

人口問題研究

貸出用

Journal of Population Problems

第61巻第3号 2005年

特集：少子化の新局面とその背景



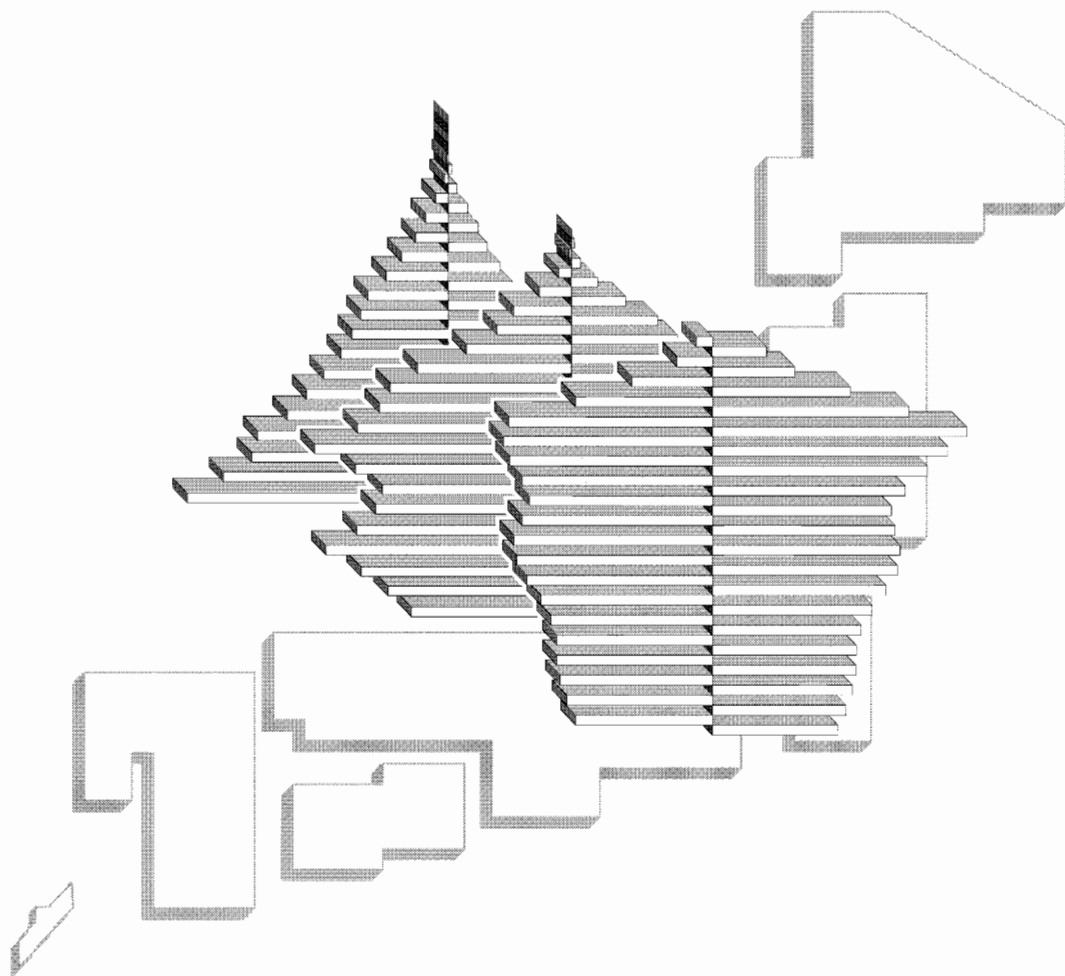
国立社会保障・人口問題研究所

人口問題研究

Journal of Population Problems

第61巻第3号 2005年

特集：少子化の新局面とその背景



『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61巻第3号(2005年9月)

特集：少子化の新局面とその背景

- 特集に際して……………高橋重郷・1
非典型労働の拡がりと少子化……………守泉理恵・2～19
親の教育費負担意識と少子化……………新谷由里子・20～38
市区町村別にみた出生率の動向とその変動要因……………佐々井司・39～49
日本における離婚の現状：
結婚コホート別の趨勢と教育水準別格差
……………ジェームズ・レイモ，岩澤美帆，ラリー・バンパス・50～67

書評・紹介

- Valerie M. Hudson and Andrea M. den Boer,
*Bare Branches: The Security Implications of Asia's
Surplus Male Population* (小島宏) ……………68

新刊紹介 ……………69～72

研究活動報告 ……………73～76

平成17年度社会保障・人口問題基本調査「第13回出生動向基本調査」
の施行－第24回日本思春期学会総会学術集会－2005年日本家族社会
学会年次大会－第25回国際人口学会大会－人口推計に関する欧州連
合統計局・国連欧州経済委員会合同会議

Journal of Population Problems
(JINKŌ MONDAI KENKYŪ)

Vol.61 No.3

2005

Special Issue: New Phase in Dwindling Fertility Rate

- IntroductionShigesato TAKAHASHI• 1
- The Spread in Atypical Employment and Declining Birthrate
.....Rie MORIIZUMI• 2-19
- Parents' Education Expense Burden Consciousness
and Decrease in the BirthrateYuriko SHINTANI•20-38
- The Fertility Trends and their Determinants of
Differentials for Japan's MunicipalitiesTsukasa SASAI•39-49
- Recent Trends and Educational Differentials
in Marital Dissolution in Japan
.....James M. Raymo, Miho Iwasawa and Larry Bumpass•50-67

Book Reviews

- Valerie M. Hudson and Andrea M. den Boer,
*Bare Branches: The Security Implications of Asia's
Surplus Male Population* (H.KOJIMA)68

Miscellaneous News

.....
*National Institute of Population
and Social Security Research*

Hibiya Kokusai Building 6F

2-2-3 Uchisaiwai-cho, Chiyoda-ku, Tokyo, Japan, 100-0011

特 集

少子化の新局面とその背景

特集に際して

高 橋 重 郷

本特集は、平成14～16年に実施した厚生労働科学研究である「少子化の新局面と家族労働政策の対応に関する研究（主任研究者 高橋重郷）」において実施された研究成果の一部を、研究参加者が個別の研究論文として改訂し収録したものである。なお、上述の研究報告書は別途、平成14～16年度総合報告書としてまとめられている。

さて本特集に最初に掲載されている論文は、「非典型労働の拡がり」と題する守泉理恵氏の論文で、近年急速に進む就業状態の非正規化、すなわち学卒後の就業状態が正規職員からパートやアルバイトという非典型労働へと変化している点に着目し、第12回出生動向基本調査（2002年実施）データに基づき、学卒直後からの就業経歴と予定子ども数の関係について実証分析を行ったものである。研究によって得られた重要な知見として、非典型労働者の割合の上昇が、女性全体の就業継続率の上昇を阻んでいることや、少子化を促進している点などが明らかにされている。第二論文は、「親の教育費負担意識と少子化」と題した新谷由里子氏の論文である。この論文では、既述の研究プロジェクトにおいて実施された「少子化に関する6自治体調査」の調査データを用いて、少子化の一つの要因としてしばしば指摘される「教育費の負担」の問題を実証的に検討したものである。第三番目に掲載された論文は、「市区町村別にみた出生率の動向とその変動要因」と題する佐々井 司氏の論文である。この論文は、前出の二つの論文と異なり、市区町村単位のマクロデータを用いた分析である。全国の市区町村データのうち2000年国勢調査時点で人口規模10,000人以上の自治体、1,677市区町村を対象として合計特殊出生率の10年間の時点比較により、出生率変動のパターンによる類型化を試み、あわせて未婚・晩婚化要因と有配偶出生率の寄与度の分析を行っている。最後の論文は、ジェームズ・レイモ、岩澤美帆、ならびにラリー・バンパスの3氏によるコラボレティブ論文で、「日本における離婚の現状：結婚コーホート別の趨勢と教育水準別格差」と題する論文である。この研究における少子化問題との関係は、離婚を第二の人口転換論に関連する変化としてとらえ、家族変化の一連の流れの中で解き明かそうとしていることである。それゆえ、少子化の新局面の研究課題の一つとして位置づけられている。

本特集に収録されたもの以外の多数の論文も今後改訂され、内外の様々な研究誌や出版物として公表される予定である。

特集：少子化の新局面とその背景

非典型労働の広がりと言子化

守 泉 理 恵

本稿では、近年労働市場において大きな問題となりつつある非典型労働の拡がりに注目し、学卒直後から結婚前までの就業パターン別に、非典型労働の経験が女性の就業継続率に与える影響、および女性の結婚前就業パターンが出生行動に与える影響について考察した。「第12回出生動向基本調査」(2002年)の夫婦調査に含まれている、学卒直後から現在までの回顧的な就業経歴データを用い分析した。

結婚前までに、学卒直後の就業形態から異動している女性が少なからずいるため、典型労働と非典型労働の間の異動パターン別にその後の就業行動を観察したところ、たとえ学卒直後に正規職員であっても、結婚前までに非典型労働に移行する女性は、結婚前まで正規職の女性や非典型労働を続ける女性より無職化しやすいことが見出された。反対に、非典型労働者から正規職員になった女性は、学卒直後から結婚前まで正規職員を続けた女性より就業継続確率が高い。

結婚前就業パターン別に子どもの有無と出生意欲について分析してみると、非典型労働者から正規職員になったグループで無子割合が突出して高かったが、予定子ども数の平均値は典型労働グループとほとんど変わらず、子どもを持つことを遅らせている傾向が示された。非典型労働を続けていた女性のグループでは、平均予定子ども数の値が小さく、出生意欲は低い傾向にあった。一方、正規就業を続ける妻は、子どもの有無割合や出生意欲は他の女性群より高めであった。

無職化しやすい非典型労働者の割合の上昇は、女性全体の就業継続率の上昇を阻んでいる。また、非典型労働者は出生意欲も低めで、非典型労働を続ける未婚女性の増加は、少子化を促進する要因にもなっていると考えられる。

I. はじめに

本稿は、近年の非典型労働の広がりをふまえ、結婚前の女性の就業経歴がその後の就業行動、および出生行動に影響を与えているかどうかを考察したものである。国立社会保障・人口問題研究所が2002年に実施した「第12回出生動向基本調査」の夫婦調査に含まれている学卒直後から現在までの回顧的な就業経歴データを用い分析した。

これまで、結婚・出産と女性の就業継続パターンの問題については、多くの研究がなされてきた。結婚退職は減ってきているものの、第1子出産までに大多数の女性が就業を中断するパターンが若い世代においても変わっておらず、むしろ出産退職は若い世代で増大しているとした研究は多数発表されている(今田 1996; 新谷 1998; 永瀬 1999; 岩澤 2004など)。さらに、結婚・出産退職や就業継続率の具体的規定要因の研究もすすんでおり、結婚時・出産時での就業継続の規定要因は異なること(新谷 1998; 永瀬 1999)、出

産退職は子どもの出生順位で継続率が異なり、第1子出産時に正規就業を継続した女性は、その後も継続率が高いこと（丸山 2001）、同じ正規職員でも職種によって継続率や育児資源の保有状況が異なること（仙田 2002）などが見出されている。出産時に就業継続するかどうかに関して、賃金の多寡よりも育児資源の多寡や結婚・家族観が有意に影響していることや（永瀬 1999）、学卒時の結婚・出産と就業に関する希望や仕事を通じての就業意識の変化が、女性の就業選択に影響を与えていることも指摘されている（冨田 1998；丸山 2001）。

就業を継続するのか、中断するのかという女性のライフコース選択は、結婚・出産・子育ての機会費用という議論とも関連する。就業を中断することで発生する機会費用は、就業中断期間に働いていれば得られたであろう賃金の逸失だけでなく、就業再開後に、働き続けた場合と比べて賃金さが下がることで失う所得、退職後の年金水準の低下による所得逸失も含み、中断期間が長いほど失う所得は大きい（Hugh, Joshi and Peronaci 2000）。結婚・出産の機会費用は、通常女子賃金を用いて計算されるが、女子賃金は、戦後日本の経済発展・産業構造変化とともに上昇してきた。したがって、女性の被る結婚・出産の機会費用も全体として高額化してきた。就業継続が難しく、ほとんどの女性が就業中断する現状において、結婚・出産の経済的コストとなる機会費用の上昇が、少子化を促進しているのではないかと議論されている。

機会費用の額そのものの推計に関する先行研究には、マクロの賃金データを使ったものと、調査個票データを使ったものの2種類がある。

マクロデータを用いて機会費用の試算を行った内閣府（2003）では、大卒女性を想定したケースで、一貫就業した場合と比べて正社員再就職型では約8,500万円、パート再就職型では約2億3700万円の機会費用が発生すると推計されている¹⁾。

ミクロデータを使う方法による研究²⁾では、Joshi（1990；1998）、Hugh, Joshi and Peronaci（2000）、Nishimura（2000）、井口・西村（2002）など一連の成果がある。井口・西村（2002）では、日本女性の機会費用は子ども1人だと6361万円で、無子の女性に比べ所得の逸失率は70%以上になるとしている。子ども2人では機会費用は5374万円、3人で4792万円である。子ども数が多いほど機会費用が少ないのは、子どもが多いほど母親は早く再就職（パート）をするからだという。先進欧米諸国の機会費用との国際比較でも、日本の機会費用は大きいことを明らかにしている。これは、結婚・出産で仕事を中断した後、再就職するまでの期間が長く、再就職時の主な就業形態はパート労働であるからだと指摘している。

1) ある年の年齢別賃金プロファイルにしたがって定年まで賃金を得ると仮定し、定年まで一貫就業した場合の生涯賃金を基準に、さまざまな結婚・出産年齢、就業／再就業年齢、フルタイム・パートタイムの別、職種等を想定したシナリオ別の生涯賃金と比較して機会費用を算定するという方法。内閣府（2003）では、モデル大卒女性は、22歳で就職、28歳で第1子出産、退職し、再就職する場合は、子どもが小学校に入学するまで6年のブランクを経て34歳で復帰すると想定されている。

2) 調査の個票データを用い、賃金関数、就業確率関数を推定し、データに含まれるさまざまな年齢の女性の就業確率をつなぎ合わせて作った年齢別就業割合をもとに賃金関数を使って生涯賃金を求め、子どもを持たず一貫就業した女性の生涯賃金と子どもを持った女性の生涯賃金の差を機会費用として算出する方法。

就業継続との関連で明示的に機会費用を論じた先行研究としては、仙田・樋口（2000）、権丈（2001）などがある。仙田・樋口（2000）は、職種によって就業継続率や中断後の賃金低下状況に違いがあることを明らかにした。権丈（2001）では、専門的な資格を持っている女性のほうが、再就業時に賃金低下が少ないため、第1子出産タイミングが早いことを見出している。

女性の就業継続や機会費用の問題を議論するとき、今までは多くの場合、常用フルタイムの典型労働についている女性を取り上げられてきた。しかし、近年は若年未婚者においても非典型労働が広がってきており、未婚期における離転職も増加してきている。非典型労働とは、一般に、雇用者の中で典型労働（期間の定めがなく、フルタイムで働く雇用形態、正規の職員・従業員）以外のパート、アルバイト、派遣社員、契約社員、嘱託等の働き方をさす。近年、人びとの働き方は非常に多様化しており、しかも正規の職員・従業員のような常用フルタイム職につく「典型的な」労働者が厳しく絞られている中で、それ以外の働き方をする人の数は年々増加を示している。

非典型労働の広がり、労働供給側の「労働条件は悪くても、時間が自由な働き方したい」という欲求と、人件費削減、繁閑にあわせた人員調整など労務管理の合理化を進めたい労働需要側の欲求が一致して進展してきた面がある。その一方で、典型労働につく機会が狭められていく中で、正社員を希望しながら非典型労働に就かざるを得ない人びとが増加するという問題もはらんでいる。若年層（15～34歳）におけるフリーターの増加も注目されており、学生から職業生活への移行、就職後の離転職等における問題について調査・研究がすすんでいる（樋口 2000；黒澤・玄田 2001；労働政策研究・研修機構 2005）。非典型労働は、典型労働に比べて賃金額、雇用の安定性、社会保険加入状況などの労働条件が劣る場合が多い（古郡 1997；佐藤 2002；永瀬 2004）。そのため、非典型労働者は、結婚したり、子どもを持ったりする確率が典型労働者より低く、あるいは、それらのテンポが遅れがちであるとして、少子化を促進する原因になっているのではないかと議論されている（宮本ほか 1997；宮本 2000；永瀬 2002；岩澤 2004；酒井・樋口 2005）。

このように、女性の就業と結婚・出生行動については、典型労働者の就業継続を議論する段階から、非典型労働者の増加という現実の変化を反映してさまざまな研究が展開される段階に来ている。

II. 非典型労働の広がりの実態

日本では、戦後、女子労働力率は50%前後で推移してきたが、年齢別に見ると25～59歳層では1970年代半ばから現在まで上昇傾向にあり、女性の社会進出が進展している。雇用者全体に占める女子雇用者割合は1953年の28.1%から2004年の41.1%へ増加しており、就業者総数の84.6%を占める雇用者において「雇用労働力の女性化」も進んでいる。

図1に示されているように、15歳以上女子人口の増加や未婚率の上昇に伴って「働く女性」の数自体も増加の一途をたどってきたが、数だけでなく、産業構造の変化に伴って女

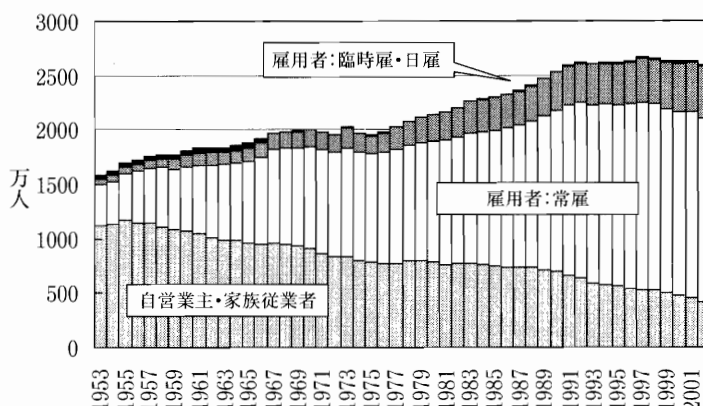
性の働き方も変化してきた。まず挙げられる大きな変化は、自営・家族従業者割合の減少と雇用者割合の顕著な増加である。総務省統計局『労働力調査』の時系列データによれば、女性就業者に占める自営業主・家族従業者割合は、1953年に70.5%だったのが、2004年には15.3%となった。一方、雇用者割合は1953年の29.5%から、2004年には84.2%となった。

その雇用者を人数で見ると、女性常雇数は1997年の1721万人から2002年の1679万人へ減少したが、臨時・日雇者数は407万人から483万人へ増加している。97年以降、常雇数が前年より減少を示した年が多かったにもかかわらず、近年の女性雇用者数全体が横ばいとなっているのは、非典型労働者の増加に支えられてのことだとわかる。

この非典型労働者の増加について、有業者方式で調査している『就業構造基本調査』のデータを見ると、非典型労働者の割合は近年、上昇の勢いを増している。この調査では、「会社などの役員」「正規の職員・従業員」以外の働き方をしている雇用者を「非正規就業者」としているが、この「非正規就業者割合³⁾」が、平成14年調査で女性50.7%、男性14.8%を記録した(図2)。1982年当時は女性30.7%、男性7.6%だったのが徐々に増加し、特に1990年代後半から著しい伸びを示すようになった。女性においては、今や雇用者の半分を非典型労働者が占めていることになる。

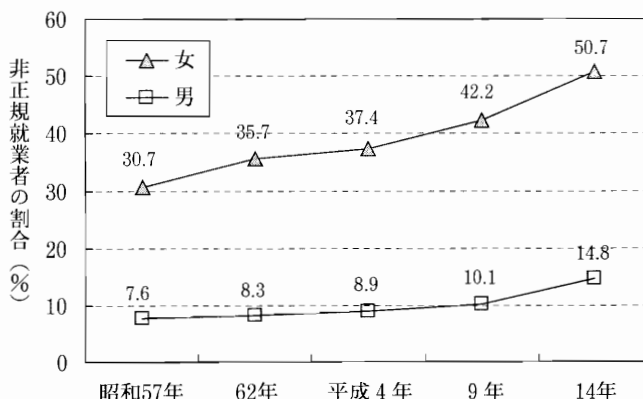
また、配偶関係別にみると、女子非正規就業者のうち62.4%は「配偶者あり」の女性であるが

図1 女性就業者数とその内訳の推移：1953～2002年



資料：総務省統計局『労働力調査』

図2 非正規就業者割合の推移



資料：総務省統計局『就業構造基本調査』平成14年版。

3) 就業構造基本調査では、有業者(自営業主・家族従業者・雇用者)のうち、雇用者(会社などの役員を除く雇用者)に占めるパート、アルバイト、労働者派遣事業所の派遣社員、契約社員・嘱託、その他の合計の割合を「非正規労働者割合」として集計している。

(平成14年調査)、表1のように、有業の未婚女性の非正規就業者割合も高まっており、近年は3割超に達しているものと見込まれる。平成14年調査では配偶者の有無の集計しか公表されていないが、この分類で観察してみても、無配偶(未婚・離死別者)の有業女性雇用に占める非正規就業者割合は高まっているのが分かる。

表1 無配偶・未婚の女性雇用に占める非正規就業者の割合(%)

	昭和62年	平成4年	平成9年	平成14年
無配偶者	21.6	23.3	30.2	42.1
未婚者	17.1	18.9	26.6	-

資料) 総務省統計局『就業構造基本調査』各年版。

Ⅲ. 学卒直後から現在までの就業状況の変化

本稿で用いるデータは、第12回出生動向基本調査・夫婦調査(以下、第12回夫婦調査と呼ぶ)のデータである。これは、全国の年齢50歳未満の有配偶女性を対象とした調査である。平成14年国民生活基礎調査の調査地区(国勢調査用に設定された約94万調査地区から系統抽出法で抽出された1048調査地区)からもう一度系統抽出法によって抽出された600調査地区にて、配票自計・密封回収方式で2002年6月に実施された。調査客体数は9021人、回収票数は8382票、うち有効票数は7916票(有効回収率87.8%)である。さらに、有効票数のうち6949票が初婚同士の夫婦についての回答で、本稿においては分析をこのサンプルに限定して行うことにする。

第12回夫婦調査では、女性の就業状況について、学校を卒業した直後、現在の結婚を決めたとき、現在、第1子の妊娠がわかったとき、第1子が1歳になったとき、の5時点について調べている。学卒直後、結婚決意時、現在は全員が回答、第1子妊娠時・1歳時については出産経験ありの女性のみが回答している。

表2は、調査時点で子どものいない女性も含め、5時点の回答を単純集計したものである。各時点で、従業上の地位構成が大きく変化しているのがわかる。学卒直後に正規職員である女性の割合は81.1%であり、パート等の非典型労働者は9.5%で約1割を占める。また、学卒直後の従業上の地位を妻の出生年別にクロス集計してみると(表3)、若い世

表2 学校卒業後から現在までの従業上の地位の変化

従業上の地位	学校を卒業した直後		現在の結婚を決めたとき		第1子の妊娠がわかったとき		第1子が1歳になったとき		現在	
	(標本数)	割合(%)	(標本数)	割合(%)	(標本数)	割合(%)	(標本数)	割合(%)	(標本数)	割合(%)
正規の職員	(5,628)	81.0	(4,615)	66.4	(2,008)	28.9	(812)	11.7	(1,304)	18.8
パート・アルバイト・派遣・嘱託	(658)	9.5	(1,061)	15.3	(961)	13.8	(240)	3.5	(1,972)	28.4
自営業主・家族従業者・内職	(120)	1.7	(197)	2.8	(336)	4.8	(341)	4.9	(649)	9.3
無職・家事	(212)	3.1	(746)	10.7	(2,039)	29.3	(3,887)	55.9	(2,792)	40.2
学生	(136)	2.0	(68)	1.0	(28)	0.4	(9)	0.1	(17)	0.2
不詳	(195)	2.8	(262)	3.8	(376)	5.4	(459)	6.6	(215)	3.1
子ども無し					(816)	11.7	(816)	11.7		
子ども有無不詳					(385)	5.5	(385)	5.5		
合計	(6,949)	100.0	(6,949)	100.0	(6,949)	100.0	(6,949)	100.0	(6,949)	100.0

注) 初婚同士の夫婦の妻について。

代ほど非典型労働につく女性の割合が高い。1970～74年生まれで11.6%，1975～84年生まれでは22.8%である。1970年代以降生まれの場合，多くがバブル崩壊後に学校を卒業しており，雇用情勢が悪い時期に社会に出た世代である。

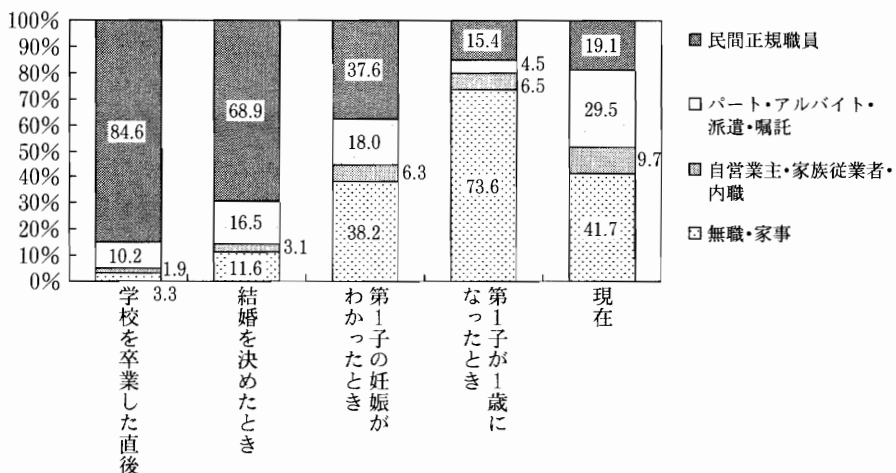
さらに，図3は，子どもを持っているサンプルに限定し，従業上の地位も正規職員，パート・アルバイト・派遣・嘱託，自営業主・家族従業者・内職，無職・家事であるものに限定して，構成割合を計算した結果である。

就業形態分布の変化を図3でみると，学校卒業後は正規職についた女性が84.6%を占め，パート・アルバイト・派遣・嘱託といった非典型労働についた女性が10.2%である。学卒直後に無職・家事の女性は3.3%で，自営等をあわせると96.7%の女性が何らかの仕事についたことがわかる。しかし，現在の結婚を決めたときは，正規職員割合は68.9%に減少し，無職・家事の人の割合が11.6%，非典型労働者割合は16.5%へ増加している。この時点で無職・家事の女性には，就業継続という問題自体，始めから生じない。そして，第1子の妊娠時に正規職員割合は37.6%，第1子1歳時は同15.4%へ減少し，現在（調査時点）はわずかに回復して19.1%となる。非典型労働者割合は，結婚後（第1子妊娠時）

表3 妻の出生年別にみた，学卒直後の従業上の地位の分布

従業上の地位	合計		1952～54年生れ		1955～59年生れ		1960～64年生れ		1965～69年生れ		1970～74年生れ		1975～84年生れ	
	(標本数)	割合(%)	(標本数)	割合(%)	(標本数)	割合(%)	(標本数)	割合(%)	(標本数)	割合(%)	(標本数)	割合(%)	(標本数)	割合(%)
正規の職員	(5,628)	81.0	(587)	80.2	(1,231)	81.4	(1,224)	83.8	(1,221)	83.7	(1,046)	81.1	(319)	64.3
パート・アルバイト・派遣・嘱託	(658)	9.5	(34)	4.6	(107)	7.1	(117)	8.0	(137)	9.4	(150)	11.6	(113)	22.8
自営業主・家族従業者・内職	(120)	1.7	(26)	3.6	(33)	2.2	(26)	1.8	(18)	1.2	(12)	0.9	(5)	1.0
無職・家事	(212)	3.1	(29)	4.0	(54)	3.6	(36)	2.5	(34)	2.3	(32)	2.5	(27)	5.4
学生	(136)	2.0	(19)	2.6	(25)	1.7	(25)	1.7	(22)	1.5	(23)	1.8	(22)	4.4
不詳	(195)	2.8	(37)	5.1	(62)	4.1	(33)	2.3	(26)	1.8	(27)	2.1	(10)	2.0
合計	(6,949)	100.0	(732)	100.0	(1,512)	100.0	(1,461)	100.0	(1,458)	100.0	(1,290)	100.0	(496)	100.0

図3 学校卒業後から現在までの従業上の地位の変化：有子女性のみ



注) 初婚同士の夫婦で，子どもを持つ妻について。

に18.0%に増えた後、出産後には4.5%へ減少して、現在は29.5%である。無職割合は、第1子妊娠時には38.2%、第1子1歳時には73.6%で、子どもが1歳のときに7割強の女性が無職となっている。

以上の単純集計では、各時点での従業上の地位の異動が入り乱れており、厳密に就業パターンを観察するにはもう少し細かいクロス集計が必要である。

表4は、学卒直後と結婚決意時の従業上の地位をクロス集計したものである。これによると、学卒直後に正規職員であっても、結婚を決めたときまでに、11.7%は非典型労働へ移行し、9.6%は離職して無職者となっている。結婚前までに、およそ2割の女性が離職により従業上の地位が変化している。また、学卒後に非典型労働者として社会に出た女性も、そのうち36.2%は正規職員となり、10.9%は仕事を辞めて無職となっている。学卒後に無職・家事の場合も、そのうち20.3%は正規職員に、18.4%は非典型労働者になっており、自営・家従も含めれば41.5%は就業者へと移行している。

表4 学卒直後の従業上の地位別にみた、結婚を決意したときの従業上の地位の分布

「学校を卒業した直後」 の従業上の地位	「現在の結婚を決めたとき」の従業上の地位													
	合計		正規の職員		パート・アルバイト・ 派遣・嘱託		自営業主・家族 従業者・内職		無職・家事		学生		不詳	
	(標本数)	割合(%)	(標本数)	割合(%)	(標本数)	割合(%)	(標本数)	割合(%)	(標本数)	割合(%)	(標本数)	割合(%)	(標本数)	割合(%)
正規の職員	(5,628)	100.0	(4,240)	75.3	(660)	11.7	(84)	1.5	(542)	9.6	(19)	0.3	(83)	1.5
パート・アルバイト・派遣・嘱託	(658)	100.0	(238)	36.2	(314)	47.7	(11)	1.7	(72)	10.9	(6)	0.9	(17)	2.6
自営業主・家族従業者・内職	(120)	100.0	(11)	9.2	(11)	9.2	(82)	68.3	(10)	8.3	(2)	1.7	(4)	3.3
無職・家事	(212)	100.0	(43)	20.3	(39)	18.4	(6)	2.8	(96)	45.3	(21)	9.9	(7)	3.3
学生	(136)	100.0	(64)	47.1	(33)	24.3	(10)	7.4	(10)	7.4	(15)	11.0	(4)	2.9
不詳	(195)	100.0	(19)	9.7	(4)	2.1	(4)	2.1	(16)	8.2	(5)	2.6	(147)	75.4
合計	(6,949)	100.0	(4,615)	66.4	(1,061)	15.3	(197)	2.8	(746)	10.7	(68)	1.0	(262)	3.8

注) 初婚同士の夫婦の妻について。

このように、結婚前にも女性の従業上の地位はかなり変化している。「結婚を決めたとき」に正規職員でも、非典型労働者から移行した女性と、学卒後から正規職員だった女性が混じっていることになる。同じく、「結婚を決めたとき」に非典型労働者でも、学卒後は正規職員だったが転職したものと、学卒後から非典型労働を続けているものがある。結婚直前の従業上の地位だけでなく、結婚前に正規職員から非典型労働者や無職者に移行したり、非典型労働者や無職者から正規職員へ移行したりすることは、その後の結婚・出生行動にも影響を与えるのではないだろうか。そこで、この結婚前の就業形態異動を考慮して、女性の就業パターンを観察することにする。

IV. 就業パターン別にみた、就業継続状況

1. 結婚前の就業異動パターン

Ⅲで観察した結果をふまえ、まず、結婚前の2時点(学卒直後、現在の結婚を決意したとき)の就業異動によって、5つの基本パターンを作成した。調査では、従業上の地位として、正規の職員、パート・アルバイト、派遣・嘱託、自営業主・家族従業者・内職、無

職・家事，学生の6カテゴリが設定されているが，これらすべてを使うと就業パターンが複雑になりすぎるため，どの時点かで自営・家従，または学生である女性は除外した．そして，学卒直後に無職である女性も除外し，正規の職員かパート等の非典型労働についての女性のみ対象とした．その結果，結婚前の就業異動パターンとして，学卒直後に正規職員・結婚決意時に正規職員，以下同じく正規職員・非典型労働者，非典型労働者・正規職員，非典型労働者・非典型労働者，正規職員または非典型労働者・結婚前無職の5パターンが抽出された．その度数分布は表5の通りである．

なお，第12回出生行動基本調査は2002年に行なわれていることから，1970年代生まれは多くが20歳代である．とくに，1975年以降生まれの場合，調査時点で18～27歳であり，現在の日本の平均的な女性の結婚・出生行動に比べると，早婚かつ若年出産のサンプルが多く含まれると考えられる．結婚年齢によって出生意欲も異なるため（守泉 2004），これ以降は，1974年以前生まれで初婚のサンプルに限定して分析をすすめる．

表5の分析対象のみの有効割合をみると，結婚前まで正規就業を継続した女性が多めで，71.4%を占める．次いで，正規就業から非典型労働へ移行した女性と，結婚前までに離職して無職となった女性（そのほとんどが正規就業からの離職である）が各1割ずつを占める．学卒直後に非典型労働に就く女性は10%程度であり，非典型労働者から正規職員になった女性や，非典型労働を継続している女性は少ない．

また，コーホート別に集計した表6では，若い世代で結婚前に正規就業を継続している割合が減少し（特に1970～74年生まれ），非典型労働へ移行するパターンが増えているの

表5 結婚前の就業パターン別にみた，度数分布

就業パターン	割合(%)	有効割合(%)	(標本数)
学卒正規・結婚前正規	54.3	71.4	(3,502)
学卒正規・結婚前非典型	7.8	10.3	(503)
学卒非典型・結婚前正規	2.8	3.6	(179)
学卒非典型・結婚前非典型	3.4	4.5	(222)
結婚前無職	7.7	10.2	(500)
小計	76.0	100.0	(4,906)
どの時点かで自営	6.8	-	(440)
学卒後無職	2.2	-	(143)
どの時点かで学生	1.8	-	(115)
従業上の地位不詳	8.0	-	(516)
子どもの有無不詳	5.2	-	(333)
合計	100.0	100.0	(6,453)

表6 妻の出生年別にみた，結婚前の就業パターン分布

就業パターン	合計		1952～54		1955～59		1960～64		1965～69		1970～74	
	(標本数)	割合(%)	(標本数)	割合(%)	(標本数)	割合(%)	(標本数)	割合(%)	(標本数)	割合(%)	(標本数)	割合(%)
学卒正規・結婚前正規	(3,502)	71.4	(377)	75.0	(786)	71.1	(854)	74.1	(839)	71.2	(646)	66.8
学卒正規・結婚前非典型	(503)	10.3	(41)	8.2	(94)	8.5	(106)	9.2	(136)	11.5	(126)	13.0
学卒非典型・結婚前正規	(179)	3.6	(5)	1.0	(37)	3.3	(44)	3.8	(55)	4.7	(38)	3.9
学卒非典型・結婚前非典型	(222)	4.5	(16)	3.2	(41)	3.7	(47)	4.1	(49)	4.2	(69)	7.1
結婚前無職	(500)	10.2	(64)	12.7	(147)	13.3	(101)	8.8	(100)	8.5	(88)	9.1
合計	(4,906)	100.0	(503)	100.0	(1,105)	100.0	(1,152)	100.0	(1,179)	100.0	(967)	100.0

がわかる。

表7 結婚前就業異動に関するロジスティック回帰分析

では、こういった属性の女性が、結婚前に就業形態を変えているのだろうか。サンプルを学卒直後正規職員と、非典型労働者に限定してロジスティック回帰分析を適用した。結果は表7に示されている。左の列は、学卒直後には正規職員だったが、結婚を決めたときは非典型労働に移行していた女性についての結果である。結婚前まで正規就業を続けた女性を基準とすると、出生年が最近であるほど、非典型労働へ移行する確率が高くなっている。さらに、職種が販売・サービス職

説明変数	学卒直後正規職員のみ		学卒直後非典型労働者のみ	
	結婚前非典型労働= 1		結婚前正規職員= 1	
	係数	t値	係数	t値
出生年	0.1326	3.2906 **	-0.0097	-0.1077
専門職	-0.1088	-0.7483	0.5237	1.6841 +
管理職 (事務職)	0.0207	0.0191	-21.6805	-0.0005
販売・サービス職	0.6419	5.2192 **	-0.2975	-1.0224
現場労働 (1~29人)	-0.0287	-0.1392	0.2013	0.4001
30~99人	-0.2913	-1.7822 +	-0.3205	-0.9725
100~499人	-0.4969	-3.2497 **	0.1087	0.2947
500~999人	-0.3299	-1.7797 +	-0.2978	-0.5714
1000人以上	-0.5696	-3.7892 **	-0.1773	-0.4766
官公庁	-1.8835	-4.6925 **	0.5348	1.4868
(高校)				
専修学校	0.1268	0.7746	0.4433	1.2066
短大・高専	0.0767	0.5930	0.1584	0.5401
大学・大学院	-0.1222	-0.6610	-0.2319	-0.6978
定数	-2.1040	-11.4685 **	-0.1963	-0.4439
Chi-Square	104.505 **		21.749 *	
自由度	13		13	
標本数	3869		375	

注：初婚どうしの夫婦について。有意水準は **<0.01, *<0.05, +<0.1。

と移行する確率が高い。従業員規模では、大企業ほど移行する確率は低い。特に官公庁勤務の場合、正規職員にとどまる確率が高い。

一方、右の欄に示した、学卒直後に非典型労働について女性のうち、正規職員へ移行した女性についての分析は、あまりよい結果が出なかった。しかし、非典型労働であっても専門職についていた女性は、正規職員へ移行する確率が高いことが示されている。また、統計的に有意ではないが、官公庁で非典型労働についている場合と、学歴が専修学校卒の場合、正規職員へ移行する確率が高い。これらは、職種が専門職だと正規職員化するという結果と関連していると思われる。

2. 就業パターン別にみた就業継続・中断状況

1. で結婚前の就業形態異動についてみてきたが、今後、便宜的に、正規職員・正規職員パターンの女性を「典型労働グループ」、正規職員・非典型労働者パターンを「非典型転職グループ」、非典型労働者・正規職員パターンを「正規転職グループ」、非典型労働者・非典型労働者パターンを「非典型労働グループ」、結婚前までに無職となった女性を「結婚前無職グループ」と呼ぶ。

結婚前の就業形態異動パターンを5つに整理したところで、次に結婚後の就業変化も含めた就業パターンへと議論をすすめる。結婚後の就業変化については、第1子1歳時点での状況を見ることにする。

学卒直後、結婚決意時、第1子1歳時の3時点を通じた女性の就業パターンは、表8のとおりである。なお、第1子1歳時点の集計を含むので、対象は有子女性である。

表8によると、典型労働グループで、第1子1歳時まで正規職員として就業継続している女性は21.8%である。出産後に非典型労働へ移行した女性も含めれば25.2%が就業を継続している。出産後に無職となっている女性の割合（無職化率）は74.8%である。

非典型転職グループでは、出産後に正規職員へ復帰している女性は2.6%しかおらず、非典型労働を継続している女性も9.6%で、87.8%は退職して無職者となっている。正規職員から非典型労働に移行した女性は、結婚・出産を経てほとんどが就業中断し、無職となっている。

学卒後に非典型労働についての女性のうち、結婚前までに正規職員となった「正規転職グループ」の女性は、もっとも就業継続率が高く、無職化率が低い。正規職のまま29.3%が就業継続しており、結婚前に正規職員を続けた女性より継続確率は高い。

非典型労働グループは、非典型転職グループと同程度の85.3%の女性が就業中断をしている。

この結果から、①結婚前までに非典型労働に移行したり、学卒後から結婚前まで非典型労働を継続したりしているグループでは、就業継続率が非常に低い、②結婚前に正規職員であるグループでは就業確率が他と比べ高い、③学卒直後に非典型労働者でも、その後正規職員へ移行した女性は典型労働グループより継続率が高い、④非典型労働から典型労働（正規職）へと移行するケースはまれである、ということが指摘できる。

3. 就業中断と結婚前の就業パターン

クロス集計で見いだされた結婚前の就業パターン分析では、結婚前に非典型労働についていた女性の高い無職化傾向が見出された。そこで、結婚前就業パターンを含めたどのような属性の女性が、結婚と第1子出産に際して無職となりやすいのか統計的に確かめるため、ロジスティック回帰分析を試みた。分析に用いるサンプルは、結婚前（現在の結婚を

表8 学卒直後から第1子1歳時までの女性の就業パターン：有子女性

各時点の従業上の地位組合せ			割合(%)	(標本数)
学卒直後	結婚決意時	第1子1歳時		
典型労働グループ				
正規職員	正規職員	正規職員	21.8	(679)
正規職員	正規職員	非典型労働	3.4	(105)
正規職員	正規職員	無職	74.8	(2,324)
典型労働グループ総数			100.0	(3,108)
非典型転職グループ				
正規職員	非典型労働	正規職員	2.6	(11)
正規職員	非典型労働	非典型労働	9.6	(41)
正規職員	非典型労働	無職	87.8	(374)
非典型転職グループ総数			100.0	(426)
正規転職グループ				
非典型労働	正規職員	正規職員	29.3	(39)
非典型労働	正規職員	非典型労働	5.3	(7)
非典型労働	正規職員	無職	65.4	(87)
正規転職グループ総数			100.0	(133)
非典型労働グループ				
非典型労働	非典型労働	正規職員	2.6	(5)
非典型労働	非典型労働	非典型労働	12.1	(23)
非典型労働	非典型労働	無職	85.3	(162)
非典型労働グループ総数			100.0	(190)
総計(集計対象サンプル数)				(3,857)

注) 初婚どうしの夫婦で、1974年以前生まれの妻について。

決めたとき)に正規職員か非典型労働者であり、結婚後(第1子の妊娠がわかったとき)と第1子1歳時には正規職員・非典型労働者・無職者のどれかであった女性である。無職の女性を1, それ以外を0とする2値変数を従属変数として推定した。説明変数は、結婚前就業パターン、妻と夫の学歴、結婚年齢である。また、出生年別にも推定を行って世代ごとの差異も探った。

表9は結婚退職に関するロジスティック回帰分析の結果である。オッズ比とその有意水準が示してある。結婚前就業パターンでは、学卒直後に正規職員で、その後に非典型労働者となった非典型転職グループの女性について無職化のオッズ比が有意に高い。非典型労働グループも総数では1%水準で有意であり、このグループの女性も結婚に際し無職となる確率が高いことを示している。また、正規転職グループの女性は、コーホート別では有意となっていない世代もあるが、総数では無職となる確率が低い。

学歴は、妻の場合、大卒であると無職化する確率が有意に低い。夫の場合は反対で、学歴が高いと妻が無職化する確率は高い。妻の学歴では、全体的に高学歴ほど無職化のオッズ比は小さくなっている。

結婚年齢は、総数でみたときに10%水準で有意である。結婚年齢が高いほど、無職となる確率は低くなる。

次に、出産退職に関するロジスティック回帰分析の結果は表10に示されている。結婚前就業パターンのオッズ比は、特に非典型転職グループで有意になっている。総数では非典型労働グループも無職化の確率を有意に高める結果が出ており、非典型労働の経験が無職化の確率を押し上げることがわかる。

表9 結婚退職に関するロジスティック回帰分析

説明変数	総数	出生年				
		1952～54年	1955～59年	1960～64年	1965～69年	1970～74年
典型労働グループ	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)
非典型転職グループ	2.6677 **	1.9142	2.4424 **	3.0720 **	2.5883 **	3.2610 **
正規転職・グループ	0.6720 *	0.4000	0.4414 *	0.4331 *	1.2524	1.2084
非典型労働グループ	2.1639 **	4.6107	1.3469	3.7708 *	1.7895	2.5276 *
妻学歴(高校)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)
妻学歴(専修)	0.5931 **	2.3632	0.5758 *	0.3311 **	0.5595 *	0.8960
妻学歴(短大)	0.7441 **	0.8436	0.7615	0.4657 **	0.7286	1.2397
妻学歴(大学)	0.3240 **	0.4559 +	0.4691 **	0.2218 **	0.2270 **	0.4098 *
夫学歴(中学校)	0.9506	1.5868	0.8792	0.8016	1.1102	0.7575
夫学歴(高校)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)
夫学歴(専修)	1.3287	0.5410	1.6542	2.4879 *	1.6969	0.8661
夫学歴(短大)	1.3216	1.2154	0.8755	1.6291	1.6593	1.6780
夫学歴(大学)	1.7523 **	1.3323	1.4250 +	2.1559 **	1.7770 **	2.4906 **
結婚年齢	0.9759 +	0.9570	0.9659	0.9889	0.9772	0.9805
定数	5.5579 **	8.0965 *	6.8680 **	5.2259 *	5.7832 *	3.6324
Chi-Square	146.505 **	16.888	29.540 **	69.671 **	51.213 **	35.766 **
自由度	12	12	12	12	12	12
標本数	3611	396	835	914	879	587

注：初婚どうしの夫婦について。有意水準は **<0.01, *<0.05, +<0.1。

表10 出産退職に関するロジスティック回帰分析

説明変数	総数	出生年				
		1952～54年	1955～59年	1960～64年	1965～69年	1970～74年
典型労働グループ	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)
非典型転職グループ	2.6807 **	1.7297	2.2498 *	2.5405 *	2.9858 **	3.5361 **
正規転職グループ	0.7358	0.4852	0.5454	0.3424 *	1.5749	1.2006
非典型労働グループ	2.1854 **	3.7268	1.4568	4.1314 *	2.1015	2.2581
妻学歴（高校）	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)
妻学歴（専修）	0.6771 **	3.0029	0.6442	0.4155 **	0.6783 +	0.8009
妻学歴（短大）	0.7000 **	0.6995	0.7202	0.4588 **	0.6426 **	1.2054
妻学歴（大学）	0.3293 **	0.4420	0.4740 *	0.2766 **	0.1899	0.3626 *
夫学歴（中学校）	0.9465	1.7448	0.8923	0.8608	0.8242	0.9221
夫学歴（高校）	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)
夫学歴（専修）	1.5086 *	0.5359	1.6243	3.2023 *	1.6122	1.0903
夫学歴（短大）	1.1449	0.7143	0.5836	1.9652	1.3653	1.4282
夫学歴（大学）	1.5021 **	1.0725	1.0770	2.0768 **	1.7307 *	1.8978 *
結婚年齢	0.9650 *	0.9431	0.9501 +	0.9882	0.9511	0.9821
定数	4.1971 **	6.1435	5.6469 *	2.7778	6.5841 *	2.4095
Chi-Square	115.602 **	18.381	23.570 *	50.396 **	50.611 **	28.815
自由度	12	12	12	12	12	12
標本数	2261	223	507	569	557	405

注：初婚どうしの夫婦について、有意水準は **<0.01, *<0.05, +<0.1.

学歴の効果は、妻の学歴では、総数でみると専修学校卒や大卒の女性で無職化のオッズ比が低い。また、夫の学歴では、夫が大卒である場合にその妻が退職する確率が高い結果となっている。

結婚年齢は、高いほど出産退職の確率を低めることが示されている。

以上の分析から、非典型労働者の場合は結婚・出産時に退職して無職となりやすいことが確認された。学卒直後は正規職員だったが、その後に非典型労働者へ移行した女性については、本人と夫の学歴や結婚年齢をコントロールしても、有意に無職となる確率が高い。また、非典型労働から正規職員に移行した女性は、学歴等をコントロールしても、特に結婚時に退職する確率が低い。

4. 結婚前就業パターンと出生行動

結婚前就業パターン別に、それぞれのカテゴリ総数に対する無子女性の割合を示したのが表11である。これをみると、正規転職グループで無子割合が著しく高いのが分かる。また、図4でわかるように、結婚前就業パターンによって平均初婚年齢も異なり、正規転職グループは結婚年齢がもっとも高い。このグループは、子どもを持っても就業継続率が他より高めであるが、無子割合も高く、結婚の遅さが出産の遅れを引き起こしているのかもしれない。

その他のカテゴリでは、結婚前に非典型労働者となっている非典型転職グループ、および非典型労働グループで、無子割合が典型労働グループより高い傾向がある。このうち、正規労働者から非典型労働者へ移行した女性は、正規転職グループに次いで平均初婚年齢も高い。

表11 結婚前就業パターン別にみた、調査時点無子の女性の割合

各時点の従業上の地位組合せ			割合(%)	(標本数)	(総数)
学卒直後	結婚決意時	現在			
正規職員	正規職員	無子	11.3	(394)	(3,502)
正規職員	非典型労働	無子	15.3	(77)	(503)
非典型労働	正規職員	無子	25.7	(46)	(179)
非典型労働	非典型労働	無子	14.4	(32)	(222)

注) 初婚どうしの夫婦で、1974年以前生れの妻について。

図4 結婚前の就業パターン別にみた、平均初婚年齢

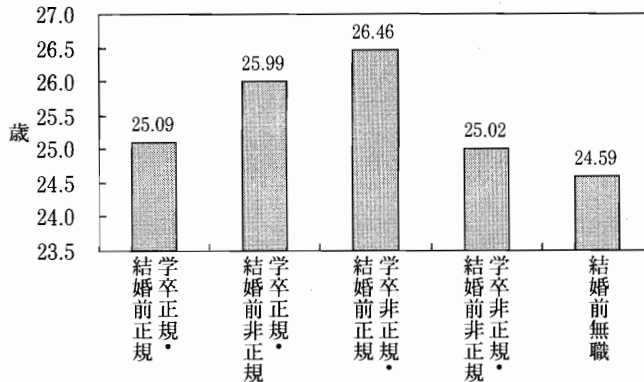


図5、6は、結婚前就業パターン別にみた平均予定子ども数と予定子ども数分布である。正規就業を続けた典型労働グループは、平均予定子ども数が2.11人で、予定子ども数2人と答える女性が多めで、全体として平均的な分布を有している。

典型労働グループを基準として比較すると、予定子ども数の平均値が多めで高いのは結婚前無職グループで、2.18人である。予定子ども数分布でも、無子や1人希望者が多めで低い一方、4人以上希望者が5%近くいる。このグループには大企業・事務職だった女性が多く含まれており、夫の収入が高めで、家庭志向の強い層とみられる。

多めで平均値が低いのは非典型労働を続けていた層の女性である。平均値の低さは、子どもをいらないとする女性が多いのではなく、子ども1人を予定している女性が他と比べて多い結果である。

同じ学卒直後非典型労働者でも、その後正規職員になった正規転職グループの場合、予定子ども数3人を希望する女性が多い一方で、予定子ども数1人と回答する女性も非典型労働グループに次いで多い。仕事志向が強く少子を選んでいる女性と、仕事と家庭の両方に積極的な女性が両方含まれているようである。この層は、調査時点で無子である女性が多く、子どもを持つことを先延ばしにしている様子がうかがえる。

非典型転職グループは、割合は小さいが無子を予定する女性が5グループの中で最も多い。

図5 結婚前就業パターン別にみた、平均予定子ども数

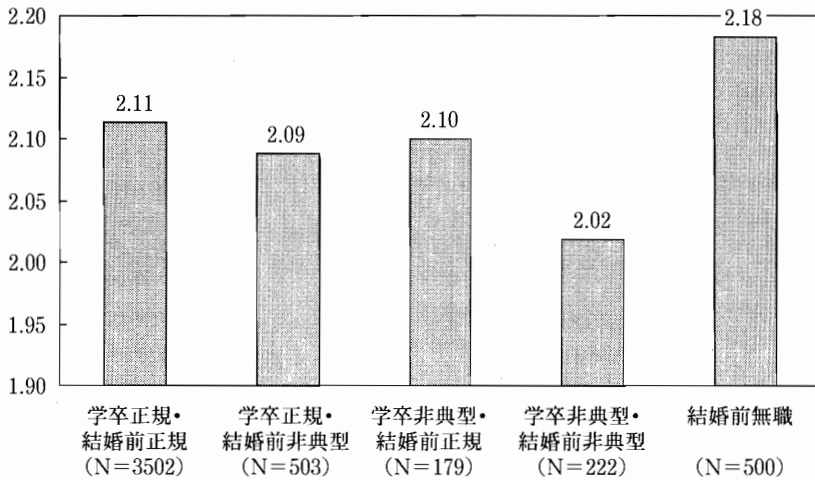
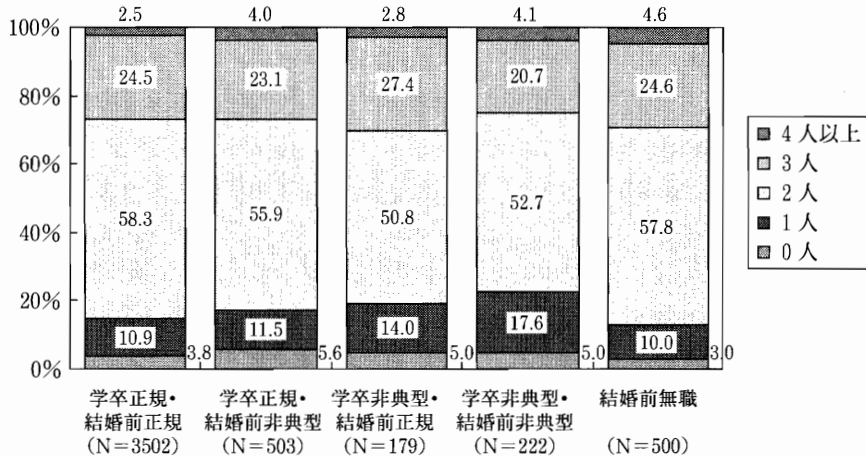


図6 結婚前就業パターン別にみた、予定子ども数分布



V. まとめ

日本における出生率低下の要因研究において、女性の就業行動と少子化の関連は大きなテーマの1つである。正規就業の継続困難、退職後の再就職の困難、税や社会保険における所得抑制誘導的な制度の存在、子どもが小さいうちは母親業に専念したい・するべきという希望や価値観が根強いこと等により、本稿で見たように結婚・出産に伴って就業を中断する女性は多い。正規職員で7割、非典型労働者で8割が中断という現状では、多くの女性がそのために莫大な機会費用を被っている状況であるといえる。その現実が、結婚や出産をためらわせる原因の一つとなっているということは、しばしば指摘されてきた。

機会費用の大きさは、女性の就業の継続・中断パターンがどのようなものであるかによるが、本稿では、近年労働市場において大きな問題となりつつある非典型労働の広がり注目し、学卒直後から結婚前までの就業パターン別に、非典型労働の経験が女性の就業継続率に与える影響、および女性の結婚前就業パターンが出生行動に与える影響について考察した。

出生動向基本調査・夫婦調査の個票データを用いて、学卒直後から結婚を決めるまでの就業の継続・中断状況について観察したところ、結婚前までに、学卒直後の就業形態から他の形態へ異動している女性が多いことが分かった。そこで、典型労働と非典型労働の間の異動パターン別にその後の就業行動を観察したところ、たとえ学卒直後に正規職員であっても、結婚前までに非典型労働につく女性は、結婚まで正規職を続けた女性よりかなり無職化しやすいことが見出された。このグループは、学卒直後からずっと非典型労働につく女性より結婚・出産退職をする確率が高い。反対に、非典型労働者から正規職員になった女性は、正規職員をずっと続けている女性よりも就業継続率が高かった。

結婚前就業パターン別に子どもの有無と出生意欲について分析してみると、非典型労働者から典型労働者となった正規転職グループで無子割合が突出して高かった。しかし、予定子ども数の平均値は典型労働グループとほとんど変わらず、子どもを持つことを遅らせている傾向がうかがえる。非典型労働を続けていた女性のグループでは、調査時点での子どもの有無ではそれほど他と違いはないが、平均予定子ども数の値が小さく、出生意欲は低い傾向にあった。これは、子ども1人を予定している妻が多いことによる。

一方、正規就業を続ける妻は、子どもの有無割合や出生意欲はかえって他の女性群より高めであった。先行研究により、正規就業を継続している女性は、辞めた女性と比べてもともと育児資源を多く持っている傾向にあることが分かっており、これに加えて、機会費用をほとんど被らず、共働きで経済的に余裕のある世帯が多いことが予定子ども数平均値を高めた原因であると考えられる。

典型労働に就く女性は、非典型労働につく女性より就業継続率が高く、出生意欲も決して低くない。典型労働者の就業継続率は少しずつであるが、諸制度の支援を受けて上昇しつつある。しかし、近年、女性のなかで無職化しやすい非典型労働者の割合が上昇していることで女性全体の就業継続率の上昇は阻まれている。それはつまり結婚・出産の機会費用の低減を阻んでいるということになる。非典型労働から典型労働へ移る経路が狭く、不安定かつ低賃金の傾向が強い非典型労働を続ける未婚女性の増加は、就業継続率の上昇の障害となるだけでなく、少子化を促進する要因になっているといえるだろう。

仕事と家庭の二重負担を軽減する方策として、時間集約的な育児が必要な期間におけるパート等の非典型労働の活用は有効な手だての一つである。しかし、現在の日本では、雇用の安定はあるが長時間労働や転勤に応じなくてはならない正規職か、時間はある程度自由になるが雇用が不安定で、賃金が低い非典型労働かという2つの選択肢しかない。しかも、本稿の集計結果で見られたように、双方向に労働者の移動があるわけではなく、正規職から非典型労働へというほぼ一方的な流れとなっている。典型労働者と、パートタイマー

など非典型労働者の均衡処遇を確保して格差を是正し、さらに、時間集約的な育児が必要な期間だけ非典型労働へ転換するというタイプの働き方が可能になれば、非典型労働という就業形態は必ずしも少子化を促進する要因ではなくなるだろう。これにより非典型労働者の経済状態が改善され、就業継続率が高まれば、少子化傾向の是正という積極的な意味さえ持ちうるだろう。

また、本稿でみられたように、結婚前に非典型労働者だった女性の退職率が高く、出生意欲が低めであること、反対に正規職の女性の継続率は高く、出生意欲も高いことを考えると、若年者への就業支援も、今後ますます重要な課題になるだろう。

参考文献

- 古郡 頼子 (1997) 『非正規労働の経済分析』東洋経済新報社。
- 樋口 美雄 (2000) 「パネルデータによる女性の結婚・出産・就業の動学分析」岡田章・神谷和也・黒田昌裕・伴金美編『現代経済学の潮流2000』東洋経済新報社。
- Hugh, Davies, Heather Joshi, and Romana Peronaci(2000) "Forgone income and motherhood: What do recent British data tell us?", *Population Studies*, 54:3, pp.293-305.
- 井口 泰・西村 智 (2002) 「国際比較から見た雇用システムと少子化問題：効果的なポリシー・ミックスを求めて」国立社会保障・人口問題研究所編『少子社会の子育て支援』東京大学出版会。
- 今田 幸子 (1996) 「女子労働と就業継続」『日本労働研究雑誌』No.433, 37-48頁。
- 岩澤 美帆 (2004) 「妻の就業と出生行動：1970年～2002年結婚コーホートの分析」『人口問題研究』第60巻第1号, pp.50-69.
- Joshi, Heather(1990) "The cash opportunity costs of childbearing: An approach to estimation using British data", *Population Studies*, 44:1, pp.41-60.
- Joshi, Heather(1998) "The opportunity costs of childbearing: More than mothers' business", *Journal of Population Economics*, 11:2, pp.161-183.
- 権 丈英子 (2001) 「離職コストが第1子出産タイミングに与える影響」『季刊家計経済研究』第50号, pp.50-55.
- 国立社会保障・人口問題研究所編 (2004) 『わが国夫婦の結婚過程と出生力：第12回出生動向基本調査』厚生統計協会。
- 黒澤 昌子・玄田 有史 (2001) 「学校から職場へ：「七・五・三転職」の背景」『日本労働研究雑誌』490号, pp.4-18.
- 丸山 桂, 2001 「女性労働者の活用と出産時の就業継続の要因分析」『人口問題研究』第57巻第2号, pp.3-18.
- 宮本 みち子・岩上 真珠・山田 昌弘 (1997) 『未婚化社会の親子関係：お金と愛情にみる家族のゆくえ』有斐閣選書。
- 宮本 みち子 (2000) 「晩婚・非婚世代の直面するもの：“パラサイト・シングル”の隘路」『家計経済研究』第47号, 家計経済研究所, pp.28-35.
- 守泉 理恵 (2004) 「「予定子ども数」は出生力予測に有用か？：予定子ども数に関する意識の安定性とその構造について」『人口問題研究』第60巻第2号, pp.32-52.
- 永瀬 伸子 (1999) 「少子化の要因：就業環境か価値観の変化か：既婚者の就業形態選択と出産時期の選択」『人口問題研究』第55巻第2号, pp.1-18.
- 永瀬 伸子 (2002) 「若年層の雇用の非正規化と結婚行動」『人口問題研究』第58巻第2号, pp.22-35.
- 永瀬 伸子 (2003) 『育児休業制度に関する調査研究報告書：「女性の仕事と家庭生活に関する研究調査」結果を中心に』調査研究報告書No.157, 日本労働研究機構。
- 永瀬 伸子 (2004) 「非典型的雇用者に対する社会的保護の現状と課題」『季刊社会保障研究』第40巻第2号, pp.116-126.
- 内閣府 (2003) 『平成15年度年次経済財政報告』。

- Nishimura Tomo(2000) "The married women's foregone earnings: Comparative study France-Japan",
Workshop on policy measures concerning low fertility in France and Japan, IPSS Study Series 2000.1.
- 労働政策研究・研修機構 (2005)『若年就業支援の現状と課題：イギリスにおける支援の展開と日本の若者の実態分析から』労働政策研究報告書No.35.
- 酒井 正・樋口美雄 (2005)「フリーターのその後：就業・所得・結婚・出産」『日本労働研究雑誌』No.535, pp.29-41.
- 佐藤博樹 (2002)「非典型労働に従事する人びと」岩井紀子・佐藤博樹編『日本人の姿：JGSS にみる意識と行動』有斐閣選書.
- 仙田幸子・樋口美雄 (2000)「妻の職種別にみた子どもを持つことの経済的コストの違い」『人口問題研究』第56巻第4号, pp.19-37.
- 仙田幸子 (2002)「既婚女性の就業継続と育児資源の関係：職種と出生コーホートを手がかりにして」『人口問題研究』第58巻第2号, pp.2-21.
- 新谷由里子 (1998)「結婚・出産期の女性の就業とその規定要因：1980年代以降の出生行動の変化との関連より」『人口問題研究』第54巻第4号, pp.46-62.
- 新谷由里子 (2000)「出生力に対する公務員的就業環境効果の分析」高橋重郷編『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究：平成11年度報告書』pp.168-184.
- 富田安信 (1998)「女性の就業意識と就業選択：結婚・出産・育児に直面して」『JIL リサーチ』No.35, pp.4-9.

The Spread in Atypical Employment and Declining Birthrate

Rie MORIIZUMI

The purpose of this study is to examine whether employment patterns before marriage influence women's' post-marriage employment continuation rate and fertility behavior. The data used is employment history from the time immediately following school graduation to the present that is included in the 12th National Fertility Survey conducted by the Institute of Population and Social Security Research in 2002.

This paper noted that in the period from school graduation to just before marriage employment patterns have changed for a number of women. In particular, the number of young women who shift from permanent full-time employee status to atypical employment or who continue atypical employment right the way from school graduation is increasing. Based on such shifts in pre-marriage employment patterns, the survey observed employment patterns after marriage. Women who had switched to atypical employment prior to marriage, even if they had been permanent full-time employees immediately following school graduation, were more likely to face unemployment than those who had remained permanent full-time employees up to marriage or had continued in atypical employment. By contrast, those who had switched from atypical employment to permanent full-time employment before marriage were more likely to remain in employment after marriage than those who had remained permanent full-time workers all along.

The report next analyzed trends in the existence of or desire for children based on the pre-marriage employment pattern. Among the group of women who shifted from atypical employment to permanent full-time employment, the rate of childlessness was high. However, these women may have simply delayed child bearing since their average intended number of children is hardly different from that of a typical worker group. The women who had remained in atypical employment right from school graduation planned a small number of children on average.

The increase in atypical workers poses an obstacle to the rise in womens' overall employment continuation rate after marriage. Moreover, under present conditions where there are limited opportunities to shift from atypical to conventional employment, the increase in unmarried women who remain in atypical employment reduces child-bearing plans for women as a whole, and is in danger of becoming a serious factor which causes a decrease in the birthrate.

特集：少子化の新局面とその背景

親の教育費負担意識と少子化

新 谷 由 里 子

本稿は、少子化の背景要因の一つである「教育費の負担」の実態をより詳細に把握するため、有配偶女性の子育てにおける教育費の負担意識が近年どのように変化しているのか、また、本人の社会経済的属性や教育投資の意識、子どもへの進学期待、学歴観によって教育費の負担意識が異なるのかについて、主として妻の出生年別の比較および諸変数との関連を少子化に関するマイクロデータの分析を通して明らかにした。近年における教育費の負担意識の動向は、1970年以降生まれの若い世代ほど、負担を認識する者の割合が高く、またこの年代では予定数を0人、1人としている場合においてもその割合が高くなる傾向がみられた。社会経済的属性、地域別にみた負担ありの割合の変化では、夫妻の学歴、世帯収入、妻の従業上の地位などのカテゴリーにおいて負担割合の変化に違いが見出された。子どもへの進学期待の傾向については、全体の7、8割が子どもに高等教育以上を受けさせたいと考え、またその経済的費用の大部分を親が負担するという意識が強い。また、出生との関連では、現在子ども数が1人、予定子ども数が2人のところで進学期待が低下する傾向がみられ、出生意欲と進学期待がトレードオフの関係にあることが推察される。教育費が負担であるとする者は、いかなる属性傾向がみられるのかロジスティック回帰分析をおこなった結果、負担ありの可能性を高める変数として有意性が確認されたものは、1965年以降生まれ、世帯年収400万以上700万以下の層、妻の従業上の地位がパート・アルバイト・派遣であり、現在子ども数が多く、予定子ども数が2人以上、子どもへの進学期待が高い、学歴の効用を肯定しているということであった。

今後、子育てにおける教育費の負担は、ますます子どもを持ちにくくする要因としてクローズアップされるのではないだろうか。「大学全入時代」を前提とした学歴社会における子育てを、社会全体でどのようにサポートできるかが最重要課題となるであろう。

I. はじめに

1. 研究の背景

現代の親にとって子育てにおける教育費の負担の問題は、「子どもを持つ持たない」の選択にはじまり、「子どもをいつ、何人持つか」といった出産の選択やそのタイミング、また子ども数の決定において大きな影響をもつとされている¹⁾。2002年に実施された「第12回出生動向基本調査」(国立社会保障・人口問題研究所 2003)では、理想の子ども数より予定の子ども数が少ない理由として、「子育てや教育にお金がかかりすぎるから」を選択する割合が最も高く、特に若い世代の親の7~8割が子どもの教育費の負担を認識している。わが国は、諸外国と比べ教育における公的負担率が低いとされ²⁾、高学歴社会を背

1) 教育費と出生行動の関連を分析したものには、大淵(1988)、松浦・滋野(1996)、山本(2002)などがあるが、いずれも教育費の増大が子どもの数に負の影響を与えているという結論を得ている。

2) 学校教育費の対GDP比(塾、家庭教師などの学校教育以外の費用は含まれていないので、教育費の総てではない)の国際比較によると、対象国27カ国のうち日本は第23位と学校教育費の対GDP比の水準は低い。ただし、私的負担の比率は対GDP比で1.2%と第4位となっており、低くはない。(資料：総務省統計研修所(2005))

景に家計に占める子育てコスト³⁾の負担は近年ますます重くなっている。(財)こども未来財団「子育てコストに関する調査研究報告書」(1999)によると、子どもを幼稚園から大学まで進学させた場合の子育てにかかる費用は、全て公立校に通わせるコースで2113万円、全て私立校のコースでは2421万円と試算がなされている。また、とくに子どもが生まれる30代前半と、大学に進学する40代後半における時期の経済的負担は非常に重く、妻が専業主婦で夫が平均的な男子労働者である場合、子ども2人が大学に進学する時期の子育てにかかる費用は、可処分所得とほぼ同程度であるという推計もなされている。((財)こども未来財団(1999, 2003))

近年の教育費の高騰については、内閣府(2003)より家庭が負担する学校教育費と学校外活動費をあわせた費用の推移から、大学まで公立校に通わせるコースでは、1982年の648万9000円から2000年の1163万円に、私立に通わせるコースでも901万円から1595万4000円へと、ともに約8割の増加となっており、同じ時期の家計支出(月額)は25%しか増加していないことと比べ、子育てにかかる費用の支出割合が相対的に増加していることが指摘されている(内閣府 2003)。また、「全国消費実態調査」のミクロデータを用いて分析した永瀬・長町(2002)の結果からも、1984年から1994年の10年間の家計における教育費の負担は、実質で大きく高まっていることが明らかとなっており、その理由としては学習塾や私学に通わせるための負担増大があるという。

わが国におけるこのような強い教育費負担意識の背景には、高度経済成長期以降に大衆化し浸透した学歴社会の存在がある(荻谷 1995)。この時期からの進学率の変化をみると、1960年代に高校への進学率は急上昇し、70年代半ばには男女ともに90%を越え、2003年には96.1%となっている。また、大学、短期大学をあわせた高等教育進学率も60年代から70年代にかけて大きく上昇し2003年には男子が49.6%、女子が48.3%にまで達している(文部科学統計要覧 2004)

戦後、経済の成長やそれに伴う産業構造の変化があり、ホワイトカラーなどの雇用条件の良い近代部門はその選抜基準を学歴においたため、学歴が高い人ほど高い社会的地位の仕事につくことができ、収入も多く、生涯賃金に大きな格差が生まれるという認識が浸透した。結果、学業成績による選抜が激化し、教育熱が高まってきたとされる。

荒牧(2000)によると、すでに1960年代後半には職業層によらず、過半数の親が子どもに大学教育を期待するようになったと指摘しており、それぞれの親は学校を通して子どもの人生設計を計り、親の行動や態度をも家族の教育資源に含める認識が戦後世代に受け入れられていった(近藤 2000)。さらに、1980年代以降になると高学歴化だけでなく、特定の有名大学をねらう受験競争も激化し、高等学校、私立中学校、私立小学校へと受験競争の低年齢化が進んだ。子どもの数より質の向上にお金をかけるようになり、その結果家計における教育支出はますます増加し、その比重も高まっていったとされる(守泉 2005)。

前述したように、近年注目される少子化の背景として、教育費の負担の問題は最も大き

3) なお、ここにおける「子育てコスト」の概念は、子どもの養育・教育にかかる諸費用といった直接費のことを意味しており、妻の機会費用などの間接費は含まれていない。

なものの一つである。にもかかわらず少子化対策として効果的な施策が打ちだされているといったイメージはあまりない。2004年の7月、総務省が発表した「少子化対策に関する政策評価」では、新エンゼルプランの政策効果のうち、「子育てそのものの負担感」については、「主に子育てにかかる経済的な負担感が増大しているために必ずしも緩和されているとはいえない」と評価している（内閣府 2004）。また、住民アンケートにより新エンゼルプランにあげられている各施策に対して相対的に特に充実が望まれる分野についても、「教育にともなう経済的負担の軽減」が最も多い結果となっている。今後、より効果的な少子化対策を検討する上においても、多数の人々が認識する「教育費の負担感」とはどのような意識であり、とくにどのような特性を持つ集団において強く認識され、それらはどのように変化しているのか、学歴社会といった社会的な背景も含めて精緻に検討することが必要であると思われる。

本稿では少子化の背景要因の一つである教育費の負担意識をより詳細に把握するため、有配偶女性の子育てにおける教育費の負担意識が近年どのように変化しているのか、また、本人の社会経済的屬性や教育投資の意識、学歴観によって教育費の負担意識が異なるのかについて、主として妻の出生年別の比較および諸変数との関連を少子化に関するマイクロデータの分析を通して明らかにしていく。

2. 使用したデータ

分析に使用したのは、「少子化に関する自治体調査」⁴⁾から得られた個票データで、2002年12月より2005年1月にかけて品川区、栄町、秩父市、多治見市、八王子市、秦野市の6つの自治体において実施されたものである。対象者は、各自治体在住の20歳から49歳の既婚女性で、サンプリングは、自治体ごとの住民基本台帳を基に、系統抽出法を用いて無作為に抽出した。調査の実施状況、回収率などに関しては、表1に示したとおりである。な

表1 「少子化に関する自治体調査」実施の概要

	東京品川区	千葉県印旛郡栄町	埼玉県秩父市	岐阜県多治見市	東京都八王子市	神奈川県秦野市
人口規模	330,236 (2004年)	25,150 (2004年)	59,871 (2003年)	105,877 (2003年)	529,823 (2003年)	168,376 (2005年)
合計特殊出生率						
1989～1992年	1.05	1.48	1.77	1.52	1.4	1.52
1993～1997年	0.94	1.24	1.73	1.44	1.27	1.39
1998～2002年	0.92	1.19	1.58	1.3	1.19	1.28
調査時期	2002年12月2日～2003年1月15日	2003年2月25日～3月16日	2003年6月13日～23日	2003年10月31日～11月18日	2003年11月4日～12月23日	2005年1月25日～2月23日
配布数	2000票	498票	1998票	2000票	2000票	2000票
有効回収数(回収率)	657(33.0%)	220(44.2%)	858(42.9%)	756(37.8%)	717(35.9%)	716(35.9%)

4) 「少子化に関する自治体調査」は、「少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究」少子化の見通しに関する一般調査プロジェクトに設置された少子化研究会（2003a, 2003b, 2004a, 2004b, 2004c, 2005）によって実施された。

お国勢調査との比較の結果、対象者の属性等の傾向は、各自治体を代表するサンプルであることが確認されている。

II. 教育費の負担意識とその変化

1. 予定数以上の子どもを待たない理由としての教育費の負担

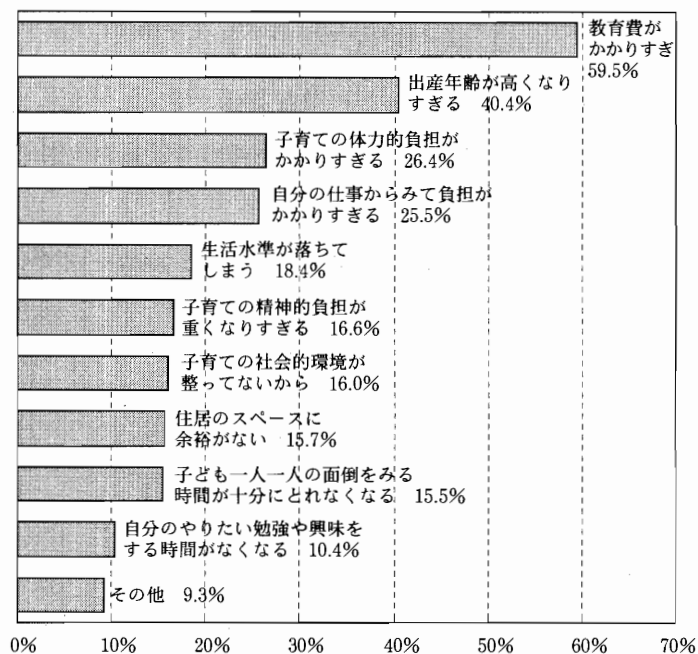
近年、とりわけ1990年以降においては、若い世代の出生力低下が明確に確認されているが（佐々井 2004）⁵⁾、さらに予定子ども数、理想子ども数などの出生意欲も低下傾向にある事が明らかとなっている（国立社会保障・人口問題研究所 2003）⁶⁾。表2は本調査における予定子ども数と理想子ども数を結婚年別に示している。1990年の結婚を境に予定子ども数は2人を割り込み推移していることがわかる。このような低下傾向にある予定子ども数の要因をさぐるため今回は、予定子ども数以上の子どもを持たない理由を複数回答にてたずねている。

図1によると「教育費がかかりすぎ、子ども一人一人に十分お金をかけてあげられなくなるから」（59.5%）が最も高く、次いで「出産年齢が高くなりすぎるから」（40.4%）

表2 結婚コーホート別、予定子ども数の平均、理想子ども数の平均

結婚コーホート	夫婦予定子ども数	妻理想の子ども人数
1984年以前	2.14人	2.61人
1985～1989年	2.05人	2.51人
1990～1995年	1.98人	2.46人
1996～1999年	1.96人	2.34人
2000～2004年	1.98人	2.23人

図1 予定の子ども数より多くの子どもを持たない理由（複数回答）



5) 第12回出生動向基本調査のデータを分析した佐々井は、1960年以降に生まれた妻において、子どものいない期間の長期化による2子目以上の子どもを持つ夫婦割合が急速に低下していること、また、それ以前の世代にみられたキャッチアップの兆候がみられないことから、今後1960年代以降の出生コーホートで完結出生児数の継続的な低下を予想している。

6) 予定子ども数は、第9回出生動向基本調査（1987年）を境に、結婚10年未満の若い夫婦で平均値の縮小傾向が続いており、結婚持続期間0年～4年の夫婦では第12回調査（2002年）で初めて2人を下回った。理想子ども数については、第10回出生動向基本調査以降、結婚0～4年の若い夫婦において平均値に縮小傾向がみられる。（国立社会保障・人口問題研究所2003, p.54）

%)「自分の仕事からみて負担がかかりすぎるから」の順となっており、「あと1人」の子どもをもつ上で教育費の負担が最も意識されていることが分かる。ここでの教育費という意味に関しては、親自身が主観的にとらえているものであり進学にかかる学校教育費、および塾や習い事などの学校外教育費等が含まれていると考えられる。

この結果を出生年別、結婚年別、予定子ども数別、に示した結果が表3、4である。出生年別では1960年代生まれまでは50%代後半で推移しているが、1970～1974年生まれになると6割を超え、1975～1979年には7割弱となっており、若い世代ほど子どもを持つ上で教育費の負担が障害になっていることが分かる。結婚年別では、最近の結婚になるほど教育費の負担を意識するものが増加しており、1984年以前の結婚と、2000～2004年では12%以上の差がみられる。

では予定子ども数の違いではどのような傾向がみられるのだろうか。すべての出生年代において予定子ども数2人とする者のところで最も割合が高くなっている。やはり3人目のハードルは高いということであろうか。また、1970年以降生まれでは予定数を0人、1人としている場合においてもその割合が高くなっており、1970～1974年生まれでは予定子ども数0人とする者の60.5%、1975～1979年では予定子ども数1人の場合の72.7%がそれ以上の子どもをもたない理由として教育費の負担をあげている。

以上のような結果は、「子どもを持たない」あるいは「一人っ子」である最も大きな理由が「教育費が負担である」ことを意味しており、近年さらに進む若い世代での出生力の低下や出生意欲の低下の要因として親の教育費負担の実態により注目しなければならない。

表3 妻の出生年別、予定子ども数別、教育費を負担とする割合

	出生年別				
	1959年以前	1960～1964年	1965～1969年	1970～1974年	1975～1979年
教育費を負担とする割合	54.4%	56.7	56.7	67.3	76.7
予定子ども数別					
0人	31.0%	46.4	54.2	60.5	40.0
1人	27.1	43.2	43.2	54.3	72.7
2人	63.0	57.7	62.3	72.0	77.4
3人	59.4	66.3	54.1	62.3	83.3
4人以上	69.2	69.2	-	-	-

表4 妻の結婚年別、予定子ども数別、教育費を負担とする割合

	結婚年別				
	1984年以前	1985～1989年	1990～1994年	1995～1999年	2000～2004年
教育費を負担とする割合	56.2%	59.0	55.4	62.2	68.9
予定子ども数別					
0人	35.9%	44.4	50.0	48.3	47.1
1人	30.8	39.3	39.1	44.0	63.3
2人	61.6	63.7	59.3	69.6	71.1
3人	60.9	64.6	60.0	60.7	72.5
4人以上	69.2	72.7	-	-	-

2. 社会経済的属性別にみた教育費を負担とする者の割合の変化

若い世代における教育費を負担とする者の増加にはどのような傾向がみられるのだろうか。ここでは妻の学歴、夫の学歴、世帯収入、妻の従業上の地位、夫の職業、予定子ども数、調査地域などの社会経済的変数における教育費の負担割合が、妻の出生年別にどのように異なるのかを概観する（図2から図7）。

まず、妻学歴別（図2）にみると、1960年代出生までは高校卒でもっとも負担割合が高く、短大・高専・専修卒、大学卒以上、中学校卒の順であるが、70年代前半生まれではほとんどその差がなくなり、1975年以降になると大学・大学院卒において教育費の負担を感じているものは80%以上と他の学歴と比較してもその増加が著しい。全体として若い世代の負担意識は高くなっているわけであるが、とくに高学歴の女性においてその傾向が顕著であることがわかる。

夫の学歴の違いでみてみると（図3）、大卒以上の夫を持つ妻はその他の学歴の者と比較して、教育費の負担認識の割合が低い傾向がみられる。この結果は夫の高学歴と収入の間にある正の相関が、妻の教育費の負担を軽減しているのではないかと考えられる。次に、世帯収入段階別の変化の違いに注目してみると（図4）、一部順位が逆転している場合もあるが、総じて収入が高い層においては負担意識の割合が低く、収入が低い層では負担意識が高いといった傾向がみられる。とくに300万～499万の層で、若い世代になるほど急激に教育費の負担意識が高まっていることに注目しなければならないだろう。夫の職業別では（図5）、1960年代生まれで専門・技術職の夫を持つ妻の負担

図2 教育費の負担ありとする者の割合の変化（妻の学歴別）

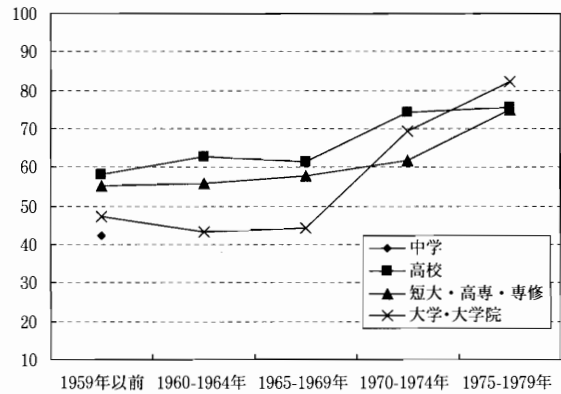


図3 教育費の負担ありとする者の割合の変化（夫の学歴別）

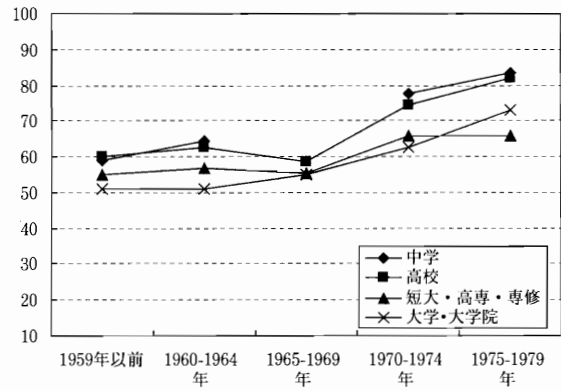
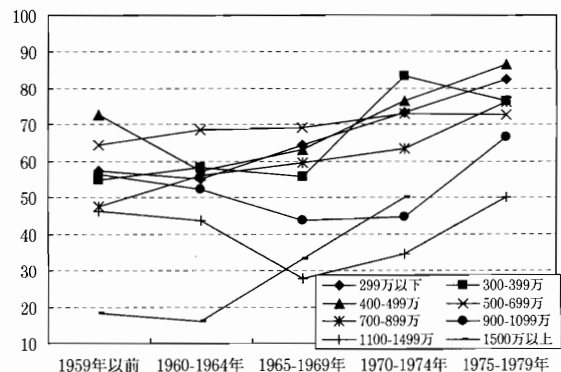


図4 教育費の負担ありとする者の割合の変化（夫の職業別）



意識に割合がやや低くなっているものの、1970年代以降の生まれでは全ての職種において同様に負担意識が高まっており、夫の職種による差はさほど見られない。妻の従業上の地位別(図6)にしてみると、1970年代前半までは妻が公務員の場合、負担意識が低くなっている。一方、パート・派遣・アルバイト、あるいは妻が無職である場合は教育費の負担が強く意識されており他の働き方との差がおおきい。女性の働き方によって教育費の負担意識に大きな差がみられることにも注目しなければならない。最後に、今回の調査地域における教育費の負担意識の違いをみてみたい(図7)。全ての地域において1965年の出生以降は負担意識の割合が上昇しており、とくに秩父市、品川区、八王子市でその上昇が大きい。その中でも最も若い世代の負担意識の割合がもっとも高いのは品川区で80%を超えている。

Ⅲ. 子どもへの進学期待と学歴観

本節では、子どもへの進学期待と親の持つ学歴観についてみていきたい。前節で明らかになった近年における教育費の負担意識の強まりは、学歴社会を背景とする高学歴志向や学歴観の変化と関連があるのではないかとと思われる。先行研究からは、子どもへの高学歴志向が本人自身の学歴や職業に関連していること(本田(沖津)1998)、学歴を媒介とした社会的上昇移動の構造をどのように認識しているのかで高学歴志向が異なること(中村1998)などが明らかとなっている。以下、本調査で明らかとなった進学期待の男女差、社会経済的属別の傾向、また進学期待に影響を及ぼすであろう学歴観の分布を確認したうえで、進学期待を規定する諸変数の影響を重回帰分析を用いて明らかにする。

図5 教育費の負担ありとする者の割合の変化(世帯収入別)

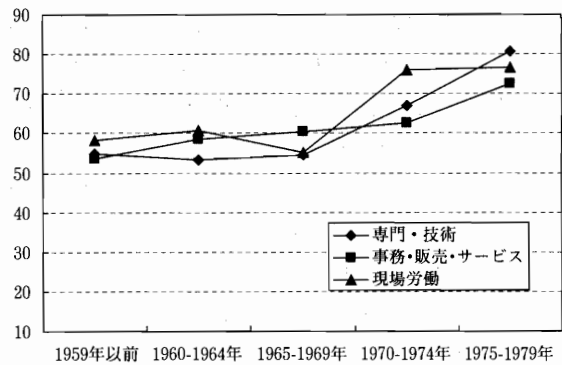


図6 教育費の負担ありとする者の割合の変化(妻の従業上の地位別)

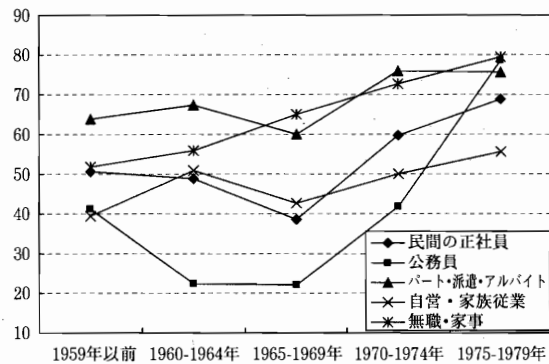
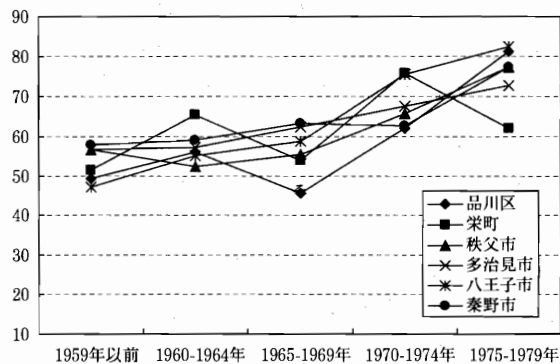


図7 教育費の負担ありとする者の割合の変化(調査地域別)



1. 子どもへの進学期待とその傾向

本調査では長子が男子の場合と女子の場合（子どもがいない場合はいる場合を想定して回答する）について、どの学校段階までの進学を希望するかをたずねている。表5によると、義務教育である中学校まででよいとする者は1%にもみならず、ほとんどの親が高校以上の学歴を期待している。男子の

表5 子どもへの進学期待

進学期待段階	男の子		女の子	
	割合	標本数	割合	標本数
中学校	0.3%	5	0.4%	6
高校	11.5	181	12.9	201
専修学校	7.5	117	8.1	126
短大・高専	2.2	34	22.1	345
大学	72.3	1133	53.9	842
大学院	6.3	98	2.8	43
総数	100.0	1568	100.0	1563

場合は約7割の親が大学までの進学を希望しており、大学院まで合わせると8割弱が大学以上の学歴を望んでいることがわかる。女の子の場合、大学以上を希望する者の割合が5割強と男子比較して2割程度低くなっており、大学以上の進学において男女差がはっきりと現れている。なお、短期大学・高等専門学校・専修学校などは合わせて2割程度を占めており、女の子の高校以後の教育段階として望まれていることがわかる。このような結果より、次世代においては男女ともに全体の7、8割が高等教育段階まで進学することが予想され、さらなる高学歴化が進むと同時に、高等教育のインフレ、すなわちこれまでみられたような学歴の社会的な効用を期待できなくなり、高等教育の機能の変化、多様化がさらに促されるのではないかと思われる。

次に、このような進学期待の近年の傾向と社会的属性による違いを表6に示している。

妻の出生年別では、1960～1964年の年代でもっとも大学以上の進学期待が高くなっているものの、1965年生まれ以降、若い世代になるほど大学以上の進学期待率が低下していることがわかる。とくに1970年代以降の世代で高等教育への進学期待が低い要因としては、この年代ではまだ結婚していない独身女性の割合が高く、とくに1975年以降生まれの対象者においては高等教育段階まで進学していない者の割合が高いことがその理由として考えられる。なお、ここにおける結果がこの世代全体の特徴を示してはいないことに留意しなければならない。今後この世代の進学期待の傾向が変化する可能性は十分にありうる。では、結婚年別での進学期待の変化はどのように把握されるだろうか。1990～94年の結婚で、大学以上の進学期待を持つものは71.6%と最も多く、それ以降年代においては70%前後とやや低くなっている傾向がみられる。

夫妻の学歴別に進学期待はどのように異なっているのだろうか。夫妻とも学歴が高い場合において子どもへの進学期待が高いという傾向が明確にみられ、その傾向はとくに妻の場合に顕著である。妻が大学卒以上の場合、92.7%が本人と同位かそれ以上の学歴を子どもに期待しており、他の学歴と比較してもその傾向が強いことがわかる。

世帯収入別では、収入が高い層ほど高等教育への進学期待が高くなっており、収入と進学期待の間には正の関連があることがわかる。なお、収入が200万～500万の層においても約半数程度の者が子どもを大学以上に進学させたいという希望を持っており、この層にお

表6 進学期待の属性分布

	期待する進学段階				総数	標本数
	中学校	高校	短大・高専・専修	大学・大学院		
妻出生年						
1959年以前	0.4%	11.1	16.7	71.7	100.0%	1023
1960-1964年生	0.6	7.7	17.3	74.4	100.0	792
1965-1969年生	-	13.3	14.6	72.1	100.0	678
1970-1974年生	0.2	15.3	14.2	70.3	100.0	639
1975-1979年生	0.4	22.4	17.4	59.8	100.0	241
妻結婚年						
1984年以前	0.7	12.5	18.5	68.3	100.0	919
1985-1989年	0.4	20.9	21.5	57.2	100.0	653
1990-1994年	0.4	12.0	16.0	71.6	100.0	668
1995-1999年		14.2	15.1	70.7	100.0	702
2000-2004年	0.2	17.9	12.7	69.2	100.0	442
夫学歴						
中学校	1.4	31.3	31.3	36.1	100.0	144
高校	0.4	20.9	21.5	57.2	100.0	1255
短大・高専・専修	0.7	11.7	24.4	63.2	100.0	410
大学・大学院	0.1	4.0	8.1	87.7	100.0	1534
妻学歴						
中学校	1.3	49.4	31.2	18.2	100.0	77
高校	0.4	20.5	20.2	58.9	100.0	1277
短大・高専・専修	0.3	6.9	16.6	76.3	100.0	1413
大学・大学院	0.2	3.7	3.4	92.7	100.0	587
世帯収入						
299万以下	2.3	30.0	24.6	43.1	100.0	130
300-399万	0.9	25.5	21.3	52.3	100.0	216
400-499万	0.6	24.4	23.0	52.0	100.0	352
500-699万	-	12.5	17.7	69.9	100.0	787
700-899万	-	8.6	17.2	74.1	100.0	673
900-1099万	0.3	5.6	10.2	83.9	100.0	677
1100-1499万	0.4	7.5	8.3	83.8	100.0	240
1500万以上	1.1	4.6	4.6	89.7	100.0	87
地域					100.0	
品川区	0.6	7.7	8.9	82.9	100.0	531
栄町	0.3	17.5	22.3	59.9	100.0	194
秩父市	0.3	14.6	17.7	67.4	100.0	776
多治見市	0.3	14.6	17.7	67.4	100.0	672
八王子市	0.5	10.0	11.9	77.6	100.0	620
秦野市	0.2	10.6	16.3	73.0	100.0	615

いて教育費の負担がより強く認識されている可能性が高い。また地域別では、品川区において高等教育の進学期待が最も高く（82.9%）、次いで八王子市、秦野市の順になっている。なお、栄町では大学以上の希望が6割弱と全体の平均を下回っていることがわかる。

2. 大学の学費負担意識

次に学費の負担意識についてみてみよう（表7）。今回の調査では、大学以上に進学させたいと希望している親に、大学の学費についてどのように考えているかをたずねている。結果、男の子の場合、79.1%の親が「全額負担する」と考えており、「一部負担する」は18.6%と2割にみえない。また、「本人に全額負担させる」とする親も2～3%いること

表7 大学の学費負担（世帯収入別）

	学費負担について				標本数
	親が全額負担する	本人に全額負担させる	その他	総数	
男の子	79.1%	18.6	2.3	100.0	220
世帯収入					
299万以下	75.0%	25.0	0.0	100.0	4
300-399万	72.7	18.2	9.1	100.0	11
400-499万	55.6	44.4	-	100.0	9
500-699万	71.7	26.1	2.2	100.0	46
700-899万	83.3	14.6	2.1	100.0	48
900-1099万	88.3	10.0	1.7	100.0	60
1100-1499万	73.1	23.1	3.8	100.0	26
1500万以上	81.3	18.8	-	100.0	16
女の子	84.1%	13.0	2.9	100.0	208
世帯収入					
299万以下	75.0%	-	25.0	100.0	4
300-399万	91.7	8.3	-	100.0	12
400-499万	73.3	26.7	-	100.0	15
500-699万	85.7	14.3	-	100.0	49
700-899万	87.9	12.1	-	100.0	33
900-1099万	78.8	13.6	7.6	100.0	66
1100-1499万	91.7	8.3	-	100.0	24
1500万以上	100.0	-	-	100.0	5

注：大学まで進学を希望している夫婦について。

がわかる。他方、女の子の場合、「全額負担」は84.1%であり、男の子の場合よりも少し高くなっている。この結果を収入段階別に見てみると、年収が400万円台の層で、「一部負担する」と考える割合が高くなっており、男の子では4割強、女の子でも3割弱の親が、大学費用の部分負担を考えていることがわかる。ここで注目されるのは、年収が200万～300万円台の層で、親の「全額負担」意識がやや高くなっていることであり、その傾向はとくに女の子を持つ親に強い。全体の傾向としては、大学の学費は親が全額負担するという意識を持つ者が8割と多数を占めており、わが国において子どもに高等教育までの進学を望む場合は、同時にその経済的な負担を親自身が負わなくてはならないと認識している者が多いことが分かる。

3. 学歴観の傾向と進学期待

前述したように子どもへの進学期待は親自身の学歴観とかかわりを持つとされるが、今回の調査も同様の傾向がみられるのだろうか。以下、学歴社会の認識の傾向と進学期待との関連をみていきたい。進学期待に関連する学歴観は①学歴獲得における親（家庭）の影響力と②学歴が将来を左右すると認識しているかという学歴の効用といった2つの側面にわけることができる（中村 1998, 2000）。ここでの仮説としては、学歴の社会経済的効用を強く認識するものは高学歴志向が強く、また学歴獲得に親の経済力や教育方針が影響すると認識するものもやはり高学歴志向が強いらろうというものである。

本調査では表8に示したような質問項目についてその賛否をたずねている。どの質問内

容においても、半数以上が肯定しているが、とくに「子どもの学歴は家庭のしつけや親の教育方針で決まる」という考えを肯定する者は7割と高い。その他「学歴によって、生涯に得られる合計所得にはかなり格差が出る」という意見に対しても6割以上が肯定している。

このような学歴観の傾向をさらに詳細に調べるために、各設問の回答を尺度化して重み付けをおこない、各個人の意識を点数化して、表9に示したような社会経済的変数おける平均値の比較を行った。

妻の出生年別では、全ての意識項目において若い世代ほど平均値が低くなっており、全体としては学歴の効用や、学歴獲得における親の影響への認識が弱くなっていることがうかがえる。結婚年別でも、1990年代以降の結婚では意識の平均値が低くなっており学歴社会の意識が弱まっている傾向が見出せる。妻の学歴別では「子どもの学歴は家庭のしつけや親の教育方針で決まる」という設問において学歴差がみられ、高学歴のものほど平均値が高くなっている。世帯収入別には、各収入階層によってはっきりした差異はみられない。その他、意識の平均において比較的是っきりした傾向がみられたのは予定子ども数であり、子ども数が0人、1人と少ないものの平均値が高くなっていることは特徴的である。

では、以上のような学歴に対する意識と関連変数の傾向は、子どもへの進学期待にどのような影響を及ぼしているのだろうか。ここでは、それぞれの変数の純粋な影響を明らかにするため、親の進学期待を従属変数とした重回帰分析を行った(表10)。Model 1は、各属性と進学期待の関連をみたものだが、有意な影響が見られた変数は、まず世帯収入段階で、年収が500万未満の層において有意に進学期待が低くなっている。また、夫妻の学歴との関連も強く、とくに妻の学歴が高いと子どもへの進学期待が有意に高くなっており、夫の学歴の影響より強いことがわかる。そのほか、現在子ども数では、子どもが1人のところで進学期待が低くなっており、予定子ども数では2人以降のところで進学期待が低くなる傾向がみられる。妻の出生年別では1975~79年生まれで有意に進学期待が低くなって

表8 学歴観の傾向①

学歴観	肯定			否定			総数 (標本数)	
	そう思う	思えばそう	どちらかと思えばそう	思えばそう	どちらかと思わない	いそう思わない		
子どもの学歴への影響	子どもの学歴は親の経済力で決まる。	56.4%	12.6	43.8	43.5	28.4	15.1	100.0% (3535)
	子どもの学歴は家庭のしつけや親の教育方針で決まる。	70.2	22.7	47.5	29.8	20.4	9.44	100.0% (3538)
	子どもの学歴は生まれ育った家庭の教養や文化で決まる。	59.2	13.9	45.3	40.9	27.3	13.6	100.0% (3538)
学歴の効用	学歴によって、生涯に得られる合計所得にはかなり格差が出る。	60.9	12.6	48.3	38.1	24.1	14.9	100.0% (3533)
	日本はどの学校を出たかで人生がほとんど決まる。	51.5	13.1	38.4	48.5	29.6	18.9	100.0% (3537)

表9 学歴観の傾向② (社会経済変数別)

学歴観	子どもの学歴は親の経済力で決まる.			子どもの学歴は家庭のしつけや親の教育方針で決まる.			子どもの学歴は生まれ育った家庭の教養や文化で決まる.			学歴によって、生涯に得られる合計所得にはかなり格差が出る.			日本はどの学校を出たかで人生がほとんど決まる.		
	平均値	標準偏差	標本数	平均値	標準偏差	標本数	平均値	標準偏差	標本数	平均値	標準偏差	標本数	平均値	標準偏差	標本数
妻全体	2.46	0.94	3537	2.59	0.89	3538	2.54	0.9	3535	2.83	0.88	3538	2.59	0.89	3533
出生年															
1959以前	2.57	0.91	1067	2.63	0.92	1067	2.57	0.91	1067	2.90	0.85	1068	2.62	0.89	1065
1960-1964年生	2.55	0.90	828	2.64	0.90	831	2.55	0.90	828	2.91	0.86	813	2.66	0.86	829
1965-1969年生	2.55	0.88	692	2.57	0.87	693	2.55	0.88	692	2.78	0.89	692	2.54	0.87	692
1970-1974年生	2.53	0.87	665	2.58	0.84	665	2.53	0.87	665	2.74	0.91	665	2.52	0.93	664
1975-1979年生	2.40	0.89	247	2.44	0.90	246	2.40	0.89	247	2.68	0.95	246	2.51	0.92	247
結婚年															
1984以前	2.65	0.91	955	2.60	0.93	958	2.53	0.93	956	2.90	0.88	957	2.65	0.91	955
1985-1989年	2.65	0.82	687	2.62	0.89	685	2.59	0.87	685	2.91	0.84	687	2.65	0.82	687
1990-1994年	2.57	0.87	685	2.67	0.84	686	2.60	0.87	684	2.85	0.85	686	2.57	0.87	685
1995-1999年	2.52	0.91	718	2.55	0.87	720	2.50	0.88	721	2.75	0.91	719	2.52	0.91	718
2000-2004年	2.52	0.94	464	2.50	0.88	464	2.46	0.91	464	2.72	0.93	464	2.52	0.94	464
妻学歴															
中学校	2.38	1.03	84	2.48	0.95	83	2.58	0.93	84	2.83	0.99	83	2.51	1.02	83
高校	2.49	0.96	1317	2.49	0.88	1316	2.48	0.90	1316	2.86	0.91	1315	2.59	0.92	1314
短大・高専・専修	2.44	0.94	1461	2.62	0.88	1462	2.54	0.89	1460	2.81	0.88	1463	2.56	0.88	1460
大学・大学院	2.46	0.89	615	2.80	0.88	617	2.67	0.88	615	2.83	0.82	617	2.63	0.84	616
世帯収入															
299万以下	2.55	1.01	139	2.53	0.94	139	2.52	0.97	139	2.99	0.83	137	2.65	0.90	138
300-399万	2.49	1.06	223	2.46	0.93	223	2.52	0.92	223	2.82	0.98	223	2.51	0.99	223
400-499万	2.82	0.94	361	2.51	0.89	360	2.52	0.89	360	2.82	0.94	361	2.53	0.91	360
500-699万	2.49	0.94	821	2.55	0.89	820	2.54	0.90	820	2.84	0.89	821	2.59	0.89	818
700-899万	2.44	0.93	704	2.61	0.85	704	2.54	0.88	703	2.79	0.87	705	2.57	0.87	703
900-1099万	2.51	0.91	693	2.73	0.88	695	2.59	0.88	694	2.87	0.85	696	2.68	0.85	696
1100-1499万	2.28	0.93	252	2.63	0.84	252	2.48	0.90	251	2.82	0.87	252	2.50	0.90	252
1500万以上	2.56	0.87	91	2.80	0.83	91	2.68	0.87	91	2.86	0.75	91	2.64	0.91	91
妻の従業上の地位															
企業・団体の役員	2.29	0.87	41	2.71	0.81	41	2.59	0.89	41	2.78	0.88	41	2.61	0.97	41
民間の正社員	2.35	0.94	393	2.55	0.87	394	2.50	0.91	392	2.83	0.91	394	2.58	0.92	393
官公庁の正社員	2.38	0.89	212	2.62	0.86	212	2.54	0.88	212	2.71	0.86	212	2.49	0.87	212
パートアルバイト・派遣	2.50	0.99	1051	2.57	0.90	1050	2.57	0.90	1050	2.90	0.88	1052	2.61	0.90	1048
自営業主・家族従業者	2.50	0.93	266	2.69	0.92	266	2.57	0.88	267	2.75	0.89	267	2.45	0.90	267
無職・家事	2.47	0.92	1421	2.60	0.89	1421	2.53	0.89	1421	2.83	0.88	1420	2.62	0.87	1420
地域															
品川区	2.30	0.89	533	2.59	0.87	533	2.59	0.90	533	2.73	0.86	533	2.78	0.90	531
栄町	2.26	0.94	195	2.37	0.89	194	2.45	0.92	195	2.59	0.89	195	2.65	0.92	194
秩父市	2.51	0.97	805	2.56	0.90	801	2.51	0.89	804	2.87	0.91	801	2.54	0.90	804
多治見市	2.44	0.94	703	2.62	0.88	704	2.50	0.89	704	2.93	0.87	704	2.57	0.87	702
八王子市	2.53	0.89	655	2.64	0.87	658	2.61	0.86	654	2.81	0.86	658	2.50	0.88	656
秦野市	2.52	0.98	646	2.63	0.92	648	2.54	0.93	645	2.87	0.89	647	2.58	0.87	646
予定子ども数別															
0人	2.62	0.97	180	2.66	0.96	181	2.67	0.95	181	2.89	0.87	181	2.77	0.95	180
1人	2.51	0.97	408	2.62	0.93	407	2.54	0.92	408	2.87	0.88	408	2.64	0.91	408
2人	2.45	0.93	2040	2.61	0.87	2039	2.55	0.87	2039	2.86	0.88	2040	2.59	0.87	2037
3人	2.45	0.95	764	2.51	0.90	763	2.51	0.90	763	2.76	0.92	765	2.53	0.91	765
4人以上	2.23	0.90	86	2.48	0.95	86	2.41	1.02	86	2.78	0.90	86	2.47	0.83	85

表10 進学期待の規定要因：重回帰分析結果

独立変数 定数	model3 3.54***		model4 3.311***	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
妻の出生年別				
(1959以前)	.000	.000	.000	.000
1960-1964年生	.033	.049	.028	.048
1965-1969年生	-.051	.063	-.054	.062
1970-1974年生	-.027	.073	-.031	.072
1975-1979年生	-.079	.087 *	-.090	.085 *
妻の結婚年別				
(1984以前)	.000	.000	.000	.000
1985-1989年	.003	.051	.007	.050
1990-1994年	.020	.064	.025	.062
1995-1999年	.038	.076	.053	.075
2000-2004年	.014	.089	.033	.088
世帯収入				
299万以下	-.082	.080 ***	-.089	.079 ***
300-399万	-.086	.062 ***	-.086	.061 ***
400-499万	-.093	.054 ***	-.098	.053 ***
500-699万	-.026	.041	-.030	.040
(700-899万)	.000	.000	.000	.000
900-1099万	.022	.043	.015	.042
1100-1499万	-.012	.061	-.015	.060
1500万以上	.001	.101	.002	.099
地域区分				
品川区	.040	.044	.035	.044
栄市	.025	.060	.026	.060
秩父市	-.008	.047	-.012	.047
多治見市	-.016	.047	-.021	.047
(八王子市)	.000	.000	.000	.000
秦野市	.018	.047	.019	.046
妻の学歴				
中学校	-.108	.105 ***	-.099	.103 ***
(高校)	.000	.000	.000	.000
短大・高専・専修	.178	.033 ***	.181	.032 ***
大学・大学院	.186	.044 ***	.186	.044 ***
夫の学歴				
中学校	-.073	.077 **	-.075	.076 ***
(高校)	.000	.000	.000	.000
短大・高専・専修	.036	.045	.037	.045 *
大学・大学院	.155	.035 ***	.151	.034 ***
妻の従業上の地位				
(民間の正社員)	.000	.000	.000	.000
公務員	.009	.067	.014	.066
パート・アルバイト・派遣	.004	.049	.000	.048
自営業主・家族従業	.022	.065	.032	.064
無職	.020	.047	.018	.046
現在子ども数				
(0人)	.000	.000	.000	.000
1人	-.069	.048 *	-.061	.047 *
2人	-.027	.058	-.019	.056
3人	-.030	.080	-.028	.079
予定子ども数				
(0人)	.000	.000	.000	.000
1人	.001	.064	.033	.063 *
2人	-.080	.052 *	.033	.051 **
3人	-.079	.065 *	.033	.064
4人以上	-.069	.119 **	.033	.116
学歴観				
親の経済力が学歴決める				**
肯定			.075	.029
(否定)			.000	.000
教育方針が学歴決める				
肯定			.007	.032
(否定)			.000	.000
家庭文化が学歴を決める				
肯定			.005	.032
(否定)			.000	.000
学歴による生涯所得の差				
肯定			.048	.033 *
(否定)			.000	.000
出身校が人生を決める				
肯定			.125	.031 ***
(否定)			.000	.000
決定係数		0.205		0.242
調整済み決定係数		0.190		0.226
N		1986		1975

注：*p<.1, **p<.01, ***p<.001 ()内は、レファレンス・カテゴリ

いる。

Model 2は、さらに学歴意識変数を加えたものであり、これらの変数を加えたことにより調整済みR²が0.190から0.226とモデルのあてはまりが良くなっている。全ての意識変数において肯定としているものの方が、否定するものより進学期待が高くなっており、とくに「どの学校を出たかで人生のほとんどが決まる」を肯定する者において進学期待が有意に上昇することが明らかとなった。

今回の結果からは、教育費の負担意識が強まっている背景として、若い世代のさらなる高学歴志向というものは確認されず、むしろ進学期待が若干弱まる傾向が見られた。この解釈においては有配偶のみを対象とした出生コーホートの偏りを考慮しなくてはならず、今後、独身者も含めた世代全体の分析も必要と思われる。

IV. 教育費の負担をより強く感じているものは誰か？

これまで教育費負担意識の背景としての進学期待や親の学歴意識の傾向をみてきたが、これらの関連する諸変数は、実際はどの程度教育費の負担意識に影響を及ぼしているのだろうか。表11は、予定の子ども数以上の子どもを持たない理由として「教育費が負担である」と選択した場合を1、選択しなかった場合を0とするロジスティック回帰分析をおこなった結果である。

Model 1 では、1965年以降生まれの若い年代になるほど負担ありとする可能性が高く、他の変数よりもオッズ比が高くなっている。そのほか、負担ありの可能性を高める変数として有意性が確認されたものは、世帯年収400万以上700万以下の層であること、妻の従業上の地位が、パート・アルバイト・派遣であり、現在子ども数が多いということである。逆に、教育負担ありの可能性を低くする変数は、1990年代の結婚であること、世帯年収が900万以上の層で、妻の学歴が中学卒、夫の学歴が高学歴であること、妻の従業上の地位が公務員もしくは自営・家族従業という結果となった。

model 2 で加えた予定子ども数は、2人とするものところで有意にオッズ比が高く、予定子ども数が2人以上の場合負担ありの可能性が高い。

また、model 3 で加えた進学期待段階では、子どもに高い学歴を望むほど、教育費の負担ありの可能性が高くなっており、一方で現在子ども数、予定子ども数の増加による有意性が弱まっている。この結果は、現在子ども数、予定子ども数の多いことが負担意識を強めるというだけでなく、それらの子どもにどの程度の教育を期待しているかということが教育費を負担に感じるか否かに影響を与えていると推察される。

Model 4 では前節で取り上げた学歴意識を加えその影響をみたところ、「子どもの学歴は親の経済力で決まる」と「学歴によって生涯に得られる合計所得にはかなり格差がでる」という考えを肯定する場合、有意に負担ありの可能性が高く、逆に「子どもの学歴は家庭のしつけや親の教育方針で決まる」という意見を肯定するものは、負担ありの可能性が有意に低くなっている。

なお、これらの意識変数を加えたことにより、高い進学期待を持つ親の有意性が低くなっており、高学歴志向が強い者においても、学歴観が異なることによって教育費の負担意識に差が出てくることが予測される。

表11 「教育費の負担あり」とする対象者の属性：ロジスティック回帰分析結果

独立変数	model1	model2	model3	model4
定数	-1.456	-2.926	-1.118	-1.297
妻の出生年別				
(1959以前)	1.000	1.000	1.000	1.000
1960-1964年生	1.125	1.111	1.161	1.169
1965-1969年生	1.518 *	1.471 *	1.530 *	1.588 *
1970-1974年生	2.613 ***	2.373 ***	2.264 ***	2.315 ***
1975-1979年生	3.417 ***	3.028 ***	2.885 ***	2.794 ***
妻の結婚年別				
(1984以前)	1.000	1.000	1.000	1.000
1985-1989年	.959	.987	.936	.936
1990-1994年	.625 **	.646 *	.587 **	.583 **
1995-1999年	.674 *	.681 *	.619 *	.629 *
2000-2004年	1.127	1.015	.848	.892
世帯収入				
299万以下	1.278	1.329	1.621 *	1.604 *
300-399万	1.245	1.298 *	1.372	1.335
400-499万	1.442 *	1.47	1.648	1.605 **
500-699万	1.535 ***	1.581 ***	1.671 **	1.682 ***
(700-899万)	1.000	1.000	1.000 ***	1.000
900-1099万	0.803 *	0.825	0.801 *	.790 *
1100-1499万	0.723 *	0.736 *	0.713 *	.725 *
1500万以上	0.425 **	0.446 **	0.467 *	.447 *
地域区分				
品川区	1.152	1.193	1.158	1.225
栄市	.969	.954	.879	.912
秩父市	.947	.933	.907	.885
多治見市	1.010	1.003	1.016	1.017
(八王子市)	1.000	1.000	1.000	1.000
秦野市	1.011	1.017	1.011	1.015
妻の学歴				
中学校	.309 ***	.316 ***	.354 **	.365 **
(高校)	1.000	1.000	1.000	1.000
短大・高専・専修	1.003	.986	.919	.934
大学・大学院	1.116	1.092	.968	.965
夫の学歴				
中学校	.834	.871	.874	.867
(高校)	1.000	1.000	1.000	1.000
短大・高専・専修	.736 *	.727 *	.722 *	.717 *
大学・大学院	.775 *	.775 *	.767 *	.785 *
妻の従業上の地位				
(民間の正社員)	1.000	1.000	1.000	1.000
公務員	.560 **	.528 **	.507 **	.501 **
パート・アルバイト・派遣	1.433 *	1.406 *	1.356 *	1.289
自営業主・家族従業	.692 *	.691 *	.669 *	.636 *
無職	1.226	1.184	1.178 *	1.129
現在子ども数				
(0人)	1.000	1.000	1.000	1.000
1人	1.391 *	1.494 *	1.045 *	1.037
2人	2.721 ***	2.212 ***	1.418	1.401 *
3人	2.717 ***	2.440 ***	1.516	1.441
予定子ども数				
(0人)		1.000	1.000	1.000
1人		1.090	.747	.715
2人		1.885 ***	1.455 *	1.464 *
3人		1.601 *	1.312	1.406 *
4人以上		2.767 *	1.585	1.618
進学期待段階				
(高校)			1.000	1.000
短大・高専・専修			1.451 *	1.405 *
大学・大学院			1.622 **	1.463
学歴観				
親の経済力が学歴決める				1.572 ***
肯定				1.000
(否定)				
教育方針が学歴決める				.894
肯定				1.000
(否定)				
家庭文化が学歴を決める				1.018
肯定				1.000
(否定)				
学歴による生涯所得の差				1.241 *
肯定				1.000
(否定)				
出身校が人生を決める				1.095
肯定				1.000
(否定)				
カイ自乗	305.8684***	328.2295***	282.1119***	322.5926***
自由度	33	37	39	44
N	2854	2831	2690	2671

注：*p<.1, **p<.01, ***p<.001 () 内は、レファレンス・カテゴリー オッズ比が、1より大きい場合は、教育負担ありの可能性を高め、1より小さい場合は、教育負担なしの可能性を高める。

V. まとめ

本稿を通して、教育費の負担を意識する者の近年の傾向、社会経済的変数との関連、また背景となる学歴社会に対する意識の変化や進学期待の実態とその規定要因などについて明らかにしてきた。以下、知見を要約し、考察をおこなう。

近年における教育費の負担意識の動向は、1970年以降生まれの若い世代ほど、教育費の負担を認識する者の割合が高く、またこの年代では予定期数を0人、1人としている場合においてもその割合が高くなる傾向がみられた。このような結果は、「子どもを持たない」あるいは「一人っ子」である最も大きな理由が「教育費が負担である」ことを意味しており、近年さらに進む若い世代での出生力の低下や出生意欲の低下の要因として親の教育費負担の実態により注目しなければならないことを示唆するものである。

社会経済的属性、地域別にみた教育費の負担割合の変化では、夫妻の学歴、世帯収入、妻の従業上の地位などのカテゴリーにおいて教育費負担の変化の違いが見出された。全体として若い世代の負担意識は高くなっているわけであるが、とくに高学歴の女性においてはその傾向が顕著である。また、世帯年収では、とくに300万～499万の層で、若い世代になるほど急激に教育費の負担意識が高まっていることに注目しなければならないだろう。

子どもへの進学期待の傾向については、全体の7、8割が子どもに高等教育以上を受けさせたいと考えているものの、大学以上の進学期待には男女差がみられ、男の子の場合のほうがより進学期待が高くなっている。子どもへの進学期待を規定するものとしては、夫妻の学歴、世帯収入などの社会的属性のほかに学歴の効用や子どもの学歴への親の影響をどのように認識するかといった学歴観があげられる。進学期待を従属変数とした重回帰分析結果では、妻の学歴、夫の学歴、学歴の効用を肯定するなどの変数が有意に進学期待を高めること、世帯収入が低い場合は進学期待が有意に低いことなどが明らかとなった。また、出生との関連では、現在子ども数が1人、予定子ども数が2人のところで進学期待が低下する傾向がみられ、出生意欲と進学期待がトレードオフの関係にあることが推察される。

予定期数以上の子どもを持たない理由として、教育費が負担であるとする者は、いかなる属性傾向がみられるのか、調査時点における教育費の負担意識の有無を従属変数としたロジスティック回帰分析をおこなった結果、負担ありの可能性を高める変数として有意性が確認されたものは、1965年以降生まれ、世帯年収400万以上700万以下の層、妻の従業上の地位がパート・アルバイト・派遣であり、現在子ども数が多く、予定子ども数が2人以上、子どもへの進学期待が高い、学歴の効用を肯定しているということであった。逆に、教育費の負担ありの可能性を低くする変数は、1990年代の結婚であること、世帯年収が900万以上の層で、妻の学歴が中学卒、夫の学歴が高学歴であること、妻の従業上の地位が公務員もしくは自営・家族従業、という結果となった。

7～8割の者が子どもに高等教育を受けさせたいという進学期待の高まりをみても、今

後、大学進学への機会はますます増大し「大学全入時代」は目前となりつつある。戦後、浸透し拡大してきた高学歴志向も第二次ベビーブーマーが結婚、出産期に入り始めた現在、新たな段階に入りつつあることが今回の調査結果からも推察された。M, トロウ (Trow 1961, 1973) の高等教育発達段階説によると、教育制度の大衆 (マス) 化によって教育制度には質的な分化、すなわち個々の学校が分業化した社会へ人々を振り分ける機能がさらに進むとされる。それに呼応して人々の教育要求も高まるわけであるが、そこには二つの相反する側面が存在するといわれる。一つは差異化の要求で、人々の関心事が単なる学歴 (上級の学校へ進む) だけではなく、特定の学校へ進学することへと移ることであり、もう一つは、積極的かつイデオロギー的な平等化要求⁷⁾ と自らが低学歴マイノリティーとなることを回避しようとする消極的な社会心理とされる同一化である (近藤, 2000)。今後、親となる若い世代の高学歴化が進むにしたがい、高等教育に対する差異化と同一化の要求もさらに高まることが予想され、子どもには「せめて大学までは」という意識を持つ中、子育てにおける教育費の負担は、ますます子どもを持ちにくくする要因としてクローズアップされるのではないだろうか。少子化対策としてより効果的な施策を検討するならば、「大学全入時代」を前提とした学歴社会における子育てを、社会全体でどのようにサポートできるかが最重要課題となるであろう。

(なお、本論文で使用したデータは、厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究」の一環として、厚生労働省の研究助成を受けて各自治体と共同実施した調査によるものである。)

文献

- 本田 (沖津) (1998) 「教育意識の規定要因と効果」刈谷剛彦編『教育と職業－構造と意識の分析』(1995年SSM調査シリーズ11) 1995年SSM調査研究会, pp.179-197
- 刈谷剛彦 (1995) 『大衆教育社会のゆくえ－学歴主義と平等神話の戦後史』(中公新書), 中央公論社
- (財) こども未来財団 (1999) 『平成11年度 子育てコストに関する調査研究報告書 (概要版)』
- (財) こども未来財団 (2003) 『平成15年度 子育てコストに関する調査研究 (概要版)』
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2003) 『平成14年 第12回出生動向基本調査 (結婚と出産に関する全国調査) ー第I報告書ー わが国夫婦の結婚過程と出生力』(調査研究報告資料第18号)
- 荒牧草平 (2000) 「教育機会の格差は縮小したかー教育環境の変化と出身階層間格差ー」近藤博之編, 『日本の階層システム3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会, pp.15-35
- 近藤博之 (2000) 「階層研究と教育社会の位相」近藤博之編, 『日本の階層システム3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会, pp.3-13
- 松浦克己・滋野由紀子 (1996) 『女性の就業と富の配分一家計の経済学ー』日本評論者
- 守泉理恵 (2005) 「少子化時代の教育と家族形成」大淵寛, 兼清弘之編『少子化の社会経済学』(人口学ライブラリー2), 原書房, pp.107-132
- 永瀬伸子・長町理恵子 (2002) 「教育コストの変化と家計構造」『社会科学研究 東京大学社会科学研究所紀要』, 53-5, pp.179-193

7) イデオロギー的な平等化要求とは、義務教育年限の延長、男女平等の扱い、教育内容の標準化、地域差の解消といったものであり、わが国では戦後の学校制度を通じてこれらの教育の民主化がなされてきた。

- 内閣府編 (2003)『平成15年版 国民生活白書 デフレと生活—若年フリーターの現在』
- 内閣府編 (2004)『平成16年版 少子化社会白書』ぎょうせい
- 中村高康 (1998)「世代間移動の認知パターンと高学歴志向—日本社会における教育熱の心理的メカニズムに関する分析」荻谷剛彦編『教育と職業—構造と意識の分析』(1995年SSM調査シリーズ11) 1995SSM研究会, pp.199-215
- 中村高康 (2000)「高学歴志向の趨勢—世代の変化に注目して—」近藤博之編,『日本の階層システム3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会
- 大淵寛 (1988)『出生力の経済学』(中央大学学術図書15) 中央大学出版部
- 小塩隆士 (1998)「消費としての教育」八代尚宏編『市場重視の教育改革』日本経済新聞社, pp.
- 小塩隆士 (1998)『教育を経済学で考える』日本評論社
- 佐々井司 (2004)「近年の夫婦出生力低下の動向とその背景」『人口問題研究』第60巻1号, pp.36-49
- 少子化研究会編 (2003a)『品川区「少子化に関する区民調査」結果報告書』(厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業(課題番号H14-政策-029) 少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究「少子化に関する自治体調査」第1分冊), 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究」少子化の見通しに関する一般調査プロジェクト
- 少子化研究会編 (2003b)『栄町「少子化に関する区民調査」結果報告書』(厚生労働科学研究費補助金(政策科学推進研究事業)(課題番号H14-政策-029) 少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究「少子化に関する自治体調査」第2分冊) 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究」少子化の見通しに関する一般調査プロジェクト
- 少子化研究会編 (2004a)『秩父市「少子化に関する市民調査」結果報告書』(厚生労働科学研究費補助金(政策科学推進研究事業)(課題番号H14-政策-029) 少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究「少子化に関する自治体調査」第3分冊), 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究」少子化の見通しに関する一般調査プロジェクト
- 少子化研究会編 (2004b)『多治見市「少子化に関する市民調査」結果報告書』(厚生労働科学研究費補助金(政策科学推進研究事業)(課題番号H14-政策-029) 少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究「少子化に関する自治体調査」第4分冊), 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究」少子化の見通しに関する一般調査プロジェクト
- 少子化研究会編 (2004c)『八王子市「少子化に関する区民調査」結果報告書』(厚生労働科学研究費補助金(政策科学推進研究事業)(課題番号H14-政策-029) 少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究「少子化に関する自治体調査」第5分冊), 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究」少子化の見通しに関する一般調査プロジェクト
- 少子化研究会編 (2005)『秦野市「少子化に関する市民調査」結果報告書』, 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究」少子化の見通しに関する一般調査プロジェクト
- 総務省統計研修所編 (2005)『世界の統計 2005』総務省統計局
- Trow, Martin(1961) "The Second Transformation of American Secondary Education," *International Journal of Comparative Sociology*, 2, pp.144-165 (天野郁夫訳 (1980)「アメリカ中等教育の構造変動」J.カラベル・A.H.ハルゼー編, 潮木守一・天野郁夫・藤田英典編訳)『教育と社会変動—教育社会学のパラダイム展開』上下, 東京大学出版会)
- Trow, Martin, A(1973) *Problems in the Transition from Elite to Mass Higher Education*, New York, Carnegie Commission on Higher Education. (天野郁夫, 喜多村和之訳 (1976)『高学歴社会の大学—エリートからマスへ—』東京大学出版会)
- 山本陽子 (2002)「補助的教育費が出生行動に与える影響の分析」『オイコノミカ』39-1, pp.19-35
- 文部科学省 (2004)『文部科学統計要覧 平成16年版』

Parents' education expense burden consciousness and decrease in the birthrate

Yuriko SHINTANI

In order that this paper may grasp in detail the real picture of the education expense burden, which is one of the background factors for the decrease in the birthrate, we analyzed how the attitudes of married women toward the education expense burden have changed in recent years, specifically as regards values relating to their socioeconomic position and educational investment, expectations for their children to progress onto higher education, and school education perceptions. Comparisons were made based on the wives' birth year and relations with many variables clarified through analysis of the micro data.

Among the younger generation of women born in the 1970s and later, a high proportion recognizes the burden of education expenses, and even among those in this age group planning for no children or only one child, the awareness has become high in recent years.

Regarding changes in the proportion of wives with burden consciousness according to socioeconomic attribute and geographic area, changes were seen to vary according to factors like the wife's working status, the educational history of the couple, and household income.

Regarding expectations for progress onto higher education, 70 ~ 80 percent of all wives surveyed desired progress of their children to such a level, and there was strong awareness of the need for parents to pay the greater part of the economic expense. Moreover, in connection with the number of desired children, for women with at least one child currently or two children planned, expectations for progress to higher education tend to decline, suggesting that a trade-off exists between the desired number of children and higher education expectations. Logistic regression analysis indicated the following variables to be statistically significant in raising the chances that wives consider education expenses a burden:

born in 1965 or later, household income at least 4 million and less than 7 million, wife does a part-time job or consignment-based dispatch work, many children currently and at least two children planned, high expectations for progress to higher education, and recognition of the benefit of education.

Going forward, the burden of education expense in child-rearing will likely attract attention as a factor making it increasingly hard to have children.

It will therefore likely become an issue of the utmost importance what steps overall society can take to support child-rearing, in the quest to build a society where every child goes to university.

特集：少子化の新局面とその背景

市区町村別にみた出生率の動向とその変動要因

佐々井 司

本稿は、1990年から2000年までの10年間について、市区町村別の出生率の水準および変化のパターンに関し定量的な分析をおこなうものである。

合計特殊出生率の水準をもとに市区町村のグルーピングを行い、2000年までの10年間における出生率変動のグループ間格差を考察したうえで、それぞれのグループにおける出生率変化の要因について分析をおこなう。

出生率変化の要因分析では、主として女子の年齢別の寄与度、および有配偶者割合と有配偶出生率の変化の寄与度に着目し、出生率水準によってそれらの変動要因に差異が存在するのか否かを検証した。その結果多くの市区町村において、出生率低下の主な要因が有配偶者割合の低下であることが確認された。また、出生率水準の高い市区町村ほど、20歳代における出生率低下が大きく、なかでも有配偶出生率の低下の寄与度が高くなっている。

出生率の変動には若年人口、20歳代、30歳代人口の人口変動が影響しており、とりわけ出生率水準の低い市区町村において有配偶女子人口の増減が出生率を左右する重要な要因になっている可能性が示唆される。

I. はじめに

日本の出生率は低下の一途をたどっている。合計特殊出生率は最新の2004年値が1.29まで低下し、都道府県別にみても、その水準と変化の程度には格差が存在するものの（厚生省人口問題研究所 1987, 高橋 1997）、すべての都道府県で低下傾向にあることには変わりはない。ところが、さらに小地域の動向を考察すると比較的大きな格差が観測され、ポストバブル時代の低迷期にもかかわらず近年の出生率が上昇傾向にある市区町村が存在する（岩淵 2004, 2005）。

次世代育成支援対策の推進にともない、少子高齢化社会における地方自治体の役割の重要性が高まるにつれ、地域の出生力に関する詳細な分析も進みつつある（厚生労働省 2005a, 2005b, 厚生労働省雇用均等・児童家庭局 2005, 内閣府 2004）。それらの分析結果はいずれも、地域間の出生率の格差を様々な社会経済的要因によって説明している。ただし、出生率を含めた人口変動の諸要因に関して、地域別の特徴を明確に示した分析は多くない（清水 2001, 山内・西岡・小池 2005）。

本稿は、1990年から2000年までの10年間について、市区町村別に出生率の変化を考察するとともに、その変化の背景にある人口および社会経済的要因について定量的な分析をお

こなうものである。具体的には、1990年時点の出生率について、合計特殊出生率の水準を基準として市区町村のグルーピングを行い、2000年までの10年間における出生率変動のグループ間格差を考察したうえで、それぞれのグループにおける出生率変化の要因について分析をおこなう。出生率変化の要因分析では、主として女子の年齢別の寄与度、および有配偶者割合と有配偶出生率の変化の寄与度に着目し、出生率水準によってそれらの変動要因に差異が存在するの否かを検証する。

(注) 分析にあたっては、人口動態保健所・市区町村別統計（人口動態統計特殊報告）、および各年時の国勢調査の市区町村別統計を用いている。分析対象は、1988年から2002年にかけて市区町村合併やその他の理由により市区町村別のデータの継続性が失われたり単純な時系列比較が困難なものを除いたうえで、2000年国勢調査の総人口が10,000人以上の1677市区町村とした。10,000人以上の人口規模を有する市区町村では、合計特殊出生率の実測値とベイズ推定値との間の乖離が無視できる水準（3%以下）となり、突然変動等統計上の不安定要因を取り除けると判断した。

II. 市区町村別にみた出生率の水準と地域間格差をもたらす要因

1990年以降10年間の市区町村別出生率の動向についてその特徴を分析するにあたり、分析対象の市区町村を1990年時点の合計特殊出生率の水準（以下、出生率水準と記す）を基に分類し、グループ間の人口特性、あるいは地理的特性を比較する。

1990年の合計特殊出生率別の自治体数分布は、1.7を中心に正規分布に近いかたちをなしている（図1）。分析対象となるこれらの市区町村を出生率水準によって、5つのグループに分割する。各グループの合計特殊出生率および女子の年齢5歳階級別出生率は表1のとおりである。

最も合計特殊出生率（以下 TFR と記す）の水準が低いグループ1には大都市圏中心部の自治体、政令指定都市、中核市、およびその周辺自治体が含まれる。出生率水準の最も低いグループ1に人口の多い市区町村が分布し、出生率水準の高いグループになるほど人口規模が小さくなる傾向が考察される（表2）。出生率水準の地域格差に関しては、未婚者割合、人口規模、人口密度、65歳以上人口割合、産業別就業人口割合、三世同居割合などの関連が他の分析結果からも指摘されているが、今回の分析対象におい

図1 合計特殊出生率の市区町村分布

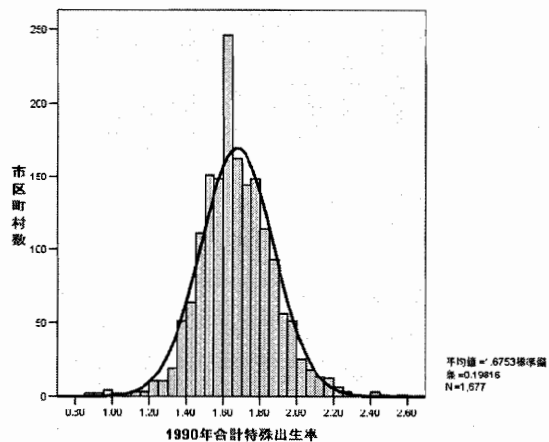


表1 出生率水準グループ

(単位:%)

		15-19歳	20-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	TFR(1990年)
グループ1 (304)	中央値	2.8	37.4	130.0	87.7	19.6	2.1	0.0	1.44
	最小値	0.3	9.1	58.0	59.1	6.0	0.2	0.0	0.86
	最大値	7.3	68.7	166.9	120.2	34.9	4.3	0.6	1.51
	平均値	2.9	37.6	127.4	87.5	19.6	2.1	0.1	1.41
グループ2 (357)	中央値	3.3	51.3	147.1	87.8	17.5	1.9	0.0	1.57
	最小値	0.0	6.9	113.9	62.6	7.6	0.0	0.0	1.52
	最大値	10.3	83.0	187.8	119.0	31.3	4.6	0.7	1.61
	平均値	3.6	51.5	148.3	88.1	17.6	1.9	0.1	1.57
グループ3 (356)	中央値	3.6	60.5	157.2	90.3	17.1	1.8	0.0	1.66
	最小値	0.0	28.7	124.2	59.5	6.9	0.0	0.0	1.62
	最大値	13.4	95.8	193.7	135.8	30.5	6.0	0.9	1.71
	平均値	3.7	60.8	158.7	90.0	17.4	1.9	0.0	1.66
グループ4 (352)	中央値	3.6	67.6	169.1	95.4	18.4	2.0	0.0	1.78
	最小値	0.0	30.1	107.8	59.3	6.8	0.0	0.0	1.72
	最大値	18.2	108.0	204.5	127.9	48.7	8.1	1.0	1.83
	平均値	3.9	68.7	168.8	94.6	18.5	2.1	0.1	1.77
グループ5 (308)	中央値	3.7	83.6	181.5	101.0	19.6	2.2	0.0	1.94
	最小値	0.4	42.4	124.8	69.0	8.2	0.0	0.0	1.84
	最大値	18.2	158.1	235.7	140.5	52.4	10.4	0.8	2.60
	平均値	4.3	85.3	181.9	102.1	21.3	2.6	0.1	1.97
合計 (1,677)	中央値	3.4	58.8	157.7	91.9	18.4	2.0	0.0	1.66
	最小値	0.0	6.9	58.0	59.1	6.0	0.0	0.0	0.86
	最大値	18.2	158.1	235.7	140.5	52.4	10.4	1.0	2.60
	平均値	3.7	60.8	157.2	92.3	18.8	2.1	0.1	1.68

() 内の数字は市区町村数

表2 出生率水準グループ別の総人口

		1990年総人口	2000年総人口
グループ1	中央値	52,112人	54,599人
	最大値	3,220,331人	3,426,651人
	最小値	8,791人	10,013人
	平均値	171,726.6人	176,941.1人
	市区町村数	304	304
グループ2	中央値	29,756	29,848
	最大値	1,085,705	1,126,239
	最小値	8,852	10,075
	平均値	66,339.4	69,464.6
	市区町村数	357	357
グループ3	中央値	24,405	24,777
	最大値	547,875	582,095
	最小値	9,177	10,005
	平均値	49,102.1	50,883.3
	市区町村数	356	356
グループ4	中央値	20,924	21,634
	最大値	355,812	360,138
	最小値	8,325	10,019
	平均値	33,438.9	34,383.8
	市区町村数	352	352
グループ5	中央値	16,975	16,702
	最大値	332,336	351,101
	最小値	9,028	10,004
	平均値	26,259.3	26,585.8
	市区町村数	308	308
合計	中央値	24,062	24,845
	最大値	3,220,331	3,426,651
	最小値	8,325	10,004
	平均値	67,517.4	69,764.4
	市区町村数	1,677	1,677

ても地域の都市化を表す指標との明確な相関がみられる（国土庁計画・調整局 1998, 佐々井 2005）。

47都道府県別に各出生率水準グループに属する市区町村数の分布をみると（表3）、東京都、神奈川県、大阪府の順にグループ1に属する割合が高く、総じて、南関東、西関西の都道府県、愛知県、北海道などが出生率の低い市区町村を多く抱えていることが分かる。逆に、最も出生率の高いグループ5が多く分布する都道府県は、東北、北陸、山陰、九州に多い。

Ⅲ. 出生率の変動とその特徴

市区町村別にみた出生率の変動は極めて多様な傾向を示している。出生率水準グループ別にみた10年間の出生率変化を表4に示す。図2をみる限り、1990年の出生率の水準とその後10年間の変化量に相関はなく、2000年のTFR分布をからも各出生率グループ内においてそれぞれ広範に変化していることが観察される（図3）。ただし、年齢別に出生率の変化の程度を比較すると、出生率の高いグループほど20歳代における出生率の低下が大きくなる傾向がみられる（図4）。

次に、1990年から2000年にかけてのTFRの変化がどのような人口学的要因によって生じたかを分析する（厚生省人口問題研究所 1990, 1993）。ここでは、すべての出生が有配偶女子から生じたと仮定したうえでTFRの変化量を有配偶者割合の変化の効果と有配偶出生率の変化の効果の要因分解し、市区町村間にみられる出生率変化のパターンの違いを考察する。

（注）2時点間の出生率変化量の要因分解は以下の手法で行った。

各市区町村、x年における年齢5歳階級jの出生率を F_{jx} とする。

$$\begin{aligned}
 \Sigma 5F_{jx+5} - \Sigma 5F_{jx} &= \Sigma \Sigma 5MF_{jx+5} \cdot MR_{jx+5} - \Sigma \Sigma 5MF_{jx} \cdot MR_{jx} \\
 &= 5 \Sigma \Sigma (MF_{jx+5} \cdot MR_{jx+5} - MF_{jx} \cdot MR_{jx}) \\
 &= 5 \Sigma \Sigma ((0.5 \cdot (MF_{jx+5} + MF_{jx})(MR_{jx+5} - MR_{jx}) \\
 &\quad + 0.5 \cdot (MR_{jx+5} + MR_{jx})(MF_{jx+5} - MF_{jx})) \\
 &= 5 \Sigma \Sigma 0.5 \cdot (MF_{jx+5} + MF_{jx})(MR_{jx+5} - MR_{jx}) \leftarrow \text{有配偶者割合の変化の要因} \\
 &\quad + 5 \Sigma \Sigma 0.5 \cdot (MR_{jx+5} + MR_{jx})(MF_{jx+5} - MF_{jx}) \leftarrow \text{有配偶出生率の変化の要因}
 \end{aligned}$$

MF_{jx} : x年において年齢階級jの有配偶出生率

MR_{jx} : x年において年齢階級jの有配偶者割合

分析の結果をみると、概して、有配偶者割合の低下がTFRを大きく低下させていることがわかる。有配偶出生率は概ね出生率の上昇に寄与している。上述のとおり、出生率の

表3 都道府県別にみた出生率水準グループの市区町村数分布
(単位：%)

	グループ1	グループ2	グループ3	グループ4	グループ5	市区町村数
北海道	35.4	21.5	20.0	20.0	3.1	65
青森	9.7	25.8	29.0	22.6	12.9	31
岩手	0.0	2.9	8.6	40.0	48.6	35
宮城	7.1	11.9	21.4	31.0	28.6	42
秋田	11.5	19.2	15.4	46.2	7.7	26
山形	0.0	3.7	11.1	40.7	44.4	27
福島	0.0	2.6	13.2	26.3	57.9	38
茨城	16.4	17.9	28.4	29.9	7.5	67
栃木	4.8	21.4	28.6	26.2	19.0	42
群馬	4.3	26.1	41.3	21.7	6.5	46
埼玉	46.7	40.0	10.7	1.3	1.3	75
千葉	27.4	32.3	27.4	12.9	0.0	62
東京	85.7	8.2	2.0	4.1	0.0	49
神奈川	70.6	29.4	0.0	0.0	0.0	34
新潟	1.9	9.6	15.4	23.1	50.0	52
富山	4.3	39.1	56.5	0.0	0.0	23
石川	13.0	26.1	26.1	13.0	21.7	23
福井	0.0	5.6	22.2	50.0	22.2	18
山梨	8.3	29.2	16.7	41.7	4.2	24
長野	0.0	4.5	38.6	38.6	18.2	44
岐阜	14.0	27.9	34.9	18.6	4.7	43
静岡	10.3	22.4	32.8	24.1	10.3	58
愛知	30.4	29.0	24.6	13.0	2.9	69
三重	10.3	43.6	35.9	10.3	0.0	39
滋賀	0.0	9.7	16.1	41.9	32.3	31
京都	30.4	17.4	8.7	4.3	39.1	23
大阪	56.1	39.0	4.9	0.0	0.0	41
兵庫	16.7	18.5	22.2	18.5	24.1	54
奈良	47.8	52.2	0.0	0.0	0.0	23
和歌山	25.0	30.0	25.0	20.0	0.0	20
鳥取	0.0	0.0	0.0	62.5	37.5	8
島根	0.0	0.0	7.1	28.6	64.3	14
岡山	14.3	25.0	21.4	17.9	21.4	28
広島	21.2	24.2	27.3	6.1	21.2	33
山口	17.4	30.4	39.1	8.7	4.3	23
徳島	5.3	26.3	26.3	31.6	10.5	19
香川	12.5	29.2	29.2	29.2	0.0	24
愛媛	16.0	16.0	8.0	32.0	28.0	25
高知	18.8	12.5	25.0	37.5	6.3	16
福岡	13.7	30.1	31.5	17.8	6.8	73
佐賀	0.0	8.7	30.4	30.4	30.4	23
長崎	8.7	0.0	4.3	30.4	56.5	23
熊本	0.0	13.9	27.8	25.0	33.3	36
大分	5.6	33.3	16.7	16.7	27.8	18
宮崎	0.0	12.0	8.0	44.0	36.0	25
鹿児島	2.6	10.5	5.3	21.1	60.5	38
沖縄	0.0	0.0	0.0	11.1	88.9	27
総数	18.1	21.3	21.2	21.0	18.4	1,677

水準とその後10年間の変化量の間には明確な関係が認められないものの、出生率水準の高いグループほど出生率低下の幅が若干大きくなっている点については、これらのグループの有配偶出生率の押し上げ効果が出生水準の低いグループと比較して小さくなっていることに起因していることがわかる（図5）。さらに女子の年齢別にみると、出生率の高いグループで20～24歳、25～29歳における有配偶出生率の低下の影響が大きくなる傾向がある（図6）。

分析対象としたすべての市区町村の有配偶者割合の変化の寄与度および有配偶出生率の変化の寄与度を散布図にプロットしたものが図7である。有配偶者割合の変化の影響が出生率変化に対してマイナスに寄与する一方で、有配偶出生率の変化がプラスに寄与している市区町村がほとんどであるが、両要因ともにマイナスに寄与している市区町村も少なくない。有配偶者割合の変化がプラスに寄与している市区町村が極めて少数ながら存在する。

図2 1990年の合計特殊出生率と2000年までの変化量の関係

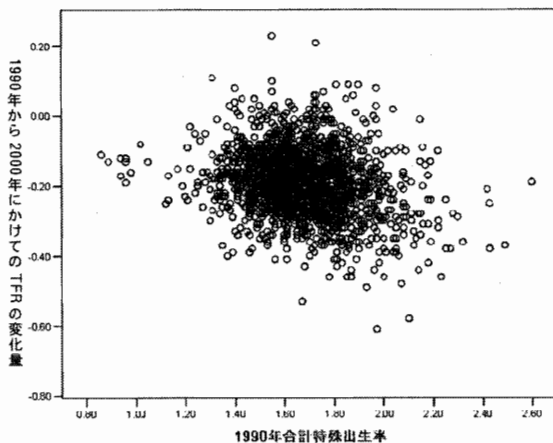


図3 1990年時の出生率水準グループ別にみた2000年TFRの市区町村分布

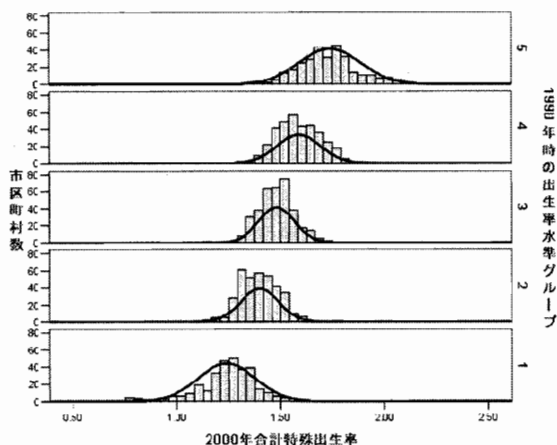


表4 1990年時の出生率水準グループ別にみた合計特殊出生率（1990年→2000年）の変化量

出生率水準	TFR変化量	市区町村数
グループ1	-0.17	304
グループ2	-0.17	357
グループ3	-0.18	356
グループ4	-0.19	352
グループ5	-0.23	308
合計	-0.19	1,677

図4 出生率水準グループ別にみた合計特殊出生率（1990年→2000年）の変化量（女子年齢5歳区分）

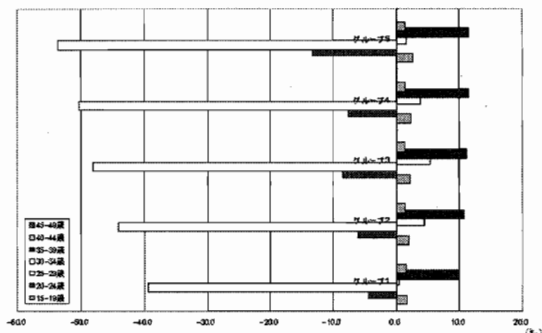


図5 1990年時の出生率水準グループ別にみた合計特殊出生率（1990年→2000年）の変化量の要因分解

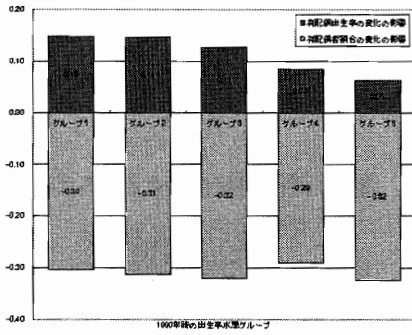


図6 出生率水準グループ別にみた合計特殊出生率（1990年→2000年）の変化量の要因分解（女子年齢5歳階級別）

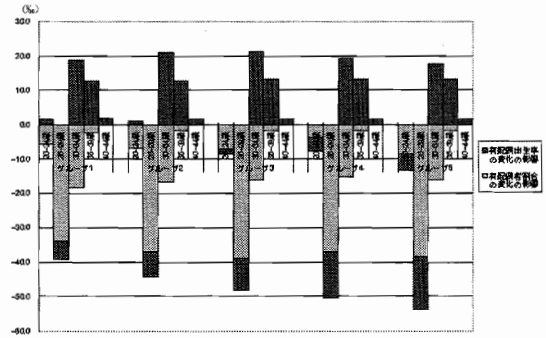
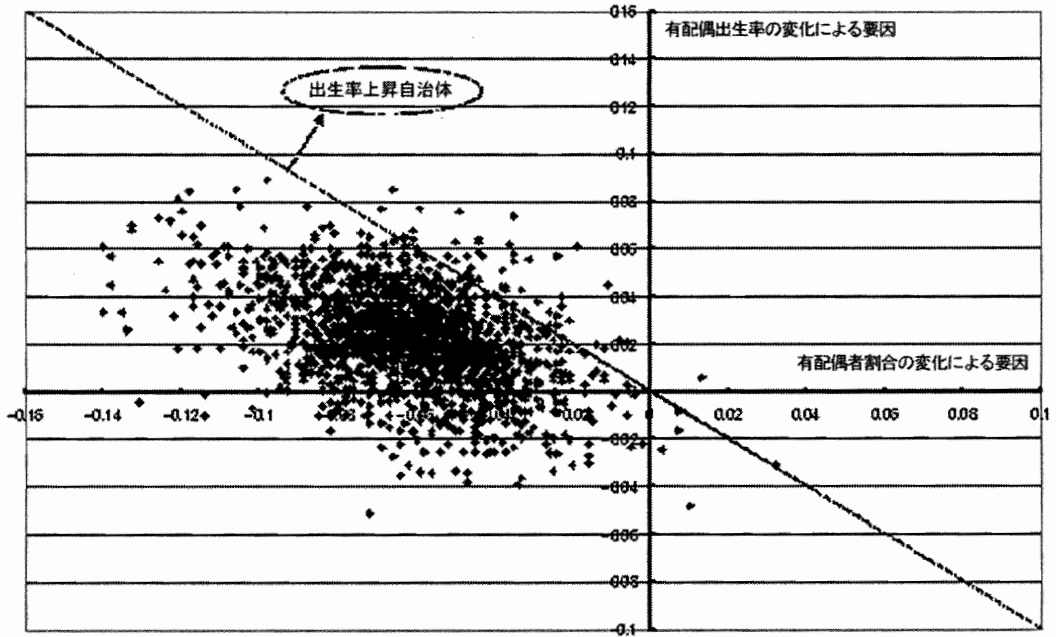


図7 有配偶者割合の変化の寄与度と有配偶出生率の変化の寄与度に関する散布図



IV. 出生率上昇自治体にみる出生率と有配偶人口の動向

1990年から2000年までの10年間における市区町村別の出生率の変化およびその背景にある人口および社会経済的要因を考察するひとつの手がかりとして、ここでは出生率が上昇した（変化の場合も含む）市区町村に注目し分析をおこなう。分析に用いた1,677市区町村のうち合計特殊出生率（ベイズ推定値）が上昇した市区町村数は57であった。出生率水準グループ別、および都道府県別にみた出生率上昇自治体数の分布を表5、6に示す。

前節では要因分析により有配偶者割合の変化が出生率に及ぼす影響を検証したが、有配偶者割合の変化は、人口の増減にも影響を受ける。つまり、有配偶者割合の上昇は有配偶人口の増加と有配偶以外の人口の減少のいずれの場合でも生じる。日本全体でみると1990年から2000年の10年間に女子有配偶人口は15から49歳までのすべての年齢階級で減少しており、前節の図7からもわかるとおり有配偶者割合の上昇が合計特殊出生率の変動にプラスに作用した市区町村数は極めて限定的であった。また、特定の年齢階級における人口の変化は、コーホートの影響も受ける。具体的には、本分析に用いた人口を例にとると、25～29歳人口は1990年から2000年にかけて大幅に減少しているが、その背景には1990年に25～29歳であった第二次ベビーブーマーの10年間の動きに他ならない。そこで、有配偶者割合の増減の背景にある有配偶人口の動向と出生率の関係について若干の考察を行うため、ここでは全国の有配偶人口の増加率に対する各自治体の有配偶人口の増加率出生率を分析に用いる。つまり、全国平均に比して有配偶人口の増加率が高い場合には、有配偶人口が相対的に増加したとみなす。出生率上昇自治体とその他の自治体を含む全市区町村とを比較した場合、出生率上昇自治体では、女子の有配偶人口が相対的に増加

表5 出生率水準グループ別にみた出生率上昇自治体

	出生率上昇自治体数	総数
グループ1	12	304
グループ2	13	357
グループ3	6	356
グループ4	17	352
グループ5	9	308
合計	57	1,677

表6 都道府県別にみた出生率上昇自治体

	総数に占める出生率 上昇自治体割合(%)	総数
北海道	3.1	65
青森	6.5	31
岩手	2.9	35
宮城	-	42
秋田	3.8	26
山形	-	27
福島	2.6	38
茨城	-	67
栃木	2.4	42
群馬	4.3	46
埼玉	-	75
千葉	-	62
東京	-	49
神奈川	-	34
新潟	1.9	52
富山	-	23
石川	-	23
福井	-	18
山梨	-	24
長野	2.3	44
岐阜	9.3	43
静岡	1.7	58
愛知	8.7	69
三重	15.4	39
滋賀	-	31
京都	8.7	23
大阪	7.3	41
兵庫	7.4	54
奈良	-	23
和歌山	10.0	20
鳥取	-	8
島根	-	14
岡山	-	28
広島	-	33
山口	4.3	23
徳島	-	19
香川	4.2	24
愛媛	8.0	25
高知	-	16
福岡	2.7	73
佐賀	4.3	23
長崎	-	23
熊本	11.1	36
大分	-	18
宮崎	16.0	25
鹿児島	-	38
沖縄	7.4	27
合計	3.4	1,677

表7 有配偶人口の増加がみられる市区町村割合(出生上昇自治体と全市区町村との比較)

〔出生率上昇自治体〕						
	グループ1	グループ2	グループ3	グループ4	グループ5	合計
15-19歳	41.7%	15.4	83.3	70.6	55.6	50.9
20-24歳	75.0	76.9	83.3	100.0	88.9	86.0
25-29歳	83.3	61.5	83.3	41.2	33.3	57.9
30-34歳	75.0	53.8	66.7	29.4	0.0	43.9
35-39歳	83.3	53.8	66.7	52.9	22.2	56.1
40-44歳	33.3	30.8	66.7	88.2	88.9	61.4
45-49歳	16.7	30.8	50.0	88.2	77.8	54.4
市区町村数	12	13	6	17	9	57
〔総数〕						
	グループ1	グループ2	グループ3	グループ4	グループ5	合計
15-19歳	40.8%	54.1	57.6	58.5	64.6	55.3
20-24歳	46.1	59.7	67.7	77.0	76.3	65.6
25-29歳	54.3	55.2	50.6	36.9	24.7	44.6
30-34歳	52.0	37.0	29.5	25.6	13.3	31.4
35-39歳	45.4	38.1	32.0	33.5	22.1	34.2
40-44歳	28.0	49.3	63.8	79.5	88.3	62.0
45-49歳	33.6	60.8	74.7	84.9	87.7	68.8
市区町村数	304	357	356	352	308	1,677

していることがわかる。出生率水準グループ別にみると、出生率水準の最も低いグループでは、有配偶女子の増加率が全国比を上回る自治体の割合が高く、出生率の上昇が有配偶者の出生率の動向に強く関係していることが示唆される(表7)。他方、出生率の高いグループでは出生率上昇自治体とその他の自治体の間に顕著な差がみられない。出生水準の低いグループほど、若年有配偶者の増加が出生率上昇の誘因になっている可能性がみられる一方で、出生率の高いグループでは必ずしも総人口や有配偶女子人口の増加が出生率上昇の主な要因ではないことが考えられる。前節Ⅲでおこなった出生率変動の要因分解で用いた有配偶者割合は、周知の通り、各年齢別の総人口に対する有配偶人口の割合であり、有配偶者割合の変化が主として未婚者人口の変化によるものなのか、あるいは有配偶人口の変化によるものなのかを把握するものではない。出生率の高いグループにおいては、若年未婚者層の転出等による有配偶人口割合の相対的な上昇も考慮に入れる必要がある。

V. まとめ

地域の出生率は、その水準、変化のパターンともに多様であり、それらの既定要因も一様ではない。極めて複雑な背景のもとで地域出生力は変動している。しかしながら、結婚の動向、あるいは夫婦の出生力という大きな2つの人口学的要因によって、ある程度その概要が説明できる。今回の分析によって、有配偶者割合の低下が多くの市区町村においてTFRを低下させており、とりわけ20歳代での影響が大きいことがわかる。有配偶出生率の変化の影響は、ほとんどの市区町村においてTFRの変化に対してプラスに作用しているものの、出生率水準の高いグループでは、20歳代においてマイナスに作用している傾向

が観測される。出生率水準には地域間格差が認められることから、出生率変動の既定要因も地域によって異なっていることが示唆される。

(注) 本稿は『平成14～16年度 少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究(厚生労働科学研究 政策科学推進研究事業)』の助成によって行った調査研究の一部をまとめたものである。

文献

- 岩淵勝好(主任研究者)(2004)『出生率の地域格差に関する研究』(児童環境づくり等総合調査研究事業報告書 平成15年度)こども未来財団
- 岩淵勝好(主任研究者)(2005)『出生率上昇に寄与する政策効果に関する研究』(児童関連サービス調査研究等事業報告書 平成16年度)こども未来財団
- 国土庁計画・調整局編(1998)『地域の視点から少子化を考える—結婚と出生の地域分析—』大蔵省印刷局
- 厚生労働省編(2005a)『厚生労働白書 平成17年度 地域とともに支えるこれからの社会保障』ぎょうせい
- 厚生労働省編(2005b)『労働経済の分析 平成17年版 人口減少社会における労働政策の課題』
- 厚生労働省雇用均等・児童家庭局編(2005)『働く女性の実情 平成16年度』(雇用均等・児童家庭局一般資料No.5)
- 厚生省人口問題研究所編(1987)『都道府県別人口の出生力に関する主要指標 昭和45年～60年』(研究資料246号)
- 厚生省人口問題研究所編(1990)『出産力調査に基づく結婚と出生の地域分析』(調査研究報告資料第3号)
- 厚生省人口問題研究所編(1993)『都道府県別未婚率と初婚年齢(SMAM)の推移』(研究資料第277号)
- 内閣府編(2004)『少子化社会白書 平成16年度』ぎょうせい
- 佐々井 司(2005)「市区町村別にみた出生率の動向と変動要因」, 高橋重郷(主任研究者)『少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究』(厚生労働科学研究費補助金(政策科学推進研究事業)仮題番号H14-政策-029) 平成16年度報告書 平成14～16年度総合報告書), pp.256-
- 高橋眞一(1997)「出生力の地域的分析」, 濱秀彦・山口喜一編著『地域人口分析の基礎』古今書院, pp.37-59
- 清水昌人(2001)「人口分布変動がTFRに与えた影響」『人口問題研究』57-2, pp.49-59
- 山内昌和, 西岡八郎, 小池司朗(2005)「近年の地域出生力—都市圏を単位とした1980～2000年の変化と格差の検討」『人口問題研究』61-1, pp.1-17

The fertility trends and their determinants of differentials for Japan's municipalities

Tsukasa SASAI

In this paper, the relationship between fertility levels and the patterns of their changes are statistically analyzed, using municipality data after the end of 1980s.

In concrete terms, municipalities are classified based on the level of Total Fertility Rate and thereafter the patterns of fertility changes by each TFR level group are examined.

Fertility change is assumed to be determined by two factors, one is the change in marriage rate and the other is the change in marital fertility. Those factors influence differently on fertility level and its pattern of change by TFR level group. In each TFR level group, a decline in marriage rate in age 20s is the most influential on the decline in TFR and the tendency is observed that the higher in TFR, the larger decline in marriage rate. Furthermore, in the higher TFR level group, a decline in marital fertility for their 20s is also affected on the fertility decline.

Population migration is another important factor on the fertility changes for municipalities. The change in marriage rate for each municipality is attributed by migration of youth marital population and this tendency is more seen particularly in lower TFR level groups.

特集：少子化の新局面とその背景

日本における離婚の現状：
結婚コーホート別の趨勢と教育水準別格差*

ジェームズ・レイモ**，岩澤美帆，ラリー・バンパス**

日本における普通離婚率の上昇が注目されて久しい。しかし離婚確率に関する精緻な分析や、離別経験の社会経済的格差に関する定量的研究は必ずしも多くない。本稿では、(1)離婚発生の趨勢を結婚コーホート別に記述し、また、(2)女性や子どもの福祉とも深く関わる、女性の離別経験をめぐる教育水準別格差の時代変化を検証するために、人口動態統計における婚姻統計と離婚統計、および国勢調査による学歴別配偶関係を用いた人口学的分析を試みた。

離婚の発生状況を、過去20年以上にわたる結婚コーホートについて整理した結果、離婚の累積確率は、最近の結婚コーホートほど高くなっていることが示された。生命表分析によって得られる、2002年の離婚率に基づく疑似結婚コーホートの推定値は、今日の結婚のおよそ3分の1が結婚後20年以内に離婚に終わることを示唆する結果となった。また、離別経験はいずれの教育水準でも増大しているものの、教育水準の低い集団ほど著しく、この20年間、教育水準間における差が拡大していることが示された。1980年時点ではほとんど認められなかった教育水準による離別経験割合の違いは、その後、高卒以下の女性は、短大以上の女性に比べ、離別を経験している割合が格段に高いという結果を示している。

今日の日本における離婚の発生は、1990年代に欧米社会で観測された水準に並ぶものである。しかし日本は、既婚女性の有業率が低く、他方で家族による相互援助が重視されるなど、欧米先進国とは異なる社会文化的事情を有する。離婚の増大と社会経済的格差が、家族のライフコース、とりわけ欧米社会でも高い関心が寄せられている女性や子どもの福祉にどのような影響を与えるのかについて、こうした点をふまえて、一層の理解を深めていく必要がある。

I. はじめに

先進諸国では、過去数十年にわたり、家族形成に関わる行動およびライフコースに多大な変化が生じた。これはしばしば「第二の人口転換」と呼ばれるもので、(a)晩婚化、晩産化、(b)同棲、離婚および婚外出生の増加、(c)母親の雇用労働者化といった変化が含まれている (Lesthaeghe 1995; McLanahan 2004)。これらの変化に対する理論的説明としては、女性の雇用機会および消費意欲の増大、男性の所得見通しの悪化、信仰心の薄れ、個人重視の傾向といったことに焦点が当てられている (Lesthaeghe 1988)。こうした家族変化

* 本論文はレイモ、岩澤、バンパスによる共同執筆である。諸外国における離婚研究のレビューおよび離婚確率の推定はレイモが担当した。分析に必要なデータベース構築および日本における離婚分析法のレビューを岩澤が担当し、バンパスは米国における離婚の分析結果の提供および教育水準別格差の検証における方法論開発において重要な貢献があった。

** ウィスコンシン大学マディソン校社会学部

の実証的特徴として目を惹くのは、社会経済的および地域的な格差が見られるということである。たとえば、アメリカ人口学会会長を務めた Sara McLanahan は、最近の会長講演で、家族変化のパターンは、母親の社会的地位によって道筋が異なると論じた (McLanahan 2004)。子どもに望ましい影響を及ぼす変化 (晩婚化、晩産化、母親の就業等) が、社会経済的資源に比較的恵まれた女性に集中する一方で、望ましくない結果につながる変化 (離婚、婚外出生等) は資源の乏しい女性に偏る傾向が強まっている。このように第二の人口転換に結びついた家族変化は、社会の階層化、とりわけ子どもの福祉 well-being にかかわる社会経済的格差に大きな影響を及ぼす可能性がある。

McLanahan は家族行動における社会経済的格差の様相が、多くの欧米先進諸国間で似通っていることを強調したが (McLanahan 2004)、変化のスピードおよび性質が国によってかなりばらつきがあることも事実である (Lesthaeghe 1995; Lesthaeghe and Moors 2000)。国際比較研究では、日本は第二の人口転換に関連する一部の変化が急速に進行した反面、その他の変化は緩慢であるという異色の存在である。具体的には、出生率が極めて早い時期に人口置換水準を下回り、婚姻年齢も急激に上昇したという点で、日本は第二の人口転換の先頭を走ってきた。ところがその一方で、母親の就業や離婚の増加を始めとする他の家族形態については、大半の低出生率国が経験しているほど一般的ではない (Tsuya and Bumpass 2004)。また、社会経済環境および社会規範の急激な変化にもかかわらず、同棲や婚外出生といったいくつかの家族行動については、皆無に近いと指摘されている (たとえば Thomson 2003)¹⁾。

日本におけるこうした家族変化の特異的なパターンは、上で述べたような社会経済の変化と、大半の欧米諸国とは異なる日本独自の家族制度・価値観との間に、ある種の対立状況が生じていることを反映しているとも見られる (Mason, Tsuya, and Choe 1998)。日本の人口学的変化に関するこれまでの研究では、婚姻率および出生率の低下を、高学歴化、女性の雇用機会の増加、消費意欲の増大、ならびに晩婚化や母親の就業といった、以前では「逸脱」とされた家族行動に対するより寛容な態度を含む、比較的広く行き渡った社会経済的な変化と結びつけていた (Raymo 2003; Retherford, Ogawa, and Matsukura 2001; Tsuya and Mason 1995)。しかしながら一方で、同棲や婚外出生の増加といった他の家族変化は他国ほどは目立たない。第二の人口転換の理論的支柱である個人主義の台頭が日本ではそれほど顕著ではないために、脱標準的行動の普及が抑制されているのではないかとの見方もある (Atoh 2001)。しかし、最近の調査結果の中には、同棲や婚外出生が、今後は増加する可能性を示唆しているものもある (e.g., Rindfuss *et al.* 2005)。

さて、本稿では、近年の離婚の動向と社会経済的格差に焦点をあてる²⁾。離婚件数が急増していることは明らかで、普通離婚率は1990年代に6割強も上昇した。日本の離婚をめ

1) 日本の合計特殊出生率は1974年以降、2.1を下回っている。2002年の平均婚姻年齢は女性27.4歳、男性29.1歳。出生に占める婚外出生の割合は1.9%、25~29歳の未婚男女で同棲しているのは3%にすぎない (国立社会保障・人口問題研究所 2004, 2005)。

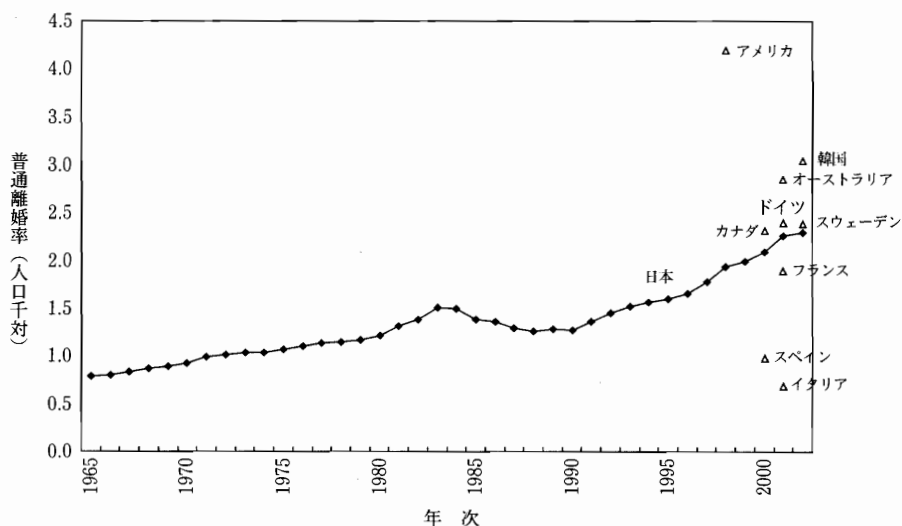
2) 本研究の主要な結果は、Raymo, Iwasawa, and Bumpass (2004) にて公表されている。

ぐる状況がこれまでと違う局面を迎えつつあることが指摘されている（永田 2004）。しかしマスメディアに離婚に関する記事があふれている反面、離婚についての人口学的な分析はきわめて少ない。既存の研究は主として普通離婚率の動向に着目しているが、いずれも離婚のリスクについて直接言及するものではない。さらに、離婚における社会経済的格差、あるいはその格差が諸外国と比べてどうなのかといったことについても、十分には明らかになっていない。本稿では、このような既存の日本の家族研究および離婚の国際比較研究に欠けていた部分を補うために複数のデータソースを用いて分析を進めたい。まず、人口動態統計データを使って、過去の実績および疑似結婚コーホートについての離婚発生の軌跡を描く。これらの推定値から、離婚が時代とともにどの程度増加したかが明確になり、他の先進諸国との比較も可能になる。また、国勢調査のデータを用いて離別者割合における教育水準別格差を検証し、この格差が時代とともにどのように変化したのかも提示する。これらの分析結果から、他の低出生力社会で見られる離婚の社会経済的格差（McLanahan 2004）が、日本でも同様に観察されるのかを明らかにしたい。結果を示す前に、日本の家族変化の背景と離婚に関する既存の研究について簡単に触れておこう。

II. 研究の背景

日本の普通離婚率は1990年代に一貫して上昇し、2002年には2.3に達した（図1）。図の右端に示されているとおり、この数字がアメリカを除く先進諸国の大半と同水準であることを認識しておく必要がある。また、日本はイタリアやスペインといった南欧諸国と多くの人口学的特徴を共有していながら（Lesthaeghe and Moors 2000）、離婚率に関して

図1 日本の普通離婚率の趨勢と諸外国の近年の値



注：UN, Demographic Yearbook(2002)による。日本については『人口動態統計』による。

は、これら2国をはるかに上回っている。アメリカと同様、離婚件数の急激な増加は、家族ライフコースの大規模な再編が日本でも進行していることを示唆するものである。今後は日本でも、離婚が女性と子どもに及ぼす影響を検証し、諸外国と比較することが重要になろう。多世代同居の規範 (Rindfuss *et al.* 2004) や、家族による助け合いを重視する傾向 (Ogawa and Retherford 1997) によって、これらの影響が緩和されることも考えられるが、強固な性別役割分業体制 (Tsuya and Mason 1995) や、結婚した女性の多くが、不安定な就業形態であることを考えれば (Brinton 2001; 岩澤 1999)、離婚が女性やその子どもに及ぼす影響は、アメリカをはじめとした他の離婚が多い国よりもさらに深刻なものになる可能性がある。

日本は、独自の歴史および家族制度に特徴づけられる非ヨーロッパ型社会であり、第二の人口転換に伴って家族に社会経済的格差が広がりつつあるという McLanahan の仮説 (McLanahan 2004) が普遍性を持つかどうかを検証する上で大変重要なケースである³⁾。近年の日本に見られる均質的な家族ライフコース (Brinton 1992) は、離婚に関する社会経済的格差が比較的限定的であることを予想させる。こうした予想は1950年代の出生率低下、および近年の晩婚化・非婚化といった行動変化が社会の全階層で急速に広まったという事実 (Hodge and Ogawa 1992; Raymo 2003) から強化されうが、その一方で、われわれは先ごろ、増加傾向にある妊娠先行型結婚において社会経済的格差が拡大していることを明らかにした (Raymo and Iwasawa 2004)。日本では、学歴の低い女性が学歴の高い女性と比べて、明らかに妊娠先行型の結婚をする傾向が強まっている。離婚に関しても同様の傾向が確認できれば、日本の家族ライフコースの均質性が崩れつつあるというさらなる証左となるだろう。社会経済的格差の広がりや、昨今、日本でもよく議論されるテーマだが (佐藤 2000; 橘木 2001; 山田 2004)、家族行動における格差増大の潜在的役割については、これまでほとんど注目されてこなかった。

実際、日本の離婚の生起に関する学術的研究はきわめて少ない。既存の研究は性・年齢別普通離婚率の年次推移の記述 (廣嶋・板東 1990; 廣嶋・山本 1992; 小山・山本 2001 など)、普通離婚率の地域格差分析 (Fukurai and Alston 1990; Uchida, Araki, and Murata 1993)、ならびに結婚持続期間別疑似コーホート分析 (金子・三田 1988; 金子・白石 1998 など)、あるいは年齢別離婚率に基づく (ただし年齢別結婚持続期間の違いを考慮しない) 疑似コーホート分析 (別府 2002; 池ノ上・高橋 1994) に限られている。日本の離婚研究が少ない背景には、おそらく利用できるデータが限られているという事情が大きい。アメリカやヨーロッパ諸国で広く分析されているような婚姻歴の詳細な記録は、日本では入手できない⁴⁾。ただし、だからといって、既存のデータから何も得られないというわけではない。

3) 離婚率の低さは、日本の「伝統的な」特徴でないことに留意する必要がある。家族史の研究 (速水 1973; Fuess 2004) によると、19世紀には日本の離婚率はきわめて高かった。

4) 婚姻歴のデータは日本家族社会学会が行なった全国調査『戦後日本の家族の歩み』(NFRJS01) および日本版 GSS (Japanese General Social Survey, JGSS) などから入手できるが、いずれの調査も離別者の捕捉率が低いという問題があるため、離婚の水準自体の検証には適していない。

本稿では3つの目的を設定した。第一は、実際の結婚コホートにおける離婚発生を、観測できる最新の結婚持続期間までたどることである。第二は、最新の期間データを用いて疑似結婚コホートを作成し、各結婚持続期間で離婚に終わる累積確率を推定する。最後に、国勢調査から得られる35～39歳の結婚経験者（有配偶、離別、死別）に占める離別者割合を取りあげ、学歴による初婚年齢の違いを調整したうえで（観測年齢時における結婚持続期間別の学歴構成に影響を与えるので）、離別経験における教育水準別格差を間接的に評価したい。

III. データと方法

1. データ

結婚持続期間別の離婚リスクを推定するための基本的なデータは、人口動態統計によって時系列的に把握されてきた婚姻件数と離婚件数である。離婚に関するデータは同居開始年と同居解消年によって分類されているが、厚生労働省が毎年発行している報告書には含まれておらず、特別集計として公表されている。これらのデータを後述する方法で補完し、結婚の発生および離婚の発生を、届出年ではなく実際に発生した年ごとに把握することを試みた。

他方、離別経験における教育水準別格差を推定するためのデータは、国勢調査から得られた35～39歳女性における結婚経験者にしめる離別者割合と、この年齢層における結婚持続期間における教育水準別格差の指標を組み合わせたものである。

2. 届出年の修正

離婚に関する特別集計表は当該年（1979～2002年）に届出が出されたすべての離婚を、同居開始年および同居解消年によって分類している。婚姻の約10%、離婚の約30%は発生した年に届出が出されないため（石川 1989, 1995）、結婚と離婚について、届出年ではなく、実際にそれらが発生した年に基づいて結婚持続期間を測定することが肝要である。われわれが用いる人口動態統計では、ある年の結婚コホート別、結婚持続期間別の離婚発生件数を、同居開始年と同居解消年から特定できる各結婚コホートごとに、それぞれの年に登録された離婚数を合計することによって把握することができる。

データから把握可能な最も古い結婚コホートは1979年であり、データが得られる最新の年は2002年なので、届出のあった離婚を、最長、発生から23年にわたって追跡することができる⁵⁾。近年になるほど未届の離婚割合が高まるため、われわれの算定は最近のものほど不正確になってしまう。結婚年別の年間離婚件数を求めるにあたっては、図2に示し

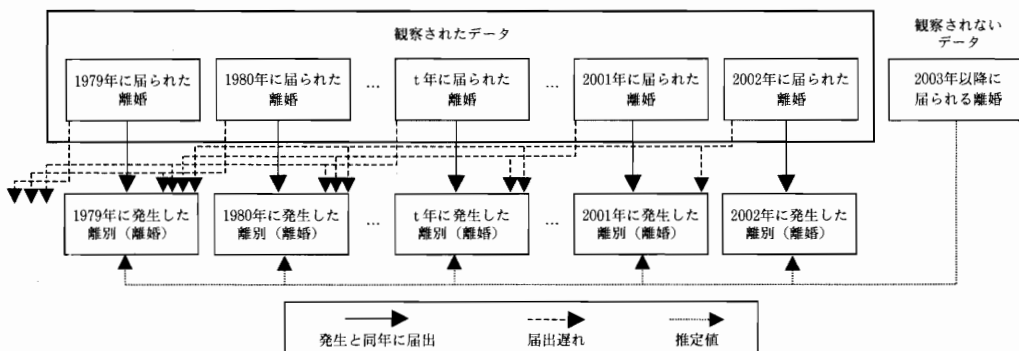
5) 人口動態統計には、婚姻が解消しているが正式な届出が出されていない離婚に関する情報は一切含まれない。「事実上」の離婚がアメリカと同様に一般的なものであるなら（Bumpass, Castro Martin, and Sweet 1991）、人口動態統計データは離婚件数を控えめに見積もっていることになる。さらに、届出のあった離婚と事実上の離婚において、いずれかの確率に社会経済的格差があるとすれば、以下に述べる分析は離婚における教育水準別格差を過小あるいは過大に見積もっている可能性がある。

た手順を用いた。まず、毎年の届出離婚件数から、それ以前の年次に発生した分を引き、それを実際に発生した年の件数に加える。つまり t 年の事象の数は、 t 年に登録された数から、 n 年前に発生した分を引き、さらに t 年より n 年後に登録された数を加えたものである ($n = 1 \sim 23$)。こうした届出遅れによる差し引きが図 2 における太い破線として示される。これによって、未届の大部分を観察できないごく最近を除いて、毎年の離婚件数がある程度正確につかめることがわかる。さらに、届出遅れの動向が長期的に安定しているという事実を利用すれば、2002年以前に発生しつつも、届出が出されていない（2003年以降に届けられる可能性のある）件数についてもある程度推定することができる。

まず、事象の件数をほぼ完全に把握できている年とそれらが届出られた年の情報を用いて、ある年に発生しているにもかかわらず2002年までに届出られていない件数の割合を推定する。たとえば1999年に発生した全離婚の正確な件数を推定するには、まず2000年から2002年に届け出られた遅延分を加え、その総数を1999年以前に発生した離婚件数のうち離婚後3年以上経過してから届出られた離婚数の割合を用いて補正する⁶⁾。こうして得られた推定値（2002年までに発生したが、届出が2002年以降になる推定離婚件数を足しあげたもの）が、図 2 の細い点線である。この操作が妥当かどうかを確認するために、届出が任意の年数遅れた過去の結婚持続期間別離婚件数も推定してみたが、すべての事例において、実際の値に極めて近い推定値が得られた。

続いて、離婚数の推定に用いたのと同様の手法を用いて、各年の結婚コーホートを作成する。人口動態統計の集計では、当該年に届出が出された、すべての婚姻を同居開始年によって分類している。離婚のデータと同様に、届出が遅れた婚姻件数を、届出年から発生年に振り分けることによって、毎年の結婚コーホートを把握することができる⁷⁾。上記で紹介した手順を用いて、既に発生しているがまだ届出されていない婚姻件数を推定し、結婚コーホートの規模を上方修正した。毎年の婚姻件数と結婚コーホートごとの結婚持続期

図 2 毎年の離婚数算定に用いられた補正方法



注：全離別が同居を始めた年、および同居をやめた年別に分類されている。

6) この補正手順は、石川 (1995) で述べられたものときわめて近い。

7) 分析には、再婚、再婚後の離婚を含む、すべての婚姻および離婚に関するデータを用い、分析上初婚と再婚の区別はしていない。女性では初婚が全婚姻に占める割合は1979年で91%、2002年では85%である (国立社会保障・人口問題研究所 2005)。

間別離婚発生件数がわかれば、結婚コーホートごとに結婚持続期間別の離婚発生の累積確率を計算することができる。結婚コーホート別・結婚持続期間別の離婚率を、年次別・結婚持続期間別離婚率に変換すれば、疑似結婚コーホートによる最近の結婚解消の累積確率を求めることができる。われわれのデータのうち最も古い結婚コーホートは1979年なので、2002年の離婚率を使えば、婚姻後23年にわたる、疑似結婚コーホートの離婚の軌跡を描くことができる。ここでは死亡による結婚の解消は考慮されていないが、日本での若年および中年層の死亡率が低いことを考えると、この簡略化が結果に影響することはないと思われる⁸⁾。

3. 離婚の累積リスク

まずは結婚持続期間別に、離婚の累積確率の疑似生命表関数を求めることから始める。これらの推定に関して、いくつか重要なポイントを指摘しておこう。

第一に、われわれが用いているのは2002年の離婚発生であること。不況、リストラおよび失業率の上昇が顕著だった1990年代（Yamagami 2002）に普通離婚率が劇的に上昇したことを考えると、できるだけ最近のデータを利用することが望ましい。

第二に、年齢別ではなく、リスクに対する暴露開始（結婚）からの累積離婚確率を推定することによって、男女個人ではなく、結婚を単位とした離別の発生状況を把握することができる。年齢別離婚率は、本研究の標的である a) 結婚持続期間別の離婚リスクのみならず、b) 婚姻年齢の関数である年齢別既婚者割合および結婚持続期間の構造、をも反映してしまう。目的が任意の年齢におけるライフコースの比較（たとえば30歳までの離婚についての出生コーホート間比較）なら、年齢に基づく累積値は妥当であろう。しかし結婚を単位とした離婚のリスクを評価するためには、結婚持続期間別の離婚率が必要となる。年齢に基づく推定値と結婚持続期間に基づく推定値との違いは、今日の日本のように婚姻年齢が急速に変化している社会（Raymo 2003）では、とりわけ重要である。最終的には、実際の結婚コーホートと疑似結婚コーホートの結果の両方を提示することによって、今日の離婚リスクに関する状況を議論したい。

4. 教育水準別格差

人口動態統計の調査票には学歴に関する情報欄がなく、アメリカの Current Population Survey (CPS) や National Survey of Families and Households (NSFH) のように回答者の社会経済的特徴や婚姻歴の情報を収集する大規模調査は、現在の日本では利用が難しい⁹⁾。

かかるデータが入手できるのを待つよりも、既存のデータを利用して可能な範囲での研

8) 日本に関する死亡率を考慮した結婚の生命表分析には館・川上（1952）、河野（1960）、金子（1974）、金子・三田（1988）、金子・白石（1998）がある。

9) 離婚の要因に関する個票データを使用した研究には、JGSS を利用した安藏（2003）および NFRJS01 を利用した加藤（2005）などがある。加藤の推定結果によれば、夫妻の学歴と離婚確率の関係は、妻大卒に比べ、妻高卒や中卒で非有意であるが正、夫大卒に比べ、夫高卒や中卒で有意に正であった。

究を進めることが肝要だと考える。そこで1980年、1990年および2000年の国勢調査のデータを用いて、各時点の女性の配偶関係構造に見られる教育水準別格差を示し、その違いが時代とともにどのように変化したかを検討する。女性に着目する理由は、離別経験がとくに女性やその子どもの福祉に大きな影響を与えるという諸外国における議論を勘案し、日本についても女性の福祉に対する影響を検証することが将来的な課題であることによる。

現在の配偶関係における格差を見ることで、離婚における教育水準別格差を解明しようとする試みには、ふたつの大きな問題があることを認識しておく必要があるだろう。ひとつは、現時点における配偶関係では、離別を経験しつつも再婚した女性は有配偶者に分類されるので、離別者は実際の離別経験者数より過小になるということである¹⁰⁾。われわれがここで明らかにしたいことは、離別の発生レベルそのものではなく、その教育水準別格差なので、離別者の過小問題よりも再婚の発生確率自体に教育水準別格差がないと仮定できるかどうかが重要となる。初婚への移行については教育水準別格差が増大しているので(Raymo 2003)、この前提が妥当ではない可能性が示唆される。しかし、アメリカなど先進諸国では、再婚における教育水準による差異がとりたてて大きくないという事実を見れば(de Graaf and Kalmijn 2003)、日本でも同様に差異が小さい可能性もある。実際、学歴と離婚に関する情報が揃っている唯一の大規模な調査である出生動向基本調査(JNFS)によれば、再婚における大きな学歴差があるようには見受けられない。ただし、いくつかの学歴グループでは離婚した回答者が少ないので、このデータのみから再婚における学歴差が無視できるほど小さいと断定することはできない。われわれの結果を評価する際には、この点に留意されたい。

第2の問題は、年齢に基づく場合と結婚持続期間に基づく場合の生命表の比較の説明において、既に述べたものである。われわれが利用できる国勢調査のデータでは、各年齢における離別者割合に基づく推定にならざるをえない。低学歴層は高学歴層よりも概して若い年齢で結婚する傾向があるので(Raymo 2003)、離婚リスクにさらされる期間の長さは、学歴に反比例することになる。われわれは簡便な方法でこの問題に対処した。まず年齢グループごとに学歴別に平均初婚年齢を求め、学歴別既婚女子人口を平均初婚年齢から調査年までの年数によって重み付け調整する。この調整済み既婚女子人口指標で離別者人口を除することによって、離別者割合の大きさは、離婚リスクの始まる年齢における教育水準別格差を反映することができる。このようにして、各国勢調査における学歴グループごとに、離婚リスク開始年次から国勢調査年までの年平均離別者割合を求めることができる。

国勢調査の集計における結婚経験者の重み付けに用いる学歴別平均初婚年齢を計算するために、われわれは出生動向基本調査(JNFS)のデータを利用した。国立社会保障・人口問題研究所が5年ごとに実施している同調査は、全国から抽出された50歳未満の有配偶女性の大規模な標本について、学歴と婚姻年齢に関する情報を得ることができる。1980年

10) 出生動向基本調査の回答者のうち離婚経験者の現在の配偶関係を集計すると、離婚した女性のおよそ40%、男性のおよそ60%が再婚している。

国勢調査の結果調整用の平均初婚年齢は1982年の出生動向基本調査から、1990年用の数値は1987年と1992年の同調査の融合データから算出し、2000年用の数値は1997年の調査から得た。国勢調査では学歴別配偶関係の集計は年齢5歳階級別に示されているので、われわれは各出生動向基本調査においてそれに近い年齢グループの平均初婚年齢を計算した。のちほど紹介する分析では、35～39歳に焦点を当てたが、その理由は、この年齢層の女性は婚姻期間が長いので既に多数の離婚が発生していると思われること、同時に、彼女たちの経験が比較的最近の結婚を代表していると考えられるからである。

分析と結果については、二つに分けて提示する。まず離婚の趨勢と水準を検証し、続いて離別者割合における教育水準別格差を検討する。

IV. 結果

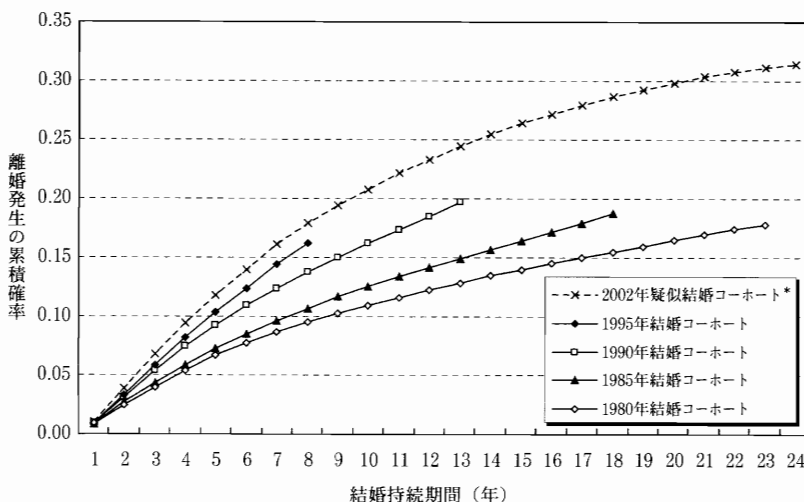
1. 趨勢と水準

離婚の趨勢を、1980年以降の結婚コーホートの累積離婚確率と、2002年の離婚率に基づく疑似結婚コーホートの軌跡によって示したい。後者は、もし、ある結婚コーホートが最新の結婚持続期間別離婚率に従ったならば、どれほどの累積離婚確率が実現するかを示すことによって、近年の離婚増加の含意を浮き彫りにする。

図3は、5つの累積離婚確率を表したものである。4つの実線は1980年、1985年、1990年および1995年の各結婚コーホートの実際の軌跡で、破線は2002年に観測された結婚持続期間別離婚率から算出された疑似結婚コーホートの累積離婚確率である。離婚確率の急激な上昇は一目瞭然だが、その変化は1985年と1990年の結婚コーホートの間において特に顕著である。結婚後5年未満の離婚は、1995年の結婚コーホート（12%）では1980年の結婚コーホート（8%）の5割増しになっている。10年未満の離婚の割合は、1980年の結婚コーホートでは12%だが、1990年の結婚コーホートでは17%に増加した。1985年と1990年のコーホート間のひらきがやや大きいものの、最近のコーホートほど結婚持続期間ごとの離婚確率は高くなっている。疑似結婚コーホートの離婚確率もこの上昇傾向の延長線上にあり、1995年結婚コーホートをしのぐ増加を示すが、その後はなめらかな曲線を描き、結婚後12年目の離婚確率が1990年のコーホートを上回る程度は、1990年のコーホートと1985年のコーホートを比較した場合とほぼ同じである。10年分の増加（2000年と1990年）がそれに先立つ5年分の増加（1990年と1985年）とほぼ同じということは、増加率が若干にぶくなっていることを示唆するものだが、離婚の増加が続いていることには変わりはない。われわれは結婚後20年未満の累積離婚確率をおよそ30%と推定した¹¹⁾。この数字は従来の年齢に基づいてはじき出された生涯離婚率をかなり上回るものである（別府 2002；池ノ上・高橋 1994）。

11) 金子らは夫妻の死亡も考慮した結婚の生命表を提示している（金子・三田 1988；金子・白石 1998）。方法論が異なり、本研究との単純比較は難しいが、1995年の結婚の生命表によれば20年以内の結婚消滅率が25.8%とあり、85%が離婚による寄与という分析から、離婚による解消は約22%と推定される。

図3 結婚コホート別、離婚発生率の累積確率



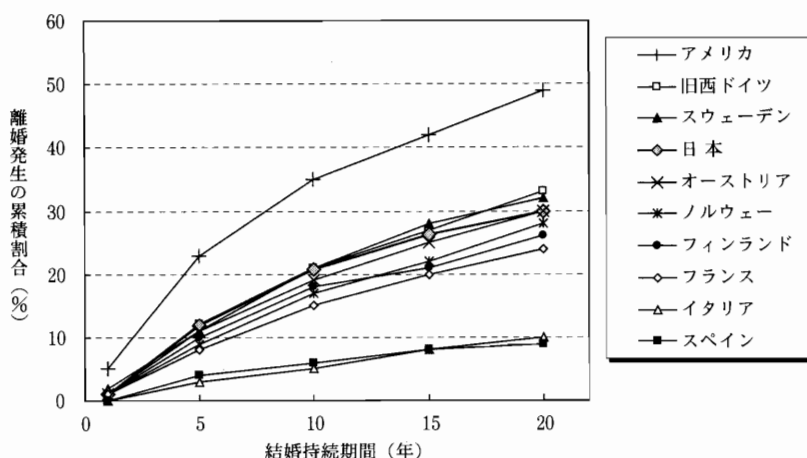
注：*は2002年単年の結婚持続期間別離婚率に基づく累積確率。

冒頭で述べたように、日本は家族に関する独自の文化を有しているため、第二の人口転換に関する欧米との比較は大変重要である。図4は結婚後各時点までに発生すると見込まれる離婚の割合を、Anderssonらが推定したヨーロッパ諸国の割合（Andersson and Philipov 2001b）と比べたものだが、その結果は驚くべきものだった¹²⁾。確かに日本の離婚率が上昇していることは知られていたが、「第二の人口転換」におけるこの側面が、日本ではいつのまにか先頭集団レベルまで進行していたのである。最近結婚した日本のカップルの離婚リスクは、アメリカには及ばないものの、いまやヨーロッパにおける離婚が多いといわれる国々と並ぶ水準である。離婚率は旧西ドイツやオーストリア、スウェーデンとほぼ同じで、フランス、フィンランド、ノルウェーを上回っている。

離婚率は婚姻後数年でピークを迎えた後、時間経過にともなって徐々に下がるものの、婚姻から23年経過しても各コホートの累積離婚件数は若干増加することが、われわれのデータから推測できる。一方、離婚の累積確率は婚姻後30年を過ぎるとほとんど増加しないので、30年未満の離婚確率を、生涯離婚率の指標と見てもよいだろう。この確率については、例えば、われわれの推定した結婚後20年未満の離婚確率に、アメリカ等の離婚に関する疑似結婚コホート分析で提示された「結婚後30年未満の離婚確率と20年未満の離婚確率の比率」をかけることによって、おおまかに計算することができる。少なくとも見積もっても、日本の全婚姻のうち3分の1が婚姻後30年未満で離婚することが示唆される。これは日本の家族形態に重大な影響を与えるものだが、とりわけ次節で示される結果から離婚の経験が社会的・経済的に恵まれない層で相対的に高いことを考えると、その合意を真剣に受

12) Anderssonらは、欧州出生・家族調査（FFS）のデータを用い、我々と同様、最新の離婚動向を用いて、疑似結婚コホートにおける離婚確率を求めている。図4の諸外国の数値は、1980年代末から1990年代初めのデータに基づくものである。なお彼らが用いた分析方法の詳細についてはAndersson and Philipov (2001a)を参照のこと。

図4 結婚後の離婚発生軌跡に関する各国比較



注：日本以外については、Andersson and Philipov (2001b)。われわれの方法と同様、標本調査における最新の動向を用いた生命表分析による疑似結婚コホートの指標。同様を経た結婚も含めた全結婚についての結果。各国の調査年次をカッコ内に示すと、アメリカ (1989-95)、旧西ドイツ (1986-92)、スウェーデン (1985-93)、オーストリア (1990-96)、ノルウェー (1983-89)、フィンランド (1983-92)、フランス (1988-94)、イタリア (1990-95)、スペイン (1989-95)、そして日本 (2002) となる。数値については付表1を参照のこと。

けとめる必要があると言えよう。

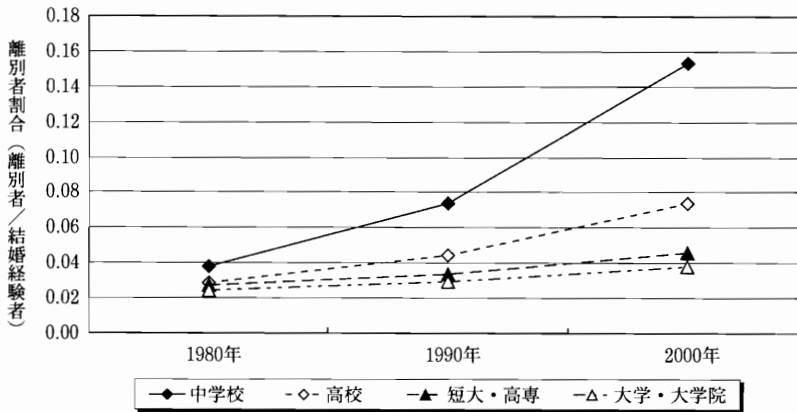
2. 教育水準別格差

離婚の急激な増加が社会の全階層で起こっているのか、あるいは社会の特定の集団に集中する傾向が強まっているのか、その程度を明らかにすることはきわめて重要である。既に述べたように、第二の人口転換に結びついた家族変化の国際比較研究では、離婚が教育水準の低い層に集中しつつあるという傾向が示されている (McLanahan 2004)。経済的な苦境が結婚を不安定にすること、ならびに1990年代の不況が社会経済的資源の乏しいカップルを直撃したことを考えると、日本でも同様のパターンが観察されることが予想される。

まずは、1980年、1990年、2000年の国勢調査における、女性の学歴別、年齢別配偶関係の集計からはじめたい。国勢調査では学歴は6つのカテゴリーに分類されている。中学校卒業者、高校卒業者、短大・高専卒業者、大学・大学院卒業者、在学者、未就学者である。最後のふたつのカテゴリーは該当者がきわめて少なく、また通常の就学年齢を超えた「在学者」のカテゴリーは本調査とはおおむね無関係であることから、対象から除外した。図5は1980年、1990年および2000年の各調査における35～39歳の女性について、結婚経験者人口（有配偶者、離別者、死別者）に占める離別人口の単純な割合を、学歴別に示したものである。離婚者割合がいずれの学歴でも増え、とりわけ1990年から2000年にかけての増加が著しいことが一目瞭然である¹³⁾。1980年には35～39歳の結婚経験のある女性で離婚している者はいずれの学歴でも5%弱であった。それが2000年になると、中卒者の15%、高卒者の7%以上が離婚している。また、短大卒以上の女性では、離別者割合の増加は比較

13) ここで示されたパターンは、30代前半、および40代前半の女性でも認められた。

図5 教育水準別、35～39歳の結婚経験女性に対する離別者の割合：
1980年，1990年，2000年

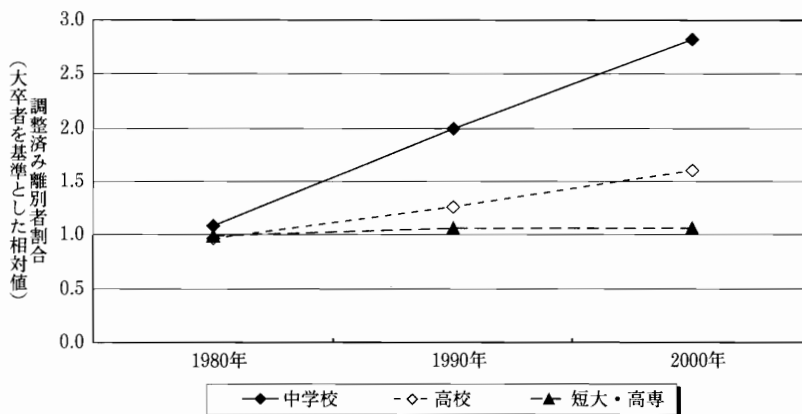


注：国勢調査1980年，1990年，2000年。

的小さなものにとどまっている。離婚した女性のおよそ半数が再婚していることを考えると、これらの数字が実際の離別経験者をかなり下回っていることに留意する必要があるものの、離別における教育水準別格差が過去20年間で急激に増加したことは明らかだと思われる。

図6は、各国勢調査の35～39歳の女性について、平均初婚年齢における教育水準別格差（出生動向基本調査から算出）を調整したうえで、時系列的な変化を大卒者に対する相対値として表したものである。この調整は学歴の低い女性の早婚傾向を勘案するためのものだが、未調整データで示されたパターンから大きくは離れていない。離別者割合における教育水準別格差は1980年には無視できるほど小さかったが、その後20年でかなり増大した。1990年には大卒女性と高卒女性の違いはわずかだが、中卒女性については離別者割合が大

図6 離別者割合における教育水準別格差：
35～39歳の結婚経験女性に対する離別者の調整済み割合（大卒者を基準とした相対値）：
1980年，1990年，2000年



きく上昇している。高学歴の女性とそうでない女性の間の格差は、1990年から2000年にかけて急速に広がった。2000年の国勢調査では、高卒女性における離別者割合は調整後も大卒女性の1.6倍である。中卒女性の離別者割合に至っては高卒女性の2.8倍に達する。もっとも中卒女性の推移については、このグループの規模がしだいに縮小し、かつ選択的性質が強まっていることを考えると、少し割り引いて考えてもよいかもしれない。ちなみに2000年の国勢調査で、35～39歳の女性のうち中卒者に分類されているのはわずか5%である。とはいえ、高卒者は同じ2000年の35～39歳の女性の中で51%を占めているので、日本の離婚において教育水準別格差が増大する傾向にあるのは間違いないだろう。

この格差を実際よりも誇張することになりかねない問題がふたつある。ひとつは、1980年から2000年にかけて初婚年齢が大幅に上がり、それと同時に離婚年齢も上昇したせいで、離婚者割合が押し上げられていることである（つまり女性が再婚する時間的余裕がない¹⁴⁾）。この変化のパターンが学歴によって異なるとすれば、離婚における学歴格差の増大を実際よりも多めに見積もっていることになる。しかしその可能性は低いと考えられる。なぜなら初婚年齢の上昇が最も高いのは、最も学歴の高い女性だからである（Raymo 2003）。つぎに、再婚する見込みにも学歴格差が広がっている可能性がある。仮に高学歴女性の間で（学歴の低い女性と比べて）離婚後すぐに再婚する傾向が強まっているとすれば、図6で示されたパターンは離婚における学歴格差の増大を誇張していることになる。しかし、われわれの知る限り、それが事実であることを示唆するいかなる実証的、実例的な証拠もない。

以上から、初婚年齢の学歴差による調整は、離婚リスクにさらされる格差を部分的にし説明できないので、われわれは図6で示された数値そのものにはさほど重きを置かない。むしろ重視すべきは、変化の一般的なパターンである。その歴然たる推移を見れば、離婚における学歴格差の増大は、限られたデータゆえの粗い測定法による誤差ではないと確信することができよう。高卒者と大卒者の調整済み離婚者割合の比率は、われわれが算出した1.6よりも多少上下するかもしれないが、1980年および1990年よりも上昇したことは明らかである。

V. 今後の課題

われわれが日本における離婚パターンに関心を抱く背景には、日本と先進諸外国との違い、すなわち日本においてはこれまで比較的均質な家族形成の特徴がみられたのに対し、他の先進諸国においては家族形成に関わる社会経済的格差の増大が指摘されてきたという事情がある。日本における離婚は、出生や結婚といった他の行動と同様、社会経済的格差が少ない形で推移するのか、それとも、先進諸外国のように、社会経済的に恵まれない集団に集中するような形で起こっているのか。本研究では、既存の官庁統計を用い、結婚コー

14) ちなみに、死・離別者に対する再婚発生率は、近年、女性の方で上昇する傾向にあり、とくに30後半以降での伸びが著しい（国立社会保障・人口問題研究所 2005）。

ホートに基づく生涯を通じた離婚の趨勢を記述し、離別者割合に関する教育水準別格差の動向を検討した。

日本では、累積離婚率は全結婚コーホートを通して際立った増加を見せている。実際、疑似コーホートから導かれた推定値は、日本における最近の婚姻のうち、およそ3分の1が離婚に終わるという驚くべき見通しを示した。この水準は離婚が多いといわれるヨーロッパ諸国に並び、大半の水準を上回るものである。日本は、かつて認識されていたような低離婚国ではない¹⁵⁾。離別者割合における教育水準別格差の概算は、過去20年間を通して離婚が学歴の低い層に集中する傾向が強まってきたことを物語っている。離別者割合にみる教育水準別格差は1980年の国勢調査ではほとんど認められなかったが、2000年の国勢調査では、高卒あるいはそれより低い学歴の女性で離婚している割合は、高学歴女性と比べてはるかに高くなっている。

アメリカを始めとする先進諸国の大半がそうであるように、第二の人口転換に結びついた家族変化は、日本でも社会の階層化に大きな影響を及ぼすことが考えられる。たとえば、離婚率の上昇が女性に与える経済的影響は、アメリカや多くのヨーロッパ諸国と比べて女性の就業が補助的な形態にとどまっている日本では特に顕著かもしれない。しかしその一方で、離婚後に親と同居するケースも比較的多く、その場合は離婚による母子への経済的影響がいくらか軽減されるかもしれない¹⁶⁾。国勢調査のデータと出生動向基本調査のデータを集計すると、離婚後親と同居している35～39歳の女性の割合は日本では25%にのぼるが、アメリカではわずか2%である¹⁷⁾。離婚後親元で暮らすというこのパターンは、女性に対する離婚の経済的影響を和らげるのだろうか？離婚した女性が再婚する可能性に影響を与えるのだろうか？子どもがひとり親で育つことに伴う諸問題をいくらか埋め合わせるのだろうか（McLanahan and Sandefur 1994）？これらの疑問を考察する際には、社会経済的格差がさらに拡大する可能性に注意を向ける必要があるだろう。親と同居で一部の母子に対する離婚の影響が緩和されたとしても、親と同居していない大多数にとっては、離婚の影響は多大かもしれない。共同親権という法的規定がない日本では、離婚した父親はわが子の生活にいかなる役割を果たしているのか？離婚が父親の幸福に与える影響は？日本において離婚が家庭に及ぼす影響を理解するだけでなく、その影響が離婚を取り巻く家族、法制、および経済的な環境によってどのように変わるのかについても理解を深めるために、今後の研究がこれらの疑問に取り組むことを望みたい。

15) 国連のレポートでは、日本を含めた東アジアは、結婚や同棲が少ないが、離婚も少ない地域であると特徴づけられている（UN 2003）。

16) 子どもを伴う離婚のおよそ80%は、母親に親権がある（国立社会保障・人口問題研究所 2005）

17) 全国家族世帯調査（NSFH）を用いた著者による集計。

付表1 疑似結婚コーホートに基づく、結婚持続期間別累積離婚確率：
生命表分析による推定値(%)

国名	年次	結婚持続期間				
		1年	5年	10年	15年	20年
日本	2002	1	12	21	26	30
スウェーデン	1985-93	2	11	21	28	32
ノルウェー	1983-89	1	9	17	22	28
フィンランド	1983-92	1	10	18	21	26
フランス	1988-94	1	8	15	20	24
アメリカ	1989-95	5	23	35	42	49
オーストリア	1990-96	1	11	19	25	30
旧西ドイツ	1986-92	1	12	21	27	33
イタリア	1990-95	0	3	5	8	10
スペイン	1989-95	0	4	6	8	9

注：日本以外については，Andersson and Philipov (2001b). われわれの方法と同様，標本調査における最新の動向を用いた生命表分析による疑似結婚コーホートの指標．同棲を経た結婚も含めた全結婚についての結果．

謝辞

本稿執筆にあたり，石川晃氏に有益なコメントをいただいた。また，データベースの構築に際して，勝本直子氏の協力を得た。ここに記して感謝の意を表したい。

文献

- Andersson, Gunnar and Dimiter Philipov (2001a) "Life-Table Representations of Family Dynamics in Sweden and Hungary: Institution of a Project of Descriptions of Demographic Behavior," (*MPIDR Working Paper Series*, WP 2001-010), Rostock, Germany: Max-Planck Institute for Demographic Research.
- Andersson, Gunnar and Dimiter Philipov (2001b) "Life-Table Representations of Family Dynamics in 16 FFS Countries," (*MPIDR Working Paper Series*, WP 2001-024), Rostock, Germany: Max-Planck Institute for Demographic Research.
- 安藏伸治 (2003) 「離婚とその要因：わが国における離婚に関する要因分析」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版 General Social Surveys 研究論文集 [2] JGSS で見た日本人の意識と行動』, pp.25-45.
- Atoh, Makoto (2001) "Very Low Fertility in Japan and Value Change Hypotheses," *Review of Population and Social Security Policy*, 10, pp.1-21.
- 別府志海 (2002) 「多相生命表による結婚のライフサイクルの分析：1930, 1955, 1975, 1995年」『人口学研究』 No.30, pp.23-40.
- Brinton, Mary C. (1992) "Christmas Cakes and Wedding Cakes: The Social Organization of Japanese Women's Life Course," In Takie S. Lebra (ed.), *Japanese Social Organization*, Honolulu, HI: University of Hawaii Press, pp.79-107.
- Brinton, Mary C. (2001) "Married Women's Labor in East Asian Economies," In Mary C. Brinton (ed.), *Women's Working Lives in East Asia*. Stanford, CA: Stanford University Press, pp.1-37.
- Bumpass, Larry L., Teresa Castro Martin, and James A. Sweet (1991) "The Impact of Family Background and Early Marital Factors on Marital Disruption," *Journal of Family Issues*, 12, pp.22-42.
- de Graaf, Paul M. and Matthijs Kalmijn (2003) "Alternative Routes in the Remarriage Market:

- Competing-Risk Analyses of Union Formation After Divorce," *Social Forces*, 81, pp.1459-98.
- Fuess, Harald (2004) *Divorce in Japan: Family, Gender, and the State 1600-2000*, Stanford, CA: Stanford University Press.
- Fukurai, Hiroshi and Jon Alston (1990) "Divorce in Contemporary Japan," *Journal of Biosocial Science*, 22, pp.453-464.
- 速水 融 (1973) 『近代農村の歴史人口学的研究』東洋経済新報社.
- 廣嶋清志・板東里江子 (1990) 「日本の離婚率：1980～1988年」『人口問題研究』46 (3), pp.56-64.
- 廣嶋清志・山本千鶴子 (1992) 「日本の離婚率：1989, 1990年」『人口問題研究』48 (1), pp.66-75.
- Hodge, Robert W. and Naohiro Ogawa (1991) *Fertility Change in Contemporary Japan*, Chicago: University of Chicago Press.
- 池ノ上正子・高橋重郷 (1994) 「結婚の多相生命表：1975年, 1980年, 1985年および1990年」『人口問題研究』50 (2), pp.73-96.
- 石川 晃 (1989) 『わが国女子の世代結婚表：1950～87年－配偶関係別人口割合の推定』厚生省人口問題研究所 (研究資料第261号).
- 石川 晃 (1995) 「わが国における法律婚と事実婚」『人口問題研究』50 (4), pp.45-56.
- 岩澤美帆 (1999) 「誰が“両立”を断念しているのか－未婚女性によるライフコース予測の分析－」『人口問題研究』55 (4), pp.16-37.
- 岩澤美帆 (2004) 「日本における同棲の現状」毎日新聞人口問題調査会編『超少子化時代の家族意識：第1回人口・家族・世代に関する世論調査報告』pp.69-104.
- 加藤彰彦 (2005) 「離婚の要因：家族構造・社会階層・経済成長」熊谷苑子・大久保孝治編『コーホート比較による戦後日本の家族変動研究』日本家族社会学会全国家族調査委員会, pp.77-90.
- 金子武治 (1974) 「結婚の生命表：1970年」『人口問題研究』132, pp.11-18.
- 金子武治・三田房美 (1988) 「結婚の生命表：昭和50年, 55年, 60年」『人口問題研究』187, pp.57-66.
- 金子武治・白石紀子 (1998) 「結婚の生命表：1990, 1995年」『人口問題研究』54 (2), pp.36-45.
- 国立社会保障・人口問題研究所編 (2004) 『第12回出生動向基本調査 (結婚と出産に関する全国調査)－第Ⅱ報告書－わが国独身層の結婚観と家族観』.
- 国立社会保障・人口問題研究所編 (2005) 『人口統計資料集 2005』(人口問題研究資料307号).
- 河野綱果 (1960) 「日本人夫婦に関する結婚の生命表 付 配偶関係別生命表：1955」『人口問題研究』80, pp.25-42.
- 小山泰代, 山本千鶴子 (2001) 「日本の婚姻・離婚の動向：1996年～1998年」『人口問題研究』57 (3), pp.53-76.
- Lesthaeghe, Ron (1995) "The Second Demographic Transition? An Interpretation," In Karen O. Mason and Jensen An-Magrit (eds.), *Gender and Family Change in Industrial Countries*, Oxford, U.K, Clarendon Press, pp.17-62.
- Lesthaeghe, Ron (1998) "On Theory Development and Applications to the Study of Family Formation," *Population and Development Review*, 24, pp.1-14.
- Lesthaeghe, Ron and Guy Moors (2000) "Recent Trends in Fertility and Household Formation in the Industrialized World," *Review of Population and Social Policy*, 9, pp.121-170.
- Mason, Karen O., Noriko O. Tsuya, and Minja K. Choe (1998) "Introduction," In Karen O. Mason and Minja K. Choe (eds.), *The Changing Family in Comparative Perspective: Asia and the United States*, Honolulu, HI: University of Hawaii Press, pp.1-16.
- McLanahan, Sara and Gary Sandefur (1994) *Growing up with a Single Parent: What Hurts, What Helps*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- McLanahan, Sara (2004) "Diverging Destinies: How Children are Faring under the Second Demographic Transition," *Demography*, 41, pp.607-627.
- 永田夏来 (2004) 「夫婦の情緒関係と離婚」清水浩昭・森謙二・岩上真珠・山田昌宏編著『家族革命』弘文堂, pp.135-143.
- Raymo, James M. (2003) "Educational Attainment and the Transition to First Marriage Among Japanese Women," *Demography*, 40, pp.83-103.
- Raymo, James M. and Miho Iwasawa (2004) *Premarital Pregnancy and Spouse Pairing Patterns in Japan:*

- Assessing How Novel Family Behaviors "Fit in" to the Family Formation Process*, Presented at the Annual Meetings of the Population Association of America, Boston, MA (March).
- Raymo, James M, Miho Iwasawa, and Larry Bumpass (2004) "Marital Dissolution in Japan: Recent Trends and Patterns," *Demographic Research*, Vol.11-14, pp.395-419.
- Retherford, Robert D., Naohiro Ogawa, and Rikiya Matsukura (2001) "Late Marriage and Less Marriage in Japan," *Population and Development Review*, 27, pp.65-102.
- Rindfuss, Ronald R., Minja K. Choe, Larry L. Bumpass, and Yong-Chan Byun (2004) "Intergenerational Relations," In Noriko O. Tsuya and Larry L. Bumpass, editors, *Marriage, Work, and Family Life in Comparative Perspective: Japan, South Korea, and the United States*, Honolulu, HI: East-West Center, pp.54-75.
- Rindfuss, Ronald R., Minja K. Choe, Larry L. Bumpass, and Noriko O. Tsuya (2005) "Social Networks and Family Change in Japan," *American Sociological Review* 69, pp.838-861.
- 佐藤俊樹 (2000) 『不平等社会日本：さよなら総中流』中央公論新社。
- 橋本俊詔 (1998) 『日本の経済格差：所得と資産から考える』岩波書店。
- 館 稔・川上光雄 (1952) 「結婚の生命表 附配偶関係別生命表」『日本統計学会会報』1952年版, pp.61-65.
- Thomson, Elizabeth (2003) *Partnerships & Parenthood: A Comparative View of Cohabitation, Marriage and Childbearing*, Presented at the eleventh annual National Symposium on Family Issues, The Pennsylvania State University, College Park, PA (October).
- Tsuya, Noriko O. and Larry L. Bumpass (2004) "Introduction," In Noriko O. Tsuya and Larry L. Bumpass, editors. *Marriage, Work, and Family Life in Comparative Perspective: Japan, South Korea, and the United States*, Honolulu, HI: East-West Center, pp.1-18.
- Tsuya, Noriko O. and Karen O. Mason (1995) "Changing Gender Roles and Below Replacement Fertility in Japan," In Karen O. Mason and An-Magrit Jensen, editors, *Gender and Family Change in Industrialized Countries*, Oxford, U.K, Clarendon Press, pp.139-167.
- Uchida, Eiichi, Shunichi Araki, and Katsuyuki Murata (1993) "Socioeconomic Factors Affecting Marriage, Divorce, and Birth Rates in a Japanese Population," *Journal of Biosocial Science*, 25, pp.499-507.
- United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2003) *Partnership and Reproductive Behaviour in Low-Fertility Countries* (Population studies: ST/ESA/SER. A/221).
- 山田昌弘 (2004) 『希望格差社会』筑摩書房。
- Yamagami, Toshihiko (2002) "Utilization of Labor Resources in Japan and the United States," *Monthly Labor Review*, 125(4), pp.25-43.

Recent Trends and Educational Differentials in Marital Dissolution in Japan

James M. RAYMO, Miho IWASAWA, and Larry BUMPASS

Abstract

Although the crude divorce rate has increased markedly, we know very little about recent trends in divorce in Japan. In this paper, we use Japanese vital statistics and census data to describe trends in the experience of marital dissolution from a marriage cohort perspective, and to examine change over time in educational differentials in divorce. We show that cumulative probabilities of marital dissolution have increased rapidly across successive marriage cohorts over the past twenty years. Synthetic cohort estimates based on data from 2002 also suggest that roughly one-third of Japanese marriages are now likely to end in divorce. Although divorce has increased across the educational spectrum, our results suggest that divorce is increasingly concentrated among women with lower levels of education. Educational differentials were negligible in 1980, but by 2000, women who had not gone beyond high school were far more likely to be divorced than those with a two-year college degree or more.

 書 評 ・ 紹 介

Valerie M. Hudson and Andrea M. den Boer

Bare Branches: the Security Implications of Asia's Surplus Male Population

MIT Press, 2004, 329pp.

本書の主張は1980年代半ばから本格的に始まった性選択的人工妊娠中絶による出生性比不均衡により東アジア・南アジア諸国で結婚適齢期の男性がすでに余剰となり始め、2020年には中国とインドのそれぞれで約3千万人の適齢期前後の未婚男性（適齢期を過ぎた未婚男性を中国語で「光棍」と呼び、その英訳が bare branches）が余剰となると推計されるが、女性の上方婚傾向の結果として社会経済的地位が低い層を中心に未婚男性が滞留し、それにより各国国内の治安が悪化するだけでなく、政府が権威主義化したり、国民の目を内政への不満から国外へと反らすことを目指したりして、国際関係が不安定化する可能性があるというものである。評者はこの主張を読んで本年4月に中国の大都市で生じた反日暴動の背景にも大学生の年代における男性の余剰があったのではないかということに思い至った。しかし、本書には都合の良い事例だけで検証を試みているといった批判がある。

本書の2人の女性著者はかつて師弟関係にあった国際政治学者で、安全保障研究にジェンダー（間の不平等）の視点を導入することを企図して研究を始めたことから、第1章は「環境・人間安全保障のジェンダー次元」、第7章の結論は「高性比社会の安全保障方程式」と題されており、その間に「2. 歴史的視角からみた子孫の性選択」、「3. インドの『欠測 (missing) 女性』」、「4. 中国の『欠測女性』」、「5. 高性比社会における光棍」、「6. 21世紀における光棍」といった各章が挟まれている。本書はわが国では注目されなかったようであるが、米国では昨年5月の発刊直後から有力新聞紙上で書評に取り上げられ、人口変動の地政学的側面に対する関心を高めるのに役立ってきた。また、昨年8月には米国社会学会人口部会の優秀図書賞を受賞し、本年7月の国際人口学会大会でも米国の中国人口専門家 D. L. Poston 等により関連する報告が行われており、世界の人口学界にも大きな影響を及ぼしてきた。

中国政府も当然ながら性選択的人工妊娠中絶を禁止し、女兒を大切にしようとするとのキャンペーンを実施しているが十分に実効性が上がらないこともあるため、一人っ子政策を遵守して1子、2人娘、または（1子死亡後）無子しかいない60歳以上の農村高齢者（政策対象の1933年以降出生者）に対する社会支援（年金）制度のモデル事業を一部の省で開始し、全国規模の制度とすることを目指しているようである（実際、一人っ子政策の基礎となった法律にも記載がある）。台湾や韓国のように所得水準が比較的高くて人口規模が比較的小さい場合は、すでに台湾で大きな比重を占めている国際結婚により切り抜けることができるかもしれない。しかし、中国、インド、パキスタン、バングラデシュといった人口大国となると、供給制約から外国人女性や再婚女性との結婚で対処するのは不可能で、計数千万人の男性、特に遠隔地農村の貧困層が生涯独身となるのは避けられないであろう。わが国の場合は出生性比が正常な水準で推移したものの、すでに婚姻総数の5%を占める国際結婚を通じて間接的な影響（男性の結婚難）を受ける可能性は十分に考えられるので、目が離せない。（小島 宏）

新刊紹介

- 対象：図書委員会等の選書や寄贈により、図書室に受け入れたもののうち、人口分野に関する
新刊図書・資料
- 受入期間：2005年7月～2005年9月
- 記載事項：著・編者（又はシリーズ名）
書名（第1行目がシリーズの場合は省略し内容細目へ）. by 著・編者（第1行目と同じ場合は省略）/ 発行地：発行所（第1行目と同じ場合、または著・編者と同じ場合は省略）、発行年
ページ数、大きさ（シリーズ名）
注記（または内容細目）

和書（著者名の50音順）：

1. 石川義孝編著

アジア太平洋地域の人口移動./ 京都：明石書店，2005.2.15
407pp. 22cm
平成12-14（2000-2002）年度にわたる科学研究費補助金基盤研究（A）（1）「アジア太平洋地域における人口移動変化の総合的研究」の研究結果報告書に掲載した論文を修正して採録

2. 大淵寛，兼清弘之編著

少子化の社会経済学./ 東京：原書房，2005.4.11
232pp. 22cm（人口学ライブラリー 2）
人口研究会による少子化3部作の第2巻。第1巻は『少子化の人口学』，第3巻は『少子化の政策学』

厚生労働省

3. 厚生労働白書（平成16年度厚生労働行政年次報告）平成17年版 地域とともに支えるこれからの社会保障。 [厚生労働省編]/ 東京：，2005
393pp. 27cm

4. 労働経済の分析 平成17年版 人口減少社会における労働政策の課題。 [厚生労働省編]/ 東京：，2005
396pp. 30cm
別タイトル：労働経済白書./ 国立印刷局刊行 [CD-ROM付き]

5. 佐藤博樹，武石恵美子著

男性の育児休業 社員のニーズ，会社のメリット./ 東京：中央公論新社，2004.3.25
206pp. 18cm（中公新書，1738）
参考1：ニッセイ基礎研究所「男性の育児休業取得に関する調査」（2002）の概要，参考2：「男性の育児休業取得に関する企業および個人ヒアリング調査」の概要

6. 清水浩昭，森謙二，岩上真珠，山田昌弘編

家族革命./ 東京：弘文堂，2005.4.30
255pp. 19cm

7. 清水浩昭編（日本社会・文化研究会監修）
日本人と少子化./ 東京： 人間の科学社, 2005.6.15
320pp. 19cm (日本社会を解説する IV)
8. 内閣府（国民生活局総務課調査室）編
国民生活白書 平成17年版 子育て世代の意識と生活./ 東京： 内閣府, 2005.8
312pp. 30cm
9. 総合研究開発機構
人口減少と総合国力 人的資源立国をめざして. [小林陽太郎, 小峰隆夫編]/ 東京：
日本経済評論社, 2004.10.25
214pp. 20cm (NIRA チャレンジ・ブックス)
NIRA 自主研究「人口減少と総合国力に関する研究」の研究成果の取りまとめ
10. 三浦忍著
近世都市近郊農村の研究—大阪地方の農村人口./ 京都： ミネルヴァ書房, 2004.4.10
275pp. 22cm (MINERVA 人文・社会科学叢書 93)
11. 善積京子編
スウェーデンの家族とパートナー関係./ 東京： 青木書店, 2004.11.19
303pp. 22cm
日本・スウェーデン家族比較研究会による研究成果

洋書（著編者名のアルファベット順）：

12. Beaujot, Roderic & Kerr, Don
Population Change in Canada: Second Edition./ Ontario, Canada:
Oxford University Press, 2004
374pp. 23cm
First Edition 1991
13. Coleman, Marilyn, & Ganong, Lawrence H. (eds.)
Handbook of Contemporary Families: Considering the Past, Contemplating the
Future./ Thousand Oaks, California: Sage Publications, 2004
633pp. 26cm
- Demographic Health Survey [MEASURE DHS+ Project: founded by U.S. Agency for International
Development (USAID)]
14. Recent Trends in Abortion and Contraception in 12 Countries. [by Westoff, Charles F.]
/ Calverton, Maryland: ORC Macro, 2005.2
56pp. 28cm (DHS Analytical Reports, No.8 - Demographic and Health Surveys (DHS))
15. Child Morbidity and Treatment Patterns. [by Stallings, Rebecca Y.]/ Calverton,
Maryland: ORC Macro, 2004.12
150pp. 28cm (DHS Comparative Reports No.8)

16. **Dyson,T., Cassen,R. & Visaria,L. (eds.)**
 Twenty-first Century India: Population, Economy, Human Development and the Environment./ Oxford, UK: Oxford University Press, 2004
 434pp. 24cm
17. **Entzinger,Han, Martiniello,Marco & de Wenden,Catherine Wihol (eds.)**
 Migration Between States and Markets./ Aldershot, UK: Ashgate, 2004
 257pp. 24cm (Research in Migration and Ethnic Relations Series)
 presented Papers at the Inter-Congress Meeting of the Research Committee on Migration (RC31) of the International Sociological Association (May 2001, at the Centre for the Study of Ethnicity and Migration at the University of Liege (Belgium))
18. **Faist,Thomas**
 The Volume and Dynamics of International Migration and Transnational Social Spaces./ Oxford, UK: Oxford University Press, 2004
 395pp. 24cm
19. **Fogel,Robert William**
 The Escape from Hunger and Premature Death, 1700-2100: Europe, America, and the Third World./ Cambridge UK: Cambridge University Press, 2004
 213pp. 23cm (Cambridge Studies in Population, Economy and Society in Past Time)
20. **Fuess,Harald**
 Divorce in Japan: Family, Gender, and the State, 1600-2000./ Stanford, California: Stanford University Press, 2004
 239pp. 24cm (Studies of the East Asian Institute)
- International Institute for Applied Systems Analysis (IIASA)**
21. The End of World Population Growth in the 21st Century: New Challenges for Human Capital Formation & Sustainable Development. [edited by Lutz,Wolfgang, Sanerson,Warren C., & Scherbov,Sergei]/ London, UK: Earthscan (published in association with IIASA), 2004
 351pp. 24cm (Population & Sustainable Development Series)
22. **International Organization for Migration (IOM), Migration Policy and Research Programme (MPRP), Media and Public Information Department (MPI)**
 World Migration 2005: Costs and Benefits of International Migration./ Geneva, Switzerland: International Organization for Migration (IOM), 2005
 494pp. 26cm (IOM World Migration Report Series - Volume 3)
23. **Keyfitz,Nathan & Caswell,Hal (eds.)**
 Applied Mathematical Demography: Third Edition./ New York: Springer-Verlag, 2005
 577pp. 24cm (Statistics for Biology and Health)

24. Long, Lynellyn D. & Oxfeld, Ellen (eds.)
 Coming Home? Refugees, Migrants and Those Who Stayed Behind./ Philadelphia, Pennsylvania: University of Pennsylvania Press, 2004
 282pp. 24cm
25. Meyers, Eytan
 International Immigration Policy: A Theoretical and Comparative Analysis./ New York: Palgrave Macmillan, 2004
 294pp. 22cm
26. OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development)
 Babies and Bosses: Reconciling Work and Family Life./ Paris, France: , 2004-2005
 2 vols. 23cm
 Volume 3: New Zealand, Portugal, and Switzerland./ 2004, 219pp. 23cm
 Volume 4: Canada, Finland, Sweden and the United Kingdom./ 2005, 245pp.
27. Takeda, Hiroko
 The Political Economy of Reproduction in Japan: Between Nation-State and Everyday Life./ London: Routledge Curzon (Taylor & Francis Group), 2005
 287pp. 24cm (Sheffield Centre for Japanese Studies / Routledge Series)
- United Nations (UN), Department of Economic and Social Affairs, Population Division**
28. Population Bulletin of the United Nations, Special Issue Nos.44/45 - 2002 :
 Policy Responses to Population Decline and Ageing./ New York: United Nations, 2004.12
 465pp. 22cm (ST/ESA/SER.N/44-45 Sales No.E02.XIII.4)
 collected set of papers presented at the Technical Meeting (Expert Group Meeting on Policy Responses to Population Ageing and Population Decline in New York from 8 to 10 February 2000).
29. Population, Reproductive Rights and Reproductive Health with Special Reference to HIV/AIDS: A Concise Report./ New York: United Nations (UN), 2004.12
 88pp. 22cm (ST/ESA/SER.A/214 - Sales No.E.02.XIII.17)
30. Population Challenges and Development Goals./ New York: United Nations, 2005.9
 64pp. (ST/ESA/SER.A/248 - Sales No.E.05.XIII.8)
 電子資料 (PDF ファイル 1335KB)
http://www.un.org/esa/population/publications/pop_challenges/Population_Challenges.pdf
31. Population, Development and HIV/AIDS with Particular Emphasis on Poverty: The Concise Report./ New York: United Nations, 2005
 70pp. 22cm (ST/ESA/SER.A/247 - Sales No.E.05.XIII.3)
32. Van Poppel, Frans, Oris, Michel, & Lee, James (eds.)
 The Road to Independence: Leaving Home in Western and Eastern Societies, 16th-20th Centuries./ Bern, Switzerland: Peter Lang, 2004
 457pp. 23cm (Population, Family, and Society Vol.1)

研究活動報告

平成17年度社会保障・人口問題基本調査 「第13回出生動向基本調査」の施行

1. 調査目的

国立社会保障・人口問題研究所は、戦前の1940（昭和15）年に夫婦の出生力の実態を明らかにするため、初めて出産力調査を実施した。戦後は1952（昭和27）年に第2回調査を行って以降、5年毎に「出産力調査」という名称で定期的を実施し、1950年代の夫婦出生児数の急速な減少や1970年代半ばからの出生率低下について、その実態と要因を明らかにしてきた（第10回調査からは名称を出生動向基本調査と変更）。1982（昭和57）年に実施された第8回調査からは、少子化の進行にともなって結婚動向把握の重要性が増したことから、夫婦調査に加えて独身者の結婚観・家族観などを調べる独身者調査を実施している。これら長年にわたる継続調査の結果として、戦後のわが国における出生動向の実態とその要因ならびに背景が明らかにされており、その社会的、学術的意義は高く評価されている。とりわけ、現在進行している少子化過程については、当初の晩婚化や近年の夫婦の子どもの産み方の変化など、出生低下の要因変化をいち早く捉え、その背後にある生活状況や意識変化の姿とともに描き出しており、関連施策や見通しの策定に欠くことのできない資料となっている。

2005（平成17）年に実施する第13回調査においては、大きく変化しつつある結婚ならびに夫婦の子どもの産み方の動向を見極めるとともに、その関連要因と変化メカニズムを究明することが目的である。夫婦調査においては、結婚過程と夫婦出生力の変化進展の実態が把握される。独身者調査では独身者の置かれた生活状況とともに、今後の結婚・出生行動に関わる結婚意欲・家族意識などが把握される。この調査によって新たな世代の結婚・出生行動、意識を詳細かつ正確に把握することは、関連諸施策の立案・策定に必要であるとともに、今後の日本社会を大きく左右する人口減少と人口高齢化の行方を定量的に描き出す上で欠くことができない。

2. 調査の対象および客体

この調査は、全国に居住する妻の年齢50歳未満の夫婦と18歳以上50歳未満の独身の男女を母集団とする標本調査である。

調査客体は、平成17年度に実施される国民生活基礎調査の調査地区から無作為系統抽出された700調査地区内に居住する妻の年齢50歳未満の夫婦（約10,000組、回答者は妻）と18歳以上50歳未満の独身の男女（約15,000人）である。

3. 調査の時期

平成17年6月25日（ただし、平成17年6月1日現在の事実による）

4. 主な調査事項

「夫婦調査」

- 1) 夫婦（および両親）の人口学的・社会経済的属性
- 2) 夫婦の結婚過程に関する事項
- 3) 夫婦の妊娠・出産・健康に関する事項

- 4) 妻の就業と出産・子育てに関する事項
- 5) 保育環境・保育資源に関する事項
- 6) 妻の結婚・子ども・家族に関する意識

「独身者調査」

- 1) 独身者（および両親）の人口学的・社会経済的属性
- 2) 結婚への意欲・態度およびその背景に関する事項
- 3) 異性関係・パートナーシップに関する事項
- 4) ライフコースに対する考え方
- 5) 結婚・子ども・家族に関する意識・周囲からの影響

5. 調査の方法

この調査は、国立社会保障・人口問題研究所が厚生労働省大臣官房統計情報部、都道府県・保健所を設置する市・特別区および保健所の協力を得て実施する。記入・回収は、配票自計・密封回収方式によって行う。

6. 結果の集計および公表

国立社会保障・人口問題研究所がこれを行う。

(佐々井 司記)

第24回日本思春期学会総会学術集会

標記の日本思春期学会年次大会が林謙治会長（国立保健医療科学院次長）のもと2005年8月21～22日、国立保健医療科学院（埼玉県和光市）にて開催された。産婦人科、泌尿器科、小児科、精神科、公衆衛生等の医師・助産師・看護師、学校教員、性教育・健康教育専門家など約400人が出席し、活発な発表と討議がおこなわれた。大会のメインテーマとして「思春期のヘルスプロモーション」が掲げられ、会長講演「青少年の生活習慣と健康」をはじめ、特別講演、シンポジウム、ランチョンセミナー、教育講演、サテライトシンポジウム、一般演題など多彩なプログラムが組まれた。8月20日には「これからの子育て」と題する市民公開講座も開かれた。

本研究所の佐藤は一般演題の「性行動①」にて島崎継雄（日本性科学情報センター所長）と共同で「思春期の性行動に関する日伊比較研究：初交年齢と初交時の避妊行動」と題して報告するとともに、「性行動②」の座長をつとめた。性行動のセッションだけでも全国標本調査、事例研究など多様なアプローチがみられ興味深いものがあったが、今後は性行動を量的に把握・評価するための統計学的方法論や様々な現象を包括的に理解するための理論の構築がよりいっそう求められるものと思われた。

(佐藤龍三郎記)

第25回国際人口学会大会

国際人口学会 (International Union for the Scientific Study of Population) は、4年毎に大会 (International Population Conference) を開催する。その第25回大会が2005年7月18～23日にフランスのトゥール市で開催された。会議では英語・フランス語・スペイン語が公用語とされたが、開催地の関係でフランス語の比重が高かった。しかし会場のヴィンシ国際会議場の設備が整っており、同時通訳スタッフも優秀で、筆者のように英語しかわからない者でも不便は感じなかった。

大会ホームページ (<http://www.iussp.org/France2005/index.php>) によると、最終的な参加者は1,845名にのぼった。参加者の居住地では、やはりヨーロッパからの参加者が712名で最も多く、北中米が482名でこれに次ぎ、以下アジアから280名、アフリカから231名、南米から88名、オセアニアから52名が参加した。居住地の国別では、米国からの参加者が328名で、地元フランスからの参加者285名を上回った。以下インド (97名)、カナダ (75名)、英国 (71名)、メキシコ (62名)、ブラジル (59名) などとなっており、近隣のヨーロッパ諸国からの参加者を上回った。

当研究所からは小島宏 (国際関係部長)、佐藤龍三郎 (情報調査分析部長)、金子隆一 (人口動向研究部長)、岩澤美帆 (同主任研究官) および筆者の5名が参加した。日本居住者は計11名が参加したが、それ以外に国連人口基金の和気邦夫事務局次長が、1994年国際人口開発会議の成果に関する全体会議を組織・進行するなど重要な役割を果たした。

正規部会の数は前回のブラジル大会の88から大幅に増え、161部会にのぼった。これらを筆者の独断で分類すると、次のようになる。

理論・方法論	16	移動	16
地域人口	10	歴史	3
空間分布・都市化	7	年齢構造・高齢化	9
死亡・疾病	25	経済・環境	15
出生・生殖	26	社会・文化	9
結婚・家族	20	政策	5

やはり出生 (リプロダクティブ・ヘルス/ライツ、性行動を含む) と死亡 (疾病、健康を含む) が

人口研究の二本柱だが、家族形成・ジェンダー・夫婦関係といった結婚・家族分野の部会も多くなっている。理論・方法論に分類した部会には、「人口学、人権、倫理」「人口学と社会学における認識論」「非定量的方法と戦略」のようなユニークな部会もあった。社会・文化に分類したのは、教育やエスニシティ問題に関する部会である。

全体会議としては、前述の国際人口開発会議の成果に関する会議の他に、3回の論争セッションが行われた。テーマは、「低出生力国における出生促進策は有効か」「ヨーロッパ人口の将来を憂慮すべきか」「夫婦は子どもの性別を決める権利を持つか」である。形式は前回のブラジル大会と同じで、賛成・反対それぞれ2名ずつのパネリストによる公演に続いて、フロアの参加者が賛成派・反対派それぞれに別れ、交互に意見を述べ合うというものだった。もちろん論争は、最終的な決着が着くことを想定していない。そもそもパネリストは、自分の信念に沿った立場に立っているとはかぎらないという理解があった。またフロアの参加者も、発言の機会を求めて列が短い方に並ぶ者も見られた。むしろ様々な観点やロジックが提示される場として、きわめて興味深かった。（鈴木 透記）

人口推計に関する欧州連合統計局・国連欧州経済委員会合同会議

2005年9月21日～23日、ウィーンのオーストリア統計局において欧州連合統計局・国連欧州経済委員会主催、およびオーストリア統計局協賛による将来人口推計に関する会議 Joint Eurostat-UNECE Work Session on Demographic Projections が開催された。これは将来人口推計に関する研究者、担当者とそのユーザである政策担当者、統計家らが一堂に会し、欧米を中心とした国レベルまたは国際レベルの人口推計の実施状況や方法論の報告、さらには新たなアプローチや研究戦略の討議などを行うもので、1999年5月イタリアのペルージア以来6年ぶりの開催であった。本研究所からは、岩澤美帆主任研究官および筆者が参加した。会議はグローニンゲン大学教授でオランダ人口研究所(NIDI) Frans Willekens 所長を議長とし、オックスフォード大学 David Coleman による“The Future of European Population”, およびEC研究職員 Jerome Vignon による“The View of the European Commission (Green Paper)”の二つの基調講演をかわきりに、主要トピックに関する報告ならびにディスカッションで構成される7つのセッションが3日間に渡って開催された。岩澤および筆者は、出生力に関するセッションにおいてそれぞれ“Recent change in the first marriage behavior and the couples? reproductive behavior in Japan,” および“Cohort process toward the lowest fertility in Japan: application of an empirically adjusted Coale-McNeil model to estimation and projection of lifetime measures of first marriage and birth”と題する報告を行った。会議の最後には、パネルディスカッション“European future population trends: implications for demographic statistics and demographic research”(座長オスロ大学 Nico Keilman)と、参加者全員によるアジェンダの策定と採択が行われた。アジェンダには、推計の不確定性に関する研究の促進、担当者とユーザ間の対話と連携の強化の必要性、本会議の3年ごとの継続等が謳われた。世界的な出生力低下に伴う人口減少ならびに人口高齢化基調への転換を背景に、将来人口推計の分野でも近年確率推計などの新たなパラダイムやアプローチへの転向が提唱されている。しかしながら、将来推計人口の公共的な性格と社会的影響力の大きさから、各国とも新技術の採用には慎重であり、先端研究者と推計担当者との間にはこの点に一定の温度差が感じられる。現在の社会において、将来人口推計はもはや一部の学者の研究対象や専門化の紡ぐ基礎統計という枠を越えており、そのあり方については、政策担当者や他のユーザをも含んだ国民一般との対話が不可欠であるというのが、多様な参加者の共通の到達点であった。（金子隆一記）

『人口問題研究』編集委員

所外編集委員 (50音順・敬称略)

稲葉 寿 東京大学大学院数理科学研究科
大淵 寛 中央大学経済学部
河野 稠果 麗澤大学国際経済学部
嵯峨座晴夫 早稲田大学名誉教授
清水 浩昭 日本大学文理学部
高橋 眞一 神戸大学経済学部
津谷 典子 慶應義塾大学経済学部
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 Laboratory of Populations
Rockefeller University

所内編集委員

京極 高宣 所長
高橋 重郷 副所長
本田 達郎 企画部長
小島 宏 国際関係部長
佐藤龍三郎 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

石井 太 企画部
鈴木 透 国際関係部室長
白石 紀子 情報調査分析部室長

人 口 問 題 研 究

第61巻第3号
(通巻第255号)

2005年9月30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)5253-1111 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61巻第3号 (2005年9月刊)

特集：少子化の新局面とその背景

- 特集に際して……………高橋重郷・1
非典型労働の拡がりと少子化……………守泉理恵・2～19
親の教育費負担意識と少子化……………新谷由里子・20～38
市区町村別にみた出生率の動向とその変動要因……………佐々井司・39～49
日本における離婚の現状：
結婚コーホート別の趨勢と教育水準別格差
……………ジェームズ・レイモ，岩澤美帆，ラリー・バンパス・50～67

書評・紹介

- Valerie M. Hudson and Andrea M. den Boer,
*Bare Branches: The Security Implications of Asia's
Surplus Male Population* (小島宏) ……………・68

新刊紹介 ……………・69～72

研究活動報告 ……………・73～76