
特 集

将来人口推計（全国推計）に関連した研究（その5）

わが国近年の出生率反転の要因について —出生率推計モデルを用いた期間効果分析—

金子 隆 一

本稿では、わが国の2006年以降に見られる出生率反転の原因やメカニズムを特定するため、いくつかの分析を試みる。まず、季節変動を調整した月別合計特殊出生率（TFR）を観察することにより、その推移の変節の時期などを特定する。次に、テンポ効果を調整したTFRを用い、反転に関わるテンポ効果について観察する。さらに、出生率の上昇について、テンポ効果の影響を除いた期間効果を検出することによって、反転のメカニズムにアプローチする。このための手法として、将来推計人口の出生仮定に用いられた出生順位別、年齢別出生率のコーホートモデル値を実績値と比較する方法を提案する。また、これらの分析を進める際に必要となる出生率の期間効果の概念の整理も合わせて試みた。それら分析の結果、わが国の出生率反転は、近年欧米諸国で広く見られる出生延伸傾向の終息がもたらす期間出生率のコーホート出生水準への回帰という構造的かつ漸進的な動向とはやや異なり、2000年以降2005年前半までの間に負の期間効果として抑制され先送りされた出生の反発がきっかけとなり、これに反騰自体がもたらしたブームといえる正の期間効果の役割が大きかったことが示唆された。ただし、その背景には欧米での反転上昇と同様のキャッチアップ効果による基調的な上昇傾向や2008年後半以降の経済の世界的低迷の影響等が重合していることも考えられ、現在は今後の動向を見通すことが難しい状況にあるといえる。したがって、将来推計人口の出生仮定設定の際には、直近の期間効果の不確実性を考慮する仕組みが必要である。

I. はじめに

わが国の合計特殊出生率（TFR）は1974年に人口置換水準を割り込んで以来、長期にわたる低下を経験し、2005年には1.26と統計史上の最低値を記録した。2003-05年の3年間は、コーラーらが欧米諸国の出生率比較研究の中から提案した極低出生率国（the lowest low fertility countries）¹⁾の基準1.3を下回っていた（Kohler et al. 2002）。しかし、続く2006年以降少なくとも2008年までの間、わが国のTFRは上昇に転じている。欧米では1990年代中頃より極低出生率国を含む多くの国において、低下傾向にあった出生率が次々と反転上昇する動向が現れており、現在までにほとんどの国々が1.3水準を上回っている（Goldstein et al. 2009）。一方で、韓国、台湾、シンガポール、香港等の東アジアの低出生率国は未だに1.3水準を下回っているが、ここでも台湾を除き近年わずかながら上昇が見られる。した

1) わが国では一般に（人口置換水準を下回る持続的）出生率低下を少子化と呼んでいることから、lowest low fertility countriesを超少子化国とも呼ぶことがある（阿藤 2005など）。

がって、現時点においては、世界の地域にまたがって低出生率国の出生率反転という新たな潮流が生じているように見える。はたしてそれらは、わが国の例も含め、すべて同様のメカニズムによるものであろうか。

欧米での出生率の反転上昇の主因は、それまで期間出生率にマイナス方向へのテンポ効果を及ぼしていた出産年齢の上昇傾向が終焉を迎え、期間出生率が本来のコーホートの出生力の水準に構造的に回帰しつつあるためであると分析されている（Goldstein et al. 2009）。日本および東アジアに見られる出生回復傾向は未だ期間が短く、上昇幅も欧米の変化に比べると小さいため、同様のメカニズムであるかどうかを同定することは難しい。また、それは年次観察の積み重ねとともに明らかになって行くはずであり、確実な結論はこれを待つべきであろう。しかし、わが国の近年の出生率反転が新しい傾向への発程なのか、あるいは一時的変動であるのかを現時点において特定する努力は、将来人口推計を含めた出生率ならびに家族・世帯の動向の見通し策定に必要であるとともに、出生変動に対する分析の方法論を試す絶好の機会でもある。というのは、近年では出生動向が現在のような過渡的な状況にある時期に将来人口推計を実施することが決して珍しいことではなく、わずかな期間の観察から中長期の見通しに資するできるだけ多くの情報を引き出す方が求められているからである。

本稿では、わが国の2006年以降の出生率反転の原因やメカニズムを特定するために、いくつかの役割の異なる分析を試みる。まず、季節変動を調整した月別TFRを算出して観察することにより、その推移の詳細な展開の仕方や変節の時期を特定する。次に、テンポ効果を調整したTFRを用い、反転に関わるテンポ効果の検出を試みる。さらに、出生率上昇におけるテンポ効果を除いた期間効果を特定するために、将来推計人口の出生仮定に用いられた出生順位別、年齢別出生率のコーホートモデル値を実績値と比較する手法を提案し、その結果を検討する。その際、期間出生率の変動を原因の異なる要素に分けて扱う必要があるため、それらについてコーホート出生率の観点から再検討を試みた。

以上の一連の分析からは、わが国の出生率反転は欧米諸国で広く見られるコーホート出生水準への回帰という構造的かつ漸進的な動向とはやや異なっており、2000年以降2005年前半までの間に期間的な効果により、本来のコーホートスケジュール（年齢別出生率）から期待される水準よりも抑制され、先送りされていた出生に反発が生じたことがきっかけとなっていること、またその後この反騰自体に反応したと見られる正の期間効果、すなわちブームが生じていたことなどが示唆された。ただし、その背景には欧米での反転上昇と同様のキャッチアップ効果による基調的な上昇傾向や2008年後半以降の経済的世界的低迷の影響等が重合していることも否定できない。さらに、今後新たな施策（子ども手当、高校無償化等）の影響なども想定し得ることから、現時点において期間出生率の動向を客観的に見通すことはきわめて難しく、それよりも本稿に提案する分析枠組みなどにより動向の監視を強化することで、いち早く方向性を把握する努力が有効であると結論される。

II. 研究の背景：近年の期間出生率の反転現象について

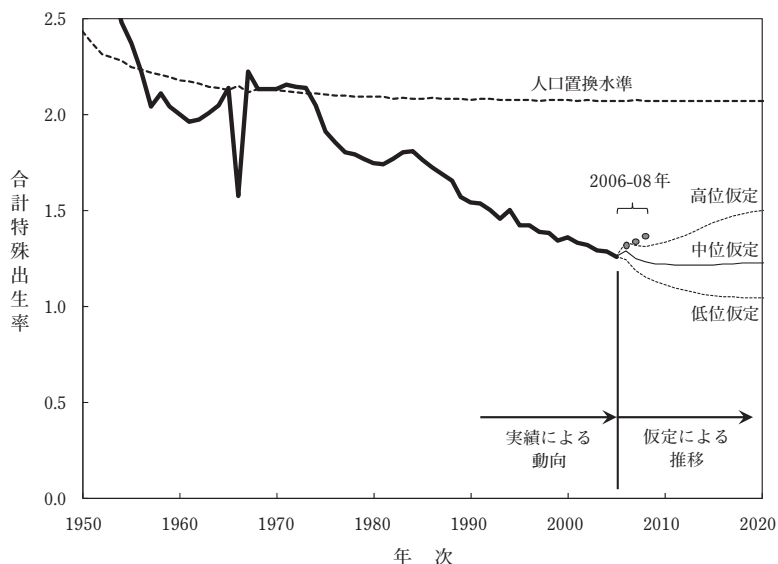
ヨーロッパのいわゆる極低出生国 (the lowest low fertility countries) では90年代半ばから2000年代初頭にかけて、次々と出生率が反転を示し、現在それらのほとんどは極低出生率の状態から抜け出している (Goldstein et al 2009). しかも、比較的出生率の高い国々を含め、現在では欧米のほとんどの国で出生率の反転現象が見られている。ただし、その時期や程度は様々である。たとえば、ヨーロッパにおける極低出生国の代表格であるイタリア、スペインでは、TFRがそれぞれ1995年 (1.19)、1998年 (1.16) を底として上昇に転じ、2008年現在では共に1.4を上回っている。また、逆に比較的高い出生率を示すフランスやスウェーデンでも、それぞれ1993年 (1.65)、1999年 (1.50) に最低値を示した後に上昇に転じ、2008年には2.0、1.9となっている。米国では70年代半ば1976年に1.74から上昇を開始し、1990年にほぼ人口置換水準に達するというやや特異な推移が見られるが、その後はこの高い水準を維持している。

これほど広範な国々で一様に出生率の上昇が見られるということは予期されなかったことであり、その原因については人口学的要因や経済環境、政策効果などの観点から議論されている。ミルスキラらは、人間開発指数 (the human development index) で表される社会経済の発展と出生率との関係を調べ、出生率は社会の発展にともなって従来は低下する傾向があったが、近年に至り、一定水準を超えて高度な発展段階に至った社会では逆に出生率が上昇するという事を見出した (Myrskylä et al. 2009)。これはいわゆるテンポ効果を調整しても成り立ち、発展にともなって女性が出生を選択しやすいように社会が変わることが原因であるとしている。ただし、日本や韓国については例外とされており、女性の社会的地位が比較的低いことを理由として挙げている。彼らの分析は2005年までのデータに基づいているので、2006年以降の両国の出生率反転については分析に含まれていない。

一方、ゴールドシュタインらは東アジアを含む大多数の低出生国について出生動向を精査し、近年の出生率反転を、'postponement transition' (Kohler et al. 2002, Sobotka 2004, Billari 2008, 本稿では、仮に先送り転換と訳す) と呼ばれる出生タイミング遅延傾向の緩和、あるいは終焉によるテンポ効果の弱まりによって説明している (Goldstein et al 2009)。彼らはこれを出生パターンが若年齢から高年齢へ移行する普遍的過程として、「テンポ転換 (tempo transition)」と呼んでいる。この考え方の重要な点は、極低出生国といわれる国々においても、コーホートTFRは、その極低出生状態の目安とされる1.3を下回る水準には至っておらず、それらの国で期間TFRが過去にこの水準を下回ったのは、テンポ効果による一時的な現象と解釈している点である。

わが国の出生率反転はどのようなものであろうか。わが国のTFRは2005年に最低値1.26を記録した後、翌2006年に1.32と比較的大きな幅で回復を見せ、上昇は少なくとも2008年まで続いている。図1にはTFRのトレンドを人口置き換え水準、将来推計人口の仮定値の推移とともに示した。この中で、2006年から2008年の3年間の数値がドットで示されている。この反転はそれまでの単調な減少傾向から唐突に方向転換をしている印象を与える。

図1 合計特殊出生率の推移：実績と仮定



資料：『人口動態統計』、『日本の将来推計人口』

実際、2005年までの数値を基にした直近の将来推計人口の出生仮定と比較すると、2007年、2008年は高位仮定をも上回っている。

出生率が継続して人口置換水準を下回るようになった1974年以降では、比較的明瞭な反転上昇は、1982-84年の3年間と、1994年に見られる。前者では、81年の1.74から84年までに0.07の上昇があった。一方、1994年は単年の変動であり、0.04の上昇があった。これらに対して2005年から2008年の増加幅は0.11であり、いずれの時期よりも大きい。また、単年の増加としても2006年の0.06の上昇は、70年代以降で最も大きいものである。なお、以前の上昇期の直後、すなわち1985年と1995年を見ると、それぞれ-0.05と-0.08といういずれも比較的大幅な低下が生じており、反転上昇は一過性のものであった。2006年以降の上昇について、それが従来の変動と同様に一過性のものなのか、あるいは実質的基調の変化による継続的なものなのかは関心の持たれるところである。さらに、後者であるとした場合に、それが欧米で見られる動向と同質のものであるか否かは、わが国の今後の出生動向を見極める上で重要な知見である。たとえば、直近の将来推計人口における出生率仮定は、コーホート出生率の投影によるものであるから、数年間の実績の乖離がただちに長期見通しの相違を示すものではないが、もし、わが国の出生率反転が、欧米での分析において論じられているように社会経済発展にともなう変化であったり、「先送り転換」の終焉にあたるものとするれば、回復が長期にわたって継続する可能性があり、新たな見通しが必要となる。とりわけ、極低出生率国においてもコーホートTFRは1.3を下回らないというゴールドシュタインらの知見が普遍的なものであれば、上記推計の中位仮定による長期コーホートTFR、1.26という水準は、低過ぎることになる。はたして、日本の2006年以降の出生率の反転上昇は、欧米諸国での出生回復の潮流に乗っているのだろうか。以下においては、この点を明ら

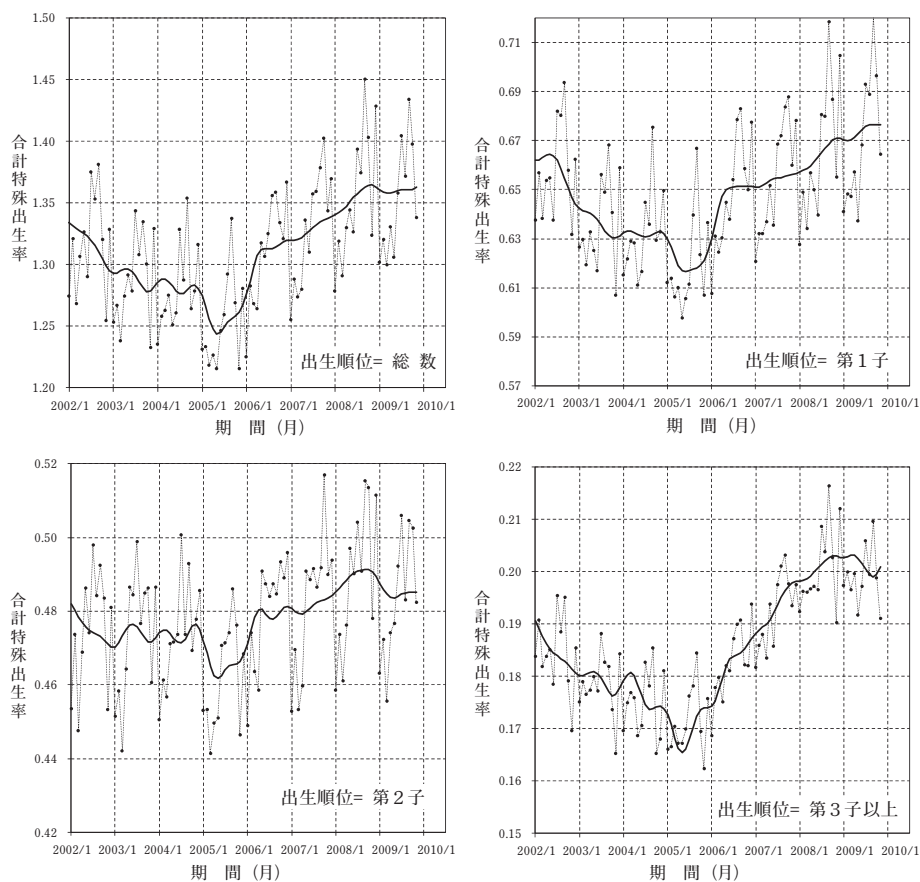
かにするために、わが国の出生率反転の詳細な観察とその要因に関する分析を試みる。

Ⅲ. 反転上昇の詳細な観察

1. 月別推移の検討

近年の日本の出生率変化をより詳細に把握するために、月別データによる観察を行うことにしよう。図2には、2002年1月から2009年11月（2010年4月時点で得られる最新値）までの月別合計特殊出生率（TFR）と、それらの季節調整後のトレンドを出生順位別に示した。ここではTFRは当該月の日数調整を行った年齢別出生数を月央の年齢別推計人口で除し、年間値（ただし365日相当）に換算して示してある。また、季節調整はセンサス局法X-11（the U.S. Census Bureau's X-11 method）によった²⁾。

図2 出生順位別にみた合計特殊出生率の月別推移：2002-09年11月



注：細線でつながれた黒点は年換算された月別TFRを示す。太線はこれらデータ系列をセンサス局法X-11によって季節調整されたトレンドを示す。

2) 日本におけるTFRの年間公表値は、分母として期間の中央ではなく10月1日の人口が用いられているため、ここでのように中央人口を用いた場合に比べて、わずかに高めの数値となる点に注意されたい。

まず出生順位総数のTFRの月別変化（左上図）を観察すると、2004年12月から急な低下が始まり、翌2005年5月までの6ヶ月に低下が見られるが、これを底としてその後は逆に急速な立ち上がりを見せる。2005年12月前後からはさらに加速し、2006年3月に最も大きな増加を示している。2006年6月頃から上昇の速度が低下するが、上昇自体は2008年10月まで安定的に継続し、11月に局所的な最高値を示す。その後は2009年に入って以降横ばい、ないしやや低下を示している。これらの変動の生じた時期を細かく区分すると以下のようになる。

- (1) 2004年12月～2005年5月（6ヶ月） 急低下
- (2-1) 2005年6月～2005年11月（6ヶ月） 急上昇
- (2-2) 2005年12月～2006年5月（6ヶ月） 最急上昇
- (3-1) 2006年6月～2007年2月（9ヶ月） 第1・2子横ばい
- (3-2) 2007年3月～2008年11月（21ヶ月） 緩上昇
- (4) 2008年12月～2009年11月（12ヶ月） 停滞～減少

このように大きな区分では、(1)－低下、(2)－急上昇、(3)－緩慢な上昇、(4)－停滞または減少、という4つのフェーズに分けられるが、(2)と(3)の上昇期は、ペースの違いなどによりそれぞれさらに2期ずつに分けることができる。

これらの中で最も特徴的な変動は、2005年5月を底として急低下から急上昇に移った変化、すなわち(1)から(2)への変化である。この変動は時期やパターンが各出生順位に共通しており（ただし第1子出生率の底は2005年6月）、どのパリティの女性にとっても急激な出生の控えとその解放が一斉に生じたように見える。

次に特徴的なのは、第1子と2子では2006年12月まで急速に上昇した後、2008年12月まで緩慢な上昇へとフェーズが変化している部分、すなわち(2)から(3)への変化である。ただし、第3子以上にはこの屈曲は見られず、(4)の時期直前まで一貫したペースの上昇が続いている。

これらはそれぞれの時期より9ヶ月ほど前に妊娠された出生であることから、フェーズ変化のきっかけを探るとすると、それぞれの妊娠時期にさかのぼって検討する必要がある。しかし、今のところそれほどはっきりとした要因は見つかっていない（最も大きな変化を示した2005年5月の9ヶ月前に相当する2004年8月に生じた大きな出来事といえば、8月13日から29日までの間、ギリシャのアテネで行われた第28回夏季オリンピックが挙げられるが、その妊娠への影響は不明である）。

時期(4) 2008年12月以降の全出生順位で同時に見られる平坦化は、上昇傾向を終焉させる可能性を有しており、注目すべき変化である³⁾。センサス局法X-11による季節調整では時系列の末端部分において不安定性が生ずるため、注意する必要がある（新たなデータの追加により変化する可能性がある）が、この時期に出生率推移に新しい傾向が生じている

3) 本稿の校正段階において2009年に関する人口動態統計（概数）の公表があり、その結果によれば、2009年のTFRは08年から横ばいとなる1.37であった。

ことは確かであろう。この時期は世界的な金融危機の影響が波及し始めた時期に符合するが、それらの出生の妊娠時期は9ヶ月をさかのぼる時期であり、こちらの時期には必ずしも影響を与えそうな特定の出来事は見つからなかった。

2. 期間効果の検討

上記のように出生率の月別変動が各出生順位で一致した動きを示しているということは、この変動の原動力が一過性の期間効果であることを示唆している。なぜならば、コーホートごとに変動が生じているならば、高出生順位の変動の発生にはタイムラグが生ずるはずだからである。ここでいう一過性の期間効果とは、一時的に生ずる何らかの社会経済的変動によって出生率に生ずる変動のことを指すが、以下でこれを検討の対象とするためには、より明確に定義する必要があるだろう。

ここで期間効果として明確に区別したいものは、それが年次の出生率に変動をもたらすにも関わらず、関与したどのコーホートの完結出生力にも影響を残さないタイプのものである。ここでは当面、この性質を期間効果の定義としよう。すなわち、ある期間に観察された出生率変動のうち、コーホート完結出生力（コーホートTFR）に影響を与えなかった部分を期間効果として定義する。

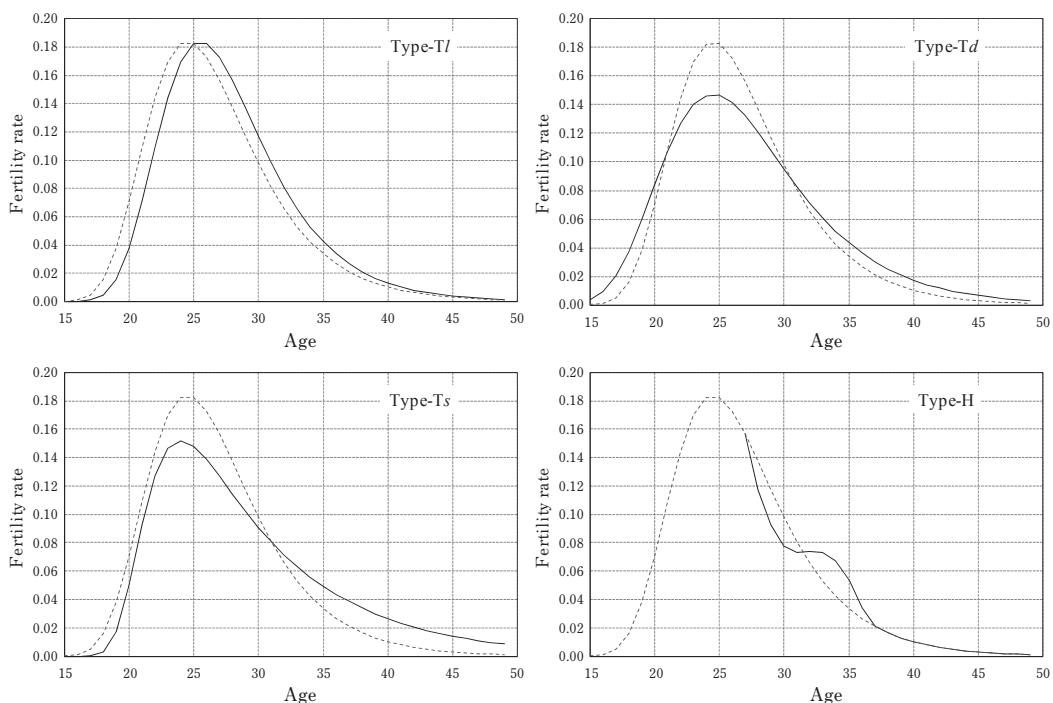
このように定義すると、期間効果はコーホート出生率の観点からは、その出生スケジュール（年齢別出生率）に生ずるタイミングの変化であるといえる。コーホートは潜在的に一定の規則性を持った固有の出生スケジュールを持っていると想定されるが、期間効果はその完結収支には影響を与えずに、出生率を一時的に本来のスケジュールから逸脱させるような変動である。コーホートの完結収支に影響を与えないということは、その変動が他の期間において弁済されることを意味する。

そのようなコーホート出生スケジュールの変化には2種類のタイプを考えることができる。第一はコーホートの出生タイミング全体がシフトしている場合である。この場合には期間の出生率にはよく知られたテンポ効果が生ずる(Ryder 1964, Bongaarts and Feeney 1998)。すなわち、コーホートごとの平均出生年齢(MAB)が上昇しているときは、期間TFRに対してこれを押し下げる方向のテンポ効果が働き、逆にMABが下降すれば期間TFRを押し上げる方向のテンポ効果が働く。また、上昇していたMABが減速するか停止すれば、負のテンポ効果が消失することで、期間TFRは上昇を示す。これらをここではT型の期間効果と呼ぶことにしよう。ただし、このタイミング変化には大きく分けて3種類の変化があり、これに対応させて3型を細分することができる⁴⁾(図3)。

これらに対して、第二のタイプの変化は、コーホート出生スケジュールの一部だけに生ずるかく乱である。すなわち、環境に生じた何らかの出来事に反応して、コーホートが一

4) ここでいうタイミング変化とは、コーホート出生スケジュールの完結出生水準を変えない変化のうち、スケジュールの一般的規則性を損なわないタイプの変化を指しており、要素としては、位置の移動(location shift)、分散の変化(dispersion shift)、および形状の変化(shape shift)の3次元である。これらに対応するT型の期間効果をそれぞれ、Tl型、Td型、Ts型と標記することにする。

図3 コーホート出生スケジュールの変化のしかたによる期間効果の分類：T型，H型



注：期間出生率は、異なるタイプのコーホート出生スケジュール変化によって似たような変化を示す。T型期間効果はコーホート出生スケジュールの年齢軸上での位置（*l*）、分散（*d*）、形状（*s*）の体系的変化にともなう期間効果である。H型期間効果は、スケジュールの不規則で一時的変動とその取り戻しにともなう期間効果である。

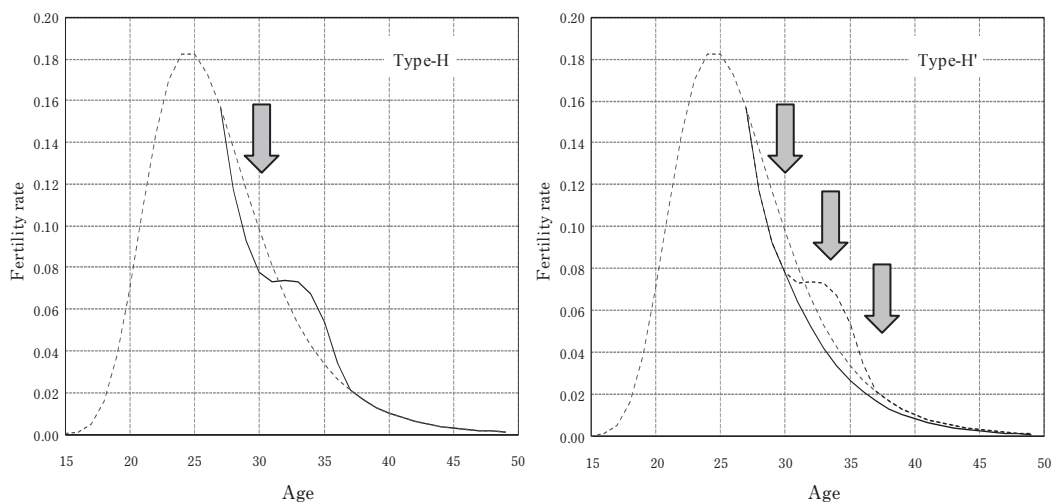
時的に出生時期を早めたり、延期したりすることによって生ずる出生率変動を意味する。図3右下にその典型的な変動の例を示した。

実は、この第二のタイプの変動の例として、典型的な事例がわが国の経験に存在する。それは1966年に経験された丙午（ひのえうま）である。周知のとおりこの年は女兒に対する迷信によって、TFRは1.58と、例年の3/4程度にまで縮小した。ところがこの年の出生に関わった主要なコーホート（当時22～49歳の1923～44年生まれコーホート）は、その損失分をすべて別の年において取り戻しており、TFRが2.0を下回ったコーホートはいない。すなわち、丙午のコーホートTFRに対する影響はほぼ皆無であり、これは純粋な期間効果の例といえる。したがって、このタイプの出生率変動を丙午の事例に因んで、H型の期間効果と呼ぶことにする。すなわち、H型期間効果とは、期間出生率の短期的な変動の中で、コーホート出生スケジュールの体系的変化に起因するT型期間効果（テンポ効果）以外の変動効果のことであり、時々の社会経済の出来事や変動に反応して引き起こされる一過性の効果を想定している。

ただし、社会経済の年次的変動に対応して生じた出生率変動でも、コーホートの完結出生力に影響を残す場合もあり得る（例を図4右に示した）。これはもはやコーホートにおける変動であるから、ここに定義した期間効果にはあたらず、期間の誘発したコーホート効

果の一種と考え期間-コホート効果などと呼ぶのがふさわしいだろう。しかし、この種の期間変動が、純粋な期間効果（すなわちH型期間効果）に止まるのか、それともコホートの収支に影響を与える期間-コホート効果なのかは、コホートが出生過程を完結した後でなければわからない。また、コホートの収支に影響を与えるか否かは結果であり、当初の発生メカニズムには違いはないことが多いと考えられる。したがって、そうした期間変動は、当初の発生原因を調べる観点からは、H型の期間効果として扱っておいて問題はないだろう。期間-コホート効果は、H型期間効果が長期化したときなどに、結果として移行する現象であると考えられる（図4右）。ここでは概念上の区別として、このタイプの期間効果をH'型と標記することにする。

図4 コーホート出生スケジュールの変化のしかたによる期間効果の分類：H型とH'型



注：H'型期間効果は、当初はH型期間効果と区別できないが、長い期間作用することでコホートの完結出生力に影響する。したがって、それは厳密には期間効果ではなく、期間-コホート効果に分類される。

その他、H型期間効果の特徴としては、女性の年齢層や出生順位などのサブグループに概して同時に作用する点が挙げられる。ただし、グループによって効果の程度が異なるなど、必ずしも現れ方は単純ではないため、この同時性を定義に組み入れることはしないが、このタイプの効果の検出には役立つと思われる。

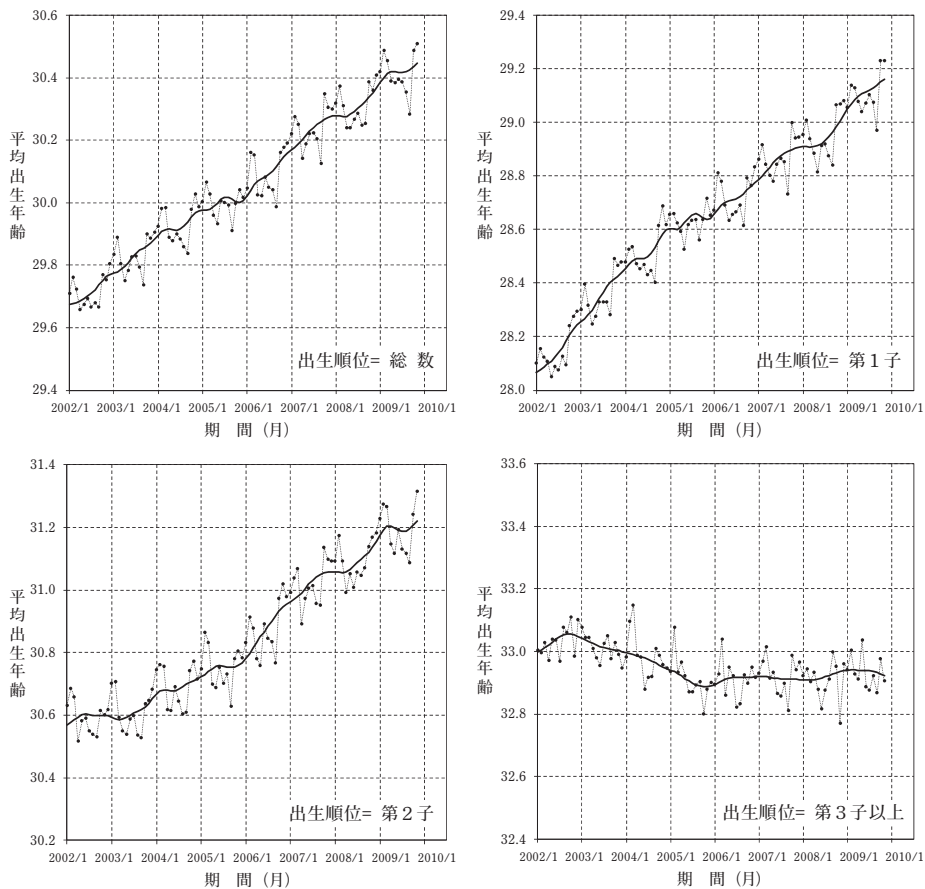
さて、近年の日本の出生変動においては、上述のように出生順位別出生率が同調していることなどからは、H型期間効果が重要であると推測される。また、この時期の変動がT型期間効果の結果だとすると、反転に至るまでの低出生率は、コホートごとの晩産化によって生じたテンポ効果によるものであり、出生率の反転上昇は出生タイミング変化が減速、ないし停止したことによるコホート出生力水準への回帰を意味することになる。そこで出生タイミング変化について確認しておこう。

まず、全出生の母の平均年齢は2005年から年次別に、29.97歳、30.08歳、30.22歳、30.30歳であり、上昇幅は2006年から順に0.11年、0.14年、0.08年となり、2000-05年間の平均0.06

年と比べてむしろ急となっている（2005-08年間平均0.11年）。また、第1子2000-05年間の平均0.12年上昇に対して、2005-08年間の平均は0.11年であり、第2子ではそれぞれ0.04年、0.12年となっており、ともに後者の方が急な上昇である。したがって、出生タイミング変化が減速を示しておらず、通常のテンポ効果の解消による出生率上昇ではないことが示唆される。

さらに詳細な動向を確認するために、月別のMABの推移を観察しよう（図5）。出生順位総数によれば、出生率が反転を示した2005年後半、2008年前半、2009年半ばにおいて、一時的なMAB上昇の停滞が見られるものの、期間全体として上昇は緩んでいない。出生順位別に第1子、第2子出生について見ても、ほぼ同様の推移が確認できる。ただ、第3子以上の出生ではこれらとは全く異なる傾向を示しており、2002年以降MABは下降傾向にあったものが、反転の生じた2005年後半以降に停滞を示している。これら月別MABの観察結果はいずれもテンポ効果解消によるコーホート水準への復帰による出生率上昇という説明に反しており、少なくとも通常の「先送り転換」終焉の過程とは異なるようである。

図5 出生順位別にみた平均出生年齢の月別推移：2002-09年11月

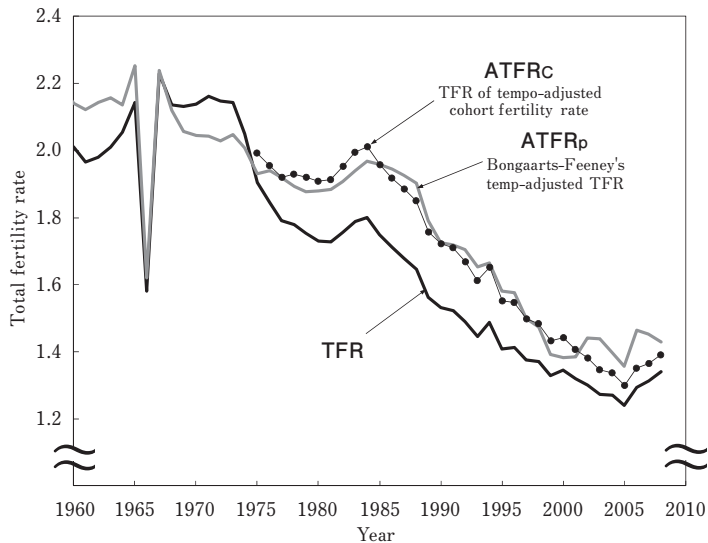


注：細線でつながれた黒点は年換算された月別平均出生年齢を示す。太線はこれらデータ系列をセンサス局法X-11によって季節調整されたトレンドを示す。

3. ボンガーツ・フィーニー指標による観察

ボンガーツとフィーニーは、期間TFRからテンポ効果を除去した指標を提案した (Bongaarts and Feeney 1998)。ここではこれを用いて、日本における期間TFRについて、テンポ効果の推移を確認してみよう (日本人女性から生まれた出生児のみを対象とした出生率を用いる⁵⁾)。ボンガーツ・フィーニー指標をATFR_pと表すことにする。図6にATFR_pを通常のTFRとともに示した。このモデルによる「テンポ効果」は、ATFR_pとTFRの差として表されているが、2006年の反転開始後も、MABの継続的上昇を反映して、比較的大きな「テンポ効果」を保っている。すなわち、2006年、07年の「テンポ効果」は0.17、0.14であり、TFRが最低値を記録した2005年の0.12よりもむしろ大きくなっている。2008年は暫定値0.09であるが、少なくとも2006年以降のTFRの上昇がテンポ効果の縮小によるものとは見えない。

図6 合計特殊出生率とテンポ調整合計特殊出生率の推移



注：日本人女性から生まれた出生のみを対象とした出生率を用いて算出している。

さて、ATFR_pはある仮定の下におけるテンポ効果の推定値を与える。すなわち、期間の年齢別出生率は、多数のコーホートの年齢別出生率から成り立っているが、ボンガーツと

5) わが国で一般に用いられる人口動態統計における出生率の定義によれば、その算出に用いられる出生児数について、日本国籍女性から生まれる出生児だけではなく、日本国籍男性を父親として外国人女性の生んだ出生児を含んでいる。したがって、これを行動指標として用いる場合には注意を要する。すなわち、この定義に従えば、日本人女性の出生行動に変化がなくても、国内の外国人女性の比率が増えたり、あるいは外国人女性の出生行動が活発になったりすることによって日本人女性の出生率にインフレーションが生ずる。これは精密な行動変化の測定にとっては望ましくない。実際、都道府県別の分析では、外国人女性の割合が増えたことが、2006～08年のTFR上昇に有意に寄与を示している (Iwasawa and Kaneko 2010)。したがって、「日本の将来推計人口」平成18年推計においては、日本国籍女性から生まれる出生児のみを対象とした出生率を別途算出して分析に用いている (ただし、公表されている出生率の「仮定値」は人口動態統計の定義によるものに算出し直されている)。本稿でも分析には日本国籍女性から生まれる出生児のみを対象とした出生率を用いる。

フィーニーが提案したATFR_pは、期間の年齢別出生率がすべて同じ速度のタイミングシフトを経験しつつあるコーホートの年齢別出生率から成り立っていると想定し、そこから生ずるテンポ効果（またはテンポ歪みtempo distortion）を取り除いたものである（Bongaarts and Feeney 1998）。この年次 t における一律のタイミングシフト速度 $r(t)$ は、その期間の前年からの平均出生年齢MABの変化分として与えられる（本稿の計算では前年からの変化と翌年への変化の平均値を用いている）。

これは一つのコーホート（出生年 t_c ）に注目すると、それが年次 (t) に、ある年齢 (a) で経験する出生率 $f(t_c + a, a)$ のタイミング変化速度が、年齢 a ごとに（すなわち年次 t ごとに）変動することを暗黙に許し、その代わり同じ年次においては、これに関わるすべてのコーホートが共通のタイミング変化速度を持つとする考え方である（期間シフト枠組み period-shift frameworkと呼ぶことにする）。すなわち、 $ATFR_p(t) = \sum f(t, a) / (1 - r(t))$ である。ここで \sum は年齢 a に関する総和を取ることを示す。ただし、この計算は出生順位別に行い結果を合計して指標値を求める。

これは期間の年齢別出生率の協調を優先する考え方である。これに対して、コーホート内の年齢別出生率の調和を優先する考え方もあるだろう。すなわち、一つのコーホートの出生率のタイミング変化速度はそのコーホートに固有の特性として捉え、その期間に与えるテンポ効果もコーホート固有の特性と考える枠組みである（コーホートシフト枠組み cohort-shift frameworkと呼ぼう）。この場合、コーホートのタイミング変化速度をコーホート出生年 t_c の関数として表すと、このコーホートの関わる年次に対するタイミング効果はすべて、 $\tau(t_c) = 1 / (1 + r(t_c))$ となり（van Imhoff 2001）、タイミング効果を調整した期間TFRは、 $ATFR_c(t) = \sum f(t, a) / \tau(t - a)$ と表される（金子 2004）。ここで \sum は年齢 a に関する総和である。やはりこの計算は出生順位別に行って結果を合計して指標値を求める。

ただし、この計算には実測の年齢別出生率に加えて、これに関与するすべてのコーホートのタイミング変化 $r(t_c)$ が必要となる。この実測値は、出生過程途上のコーホートについては、値が不安定となるため、ここでは将来推計人口におけるコーホート出生率の仮定から得ることとする。ただし、出生率のタイミング変化のみが必要なものであり、出生率そのものを用いるわけではない。

日本の出生動向に対してこのATFR_cを計算した結果を図6に示した。2000年に至るまでの期間においては、ATFR_p、ATFR_cは非常に似た経路を辿っている。しかし、2000年からはやや違ったトレンドを示している。すなわち、ATFR_cでは2000年以降、TFRに沿って低下を続け、反転についてはやはりTFR同様、急速な増加を示している。コーホートベースの連続的なタイミング変化を前提とすると、期間に対する効果は平準化され滑らかな推移となるが、テンポ効果が継続的に存在していることを示しており、コーホートTFRは期間で観察される値よりは高いことが示唆される。

二つの調整TFR指標はともに実測TFRと同様に上昇に転じていることから、この時期の上昇はT型期間効果（テンポ効果）の解消による構造的回復ではなく、H型（またはH'型）期間効果による実質の上昇であることが示唆される。ただし、両指標によって測られる「テ

ンポ効果」は、必ずしもよく一致しているわけではない。どちらがより正確かということ、現実の出生タイミング変化が期間主体で生じている（期間内の同調が強い）か、コーホート主体で生じている（コーホートの一貫性が強い）かに依存している。また、両者の測定値が一致しないことから想定されることであるが、対象期間についてどちらのモデルも想定していない不規則な変動が生じている可能性があり、こうした状況下でこれらの指標が測定したテンポ効果がどの程度頑健なものであるかは不明である。したがって、これらだけから反転上昇におけるテンポ効果の役割を結論づけることは難しい。

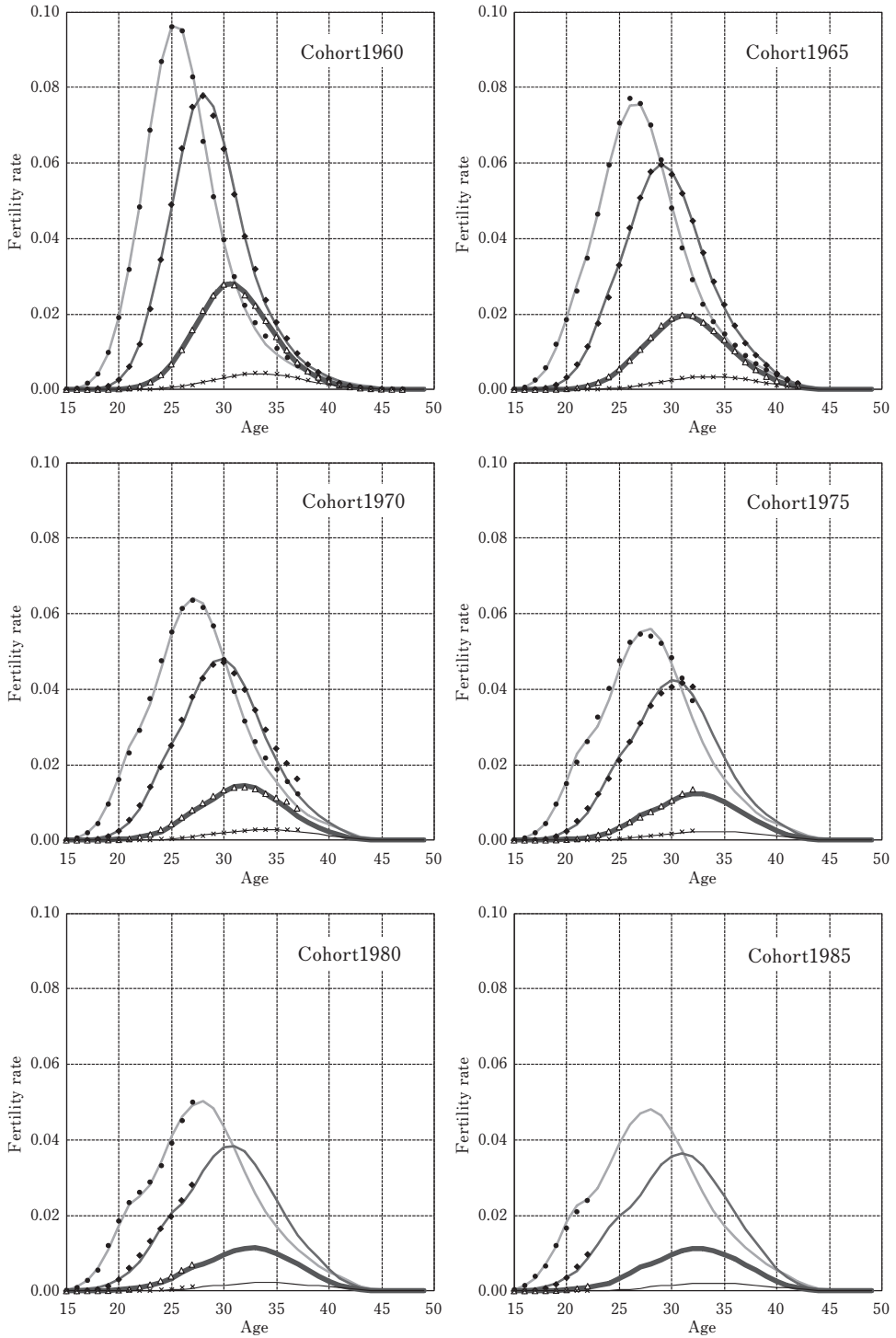
IV. 期間効果の検出

さて、以上におけるTFRの月別推移の観察、ならびに調整TFR指標の測定結果からは、最近の出生率の反騰の要因として、いずれもH型（またはH'型）期間効果が存在することが示唆された。次にこのH型期間効果の大きさを測定したい。しかし、一方ではこの時期に第1子、2子でMABの上昇が継続していることが確認され、ATFR_p、ATFR_cの推移からは、期間TFRを押し下げようとするT型期間効果（テンポ効果）も引き続き存在していることが示唆される。こうした期間効果が混在する中で、H型期間効果の大きさをどのように測定すればよいであろうか。ここでは将来人口推計のモデルを応用した方法を提案する。

「日本の将来推計人口」では、出生率仮定の作成にコーホートモデルを用いている（国立社会保障・人口問題研究所 2007, Kaneko 2003, Kaneko et al 2008）。すなわち、女性の単年コーホートごとにその再生産ライフコース全般にわたる出生スケジュールを推計し、これを年次別データに組み替えることによって過去から将来にわたる年次別、年齢別出生率を推計している。コーホートの年齢別出生率に対する推計モデルの適合度は良好であり、モデルはコーホート出生スケジュールに潜在する規則性を十分に記述・表現可能なものと見なせる（図7）。図では所々の年齢において、実現値がモデル値から逸脱した値を示す部分があるが、モデルが十分にコーホート出生スケジュールの規則性を再現しているとすれば、この実現値とモデル値の差がH型期間効果を表すことになる。この場合、コーホート出生スケジュールのシフトによって起こるT型期間効果は、モデル出生率によって表現されているため、実現値とモデル値との差として求まる期間効果からは除かれており、したがってH型期間効果のみが捉えられることになる。

通常、将来人口推計のモデル出生率は、コーホートの将来の年齢部分だけが用いられるわけであるが、この方法では逆に過去の年次、年齢におけるモデル値を利用することになる。この測定結果の妥当性は、コーホート出生モデルの適合性と、実際の当てはめの適切さに依存する。上述のとおり前者は比較的良好であると考えられるので、当てはめ（モデルのパラメーター推定）を有効に行える出生過程を完了したコーホート（あるいは完了に近いコーホート）のみで構成される期間に関する測定値はより妥当性が高い。たとえば、20年前の年次の出生過程は、現在35歳以上の女性コーホートで構成されているが、通常35歳以上のコーホートではモデルの有効な当てはめが可能であるため、この年次のH型期間効

図7 コーホートに対する出生順位別、年齢別出生率の実績値、ならびにモデル値



注: 黒点は各女性コーホートの出生順位別、年齢別出生率の実績値を、また曲線はモデル値を表している。出生率は、日本人女性から生まれた出生のみを対象としている。

果の検出はかなり正確に行われることになる。実際には、現在35歳のコーホートが出生の実質部分を担い始める20歳代半ばになる頃、すなわち10年前の年次ではある程度有効な推定が行える。逆に、直近10年間については、そのような保証はなく、推定値の妥当性は、若いコーホートの今後の出生過程が正確に予測されているという仮定に基づく。すなわち、直近の年次に対するそれらH型期間効果の推定値は暫定値であり、推計モデルの出生仮定の妥当性と合わせて評価する必要があるだろう。

さて、以上にしたがってH型期間効果を測定した結果を図8に示した。図8-aでは年齢階級別に、また図8-bでは出生順位別に、各年次の出生率のH型期間効果の推定値を棒グラフとして表している（左目盛り）。両図ともTFRのH型期間効果を折れ線グラフとして示している（右目盛り）。ただし、右目盛りは左目盛りの倍のスケールとしてある⁶⁾。

結果によれば、TFRにおけるH型期間効果は2005年までにおいて、絶対値が0.03を超える年は1989年と1994年の2ヶ年のみであり、それ以外の年ではこの効果は微少である。1989年、1994年については、TFRの年次推移においても変動を認めることができる（図1）。1989年は、TFRが丙午の年の値を下回り、それまでの史上で最低となった年であり、1.57ショックなどのフレーズとともに日本社会において低出生率が意識されることとなったきっかけの年である。ただし、そのH型期間効果の値は-0.034と絶対値はそれほど大きくはない。これに対して1994年では期間効果の値は0.058と、2005年以前としては顕著な大きさである。この変動の原因は定かではないが、前年の6月に皇太子（徳仁親王）と当時外交官であった小和田雅子妃とのご成婚があり、多くの国民の関心を集めたため、この影響ではないかといわれている。それ以外では、2000年から2002年の3年間は20-24歳、第1子に限定して正の期間効果が見られる。この期間はミレニアム効果が期待された時期であるが、TFR自体はとりたてて上昇は示していないものの、詳細に観察すると第1子または22-25歳の出生率において若干のプラスのH型期間効果が認められる。

以上は2005年以前の変動の中で比較的目立ったものについて取り上げた。それらと比べて2006-08年の3年間は期間効果については特異な高まりを見せている。すなわち、推定された期間効果はそれぞれ0.065、0.095、0.134と大きく、年次とともに増加する傾向が見られる。年齢別にみると（図8-a）、いずれの年も30歳代での上昇効果が突出している。2007年、08年では、20歳代後半も異例な高まりを見せている。出生順位別にみると（図8-b）、H型期間効果についてすべての順位が順当に寄与しているようである。

表1には比較のために1989年、1994年とともに、直近3年間の全H型期間効果に占める年齢別ならびに出生順位別のサブグループによる寄与を示した。比較的大きな正の期間効果を示す1994年では、25-29歳による相対的寄与が大きいのに対し、2006-08年では、30-34歳、35-39歳の寄与が格段に大きい。とりわけ35-39歳の寄与の大きさは特徴的である。また、1994年では第1子の寄与が大きいのに対し、2006-08年では、3子以上の寄与も大きく

6) 1950年以降の人口動態統計データを用いると、全出生過程が記録された最初のコーホートは1935年生まれである。このコーホート以降の出生率で出生過程が構成できる最初の年次は1985年あるため、本分析ではこの年次以降を対象にしている。

図 8 将来推計モデル出生率（中位仮定）と実績値との差による期間効果の推計：1985-2008年

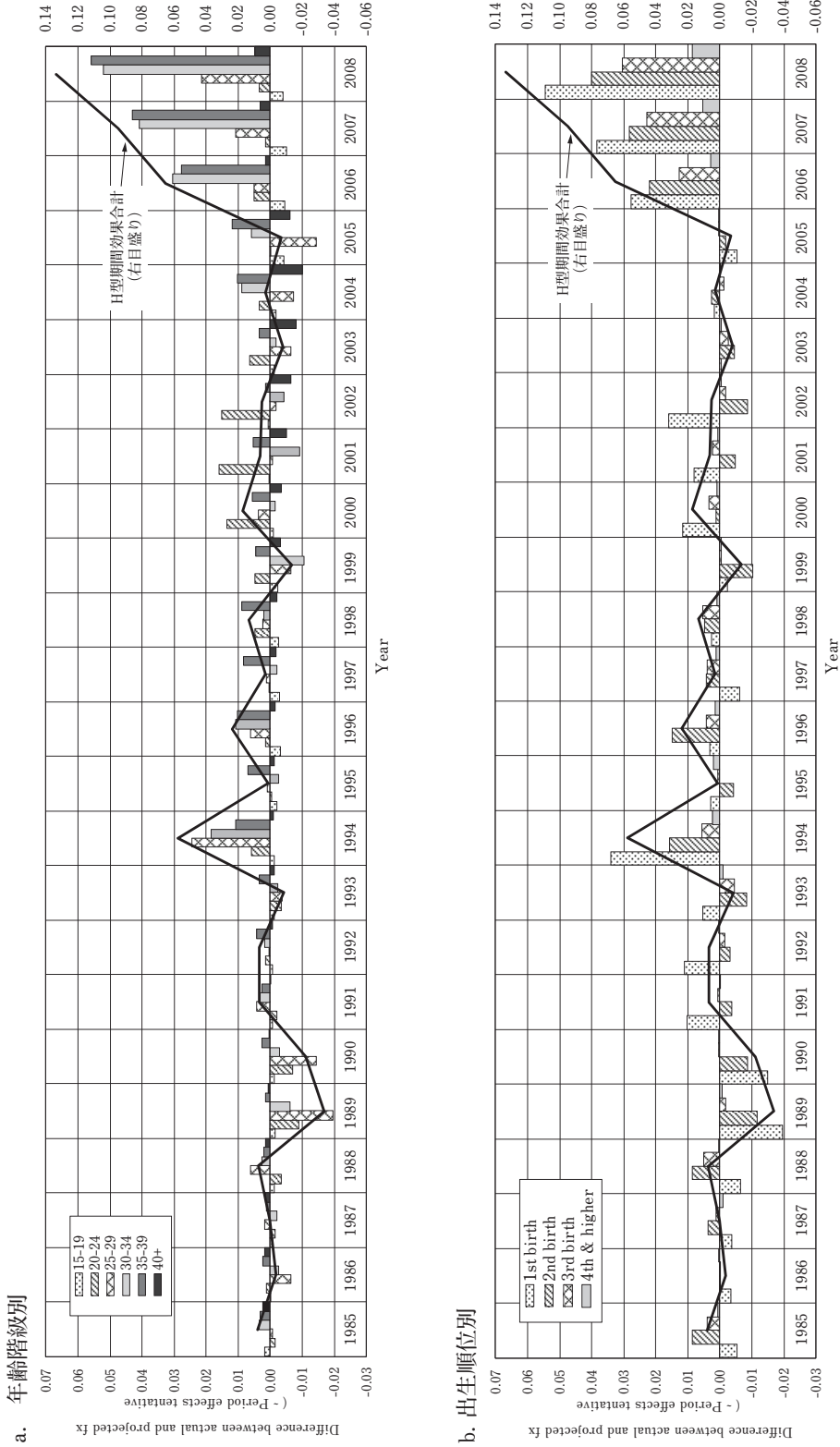


表1 合計特殊出生率 H型期間効果への年齢階級, 出生順位別寄与

a. 年齢階級別 (%)						b. 出生順位別 (%)					
年齢階級	年次 (H型期間効果 > 0.03)					出生順位	年次 (H型期間効果 > 0.03)				
	1989	1994	2006	2007	2008		1989	1994	2006	2007	2008
15-19歳	4.2	-2.0	-6.8	-5.2	-2.9	第1子	<u>57.9</u>	<u>58.9</u>	42.5	40.4	40.8
20-24歳	<u>26.1</u>	10.3	7.8	1.7	2.5	第2子	34.3	27.3	33.6	29.8	30.0
25-29歳	<u>58.0</u>	<u>42.6</u>	7.9	11.5	16.1	第3子	5.6	9.7	<u>19.4</u>	<u>24.0</u>	<u>22.8</u>
30-34歳	17.9	32.0	<u>46.5</u>	<u>43.1</u>	39.0	第4子以上	2.1	4.1	4.5	<u>5.7</u>	<u>6.4</u>
35-39歳	-4.0	18.8	<u>42.5</u>	<u>45.5</u>	<u>41.8</u>	総数	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
40歳以上	-2.2	-1.7	2.2	3.4	3.5	(測定値)	(-0.034)	(0.058)	(0.065)	(0.095)	(0.134)
総数	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0						
(測定値)	(-0.034)	(0.058)	(0.065)	(0.095)	(0.134)						

注: 下線は、とくに大きい構成比を示すカテゴリーを表す。

なっているのが特徴である。したがって、最近3年間のH型期間効果のパターンはそれまでのものとは明確に異なっている。

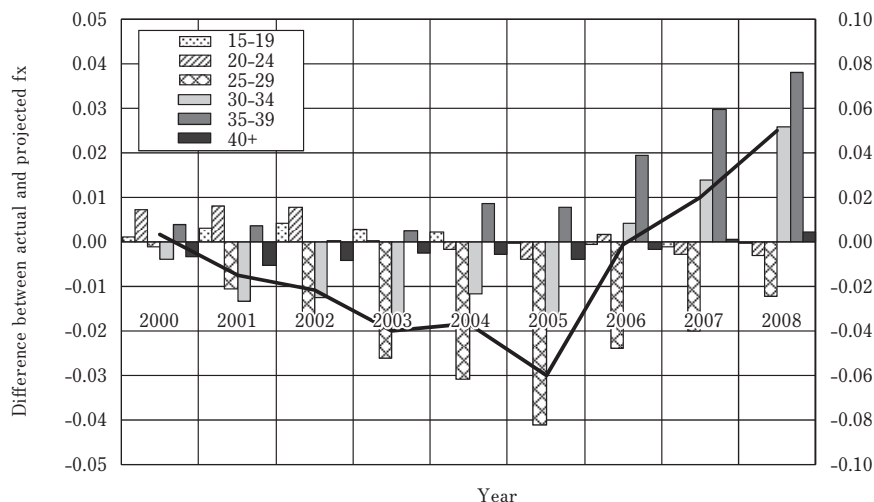
今回のH型期間効果の測定は、すでに述べたように将来推計のコーホートモデルからの隔たりとして捉えられており、その測定値は出生率仮定の正確さに依存するところが大きい。とりわけ最新の年次についてはその影響が大きいため、暫定値として捉え、推計の出生率仮定との関係性を評価しておく必要があるであろう。ここでは出生高位仮定のモデルについても同様の測定を行い、2000年以降の結果について図9に示した。それ以前の年次については中位仮定のモデルの場合とほとんど差がない。

高位仮定のモデル値を用いた結果では、2000年以降2005年まで全体としてマイナス方向へのH型期間効果が働いていたことを示しており、2006年以降においてプラスの効果に転じている。前述の中位仮定を用いた結果において、2000年以降の変動はほとんど2006年以降に集中していたのに対して、高位仮定を用いた結果では、変動が各年次に分散しており、また06年以降の反転はマイナスのH型期間効果がプラスに転換することにより生じている。これは、中位仮定のモデルが2005年までの実績値に対して期間効果を含まない想定の下で最もよく当てはまる推移を採用したのに対し、高位仮定のモデルでは同時期の実績に対して可能なかぎり高いコーホート出生率を帰結する推移を採用したこと起因すると考えられる。

ここで用いている方法では、直近の年次についてこのように推定結果がコーホートモデルの仮定値の選び方に強く依存する。ここで見た二つの仮定のどちらの結果が妥当であるかは、本来これに関わったコーホートがある程度出生過程を終えるまでわからないが、両者の結果を見比べることでより自然な捉え方を採用することはできるだろう。すなわち、2000～05年間の出生率にはある程度マイナス方向へのH型期間効果が働いており、通常の出生スケジュールから期待される出生の多くが抑制され、先送りされていたとする見方である。そして、2006年以降はそのリバウンド（反動）としてのプラスのH型期間効果が働くことで、出生の反転上昇が観察されたと考えられる。ただし、05年以前のマイナス効果は高位仮定による結果ほどは小さくなく、代わりに06年以降のプラス効果はより大きかつ

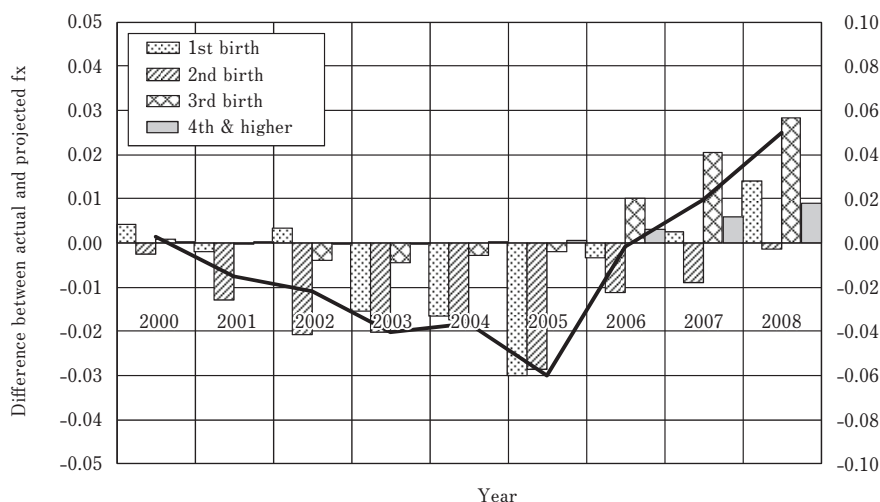
図9 将来推計モデル出生率（高位仮定）と実績値との差による期間効果の推計：2000-08年

a. 年齢階級別



注：図8に同じ。

b. 出生順位別



注：図8に同じ。

たのではないと思われる。以上は中位仮定と高位仮定を用いた結果の中間的状況を想定した解釈であり、これまで見てきた多くの分析結果と整合するように思われる。

それでは、これらの分析結果を踏まえた上で、このような出生動向、とりわけ反転上昇を導いた要因と背景について考えて見よう。一般に反転後の期間の出生増については「駆け込み出産」などといわれている。すなわち、子どもを生む限界の年齢に近づいた世代が、それまで先送りをしてきた出生を一斉に開始したとするものである。観察されたH型期間効果の年齢パターンは、30歳代半ばから40歳代前半が上昇しており、この見方を支持して

いる。この世代は、1971～1974年に生まれた第二次ベビーブーム世代、いわゆる団塊ジュニア世代を含んでおり、彼らは家族形成や出産を大規模に延伸して、近年の出生率を低下させてきた中心世代である。したがって、彼らが生涯に一定数の子どもを持つことを望むとすれば、直近のこの時期はその最後の機会と捉えられているだろう。ただ、期間効果パターンをみると、それは無子や一人っ子を避けるために第1子、2子を出生した者が多かっただけでなく、むしろ3子以上の出生の増加が目立っている。これは家族形成を遅らせてきた特定の人々だけではなく、既婚者やすでに子どもを持つ層を含めた広い範囲の人々が出生行動に向かったことを示している。

V. 考察

本稿ではわが国2006年以降の出生率反転について、TFRの月別推移の精査、ボンガーツ・フィーニー指標などの調整TFRによるテンポ効果の観察、さらにはテンポ効果を取り除いた期間効果（H型期間効果）の観察などを行って、その上昇の性質を探った。その結果、近年の出生率の反転上昇は、H型期間効果によって主導されたものであることが推定された。すなわち、それはコーホート出生スケジュールの連続的な変化によっては再現できない突発的な変化であって、そうした出生スケジュールの規則性からは逸脱する形で生じている。

本稿ではわが国における出生変動のメカニズムを探る上で、まず期間効果の分類を試みた。期間TFRとは、当該期間に様々な年齢で出生を経験する多数の女性コーホートの一連の年齢別出生率を、あたかも一つのコーホート（仮設コーホート）が経験したものとして、その出生力水準として算出したものである。その際、関与した複数のコーホートの中で出生スケジュールが変化するとき、仮にすべてのコーホートでTFRが全く変わっていないとしても、当該期間の（仮設コーホートの）TFRが大きく変化し得ることは、テンポ効果として広く知られている（Ryder 1964, 1986など）。しかしながら、これまでコーホート出生スケジュールの変化の仕方によって、期間効果が分類されることはなかった。

たとえば、年々の景気変動に直接反応して出生率が上下動したとすれば、これはコーホート間で意識が次第に変化して、出生年齢が高まることで生ずる期間効果とは変動のメカニズムが異なり、区別すべきであると考えられる。本稿では、期間効果をコーホート完結出生力（コーホートTFR）に影響を与えない変動として定義した後、コーホート出生スケジュールの体系的な変化に起因する、いわゆるテンポ効果をT型期間効果とし、それ以外の期間効果をH型期間効果として区別した。H型期間効果の名称はその典型的な事例である「丙午（ひのえうま）」の変動に因んだものである。H型期間効果は一過性の変動をもたらすものであるが、それが長引いた場合にはコーホート完結出生力に影響を残す場合が考えられ、これをH'型期間効果（厳密には期間-コーホート効果）としてさらに区別した。H型期間効果（あるいはH'型効果）を検出することは、出生変動を引き起こす社会経済要因を特定する第一歩であると考えられるが、本稿では、わが国出生率の反転動向の原因をこれら変動メカニズムの違いによる期間効果の分類によって特定することを試みた。

欧米諸国では1990年代から次々と出生率の反転上昇が観測され、従来の極低出生率国 (the lowest low fertility countries) は、現在までにほとんどがその状態を脱している。したがって、日本の反転上昇がそれら欧米で見られる上昇と同様の性質のものかどうか注目された。しかし、欧米での反転が、概ね先送り転換 (postponement transition) の終盤における出生年齢上昇の減速ないし終息にともなうテンポ効果 (本稿ではT型期間効果) の解消によって、期間TFRがコーホートの実体的TFRに回帰する形で生じたとされる (Goldstein et al 2009) のに対して、日本での反転はH型期間効果を主体するかなり特異なメカニズムによって生じていることが示唆された。日本でもH型期間効果が女性30歳代半ば以降の高い年齢層で生じていることから、一見テンポ効果が解消しつつある過程のように見えるが、出生率の上昇はあまりに急であり、通常のコーホートスケジュール変遷にともなう穏やかな効果では説明し得ない動きを示している。このため変化のかなりの部分が、当該期間における突発的な効果、すなわちH型期間効果として検出されたものである。したがって、この時期の出生率上昇は、出生を促進する何らかの社会経済的な変動に反応したものであり、欧米での反転について説明されているような構造的な反転上昇とはやや性質が異なる。

ただし、わが国の状況は、政治経済体制の歴史的転換による90年代の急激な出生率低下と近年の経済回復にともなう出生率上昇を経験しつつある東欧の国々とは、出生変動のメカニズムにおいていくつかの共通点を有するようになる。すなわち、特定の期間に社会経済の変動によって抑制され、先送りされていた出生が、状況の改善とともに生み戻されるという東欧での出生反転のパターン (Goldstein et al. 2009, Sobotka 2003) は、日本の2000年以降の低出生と2006年以降の反転上昇に相似しているように見える。

次に反転上昇の社会経済的な背景について考えて見よう。年齢別出生率の観察によれば、今回の反転の主役は1971～1974年に生まれたいわゆる団塊ジュニアを含む世代である。団塊ジュニアは、世代規模のエコー効果により、90年代後半以降に第三次ベビーブームを形成することが期待されていたが、家族形成や出産の大幅な延伸によってそれは幻となってしまった。2000年以降も出生率は下がり続け、2003年には極低出生率の領域に達した。もし彼らが生涯の中で一定数の子どもを欲しいと考えるのであれば、それを実現するためにはすでに限界の年齢にさしかかっていたが、2003年以降05年前半までの期間には何らかの原因により出生がさらに強く抑制された。とりわけ2004年～05年前半における出生率の低下は著しかった。したがって、この時期、彼らの出生に対する要請は過飽和状態になっていた可能性が高い。

こうした中、雇用環境の改善など、社会経済ムードの変化が引き金となり、05年後半以降、一気に要請の実現へ動いたように見える。すなわち、きっかけ自体はありふれた変化であっても、受け側の事情との組み合わせによってトレンドの急変に結びついたのではないかとすれば、2003年頃から05年に至る出生低下はマイナス方向へのH型期間効果の結果であり、その後の上昇はこれに対するリバウンド (反動)、すなわち出生の急激な取り戻しによるプラス方向のH型期間効果であったことになる。都道府県別のTFRの上昇に対して、空間自己相関を考慮した回帰分析を適用した結果では、出生年齢パターンの晩産型へ

の変化が上昇の7割を説明するほか、有業率の上昇の寄与がある程度示されており、上記のような見方と整合する結果となっている (Iwasawa and Kaneko 2010)。

ただし、2008年にまで続く上昇はリバウンドの域を超えて高まっており、別の要素が加わっている可能性がある。たとえば、規模の大きな団塊ジュニア前後の世代の結婚、出生意欲の高まりは、それ自体が市場を形成しており、マスコミ等を通じて一種のブームが形成されている可能性がある。30歳以上を対象とした女性誌では、結婚、妊娠、出産、子育てを前向きに特集した記事が多く見られるようになり、それらに関連する流行語も多く流布している⁷⁾。さらには政府・自治体による対策の宣伝などもあり、マスコミを中心としたそれらの活動は出生増との間に正のフィードバック関係を形成しているようである。すなわち、当初のリバウンドとしての出生率反転による出生増がマスコミにおける家族形成・出産・子育てに関する記事や報道を増殖させ、それがさらなる結婚・出生を促進して出生率上昇が続くという過程が働いたとする見方ができる。

今後この出生率反転は、どうなるであろうか。上述した反転上昇の背景のうち、リバウンドによる出生の取り戻しはすでにある程度完了していると考えられるが、上昇との相乗作用として生じているとみられるブームがどの程度続くのか、またその結果形成された新しいコーホートの出生スケジュールが後続世代で継承され定着されるのかどうかといった点にかかわっていると考えられる。

本稿の用語に従えば、リバウンドによる上昇はH型期間効果によるものであり、反転上昇がこの効果だけによって形成されていたのなら、出生率は数年のうちに元の軌道に回帰するはずである。その場合回帰する先はリバウンドなしのコーホート出生力を想定した将来推計人口 (平成18年12月推計)・中位仮定よりはいくぶん高めになる可能性が高いが、動向の基調は変わらない。この場合、ブームによって出生の前倒しが生じていれば、その逆のリバウンドとして期間TFRには1～2年の間、本来の軌道を越えた低下すら起こり得るだろう⁸⁾。

しかし、もしブームの促進作用が継続し、H型期間効果がH'型効果 (期間一コーホート効果) に昇格したならば、コーホート出生は想定よりTFRが高めの新しい年齢パターンに移行することになる。この場合、期間TFRはブームが継続する間、上昇を続けるか、少なくとも上昇後の高い水準を維持することになる。この際、H'型効果を受けたコーホートは、先行するコーホートより高い完結出生水準 (コーホートTFR) を持つ。そして、ブームが終息するとき、新しい出生年齢パターンが後続コーホートに引き継がれれば、わが国の出生力は一段高い水準に移行することとなる。しかし、それが引き継がれないのであれば、コーホートTFRは再び下がり、結局中位仮定の想定にH型期間効果を加味したいくぶ

7) 流行語としては、たとえば「婚活」(結婚を求める能動的活動のことであり、肯定的ニュアンスが含まれる)、「アラフォー」(around fortyの略語であり、仕事や恋愛に積極的な40歳前後の独身女性を肯定的に捉える呼称である)、「草食系男子」(女性との交際に能動的でない男性のことを指し、恋愛や結婚を成立させるには女性が積極的になることが必要であることを意味する)などが挙げられる。

8) こうしたH型期間効果とそのリバウンドによる期間TFRの上下動の例は多く見られる。典型的なものとしては、スウェーデンにおける1980年代後半から現在に至る期間TFRの「ローラーコースター」現象が挙げられる (Hoem and Hoem 1996, Hoem 2005)。

ん高めの水準へと回帰することになる。

以上の三つのシナリオ、すなわち (1)再低下、(2)高水準への移行、(3)高水準経験後の再低下では、2008年11月以降のTFRの停滞は、どのように捉えられるだろうか。(1)ではブームが短期で終わる想定であるから、TFRは速やかに低下を始めるはずであり、直近の停滞はその兆しと捉えられる。実際第2子以降の出生順位ではすでに低下がみられる。(2)高水準移行シナリオでは上昇が続くはずであるが、この場合停滞や低下は、新たなマイナス方向へのH型期間効果が重合したもので、すなわち一時的なものとして見ることができる。実際、2008年秋以降に顕在化した世界的金融危機に関連する景気後退の家族形成行動への影響は十分考えられる。(3)ブームによる出生率高騰の後に低下するシナリオの場合には、直近における停滞はブームの終息と捉えることができ、(1)のシナリオと同様に今後低下に向かう兆しと見ることができる。したがって、現時点においては、出生率の動向だけからは、どのシナリオに向かっているかを判断することは難しい。

以上の議論は、もちろん現在知り得ない要素が累加しない場合の想定である。今後と考えられるその他の変動要因の一つとしては、現政府による新たな施策、すなわち子ども手当ならびに高校授業料の無償化等の影響が挙げられる⁹⁾。しかし現在のところその恒久財源の見通し等の問題から、当初の予定額の支給や継続的、安定的な実施について不確定であるところから、その出生率への影響を論ずることは難しい。一般論としては、国民の認識において安定性・継続性への信頼を欠く施策は期間出生率に一過性に影響することはあっても、それはH型期間効果に他ならず、そのリバウンドと共に期間出生率に上下動を導くだけであり、真の出生力回復であるコーホート出生力の上昇を招くに至らない¹⁰⁾。したがって、中長期的な見通しには影響しないことが多い。逆に言えば、真の出生力回復には継続的、安定的な施策が望まれる。

最後に本分析の将来人口推計の出生仮定設定に対する含意について考えよう。将来人口推計における仮定設定は、人口の中長期的な見通しを得ることを目的としているため、時間的に安定的なコーホートモデルを採用している。すなわち、推計時点までの出生率の実績値を用いて、未だ出生過程途上にある若いコーホートを含め、各コーホートの生涯にわたる出生スケジュールを統計的に推定し、それらから出生行動の特徴を示すいくつかの指標(パラメータ)のコーホート推移を得ている。これらの推移を出生過程に到達していないコーホートに対しても外挿することによって将来の出生率の仮定値が得られる。ここで問題となるのは、直近の実績値にH型期間効果が作用しているときである。ある程度以上過去の実績値にH型期間効果が含まれていても、その後本来のスケジュールへの回帰が

9) 子ども手当は、中学までのすべての子どもを対象に一定額を給付するものであり、2010年4月1日より施行され、同年度においては一人当たり月額1万3,000円が支給されている。2011年度以降については、当初の計画では月額2万6,000円を支給するものとしているが、法制上は「制度の在り方等について検討を加え、その結果に基づいて必要な措置を講ずるものとする」としている。また、高校授業料の無償化とは、公立高校の授業料を実質無償化し、私学に通う高校生の親にも収入に応じて約12~24万円を支給するもので、やはり2010年4月1日より施行されている。

10) スウェーデンの例では、60年代以降の期間出生率の著しい上下動にもかかわらず、コーホート出生力はきわめて安定的に推移している(Andersson et al. 2009)。前掲脚注8)も参照。

含まれていれば、コーホートモデルは概ね正しい推定が可能となるが、直近の実績値のH型期間効果に関しては、これを是正する情報がないため、コーホート出生力水準にその効果を含んだ方向性が与えられてしまう。前回推計の例では、推計仮定作成時の直近の年次、すなわち2000年頃から2005年までの実績値に、現在から見るとマイナスのH型期間効果が働いていた可能性が高い。中位仮定では、この実績値にコーホートモデルを適合させたことで、将来のコーホートの出生力水準がその分だけ下方に引かれたことが考え得る。その可能性は高位仮定によって担保されているものの、あらかじめH型期間効果の存在がある程度わかっている場合には、これを取り除いて仮定設定することが望ましいと考えられる。したがって、そのような設定の仕組みを開発することが有効である。ただし、直近におけるH型期間効果を定量的に検出することは現状では困難な場合が多い。その際には、その不確実性を想定して設定された仮定自体の不確実性として明示的に表現することが考えられる。すなわち、仮定の不確実性におけるH型期間効果による部分を定量的に知り得ることは、将来推計における不確実性の構造を把握する上で有効であると考えられる。

VI. おわりに

わが国の人口は今後、急速な人口減少と人口高齢化の進展を同時に経験することになるが、その原因として、低出生率が長期に継続していることの影響は大きく、今後人口変動がもたらす社会経済の課題の深刻さはこれからの出生動向に依存する面が大きい。日本の期間TFRは1974年以降人口置換水準下で低下を続けてきたが、2003年から2005年までの3年間は1.3を下回る極低出生率 (the lowest low fertility) の水準に至った。ところが2006年以降2008年まで少なくとも3年間にわたって出生率に反転上昇が見られ、その上昇幅は近年では異例の大きさとなっている。今後の社会経済に対する出生動向の重要性を考えると、この出生率上昇がどのような原因で生じ、長期的見通しにどのような示唆を与えるのかに関心が持たれるところである。

本稿での分析結果によれば、この反転は欧米諸国で見られているテンポ転換 (tempo transition) によるものというよりは、H型と名付けた、コーホートの完結出生力に影響を与えないタイプの期間効果が主である可能性が高い。それは、反転に先立つ期間、とりわけ2003年頃から2005年前半までの間に経験した出生の抑制、先送り (マイナスのH型期間効果) のリバウンドと、これに触発された一定の社会的ブームが重なったものと見られる。

2005年までのデータに基づく直近の将来推計人口の中位仮定は、マイナスのH型期間効果をコーホート見通しに反映しているため、現時点から見るとやや低い可能性があるが、今後の動向については、2010年以降について (1) 再低下、(2) 高水準への移行、(3) 高水準経験後の再低下のいずれの可能性もあり、現在得られる情報からそれぞれの蓋然性を客観的に判断することは難しい。

今後は子ども手当の実施など新たな要素の追加なども含め、本稿で用いられた分析枠組みなどに基づいて常に出生動向を監視することで、その方向性をいち早く把握することが

重要である。また、仮定設定の際に直近の動向におけるH型期間効果の検出やその量的な不確実性を反映する仕組みを開発して行くことが今後の優先的な課題となる。

参考文献

- 阿藤誠 (2005) 「少子化をめぐる研究の課題と展望」『人口学研究』第37号, pp.1-9.
- 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』原書房, pp.15-36.
- 国立社会保障・人口問題研究所編 (2007) 『日本の将来推計人口－平成18年12月推計－』厚生統計協会.
- Andersson, Gunnar, Marit Ronsen, Lisbeth B. Knudsen, Trude Lappegård, Gerda Neyer, Kari Skrede, Kathrin Teschner and Andres Vikat, (2009). “Cohort fertility patterns in the Nordic countries.” *Demographic Research*, Vol. 20, issue 14, pp. 313-352. <http://www.demographic-research.org/volumes/vol20/14/20-14.pdf>
- Billari, Francesco C. (2008). “Lowest-low fertility in Europe: Exploring the causes and finding some surprises.” *Japanese Journal of Population*, Vol.6, No.1, pp. 2-18.
- Bongaarts, John and Griffith Feeney (1998). “On the quantum and tempo of fertility.” *Population and Development Review*, Vol.24, No.2, pp.271-291.
- Goldstein, Joshua R. Tomáš Sobotka, and Aiva Jasilioniene (2009). “The end of “lowest-low” fertility?” *Population and Development Review*, Vol.35, No.4, pp. 663-699.
- Hoem, Britta, and Jan.M. Hoem, (1996). “Sweden’s family policies and roller-coaster fertility.” *Jinko Mondai Kenkyu* (Journal of Population Problems), Vol.52, pp.1-22.
- Hoem, Jan.M., (2005). “Why does Sweden have such high fertility?” *Demographic Research*, Vol.13, issue 22, pp.559-572.
<http://www.demographicresearch>
- Iwasawa, Miho and Ryuichi Kaneko, (2010). “Explanations for regional fertility reversal after 2005 in Japan: demographic, socio-economic and cultural factors.” paper presented at the Joint Eurostat/UNECE Work Session on Demographic Projections, 28-30 April 2010, Lisbon, Portugal.
- Kaneko, Ryuichi (2003). “Elaboration of the Coale-McNeil nuptiality model as the generalized log gamma distribution: A new identity and empirical enhancements” *Demographic Research*, Vol. 9, issue 10, pp.223-262.
<http://www.demographic-research.org/Volumes/Vol9/10/9-10.pdf>
- Kaneko, Ryuichi, Akira Ishikawa, Futoshi Ishii, Tsukasa Sasai, Miho Iwasawa, Fusami Mita, and Rie Moriizumi (2008). “Population projections for Japan: 2006-2055: outline of results, methods, and assumptions.” *The Japanese Journal of Population*, Vol.6, No.1, pp.76-114.
http://www.ipss.go.jp/webj-ad/WebJournal.files/population/2008_4/05population.pdf
- Kohler, Hans-Peter, Francesco C. Billari, and José A. Ortega (2002). “The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s.” *Population and Development Review*, Vol.28, No.4, pp.641-680.
- Ryder, Norman. B. (1964). “The process of demographic translation,” *Demography*, Vol. 1, No.1, pp.74-82.
- Ryder, Norman. B. (1986). “Observations on the history of cohort fertility in the United States,” *Population and Development Review*, Vol. 12, No.4, pp. 617-643.
- Sobotka, Tomás (2003). “Re-Emerging Diversity: Rapid Fertility Changes in Central and Eastern Europe after the Collapse of the Communist Regimes,” *Population-E* (English Edition, 2002), Vol. 58, No. 4/5, pp. 451-485.
- Sobotka, Tomáš (2004). “Is lowest-low fertility explained by the postponement of childbearing?” *Population and Development Review*, Vol.30, No.2, pp.195-220.
- Myrskylä, Mikko, Hans-Peter Kohler and Francesco C. Billari (2009). “Advances in development reverse fertility declines.” *Nature*, Vol.460, pp.741-743.
- van Imhoff, Evert (2001). “On the Impossibility of Inferring Cohort Fertility Measures from Period Fertility Measures,” *Demographic Research*, Vol. 5, issue 2, pp. 24-64.
<http://www.demographic-research.org/Volumes/Vol5/2/5-2.pdf>

On the Determinants of the Recent Fertility Upturn in Japan: Application of a Fertility Projection Model to Period Effect Analysis

Ryuichi KANEKO

In this paper several statistical analyses are conducted to identify causes and mechanisms of the fertility upturn experienced since 2006 in Japan. First, I constructed the monthly development of the seasonal adjusted total fertility rate (TFR) to closely observe the detailed timings of transition stages. Accordingly seven time segments have been detected in four major phases of the fertility change. Second, I measured the so-called tempo effect in the period TFR during the upturn by evaluating trends in the tempo adjusted TFRs (including the newly developed TFR with the cohort-shift framework of fertility schedules). Third, I assessed mechanisms of the upturn by measuring the tempo-effect-free period effect (which I will denote the type-H period effect) in the drift of period TFR. In this course of assessment, I made use of projected cohort age-specific fertility rates by birth order in the official population projection to contrast with the realized rates so that the type-H period effects should be detected as differences between those rates. The analysis involved the conceptualization of several types of period effects, which were then isolated in the data. As a result, I found that the Japanese upturn is somewhat different from the upturns widely seen in the West where the period fertility is said to gradually regress to cohort fertility along with deceleration of postponement of childbearing toward the end of “tempo transition”. In Japan, it is rather suggested that the initial rise in TFR was on the rebound from a prolonged depression in the fertility during the period since around 2000 to the first half of 2005, causing a positive period effect as a boom reacting to a growing market for family formation and childbearing promoted mainly by the media. Though the comparatively steep fertility upturn in Japan characterized by the initial rebound and subsequent boom might be expected to accelerate the process of “tempo transition” and make TFR continue to grow on one side, in fact the TFR stopped rising in 2009. This may be due to the economic recession caused by the world financial crisis (since the fall of 2008). Therefore, it is difficult to foresee the future course of Japanese fertility due the complexity of the present situation. The present study suggests that the incorporation of uncertainty associated with the type-H period effect seen in the most recent fertility trend is necessary when constructing fertility assumptions for population projections.