とした世代間関係について国際比較可能なパネルデータを収集することを目的とした「世代とジェンダーに関する国際比較プロジェクト (GGP)」の一環として実施された²⁾。

JGGS-1 は、18~69歳の全配偶関係の日本人男女を対象として、2000年国勢調査の調査区を基に無作為に抽出された530地点から、層化二段確率サンプルにより抽出された15,000人を対象として、訪問留め置き法により2004年2月~3月にデータ収集を行った。その結果、60.5%にあたる9,074名 (男性4,265名、女性4,808名) から有効回答を得た³⁾。JGGS-2 は、JGGS-1 時点で49歳以下であった回答者4,568名 (男性2,058名、女性2,510名) を対象として、2007年2月~5月に同じく訪問留め置き法によりデータを収集し、67.5%にあたる3,083名 (男性1,307名、女性1,776名) から有効回答を得た⁴⁾。本稿の分析が対象とするのは、2004年のJGGS-1 で18~49歳であり2007年のJGGS-2 に回答した全男女3,083名である。JGGSの回答率には居住地、性別、および年齢により格差がみられたことから、国勢調査の人口構成を基に乗率 (weight) が算出された。本稿の形式人口学的

2) GGPについての詳細は、西岡 (2009) を参照されたい。

3) JGGS-1の詳細は、西岡等 (2005, pp.177-197) を参照されたい。

4) JGGS-2の詳細は、西岡等 (2008, pp.141-151) を参照されたい。

分析ではこの乗率を用いた性・年齢別割合（加重値）を示すが、多変量解析では乗率は用いない。

『結婚と家族に関する国際比較調査』では、完全な雇用歴の情報は収集されておらず、2004年のJGGS-1で収集した雇用関係の情報は全て調査時点のものに限られている。しかし、2007年のJGGS-2では、過去の雇用についての質問がいくつか設けられており、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、次の第2節では、①学歴と学校卒業後の最初の雇用との関係、②学卒後最初の雇用と現在（JGGS-2時点）の雇用との関係、③学卒後最初の雇用と現在の所得との関係、について男女別に分析する。これにより、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を検証する。

多変量解析に用いるモデルは被説明変数のタイプにより異なる。次節の①の分析の被説明変数は、学校卒業後の最初の職が正規雇用か否かの二項変数（dichotomous variable）であり、同様に②の分析でも被説明変数は現在（調査時）に正規雇用についているか否かの二項変数であるため、これらの分析ではロジスティック回帰モデル（binary logistic regression model）を用いる⁵⁾。さらに、③の現在の所得の分析では、就業者のみならず非就業者も加えた全ての男女が対象となり、JGGS-2の前年（2006年）の年収が被説明変数となる。これは2006年度の総収入であり、勤労所得のみならず、その他全ての収入源からの所得の合計である。JGGS-2では、前年の年収はゼロから1500万円以上の13のカテゴリーからなる変数を用いて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構築する。したがって、この分析には重回帰分析モデル（OLS multiple regression model）を用いる。

次に、第3節では、学歴と学卒後の正規雇用が未婚期の若者男女の同棲経験とどのように関係しているのかについて分析する。JGGS-2では、JGGS-1時に未婚でその後の3年間に初婚を経験した者に対して、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。ここから、JGGS-1からJGGS-2までの3年間の未婚期における同棲経験についての情報を抽出することができる。しかし、JGGS-1以降初婚を経験した者は76名であり、そのうち結婚前に同棲を経験した者は20名にすぎない。また、JGGS-1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。したがって、JGGS-1からJGGS-2までの3年間ににおける未婚期の同棲経験の分析対象となるイベント数は77と少数であり、これをさらに男女別に分析すると、結果の統計的有意性と安定性に大きな問題が生じる⁶⁾。そこで、第3節では、2004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、2007年のJGGS-2で収集されたJGGS-1実施後の3年間に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、JGGS-2の回答者

5) ロジスティック回帰モデルの詳細は、Cox (1970) および Retherford and Choe (1993, pp.119-150) を参照されたい。

6) JGGS-1とJGGS-2の間の3年間ににおける未婚期の同棲経験確率の要因についても、ロジスティック回帰分析を行っている。分析結果の詳細は、津谷 (2008) を参照されたい。

男女全員を対象とした未婚期の同棲経験の有無を示す二項変数を構築し、それを被説明変数として分析を行う⁷⁾。したがって、この分析に使用する多変量解析モデルも、ロジスティック回帰分析モデルである。

最後に、第4節では、学歴と学校卒業後の初職が正規雇用であることが初婚行動に与える影響について分析する。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、JGGS-1からJGGS-2までの3年間に発生した初婚件数は76と少数であり、分析結果に十分な統計的有意性と安定性が得られない⁸⁾。そこで、第3節と同様に第4節でも、2007年のJGGS-2に回答した全ての回答者男女を対象として、JGGS-1とJGGS-2の2つの調査データから構築される既婚者の初婚年齢、および未婚者についてはJGGS-2時点の年齢を用いて、初婚タイミングのイベントヒストリー分析を行う。この分析に使用する多変量解析モデルは、比例ハザードモデル (proportional hazard model) である⁹⁾。

これらのモデルに共通して投入される説明変数は、回答者の学歴と年齢 (初婚タイミングの分析では出生コホート) である。学歴は、中学以下、高校、各種専門学校、短大・高専、大学・大学院の5つからなるカテゴリー変数であり、高校をレファレンス (準拠カテゴリー) として、4つのダミー変数を構築する。年齢は2007年のJGGS-2実施時の年齢であり、25歳未満、25～29歳、30～34歳、35～39歳、40～44歳、45～49歳、50歳以上の7つの5歳階級グループからなるカテゴリー変数である。ここでは、一番若い年齢階級である25歳未満をレフェレンスとする6つのダミー変数により年齢の影響を測定する¹⁰⁾。なお、初婚タイミング (年齢別初婚確率) のハザード分析では、年齢は (被説明変数の一部としてモデルにあらかじめ組み込まれた) ベースライン・ハザード率を決定する変数であるため、新たに説明変数としてモデルに投入することはできない。そこで、この分析では、回答者の出生コホート (出生年次から1900を引いたもの) を説明変数として用いる。この変数は、回答者が生まれ育った時期の社会状況や社会通念を示す代替変数と考えることもで

7) JGGS-1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、既婚者に対しても、結婚前に同棲したことがあるか否かを質問している。これらの未婚者と既婚者を合わせることで、全配偶関係の男女を対象として未婚期の同棲経験を測定することができる。同棲は比較的短期間しか継続しないことが多く (岩澤 2005, Rindfuss and VandenHeuvel 1990, Willis and Michael 1988)、わが国のように同棲が結婚に代わるパートナーシップ関係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、未婚者のみを対象としている限り、未婚期の同棲経験は underestimate されることになる。本分析では、このようなバイアスがかからない。

8) JGGS-1時点の未婚者を対象として、その後の3年間における初婚経験確率の要因についてもロジスティック回帰分析を行っている。分析結果の詳細は、津谷 (2008) を参照されたい。

9) 初婚タイミングの分析は、選択性バイアスがかからないよう、実際に初婚を経験した既婚者に分析対象を限定するのではなく、全ての配偶関係の男女を対象とする必要がある。このような選択性バイアスのかからない初婚確率の分析には、イベントヒストリー分析モデルが最適である。イベントヒストリー分析一般についての理論的枠組みとモデルとしての利点の詳細は、Cox (1972)、津谷 (2002)、および Yamaguchi (1991) を、そして比例ハザードモデルについての詳細は、Retherford and Choe (1993, pp.181-206) を参照されたい。

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

きる。

これらの外生性の高い変数に加えて、第3節の未婚期の同棲経験の分析と第4節の結婚タイミングの分析では、学校卒業後に最初についた職が正規雇用か否かという二項変数も説明変数としてモデルに導入する。JGGS-2の回答者で仕事についていたことのある者のほとんどは学校卒業後間もなく（多くは卒業とほぼ同時に）初めての仕事についており、また回答者のほぼ全員が卒業時には未婚である。その結果、大多数の男女は学校卒業後初めての職についた当時未婚であったことから、この説明変数の外生性は高いと考えることができる。したがって、これらの分析では、年齢（もしくは出生コホート）と学歴の影響を制御して、学卒後の最初の雇用が未婚期の同棲経験確率や年齢別初婚確率に与える影響を推計する。表1には、第2節～第4節の多変量解析に用いられるこれらの説明変数の記述統計量（平均値と標準偏差値）が男女別に示されている。

表1 雇用の安定性、未婚期の同棲経験、および初婚タイミングの多変量解析の説明変数の記述統計量：2004年のJGGS-1で18～49歳であり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	0.798	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 - JGGS-2時点の情報。

b - 西暦出生年次 - 1900。

Ⅲ. 学歴からみた男女の雇用の安定性と所得

本節では、学歴が学校卒業後の最初の雇用にどのような影響を与え、また学校卒業後に初めてついた職が正規雇用であることが、その後の雇用と経済力にどのように結びついているのかについて分析する。前述したように、近年わが国の労働市場において、正社員や正職員といった正規雇用者が減少し、派遣社員や契約社員およびパート・アルバイトなどの非正規雇用者が増加していることが大きな問題となっている。これらの非正規雇用の拡大は、他の年齢層に比べて35歳未満の若者でより大きく、特に35歳未満の男性で増加が最

も急速である（総務省統計局 2008, pp.33-34）。非正規雇用は昇進の機会が限られ雇用調整の対象とされやすいだけでなく、正規雇用との賃金格差も大きく、この格差は女性よりも男性で大きい（厚生労働省大臣官房統計情報部 2008, pp.11-12）。したがって、非正規雇用では安定した生活基盤を築くことが難しく（五十嵐 2009）、特に若い男性にとって正規雇用の仕事につくことは雇用の安定性を確保することと強く結びついていると言える。

表 2 には、JGGS-1 で18～49歳であり JGGS-2 に回答した男女で、学校卒業後に初めてついた仕事が正規雇用であった者の割合が年齢別に示されている。学校に在学中の者が程度含まれるため仕事についての割合自体がより低いと考えられる25歳未満を除いても¹¹⁾、学卒後の最初の職が正規雇用であった割合は35歳未満で目立って低くなっている。35～49歳の男女ではこの割合はおよそ85%であるのに対して、30～34歳では79%、そして25～29歳では63%とさらに低くなっている。若干の男女差はあるものの、学卒後最初についた仕事が正規雇用である割合に35歳未満と35～49歳との間で明らかな差異（threshold）がみられ、35歳未満では年齢が若いほど割合が低いというパターンは男女共通である。ここから、近年（過去15年間ほど）のわが国では、学校卒業後に正規雇用につく傾向が顕著に低下しており、それは男女共通であることがわかる。

表 2 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性・年齢別割合(%)：2004年の JGGS-1 で18～49歳であり2007年の JGGS-2 に回答した全男女

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	80.0	85.2	78.6
(総数)	(2,997)	(1,280)	(1,717)

注：割合(%)は加重値、総数は非加重値。
a-JGGS-2 時点の年齢。

次に、学歴が学校卒業後の最初の雇用にどのような影響をおよぼすのか、そして学校卒業後に初めてついた職が正規雇用であることがその後（2007年の JGGS-2 時点）での雇用とどのように結びついているのか、についてみてみたい。表 3 には、学校卒業後に初めてついた職が正規雇用（以下「学卒後の正規雇用」と略称）である確率、および JGGS-2 時点で正規雇用（以下「現在の正規雇用」と略称）についている確率についてのロジスティック回帰分析による推計結果（説明変数の推計値のオッズ比）が男女別に示されている。オッズ比は説明変数の係数（coefficient）の指数であり、したがってこれは掛け算のモデルである。オッズ比が1.0よりも高ければその変数の影響はプラス、1.0未満であれば変数の影響はマイナス、そして1.0であればゼロである。

11) JGGS-2 時点で25歳未満で学校在学中であった割合は、男性で30%、女性では21%である。

表3 学校卒業後に最初についた仕事が正規雇用である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) : 2004年のJGGS-1で18~49歳であり2007年のJGGS-2に回答した全男女

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 - JGGS-2 時点の情報.

この表から、男女ともに、高校卒と比べて、中学卒以下の低学歴層では学卒後の正規雇用の確率が有意に低いことがわかる。それに加えて、女性では短大・大学・大学院卒という高学歴者の学卒後の正規雇用確率も高校卒に比べて有意に低く、特に大学以上という最も高学歴の女性の確率はおよそ4割も低い。中学卒かそれ以下という低学歴は学卒後の正規雇用の確率を大きく低下させる一方、女性の場合には、高校卒を頂点として、高等教育を受けた女性の学卒後の正規雇用確率も低くなっていることがわかる。ここから、学校卒業後の正規雇用への就職には、少なくとも高校卒業の学歴が必要であるが、同時に女性の場合には高学歴が卒業後の正規雇用にも必ずしもプラスには働いていないことが窺われる。1986年の「雇用機会均等法」施行と1999年の同法の改正などを経て、就職における男女の機会均等は近年広まってきているとはいえ（内閣府男女共同参画局 2001）、年齢の影響をコントロールすると、高学歴男女の学校卒業後の就職における非対称性は未だ完全には解消されていないことが示唆される。

また、年齢による学卒後の正規雇用の確率における格差は男女ともに大きく、年齢が上がるにしたがって、学卒後の正規雇用への就職確率は高い傾向がみられる。男性では、2007年のJGGS-2当時40歳以上の者の学卒後の正規雇用への就職確率は、25歳未満の者の約10~12倍（25~29歳と比べても約4~5倍）であり、女性でも、35~49歳の者が学卒後に正規雇用で就職した確率は25歳未満の約5~6倍（25~29歳と比べるとおよそ3倍）

である。このように、学歴の影響をコントロールすると、若年層の学卒後の正規雇用への就職確率の低下傾向はさらに明確になる。ここから、1990年代のバブル経済崩壊以降のわが国の労働市場における若者男女の雇用の不安定化が確認される。

次に、学卒後の正規雇用への就職により示される最初の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みてみたい。表3に示されている学卒後の正規雇用への就職と現在（2007年のJGGS-2時点）の正規雇用との関係を見ると、これらふたつのプラスの結びつきは男女ともに非常に強いことがわかる。学卒後に正規雇用の職につい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（オッズ比）がより大きいことから、学校卒業後の最初の雇用がその後の雇用に与える影響は女性よりも男性にとって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、高校卒に比べて、大学・大学院という最も高い学歴層でその確率が有意に高く、女性の場合には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、男女ともに、中学以下の低学歴が学卒後の正規雇用におよぼした有意な負の影響は現在の正規雇用についてはみられなくなっていることから、雇用安定性からみた最初の労働市場参入時における低学歴層の相対的不利は、その後時間の経過とともに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にはみられなかった高学歴男性の相対的アドバンテージは現在の雇用ではより顕著になる。高校卒の男性に比べて、大学・大学院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約1.4倍である。ここから、学校卒業後の最初の就職においては高校卒と大学・大学院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、大学卒以上の高学歴の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、学校卒業後の就職においてはむしろ不利であった短大・大学・大学院卒の女性が現在正規雇用についている確率は、高校卒の女性のおよそ2倍となっている。ここから、女性の高学歴と正規雇用の継続はプラスに結びついていることが示唆される。

現在正規雇用についている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歳未満と比べて、25～29歳でおよそ4倍、そして30～44歳でも約2倍となっている。言い換えれば、25歳未満と45歳以上という年齢スペクトラムの両端において現在正規雇用の職についている確率が低い。25歳未満という最も若い年齢層には最近学校を卒業した者がより多いことから、この分析結果もまた近年の若者の雇用の不安定化を示唆しているといえる。一方、45歳以上の男性の正規雇用確率が低いことは、正規雇用で働いていた中年男性がリストラされ、非正規雇用に移っていることによるのではないか。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窺われる。一方、男性とは対照的に、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減少している。これは、30歳代の女性が結婚や出産などにより正規雇用をやめ、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、

未だわが国では根強いことを示唆している。

では、学歴と学校卒業後の雇用の安定性は現在の所得にどのような影響をおよぼしているのだろうか。表4には、現在の所得（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ても、学校卒業後に最初についた職が正規雇用であった者は、そうでない者に比べて、現在の所得が有意に高いことがわかる。また、学卒後の正規雇用が現在の所得におよぼす影響は、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101万円の年収差があったのに対し、女性では、その差は約49万円となっている¹²⁾。前述したように、学校卒業後の正規雇用への就職は現在の正規雇用と強く結びついていることから、現在正規雇用についている者には学校卒業後の初職が正規雇用であった者が多く、また学卒後の正規雇用は継続する傾向がより強いことが示唆される。そして、正規雇用の継続は高い経済力と結びついており、それは特に男性で顕著であることがわかる。

学歴による現在の所得格差も大きく、男女ともに学歴が高いほど所得は有意に高い傾向があるが、そのパターンには若干の男女差がみられる。男性では、高校卒に比べて、中学卒かそれ以下の低学歴層の2006年の年収は平均およそ101万円低いが、大学・大学院卒の高学歴男性の年収は高校卒よりも平均132万円高い（しかし専門学校や高専・短大卒と高

表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：
2004年のJGGS-1で18～49歳であり2007年のJGGS-2に回答した全男女

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。詳細については本文を参照されたい。

a - JGGS-2 時点の情報。

12) 本稿には示されていないが、男女をプールした分析も行っている。その分析結果によると、男女間にも大きな所得格差があり、男性の方が2006年の年収にして約302万円高かった。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派遣や契約およびパート・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るといえる。

校卒との間には有意な年収差はみられない)。女性では、中学以下の低学歴層と高校卒との間には有意な所得格差はみられないが、専門学校や短大そして大学・大学院といった高校よりも高い学歴層の所得は有意に高い。特に大学卒かそれ以上の高学歴の女性の年収は目立って高く、高校卒に比べて平均約98万円多くなっている。したがって、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の両方があり、学歴の所得への効果は非常に大きいと言える。一方、女性の場合には、高校卒業後も就学を続けるけることによる所得効果がみられ、特に大学・大学院といった高学歴がその後の経済力に与える影響は大きい。

次に、現在の所得における年齢格差をみると、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, p.137）にみられるように、30～44歳の女性は出産・子育てのために、一時的にせよ仕事をやめたり、フルタイムからパートタイムに働き方を変える傾向が未だ根強いことを反映していると考えられる。

IV. 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により示される雇用の安定性が未婚期の若者男女の同棲経験とどのように関係しているのかについてみてみたい。表5には、2004年のJGGS-1で18～49歳であり2007年のJGGS-2に回答した全男女の未婚期の同棲経験割合が年齢別に示されている。この表から、JGGS-2の回答者男女の約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、男女ともに25～34歳で同棲経験割合が20～22%と他の年齢層に比べて高く、35歳以上では年齢とともに同棲経験割合は低下する。25歳未満では就学中で親と同居している者の割合が高いため除外すると、25歳以上の男女における年齢と未婚期の同棲経験割合との負の関係は、近年のわが国の若者男女における同棲の広がりを示唆していると考えられる。

次に、未婚期の同棲経験確率への学歴と学卒後の正規雇用の影響をみてみたい。表6に示されているように、学校卒業後の正規雇用への就職は未婚期の男性の同棲経験確率には有意な影響をおよぼさない一方、女性の未婚期の同棲経験確率を有意に低下させる。男性では、学校卒業後に最初についた職が正規雇用であった者とそうでない者との間で、未婚期の同棲経験確率における有意な差異はみられないが、学校卒業後に正規雇用の就職をした女性が未婚期に同棲を経験する確率は、卒業後非正規雇用についたり無業であった女性に比べて約45%低い。

表5 未婚期の同棲経験の性・年齢別割合(%)：2004年のJGGS-1で18～49歳であり2007年のJGGS-2に回答した全男女

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 (総数)	15.2 (3,083)	16.1 (1,307)	14.4 (1,776)

注：割合(%)は加重値，総数は非加重値。

a - JGGS-2時点の年齢。

表6 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。

さらに、学歴による未婚期の男女の同棲経験確率への影響も大きく、高校卒に比べて、より高い学歴をもつ者（男性の場合は大学・大学院，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¹³⁾。特に、大学・大学院卒の最高学歴者の未婚期の同棲経験確率は、男性の場合は高校卒より約45%低く、女性の場合では約60%も低くなっている。この学歴と未婚期の同棲経験との負の関係は、未婚期の同棲が高学歴層でより高い傾向のみられる西欧諸国(Lesthaeghe 1995, Kiernan 1999, 2001)とは対象的であるが、わ

13) 中学以下の低学歴層の同棲経験確率は高校卒の1.7～1.8倍と高いが、統計的有意性はない。これはJGGS-2における中学卒の割合は男性で4%，女性では2%と非常に低いためである。

が国や米国を対象とした先行研究の結果とは合致する（岩澤 2005, 津谷 2006, Bumpass and Sweet 1989, Bumpass, Sweet and Cherlin 1989）。

年齢によっても未婚期の同棲経験確率には有意な差異がみられ、それは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、そして女性の場合には25～34歳をピークとして、それ以下とそれ以上の年齢層で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、学校卒業後の最初の雇用と学歴をコントロールした後の多変量解析でも、年齢と未婚期の同棲経験との間には、本節前半でみた二変量分析と同様の結果がみられ、特に男性で顕著である。女性の場合に、年齢の影響と統計的有意性が多変量解析で弱くなっていることは、年齢と学歴および年齢と学卒後の正規雇用との相関が男性よりも強いことによると考えられる。

V. 学歴と雇用の安定性からみた初婚行動

では、学歴と若者期の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。表7には、2004年のJGGS-1で18～49歳であり2007年のJGGS-2に回答した男女の性・年齢階級別既婚割合と既婚者の平均初婚年齢が示されている。この表から、40歳以上の男女では既婚割合はおよそ9割以上であり、特に女性では94～96%とほぼ皆婚であるが、40歳未満では年齢が低くなるにしたがって既婚割合は大きく低下し、25～29歳の男性の割合は約25%、女性では35%である。25歳未満の既婚割合はさらに低く、男性ではわずか4%、女性でも8%にすぎない。ここから、近年のわが国の若者男女の急速な未婚化が窺われる。

一方、既婚者（実際に初婚を経験した者）の平均初婚年齢は、男性の35歳未満および女性の30歳未満を除くと、男性では26～28歳、女性では25～26歳という比較的狭い年齢の幅に収まっている。一方、それ以下の若い年齢層では、既婚者の平均初婚年齢は25～29歳の男女で約24歳、そして20歳代前半の男女ではそれぞれ22歳と20歳と顕著に低いが、これは未婚化の進行の下で例外的に若い年齢で結婚する男女には選択性バイアスがかかっている

表7 性・年齢階級別既婚者割合(%)および既婚者の平均初婚年齢：2004年のJGGS-1で18～49歳であり2007年のJGGS-2に回答した全男女

年齢*	男		女	
	既婚割合(%)	平均初婚年齢	既婚割合(%)	平均初婚年齢
25歳未満	4.0	22.2	8.3	20.4
25～29歳	24.6	23.6	35.3	23.7
30～34歳	57.5	25.5	68.3	24.7
35～39歳	78.3	27.0	86.5	25.4
40～44歳	89.5	28.1	94.0	25.5
45～49歳	94.1	28.1	95.2	25.1
50歳以上	92.5	27.3	95.6	24.9
全年齢	71.4	27.4	75.2	25.1
(総数)	(1,307)	(902)	(1,776)	(1,293)

注：割合(%)と平均は加重値、総数は非加重値。

ためである。ここから、わが国の若者男女の結婚が急速に減少するなかで、比較的数少ない例外的な早婚の場合を除き、実際に結婚した男女の平均初婚タイミングには大きな変化はみられないことがわかる。

次に、これらの男女の学歴と学校卒業後の最初の雇用が初婚タイミングにおよぼす影響を分析してみたい。表8には、比例ハザードモデルにより推計された年齢別初婚確率の説明変数のリスク比 (risk ratio) が男女別に示されている。リスク比は変数の係数の指数であり、relative risk もしくは hazard ratio とも呼ばれる。リスク比も、オッズ比と同様に、値が1.0よりも大きければその変数の影響はプラス、1.0よりも小さければ影響はマイナス、そして1.0であれば影響はゼロである。

この表に示された分析結果で目を引くのは、学校卒業後の最初の仕事が正規雇用であることは男性の年齢別初婚確率を大きく押し上げるが、女性の初婚確率には影響を与えないことである。学卒後に正規雇用就職した男性の初婚確率は、学卒後の最初の職が非正規雇用であった男性に比べて、およそ1.4倍に (39%高く) なっている。一方、女性の場合には、学校卒業後の最初の仕事が正規雇用であっても、そうでなくとも結婚タイミングに有意な差異はみられない。

学歴の年齢別初婚確率への影響も男女で大きく異なるが、学卒後の最初の雇用とは対照的に、女性の初婚確率への影響が大きい。高校卒の女性と比べて、中学卒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、約1.7倍である。一方、短大・大学・大学院卒の女性の初婚確率は有意に低く、短大卒では高校卒より26%低く、大学・大学院卒では42%も低い。言い換えれば、女性の学歴と初婚タイミング (年齢別初婚確率) とは強いマイナスの関係にあり、高学歴化は女性の急速な未婚化をもたらす一因となっていることが示唆される。対照的に、男性の初婚確率には学歴による有意な差異はみられない。また、男女ともに出生コホートと年齢別初婚確率との間には有意な負の関係があり、最近出生した

表8 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.

コホートほど初婚確率が低下している。

VI. まとめと考察

本稿では、2004年に実施された JGGS-1 と 3 年後の 2007 年に実施されたその追跡調査である JGGS-2 のミクロのパネルデータを用いて、学歴と学校卒業後に最初についた仕事が正規雇用であることによって示される若者期の雇用の安定性が、JGGS-2 時点の雇用のタイプと所得により示される現在の雇用の安定性と経済力、そして未婚期の同棲や初婚といったパートナーシップ形成行動に与える影響を検証した。まず、学歴と学卒後の雇用の関係については、学校卒業後の最初の仕事が正規雇用であったことにより示される若者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・大学院といった高学歴層でも低い。また、年齢による格差も大きく、年齢が若いほど学卒後の雇用安定性は低下しており、これは近年のわが国の若者の雇用の不安定化を示唆していると考えることができる。

学校卒業後の正規雇用はまた、現在の正規雇用および現在の所得と強く結びついており、このプラスの関係は女性よりも男性で特に強い。ここから、成人期のライフコース初期における雇用の安定性はその後の雇用の安定性と強く結びついており、より長期的な視点でみた雇用の安定性が現在の所得に代表される経済力に大きな影響を与えていることがわかる。そして、この傾向は特に男性の場合に顕著である。さらに、高学歴（男性の場合は大学以上、女性の場合は専門学校・短大・大学かそれ以上）は現在の正規雇用および現在の所得とプラスに結びついており、特にこの学歴の影響は女性で大きい。したがって、高学歴は学校卒業直後のみならず、より長期的な雇用の安定性につながっており、その結果として経済的便益をもたらす傾向も強いことが示唆される。そして、このような学歴の長期的なプラスの経済的影響は特に女性で顕著である。高校卒の女性に比べて、短大・大学かそれ以上の高学歴女性は学校卒業直後に正規雇用の職につく確率は低いが、いったん正規雇用の仕事につくとそれを続ける傾向がより低い学歴の女性と比べて強く、その結果、学校卒業直後の労働市場参入時にはむしろ相対的に不利にはたらいた女性の高学歴は、より長期的には雇用と経済力の安定性をもたらすことになっているのではないか。本稿の冒頭で述べたように、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影響は大きい。

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もあるが、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 歳で最も高く、それより上の年齢層（45～53 歳）では大きく低下する。これは、リストラなどによる近年のわが国における中年男性の雇用の不安定化を示唆しているのではないか。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している。これは、学校卒業後に最初についた仕事が正規雇用であっても、その後（おそらく出産や子育てのために）その正規雇用をやめる傾向が

女性全体をみた場合まだわが国では根強いことを示唆していると言えよう。

次に、成人期のライフコース初期における雇用の安定性がパートナーシップ形成行動に与える影響に目を向けると、本稿の分析の結果、学校卒業後正規雇用へ就職するか否かは、男性の未婚期の同棲経験確率には有意な影響を与えないが、女性の同棲経験確率を低下させることがわかった。しかしその一方で、学卒後の正規雇用への就職は男性の初婚確率を押し上げるが、女性の初婚確率への影響はみられなかった。前述したように、学校卒業後最初についた職が正規雇用であることはその後も正規雇用についていることと強く結びついており、それが所得にみられる経済力にも反映されている。言い換えれば、最初の職が非正規雇用であった者がその後正規雇用の職に移行することは難しく、また経済的にも不利な状況に陥ることが多いことが示唆される。そして、この傾向は特に男性で強いことから、成人期のライフコースにおける長期的な雇用の安定性（およびそのような安定性の見込み）は男性の初婚を促進する傾向があると考えられる。

女性の場合にも、学校卒業後の正規雇用への就職と現在の正規雇用および所得とのプラスの関係がみられるが、その度合いは男性よりも弱く、また初婚確率に有意な影響を与えていない。前述したように、学校卒業直後に正規雇用の職についても、その後女性は出産や子育てのための一時的にせよ労働市場から撤退する傾向はいまだ根強く、若い女性たちにとって、自分自身が長期的に雇用の安定性を維持する可能性（およびその見込み）が低いと感じられるのではないか。そして、それが学校卒業後の正規雇用の初婚行動への影響力の無さとなっているのではないか。事実、学卒後の正規雇用は女性の未婚期の（そして多くの場合は比較的短期間の）同棲経験確率を押し下げており、若い女性の雇用の安定性は非伝統的なパートナーシップ関係の形成を減少させるとも考えられる。

一方、学歴のパートナーシップ形成行動への影響は、女性の場合に特に顕著である。本稿の分析結果によると、高学歴の男女（男性の場合には大学卒以上、女性の場合には短大・大学かそれ以上）は高校卒の者に比べて未婚期に同棲を経験する確率はるかに低い。さらに、短大・大学といった高等教育は、男性の初婚確率には有意な影響をおよぼさないが、女性の年齢別初婚確率を大きく押し下げる。したがって、高学歴化はわが国の若い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、若い女性の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。高学歴化は特に女性で急速であり、これが過去30年間ほどにわたる急速な未婚化を引き起こしている主要な要因のひとつであると考えられることができる。

若者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、雇用政策は男性のみを対象として実施することは不可能であり、また性選択的（gender selective）な雇用政策は不適切でもある。この意味で、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、若者の雇用安定化は限定的かつ周縁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。また、高学歴化（特に女性の高学歴化）はわが国のパートナーシップ形成の大きな減少要因となっているが、このトレンドを逆行させることは不可能であり、未婚化や少子化に歯止めをかけるために、女性

の高学歴化を抑制すべきであるということにはならないのは明白である。むしろ、長期的かつ根本的な政策的対応として、女性（そして男性）に仕事と結婚・出産の二者択一を社会がせまることをやめ、仕事と家庭の両立への障害を取り除くことを少子化対策の柱とするべきであろう。近年のわが国の少子化対策は男女共同参画政策と結びつく方向に向かっており、従来の子育てへの直接的支援の枠を超えて、個人のライフコースにおける仕事と家族・家庭の調和（ワーク・ライフ・バランス）の実現を視野に入れている（厚生統計協会 2006, ワーク・ライフ・バランス推進官民トップ会議 2008）。本研究の結果は、この政策的方向性が正しいことを示唆している。

文献

- Bell, Lisa, Gary Burtless, Janet Gornick, and Timothy M. Smeeding (2007) "Failure to Launch: Cross-National Trends in the Transition to Economic Independence," Danziger, Sheldon and Cecilia Elena Rouse eds., *The Price of Independence: The Economics of Early Adulthood*, New York: Russell Sage Foundation, pp.27-55.
- Billari, Francesco C. (2001) "The Analysis of Early Life Courses: Complex Descriptions of the Transition to Adulthood," *Journal of Population Research*, Vol.18, pp.119-142.
- Billari, Francesco C. (2004) "Becoming an Adult in Europe: A Macro (/Micro)-Demographic Perspective," *Demographic Research*, Vol.3, pp.15-43.
- Bumpass, Larry L. and James Sweet (1989) "National Estimates of Cohabitation: Cohort Levels and Union Stability," *Demography*, Vol.26, No.4, pp.615-625.
- Bumpass, Larry L., James Sweet, and Andrew Cherlin (1989) "The Role of Cohabitation in Declining Rates of Marriage," *National Survey of Families and Households Working Paper*, No.5, Madison, Wis.: Center for Demography and Ecology, University of Wisconsin-Madison.
- Cox, D. R. (1970) *The Analysis of Binary Data*, London: Methuen.
- Cox, D. R. (1972) "Regression Models and Life Tables," *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol.B34, pp.187-220.
- Elman, Cheryl and Angela M. O'Rand (2004) "The Race Is to the Swift: Socioeconomic Origins, Adult Education, and Wage Attainment," *American Journal of Sociology*, Vol.110, pp.123-160.
- 五十嵐吉郎 (2009) 「非正規雇用の現状と課題—若者の問題を中心として—」『立法と調査』第288号, pp.183-188.
- 岩澤美帆 (2005) 「日本における同棲の現状」, 毎日新聞社人口問題調査会編, 『超少子化時代の家族意識—第1回人口・家族・世代世論調査報告書』, 毎日新聞社人口問題調査会, pp.71-106.
- Kiernan, Kathleen (1999) "Cohabitation in Western Europe," *Population Trends*, No.96, pp.25-32.
- Kiernan, Kathleen (2001) "The Rise of Cohabitation and Childbearing outside Marriage in Western Europe," *International Journal of Law, Policy and the Family*, Vol.15, pp.1-21.
- 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.
- 厚生労働省 (2005) 『平成17年度版 労働経済白書』, 厚生労働省.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 (2008) 『平成19年賃金構造基本統計調査 (全国) 結果の概況』, 厚生労働省大臣官房統計情報部.
- 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.
- Lesthaeghe, Ron (1995) "The Second Demographic Transition in Western Countries: An Interpretation," Mason, Karen Oppenheim and An-Magritt Jensen eds., *Gender and Family Change in Industrialized Countries*, Oxford: Clarendon Press, pp.17-61.

- Lichter, Daniel T., Diane K. McLaughlin, and David C. Ribar (2002) "Economic Restructuring and the Retreat from Marriage," *Social Science Research* Vol.31, pp.230-256.
- Marini, Margaret M. (1984a) "Age and Sequencing Norms in the Transition to Adulthood," *Social Forces*, Vol.63, pp.229-244.
- Marini, Margaret M. (1984b) "The Order of Events in the Transition to Adulthood," *Sociology of Education*, Vol.57, pp.63-84.
- 文部科学省 (2008) 『文部科学統計要覧 平成20年度版』国立印刷局。
- 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。
- 西岡八郎 (2009) 「世代とジェンダーに関する国際共同プロジェクト (GGP) について—特集に寄せて—」『人口問題研究』第65巻, 第1号, pp.1-2.
- 西岡八郎等 (2005) 『「世代とジェンダー」の視点からみた少子高齢社会に関する国際比較研究』(厚生労働科学研究費補助金 (課題番号H14-政策-036) 平成16年総括報告書)。
- 西岡八郎等 (2008) 『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研究』(厚生労働科学研究費補助金 (課題番号H17-政策-一般-021) 平成19年度総括研究報告書, 平成17~19年度総合研究報告書)。
- Oppenheimer, Valerie K. (2003) "Cohabiting and Marriage during Young Men's Career Development Process," *Demography*, Vol.40, pp.127-149.
- Oppenheimer, Valerie K., Matthijs Kalmijn, and Nelson Lim (1997) "Men's Career Development and Marriage Timing during a Period of Rising Inequality," *Demography*, Vol.34, No.3, pp.311-330.
- Raymo, James M. and Eric Vogelsang (2009) "The Transition to Adulthood: A Brief Review of Recent Research," 『少子化の要因としての成人期移行の変化に関する人口学的研究 第1報告書』(所内研究報告第29号), 国立社会保障・人口問題研究所, pp.43-90.
- Retherford, Robert D. and Minja Kim Choe (1993) *Statistical Models for Causal Analysis*, New York: John Wiley & Sons.
- Rindfuss, Ronald R., Minja Kim Choe, Maria Midea M. Kabamalan, Noriko O. Tsuya, and Larry L. Bumpass (2007) "Order amidst Change: Work and Family Trajectories in Japan," Paper presented at the 72nd Annual Meeting of the Population Association of America, New York City, March 29-31.
- Rindfuss, Ronald R., C. Gray Swicegood, and Rachel A. Rosenfeld (1987) "Disorder in the Life Course: How Common and Does It Matter?" *American Sociological Review*, Vol.52, No.6, pp.785-801.
- Rindfuss, Ronald R. and Audrey VandenHeuvel (1990) "Cohabitation: A Precursor to Marriage or an Alternative to Being Single," *Population and Development Review*, Vol.16, No.4, pp.703-726.
- Shanahan, Michael J. (2000) "Pathways to Adulthood in Changing Societies: Variability and Mechanisms in Life Course Perspective," *Annual Reviews in Sociology*, Vol.26, pp.667-692.
- 総務省統計局 (2008) 『平成19年就業構造基本調査 結果の概要 (速報)』, 総務省統計局。
- Statistics Bureau (2005) *Annual Report on the Labour Force 2005: Detailed Tabulation*, Tokyo: Statistics Bureau, Japan Ministry of Internal Affairs and Communication.
- 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』, 培風館, pp.428-431.
- 津谷典子 (2006) 「わが国における家族形成のパターンと要因」『人口学研究』第62巻, 第1・2号, pp.1-19.
- 津谷典子 (2008) 「学歴と雇用安定性のパートナーシップ関係への影響」, 『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研究』(厚生労働科学研究費補助金 (課題番号H17-政策-一般-021) 平成19年度総括研究報告書, 平成17~19年度総合研究報告書), pp.21-44.
- Willis, Robert J. and Robert T. Michael (1988) "Innovation in Family Formation: Evidence on Cohabitation in the U.S.," Paper presented at the IUSSP Seminar on the Family, the Market, and the State in Aging Societies, Sendai City, Japan, September.
- ワーク・ライフ・バランス推進官民トップ会議 (2008) 『「仕事と生活の調和 (ワーク・ライフ・バランス) 憲章」及び「仕事と生活の調和推進のための行動指針」』
(<http://www-bm.mhlw.go.jp/shingi/2008/03/dl/s0307-5d.pdf>) 厚生労働省。
- Yamaguchi, Kazuo (1991) *Event History Analysis*, Newbury Park, Calif.: Sage Publications.

Education, Regular Employment, and Partnership Formation in Japan

Noriko O. TSUYA

This study examines the effects of education and regular employment on partnership formation in Japan, using panel data from the 2004 National Survey on Marriage and the Family and its follow-up in 2007. Focusing men and women aged 18-49 in 2004, the study examines, in multivariate context, the effects of educational attainment and entry into regular employment (full-time employment with job security and fringe benefits) after graduation on: current employment and income, cohabitation, and first marriage timing. The results of the analysis are summarized as follows. First, higher education and obtainment of regular employment as the first job after graduation are positively associated with current regular employment and higher income, and this association is stronger among men than among women. Second, entry into regular employment after graduation significantly increases the likelihood of first marriage among men, while it reduces the likelihood of cohabitation among women. Third, higher education significantly decreases the likelihood of cohabitation of both sexes, and also greatly reduces the likelihood of first marriage among women.

These results imply that, especially among men, employment security and stability during the early adulthood is linked not only to employment stability and financial security later in life course, but also to the higher likelihood of first marriage. The findings also suggest that increasing educational attainment not only contributes to career development and higher earning power of young men and women, but also discourages women's partnership formation. Since the expansion of higher education has been more rapid among young women than among young men, this in turn implies that women's rising educational attainment is one of the major factors of rapid declines in marriage in Japan in recent years.