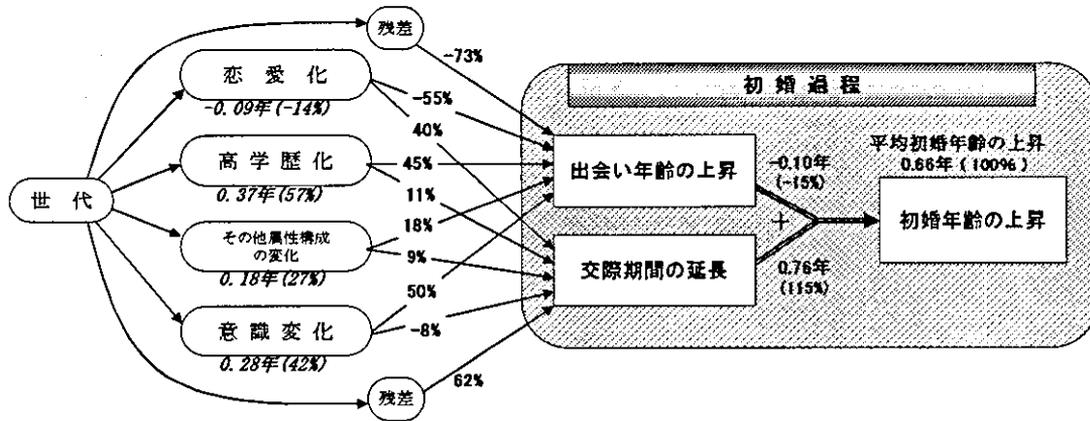
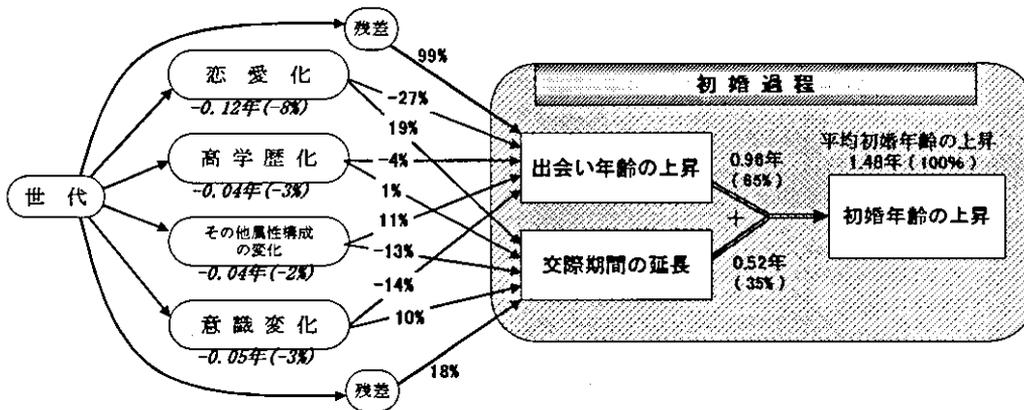


図6 妻コーホートの平均初婚年齢上昇に対する要因の寄与
 - 1951~1958 年生まれ -



- 1958~1964 年生まれ -



注：「恋愛化」とは見合い結婚の減少を含む出会いのきっかけの変化のこと。「その他の属性」とは結婚前の職業、親との同別居、きょうだい構成。

本節の初婚過程タイミングの要因分解からは、前節(3)で見た女性コーホートの晩婚化のフェーズごとに、各種要因の晩婚化への効果が大きく異なっていることがわかった。すなわち、比較的晩婚化の穏やかなフェーズのコーホート(1944～51年生まれ)と、これに続く晩婚化が明瞭となるフェーズのコーホート(1951～58年生まれ)では、この世代に見られる高学歴化が平均初婚年齢の上昇のおよそ半分を説明する。また、これを含む各種社会経済要因の変化をコントロールした上でも、結婚家族に関する意識の変化が初婚年齢上昇の4割程度の効果を及ぼしていた。しかし、それらに続く非婚化を伴うと見られるフェーズのコーホート(1958～1964年)では様相が異なり、各種属性の構成変化の効果が軒並み縮小していた。また、地域ブロック別の初婚過程の比較においては、上記の構造的要因の違いが地域の変異の重要な部分を形成していることがわかった。

(5) 女性コーホートの生涯にわたる年齢別出生率の変化の測定と推定

人口動態統計により1935年から1970年代前半生まれに至る女子出生コーホートの生涯にわたる出生順位別、年齢別出生率とそこから得られる平均出生年齢、生涯出生確率、生涯の平均出生子ども数などのライフサイクル指標を測定・推定を行った結果、第1子、第2子については、概ね初婚と同様に、少子化に関わった世代は3つのフェーズに分けられることがわかった。とりわけ第2子では、1950年代以降の生まれの世代では、生涯の出生確率に急速な低下が見られ、これらの世代で一人っ子化が進行していたことがわかった。第3子以上では晩婚化、第1子、第2子の晩産化によって少子化を開始した世代でむしろ出生確率の反騰が見られるなど、少子化当初の世代では異なる傾向が見られる。しかし、その後の1950年代後半以降の世代ではやはり急速な低下が見られる。その結果、生涯の平均出生子ども数は50年代後半から急速な低下が起こっている。また、少子化に関わる世代にはベビーブーム世代や丙午世代などコーホートサイズにおいて特異なものがあり、イースタリン仮説の検証を行ったが、そうした出生循環メカニズムの存在には否定的な結果を得た(本報告書、資料「コーホートサイズと出生指標：日本における低相関性の確認」参照)。

ここではどのコーホートのどの年齢において出生が低下しているのかを確認するため推定された女子年齢別累積出生率の変化(1935年生まれコーホートを基準とした低下)をレキシスマップとして図示した(図7)。図8、9には出生順位第1子、第2子について同様の図を示した。これらの図では、出生低下の大きい部分がより濃いパターンとして示されている。

これらの結果によれば、わが国女性の出生行動変化が1952～3年コーホートから徐々に始まったことがわかる(図9第2子に明瞭)。しかし、1960年頃のコーホートまでは高い年齢で取り戻しが見られ生涯の子ども数には微小な変化しか見られなかった。その後のコーホートでは30歳前後までに順次急速な低下が生じ、完結レベルにも徐々に影響が生ずるものと見られる。

図7 出生率低下の所在:年齢累積出生率の
1935年コホートからの低下

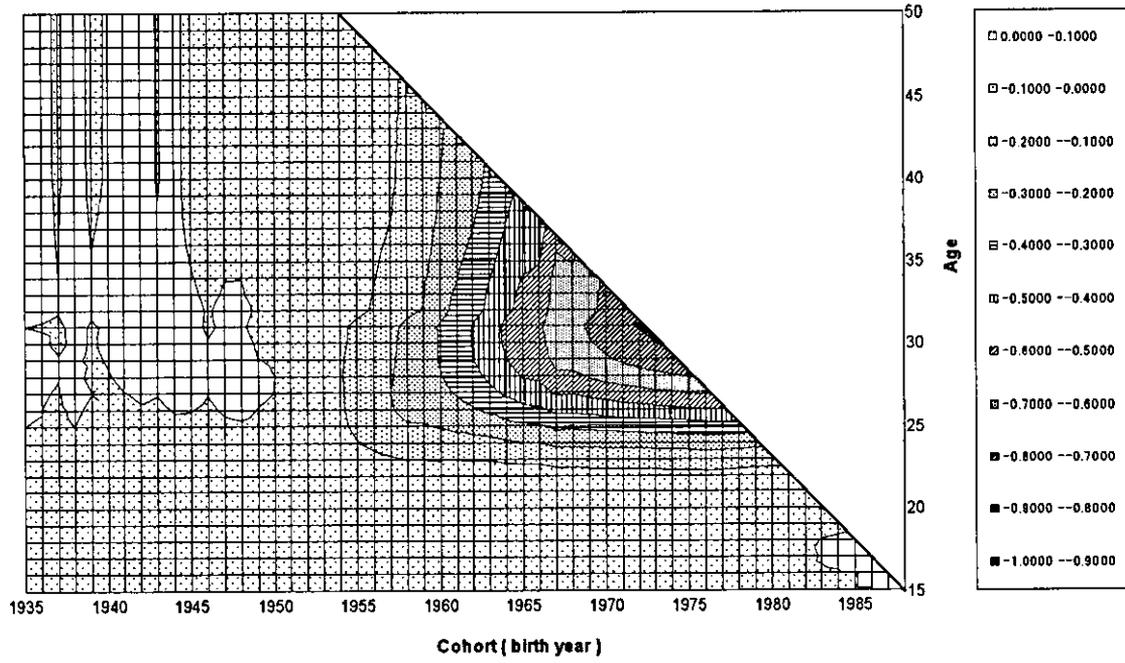


図8 出生率低下の所在:年齢累積出生率の
第1子:1935年コホートからの低下

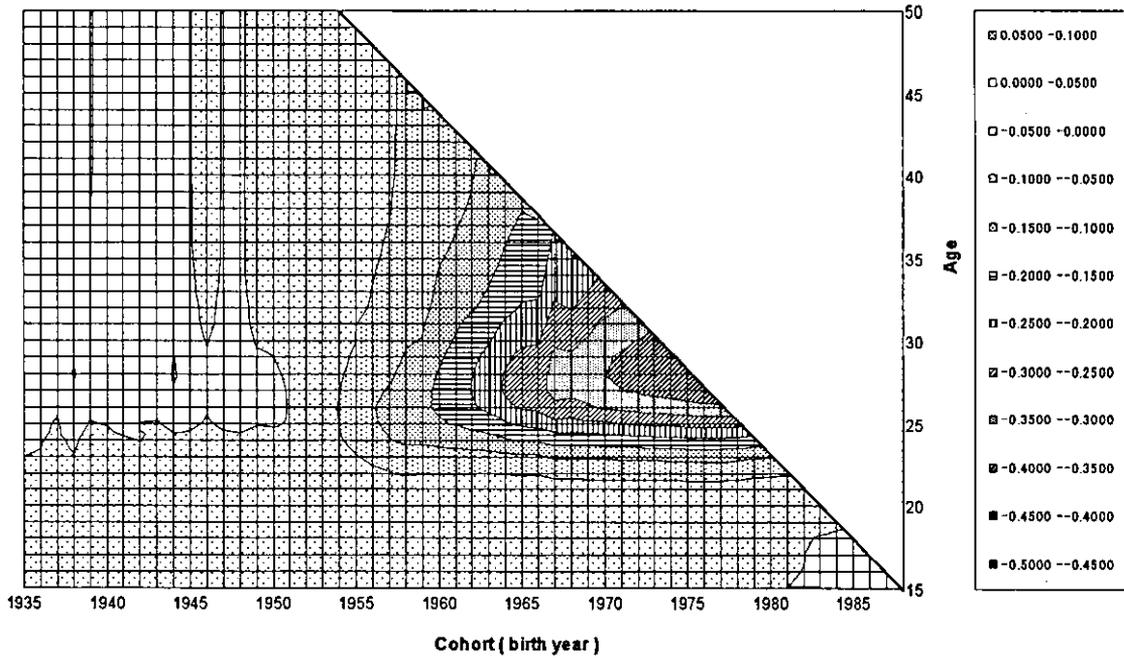
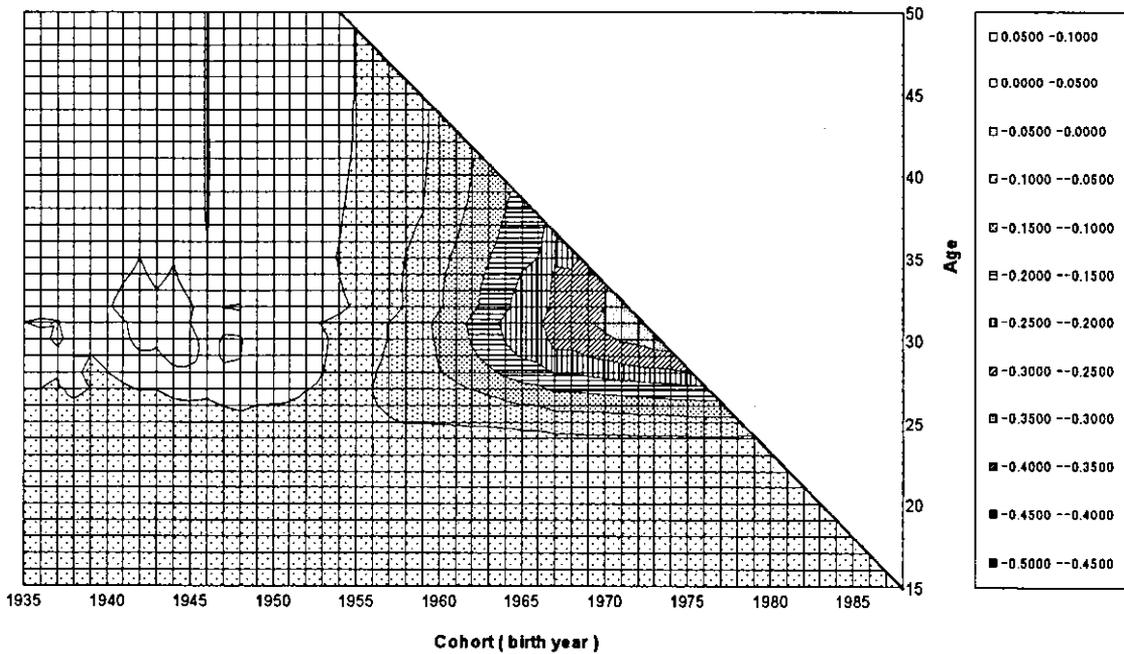


図9 出生率低下の所在:年齢累積出生率の
第2子:1935年コホートからの低下



5)初婚どうし夫婦の出生力変化とその要因別分解

図 10、11 には初婚どうし夫婦の妻の年齢による平均出生子ども数、第1～3子出生確率

コーホート変化をレキシスマップとして示した。また図 12 には、平均出生子ども数の変化に対する晩婚化、高学歴化、夫婦出生行動変化のそれぞれの寄与をやはりレキシスマップとして示した。また、表 3、4 には少子化過程に関わったコーホートについて、妻 32 歳、37 歳時点の出生順位別ならびに要因別に出生低下への寄与を示し、図 13 にはこれらを図示した。これら分析結果の解析から、少子化過程における夫婦出生力の変化について以下のようなことが明らかとなった。

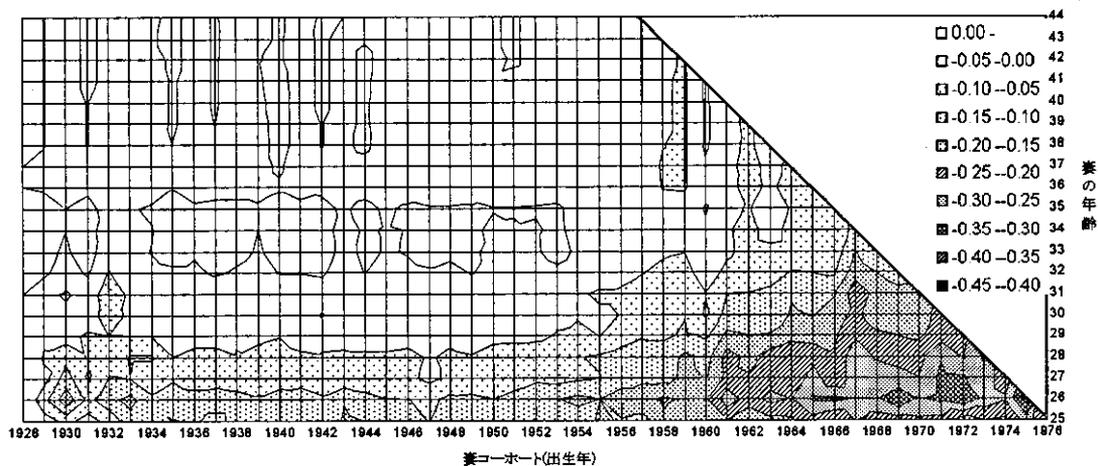
わが国夫婦出生のコーホート変化について、妻 1930 年頃から 1951 年生まれまでの夫婦では出生には際立った変化はなかった。52~3 年コーホートから出生の遅れが見られるようになったが、60 年コーホートまでは 30 歳代でのキャッチアップが見られ最終的な子ども数には変化は見られない。これら世代の出生の遅れはすべて晩婚化、高学歴化の効果であり、夫婦はむしろこれらによって失われる出生に対して補填的な行動をとっていたと見られる。この間に見られた一つの重要な変化としては、1957 年コーホート以降では、それまで晩婚化に対しても主要な動力となっていた高学歴化が一段落し、夫婦出生の変化に対する寄与も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、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、属性によらない総員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な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 子で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。

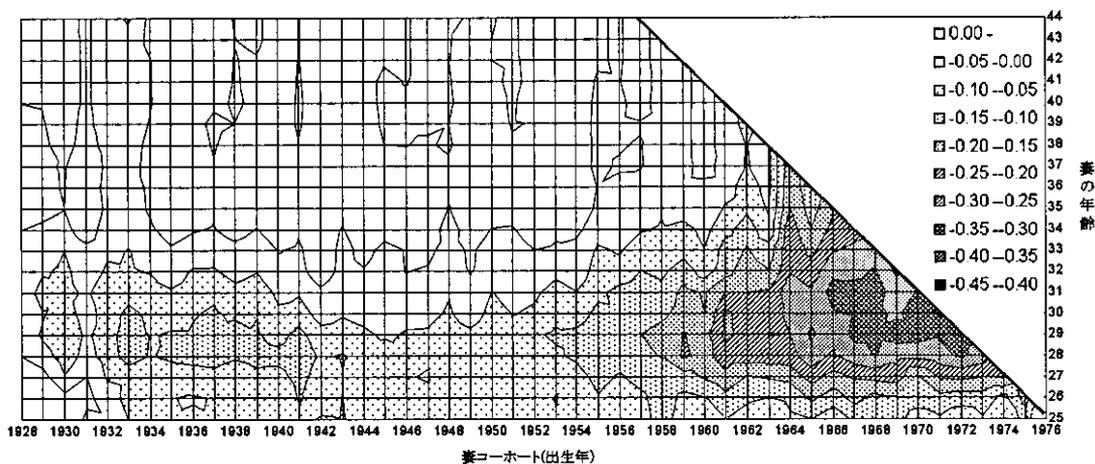
これら出生途上のコーホートのうち 1964~5 年以降のコーホートではとくに出生の遅れが著しく、その構造変化に比した行動変化の効果の比重も高まった。すなわち、意図的な低下ないしは低下の容認が広まっていると見られ、出生過程は途中経過しか得られないものの、その遅れの程度が大きく、キャッチアップが難しいことも考慮すると、これらの世代の夫婦では一人っ子化の形を取りながら、最終的な子ども数はかなり減少することが見込まれる。

図 11 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)

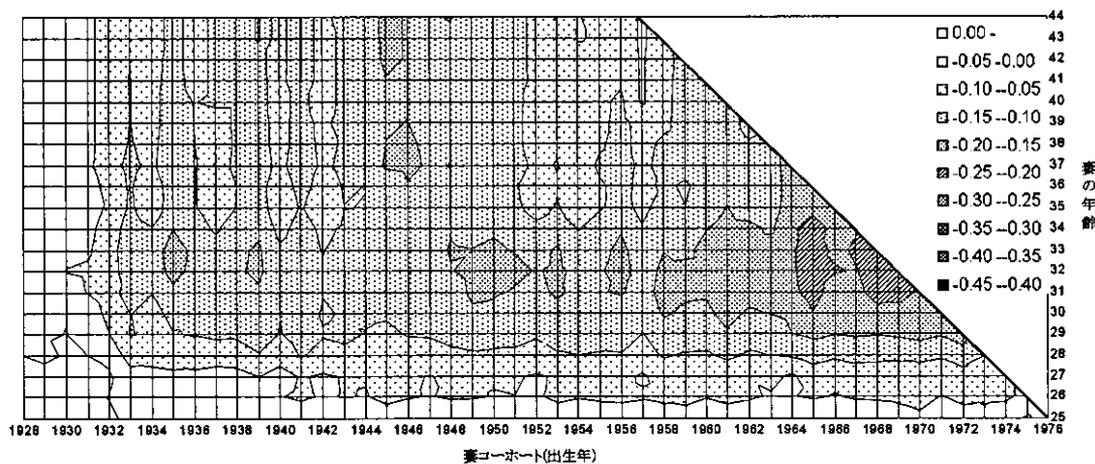
(1) 第1子出生確率の変化



(2) 第2子出生確率の変化

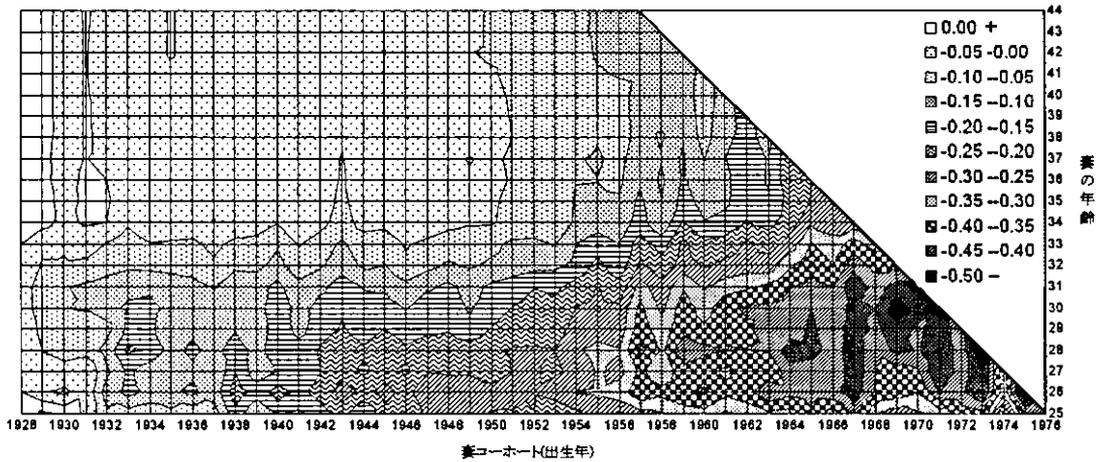


(3) 第3子出生確率の変化

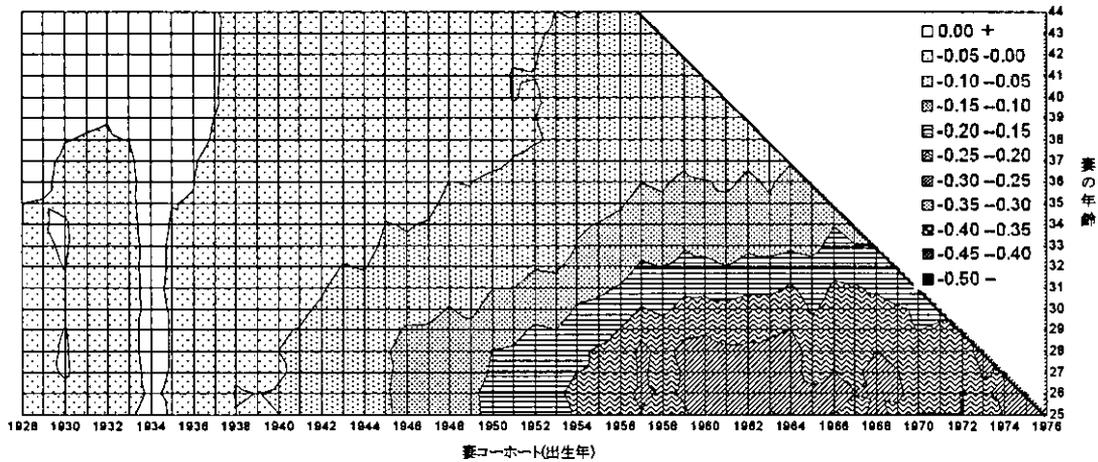


注：妻各年齢における(1)第1~(3)3子出生確率のコーホート変化を1928年生まれの値を基準(0点)として描いたもの。色の濃い領域ほど低下が大きい。

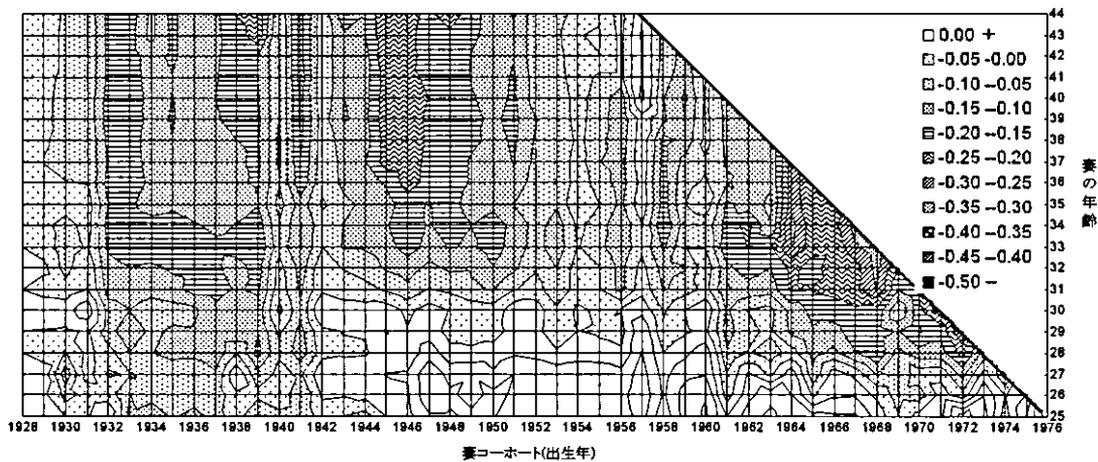
図 12 妻の年齢別にみた、要因別、夫婦平均出生子ども数のコーホート変化
 (晩婚化の総合効果／1928 年生まれコーホートからの変化)



(高学歴化の総合効果／1928 年生まれコーホートからの変化)



(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：グラフの見方は、図 10 の脚注参照。

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	実績値 変化	1950-54年出生コーホートからの変化				
			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	実績値 変化	1950-54年出生コーホートからの変化				
			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。

表4 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					
			各要因効果による内訳(%)					夫婦行動 変化効果
			合計	晩婚化 の効果	純粋効果	高学歴化 由来効果	高学歴化 純粋効果	
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

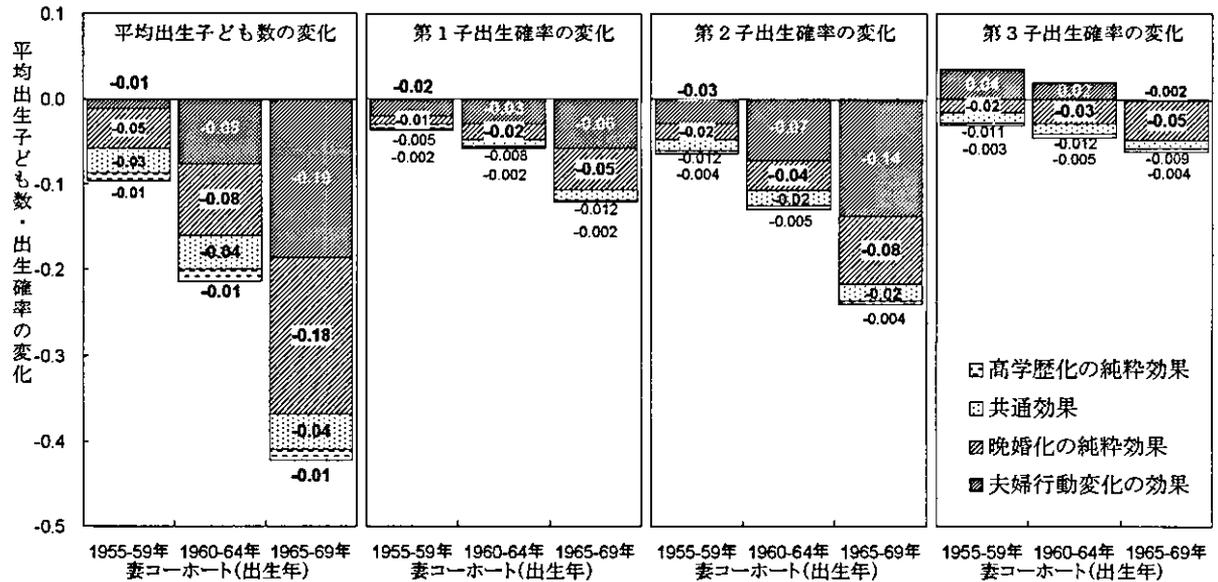
(2) 妻 37 歳時点

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					
			各要因効果による内訳(%)					夫婦行動 変化効果
			合計	晩婚化 の効果	純粋効果	高学歴化 由来効果	高学歴化 純粋効果	
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

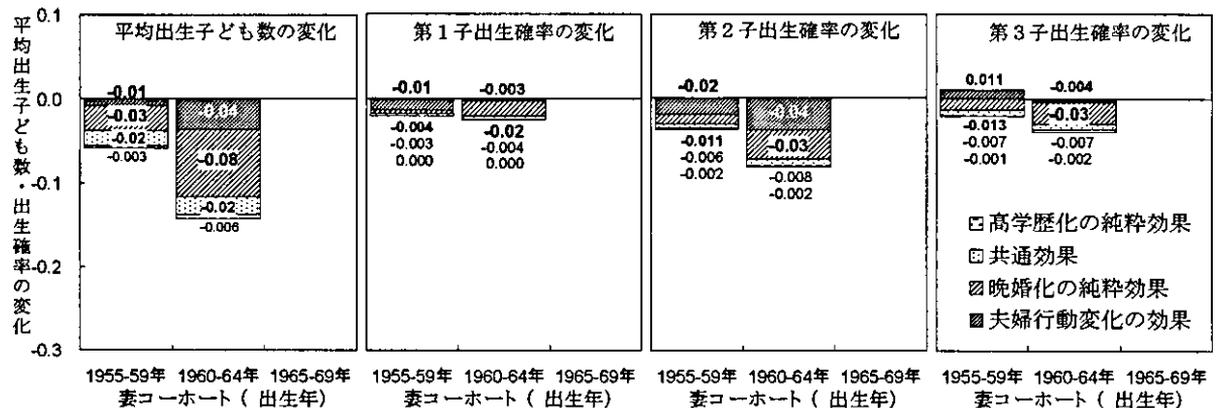
注:1950-54年出生コーホートからの各コーホートの平均出生子ども数の変化とそれに占める各要因効果による内訳をパーセンテージで示す。

図 13 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



4 考察

(1)少子化過程の人口学的メカニズムの整理

わが国の出生分析では、これまで出生期の人口を無配偶者と有配偶者に二分し、その間の出入り（初婚）と結婚後の出生についてのみ明示的にモデル化し、離死別や婚外出生行動等の他の要因は補正として扱われてきた。これは結婚外出生行動や離婚が少なく、有配偶出生の安定していたわが国においては、効率の点で優れた選択であった。しかし、近年に上記の前提は必ずしも維持されなくなっている。まず、配偶関係について、著しい晩婚化にともない結婚外男女関係が増えつつあり、婚前妊娠の増加などに結びついている。ま

た、離婚の増加が急であり、出生変動に対する影響も無視し得ない状況となりつつある。現在、出生分析に必要となる配偶関係としては、未婚・シングル、未婚・カップル、離婚・シングル、離婚・カップル、初婚・カップル、ならびに再婚・カップルによる分類が望ましいと考えられる。したがって、それぞれのグループ間の移行とグループ内の行動変化を把握する必要が生ずる。しかし、確たる統計の存在しない部分、たとえば未婚者や離死別者のカップルについては間接的推定に頼らざるを得ない。より妥当性の高い推定方法の開発とデータの整備が急務である。

(2) 年次別出生数推移の背景要因—標準化による要因別推移への分解

1970年代半ばから始まるわが国の少子化過程は、年次的な出生数の減少、または出生率の低下によって跡づけられ、一般にはこれをもとに現象の理解、議論がなされることが多い。しかし、一貫した低下傾向の背後では、本研究で示したようにダイナミックな要因の交代が存在する。本事業の観点からは、とりわけ構造要因と行動要因の交代が重要であるが、少子化過程前半においては年齢構造変化の影響が大きく、中盤で結婚の変化による配偶関係構造変化に転換した。1989年頃からの少子化過程後半においてはこれに夫婦の出生行動変化が加わった形である。こうした主導要因の交代は、少子化を理解し、今後を見通す上できわめて重要な知見であると思われる。

(3) 女性コーホートの生涯にわたる年齢別初婚確率変化の測定と推定

本分析の結果は、少子化過程の開始と進行の仕方に対しての知見を与えている。すなわち、少子化の過程は”純粋な”晩婚化によって1952～8年生まれの世代によって開始された。すなわち、彼らはそれまで比較的安定的であった結婚時期を遅らせはしたが、後に以前の世代と同様に結婚した。この晩婚化は(3)で示されたように、高学歴化などの構造的変化に負うところが大きく、真に意図的な行動変化ではなかった。しかし、これに続く世代(1959～64年生まれ)では、晩婚化による結婚の遺失が生じ始め、非婚化が始まった。分析によれば、これも意図的と言うより高年齢での結婚確率の制約による構造的な変化であったようだ。こうして晩婚化と非婚化が同時に進行したが、さらに後の世代(1965年以降生まれ)では、高年齢で結婚確率自体が低下を始めたことから意図的な非婚化が開始されたと見られる。このように少子化過程は、まず構造的な要因により(すなわち外生要因により)タイミング変化という生涯への影響の小さい形で変化が始まり、次にそれが意図せざる形で実質的变化(生涯結婚確率の低下など)を誘導し、さらには意図的な行動変化(結婚離れ)へと定着する形で進行してきたことがわかる。こうしたパターンが出生行動(あるいは人口学的行動一般)にある程度の普遍性を持つとすると、比較的最近になって変化が始まった有配偶出生、婚外妊娠・出生、離婚等の今後の展開についても示唆を与えるものとなる。

(4) 女性コーホート平均初婚年齢上昇の要因別分解

本分析の結果は、比較的晩婚化の穏やかなフェーズのコーホート(1944～51年生まれ)と、

これに続く晩婚化が明瞭となるフェーズのコーホート(1951～58年生まれ)では、女性の晩婚化は、まず高学歴化にともなって一般に広まる形で進行したことを示している(元来晩婚な高学歴者が増えた)。また、高学歴化等の変化とは独立に進行した意識の変化も晩婚化を推進した他の原因であることがわかった。しかし、それらに続く非婚化を伴う若い世代(1958～1964年)では、それまで見られた先進的なグループ(高学歴層)への収束という形式ではなく、あらゆるグループの個人で一斉に結婚が遅れていると見られる。本分析結果は、一見単調に進んでいると見られるわが国の晩婚化は、実はその要因とメカニズムに変化が生じており、とくに若い世代ではそれまでの構造的変化から、意図的、行動的变化へと進んでいることが示された。これは(2)による変化過程に関する知見の別データによる補強となっている。また時間的変異だけではなく地域的なパターンにも特徴があり、地域特性との関連からも、そうした構造的要因の関与を示している。

(5)女性コーホートの生涯にわたる年齢別出生率の変化の測定と推定

出生順位別、年齢別出生確率は、全女子の結婚行動を含む出生行動のライフコース的記述に相当し、コーホート出生力(コーホート合計出生率)を構成する量である。第1子、第2子の生じ方については、かなりの程度、初婚の生じ方に連動しており、(2)で見た初婚確率変化に近い変化を示している。したがって、少子化の過程では結婚に生じた変化が、概ねそのまま第1子、2子にまで波及する形で変化が生じていた。しかし、女性1950年代後半生まれ以降、とくに1960年代生まれのコーホートでは、第1子出生確率に比べて第2子出生確率の低下がやや大きく、これらの世代では、いわゆる一人っ子(出生回数1の女性)の割合が徐々に増えつつあることを示している。

(6)初婚どうし夫婦の出生力変化とその要因別分解

晩婚化～晩産化を始めた女性1952～3年生まれコーホート、および夫婦が少産への行動に移行を始めた1960～1年コーホートは、少子化過程の2つの分水嶺となっている。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、また夫婦の完結子ども数もさほど変化しなかった。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非婚化(生涯未婚率の増加)と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晩婚化の効果に加えて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。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。

その他(1)～(6)以外に、離死別・再婚等による出生変化も重要となりつつある。これま

でわが国では出生に対する離死別の影響はさほど小さくなく、またその効果は比較的安定的とされてきたが、近年離別において急速な増加が見られ、仮に初婚どうし夫婦の出生力が一定であったとしても、既婚女性平均の出生力は低下しており、離死別の影響は今後増大して行くものと見られる。実際今回の推定でも、生涯の最終的效果についてはこれを裏付ける結果が得られた。しかし、データソースの違いによる誤差のためにその年齢パターンのコーホート変化はあまり明瞭ではない。今後この効果の重要性が増大することを考えると、今回の結果からは、この点に関するデータソースの特徴と比較可能性を詳細に調べ、より精密な測定を行う方法論を確立する必要が指摘できる。

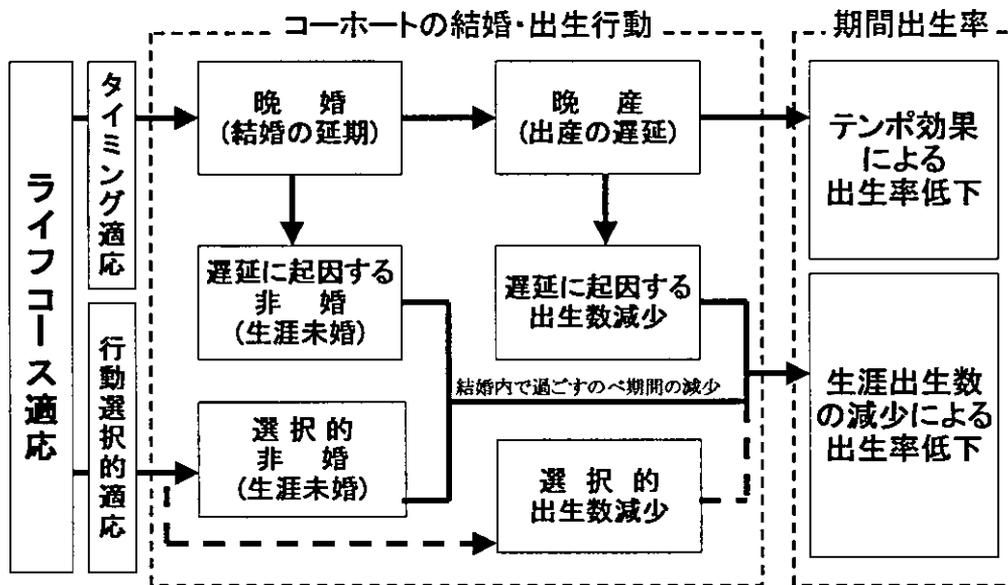
5 結論

一般に単調な出生数、出生率の低下として捉えられているわが国の少子化は、実は年次的にも、世代的にもその背後においてその推進要因がダイナミックに交代しながら進行してきた。とりわけ、構造要因変化は多くの場合行動要因変化に先駆けて生じ、これが後者を誘導する形となることが多い。少子化過程は、世代グループによれば概ね3つのフェーズに分けられ、それぞれによって進行のメカニズムが異なっていたことが明らかとなった。すなわち、まず高学歴化などの構造変化によって晩婚化が開始され(女性 1952~8 年生まれ)、次にその晩婚化によって非婚化が誘発され(同 1959~64 年生まれ)、同時に結婚後の出生にも徐々にペースダウンが始まった(同 1955~64 年生まれ)。ただし、これらの世代では非婚化についても、また結婚後の出生低下についても意図的に行動を変えた結果とは言えず、晩婚化~晩産化にともなう構造変化(供給力低下)によるところが大きかったと見られる。しかし、これに続く世代(1965 年以降生まれ)では意図的な非婚化、および結婚後の出生低下を生じており、少子化は単なるタイミング変化やその非意図的、限定的な影響から、世代の生涯の収支に大きな変化を残すような意図的、実質的なものへと進展した。したがって、わが国の少子化は当初の状況と異なり、構造的な回復が期待出来ず、どこまで出生低下が進むかは、新しい世代の行動しだいとなった。いよいよわが国の少子化は海図なき領域に踏み込んだといえるだろう。しかし、逆に言えば、少子化が政策的介入の余地の小さいこれまでの構造要因変化から、その是非や効果は未知数であるとはいえ直接的効果の期待出来る行動要因変化へとシフトしたことは、介入の幅や有効性が増える可能性を示唆しており、これまで功を奏さなかった施策も含め、新たな視点から捉え直す必要があるだろう。

また、本稿に示した一連の分析からは、1950 年代前半生まれ世代の晩婚化として始まり、連鎖的に期間出生率低下、非婚化、夫婦出生低下へと進展して行くわが国の少子化過程が浮き彫りとなっており、それらはライフコース事象一般の普遍的变化過程を示唆するものとなっている。図 14 にはその一部として、ライフコースにおける適応行動としての結婚変化とその帰結としての期間出生率低下との関係を模式化した。社会経済環境の変化に対する個人のライフコースにおける適応は、まず生涯に対する影響の小さいタイミングの適応としての結婚の遅延から始まり、これが晩産によるテンポ効果により期間出生率を低下さ

せる。また、結婚遅延は非意図的な非婚を引き起こし、これが意図的な非婚を招来することで、恒久的な出生低下を招くことになる。

図 14 結婚行動の変化と期間出生率低下との関係



本研究では少子化過程の個々の要因についての測定・推定結果を統合し、人口学的全体像の把握に努めたが、結果として少子化の人口学的な過程が記述されただけではなく、上述のように、その中から結婚・出生といったライフコース事象の変化の生じ方に関する普遍性が浮き上がってきた。これらは今後の少子化を見通す上で重要であり、本プロジェクトの目的である出生率回復条件の特定に向けて効果的なアプローチが成されたといえるだろう。

6 結語

少子化過程の人口学的全体像を構造要因変化と行動要因変化とに分別し、定量的に記述することによって、政策的介入のターゲットとなる要因を特定し、またその定量的限界を推定することができた。また、統合的分析の結果として、少子化が行動要因変化を主体とする新しい局面に入ったことが明らかとなり、今後、政策的介入の有効性が增大する可能性が示唆された。対象となる要因と介入の定量的効果の特定のためには、縦断型の調査データの分析や本プロジェクトで次年度に予定されているようなシミュレーション分析等のミクロ的なアプローチが必要となる。

参考文献

Kaneko, R., 1999, "Below-replacement fertility in Japan: Trends, Determinants and Prospects," 1999, 6, *Population Bulletin of the United Nations*, Nos. 40/41, pp.266-291

- , 2003a, "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.
 - , 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.
 - , 2004, "On Changing Factors of Marriage Transformation in Japan: Decomposition of Delay in Women's First Marriage Process," Paper presented at the 2004 Annual Meeting of the Population Association of America, April 1-2, Boston, Massachusetts.
 - , 2005, "Measuring Couples' Fertility Change in Process of the New Transition in Japan; Effects of Marriage Delay, Educational Upgrading and Couples' Behavioral Changes," Paper presented at the 2005 Annual Meeting of the Population Association of America, March 31-April 2, Philadelphia, Pennsylvania.
- 金子隆一、2004、「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』大明堂
- 金子隆一、2004、「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『日本人の結婚と出産』、厚生統計協会、pp.44-51.
- 金子隆一、三田房美、2004、「夫妻の結婚過程」国立社会保障・人口問題研究所編『日本人の結婚と出産』、厚生統計協会、pp.10-35.
- 高橋重郷、金子隆一他、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 独身者調査の結果概要」『人口問題研究』第59巻3号
- 高橋重郷、金子隆一他、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
- 金子隆一、2004、「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」『人口問題研究』第60巻第1号.

期間出生率のタイミング効果と無子率の分析

別府志海（麗澤大学）

出生率指標には多様なものがあるが、現在最も一般的に用いられている指標は期間合計出生率（Period Total Fertility Rate、以下PTFR）である。しかしながらこの指標に影響を与える要因はいろいろあり、その問題について様々な議論がなされている。本稿ではその中から期間出生率における「出生力水準」と「出生タイミング」という2つの要因について取り上げる。

期間出生率へのタイミング効果を扱った最近の論文には、PTFRと完結出生率（Completed Fertility Rate、以下CFR）の出生タイミングについて論じた後に第一子の出生タイミング変動の要因について分析した福田（1999）、CFRと平均出生年齢、有配偶出生率、有配偶率をコーホートで推計し、シミュレーションからPTFRの変化量へのこれらの要因の寄与度を分析した廣嶋（2000a,b）、初婚タイミングの変動が出生率に与える影響をシミュレーションにより分析した岩澤（2002）などがある。

PTFRの推移をみる限りでは、現在わが国など先進諸国で進行している出生率低下が、果たして完結出生児数の減少、つまり「出生力水準」の低下に起因しているのか、あるいは出生年齢の上昇、つまりタイミングの遅れに起因するのを見極めることはできない。一方、CFRは出生行動が完了している女性を対象とするために「出生力水準」そのものの測定が可能であり、上記の問題は発生しない。しかしデータが揃うまでに長期間の調査を必要とするため、再生産年齢である15-49歳のすべてについて年齢別の出生率が必要であり、得られた指標は49歳時のものであるため、産み盛りを大きく過ぎた世代についてしか分からないため、したがって指標に即時性がなく「現在」の分析に向かないといった扱いにくさがある。現在再生産期間にある年代、とりわけ産み盛りである25-34歳くらいの世代のCFRは、入手できる年齢別出生率に対して一定の仮定を設けて、将来に延長しなければ求められない。したがって、現在の期間出生率変動が果たして「出生力水準」によるのか「出生タイミング」によるのかは、その世代のCFRが得られる将来にならなければ分からない。

このため、期間出生率は「出生力水準」と出生タイミングに分けられるという仮定を設けた上で、データの利用が容易なPTFRから期間のタイミング効果を除去する、という試みが行われた。本稿では出生のタイミングを表章するデータとして、期間の出生順位別にみた女子の平均出生年齢を用い、ライダーNorman B. Ryderの転換式からヒントを得たボンガーツとフィーニーJohn Bongaarts and Griffith Feeneyの調整式を当てはめ、出生のタイミング変化がなかった場合の期間出生率、すなわち調整合計出生率（Adjusted TFR、以下ATFR）を算出し、PTFRとの比較から期間出生率における出生タイミング効果の分析を試みた。

PTFRに対する攪乱効果としての、出生タイミング変化による影響を除去できれば、

PTFRは「期間出生力」により近くなる。

1. 出生率とタイミング効果

1.1 PTFRにおける諸問題

出生率を表す指標にはいくつかのものがあるが、入手できるデータの関係から、ある期間 period についての指標が用いられるのが一般的である。その中で代表的なものがPTFRである。PTFRは年齢別出生率が一定であると仮定した場合、「一人の女性が一生の間に産む平均出生数」と解釈できる。

しかしこのPTFRにもいくつかの欠点があり、近年の先進国における超低出生率をめぐる議論の中で、これらの欠点についても議論されるようになった。PTFRをめぐる問題をいくつかグループ分けすると、①出生のタイミングの影響を受ける問題、②期間とコーホートの関係、③仮設コーホートの妥当性、④既往出生児数・希望子供数、⑤晩婚化、⑥その他人口学的な変数との関係、などである (Bhrolcháin 1992, Bongaarts and Feeney 1998)。本研究では上記の①について扱っている。

1.2 出生率のタイミング効果

出生率のタイミング効果は出生行動を開始・終了する年齢の変動や出生の年齢分布の変動などいろいろあるが、本研究では平均出生年齢がコーホート間で前後に変化することにより期間出生率に変化を引き起こすこととする。この場合、出生タイミングの遅れは平均出生年齢が上昇することと同じになる。

期間出生率に対する出生タイミングの影響は、CFRに変化がまったくなくても発生する。そのためタイミング効果が存在する場合、ある年のPTFRが変化したとしても、そこから直ちにCFRが変化したとはいえない。逆にPTFR低下が出生タイミングの遅れによるものでCFRが変化していないならば、将来のいずれかの時点において、PTFRは自然と回復する。

表1は期間出生率における出生タイミングの変化をモデル化して示したものである。ここでtは期間を示す。従ってCFRは年齢別出生率を斜めに足しあげたものとなる。またCFRはいずれも2.0で一定だが、t年に20-24歳のコーホート(表中の斜線より右側)から出生タイミングが全年齢において5年間遅くなる。CFRが一定の場合、ここで示すようにPTFRは必ず元の水準に回復する。

表1. 出生タイミングの変化モデル

年齢	t-10	t-5	t	t+5	t+10	t+15	t+20	t+25
20-24	0.5	0.5	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
25-29	1.0	1.0	1.0	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5
30-34	0.4	0.4	0.4	0.4	1.0	1.0	1.0	1.0
35-39	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.4	0.4	0.4
40-44	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1
45-49	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
PTFR	2.0	2.0	1.5	1.0	1.6	1.9	2.0	2.0
CFRとの差		0.0	0.5	1.0	0.4	0.1	0.0	

(廣嶋1999を参考に筆者作成)

一般にCFRが一定の場合、ある期間の平均出生年齢がn歳上昇すると、PTFRはコーホート出生率にnを乗じた分だけ減少する(廣島2000)。このモデルの場合、平均出生年齢は5歳上昇するが、モデルが5歳階級であり、また期間が5年間隔であるため、 $0.5 + 1.0 + 0.4 + 0.1 + 0.0 = 2.0 \times 5$ 年分が減少したPTFRの総量となる。なお、このモデルではタイミング効果を簡潔に説明するためCFRに変化をつけていないが、実際には産み盛りの年齢をすぎると妊孕力の低下により、CFRが低下することが考えられる。

PTFRで用いられる期間年齢別出生率は、たとえ完結出生児数に違いがなくとも、年ごとの社会経済的動向が変化することが出生タイミングの変化を変化させることで影響を受けてしまう(Ryder 1956)。そのためタイミング効果が存在する場合、ある年の期間出生率が変化したとしても、そこから直ちに「出生力水準」やCFRが変化したとはいえない。

したがって、出生タイミングが変化している場合に期間出生率は「出生力水準」を示すことができないという意味において、期間出生率にとって出生タイミングの変動は攪乱要因であるといえる。しかしながらPTFRの変化量のうち、どれだけが「出生力水準」の変化によるもので、どれほどが「出生タイミング」の変化によるものかを測ることはできない。

2. 調整合計出生率

前章で出生タイミングがPTFRに及ぼす影響について論じた。もし期間出生率が出生タイミングによる攪乱効果を受けなければ、CFRとPTFRは共に出生力水準自体の水準を表す指標となるため、両者を比較することが可能となる(Bongaarts and Feeney 1998)。ライダーはCFRとPTFRとを比較する方法として、出産の平均年齢がコーホート毎にc歳ずつ直線的に上昇していくという仮定のもとで、CFRをTFRと関連付ける転換方程式を提示している(Ryder 1956, 1964, 1980)。

$$PTFR = CFR \times (1 - c) \quad [1]$$

ここでcは連続するコーホート間での平均出生年齢の前年との差である。

この転換式について、ボンガーツとフィーニーは欠点を指摘している (Bongaarts and Feeney 1998)。それはコーホート出生力が変化している局面では、コーホートの平均出生年齢の変化を用いて出生タイミングの変化を正確に取り出すことはできないことである。出生率の変化は出生順位の高い方から順に始まる。その結果、たとえ個人における出生タイミングに変化がなくとも、出生順位別出生率、とりわけ高順位の出生率が変化すると全出生の平均出産年齢は上昇もしくは低下する。出生タイミングの変化による効果は、ある年または期間中の出生数、つまり出生率における分子を左右するため、出生タイミングの変化による影響はほとんどの期間出生力指標に現れる。

ボンガーツとフィーニーは、このライダーの転換式〔1〕を参考に平均出生年齢を出生順位別に分けて計算を行うことによってATFR（調整合計出生率）を考案し、PTFRからタイミング効果を取り除くことを考えた (Bongaarts and Feeney 1998)。出生タイミングについてボンガーツとフィーニーは「出生率測定において、出生タイミングが変化することによる攪乱効果は非常に重要かつ広範であるため、出生タイミングの変化が出生率や将来の人口成長に及ぼす影響は、考慮にいれなければならない」と述べた上で、ATFRを用いることの利点を、「必ずしもすべての条件においてではないが、多くの場合、出生タイミングの変化があれば、PTFRはその変化を十分表現できない。しかし、ATFRはその弱点をカバーし、現在の出生動向を反映した完結出生率を明らかにすることができる」(Bongaarts and Feeney 1998 p.286)と述べている。

ある年に観察されたPTFRにおける出生順位*i*番目の平均出生年齢の前年との変化を r_i で表すと、各出生順位の出生率PTFR_{*i*}を $(1 - r_i)$ で割ることにより、その年に出生タイミングの変化がなかった場合の出生率を推計できる。従ってある年に観察されたPTFRを出生順位別に分けて調整を行い、それを合計すれば出生タイミングの変化による影響を取り除くことができる。これは出生率自体が変化した場合は平均出生年齢が変化しないが、出生タイミングが変化した時は平均出生年齢が変化するからである。また、PTFR_{*i*}から作成されるATFRは、ただPTFR_{*i*}が測定された期間における出生タイミングの変化にのみ依存しており、この年の前後のタイミング変化からは独立である。

以上から、出生順位*i*についてのPTFRの調整式は次のようになる。

$$PTFR'_i = PTFR_i / (1 - r_i) \quad [2]$$

ここでPTFR_{*i*}はある年に観察された出生順位別出生率であり、 r_i は出生順位*i*についての平均出生年齢の変化、PTFR'_{*i*}は、もしタイミングの変化がなかったならば観察されたであろう出生順位別出生率である。

このPTFR'_{*i*}は、測定された期間のタイミングの変化のみの影響を反映したものである。こうして各出生順位別に求めたPTFR'_{*i*}を合計し、すべての出生順位についてまとめ、ATFRを算出すると

$$ATFR = \sum PTFR'_i \quad [3]$$

となる。出生率はCFRの変化によっても変化するが、この場合は平均出生年齢が変化し