



RIETI Discussion Paper Series 07-J-007

出生率の実証分析—景気や家族政策との関係を中心に

戸田 淳仁
慶應義塾大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

出生率の実証分析－景気や家族政策との関係を中心に*

戸田 淳仁**

2007年3月23日

概要

わが国では急速に少子化が進展し、2005年には合計特殊出生率が1.25までに低下した。このような少子化は景気と関連があるのだろうか、また政府の政策がどれだけ少子化に歯止めをかける効果があるのだろうか。本稿では、家計所得や労働市場の需供状態などの景気を表す指標や少子化に関連した家族政策、たとえば児童手当の支出額や保育園の定員数拡充が出生率にどれだけ影響しているかについて検討した。1985年から2004年までの都道府県ごとのデータを利用して分析した結果、雇用環境の改善は出生率を押し上げる効果があるが、その効果はわずかといわざるを得ないことがわかった。また、少子化に関連する家族政策の効果はほとんど観察されなかった。この結果は先行研究と異なるが、特定の世帯に対しては家族政策が有効であっても、マクロ的には効果が現れない可能性が示唆された。

キーワード：合計特殊出生率（TFR）、雇用環境、家族政策、パネル分析

JEL Classification Codes: C23, J13

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、(独)経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

* 本稿を作成するにあたり、経済産業研究所少子化問題研究会の参加者、特に樋口美雄氏、山口一男氏より、論文を改善するにあたり重要な指摘をしてくださった。また、経済産業研究所 DP 検討会の参加者の皆様からも貴重なコメントをいただいた。ここに記して謝意を表したい。残る過誤は著者の責任である。

** 慶應義塾大学経済学部研究助手 E-mail: toda@gs.econ.keio.ac.jp

1. はじめに

日本の合計特殊出生率は近年低下傾向にある。2005年での合計特殊出生率は1.25まで低下し、OECD加盟国の中では韓国に次いで低い水準である。図1は、戦後50年間の合計特殊出生率の推移を表したものであるが、ここ20年間は一貫して低下傾向にあることがわかる。

出生率の低下や少子化にはいくつかの問題点がある。1つは、年金・医療など社会保障制度の持続性に関するものである。特に年金は基本的に若年層が老年層を支える賦課方式が採用されているために、若年層の相対的な人口減少は年金負担の増加を生む。また、将来の人口予測が少子化の動向を反映できないものであれば、負担の増加のみならず、年金制度の維持・持続性に疑問が生じる。もう1つは、少子化の原因に関する問題である。もし少子化が、家事や育児と仕事の両立が困難な状況によって発生しているのであれば、少子化自体がこれらの問題の深刻さを反映しているものであり、ファミリーフレンドリーな政策が積極的になされるべきである。これまでの研究では第2節で見るように、女性の社会進出や出産に対する機会費用が上昇したために出生率が低下したという説明が特に日本の時系列分析に多くみられる。個々人の自由な選択が認められることが望ましいとされる社会において女性の社会進出が促進すること自体は問題ではない。むしろ、仕事と家事・育児の両立ができない社会を改善することが求められる。

そのような状況の中で、政府はどのような少子化施策を行ってきたのだろうか¹。1990年の1.57ショック以来、当時の厚生省が中心となって、仕事と子育ての両立支援などの子供を生まやすい環境づくりに向けての対策の検討が行われた。最初の具体的な計画は1994年のエンゼルプラン（今後の子育て支援のための施策の基本的方向について）であり、保育所の量的拡大や多様な保育サービスの充実、地域子育て支援センターの整備を図るために「緊急保育対策等5ヵ年事業」が策定された。その後1999年には少子化対策推進基本方針が決定され、基本方針に基づく重点施策に基づく具体的実施計画として、新エンゼルプラン（重点的に推進すべき少子化対策の具体的実施計画について）が策定された。新エンゼルプランはエンゼルプランの内容を見直し、2004年までの5年間では達成すべき目標値の項目には保育サービス関係ばかりでなく雇用、母子保健・相談、教育等の事業も加わった。その後も、2003年には少子化対策基本法や次世代育成支援対策推進法、2004年には少子化社会対策大綱や子供・子育て応援プランが策定され、国のみならず地方自治体や企業にも少子化対策に対する指針を定めるなど、より包括的に政策が実施された。

以上のように、政府は積極的に少子化対策を行ってきたが、諸外国に比べるとまだ不十分であるといわざるを得ない。その1例として、主要先進各国とGDPに占める家族政策費の割合を比較した図2をみると、日本は1%以下であり、主要先進各国の中で低い位置を占める。また、日本の割合は2000年までは0.3%から0.4%の間を推移していたが、2000年

¹ 少子化対策のこれまでの施策については、『少子化対策白書（平成17年度）』を参考にして記述した。

に0.5%を超え、2003年では0.7%であり、2003年のフランスの3.0%、スウェーデンの3.5%、イタリアの1.2%に比べ低いといわざるを得ない。そのため、質のみならず量的にもまだ拡充すべき余地があるといえる。

このように失われた10年とも呼ばれる長期の不況期にありかつ、少子化対策を徐々にではあるが進めてきた日本において、不景気が出生率を下げたのだろうか、また少子化対策施策はどれだけ十分に少子化対策に有効だったのか。本研究では、以上のような問題意識に従い、都道府県ごとのデータを用いて、合計特殊出生率の決定要因について分析する。これまでの研究は、日本全国平均の出生率を使った分析あるいはクロスセクションやパネルデータを使った分析が行われていたが、地域差に注目した研究はごく少数である。地域差に注目する理由として以下の2つの理由が挙げられる。1つは、地域によって景気の動向は水準で見てもその変化で見てもある程度の相関はあるが、異なることが考えられる。特に日本のように、東京や大阪など一部の地域に政治、経済の中核が集中しているため、地域によって景気動向は異なるといえよう。そして、前にも述べたとおりこれまで政府自体が様々な少子化対策を実施してきたが、ここ数年は各地方自治体が積極的に独自の少子化対策を行っている。そのような地域によって異なる少子化対策が各地域の出生率に影響を与えるのかどうかについて考察することは、今後の少子化対策のあり方を検討するにあたり、重要な示唆を与えてくれるだろう²。

以上を踏まえ本稿では以下の2つのことについて検討する。すなわち、

- (1) 景気、すなわち各世帯の平均所得や労働市場の受給状態が出生率にどのような影響を与えるか。
- (2) いくつかの少子化対策に関連した家族政策が少子化を抑止するように働いているのか以上の2点について検討することが本稿の目的である。

次節以降の構成は次のとおりである。第2節で先行研究を紹介する。所得が出産に影響を与えることを説明する理論的研究と、日本での実証分析について紹介する。第3節では推定モデルと使用するデータについて説明する。第4節では、推定結果について説明する。第5節で結論を述べる。

2. 先行研究

本節では日本におけるこれまでの合計特殊出生率に関する分析を紹介する。その前に、出産と所得との関係について説明する仮説を概観する。

² 以下の分析では、データの制約から、各都道府県の少子化対策に出費している児童福祉費、児童手当の支出額と保育園の定員数のみを考慮している。

2-1. 所得と出産に関する仮説

女性の出産や家計における子供の数を説明するモデルとして大きく 3 つあるといえる。第 1 に、Becker(1960)を嚆矢とするいわゆる質・量モデルである。第 2 に、Easterlin(1969)を代表とする相対所得による説明、そして第 3 に Mincer(1963)や Butz and Ward(1979)を代表とする出産に関する機会費用に基づく説明がある。

Becker(1960)や Becker and Lewis(1973)による質・量モデルの概要は以下のとおりである。家計における子供の数を説明する際、子供の数をあたかも通常財のように需要すると考える。子供の数が通常財であれば、家計所得の子供の数に対する効果である所得効果は正である。しかし、質・量モデルでは子供の数が通常財であったとしても、所得効果が負になりうることを説明する。なぜなら、家計所得が上昇するという事は、子供に対する需要を増やす反面、子供 1 人当たりにかかる教育費を多くしようとするために、子供の質のコストも上昇する。そのため、所得が変化したときに通常負の影響を与えると考えられる価格効果も働いてしまうために、子供の数つまり量が減少すると説明する。

一方、Easterlin(1969)は相対所得という概念を提示し、相対所得が出生率に影響を与えると説明した。相対所得とは、親世代以上の生活水準と比較したときの現時点での生活水準のことである。出産や育児のコストが大きく、子供を多く出産することによって自身の親世代以上の生活水準が維持できないと判断する場合、子供の数を減らそうとする。逆に経済が成長し、親世代の生活水準を維持することが容易になると、出産の抑制要因が小さくなる。この相対所得を測定するために、世代間のコーホートサイズなどさまざまな変数が考慮されており必ずしも統一的な見解がない (Macunovich, 1998)。

質・量モデルの主張と相対所得に基づく仮説の主張では、所得の子供の数に与える影響が異なるという点において矛盾しているようにみえる。図 1 に示された日本の合計特殊出生率や世界的な出生率の動向を見ても、経済が発展するにつれて出生率が低下するという観察事実がある。質・量モデルはこのことと整合的であるが、Easterlin はこの事実に対して、人々の嗜好が変化したことを理由として挙げている。

そして、第 3 に機会費用に基づく説明がある。Mincer(1963)は女性の就業や賃金上昇によって出産に関わる機会費用が増加するために、出産を抑制する傾向にあることを示し、米国のクロスセクションデータに基づく分析によって女性の所得は子供の数に対して負の影響を与えることを確認した。機会費用による説明は、質・量モデルと機会費用の議論を組み合わせた Willis(1973)や、時系列データで実証分析を行うようにモデルを構築した Butz and Ward(1979)などによってもなされる。Butz and Ward では機会費用の増加が出生率を抑制しているという結果が得られたが、測定方法や賃金の定義によって結果は異なる³。

³ Macunovich(1995)は、Butz and Watz(1979)での賃金率の計算方法を正しく修正して同じ分析を行ったところ、機会費用が出生率を押し下げるという結論が得られなかったと報告した。

2-2. 日本における実証分析

次に、日本における出生率の実証分析について概観する⁴。1990年代までは時系列データによる分析が主であり、基本的には Butz and Ward(1979)に基づく実証分析である⁵。

Ohbuchi(1982)、Ogawa and Mason(1986)、今井(1996)、Kato(1997)などがある。

Ohbuchi(1982)は Butz and Ward のモデルと Easterlin のモデルをそれぞれ検討し、有業の女性にとって賃金が上昇するにつれて出生率が低下するという関係が得られない一方、Easterlin の示した相対所得の変数は有意に説明するという結論を得た。しかし Ogawa and Mason(1986)は Butz and Ward モデルの改良形を提示し、1966年から84年までのデータを用いた実証分析では、機会費用の上昇が出生率の低下を引き起こしているという結論を得た。

今井(1996)は、Ohbuchi や Ogawa and Mason の研究では女性の賃金として月間給与額を利用していることを指摘し、女性賃金率として時間あたりの賃金を用いて再度同じモデルを推計したところ、機会費用の上昇が出生率の低下を引き起こしているとはいえないという結果を得た。Kato(1997)も Butz and Ward モデルにおいて共和分検定を行い、共和分関係がないことから今井と同様な結論を得た。

一方、滋野(1996)は1972年から91年までの日本のマクロデータを用いて、女性賃金をフルタイムとパートタイムに分けて分析した。結果によると女性の就業率は出生率に負の影響を与え、そして、若年層ではフルタイム賃金の影響が強いが、年齢が高くなるにつれパートの賃金の影響が強くなると報告している。

高山ほか(2000)は、1985年から1994年までの都道府県ごとのデータを用いて、出生率に関する実証分析を行い、男性の賃金は正の影響を与え、女性の賃金は負の影響を与えることを示した。しかし、結婚年齢や児童福祉費などの説明変数の影響が期待する結果と異なる点や、推定として単純に OLS を用いており、地域間の影響をコントロールするためにパネル推計を行っていない点などにおいて、改善すべき点がある。

3. 実証モデルと使用するデータ

第2節で説明したように、日本の研究では時系列データによるもの、そして Butz and Ward のモデルのように女性の出産の機会費用のみに注目する研究が大半であり、所得や雇用環境が出生率に与える影響を分析したものはごく少数である。したがって、本稿では景気、具体的には所得や雇用環境、そして少子化対策施策に代表される家族政策が出生率に

⁴ 日本の実証分析をサーベイした論文として伊達、清水谷(2004)などがある。

⁵ クロスセクション、パネルデータを利用して所得が出生率に与える影響を考察した研究として、樋口、阿部(1999)、山口(2004)、阿部(2005)などがある。阿部(2005)の分析は本稿の問題意識に最も近いといえるが、少子化に関連した政策についての分析を行っていない。

どのような影響を与えるかを分析する。

使用するデータは、1985年から2004年まで日本の都道府県ごとのデータである。表1は使用する変数についての基本統計量を報告する。以下では使用する変数と、理論的な背景から期待される符合についてまず議論し、次に、児童福祉費と保育園定員数が直近10年間でどのように変化しているのかについて簡単に議論する。

3-1. 使用する変数と期待される符号

合計特殊出生率を説明するモデルを推定するのが本稿の目的であるので、まず被説明変数となる変数、合計特殊出生率について説明しよう。被説明変数で用いる変数は、都道府県ごとの合計特殊出生率の対数値である。なお、通常であれば、合計特殊出生率とは出生可能年齢と考えられている15歳から49歳の間に女性は何人の子供を生むのかという値であるため、各年齢での出生率を合計することで表す。厚生労働省『人口動態統計』によると、都道府県ごとの合計特殊出生率は年齢5歳階級における出生率5倍の合計として計算されている。

次に、説明変数について説明しよう⁶。まず所得に関する変数であるが、これは総務省統計局『家計調査』より2人以上の勤労者世帯の各都道府県県庁所在地に在住する住民の可処分所得の月平均を利用した。他のデータソースとして『県民経済計算』の各都道府県別県内所得という変数が存在するが、このデータは1990年を前後に接続されていない。より長期の分析を行いたいために、『家計調査』を利用した。なお、実際の分析では可処分所得の値を各都道府県県庁所在地での総合消費者物価指数で除することで実質化し、対数値をとった。

労働市場の需給状況を表す変数として、有効求人倍率（厚生労働省『職業安定業務年報』）を利用した。考えられる仮説としては有効求人倍率が高くなるほど、つまり求職者1人あたりの求人数の数が多くなることは雇用環境の改善を意味し、雇用環境が改善すると失業による低所得リスクが減少することにより人々の期待所得が上昇し、出生率が高くなると考えられる。通常ならば、男性、女性の失業率を説明変数としたいが、残念ながら都道府県ごとの失業率は総務省統計局『労働力調査』にて1997年から公開されていない。そこで、本分析では有効求人倍率を利用した。

育児政策を表す変数として、次の3つの変数を利用する。1つは、総務省『都道府県別決算状況調』と『市町村別決算状況調』の児童福祉費である。この変数は各都道府県あるい

⁶ 説明変数のその他として、『賃金構造基本統計調査』に掲載されている男女別、都道府県の労働時間が考えられる。ワークライフバランスとの関連で、労働時間が長いほど子供の出産・育児に避ける時間がなくなるために出生率事態が下がると予想される。実際以下の推定で、男性、女性、そして男性と女性双方の労働時間を説明変数に加えて推定を行ったが、労働時間以外の説明変数の係数の有意性や符号にほとんど変化がなく、男性と女性の労働時間を2つ入れることにより、その2つ間で多重共線性が生じている可能性もあった。従って、以下の推定では、労働時間を説明変数から除外した。

は各市町村が当該年度に児童福祉の目的で歳出した額を表す⁷。以下の実証分析では各都道府県の児童福祉費に、各都道府県に属する市町村の都道府県からの移転を除いた児童福祉費の支出分を加えることによって変数を作成した。政策にかける費用が増大するにつれて、効果のある政策であれば出生率は上昇すると期待される。なお、児童 1 人当たりの額にするために、4 歳以下人口（総務省『人口推計』）で割ることにした⁸。2 つ目は各都道府県の児童手当支出額（厚生労働省『児童福祉業務年報』）である。児童手当支出額が増加すると出産・子育てにかかる費用が減少することが期待され、出生率が上昇すると期待される。推定の際には、4 歳以下人口（総務省『人口推計』）で除することにより 1 人当たりの児童手当支出額に換算した。なお、この変数は児童福祉費が計算される際にすでに含まれているものなので、推計では別々に変数を入れることにした。そして、3 つ目は保育園の定員（厚生労働省『社会福祉施設等調査』、民間公営の合計）を利用した。この変数は保育園をどれだけ利用できるかを表すために、4 歳以下人口（総務省『人口推計』）で除することで 1 人あたりの数とした。たしかに、待機児童数が都道府県ごとに公表されているが、2000 年以降のみのデータしか得られないため、個々では利用しなかった。児童 1 人当たりの保育園の定員が多いほど、保育園を利用できるために仕事と育児の両立が実現し、出生率が上昇すると期待される⁹。

そして、女性の出産の機会費用を表す変数として、男性の平均的な賃金に対する女性の相対賃金を考える。なぜならば、男性の平均賃金に対して女性の賃金が割高になれば、労働力を提供しないことに対する費用が高まると考えられ、逆に割安になれば、男性は労働、女性は家事育児といった伝統的な役割分担を行うことが合理的と考えられるからである。女性の相対賃金を計算するために、厚生労働省『賃金センサス』より、女性（全産業、前年齢計）の決まって式有される総額に賞与を加え、12 で割ることで月平均の賃金を計算し、そこから（月当りの）所定内労働時間と超過労働時間の合計を割ることで単位時間当たりの賃金率を計算した。男性についても同様に賃金率を計算し、女性の賃金率から男性の賃金率を割ることで女性の相対賃金を計算した。

結婚に関する変数として、次の 2 つの変数を考える。1 つは、女性の平均初婚年齢（厚生労働省『人口動態統計』）である。これまで多くの研究では、晩婚化が少子化の要因の 1 つであると主張する¹⁰。晩婚化が進むことによって出生率が低下しているかどうかを判断するために、平均初婚年齢を説明変数に加える。もう 1 つの変数として、人口 1000 人当たり

⁷ 具体的には、(i)児童福祉関係職員に係る人件費、(ii)児童福祉法に基づく措置費、児童館、保育所等の児童福祉施設に要する経費、(iii)青少年の非行防止にかかる経費、(iv)児童扶養手当事務費、(v)母子福祉資金の貸付け及び償還に要する経費、(vi)児童手当のうち当該団体の職員以外の者に支給するもの、である。これらの項目ごとの値は公表されていない。

⁸ 児童福祉費と児童手当支出額を計算する際に、各都道府県の県庁所在地での総合消費者物価指数で実質化した。

⁹ そのほかの政策として、育児休業制度を充実させるということが考えられる。日本の実証分析では、育児休業制度が企業に存在すれば出産後の就業継続を促すという結論が得られている。(滋野、大日、2001)

¹⁰ 阿藤、伊藤、小島(1986)などの研究のように、晩婚化が少子化を引き起こす原因となっていることは早くから指摘されている。

の離婚件数（厚生労働省『人口動態統計』）を利用する。岩澤(2002)によると、ある仮定のもとでのシミュレーションの結果、1980年代までの出生率の低下は晩婚化や非婚化によって大きく説明できたが、1990年以降の出生率の低下は晩婚化と非婚化に加え、既婚女性の出産力も低下した。その理由として、本稿では離婚率の上昇がその一因であると考え、説明変数に加えることにした。

そして、最後に教育費用の上昇が出産を抑制するという影響をコントロールするために、総務省『家計調査』より、農家以外の全世帯での支出に占める教育費の割合（年平均、%）を説明変数に加えた¹¹。

以下の推定では、家族政策を表す変数として児童福祉費のみとしたケースと、児童手当支出額と保育園の定員数としたケースについて推定する。推定結果に移る前に、児童福祉費と保育園の定員数の都道府県の動向について、次に概観する¹²。

3-2. 児童福祉費と保育園定員数の近年の動向

図3は、都道府県と市町村の支出した児童福祉費を0歳から4歳までの人口で割り、児童1人あたりの値を示したものである。1995年から2000年にかけてはどの都道府県においても児童福祉費が増加している。その後の2000年から2004年にかけては都道府県によっては変化のパターンが異なる。東京や千葉、京都や鳥取、島根などの都道府県においては、2000年から2004年にかけても増加している。その一方で、たとえば新潟、富山、石川、香川、高知、長崎、熊本等の都道府県では、1995年から2000年にかけて児童1人当たりの児童福祉費が増加しているが、2000年から2004年にかけては減少している。以上より、児童福祉費の動向には、その都道府県の財政状況がある程度関連している可能性があるといえる。

図4は、各都道府県の保育園定員数を4歳以下の人口で割ることで、児童1人あたりの値にしたものである。保育園定員数については、児童福祉費の動向以上に都道府県による差異がある。ほとんどの県では1995年から2000年の間ではあまり定員数の変化はないが、2004年になると増加している。しかし一部の都道府県では、1995年から2004年までの約10年において変化していない。また、福井や石川、富山など北陸地域では約10年間で一環として保育園の定員数が高いこともわかる。

以上のように家族政策を表す変数は、その地域の特色や財政事情に左右されることがわかった。また、政策と出生率の内生性を推定する際に考慮しなくてはならない（伊達・清

¹¹ 森田(2004)は、食費、医療費、教育費など子育てにかかる費用全般と塾や習い事にかかる選択的な費用が出産を抑制する傾向にあることを指摘している。

¹² 児童手当制度は1972年に導入以来、何度も対象年齢と支給月額が改正されてきた。1991年にはそれ以前は第2子以降に支給されていたものを、1歳未満の第1子を持つ夫婦に支給された。1993年には、3歳未満の第1子（以降）をもつ家庭に支給範囲が拡大され、2000年には3歳未満から小学校就学前へ、2004年には小学校第3学年終了前までに支給範囲が拡大された。児童手当の支出額は以上のような制度変更によって大きく左右されるので、本稿での検討は省略した。

水谷、2004)。政策費をあらわす変数と出生率の内生性を考慮するために、操作変数法を行う。最後に、ラグつき従属変数を含めたモデルを推計することにより、ロバストネスチェックを行う。

4. 推定結果

4-1. 基本モデルの推定

表 2 に推定結果を報告してある。推定式の A 列は、少子化対策の政策を表す変数として児童福祉費とした推定結果である。時間ダミーを入れない(A1)式においても、時間ダミーを含めた(A2)式においても、所得は負に有意であり、(A1)式において有効求人倍率は負に有意である。有効求人倍率に関しては期待する符号と逆の結果が得られた。一方、所得の係数が負でかつ有意であることは、景気がよいほど出生率がよいという結果ではなく、むしろ質・量モデルによる所得水準が高まるにつれて子供の数が減少するという理論仮説に整合的であるといえる。

そして(A1)式と(A2)式はともに、女性の相対賃金、離婚率、女性の平均初婚年齢、教育費の物価指数のすべてが負で有意となっている。女性の相対賃金について、相対賃金が上昇すると、もし出産・育児と仕事の両立が不可能であれば、女性の出産の機会費用が上昇したことになる。そのため期待する符号は負であるが、整合的な結果が得られた。離婚率はや女性の平均初婚年齢についても、前節で理由を述べたように、期待する符号は負であり、整合的な結果が得られた。そして教育費の物価指数も同様に期待する符号が得られた。

(A1)式と(A2)式は、都道府県間の差を全くコントロールしていない。パネル推計を利用して都道府県間の差をコントロールした結果が(A3)式と(A4)式である。(A3)式は変量効果(random effect)、(A4)式は固定効果(fixed effect)による推定結果である。これらの結果では、所得の符号は正であるが有意ではなく、有効求人倍率の係数は負で有意である。有効求人倍率については、それが高くなるつまり求職者 1 人あたりに対する求人数の数が多くなるにつれて出生率が高くなるという結果であり、雇用環境が良好になるにつれ出生率が高まるという結果が得られた。また、所得の係数については地域ごとの差を無視すると質・量モデルと整合的な結果が得られるが、地域ごとの差をコントロールし、ある地域ごとの所得の増加によって、出生率を増加させると解釈できる。その意味で景気が改善されると出生率が上昇しているように見える¹³。また児童福祉費については、(A3)式と(A4)式のどちらにおいても負で有意という結果が得られた。この結果には次のような背景があると考えら

¹³ 勿論、景気を反映する変数として所得と有効求人倍率を考えているので、両者の変数が相関している可能性も否定できない。一方の変数を除いた推計も、表 2 に掲載されている全てのケースについて実施してみたが、結果に相違はなかった。

れる。即ち、少子化が進んでいる地域や時点において積極的な少子化対策を打ち出しているが、少子化政策が出生率を引き下げる効果よりも、前者の効果が大きいということである。そのため、これらの推定では同時性をコントロールしていないので推計にバイアスが生じていると考えられる。そのため、4・2節では都道府県の歳出総額や自治体の財政力を現す変数を操作変数とした操作変数法を推定する。またその他の変数については、女性の相対賃金と教育費の物価指数が有意ではないが、離婚率と女性の平均初婚年齢は先ほどの結果と同様に負で有意となった。

次に、政策の変数を児童 1 人あたりに換算した実質児童手当支出額の対数値と保育園定員数の対数値として同じ推計を行った。表 2 の B 列に推定結果を報告した。

(B1)式と(B2)式は、A 列と同様に都道府県間の差を全くコントロールしていない推定結果である。(A1)式や(A2)式と比較すると、所得に関しては同じ符号をとっているが、有効求人倍率に関しては時間ダミーなしとすると負で有意となっている。また、新たに加えた変数の結果を見てみると、(B1)式と(B2)式の両方において、児童手当支出額と保育所定員数は正に有意である。前節で述べた想定と整合的である。児童手当支出額が正で有意ということは、政策費用を増やすことによってむしろ出生率を高めるということを意味する。しかし、これらの推定結果では地域差をコントロールしていないため、これらの政策の係数は地域間格差を反映している可能性がある。

そこで、都道府県間の差をコントロールした(B3)式、(B4)式について考察する。A 列の結果と同様、所得に関して係数は正であるが有意ではなく、有効求人倍率が正に有意となっている。しかし、児童手当支出額について、変量効果推定では有意ではなく、固定効果推定では係数が負で有意となった。これらの変数についても児童福祉費と同様の問題が生じているといえる。また、その他の変数については A 列と同様に離婚率と平均初婚年齢の係数が負で有意となった。

以上の結果より、出生率を説明するためには、パネル推計では有効求人倍率や離婚率、平均初婚年齢が一貫して有意な変数であることが分かった。ただし、有効求人倍率の係数の大きさは政策的に見て大きいとはいえない。たとえば、(A3) 列の有効求人倍率の係数は 0.023 であるが、これは有効求人倍率が 1 ポイント上昇すると、合計特殊出生率は 2.3%増加することを意味し、2005 年の全国の合計特殊出生率 1.26 からの 2.3%の増加は 1.289 になることである。その一方で政策に関する変数はパネル推計では期待する符号と逆になり、内生性の問題が生じている可能性がある。そこで、次に内生性の問題を考慮するために操作変数法を利用する。

4-2. 操作変数法を利用した推定

以下では政策の変数の内生性を考慮した操作変数法を行う。パネルデータでの操作変数法には Hausman and Taylor(1981)以来いくつかの手法が開発されたが、本節では二段階最

小二乗法を固定効果に応用したモデルと、Baltagi(2001)が提案した EC2SLS(Error Component Two Stage Least Squares)を利用する。また、操作変数として(i)財政力指数、(ii)公債費比率、(iii)経常収支比率を利用する。財政力指数は、標準的な行政活動に必要な財源をどれくらい自力で調達できるかを表しており、普通交付税の算定基礎となる基準財政収入額を基準財政需要額で除して得た数値の3ヶ年平均値である。公債費比率は、公債費(市が借り入れた市債の元利償還金)に充てられた一般財源が標準財政規模(市税等の一般財源ベースでの地方自治体の標準的な財政規模を示す)に対し、どの程度の割合となっているかをあらわし、財政の弾力性を測定する指標と考えられる。経常収支比率は、税などの一般財源を、人件費や扶助費、公債費など経常的に支出する経費にどれくらい充当しているかをみることで、財政の健全性を表す。

表3が操作変数法による推定結果である。C列は児童福祉費を政策の変数とした推定結果であるが、操作変数法を利用しても係数が負であることはかわらない。ハウスマン検定をおこなうと、(C1)列の固定効果推定の結果が支持されるが、その推定結果によると、児童福祉費は有意に出生率に影響を与えないということになる。またD列においては、固定効果推定つまり(D1)式においては児童手当支出額の係数が有意ではないが、(D2)式では児童手当支出額も保育園の定員数も係数が正で有意となっている。(D2)式の結果がわれわれの期待する結果であるが、ハウスマン検定では、(D1)式の結果が得られることになり、(D2)式は一致性を持っていないと考えられる。したがって、いずれの場合も政策による効果は観察されない。その理由として、滋野・大日(2001)が子供のいない世帯に対しては保育園の充実が出産確率を高めると示しているが、特定の世帯については効果的な政策もマクロ全体では効果がないという可能性がある。本稿で得られた結果はこのことを反映していることは否定できない。

4-3. ラグつき従属変数を利用した影響分析

以上のことは、他に必要な変数を落としてしまったために生じる定式化のミスによる見せかけの回帰である可能性もある。そこで、以下ではある影響分析を行い、推定結果のロバストネスを確認する。つまり、表2で利用した説明変数以外で出生率を説明する要素が系列相関を持つと仮定し、1期のラグを取った従属変数を説明変数に加えた推計を行う。説明変数以外で出生率を説明する要素が系列相関をしていれば、ラグつき従属変数を説明変数によってその影響をコントロールできる。その時に、表2の分析で利用していた説明変数の有意性に影響を与えるかを分析する。またパネル推計においてラグつき従属変数を説明変数に加えることにより、従来の変量効果推定や固定効果推定では一致推定量が得られない。したがって、Arellano and Bond(1991)が提案したGMM推計を行う。

その結果は表4にある。1式は時間ダミーを除いたケースであり、2式は時間ダミーを加えたケースである。残念ながら、SarganのJ検定によると、GMMの想定する全ての仮定

が正しいという帰無仮説を棄却する結果になり、操作変数の作成方法に問題があると考えられる。そのため、参考程度になるが、有効求人倍率については正に有意であるが、その他の変数は表 2 の結果と異なるケースがある。

5. おわりに

本稿の目的は、景気や少子化に関連した政策が出生率に影響しているかどうか検討することである。1985 年から 2004 年までの都道府県別データを利用した結果、主に以下のことが明らかになった。

1. 地域差をコントロールしないと所得は出生率に負の影響を与えるが、地域差をコントロールすると係数は有意ではない。
2. 地域差をコントロールすると、有効求人倍率の上昇は一貫として、出生率に対して正の影響を与える。この解釈として、有効求人倍率の上昇が現れるような雇用環境が改善している状況では、失業による低所得のリスクを減少させ、人々の期待所得を上昇させると考えられる。しかし、係数の大きさはあまり大きくないので、雇用環境が改善することだけで現在の少子化問題が解消するとは到底いえない。
3. 少子化に関連する政策は、地域差をコントロールしないと出生率に正の影響を与えるが、コントロールすると負の影響を与えているという結果が得られた。出生率が低下している都道府県ほど少子化に関連する施策を実施しているという逆の因果関係を捉えている可能性があるため、操作変数を利用した推定を行ったが、政策の効果は有意ではなかった。政府の行う政策によって少子化に歯止めをかけるためには、なぜ現在行っている政策が有効でないのか、再検討する必要があるといえる。ただし、滋野・大日（2001）が子供のいない世帯に対しては保育園の充実が出産確率を高めると示しているように、特定の世帯については効果的な政策もマクロ全体では効果がないという可能性もある。
4. 離婚率や平均初婚年齢は一貫として出生率を引き下げる効果がある。
5. 以上の結果の頑健性を確かめるために、ラグつき従属変数を説明変数に導入したモデルを推定したが、モデルの定式化に誤りがあった。

今後の課題として、5 点目に関連することであるが、以上の結果がどの程度頑健であるのかについて確かめる必要がある。特に大事な説明変数を落としていることによるバイアスを検討する必要があると考える。

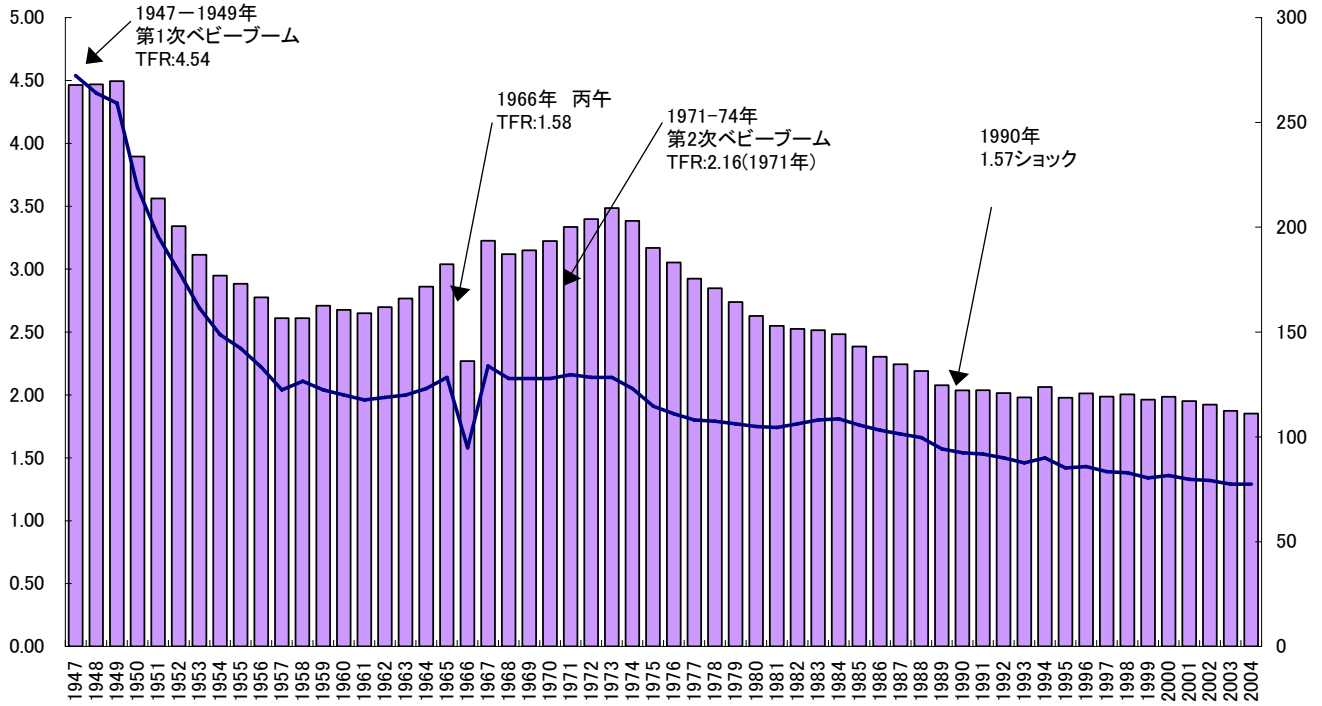
参考文献

Arellano, Manuel and S. Bond. 1991. "Some tests of specification for panel data: Monte

- Carlo evidence and an application to employment equations.” *Review of Economic Studies*. 58: pp.277-297.
- Baltagi, Badi H. 2001. *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons Inc, second edition.
- Becker, Gary. 1960. “An Economic Analysis of Fertility.” in A. Coale (ed.). *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. Princeton University Press. pp. 209-31.
- Becker, Gary and H.G. Lewis. 1973. “On the Interaction Between Quantity and Quality of Children.” *Journal of Political Economy*. 81(2) part II: pp. S279-S288.
- Butz, William and Michael Ward. 1979. “The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility.” *American Economic Review*. 69(3): pp.318-28.
- Easterlin, Richard. 1969. “Towards a Socioeconomic Theory of Fertility: Survey of Recent Research on Economic Factors in American Fertility.” In S. Behrman et al. (eds.). *Fertility and Family Planning: A world View*. Ann Arbor. pp.127-56.
- Hotz, Joseph, Jacob Klerman and Robert Willis. 1996. “The Economics of Fertility in Developed Countries.” *Handbook of Population and Family Economics*, pp.275-347.
- Kato, Hisakazu. 1997. “Time Series Analysis of Fertility Change in Postwar Japan.” *Jinkogaku-Kenkyu*. 25: pp.23-25.
- Macunovich, Diane. 1995. “The Butz-Ward Fertility Model in the Light of More Recent Data.” *Journal of Human Resources*. 30(2): pp.229-255.
- Macunovich, Diane. 1998. “Fertility and the Easterlin Hypothesis: An Assessment of the Literature.” *Journal of Population Economics*. 11(1): pp.53-111.
- Mincer, Jacob. 1963. “Market Prices, Opportunity Costs, and Income Effects.” Carl Christ et al. (eds.). *Measurement in Economics: Studies in Mathematical economics and Econometrics in Memory of Yehuda Grunfeld*. Stanford University Press. pp.67-82.
- Ogawa, Naohiro and Andrew Mason. 1986. “An Econometric Analysis of Recent Fertility in Japan: An Application of the Butz-Ward Model.” *Jinkogaku-Kenkyu*, 9: pp. 5-15.
- Ohbuchi, Hiroshi. 1982. “Empirical Tests of the Chicago Model and the Easterlin Hypothesis: A Case Study of Japan.” *Jinkogaku-Kenkyu*, 5: pp.8-16
- Willis, Robert. 1973. “Willis, Robert. 1973. “A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior.” *Journal of Political Economy*. 81(2) part II: pp. S14-S64.
- 阿藤誠, 伊藤達也, 小島宏. 1986. 「マクロモデルによる結婚と出生力のシミュレーション」『人口問題研究』 179. pp.16-34.

- 阿部正浩, 樋口美雄. 1999. 「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング」樋口美雄, 岩田正美編『パネルデータからみた現代女性：結婚・出産・就業・消費・貯蓄』東洋経済新報社.
- 阿部正浩. 2005. 「雇用と所得の環境悪化が出生行動に与える影響」樋口美雄, 財務省財務総合政策研究所編『少子化と日本の経済社会』日本評論社.
- 今井博之. 1996. 「バツ＝ウォード型モデルによる日本の出生力分析」『人口問題研究』第 52 巻第 2 号. pp.30-35.
- 岩澤美帆. 2002. 「近年の期間 TFR 変動における結婚行動および出産行動の変化の寄与について」『人口問題研究』第 58 巻第 3 号. pp.15-44.
- 加藤久和. 2001. 『人口経済学入門』日本評論社.
- 滋野由紀子. 1996. 「出生率の推移と女性の社会進出」『大阪大学経済学』第 45 巻第 3,4 号. pp.65-74.
- 滋野由紀子, 大日康史. 2001. 「育児支援策の結婚・出産・就業に与える影響」岩本康志編『社会福祉と家族の経済学』東洋経済新報社.
- 高山憲之ほか. 2000. 「結婚・育児の経済コストと出生力—少子化の経済学的要因に関する一考察—」『人口問題研究』第 56 巻第 4 号. pp.1-18.
- 伊達雄高, 清水谷諭. 2004. 「日本の出生率低下の要因分析：実証研究と政策的含意の検討」ESRI Discussion Paper Series : No.94.
- 塚原康博. 1995. 「育児支援政策が出生行動に与える効果について：実験ヴィネットアプローチによる就業形態別出生確率の計量分析」『日本経済研究』第 28 号: pp.148-161. 内閣府『少子化社会白書（平成 17 年度版）』
- 森田陽子. 2004. 「子育て費用と出産行動に関する分析」『日本経済研究』第 48 号: pp.34-57.
- 山口一男. 2005. 「少子化の決定要因について：夫の役割、職場の役割、政府の役割、社会の役割」『家計経済研究』第 66 号. pp.57-67.

図1: 合計特殊出生率(左軸)と出生数(右軸、万人)



(出所)『人口動態統計』、折れ線が合計特殊出生率、棒グラフが出生数

図2 : GDP に占める家族政策費の割合 (%)

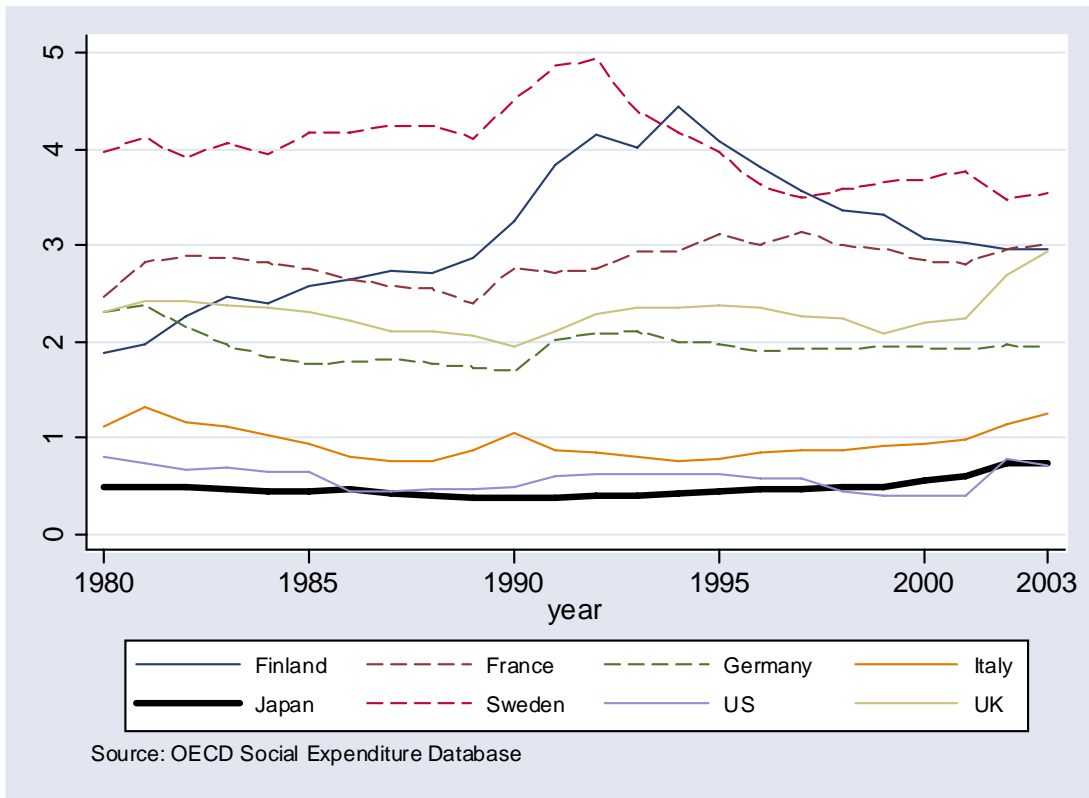
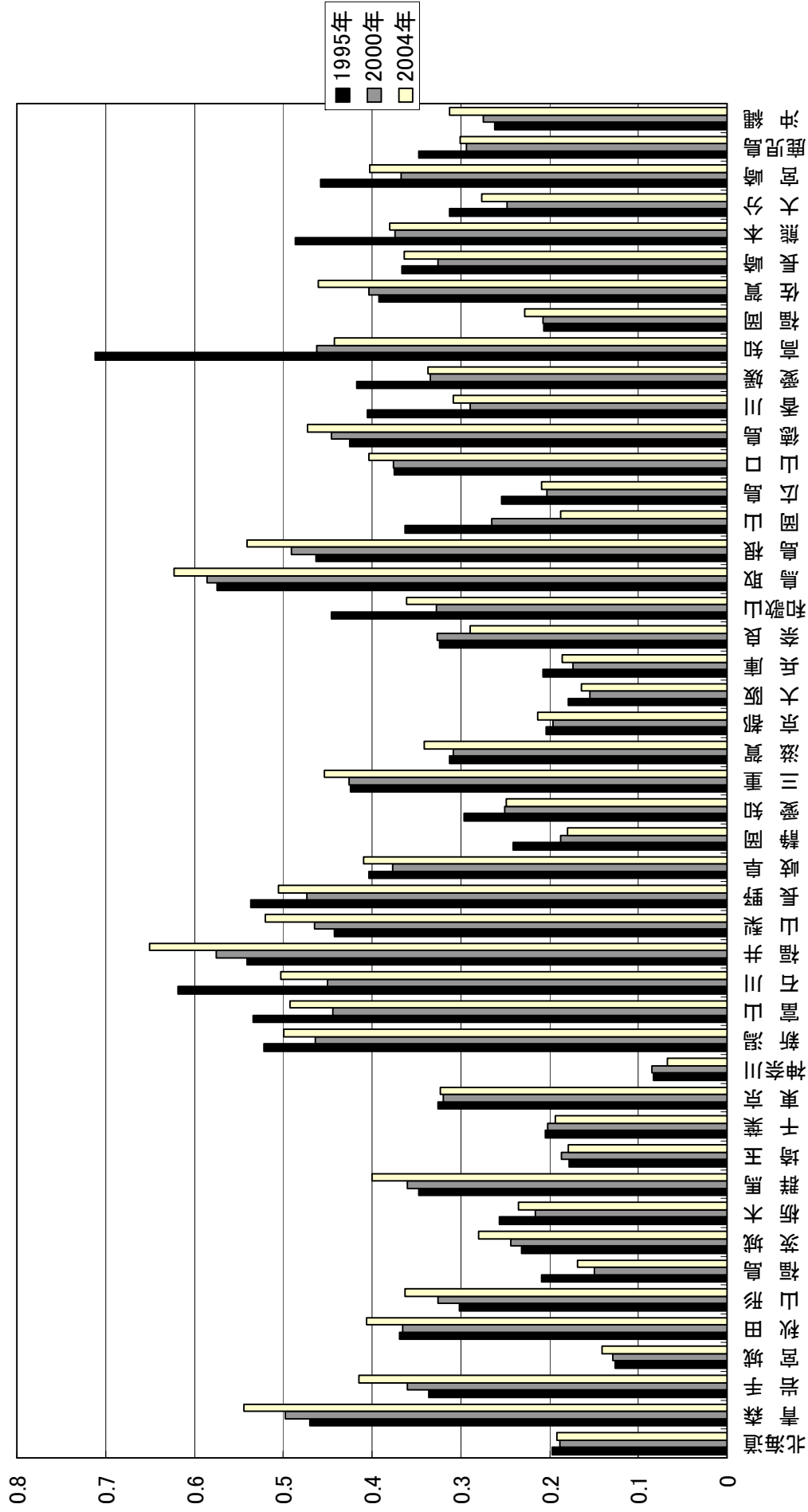


図4 4歳以下児童1人当たりに対する保育園の定員数(民間・公営合計)



(出所)厚生労働省『社会福祉施設等調査』、総務省『人口推計』

表1 変数の基本統計量

	Obs	平均	標準偏差	最小値	最大値
合計特殊出生率(対数値)	940	0.431	0.125	0.000	0.837
実質平均所得(対数値)	940	1.554	0.114	1.152	1.954
有効求人倍率	940	0.868	0.451	0.180	2.680
児童福祉費(実質)*	940	8.487	0.374	7.505	9.373
児童手当の支出額対数(実質)*†	940	-1.183	0.464	-3.658	1.008
保育園定員数の対数**	940	-1.187	0.429	-2.726	-0.335
女性相対賃金	940	0.864	0.046	0.730	1.053
離婚率	940	1.586	0.444	0.790	2.950
平均初婚年齢(女性)	940	26.221	0.704	24.700	28.900
教育費支出割合(%)	940	4.218	0.867	2.320	6.860
財政力指数	940	0.473	0.231	0.200	1.640
公債費比率	940	13.292	4.166	4.100	26.300
経常収支比率	940	82.816	22.664	60.300	713.000

* 14歳以下の児童1人当たり、対数値

** 4歳以下の児童1人当たり

(注) 政策に関連する指標(網掛け)は、すべて1年前のものを利用。

表2: 合計特殊出生率の実証分析

推定方法	(A1)		(A2)		(A3)		(A4)		(B1)		(B2)		(B3)		(B4)	
	OLS	OLS	OLS	OLS	Random	Fixed	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	Random	Fixed		
実質平均所得(対数値)	-0.273 (11.70)**	-0.258 (10.25)**	0.014 (1.27)	0.018 (1.63)	0.014 (1.27)	0.018 (1.63)	-0.287 (13.09)**	-0.126 (5.88)**	-0.287 (13.09)**	-0.126 (5.88)**	0.013 (1.10)	0.017 (1.51)	0.013 (1.10)	0.017 (1.51)		
有効求人倍率	-0.033 (5.11)**	-0.015 (1.81)	0.023 (5.75)**	0.024 (6.11)**	0.023 (5.75)**	0.024 (6.11)**	-0.032 (5.04)**	0.023 (3.30)**	-0.032 (5.04)**	0.023 (3.30)**	0.022 (5.24)**	0.025 (6.45)**	0.022 (5.24)**	0.025 (6.45)**		
児童福祉費(実質) (児童1人当たり対数)	-0.046 (5.36)**	-0.032 (3.24)**	-0.048 (4.49)**	-0.051 (4.65)**	-0.048 (4.49)**	-0.051 (4.65)**	0.062 (8.07)**	0.267 (21.01)**	0.062 (8.07)**	0.267 (21.01)**	-0.009 (0.96)	-0.038 (4.00)**	-0.009 (0.96)	-0.038 (4.00)**		
児童手当支出額(実質) (児童1人当たり対数)							0.011 (1.85)	0.008 (1.45)	0.011 (1.85)	0.008 (1.45)	0.001 (0.17)	-0.014 (1.55)	0.001 (0.17)	-0.014 (1.55)		
保育園定員数(対数値) (児童1人当たり)							-0.474 (6.90)**	-0.195 (3.27)**	-0.474 (6.90)**	-0.195 (3.27)**	-0.022 (0.79)	-0.006 (0.21)	-0.022 (0.79)	-0.006 (0.21)		
女性相対賃金	-0.680 (9.99)**	-0.697 (10.25)**	-0.010 (0.39)	0.003 (0.12)	-0.010 (0.39)	0.003 (0.12)	-0.106 (10.57)**	-0.059 (5.80)**	-0.106 (10.57)**	-0.059 (5.80)**	-0.058 (5.25)**	-0.051 (4.58)**	-0.058 (5.25)**	-0.051 (4.58)**		
離婚率	-0.074 (7.05)**	-0.073 (5.97)**	-0.057 (5.30)**	-0.054 (4.91)**	-0.057 (5.30)**	-0.054 (4.91)**	-0.087 (15.15)**	-0.031 (5.24)**	-0.087 (15.15)**	-0.031 (5.24)**	-0.024 (4.60)**	-0.014 (2.77)**	-0.024 (4.60)**	-0.014 (2.77)**		
平均初婚年齢(女性)	-0.057 (10.04)**	-0.054 (7.55)**	-0.030 (6.74)**	-0.028 (6.39)**	-0.030 (6.74)**	-0.028 (6.39)**	-0.009 (3.07)**	0.000 (0.13)	-0.009 (3.07)**	0.000 (0.13)	0.001 (0.55)	0.001 (1.19)	0.001 (0.55)	0.001 (1.19)		
教育費支出割合	-0.021 (7.30)**	-0.019 (6.24)**	0.001 (0.87)	0.001 (1.25)	0.001 (0.87)	0.001 (1.25)	3.898 (29.16)**	1.716 (10.02)**	3.898 (29.16)**	1.716 (10.02)**	1.050 (6.88)**	0.713 (4.73)**	1.050 (6.88)**	0.713 (4.73)**		
定数項	3.563 (27.80)**	3.327 (15.63)**	1.631 (8.99)**	1.579 (8.63)**	1.631 (8.99)**	1.579 (8.63)**	0.69 (0.69)	0.8 (0.8)	0.69 (0.69)	0.8 (0.8)	25.54**	77.2**	25.54**	77.2**		
時間ダミー	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	No	Yes	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes		
決定係数	0.67	0.69	0.69	0.95	0.69	0.95	0.69	0.8	0.69	0.8	0.8	0.95	0.8	0.95		
検定統計量																
時間ダミー		3.38**	829.6**	45.2**	829.6**	45.2**		25.54**		25.54**	1313.2**	77.2**	1313.2**	77.2**		
誤差項の分散=0			4867**		4867**						3734**		3734**			
固定効果				221.1**		221.1**						139.1**		139.1**		
ハウスマン検定				15.48		15.48						10.11		10.11		

Absolute value of t statistics in parentheses

* significant at 5%; ** significant at 1%

検定統計量: 時間ダミーは、全ての時間ダミーの係数が0という帰無仮説を検定したWald検定の検定統計量

検定統計量: 固定効果は、全ての固定効果に関するダミー変数の係数が0という帰無仮説を検定したF検定の検定統計量

検定統計量: ハウスマン検定は3列目のrandom effectと4列目のfixed effectの係数の差を検定。

表3: 操作変数を利用した合計特殊出生率の実証分析

推定期間1985-2004年、N=940

推定方法	(C1)	(C2)	(D1)	(D2)
	Fixed IV	EC2SLS	Fixed IV	EC2SLS
実質平均所得対数	0.017 (1.48)	0.014 (1.23)	0.025 (0.64)	0.021 (1.34)
有効求人倍率	0.026 (6.15)**	0.023 (5.61)**	0.043 (6.25)**	0.013 (2.55)*
児童福祉費(実質) (児童1人当たり,対数)	-0.139 (2.70)**	-0.052 (1.24)		
児童手当支出額(実質) (児童1人当たり,対数)			-0.327 (3.54)**	0.109 (3.58)**
保育園定員数の対数 (児童1人当たり)			-0.044 (0.37)	0.073 (2.83)**
女性相対賃金	0.003 (0.11)	-0.012 (0.44)	-0.078 (1.65)	0.021 (0.60)
離婚率	-0.054 (4.68)**	-0.057 (5.32)**	-0.018 (0.66)	-0.049 (3.49)**
平均初婚年齢(女性)	-0.038 (5.25)**	-0.031 (4.89)**	0.058 (1.67)	-0.043 (4.18)**
教育費支出割合	0.002 (1.32)	0.001 (0.83)	0.001 (0.48)	0.001 (0.56)
定数項	2.629 (4.20)**	1.681 (3.32)**	-1.428 (1.53)	1.649 (5.69)**
時間ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
固定効果の検定	205.58**		56.22**	
ハウスマン検定		33.69		65.12**

EC2SLSはBaltagi(2001)による変量効果の操作変数法。

EC2SLSの係数の標準誤差はBaltagi and Chang(2000)の修正方法を利用して計算。

モデルでは、児童福祉費、児童手当支出額、保育園定員数を内生変数とみなし、

その操作変数は財政力指数、公債費比率、経常収支比率。

()内の値はZ値の絶対値

** : 1%有意水準で有意、* : 5%有意水準で有意

表4: 合計特殊出生率の実証分析の影響分析

推定期間1985-2004年、N=940

推定方法	(1)	(2)
	GMM	GMM
一期前の合計特殊出生率	0.413 (9.33)**	0.418 (9.23)**
実質平均所得対数	0.038 (3.04)**	0.038 (2.97)**
有効求人倍率	0.011 (2.39)*	0.011 (2.35)**
児童福祉費(実質) (児童1人当たり,対数)	-0.008 (0.62)	
児童手当支出額(実質) (児童1人当たり,対数)		-0.001 (0.05)
保育園定員数の対数 (児童1人当たり)		-0.002 (0.14)
女性相対賃金	0.011 (0.40)	0.010 (0.38)
離婚率	-0.016 (1.26)	-0.017 (1.32)
平均初婚年齢(女性)	-0.008 (1.75)#	-0.008 (1.33)
教育費の物価指数	0.002 (1.49)	0.002 (1.52)
定数項	-0.007 (5.86)**	-0.007 (2.19)*
時間ダミー	Yes	Yes
SarganのJテスト検定統計量	367.6**	367.2**

Arellano and Bond(1991)の推定方法による。

()内の値はZ値

** : 1%有意水準で有意、* : 5%有意水準で有意、# : 10%有意水準で有意