

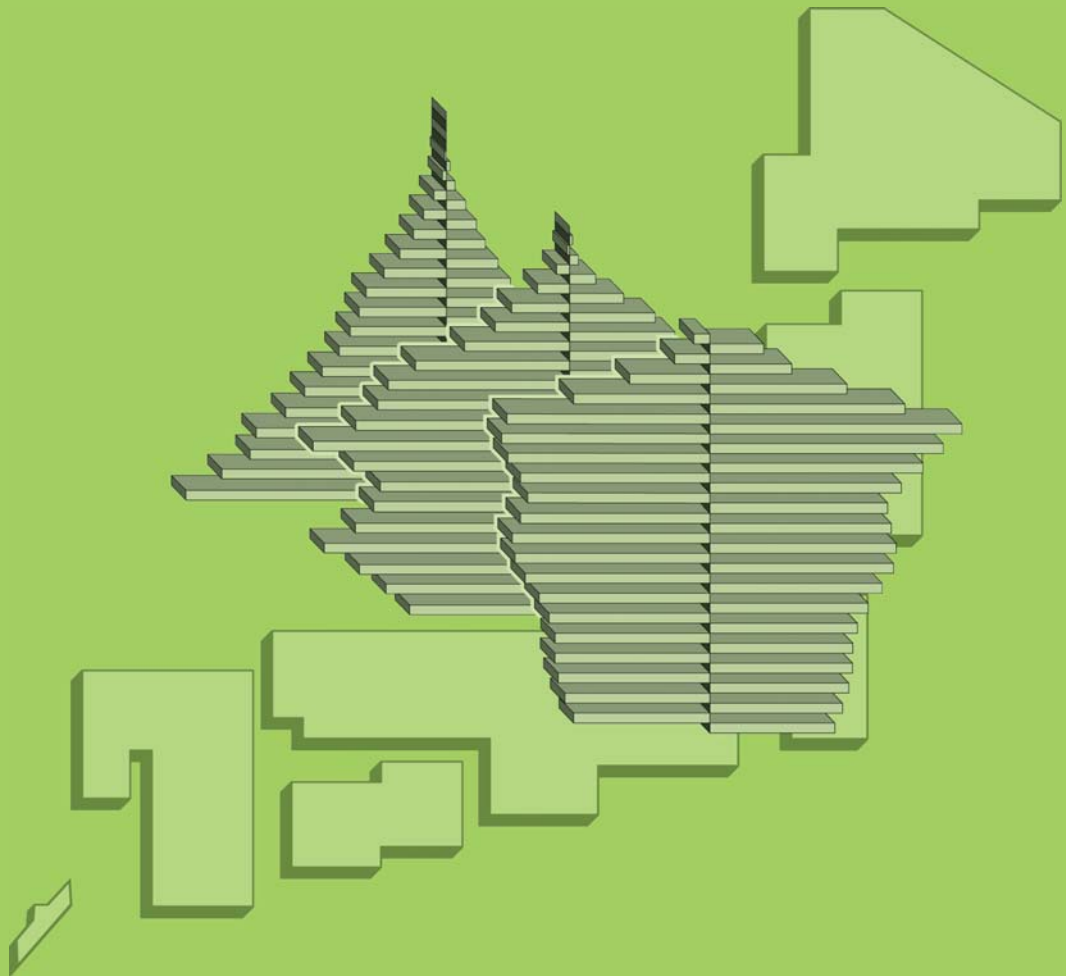
# 人口問題研究

Journal of Population Problems

第65巻第2号 2009年

特集Ⅰ：将来人口推計（全国人口）に関連した研究（その4）

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）



国立社会保障・人口問題研究所

## 『人口問題研究』編集規程

### I. 編集方針

研究所の機関誌として、人口問題に関する学術論文を掲載するとともに、一般への専門知識の普及をも考慮した編集を行う。

### II. 発行回数

本誌の発行は、原則として年4回とし、3月（1号）・6月（2号）・9月（3号）・12月（4号）の刊行とする。

### III. 執筆者

執筆者は、原則として国立社会保障・人口問題研究所の所員、特別研究官、客員研究員とする。ただし、所外研究協力者との共同研究・プロジェクトの成果については、所外の研究協力者も執筆することができる。また、編集委員会は所外の研究者に執筆を依頼することができる。

### IV. 査読制度

編集委員会は依頼論文以外の掲載論文（研究論文、研究ノート）を査読者に依頼し、査読者は別に定める報告様式に従い結果を編集委員会に報告する。編集委員会は査読の結果をもって採否の決定を行う。

### V. 著作権

掲載された論文等の著作権は原則として国立社会保障・人口問題研究所に属する。ただし、論文中で引用する文章や図表の著作権に関する問題は、著者が責任を負う。

1998年9月

# 人口問題研究

## 第65巻第2号(2009年6月)

### 特集Ⅰ 将来人口推計(全国人口)に関連した研究(その4)

将来人口推計における出生仮定設定の枠組みについて

.....金子隆一・1~27

### 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・28~44

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・45~63

### 書評・紹介

ヨゼフ・エーマー著 若尾祐司・魚住明代訳『近代ドイツ人口史  
—人口学研究の傾向と基本問題—』(中川聡史).....64

フランソワ・エラン著 林昌宏訳

『移民の時代—フランス人口学者の視点』(清水昌人).....65

### 研究活動報告 .....66~69

日本人口学会2008年度・第2回東日本地域部会—第42回国連人口開

発委員会—アメリカ人口学会2009年大会

Journal of Population Problems  
(JINKŌ MONDAI KENKYŪ)  
Vol.65 No.2  
2009

**Special Issue I: The Studies on the Population Projections: Part-IV**

On the Methodological Framework for Making Fertility Assumptions  
in the Population Projections for Japan, 2006.....Ryuichi KANEKO • 1-27

**Special Issue II: The International Comparative Studies on Gender and  
Generation (PHASE II): Part 2**

Home-Leaving and Its Determinants in Japan, Germany and Italy  
.....Rokuro TABUCHI • 28-44

Education, Regular Employment, and Partnership Formation in Japan  
.....Noriko O. TSUYA • 45-63

**Book Reviews**

Josef Ehmer (translated by Yuji Wakao and Akiyo Uozumi),  
*Kindai Doitsu Jinkō-shi: Jinkō-gaku Kenkyū no Keikō to  
Kihon Mondai* (S. NAKAGAWA) .....64

François Héran, (translated by Masahiro Hayashi), *Imin no Jidai:  
Furansu Jinkō-gakusha no Shiten* (M. SHIMIZU) .....65

**Miscellaneous News**

.....  
*National Institute of Population  
and Social Security Research*  
Hibiya Kokusai Building 6F  
2-2-3 Uchisaiwai-cho, Chiyoda-ku, Tokyo, Japan, 100-001

---

 特 集 I
 

---

将来人口推計（全国推計）に関連した研究（その4）

## 将来人口推計における出生仮定設定の枠組みについて

金子 隆 一

本稿は、国立社会保障・人口問題研究所による将来人口推計（平成18年12月推計）に採用された出生仮定設定の枠組みについて、詳細な記述と解説を行ったものである。近年先進諸国をはじめ脱工業化段階に至った国々で共通して見られる出生率低下の潮流の中で、将来人口推計は一方では社会的要請の増大、他方では長期見通しの指針の喪失に同時に直面している。わが国における将来人口推計においては、記述力に優れた数理モデルと精度の高い実績データの組み合わせによる出生仮定設定の枠組みを採用することで、科学的客観性の維持を図ろうとしている。直近の推計においては、さらにいくつかの重要な改良がなされた。本稿ではこれらを含めた出生仮定設定の手法的側面を通察することにより、その特徴と利点さらには限界を浮き彫りにし、さらなる発展の可能性を探ることとする。

## はじめに

今日の将来人口推計において最もその不確実性を高めている要素は、出生率仮定の設定であると言ってよいだろう。現代では出生率は結婚や出産に関わる人々の行動選択によって決まる部分が大きく、またそうした選択は加速的とも見える昨今の社会経済的情勢の変化に敏感に反応する。ときには出生率の変化自身が新たな社会変動の潮流を生み、再び人々の出生行動に影響を及ぼすことさえ指摘されている（「低出生率の罨」説, Lutz et al. 2005）。かつての人口転換理論が想定したような、出生率の人口置換水準への収束という長期動向の指針にもとづいた将来人口推計は過去のものとなった。現在では、これに代わる出生率動向の普遍的な定量的指針は見あたらない。

近年提唱されている第二の人口転換理論（Lesthaeghe and Van de Kaa 1986, Lesthaeghe 1995, Van de Kaa 1987）などは、現代の先進国において見られる出生率低下をともなった社会システムの変化を体系的に捉えようとする努力であり、これらの国々の脱工業化段階における人々の伝統的規範意識から自己実現重視の価値観への転換にともなう男女パートナーシップの変容と家族形成、さらには出生の遅れと率の低下などについて統一的な理解を促す点で優れており、広く受け入れられつつある。しかしながら、この理論は従来の人口転換理論のように将来の出生率の落ち着くべき水準について指し示すことはしない。このように、現在において将来人口推計が出生率の見通しについて依拠すべき理論というものは喪失されたままであり、科学的客観性を維持した仮定設定を行うとす

れば、現在までに蓄積された出生率やその要因に関する実測データに内在する法則性や規則性を見出してモデル化し、内在する時系列パラメータを将来に向けて投影する方法以外にはない。そこでは、いかに記述力に優れたモデルを開発・選択し、正確な実測データと組み合わせるかが、システム開発の指針となる。また、結果の不確実性については、複数の仮定か、あるいは分布を持った仮定によって、幅ないし分布を擁した将来人口を推計することによって対処することとなる。

以下では、国立社会保障・人口問題研究所（以下、社人研）が実施した将来人口推計（平成18年12月推計）に採用された出生仮定設定の枠組みについて、できるだけ詳細な記述を試みることにする。

## 1. 年齢別出生率の推計方法ー 一般化対数ガンマ分布モデルー

社人研で行なっている将来人口推計は、コーホート要因法に準拠している。コーホート要因法とは、年齢ごとの人々の加齢にともなって生ずる年々の人口変化を、その要因（死亡、出生、および人口移動）ごとに算出することを繰り返して、将来に渡る人口推移を求める方法である。この方法では、年次ごとに推計される出生数が、その後に加齢を繰り返す推計人口の出発点となる。したがって、正確な出生数を推計することが正確な将来の人口を見通すための基礎となる。そして各年次の出生数は、親となる世代の人口とりわけ女性人口に依存する。女性の出生頻度は年齢によって大きく異なるため、女性人口の年齢構成はとくに重要である。したがって、当該年次に再生産年齢（15～49歳）にある女性たちが各年齢で生む出生数を別々に推計し、その合計として年次出生数を求めることが効果的である。その際、女性たちの各年齢における出生数は、その年齢の女性人口（年間延べ人口）に対して、対応する年齢別出生率を乗じて算出することになる。したがって、以下ではまず、この女性の年齢別出生率の推計方法について説明する。

本推計では年齢別出生率を推定するために、コーホート出生率法を用いている。これは女性の出生コーホートごとにそのライフコース上の出生過程を観察し、出生過程が完結していないコーホートについて、完結に至るまでの年齢ごとの出生率を推定する方法である。将来の各年次の年齢別出生率ならびに合計特殊出生率は、コーホート別の率を年次別の率に組み換えることによって得る。直接年次別の出生率を推計せずに、まずコーホート別の出生率を推計する理由は、それが前者に比べ、安定的に推移することが期待されるからである。年次別の出生率では各年齢の値はそれぞれ異なる集団（コーホート）の出生行動の結果を表しているが、コーホート別の年齢別出生率では移出入や死亡の効果を除けば、同一の集団（コーホート）の生涯にわたる一貫した出生行動のシリーズを表している。たとえば、年次別出生率は出生年齢の変動（タイミング変化）に反応して合計値（合計特殊出生率）が変動しやすいのに対し（テンポ効果）、コーホート合計特殊出生率ではタイミング変化の影響を受けない<sup>1)</sup>。

1) 丙午（ひのえうま）の年（1966年）の出生率変動などが例に挙げられる。同年、迷信による出生忌避により合計特殊出生率は前年の74%に減少したが、同時期に出産期を迎えていた女性世代のコーホート合計特殊出生率にはほとんど変動がみられなかった。

本推計において、コーホートの出生過程は年齢別初婚率と出生順位別の年齢別出生率によって構成される。また、個々の年齢別初婚率・出生率は、関連する行動の特徴を表す指標（パラメータ）から生成できるよう、ある種の適合的な数理モデルを採用している。すなわち、コーホートの平均初婚年齢、生涯未婚率、完結出生児数、および各出生順位の平均出生年齢等をパラメータとして、一般化対数ガンマ分布モデルと呼ばれるモデルによって年齢別初婚率・出生率を生成している。これにより近年のわが国の出生動向の特徴である晩婚化、晩産化、また今後見込まれる生涯未婚率の上昇、さらには夫婦出生力の低下、離再婚の影響などを反映したコーホート出生率を生成することが可能となっている。

一般化対数ガンマ分布モデルは、出生順位  $n$ 、年齢  $x$ （連続年齢）の出生率を  $f_n(x)$  と表すと、

$$f_n(x) = C_n \cdot g(x; u_n, b_n, \lambda_n) \quad (1)$$

で与えられる。ただし、

$$g(x; u_n, b_n, \lambda_n) = \frac{|\lambda_n|}{b_n \Gamma(\lambda_n^{-2})} (\lambda_n^{-2})^{\lambda_n^{-2}} \exp \left[ \lambda_n^{-1} \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) - \lambda_n^{-2} \exp \left\{ \lambda_n \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) \right\} \right] \quad (2)$$

である。ここで、 $\Gamma$ 、 $\exp$  はそれぞれガンマ関数、指数関数であり、 $C_n$ 、 $u_n$ 、 $b_n$  および  $\lambda_n$  は、それぞれ出生順位  $n$  の出生率関数のパラメータである。 $g(x)$  は、一般化対数ガンマ分布の確率密度関数である。式(1)で表される本モデルは、コールマクニールモデルとして知られるものの拡張形式に当たる（金子 1993, Kaneko 2003）。なお、本推計では出生順位の分け方は、第1子～第3子それぞれと、第4子以上をまとめた四つのグループとした。

さらに本推計では、わが国の年齢別出生率の特徴をより精密に再現するために、実績値との比較による誤差の標準パターン ( $\xi_n$ ) を抽出し、これによって補正を行っている。その結果、コーホートの年齢別出生率関数  $f(x)$  は、

$$f(x) = \sum_{n=1}^4 C_n \left\{ g(x; u_n, b_n, \lambda_n) + \xi_n \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) \right\} \quad (3)$$

として与えられる。なお、この補正は実際には累積出生関数の経験補正関数として与えられる。また、その経験補正関数は、今回、直近年次までのデータを用いて新たに算出された。これら詳細については、付論1を参照されたい。

図1に、本モデルによって生成された3つのコーホート年齢別出生率と実績値<sup>2)</sup>との比較を示した。今回入手可能であった平成17(2005)年までの実績値を用いると、(a)昭和35(1960)年生まれコーホート、(b)昭和45(1970)年生まれコーホート、および(c)昭

2) モデルの推定に用いる出生率実績値は、1月から12月の出生数に対して7月1日人口を分母としているため、10月1日人口を分母としている人口動態統計の公表数値とは異なる。

和55（1980）年生まれコーホートに対して、それぞれ45歳、35歳、25歳までの実績出生率が得られた。

図1 コーホートの年齢別出生率  
(実績値とモデル値)：1960年生まれ

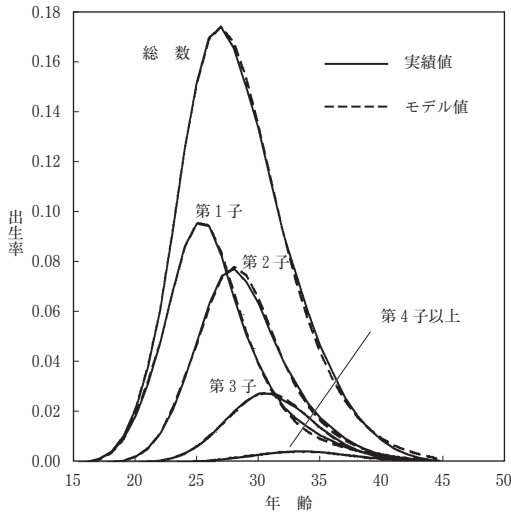


図2 コーホートの年齢別出生率  
(実績値とモデル値)：1970年生まれ

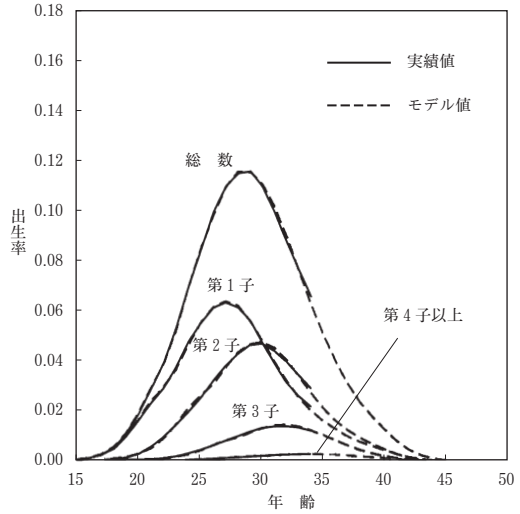
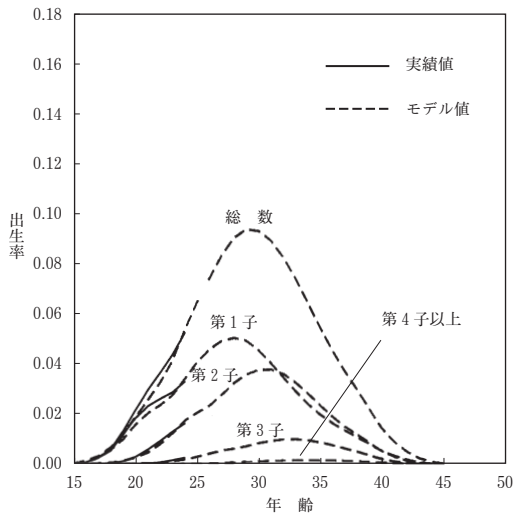


図3 コーホートの年齢別出生率  
(実績値とモデル値)：1980年生まれ



(a)の場合(図1)には、出生過程はほぼ終了していると考えられ、モデルによって推計すべき期間はわずかである。(b)(図2)では、まだ出生過程途中ではあるものの、モデルの実績への適合性は良好であると判断されるので、一般にみられる出生率の年齢パターンの安定性を考慮すると、今後(36歳以降)の出生履歴がモデルの推計値から大きく離れることはないと考えられる。これに対して(c)のコーホート(図3)では、実績値が少な



いたため現時点までの実績値とモデルの適合性からは年齢範囲全体にわたる適合性の善し悪しの判断はできない。実際、(a)、(b)のケースでは統計手法（最尤推定法）によってモデル値（パラメータ値）を機械的に推定することが可能であり、またその結果は比較的安定的であるが、(c)のケースでは統計手法によって機械的に求めたパラメータの推定値は不安定であり、多くの場合結果を一意に特定することが難しい。当然ながら、この傾向は年齢が若いために実測される出生率過程が短いコーホートほど著しい。そのようなコーホートの今後の出生過程を推計するためには、その不安定さを補うため何らかの仮定を外生的に与える必要がある。また、現時点で15歳に達していない年少のコーホートについては、そもそも出生率の実績が全く得られないのであるから、統計的手法によって将来値を決めることはできない。したがって、こうした年少コーホートや、まだ生まれていないコーホートに対してはその将来の出生過程全般にわたって仮定を設けることになる（これらの仮定設定の仕方については次節以降において説明する）。

さて、以上のようにして一連のコーホートの年齢別出生率が推計されれば、年次ごとの年齢別出生率はこれを年齢ごとに組み換えることによって得られる。たとえば、2005年における15～49歳の年齢別出生率は、1990年生まれコーホートの15歳の出生率、1989年生まれコーホートの16歳の出生率、…、1956年生まれコーホートの49歳の出生率をつなぎ合わせたものである<sup>3)</sup>。このようにして推計期間のすべての年次について年齢別出生率が得られる。

## 2. 参照コーホートと出生力要素の仮定設定

上述のように、ある程度出生過程を終えたコーホートについては、出生の数理モデルについて最尤推定法を適用することにより、その全出生過程（年齢別出生率）を統計的に推定することができた。しかし、出生率過程の浅いコーホートや出生実績がまったく得られないコーホートについては、こうした統計的手法によって将来値を求めることはできず、何らかの外生的な仮定を与える必要がある。本推計では、いくつかの出生力の要素について個別に趨勢と見通しを調べ、仮定値を設定する方法を採用している。その際、特定のコーホート（参照コーホートと呼ぶ）に目標を絞って仮定値を設定し、他のコーホートについてはこの仮定値と、実績ならびに上述の安定的な推定値の趨勢とを結ぶことによって設定を行うこととしている。この目標となる特定のコーホートを参照コーホートと呼んでいる。

本推計においては、女性1990年生まれのコーホートを参照コーホートとした。このコーホートは推計時点で満15歳であり、出生過程の入り口にあるとともに、各種出生力指標の実績ならびに安定的な推定値の趨勢の延長として見通せるほぼ限界点に位置する。以下ではこの参照コーホートに対する仮定設定の方法について説明を行う。

参照コーホートにおける50歳時累積出生率、すなわちコーホート合計特殊出生率 *CTFR* は、

---

3) 実際には年次  $t$  年の満  $x$  歳の年齢別出生率には、年次  $(t-x)$  年生まれと、年次  $(t-x-1)$  年生まれの2つのコーホートが関わるため、算出の際にはこれらのコーホートの出生率の平均値によって当該出生率を求めている。

$$CTFR = (1-\gamma) \cdot CEB(\theta_0) \cdot \delta \quad (4)$$

と表される。ここで、 $\gamma$  は生涯未婚率，すなわち  $(1-\gamma)$  は年齢別初婚率の50歳時点における累積値である<sup>4)</sup>。また、 $CEB(\theta_0)$  は妻の初婚年齢分布パラメータ  $\theta_0 = (\mu_0, b_0, \lambda_0)$  に依存して決まる初婚どうし夫婦の完結出生児数（妻50歳時点における平均出生児数）である。さらに、 $\delta$  は、離死別再婚ならびに婚外子のコーホート出生率に対する効果を表す係数であり、初婚どうし夫婦の完結出生力を既婚女性の完結出生力に結びつける役割を果たす（離死別再婚効果係数と呼ぶ）。以前のモデルでは既婚女性の完結出生児数は、初婚どうし夫婦の完結出生児数に比例して変化することが想定されており、離死別再婚効果係数はその比例係数として定数が与えられていたが、最新のモデルでは、コーホート毎に変化するものとしている。

この式(4)は、まず  $(1-\gamma)$  として表される妻50歳時点までに初婚する確率に初婚どうし夫婦の完結出生数を乗ずることによって、離死別再婚がまったく生じなかった場合のコーホート合計特殊出生率を求め、これに離死別再婚の発生の効果によって補正を与えたものと見ることができる。ただし、実際にはこれ以外に婚外子（非嫡出出生）の影響が存在するため、本モデルではこの効果を離死別再婚効果に含むものとしている。すなわち、既婚女性と経産女性を合わせたグループの完結出生児数が初婚どうし夫婦の完結出生児数に対応して変化することを想定していることになる。

出生仮定は実際には出生順位別に設定される。すなわち、初婚年齢分布に依存して決まる第  $n$  子完結出生確率（妻50歳時点において第  $n$  子を出生している確率）を  $CEB_n(\theta_0)$ 、第  $n$  子出生に対する離死別再婚効果係数を  $\delta_n$  とすると、コーホート合計特殊出生率  $CTFR$  は、出生順位 ( $n$ ) 別合計特殊出生率  $C_n$  の出生順位に関する和として、

$$\begin{cases} CTFR = \sum_{n=1}^{k_n} C_n \\ C_n = (1-\gamma) \cdot CEB_n(\theta_0) \cdot \delta_n \end{cases} \quad (5)$$

として与えられる。ただし、 $k_n$  は最高出生順位であり、本推計においては  $k_n = 4$  とし、 $n=4$  については、上述のように4子以上をまとめたものとした。したがって、これらの要素に関する仮定値が設定できれば、参照コーホートの完結出生力である出生順位別合計出生率  $C_n$  が求まり、前節で示した一般化対数ガンマ分布モデルの一つのパラメータが定まることになる。

今回の出生率仮定のモデルにおいては、これらの出生力要素のうち、初婚どうし夫婦の完結出生児数  $CEB(\theta_0)$  については、さらに2つの要素に分解することとした。実は各初

4) 生涯未婚率は本来静態統計（国勢調査など）によって測定されるものであるが、本推計においては50歳時点における累積初婚率の補数とし、動態統計に基づいた定義を採用した。なお、本稿の統一的標記に従えば、生涯未婚率  $\gamma$  は  $1-C_0$  であり、したがって  $C_0 = 1-\gamma$  であるが、生涯未婚率は出生過程全体における重要なパラメータであることから、特別に記号を与え、 $\gamma$  を用いることとしている。

婚どうし夫婦の最終的な平均出生児数は、ほぼ妻の初婚年齢に依存して決まっており、従来のコーホートではこの夫婦の最終的な出生児数を妻の初婚年齢によって安定的に予測することができる（詳しくは後述）。したがって、この予測値を妻初婚年齢  $a$  の関数として  $CB^*(a)$  と表すことにすると、各女性コーホートの夫婦完結出生児数の予測値  $CEB^*(\theta_0)$  は、そのコーホート女性の初婚年齢  $a$  の分布を  $g(a;\theta_0)$  と表すことによって、

$$CEB^*(\theta_0) = \int_{\alpha}^{\beta} g(a;\theta_0) CB^*(a) da \quad (6)$$

と表すことができる<sup>5)</sup>。なお、 $\alpha$ 、および  $\beta$  は、女性再生産年齢の開始と終了の年齢を表し、本推計では  $\alpha=15$ 、 $\beta=50$  としている。

実績値の観察によれば、式(6)は1950年代生まれコーホートまでについては比較的よく当てはまる。これは妻の初婚年齢と夫婦の最終的な出生児数との関係が堅牢であることを意味している。したがって、これらのコーホートの夫婦完結出生児数  $CEB(\theta_0)$  については、 $CEB(\theta_0) \cong CEB^*(\theta_0)$  が成り立つ。これに対して1960年代以降に生まれたコーホートでは同じ初婚年齢であっても、最終的な夫婦の出生児数に低下が見られるようになる。すなわち、これらコーホートでは、実数  $\kappa$  ( $0 \leq \kappa \leq 1$ ) を考えて、 $CEB(\theta_0) = CEB^*(\theta_0) \cdot \kappa$  と表す必要が生ずる。したがって、参照コーホートの合計特殊出生率の算定式(4)は、あらためて、

$$CTFR = (1-\gamma) \cdot CEB^*(\theta_0) \cdot \kappa \cdot \delta \quad (7)$$

と表されることになる。本推計では、 $CEB^*(\theta_0)$  を期待完結出生児数、 $\kappa$  は理論値からのずれと解釈できることから結婚出生力変動係数と呼んでいる。この式も実際の算定にあたっては、式(4)同様に出生順位別に行われる。すなわち、

$$\begin{cases} CTFR = \sum_{n=1}^{k_n} C_n \\ C_n = (1-\gamma) \cdot CEB_n^*(\theta_0) \cdot \kappa_n \cdot \delta_n \end{cases} \quad (8)$$

と表される。

これらの算定式に表される出生力要素の仮定設定の方法については、以下に順次説明を行う。なお、上述のように参照コーホートとしては1990年生まれ女性コーホートを選んだ。参照コーホートの出生率と、そこに至るまでの実績データを元に数理モデルによって得た出生率の統計的推定結果とを結ぶことによって、本推計に必要なコーホートの全出生過程（年齢別出生率）に関する仮定値が得られることになる。なお、出生率ならびに出生力要

5) ただし、初婚どうし夫婦のうち妻が50歳まで結婚を継続した場合の妻の初婚年齢分布を、一般女性の初婚年齢分布と同じと仮定している。

素の変化は参照コーホート以降も続く可能性が高いため、2005年出生コーホートまでは趨勢が持続するものとした。それ以降の出生コーホートは、推計時点で生まれていない世代であり、彼女らが生涯を通して経験する結婚・出生行動を現在の状況から見通すことは困難である。したがって本推計では、2005年出生コーホート以降の出生力は、同コーホートの水準で一定に推移するものとした。

また、出生率の将来推移は不確実性が高いことから、出生仮定については3つの仮定（中位、高位、低位）を設け、それぞれについて将来人口推計を行うこととした。これにより出生変動にともなう将来人口の変動幅に関する見通しを与えるものとしている。また、今回の推計では、出生率動向の測定の精密化を図る観点から、日本人女性に発生する結婚、ならびに出生に限定した初婚率、出生率を新たに算定し、これを対象として動向の把握を行った<sup>6)</sup>。総人口の出生動向については、これに外国人出生との関係を加味することで推計を行った。本推計における外国人ならびに総人口の出生率の扱いについては、金子・三田（2008）および本稿の付論2を参照されたい。以下に記述する結婚、出生に関する指標は、すべて日本人女性に発生する結婚、出生に関するものである。

### 3. 平均初婚年齢と生涯未婚率に関する仮定設定

晩婚化、非婚化といった結婚行動の変化は、1970年代半ばからの出生率低下の全過程に深く関わり、現在も進行中であるとみられる。将来の出生率に関する見通しを得る上では、結婚動向を見極めることが重要な作業となっている。実際、上述の参照コーホートの合計特殊出生率算定式においても、非婚化を測る生涯未婚率 $\gamma$ がより直接的で重要な位置を占めている。一方で、晩婚化を測るパラメータ $\theta_0$ は、初婚年齢分布を決定することにより夫婦完結出生児数に影響を与える。しかしながら、年齢別初婚率について一般化対数ガンマ分布モデルによる統計的推定が可能なのは、ある程度まで初婚過程を終えたコーホートに限られている。とくに参照コーホート以降の年少コーホートに至っては、初婚率の実績値がまったく得られないのであるから、統計的推定を行うことはできない。こうした場合、年長コーホートですでに得られている実績値ならびに統計的推定値の時系列的趨勢を観察し、これを将来に向けて投影することによって仮定値を策定することになる。しかし、上述のように結婚動向は将来の出生水準を大きく左右するため、できるだけ精度の高い仮定値を設定することが求められる。そのためには、仮定設定に対して複数の方法によるアプローチや検証を行うことが望ましいと考えられる。

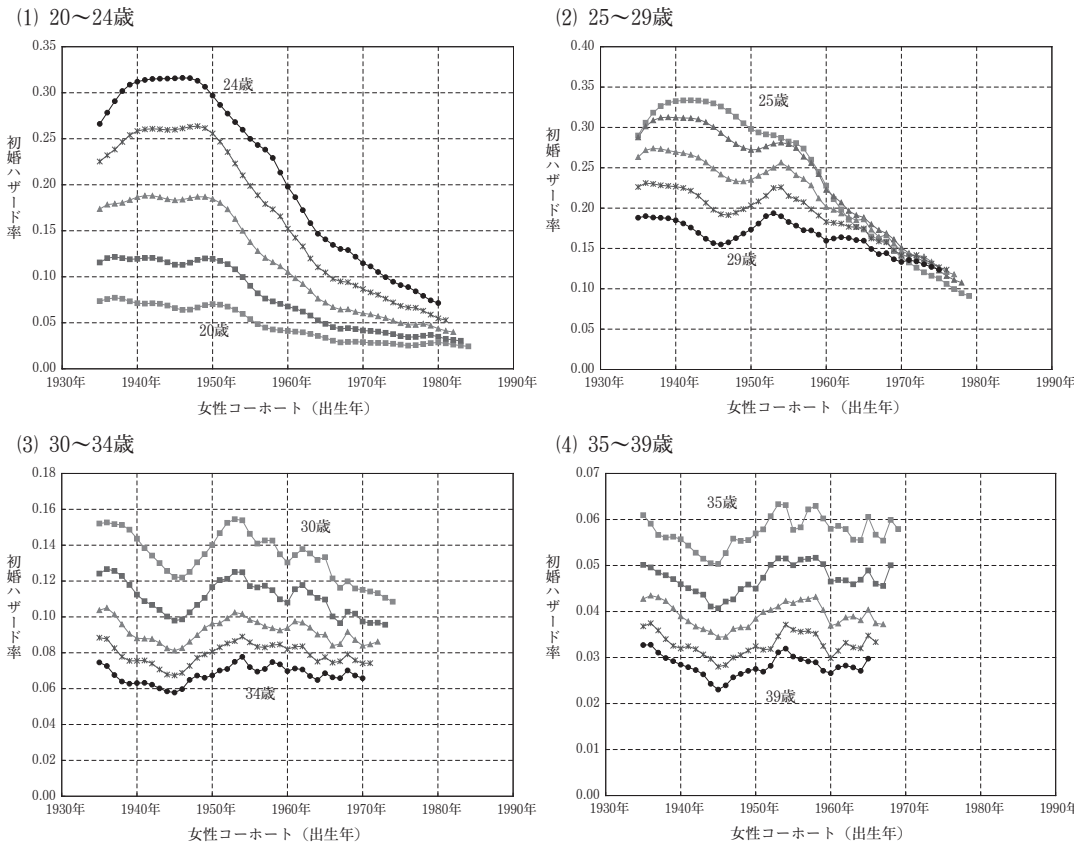
本推計では、初婚のさまざまな指標について検討を行った結果、年齢別初婚ハザード率の時間的变化について一定のパターンがみられることに注目した。すなわち、近年日本人

---

6) 「人口動態統計」による出生率は日本国籍児を対象とするため、日本人女性から発生した出生児に加え、外国人女性から発生した日本国籍児数（日本人を父とする児）を含んでいる。したがって、この率は日本人・外国人の人口構成に依存する。日本人女性の出生行動を把握する観点からは日本人女性に発生した出生に限定した率を別途算出し用いる必要がある。同様に「人口動態統計」による初婚率は日本人女性の初婚以外に、日本人男性と結婚した外国人女性の件数が含まれており、日本人女性の初婚行動を把握するためには、日本人女性の初婚件数に限定した率を別途算出する必要がある。また初婚率の算出にあたっては、婚姻届出の遅れの補正を行う必要があり、本推計では別途この補正を行っている。

女性の初婚ハザード率は20歳代で急速に下降している反面、30歳代以上ではあまり変化がみられない（図4）。一般に晩婚化が進行する際、若年のハザード率が下がり、これを補うかたちで後の年齢のハザード率が上昇することになる。しかし、わが国の場合、後年齢でのハザード率には、あたかも上限があるかのような推移がみられる。こうした動きは、結果として生涯未婚率の動向を大きく左右する。すなわち、若年齢での初婚ハザード率の低下は、後年齢での上昇が伴わなければ、それは非婚化、すなわち生涯未婚率の上昇をもたらすことになる。

図4 年齢別にみた女性コーホートの初婚ハザード率の推移

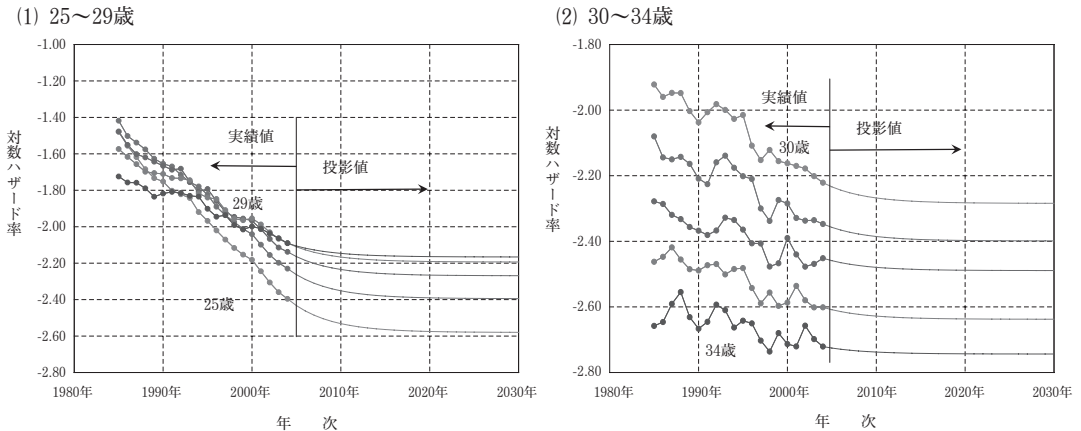


注：日本人女性の初婚（日本人男性と結婚した外国人女性を含まない）について算出。

そこで今後に初婚過程を完了する（50歳に達する）女性コーホートの生涯未婚率を見通す方法として、これら年齢ごとのハザード率の年次変化を観察し、それらの趨勢に対して数理関数の当てはめによる投影を行い、参照コーホートに対して得られた年齢別初婚ハザードから年齢別初婚率を再構成することによって、その生涯未婚率を推定した。投影に際しては実績値の推移に対して二重指数関数を用いた。観察によれば、変化の少ない30歳代以降の年齢に対しては指数関数による当てはめ（対数ハザードへの直線の当てはめ）でも十分高い再現性を示したが、20歳代でのハザードの低下パターンをよりよく表現するために

は二重指数関数が適していた。当てはめには1985年から2004年までの20年間の初婚率の実績値を用いた。主要な年齢階級における投影の結果を図5に示す。

図5 年齢別にみた女性コホート初婚ハザード率の実績（1985～2004年）と投影



このようにして求めた将来年次の年齢別初婚率を、一般化対数ガンマ分布モデルによって投影された年齢別初婚率と比較し、整合性が高いことを確認した上で、上記で得られた参照コホートの生涯未婚率を仮定値として採用した。その際、直近20年（1985～2004年）のハザード率の趨勢に対して、変化が参照コホートに向けて収束するケースを中位仮定とし、ほぼ直線的に変化が継続するケースを低位仮定とした。また、ハザード率が直近10年（1995-2004年）の平均水準に止まるケースを高位仮定として設定した。また、これらに対応する一般化対数ガンマ分布モデルの平均初婚年齢を合わせてそれぞれのバリエーション（中位、高位、低位）の仮定値とした。

上記の手続きによって得られたコホートの平均初婚年齢と生涯未婚率の仮定値は、出生3仮定の各バリエーションについて、それぞれ以下のとおりである。

（中位仮定）

コホート別にみた女性の平均初婚年齢は昭和30（1955）年出生コホートの24.9歳から平成2（1990）年出生コホートの28.2歳を経て、平成17（2005）年出生コホートで28.3歳に至り以後は変わらない。生涯未婚率は昭和30（1955）年出生コホートの5.8%から平成2（1990）年出生コホートの23.5%を経て、平成17（2005）年出生コホートで23.6%に至り以後は変わらない。

（高位仮定）

コホート別にみた女性の平均初婚年齢は平成2（1990）年出生コホートの27.8歳まで進み、平成17（2005）年出生コホートまでほぼ同水準で推移し以後は変わらない。生涯未婚率は平成2（1990）年出生コホートの17.9%を経て、平成17（2005）年出生コホートで17.1%に至り以後は変わらない。

(低位仮定)

コーホート別にみた女性の平均初婚年齢は平成2（1990）年出生コーホートの28.7歳を経て、平成17（2005）年出生コーホートで28.8歳に至り以後は変わらない。生涯未婚率は平成2（1990）年出生コーホートの27.0%まで進み、平成17（2005）年出生コーホートで27.4%に至り以後は変わらない。

#### 4. 夫婦完結出生児数の仮定設定

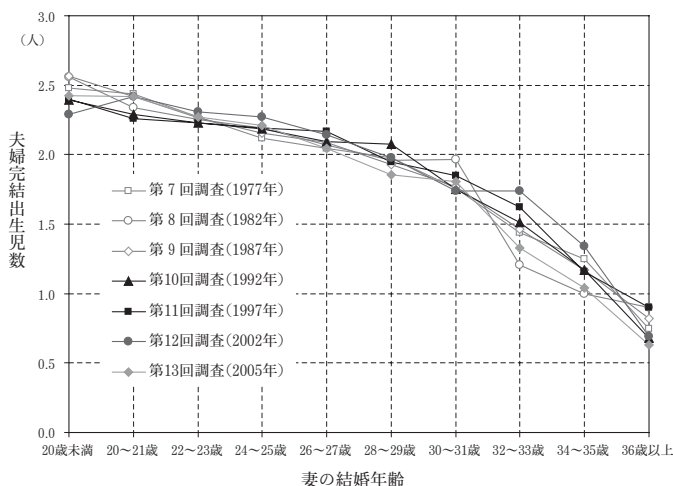
夫婦完結出生児数とは、一般に夫婦が最終的に生んだ子ども数の平均値を指すが、本推計では初婚どうし夫婦における妻50歳時の平均出生子ども数として定義している。したがって、初婚どうし夫婦であっても離死別等で妻が50歳に至らなかった夫婦の経験は含まれていない。これらによる効果は、後述の離死別再婚効果として一括して取り扱われる。

夫婦完結出生児数は、夫、妻の結婚年齢によって異なる。とりわけ妻が若くして結婚した夫婦では完結出生児数は多く、逆に遅く結婚した夫婦では少ない。この関係は、出生動向基本調査から得られる初婚年齢別にみた妻40歳代の夫婦の平均出生子ども数（図6）から定量的に推定される<sup>7)</sup>。こうして定式化された妻の初婚年齢による夫婦完結出生児数の回帰モデル<sup>8)</sup>を用いると、前節において求めた将来コーホートの年齢別初婚率に対応する夫婦の平均完結出生児数を推計することができる。こうすることによって、いわゆる晩婚化などの結婚年齢分布変化にともなう構造的な夫婦出生力変化を求めることができる。

しかしながら、調査によれば近年夫婦の子どもの産み方には変化がみられ、とくに1960年生まれ以降の世代では、妻の初婚年齢から期待される完結出生児数に比べて、実測される完結出生児数の方が少なくなる傾向が見られる（図7）。60年代以降に生まれたコーホートはまだ出生過程の完結に至っていないが、途中経過を見るかぎり先行コーホートより水準が低下しており、完結出生児数にも影響が及ぶものと見られる。したがって、夫婦出生力の将来仮定値については、結婚年齢変化の構造的効果だけでなく結婚後の行動変化による出生力変化を捉える必要がある。

しかしながら、調査によれば近年夫婦の子どもの産み方には変化がみられ、とくに1960年生まれ以降の世代では、妻の初婚年齢から期待される完結出生児数に比べて、実測される完結出生児数の方が少なくなる傾向が見られる（図7）。60年代以降に生まれたコーホートはまだ出生過程の完結に至っていないが、途中経過を見るかぎり先行コーホートより水準が低下しており、完結出生児数にも影響が及ぶものと見られる。したがって、夫婦出生力の将来仮定値については、結婚年齢変化の構造的効果だけでなく結婚後の行動変化による出生力変化を捉える必要がある。

図6 妻の結婚年齢別、夫婦完結出生児数  
第7～13回出生動向基本調査

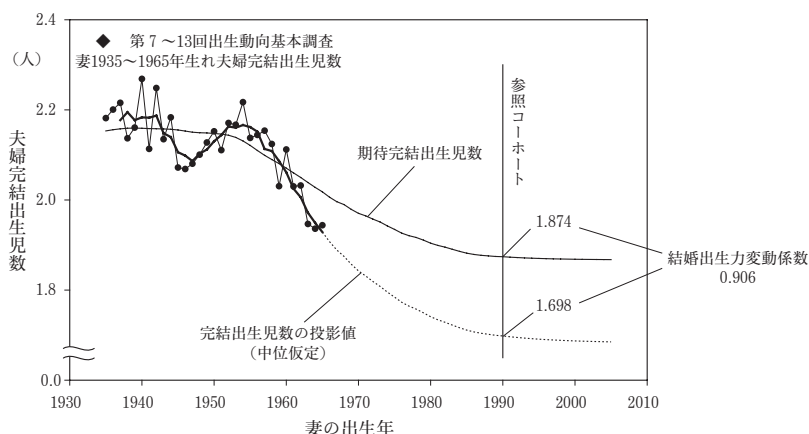


注：出生動向基本調査による初婚どうし夫婦を対象とする。ここで夫婦完結出生児数は妻40-49歳（第7回調査のみ40-44歳）の夫婦の平均出生子ども数を表す。

7) 実際には、妻の初婚年齢と出生順位ごとの出生頻度を求め、出生確率を推定している。

8) ロジスティック回帰モデルによる。本モデルについては、金子（2004）参照。

図7 妻の出生年別にみた夫婦完結出生児数の実測値、期待値および投影値



本推計においては、こうした結婚後の行動変化にともなう出生力変化を上述のように期待夫婦完結出生児数に対する係数で表現し、結婚出生力変動係数 $\kappa$ と呼んでいる。すなわち、夫婦完結出生児数は、期待夫婦完結出生児数と結婚出生力変動係数の積として表される。したがって、その将来仮定値はそれぞれの要素の投影の結果として求まる。

まず期待夫婦完結出生児数は、上記のモデルとあらかじめ推定された女性コーホートの初婚年齢分布（前節参照）を用いて投影を行う。これより参照コーホートの初婚年齢分布にもとづく期待夫婦完結出生児数  $CEB^*$  は、中位1.87人、高位1.91人、低位1.82人と推定された。

つぎに、結婚出生力変動係数 $\kappa$ の投影は、出生動向基本調査から求まる妻1935-65年生まれコーホートの夫婦出生順位別完結出生確率の推移に数理関数を当てはめることを行った。ただし、高位仮定については、参照コーホートにおいて従来<sup>9)</sup>の水準<sup>9)</sup>に戻るものと想定し、結婚出生力変動係数が参照コーホートにおいて1.0に復帰するものとした。中位仮定、低位仮定においては、妻1953-65年の実測値の趨勢を用い、指数関数を当てはめて、低下傾向が減衰する推移を中位仮定とし、参照コーホートに向かってほぼ直線的に低下する推移を低位仮定とした。その結果、参照コーホートにおける結婚出生力変動係数 $\kappa$ の値は、中位仮定で0.906、高位仮定では1.000、低位仮定で0.838となった。

以上の結果得られた将来の夫婦出生力に関する仮定値は、前節において記述した初婚年齢分布変化の3仮定のバリエーションに対応して、それぞれ以下のとおりとなった。

（中位仮定）

期待完結出生児数は、昭和30（1955）年出生コーホートの実績値2.12人から、中位として仮定された初婚年齢分布の変化によって順次低下し、参照コーホートである平成2（1990）年出生コーホートの1.87人に至り、平成17（2005）年出生コーホートまでほぼ同水準で推移するが、以降は1.87人で変わらない。一方、夫婦の出生行動の変化を示す結婚出生力変動係数は、妻昭和10（1935）～29（1954）年出生コーホートの夫婦を基準（1.0）

9) 本推計では、妻1935～54年生まれコーホートの水準。



として以後低下し、参照コーホートの0.906を経て、平成17（2005）年出生コーホートで0.902に至り以後は変わらない。これらの積により求まる夫婦完結出生児数は、昭和30（1955）年出生コーホートの実績値2.16人から、参照コーホートである平成2（1990）年出生コーホートの1.70人を経て、平成17（2005）年出生コーホートで1.69人まで低下し、以後は変わらない。

（高位仮定）

期待完結出生児数は、高位として仮定された初婚年齢分布の変化によって参照コーホートの1.91人を経て、平成17（2005）年出生コーホートまでほぼ同水準で推移するが、以降は1.91人で変わらない。一方、結婚出生力変動係数は、妻が昭和10（1935）～29（1954）年出生コーホートを基準（1.0）として以後一旦低下するが、参照コーホートまでに再び1.0に回復して以後は変わらない。これらの積により求まる夫婦完結出生児数は、参照コーホートの1.91人を経て、平成17（2005）年出生コーホートまでほぼ同水準を維持し、以後は1.91人で変わらない。

（低位仮定）

期待完結出生児数は、低位として仮定された初婚年齢分布の変化によって参照コーホートの1.82人を経て、平成17（2005）年出生コーホートの1.81人まで低下し、以降は変わらない。一方、結婚出生力変動係数は、妻昭和10（1935）～29（1954）年出生コーホートの夫婦を基準（1.0）として以後低下し、参照コーホートの0.838を経て、平成17（2005）年出生コーホートで0.825に至り以後は変わらない。これらの積により求まる夫婦完結出生児数は、参照コーホートの1.52人を経て、平成17（2005）年出生コーホートの1.49人まで低下し、以後は変わらない。

## 5. 離死別再婚効果の仮定設定

本将来人口推計では上記のように結婚行動と結婚後の夫婦出生行動に関する見通しから、将来の女性の出生率（合計特殊出生率）の仮定設定を行っている。その元となる結婚動向の実績は、人口動態統計から推定を行い、また夫婦出生力の実績は全国標本調査（出生動向基本調査）から測定を行っていることはすでに述べた通りである。ただし、後者において、離死別者の出生力については、直接推計に用いるのに十分な測定精度の得られるだけの標本数を確保することは難しく、離死別者（および再婚者）を含んだ既婚女性の出生力を得るためには、初婚どうし夫婦の出生力を基礎として、これに離死別再婚の効果を表す係数を乗じて推定することとしている。これが離死別再婚効果係数 $\delta$ （出生順位 $(n)$ 別には $\delta_n$ ）に他ならない。

これまでこの離死別再婚効果は比較的安定的ではあったが、本来は決して固定のものではなく、離死別再婚の動向によって左右されるべきものである。とりわけ1990年代以降、離婚の急速な増加が見られ、仮に初婚どうし夫婦の出生力が一定であったとしても、離死別再婚者を含んだ既婚女性の平均の出生力は低下が見込まれ、離死別再婚効果係数も今後変化して行くものと見るべきである。一方で、再生産年齢層（出生の起こり得る年齢層）

における死別は長期的に低下傾向にあり、近年係数に対する影響は比較的小さい（ただしこの動向は離別の動向とは異なる方向への影響を持つ）。

この離死別動向の出生力に対する影響の見通しを策定するにあたっては、言うまでもなく離婚行動の把握が必須であり、その指標として、また離別、死別者の出生力に関する諸指標の算定の基礎として、離別と死別等を分けたできるだけ詳細な人口統計の必要性が増している。これについては、2005年に実施された第13回出生動向基本調査において、夫婦調査では再婚者の、独身者調査では離別者、死別者の出生児数を調査しており、これら配偶関係の女性の出生力が把握されている。その結果によれば、離死別や再婚を経験した女性、また初婚であっても夫が再婚である女性では、初婚どうし夫婦のまま50歳を迎えた女性（妻）に比べると完結出生児数は低くなっている。たとえば、1955年生まれ女性の50歳時における配偶関係の経歴を分類し、各経歴についての構成比ならびに平均子ども数を測定した結果を表1に示した。

表1 1955年生まれ女性コーホートの50歳結婚経歴構成および平均出生児数

結婚経歴の種類（女性50歳時点）			女性構成比 1955年生まれ		平均 子ども数	初婚どうし 出生との比	
独 身	未 婚 ( <i>s</i> )		$\gamma$ (5.8%)		$C_s$ ( $\approx 0.00$ )	$R_s$ ( $\approx 0.00$ )	
	離 別 死 別	離 別 ( <i>d</i> )	$P_d$ (11.8%)	$P_{dw}$ (14.5%)	$C_{dw}$ (1.58)	$R_{dw}$ (0.76)	
		死 別 ( <i>w</i> )	$P_w$ (2.7%)				
有 配 偶	既 婚 者	初婚以外 夫婦 ( <i>r</i> )	離別後 ( <i>rd</i> )	$P_r$ (5.7%)	$C_r$ (1.86)	$R_r$ (0.90)	
			死別後 ( <i>rw</i> )				$P_{rw}$ (0.2%)
		妻初婚×夫再婚 ( <i>fr</i> )		$P_{fr}$ (5.1%)		$C_{fr}$ (1.90)	$R_{fr}$ (0.92)
		初婚どうし ( <i>ff</i> )		$P_{ff}$ (68.9%)		$C_{ff}$ (2.07)	$R_{ff}$ (1.00)

注：平均子ども数については、第13回出生動向基本調査（夫婦および独身者）における40～49歳の女性（1956～65年生まれ）についての集計から得た。各標本数は、未婚者264、死別／離別238、妻再婚124、妻初婚夫再婚223、初婚どうし2,610。

初婚どうし夫婦を基準とした場合の各配偶経歴の完結出生児数の比を  $R$  とし、表1のように分類すると、式(4)に用いた離死別再婚効果  $\delta$  は、

$$\delta = \frac{1}{1-\gamma} \{P_{ff} + P_{fr}R_{fr} + P_rR_r + P_{dw}R_{dw}\} \quad (7)$$

によって与えられる。

参照コーホートをはじめとする将来コーホートの離死別再婚効果係数を得るためには、当該コーホートの結婚経験者に占める50歳時離婚経験者割合の将来見通しが必要となる。これらは近年の離婚発生の実績に基づいて設定が行われた。その詳細については岩澤(2008)を参照されたい。その結果として、参照コーホート（1990年生まれの女性コーホート）に対して設定された離死別再婚効果係数  $\delta$  の値は、それぞれ中位仮定0.925、高位仮定0.938、低位仮定0.918である。

## 6. コーホート出生仮定値と将来年次の年齢別出生率

以上により、参照コーホートに対する出生仮定値の要素が揃ったことになる。表2には、コーホート合計特殊出生率と出生力要素の各指標の実績値（1955年生まれコーホート）と平成14年推計、平成18年推計の出生中位仮定における参照コーホート仮定値をまとめた。同表には、平成18年推計における各指標の今後の動向見通しに関する考え方も示されている。

表2 女性コーホート出生要素の仮定値（中位仮定）と動向に関する考え方

出生力要素 (指標)		実績値	平成14年推計 中位仮定値 参照コーホート =1985年生まれ	実績値から 参照コーホートに 至る動向の見通し	平成18年推計 中位仮定値 =1990年生まれ	(参考) 前假定義による 平成18年推計 中位仮定値
結婚 (女性)	結婚年齢 (平均初婚年齢)	24.9歳 (1955年生) 人口動態統計 (届出遅れ補正値)	27.8歳	上昇傾向が続く	28.2歳	(同定義)
	生涯未婚 (生涯未婚率)	5.8% (1955年生) 人口動態統計50歳 時累積初婚率	16.8%	平均初婚年齢の上昇にと もなう構造的な生涯未婚 の増加に加え、 <u>選択的な 生涯未婚傾向も進む(1)</u>	23.5%	20.4%
夫婦完結 出生力	晩婚化効果 の影響 (初婚年齢別 完結出生児数)	2.16人 (1953~57年生) 出生動向 基本調査	1.72人	晩婚化が進行し、平均初 婚年齢の上昇にともない 夫婦完結出生児数は以前 より <u>速いペースで減少す る(2)</u>	1.70人	1.57人
	晩婚化以外 の影響 (結婚出生係数)		1.67人	妻1960年代以降の出生コー ホートで、顕著な低下		
	離死別再婚効果 (離死別効果係数)	0.952 (1955年生) 出生動向・人口動 態・国勢調査	0.971 (一定)	離婚率の上昇傾向により コーホートの <u>平均子ども 数は低下する</u>	0.925	
コーホート 合計特殊出生率		1.96 (1955年生)	1.39	上記動向の結果、低下する	1.20	1.26

注：(1)平均初婚年齢の上昇にともなう構造的な生涯未婚の増加とは、晩婚化によって非意図的に生ずる結婚の逸失によるものである。一方、選択的な生涯未婚傾向とは、結婚以外のライフコース選択の増加にともなう生涯未婚の増加傾向である。

(2)結婚年齢が高くなるほど夫婦の完結出生児数は加速的に減少するため、結婚年齢の上昇幅が同じであっても、子ども数の減少幅は高い年齢においてより大きくなる傾向がある。

これらから算定式(7)を用いて参照コーホートの合計特殊出生率を算出すると、中位仮定では、1.20 (1.26)、高位仮定1.47 (1.55)、低位仮定1.02 (1.09)となる(カッコ内は日本国籍児を出生した外国人女性(日本人男性と結婚している場合など)を含む「人口動態統計」の定義に基づく合計特殊出生率の値である)。

これらの仮定に基づいて一般化対数ガンマ分布モデルによって各コーホートの(出生順位別)年齢別出生率が推計されれば、それを組み換えることによって将来の各年次の(出生順位別)年齢別出生率を算出することができる。ただし、ここで得られた仮定値は日本人女性に限定した出生率なので、総人口を推計するためには外国人女性を含んだ出生率が必要である。近年の実績によれば、日本人と外国人の年齢別出生率はともに変動しているが、その出生順位別のモーメント(合計特殊出生率、平均出生年齢ならびに出生年齢の標

準偏差)の間の関係は比較的安定しており、年齢別出生率は同調して変動していると思なすことができる。したがって、これらモーメント間の関係を一定とすることで、総人口の出生率を求めることができる<sup>10)</sup>、<sup>11)</sup>。なお、推計計算の過程において必要となる外国人女性から生ずる日本国籍児数については、その年齢別発生率を近年の実績を平均して用いた<sup>12)</sup>。

これらの出生率構成に対応する人口動態統計と同定義の出生率(外国人女性が生んだ日本国籍出生児も含めた出生率)は、日本人女性、外国人女性の人口構成に依存するため、人口推計の結果として算出されるものである。将来人口推計の出生率仮定について、こうした複数定義の出生率を扱うことは推計手法を著しく複雑なものとするが、人口の国際的交流が進展した人口状況を正確に再現するためには必須の仕組みである。

なお、推計時点における直近年次となる平成18(2006)年については、人口動態統計月報ならびに速報により年次途中までの出生の状況が把握できる<sup>13)</sup>。それらの動向によれば2006年は前年の急な出生低下の揺り戻し効果もあり、出生数、率ともに前年同時期を上回っており、年次変動が生ずることが見込まれた。したがって、本推計においてもこれを反映することとし、コーホート出生率法による仮定に対し2006年についてのみ補正を行った。

表3に、結果として得られた将来年次の合計特殊出生率の推移を出生仮定の別に示した(いずれも死亡中位仮定との組み合わせによる)。出生中位仮定に対応する合計特殊出生率は、平成17(2005)年の実績値1.26から平成18(2006)年に1.29となった後、平成25(2013)年の1.21まで穏やかに低下し、その後やや上昇に転じて平成42(2030)年の1.24を経て、平成67(2055)年には1.26へと推移する。

表3 それぞれの出生仮定に基づく将来年次の合計特殊出生率：2005～55年

出生仮定	指標種別	実績		将来値				
		平成17年 (2005年)	22年 (2010年)	32年 (2020年)	42年 (2030年)	52年 (2040年)	62年 (2050年)	67年 (2055年)
中位仮定	動態統計定義 (日本人女性の率)	1.260 (1.240)	1.218 (1.192)	1.229 (1.196)	1.238 (1.198)	1.252 (1.198)	1.260 (1.198)	1.264 (1.198)
	動態統計定義 (日本人女性の率)	1.260 (1.240)	1.328 (1.300)	1.478 (1.438)	1.526 (1.477)	1.537 (1.478)	1.543 (1.478)	1.546 (1.478)
低位仮定	動態統計定義 (日本人女性の率)	1.260 (1.240)	1.081 (1.057)	1.042 (1.014)	1.038 (1.003)	1.050 (0.999)	1.059 (0.999)	1.063 (0.999)

注：動態統計定義とは、人口動態統計における出生率定義にもとづく合計特殊出生率を示す。日本人女性の率とは日本人女性の出生に限定した出生率定義に基づく合計特殊出生率を示す。後者が将来人口推計の前提となる仮定値であるのに対し、前者による将来年次の出生率は人口推計の結果として求まり、死亡や国際人口移動等の影響を受ける。本表は、死亡中位仮定との組み合わせにより推計された結果を示す。ただし、死亡仮定の違いによる差はごくわずかであり、他の死亡仮定との組み合わせでも実質的に変わらない(2006～55年間の合計特殊出生率の死亡仮定による違い(絶対値)の最大値<0.00004)。

10) 1987～2005年について得られた日本人女性、外国人女性それぞれの年齢別出生率のモーメント間の関係は、数理関数(ロジスティック関数)によってモデル化した。

11) 手続きはすべて出生順位別出生率に対して適用され、その総計として出生率が求められた。

12) 日本人男性を父とする場合、外国人女性から日本国籍児数が生ずる。外国人女性の生んだ児のうち、この日本国籍児数の母の年齢別の割合は近年安定的に推移しているため、本推計では2000～05年実績値について年齢別に最大および最小値を除いた平均値を算出し、これを用いた。本稿付論2を参照のこと。

13) 推計時点において7月までの人口動態統計月別概数値による母の年齢別出生数、ならびに9月までの速報値による出生調査票作成枚数を得た。

同様に、高位の仮定における人口動態統計と同定義の合計特殊出生率は、平成17（2005）年の実績値1.26から平成18（2006）年に1.32となった後、平成42（2030）年に1.53を経て、平成67（2055）年には1.55へと推移する。低位の仮定における人口動態統計と同定義の合計特殊出生率は、平成17（2005）年の実績値1.26から平成18（2006）年に1.27となった後、平成38（2026）年に1.03台まで低下し、その後わずかに上昇を示して平成67（2055）年には1.06へと推移する。

おわりに

1960年代頃から顕著となった先進諸国における結婚・出生行動の質的、量的な変化は、人口置き換え水準以下の出生率を現出させ、これを恒常化させることとなった。この変化は脱工業化社会の人々の意識、生き方の歴史的な変容過程にともなうものとされ、「第二の人口転換」と呼ばれている。わが国においても、1970年代半ば以降、ほぼ同様の結婚、出生変動を経験しており、90年代以降はこうした出生率低下とこれに付随する社会現象は「少子化」と呼ばれ、周知のとおり社会問題として捉えられるようになっていく。

こうした恒常的な低出生率の状態は、人口減少を促し、人口高齢化を著しく促進するため、今後の社会経済に与える影響は大きく、また家族形成や就業などに関する個人のライフコースのあり方をも大きく変えることとなる。こうした結婚・出生の変化は、冒頭に記したとおり人々の行動選択に依存して決まり、それはまた社会経済情勢に敏感に呼応し、相乗して展開するものであるから、現在進行する「第二の人口転換」あるいは「少子化」と呼ばれる現象も、その原因、結果の両方において社会システム全体の歴史的展開の一側面として見るべきものであろう。したがって、将来人口推計が依拠すべき出生率の長期見通しの策定については、それは結婚や出生の現象のみの分析から得られるものではなく、歴史そのものを見通す作業といっても過言ではない。

一方で、まさにそうした急速な人口動態変動が、社会経済の変化を先導するがゆえに、将来の人口見通しに対する社会的要請の高まりはかつてないものとなっており、将来人口推計は、人口動態の変動時代特有のジレンマに陥っている。

こうした中、平成18年12月推計においては、出生現象の年齢変化における法則性とコーホート変化の連続性・安定性を拠り所とし、結婚・離婚、夫婦の出生行動等に関する実績データの集積ならびに趨勢分析によって対処がなされた。基本的な枠組みは従来のあり方を踏襲しながらも、いくつかの重要な改良が行われた。

まず、データの精度を上げるため詳細分析を日本人女性の出生行動に限定し、わずかであっても攪乱をもたらしていた外国人女性の日本国籍児出生との混合を分離した。これによって出生率データの行動指標としての精度が向上しただけではなく、人口推計全体に国籍別人口構成による変動の整合性をもたらされた。また、これまで固定値として与えていた出生に対する離死別再婚効果について、近年の離婚動向の変動幅の増大を踏まえて、その動向に連動する変数として導出を行い、離婚動向を反映するものとして再定義を行った。

これら二つのモデル構造の改良は、国際化の進展と配偶関係の多様化が進行すると考えられる今後においていずれも重要な役割を果たすと期待されるものである。その他、累積出生関数における経験補正関数の全面改定や結婚出生力変動係数の推定におけるロジスティック帰帰モデルの適用など、ほぼすべての出生力要素に渡って精度向上や理論的整備のための改良が行われたことになる。

しかしながら、これらの改良によって、上述の将来人口推計のジレンマが解消されたわけではない。出生率の長期動向に対する指針の喪失と人口推計の社会的責務の増大は、個々になされた方法論的整備を超えた困難な事態であり、ひとり人口研究分野によって解消されるものとは思われない。人々の行動、ライフコースの定量化に長けた人口学の方法論を中心としながらも、社会経済システム全般との連動や相互作用を包括し、人口転換理論の発展としての歴史過程を記述する理論の構築が望まれるところである。

## 文献

- 岩澤美帆 (2008) 「初婚・離婚の動向と出生率への影響」『人口問題研究』第64巻第4号, pp.19-34.
- 金子隆一 (1993) 「年齢別出生率の将来推計システム」『人口問題研究』第49巻第1号, pp.17-38.
- 金子隆一 (2004) 「少子化過程における夫婦出生力低下と晩婚化, 高学歴化および出生行動変化の測定」『人口問題研究』第60巻第1号, pp.4-35.
- 金子隆一・三田房美 (2008) 「将来人口推計の基本的性質と手法的枠組みについて」『人口問題研究』第64巻第3号, pp.3-27.
- 国立社会保障・人口問題研究所編 (2007) 「日本の将来推計人口—平成18年12月推計—」厚生統計協会.
- 国立社会保障・人口問題研究所編 (2008) 「日本の将来推計人口—平成18年12月推計の解説および参考推計(条件付推計)—」厚生統計協会.
- Kaneko, R. (2003) "Elaboration of the Coale-McNeil Nuptiality Model as The Generalized Log Gamma Distribution: A New Identity and Empirical Enhancements," *Demographic Research*, Vol.9-10:223-262. <http://www.demographic-research.org/Volumes/Vol9/10/9-10.pdf>
- Lutz, W., V. Skirbekk, and M. R. Testa (2006) "The low-fertility trap hypothesis: Forces that may lead to further postponement and fewer births in Europe." *Vienna Yearbook of Population Research* 2006: 167-192.
- Lesthaeghe, R. and D. Van de Kaa (1986) "Twee demografische transitie?" In R. Lesthaeghe and D. Van de Kaa (eds.) *Bevolking: Groei en Krimp*. Deventer, Van Loghum Slaterus, pp.9-24.
- Lesthaeghe, R (1995) "The second demographic transition in Western countries: An interpretation." In K. O. Mason and A. M. Jensen (eds.) *Gender and Family Change in Industrialized Countries*. Oxford, Clarendon, pp.17-62.
- Van de Kaa, D. J (1987) "Europe's Second Demographic Transition." *Population Bulletin* 42(1). Washington, DC: Population Reference Bureau.

付論 1 年齢別出生率モデルに関する各種数式、および補正值表

ここでは、推計に用いられた年齢別出生率のモデルに関する数式をまとめておく。

(1) 一般化対数ガンマ分布関数

$$G(x; \theta_n)$$

パラメータ

$$\theta = (\lambda, u, b)$$

$$g(x; \theta) = \frac{|\lambda|}{b\Gamma(\lambda^{-2})} (\lambda^{-2})^{\lambda^{-2}} \exp \left[ \lambda^{-1} \left( \frac{x-u}{b} \right) - \lambda^{-2} \exp \left\{ \lambda \left( \frac{x-u}{b} \right) \right\} \right]$$

$$G(x; \theta) = 1 - I \left\{ \lambda^{-2}, \lambda^{-2} \exp \left( \lambda \frac{x-u}{b} \right) \right\}$$

I は不完全ガンマ分布関数

(2) 累積出生率関数

第  $n$  子累積出生率関数 ( $n=0$  は初婚を表す。以下同様。)

$$F_n(x; C_n, \theta_n)$$

$$F_n(x; C_n, \theta_n) = C_n G(x; \theta_n)$$

(3) 累積出生率関数の経験補正

経験補正後、第  $n$  子累積出生率関数

$$\hat{F}_n(x; C_n, \theta_n) = C_n \left\{ G(x; \theta_n) + \phi_n \hat{\xi}_n \left( \frac{x_n - u_n}{b_n} \right) \right\}$$

$$\theta_n = (\lambda_n, u_n, b_n)$$

※  $\phi$  は補正強度を表すパラメータ。通常は 1 に固定する。

(3-1) 経験補正関数

$$\hat{\xi}_n(z) = F_n(u_n + b_n z) / F_n(\beta) - G(u_n + b_n z; \lambda_n, u_n, b_n)$$

※  $z = (x - u) / b$ , ( $x = 15, 16 \dots, 49$ ) における  $\xi$  を求めて、補間によって  $z$  の表を作成する。

(3-2) 婚前妊娠出生による年齢パターン補正

経験補正関数は、以下のように分解される

$$\hat{\xi}_n(z) = \hat{\xi}_n^*(z) + \rho \hat{\xi}_n^P(z)$$

ここで  $\hat{\xi}_n^P$  は婚前妊娠出生による年齢パターン変化の経験補正值

一方,  $\hat{\xi}_n^*$  はこれを除いた経験補正值

※  $\rho$  は補正強度を表すパラメータであり, 可変とする.

(基準コーホート (1935-55年生れ) で 1 とする)

※ 第 1 子についてのみ適用する.

経験補正関数(3-1)および(3-2)は, 付表 1 ならびに参考図に示す.

- (4) 累積出生率関数 (出生順位 ( $n$ ) 合計,  $L$  は最終出生順位)

$$\hat{F}(x) = \sum_{n=1}^L \hat{F}_n(x; C_n, \theta_n)$$

- (5) 年齢別出生率

第  $n$  子年齢別出生率 (満年齢  $a$  歳)

$$f_{n,a} = F_n(a+1) - F_n(a)$$

年齢別出生率 (満年齢  $a$  歳)

$$f_a = \sum_{n=1}^L f_{n,a}$$



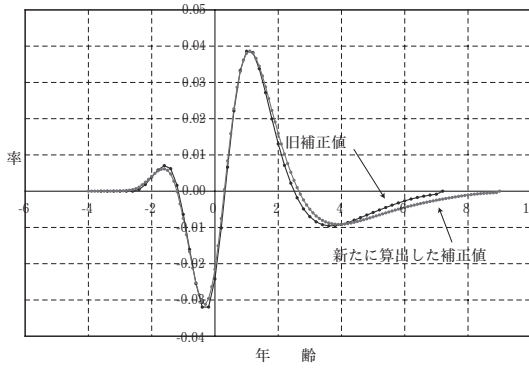
付表1 累積初婚率関数, 累積出生率関数の経験補正関数 (婚前妊娠補正): 日本人女性出生率

標準化年齢 (z)	初婚	出生順位 (n)				婚前妊娠 1子のみ	標準化年齢 (z)	初婚	出生順位 (n)				婚前妊娠 1子のみ	
		1	2	3	4+	1子のみ			1	2	3	4+	1子のみ	
-4.0	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000								
-3.9	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	-0.00000	2.6	0.00098	-0.00533	-0.00450	-0.00241	0.00051	-0.00027	-0.00027
-3.8	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000	2.7	-0.00082	-0.00611	-0.00447	-0.00234	0.00085	-0.00020	-0.00020
-3.7	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	-0.00001	-0.00001	2.8	-0.00242	-0.00670	-0.00435	-0.00221	0.00111	-0.00015	-0.00015
-3.6	0.00000	0.00000	0.00001	0.00000	-0.00001	-0.00001	2.9	-0.00380	-0.00711	-0.00416	-0.00203	0.00130	-0.00012	-0.00012
-3.5	0.00001	0.00000	0.00001	0.00000	-0.00002	-0.00001	3.0	-0.00498	-0.00737	-0.00393	-0.00183	0.00141	-0.00009	-0.00009
-3.4	0.00001	0.00001	0.00002	0.00001	-0.00003	-0.00002	3.1	-0.00599	-0.00749	-0.00366	-0.00161	0.00145	-0.00007	-0.00007
-3.3	0.00002	0.00001	0.00003	0.00001	-0.00005	-0.00003	3.2	-0.00683	-0.00750	-0.00337	-0.00140	0.00142	-0.00005	-0.00005
-3.2	0.00003	0.00002	0.00004	0.00002	-0.00007	-0.00004	3.3	-0.00751	-0.00740	-0.00307	-0.00120	0.00135	-0.00004	-0.00004
-3.1	0.00004	0.00003	0.00006	0.00004	-0.00011	-0.00006	3.4	-0.00805	-0.00723	-0.00277	-0.00102	0.00125	-0.00003	-0.00003
-3.0	0.00007	0.00004	0.00009	0.00008	-0.00016	-0.00008	3.5	-0.00846	-0.00700	-0.00246	-0.00085	0.00112	-0.00002	-0.00002
-2.9	0.00011	0.00007	0.00014	0.00014	-0.00019	-0.00011	3.6	-0.00877	-0.00671	-0.00216	-0.00070	0.00098	-0.00002	-0.00002
-2.8	0.00017	0.00012	0.00022	0.00026	-0.00020	-0.00016	3.7	-0.00898	-0.00638	-0.00186	-0.00057	0.00083	-0.00001	-0.00001
-2.7	0.00027	0.00020	0.00034	0.00043	-0.00018	-0.00022	3.8	-0.00911	-0.00602	-0.00159	-0.00046	0.00069	-0.00001	-0.00001
-2.6	0.00043	0.00034	0.00050	0.00065	-0.00016	-0.00032	3.9	-0.00916	-0.00564	-0.00133	-0.00036	0.00056	-0.00001	-0.00001
-2.5	0.00069	0.00055	0.00073	0.00091	-0.00011	-0.00045	4.0	-0.00915	-0.00523	-0.00110	-0.00028	0.00044	-0.00001	-0.00001
-2.4	0.00110	0.00084	0.00102	0.00120	-0.00007	-0.00069	4.1	-0.00907	-0.00481	-0.00089	-0.00021	0.00035	-0.00000	-0.00000
-2.3	0.00176	0.00121	0.00140	0.00150	-0.00004	-0.00100	4.2	-0.00895	-0.00440	-0.00071	-0.00016	0.00027	-0.00000	-0.00000
-2.2	0.00249	0.00169	0.00185	0.00179	-0.00002	-0.00136	4.3	-0.00879	-0.00399	-0.00056	-0.00012	0.00021	-0.00000	-0.00000
-2.1	0.00326	0.00228	0.00230	0.00206	-0.00000	-0.00171	4.4	-0.00859	-0.00360	-0.00043	-0.00009	0.00017	-0.00000	-0.00000
-2.0	0.00408	0.00289	0.00270	0.00226	0.00003	-0.00203	4.5	-0.00837	-0.00323	-0.00033	-0.00007	0.00013	-0.00000	-0.00000
-1.9	0.00490	0.00346	0.00298	0.00235	0.00005	-0.00231	4.6	-0.00814	-0.00288	-0.00023	-0.00006	0.00010	-0.00000	-0.00000
-1.8	0.00559	0.00395	0.00307	0.00229	-0.00002	-0.00254	4.7	-0.00789	-0.00255	-0.00016	-0.00004	0.00008	-0.00000	-0.00000
-1.7	0.00603	0.00423	0.00288	0.00205	-0.00013	-0.00254	4.8	-0.00763	-0.00225	-0.00009	-0.00003	0.00006	-0.00000	-0.00000
-1.6	0.00614	0.00420	0.00233	0.00158	-0.00022	-0.00209	4.9	-0.00736	-0.00196	-0.00005	-0.00002	0.00005	-0.00000	-0.00000
-1.5	0.00575	0.00369	0.00148	0.00083	-0.00028	-0.00132	5.0	-0.00709	-0.00170	-0.00001	-0.00002	0.00004	-0.00000	-0.00000
-1.4	0.00473	0.00261	0.00029	-0.00023	-0.00041	-0.00026	5.1	-0.00682	-0.00145	0.00001	-0.00001	0.00003	-0.00000	-0.00000
-1.3	0.00276	0.00105	-0.00126	-0.00155	-0.00062	0.00151	5.2	-0.00654	-0.00123	0.00003	-0.00001	0.00002	-0.00000	-0.00000
-1.2	-0.00008	-0.00104	-0.00301	-0.00298	-0.00084	0.00357	5.3	-0.00628	-0.00102	0.00004	-0.00001	0.00002	-0.00000	-0.00000
-1.1	-0.00352	-0.00385	-0.00486	-0.00443	-0.00092	0.00551	5.4	-0.00601	-0.00085	0.00005	-0.00001	0.00002	-0.00000	-0.00000
-1.0	-0.00749	-0.00700	-0.00669	-0.00575	-0.00088	0.00689	5.5	-0.00574	-0.00069	0.00005	-0.00000	0.00001	-0.00000	-0.00000
-0.9	-0.01201	-0.01026	-0.00843	-0.00687	-0.00080	0.00743	5.6	-0.00548	-0.00056	0.00005	-0.00000	0.00001	-0.00000	-0.00000
-0.8	-0.01670	-0.01349	-0.01003	-0.00768	-0.00066	0.00742	5.7	-0.00522	-0.00044	0.00005	-0.00000	0.00001	-0.00000	-0.00000
-0.7	-0.02121	-0.01640	-0.01141	-0.00811	-0.00038	0.00683	5.8	-0.00497	-0.00035	0.00005	-0.00000	0.00001	-0.00000	-0.00000
-0.6	-0.02527	-0.01869	-0.01232	-0.00816	0.00012	0.00627	5.9	-0.00472	-0.00026	0.00004	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
-0.5	-0.02853	-0.02003	-0.01258	-0.00780	0.00085	0.00557	6.0	-0.00449	-0.00019	0.00004	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
-0.4	-0.03066	-0.01993	-0.01196	-0.00698	0.00162	0.00478	6.1	-0.00427	-0.00014	0.00003	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
-0.3	-0.03120	-0.01877	-0.01052	-0.00577	0.00229	0.00392	6.2	-0.00405	-0.00011	0.00003	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
-0.2	-0.02960	-0.01654	-0.00847	-0.00419	0.00272	0.00302	6.3	-0.00383	-0.00008	0.00002	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
-0.1	-0.02635	-0.01312	-0.00587	-0.00230	0.00299	0.00210	6.4	-0.00363	-0.00006	0.00002	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
0.0	-0.02157	-0.00882	-0.00285	-0.00026	0.00302	0.00119	6.5	-0.00342	-0.00004	0.00001	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
0.1	-0.01508	-0.00400	0.00036	0.00179	0.00300	0.00030	6.6	-0.00323	-0.00003	0.00001	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
0.2	-0.00756	0.00118	0.00356	0.00364	0.00296	-0.00035	6.7	-0.00304	-0.00002	0.00001	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
0.3	0.00042	0.00634	0.00654	0.00506	0.00295	-0.00085	6.8	-0.00285	-0.00002	0.00001	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
0.4	0.00836	0.01126	0.00921	0.00608	0.00297	-0.00131	6.9	-0.00267	-0.00001	0.00001	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
0.5	0.01585	0.01561	0.01150	0.00670	0.00281	-0.00173	7.0	-0.00250	-0.00001	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
0.6	0.02271	0.01902	0.01324	0.00712	0.00228	-0.00209	7.1	-0.00234	-0.00001	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
0.7	0.02864	0.02158	0.01434	0.00736	0.00138	-0.00240	7.2	-0.00218	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
0.8	0.03303	0.02328	0.01481	0.00735	0.00036	-0.00266	7.3	-0.00203	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
0.9	0.03615	0.02402	0.01469	0.00719	-0.00070	-0.00285	7.4	-0.00188	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
1.0	0.03805	0.02388	0.01397	0.00683	-0.00164	-0.00298	7.5	-0.00173	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
1.1	0.03865	0.02306	0.01277	0.00627	-0.00246	-0.00306	7.6	-0.00158	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
1.2	0.03808	0.02167	0.01118	0.00557	-0.00315	-0.00307	7.7	-0.00144	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
1.3	0.03662	0.01981	0.00933	0.00473	-0.00377	-0.00303	7.8	-0.00131	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
1.4	0.03446	0.01763	0.00738	0.00381	-0.00419	-0.00294	7.9	-0.00118	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
1.5	0.03179	0.01524	0.00544	0.00281	-0.00433	-0.00280	8.0	-0.00106	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
1.6	0.02877	0.01280	0.00363	0.00183	-0.00420	-0.00260	8.1	-0.00095	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
1.7	0.02554	0.01039	0.00200	0.00094	-0.00390	-0.00237	8.2	-0.00085	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	-0.00000
1.8	0.02228	0.00802	0.00054	0.00012	-0.00351	-0.00210	8.3	-0.00076	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	-0.00000
1.9	0.01909	0.00576	-0.00072	-0.00059	-0.00303	-0.00179	8.4	-0.00068	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	-0.00000
2.0	0.01597	0.00366	-0.00177	-0.00120	-0.00247	-0.00146	8.5	-0.00061	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	-0.00000
2.1	0.01300	0.00169	-0.00266	-0.00167	-0.00189	-0.00110	8.6	-0.00055	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	-0.00000
2.2	0.01023	-0.00011	-0.00336	-0.00201	-0.00135	-0.00083	8.7	-0.00049	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	-0.00000
2.3	0.00763	-0.00172	-0.00388	-0.00222	-0.00087	-0.00063	8.8	-0.00044	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	-0.00000
2.4	0.00522	-0.00313	-0.00423	-0.00235	-0.00039	-0.00047	8.9	-0.00039	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	-0.00000
2.5	0.00300	-0.00434	-0.00443	-0.00241	0.00009	-0.00036	9.0	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	-0.00000

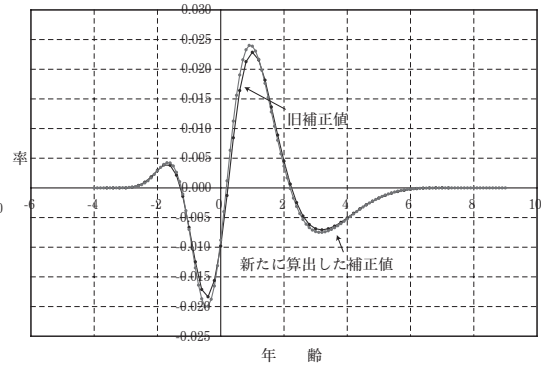
注: 付論1 (3)における $\xi_n(z)$ を示す (zは, 標準化年齢).

参考図1 初婚関数，出生順位別累積出生関数の経験補正関数，および婚前妊娠補正

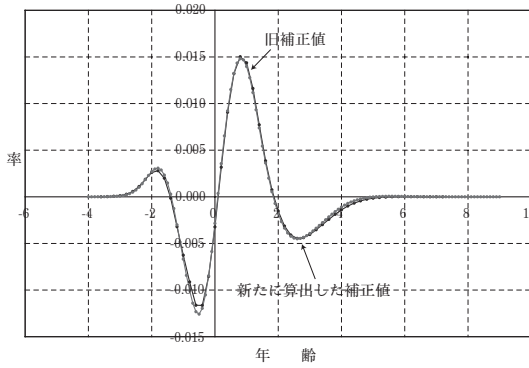
(1) 初婚



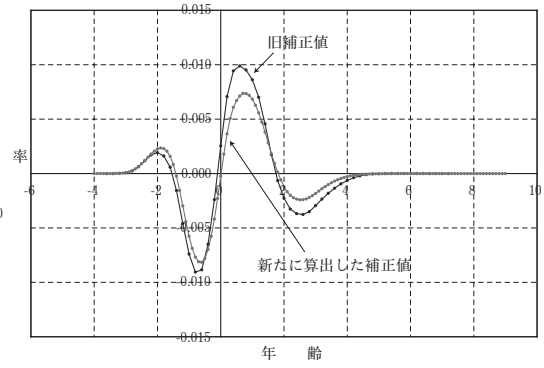
(2) 第1子



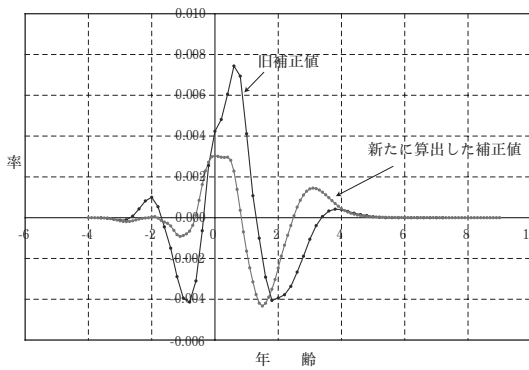
(3) 第2子



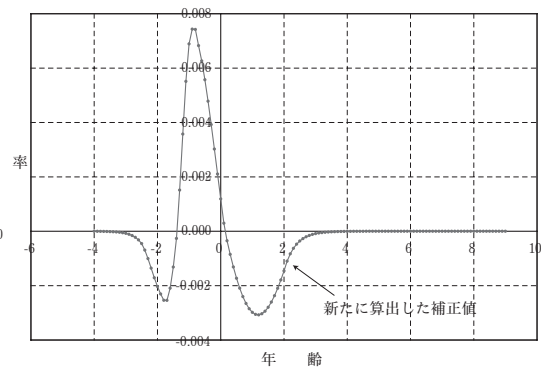
(4) 第3子



(5) 第4子以上



(6) 婚前妊娠補正



注：新たに算出した補正值（付表1）を，従来の補正関数と比較した。初婚，第1子，第2子については，ほぼ一致。第3子，第4子については変動の小さい方が新たな算出値。婚前妊娠補正については，今回初めて算出したもの。

付論 2 日本人出生数、外国人出生数の算出

将来における国籍別（日本人、外国人の別）の出生率の算出に際しては、外国人女性の出生率・数ならびに外国人女性の出生に占める日本人児（父親が日本人）の割合について仮定が必要となる。この設定については、以下の方法によった<sup>14)</sup>。

まず、記号を下記のように定める。

日本人出生率： $f_j(x,t)$  …… 年次  $t$  において、年齢  $x$  の日本人女性から生じた出生数に限定した出生率（婚外子を含む、年央人口を分母とする）

外国人出生率： $f_F(x,t)$  …… 年次  $t$ 、年齢  $x$  の外国人女性からの出生数に限定した出生率（婚外子を含む、ただし婚外子は外国人児、年央人口を分母とする）

動態出生率： $f_V(x,t)$  …… 人口動態統計の定義による日本人出生による出生率（ただし分母は年央人口とする）

外国人出生中の日本国籍出生割合： $c_j(x)$  …… 年齢  $x$  の日本国籍出生の標準割合

日本人、外国人、総人口の女性平均人口： $\bar{P}_j(x,t), \bar{P}_F(x,t), \bar{P}_T(x,t)$

出生年齢パターン・モーメント： $\alpha_j, \beta_j, \gamma_j$  など

以上により、下記の(1)～(4)の手続きにより、日本人女性出生率、外国人女性出生率・数、ならびに外国人女性の出生に占める日本人児の割合、さらには人口動態統計定義の出生率、ならびに合計特殊出生率を求めた。ただし、手続き(1)、(2)は、出生順位別に行ない、結果として出生順位合計の出生率を求める。

(1) コーホート別投影手法により日本人女性出生率の将来出生率  $f_j(x,t)$  を求める

これは本文に説明した日本人女性出生率の投影に他ならない。

(2) 外国人女性の将来出生率  $f_F(x,t)$  を求める（期間出生率－標準年齢パターン法）

直近5年の実績出生率（日本人、外国人）を標準年齢パターンとし、 $f_j^*(x), f_F^*(x)$  と表す。この標準年齢パターンのモーメントを  $\alpha^*, \beta^*$ 、および  $\gamma^*$  などと表し、日本人の将来年次  $t$  の出生率  $f_j(x,t)$  のモーメントの標準からの変化を、 $\Delta\alpha_{j,t} = \alpha_{j,t} - \alpha_j^*, \nabla\beta_{j,t} = \frac{\beta_{j,t}}{\beta_j^*}$ ,

$\nabla\gamma_{j,t} = \frac{\gamma_{j,t}}{\gamma_j^*}$  とする。これらの変化と同様の変化が外国人出生率にも生ずるものとする、

外国人出生率  $f_F(x,t)$  は、

$$f_F(x,t) = \frac{\nabla\gamma_{j,t}}{\nabla\beta_{j,t}} f_F^*\left(\frac{x - \Delta\alpha_{j,t}}{\nabla\beta_{j,t}}\right)$$

と表される。

14) 日本人女性出生率とは、日本国籍を有する女性（日本人女性と呼ぶ）から生れた出生数を分子とし、日本人女性の平均人口を分母とする率を指す。また、日本に居住する女性（国勢調査の対象となる女性）のうち日本人女性でない人口を外国人女性と呼び、これから生れた出生児の数をこの平均人口で除した率を外国人出生率と呼ぶ。ただし、外国人女性から生れた児のうち、日本人男性を父親とする者は日本人となる（日本国籍を有する）。人口動態統計ではこれを含む日本人国籍を有する児を分子、日本人女性を分母とする率を出生率としている。

(3) 日本人出生数  $B_J(x)$ 、外国人出生数  $B_F(t)$  を求める。

手続き(1)により求めた日本人出生率  $f_J(x,t)$  と、日本人女性（期間平均）人口  $\bar{P}_J(x,t)$  の年齢  $x$  に関する積和により、日本人女性より生ずる出生数を求める。これは日本人出生数、すなわち日本国籍を有する出生児の数の内の大部分を占めるが、すべてではない。次に手続き(2)により求めた外国人出生率  $f_F(x,t)$  と外国人女性（期間平均）人口  $\bar{P}_F(x,t)$  の年齢  $x$  に関する積和により、外国人女性より生ずる出生数を求める。これには、日本人出生児と外国人出生児が含まれている。この外国人女性の出生児総数に日本国籍児の割合  $c_J(x)$ （年次によって変わらず一定と仮定する）を用いて、日本人出生数と外国人出生数を求め、下記の式により、総人口に生じた日本人出生数  $B_J(t)$  と外国人出生数  $B_F(t)$  を求める。

$$B_J(t) = \left[ \sum_{x \in X_R} f_J(x,t) \bar{P}_J(x,t) \right] + \left[ \sum_{x \in X_R} c_J(x) f_F(x,t) \bar{P}_F(x,t) \right]$$

$$B_F(t) = \sum_{x \in X_R} (1 - c_J(x)) f_F(x,t) \bar{P}_F(x,t),$$

$X_R$  は再生産年齢範囲（ここでは15歳以上50歳未満）を表す。なお、外国人女性の日本国籍児出生割合  $c_J(x)$  は、過去の年齢別パターンを観察した結果1997年以降、安定したパターンを示している（参考図2(a)の黒点）。以下に直近5年間（2001～05年）の平均パターンをモデル化した関数を示す（図6(1)の曲線）。

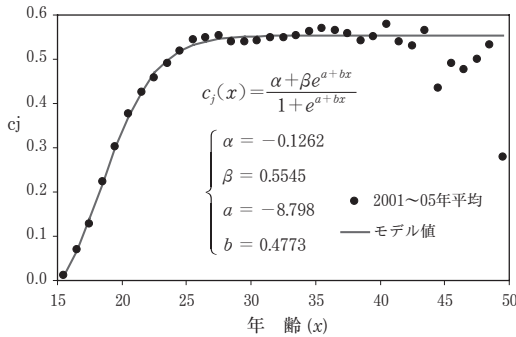
$$c_J(x) = \frac{\alpha + \beta e^{a+bx}}{1 + e^{a+bx}}, \quad (\alpha = -0.1262, \beta = 0.5545, a = -8.798, b = 0.4773).$$

（または、直近10年間に対して、 $c_J(x) = \frac{\alpha}{1 + e^{a+bx}}$ ,  $\alpha = 0.544$ ,  $a = 12.425$ ,  $b = -0.646$ ）

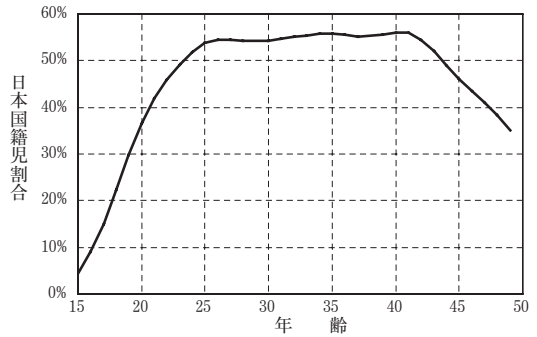
こうしたモデルによれば、日本国籍児出生割合のパターンに年次的な変化がある場合にパラメータの変化として表現できる。ただし、今回の観察では上述のように近年このパターンは安定しているため、本推計においては年次的に一定で推移するものとし、そのパターンには2000～05年の間の実績値を用いた。ただし、各年齢でのこの間の最大および最小値を除き、その平均値を補整した（参考図2(b)、ならびに付表2）。

参考図2 外国人出生数における日本人出生児割合：モデル値と年齢別平均値

(a) 2001～05年



(b) 2000～05年平均パターン



注：(a)年齢別にみた外国籍女性から生れた日本人児（父親日本人）の割合。(b)2000～05年平均最大および最小値を除く平均値を補整したもの（H18年12月推計に用いた仮定値）。

付表2 年齢別にみた外国人出生数における日本人出生児割合  $c_j(x)$   
：1987～2005年，5年ごと平均値とモデル値

(1) 1987～2005年，5年ごと平均値とモデル値

年齢	1987～90年	1991～95年	1996～00年	2001～05年	モデル値	モデル値
15	0.0000	0.0000	0.0511	0.0111	0.0085	0.0448
16	0.4167	0.3183	0.0772	0.0687	0.0674	0.0795
17	0.6065	0.3379	0.1491	0.1281	0.1396	0.1339
18	0.6940	0.4646	0.2030	0.2240	0.2196	0.2088
19	0.7452	0.5489	0.2982	0.3026	0.2990	0.2954
20	0.8058	0.6117	0.3896	0.3773	0.3696	0.3775
21	0.7556	0.6570	0.4383	0.4256	0.4266	0.4418
22	0.6802	0.6625	0.4833	0.4584	0.4690	0.4851
23	0.6419	0.6767	0.5196	0.4908	0.4988	0.5113
24	0.5491	0.6413	0.5433	0.5196	0.5188	0.5263
25	0.4989	0.6170	0.5509	0.5444	0.5319	0.5345
26	0.4554	0.5768	0.5614	0.5479	0.5403	0.5388
27	0.4373	0.5600	0.5532	0.5537	0.5456	0.5412
28	0.4142	0.5366	0.5416	0.5392	0.5489	0.5424
29	0.4107	0.5117	0.5427	0.5385	0.5510	0.5431
30	0.4186	0.4966	0.5411	0.5418	0.5523	0.5434
31	0.3909	0.4917	0.5368	0.5494	0.5531	0.5436
32	0.4143	0.4946	0.5226	0.5492	0.5536	0.5437
33	0.4334	0.5114	0.5156	0.5541	0.5539	0.5437
34	0.4389	0.5016	0.5221	0.5638	0.5541	0.5437
35	0.4303	0.5066	0.5212	0.5695	0.5543	0.5437
36	0.4875	0.5220	0.5131	0.5640	0.5543	0.5438
37	0.4855	0.5229	0.5297	0.5580	0.5544	0.5438
38	0.4890	0.5642	0.5489	0.5430	0.5544	0.5438
39	0.4456	0.5560	0.5332	0.5511	0.5544	0.5438
40	0.4994	0.5811	0.5458	0.5794	0.5544	0.5438
41	0.5214	0.5785	0.5394	0.5404	0.5544	0.5438
42	0.4652	0.6062	0.5592	0.5303	0.5545	0.5438
43	0.5621	0.6132	0.5295	0.5654	0.5545	0.5438
44	0.5012	0.5519	0.5700	0.4347	0.5545	0.5438
45	0.0833	0.4706	0.4782	0.4897	0.5545	0.5438
46	0.7500	0.4299	0.3620	0.4764	0.5545	0.5438
47	0.0000	0.5000	0.1875	0.5000	0.5545	0.5438
48	1.0000	1.0000	0.2999	0.5333	0.5545	0.5438
49	0.0000	1.0000	0.2500	0.2786	0.5545	0.5438
Cj(TFR)	0.4840	0.5550	0.5141	0.5202		

(2) H18年12月推計値\*

年齢	割合
15	0.0445
16	0.0904
17	0.1494
18	0.2218
19	0.2982
20	0.3666
21	0.4196
22	0.4597
23	0.4918
24	0.5188
25	0.5375
26	0.5459
27	0.5458
28	0.5429
29	0.5418
30	0.5437
31	0.5472
32	0.5509
33	0.5542
34	0.5574
35	0.5589
36	0.5562
37	0.5523
38	0.5527
39	0.5559
40	0.5605
41	0.5596
42	0.5459
43	0.5197
44	0.4889
45	0.4601
46	0.4341
47	0.4099
48	0.3834
49	0.3504

※Cj(TFR)は、外国籍女性の合計特殊出生率に占める日本人児のみによる合計特殊出生率の割合。  $c_j(x)$ は、モデル値は直近5年間（2001～05年）の平均パターンをモデル化したもの（モデル値は各満年齢の中央における値である）。モデル式、パラメータ値は本文参照。

※2000～05年平均最大および最小値を除く平均値を補整したもの。

④ 人口動態統計定義の日本人出生率  $f_V(x,t)$  を算出する.

$$f_V(x,t) = f_J(x,t) + \frac{\bar{P}_F(x,t)}{\bar{P}_J(x,t) - \bar{P}_F(x,t)} c_j(x) f_F(x,t)$$

以上により, 将来各年次における国籍 (日本人・外国人) 別出生数を算出することができる.

# On the Methodological Framework for Making Fertility Assumptions in the Population Projections for Japan, 2006

Ryuichi KANEKO

In this paper, I discuss the methodological framework for making fertility assumptions in the National Population Projections for Japan released by the National Institute of Population and Social Security Research in 2006. In the current situation of fertility decline below replacement commonly witnessed in post-industrial nations, population projection is confronted by difficulty that is two folds. One is increasing demand for accurate and multilateral visions such aspects of the changing society as pace of depopulation and the extent of population aging; shifts which virtually affect every corner of the society. The other side of the difficulty is the loss of the population replacement level as a guide of future fertility trends which had been long employed in most national population projections including Japan, following decades of below-replacement fertility in most of those societies. In the face of this a dilemma, the only strategy that can be scientifically justified in setting fertility assumption is to employ demographic models that best describe the reproductive life courses of the past cohorts precise data, and let them indicate the future direction of fertility. In this connection, some important enhancements are introduced in the latest population projections. First, fertility is measured and projected by nationality (Japanese and non-Japanese) to communicate with structural change in over all fertility in Japan. Second, the effects of divorce and remarriage on fertility is carefully measured and projected rather than being fixed in value as were in previous projections. These advanced designs are developed so as to cope with increasing international migration and diverging life courses by marital status in Japan, which are expected. With the generalized log-gamma model with empirical adjustments that are revised for age specific first marriage rates and fertility rates by birth order, and employment of the logistic regression model for marital fertility by age at first marriage, we establish the new framework of making fertility assumptions for the next stage of the society.

---

## 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、比較社会学的視点から、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<sup>1)</sup>。

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<sup>2)</sup>。

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<sup>3)</sup>。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がありますか。」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( $\beta$ )	モデル2 Exp( $\beta$ )	モデル1 Exp( $\beta$ )	モデル2 Exp( $\beta$ )
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<sup>4)</sup>。

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<sup>5)</sup>。

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( $\beta$ )	モデル2 Exp( $\beta$ )	モデル1 Exp( $\beta$ )	モデル2 Exp( $\beta$ )
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<sup>6)</sup>。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( $\beta$ )	モデル2 Exp( $\beta$ )	モデル1 Exp( $\beta$ )	モデル2 Exp( $\beta$ )
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<sup>7)</sup>。

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.



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)<sup>1)</sup>。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<sup>2)</sup>。

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<sup>3)</sup>。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<sup>4)</sup>。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<sup>5)</sup>。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<sup>6)</sup>。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<sup>7)</sup>。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<sup>8)</sup>。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<sup>9)</sup>。

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<sup>10)</sup>。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て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 <sup>a</sup>				
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 <sup>a</sup>				
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 <sup>b</sup>	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<sup>11)</sup>、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 <sup>a</sup>	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 <sup>a</sup>				
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 <sup>a</sup>				
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<sup>12)</sup>。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 <sup>a</sup> (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 <sup>a</sup> (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 <sup>a</sup>	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 <sup>a</sup>		
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 <sup>a</sup>		
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<sup>13)</sup>。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 <sup>a</sup>		
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られる。

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だ女性の高学歴は、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と。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と。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.

---

## 書 評・紹 介

---

ヨゼフ・エーマー著 若尾祐司・魚住明代訳

### 『近代ドイツ人口史—人口学研究の傾向と基本問題—』

昭和堂, 2008年, 224p.

本書は, Josef Ehmer (2004) *Bevölkerungsgeschichte und historische Demographie 1800-2000*, の全訳である. それに著者のエーマー教授による「日本語版への序文」と「訳者あとがき」が加えられている. 「訳者あとがき」で説明されているように, ドイツの「歴史百科」という叢書の1冊として書かれたものであり, 歴史学のなかの人口史というのが本書の第1の位置づけとなる. ただし, 原題をそのまま訳すと, 「人口史と歴史人口学: 1800~2000年」となり, 歴史学の一分野である人口史と人口学の一分野である歴史人口学が並立した題となっている. これに関しては第I章第2節および第II章第1節にくわしいが, 「ドイツの大学にあっては, …西側の学問文化とは異なり, 歴史人口学の研究の大半が人口学者ではなく, 圧倒的に歴史家によって推進されている」(p.76). さらに, 「ドイツにおける研究の伝統は, 人口史と歴史人口学の緊張関係によって特徴付けられる. 人口史は, 個別データを取りまとめ, 大規模な人口集団に関する人口の過程と構造の再構成を追求する. 他方, 歴史人口学は個々の人間の行為や動機をも, その家族と家の文脈の中で視野に入れる」(p.9) エーマー教授はウィーン大学で教鞭を執る歴史学者である. 本書は人口学的なテーマを歴史学的に論じているところに大きな特徴があるように思う. 人口学の視野が狭いとは言い切れないかもしれないが, 移民の問題などの今日的なテーマを含む人口学的な事象が, 本書ではより広い, 長期的な視点から位置づけられていることが印象的である.

章立ては大きく3章に分かれている. この章構成も本書の重要な特徴となっている. I. 全般的な概観, II. 研究の基本的問題と傾向, III. 資料と文献. 第I章の「全般的な概観」は, 1. ドイツ人口史の地理的枠組み, 2. 資料: センサス, 教会簿冊, 民事身分登録簿, 3. 人口発展の初段階, 4. 長期傾向, の4節から成っており, 原題の副題にある19世紀と20世紀のドイツの人口変化について概観している. そして第2章には以下の節がある. 1. 人口史と歴史人口学, 2. 人口科学と人口政策, 3. 移住, 4. 死亡, 5. 出生力と出生減少, 6. 結婚行動と婚外出生, 7. 19世紀および20世紀の人口史: 「人口移行」か? 第II章では, それぞれの研究トピックについてこれまでどのような議論が行われてきたのかが解説されている. ただし, 出生力低下や人口移動に関するドイツにおける最新の議論まで網羅しているわけではない. I章とII章の関連について, 著者による「はじめに」を読むと, 第I章は19世紀と20世紀のドイツ人口の歴史的な概観, 第II章は, 必ずしも評価の定まっていない人口学的な理論やモデルを用いてドイツ人口を論じることが意図されているようである. 第III章は本書作成に用いられた300を超える資料と文献の一覧が掲載されている. 本書は膨大な既存研究の積み重ねを元に書かれたことがよくわかる. 「訳者あとがき」によると, ドイツ語版の本書は大学生用の教科書ということなので, 第III章の充実した文献リストは学生にとっては非常に役立つであろう.

本書をヨーロッパの歴史人口学, ドイツの人口問題に関心のある方に強く薦めたい. 上記の2つの特徴によって, ドイツにおける人口史, 歴史人口学の研究動向が大変理解しやすくなっている. 最後に残念なことを一言. 翻訳は正確さを重視し, 日本語としては読みやすいとは言えない. また, 人口用語に関しては違和感を覚える訳語が少なからずあった. とはいえ, 多少の読みにくさをがまんしても, 読むだけの価値が十分にあることは疑いない.

(中川聡史)

フランソワ・エラン著 林昌宏訳

## 『移民の時代—フランス人口学者の視点』

明石書店, 2008年9月, 151p

フランスの人口問題といえば、2008年に2.02を記録した出生率の動向が有名だが、移民をめぐる様々な話題も、フランス社会では長年注目されている。移民の二世らによる2005年の暴動、サルコジ大統領の移民に関する発言などは、日本人の記憶にも新しいだろう。本書は、この移民の問題について、フランス国立人口研究所の現所長が一人人口学者としての立場で解説した本である。原題 (*Le temps des immigrés: Essai sur le destin de la population française*) にあるとおり、本書は一般読者向けのエッセイである。しかし、統計データを使った解説は良質で、研究を職とする者にとっても面白い読み物となった。

本書では、移民問題に関する著者の考察が、2006年に制定された移民に関する法律を軸に展開されていく。著者によれば、フランスでは「国の出生力のレベルによっては移民が余分になるとする考えや、国家の主権をきちんと保つ政策とは我々の子どもに、我々の社会的再生産における移民の役割が二次的、あるいは最低限にとどまる国家を継承していくことであるとする考え」が主流らしい。そして2006年には、移民の量的管理（実質的には移民の純移動数の減少）を目標とする法律が制定された。著者はこの法律の背景に移民排斥主義や（人口変動に対する）国家主権主義があると考え。そこで、著者いうところの「偏見と狭い視野」からの「解放」の道具である人口学を用い、法律の背後にある考え方の問題を検討していく。本書が取り上げる話題は、他国の移民政策、フランスにおける移民の純移動数や出生率、高齢化、人口の将来推計などだが、検討の結果は興味深い。著者はいう。移民の選別と量的削減を狙った政策は、30年前のスイスでも、主に「家族呼び寄せや庇護請求に関する国際法の遵守を強いられたことにより失敗した。フランスの出生率が高いが、平均寿命の伸びと大量のベビーブーム世代の存在により、自然増減は近々必ずマイナスになる。将来、フランス人口の増加は移民によってのみ実現される。本書の最後で、著者はフランス人と外国人の「混合」は進むと述べ、今後は「主権」の喪失を残念がるより、移民割合の増加に対して積極的に準備していくのが望ましいと結論づけている。

本書はフランスの、フランス人による、フランス人のためのエッセイなので、日本人には分かりにくい箇所もある。しかし、外国人の目を意識した外国人向けの本ではないが故に、問題をとりまく現地の雰囲気より直接的に伝えてくる。本書を読んで、評者は移民問題において事実を事実として客観的に捉えることはきわめて難しい、と改めて感じた。日本でも、社会的コストを無視して外国人労働者の導入を求める人、強烈な民族意識から外国人の流入に反感をもつ人、様々である。背景には政治的・経済的利害や、国や民族のアイデンティティの問題がある。しかし、国の将来を真剣に考えるなら、現実を直視し、色々な可能性の長所・短所を客観的に議論していくことは常に必要だろう。日本では、国全体や各地域で外国人人口が将来どの程度になるかといったことすら、十分検討されていない。人口研究者にも、まだできることがある。ただ、他方では、研究の役割が限定的なことも事実だ。無関心な人間に関心を持つと強要はできない。自国の高齢者が立つ前で、シルバーシートに座る非高齢者のことをたまにきく。ならば他国出身者の問題に関心を持つ人など果たしてどのくらいいるのか。が、この気分もきっと歳のせいだろう。偏見と闘うのは難しい。 (清水昌人)

## 研究活動報告

### 日本人口学会2008年度・第2回東日本地域部会

日本人口学会の2008年度第2回東日本地域部会が2009年3月20日、東京女子大学生涯学習センター(西生田キャンパス 神奈川県川崎市)にて開催された。「地域人口推計の現状と課題」をテーマとする5つの報告があり、2人の討論者からのコメントを受けて全体での討論が行われた。全体での討論では非常に活発な議論が交わされ、参加者の関心の高さがうかがわれた。参加者は報告者を含めて19人で、西日本からの参加者も目立った。

座長・組織者、討論者、報告タイトル・報告者は下記の通りである。

座長・組織者 阿部隆 (日本女子大学)、西岡八郎 (国立社会保障・人口問題研究所)

討論者 原俊彦 (札幌市立大学)、江崎雄治 (専修大学)

報告タイトル・報告者

- |                      |                                       |
|----------------------|---------------------------------------|
| 1. 趣旨説明—地域人口推計の役割と課題 | 阿部隆 (日本女子大学)<br>西岡八郎 (国立社会保障・人口問題研究所) |
| 2. 推計手法の現状と課題        | 小池司朗 (国立社会保障・人口問題研究所)                 |
| 3. 推計の役割と手法の国際比較     | 菅桂太 (国立社会保障・人口問題研究所)                  |
| 4. 推計の実例, 推計結果の分析(1) | 山内昌和 (国立社会保障・人口問題研究所)                 |
| 5. 推計の実例, 推計結果の分析(2) | 山口泰史 (荘銀総合研究所)                        |

(山内昌和記)

### 第42回国連人口開発委員会

2009年3月30日(月)から4月3日(金)までニューヨークの国連本部において人口開発委員会(Commission on Population and Development)の第42回会合が開催された。日本からは国立社会保障・人口問題研究所の高橋重郷・副所長が参加し、国連日本政府代表部より宮川昭二参事官が加わった。

今回会合のテーマは「MDGsを含む国際的に合意された目標へのICPD行動計画の貢献」で、昨年の第41回会合の最終日に選出されたメキシコのヘレーナ(Ms. Elena Zúñiga Herrera)議長を始めとする事務局によって議事が進められた。

初日の議事は、事務局が用意した議題案と副議長ならびに事務局構成、本会議決議案文作成のための作業部会の設置などについて提案があり、採択された。

続いて、義務局より「ICPDにおける勧告に対するフォローアップ活動」に関連した報告が行われた。それらは、「MDGsを含む国際的に合意された目標へのICPD行動計画の貢献に焦点を当てた世界人口のモニタリング」、「MDGsを含む国際的に合意された目標へのICPD行動計画の貢献に焦点を当てた人口プログラムのモニタリング」、および「ICPD行動計画の履行を支援するための資金の流れ」の三報告である。これらの報告に対して、各国ならびに各国際機関が発言した。スーダン(G77と中国を代表)は、これらの報告に対して、国際人口開発会議(ICPD)の行動計画がMDGsを

達成するために重要であることを強調し、ICPD への資金援助額が目標よりも下回っていることに触れ、キャパシティ・ビルディングを含めた技術支援と金融支援を増加させるよう国際機関とドナー各国に呼びかけた。チェコは、ICPD の行動計画への強い支援とコミットメントを宣言し、セクシャル／リプロダクティブ・ヘルスは改善することが重要であり、各国は強い財政的・政治的コミットメントを見せるべきであると述べた。

会議期間中にいくつかの基調講演が行われた。ハーバード大学のデービット・カニング教授は「人口成長と変わりゆく年齢構造：MDGs 達成のための予想」と題する講演を行った。同教授の主たる論点は、「人口成長率は出生率、死亡率ならびに純移動率の加減によって決まるが、人口成長の減速化は主として低い出生率と高い死亡率によって起こる。しかし、低出生率が経済成長を促進する一方、高死亡率は経済成長を鈍速化させる。したがって、予防可能な死亡要因の抑止のためリプロダクティブ・ヘルスと家族計画への十分なアクセスを確保することが重要である。」との見解を示した。

フランス政府の海外の開発に関する研究機関である IRD のブルキナファソ駐在代表であるジャン・ピエール・ゲガン氏は、「リプロダクティブ・ヘルスの役割への特別な強調と LDCs における人口成長の影響」と題する基調講演で、「サハラ以南のアフリカでは人口が増加する一方で死亡率が高い。そして、出生率低下による人口成長の減速化は、経済だけでなく子供たちの成長・教育にもよい影響を与えること。また、中央アジアと特に西アフリカにおいては避妊へのアクセスに遅れが見られることが出生率低下を阻害する原因であり、ICPD による勧告通り2015年までに家族計画プログラムを全ての国々が行うべきであること」を主張した。

「ICPD 行動計画の、MDGs を含む国際的に同意された開発目標への貢献」に関する各国政府ならびに各国国際機関からの一般討論が行われた。米国代表は、オバマ大統領の政策としてホワイトハウスに女性と幼児の健康のための審議会を設立すると国内政策を表明し、また国内政策に触れるだけでなく、二国間援助や国際通貨基金への出資金額にも触れるなど、対外政策もアピールした。また、ノルウェーは、健康システムの革新的な国際財政管理のためのタスクフォースが昨年設立され、追加的資源の動員を通して MDGs の目標に達するための役割を担うことを表明した。

我が国からも人口分野における各国の経験に関する一般討論に関して、日本の人口分野における歴史的な経験について報告を行い、また昨年開催した第4回アフリカ開発東京国際会議（TICADIV）や開発援助への取り組み状況を報告した。日本以外の国々の発言については、途上国を中心に国内政策の進捗状況や地域・国際協力の呼びかけを訴え、一方、フィンランド、スウェーデンといった先進諸国も各国の政策の下での ICPD 関連の取組を紹介し、目標達成に向け国際的取組の重要性を訴えた。

非公式協議において進められた今次会合の合意文書の作成は、マレーシアのラジャ・N・Z・アビディン副議長のもとで行われた。合意文書案「ICPD 行動計画の MDGs を含む国際的に同意された開発目標への貢献」の採択をめぐり非公式協議は会議最終日の15時まで続いたが、“sexual and reproductive health and rights”という言葉の表記と言葉の解釈をめぐり、数カ国による強い反対でコンセンサスに至ることができなかった。そのため本会議には、反対意見が付帯されたまま合意に至らない文書案のまま上程された。イラン政府は、本会議において発言を求め、これまでの会議の ICPD 合意文書には、“sexual and reproductive health and reproductive rights”と書かれており、決議案中の“sexual and reproductive health and rights”という語は、「性の権利」というこれまでの合意を超えた意味合いが含まれ、合意文書案としては受け入れられないという主張を繰り返した。その結果、本会議議長は10分間の交渉時間を宣言し、その結果、イランの主張を受け入れた形で“sexual and reproductive health and rights”という語を“sexual and reproductive health and reproductive rights”とすることでコンセンサスに至った。議長はこの修正された文書を人口開発

委員会に合意文書案として提案した。そして、「ICPD 行動計画の MDGs を含む国際的に同意された開発目標への貢献」文書が採択された。採決の後、合意文書に対する各国の立場の表明が行われ、特に宗教的な立場からリプロダクティブ・ライツとセクシュアル・リプロダクティブ・ヘルス・サービスは行動計画の文脈で理解されるもので、中絶を促進・奨励しないとの国の立場について意見表明が行われた。続いて、人口開発委員会は「世界人口動向に関する事務総長報告書」、「2008年人口分野における事業の実施及び進捗に関する事務総長報告書」、「2010-2011年における国連社会経済理事会人口部の2カ年事業案」を決定した。さらに2011年第44回人口開発委員会のテーマは「出生率、リプロダクティブ・ヘルスと開発」に決定された。なお、2010年の第43回人口開発委員会のテーマは昨年の会議において、「健康、疾病、死亡と開発」と決まっている。

以上で、第42回会合は終了し、続いて、第43回人口開発委員会第1会合が開かれ、議長と事務局メンバーの選挙が行われ、Mr. Daniel Carmona（イスラエル）が議長に選ばれた。なお、選挙に際して、レバノン（アラブグループ）、イラン、シリア、カタール、パレスチナはイスラエルが議長となることに懸念を表明した。その一方、スペイン（WEOG 代表）、イスラエル、アメリカ、チェコ（EU とノルウェー代表）、スイス、カナダはイスラエルの議長選出を支持し過半数の賛成により選出された。続いて、事務局の選出が行なわれアギニエツカ・クラウサ（ポーランド）、エルドラド・リオ・ネート（ブラジル）、宮川昭二（日本）の各氏が副議長に指名され、全ての議事を終了した。

（高橋重郷記）

## アメリカ人口学会2009年大会

アメリカ人口学会（Population Association of America）の2009年年次大会が、4月30日～5月2日の3日間にわたり、米国デトロイトにおいて開催された。本大会では、192のセッション（1セッション4報告）と7つのポスターセッション（1セッション70報告）が企画され、意欲的な多くの研究報告と活発な質疑応答が繰り広げられた。昨年の年次大会より17もセッション数が増え、米国およびその他世界各国から1700名あまりの参加者を得て盛況であった。

当研究所からは、金子隆一、石井太、岩澤美帆、守泉理恵の4名が参加した。金子、石井、岩澤は、以下の通り研究成果の報告を行った。

金子隆一「Life Course Transformation of Fertility Process in Japan: Where did the Reduction Occur to Which Cohort by What Causes?」

石井太「Future Change of Old-Age Dependency Ratio in Japan Relating to the Public Pension」

岩澤美帆（共：鎌田健司、金子隆一、田中希三子）「Regional Patterns and Correlates in Recent Family Formation in Japan」

岩澤美帆（共：Jim Raymo, Hyunjoon Park）「Single Motherhood and Parent-Child Relations in Japan: The Role of Living Arrangements」

会長講演は、ノースカロライナ大学の Kathleen Mullan Harris が、「An Integrative Approach to Health」と題して講演を行った。また、学会賞授与式では、政策分野への人口学の応用において優れた研究に贈られる Robert J. Lapham Award が Christine A. Bachrach に、人口学研究において際立って優れた業績を挙げてきた大家に贈られる Irene B. Taeuber Award が Andrew J. Cherlin に、最優秀学生論文賞である Dorothy S. Thomas Award が Yan Yu に授与された。また、ジェンダーと人口の分野で優れた研究業績を積み上げてきた Valerie K. Oppenheimer に Harriet Presser Award が授与された。



世界有数規模の人口学会にふさわしく、研究報告のテーマは出生・家族計画・性行動、結婚・家族、子ども・青年、死亡・健康、人種・エスニシティ・ジェンダー、移動・都市化、労働・教育、人口と環境、高齢化、データと分析手法など多岐にわたっていた。出生、労働、家族政策関連のセッションを中心に回ったが、家族の多様化が日本以上に進む国々のデータを用いた研究や、低出生率の要因や政策的対応に関する最新の国際比較研究の成果にふれることができ、大変有益であった。

(守泉理恵記)

## 『人口問題研究』編集委員

### 所外編集委員 (50音順・敬称略)

大林 千一 帝京大学経済学部  
河野 稠果 麗澤大学名誉教授  
高橋 眞一 神戸大学名誉教授  
早瀬 保子 元日本貿易振興機構アジア経済研究所  
開発研究センター  
古郡 鞆子 中央大学経済学部  
堀内 四郎 Department of Urban Public Health, Hunter  
Colledge, The City University of New York

### 所内編集委員

京極 高宣 所長  
高橋 重郷 副所長  
東 修司 企画部長  
佐藤龍三郎 国際関係部長  
勝又 幸子 情報調査分析部長  
西岡 八郎 人口構造研究部長  
金子 隆一 人口動向研究部長

### 編集幹事

鈴木 透 企画部室長  
白石 紀子 情報調査分析部室長

## 人 口 問 題 研 究

第65巻第2号  
(通巻第269号)

2009年6月25日発行

編 集 者 国立社会保障・人口問題研究所  
発 行 者 東京都千代田区内幸町2丁目2番3号 〒100-0011  
日比谷国際ビル6階  
電話番号：東京(03)3595-2984 内 4432  
F A X：東京(03)3591-4818

印 刷 者 大和綜合印刷株式会社  
東京都千代田区飯田橋1丁目12番15号  
電話番号：東京(03)3263-5156

## 目次 第65巻第2号 (2009年6月刊)

### 特集Ⅰ 将来人口推計(全国人口)に関連した研究(その4)

- 将来人口推計における出生仮定設定の枠組みについて  
.....金子隆一・1~27

### 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・28~44
- 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・45~63

### 書評・紹介

- ヨゼフ・エーマー著 若尾祐司・魚住明代訳『近代ドイツ人口史  
—人口学研究の傾向と基本問題—』(中川聡史).....64
- フランソワ・エラン著 林昌宏訳  
『移民の時代—フランス人口学者の視点』(清水昌人).....65

- 研究活動報告 .....66~69