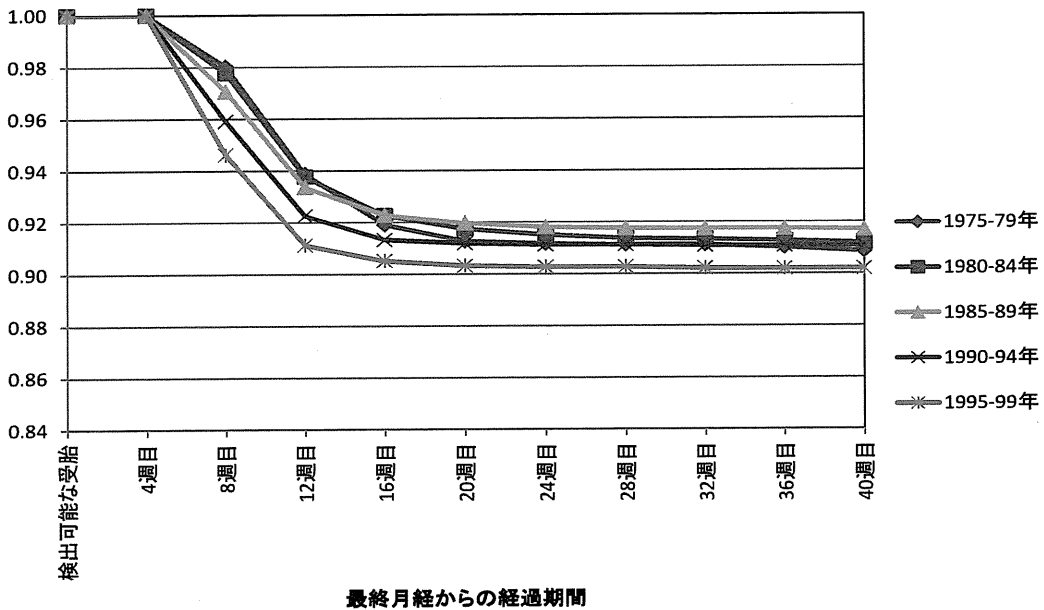


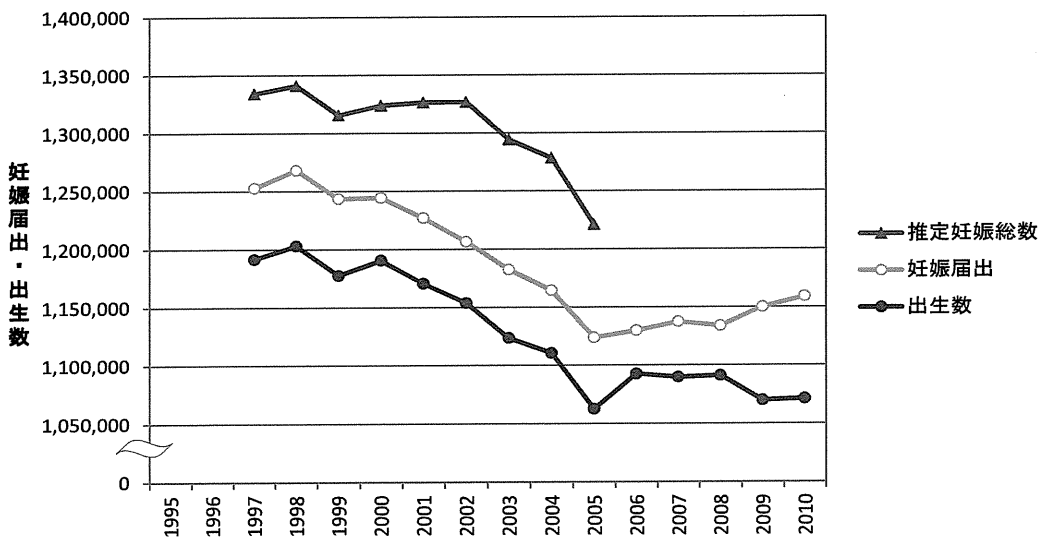
図7 受胎年別にみた、検出可能な妊娠の残存率



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。

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

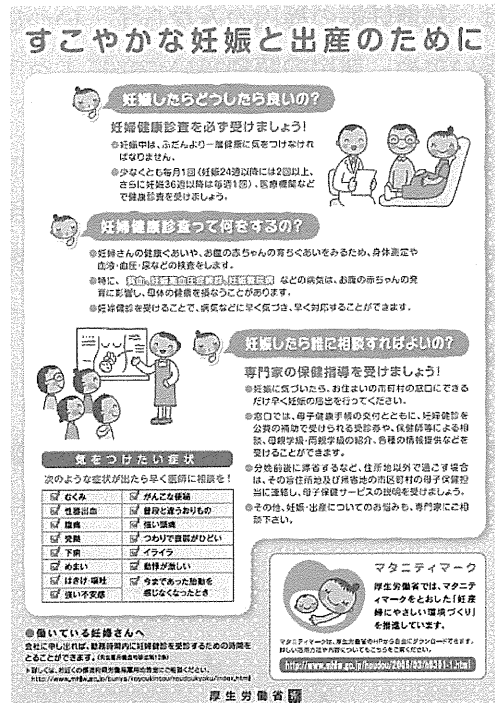


図 11 早期の妊娠届出を啓発する神奈川県のパスター



京浜急行線車内にて撮影 (2010年7月)

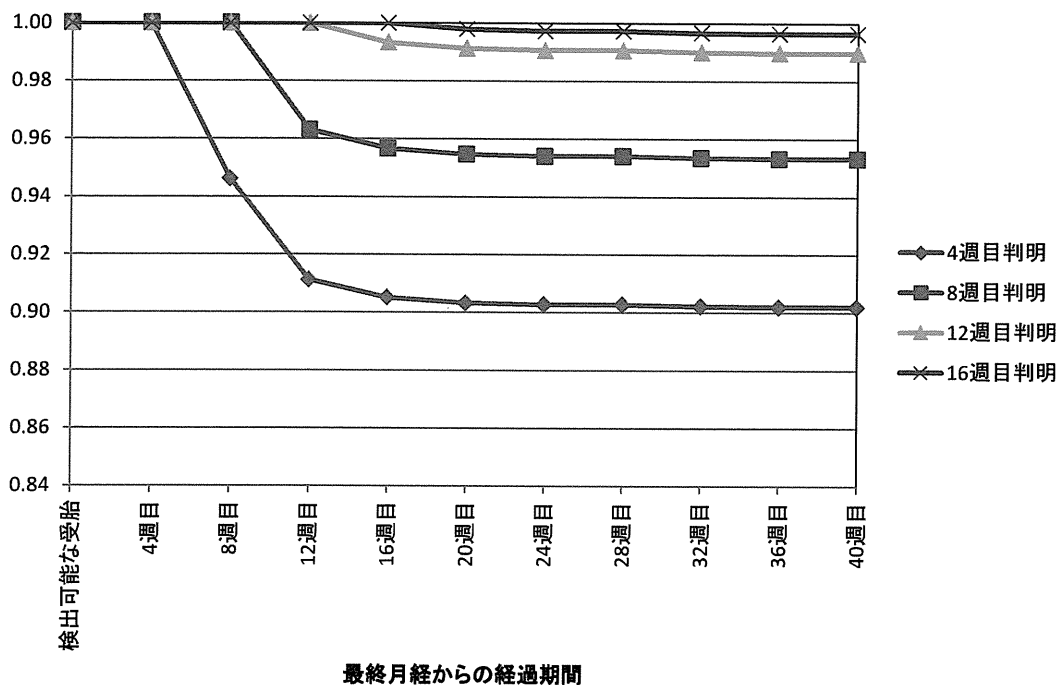
b) 妊婦検診の助成拡大によるインセンティブの増加

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、妊娠年齢の高年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、出生年齢は高年齢化してきたが、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)

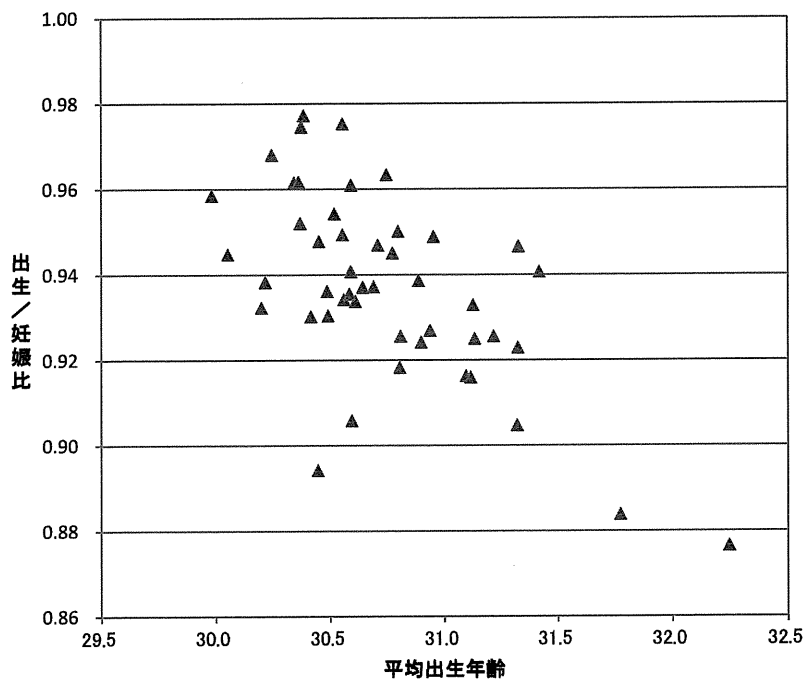


図14 受胎年齢別にみた、流死産のハザード率

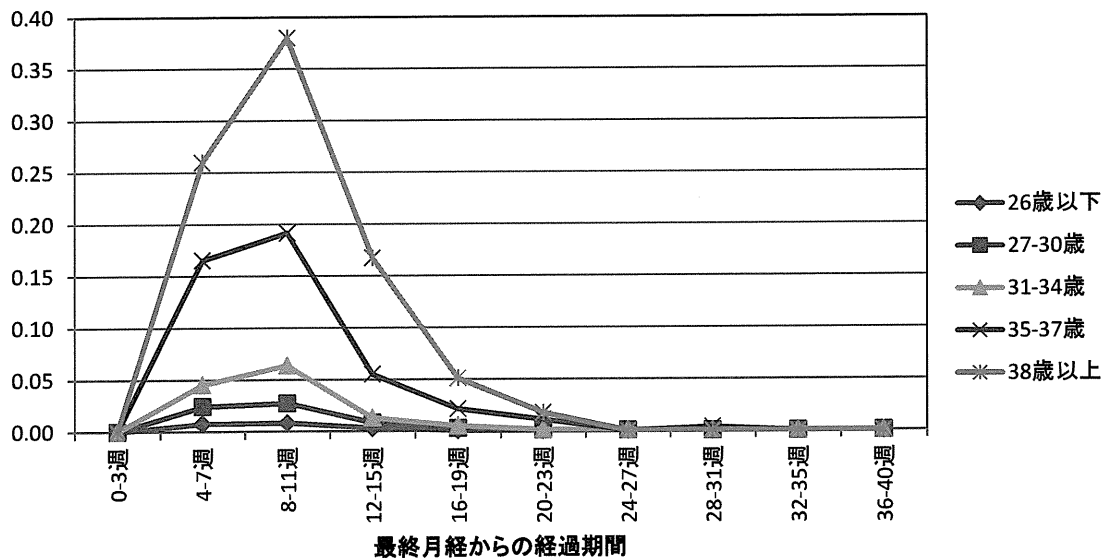
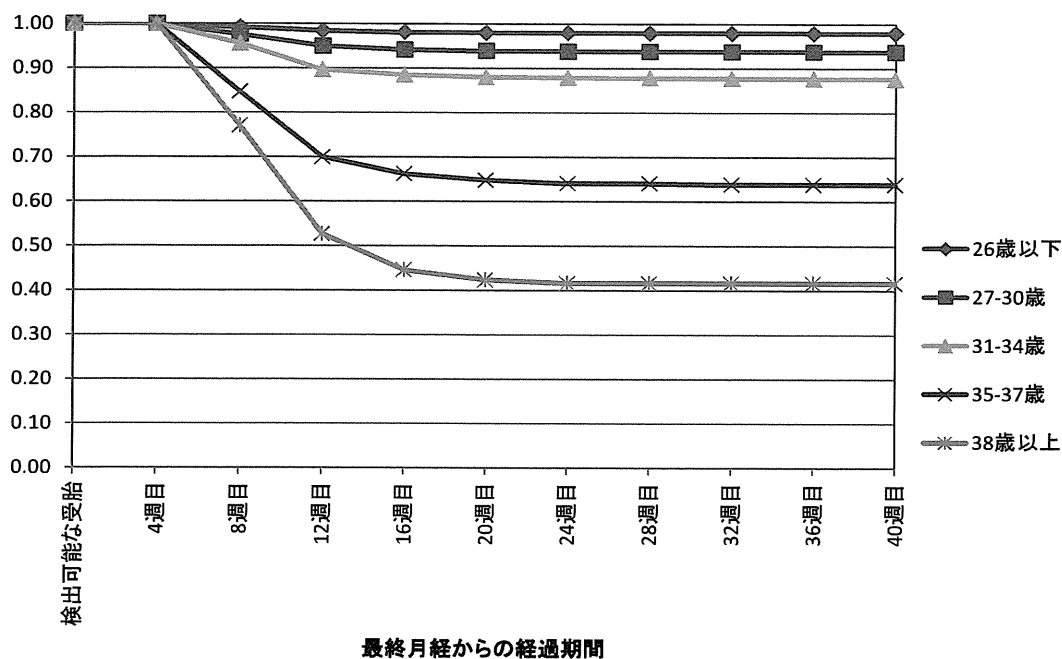


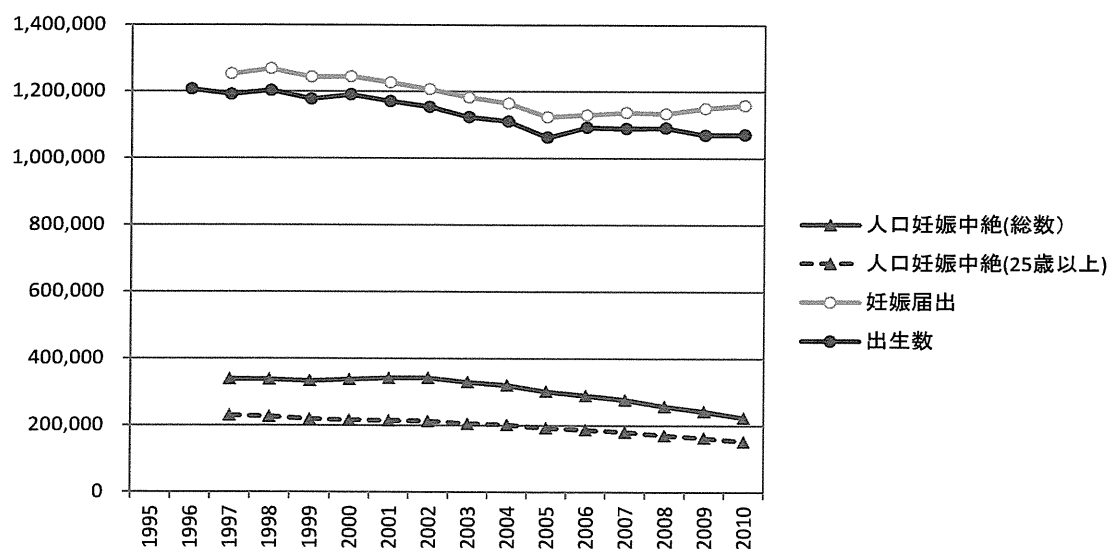
図 15 受胎年齢にみた、検知可能な妊娠の残存率



(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



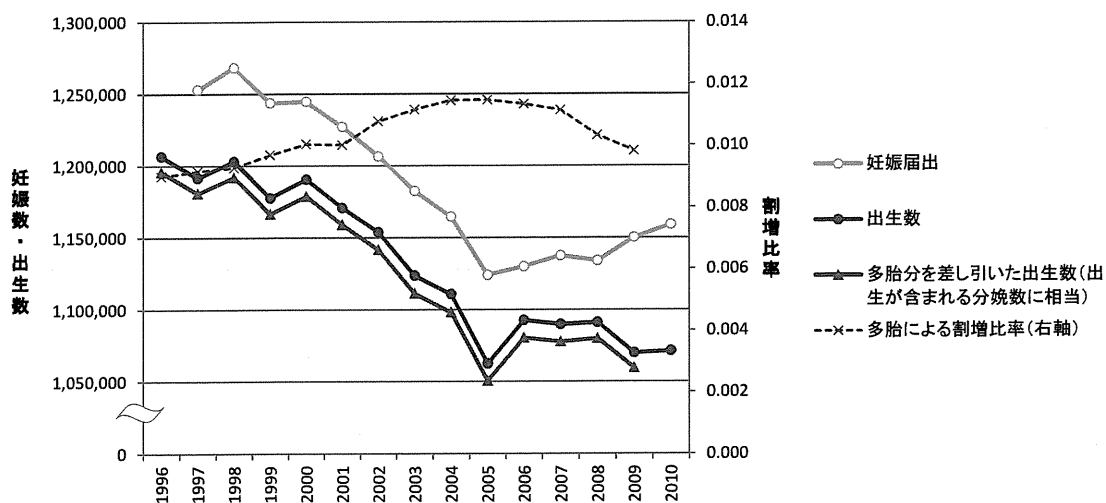
人工妊娠中絶数は、『衛生行政統計報告』による。表示年の前年度の数値を示す。

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。

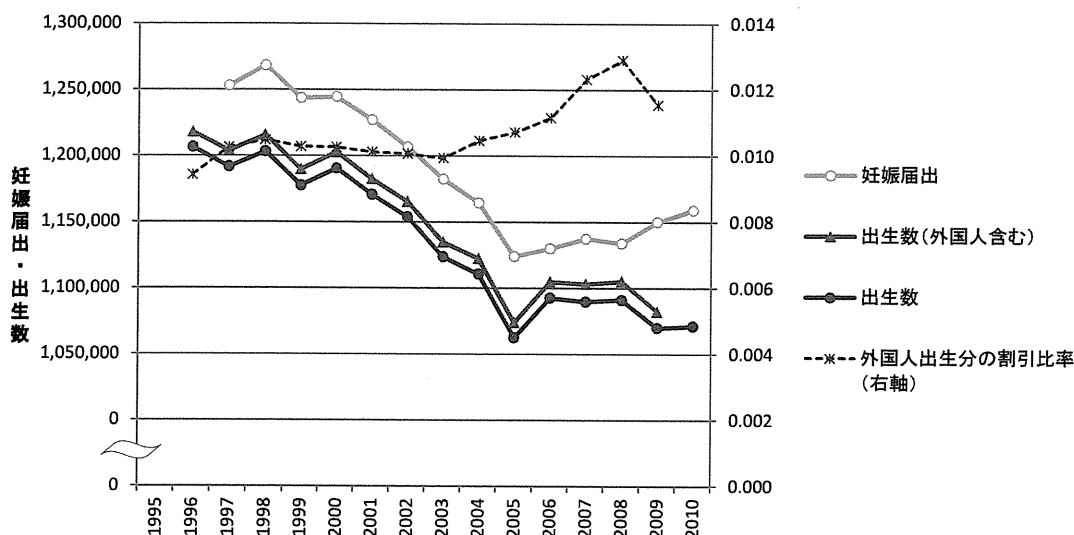
図17 多胎による増加分を差し引いた出生数の推移



(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も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

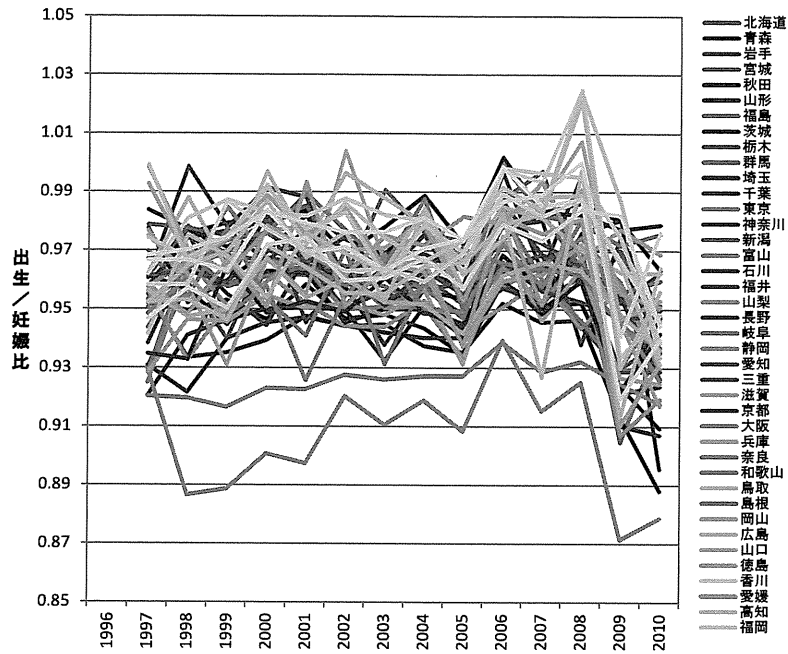


図 20 都道府県別にみた、出生／妊娠届出比(2010)

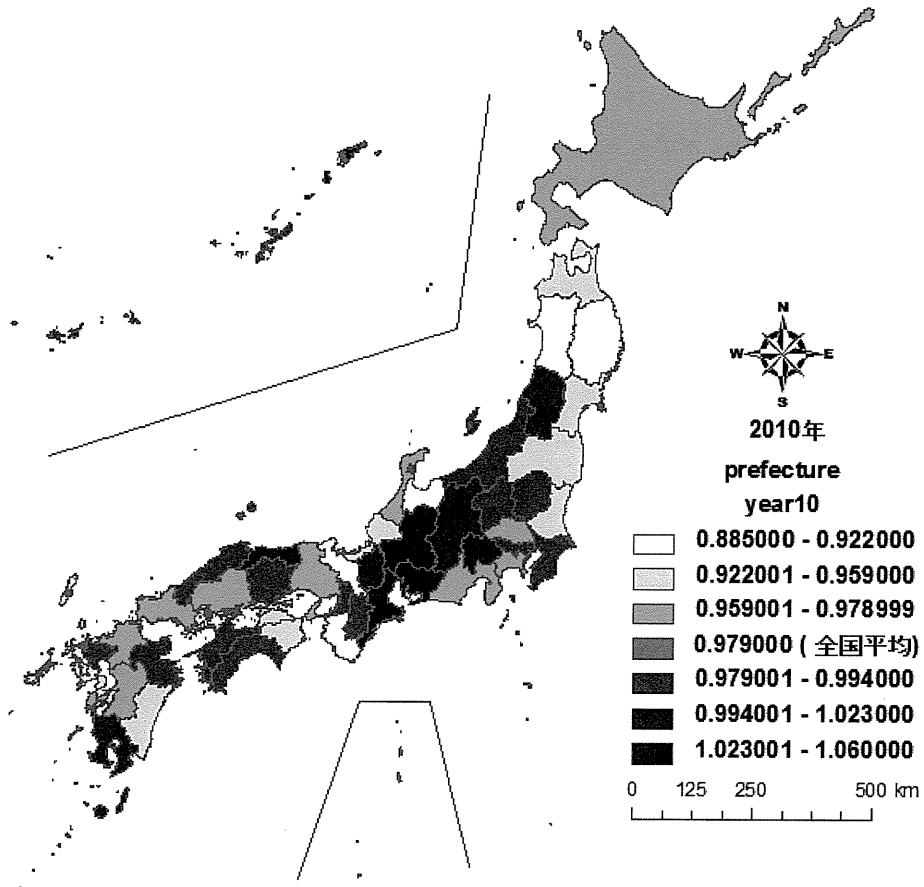


図 21 全国、都道府県別にみた、予測出生数、予測 TFR と実績値

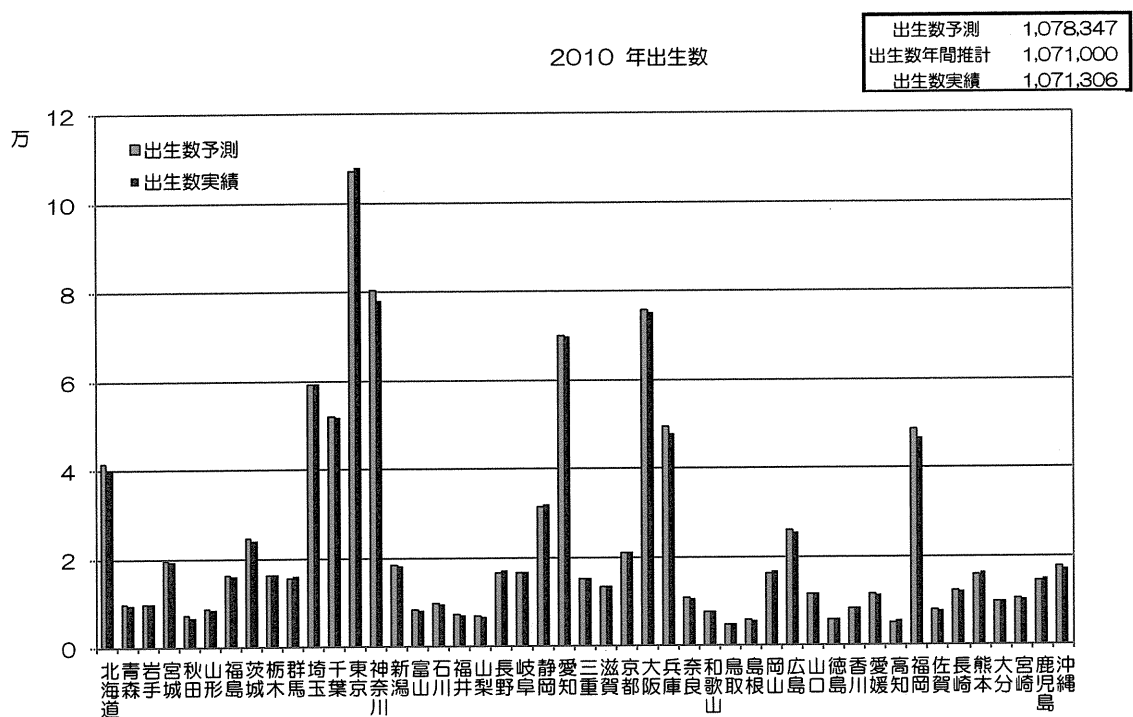


表1 全国の予測出生数および予測 TFR と実績値

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

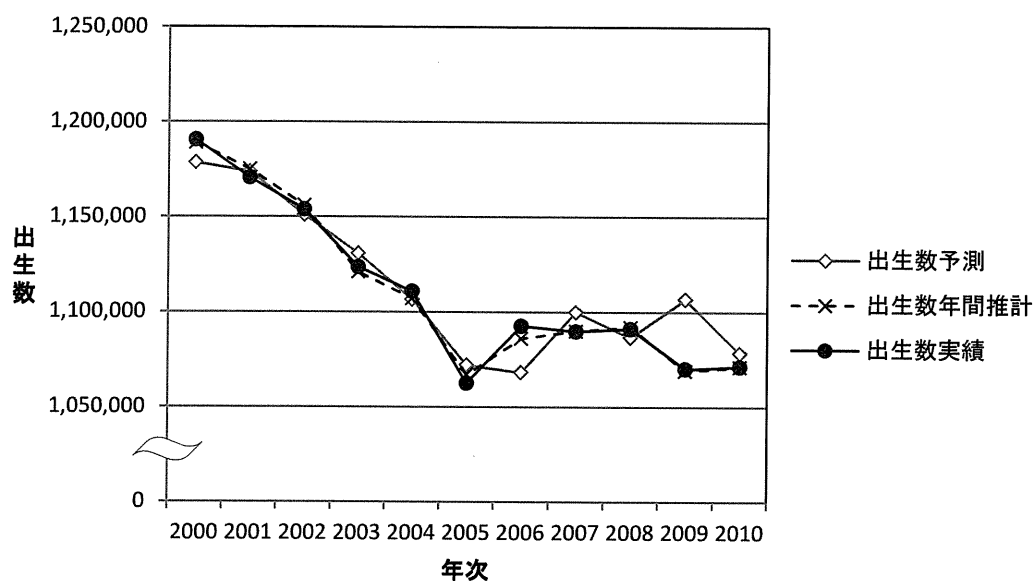
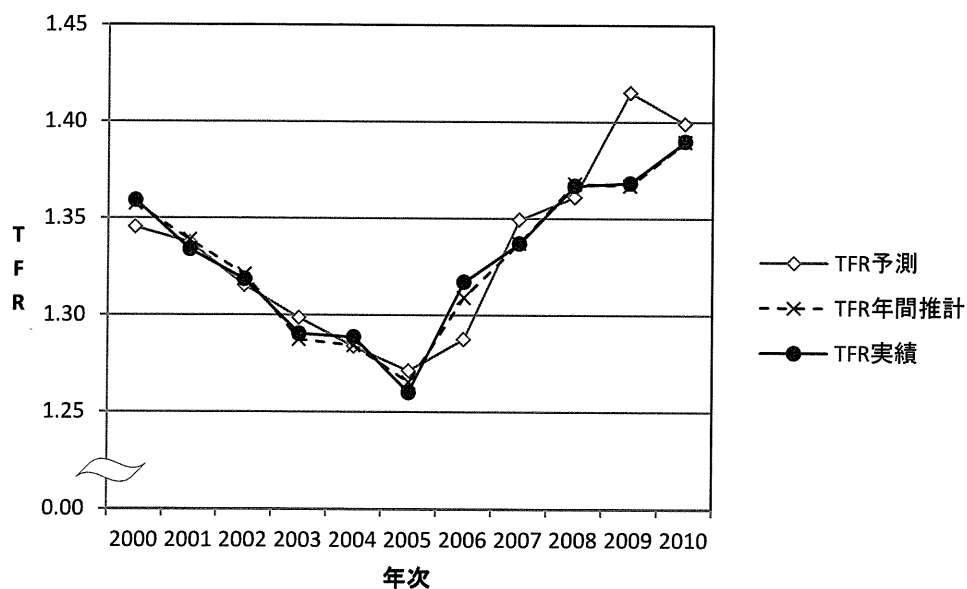


図23 全国の予測 TFR と実績値の推移



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奨励や、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、Sleebos (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）、認可保育所の充実は第 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。

著者	年次	分析対象	データ	分析方法	従属変数	社会経済的変数(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	政策効果(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	その他(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	結果の要約
マイクロデータを用いた実証分析									
樋口	1994	卒学後、正規雇用経験のある25-29歳女性	『就業構造基本調査』(総務省統計局 1987)、『賃金構造基本統計調査』(厚生労働省 1985)、『女子保護実施状況調査』(旧労働省 1985)	probitモデル	子どもの有無	<マイクロ特性> 大都市 (-)・大企業 (-)・賃金率 (+)・高卒 (-)・短大 (-)・大卒 (-)	<マイクロ特性> 育児休業実施割合 (+) ※ただし全サンプルモデルのみ統計的に有意	<マイクロ特性> 年齢 (+)	育児休業制度は、女性の継続就業を支援するとともに、就業による結婚や出産に対する阻害要因を緩和する効果がある。その費用は社会全体で負担していくべき。
塚原	1995	東京都に在住の18-40歳女性	『出生行動に関するヴィネット調査』(社会保障研究所『出産と育児に関する意識調査』の一環として実施 1993)	logitモデル(フルタイム/パートタイム/専業主婦)	1年以内に子どもを産むか否か	<マイクロ特性> (フルタイム) 世帯年収 (+)・住宅の広さ (+) (パートタイム) 世帯年収 (+)・住宅の広さ (+) (専業主婦) 世帯年収 (+)・住宅の広さ (+)	<マイクロ特性> (フルタイム) 児童手当 (+)・乳児保育 (+)・育児休業手当 (+) (パートタイム) 児童手当 (+) (専業主婦) 児童手当 (+)	<マイクロ特性> (フルタイム) 年齢 (+)・既往児数 (-) (パートタイム) 年齢 (+)・既往児数 (-) (専業主婦) 年齢 (+)・既往児数 (-)	育児支援政策は出生率を有意に高める効果はあるものの、その定量的な効果は小さい。育児支援政策の第一義的な目的は、子供を持つ親の育児負担を軽減し、親の就労と育児を両立させること、および子ども一人あたりの福祉を充実させることである。
滋野・大日	1999	既婚者無子+第1子1歳未満女性/6歳以下の子どもを持つ女性	『国民生活基礎調査』(厚生労働省, 1986, 89, 92, 95年)、『社会福祉行政業務報告』(厚生労働省, 1986, 89, 92, 95年)	sample selectionを考慮に入れたprobit推定	(1)既婚無子+第1子1歳未満の子どもの有無 (2)既婚無子+6歳以下の子どもの有無	<マイクロ特性> (1) 他の所得 (+) (2) 夫の就業 (-)・労働所得 (-)・夫の労働所得 (+)・他の所得 (+)・純金融資産 (-)・固定資産税 (+)	<マイクロ特性> 妻第一号/第二号被保険者 (-)・夫第一号/第三号被保険者 (+) <マクロ特性> 早期保育実施率 (+)・保育園定員率 (+)	<マイクロ特性> (1) 年齢 (+)・夫年齢 (-) (2) 年齢 (+)・夫年齢 (-)	保育所の充実が保育園定員率と定義すると就業促進的である。早期保育実施率は出生行動に有意な影響を及ぼしている。
津谷	1999	20-35歳有配偶女性	『現代家族に関する全国調査』(日本大学総合科学研究所 1994)	(1)重回帰分析 (2)ロジット回帰分析	(1)子ども数 (2)出産意欲	<マイクロ特性> (1) 妻就業 (-)・都市居住 (-) (2) 親と同居 (+)		<マイクロ特性> (1) 年齢 (-) (2) 年齢 (-)・子ども数 (-)	子ども数に関する希望と現実の格差に寄与している要因は、女性の就業、都市居住、親との同居であった。とりわけ女性の就業の効果が強く、出産・子育てに関するコストの軽減が求められる。
永瀬	1999	20-37歳既婚女性	『第11回出生動向基本調査』(国立社会保障・人口問題研究所 1997)	weibull比例ハザードモデル(最尤法)	結婚から出産までの期間	<マイクロ特性> 大卒 (-)・官公庁勤務 (+)・結婚時親と同居 (+)・一般雇用労働者 (+)			育児休業制度の利用は依然低く、賃金水準の上昇が、出産後の就業継続ではなく、産み遅れをもたらした。
山上	1999	20-44歳女性(フルタイム就業)、同企業にフルタイム就業の男性と配偶者(非就業)	『女性の就業と出産・育児の両立に関する意識調査』(住友生命総合研究所 1991)	(1) tobitモデル (2) 出産・育児と妻の就業の同時性を考慮したbivariate probitモデル	(1)子ども数 (2)出産選択	<マイクロ特性> (1) 妻学歴 (-)・妻年間推計所得 (-)・妻企業内経験年数 (-)・夫年間推計所得 (+)・部屋数 (+)・家賃支払額 (-) (2) 妻学歴 (-)・夫年間推計所得 (+)・部屋数 (+)			出産・育児と妻の就業の同時性を考慮したモデルからは、これらがトレードオフ関係であることを示すことが出来た。今回の結果では、親との同居や男性の家事・育児参加が女性のフルタイム就業を支援するもの、出生率を向上させる効果は示されなかった。
滋野・松浦	2003	1993年に24-34歳女性	『消費生活に関するパネル調査(1993-1997)』(財)家計経済研究所	(1)結婚と就業選択が同時決定するbivariate probitモデル (2)結婚と就業のサンプル・セレクション問題を明示的に考慮したprobitモデル	第一子出生の有無	<マイクロ特性> 学歴 (-)・女性期待年収 (-)・女性自営業 (+)	<マイクロ特性> 育児休業制度 (+)		育児休業制度が有効に機能すると第1子出生率を17.5%~21.3%ポイント高める。女性の人的資本の蓄積(学歴等)は就業を促進し、結婚率を低下させる。
駿河・張	2003	1997年に28-38歳、就業している既婚女性	『消費生活に関するパネル調査(1993-1997)』(財)家計経済研究所	出産と継続就業を同時決定するbivariate probitモデル	1年間の出産の有無	<マイクロ特性> 女性大卒 (+)・夫農業・自営 (+)・親との同居 (+)・既存子ども数 (+)	<マイクロ特性> 育児休業制度 (+)		出産と女性の継続就業は同時決定であり、トレードオフ関係にある。勤め先に育児休業制度がある場合、出産率を高め、女性の就業継続も促進させる。
岩澤	2004	20-49歳既婚女性	『第12回出生動向基本調査』(国立社会保障・人口問題研究所 2002)	カプラン・マイヤー推定量	第一子/第二子出生の有無	<マイクロ特性> (第一子) 結婚年 (-)・結婚後就業(パート・派遣・嘱託・自営) (-) (第二子) 結婚年 (-)・第一子出産前後の就業形態:育児と仕事の両立(育児なし) (-)			育児休業制度の整備にともない利用者は増えているが、乳幼児をもつ女性の就業割合は2割程度で1970年代からほぼ変化していない。一方、晩婚化が進んでいるため、最終的な子ども数に対する影響はある。さらに非正規就業化によって出生タイミングがさらに遅くなる。

著者	年次	分析対象	データ	分析方法	従属変数	社会経済的要因(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	政策効果(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	その他(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	結果の要約
ミクロデータを用いた実証分析									
森田	2006	中学生以上の子 どもがいない世 帯	【女性の就労と子育てに 関する調査】(「子育て支援 の効果に関する研究」1998 年、経済産業研究所「企業 経営環境とセーフティネッ トワークに関する研究会」 WG+国立社会保障・人口問題 研究所「社会保障政策が育 児コストを通じて出生行動 及び消費貯蓄行動に及ぼす 影響に関する研究会」2002 年)	操作変数法/Whiteの推 定方法(分散不均一の 仮定)	子ども数(対数値)	<ミクロ特性> 夫の月収(+）・子ども一人当たりの養育 費(-）・妻の教育年数(+)	<ミクロ特性> 児童手当(+) ※月額1万円の 児童手当の子ども数増加の効 果は約0.03%	<ミクロ特性> 最年長の子どもの年齢(+)	児童手当が家計の出生行動に与える影響はきわめて小さ い。所得を通じた子ども数への効果自体が小さいことと所 得の増加がさらなる養育費の増加につながるが理由。
野口	2007	2つの労働組合 に所属する組合 員と企業のうち、 転職経験のない 既婚者世帯を 対象	【職場環境と少子化の関連 性に関する調査】(「株 サーベイリサーチセンター 2007」)	propensity scorematching (PS) 推 定法(第一段階は probit推定)、kernel matching	子どもがいる確率	※PSの推定に使用したモデル <ミクロ特性> 本人年齢・配偶者年齢・本人大卒以上・ 配偶者大卒以上・日常的な子育てサポ ートあり・共働き・本人ならびに配偶者の 職場環境 <マクロ特性> 女性労働者比率・週60時間を超える長時 間労働・企業当たり平均時給・職場での ノウハウを共有する雰囲気があると回答 した比率・季節を通じた繁閑の差が大き いと回答した比率	※4つの施策群 1) 半日単位の年次休暇の取 得・育児等のための短時間勤 務制度 2) 始業・終業時刻の繰り上げ 下げ・時間外労働の免除・深 夜勤務の免除 3) 法定を上回る介護休業性 度・育児休業性度・子どもの看 護休暇制度 4) 在宅勤務制度・会社による 託児所利用の支援・勤務地限 定制度・結婚・出産退職者の ための再雇用制度		会社による託児所利用の支援、勤務地限定制度、結婚・出 産退職者のための再雇用制度を含む政策群が出生率を有意 に引き上げ、とりわけ相対的に富裕層に対する効果がみら れた。対象を女性に限定するとフレックス制度を含む政策 群の効果もみられた。制度単独ではなく、多角的・包括的 なアプローチが求められる。
樋口他	2007	1994-2005年に おいてt-1期に 雇用就業し、二 人子どもがいる 既婚女性	【消費生活に関するパネル 調査(1993-2005)】 (「財」家計経済研究所)	bivariate probitモデ ル	第1子-第2子出生の有 無	<ミクロ特性> 妻の推定賃金率(-)・親との同居(全サ ンプルのみ)・親との準同居・近居(第 1子のみ)・賃貸住宅(第2子のみ)・ 住宅ローン(第2子のみ)	<マクロ特性> 児童一人当たりの保育園(第1 子のみ)	<ミクロ特性> 妻年齢(+）・夫年齢(-)・ 子どもの数(-)	住宅事情、通勤時間、家族政策、景気動向の4点について着 目して分析した結果、住宅事情については賃貸住宅居住・ 住宅ローンがある場合、2子目の出産が抑制、親との同居・ 近居は出産、女性の就業を促進。夫の通勤時間、保育所の 定員数は第1子出産のみに影響。景気動向として都道府県別 有効求人倍率を用いたが、第1子出産における就業継続のみに 影響した。
小葉他	2009	15-49歳既婚女 性、子どもが一 人以上いる家計	【家族についての全国調 査】(日本家族社会学会全 国家族調査委員会 2004)	順序probit推定	追加子ども1人希望の 有無	<ミクロ特性> 夫の家事育児協力(家事全般+、育児+)		<ミクロ特性> 年齢(-)・既存の子ども数 (-)	夫の家事育児に対する全般的な協力は、各種の変数をコン トロールした場合においても追加出生意にプラスの影響 を与えている。
Hashino to & Kondo	2010	33-37歳女性	ミクロデータは「Employment Status Survey (ESS)」,マク ロデータは『国勢調査』 (総務省統計局)、『労働 力調査』(総務省統計 局)、『人口動態統計』 (厚労省)	probitモデル	子どもの有無	<ミクロ特性> 学歴(高校以下32歳以上+、大卒以上 27-28歳+)		<ミクロ特性> 年齢(-) <マクロ特性> 出生前年の都道府県別男性失 業率(18-22歳+、23-32歳、高 卒28-32歳-、大卒23-27歳 +)・学卒時の都道府県別男性 失業率(高卒23-32歳で-、大 卒33-37歳で+)	学卒時の労働市場の出生率への影響は、高卒女性に対して は負であるのに対して、大卒女性では正の関係がみられ た。労働市場の状況の全体の影響はその他の影響に比べると 小さい影響といえる。
マクロデータを用いた実証分析									
小椋・ ディ ー クル	1992	都道府県 (1970-1985 年)	【国勢調査】(総務省統計 局)、【人口動態統計】 (厚労省)、【賃金構造基 本調査】(厚労省)、【国 民所得統計資産協定】 【固定資産税対象宅地 面積】	最小二乗法 (OLS)	20-34歳5歳階級別出 生率	<マクロ特性> 女性時間あたり賃金率(25歳以上-)・男 子賃金格差(20-24歳-, 25-29歳+, 30-34歳 -)・女性学歴短大以上(-)・男性短大 以上(+)-地価(25-29歳-)・家賃(25 歳以上-)			女性の結婚、出生行動は経済的要因によって影響されて おり、とくに女性賃金の上昇は、20代前半の女性の結婚を 除いて、その他の年齢の結婚や出産の確率を引き下げる。
加藤 (久)	2000	20-39歳人口 (全国)	【人口動態統計】(厚労 省)、【賃金構造基本調 査】(厚労省)、【国勢調 査】(総務省統計局)、 【労働力調査】(総務省統 計局)、【家計調査】(総 務省統計局)、【国民経済 計算年報】(内閣府)、 【文部統計要覧】(文部科 学省)	マクロ計量モデル(同 時方程式推定)	20-39歳5歳階級別出 生率、人口千人あた り普通出生率、合計 出生率	<マクロ特性> GDP・労働生産性・就業者数・女子年齢別 労働力率・有配偶労働力率・女子年齢別 失業率・一人当たり実質消費・5歳階級別 家計所得・5歳階級別女子実質賃金・男子 実質賃金・相対所得要因・大学進学率	<シミュレーション> 保育所定員数(0-4歳人口当 たり)50%上昇(+)-家賃30% 低下(+)-教育費30%低下 (+)-労働力率と出生率の 負の関係は50%低下ならびに 100%低下(+)		育児環境や女性の就業環境の整備などの改善は結婚や出生 力を高める効果があるが、その効果は限定的。より効果を あげるためには、結婚・出生と労働力供給の間の構造的な 負の関係を改善する必要がある。

著者	年次	分析対象	データ	分析方法	従属変数	社会経済的要因(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	政策効果(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	その他(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	結果の要約
マクロデータを用いた実証分析									
高山他	2000	都道府県 (1985-1994年)	『賃金構造基本調査』(厚労省)、『家計調査年報』(総務省統計局)、『消費者物価指数年報』(内閣府)、『文部統計要覧』(文科省)、『保育白書』(厚労省)、『社会福祉行政業務報告』(厚労省)、『人口動態統計』(厚労省)、『国民衛生の動向』(厚労省)	ブルドモデル(25-29歳女性人口をウェイト化した重み付き最小二乗法)	合計出生率(TFR)	<マクロ特性> 25-29歳男性賃金(+)・25-29歳女性賃金(-)・教養娯楽支出の消費に占める割合(-)・教育費の物価指数(+) ・3.3mあたり住居費(-)・世代間移転収入(+) ・税保険料負担(-)	<マクロ特性> 児童手当支給(-)・児童福祉費支出(-)・妊産婦保険指導数(-)・幼稚園定員数(人口対比)(-)・保育園定員数(人口対比)(+)	<マクロ特性> 婚姻率(+) ・平均初婚年齢(+) ・離婚率(+)	男性賃金と出生率は正、女性賃金や住居費は負の関係がみられた。児童手当や初婚年齢については予想を反して負の関係であった。女性の賃金や住居費は子育て費用の一部であると考えられるため、出生率と負の関係にある。女性の賃金が機会費用となり出生率が低下することを示しているため、育児休業期間中の賃金保障を高めることは重要。
加藤(久)	2002	15-49歳女性人口(全国)	『人口動態統計』(厚労省)、『賃金構造基本調査』(厚労省)、『国勢調査』(総務省統計局)、『労働力調査』(総務省統計局)、『家計調査』(総務省統計局)、『家計調査』(総務省統計局)、『国民経済計算年報』(内閣府)、『文部統計要覧』(文部科学省)	マクロ計量モデル(同時方程式推定)	女子の年齢別出生率、年齢5歳階級別出生率	<マクロ特性> 高校・大学進学率、(有配偶)労働力率、失業率、賃金格差、一人当たりGDP、GDP成長率、第三次産業就業者比率、年金水準、賃金水準、離婚件数、再婚件数、初婚数、保育所定員数(0-4歳人口当たり)	<シミュレーション> (1) GDP成長率2.5-4% (高成長) + 失業率4.9-2% (低失業率) (-) (2) GDP0-0.5% (低成長) + 失業率7.3-9.4% (高失業率) (+)		経済環境が変化することによって、結婚や出生の動向も大きく影響を受ける。経済成長の経路によって、一定の範囲で変動する。ただし、本モデルは限定的なものであり、同時方程式推定に伴う諸問題を必ずしもクリアしていないため、評価には一定の考慮を必要とする。
駿河・西本	2002	9大産業に属し、5人以上の常用労働者を雇用する民営事業所のうち、10,000事業所	『平成8年度 女子雇用管理基本調査』(旧労働省婦人局1996)企業別データ	tobitモデル	女子従業員における出産者数の割合	<マクロ特性> 労働組合あり(+) ・原職復帰(-) ・復帰後希望考慮(-) ・フレックス勤務(+) ・事業所規模(+)	<マクロ特性> 育児休業制度あり(+) ・育児休業制度配偶者が利用可能(+) ・定期昇給(+) ・復帰後昇給(+) ・持ち越し昇給(+) ・賃金保証(+) ・能力措置(+)		子育て支援制度のうち、就業と出産の両立を促進するのは、育児休業制度であり、始業・就業時間の繰り上げ下げ(フレックス)のある場合である。育児休業中の昇給制度についても、その間に昇給が遅れない制度があると、両立を促進する。
阿部	2005	市区町村	『住民基本台帳人口要覧』(総務省自治行政局)、『人口動態統計』(厚労省)、『都道府県地位調査』(土地情報センター)、『国勢調査』(総務省統計局)、『社会福祉施設等調査』(厚労省)	最小二乗法(OLS)	粗出生率	<マクロ特性> 新規住宅着工数(+)	<マクロ特性> 保育所施設数(+) ・保育所定員数(+) ・男女共同参画に関する計画あり(+)		二変数のクロスセクション分析では、保育サービスと女子労働力率は正の関係、女子労働力率と出生率も(弱い)正の関係。新規住宅着工面積が伸びている自治体では出生率の伸びが高い。
加藤(久)	2005	20-39歳人口(全国)	『人口動態統計』(厚労省)、『賃金構造基本調査』(厚労省)、『国勢調査』(総務省統計局)、『労働力調査』(総務省統計局)、『国民経済計算年報』(内閣府)、『文部統計要覧』(文部科学省)	マクロ計量モデル(同時方程式推定:誤差修正モデル)・VARモデル・モンテカルロ・シミュレーション	20-39歳5歳階級別出生率、合計出生率	<マクロ特性> 結婚・出産に関わる機会コスト・経済成長率・失業率・0-4歳人口当たり保育所定員数・大学進学率	<シミュレーション> ・機会コスト維持(-) ・機会コスト5%-10%低下(+) ・経済成長率5%・機会コスト維持(-) ・機会コスト5%低下・高経済成長率(+)		少子化対策の効果などによって機会コストが低下するとTFRが上昇し、経済成長率上昇よりも効果大きい。よって、女性の就業継続を促進する政策が必要となる。
小島	2005	523市区町村	『都道府県及び市区町村における少子化の実状と少子化対策についての実証調査』(参議院事務局第二特別調査室2001)、『人口動態統計』(厚労省)	最小二乗法(OLS)	合計出生率(TFR)	<マクロ特性> 人口性比(+) ・女性1次産業就業割合(+) ・女性正規雇用者割合(+) ・女性公務就業割合(+) ・純移動率(-)、男性失業率(-) ・男性1次産業就業割合(-) ・男性正規雇用者割合(-)	<マクロ特性> 少子化対策専従部署の設置(+) ・子育て世帯住宅の分譲(+) ・異性交流促進の公的イベント(+) ・子育てボランティアの支援(+) ・小児科医の適正配置(+) ・自治体版エンゼルプランの作成(-) ・子育て支援住民の組織(-) ・学童保育の充実(-) ・不妊治療費の負担軽減(-)		政策変数は解釈が困難であり、データによって逆因果を推定することも注意が必要。政策変数よりも人口社会経済変数、コントロール変数の方が大きな効果をもつ場合があることにより示唆される通り、地域属性の影響が大きいことから、地方自治体の各種施策と地域属性の間に相互作用がある可能性もある。

著者	年次	分析対象	データ	分析方法	従属変数	社会経済的要因(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	政策効果(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	その他(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	結果の要約
マクロデータを用いた実証分析									
山口	2005	OECD18ヶ国	『OECD Employment Outlook』(2001)	固定効果モデル	対数化 (TFR:2002年/TFR:観察開始時*) *およそ1980年代	<マクロ特性> 女性労働参加率増加 (-)・女性労働参加率増加x「※相対的両立度:全体」(+) ・「相対的両立度:全体」(+) ・「相対的両立度:育児と仕事」x「年代差」(+) ・「相対的両立度:職の柔軟性」x「年代差」(+) ・相対的「相対的両立度:育児と仕事」x「女性労働参加率増加」(+) ・「相対的両立度:職の柔軟性」x「女性労働参加率増加」(+)	※(相対的両立度)OECD (2001) (1)3歳以下の子どもについて託児所・育児施設の利用率、 (2)政府の保証する育児休業、 (3)民間の雇い主が自発的に育児休業(政府保証以上)、 (4)フレックスタイムでの就業の程度、 (5)自発的パートタイム就業の程度、 の5指標について、(3)のウェイトを半分にした上で、5指標を標準化した上で足しあげている。		女性の労働参加率の高さは低い出生率と結びついている。仕事と家庭の両立度の高さは出生率を増大。上記の2つの効果はほぼ同等。女性の労働参加率と出生率の負の関係は、両立度が大きほど減少する。両立度については育児と仕事、職の柔軟性の両方とも出生率を増大させるが、後者の効果大きい。
坂爪	2007	都道府県	『地域児童福祉事業等調査』(厚労省)、『保育所の状況』(厚労省)、『社会生活基本調査』(総務省統計局)、『就業構造基本調査』(総務省統計局)	ベッカーの子どもの需要関数群に女性労働時間を組み込んだ坂爪モデル	子どもの数	<マクロ特性> 市場財・女性の育児時間・女性の労働時間・女性の賃金率	<マクロ特性> 保育サービスの価格		出生率と就業率がともに高い地域では、保育サービスが量的に充実している一方、出生率と就業率がともに低い地域では、保育サービスが量的に足りないのに加え、女性の労働時間が非常に長い。保育サービスの量的充実と労働時間の短縮が必要。
周	2007	東京都/区市町村(49区市・郡部・島部の51サンプル)	『人口動態統計』(厚労省)、『住民基本台帳による東京都の世帯と人口(1月1日現在)』(東京都総務局)、『区市町村における子ども家庭支援事業の実施状況』(東京都福祉保健局少子対策部)	出生率関数と児童福祉費関数と同時に推定する3段階推定法	合計出生率 (TFR)	<マクロ特性> 男女性別比 (+)、人口千人あたり結婚件数 (-)、人口千人あたり離婚件数 (-)、核家族比率 (-)			児童福祉費(児童千人あたり)が出生率に与える影響はみられず、児童福祉費の投入額に出生率は大きく影響している。支援制度の実施が結果となってあらわれるまで時間がかかること、公的育児支援が出生率の回復に明らかな影響を及ぼすほどの規模になっていない等が考えられる。
坂爪	2008	全国	『地域児童福祉事業等調査』(厚労省)、『女性雇用管理基本調査』(厚労省)	ベッカーの子どもの需要関数群に女性労働時間を組み込んだ坂爪モデル	子どもの数	<マクロ特性> 市場財・女性の育児時間・女性の労働時間・女性の賃金率	<マクロ特性> 保育サービスの量的拡大・時短制度の導入		多様な保育サービスを量的に拡大し、その上で時短制度の導入や保育サービスの質の向上を進めると、少子化の阻止に効果的である。
鎌田・岩澤	2009	市区町村(2005年)	『社会・人口統計体系 市区町村基礎データファイル(1980-2005年)』(財)統計情報研究開発センター)、『国勢調査』(総務省統計局)、『人口動態統計』(厚労省)、『社会福祉施設等調査』(厚労省)	最小二乗法(OLS)/地理加重回帰分析(GWR)	合計出生率 (TFR)	<マクロ特性>※統計的に有意はOLS結果 第一次産業従事者割合 (+)、完全失業率 (+)、転入率 (+)、核家族世帯割合 (+)、大学卒業率割合(女性15-49歳)、女性就業率(15-49歳)、未婚人口割合(女性30-39歳)、未婚者に対する結婚率 (+)	<マクロ特性> 保育所数(0-5歳人口10万あたり+)		都道府県や市区町村といった地域データを用いて社会経済的要因の推定を行う場合、空間的影響によって推定値に歪みが生じる。GWR推定を行うことによって、それぞれの独立変数の示す係数が地方によって異なることを検証した。
北村・宮崎	2009	全国市区町村/都道府県	『国勢調査』(総務省統計局)、『全国市町村要覧』(総務省自治行政局)、『市町村別決算状況調』(総務省自治税務局)、『市区町村統計の実態』(厚労省統計情報部)等	2段階最小2乗推定モデル(2SLS)/最小2乗推定モデル/完全情報最尤法(政策効果モデル)	出生率(男女別、20-44歳まで5歳階級別)2002年	<マクロ特性> (男性)結婚経験率(-)、人口密度(+) (女性)結婚経験率(+) (男性)就業率(20-59歳、+) (女性)就業率(20-59歳、+) (既婚女性)就業率(-)、人口増加率(+) (大卒者比率(-)、15歳未満人口比率(-)、65歳以上人口比率(+)) (女性)結婚経験率(+) (男性)就業率(20-59歳、+) (既婚女性)就業率(+) (人口増加率(-)、大卒者比率(+)) (15歳未満人口比率(+)) (65歳以上人口比率(+))	<マクロ特性> 出産祝金事業(男性+)		男女とも結婚には都市が影響すること、男性の就業が結婚に正の影響を及ぼすことを確認した。また男性では男女比が高いほど結婚経験率が低く、女性では反対であった。結婚と人口密度には逆U字型の関係があることが確認された。過疎地域では結婚促進施策が結婚を促進しており、女性よりも男性で効果がある可能性が示唆された。
田中・河野	2009	健康保険組合1,649組合(1998,2002年度)	『付加給付便覧』(健康保険組合連合会)、『健康保険組合事業年報』(健康保険組合連合会)	固定効果モデル・操作変数法	被扶養主婦の粗出生率(%)	<マクロ特性> 平均男性年齢(-)	<マクロ特性> 出産育児付加金額[千円](+) 所得組合のみ		男性被保険者(夫)の給与が低い組合においては、10万円の出産一時金追加給付は、男性被保険者の妻の粗出生率を0.017ポイント上昇させること、またその効果は潜在的な付加給付額の内生成に対しても顕著。