

特集：「世代とジェンダー」の視点から見た少子高齢社会の国際比較研究 その1

女性学歴と出産戦略： Mover-Stayer Mixture Model による分析

福田 亘 孝

本稿は日本における女性の教育水準が出生パターンに及ぼす影響を検討することを目的とする。特に、第一子と第二子の出産確率と出産タイミングに焦点をあてながら、マイクロ・データを用いて、Mover-Stayer Mixture Model による分析を行う。

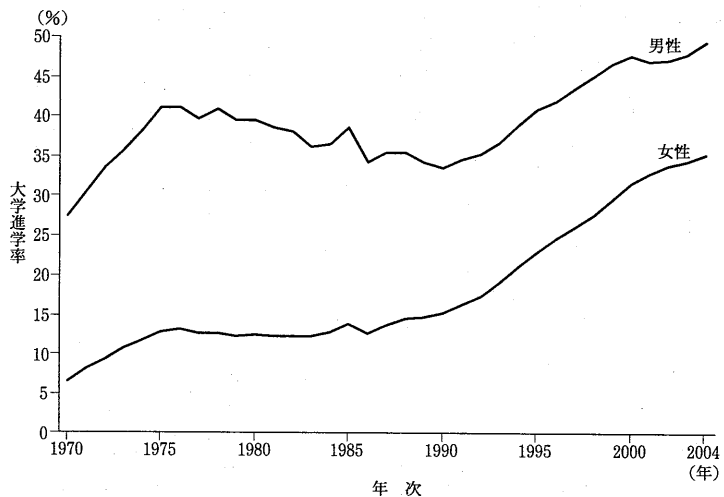
まず始めに、本稿では女性学歴と出生行動の関係について、出産確率と出産タイミングの視点から論じる。次に、本稿で用いる分析枠組とデータについて説明する。そして最後に、Mover-Stayer Mixture Model による分析結果を提示しながら、第一子と第二子の出産確率と出産タイミングの規定要因について検討する。

本稿の分析結果によれば、第一に、女性の学歴は第一子の出産タイミングに対しては有意な効果を持っていたが、第一子の出産確率については明確な効果が観察されなかった。他方、第二子については、女性の学歴は出産確率に対しても、出産タイミングに対しても有意な効果が観察されなかった。第二に、結婚タイミングは出産タイミングには影響を与えていなかったが、出産確率には明確な影響が見られた。すなわち、婚姻年齢の上昇は第一子の出産確率に対しても、第二子の出産確率に対しても有意に低下させる効果が見られた。こうした結果をふまえると、日本における女性の教育水準の上昇が出生パターンに及ぼす影響は限定的であると言える。

I はじめに

日本における女性の高等教育への進学率は、過去数十年間で大きく上昇している(図1)。1970年には、女性の四年制大学への進学率は僅か6.5%にしか過ぎなかったが、2004年には35.2%にまで達し、男性の進学率との差は21ポイントから14ポイントにまで縮小している(文部科学省 2004)。

図1 4年制大学への進学率の推移



出典) 文部科学省 (2004) 『文部統計要覧』

こうした高学歴化の進展は、当然のことながら、女性の労働市場における賃金稼得力を上昇させ、経済的な自立性を増大させる。実際、25～29歳の女性の1か月の所定内給与は高校卒で190,100円であるのに対して、大学卒では236,800円であり高校卒の約1.25倍になっている（厚生労働省 2004b）。従って、女性の教育水準が上昇するにつれて賃金稼得力は高くなっている。

これまで、女性の高学歴化に伴う経済的自立性の増大は日本の出生力低下の重要な要因の一つであると指摘されてきた（Ogawa and Retherford 1993; Retherford, et al. 1996; 島田 2000）。しかし、実際には、女性の学歴が高いほど持つ子どもの数は必ずしも少なくなっておらず、「高学歴＝低出生力」という関係が当てはまらない場合も見られる。例えば、母親の学歴ごとの完結出生児数を見てみると、中学卒の母親の出生児数は2.19人、高校卒では2.20人であるのに対して、大卒以上の母親では2.19人であり、三つの学歴グループで出生児数に殆ど差がなく、高学歴の母親ほど子どもの数が少なくなっていない（国立社会保障・人口問題研究所 1998）。従って、教育水準の上昇が常に出生力水準の低下を帰結するというわけではない。これに対して、出産タイミングは女性の教育水準によって差が見られる。例えば、結婚から第一子出産までの平均出産間隔は、中学卒の母親では16.5ヶ月、高校卒では19.1ヶ月であるのに対して、大卒以上の母親では23.5ヶ月であり、第一子を出産するタイミングが学歴グループ間でかなり異なっている（国立社会保障・人口問題研究所 1998）。これらの結果を見る限り、女性の教育水準と出生パターンとの関係は多様性に富んでおり、学歴が出生パターンに及ぼす影響はかなり複雑である。

女性の教育水準と出生パターンとの関係はこのように複雑であるにもかかわらず、これまで十分には研究されてきてはいない。既に述べたように、日本においては女性の高等教育への進学率は、近年、高水準にあり、女性学歴が出生力の水準とタイミングに対して及ぼす影響を研究することは重要になってきている。

本稿は、第一子と第二子に対して Mover-Stayer Mixture Model を用いて、女性学歴の出産確率と出産タイミングに対する影響を明らかにすることを目的とする。以下においては、まず始めに女性の教育水準と出生パターンとの関係について、先行研究の知見と関連させながら理論的考察を行う。続いて、本稿の分析で用いられるデータと変数についての説明を行う。そして、最期に、Mover-Stayer Mixture Model による第一子出生と第二子出生についての分析結果を提示しながら、女性学歴の出生パターンに対する影響について論じる。

II 女性学歴と出生行動

新家政学（New Home Economics）派の出生理論では、女性の学歴の上昇は出生行動を抑制する効果があると考えられている（Becker 1981; Cigno 1991; Ermisch 2003）。なぜならば、学歴の高い女性ほど出産や育児の機会費用が高くなるからである。すなわち、女性が労働市場において稼得できる賃金の水準は、その女性の持っている人的資本の量に

左右される (Becker 1975)。そして、個人の持っている人的資本の量は教育投資の水準に依存し、学歴が高くなるほど人的資本の量は多くなる。従って、他の条件が等しい限り、高学歴の女性ほど賃金稼働力は大きくなる。一方、出産や育児は時間集約性が高く、他の活動と両立するのが難しい活動である。このため、子育て役割の主要な遂行者が女性である場合には、子どもが生まれてから一定の年齢に達するまで母親は家庭外で就業することが難しい。従って、子どもを持たずに就業を続けていたならば獲得できたはずの所得を、子どもを持つことによって放棄することになる。こうした出産や育児の機会費用は、女性の教育や家庭外就業の機会が少ない社会では低い水準にあるが、女性の高学歴化が進み、家庭外就業の機会が増えるにつれて高くなる。この結果、出産や育児の機会費用の上昇は子どもを持つことから他の財やサービスの購入への代替を生じさせ、出生意欲が低下することになる。従って、女性の教育水準の上昇は、出生児数の減少や出産タイミングの遅れに繋がると考えられている。

しかしながら、実証研究の結果を見る限り、必ずしも女性の教育水準の上昇が出生力水準の低下や出産タイミング遅れを引き起こすとは言い切れない。先進諸国を対象としたミクロ・データによる研究では、高学歴の女性ほど出生ハザードが高くなる場合と出生ハザードが低くなる場合の両方が観察されている。例えば、第一子の出生について見てみると、スウェーデンでは女性の学歴が高くなるほど、第一子の出生ハザードが高くなっており、両者の間には正の関係が観察されている (Santow and Bracher 2001)。同様に、ノルウェーでも女性の教育水準が高いほど、第一子の出産リスクも高くなる傾向が認められている (Kravdal 1994)。これに対して、イタリアでは女性学歴の上昇が、母親の第一子の出産リスクを低下させる効果を持っていた (Blossfeld 1995)。他方、フランス、オランダ、西ドイツでは女性の教育水準と第一子出生ハザードの間には有意な関係が見られず、女性学歴は出生パターンに影響を与えていなかった (Blossfeld 1995; Blossfeld and Huinink 1991)。さらに、西ドイツでは、大学卒の女性の第二子の出生ハザードが専門学校卒や職業学校卒の女性より高く、女性の教育水準の上昇が第二子の出産を促進する効果が観察されている (Kreyenfeld 2002)。また、日本を対象とした研究においても、Ermish and Ogawa (1994) の1990年代に行われた調査データを使った研究では、妻の学歴が高くなるほど第一子の出生ハザードが低下する傾向が認められている。しかし、1970年代に実施された調査のデータを使った分析では母親の学歴は第一子の出産リスクに有意な効果を持っていない (Morgan, et al. 1984)。従って、これらの研究を見る限り、女性の教育水準の第一子出産パターンへの影響は国や時期によって異なり、必ずしも女性の学歴が高いほど第一子の出生が抑制されるわけではない。

同様の傾向は女性学歴と第三子出産パターンとの関係にもみられる。例えば、スウェーデンでは第三子の出生ハザードは女性の学歴が高くなるほど大きくなり、両者には有意な正の関係が認められている (Hoem and Hoem 1989; Berinde 1999)。同様に、Ni Brolcháin (1993) も、イギリスにおいて、妻の学歴が高くなるほど第三子の出産リスクが高くなる傾向があることを発見している。さらに、ノルウェーとアメリカにおいても女

性の教育水準の上昇が第三子の出生ハザードの増大させる傾向があることが観察されている (Kravdal 1992)。しかし同時に、イギリスとノルウェーでは女性学歴の上昇が第三子の出生ハザードを低下させる効果がある分析結果も報告されており (Wright, et al. 1988; Kravdal 2001)、女性の教育水準の上昇が必ずしも第三子の出生を促進させるとは言い切れない。さらに、オーストリアでは第二子の出産年齢をコントロールした場合、母親の教育水準は第三子の出産リスクに有意な影響を与えていない (Hoem, et al. 2001)。従って、第一子の場合と同様に、女性の教育水準の第三子の出生パターンへの影響も国によって異なり、両者の関係はかなり多様になっている。

このように女性の教育水準と出生パターンの中に多様な関係が見られる要因としては、それぞれの研究が用いているデータや分析枠組が同一でないことが考えられる。しかし、これらの要因だけに女性学歴と出生パターンの関係の多様性を帰してしまうのは早計であろう。データや分析枠組の違いに加えて、重要な要因として社会的コンテクストに応じて多様な出産戦略が取られていることが指摘されている (Ní Brolcháin 1983)。すなわち、出産や育児は時間集約性が高く、他の活動との両立が難しいとしても、両者をどのように組み合わせるか、また、出産や育児に従事することでどのような損失が生じるかは、実際に出産や育児が行われる社会的コンテクストに大きく左右される。それ故、女性の教育水準の出生行動への影響は社会的コンテクストによって異なり、出産戦略は多様性を持つことになる。

こうした女性を取り得る出産戦略を、Ní Brolcháin (1984; 1986a; 1986b) は出産と就業の関係を例に挙げながら、Parity strategy と Tempo strategy の二つに整理している。すなわち、前者の Parity strategy とは、就業している女性が持つ子どもの数を減らす行動を選択することである。例えば、女性が生む子どもの数を二人から一人にすることで、出産や育児による就業の中断期間は短くなる。そして、他の条件が等しい限り、就業の中断期間の短縮は、出産や育児による所得の損失を低下させる。特に、出産や育児の機会費用が高く、仕事と子育ての両立が難しい社会状況においては、この Parity strategy が選択される可能性が高い。他方、就業している女性は子どもの数を減らすのではなく、子どもを生むタイミングを早めたり、遅くしたりする Tempo strategy を選択する可能性もある。例えば、第一子出産後、短い間隔で末子を生み、できるだけ早く就業を再開することで、就業中断の期間を短くしようとするかもしれない。あるいは、第一子出産から次の出産までの期間を長くし、この間に一端、就業を再開することで、就業中断によって生じる、職業に関連した技能や知識を劣化させないようにするかもしれない。そして、こうした Tempo strategy は、出産や育児の機会費用が低く、育児と仕事の両立が容易な社会状況において選択される可能性が高い。要するに、就業している女性は、社会的コンテクストによって、出生児数を変化させる戦略と出産タイミングを変化させる戦略とを選択する可能性がある。

こうした視点から出生行動を見ることは、女性の教育水準の出産パターンへの影響を考える場合にも有益であろう。というのは、高学歴女性は教育への投資が多く、所有してい

る人的資本も多い。しかし、出産や育児の機会費用の水準や子育てと仕事との両立のしやすさは、社会的コンテキストにも影響される。従って、女性の教育水準が高かったとしても、Parity strategy を選択するとは一概には言い切れない。むしろ、社会状況に応じて、Parity strategy を選択する場合と Tempo strategy を選択する場合が考えられる。実際、先行研究の結果を見ても、教育水準の高い女性が Parity strategy をとる場合と Tempo strategy を取る場合とが観察されている。例えば、アメリカでは、高学歴の女性は持つ子どもの数を少なくするよりも、出産タイミングを遅くする傾向が見られる (Marini and Hodsdon 1981; Martine 2000; Rindfuss, et al. 1996)。同様に、オランダにおいても Liefbroer and Corijn (1999) は女性の教育水準が高くなっても、第一子の出産確率は減少せず、むしろ、第一子の出産タイミングが遅くなることを発見している。こうした結果は、教育水準の高い女性が Parity strategy よりも、Tempo strategy を選択する傾向があることを示している。これに対して、イングランド＝ウェールズを対象とした研究では、学歴が高くなるほど第一子を生む確率が低く (Rendall and Smallwood 2003)、教育水準の高い女性は Parity strategy を選択する傾向が見られる。

日本の女性の教育水準の出生行動に対する影響を分析する上でも、出生パターンを Parity と Tempo の二つの視点から見ることは重要であろう。というのは、1986年に雇用機会均等法が施行されて以来、女性の家庭外就業の機会は増大している。しかし、年齢別労働力率は依然としてM字型のパターンを示しており、30歳代の女性労働力率は20歳代後半と比べて低い水準にある。これは、多くの女性が学校卒業後、一端、労働市場に出て就業するものの、結婚後、出産によって退職するライフ・コースを取っていること示唆している。実際、第一子出産前に就業していた母親の61.1%が第一子出産を機に退職しているのに対して、第一子出産後も就業を継続している母親は23.0%に過ぎない (厚生労働省 2004a)。従って、日本では子育てと仕事の両立がかなり難しく、子どもを持つならば就業を中断せざるを得ないケースが多いと言える。こうした社会においては、労働市場において賃金稼働力の大きい高学歴女性は、出産や育児による所得の損失を少なくするために、子どもの数を減らす選択をする可能性がある。

しかし、教育水準の違いが出生タイミングに強く影響している可能性も否定できない。というのは、前節で見たように日本では出生児数の学歴間の差は極めて小さく、高学歴の女性の子どもの数は必ずしも低くなっていない。さらに、出生意欲の学歴間格差も小さく、例えば、大学卒の妻の予定子ども数は2.1人であるのに対して、高校卒の妻では2.2人であり、両者の差は極めて僅かになっている (国立社会保障・人口問題研究所 1998)。要するに、日本においては出生力の水準が学歴間で同質的で、出生児数に差が殆ど見られない。こうした点を考慮すると、日本では、女性の教育水準は出生児数には影響を与えずに、出産タイミングに強く影響を与えている可能性は十分あり得る。

III データと分析枠組

本分析では「結婚と家族に関する国際比較研究会」が2004年に全国の18歳から69歳の男女を対象に実施した「結婚と家族に関する国際比較調査」¹⁾のデータを用いる。本稿では、調査回答者のうち、調査時点での年齢が20歳以上55歳以下の既婚女性を対象として分析する。この年齢範囲の対象者は1949年以降に出生した女性であり、戦後の出生コーホートをほぼカバーしている。配偶者との離別や死別を経験した女性は経験していない女性と出生パターンが大きく異なっていると考えられるので、本稿では分析対象から除かれている。

本分析では Mover-Stayer Mixture Model を用いて、第一子出生パターンと第二子出生パターンの分析を行う。この分析手法の特徴は、独立変数のイベントの生起タイミングに対する影響とイベントの生起確率に対する影響を区別することを可能にする点にある (Heckman, et al, 1985; Montgomery 1992; Schmidt and Witte 1989; Yamaguchi and Ferguson 1995)。すなわち、個人 i の時点 t におけるサバイバル確率を $S_{a,i}(t)$ とし、時間が無限大になっても、 i が最終的にイベントを経験しない確率を P_i とする。ここで、モデルの説明変数のベクトルを X とすると、 P_i について以下のようなロジスティック回帰式を考えることができる。

$$P_i = \exp(X) / [1 + \exp(X)] \quad (1) \text{ Quantum Equation}$$

この(1)式では、説明変数 X が最終的なイベントの非生起確率 P_i に影響するかどうか吟味しており、本稿の分析では最終的に i が第 n 番目の子どもを持たないかどうかに対して説明変数がどの様に影響するかを現している。他方、個人 i がイベントを経験するという条件の下での時点 t における条件付きサバイバル確率を $S_{m,i}(t)$ とすると、 $S_{a,i}(t)$ は P_i と $S_{m,i}(t)$ を用いて、以下のように表現することができる。

$$S_{a,i}(t) = (1 - p_i) S_{m,i}(t; X) + p_i \quad (2) \text{ Tempo Equation}$$

この(2)式では、最終的にイベントが一定の確率で経験される場合に、説明変数 X がイベント生起のタイミングに影響するかどうか吟味しており、本稿の分析では i が第 n 番目の子どもを持つという条件の下で、説明変数が第 n 番目の子どもを持つタイミングにどの様に影響するかを示している。Mover-Stayer Mixture Model では(1)と(2)の式で定義される関数に対して尤度推定することによってモデルのパラメータを求める (Miller 1981; Yamaguchi 1992)。

本稿のモデルでは、イベント生起の生存時間を結婚から第一子出産までの期間 (= 第一

1) 本調査の詳細については西岡 (2005) を参照。

子出生間隔)と第一子出産から第二子出産までの期間(=第二子出生間隔)とし、それぞれの期間を月齢で測定し分析を行った。さらに、Tempo Equationでは、加速度時間回帰モデル(Accelerated Failure-Time Model)をサバイバル関数として用いた。加速度時間モデルではデータのイベント生起の分布とモデルのサバイバル関数の分布に著しい乖離があるとモデルの特定が不適切になり、推定されたパラメータにバイアスが生じる傾向が強い(Heckman and Singer 1984; Trussell and Richards 1985)。従って、加速度時間回帰モデルで用いるサバイバル関数はできるだけ柔軟性の高い関数を使用するのが望ましい。この点を考慮して、本分析では一般化ガンマ分布(Generalized Gamma Distribution)²⁾による加速度時間モデルを用いた。加えて、Mover-Stayer Mixture Modelでは、リスク継続期間が短い個体が少ないサンプルの方が、最終的な非生起確率 P を安定的に推定することができる。従って、第一子の分析では結婚後72か月以上、第二子の分析では第一子出産後72か月以上を経過したサンプルを分析対象とした。さらに、第一子の分析では婚前妊娠と婚前出産の影響を除くため、結婚から第一子出産までの期間が8か月未満のサンプルは分析対象から除外した。

分析モデルの共変量としては、まず女性の教育水準を含めた。モデルでは分析対象者の最終学歴を(1)高校卒以下、(2)専門学校・短大卒、(3)大学卒以上の三つのカテゴリーに分類した。個人の所有する人的資本の水準は学歴が高くなるほど多くなり、出産や育児の機会費用も高くなるはずである。子どもを持つかどうかの選択が機会費用の上昇に強く影響されるならば、高学歴女性ほど、第一子や第二子の出産確率は低くなると考えられる。しかし、前節でも論じたように、日本では高学歴女性がParity strategyではなくTempo strategyを選択する可能性もありうる。この場合、女性学歴は第一子や第二子の出産確率ではなく、出産テンポに影響を及ぼすはずである。従って、女性の教育水準が出産確率と出産テンポのどちらに影響を与えるかは、ア・プリオリに決定することはできない。

次に、人口学的要因に関する共変量として妻の結婚年齢をモデルに入れた。モデルではこの変数を連続量として扱った。日本では婚外子率が低く、大多数の子どもが結婚した夫婦から生まれている。これは結婚と生殖の結びつきが強いことを示しており、より早く結婚する人ほど出産意欲が高いと考えられる。仮にそうであるならば、婚姻年齢が低下するほど、第一子や第二子の出産確率は高くなると予想される。しかし、たとえ婚姻時期が遅かったとしても、子どもの数を減らすのではなく、出生間隔を短くすることで、目標とす

2) 一般化ガンマ分布の確率密度関数は以下のように表現される。

$$f(t) = \frac{\gamma^\gamma}{\sigma t \sqrt{\gamma} \Gamma(\gamma)} \exp(z\sqrt{\gamma} - u) \text{ if } \kappa \neq 0$$

$$f(t) = \frac{1}{\sigma t \sqrt{2\pi}} \exp(-z^2/2) \text{ if } \kappa = 0$$

ここで、 $\gamma = |\kappa|^{-2}$ 、 $z = \sin(\kappa) \{\ln(t) - \mu\} \sigma$ 、 $u = \gamma \exp(\kappa|z|)$ 、 $\Gamma(\gamma)$ はガンマ関数である。そして、一般化ガンマ分布は κ が1の場合はワイブル分布、0の場合は対数正規分布になる。また、 σ が1の場合はガンマ分布、 κ が1で σ も1の場合は指数分布になる。

る数の子どもを持つ可能性もあり得る。この場合には、婚姻年齢の上昇は出生確率ではなく、出生間隔に対して影響を与えると予想される。

バックグラウンド要因に関しては、分析対象者の出身地を共変量として用いた。一般的に言って、農村部は都市部よりも出生力が高くなる傾向がある。従って、農村部で育った人が高い出生力に対して親和的な価値意識を内面化しているとしているならば、都市部で育った人よりも生む子どもの数が多く、出産間隔も短くなると予想される。「結婚と家族に関する国際比較調査」では回答者に15歳になるまで、最も長く暮らした地域を(1)農村・山村・漁村、(2)小都市、(3)大都市の三つのうちから一つを選んでもらっている。分析モデルではこの三分類を出身地の変数として含めた。

これらの共変量に加えて、分析では結婚コーホートをコントロール変数として用いた。具体的には、結婚コーホートを(1)1979年以前の結婚コーホート、(2)1980～89年の結婚コーホート、(3)1990年以後の結婚コーホートの三つに分け、モデルに投入した。

第二子の分析では、上述した変数に加えて、結婚から第一子出産までの期間(=第一子出生間隔)をコントロール変数としてモデルに含めた。というのは、第一に、婚前出産や婚前妊娠で第一子を生んだ夫婦と婚後妊娠で生んだ夫婦では第二子の出産パターンが異なっていると予想される。従って、婚前出産や婚前妊娠の影響をコントロールして分析する必要がある。第二に、社会経済的変数や人口学的変数が第一子出産間隔に影響を及ぼしている場合、これらの変数は第一子出産間隔を経由して間接的に第二子の出産パターンに影響を与えている可能性がある。それ故、第二子出産の分析では、社会経済的変数や人口学的変数の間接効果と直接効果を区別する必要がある。こうした点を考慮して、第一子出生間隔を(1)結婚から第一子出生までの期間が8ヶ月未満(=婚前出産・婚前妊娠)、(2)結婚から第一子出生までの期間が8ヶ月以上18ヶ月未満、(3)結婚から第一子出生までの期間が18ヶ月以上の三つに分け、モデルに投入した。

第一子と第二子の出生確率・出産間隔とこれらの変数についての基本統計量は表1にまとめられている。

表1 第一子出生と第二子出生の基本統計量

	第一子を持って いる人の割合 (%)	第一子出生間隔 のメディアン (月)	第二子を持って いる人の割合 (%)	第二子出生間隔 のメディアン (月)
結婚コーホート				
1979年以前	97.3	16.0	91.9	32.1
1980-89年	93.7	18.0	87.9	32.9
1990年以後	90.2	22.0	85.1	36.0
婚姻年齢				
22歳以下	96.9	17.9	92.1	31.0
23-24歳	95.7	18.0	90.5	33.0
25-26歳	94.2	19.0	90.2	34.0
27歳以上	87.4	20.0	77.8	36.0
教育水準				
高校卒以下	93.8	17.9	88.6	33.0
専門学校・短大卒	94.3	18.9	89.0	34.0
大学卒以上	92.3	21.1	86.3	32.0
出身地				
農村・山村・漁村	95.7	15.0	91.9	31.0
小都市	92.7	19.0	88.0	34.0
大都市	93.5	21.0	85.0	36.0
第一子出生間隔				
8ヶ月未満			90.3	33.9
8ヶ月以上18ヶ月未満			93.1	30.9
18ヶ月以上			81.8	36.9
合計	93.8	18.0	88.5	33.1
サンプル数	2853	2853	3123	3123

IV 分析結果

1. 第一子出産パターン

表2は Mover-Stayer Mixture Model による第一子出生の分析結果である。まず、女性の学歴について見てみると、第一子の出産確率に対しては優位な効果を示してはいない(モデル3)。ロジスティック回帰式(=Quantum Equation)の回帰係数は高校卒以下グループでも、専門学校・短大卒グループでもマイナスになっており、大学卒以上グループと比べて第一子を持たない確率は低くなっている。しかし、いずれのグループの回帰係数も統計的には有意でなく、女性の教育水準は第一子の出産確率に影響を与えてはいない。これに対して、女性学歴は第一子の出生タイミングに対しては明確な効果が観察された。加速度時間回帰式(=Tempo Equation)の回帰係数は高校卒以下グループでも、専門学校・短大卒グループでもマイナスであり、教育レベルの低下に伴って結婚から第一子出産までの間隔が短くなっている。そして、専門学校・短大卒カテゴリーの回帰係数は統計的には有意ではないが、高校卒以下のカテゴリーは有意になっている。こうした結果を見る限り、高学歴女性は第一子を持つのをやめるのではなく、結婚後、第一子を生むのを遅らせる Tempo strategy を選択していると言える。

表2 第一子出生パターンの分析結果

<i>Quantum Equation</i>	モデル1		モデル2		モデル3	
	回帰係数	標準誤差	回帰係数	標準誤差	回帰係数	標準誤差
結婚コーホート (1979年以前)						
1980-89年	-0.058	0.454	-0.098	0.465	0.035	0.466
1990年以後	-1.064	0.732	-1.113	0.743	-0.908	0.643
婚姻年齢	0.349 ***	0.049	0.355 ***	0.050	0.345 ***	0.051
教育水準						
高校卒以下					-0.014	0.436
専門学校・短大卒 (大学卒以上)					-0.503	0.476
出身地						
(農村部)						
小都市			0.095	0.372	0.019	0.374
大都市			0.282	0.422	0.333	0.420
定数項	-12.463 ***	1.366	-12.684 ***	1.410	-12.345 ***	1.442
<i>Tempo Equation</i>						
結婚コーホート (1979年以前)						
1980-89年	-0.025 **	0.013	-0.031 **	0.013	-0.031 **	0.013
1990年以後	-0.002	0.014	-0.010	0.015	-0.007	0.015
婚姻年齢	-0.001	0.002	-0.001	0.002	-0.001	0.002
教育水準						
高校卒以下					-0.033 *	0.018
専門学校・短大卒 (大学卒以上)					-0.016	0.018
出身地						
(農村部)						
小都市			0.024 *	0.013	0.023 *	0.013
大都市			0.034 **	0.014	0.031 **	0.014
定数項	2.349 ***	0.048	2.339 ***	0.050	2.393 ***	0.060
Log-Sigma	0.271 ***	0.013	0.274 ***	0.013	0.277 ***	0.014
Kappa	-3.362 ***	0.202	-3.316 ***	0.204	-3.261 ***	0.206
Log-likelihood	-10955.13		-10798.90		-10682.98	
BIC	21990.06		21709.47		21509.16	
N	2853		2853		2853	

* P<0.10 ; ** P<0.05 ; *** P<0.01 () はレファレンス・カテゴリー

次に婚姻年齢については、ロジスティック回帰式では回帰係数は有意な正の値を示している。すなわち、結婚するのが遅くなるほど、第一子を持たない確率は大きくなっている。他方、加速度時間回帰式の回帰係数は負であり、結婚年齢が上昇すると第一子出生間隔は短くなるが、統計的には有意ではなく、婚姻年齢は出産タイミングに影響を与えていない。こうした結果を見る限り、結婚タイミングの遅れは第一子出生間隔の短縮化というキャッチ・アップ効果を引き起こすのではなく、子どもを持たないという選択へと繋がっている。

出身地については、ロジスティック回帰式の回帰係数は小都市や大都市では正であり第一子を持たない確率は大きくなっているが、有意にはなっていない。これに対して、加速度時間回帰式では、回帰係数は有意な正の符号を示している。すなわち、農村部(=農村・漁村・山村)出身の女性比べて、都市部出身の女性は結婚してから第一子を生むまでの期

間が長くなる傾向がある。従って、出身地の社会環境は、結婚後、第一子を生むタイミングには影響を及ぼすが、第一子の出産確率には影響を与えていない。

結婚コーホートについては、加速度時間回帰式では1980～89年の結婚コーホートの回帰係数が有意であり、このコーホートは1979年以前の結婚コーホートと比べて、結婚から短い間隔で最初の子どもを生む傾向がある。他方、ロジスティック回帰式では、結婚コーホートに有意な効果が観察されず、第一子の出産確率にはコーホート間で差が見られない。

これまでの分析結果で女性学歴と婚姻年齢と出身地は第一子の出産パターンに有意な影響を及ぼしていることが明らかになった。しかし、表2の分析モデルでは結婚コーホートを共変量に含めてしまっているため、上述した共変量の第一子出産パターンに及ぼす影響がコーホートごとにどの様に変化してきたを吟味することができない。そこで、表3は結婚コーホートごとに分析を行い、これらの変数の与える影響の時間的変化を見たものである。

表3 結婚コーホートごとの第一子出生パターンの分析結果

<i>Quantum Equation</i>	1979年以前		1980-89年		1990年以後	
	回帰係数	標準誤差	回帰係数	標準誤差	回帰係数	標準誤差
婚姻年齢	0.069	0.126	0.358 ***	0.065	0.447 ***	0.088
教育水準						
高校卒以下	-0.423	0.795	-0.031	0.585	-0.104	0.730
専門学校・短大卒 (大学卒以上)	-0.466	0.834	-0.172	0.602	-1.426	0.917
出身地						
(農村部)						
小都市	0.368	0.486	0.013	0.428	0.156	1.336
大都市	0.704	0.741	0.512	0.543	0.576	1.337
定数項	-13.829 ***	3.324	-12.526 ***	1.995	-17.325 ***	3.650
<i>Tempo Equation</i>						
婚姻年齢	-0.007	0.005	-0.001	0.003	-0.002	0.003
教育水準						
高校卒以下	0.018	0.039	-0.036	0.027	-0.066 *	0.025
専門学校・短大卒 (大学卒以上)	0.001	0.039	-0.011	0.026	-0.031	0.024
出身地						
(農村部)						
小都市	0.028 *	0.014	0.016	0.020	0.017	0.020
大都市	0.036 *	0.018	0.040 *	0.022	0.029	0.022
定数項	2.500 ***	0.145	2.333 ***	0.098	2.413 ***	0.090
Log-Sigma	0.250 ***	0.017	0.265 ***	0.020	0.283 ***	0.024
Kappa	-2.843 ***	0.254	-3.377 ***	0.033	-3.737 ***	0.386
Log-likelihood	-3124.54		-4344.03		-3174.22	
N	864		1161		829	

* P<0.10 ; ** P<0.05 ; *** P<0.01 () はレファレンス・カテゴリ

まず、結婚年齢については、1970年代の結婚コーホートでは、第一子の出生確率にも出産タイミングに対しても、有意な効果を示してはいない。しかし、1980年代以降の結婚コーホートでは、婚姻年齢は第一子出生確率に対してのみ有意な正の効果を示すようになって

いる。すなわち、1980年代と1990年代の二つの結婚コーホートでは、結婚のタイミングが遅くなるほど第一子を持たない確率が大きくなる傾向が見られる。おそらく、これにはライフ・コースにおける就業のあり方が関係していると考えられる。すなわち、1980年代以降、女性の就業の機会は拡大し、男性との賃金格差も縮小してきている。こうした状況において、良好な就業機会を享受している人は、就業継続への意欲が高いと考えられる。しかし他方で、結婚後は「出産→退職」というライフ・コースが支配的であるため、キャリア志向の強い人は結婚への意欲と出産への意欲が相対的に低いのではないだろうか。このため、婚姻年齢と第一子の出生確率に負の関係が見られたと推測される。

女性の教育水準については、1970年代と1980年代の結婚コーホートでは、第一子の出産確率にも出産タイミングにも有意な効果は認められない。しかし、1990年以後のコーホートでは第一子の出産タイミングに対しては有意な効果が現れている。すなわち、この結婚コーホートでは、大学卒グループと比べて中学・高校卒グループでは結婚後、短い間隔で第一子を生む傾向が見られる。これは、おそらく後者のグループは出産後、再就職する割合が相対的に高いからだと考えられる。実際、出産後に再就職する女性の割合は1980年代よりも1990年代の方が増加しており、この出産後に再就業する傾向は高学歴女性より低学歴女性で強く見られる（平尾 2005；労働省女性局 2000）。このため、1990年代の結婚コーホートでは、教育水準の低い女性の第一子出生間隔が短くなったと考えられる。

出身地については、1970年代以前と1980年代の結婚コーホートでは第一子の出産タイミングに対してのみ有意な効果が見られた。すなわち、農村部出身の女性と比べて、大都市出身の女性は結婚から第一子出産までの期間が長くなっていた。しかし、1990年代以降の結婚コーホートでは、出身地に関する変数は第一子の出生確率に対しても、出産タイミングに対しても有意な効果は認められず、生まれ育った社会環境の影響は若い結婚コーホートでは出産行動に影響を及ぼさなくなっていると言える。

2. 第二子出産パターン

表4は Mover-Stayer Mixture Model による第二子の出生パターンの分析結果を示している。まず、婚姻年齢については、第一子と同様に、ロジスティック回帰式（=Quantum Equation）では回帰係数は有意な正の値をしめしている（モデル7）。すなわち、婚姻するのが遅くなるほど、第二子を持たない確率は大きくなっている。他方、加速度時間回帰式（=Tempo Equation）の回帰係数は正の値であり結婚年齢が上昇すると第二子出生間隔は長くなるが、統計的には有意ではなく、婚姻年齢は出産タイミングに影響を与えていない。従って、結婚タイミングの遅れは第二子出生間隔に変化をもたらすのではなく、第二子を持たないという選択へと繋がっている。

表 4 第二子出生パターンの分析結果

	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4		モデル5		モデル6		モデル7	
	回帰係数	標準誤差	回帰係数	標準誤差	回帰係数	標準誤差	回帰係数	標準誤差	回帰係数	標準誤差	回帰係数	標準誤差	回帰係数	標準誤差
Quantum Equation														
結婚コ－ホート														
(1979年以前)														
1980-89年	0.090	0.143	0.123	0.142	0.092	0.143	0.053	0.146	0.103	0.144	0.053	0.146	0.065	0.149
1990年以後	0.059	0.171	0.063	0.168	0.057	0.171	-0.009	0.175	0.058	0.173	-0.009	0.175	0.006	0.177
婚姻年齢	0.140 ***	0.018	0.128 ***	0.018	0.140 ***	0.018	0.140 ***	0.018	0.140 ***	0.018	0.140 ***	0.018	0.149 ***	0.017
教育水準														
高校卒以下														
専門学校・短大卒														
(大学卒以上)														
出身地														
(農村部)														
小都市							0.285 *	0.145			0.285 *	0.146		
大都市							0.437 ***	0.152			0.446 ***	0.152		
第一子出生間隔														
8ヶ月未満	-0.763 ***	0.163			-0.774 ***	0.163	-0.706 ***	0.164	-0.742 ***	0.163	-0.703 ***	0.164	-0.713 ***	0.166
8-17ヶ月	-1.100 ***	0.130			-1.112 ***	0.130	-1.076 ***	0.131	-1.098 ***	0.131	-1.076 ***	0.131	-1.087 ***	0.133
(18ヶ月以上)														
定数項	-5.040 ***	0.439	-5.303 ***	0.430	-5.047 ***	0.440	-5.264 ***	0.452	-5.041 ***	0.442	-5.267 ***	0.453	-5.595 ***	0.507
Tempo Equation														
結婚コ－ホート														
(1979年以前)														
1980-89年	-0.007	0.020	-0.007	0.020	-0.006	0.020	-0.009	0.020	-0.009	0.020	-0.005	0.020	-0.013	0.021
1990年以後	0.079 ***	0.024	0.079 ***	0.024	0.080 ***	0.024	0.078 ***	0.025	0.078 ***	0.025	0.082 ***	0.024	0.075 ***	0.025
婚姻年齢	0.002	0.003	0.003	0.003	0.002	0.003	0.002	0.003	0.002	0.003	0.002	0.003	0.002	0.003
教育水準														
高校卒以下														
専門学校・短大卒														
(大学卒以上)														
出身地														
(農村部)														
小都市							0.011	0.020			0.012	0.020		
大都市							0.062 ***	0.022			0.064 ***	0.022		
第一子出生間隔														
8ヶ月未満	-0.064 ***	0.024	-0.068 ***	0.024	-0.071 ***	0.024	-0.073 ***	0.025	-0.072 ***	0.025	-0.076 ***	0.025	-0.073 ***	0.025
8-17ヶ月	-0.076 ***	0.019	-0.080 ***	0.019	-0.086 ***	0.019	-0.086 ***	0.019	-0.086 ***	0.019	-0.086 ***	0.019	-0.086 ***	0.019
(18ヶ月以上)														
定数項	3.341 ***	0.071	3.340 ***	0.071	3.308 ***	0.071	3.328 ***	0.073	3.328 ***	0.073	3.340 ***	0.072	3.307 ***	0.082
Log-Sigma	0.444 ***	0.006	0.444 ***	0.006	0.445 ***	0.006	0.443 ***	0.006	0.443 ***	0.006	0.444 ***	0.006	0.441 ***	0.006
Kappa	-0.383 ***	0.053	-0.386 ***	0.053	-0.386 ***	0.052	-0.372 ***	0.053	-0.372 ***	0.053	-0.372 ***	0.053	-0.385 ***	0.054
Log-likelihood	-12549.05		-12588.66		-12557.29		-12350.10		-12354.35		-12354.34		-12185.88	
BIC	25211.17		25274.23		25211.50		24845.30		24837.68		24837.65		24548.85	
N	3123		3123		3123		3123		3123		3123		3123	

* P<0.10 ; ** P<0.05 ; *** P<0.01 () はレファレンス・カテゴリー

これに対して、女性学歴は第一子の場合と異なり、ロジスティック回帰式においても、加速度時間回帰式においても有意な効果を示さず、教育水準は第二子の出産確率に対しても、出産タイミングに対しても直接的な影響を与えていない（モデル7）。ここで興味深い点は、第一子出生間隔が第二子の出産確率に対しても、出産タイミングに対しても有意な効果を持っていることである。すなわち、ロジスティック回帰式では、第一子出生間隔が8ヶ月未満や8ヶ月以上18ヶ月未満のカテゴリーでは回帰係数が有意な負の値を示しており、出生間隔が18ヶ月以上のカテゴリーと比べて第二子を持たない確率が低くなっている。他方、加速度時間回帰式でも、8ヶ月未満や8ヶ月以上18ヶ月未満のカテゴリーでは回帰係数が有意な負の値を示しており、18ヶ月以上のカテゴリーと比べて、第一子出産後、短い期間で第二子を生んでいる。第一子の分析で見たように、女性学歴は第一子出生間隔に有意な効果を持っていた。従って、この変数は第一子出産タイミングを經由して第二子の出産確率と出産タイミングに間接的に影響を与えていることになる。さらに、第一子出生間隔をロジスティック回帰式のみに変数として投入したモデル3と加速度時間回帰式のみに変数として投入したモデル2のBIC（Bayesian Information Criterion）を比べてみると、後者より前者の値が小さく、モデルの適合度が良くなっている。それ故、どちらかと言うと第一子出生間隔は第二子の出産確率の方により影響を与えている。

出身地についても、第一子出生間隔と同様に、第二子の出生確率に対しても、出産タイミングに対しても有意な効果を示している（モデル4）。すなわち、ロジスティック回帰式では、小都市カテゴリーと大都市カテゴリーの回帰係数は有意な正の値を示しており、農村部の出身者と比べて都市部の出身者は第二子を持たない確率が高くなっている。他方、加速度時間回帰式では大都市カテゴリーの回帰係数が有意な正の値であり、農村部出身者と比べて大都市部の出身者は第一子出産から第二子出産までの期間が長くなる傾向が見られる。しかし、出身地をロジスティック回帰式のみに変数として投入したモデル6と加速度時間回帰式のみに変数として投入したモデル5のBICの値には殆ど差が無く、モデルの適合度がほぼ同じである。従って、この変数は出産確率と出産タイミングとに対してほぼ同じ程度の影響力を持っていると言える。

最期に結婚コーホートについては、ロジスティック回帰式では回帰係数は有意な値を示していないが、加速度時間回帰式では回帰係数が有意になっている。具体的には、1979年以前の結婚コーホートと比べて、1980-89年の結婚コーホートでは第二子出産間隔に差が見られないが、1990年以後の結婚コーホートでは出産間隔が有意に長くなっている。

表5は、第一子の場合と同様に、結婚コーホートごとに分析を行い、変数の影響の時間的変化を見たものである。この分析では表4で有意な効果が全く観察されなかった教育水準は変数から除いている。

まず、結婚年齢については、第一子の場合と同様に、1970年代の結婚コーホートでは、第二子の出産確率にも出産タイミングに対しても、有意な効果を示してはいない。しかし、1980年代結婚コーホート以降になると、結婚年齢は第二子の出産確率に対してのみ有意な正の効果を示している。すなわち、1980年代と1990年代の二つの結婚コーホートでは、結

婚のタイミングが遅くなるほど第二子を持たない確率が大きくなる。これは、第一子と同様に、良好な就業機会を享受しキャリア志向が強い人は、結婚への意欲と出産への意欲が相対的に低いために、婚姻年齢と第二子の出産確率に負の関係が見られたと推測される。

表5 結婚コーホートごとの第二子出生パターンの分析結果

Quantum Equation	1979年以前		1980-89年		1990年以後	
	回帰係数	標準誤差	回帰係数	標準誤差	回帰係数	標準誤差
婚姻年齢	0.025	0.054	0.184 ***	0.031	0.153 ***	0.037
第一子出生間隔						
8ヶ月未満	-0.931 **	0.379	-1.046 ***	0.260	-0.138 *	0.070
8-17ヶ月	-1.108 ***	0.243	-1.358 ***	0.196	-0.493 *	0.297
(18ヶ月以上)						
出身地						
(農村部)						
小都市	0.357 **	0.182	0.338	0.219	0.137	0.323
大都市	0.555 **	0.268	0.453 **	0.230	0.388	0.334
定数項	-2.511 **	1.274	-6.257 ***	0.838	-5.983 ***	1.079
<i>Tempo Equation</i>						
婚姻年齢	-0.002	0.007	0.001	0.005	0.006	0.005
第一子出生間隔						
8ヶ月未満	-0.025	0.049	-0.118 ***	0.040	-0.025 *	0.013
8-17ヶ月	-0.071 **	0.031	-0.073 **	0.029	-0.085 **	0.040
(18ヶ月以上)						
出身地						
(農村部)						
小都市	0.042	0.033	0.034	0.030	0.072	0.045
大都市	0.042 **	0.021	0.066 **	0.034	0.065	0.051
定数項	3.427 ***	0.161	3.354 ***	0.118	3.296 ***	0.154
Log-Sigma	0.428 ***	0.010	0.442 ***	0.010	0.467 ***	0.017
Kappa	-0.262 ***	0.081	-0.391 ***	0.074	-0.601 ***	0.153
Log-likelihood	-3933.54		-5158.84		-3067.42	
N	1003		1333		787	

* P<0.10 ; ** P<0.05 ; *** P<0.01 () はレファレンス・カテゴリー

出身地については、1970年代以前と1980年代の結婚コーホートでは第二子の出産確率と出産タイミングに対して有意な効果が見られた。すなわち、農村部出身の女性と比べて、都市部出身の女性は第二子を持たない確率が高く、かつ、第二子出生間隔も長くなっていた。しかし、1990年代以降の結婚コーホートでは、出身地に関する変数は第二子の出産確率に対しても、出産タイミングに対しても有意な効果がなく、生育環境は出生パターンに影響を及ぼさなくなっている。

第一子出生間隔については、三つの結婚コーホートで、ほぼ同じ効果が見られる。すなわち、8ヶ月以上18ヶ月未満のカテゴリーは出生間隔が18ヶ月以上のカテゴリーと比べて第二子を持たない確率が低い。また、前者のカテゴリーは第一子出産後、後者のカテゴリーと比べて短い期間で第二子を生んでいる。従って、結婚後、短い期間で最初の子どもを生んだ女性は結婚時期にかかわらず、二番目の子どもを持つ確率が大きく、また、二番目の子どもをより短い間隔で生んでいるといえる。

V 結論

本稿では、第一子と第二子に対して Mover-Stayer Mixture Model を用いて、女性の教育水準の出産確率と出産タイミングに対する影響を検討した。本稿の分析結果によると、女性の教育水準は第一子の出産タイミングには影響を与えるが、第一子の出産確率には影響を及ぼさない。すなわち、高学歴女性は低学歴女性と比べて第一子を生むタイミングが遅くなる傾向があったが、第一子を持つ確率については両者に差は見られない。従って、日本社会では高学歴女性は第一子については Parity strategy ではなく Tempo strategy を選択していることになる。しかし、第二子については、教育水準は出産確率にも出産タイミングに直接影響を与えてはいなかった。こうした結果を見る限り、女性の教育水準の上昇が出生パターンに及ぼす影響は極めて限られたものである。換言するならば、女性の高学歴化による賃金稼働力の増大だけで日本の出生パターンの変動を十分に説明することには無理がある。

これに対して、婚姻年齢は出産確率に対して顕著な影響を持っていた。すなわち、婚姻年齢が上昇するにつれて、第一子を持つ確率も第二子を持つ確率も有意に低下する傾向が見られた。従って、結婚タイミングの遅い人は、婚姻生活に入ったとしても無子であったり、第一子だけを持つにとどまる傾向が強い。しかも、この傾向は1980年代以降の結婚コーホートで明確に見られるようになっていた。これは、仕事と育児の両立の難しさと関係していると推測される。すなわち、1980年代以降、女性の就業の機会が拡大していく中で、良好な就業機会を享受している人は仕事へのコミットメントが高く、出産後も就業の継続を望んでいるケースが多いと考えられる。しかし、実際には仕事と育児の両立はかなり難しく、結婚後は「出産→退職」というライフ・コースが支配的である。このため、キャリア志向の強い人は結婚への意欲と出産への意欲が相対的に低いのではないだろうか。この結果、婚姻年齢と出産確率に負の関係が観察されたと考えられる。

仮に、本稿で述べたように女性のライフ・コースのあり方が第一子や第二子の出生パターンと関係しているとするならば、結婚後の就業パターンの影響の吟味が重要になる。本稿ではデータの制約上、就業経歴をモデルに入れた分析を行うことはできなかった。この点については、今後の課題としたい。

文献

- Becker, G. S. (1975) *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis* (Second ed.), University of Chicago Press.
- Becker, G. S. (1981) *A Treatise on the Family*, Harvard University Press.
- Berinde, D. (1999) 'Pathways to a Third Child in Sweden', *European Journal of Population*, Vol.15, pp.349-378.
- Blossfeld, H. P. & Huinink, J. (1991) 'Human Capital Investments or Norms of Role Transition? How

- Women's Schooling and Career Affect the Process of Family Formation', *American Journal of Sociology*, Vol.97, pp.143-168.
- Blossfeld, H. P. (1995) 'Changes in the Process of Family Formation and Women's Growing Economic Independence: A Comparison of Nine Countries', in H. P. Blossfeld (ed.) *The New Role of Women: Family Formation in Modern Societies*, Westview, pp.3-23.
- Cigno, A. (1991) *Economics of the Family*, Oxford University Press.
- Ermisch, J. (2003) *An Economic Analysis of the Family*, Princeton University Press.
- Ermisch, J. & Ogawa, N. (1994) 'Age at Motherhood in Japan', *Journal of Population Economics*, Vol.7, pp.393-420.
- Heckman, J. J., Holtz, V. J. & Walker, J. R. (1985) 'New Evidence on the Timing and Spacing of Births', *The American Economic Review*, Vol.75, pp.179-184.
- Heckman, J. J. & Singer, B. (1984) 'Econometric Duration Analysis', *Journal of Econometrics*, Vol.24, pp.63-132.
- 平尾桂子 (2005) 「女性の学歴と再就職：結婚・出産退職後の労働市場再参入過程のハザード分析」『家族社会学研究』Vol.17, pp.34-43.
- Hoem, B. & Hoem, J. (1989) 'The Impact of Women's Employment on Second and Third Birth in Modern Sweden', *Population Studies*, Vol.43, pp.47-67.
- Hoem, J. M., Prskawertz, A. & Neyer, G. (2001) 'Autonomy or Conservative Adjustment? The Effects of Public Policies and Educational Attainment on Third Birth in Austria, 1975-96', *Population Studies*, Vol.55, pp.249-261.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (1998) 『日本人の結婚と出産：第11回出生動向基本調査』厚生統計協会。
- 厚生労働省 (2004a) 『出生前後の就業変化に関する統計』厚生労働省。
- 厚生労働省 (2004b) 『賃金センサス』労働法令協会。
- Kraval, Ø. (1992) 'The Emergence of a Positive Relation Between Education and Third Birth Rate in Norway with Supportive Evidence from the United States', *Population Studies*, Vol.46, pp.459-475.
- Kraval, Ø. (1994) 'The Importance of Economic Activity, Economic Potential and Economic Resources for the Timing of First Births in Norway', *Population Studies*, Vol.48, pp.249-267.
- Kraval, Ø. (2001) 'The High Fertility of College Educated Women in Norway: An Artifact of the Separate Modelling of Each Parity Transition', *Demographic Research*, Vol.5, pp.187-216.
- Kreyenfeld, M. (2002) 'Time-Squeeze, Partner Effect or Self-Selection? An Investigation into the Positive Effect of Women's on Second Birth Risks in West Germany', *Demographic Research*, Vol.7, pp.15-47.
- Liefbroer, A. C. & Corijn, M. (1999) 'Who, What, Where, and When? Specifying the Impact of Educational Attainment and Labour Force Participation on Family Formation', *European Journal of Population*, Vol.15, pp.45-75.
- Marini, M. M. & Hodsdon, P. J. (1981) 'Effects of the Timing of Marriage and First Birth of the Spacing of Subsequent Births', *Demography*, Vol.18, pp.529-548.
- Martin, S. P. (2000) 'Diverging Fertility among U.S. Women Who Delay Childbearing Past Age 30', *Demography*, Vol.37, pp.523-533.
- Miller, R. G. (1981) *Survival Analysis*, John Wiley and Sons.
- 文部科学省 (編) (2004) 『文部統計要覧』大蔵省印刷局。
- Montgomery, M. (1992) 'Household Formation and Home-Ownership in France', in J. Trussell, R. Hankinson & J. Tilton (eds.) *Demographic Applications of Event History Analysis*, Clarendon Press, pp.94-119.
- Morgan, S. P., Rindfuss, R. R. & Parnell, A. (1984) 'Modern Fertility Patterns: Contrasts between the United States and Japan', *Population and Development Review*, Vol.10, pp.19-40.
- Ní Brolcháin, M. (1983) 'Women's and Men's Life Strategies in Developed Societies', in IUSSP (ed.) *International Population Conference Montreal 1993*, Vol.2, IUSSP, pp.179-190.
- Ní Brolcháin, M. (1984) 'Birth Intervals and Women's Economic Activities', *Journal of Biosocial Science*, Vol.17, pp.31-46.

- Ní Brolchán, M. (1986a) 'The Interpretation and Role of Work-Associated Accelerated Childbearing in Post-War Britain', *European Journal of Population*, Vol.2, pp.135-154.
- Ní Brolchán, M. (1986b) 'Women's Paid Work and the Timing of Births: Longitudinal Evidence', *European Journal of Population*, Vol.2, pp.43-70.
- Ní Brolchán, M. (1993) 'Recent Fertility Differentials in Britain', in M. Ní Brolchán (ed.) *New Perspectives of Fertility in Britain*, OPCS, pp.95-109.
- 西岡八郎 (編) (2005) 『「世代とジェンダー」の視点からみた少子高齢社会に関する国際比較研究:平成14年度-平成16年度総合報告書』厚生労働省.
- Ogawa, N. & Retherford, R. D. (1993) 'The Resumption of Fertility Decline in Japan: 1973-92', *Population and Development Review*, Vol.19, pp.703-741.
- Rendall, M. S. & Steve, S. (2003) 'Higher Qualifications, First-Birth Timing, and Further Childbearing in England and Wales', *Population Trends*, No.111, pp.18-26.
- Retherford, R., Ogawa, N. & Sakamoto, S. (1996) 'Values and Fertility Change in Japan', *Population Studies*, Vol.50, pp.5-25.
- Rindfuss, R. R., Morgan, S. P. & Offutt, K. (1996) 'Education and the Changing Age Pattern of American Fertility: 1963-1989', *Demography*, vol.33, pp.277-290.
- 労働省女性局 (2000) 『平成11年版 働く女性の実情』労働省.
- Santow, G. & Bracher, M. (2001) 'Deferment of the First Birth and Fluctuating Fertility in Sweden', *European Journal of Population*, Vol.17, pp.343-363.
- Schmidt, P. & Witte, A. (1989) 'Predicting Criminal Recidivism Using Split Population Survival Time Models', *Journal of Econometrics*, Vol.40, pp.141-159.
- 島田晴雄 (編) (2000) 『高齢・少子化社会の家族と経済』NTT 出版.
- Trussell, J. & Richards, T. (1985) 'Correcting for Unmeasured Heterogeneity in Hazard Models Using the Heckman-Singer Procedure', in N. Tuma (ed.) *Sociological methodology 1985*, Jossey-Bass, pp.242-276.
- Wright, R., Ermisch, J. F., Hinde, P. R. A. & Joshi, H. E. (1988) 'The Third Birth in Great Britain', *Journal of Biosocial Science*, Vol.20, pp.489-496.
- Yamaguchi, K. (1992) 'Accelerated Failure-Time Regression Models with a Regression Model of Surviving Fraction: An Application of the Analysis of "Permanent Employment" in Japan', *Journal of the American Statistical Association*, Vol.87, pp.284-292.
- Yamaguchi, K. & Ferguson, L. R. (1995) 'The Stopping and Spacing of Childbirths and Their Birth-History Predictors: Rational-Choice Theory and Event History Analysis', *American Sociological Review*, Vol.60, pp.272-298.

Women's Education and Fertility Strategy in Japan: Spacing or Stopping?

Nobutaka FUKUDA

The purpose of this article is to examine the influence of women's educational attainment on the probability and tempo of having a first and a second child in Japan. Like other developed countries, Japan has experienced a great increase in the enrolment rate of women at universities over the past few decades. A rise in the level of education should theoretically increase woman's earning power in the labour market, leading to an avoidance of or a postponement in childbearing. The extent to which changes in fertility behaviour are affected by women's educational levels has not, however, been sufficiently examined. More specifically, it still remains an open question whether a rise in woman's educational attainment results in a fall in the probability of having children or a delay in the timing of childbearing. In this study, we employed the Mover-Stayer Mixture Model and examined the influence of women's educational attainment on the probability and tempo of having a first and a second child in Japan.

In this analysis we used micro-data obtained from the International Comparative Survey on Marriage and the Family in 2004. The data was collected for men and women aged between 18 and 69. Out of this whole sample, we selected married women between ages 20 and 55, and carried out an analysis of them.

The results of this study show, first, that the levels of women's education significantly affected the tempo of first childbirth, but did not have any bearing on the probability of having a first child. More specifically, compared with less-educated women, those educated to a higher level extended the length of the interval between marriage and a first childbirth, but no difference was observed between these two groups of women in terms of the probability of remaining childless. Hence, a rise in the level of women's education did not result in their abandonment of childbearing, but in their postponement of the timing of bearing a first child. Second, this study found that women's educational attainment had no substantial impact on patterns of second childbearing. In concrete terms, no significant difference existed between women with different levels of education with regard to the period between their first and second childbirth and the probability of bearing a second child. Thus, a rise in women's educational attainment led neither to giving up nor to postponing second childbearing. Third, the results of the present study show that age at first marriage had a salient influence on first and second childbearing behaviour. Specifically, a rise in age at marriage significantly increased the probability of remaining childless. Similarly, compared with women who married earlier in life, those who married later were more likely to forego a second birth. Age at marriage, however, had no bearing on first and second birth intervals. These findings suggest that getting married and having children are tightly interlocked in Japan. Fourth, the results of this study reveal that respondents' birthplace type exerts little influence on patterns of first and second childbearing. Thus, the probability and tempo of having a first and a second child hardly differed among women born in a rural area and those born in an urban area.

All in all, this study suggests that the influence of women's educational attainment on the probability and tempo of having a first and a second child was limited in Japan, and that changes in fertility patterns could not perfectly be attributed to a rise in women's educational attainment.