

まれている。2003年以降は市区町村別の統計も公表されている。

本稿では、この妊娠届出統計を妊娠数の統計として用いる。ただし安定的な傾向を観察するためには、個々の自治体の特殊事情などの影響を統制する必要があったため、独自の補正や、自治体からのヒアリング等を通じて、統計に関する追加情報等を得、分析に反映させた。自治体へのヒアリングは、2011年7月上旬および10月上旬に行った。

(2) 出生数に関する統計

出生数に関しては、人口動態統計において公表されている日本における日本人の結果を用いた。

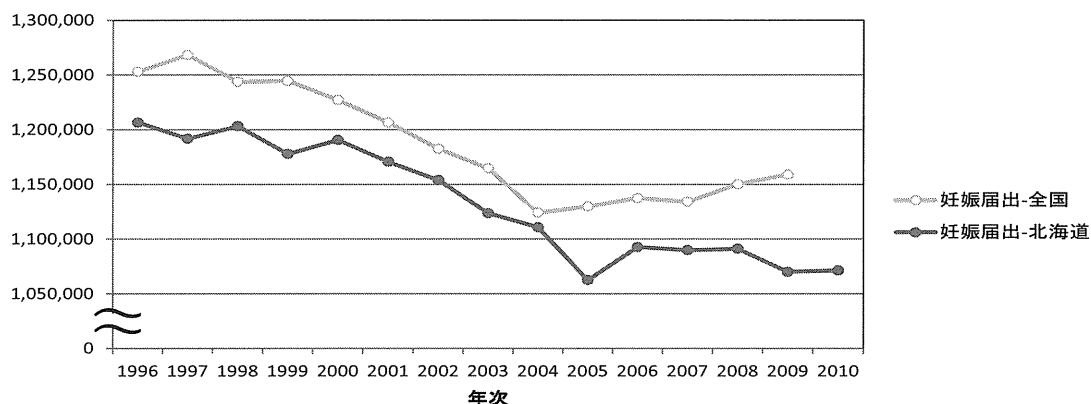
以下では、まず、妊娠届出者数とその妊娠の帰結と考えられる出生数との同調性を確認する。続いて、両者の乖離の動向とその変動要因について検討する。最後に、年次ごとに両者の乖離を示す指標を計算し、それを用いて、翌年の妊娠届出数から翌々年の出生数を予測し、実測値との比較を行う。

3. 妊娠届出数と出生数の同調性

年度別の妊娠届出者数（以下妊娠届出数）と年次別の出生数の推移を示すと図1のようになる。妊娠届出の統計と出生届出の統計は、集計時期が異なるのに加え（妊娠届出は4月～翌年3月、出生届は1月～12月）、妊娠届出と出産にはタイムラグがあるので、同調性を確認するためには出生に対応する妊娠届出を特定する必要がある。妊娠届出は妊娠週ごとに公表されてはいるものの、月別の統計は得られないことから、年単位でずらすか、前後の年の数値を重み付けして調整する方法が考えられる。

妊娠届出は妊娠11週以内に最も多く出されている（図2）。妊娠期間を40週と考えると、4月初旬に9週で届けられた場合、11月初旬が出産予定日となる。年度別の妊娠届出数は4月から翌年3月までの届出が含まれる。この届出による出生の多くは、その年の夏から翌年秋までに発生すると考えられる。従って、1月から12月の出生に対応する妊娠数は、 $(t-1)$ 年度届出数 $\times 9/12 + t$ 年度届出数 $\times 3/12$ （6ヶ月ずらし）といった調整で推計できると考えられる。このほか、 $(t-1)$ 年度届出数そのものを使った場合（9ヶ月ずらし）で同調性を確認したところ、6ヶ月ずらしと大差がなかったため、以下では簡便な9ヶ月ずらしの方法を採用する。9ヶ月ずらして表示した結果を図3に示す。ちなみに、2009年において、分娩後に妊娠届が出されたケースは全国で2272件、分娩後を加えた総数に占める割合は0.2%である。日本における出生はほぼ事前に妊娠届が出されていると考えてよいであろう。

図1 前年度妊娠届出数と出生数（日本における日本人）の推移



妊娠届出は4月～翌年3月、出生届は1月～12月

図2 妊娠週数別にみた妊娠届出数の内訳

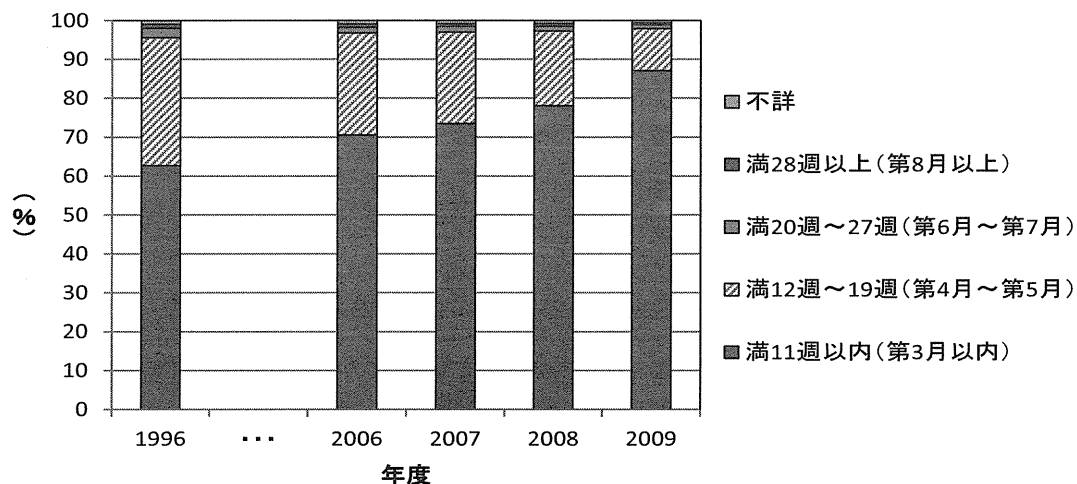
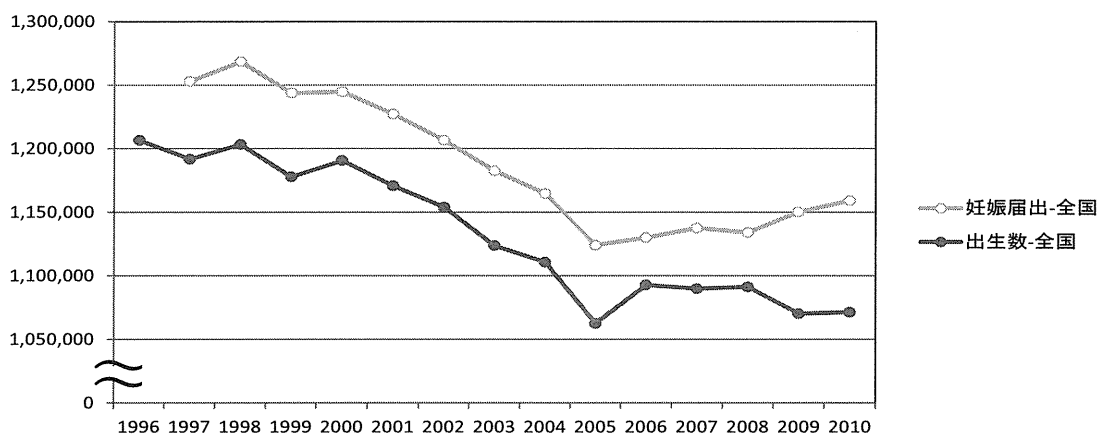


図3 妊娠届出数と出生数の推移（9ヶ月ずらし）

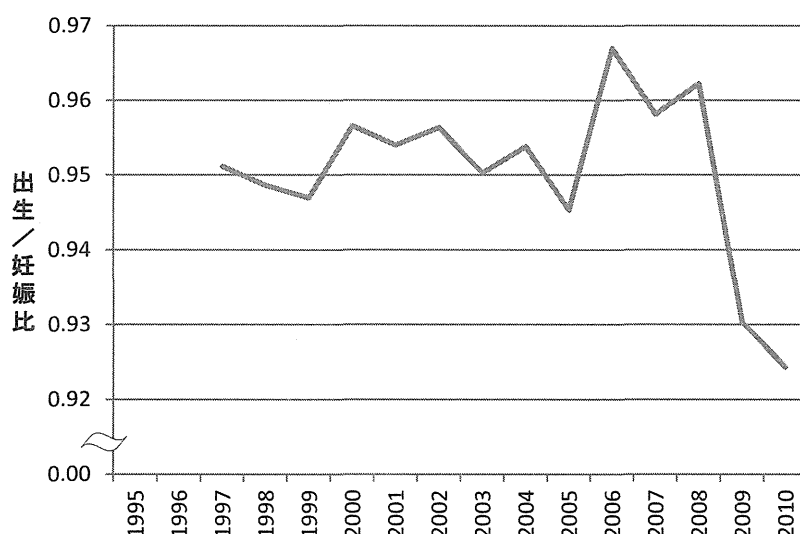


妊娠届出数は、表示年の前年の4月～翌年3月の統計。出生数（日本における日本人）は表示年の1月～12月の統計。2010年出生数は概数。

4. 妊娠届出数と出生数の同調性に影響する要因

図3で示されたように、2008年までは、妊娠届出数は出生数よりも概ね5万件ほど多く推移してきたが、2009年以降(2008年の妊娠届出以降)は、出生数が増えていないにもかかわらず、差が8万件を超えるようになった。これを、妊娠届出数に対する出生数の比(出生/妊娠届出比)として表したものが図4である。2005年前後まで0.95余りの水準で推移していたが、2006~2008年と0.96と少し上昇し、その後2009年から一転して0.93まで下降した。2010年も0.93を下回っている。

図4 出生/妊娠届出比の推移



妊娠届出数と出生数との乖離をもたらす要因としては、以下のようなものが考えられる。まず、流死産の存在である。妊娠届出後に発生した流死産分だけ出生数は少なくなる。また同様に、妊娠届出後の人工妊娠中絶の発生も出生を抑制する効果を持つ。一方、1回の妊娠から複数の出生が発生する多胎の存在は、逆に出生数の比率を引き上げる効果を持つ。最後に、統計の対象の問題がある。合計特殊出生率公表値に使用される出生数は、日本における日本人に限定している。すなわち、父母の少なくとも一方が日本人である。しかし、自治体に提出される妊娠届出は、外国人登録があれば受理されるので、父母ともに外国人であるケースが含まれると考えられる。この外国人の出生分だけ妊娠届出が過大になると考えられる。

従って、妊娠届出と出生数の乖離に変動があった場合、とくに、2009年以降のように乖離幅が拡大した場合には、以下のような可能性が考えられる。

- (1)流死産割合の増加
- (2)人工妊娠中絶の増加

(3)多胎出生の減少

(4)外国人父母による妊娠届の増加

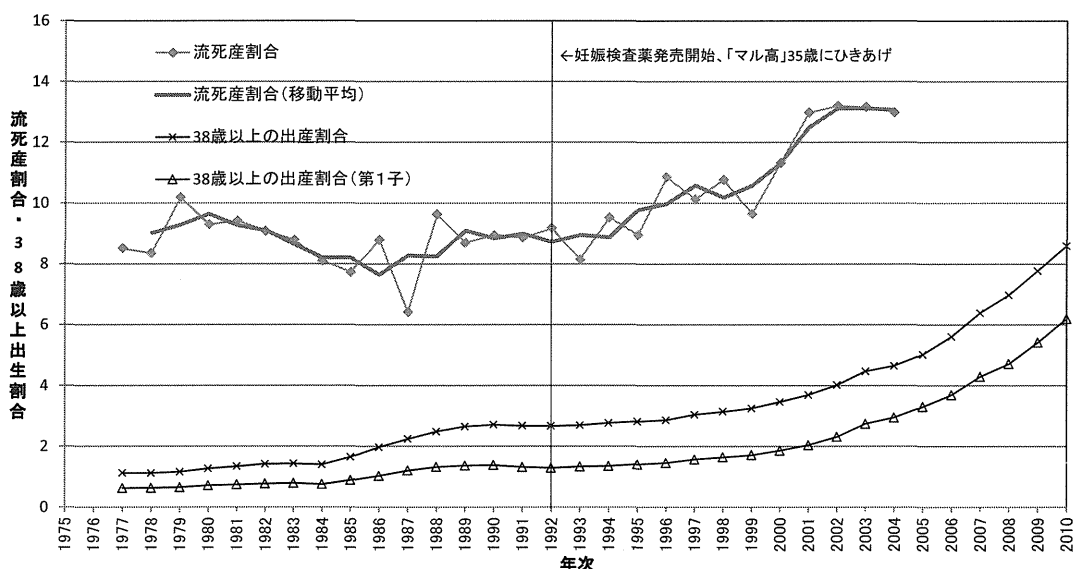
流死産割合の増加については、さらに、妊娠検出力の上昇、早期の届出の増加、妊娠年齢の高齢化といった3つの可能性が考えられる。以下では、それぞれの側面について、統計の動向を確認し、妊娠届出と出生数の乖離への影響を評価したい。

(1) 流死産割合の動向

妊娠届出数と出生数との乖離の主要な要因は、届出以降に発生した流死産であると思われる。そもそも、ある出生数の背景には、どのくらいの妊娠が存在したと考えればよいのだろうか。それには妊娠を分母にした流死産確率が必要となる。ただしその測定は、妊娠のメカニズムが十分に明らかになってない事情や測定手法の不完全さから、常に限界を伴っている(Baird et al. 1993)。可能なことは、検出可能な妊娠を分母とし、検出可能な流死産の発生を分子とした指標を観察することである。ここでは、回答者が把握できた妊娠と流死産について記録された出生動向基本調査の妊娠歴のデータを用いて、受胎年別の流死産割合を計算してみた(図5)。1990年代前半までは、流死産と出生を合わせた妊娠数に占める流死産割合は概ね9%程度であるが、1990年代後半から上昇しており2000年代に入ると12%を超えている。

流死産割合の変動に影響をあたえるものとして、以下の3つの要因を考えてみたい。

図5 出生と流死産の合計を分母とした流死産割合の推移



流死産割合=流死産 / (流死産 + 出生)

第9回(1987)~13回(2005)出生動向基本調査(年次は推定受胎時期に基づく)

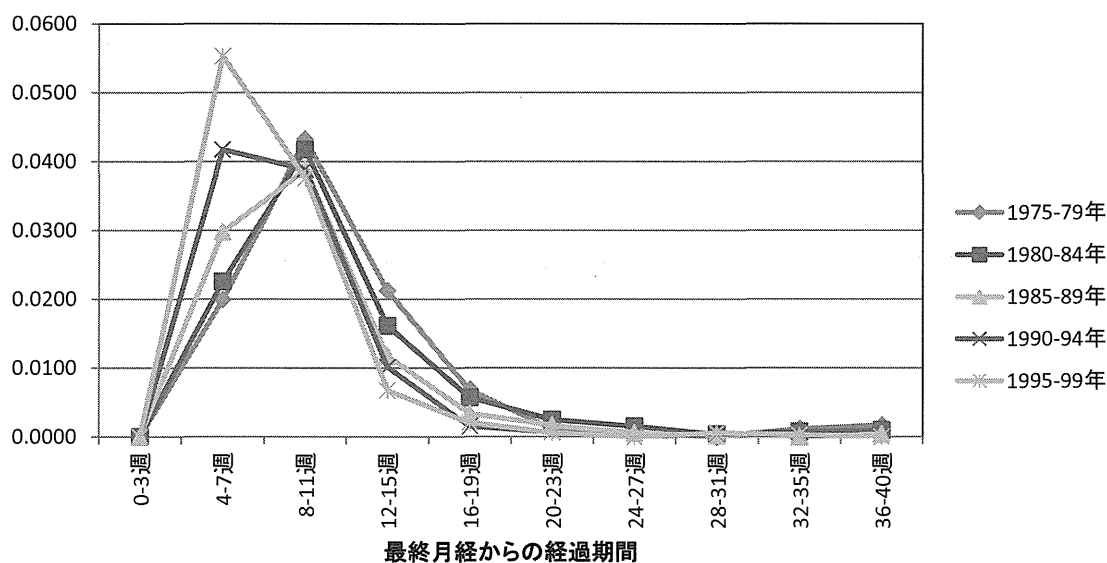
推定受胎時期が調査時点から9ヶ月半以上10年未満に発生した妊娠(30,596)を対象としている。

38歳以上の出生割合は「人口動態統計」の日本における日本人の公表値。

1) 妊娠検出力の上昇

流死産は、受胎後間もないほど多く発生する。このことは、早い時期に妊娠が判明するほど、その妊娠が流死産に帰結する確率も高まることを意味する(Baird et al. 1993)。日本では1992年7月より妊娠検査薬が市販されるようになり、これにより、早期に個人で妊娠が確認できるようになった。このことが、検出可能な妊娠を増やすことになり、流死産の確率を上昇させる一因となったと考えることができる。実際に流死産が妊娠後どの時点で起きているのかについても、出生動向基本調査で確認しておこう。図6は第9回～第12回の出生動向基本調査における妊娠歴を用い、流死産の時期情報と出生と流死産の割合を用いて計算した、妊娠期間別の流死産のハザード率である。流死産の時期情報は2002年の調査までしかたずねられていないため、2000年以前の状況しかわからないが、最近の妊娠ほど、妊娠8週以降の流死産のハザード率は低下しているものの、7週以内の流死産ハザード率が上昇している。妊娠検査薬によって、流死産に終わる可能性の高い7週以内の妊娠の検出率が上昇したと考えられる。図7は、検出された妊娠が流死産によってどのように減少していくかをしめたものである。最近の妊娠ほど妊娠初期における減少率が大きく、最終的な残存率が低くなっている。

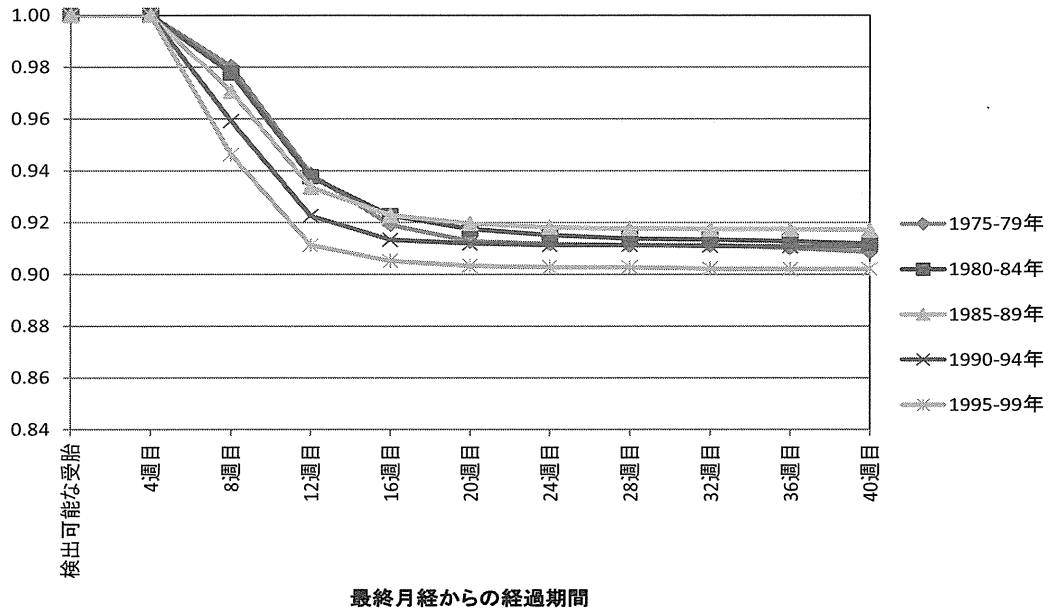
図6 受胎年別にみた、流死産のハザード率



第9～第12回出生動向基本調査

調査時点から9.5ヶ月以上10年未満に受胎した妊娠を対象としている。

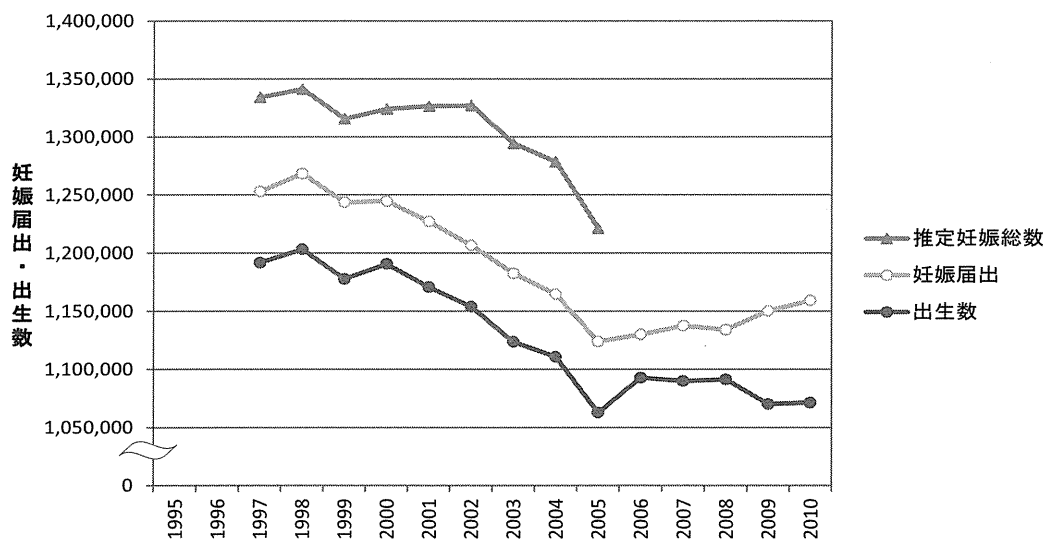
図7 受胎年別にみた、検出可能な妊娠の残存率



第9～第12回出生動向基本調査

流死産割合を、ある年の出生数に当てはめれば、流死産を含めた妊娠数を推定することができる。出生数、妊娠届出数とともに、推定妊娠数を図8に示した。推定された妊娠数は、届出数よりも毎年10万件ほど多い。すなわち妊娠が判明しても、その後届出前に流死産が起きていることを意味する。逆に言えば、妊娠届出は、流死産リスクの高い時期を過ぎて維持されている妊娠のみ届出られており、大部分が出生に至っている。妊娠届出は妊娠総数よりも出生数との同調性がより高いと思われる。

図8 出生動向基本調査による流死産割合を用いた妊娠総数の推定（人工妊娠中絶は除く）



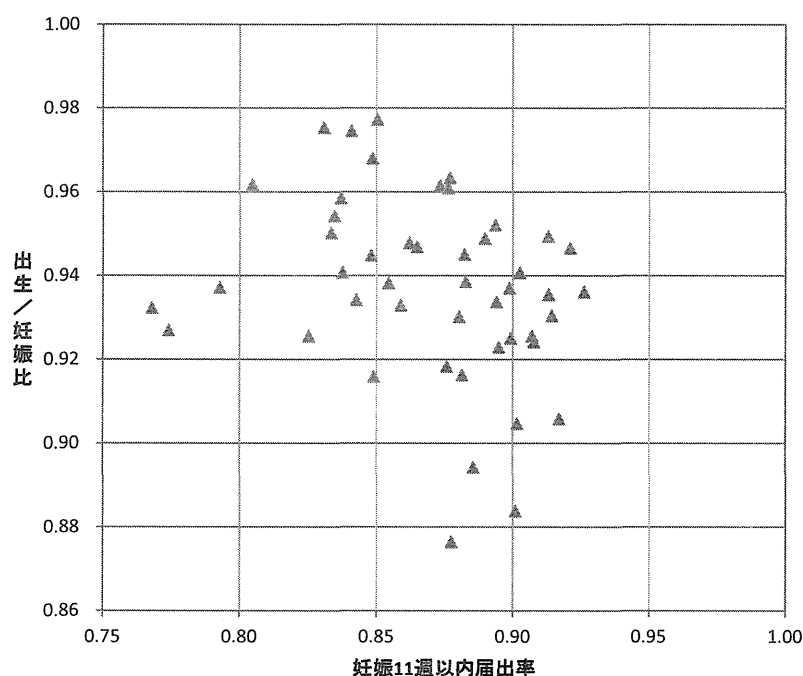
妊娠総数（検出可能な妊娠）の推定に用いた出生・流死産比については、第9～13回の出生動向基本調査の妊娠歴から求めた。

2) 早期の妊娠届出の増加

妊娠届と出生数の乖離は、初期妊娠の検出のみならず、いつ届出をするかにも影響される。流死産は妊娠初期に多いため、届出の時期がいつかによって、妊娠届出が出産に帰結するか流死産に帰結するかの割合が変わってくる。

実は、図 2 からわかるように、近年、妊娠届出は早期に出される傾向にある。2009 年以降の妊娠届出数の増加は、従来ならば、流死産によって届出に至らなかった妊娠が、早期の届出によって統計に反映された結果であると考えられる。妊娠 11 週以内の届出率と妊娠に対する出生数の比の関係性をみると（図 9）、概ね負の関係を示しており、届出が早まるほど、妊娠数と出生数に乖離が起きる傾向にあることがわかる。

図 9 妊娠 11 週以内の届出率と出生／妊娠届出比との関係（都道府県別）



2006 年以降の届出の早期化については、以下の 2 つの理由が考えられる。

a) 早期届出の啓発

2006 年から始まった母子保健の国民運動計画である「健やか親子 21」においては「妊娠 11 週以下での人員の届出率 100%」という目標が掲げられている。これを受け、早期の妊娠届出を勧奨することが国や自治体、医療系各団体の協力によって取り組まれている。とくに 2008 年以降は、積極的な啓発活動が進められてきた（図 10、図 11）。

図 10 早期の妊娠届出を啓発する厚生労働省作成のリーフレット

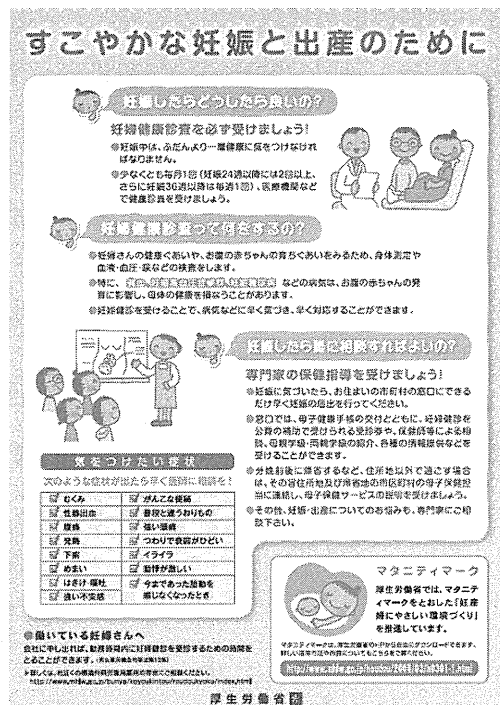


図 11 早期の妊娠届出を啓発する神奈川県のパスター



京浜急行線車内にて撮影 (2010年7月)

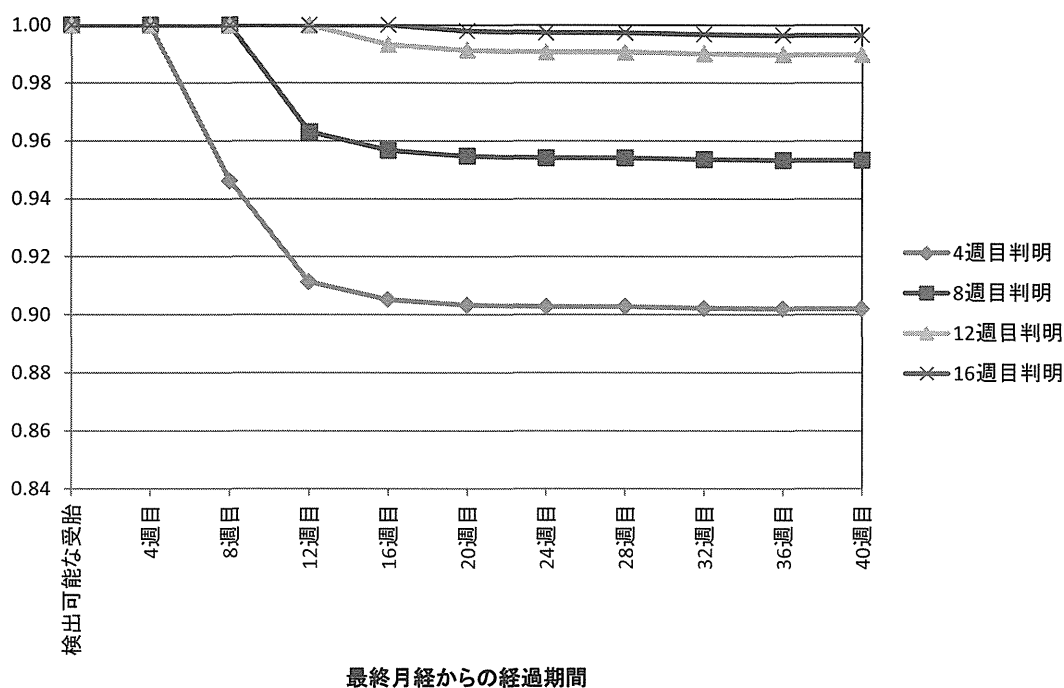
b) 妊婦検診の助成拡大によるインセンティブの増加

近年、妊婦検診に対する助成制度が大幅に拡大され、補助される回数等が大幅に増加している。2009年4月からは、14回分の妊婦検診を無料化する助成金が各自治体に交付された。すべての自治体が完全無料化を実施しているわけではないが、以前よりも補助が拡大した自治体が増えたため、早めに届出をし、自治体から受け取る助成券によって妊娠初期から検診を受ける妊婦が増えたと見られる。

船橋市では、2008年4月に妊婦検診補助が2回から5回に、2009年4月に5回から14回に増えたため、市側でもキャンペーンを行った結果、2月、3月の多くの届出が4月まで延期された。

今後も早期届出の勧奨は継続すると思われる。すなわち、早期届出率といった構造変化によって流死産割合が変化し、過去の出生／妊娠届出比率そのものが変化していく可能性がある。届出の時期によって流死産割合がどう変化するかは過去のデータからある程度把握可能である。図 12 は、1995-99 年受胎の妊娠について、妊娠判明時期別に残存率をみたものである。届出時期の分布の変化と流死産割合との関係は定量化できるので、予測に取り入れることが可能であろう。

図 12 妊娠判明時期別にみた、検出可能な妊娠の残存率



3) 妊娠年齢の高齢化

流死産確率は、妊娠年齢が上昇するほど上がる傾向があるため(Baird et al. 1993)、流死産の増加の背景には、妊娠年齢の高齢化も影響していると予想できる。先ほどの図 5 には 38 歳以上の出生の割合も示している。

1980 年代以降、出生年齢は高齢化してきたが、1990 年代以降は、1992 年に日本産科婦人科学会において高齢初産婦（「マル高」）の定義が 30 歳から 35 歳に引き上げられたことにも表れているように、30 代の第 1 子出産が増えた。これは、1990 年代以降、出産が先送りされ、30 代に入ってから第 1 子を産む人が増えていることに加え、第二次ベビーブーム世代が、2005 年以降、30 代後半に入り、30 代出生の構成比を高めていることにも起因する。38 歳以上の出生、とくに第 1 子の出生割合が急激に上昇しており、流死産割合の上昇ともある程度同調性がみられる。都道府県別に平均出生年齢と出生／妊娠届出比をみると（図 13）、負の関係があり、出生年齢が高い東京や神奈川などの都市部では、妊娠届と出

生数の乖離が大きいことがわかる。また、出生動向基本調査における妊娠歴から、受胎年齢別に流死産ハザード率を算出すると、30代半ばからハザード率が急激に上昇することがわかる(図14)。妊娠年齢が高まるほど、最終的な流死産割合も高まるので(図15)、妊娠年齢の高齢化といった構造変化は妊娠届出と出生数との乖離を拡大する方向に寄与するであろう。

図13 平均出生年齢と出生／妊娠届出比との関係(都道府県別統計)

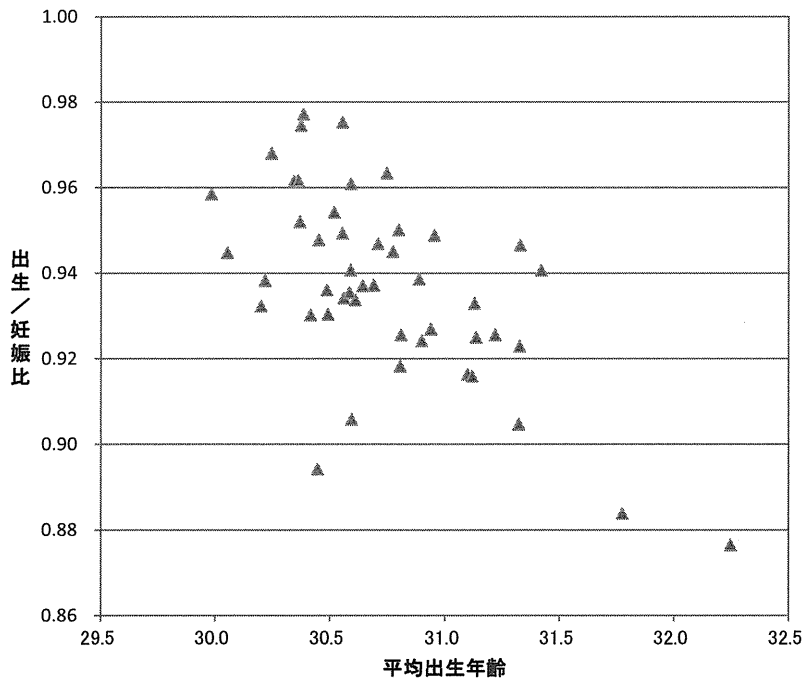


図14 受胎年齢別にみた、流死産のハザード率

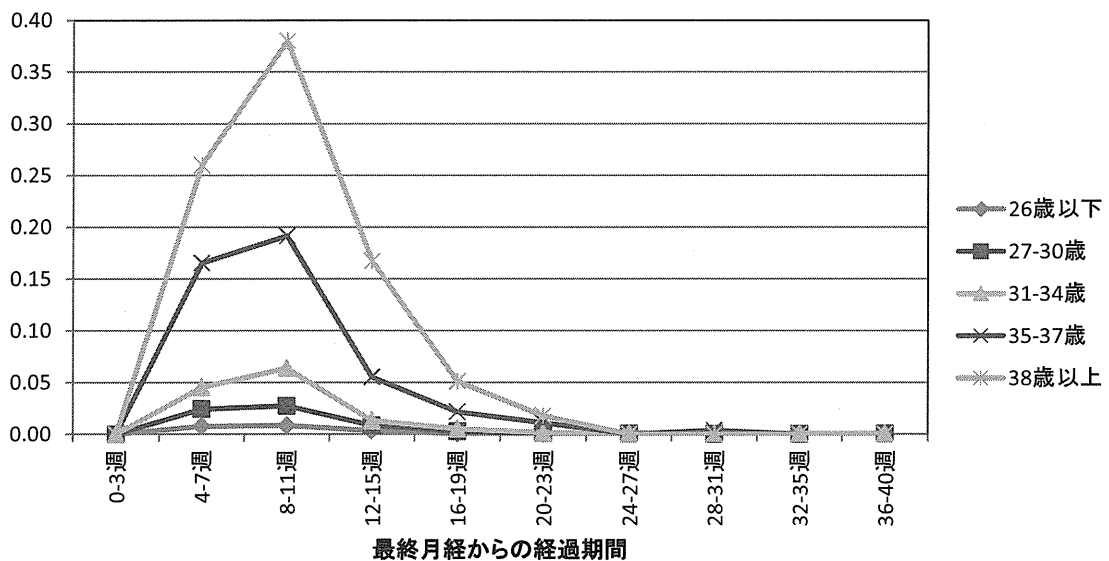
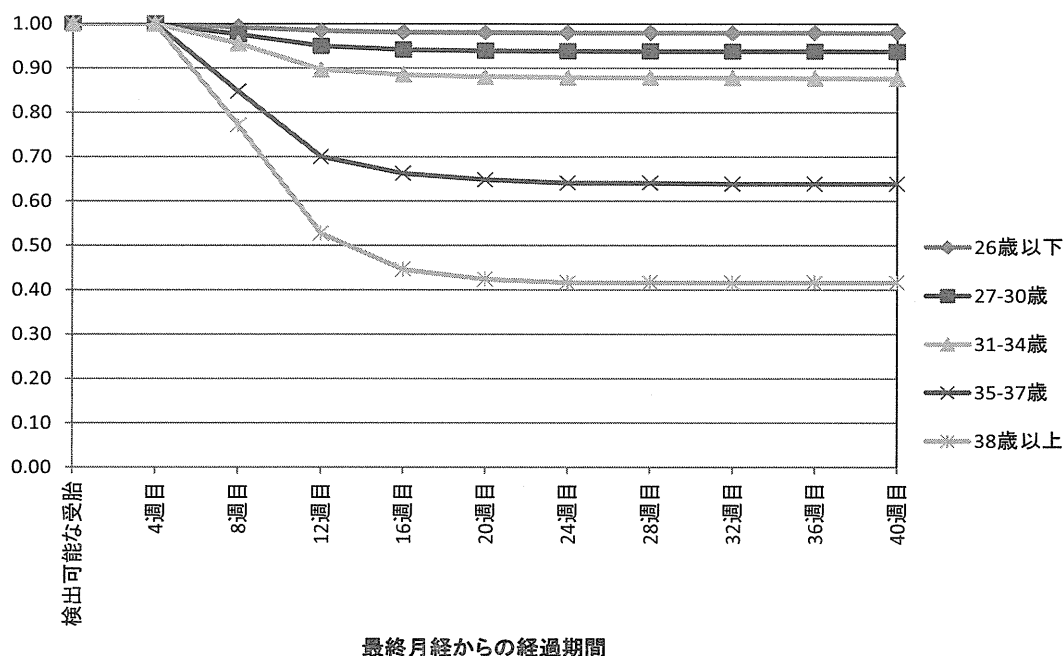


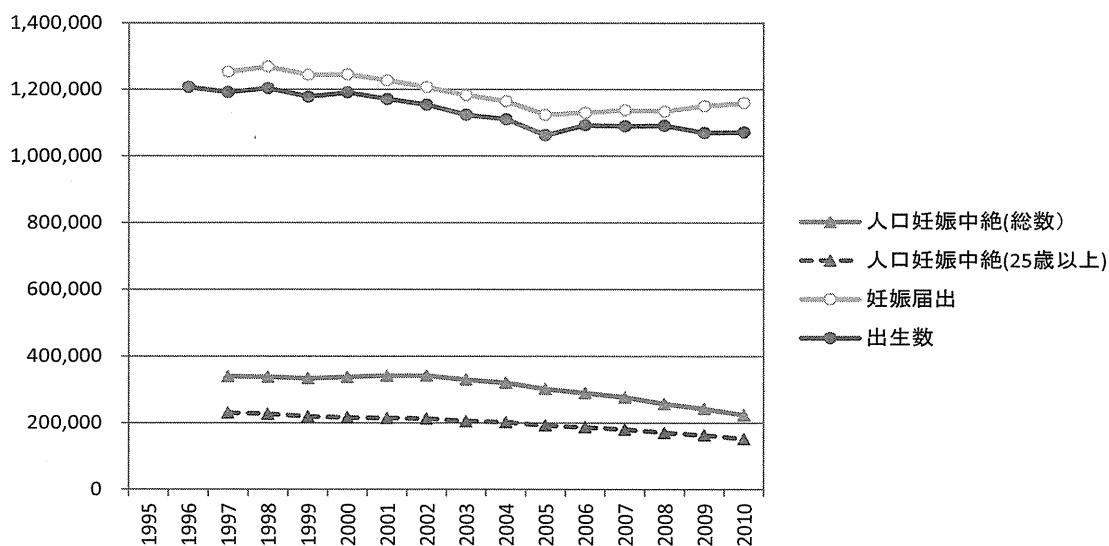
図 15 受胎年齢にみた、検知可能な妊娠の残存率



(2)人工妊娠中絶の動向

妊娠届出は、多くの場合、出産を希望している時にのみ提出されると考えられる。従って、人工妊娠中絶に帰結した妊娠はほとんど含まれていないと考えられる。しかしながら、妊娠中に事情が変わり、人工妊娠中絶に至ったケースに変動があれば、妊娠届出と出生数の乖離に影響するかもしれない。図 16 に妊娠届出数、出生数、人工妊娠中絶数（総数および有配偶者が多く占められる 25 歳以上）の推移を示した。人工妊娠中絶数は、妊娠届出を

図 16 妊娠届出・出生数・人工妊娠中絶数の推移



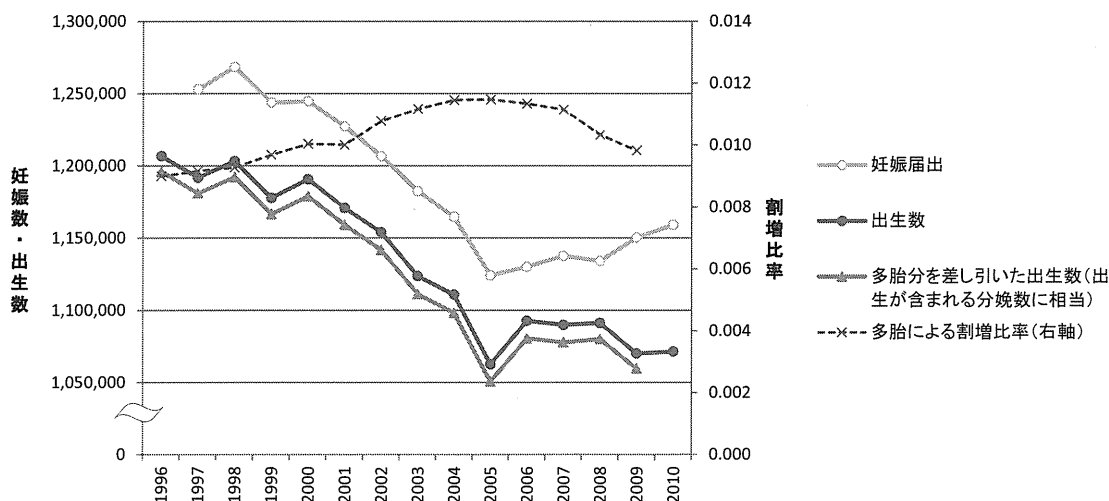
人工妊娠中絶数は、『衛生行政統計報告』による。表示年の前年度の数値を示す。

出した人も出していない人も含まれていると考えられるので、妊娠届出と出生の乖離を直接説明するものではないが、2000年以降は一貫して減少しており、妊娠届出と出生数の乖離が拡大した2008年以降についても傾向に変化はない。乖離拡大に人工妊娠中絶が関与しているはっきりした状況は確認できない。

(3) 多胎出生の動向

妊娠数と出生数の差は、多胎の動向にも影響をうける。出生数は分娩数ではないため、多胎が多いと、妊娠に対する出生比は過大になってしまう。多胎による割り増し分（分娩数と出生数の乖離）は2009年10,404件であった。2人目以上の多胎分を差し引き、出生に関わる分娩数に相当する値を示すと図17のようになる。割増分の比率は、2005年頃まで増加傾向にあり、このことは妊娠数と出生数の差を埋める効果を持っていた。その後の2006年以降は減少傾向にあり、近年は妊娠数と出生数の乖離を広げる方向に寄与しているものの、妊娠と出生の大幅な乖離拡大を説明するものではない。

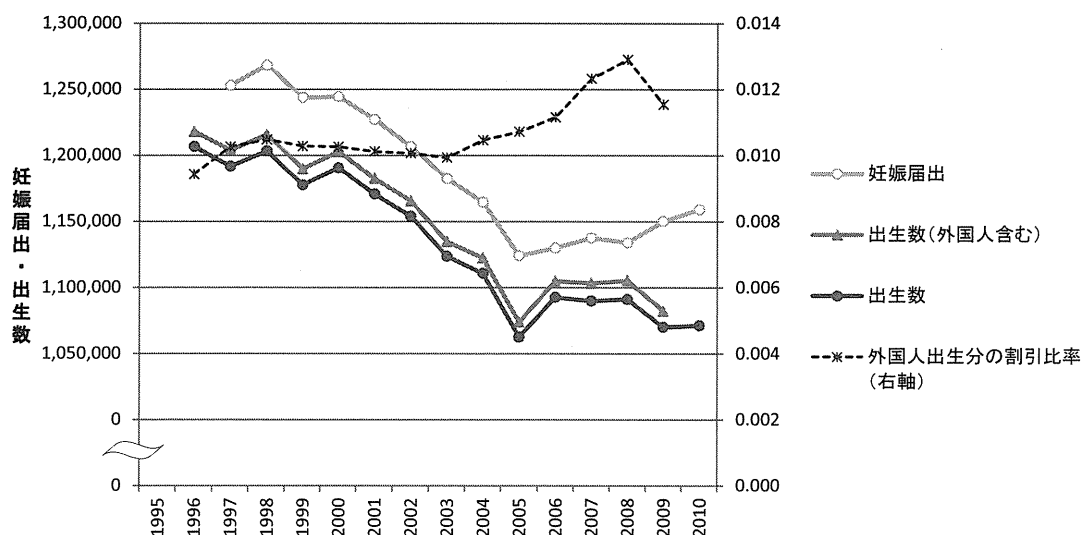
図17 多胎による増加分を差し引いた出生数の推移



(4) 外国人父母による出生の動向

動向分析の対象である出生数は日本人に限定しているが（父または母が日本人）、妊娠届出は、父母共に外国人の場合にも、母が自治体に外国人登録をしていれば受理される。そこで、父母ともに日本人ではない、外国人の出生を出生数に加え、妊娠届出との同調性をみると、図18のようになった。2009年以降の乖離拡大に、外国人出生数の変動は関連していないように見える。すなわち、外国人出生の増加によって、妊娠届出数と日本人出生数との乖離が拡大したとは言い難い。

図 18 外国人出生を加えた出生数の推移



(5) 市区町村統計における妊娠数と出生数の同調に影響するその他の要因

以上の要因は、全国および都道府県別の妊娠届出と出生数の乖離の動向に影響を与えるものであった。市区町村別に妊娠届出と出生数の推移を分析する際には、さらにいくつかの要素が関わるのでここでまとめておきたい。

1)市町村合併

市町村の合併により、妊娠届出統計の自治体区分と翌年の出生数の区分が一致しないことがある。いずれかの区分に合わせた統計を対応させる必要がある。

2)人口移動

妊娠後出産前までに転居をし、妊娠届出の場所と出生届出の自治体が異なってしまう場合や、大型マンションの建設等によって一時的な人口流入があると、同調に影響を与えると考えられる。とくに規模の小さな自治体ほど影響を受ける傾向がある。

なお、届出後に転居があっても、母子健康手帳は以前のを継続使用できるため、再届出を出す必要はないということであった（船橋市ヒアリング）。従って、重複届出の可能性はないと考えてよいであろう。

3)支援制度変更等によるタイミング効果

妊娠届出は、届出者にとっては、自治体から受ける様々なサービス、支援制度の受給資格となる。従って、支援制度に変更があると、新たな制度が開始されるまで届出が延期され、制度開始後に届出が集中することがある。制度開始が4月の場合、前年度の届出が抑制され、翌年度分が過大となり、年次別に観察した出生数との同調関係に影響を与える。2009年4月より、妊婦の検診費用が14回まで無料となり（ただし、自治体によって実現率に差がある）、一部の自治体で影響が出ている。

以上の分析から、近年の妊娠届出と出生数との乖離拡大（出生／妊娠届出比率の低下）の背景をまとめると、以下のようになる。

- ・国や自治体による啓発活動および妊婦検診費用の公的負担の拡大によって、早期の妊娠届出が増加し、それに伴って妊娠届出に示す流死産割合が増加した。
- ・妊娠年齢の高齢化に伴って流死産割合が増加した。
- ・人工妊娠中絶が、妊娠届出と出生数の乖離に関連している兆候は確認できない。
- ・多胎出生と外国人出生の動向にも大きな変化はなく、それぞれの影響が相殺される水準である。

以上でまとめたように、2009年以降の妊娠届出と出生数の乖離の拡大は、主に妊娠早期の届出率の上昇が寄与していると判断される。この傾向は今後も続く可能性があるが、届出率が飽和に近くなれば、いずれ落ち着くであろう。また妊娠年齢の高齢化については、今後も上昇が続くと見込まれるものの、ここ数年30代後半であった第二次ベビーブーム世代が出産年齢期を過ぎることで、高齢出産への偏りはやや緩和すると思われる。以上の事情から、妊娠届出数と出生数の比率は、今後はある程度安定的に推移すると見られ、翌年の出生数予測に有効である可能性がある。そこで、次節では、妊娠届出数と出生数の比率を用いた将来出生数の予測と評価を行う。

5. 妊娠届出数を用いた出生数の予測

妊娠届出数を用いた出生数の予測は、全国と都道府県別について以下の手順で行う。まず、 t 年出生数を $t-1$ 年度の妊娠届出数で割った[t 年出生／妊娠届出比率]を求める。これを t 年度妊娠届出数に乗じて、 $t+1$ 年出生数を推計する。さらに、 $t+1$ 年出生数の推計値と実績値の誤差率を求め、それを $t+1$ 年TFRに乗じることによって、予測出生数に対応した予測TFRを算出する（出生数以外の年齢パターンなどは実績通りであったとの仮定に従う）。

図19には、都道府県別にみた出生／妊娠届出比の推移を示した。東京、大阪など、都市部を除くと、2008年までは概ね0.94～0.99の範囲で分布しており、2009年以降、0.91～0.97と下方に動いている。また2010年の出生／妊娠届出比を地図上に描くと図20のようになる。

図21には、出生数とTFRについて、前年の出生／妊娠届出比率に基づいた予測値、統計情報部による年間推計（1月～10月までの出生届出に基づく）、実績値を、都道府県別に比較した結果を示す。上の図が出生数、下の図が出生率に換算した数値である。ここでは2010年について示した。さらに表1、図22、図23において、2000年以降の推移を示した。2010年の実績出生数(概数)は1,071,306であった。2010年12月に公表された年間推計は1,071,000である。それに対し、妊娠届出数に基づく予測値は1,078,347であった。TFRに換算すると、実績、年間推計が1.390であるのに対し、妊娠届出に基づく推計は1.399であった。2000年以降の実績との比較を見ると、2009年で乖離が大きい。2008年から2009年にかけて、妊娠届出の早期化が進み、出生／妊娠届出比に大きな変動があったことが要因と見られる。このように、届出に関する大きな変化がある場合には予測精度が落ちるが、安定的であれば、出生数の傾向をある程度予測することができる。

図 19 都道府県別にみた、出生／妊娠届出比の推移

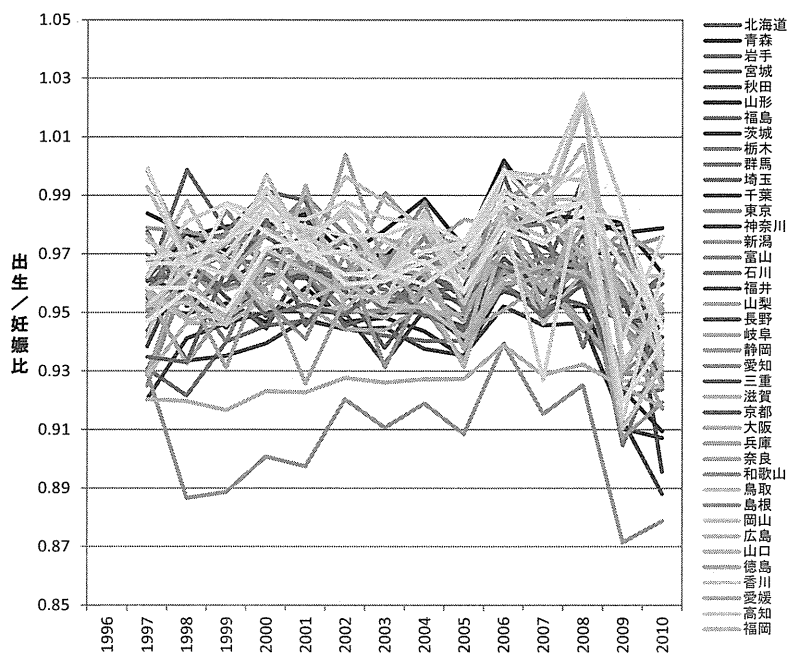


図 20 都道府県別にみた、出生／妊娠届出比(2010)

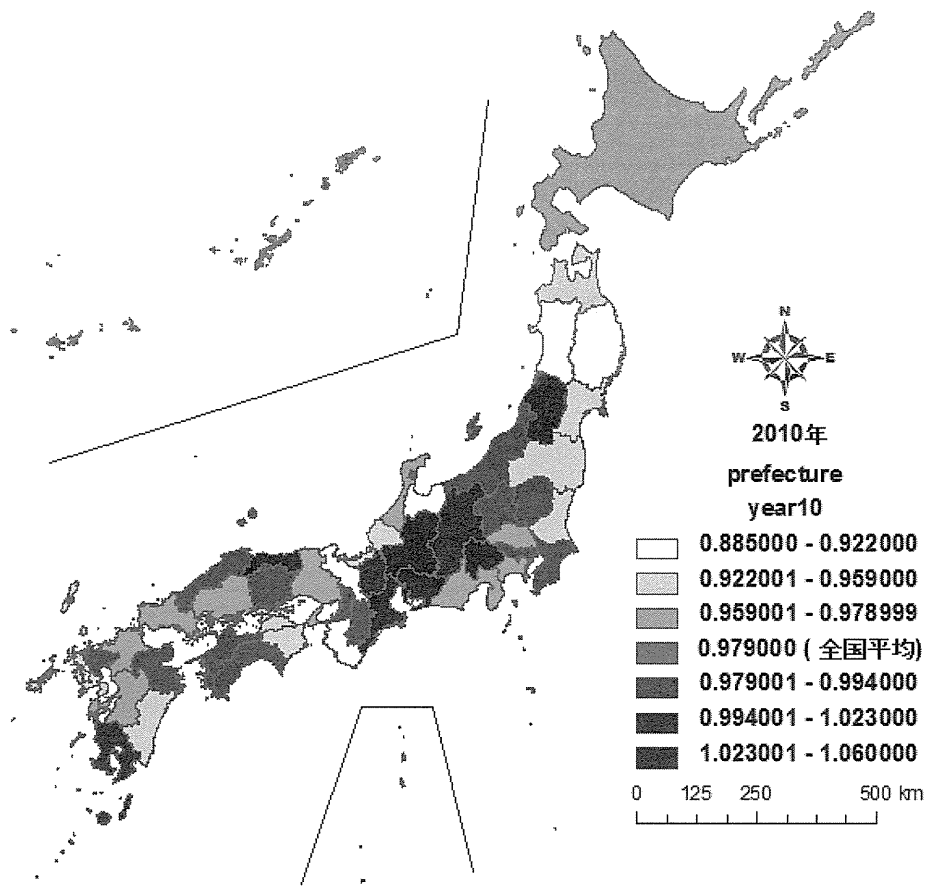


図 21 全国、都道府県別にみた、予測出生数、予測 TFR と実績値

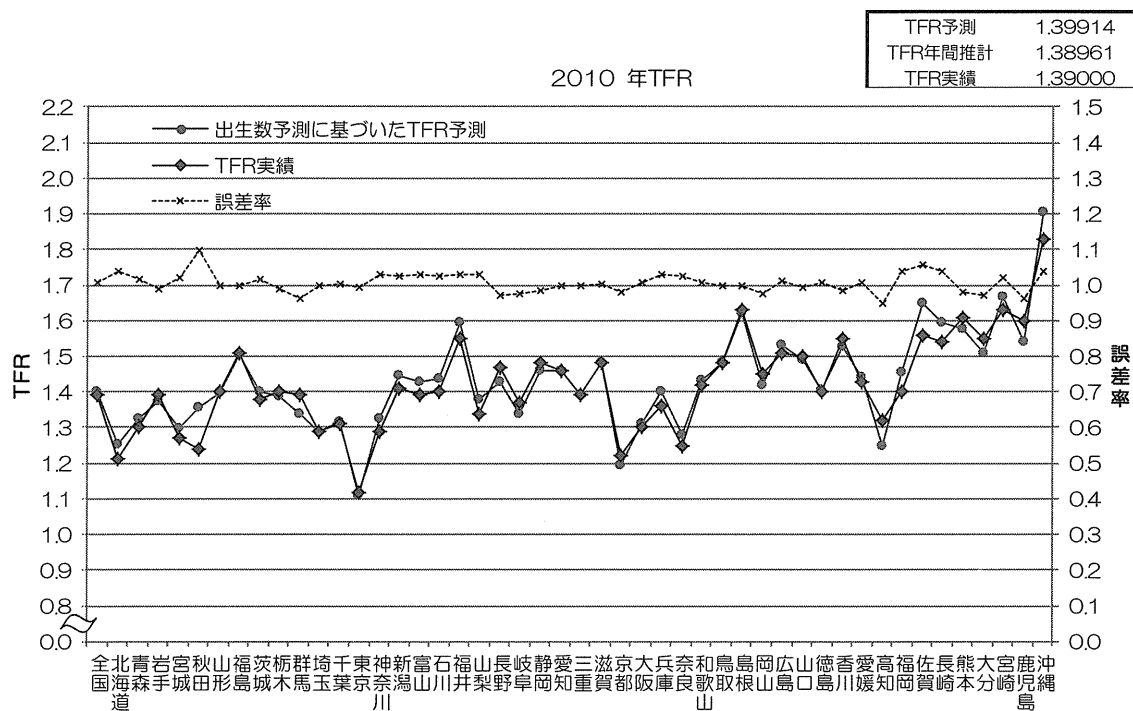
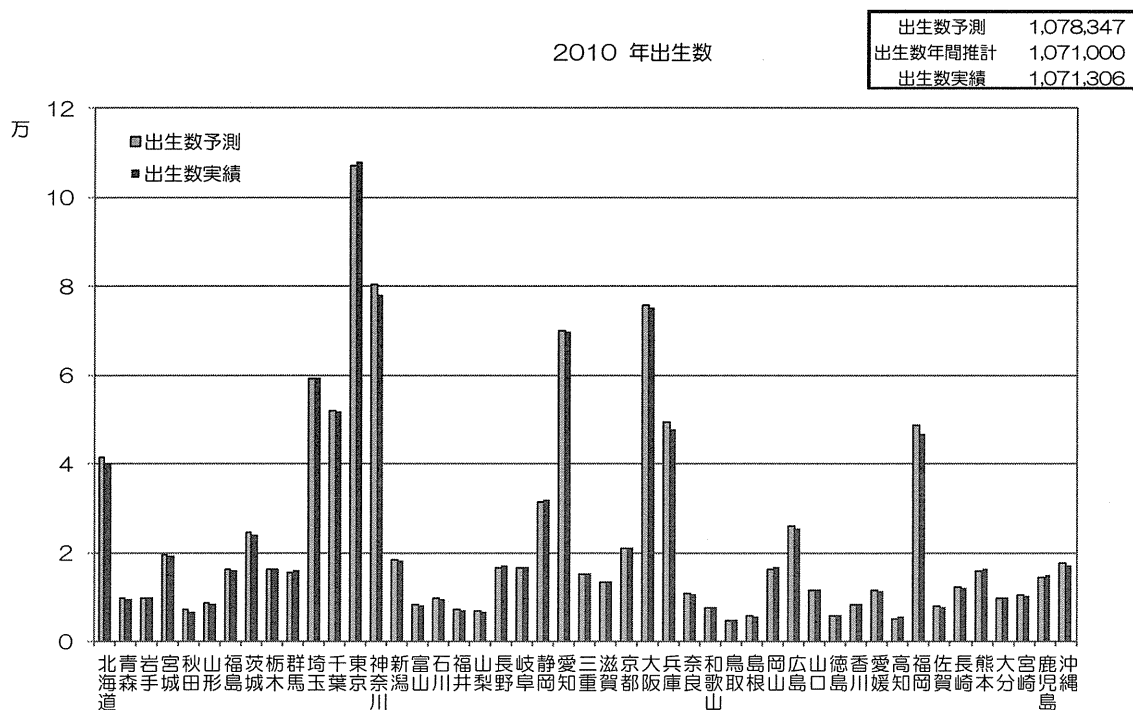


表1 全国の予測出生数および予測 TFR と実績値

指標(全国)	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
出生数予測	1,178,537	1,173,833	1,151,036	1,130,801	1,106,621	1,072,032	1,068,183	1,099,921	1,086,487	1,106,679	1,078,347
出生数年間推計	1,189,000	1,175,000	1,156,000	1,121,000	1,107,000	1,067,000	1,086,000	1,090,000	1,092,000	1,069,000	1,071,000
出生数実績	1,190,547	1,170,662	1,153,855	1,123,610	1,110,721	1,062,530	1,092,674	1,089,818	1,091,156	1,070,035	1,071,306
TFR予測	1.345	1.338	1.315	1.299	1.284	1.271	1.288	1.349	1.361	1.415	1.399
TFR年間推計	1.357	1.339	1.321	1.287	1.284	1.265	1.309	1.337	1.368	1.367	1.390
TFR実績	1.359	1.334	1.319	1.290	1.289	1.260	1.317	1.337	1.367	1.368	1.390

図22 全国の予測出生数と実績値の推移

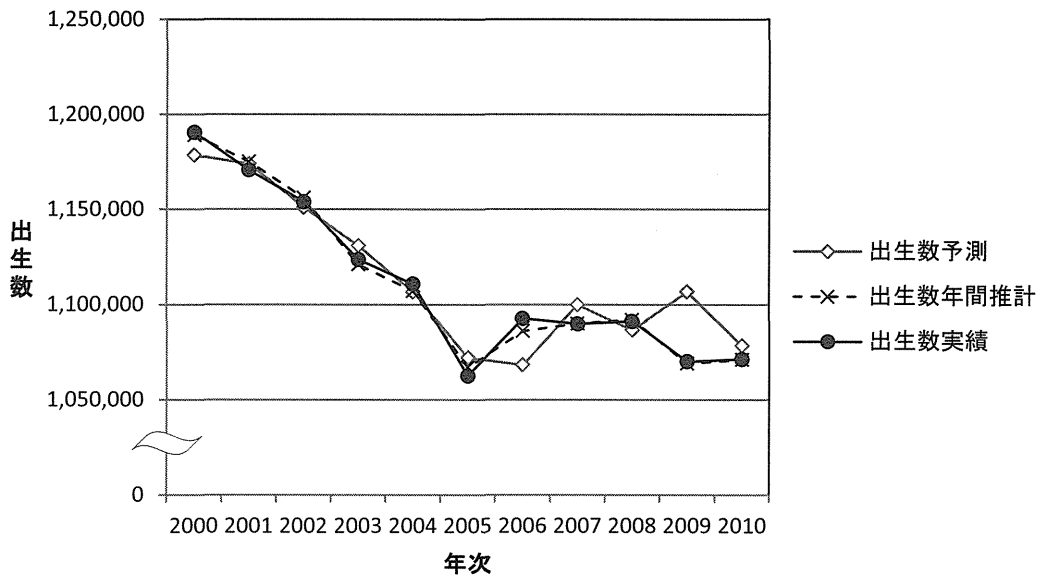
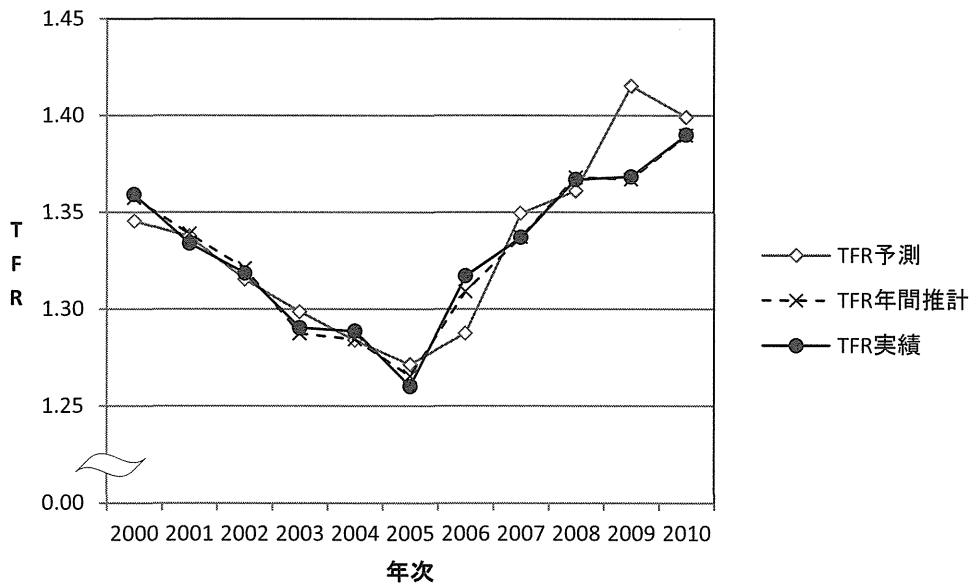


図23 全国の予測 TFR と実績値の推移



6. まとめ

厚生労働省大臣官房統計情報部が毎年公表している『地域保健・健康増進事業報告』における妊娠届出数は、翌年の出生数とある程度同調して推移していることがわかった。したがって、妊娠届出数と出生数の比を翌年の妊娠届出数に乗じることで、翌々年の出生数を推計することができる。これは、1月～10月までの月別出生数をつかった年間推計（石川・別府 2011）と同様に、短期的な出生力見通しに有効な方法となり得る。推計においては、妊娠届出数と出生数の比（出生／妊娠届出比）は安定的であることが望ましいが、出生／妊娠届出比はいくつかの要因によって変動することがある。たとえば、2008年から2009年には出生／妊娠届出比が大きく低下するという変動があった。この背景としては、「健やか親子 21」に基づいた早期届出の勧奨や、妊婦検診の助成拡大を誘因とした早期届出者の増加、そして30代での妊娠の増加によって流産確率が上がったことが主因とみられる。そのほか、人工妊娠中絶や多胎の動向、外国人による届出の動向なども、出生／妊娠届出比に影響するが、近年の変動には直接的な寄与を確認できなかった。

過去の出生／妊娠届出比を用いた出生数の将来推計を試み、実績値との評価を行ったところ、概ね実績値の推移を再現できることがわかった。たとえば、2010年の合計特殊出生率の実績値は1.390であるが、予測出生数を用いた合計特殊出生率は1.399である。前年度の妊娠届出統計を用いて、翌年の出生数を推計することはある程度有効であると考えられる。より精度を高めるためには、届出時期の分布変化や妊娠年齢の構造変化を考慮することによって、流産割合を調整することが必要である。また、市区町村の一部の統計によって全国の傾向を推定することができれば、全国の結果がまとまるのを待たず、見通しを立てることも可能となる。市区町村データを用いた推定方法の開発が今後の課題である。

文献

石川晃・別府志海(2011)「年途中までの月別統計を用いた年間合計特殊出生率推計の検討」金子隆一(編著) 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業『人口動態変動および構造変化の見通しとその推計手法に関する総合的研究』平成 22 年度総合研究報告書,pp.319-335.

Baird, D.D., Ragan N.B., Wilcox, A.J., and Weinberg, C.R. 1993 “The relationship between reduced fecundability and subsequent foetal loss.” Pp.329-341 in Biomedical and demographic determinants of reproduction edited by R.Gray, H.Leridon and Alfred Spira. Oxford: Clarendon Press.

厚生労働省大臣官房統計情報部『地域保健・健康増進事業報告』

5 社会経済的要因・政策的要因が人口動態（出生）に与える影響についての 文献レビュー

鎌田 健司
守泉 理恵

1. はじめに

本稿では社会経済的要因・政策的要因が人口動態（出生）に与える影響についてわが国における主要な論文をレビューすることによって、1990年代以降における要因の変動や少子化対策等の政策効果の影響についてとりまとめることを目的とする。文献リサーチ開始年は、政策的要因の影響を考慮し、少子化対策が本格的に始動した1992年からとした。また、大枠の区分として個人を対象としたマイクロレベルの分析とOECD諸国等の国家間、国内では都道府県、市区町村を対象としたマクロレベルの分析に分け、実証分析について採録した。

2. 諸外国における文献レビュー

社会経済的要因や政策的要因がマイクロレベルの出生行動やマクロレベルの出生率への影響について、国際的な動向をまとめた文献レビューを行っている研究は多く存在する（近年のものでは、Gauthier (2007)、Sheiner et al. (2003)、Sobotka et al. (2010)など）。Sheiner et al. (2003) や Sobotka et al. (2010) は、経済不況や不安定な就労の増加が出生率にどのような影響を及ぼしているのかについてまとめており、マイクロレベルの研究では、経済不況や不安定な就労は男性の家族形成や子ども数に強い影響を及ぼし、第1子出生に主に影響するとしている。先進諸国における若者の就労の不安定化が結婚や出生行動に与える影響については、2000年代後半からの世界経済の不安定化の影響を受けて近年とくに注目されているテーマとなっている（フランスにおける事例として Pailhé and Solaz (2012)、イタリアにおける事例として Vignoli, et al. (2012)、わが国においては Suzuki (2010) や Hashimoto and Kondo (2010) などがある）。

Gauthier (2007) は家族政策が出生率に与える影響についてとりまとめ、家族政策の総合的な効果は多くの研究では社会経済的要因に比べると小さいものであるが正の影響が出ているものが多く、政策効果は完結出生力の変動よりも出生タイミングの変化に対して影響する傾向にあることを示している。またOECD諸国等を対象としたマクロレベルの影響については、Sleeboos (2003)、d'Addio and d'Ercole (2005)、Thévenon (2010)、などがあり、現金給付の影響や育児休業制、保育所、ベビーシッター等の影響を評価しており、政策効果は小さいながらも概ね正の効果を示していることが指摘されている。

3. わが国における 1990 年代以降の実証研究の動向

わが国における 1990 年代から 2000 年代における社会経済的・政策的要因が出生行動や出生率に与える影響について以下にまとめる（資料表参照）。

ミクロレベルの結果をみると、1990 年代 2000 年代を通して依然として女性の学歴や就業状態・就業継続、年収が出生行動に負の影響を及ぼしている傾向は変わらない（樋口 1994、津谷 1999、永瀬 1999、山上 1999、滋野・松浦 2003、岩澤 2004、福田 2005、山口 2005、滋野 2006、樋口他 2007）。ただし、出産前後で就業していても育児休業制度を利用することで出生率の増加に寄与することが示されている（滋野・松浦 2003、駿河・張 2003、山口 2005、滋野 2006）。学卒時の労働市場の動向が後の出生率にどのように影響するのかについては、高卒女性では負の影響を持つものに対して、高学歴女性では正の関係がみられるといった指摘もある（Hashimoto and Kondo 2010）。次に政策効果について、児童手当などの現金給付の効果は、塚原（1995）、森田（2006）において正の効果が示されているが、出生率を押し上げる効果は小さい。保育所を拡充することの効果は、保育園の児童 1 人あたりの定員率を引き上げると女性の就業を促進し、時間外保育の実施は出生行動に正の効果を持ち（滋野・大日 1999、樋口他 2007）、認可保育所の充実が第 2 子の追加出生を促す（吉田・水落 2005、滋野 2006）ことも指摘されている。

マクロレベルでの結果をみると、女性の就業率や賃金が高いと出生と負の関係があるという指摘が多い（小椋・ディークル 1992、加藤 2000、2002、高山他 2000）。ただし OECD 諸国などの分析結果では（Engelhardt（2004）、山口（2005）など）、女子労働力率と出生率の関係は近年になるに従って、施策などの効果とともに負の関係が弱くなっていることが指摘されている。また、2005 年以降の分析においては、市区町村別の分析において女性の就業率と合計出生率の関係には正の関係が示されている（小島 2005、鎌田・岩澤 2009）。政策効果については、保育所の拡充施策（保育所数・定員数・保育価格など）は正の関係を示す研究が多い（加藤 2000、阿部 2005、坂爪 2007、2008、鎌田・岩澤 2009）。事業所を対象とした調査において、育児休業制の利用は出生を促進する（駿河・西本 2002）。現金給付施策については、児童手当の支給は負の関係（高山他 2000）が示される結果や、出産祝い金事業は男性に正に影響（北村・宮崎 2009）、出産育児金は低所得者の男性に正の影響（田中・河野 2009）があるといった結果となっている。加藤（2005）は結婚・出産に関わる機会コストを減じるような施策が出生率の上昇に大きいことを示している。

ここまで、1990 年代からの主要な論文について簡単にまとめてきた。ここまでの出生率の低下をめぐる社会経済的・政策的要因については、女性の就業継続をいかに負担なく行わせることができるかといった点に集約されている。育児休業制度、保育所の拡充が出生率と正の関係が多くの研究において示されており、育児の経済負担や地域コミュニティとの連携など、解決すべき課題は多いものの、徐々に変化の兆しが見えてきている。今後も出生行動の社会経済的・政策的要因研究を進めていき、政策提言につなげていきたい。なお、今回まとめた論文は全体の一部に過ぎず、とても網羅的であるとはいえない点については留意いただきたい。