

因についても適用可能なものであり、出生率変動の理解ならびに定量的評価に対して有効なものである。

I. 学歴構成と出生力変動 — 構成変化要因の例 —

1. 学歴構成と出生力変動

出生率回復の条件を探るためには、まず少子化過程において出生率低下を導いた社会経済変化を特定し、それを止めたり逆方向への変化を導いたりすることの効果とその妥当性、可能性を検討する必要がある。とりわけ、そうした変化を導くことが政策的オプションの対象となりうる場合は、その定量的効果を探る上でシミュレーション分析が効果的である。

本プロジェクトにおいて、すでに行ったわが国女子コーホートの出生力低下についての人口統計学的測定によれば（金子 2005, Kaneko 2006）、少子化過程の前半を主導した結婚変化（晩婚化、非婚化）については、男女関係や家族に関する意識変化の他に、高学歴化が重要な影響を与えていた。また 90 年代以降の少子化過程で目立ってきた夫婦出生力の低下（ペースダウン、完結出生児数減少）についても、高学歴化は夫婦出生行動に対する直接効果および結婚年齢の上昇を介した間接効果の 2 系統による効果が働いていることが捉えられた。このように高学歴化は、測定できる社会変化の中では出生力に圧倒的に大きな効果を及ぼしており、出生率回復の条件を探る上で注目すべき要因である。しかしながら、意識変化にせよ高学歴化にせよ、これを止めたり、ましてや逆転させるということは、妥当性・実現性の面であまり現実的な政策オプションではない。ただし、高学歴化の出生低下への効果を詳しく見ると、(1)最終学歴卒業の年齢が高まり、労働市場、結婚市場参入が遅れることにより結婚を遅らせる効果、ならびに(2)高等教育による人的資本の蓄積によって機会費用が高まり、結婚を遅らせ、結婚後も子どもの数を減らす効果の二つの経路が存在する。(2)における高等教育の推進による人的資本の蓄積促進は止めることは適当でないものの、(1)の学卒年齢についてどうであろうか。学卒年齢は、上記のように労働市場、結婚市場参入年齢を決めることで生涯の勤労期間、家族形成タイミングと家族生活の期間、ならびに妊娠、出産、子育て時期とこれらにまつわる母親や子どもの健康等に影響を及ぼすなど、国民全体のライフコース形成にきわめて大きな役割を果たしている。結婚前の性行動の一般化（若年層における人工妊娠中絶、婚前妊娠の増加などを含む）をはじめとして、ライフコースを取り巻く社会経済環境が大きく変化している中、学校教育の時期と学卒年齢について再検討する必要はないであろうか。実際、最近において Skirbekk (2005, 2006a, 2006b)は、ヨーロッパのいくつかの国における学校教育の時期と期間の出生力に対する効果とこれを早期化、短縮化することの効果を定量的に論じている。わが国においても、出生率回復条件について考えるとき、学校教育期間と学卒年齢の影響とその早期化、短縮化の定量的効果については検討しておく必要があるだろう。

本研究では、まず学歴の出生力に対する 2 系統（学卒年齢、人的資本蓄積）、2 経路（結婚を介した間接効果経路、夫婦出生に対する調節効果経路）の効果を統計的に測定し、教

育時期、期間の影響を推定する。次にそれらの結果を用いて、シミュレーションによって、教育時期、期間の早期化、短縮化を行った場合の出生力の変化について推定を行う。

2. 高学歴化が出生低下を引き起こすメカニズム

ここでは学歴（最終教育レベル）をコーホート出生力の分析モデルに導入するに当たって、高学歴化の出生率低下に対する関係について整理しておこう。高学歴化の出生率に対する直接効果を考える。すなわち、同一の個人がより高学歴となった場合の出生タイミングと完結出生児数数の違いを考える。これは、世代効果をはじめとする学歴以外の要因を十分にコントロールした上で、高学歴化の平均完結出生児数に対する影響を推定することであり、後の節で多変量回帰分析を用いて実際に推定されるものである。

高学歴化が個人の出生におよぼす効果のルートには、次の3つが考えられる。すなわち、(1)結婚年齢、(2)生涯の結婚確率、(3)既婚者の完結出生児数である。これらを表すコーホートのパラメータとしては、それぞれ、(1)平均初婚年齢、(2)生涯既婚率 (=1-生涯未婚率)、(3)離死別の効果を考慮した夫婦の平均完結出生児数、を用いることにする。

また、ここでは高学歴化の出生に対する効果を、(A)卒業年齢の上昇にともなう効果と(B)それ以外の効果に二分して考える。前者(A)卒業年齢の上昇による効果は、結婚市場への参入時期を遅らせることによる初婚年齢の上昇を主たる効果とするであろう。すなわち、卒業年齢が初婚年齢を介さず、直接に出生時期や出生確率などに影響を与えることは少ないと考えられるので、ここではこれらの効果は考慮しない。後者(B)それ以外の効果は、高い学歴を得るためにより多くの投資をし、高度の教育を受けたことによって個人の資質が高まることに付随して生ずる効果である。卒業後の結婚・出生などの市場労働や教育投資以外の活動に対する機会費用の増大や意識の変化などが代表的なものと考えられる。以上について、個別に説明する。

(A) 卒業年齢の上昇にともなう出生率低下

一般的に最終学歴の卒業の年齢は、結婚市場への参入などの結婚・出生過程の開始時期に影響を与えていると考えられる。そのことはまた、生涯未婚率や、結婚後に持つ子ども数にも影響している。

(1) 結婚年齢の上昇

高学歴化にともなうコーホートの平均的な卒業年齢の上昇は、まず平均初婚年齢を上昇させるだろう。結婚年齢の上昇にともなって生ずる出生年齢の上昇は、第1にタイミング効果によるピリオド出生率の低下を引き起こす。出生タイミング変化のピリオド出生率(年次出生率)に対するテンポ効果と呼ばれるものである。

(2) 生涯未婚率の上昇

卒業年齢の上昇によって結婚年齢が上昇すると、一定の割合の初婚が逸失されて生涯未

婚率が上昇すると考えられる。これは、たとえば 30 歳以降の高い年齢における結婚確率に上限が存在することから生ずる。実際、本プロジェクトにおける研究においても高い年齢における初婚ハザードの上限の存在と、これによる初婚の逸失が確認されている (Kaneko 2003, 金子 2004c, 金子 2005)。

ただし、卒業年齢が結婚年齢への影響を介さずに、直接生涯の結婚確率に効果を及ぼすことはほとんどないものと考えられる。したがって、卒業年齢の生涯未婚率に対する効果については、初婚年齢上昇による効果のみを考えればよいと思われる。

(3) 夫婦平均完結出生子ども数の減少

卒業年齢の上昇によって結婚年齢が上昇すると、既婚者の出生年齢も上昇する。このようにして出生が遅れた場合、やはり 30 歳以上の高い年齢においては、主として女性の生理的要因などにより妊娠・出生の確率が制約され、出生にも逸失が生ずる。このため夫婦の平均完結出生児数は減少する。

卒業年齢の離死別や再婚に対する影響、ならびに離死別者、再婚者の出生力に対する影響は小さいものと想定される。本分析では、卒業年齢の上昇によるこれらの行動に対する影響は考慮しない。

(B) 結婚・出生活動の機会費用増大にともなう出生率低下

(1) 結婚年齢の上昇

高学歴化にともなう結婚の機会費用の増大によって、結婚市場への参入やその後の結婚を延期しようとするのが考えられる。すなわち、この効果は結婚市場参入の遅延、結婚相手のサーチ期間、ならびに交際期間の延長が生ずる。過去の分析によれば、高学歴化にともなう平均初婚年齢の上昇は、晩婚化によって少子化を開始した 1951-58 年生まれ世代では、80%が出会い年齢の上昇であり、残り 20%が出会いから結婚までの交際期間の延長によるものであることがわかっている(金子 2004c, Kaneko 2004)。したがって、高学歴化の平均初婚年齢上昇に対する効果のうち、一定の部分はこの機会費用増大や意識変化など、卒業年齢上昇以外の理由による効果であることが示唆される。

(2) 生涯未婚率の上昇

高学歴化にともなう結婚の機会費用の増大は、結婚・出生の延期だけでなく、家族形成からの離脱、すなわち生涯未婚の割合を増加させる可能性が高い。ただし、生涯未婚率の増大は当初晩婚化にともなう非意図的な理由による部分も大きいと考えられる。それはむしろ、卒業年齢の遅れによる晩婚化に起因している部分が多いと考えられ、ここでは(A)卒業年齢の上昇にともなう出生率低下に分類される。

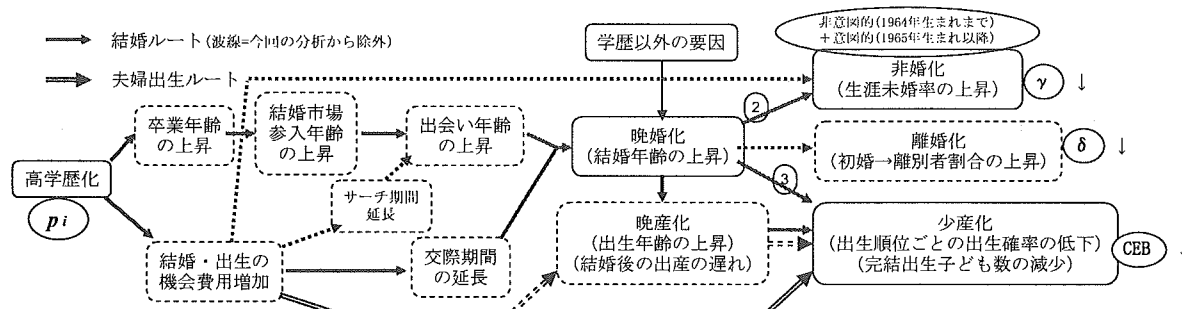
(3) 夫婦平均完結出生子ども数の減少

高学歴化にともなう出産・子育ての機会費用の増大は、結婚後の出生を遅らせ、また最

最終的に生む子どもの数（完結出生子ども数）を減らす方向に働く。また、そうした社会関係の中にいることによる周囲からの影響も子ども数に関する規範や意識・意欲を形成する上で重要であろう。これらは卒業年齢とは無関係であると考えられる。

高学歴化の卒業年齢上昇以外の出生に対する効果としては、離死別、再婚に介した効果が考えられる。

図1 高学歴化と出生低下との関係図



以上、高学歴化の効果をその経路と対象となる出生パラメーターによって分類、整理を行ったが、このうち(A) 卒業年齢の上昇にともなう出生率低下について、定量化を行うことを目指して、次章においてモデル化を行う。

3. 分析対象データ

本分析が対象とするのは、国立社会保障・人口問題研究所が5年ごとに行っている全国標本調査、「出生動向基本調査—夫婦調査」のうち、第9回調査(1987年6月実施)から第12回調査(2002年6月実施)までによって捉えられた1938～64年生まれ有配偶女子(夫妻とも初婚)の初婚、出生データである。コーホート間で初婚タイミングの正確な比較を行うため、対象を初婚年齢が37.42歳以下の標本に限定している。これは、分析対象における最も若いコーホートの調査時点の年齢に相当し、すべてのコーホートの初婚事象をこの年齢以下に生じたものに統一するためである。また、完結出生児数の分析においては、各調査時点での結婚持続期間が15-19年の夫婦に限定している。この限定によって対象とする標本は結婚年齢について偏りが生ずる。同一出生コーホートにおいても調査回がことなると、異なる年齢による偏りが生ずるため注意が必要である。ただし、本分析においてはすべて結婚年齢をコントロールすることになるので、この偏りに関する問題はない。

II. モデル

前章において分類、整理を行った学歴構成変化の出生力変動に対する効果について、本章においてモデル化を行う。ただし、ここでモデル化を行うのは主として(A) 卒業年齢変化を介した出生率変化についてのみである。

1. 学歴と初婚年齢のモデルー高学歴化と晩婚化ー

p_i と $\tilde{g}_i(x)$ を、それぞれ学歴カテゴリー i の構成比と初婚年齢分布とし、 $C_{0,i}$ をそれぞれの生涯既婚率 (=1-生涯未婚率) とすると、コーホート初婚率のモデル値 $\hat{g}(x)$ は、

$$\hat{g}(x) = \sum_i^{All} p_i C_{0,i} \tilde{g}_i(x) = \sum_i^{All} p_i C_{0,i} \tilde{g}(x; u_0 + u_i)$$

と表される。ここで、 $\tilde{g}_i(x)$ には、一般化対数ガンマ分布モデル (GLGD モデル) を用い、 u_0 、 u_i は、このモデルにおけるそれぞれ学歴のリファレンスカテゴリー (ここでは中学卒とした) と、学歴カテゴリー i の位置パラメータ (分布のモードに相当する) を表すものとする。こうすることによって、一般化対数ガンマモデルによる重回帰モデルによって、学歴と初婚年齢の情報を含む調査データから、 u_0 、 u_i を推定することができる。表 1 には、調査データから推定された一般化対数ガンマ重回帰モデルの係数を示す。

表1 GLGD モデル重回帰による学歴カテゴリー別効果の推定値

学歴カテゴリー (効果)		出会いGLGD	初婚GLGD
	u0	21.16	23.07
中学・(その他・不詳)	u1	0.00	0.00
高校	u2	0.66	1.03
専修学校・短大・高専	u3	1.65	2.03
大学・大学院	u4	2.88	3.17
スケール	b	3.13	2.35
シェープ	λ	-0.30	-0.86

データ：出生動向基本調査 9-12 回調査。調査時妻の年齢 37.42 歳以上、妻の結婚年齢 37.42 歳以下の初婚どうし夫婦の妻について。

2. 学歴と年齢別初婚率のモデルー高学歴化と非婚化ー

本モデルでは、非婚化すなわち生涯未婚率の上昇については、平均初婚年齢と生涯未婚率 γ との関係を利用する。すなわち、ロジット変換を施したコーホート別 (1935-70 年生まれ) の生涯未婚率に対して平均初婚年齢による回帰を行い、次のモデルを得た。

$$\gamma = \{1 + \exp[-(-3.065E-04)Z^2 + (-0.394)Z + 12.802]\}^{-1}$$

こに用いられた係数は、人口動態統計より得られ、届出遅れ補正を施した年次別、年齢別初婚率と、これを元に、一般化対数ガンマモデルを用いて初婚過程の未経験部分を推定した女性 1935-70 年生まれコーホートの年齢別初婚率データを元にして算出されたものである。

3. 学歴と夫婦完結出生児数のモデルー高学歴化と少産化ー

ここでは、初婚年齢と学歴によって、結婚持続期間 15-19 年の初婚どうし夫婦の出生順位別出生確率のロジット回帰分析により、出生確率およびその和としての完結出生子ども

数にたいする初婚年齢と学歴の効果を同時に推定した。モデルならびに推定方法の詳細については、金子（2004a, 2004b）を参照されたい。図には、調査データから算出された初婚年齢による各出生順位の出生確率、平均出生子ども数とこれに当てはめたモデルを示している。最終的に、初婚年齢と各出生順位の出生確率は、2次のロジットモデルとなっている。

図2 初婚年齢と出生順位別完結出生確率と関係を表すモデルのフィット

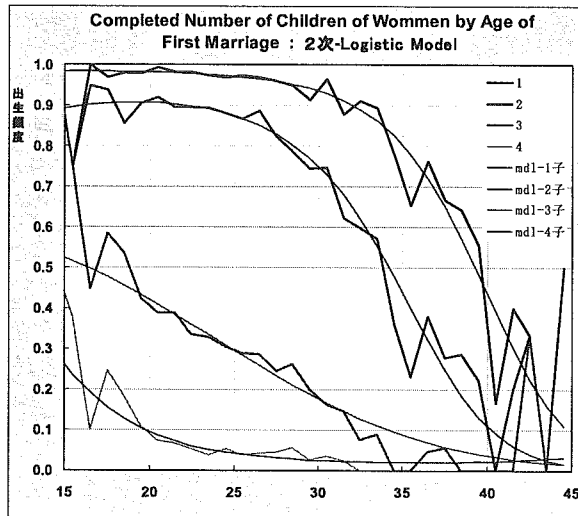


図3 初婚年齢と平均完結出生児数と関係を表すモデルのフィット(調査別)

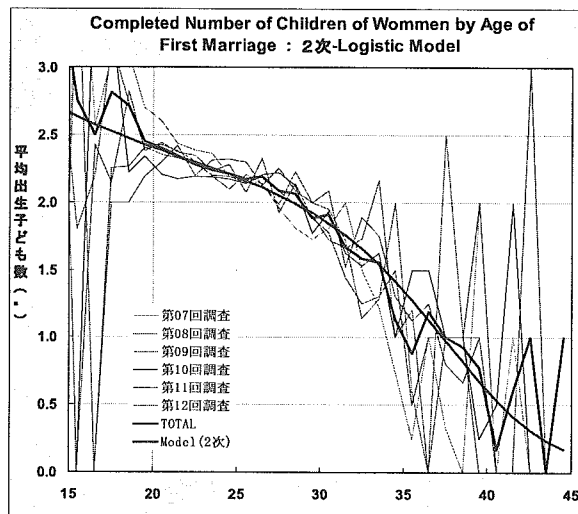
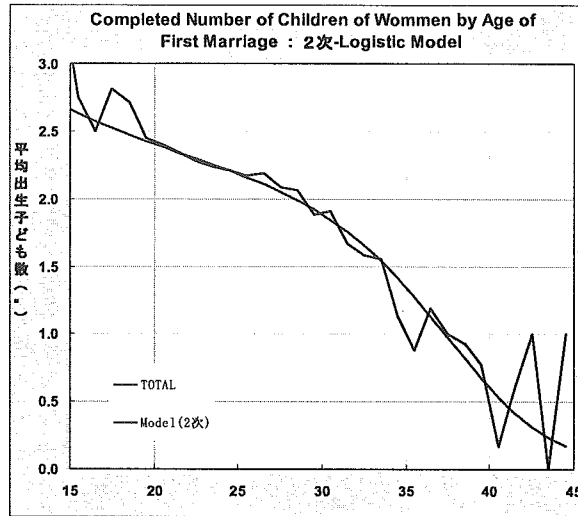


図4 初婚年齢と平均完結出生児数と関係を表すモデルのフィット(調査融合)



これにより、初婚夫婦の完結出生子ども数 CEB は以下によって与えられる。

$$CEB = \sum_{i=1}^{k_1} p_i CEB_i, \quad \left(\sum_{i=1}^{k_1} p_i = 1 \right)$$

$$CEB_i = \sum_{n=1}^{k_n} CEB_{i,n} = \sum_{n=1}^{k_n} CEB_n(u_i)$$

$$CEB_n(u_i) = \int_{\alpha}^{\beta} C_0(u_i) \tilde{g}(x; u_i) CEB_n(x) dx$$

以上により、コーホート TFR は、以下の式で与えられる。

$$cTFR = (1 - \gamma) \delta CEB$$

ここで、 δ は、初婚夫婦平均完結出生子ども数から女子既婚平均完結出生子ども数を算出する係数であり、離死別効果係数と呼ぶ。すなわち、コーホートの完結出生子ども数はこの既婚平均完結出生子ども数と生涯既婚率との積によって与えられる。このコーホート出生率を一連のコーホートについて求め、それらから算出される年齢別出生率を各歳ごとに組み替えることで、各年次の年齢別出生率ならびに合計特殊出生率を再現することができる。

□ . . .

各種の想定に対してシミュレーションを行い、ピリオド（年次）合計特殊出生率への影響を観察した。ここでは、まず過去のコーホートの結婚・出生行動を各種の実績データに基づいて再構築し、ピリオド（年次）合計特殊出生率を再現する。次に、この再現によって調整された各コーホートの離死別効果係数、初婚 GLGD モデルパラメーター U のベースなどを固定した上で、学歴構成と学歴ごとの卒業年齢に関する各種の想定によるシミュレー

シミュレーションを実施し、そのピリオド（年次）合計特殊出生率に対する効果を調べた。それらはある出生コホート以降（多くの場合 1970 年以降生まれのコホート）について、現実と異なる仮定を与えて、現実のピリオド（年次）合計特殊出生率と比較する形を取った。なお、2004 年の実際値 1.29 であり、このレベルとシミュレーション結果における出生レベルとを比較する形で、想定の効果を見ることにする。

1. ピリオド出生率の再現とパラメーターの調整

前節で説明したモデルによって再現された、コホートならびにピリオドの合計特殊出生率ならびにいくつかのパラメーター値をそれぞれ図 5、および図 6 に示した。各パラメーターは、比較的整合的に推移している。各種の想定をシミュレーションによって実現するためのベースとしては、望ましい状態であるといえる。

図5 再現された女子コホートの生涯未婚率、夫婦完結出生児数、およびコホート TFR

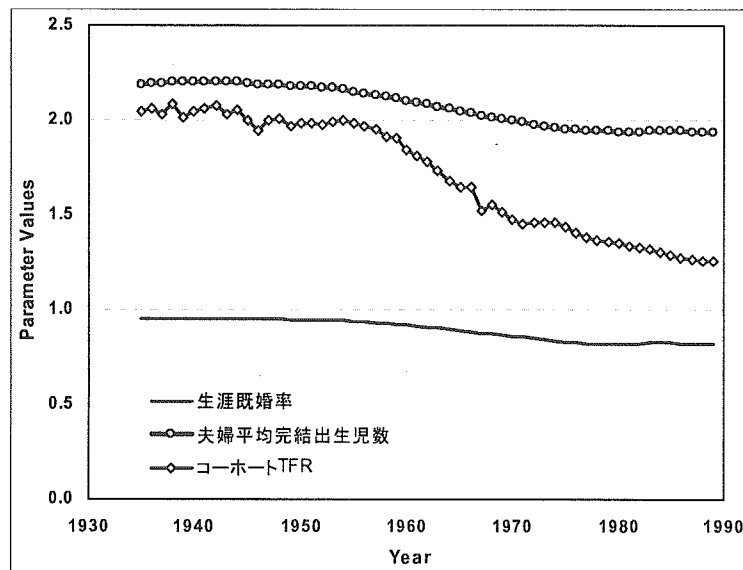
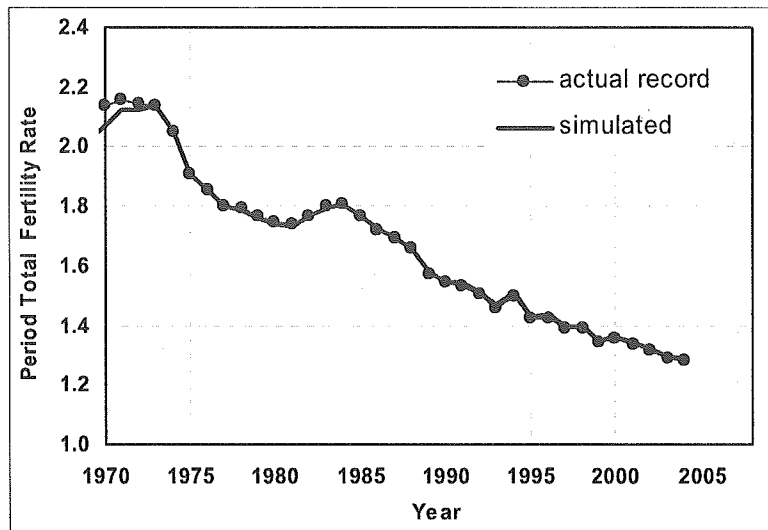


図6 再現された女子コーホートのピリオド(年次別)TFR



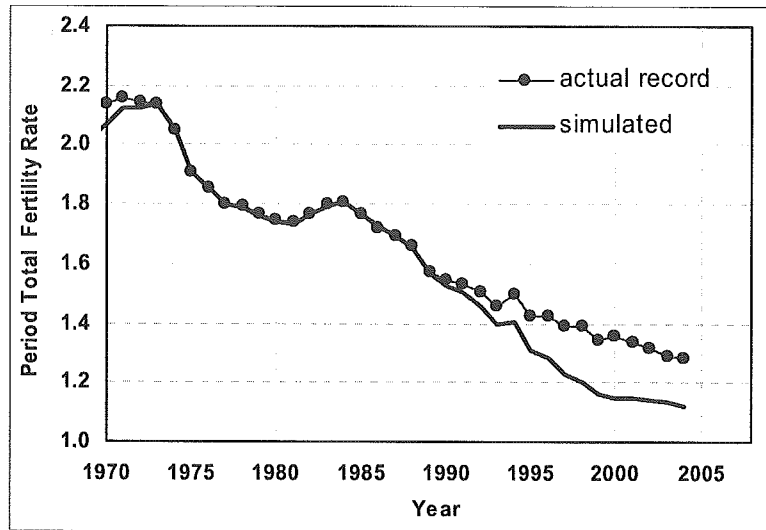
2. 学歴構成の変化のピリオド出生率に対する効果のシミュレーション分析

以下では、いよいよ学歴にたいする各種の想定を行い、ピリオド(年次)合計特殊出生率への効果を観察、評価することにする。

(1) 1970年以降の生まれ世代で、すべての構成員が大卒となった場合

この場合には、該当する世代の女性すべてが同世代の大学卒業者と同じ結婚・出生過程を経ることが想定される。この場合には、2004年までのピリオド(年次)合計特殊出生率(TFR)の推移は、図7のようになったはずである。すなわち、1970年生まれ世代が20歳代に到達する1990年頃から本想定の影響が徐々に現れている。この場合、2004年の実績値1.29に対して、1.12となったことが予測されている。すなわち、変化を開始した世代が34歳に到達する2004年の時点で、本想定の特FRに対する効果は-0.16、実績値に対する割合は12%であった。すなわち、高学歴化が進行によってこの程度の出生率低下の余地があると考えられることができる。

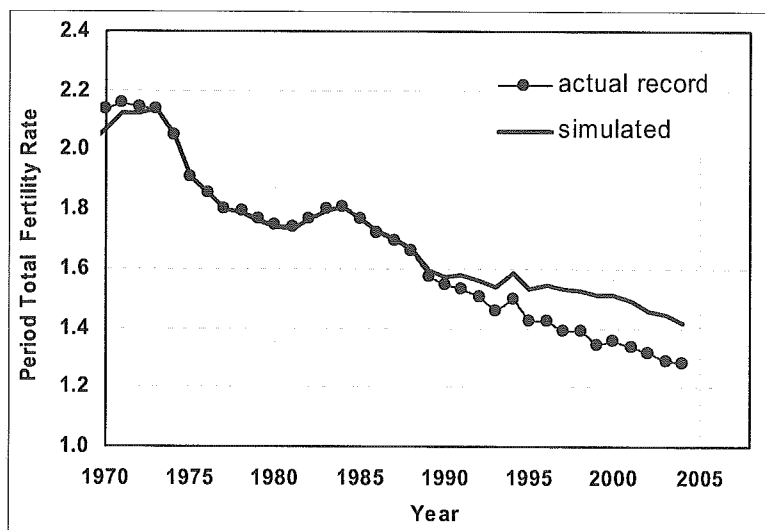
図7 1970年生まれ以降の世代が、すべて大卒になったら？



(2) 1970年以降の生まれ世代で、すべての構成員が高卒となった場合

同様に、該当する世代の女性すべてが同世代の高校卒業者と同じ結婚・出生過程を経ることが想定される。この場合には、2004年までのピリオド（年次）合計特殊出生率の推移は、図8のようになる。すなわち、この想定では1970年代後半以降は頭打ちになったもの、それまでに増大し、同世代の1/3程度となっていた短大卒・大学以上の卒業者が高卒と同様の結婚・出生過程をたどることから、世代全体としてかなりの早婚化、出生の早期化が生じ、これによるタイミング効果も相まって、出生率が実績よりも増大している。2004年におけるTFRは実績1.29に対して、1.42であり、0.13（実績値比10%）の増加をみた。

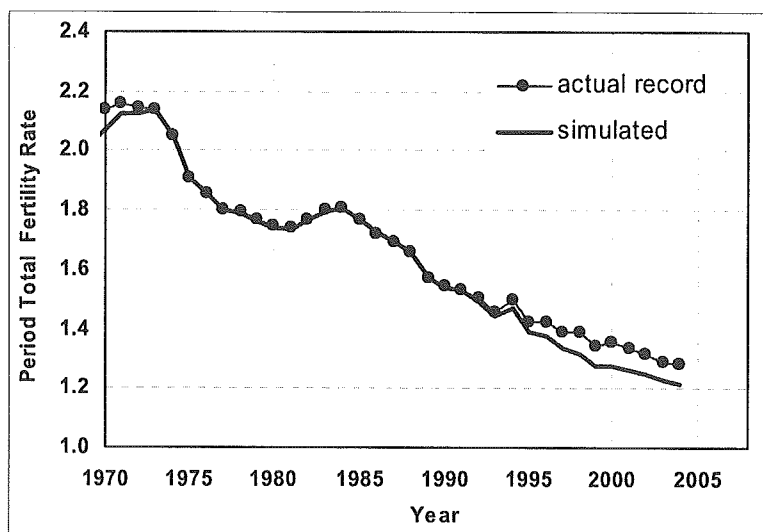
図8 1970年生まれ以降の世代が、すべて高卒になったら？



(3) 1970 年以降の生まれ世代で、短大卒がすべて大卒となった場合

高学歴化が進み、短大卒がすべて大卒となるという比較的現実的な想定である。この場合には TFR は実績より下がり、2004 年時点で 1.22、-0.07（実績値比-5%）であり、低下を認める。

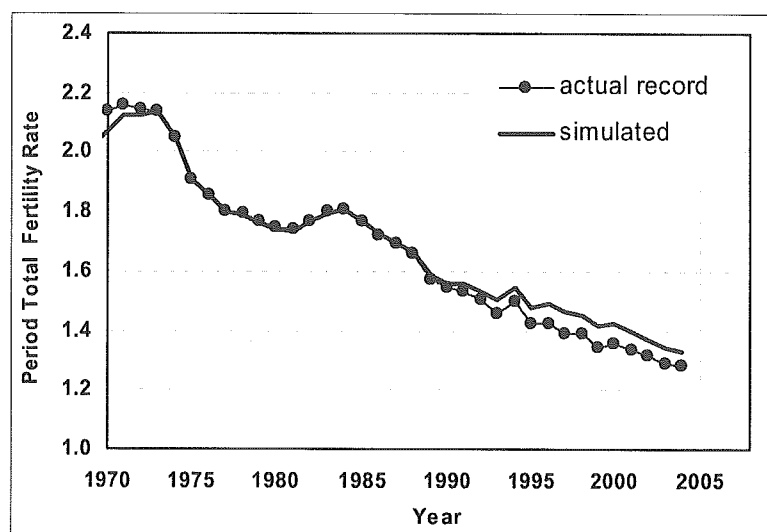
図9 1970 年生まれ以降の世代の短大卒が、すべて大卒になったら？



(4) 1970 年以降の生まれ世代で、短大卒がすべて高卒となった場合

こちらは、逆に短大卒がすべて高卒となるという想定である。TFR は高まり 2004 年で 1.33、0.05（実績値比 4%）の増加であり、変化の幅は大きくない。

図 10 1970 年生まれ以降の世代の短大卒が、すべて高卒になったら？



2. 卒業年齢の変化のピリオド出生率に対する効果のシミュレーション分析

(1) 1970年以降の生まれ世代で、すべての学歴で卒業年齢が変化した場合

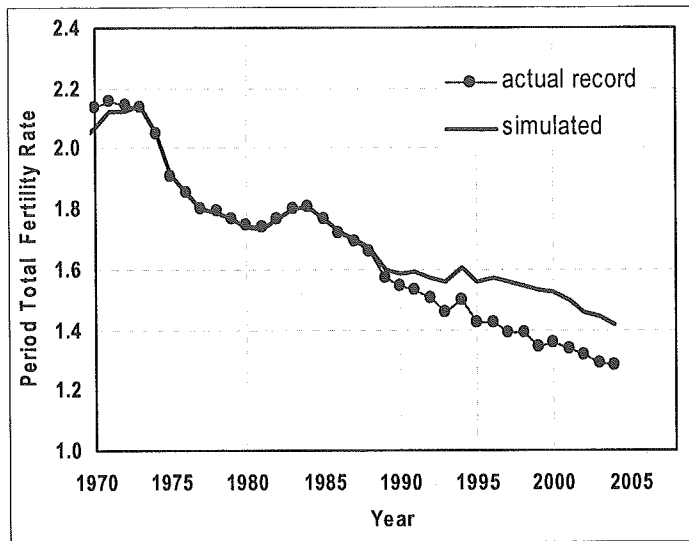
表2には、標記の条件で卒業年齢を±5年の幅で変化させた場合の出生率に対する影響を、2004年の実績値(1.29)と比較する形で示した。また、図11では、その中から3つの場合を選んで、TFRの年次推移として示した。コーホート全体の卒業年齢が変化することは、大きな動きであるが、1年早まった場合では、TFRで0.13(実績値の10%)程度の上昇効果しか見られない。しかし、3年になると0.35(27%)と実質的な上昇となる。ただし、仮に5年早まったとしても、結果のTFRは1.73であり、人口置換水準(2.07)の8割強にしか達しない。

表2 1970年以降の生まれ世代で、すべての学歴で卒業年齢が変化したら？

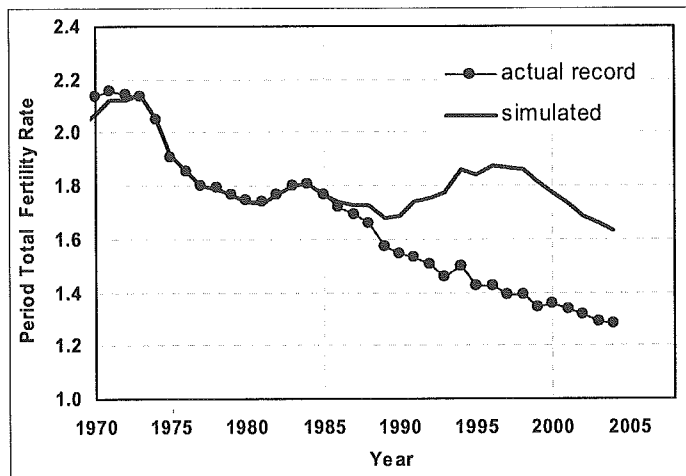
卒業年齢 変化(年)	2004年の TFR	実績値との差
5	0.52	-0.77 (-59%)
4	0.66	-0.62 (-48%)
3	0.82	-0.47 (-36%)
2	0.98	-0.30 (-24%)
1	1.13	-0.15 (-12%)
0	1.29	0.00 (0%)
-1	1.42	0.13 (10%)
-2	1.54	0.25 (19%)
-3	1.63	0.35 (27%)
-4	1.70	0.42 (32%)
-5	1.73	0.45 (35%)

図 11 1970 年以降の生まれ世代で、すべての学歴で卒業年齢が変化したら？

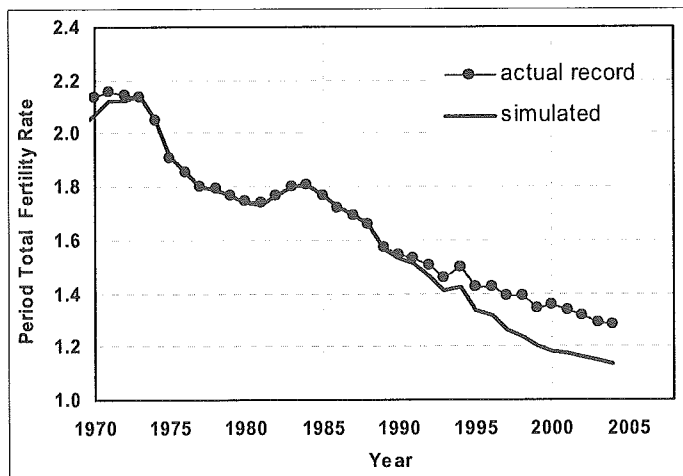
(1) すべての学歴で 1 年早まった場合



(2) すべての学歴で 3 年早まった場合



(3) すべての学歴で 1 年遅くなった場合



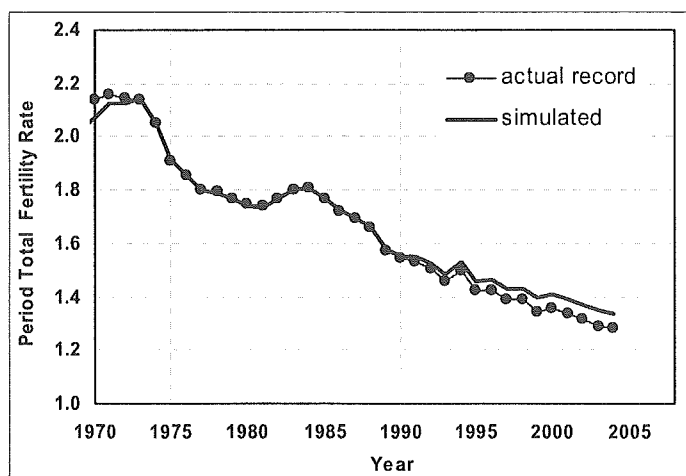
(2) 1970 年以降の生まれ世代で、大卒で卒業年齢が変化した場合

この場合は大卒の者のみの卒業年次が変化した場合の出生率に対する影響を見たものである。この場合にはもちろん、すでに見たコーホート全体が変化する場合よりは、効果がずっと小さくなる。すなわち、1年の早期化では、わずか TFR0.05（実績値の 4%）の上昇しか見られない。ほとんど現実性のない5年の早期化という極端な例においても、結果として 1.52 という TFR しか得られない。この様子は図 12 によって確認できる。逆に、大学院への進学などを想定して、卒業年齢が上昇した場合を見ると、実績値 1.29 が、1年で 1.24、3年で 1.14、5年で 1.06 へと低下することがわかる。大卒の場合の卒業年齢変化は、早期化と遅延で出生率に比例的で、対象的な効果を及ぼすことがわかる。

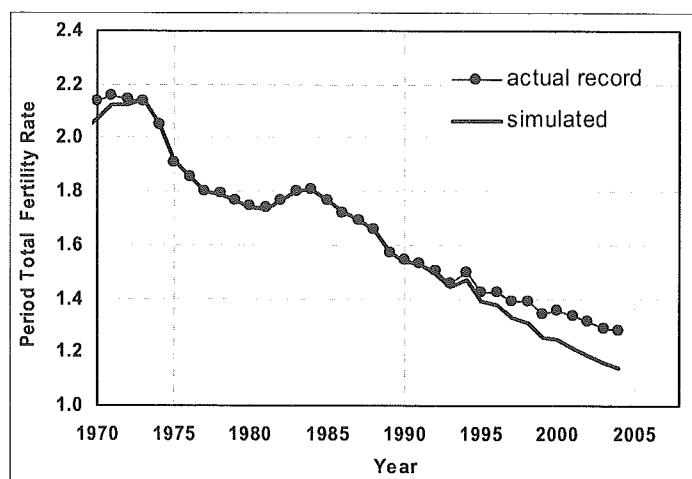
表3 1970 年以降の生まれ世代で、大卒で卒業年齢が変化したら？

卒業年齢 変化(年)	2004年の TFR	実績値との差
5	1.06	- 0.22 (-17%)
4	1.10	- 0.19 (-15%)
3	1.14	- 0.15 (-11%)
2	1.19	- 0.10 (- 8%)
1	1.24	- 0.05 (- 4%)
0	1.29	0.00 (0%)
-1	1.34	0.05 (4%)
-2	1.38	0.09 (7%)
-3	1.42	0.14 (11%)
-4	1.47	0.19 (15%)
-5	1.52	0.23 (18%)

図 12 1970 年以降の生まれ世代で、大卒で卒業年齢が変化したら？
(1) 大卒で 1 年早まった場合



(2) 大卒で3年遅くなった場合



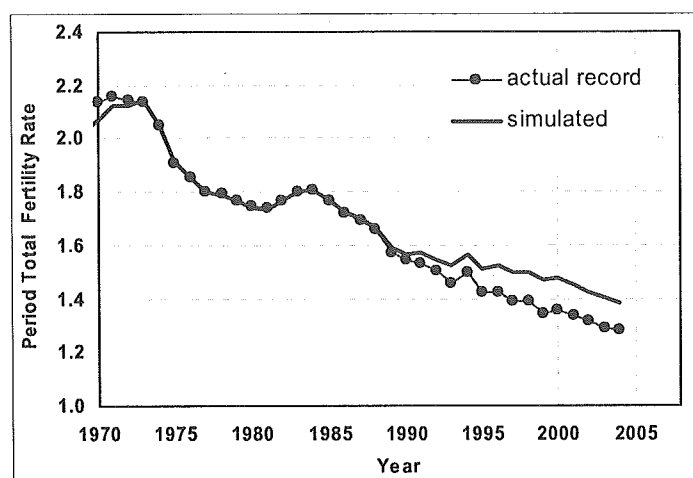
(3) 1970年以降の生まれ世代で、短大卒・大卒で卒業年齢が変化した場合

上記の大卒のみの変化に加えて、短大卒もそれぞれ変化をする場合にはどうであろうか。表4にこれまでと同様の効果表を示した。大卒だけが変化する前例と比べて、1.5倍から2倍の効果が見込まれる。とくに早期化の場合、変化が1～3年と小さい場合に、大卒だけの場合の2倍の効果が得られている。逆に、卒業の遅延の出生低下に対する効果も、大卒だけの2.3倍と、大きくなっている。

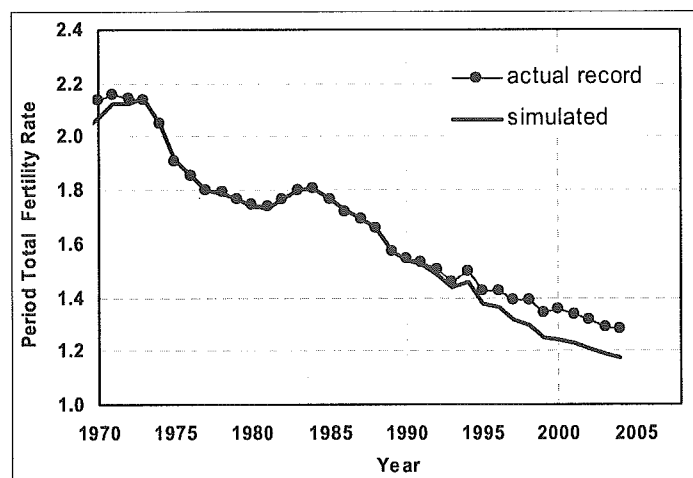
表4 1970年以降の生まれ世代で、短大卒・大卒で卒業年齢が変化したら？

卒業年齢 変化(年)	2004年の TFR	実績値との差
5	0.76	-0.52 (-40%)
4	0.85	-0.43 (-33%)
3	0.95	-0.33 (-26%)
2	1.06	-0.22 (-17%)
1	1.18	-0.11 (-8%)
0	1.29	0.00 (0%)
-1	1.39	0.10 (8%)
-2	1.47	0.19 (15%)
-3	1.56	0.27 (21%)
-4	1.62	0.34 (26%)
-5	1.66	0.38 (29%)

図 13 1970 年以降の生まれ世代で、短大卒・大卒で卒業年齢が変化したら？
 (1) 短大卒・大卒で 1 年早まった場合



(1) 短大卒・大卒で 1 年遅くなった場合



Ⅲ. 考察およびまとめ

出生率回復の条件を探るためには、まず少子化過程において出生率低下を導いた社会経済変化を特定し、それを止めたり逆方向への変化を導いたりすることの効果とその妥当性、可能性を検討する必要がある。とりわけ、そうした変化を導びくことが政策的オプションの対象となりうる場合は、その定量的効果を探る上でシミュレーション分析が効果的である。ただし、定量的に妥当性のあるシミュレーションモデルを構築することは簡単ではない。それには、現実の現象のメカニズムに対する詳細な検討、効果的に構築されたモデル、ならびに信頼性の高いデータとその分析のすべてが必要である。今回、3年間の本プロジェクトの過程において、これらを整備することに努め、一定の成果を得た。本研究におけるシミュレーション分析は、そうした成果の蓄積の上に実現されたものである。

高学歴化の出生低下への効果を詳しく見ると、(1)最終学歴卒業の年齢が高まり、労働市場、結婚市場参入が遅れることにより結婚を遅らせる効果、ならびに(2)高等教育による人

的資本の蓄積によって機会費用が高まり、結婚を遅らせ、結婚後も子どもの数を減らす効果の二つの経路が存在した。(2)における高等教育の推進による人的資本の蓄積促進は止めることは適当でないものの、(1)の学卒年齢については、上記のように労働市場、結婚市場参入年齢を決めることで生涯の勤労期間、家族形成タイミングと家族生活の期間、ならびに妊娠、出産、子育て時期とこれらにまつわる母親や子どもの健康等に影響を及ぼすなど、国民全体のライフコース形成にきわめて大きな役割を果たしている。結婚前の性行動の一般化（若年層における人工妊娠中絶、婚前妊娠の増加などを含む）をはじめとして、ライフコースを取り巻く社会経済環境が大きく変化している中、学校教育の時期と学卒年齢について再検討する必要があると思われた。すなわち、出生率回復条件について考えるとき、学校教育期間と学卒年齢の影響とその早期化、短縮化の定量的効果については、検討に値し、また、この分析がその他の条件に関する分析の雛形としても機能すると考えた。

以上では、まず学歴の出生力に対する効果の経路を上記のように検討した上で、2系統（学卒年齢、人的資本蓄積）、2経路（結婚を介した間接効果経路、夫婦出生に対する調節効果経路）を分類整理し、従来型の（女性）コーホートの結婚－出生率モデルをベースとして、これらの効果を組み込んだあらたなモデルを構築した。次に、調査データを用いて必要な係数等を統計的に計量し、モデルに組み込んだ。すなわち、出生の構造要因となりうる社会経済属性に関して、その構成変化の出生率に対する効果を評価するために、個人属性を導入する枠組みを構築し、属性構造を持ったコーホート出生力の再構成を試みた。ここではそうした社会経済属性の中でもっとも顕著な効果を示す学歴（最終教育レベル）を材料に取り上げ、その出生力との関係を全国標本調査結果の計量によって定式化してコーホート出生力モデルに組み入れた。これにより、学歴構成の変化がコーホートならびにピリオド出生率（年次出生率）に与えた影響を評価し、また実際とは異なった変化が生じた場合の出生率の変動幅を知るためのシミュレーション分析を行った。すなわち、学歴構成と学歴ごとの卒業年齢に関する各種の想定によるシミュレーションを実施し、そのピリオド（年次）合計特殊出生率に対する効果を調べた。それらはある出生コーホート以降（多くの場合1970年以降生まれのコーホート）について、現実と異なる仮定を与えて、現実のピリオド（年次）合計特殊出生率と比較する形を取った。なお、2004年の実際値は1.29であり、このレベルとシミュレーション結果における出生レベルとを比較する形で、想定の効果を見た。

その結果、教育時期、期間の変更には一定の出生率回復効果が認められた。ただし、卒業年齢を1年繰り上げる実験では大学卒のみでは、合計特殊出生率にして4%程度の上司が見込めない。短大も含めて繰り上げた場合には、8%、すべての学歴で行った場合には10%の上昇が見込まれた。こうしたことは、たとえば就学年齢全体を1年前倒しするといった制度の変更を行ったときの出生率に対する影響の目安を与えている。出生率回復のみを目的とした制度改革は現実性がないが、他の目的による変更があった場合でも同様の影響があることから、こうした定量的評価は重要であると考えられる。また、逆に大学生の卒業年齢を1年遅くした場合には、国全体の合計特出生率が4%低下し、3年遅くした場合に

は11%、5年では17%低下することが見込まれた。これは今後女性で大学院への進学が増えた場合の出生率への影響について示唆を与えるものである。すなわち、教育時期、期間の変化（または変更）は一定の出生率への影響（または効果）が認められ、仮にそのような政策的対応が存在するとすれば、少子化への影響（または効果）としてこのような定量的な評価が必要である。

以上のように本研究プロジェクトの成果として構築されたシミュレーションモデルは、出生変動の構造要因としての社会経済属性の変化の効果を導入することができた。中心となるモデルはまだ十分に精緻とはいえないものの、基本的な機能を比較的正確に果たしているようである。ただし、学歴の出生力に対する効果については、第1章2で高学歴化が出生低下を引き起こすメカニズムとしてやや詳しく述べたように、卒業年齢だけでなく高学歴化による結婚・出生など活動の機会費用増大をはじめとする複数の経路と複数の窓口が存在しており、ここで行ったシミュレーションはそれらのある程度簡略化して捉えたものである。今後各種の調査データなどを精査して、実際の効果の経路とその重要度を定量的に把握することで、より信頼性の高いシミュレーション結果が得られるものと考えられる。なお、すでに述べたように、この分析枠組みは、学歴以外の属性要因についても適用可能なものであり、出生率変動の理解ならびに定量的評価に対して有効であると思われるので、出生変動のメカニズム、あるいは出生回復の条件を探る上で、一方でモデルの精緻化を進めるとともに、本分析枠組みに沿ったデータの収集・整備に務めることが、重要な要素となる。

参考文献

- Kaneko, R., 2003, "Transformations in first marriage behavior of Japanese female cohorts: estimation and projection of lifetime measures via empirically adjusted Coale-McNeil model," Presented at Annual Meeting of Population Association of America, Minneapolis, Minnesota.
- , 2003, "Elaboration of the Coale-McNeil Nuptiality Model as The Generalized Log Gamma Distribution: A New Identity and Empirical Enhancements," *Demographic Research*, Vol. 9-10:223-262. <http://www.demographic-research.org/Volumes/Vol9/10/9-10.pdf>
- , 2004, "On Changing Factors of Marriage Transformation in Japan: Decomposition of Delay in Women's First Marriage Process," paper presented at the Annual Meeting of the Population Association of America, Boston, Massachusetts.
- , 2006, "Cohort Process to the Lowest Fertility in Japan: Estimation and Projection of Lifetime Measures of First Marriage and Birth" paper presented at the Annual Meeting of the Population Association of America, Los Angeles, California.
- Skirbekk, Vegard, 2005, "Why Not Start Younger? Implications of the timing and duration of schooling for fertility, human capital, productivity, and public pensions." *Research Report RR-05-002* (November 2005).
- , 2006a, "Does School Duration Affect Student Performance? Findings from Canton-Based Variation in Swiss Educational Length" *Swiss Journal of Economics and Statistics* 142 (1): 115-145.

- , 2006b, "The Marginal Effect of the School Leaving Age on the Timing of Demographic Events in Early and Late Adulthood: A Birth Month Experiment in Sweden", (with Hans-Peter Kohler and Alexia Prskawetz): in S. Gustavsson (ed.) *Education and Postponement of Maternity Conference Volume* (Kluwer)
- 金子隆一, 2004a, 「少子化過程における夫婦出生力低下と晩婚化、高学歴化および出生行動変化効果の測定 (特集: 第12回(2002年)出生動向基本調査 その1)」 『人口問題研究』 第60巻第1号[249]、pp.4-31(2004.3)
- 金子隆一, 2004b, 「夫婦出生行動の世代分析: 妻コーホート出生低下のロジスティック回帰モデルによる要因分解分析」 『出生率回復の条件に関する人口学的研究』 厚生科学研究政策科学推進研究事業、平成15年度報告書、(2004.3).
- 金子隆一, 2004c, 「女性初婚過程のコーホート変化に関する研究— 晩婚化の過程・要因分解による分析 —」 『少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究』 厚生科学研究政策科学推進研究事業、平成15年度報告書、(2004.3).
- 金子隆一, 2005, 「11. わが国少子化過程の人口学的計量: 統合的分析」 『出生率回復の条件に関する人口学的研究』 厚生労働科学研究政策科学推進研究事業、平成16年度報告書 pp.190-215 (2005.3)

日本および東アジア諸国における超低出生率と タイミング効果の分析

別府 志海 (国立社会保障・人口問題研究所)

日本では 1974 年以降、出生率が人口置き換え水準を下回った状態が続いている。とりわけ 1990 年代以降の低下は著しく、1980 年代までは 1.8 程度の水準にあった合計出生率 (TFR: Total Fertility Rate) も 2004 年には 1.29 まで低下し国民の大きな関心と呼んだことは記憶に新しい。また、2005 年に行われた国勢調査の要計表人口とそれに基づく人口の遡及推計結果から、日本の人口は 2004-05 年より減少を始めたという発表がされた。歴史上、人口が減少した例は枚挙に暇がないほどあるが、今回の人口減少は、死亡率は持続的に低下する中で、出生率の低下により引き起こされるという決定的な相違がある。

現在の出生率水準が続いた場合、将来の人口は相当な速度で進行することとなるが、仮に出生率が今日から 2.0 の水準に到達したとしても、人口が減少から増加もしくは安定に転じるまでには数十年の期間を必要とする (別府 2006)。人口減少を小さくし、経済社会への悪影響を最小限にとどめるためにも、現在のような低水準の出生率は望ましくない。

目を転じて東アジア諸国の出生率動向を見ると、中国、韓国、台湾、シンガポールにおいても出生率が大きく低下している。図 1 は近年出生率が著しく低下している東アジア諸国について、合計出生率の推移を示したものである¹⁾。図中のいずれの国・地域においても 2004 年段階において合計出生率が 1.5 を下回る水準にまで低下しており、2004 年の出生率の最高は日本である。また、日本を除くいずれの国・地域も 1970 年頃までは合計出生率が 4.0 を超える水準にあり、わずか数十年で出生率が急低下し、超低水準に達していることがわかる。

いまや少子化は日本だけでなく東アジア諸国の多くで共通の問題となっている。こうした国・地域の出生率変動を分析することにより、日本を含む東アジア諸国に共通する出生率変動パターンの有無およびその内容を明らかにすることができる²⁾と考える。

出生率変動の研究はこれまで、P. K. Whelpton、N. B. Ryder らの研究によって、期間出生率のトレンドを出生タイミングに影響されない quantum とタイミング効果である tempo に分解する研究が行われてきた。こうした研究をもとに、1998 年に J. Bongaarts と G. Feeney が調整合計出生率 adjusted total fertility rate を発表した。この指標は期間出生力指標である期間合計出生率の変動から、出生タイミングの変動による影響を取り除いた出生率水準を少ないデータから算出しようとするものである。得られた指標は出生タイミングの変動がなかった場合、合計出生率がどの程度の水準にあったのかを示す。仮に

¹⁾ 中国のデータについて、出生率が 1960 年代に大きく上下しているのは天候不順や国内の混乱に伴う統計精度の低下が考えられる。ここでは中国政府が公表している数値をそのまま用いている。