

特集：第12回（2002年）出生動向基本調査 その1

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

金子 隆 一

I. はじめに

わが国において1970年代半ばに出生率低下が始まってから、1980年代末まで夫婦の出生力には際立った変化が見られなかった¹⁾。すなわち、この時期までの出生率低下は、主に晩婚化などの結婚の仕方の変化によってもたらされていた。その後1990年代に入ると比較的はっきりとした夫婦出生ペースの遅れが観察されるようになった²⁾。この夫婦出生力の動向は、引き続き結婚の変化とともに今後の少子化の動勢を占う重要な要素となっている。本稿の目的は、第一に少子化過程における夫婦出生力の変化を一連の全国標本調査（第7～12回出生動向基本調査）によって妻のコーホートの観点から測定することであり、第二にはその近接要因としての晩婚化ならびに高学歴化の関わりを計量し、それら構造的変化の効果を取り除いた後の夫婦の子どもの生み方の変化（出生行動変化）が、いつ誰にどの程度生じていたのかを特定することである。

本稿における夫婦出生力測定の特徴は、これまで標準的に行われている結婚持続期間別の測定ではなく、妻の年齢別にこれを行ったことである。従来、夫婦出生力の測定はほとんどの場合、結婚持続期間別に行われ、その結婚コーホート間の比較が行われてきた（大谷 1993, 佐々井 1998b など）。「夫婦」の出生を対象とする以上、結婚の経過に沿って観察することは自然なことである。しかし、近年の婚前妊娠の増加（厚生労働省 2002, 佐々井 2004）や出産の高年齢化にともなう妊孕力の制約などによって従来見られた結婚持続期間別出生の規則性はかく乱を受けるようになっており、これを前提とした分析の利点は薄らいでいる。一方で、妻年齢別に夫婦出生を測定することは、基本的出生力指標としての合計特殊出生率およびその要素である年齢別出生率との関連づけにおいて、さらには女性の出生コーホート間変化の観察において有利である。また、ライフコース上の変化を捉えるという視点からも、妻年齢別測定の有用性は増しているといえるだろう。

ただし、妻年齢別にみた夫婦出生力（あるいは有配偶出生）は、行動指標として見た場

1) 少子化過程の出生率低下が開始された1970年代半ばから1980年代半ばにかけて、夫婦の出生ペースに若干の変動があったと見られるが（大谷 1993）、それは最終的な夫婦の出生子ども数（完結出生子ども数）を変化させるものではなかった。

2) たとえば、合計結婚出生率の低下が1980年代末から認められる（小島 1993, 佐々井 1998a）。

合には欠陥を有する。すなわち、妻の各年齢における夫婦集団は、新たな結婚によって途中参入があるため常に変化しているので、その年齢変化を個人の経験として読み替えることができない。また、各年齢で夫婦の結婚持続期間による構成も異なるため、その出生変動を単純に行動変化に帰することができない (Shryock and Siegel 1973, 金子 2004b, 廣島 2001)。これらは結婚という事象が有配偶人口の構造を規定することによって夫婦出生を左右していることを意味する。したがって、結婚変動とりわけタイミング変動を考慮しないと、夫婦行動変化を観察することにはならない。さらに結婚タイミング変化は、もう一つ別のメカニズムによっても夫婦出生力を規定している。すなわち、妻の結婚年齢は高くなるほど、途中ならびに最終の子ども数は少なくなる傾向がある。これは主に出生タイミングの遅れと高年齢における出生遺失によるものである。したがって晩婚化の進行は、結婚後もライフコース各段階における夫婦の出生力をも引き下げる効果があり、この低下をただちに夫婦の出生意欲の低下などによる行動変化の結果と考えるわけにはいかない。しかし、これら結婚年齢による効果は比較的安定していることがわかっているため、これを統計的に統制することができる。本分析では、各年齢における出生順位別出生確率に対して結婚年齢を共変量としたロジスティック回帰モデルを適用することによってこれを実施している。そして実は、夫婦出生に対して構造的変化が効果を及ぼすのは結婚変化だけではなく、社会経済的個人属性の中にも同様に夫婦出生力に格差を生ずるものがある。たとえば、学歴は影響が比較的顕著な例であり、一般に妻が高学歴であるほど夫婦出生力は低い傾向にある。したがって社会の高学歴化は、晩婚化と同様に夫婦出生力を自動的に下げる効果を持つが、この低下はもちろん個々の夫婦の出生の意思決定とは別のものである。また、高学歴化は結婚年齢を遅らせるから、晩婚化を引き起こし、これを介して夫婦出生に影響する。これらに対しても先と同様の統計的手法によって統制することができる。本分析では、晩婚化、高学歴化という代表的構造変化の夫婦出生に対する効果を測定し、これを取り除くことで近年の夫婦出生の低下が、夫婦の出生意欲の衰えなどによって実際に子どもの生み方を変えているのか、また変えているとしてそれはどの程度なのかの計量を試みる³⁾。

以下では、Ⅱ章においてデータ、ならびに構造変化効果の分析方法について説明する。次にⅢ章では、まず妻のコーホート別出生過程を概観した後、妻各年齢における夫婦出生のコーホート変動を詳細に測定し、変化の所在（いつ誰に変化が生じたのか）を特定する。その後、これらの夫婦出生変動に対する晩婚化、高学歴化の効果の測定と、その除去によって夫婦の出生行動変化に起因する出生変動を特定する。これらにより、少子化過程を含む妻出生年1928～70年代前半に至るコーホートの妻25～44歳における夫婦出生変動とその近接要因としての晩婚化、高学歴化、ならびに夫婦行動変化の効果を明らかにする。観察の

3) 晩婚化、高学歴化以外の構造変化についても本分析と同様の枠組みでの測定が可能であるが、予備的分析によれば、それらの多くは結婚年齢、または学歴と強い相関を有し、純粋な効果はこれら2要因に比べて小さい。また、結果の解釈において必要以上に複雑な要因間関係を扱うことを避けるためにも、本稿では分析対象をこれら2要因に限定した。

次元が多いため、表現方法としては、レキシス・マップなどを用いて、結果の視覚的把握の工夫を行った。最後にIV章において観察結果の要約と解釈を示し、合わせて手法の課題についても述べた。

II. データ，および分析方法

1. 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7回調査（1977年6月実施）以降、第12回調査（2002年6月実施）までの6回、25年間にわたる調査によって捉えられた夫婦の出生歴データである。出生歴（または妊娠歴）に記載された出生各順位の出生年月から各夫婦の出生履歴を再構成し、本研究ではとくに妻の年齢別出生子ども数から出生順位別出生確率および平均出生子ども数を算出して計量、分析の対象とした。また、分析に用いる他の変量として、妻の結婚年齢および最終卒業学校（学歴）を用いている。

ただし、分析対象としたのは初婚どうし夫婦の出生過程であり、未婚者、離死別者および夫婦どちらかが再婚の夫婦を除く。これは出生過程に関する均質性の高い集団を分析対象とすることで、より正確な計量を行うことが目的である。未婚者、離死別者および再婚者の出生過程は初婚者と著しく異なっているため個別の計測が必要である。離死別は近年増加傾向にあるため、その出生力に対する影響の測定が望まれるが、未婚者、再婚者とともにデータの質に関する検討が必要であり、本稿では扱わない。初婚どうし夫婦は必ずしも有配偶者としての「夫婦」を代表しないが⁴⁾、わが国においては中心的な出生過程を担っていることから、本稿では彼らの出生を便宜上夫婦出生と呼ぶことにする。

なお、調査の詳細については高橋他（2003）、社人研（2004）、また本分析に関連する妻コーホート別にみた夫婦出生の調査結果報告については金子（2004a）を参照されたい。

2. 夫婦出生変化に対する晩婚化、高学歴化の効果の推定と、それらの効果の除去

夫婦の出生子ども数や各出生順位の出生確率は、夫妻とりわけ妻の結婚年齢によって強く規定されており、晩婚であるほど子ども数は少なくなる傾向がある。また、同様の関係は学歴などの他の社会経済要因と出生子ども数、出生確率との間についてもあてはまることがある。その場合、社会におけるそれら要因に変化が生じると、各カテゴリーの夫婦に意図的な行動変化がなくても全体の夫婦平均子ども数や出生確率は変動する。たとえば、晩婚化は子ども数の少ない晩婚な夫婦を増やし、高学歴化はやはり子ども数の少ない高学歴者を増やすから、夫婦の行動変化とは関係なく、いわば自動的に平均の子ども数が減少する。これらは行動変化による出生変動と区別するために構造変化による効果と呼ぶ。本稿では、晩婚化、高学歴化について夫婦出生変動に与えた構造変化の効果を計測し、また

4) 2000年人口動態統計における初婚どうしの婚姻数は、全婚姻数に対して72.3%、妻初婚に対して83.4%であった。

それらを除去することによって行動変化に基づく効果を特定するため、以下のロジスティック回帰モデルを応用したシステムを採用した。

すなわち、個人 i が、特定の年齢（たとえば35歳）までに、第 n 子を出生している確率 $p_{i,n}$ は、次のロジスティック回帰式で与えられるとする⁵⁾。

$$\ln p_{i,n}/(1-p_{i,n}) = \beta_{n,0} + \sum_{j=1}^k \beta_{n,j} X_{ij} + \sum_{m=1}^{k_m} \gamma_{n,m} a_i^m + \sum_{c=1}^{k_c} \delta_{n,c} Y_{i,c} + e_{i,n}$$

ここで、 X_{ij} , a_i , $Y_{i,c}$ は、それぞれ個人 i の学歴カテゴリー・ダミー変数、結婚年齢、コーホート・ダミー変数であり、 $\beta_{n,0}$ は切片、 $\beta_{n,j}$, $\gamma_{n,m}$, $\delta_{n,c}$ は、それら回帰変数の回帰係数、また $e_{i,n}$ は回帰誤差である。なお、 $j(=1 \cdots k)$, $m(=1 \cdots k_m)$, $c(=1 \cdots k_c)$ は、それぞれ学歴カテゴリー、結婚年齢に対する次数、およびコーホートを表し、また、 k , k_m , k_c はそれぞれのカテゴリー、次数、コーホートの個数である。ここで、基準カテゴリーの回帰係数はすべて 0 とする。

この回帰モデルをもとに、特定の年齢時点における第 n 子出生確率について、コーホートのみに依存するモデル (Model 1)、初婚年齢を統制したモデル (Model 2)、学歴構成を統制したモデル (Model 3)、および初婚年齢、学歴構成をともに統制したモデル (Model 4) をそれぞれ以下のように構成する（ただし、ここでは出生確率は集団の平均値を表すものとし、誤差項、および個人のサブスクリプト i は付さず、また出生順位 n についてもそれぞれ同様のモデルになることからサブスクリプトからは省略する）。

$$\text{Model 1 : } \ln p/(1-p) = \beta_0 + \sum_{c=1}^{k_c} \delta_c Y_c$$

$$\text{Model 2 : } \ln p/(1-p) = \beta_{0|M^-} + \sum_{m=1}^{k_m} \gamma_{m|M^-} a^m + \sum_{c=1}^{k_c} \delta_{c|M^-} Y_c$$

$$\text{Model 3 : } \ln p/(1-p) = \beta_{0|E^-} + \sum_{j=1}^k \beta_{j|E^-} X_j + \sum_{c=1}^{k_c} \delta_{c|E^-} Y_c$$

$$\text{Model 4 : } \ln p/(1-p) = \beta_{0|EM^-} + \sum_{j=1}^k \beta_{j|EM^-} X_j + \sum_{m=1}^{k_m} \gamma_{m|EM^-} a^m + \sum_{c=1}^{k_c} \delta_{c|EM^-} Y_c$$

ここで、各パラメータのサブスクリプトにおける $|M^-$, $|E^-$, $|EM^-$ は、それぞれ晩婚化除去、高学歴化除去、および両方の除去を意図したモデルに属することを表す。

すると、コーホート c の第 n 子出生確率 $p[c]$ 、および晩婚化効果除去、学歴効果除去、および両方を除去した値（それぞれ、 $p_{|M^-}[c]$, $p_{|E^-}[c]$, $p_{|EM^-}[c]$ と表す）は、以下の式で与えられる。

5) ここではこれをこの年齢における第 n 子出生確率と呼ぶ。

$$\text{出生確率（実現値）： } p[c] = 1/\left[1 + \exp\left\{-\left(\beta_0 + \delta_c\right)\right\}\right]$$

$$\text{晩婚化効果を除去した出生確率： } p_{|M^-}[c] = 1/\left[1 + \exp\left\{-\left(\beta_0 + \delta_{c|M^-}\right)\right\}\right]$$

$$\text{高学歴化効果を除去した出生確率： } p_{|E^-}[c] = 1/\left[1 + \exp\left\{-\left(\beta_0 + \delta_{c|E^-}\right)\right\}\right]$$

$$\text{上記両方を除去した出生確率： } p_{|EM^-}[c] = 1/\left[1 + \exp\left\{-\left(\beta_0 + \delta_{c|EM^-}\right)\right\}\right]$$

この際に、基準コーホート（ c_0 で表す）では δ_{c_0} , $\delta_{c_0|M^-}$, $\delta_{c_0|E^-}$ ならび $\delta_{c_0|EM^-}$ はすべて 0 である。

また、この際、第 n 子出生確率に対する晩婚化の関わりを考えたとき、晩婚化が出生確率に及ぼす総合的な効果と、高学歴化に由来する効果を除いた晩婚化の純粋な効果とを区別して考えることができるだろう。前者を出生確率変化に対する晩婚化の総合効果（ $\nabla p_{|M}[c]$ で表す）、後者を純粋効果（ $\nabla p_{|M^*}[c]$ ）と呼ぶことにする。それらはそれぞれ以下によって与えられる。

$$\text{（晩婚化の総合効果） } \nabla p_{|M}[c] = p[c] - p_{|M^-}[c]$$

$$\text{（晩婚化の純粋効果） } \nabla p_{|M^*}[c] = p_{|E^-}[c] - p_{|EM^-}[c]$$

同様に、学歴の総合効果、純粋効果は、以下による。

$$\text{（高学歴化の総合効果） } \nabla p_{|E}[c] = p[c] - p_{|E^-}[c]$$

$$\text{（高学歴化の純粋効果） } \nabla p_{|E^*}[c] = p_{|M^-}[c] - p_{|EM^-}[c]$$

また、高学歴に由来する晩婚化の出生確率に対する効果（共通効果、 $\nabla p_{|EM^*}$ ）は、

$$\begin{aligned} \text{（高学歴化，晩婚化の共通効果） } \nabla p_{|EM^*} &= \nabla p_{|M} - \nabla p_{|M^*} = \nabla p_{|E} - \nabla p_{|E^*} \\ &= p[c] - p_{|M^-}[c] - p_{|E^-}[c] + p_{|EM^-}[c] \end{aligned}$$

によって与えられる。これらはすべてコーホート c における基準コーホート c_0 （ $\delta_{c_0} = 0$ 、また、出生確率は、 $p[c_0] = 1/\left\{1 + \exp\left(-\beta_0\right)\right\}$ で与えられる）からの出生確率変化の内訳を表すものである。

なお、晩婚化、高学歴化によらない出生確率のコーホート変化は、ここではこれらの構造変化とは独立に生じた夫婦の出生行動変化によるものであると考えることにする。もちろん、それは上記 2 要因以外の構造変化の影響が残っているはずであるが、夫婦出生変化に影響を与える社会経済的構造要因としてはこれらが圧倒的な効果を保っており、他の微小な効果を持つ要因を増やすことによって観察対象を複雑化することは、夫婦出生過程の全体像の把握という本稿の目的からは望ましくない。そこで本稿ではとりあえず構造要因変化を晩婚化、高学歴化に限定する。晩婚化、高学歴化の相互作用を含め、要因の追加によるモデルの精密化については、考察においてふれる。

上記により、コーホート c における夫婦平均出生子ども数変化に対する「夫婦の出生行動変化」の効果をも $\nabla p_{|B^*}[c]$ と表すと、

$$\begin{aligned} \text{(夫婦出生行動変化の効果)} \nabla p_{|B^*}[c] &= p_{|EM^-}[c] - p[c_0] \\ &= p_{|EM^-}[c] - 1 / \{1 + \exp(-\beta_0)\} \end{aligned}$$

となる。

結局、コーホート c の基準コーホートからの第 n 子出生確率の変化 $\Delta p[c]$ は、以下のように分解される。

$$\begin{aligned} \Delta p[c] &= p[c] - p[c_0] \\ &= \nabla p_{|M^*}[c] + \nabla p_{|EM^*}[c] + \nabla p_{|E^*}[c] + \nabla p_{|B^*}[c] \end{aligned}$$

以上は、出生順位 n の出生確率に関する議論であったが、平均出生子ども数に対しても同様の構造が存在するため、その推定値は上記の出生順位別効果を全出生順位について合計することによって得られる。たとえば、コーホート c の第 n 子出生確率を改めて、 $p_n[c]$ 、晩婚化効果を除去した出生確率を $p_{n|M^-}[c]$ などと表すと、平均出生子ども数の実現値 $z[c]$ 、その晩婚化効果を除去した値 $z_{|M^-}$ はそれぞれ、 $z[c] = \sum_n^{k_n} p_n[c]$ 、 $z_{|M^-}[c] = \sum_n^{k_n} p_{n|M^-}[c]$ として与えられる。

また、以上の確率、平均出生子ども数、およびそれらの変化は、すべて妻の特定年齢において定義されるものであり、妻コーホート間の夫婦出生変化の観察は、すべて妻の同一年齢における比較であることに留意されたい。まだ追加出生の見込みがある若い年齢層においては、そのコーホートの出生低下は出生の遅れである可能性があるが、高い年齢層においては最終的な子ども数の減少を意味している。本分析においては後に、妻の各歳別による観察を行う一方で、途中経過の状況として 32 歳時点、ならびに最終に近い状況として 37 歳時点の 2 時点における出生順位別出生確率、平均出生子ども数の詳細な観察を行う。

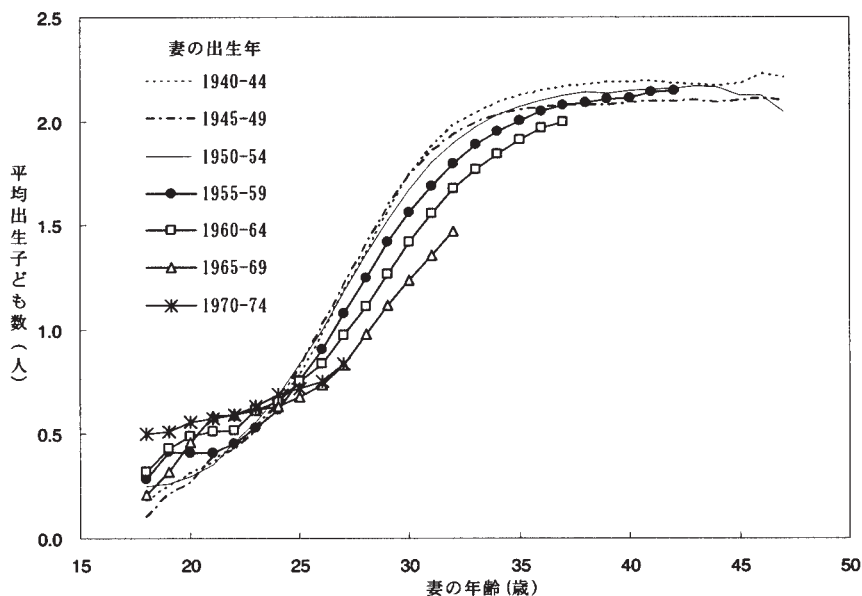
Ⅲ. 結果

1. 妻の年齢別平均出生子ども数のコーホート変化

(1) 概観

出生動向基本調査では対象夫婦の結婚から調査時点までの出産歴を調べているが、その結果から妻の年齢に沿った出生過程を再構成することができる。これを妻のコーホート（出生年）別に比較したものを図1に示した。これは各年齢において結婚している女性（ただし初婚どうし夫婦の妻）の平均出生子ども数を妻のコーホート別に示したものであり、これによって妻の世代ごとに各年齢での夫婦出生力がどのように変化しているかを概観することができる。

図1 妻コーホート（出生年）別にみた年齢別、平均出生子ども数



注：第7～12回調査による初婚どうし夫婦。出生子ども数が不詳でなく、妻の第1～5子出生年齢不詳でない標本。数値は付表1参照。

妻20歳代前半までの夫婦では、婚前妊娠とみられる影響により最近のコーホートほど平均出生子ども数が多くなっている。しかし、その後の年齢を見ると、最近のコーホートほど立ち上がりが遅く、妻20歳代後半から30歳代前半では夫婦の平均子ども数にかなりの低下が見られる。ただし、少なくとも1955-59年出生コーホートまでは、30歳代半ば以降のキャッチアップ（生み戻し）が見られ、最終的な平均子ども数に低下は見られなかった。すなわち、この世代での20歳代後半から30歳代前半での出生数低下は、出生のタイミングが遅れていたに過ぎない。その後のコーホートでは、さらに出生ペースの遅れが顕著となっているが、これらコーホートは未だ出生過程途上であり、今後のキャッチアップの有無、

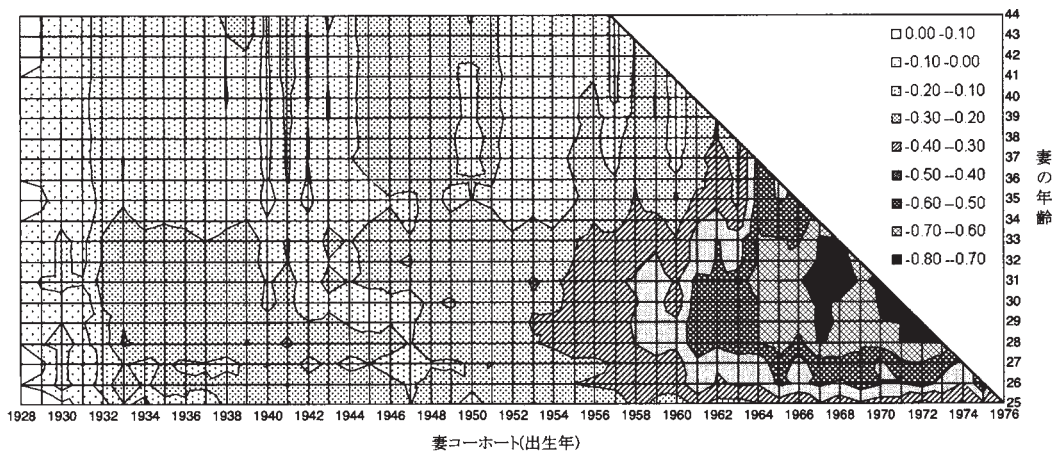
あるいはその程度は未確定である。しかし、37歳までのデータが得られる1960-64年生まれコーホートについて見ると、前の5年コーホートから最も低下の大きかった29歳時では約0.16の低下が見られたのに対し、37歳時にはこの低下幅は0.07にまで縮小しており、すでにある程度のキャッチアップが進行中である。これに対し次の1965-69年生まれコーホートでは、32歳時点で1960-64年生まれコーホートからさらに0.21に及ぶ大幅な低下を示しており、今後急速なキャッチアップを示したとしても、これまでの完結出生児数のレベルを維持することは難しいと見られる。

(2) 夫婦出生変動のマッピング—夫婦出生低下はいつ誰に起きているか？

上記では、妻1950年代後半生まれの夫婦から出生ペースの遅れが始まり、続く1960年以降の生まれで遅れが加速していることが示された。これらの世代では、女性のライフコース上での出生タイミングに著しい遅れが生じていることが認められる。こうした変化を詳細に検討するためには、各世代で出生変化が女性のライフコース上のどのような時期に生じているのかを捉えることが有効であろう。出生低下を長期のコーホートにわたるライフコース上の連続的変化として観察するには、コーホートと年齢を座標とする出生変化の等高線地図(レキスマップ)を用いることが有効である⁶⁾。以下ではこれを用いて夫婦出生の変化を妻のコーホート別に見てゆくことにする。

図2には、1928年生まれから1975年生まれに至る妻出生コーホートの25歳以上44歳未満各年齢における夫婦平均出生子ども数の変化を示した。この図では、妻1928年コーホート

図2 妻の年齢別にみた、夫婦平均出生子ども数のコーホート変化
(妻1928年生まれコーホートからの変化)



注：妻の各年齢における平均出生子ども数のコーホート変化を1928年生まれの値を基準（0点）として描いたもの。パターンが濃い領域ほど低下が大きいことを示す。1958年生まれ以降では調査時に未到達な年齢領域があるため、空白で示している。

6) 人口事象をレキシス座標上に等高線図で表したものは、近年レキスマップ Lexis map と呼ばれ、応用が広がっている (Vaupel et al. 1997)。ただし本稿では、コーホート間のライフコース上での出生変化を比較するため、横軸として通常のレキシス図で用いられるように年次ではなく、コーホートの出生年を採用している。

の各年齢での夫婦平均出生子ども数を基準（0点）とし、その後のコーホートの同じ年齢における基準からの増減を等高線パターンの濃淡によって表している。ただし、ここでは夫婦出生の低下に焦点を当てるために、出生子ども数の減少が著しいほど濃いパターンで描いた。この図によれば、パターンの濃さによって、どのコーホートのどの年齢において出生低下が生じているかを読み取ることができる。なお、1958年生まれ以降では調査時に未到達な年齢領域があるため、これを三角の空白領域としている。

図2からまずわかることは、妻1950年代前半生まれコーホートまでは、1928年生まれと比較して夫婦出生力に際立った変化がないことである。とくに1932～52年ではほぼ同じパターンを示している。ただし、詳しく見ると1945～51年出生のコーホートでは、妻35歳以上でわずかに低下（濃いパターン）が見られ、その後の1952年から1957～8年生まれのコーホートでは回復している。この変動は出生順位第3子の出生確率の増減によるものである（後述）。妻35歳以上での平均出生子ども数の変動は、概ね夫婦の完結出生子ども数の増減と見てよいと思われるので、妻1952年から1958年生まれの夫婦では第3子の追加による若干の平均出生子ども数の増加があったことがわかる。

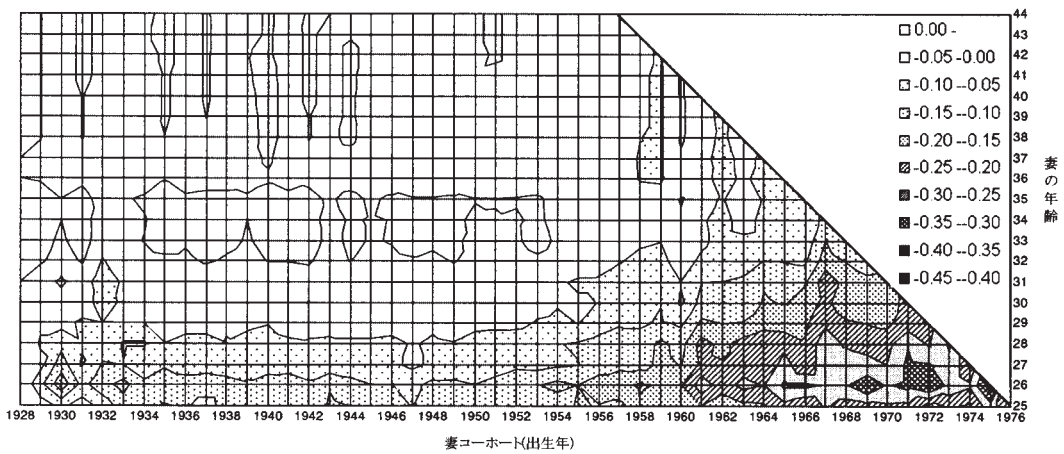
次に、妻1950年代後半生まれのコーホートでは、妻が30歳代前半に至るまでの間、低下が見られるが、30歳代半ばを越えるとその低下は解消している。すなわちこの世代では、妻30歳代半ばまで出生ペースに遅れが生じたが、その後に生み戻して最終的な平均子ども数は以前と変わらなかったことを示している。しかし、続く妻1960年代前半生まれの夫婦になると、30歳代前半までの出生ペースの低下はより著しくなり、その影響は徐々に30歳代後半にまで達するようになっていく。したがって、この世代では完結出生子ども数はそれまでに比べて減少しているものと見られる。さらにその後の妻1960年代後半生まれでは、30歳代前半までのペースの低下がさらに著しいものとなっている。これが30歳代後半以降にどのような影響を残すかは、調査時点以降に実現するため観察することはできないが、しかしすでに観察された出生低下の大きさからは、従来の完結子ども数を実現することはかなり困難であろうと思われる。また図では、この低下は1969年前後生まれでわずかに緩んだ後、1970年代生まれのコーホートに引き継がれていることが認められる。

以上は前節(1)の観察結果と概ね同様の記述となっているが、図2においては夫婦出生力の落ち込みがどこで生じているのかがより明瞭に示されている。すなわち、妻1960年代後半以降生まれの夫婦の妻30歳代前半までの部分にポケット状の落ち込みが見られ、これら以降の世代の30歳前後における子ども数減少が著しいことがわかる。また、それとは別に図を詳しく観察すると、等高線パターンは全コーホートを通じて、35歳前後を境に、それより上と下では変化パターンが異なっていることに気づく。下側に見られる変化は、いわゆる産み始めから産み盛り年齢にかけての夫婦出生ペースの変化を示し、上側の変化は最終的な子ども数に落ち着く過程の変化を表している。後者は、概ね完結出生子ども数の変化と見なしていいだろう。図2によれば、1928年以降1960年代前半コーホートに至るまで、下側、すなわち産み盛り年齢層での出生ペース変化が主であったが、1960年代後半以降では出生ペースの遅れがさらに著しくなるとともに、上側の部分が影響を受け始めているこ

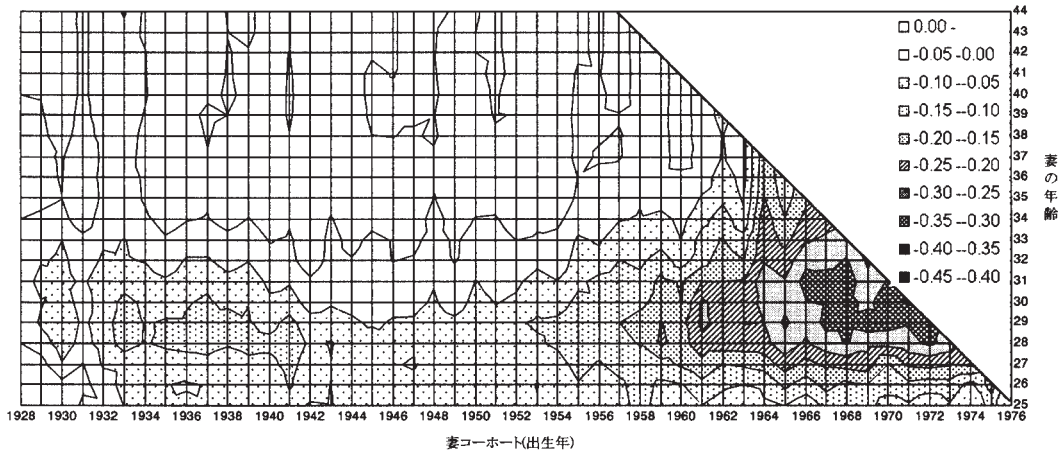
とが認められる。すなわち、女性1960年代後半以降コーホートでは、夫婦の完結出生力の低下が始まっていることが示唆される。

夫婦出生低下についてさらに詳細に探るために、以下では出生順位ごとの出生確率⁷⁾の変化を同様の方法によって観察する。図3には第1～3子出生確率について、出生低下の地図を示した。すなわち、妻1928年生まれコーホートの各年齢での出生確率を基準に、その後のコーホートにおける基準からの出生順位別の出生確率の増減をパターンによって示している。

図3 妻の年齢別にみた、夫婦第1～3子出生確率のコーホート変化
(1928年生まれコーホートからの変化)
(1) 第1子出生確率の変化

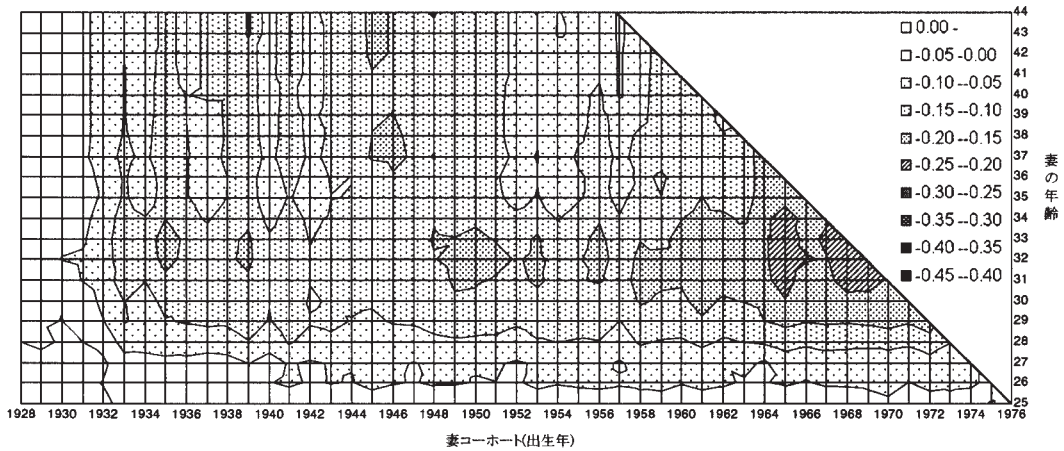


(2) 第2子出生確率の変化



7) 妻の各年齢までに夫婦が出生順位 n の出生を経験した割合をここでは第 n 子出生確率と呼ぶ。出生確率の全出生順位についての和が平均出生子ども数となる。

(3) 第3子出生確率の変化



注：妻各年齢における(1)第1～(3)3子出生確率のコーホート変化を1928年生まれの値を基準（0点）として描いたもの。色の濃い領域ほど低下が大きい。

まず、第1子出生確率については（図3(1)）、妻1952年生まれまでの世代ではほとんど出生確率の変化が認められず、安定している様子がかがえる。その後1952～3年以降に生まれた世代では、20歳代後半において若い方から出生低下が始まり、最近の世代では順次高い年齢にまで及んでいる。これは最近の世代ほど第1子出生時の妻の年齢に遅れ、いわゆる晩産化が生じていることを表している⁸⁾。ただし、図2に見た平均出生子ども数の場合と異なり、第1子では妻1960年代コーホートにおいても、30歳代半ばより上で低下が縮小し（色が薄くなる）、かなりの程度キャッチアップが働いていることがわかる。前述のとおり、妻1960年代以降コーホートでは完結出生子ども数の減少が見込まれるが、第1子出生確率はそれほど大きくは落ち込んでおらず、結婚後、少なくとも子ども1人は持つというパターンはある程度堅持されるものと見られる。

次に第2子について見ると（図3(2)）、パターン変化は第1子とほぼ同様のコーホートから始まっており、第1子と連動して出生年齢の遅れが生じていることがわかる。ただ、その低下幅は第1子に比べてかなり大きく、また低下が見られる年齢幅も広がっている。1960年代前半コーホートまでは、第2子でも妻30歳代半ば以降においてキャッチアップが見られるが、その後の世代では低下幅が拡大しており、今後に十分なキャッチアップが生ずるのは困難に見える。すなわち、上記の結果と合わせると1960年代後半生まれの世代からは「一人っ子」に止まる夫婦が増えることになると見られる。

続いて第3子について見ると（図3(3)）、まず妻1952～58年生まれの夫婦では、妻が35歳以上になったときに、それまでの世代に比べ出生確率が若干高まっていることが見られる。この第3子出生確率のわずかな増加が、先に図2で観察されたこの世代の夫婦の完結平均出生子ども数のわずかな増加と対応している。その後の1960年代以降の生まれのコーホートでは30歳代前半から第3子出生確率の低下が見られるようになった。それは1960年

8) 図において下方（若年齢）に濃いパターンが見られ、その上方（高年齢）において淡くなるのは、当該コーホートで若い時期に出生に遅れが生じ、その後回復（キャッチアップ）したことを示している。

代前半コーホートまでは概ねタイミングの遅れと見られ、35歳以降で回復が見られる。しかし、60年代後半以降のコーホートではさらに低下が進んでおり、まだ観察できないものの、35歳以降にも影響が及びそうである。

2. 夫婦出生低下における晩婚化、高学歴化、および夫婦出生行動変化の効果

(1) 平均出生子ども数変化の近接要因－夫婦出生低下は何によって引き起こされているか？

前節において、長期のコーホートにわたる夫婦出生子ども数の変動、とりわけ少子化過程に相当する1950年代半ば以降の世代における妻各年齢ごとの出生低下について観察した。しかし、こうした夫婦出生の変動は、必ずしもすべてが夫婦の意図による行動変化の結果ではない。たとえば、結婚の遅い者は当然出生も遅れ、途中経過における出生低下が生ずるし、最終的な出生子ども数も少ない傾向がある。したがって、晩婚化により結婚の遅い者が増えれば、夫婦平均子ども数も低下することになる。これは夫婦による出生行動の変化というより、晩婚化（結婚年齢の遅い者の構成比の増大）という構造変化によって自動的に引き起こされた夫婦出生低下である。

こうした構造変化の効果は、晩婚化に限らない。たとえば、夫妻の学歴、就業状態などのようにグループごとに出生子ども数に格差があり、かつそのグループの構成比が年次（あるいはコーホート）によって変化している場合には、晩婚化と同様に夫婦出生に構造的変化を生ずる。したがって、出生低下の要因を特定しようとする観点からは、こうした構造変化と行動変化とを分離して計測することが必要となる。

本節では、上記分析方法に説明したロジスティック回帰モデルの応用によって夫婦の平均出生子ども数変化を主要な構造要因の効果と、その残差である行動変化の効果とに分離して推定し、夫婦の出生変化の背後にどのような要因が働いたのかについて時系列的に観察したい。なお、本稿で扱う構造変化は、晩婚化と高学歴化とした。これらの要因は他の社会経済属性に比較して出生に対する効果が大きく⁹⁾、かつ少子化過程を通じて年次的（あるいはコーホートの）構造変化が大きいものである。また、高学歴化は晩婚化の前提として重要な変化であるから、ここでは高学歴化に起因する晩婚化の効果を分けて推定することによって、さらに夫婦出生低下のメカニズムについての理解を深めたい。

表1に、1930～34年生まれから1965～69年生まれに至る5年間隔の女性コーホートについて、平均出生子ども数（「実績値」）と、その変化に対する晩婚化、高学歴化の効果ならびにその残差としての夫婦行動変化の効果を示した。また、観察された夫婦平均出生子ども数からそれら効果を除去した数値についても合わせて示した。ただし、ここでは妻32歳時点と37歳時点の2時点のみにおける比較を示している¹⁰⁾。平均出生子ども数の変化

9) たとえば、妻の就業状態については、夫婦出生ベースの格差は有意に存在しているものの、出生ベースのコーホート変化に対してはほとんど効果が見られなかった。

10) 5年間隔のコーホートの調査時点における年齢区切りは年齢半ばとなり、たとえば1965～69年生まれコーホートは最新調査時点（第12回調査2002年6月1日）の到達年齢は32.42～37.42歳である。したがって、このコーホートを含めた分析では32.42歳以下の時点における比較のみが有効となる。ここでは1965～69年コーホートを含めた分析では32歳時点、1960～64年コーホートを含めた分析では37歳時点で比較することとした。

〔実績値変化〕については、1930～34年生まれコーホートと各コーホートとの差を示しており、これを各要因の効果に分解した内訳をパーセンテージとして示している¹¹⁾。また、夫婦の平均出生子ども数変化のうち晩婚化、高学歴化の効果を除去できれば、残差として夫婦行動変化のみによる出生子ども数変化が観察できることから、平均出生子ども数変化よりこれらの効果を段階的に除去した場合の数値を示しており、図4にはこれらのコーホート推移を図示した。

表1 妻32歳、37歳時点、夫婦平均出生子ども数のコーホート変化と要因による効果の内訳

(1) 妻32歳時点

妻コーホート (出生年)	平均出生子ども数			1930-34年出生コーホートからの変化						
	実績値	晩婚化 効果除去	晩婚化・ 高学歴化 効果除去	実績値 変化	合計	各要因効果による内訳 (%)			高学歴化 純粋効果	夫婦行動 変化
						晩婚化 の効果	純粋効果	高学歴化 由来効果		
1930-34年	1.977	1.977	1.977	-	-	-	-	-	-	-
1935-39年	1.914	1.928	1.930	-0.064	100%	22.0	11.9	10.1	4.2	73.8
1940-44年	1.978	2.013	2.025	0.001	-	-	-	-	-	-
1945-49年	1.930	1.962	1.982	-0.047	100%	67.9	-25.3	93.2	42.1	-10.1
1950-54年	1.889	1.965	1.992	-0.088	100%	85.8	14.6	71.2	31.6	-17.4
1955-59年	1.793	1.952	1.993	-0.184	100%	86.5	32.3	54.2	22.0	-8.5
1960-64年	1.676	1.889	1.936	-0.301	100%	70.9	33.7	37.2	15.5	13.7
1965-69年	1.467	1.789	1.838	-0.511	100%	63.2	39.8	23.4	9.6	27.2

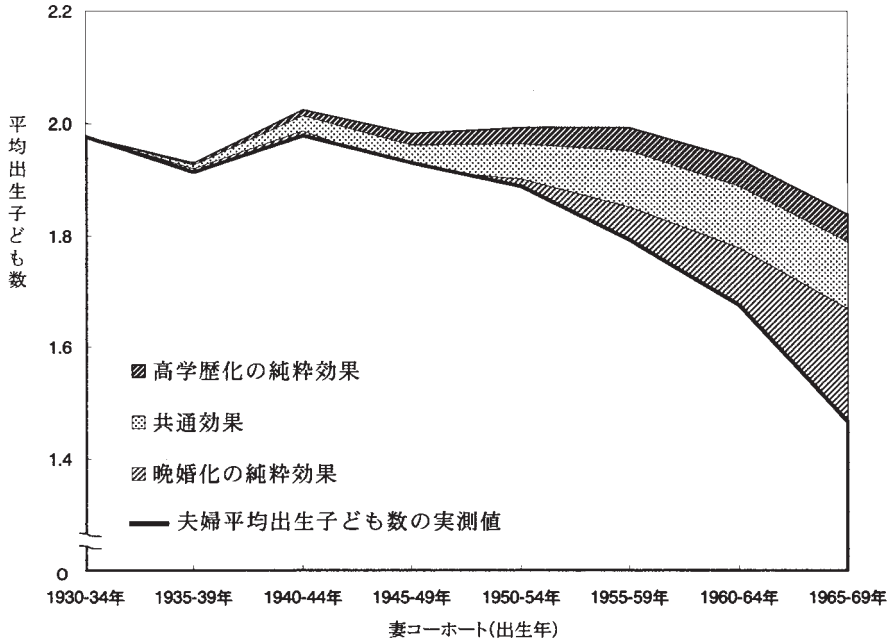
(2) 妻37歳時点

妻コーホート (出生年)	平均出生子ども数			1930-34年出生コーホートからの変化						
	実績値	晩婚化 効果除去	晩婚化・ 高学歴化 効果除去	実績値 変化	合計	各要因効果による内訳 (%)			高学歴化 純粋効果	夫婦行動 変化
						晩婚化 の効果	純粋効果	高学歴化 由来効果		
1930-34年	2.173	2.173	2.173	-	-	-	-	-	-	-
1935-39年	2.162	2.171	2.172	-0.011	-	-	-	-	-	-
1940-44年	2.162	2.182	2.190	-0.011	-	-	-	-	-	-
1945-49年	2.069	2.098	2.110	-0.104	100%	28.3	2.1	26.1	11.6	60.1
1950-54年	2.130	2.180	2.195	-0.043	100%	116.2	27.3	88.9	33.4	-49.6
1955-59年	2.072	2.176	2.196	-0.102	100%	103.1	43.0	60.0	19.0	-22.1
1960-64年	1.987	2.144	2.166	-0.186	100%	84.5	49.2	35.3	11.4	4.1

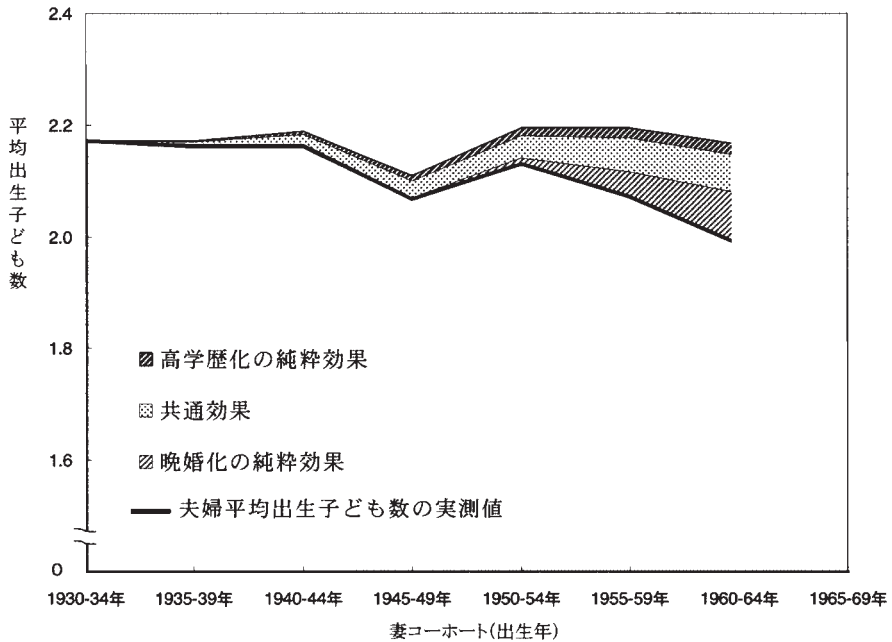
注：1930-34年出生コーホートからの各コーホートの平均出生子ども数の変化とそれに占める要因効果の変化による内訳（寄与率）をパーセンテージで示す。内訳におけるマイナス記号は、合計の子ども数変化の増減と逆の方向への寄与を示し、実際の子どもの数増減方向と一致しないことに注意。なお、(1)表における1940-44年コーホートおよび(2)表における1935-44年コーホートでは平均出生子ども数変化がほとんど無いため内訳を省略した。各効果の絶対値は、付表2を参照。

11) 表1では各要因の効果が出生低下への寄与率(%)で表されているため、その増減は必ずしも効果の絶対値の増減と一致しない。絶対値の比較については、付表1参照のこと。

図4 妻コーホート別にみた、妻32, 37歳時点の夫婦平均出生子ども数
 : 実測値, および晩婚化, 高学歴化効果を除去した値
 (1) 妻32歳時点



(2) 妻37歳時点



注：夫婦平均出生子ども数（太実線）と晩婚化，高学歴化の効果を除去した平均出生子ども数（細実線）の妻のコーホートによる推移を示す。各推移の間の領域が各要因効果による平均出生子ども数の変化分となる（1930-34年出生コーホートからの変化）。共通効果とは，晩婚化効果の内，高学歴化に由来する効果である。各平均出生子ども数，要因効果の数値は表1参照。

まず、(1)妻32歳時点についてみよう。すでに述べたようにこの年齢での出生子ども数は途中経過であるから、その低下は必ずしも最終的な子ども数の低下ではなく、多くの部分は出生の遅れを表すことに留意されたい（たとえば後述の37歳時点で取り戻されている部分が遅れの効果である）。この年齢での平均出生子ども数は戦後生まれの1945～49年コーホートにおいて低下（遅れ）が始まっており、その後は加速的な低下を示している。しかしながら、晩婚化、高学歴化の効果を除去した場合には、1955～59年コーホートまでまったく低下は見られない。すなわち、この間の夫婦出生低下（遅れ）はすべて晩婚化、高学歴化によるものである。その内訳をより詳しく見ると、1945～49年コーホートでは、平均出生子ども数の低下0.047に対し、高学歴化の純粋効果が42%、その晩婚化を介した効果が93%であり、合わせると135%と、額面の出生低下を超える効果を持っていた。すなわち、このコーホートの出生低下（遅れ）は、すべて高学歴化の効果であり、結婚行動、夫婦出生行動はむしろ高学歴化による低下を補う方向に働いていたと解釈できる。その後1950～54年以降のコーホートでは、高学歴化効果はしだいに減り、代わって学歴に依存しない晩婚化の出生に対する影響（晩婚化の純粋効果）が現れてくる。いずれにしても、1955～59年コーホートまでの出生低下（遅れ）はすべてこれら構造的変化によるものであり、夫婦の行動変化による低下はまったく見られない。

これに対して1960年代以降のコーホートでは、晩婚化（とりわけ純粋効果）の影響が拡大することに加えて、夫婦の行動がはっきりと出生ペースを下げる方向に変化した。1965～69年コーホートでは基準コーホートに比べて0.511という大きな低下を示しているが、そのうち3割弱は夫婦の行動変化に負っている。ただし、このコーホートでも高学歴化の総合効果（純粋効果+晩婚化を介した効果）は33%、晩婚化の（総合）効果は63%となっており、いずれも行動変化より大きな効果を保っている。平均出生子ども数は、実績1.47に対して、晩婚化、高学歴化の効果を除けば1.84と、かなり高い水準を保っている。

次にほぼ完結出生子ども数と見なせる(2)妻37歳時点の平均出生子ども数について見ると、32歳時点に比べて変動は小さく、32歳時点で低下を示したコーホートでも37歳までに出生にかなりの取り戻しが有ったことがわかる。たとえば、1960～64年コーホートでは32歳時点での出生低下は0.301であったが、37歳時点では0.186に縮小しており、62%程度の取り戻しがあった。37歳時点の子ども数は1945～49年コーホートでやや目立った低下が生じたが、次のコーホートでは回復し、その後の1955～59年ならびに1960～64年コーホートでは直線的な低下を示している。

こうした推移に対する要因効果の内訳を見ると、1945～49年コーホートではその一時的低下は夫婦の行動変化が6割、高学歴化の総合効果が4割弱の寄与を示しており、前後に比べてやや特異な変化となっている。その後の1950年代生まれの二つのコーホートにおいては、すべて晩婚化および高学歴化によって出生低下が起きており、行動的にはむしろ子ども数を増やす方向に変化している。すなわち、これらのコーホートの夫婦では、晩婚化、高学歴化によって失われた出生を補おうとする行動的努力があったと見ることができる。これにより、失われるはずだった子ども数のうち1950年代前半コーホートで1/3、50年

代後半コーホートでは1/5程度を補ったことになる¹²⁾。これは構造変化にともなう出生の供給条件の低下を、行動によって補おうとした事例として考えてよいだろう。

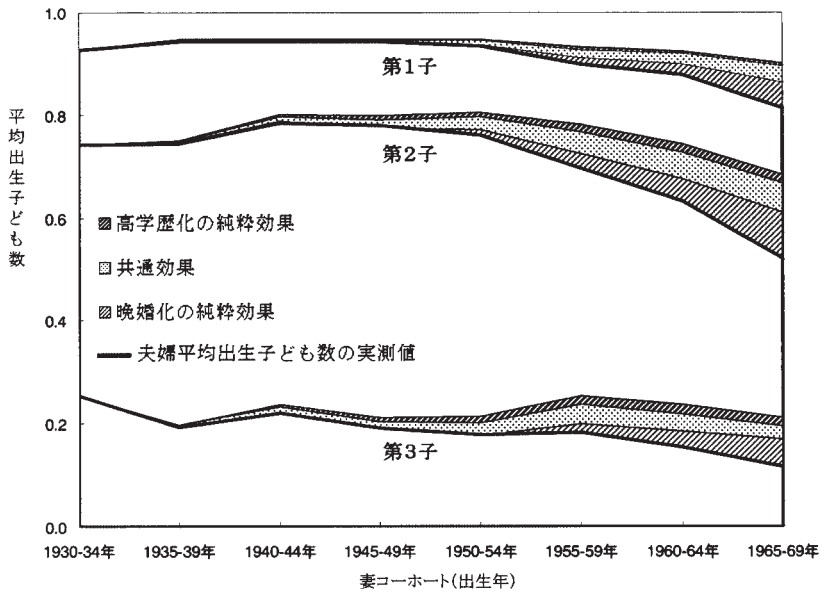
ところが次の1960～64年コーホートでは、この夫婦の補填的行動はまったく見られなくなっている。というのは、このコーホートでも晩婚化・高学歴化の効果は圧倒的で、0.186の低下に対し96%を占めているが、行動的变化も4%とわずかながら子ども数を減らす方向に働いていて、前者の供給条件の低下による子ども数の減少を、夫婦がそのまま受け入れた形となっている。

(2) 出生順位別出生確率変化の要因分析

これらの変化を出生順位別に観察してみよう。図5は、(1)妻32歳時点、および(2)37歳時点における出生順位別出生確率のコーホート推移を、晩婚化、高学歴化の効果を除いた場合の推移とともに示している。

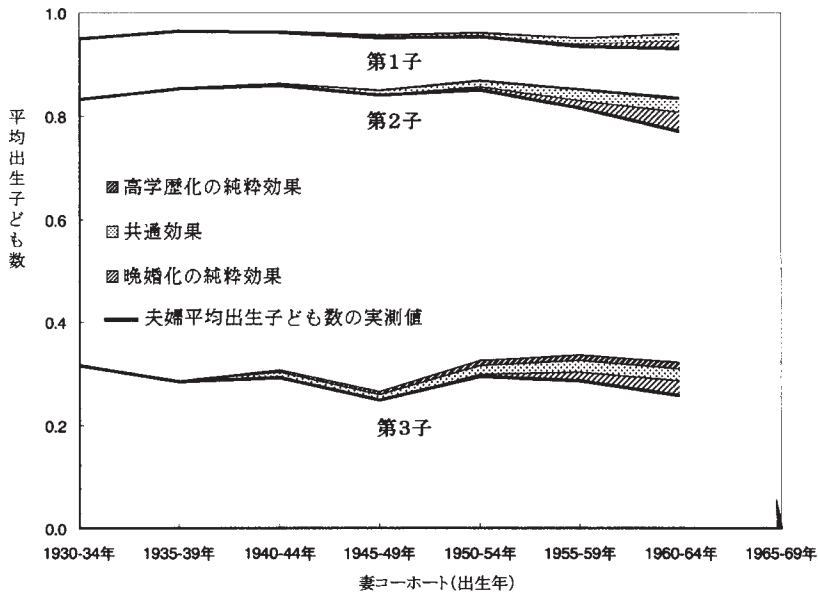
図によれば、妻32歳時点、37歳時点ともに1955-59年以降コーホートの実績出生の低下において第2子出生確率の低下が目立っている。夫婦の行動変化（晩婚化、高学歴化効果を除去した推移）について見ると、第1子出生確率では1960-64年コーホートまではほとんど低下を示さず、妻32歳時点で最新の1965-69年コーホートにおいてわずかな低下を認めるのみである。これに対して第2子では1955-59年コーホートより徐々に低下が始まっており、1960-64年コーホートから1965-69年コーホートへの低下は比較的大きい。これは

図5 妻コーホート別にみた、妻32、37歳時点の第1～3子出生確率
 : 実績値、および晩婚化、高学歴化効果を除去した値
 (1) 妻32歳時点



12) 表1(2)、夫婦行動変化の効果／(晩婚化効果+高学歴化純粹効果)による。すなわち、1950～54年コーホート (-49.6/ (116.2+33.4) =-33%), 1955～59年コーホート (-22.1/ (103.1+19.0) =-18%)。

(2) 妻37歳時点



晩婚化，高学歴化の効果がなければ最近の夫婦でも第1子については従来通りの生み方をしているが，第2子については徐々に遅れ，ないし減少が生じていることを示す。すなわち，晩婚化，高学歴化による構造的影響とは別に，夫婦の行動において「子ども1人」とするパターンが広がり始めている。

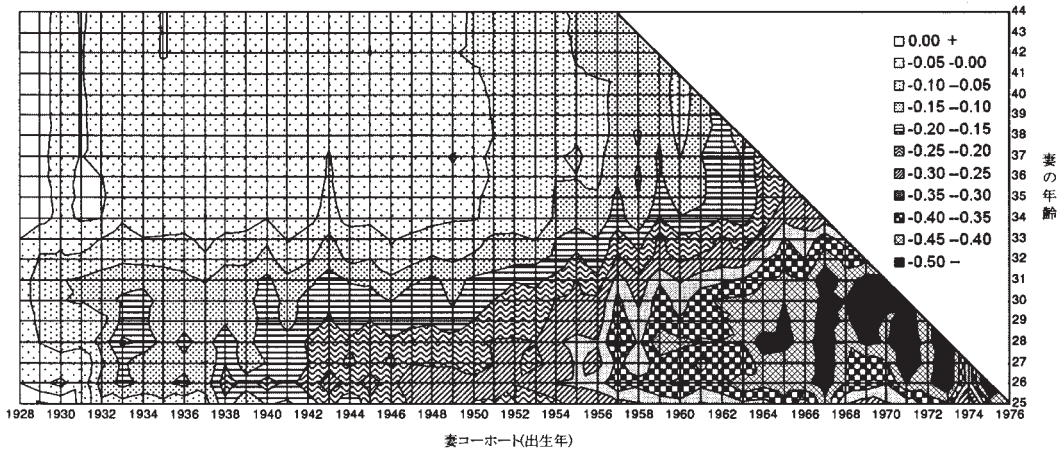
第3子については晩婚化，高学歴化の効果を除外すると，最近のコホートまで従来のコホートとほぼ同水準で推移しており，第2子における低下とやや逆説的である。各コホートの妻37歳までにおける第2子から3子へのパリティ拡大率（付表2より算出）は，1950～54年34.8%，1955～59年35.2%，1960～64年33.4%であり，最近のコホートにおいても，第2子を持った夫婦が第3子へ進む行動傾向については，安定的であると言える。

(3) 平均出生子ども数変動の要因効果のマッピング

前節では妻32歳，37歳の2時点について夫婦出生変化に対する構造要因，行動要因の効果を見たが，ここではより細かな変動過程を観察するために妻各歳におけるコホート変化をレキシスマップによって示した。図6は，晩婚化に起因する夫婦平均出生子ども数のコホート変化のレキシスマップである。ここでは晩婚化の効果として，高学歴化由来を総合効果について見ている。図によれば，1928年生まれから1940年代生まれまでのコホートでは，33～34歳より下の年齢で若干変動が見られるものの，それより上の年齢ではまったく変化がない。すなわち，これらのコホートでは結婚年齢の変動自体が小さく，それは夫婦出生のタイミングに多少影響を与えたものの，最終的な子ども数に影響することは無かったと見られる。しかし，はっきりとした晩婚化が始まる1951～2年以降の生まれの世代からは，若年でその出生子ども数への効果が徐々に強まるとともに，影響は高齢にまで及ぶようになっていく。そのコホート変化は加速的であり，とくに1950年代末以降

の世代で若年における子ども数を著しく低下させる（遅らせる）とともに、最終的な子ども数にも影響が見られるようになってきている。1960年代後半以降のコーホートについては高年齢での様子が十分に観察されないが、この図からは、これらの世代に起きた晩婚化が、最終的な子ども数をかなり減らすだろうことが予測される。

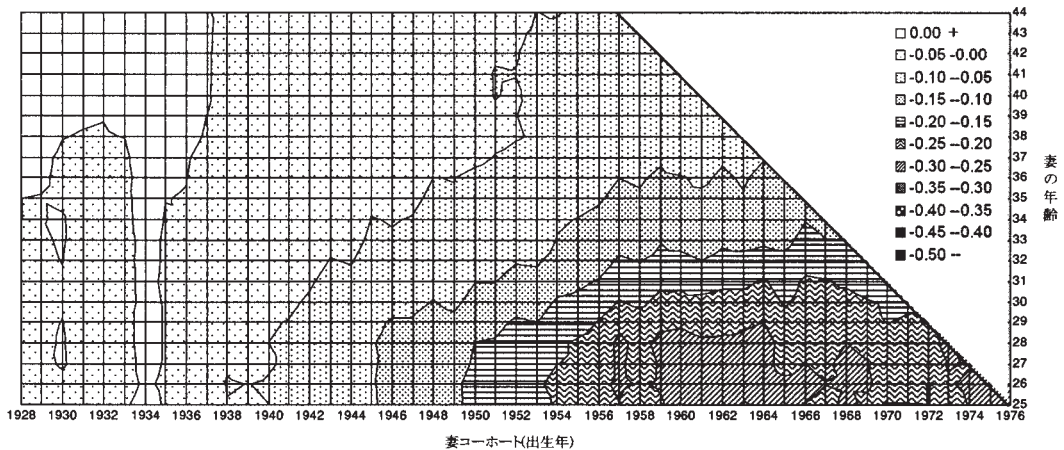
図6 妻の年齢別にみた、晩婚化による夫婦平均出生子ども数のコーホート変化
(晩婚化の総合効果/1928年生まれコーホートからの変化)



注：図2の脚注参照。

図7は、高学歴化に起因する夫婦平均出生子ども数のコーホート変化のレキシスマップである。ここでは高学歴化の効果として、晩婚化を介した効果をも含めた総合効果について見ている。図からは、コーホートの高学歴化にともなう夫婦出生への影響が一定のペースで続いて来たことがわかる。しかし、1957年以降のコーホートでは、高学歴化が一段落

図7 妻の年齢別にみた、高学歴化による夫婦平均出生子ども数のコーホート変化
(高学歴化の総合効果/1928年生まれコーホートからの変化)

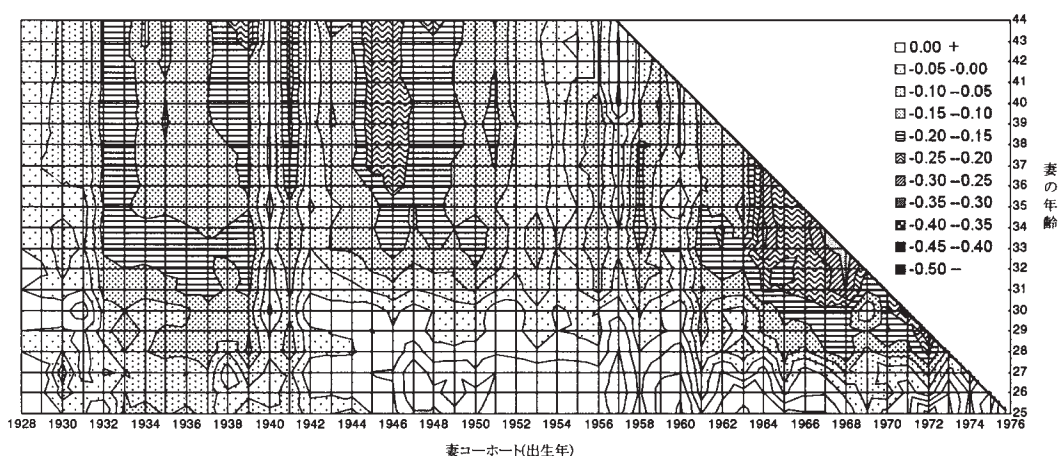


注：図2の脚注参照。

したことを反映して、その夫婦出生への効果も安定化し、横ばいとなっている。したがって、この時期の夫婦出生低下の進行には高学歴化はほとんど寄与していない。

最後に図8は、上記晩婚化、高学歴化の効果を除去した夫婦平均出生子ども数のコーホート変化のレキシスマップである。本稿ではこれを夫婦の行動変化による出生変動と見なしている。これは基本的に、夫婦がさまざまな環境等に反応して行動を変化させた結果を反映すると考えられるから、たとえば夫婦に対する出産・育児支援策などの効果は、この中に現れるはずである。

図8 妻の年齢別にみた、晩婚化、高学歴化効果を除去した
夫婦平均出生子ども数のコーホート変化
(夫婦出生行動変化の効果/1928年生まれコーホートからの変化)



注：図2の脚注参照。

図によれば、非常に細かな変動を含むものの、一定のパターンを示すコーホートのグループが特定される。すなわち、細かく分けるなら1928～31年、32～41年、42～51年、52～60年、61年以降が識別される。

第2番目の1932～41年コーホートでは、先行グループと比べ全年齢にわたって出生を減らす行動変化が見られ、とくに30歳代半ば以降の出生子ども数（最終的子ども数と見なせる）を減少させている。30歳代半ば以降でのこの傾向は次の42～51年コーホートに続くが、このグループでは若年齢において2番目のグループより出生ペースを高めていて、実はこの傾向は最も若いグループにまで続いている。上記1932年から51年にわたる二つのコーホートの最終的子ども数の減少は、出生順位別の観察によれば（本稿には示さない）第3子以降の出生確率の低下に負っている。また、1941年以降最近までのコーホートにおける若年齢での出生ペースの高まり（色の薄い領域）は、晩婚化による出生行動開始時期の遅れを取り戻そうとする行動、あるいは婚前妊娠の存在を示している可能性が高い。

52～60年コーホートでは途中56年、58年にやや不規則な変動が見られるが、概して子どもを増やす方向への行動変化が見られる。これは先に表1(2)で晩婚化、高学歴化による出

生低下の補填行動として見たものである。しかし、1961年以降では20歳代の終わり頃からしだいに出生ペースを落とし、とくに60年代後半以降コーホートではペース低下が際立っている。これらのコーホートによる出生低下は、年次的に見ると1995年以降に固まっている（図では1950年コーホート44歳と1969年コーホート25歳を結ぶ右下がりのラインを引くと、それより右の領域に相当する）。すなわち、出生低下への夫婦の行動変化は、1995年以降に1961年以降生まれのコーホートで著しかったことになる。

3. 少子化過程における夫婦出生低下—少子化コーホートのクローズアップ

(1) 少子化過程の夫婦出生子ども数の減少と出生順位による内訳

結婚行動のコーホート変化（金子 2003, Kaneko 2003）や本稿に見られる夫婦の出生力変化から見て、現在の少子化過程は女性では1952～3年頃に生まれた世代から開始されている。そこで少子化過程の夫婦出生低下をやや詳細に観察するために、少子化開始時期のコーホート、すなわち妻1950-54年生まれ世代を起点として、その後のコーホートで夫婦出生力がどのように低下したのかを調べよう¹³⁾。手法はこれまでと同様であり、分析結果も重複するが、少子化過程については前節までのように遠く隔たった1928年コーホートを基準とするより、精密な結果が得られることが期待される。

表2には、(1)妻32歳時点、および(2)37歳時点で観察される夫婦平均出生子ども数の変化を計量し、出生順位別の内訳とともに示した。

まず、妻32歳時点での夫婦平均出生子ども数は、少子化開始時期コーホート（1950～54年生まれ）の1.89から1965～69年生まれコーホートの1.47まで低下しており、とくに最近のコーホートほど加速的に低下を示している。出生順位による低下の内訳を見ると、期間を通じて第1子が3割前後、第2子が6割前後を占めており、一貫して第2子低下の寄与が大きい。これら妻32歳時点での子ども数の減少は、出生タイミングの遅れによる部分が大きく、コーホートの最終的出生力とは別と考える必要がある。この途中経過としての出生低下が重要なのは、それが該当する年次の期間出生率に対して影響が大きい点である。たとえば、低下幅が加速した1960～64年コーホートでは、彼らが20歳代後半にある1990年前後の期間出生率に対して影響しており、1965～69年コーホートは1995年前後に関わっていると考えられる。これらの期間は急速に少子化が進行し、社会的に注目を集めた時期と符合するが、その背景としてここで見た夫婦の持つ子ども数の「途中経過」の減少があったことになる。すなわち、1990年代における出生率の低下には1960年代生まれコーホートの第2子出生の遅れの影響が大きかった。

次に、妻37歳時点での夫婦平均出生子ども数について見ると、32歳時点と比較して1955～59年、および1960～64年コーホートともに低下は縮小している。低下幅の大きかった1960～64年コーホートでも、32歳時点での低下-0.213のうち、33%にあたる-0.071（＝

13) 本来少子化過程が始まる以前の1945～49年生まれコーホートを起点とし、これを比較の基準とすることが望ましいが、当該コーホートはやや特異な変動を示しているため、ここでは少子化開始時期の1950～54年コーホートを基準とした。

表2 少子化過程における妻コーホート別、夫婦平均出生子ども数の変化、
および出生順位による内訳（1950-54年生まれコーホートからの変化）
(1) 妻32歳時点

妻コーホート (出生年)	平均出生 子ども数	1950-54年出生コーホートからの変化					
		実績値 変化	出生順位による平均子ども数変化の内訳 (%)				
			合計	第1子	第2子	第3子	第4子以上
1950-54年	1.889	-	-	-	-	-	-
1955-59年	1.793	-0.097	100%	36.6	65.5	-5.6	3.5
1960-64年	1.676	-0.213	100%	26.5	60.7	11.6	1.3
1965-69年	1.467	-0.423	100%	28.5	56.8	14.5	0.2

(2) 妻37歳時点

妻コーホート (出生年)	平均出生 子ども数	1950-54年出生コーホートからの変化					
		実績値 変化	出生順位による平均子ども数変化の内訳 (%)				
			合計	第1子	第2子	第3子	第4子以上
1950-54年	2.130	-	-	-	-	-	-
1955-59年	2.072	-0.058	100%	35.2	62.7	16.3	-14.2
1960-64年	1.987	-0.143	100%	17.1	56.9	27.3	-1.4

注：1945-49年出生コーホートからの各コーホートの平均出生子ども数の変化とそれに占める各出生順位出生確率の変化による内訳（寄与率）をパーセンテージで示す。内訳におけるマイナス記号は、合計の子ども数変化の増減と逆の方向への寄与を示し、実際の子どもの数増減方向と一致しないことに注意。なお、(2)妻37歳時点の表における1955-59年コーホートでは平均出生子ども数変化がほとんど無いため内訳を省略した。

0.213-0.143) が37歳までに取り戻されている。低下に対する寄与では第1子低下が17%であるの対し、第2子以上の低下が83%を占めており、妻60年代前半コーホートの夫婦完結出生力の低下の大部分は一人っ子の増加（第2子以上の減少）によって生じている。

(2) 晩婚化、高学歴化、および夫婦出生行動変化の効果

次に少子化過程の夫婦出生のコーホート変化について、晩婚化、高学歴化、および夫婦の行動変化のそれぞれの寄与を見ることにする。表3には、前節と同様、妻32歳時点、37歳時点の少子化開始時期1950～54年コーホートからの平均出生子ども数変化を示し、これに対する各要因による寄与を示した。また、図9には、出生順位第1～3子を含めた夫婦出生低下の要因別効果を比較するため、これらをグラフによって示している。

どちらの年齢時点においても高学歴化の出生低下への寄与率は、純粋効果、晩婚化を介した効果ともに減少している。しかし、出生の低下幅が増大しているため、高学歴化効果の絶対値自体は減少しているわけではない。この絶対値の変化は図9において、平均出生子ども数の変化における高学歴化の効果（純粋効果）と共通効果（晩婚化を介した効果）を合わせた領域によって示されており、妻32歳時で比較している3コーホートの高学歴化の効果は順に、0.04, 0.05, 0.05であり、37歳時の2コーホートでは、0.02, 0.03である。これらからわかるように、これまでの少子化過程において、女性の高学歴化は夫婦の出生低下に常に一定の役割を果たしてきた。しかし逆に言えば、近年夫婦出生低下を加速させているのは別の要因である。

表3 少子化過程における妻コーホート別、夫婦平均出生子ども数の変化、および要因効果による内訳（1950-54年生まれコーホートからの変化）
(1) 妻32歳時点

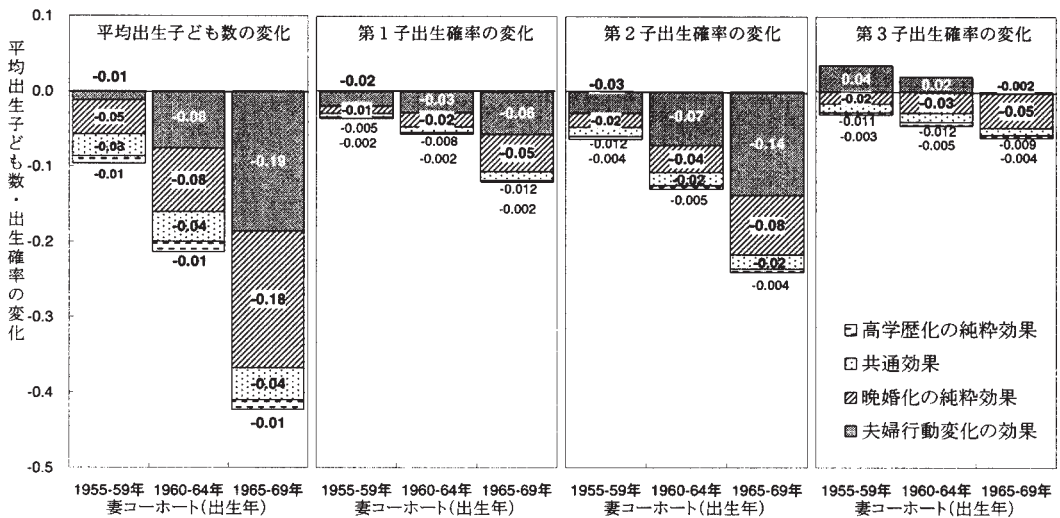
妻コーホート (出生年)	平均出生 子ども数 実績値	実績値 変化	1950-54年出生コーホートからの変化					
			合計	各要因効果による内訳 (%)			高学歴化 純粋効果	夫婦行動 変化効果
				晩婚化 の効果	純粋効果	高学歴化 由来効果		
1950-54年	1.889	-	-	-	-	-	-	-
1955-59年	1.793	-0.097	100%	77.4	46.9	30.5	10.0	12.5
1960-64年	1.676	-0.213	100%	57.8	39.6	18.2	6.5	35.6
1965-69年	1.467	-0.423	100%	52.9	42.9	10.1	3.0	44.1

(2) 妻37歳時点

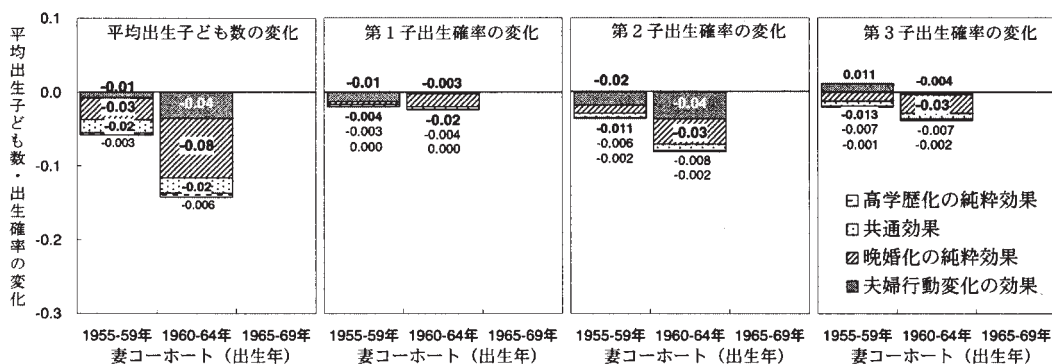
妻コーホート (出生年)	平均出生 子ども数 実績値	実績値 変化	1950-54年出生コーホートからの変化					
			合計	各要因効果による内訳 (%)			高学歴化 純粋効果	夫婦行動 変化効果
				晩婚化 の効果	純粋効果	高学歴化 由来効果		
1950-54年	2.130	-	-	-	-	-	-	-
1955-59年	2.072	-0.058	100%	81.2	51.6	29.6	5.4	13.4
1960-64年	1.987	-0.143	100%	70.9	56.1	14.7	3.9	25.2

注：1950-54年出生コーホートからの各コーホートの平均出生子ども数の変化とそれに占める各要因効果による内訳をパーセンテージで示す。

図9 少子化過程における妻コーホート別、夫婦平均出生子ども数、第1～3子出生確率の変化、および要因効果による内訳（1950-54年出生コーホートからの変化）
(1) 妻32歳時点



(2) 妻37歳時点



次に晩婚化の純粹効果（晩婚化効果のうち高学歴化に由来する部分を除いたもの）を見ると、その絶対値は32歳時では1955～59年コーホート0.05，1960～64年0.08，1964～69年0.18，37歳時では1955～59年0.03，1960～64年0.08（図9）と、コーホートごとに増大しており、また低下への寄与率も32歳時約4割，37歳時では5割強と一定の比重を保っている（表3）。すなわち、晩婚化は高学歴化の影響を除いたとしても少子化コーホートにおける夫婦出生低下加速の原因となっていることがわかる。これとは別に、女性1958年以降出生のコーホートでは、晩婚化に対する高学歴化などの影響が減り、属性に関わらない全人口的な晩婚化へと内実が変化したことが見いだされているが（金子・三田 2004，Kaneko 2004），ここに示された夫婦出生への晩婚化の純粹効果の増大は、こうした変化を反映しているものと思われる。いずれにしろ，結婚行動変化の影響は未婚率の増大に加えて，夫婦出生力低下に対しても増大しており，未だに少子化を推進する第1の要因であるといえる。

続いて，夫婦の出生行動変化の効果について見ると，そのコーホート変化は絶対値においても（図9，妻32歳時0.01，0.08，0.19，37歳時0.01，0.04），寄与率においても（表3，32歳時13%，36%，44%，37歳時13%，25%）ともにコーホートごと増大しており，夫婦出生の低下要因としての比重は急速に高まっている。この変化は1960～64年コーホートから見られるが，次の1965～69年コーホートでは妻32歳時において急な拡大が見られる。前者1960～64年コーホートでは37歳時点で効果の縮小が見られるので，夫婦の行動変化とは，当初出生を遅らせるような変化が主体で，その半分程度は後に取り戻され，半分が最終的子ども数の減少として残った形となっている。出生順位別の変化を見ると（図9），この最終的子ども数の減少はほぼすべて第2子出生確率の低下であり，このコーホートの行動変化は「一人っ子」の増大である。後者1965～69年コーホートでは，32歳時点の効果は前コーホートから倍増しており，行動変化は確実に拡大した。調査時点で37歳時点の結果が得られないが，仮に前コーホートと同程度（約半分）の生み戻しが有ったとしても，最終的子ども数は0.1程度下がることになる。このコーホートにおいても第2子に対する行動変化が大きく，「一人っ子化」がさらに拡大するものと見られる。

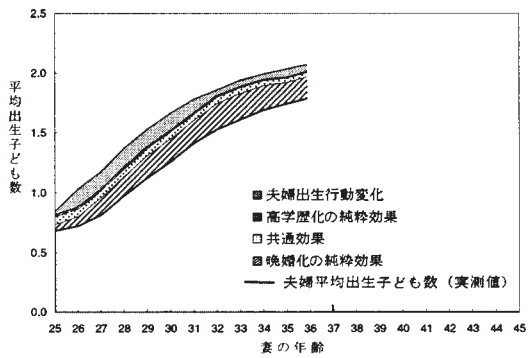
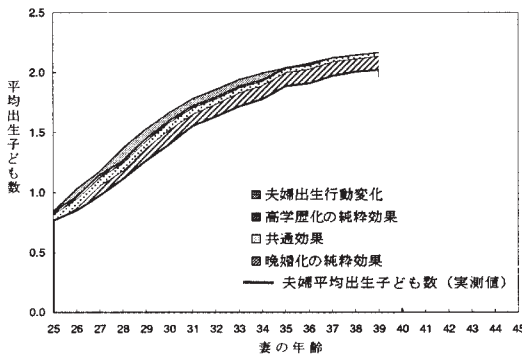
(3) 晩婚化，高学歴化，および夫婦出生行動変化の効果の年齢変化

前節でも見たように，少子化過程の夫婦出生では若い時期（たとえば妻32歳時点）において出生低下が大きく，その後（たとえば37歳までに）そのかなりの部分が取り戻されるパターンを描く．これは若い時期の低下の多くが出生の遅れであることを示しているが，そうした遅れ～最終的低下に対して，それぞれの構造要因はどのように働いているのだろうか．ここでは，各要因の効果の年齢変化を理解するために，いくつかの妻コーホートについて各年齢ごとに要因の効果を図示し，観察しておきたい（図10）．図では各コーホートの各年齢における1950年コーホートからの低下が影付きの領域として示されている（最上部の曲線が1950年コーホートの夫婦平均出生子ども数，最下部が各コーホートのそれに当たる）．また，低下を示す領域の異なる影（図柄）パターンが各構造要因効果に対応している．

図10 夫婦の平均出生子ども数と要因効果の妻の年齢による推移
（1950年生まれコーホートからの変化）

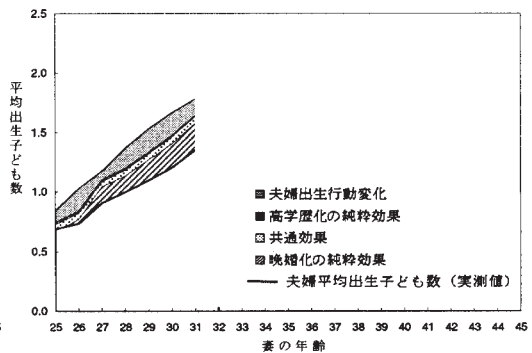
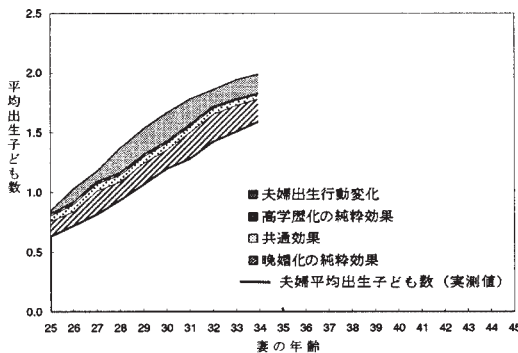
(1) 1962年生まれ

(2) 1965年生まれ



(3) 1967年生まれ

(4) 1970年生まれ



(1)妻1960年生まれ，および(2)1965年生まれコーホートでは，20歳代終わりから30歳前半の時期では晩婚化効果（純粹効果，高学歴化共通効果）と夫婦出生行動変化の効果が大きな割合を占めているが，30歳半ば以降は晩婚化効果が一定かやや拡大するのに対して，夫

婦行動変化の効果は急速に縮小する様子が見られる。すなわち、晩婚化は結婚後の出産を遅らせるだけでなく、その影響は高い年齢まで残り、最終的な子ども数を減らす効果が大きいものに対して、夫婦出生行動の方は、少なくともこれらのコーホートでは30歳半ば以降、以前のコーホートの子ども数を実現するよう変化している。

さらに若い(3)1967年、(4)1970年コーホートでは夫婦の出生行動変化による低下幅が増大していることがわかるが、残念ながら調査時点では、先行するコーホートで行動変化が現れた30歳代半ばに達していないために、同様の変化が生ずるのか否かは見る事ができない。

IV. 考察

本稿では25年にわたる6回の出生動向基本調査・夫婦調査を用いて、妻1928年生まれから1970年代生まれに至るコーホートの夫婦出生力の測定を行った。本稿の一つの特徴は夫婦出生力について結婚持続期間別ではなく、妻の年齢別に測定を行った点である。これは主に近年の結婚持続期間別出生の規則性の弱まりへの対応とライフコース的観察への指向を図るためである。

本稿では、まず、この妻年齢別夫婦出生力（初婚どうし夫婦の平均出生子ども数）について、妻出生コーホート別の変化を計測し、夫婦出生力変動がどの世代のどの年齢に生じているのかを特定した。しかし、妻の各年齢で見た夫婦平均出生子ども数は結婚持続期間による構成の変化に敏感であり、また結婚年齢の違いにより途中経過および最終の子ども数に差が生ずることから、近年見られるような晩婚化が生ずると、夫婦出生力は行動変化がなくても変動する。また、そうした構造変化にともなう出生変動は、高学歴化など社会経済属性構造の変化についても同様に生ずる。そこで本分析ではロジスティック回帰モデルを応用して、夫婦平均子ども数（または順位別出生確率）の変化からの晩婚化、高学歴化の効果を分離して計測し、また残差としての夫婦出生行動変化の効果のコーホート変化を観察した。それらの分析から得られたわが国夫婦出生のコーホート変化に関する知見を要約すると、以下の通りである。

妻1930年頃から1951年生まれまでの夫婦では出生には際立った変化はなかった。52～3年コーホートから出生の遅れが見られるようになったが、60年コーホートまでは30歳代でのキャッチアップが見られ最終的な子ども数には変化は見られない。これら世代の出生の遅れはすべて晩婚化、高学歴化の効果であり、夫婦はむしろこれらによって失われる出生に対して補填的な行動をとっていたと見られる。つまり、少子化に関わる行動変化は1952年前後生まれ女性世代に始まる晩婚化からと見られるが（金子 2003, Kaneko 2003）、夫婦出生についてはこの晩婚化とその原因でもある高学歴化によって出生に遅れが生じたものの、60年生まれ世代までは最終的な子ども数はほとんど変わらず、出生行動としてはむしろ減少を補おうとする反応すらがあったものと見られる。

ただし、この間に見られた一つの重要な変化としては、1957年コーホート以降で、それ

まで晩婚化に対しても主要な動力となっていた高学歴化が一段落し、夫婦出生の変化に対する寄与も急速に減衰していることである。すなわち、結婚タイミングも夫婦出生もその変化は、当初の高学歴者の増加という構造変化の推進からしだいに離れ、属性によらない総計的な変化の形にメカニズムが移行してきたことを示す。

続く妻1961年以降のコーホートの夫婦出生では、引き続き晩婚化の効果に加えて、行動的にも変化が現れた。すなわち、夫婦は晩婚化、高学歴化による子ども数（の供給力）の減少を受け入れるようになり、さらにそれを下回る子ども数をも容認し始めた。それでも60年代前半コーホートでは、妻37歳までに32歳時点の減少の6割を取り戻しており、晩産に対する一定のキャッチアップの努力はなされており、その及ばない部分が最終的子ども数の減少となっている。また、夫婦が諦めたのは出生順位第2子以降であり、第1子は遅れは著しいものの、最終的出生確率はいぜんとして高い水準を保っている。したがって、これら世代では一人っ子が増える形で出生低下が生じていると見られる。

これら出生途上のコーホートのうち1964～5年以降のコーホートではとくに出生の遅れが著しく、その構造変化に比べた行動変化の効果の比重も高まった。すなわち、意図的な低下ないしは低下の容認が広まっていると見られ、途中経過の観察しか得られないものの、その遅れの程度が大きくキャッチアップが難しいことも考慮すると、これらの世代の夫婦では一人っ子化の形を取りながら、最終的子ども数はかなり減少することが見込まれる。

以上において少子化過程の分水嶺となっているのは、晩婚化とそれにとまなう晩産化を始めた女性1952～3年コーホート、および、夫婦が少産への行動に移行を始めた1960～1年コーホートであろう。前者から始まるコーホートは、当初結婚・出産の遅れによって70年代半ばから80年代半ばの年次出生率にいわゆるテンポ効果¹⁴⁾をもたらしてこれを低下させ、少子化をスタートさせた。しかし、1958年コーホートまでは生涯未婚率は安定的であり（金子 2003, Kaneko 2003）、また夫婦の完結子ども数もほとんど変化しなかった。すなわち、これら世代は少子化をスタートさせたにもかかわらず、世代の最終的な子ども数にはほとんど変化はなかったのである。ところが1960～1年コーホートからは1959年コーホートから始まった非婚化（生涯未婚率の増加）に加えて夫婦出生の低下が目立つようになり、夫婦出生については行動的にも子ども数の減少を受け入れるようになったと見られる。したがって、少子化過程は1960年前後出生の女性コーホートを境にして前半と後半で出生低下のメカニズムに転換が起きており、前半は晩婚化に誘発されたテンポ効果による「見かけ」の少子化、後半はこれに非婚化、夫婦の行動変化が加わった実質的少子化といえることができる。すなわち、人口学的メカニズムの観点からは少子化は一時的低下型から恒久的低下型にすでに移行したことを示している。

次に、本稿で用いた方法の課題について考えてみたい。まず、本研究で用いている妻の

14) テンポ効果とは、コーホートごとに出生タイミング（出生年齢）が順次シフトしているときに、期間出生率（年次出生率）の水準に生ずる変動であり、コーホートの出生率水準にまったく変化がなくとも、タイミングが変化するだけで生ずる効果である。テンポ効果は、コーホートに晩産化が生じている場合には期間出生率を下げる方向に働く。

年齢別にみた夫婦出生力（または有配偶出生力）は解釈の難しい変量である。それは夫婦という対象集団（有配偶人口）そのものが年齢によって変化するので、出生力の年齢別変化を個人のライフコース上の変化として捉えられないからである。本稿で扱った妻の年齢別夫婦平均子ども数は、各年齢で結婚している女性の平均出生子ども数を表しており、各年齢では結婚によって新たな女性が次々に参入してくるから、その年齢変化を個人の経験と読み替えて辿ることは適切ではない。さらには各年齢での結婚の起こり方によって夫婦集団の結婚持続期間の構成も異なるため、解釈は複雑となる。しかし、解釈の問題を別とすれば、コーホート間の比較などでは、結婚変化の影響を複合した夫婦出生力の変化を観察できるし、また合計特殊出生率の算出の元となる年齢別出生率（人口動態統計による）との関連づけにも年齢別観察の方が有利である。逆に変化についての解釈が目的であるなら、本研究で行ったように個人の結婚年齢を統制してその変化の効果を分離することが必須である。さらには同様の方法で高学歴化など、他の重要な構造変動効果を統制すれば、より目的に沿った観察が可能となる。これは年齢別観察に限らず望まれる手続きである。

次に、本稿では夫婦平均出生子ども数の変化から晩婚化、高学歴化の効果を除外した残差を夫婦の行動変化による出生変動と見なしている。しかし、残差には当然ながらモデルに含まれない構造要因を含んでいる。本研究では、夫婦出生変化を視覚的に把握する観点から、多数の変数の投入による複雑化を避け、近接要因として作用メカニズムの比較的はっきりした結婚年齢変化、学歴構成変化の投入に限定した。これらの夫婦出生に対する効果は本調査から得られる他の変数より圧倒的に大きく安定的であり、これら以外の変数の投入は解釈を複雑化し、むしろ全体像の理解の妨げになると考えられる。しかし、夫婦の行動変化効果をより純化して取り出すことを目的とする場合には、追加的な変数の投入が有効である可能性がある。また、複数の要因効果に相互作用がある場合も同様であり、相互作用項を投入することが有効であろう。本手法は線形回帰モデルを基礎としているため、これらの変数の追加は技術的には容易である。したがって、本モデルで用いる構造変化要因の数や相互作用の選択をどうすべきかは、全体像の把握・解釈か、あるいは精密測定かという目的によって決めるべき問題であろう。個々の目的に応じた本手法の具体的適用方法や有効性の検討については、今後の課題としたい。

V. 結語

以上、少子化過程を含む期間の夫婦出生力の変遷について、妻年齢、出生コーホートを分析軸として見てきた。その結果1960年前後に生まれた女性コーホートを境に出生低下メカニズムに転換があり、テンポ効果による一時的低下型から、非婚化、夫婦の行動変化が加わった実質的低下型へと移行したことがわかった。

そこで見られた結婚・出生行動のコーホート変化が、どのような社会経済要因の影響を受けて生じたものか、さらにはどのような施策がこれに影響したか（または影響し得るのか）については、広範な分野からのアプローチが必要である。しかし、その際には本研究

で行なったように、対象とする指標から構造的変化の効果を分離し、できるだけ純粋な行動変化に注目することが必要であると考え。

参考文献

- 大谷憲司 (1993) 『現代日本出生力分析』 関西大学出版。
- Kaneko, Ryuichi(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.
- Kaneko, Ryuichi(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.
- 金子隆一 (2003) 「わが国女子結婚行動の変容に関する人口学的分析」『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14年度報告書。
- 金子隆一 (2004a) 「第3章 夫婦出生のコーホート分析」国立社会保障・人口問題研究所編『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』pp.46-53, 厚生統計協会。
- 金子隆一 (2004b) 「第2章 少子化の人口学的メカニズム」大淵寛・高橋重郷編『少子化の人口学』pp.20-33, 原書房
- 金子隆一・三田房美 (2004) 「第1章 夫妻の結婚過程」国立社会保障・人口問題研究所編『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』pp.12-36, 厚生統計協会。
- 厚生労働省 (2002) 「出生に関する統計」(人口動態統計特殊報告), 厚生労働省大臣官房時計情報部。
- 小島宏 (1993) 「第Ⅲ章 夫婦の出生力」厚生省人口問題研究所編『平成4年 日本人の結婚と出産：第10回出生動向基本調査』pp.9-14, 厚生統計協会。
- 佐々井司 (1998a) 「第Ⅱ章 夫婦の出生力 (1, 2)」国立社会保障・人口問題研究所編『平成9年 日本人の結婚と出産：第11回出生動向基本調査』pp.17-24, 厚生統計協会。
- 佐々井司 (1998b) 「近年の夫婦出生力変動とその規定要因」『人口問題研究』第54巻4号, pp.3-18。
- 佐々井司 (2004) 「第2章 夫婦の出生力」国立社会保障・人口問題研究所編『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』pp.38-44, 厚生統計協会。
- Shryock, Henry S., Jacob S. Siegel, and associates (1976) *The Methods and Materials of Demography* (Condensed ed. by E. G. Stockwell), Academic Press; San Diego.
- 社人研 (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。
- 高橋重郷, 他 (2003) 「第12回出生動向基本調査 結婚と出産に関する全国調査 夫婦調査の結果概要」『人口問題研究』第59巻2号, pp.69-91。
- 廣嶋清志, 2001 「出生率低下をどのようにとらえるか? 年齢別有配偶出生率の問題性」『理論と方法』30号 (Vol. 16, No.2), pp.163-183。
- Vaupel, James. W., Wang, Zhenglian, Andreev, Kirill F., Yashin, Anatoli I. (1997) *Population Data at a Glance* (Shaded contour maps of demographic surfaces over age and time), Odense University Press, Odense.

付表1 妻の出生年別、妻の年齢別、平均出生子ども数、および標本数

妻の年齢	妻の出生年						
	1940-44年	1945-49年	1950-54年	1955-59年	1960-64年	1965-69年	1970-74年
18	0.18	0.10	0.25	0.29	0.32	0.21	0.50
19	0.25	0.22	0.26	0.42	0.43	0.32	0.51
20	0.31	0.27	0.30	0.41	0.49	0.46	0.56
21	0.37	0.39	0.36	0.41	0.52	0.59	0.58
22	0.43	0.43	0.46	0.46	0.52	0.59	0.59
23	0.54	0.51	0.56	0.53	0.62	0.62	0.63
24	0.64	0.65	0.70	0.62	0.66	0.63	0.69
25	0.79	0.82	0.84	0.76	0.75	0.68	0.72
26	0.98	1.02	1.00	0.91	0.84	0.73	0.75
27	1.19	1.22	1.18	1.08	0.97	0.83	0.84
28	1.37	1.41	1.36	1.25	1.11	0.98	
29	1.57	1.59	1.53	1.42	1.26	1.13	
30	1.74	1.74	1.68	1.57	1.42	1.24	
31	1.88	1.85	1.81	1.69	1.56	1.36	
32	1.98	1.93	1.89	1.80	1.68	1.47	
33	2.04	2.00	1.97	1.89	1.77		
34	2.09	2.03	2.03	1.95	1.85		
35	2.13	2.06	2.07	2.00	1.91		
36	2.15	2.07	2.10	2.05	1.97		
37	2.17	2.08	2.12	2.08	2.00		
38	2.17	2.08	2.14	2.09			
39	2.18	2.08	2.14	2.11			
40	2.19	2.09	2.14	2.11			
41	2.19	2.09	2.15	2.14			
42	2.18	2.10	2.10	2.16			
43	2.17	2.10	2.17				
44	2.17	2.09	2.16				
45	2.18	2.10	2.13				
46	2.22	2.11	2.12				
47	2.21	2.10	2.04				

注：出生動向基本調査（第7～12回調査）による初婚どうし夫婦の出生歴より算出。出生子ども数が不詳でなく、妻の第1～5子出生年齢不詳でない標本、対象標本数は下表のとおり。

妻の年齢	妻の出生年						
	1940-44年	1945-49年	1950-54年	1955-59年	1960-64年	1965-69年	1970-74年
18	44	29	44	35	41	19	14
19	116	115	133	93	74	56	35
20	252	300	352	225	176	117	91
21	541	668	873	507	372	217	183
22	1,008	1,375	1,672	987	704	393	264
23	1,606	2,422	2,778	1,697	1,107	606	393
24	2,379	3,682	3,847	2,573	1,617	917	554
25	3,116	4,805	4,734	3,367	2,151	1,219	711
26	3,679	5,601	5,316	4,009	2,650	1,500	839
27	4,023	6,167	5,591	4,381	2,951	1,659	916
28	4,276	6,296	5,671	4,547	3,039	1,673	
29	4,406	6,072	5,616	4,554	3,013	1,662	
30	4,504	5,727	5,500	4,424	2,916	1,582	
31	4,568	5,414	5,246	4,250	2,729	1,453	
32	4,602	5,190	4,939	4,049	2,481	1,307	
33	4,459	4,830	4,657	3,788	2,244	1,092	
34	4,125	4,482	4,355	3,529	2,034		
35	3,801	4,109	4,049	3,214	1,809		
36	3,425	3,759	3,695	2,892	1,600		
37	3,060	3,556	3,335	2,558	1,352		
38	2,750	3,201	2,969	2,295	1,094		
39	2,437	2,827	2,633	2,075			
40	2,122	2,436	2,298	1,854			
41	1,763	2,135	1,937	1,620			
42	1,481	1,912	1,553	1,389			
43	1,224	1,552	1,216	1,129			
44	911	1,134	976				
45	650	699	686				
46	367	337	421				
47	123	130	139				

付表2 夫婦平均出生子ども数、第1～3子出生確率のコーホート変化、
 および要因による効果の内訳（1930～34年生まれコーホートからの変化）
 (1) 妻32歳時点、

平均出生子ども数

妻コーホート (出生年)	平均出生子ども数			1930-34年出生コーホートからの変化					夫婦行動 変化
	実績値	晩婚化 効果除去	晩婚化・ 高学歴化 効果除去	実績値 変化	晩婚化 の効果	高学歴化		高学歴化 純粋効果	
						純粋効果	高学歴化 由来効果		
1930-34年	1.977	1.977	1.977	-	-	-	-	-	-
1935-39年	1.914	1.928	1.930	-0.064	-0.014	-0.008	-0.006	-0.003	-0.047
1940-44年	1.978	2.013	2.025	0.001	-0.035	-0.009	-0.026	-0.012	0.048
1945-49年	1.930	1.962	1.982	-0.047	-0.032	0.012	-0.044	-0.020	0.005
1950-54年	1.889	1.965	1.992	-0.088	-0.075	-0.013	-0.063	-0.028	0.015
1955-59年	1.793	1.952	1.993	-0.184	-0.159	-0.059	-0.100	-0.041	0.016
1960-64年	1.676	1.889	1.936	-0.301	-0.214	-0.101	-0.112	-0.047	-0.041
1965-69年	1.467	1.789	1.838	-0.511	-0.323	-0.203	-0.120	-0.049	-0.139

第1子出生確立

妻コーホート (出生年)	平均出生子ども数			1930-34年出生コーホートからの変化					夫婦行動 変化
	実績値	晩婚化 効果除去	晩婚化・ 高学歴化 効果除去	実績値 変化	晩婚化 の効果	高学歴化		高学歴化 純粋効果	
						純粋効果	高学歴化 由来効果		
1930-34年	0.926	0.926	0.926	-	-	-	-	-	-
1935-39年	0.943	0.947	0.947	0.017	-0.003	-0.003	-0.001	0.000	0.021
1940-44年	0.944	0.947	0.948	0.018	-0.003	0.000	-0.003	-0.001	0.022
1945-49年	0.943	0.947	0.948	0.017	-0.003	0.002	-0.005	-0.002	0.022
1950-54年	0.936	0.946	0.948	0.010	-0.010	-0.003	-0.008	-0.002	0.022
1955-59年	0.900	0.928	0.933	-0.026	-0.028	-0.012	-0.016	-0.005	0.007
1960-64年	0.879	0.920	0.925	-0.047	-0.041	-0.020	-0.021	-0.005	0.000
1965-69年	0.815	0.896	0.901	-0.111	-0.080	-0.048	-0.032	-0.006	-0.025

第2子出生確立

妻コーホート (出生年)	平均出生子ども数			1930-34年出生コーホートからの変化					夫婦行動 変化
	実績値	晩婚化 効果除去	晩婚化・ 高学歴化 効果除去	実績値 変化	晩婚化 の効果	高学歴化		高学歴化 純粋効果	
						純粋効果	高学歴化 由来効果		
1930-34年	0.742	0.742	0.742	-	-	-	-	-	-
1935-39年	0.746	0.750	0.751	0.004	-0.004	-0.001	-0.003	-0.001	0.009
1940-44年	0.785	0.798	0.802	0.042	-0.013	-0.004	-0.010	-0.004	0.059
1945-49年	0.780	0.792	0.799	0.038	-0.012	0.006	-0.018	-0.007	0.056
1950-54年	0.761	0.798	0.807	0.019	-0.037	-0.011	-0.026	-0.009	0.064
1955-59年	0.698	0.769	0.782	-0.045	-0.071	-0.029	-0.043	-0.013	0.040
1960-64年	0.632	0.729	0.744	-0.111	-0.097	-0.046	-0.052	-0.015	0.002
1965-69年	0.521	0.668	0.684	-0.221	-0.147	-0.090	-0.057	-0.017	-0.058

第3子出生確立

妻コーホート (出生年)	平均出生子ども数			1930-34年出生コーホートからの変化					夫婦行動 変化
	実績値	晩婚化 効果除去	晩婚化・ 高学歴化 効果除去	実績値 変化	晩婚化 の効果	高学歴化		高学歴化 純粋効果	
						純粋効果	高学歴化 由来効果		
1930-34年	0.255	0.255	0.255	-	-	-	-	-	-
1935-39年	0.195	0.198	0.199	-0.059	-0.003	-0.001	-0.002	-0.001	-0.056
1940-44年	0.221	0.233	0.238	-0.034	-0.012	-0.002	-0.011	-0.005	-0.016
1945-49年	0.192	0.204	0.213	-0.062	-0.012	0.006	-0.018	-0.009	-0.041
1950-54年	0.179	0.202	0.215	-0.075	-0.023	0.001	-0.024	-0.013	-0.039
1955-59年	0.185	0.237	0.256	-0.070	-0.053	-0.016	-0.036	-0.018	0.001
1960-64年	0.155	0.219	0.238	-0.100	-0.064	-0.031	-0.033	-0.019	-0.016
1965-69年	0.118	0.196	0.213	-0.137	-0.078	-0.052	-0.025	-0.017	-0.041

(2) 妻37歳時点、

平均出生子ども数

妻コーホート (出生年)	平均出生子ども数			1930-34年出生コーホートからの変化					
	実績値	晩婚化 効果除去	晩婚化・ 高学歴化 効果除去	実績値 変化	晩婚化 の効果	高学歴化 由来効果		高学歴化 純粋効果	夫婦行動 変化
						純粋効果	高学歴化 由来効果		
1930-34年	2.173	2.173	2.173	-	-	-	-	-	-
1935-39年	2.162	2.171	2.172	-0.011	-0.009	-0.005	-0.004	-0.001	-0.001
1940-44年	2.162	2.182	2.190	-0.011	-0.020	-0.003	-0.017	-0.008	0.017
1945-49年	2.069	2.098	2.110	-0.104	-0.029	-0.002	-0.027	-0.012	-0.063
1950-54年	2.130	2.180	2.195	-0.043	-0.050	-0.012	-0.039	-0.014	0.021
1955-59年	2.072	2.176	2.196	-0.102	-0.105	-0.044	-0.061	-0.019	0.022
1960-64年	1.987	2.144	2.166	-0.186	-0.157	-0.092	-0.066	-0.021	-0.008

第1子出生確立

妻コーホート (出生年)	平均出生子ども数			1930-34年出生コーホートからの変化					
	実績値	晩婚化 効果除去	晩婚化・ 高学歴化 効果除去	実績値 変化	晩婚化 の効果	高学歴化 由来効果		高学歴化 純粋効果	夫婦行動 変化
						純粋効果	高学歴化 由来効果		
1930-34年	0.950	0.950	0.950	-	-	-	-	-	-
1935-39年	0.965	0.965	0.965	0.015	0.000	0.000	0.000	0.000	0.015
1940-44年	0.963	0.964	0.964	0.013	-0.001	0.001	-0.002	-0.001	0.014
1945-49年	0.952	0.957	0.958	0.002	-0.005	-0.001	-0.004	-0.001	0.009
1950-54年	0.955	0.961	0.962	0.005	-0.007	-0.002	-0.005	-0.001	0.013
1955-59年	0.934	0.949	0.951	-0.016	-0.015	-0.005	-0.010	-0.002	0.001
1960-64年	0.930	0.958	0.960	-0.020	-0.028	-0.016	-0.012	-0.002	0.010

第2子出生確立

妻コーホート (出生年)	平均出生子ども数			1930-34年出生コーホートからの変化					
	実績値	晩婚化 効果除去	晩婚化・ 高学歴化 効果除去	実績値 変化	晩婚化 の効果	高学歴化 由来効果		高学歴化 純粋効果	夫婦行動 変化
						純粋効果	高学歴化 由来効果		
1930-34年	0.832	0.832	0.832	-	-	-	-	-	-
1935-39年	0.854	0.855	0.855	0.022	-0.001	0.000	-0.001	0.000	0.023
1940-44年	0.860	0.864	0.865	0.027	-0.004	0.001	-0.005	-0.001	0.033
1945-49年	0.841	0.855	0.852	0.008	-0.009	0.000	-0.009	-0.002	0.019
1950-54年	0.852	0.869	0.871	0.020	-0.017	-0.005	-0.012	-0.001	0.038
1955-59年	0.816	0.851	0.854	-0.016	-0.035	-0.016	-0.020	-0.003	0.022
1960-64年	0.771	0.834	0.837	-0.061	-0.062	-0.038	-0.025	-0.004	0.005

第3子出生確立

妻コーホート (出生年)	平均出生子ども数			1930-34年出生コーホートからの変化					
	実績値	晩婚化 効果除去	晩婚化・ 高学歴化 効果除去	実績値 変化	晩婚化 の効果	高学歴化 由来効果		高学歴化 純粋効果	夫婦行動 変化
						純粋効果	高学歴化 由来効果		
1930-34年	0.317	0.317	0.317	-	-	-	-	-	-
1935-39年	0.285	0.288	0.288	-0.031	-0.003	-0.001	-0.002	0.000	-0.028
1940-44年	0.295	0.304	0.308	-0.022	-0.008	-0.001	-0.007	-0.004	-0.009
1945-49年	0.250	0.260	0.267	-0.067	-0.010	0.001	-0.011	-0.007	-0.050
1950-54年	0.297	0.318	0.327	-0.020	-0.021	-0.004	-0.017	-0.009	0.011
1955-59年	0.287	0.328	0.339	-0.029	-0.041	-0.017	-0.024	-0.011	0.022
1960-64年	0.258	0.311	0.323	-0.059	-0.053	-0.030	-0.023	-0.012	0.006

注：出生確率について第4子以上は掲載を省略。

Measuring Couples' Fertility in Process of the New Transition in Japan: Effects of Marriage Delay, Educational Upgrading, and Couples' Behavioral Changes

Ryuichi KANEKO

In this paper, the fertility changes among married couples in Japan are measured by wife's birth cohort, using results from a series of national representative fertility surveys, with special attention to those in the process of recent rapid fertility decline far below the replacement level - the new fertility transition. A unique feature of the modern decline in Japanese fertility is the fact that it has been accompanied by relatively stable marital fertility rates until around 1990. However, a certain decline in marital fertility has been witnessed during 1990's. This suggests that Japan is entering a new phase in its fertility transition. To identify pattern of the transition, and onset of the new phase, we reconstruct the history of Japanese marital fertility via examining 48 years of the wife's birth cohort grouped by age and birth order, using results from six national representative fertility surveys expanded over 25 years. In this course, decomposition of marital fertility reduction into effects of exogenous factors such as marriage delay and/or educational upgrading of cohorts on marital fertility is necessary to estimate reduction from couples' behavioral changes, since the former effects are not behavioral for married couples. The logistic regression framework is applied for this purpose. Some visual techniques such as the Lexis mapping are employed to understand what is happening in the marital fertility. With decomposition by the above factors and by birth order as well, they reveal a detailed process of marital fertility changes, and the onset of marital fertility reduction due to couples' behavioral changes in particular. The results indicate that the reduction from behavioral shifts within marriage was initiated by women's cohort born in around 1960-1, following the reduction from delay in reproductive process due to marriage delay among cohorts born in and after 1952-3. This suggests that the Japanese fertility transition have proceeded to a phase of substantial decline due to increase of the never-marrying and the having-fewer-children within marriage along with the prolonged downturn from so called temp-effects by delay in marriage and birth.