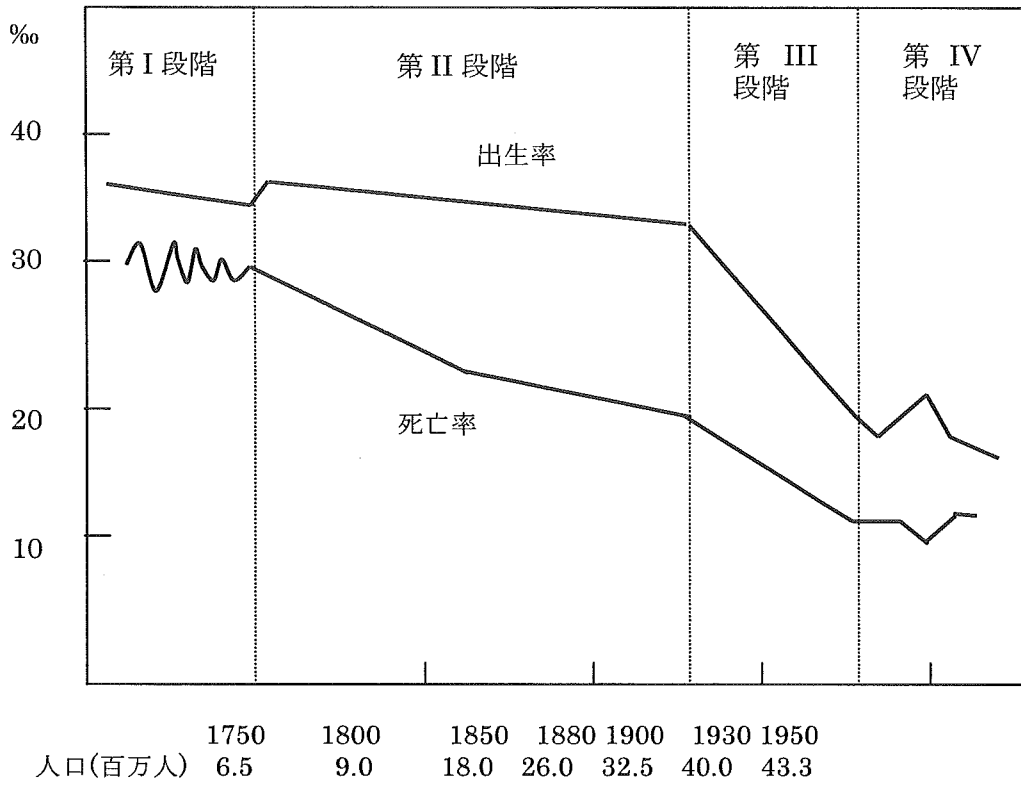
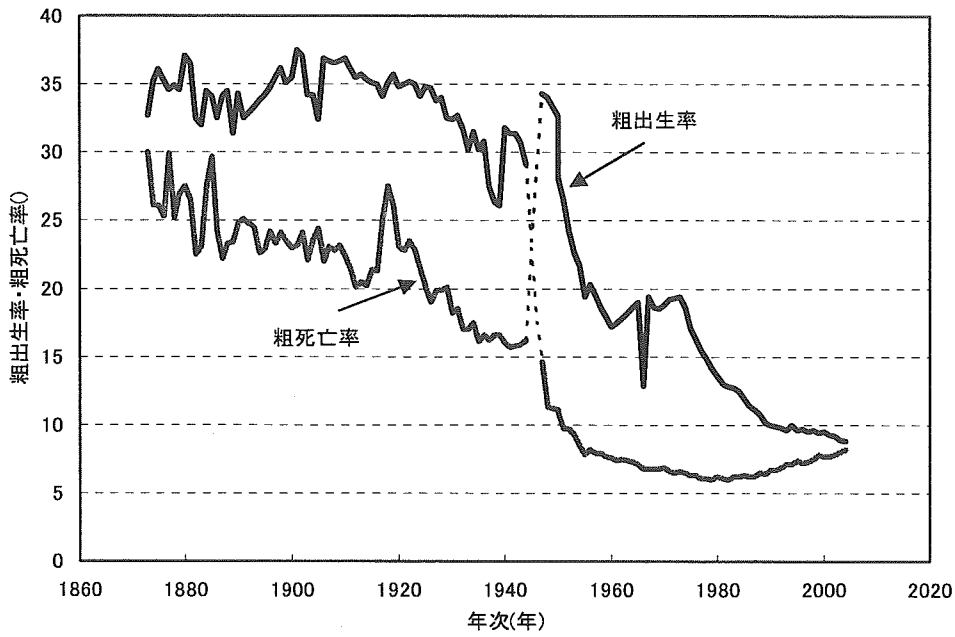


図1. イギリスの人口転換



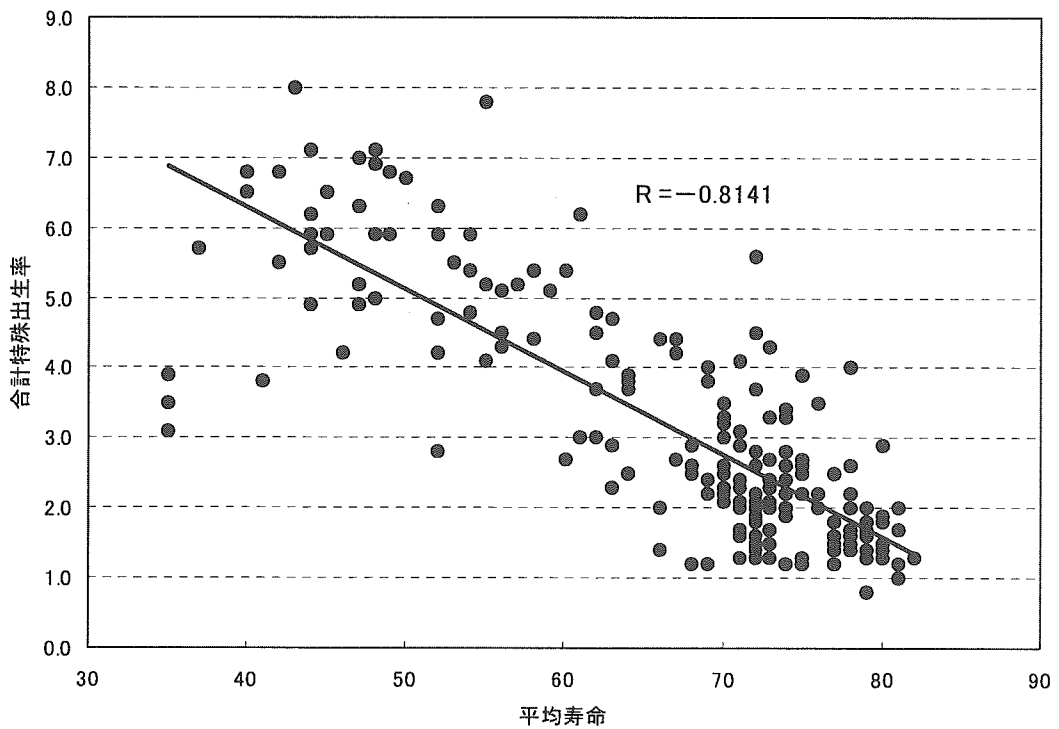
出所: Political and Economic Planning (1955).
 ただし部分的変更を加えた.

図4-2. 日本の人口転換



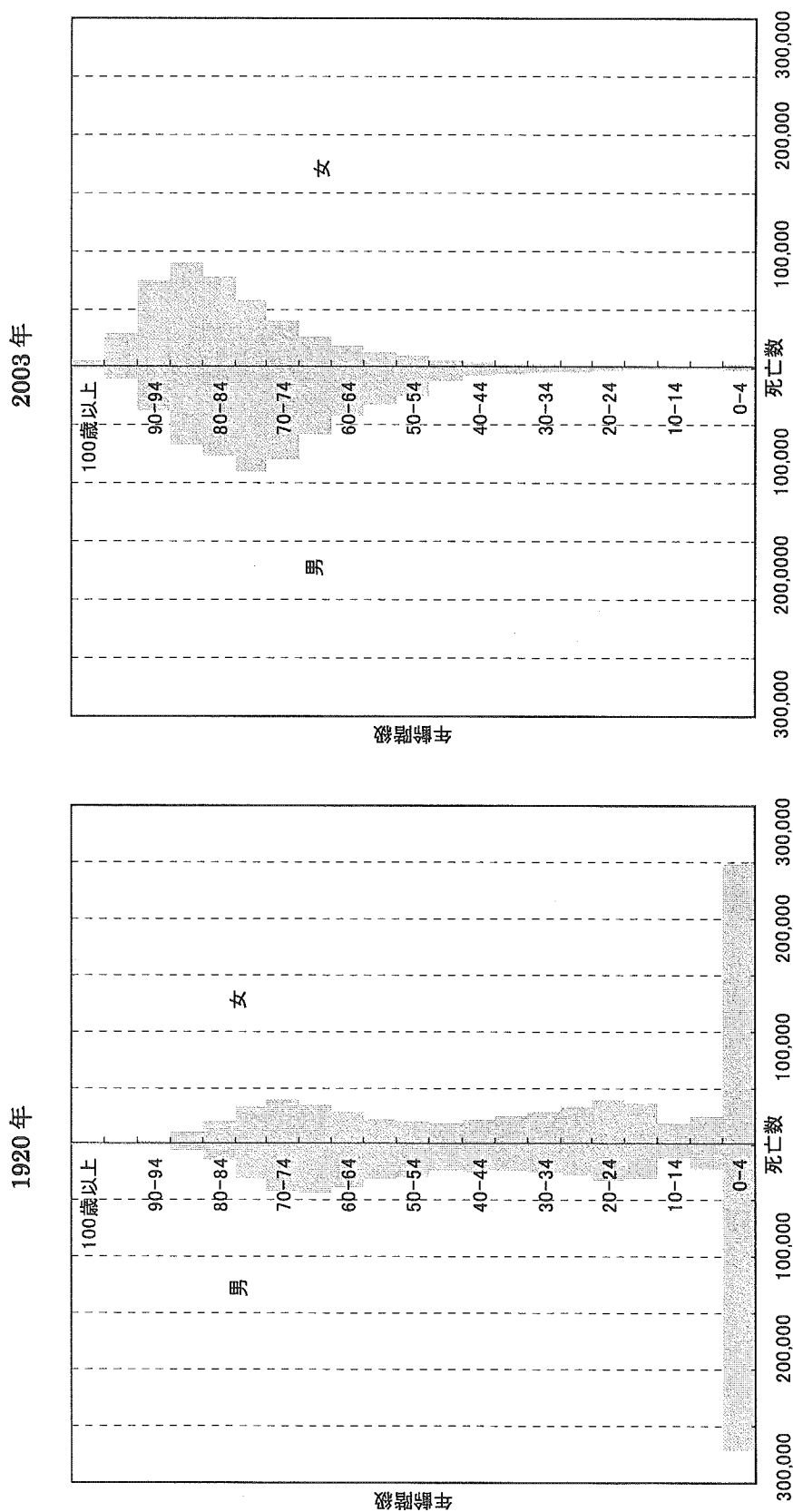
出所: 国立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集』より作図.

図3. 世界各国の平均寿命と合計特殊出生率の相関: 2003-2005年当時



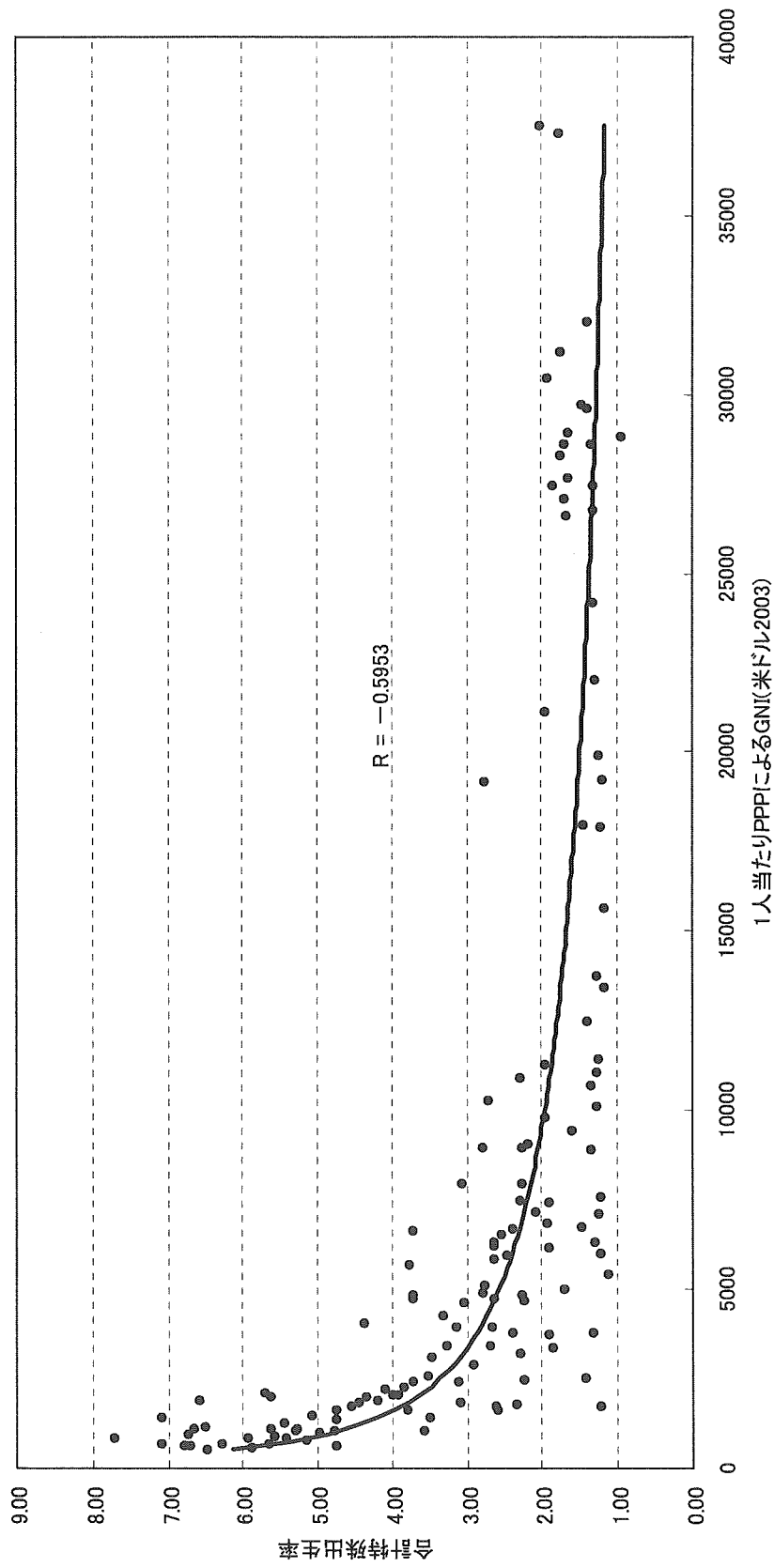
資料: 世界人口基金『世界人口白書 2005』.

図4. 日本の男女・5歳階級別死亡数: 1920年と2003年



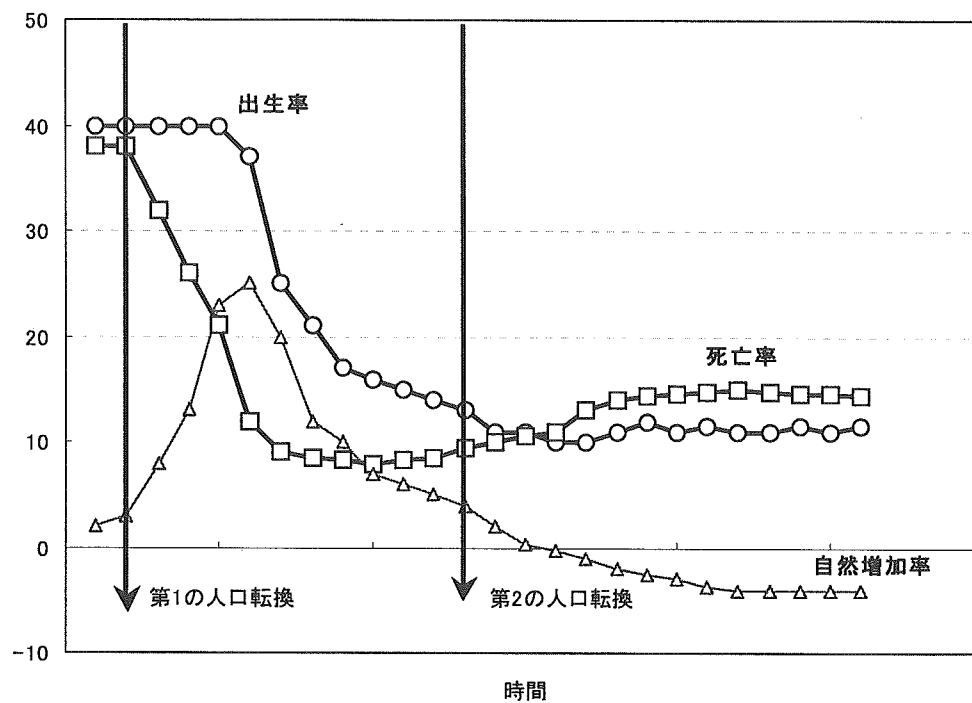
資料: 1920~1930年は内閣統計局『日本帝国人口動態統計』、2003年は厚生労働省統計情報部『人口動態統計』による。

図5. 世界各国の一人当たり実質国民総所得と合計特殊出生率の相関: 2003-2005年当時



資料: 世界人口基金『世界人口白書 2005』

図6. 第1の人口転換と第2の人口転換



資料: Dirk van de Kaa. 2004. Is the Second Demographic

Transition a useful research concept. *Vienna Yearbook of Population Research*.

個人属性を含む出生力シミュレーションモデルの構築と 出生率回復条件としての学歴構成変化の分析

金子隆一（国立社会保障・人口問題研究所）

はじめに

出生力は、ある種の個人属性によって傾向が異なる。たとえば、学歴によって結婚、出生のタイミング、ならびに最終的な子ども数（完結出生子ども数）の傾向は大いに異なっている。したがって、人口の中におけるこれらの構成が変化するだけで出生率は変化し、実際わが国の少子化は当初、高学歴化をはじめとする属性構成変化が主導して開始されたと見られる（金子 2005, Kaneko 2006）。このように構造変化を行動変化から分離して、その働きを定量的に把握することは、出生変動のメカニズムを探る上で本質的に重要なことであり、とりわけ出生率の回復条件を探る上では必須であるといえる。なぜならば、ほとんどの政策的対応はターゲットとなる人々の行動を直接変えることを主眼としており、出生政策の効果を知らするためには、出生変動のどれだけが行動要因によるものなのかを知らなければならない。たとえば、上述のように出生変動に対して属性構成変化が主導している時期においては、子育て支援などの施策が行われたとしても、出生率を直接高める効果はあまり期待できないのである¹。また、一方で、ある種の構造要因は、出生力との関連の強さに応じてその変化が出生変動を引き起こすわけであるから、その関係を理解することによって、間接的に出生力に影響を与える条件や方策を探ることができる。たとえば、上述のようにわが国では高学歴化（学歴構成の世代変化）が出生過程を遅らせているが、その原因が卒業年齢の上昇に伴う社会活動や結婚・出生活動の開始の遅れにあるのであれば、卒業年齢を引き下げたり、あるいは在学中の結婚・出生へ過程に対する制約を緩和することによって、出生率が高まる可能性がある。

本稿では、上記のような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、従来型の（女性）コーホートの結婚－出生率モデルに対して、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行った。そしてその最初のテーマとして学歴（最終教育レベル）を取り上げ、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、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。この分析枠組みは、学歴以外の属性要

¹ 本プロジェクトにおける研究において、1960年以降の世代で行動変化に基づく夫婦出生低下が検出されており、以降の世代では夫婦に対する出産・子育て支援が出生率に効果を及ぼす可能性を示唆している（平成16年度報告書「11. わが国少子化過程の人口学的計量：統合的分析」）。

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。

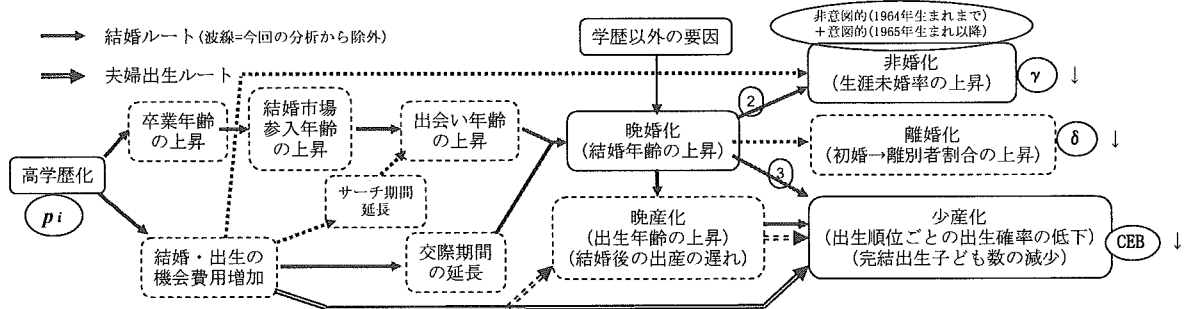
(3) 夫婦平均完結出生子ども数の減少

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になると、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、

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

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 の位置パラメーター (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
	u_0	21.16	23.07
中学・(その他・不詳)	u_1	0.00	0.00
高校	u_2	0.66	1.03
専修学校・短大・高専	u_3	1.65	2.03
大学・大学院	u_4	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

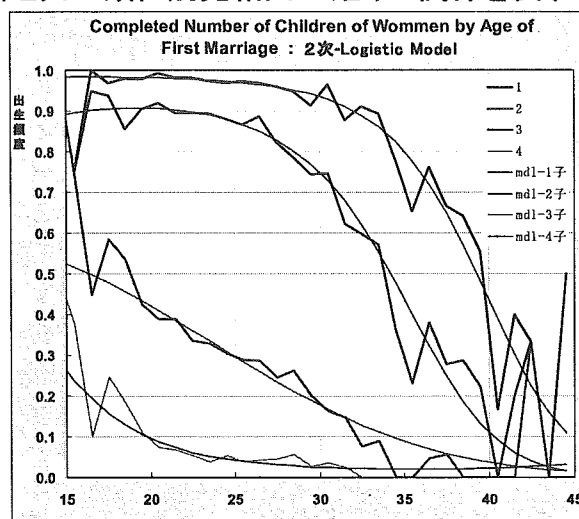


図3 初婚年齢と平均完結出生児数と関係を表すモデルのフィット(調査別)

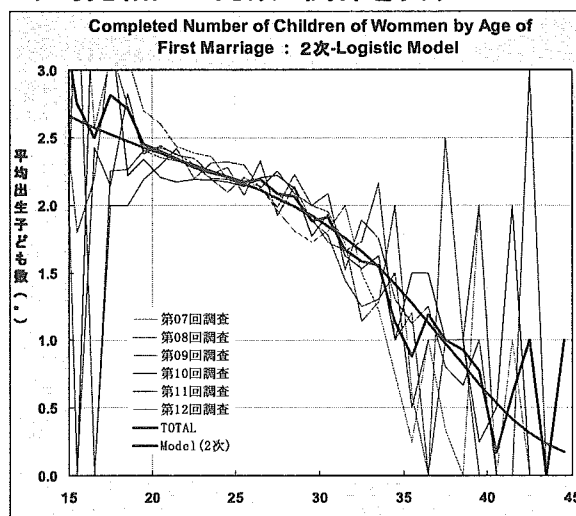
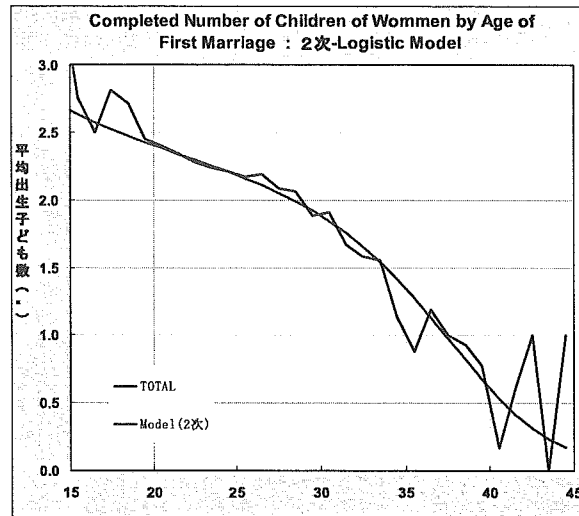


図4 初婚年齢と平均完結出生児数と関係を表すモデルのフィット(調査融合)



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。

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

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

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

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

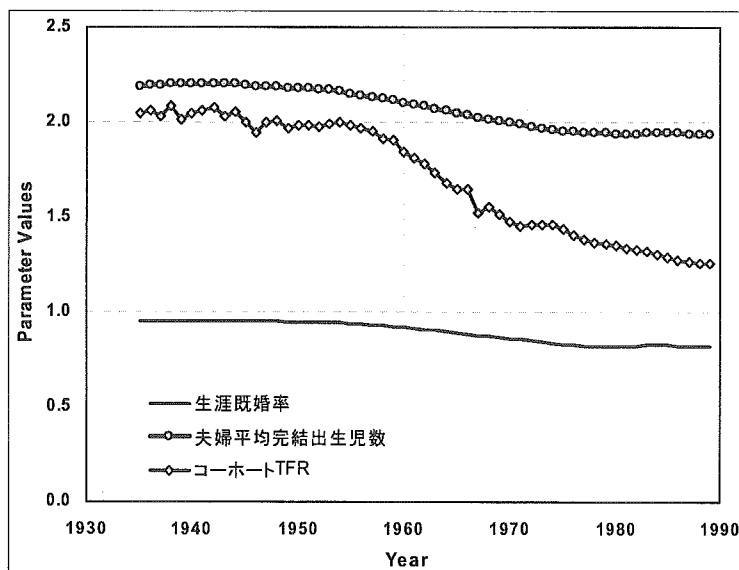
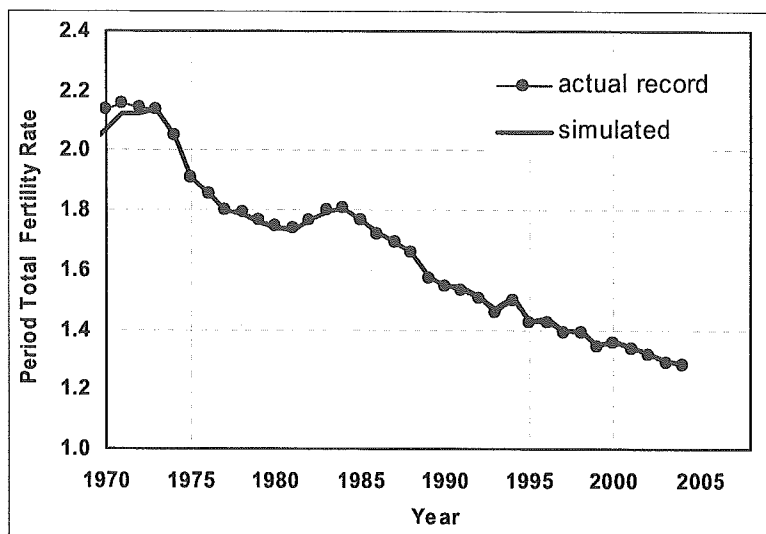


図6 再現された女子コーホートのピリオド(年次別)TFR



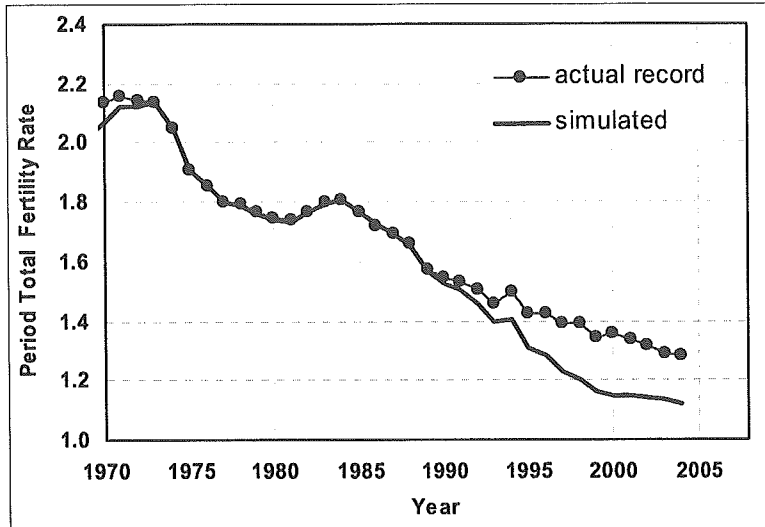
2. 学歴構成の変化のピリオド出生率に対する効果のシミュレーション分析

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、高学歴化が進行よってこの程度の出生率低下の余地があると考えることができる。

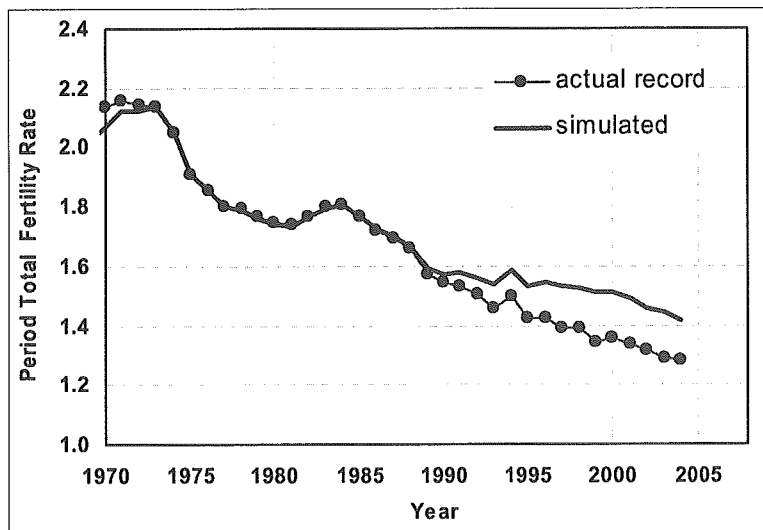
図7 1970 年生まれ以降の世代が、すべて大卒になったら？



(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。

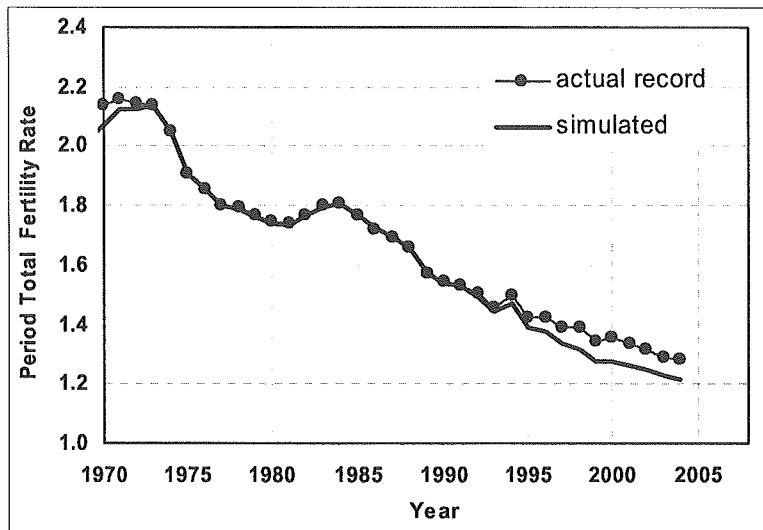
図8 1970 年生まれ以降の世代が、すべて高卒になったら？



(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。

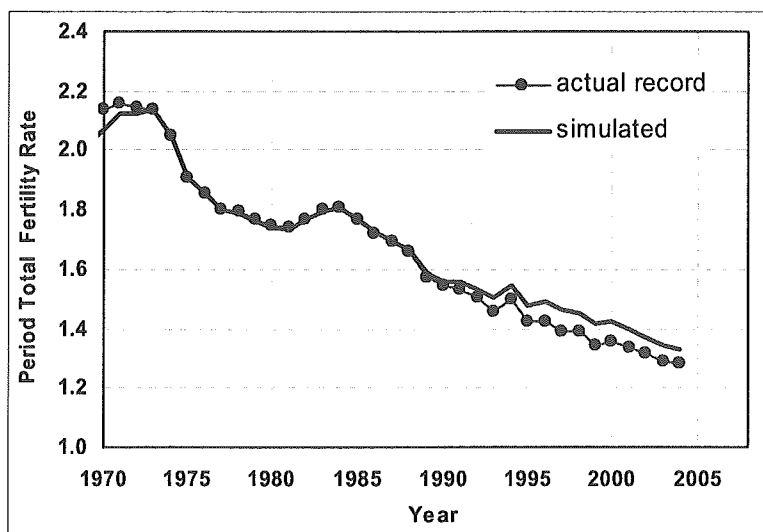
図9 1970年生まれ以降の世代の短大卒が、すべて大卒になったら？



(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

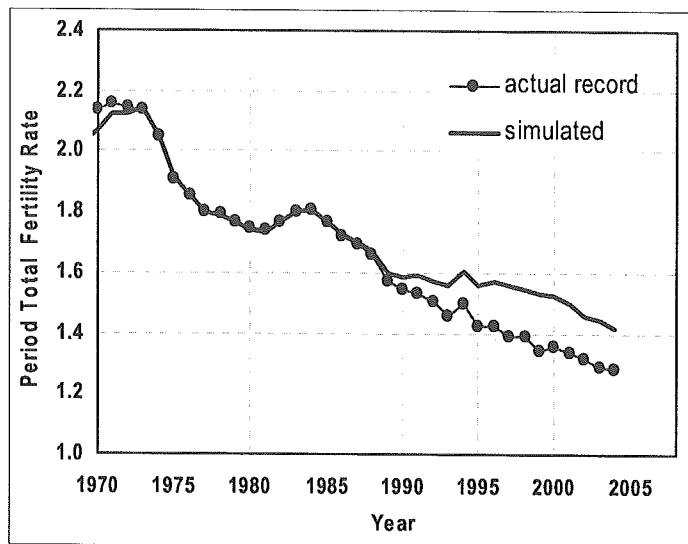
表2には、標記の条件で卒業年齢を±5年の幅で変化させた場合の出生率に対する影響を、2004年の実績値(1.29)と比較する形で示した。また、図11では、その中から3つの場合を選んで、TFRの年次推移として示した。コーホート全体の卒業年齢が変化することは、大きな動きであるが、1年早まった場合では、TFRで0.13(実績値の10%)程度の上昇効果しか見られない。しかし、3年になると0.35(27%)と実質的な上昇となる。ただし、仮に5年早まったとしても、結果のTFRは1.73であり、人口置換水準(2.07)の8割強にしか達しない。

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？

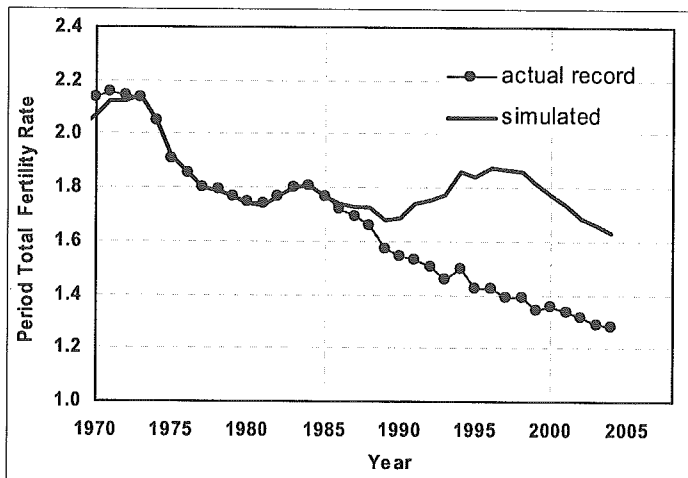
卒業年齢 変化(年)	2004年の TFR	実績値との差
5	0.52	-0.77 (-59%)
4	0.66	-0.62 (-48%)
3	0.82	-0.47 (-36%)
2	0.98	-0.30 (-24%)
1	1.13	-0.15 (-12%)
0	1.29	0.00 (0%)
-1	1.42	0.13 (10%)
-2	1.54	0.25 (19%)
-3	1.63	0.35 (27%)
-4	1.70	0.42 (32%)
-5	1.73	0.45 (35%)

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？

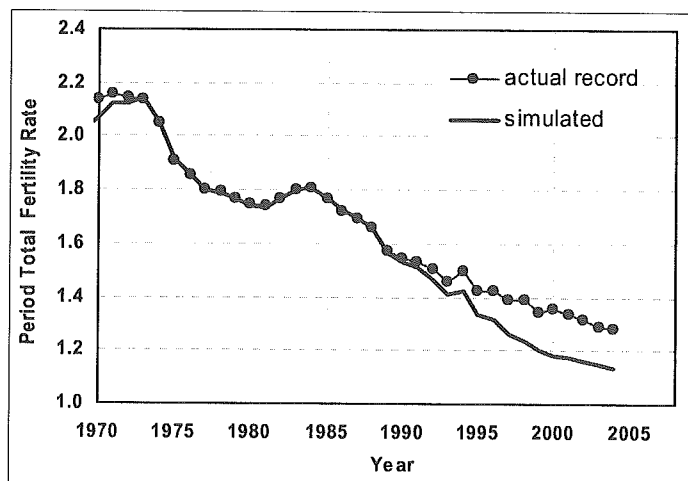
(1) すべての学歴で 1 年早まった場合



(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

