



RIETI Discussion Paper Series 07-J-012

**地域要因が出産と妻の就業継続に及ぼす影響について
— 家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」による分析 —**

樋口 美雄

経済産業研究所

松浦 寿幸

経済産業研究所

佐藤 一磨

経済産業研究所



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/>

地域要因が出産と妻の就業継続に及ぼす影響について*

—家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」による分析—

樋口美雄¹

松浦寿幸²

佐藤一磨³

要旨

本論文は、出生率の地域格差に注目し、地域的な要因が出産行動と就業の継続に及ぼす影響について分析を行った。分析に際して、マイクロデータと各個人が居住している地域の属性データを組み合わせることで、職種や年齢、学歴といった個人属性をコントロールしつつ、各地域の住環境等の違いが女性の出産行動と就業の継続に及ぼす影響を検証した。地域要因としては、住宅事情、通勤時間、家族政策、景気動向に注目した。出産行動と妻の就業継続の同時性を考慮するために Bivariate probit モデルを用いて推計を行ったところ、賃貸住宅か持ち家かによって第 2 子目の出産確率が異なる、夫の通勤時間と保育所定員数が第 1 子目の出産と相関を持つ、という結果を得た。

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。

* 本研究は、経済産業研究所における「少子化問題研究会」の一環として実施された。本稿作成にあたり、「少子化問題研究会」メンバー、ならびに経済産業研究所 DP 検討会出席者からは、多数の有益なコメントを頂いた。とりわけ、吉川洋氏（東京大学経済学部教授）、山口一男氏（シカゴ大学社会学部教授）、森川正之氏（経済産業省産業構造課長）、山田正人氏（経済産業研究所総務副ディレクター）、戸田淳人氏（慶應義塾大学経済学部研究助手）、石井加代子氏（慶應義塾大学経商連携 COE 研究員）には、論文改訂にあたりを丁寧なアドバイスを頂いた。また、データ利用に際して、財団法人家計経済研究所の坂口尚文研究員から助言を頂いた。深く感謝したい。

¹ 慶應義塾大学商学部、経済産業研究所ファカルティフェロー

² 経済産業研究所研究スタッフ

³ 慶應義塾大学商学研究科博士課程、経済産業研究所リサーチアシスタント

1. はじめに

わが国においては、急速な少子化が進行している。合計特殊出生率に注目すると、第二次ベビーブームのピークである1973年においては2.14であった同比率は、2004年には1.29まで落ち込んでいる。こうした急速な出生率の低下は、将来の生産年齢人口（15～65歳未満）と従属人口（15歳未満、65歳以上）のアンバランスをもたらし、社会保障負担や長期的な経済成長などにも悪影響を及ぼすのではないかという懸念が高まっている。よって、わが国における出生率の低下要因を分析し、その政策インプリケーションを明らかにすることが急務とされている。わが国における出生率の決定要因に関する分析は、近年になって、データ整備が進んできたという背景もあって、盛んに分析が行われるようになってきた。しかし、その多くが全国一律に議論、検討するものが多く、出生率の地域格差を議論するものは数少ない。

図1は、2004年時点における都道府県別の合計特殊出生率（以下、TFR）をみると、もっとも低いのが東京都の1.01、ついで低いのが京都府の1.14、以下、奈良県、北海道、埼玉県、神奈川県と続く。TFRは、東京を中心とする1都3県（東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県）、大阪を中心とする2府2県（大阪府、京都府、兵庫県、奈良県）の二つのエリアで値が小さくなっている。逆に、沖縄県、宮崎県、福島県、鳥取県で1.5以上と大きくなっている。このようにTFRは地域によって、かなり大きな格差がみられる観察される。

また、図1の折れ線グラフは、2004年から2005年にかけてのTFRの変化を示している。ほとんどの都道府県でTFRが低下している中で、福井県でTFRが0.02ポイント上昇していることがわかる。福井県でTFRが上昇に転じたことは、雑誌等で話題になったことは記憶に新しい⁴。

— 図1 —

では、こうした地域格差はどのような要因によるものなのだろうか。ここでは、以下の4つのグループに諸要因に注目する。

(1) 夫の所得水準・女性のライフスタイル

夫の所得水準は、経済的な余裕を意味するので、各家庭の子ども数に大きな影響を及

⁴ 2005年の福井県のTFRが0.02上昇し、全国順位が沖縄について全国二位となったことを受けて、各種統計指標からその要因を整理した福井県総務部政策統計室（2007）によると、福井県では未婚率が低く、共働き比率、3世代同居比率、ボランティア年間行動者比率が高いことを指摘している。この背後には、福井県は、古くから繊維産業がさかんで既婚女性が働き手として重宝されてきたことから、企業側も育児をしながら働けるような職場環境をつくることに尽力している点をあげている。加えて、富山県について世帯あたり住宅床面積が広いという点についても、3世代同居を容易にしているのではないかと報告している。さらに、行政としても、病気療養中の子どもを病院が一時的に預かる「病児デイケア」や、子どもが3人以上いる家庭を支援する「ふくい三人っ子応援プロジェクト」などのユニークな施策も少子化対策として一定の効果があつたのではないかと指摘している。

ぼしていると考えられる。また、女性の社会進出や高学歴化などのライフスタイルの変化も、晩婚化の進展や共働き世帯の拡大を通じて、子育て環境に影響を及ぼしているといわれている。所得水準やライフスタイルは、都市圏と地方圏で大きな違いがみられる。

(2) 住宅環境

子ども数が増えると、住宅規模の拡大や住居設備の向上が必要になる。そのため、高い住宅コストは出生率を抑制する可能性がある。

(3) 夫の通勤時間・家事育児参加

子育て環境としては、夫の家事・育児参加が女性の出産・就業継続に一定の影響を及ぼしていると考えられる。都市圏と地方圏で通勤時間に大きな差があることを踏まえると、都市圏では夫の通勤時間が長くなりがちで、夫の家事・育児支援を得るのが困難になり、そのため出生率は抑制される、と考えられる。

(4) 家族政策などの子育て環境

少子化の進展に伴い、ここ数年各地方自治体が積極的に少子化対策を行うようになってきている。こうした地方自治体の政策の違いが女性の出産行動に及ぼす影響を検討する必要がある。

(5) 景気動向

現在、日本は戦後最長の景気回復局面にあると言われているが、その回復の度合いは地域間によって大きな差があることが指摘されている。景気は人々の所得の将来見通しに影響し、出産のタイミングに影響を及ぼすと考えられるので、景気動向の地域による違いが地域格差をもたらしている可能性がある。

さて、(1)～(5)のうち、(1)の夫の所得や女性のライフスタイルについては、すでに多数の研究が行われており、こうした要因が出生率の地域格差をもたらしているとするれば、それは人口構成や産業構造の違いによるものであると考えることができる。一方、(2)～(5)の要因は、国・自治体の政策と密着した要因であり、これらの要因が重要であるとするならば、出生率の低い地域が採るべき具体的な政策対応を示すことができると考えられる。よって、本研究では、(2)～(5)の要因に注目して分析を行う。

本研究の特徴は、以下の2点である。第一は、個人レベルのパネル・データと地域データを組み合わせたデータセットで、地域要因を分析している点である。既存の地域要因に注目した分析では、都道府県別データを用いたクロスセクション・データによるものがほとんどであった。その場合、各説明変数がそれぞれ内生変数となってしまう、因果関係の特定が極めて困難になる。たとえば、後述するように、住宅の広さと子ども数の間には正の相関関係がみられるが、集計データを用いた

場合、住宅費が安いから子ども数が増えたのか、それとも子どもが増えたから広い住宅に引っ越したのかは明らかではない。この点、個人レベルのパネル・データを利用した場合、各個人の出産の意思決定前の状況に注目することで、内生性の問題をある程度回避できると考えられる。

第二は、共働き世帯における女性の出産と就業継続の意思決定の同時性を考慮している点である。急速な少子高齢化が進み、近い将来確実に労働力不足に陥るとされるわが国においては、女性労働力を現在以上に活用することが求められている。しかし、その一方で、現在の社会経済システムの下では、女性の就業率の向上は出生率のさらなる低下を招くという見方も存在する。こういった見通しに対して、出生率の向上と女性の就業継続を両立させるような政策が必要とされている。こうした観点を踏まえ、出産と就業の両立を図る上で最も望ましい政策は何かという視点での議論が必要である。そこで、本研究では、出産行動のみならず、両者の同時決定性を考慮した分析を行う。

本論文の構成は以下のとおりである。第2節では、これまでの研究についてサーベイし、本研究の特徴を整理する。第3節ではデータと推計方法を、第4節では分析結果を提示して、第5節で結論を述べる。

2. 先行研究

出産の意志決定における先駆的な研究としては、質・量モデル(Quality-Quantity Model)として知られている Becker(1960)モデルがあげられる。このモデルでは、所得が増加したときの出産に対する効果を「量」(子ども数)に対する効果と「質」(教育費などへの支出)に対する効果に分けて考えて、両者のトレード・オフ関係に注目するモデルである。たとえば、経済が発展していない段階では、子どもは将来親の仕事を手伝ってくれる「労働力」、あるいは家計を助ける「投資財」として考えられるので、子どもを養う余裕があればあるほど、子どもの数が増えると考えられる。しかし、経済が発展し生活が豊かになってくると、人々の関心事は一人当たりの教育費などに移っていく。このため、所得が増加した場合、子どもの数を抑制しようというインセンティブが働く。Becker のモデルに基づくと、所得水準の高い先進国において、子どもの「質」への投資が増加し、少子化が進展したと考察される。

さらに、Wills(1973)は、Becker のモデルを拡張し、家計内生産や時間配分、さらに市場活動との関係を明示的に組み込んだモデルを構築した。特に、Wills は、女性の労働市場参加によって出産・育児から生じる機会費用が増加すると、最適子ども数が減少する効果に注目している。したがって、こうした機会費用を減少させることができれば、出生率の低下を抑制できると考えられる。

前述の出生率の地域格差に影響を及ぼす要因と理論的な枠組みを関連づけるとすると、住宅事情は子どもの「質」を高めるコストに影響する要因、女性のライフスタイル、夫の通勤時間・労働時間・家事・育児時間、家族政策は出産・育児から生じる機会費用に影響する要因として考えることができる。

以下では、前述の(2)～(5)の要因が出産や女性の就業継続に及ぼす影響について分析した先

行研究を整理しておく⁵。

住宅問題と少子化

既存研究において、少子化問題と住宅問題の関係が論じられてきた。たとえば、都道府県別子ども数と1人あたり畳数(厚生省、1993)、もしくは家賃(経済企画庁、1992、小椋・ディークル、1992)の間には強い正の相関関係があることがしばしば指摘されている。図2は、都道府県別の子ども数と畳数の散布図である。両者には、確かに正の相関関係(相関係数=0.471)が確認できる。

—図2—

また、厚生労働省「第13回出生動向調査」の予定子ども数が理想子ども数を下回る理由に注目すると、「お金がかかりすぎる(83.5%)」、「仕事に差し障る(27.8%)」について「家が狭いから(20%)」「夫の協力が得られない(20%)」が続いていることから、住環境が少子化問題に対して一定の影響を持っていることが分かる。

住宅問題と少子化問題の関連は、とりわけ人口学分野で国勢調査や各種アンケートデータを用いた精力的な分析が試みられてきた。たとえば、浅見ほか(1997、2000)では、「国勢調査」(総務省)と「住宅統計調査」(総務省)の集計表を丹念に分析し、家族構成と居住状態の間に正の相関があること、30歳代の世帯では出産行動に対して居住状態との関連が強いことを指摘している。また、浅見(1999)は、国勢調査の擬似コーホート・データを用いた分析を行っている。その結果、母年齢別に見た子ども数の変化と住宅面積増の関係から、母年齢の高い階層で子ども数の増加に伴う住宅面積の増加幅が大きくなっていることが指摘されている。この点は、住宅問題は、出産時点よりも、子どもが成長したときに適当な広さの住宅に居住できるかどうかという点で重要であることを示唆していると考えられる。その他、子ども数の増加により面積よりも室数が増加する、子ども数が二人以上になると影響が大きい、などの興味深い事実が指摘されている⁶。

⁵ 夫の所得や女性のライフスタイルについては、すでに多くの研究が行われている。たとえば、夫の所得については、高くなるほど出生率、もしくは子ども数が増加することが指摘されている。(滋野、1996、大沢、1993) また、女性の賃金の上昇は、出産・育児の機会費用を高めるため、出産確率を低めることが知られている。(高山、1999) 詳しくは、わが国の出生率に関する実証研究についてのサーベイ論文である伊達・清水谷(2004)を参照されたい。

⁶ この他にマイクロデータを用いたものとしては、人口問題研究所「出産力調査」のデータを用いた大谷(1993)がある。大谷論文では、完結出生力、出生意欲、結婚当初の出生子ども数について、学歴や結婚形態、就業状態、結婚時の部屋数・結婚直後の親との同居との関連を検討している。その結果、結婚時の部屋数は、出生意欲と結婚当初の子ども数との間に正の相関があるが、完結出生力との関係は希薄であったと指摘している。一方、広原ほか(1995)では、東京都内の子どものいる夫婦を対象とした「子育てと住宅条件に関する調査」を用いて、予定児数、結婚年齢の決定要因を分析している。出生率の回帰分析からは、説明力の強い順に、妻の結婚年齢、妻の就業歴、現住宅の広さ、夫の家事参加(洗濯)が出生率に影響を持っていることを示している。

既存研究を整理すると、住宅事情は少子化の第一義的な要因とまでは言えないが、ある一定の影響を持っている可能性がある。とりわけ重要なのは、現時点の住宅の広さよりも、子どもが成長したときに適当な広さの住宅に居住できるかどうかである。この意味では、良質な家族向け賃貸物件の少ないわが国では、家賃の高さよりも持ち家に住んでいるか否かが重要であるといえる。また、その影響も、第1子よりも第2子の出産により強いと考えられる。

ただし、ここに紹介した研究ではデータの制約に起因するいくつかの問題点も指摘できる。たとえば、国勢調査や住宅統計調査の集計表を用いた場合、所得や資産などの経済変数が利用できないため、住宅が単に所得や資産の代理変数として機能している可能性がある。また、マイクロデータを用いた分析についても、いずれも一時点のクロスセクション・データを用いているものであり、住宅に制約が無いから子ども数が増えたのか、子ども数が増えたから広い住居に転居したのか識別できない。こうした問題を回避するためには、パネル・データを用いた検証が必要であると言える。

また、親との同居状況も重要な要因である。図3は、都道府県別にみた TFR と 3 世代同居世帯比率の散布図であるが、両者には正の相関(相関係数=0.452)がみられる。親との同居している場合、親が持ち家を所有していて住宅費がかからないため経済的に余裕が生まれるため、子ども数が増えると考えられる。さらに、同居している親が育児・家事を分担してくれる場合を考えると、核家族世帯よりも子育てがしやすく、子ども数が増えると考えられる。親との同居状況の地域差が、出生率の地域差を生み出している可能性もある。

—図3—

夫の家事・育児時間

夫の通勤時間が少子化問題に影響を及ぼすとすれば、それは夫の時間的余裕を制約することで、夫の家事・育児時間や夫婦の心理的共有度を制約し、出産や妻の就業に悪影響を及ぼすと考えられる。夫の家事・育児時間や夫婦の心理的共有度と、妻の出産や就業継続の関係については、松田(2005)や山口(2004)で検証されており、出産については心理的共有度(山口、2004)が、就業継続については夫の家事分担率(松田、2005)が影響を持っていることを示している。

一方、夫の通勤時間と妻の家事育児時間・労働時間の関係は、小原(2000)によって分析が行われている。小原論文によると、夫の通勤時間が長い場合、妻の家事が長くなり、妻の市場労働時間が短くなる、といった関係を明らかにしている。

居住地や通勤時間については、浅見ほか(1997)において、住宅統計調査の特別集計結果を用いて世帯主の年齢階層別に家族構成と居住地の距離帯、最寄りの交通機関までの距離、平均通勤時間の関係を調べている。その結果、若くして出産行動をとる世帯は郊外に居住している世帯が多く、通勤時間も比較的短いことが指摘されている。

図4は、「社会生活基礎調査」(総務省)でみた都道府県別の男性有業者の平均通勤時間の分布である。首都圏と京阪神では平均通勤時間が長くなっており、最長の神奈川県では 97 分(1 時

間 37 分)である。一方、最も短い愛媛県では 50 分となっている。本論文では、上記のような推論をもとに、地域による通勤時間の違いが出産行動や就業継続に影響を及ぼしているかどうかを検証する。

—図4—

家族政策⁷

先行研究では、少子化問題に対する児童手当や保育サービスの充実などといった政府の政策の効果を分析したものが数多く存在する。これらの研究では、出産や育児に必要となるコストを削減する家族政策には結婚・出産・就業を促進する効果があるのか、またその効果はどれほどのものなのか、といった点を中心に分析が行われている。

まず保育サービスについては、永瀬(1997)や清水谷・野口(2004)では保育園の利用が女性の労働供給に与える影響を分析している。これらの分析の結果、女性の労働供給に対して保育料の上昇は保育園が利用しにくくなるため、マイナスの効果を持つことが明らかになっている。加藤(2000)では、出生、結婚、労働市場及びマクロ経済の相互関係を計量モデルによって記述し、政策の変化に伴う出生等の効果を総合的に分析している。その結果、保育所キャパシティの増加が出生率の増加に寄与していることを明らかにした。また滋野・大日(2001)では全国市町村のクロスセクション・データを用いて出産と保育園利用の関係について分析を行っている。分析の結果から、結婚後 4 年以降の夫婦について児童待機率が高いと第 1 子出産確率が高まるものの、第 2 子には統計的に有意な結果が得られない、といった結論を得ている。

次に児童手当制度についてであるが、これは子育てによって生じるコストを直接的に保証する政策である。近年の少子化を受け、この児童手当が拡充されつつあるため、研究も蓄積され始めている。この児童手当制度の出生に対する影響を分析したものに原田・高田(1993)や森田(2005)がある。これらの分析では所得が児童手当によって増加した場合、出生率がどれくらい増加するのかを分析している。しかし、その効果はいずれの分析結果でも小さく、少子化を改善するには大幅な児童手当の増額が必要である点が指摘されている。

図5は、都道府県別に見た 2004 年時点の 5 歳児童 1 人あたりの保育所定員数である。各地方自治体の家族政策の違いを反映して、保育園定員数には大きな格差がみられる。たとえば、保育園定員数が最も大きいのは福井県であり(0.65)、最も小さいのは神奈川県(0.07)であった。

本論文では、これら家族政策が女性の出産や継続就業にどのような影響を及ぼしているのかを検証していく。

—図5—

⁷ 家族政策に関する先行研究は、少子化問題におけるサーベイ論文である伊達・清水谷(2004)による所が多い。

景気動向

マクロの景気変動が個人の結婚・出産などといった意思決定に影響を及ぼしていることが先行研究から指摘されている。これは、マクロの景気変動が結婚・出産退職をした後の再就職行動や所得の変化に影響を及ぼすためだと考えられている。たとえば、樋口・阿部(1999)では家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」を使い、マクロの失業率の上昇が結婚・出産退職後、再び労働市場へ戻ることを困難になると予測させるため、女性の結婚・出産を遅らせるということを明らかにしている。また阿部(2005)では、バブル崩壊後の長期的な不景気が出産にどの影響しているのかを分析した。その結果、コーホートごとの所得低下が第1子の出産確率にマイナスの影響を与えることを明らかにしている。海外の研究では、OECD 諸国のパネル・データを使った、Adserà(2004)があり、景気や労働市場の違いが女性の出生率にどのような影響を及ぼすのかを分析している。分析の結果、失業率が高いときに、出産・退職すると、再就職が困難で、所得が大幅に低下する恐れがあるため、出産を控える傾向があることが確認された。以上の分析のいずれから個人の家計形成行動と経済的要因が密接に関連していることを示唆しており、マクロの景気の悪化は結婚・出産にはマイナスの影響を及ぼすと考えられる。

これらの先行研究ではマクロレベルの景気指標を分析に使用している。しかし、実際には景気動向は地域によって大きく異なっていると言われている。現在、日本は戦後最長の景気回復局面にあると言われているが、その回復の度合いは地域間によって大きな差があることが指摘されている。都道府県別に有効求人倍率を比較すると(図6参照)、地域によって大きな格差がみられる。たとえば、全国で最高の愛知県では 1.67 に対して、最低の青森県では 0.4 となっている。本研究では、こうした地域による景況感の違いを考慮するため、地域別の景気指標を用いて分析を行う。

—図6—

3. データと推定方法

今回使用するデータは財団法人家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」(以下、家計研パネル調査と呼ぶ)の1993年から2005年までの13年間のマイクロデータである。この調査は初年度の1993年に24歳から34歳の全国から無作為抽出された1500人の女性を対象としており、1997年(調査第5回目)には500人、2003年(調査第11回目)には836人を新たにサンプルとして追加されている。本調査では男性は調査対象者の配偶者の場合のみデータが取れるようになっている。調査の設問項目は配偶状態、両親、子供、就業、住宅、家計、資産や生活に関する意識などと多岐に渡っており、多くの変数が活用できる。今回の分析では、出産と継続就業の同時決定メカニズムを明らかとすることを目的としているため、 $t-1$ 期前に雇用就業し、かつ結婚していた共働き世帯に分析の対象を限定してある。このような枠組みによって、地域的な要因が出産と就業継続の意思決定にどのような影響を及ぼしているのかを見ていきたい。

また今回の分析では $t-1$ 期の子ども数に応じて以下の3つのパターンにサンプルを分割して推定を行う。

- (1) 全サンプル:t-1 期の子ども数に制約を置かない
- (2) 第1子目出産:t-1 期に子どもがいないサンプルを分析の対象。
- (3) 第2子目出産:t-1 期にすでに子どもが 1 人いるサンプル

このようにサンプルを分割することで、第 1 子目と第 2 子目の出産で、地域的な要因の影響がどのように違ってくるのかを分析していく。なお、第 3 子以降の出産の意思決定に影響を及ぼす要因も大変興味深いテーマであるが、共働き世帯にデータを限定すると、サンプル期間中に第 3 子以降を出産するサンプルが著しく少ないため、ここでは分析の対象外とした⁸。

推定方法

出産と就業の意思決定を以下のように表記する。このとき(1)と(2)の選択は同時に行われていると考えられる。

$$(1) \begin{cases} \text{妻が出産する} & : Y_1=1 \\ \text{出産しない} & : Y_1=0 \end{cases}$$

$$(2) \begin{cases} \text{妻が就業する} & : Y_2=1 \\ \text{妻が就業しない} & : Y_2=0 \end{cases}$$

この(1)と(2)を同時推計する方法として、本論ではBivariate probit⁹モデルを利用する。Bivariate probitモデルは以下のように表わされる。

$$\begin{aligned} Y_{i1}^* &= X_i b + u_i \\ Y_1 &= 1 \quad \text{if } Y_{i1}^* > 0 \\ Y_1 &= 0 \quad \text{if } \textit{otherwise} \\ Y_{i2}^* &= Z_i \gamma + u_i \\ Y_2 &= 1 \quad \text{if } Y_{i2}^* > 0 \\ Y_2 &= 0 \quad \text{if } \textit{otherwise} \end{aligned}$$

⁸ 我々のサンプル期間（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、のべ1817人中、第3子を出産した女性は43人であり2.3%に過ぎない。実際に、共働き世帯における第3子目の出産についても分析してみたが、統計的に有意な係数はほとんど得られなかった。

⁹ Bivariate probit モデルの詳細については、Greene (2003)を参照されたい。

尤度関数は以下のように示される。

$$\Phi_2(X_i, Z_i, \rho) = \Pr(Y_1, Y_2 | X_i, Z_i)$$

なお、この ρ は誤差項の相関係数であり、 $\rho=0$ であれば(1)と(2)の選択は独立であることを示し、 $\rho<0$ であれば(1)と(2)はトレード・オフの関係にあるといえる。Bivariate Probit モデルは、就業と出産の意思決定の分析でしばしば用いられており、我が国のデータを用いた分析としては、松浦・滋野(1996)、張・七條・駿河(2001)などがある。松浦・滋野(1996)では、1989年の総務省『家計調査』及び総務省『貯蓄動向調査』のマイクロデータを用いて、年齢階層別に就業と出産の意志決定がどのような関係にあるのかを分析した。分析の結果、25～29歳の年齢階層では、出産と就業は同時決定であり、両者の間にはトレード・オフの関係があることを明らかにしている。また、この分析では妻の就業形態がホワイトカラーである場合、いずれの年齢階層においても出産確率を低下させることをも確認している。一方、張・七條・駿河(2001)では家計研パネル調査の1993年から1996年の4年分のパネル・データを利用し、女性の就業と出産の同時性について検証している。分析の結果、ここでも女性の出産と就業にはトレード・オフの関係が観察されたと報告している。

なお女性の就業や出産はその1年前の状態を考慮して決定されたと考え、今回使用する説明変数はすべて1期前の変数を使用している。

分析に利用した変数

今回の分析で使用した説明変数について詳しく説明していきたい。まず住宅事情についての変数であるが、今回は賃貸ダミー、都道府県別家賃格差指数を利用している。ここでの賃貸ダミーは現在居住している住居が賃貸住宅である場合=1、それ以外=0となるダミー変数である¹⁰。都道府県別家賃格差指数は東京の家賃水準を100とした場合、他の都道府県の家賃が東京都比較してどの程度のものかを示す変数である。この変数には総務省「消費者物価地域差指数」のうち、品目別物価格差指数(民営家賃)を用いた。今回、都道府県別家賃指数では家賃ダミーとの交差項を取って分析に使用している。これは都道府県ごとの家賃格差の影響を受けるのは現在賃貸物件に住んでいる人達だと考えられるためである。これらの変数は地域間ごとの住宅コストを示しており、より多くの住宅コストがかかる地域では、将来の子育てコストの増加を通じて出産の意志決定にマイナスの影響を及ぼすと考えられる¹¹。

また、持ち家に居住しているとしても、住宅ローンを抱えているとすると、大きな所得制約を負うことになり、子どもが更に増えた場合の住み替えも容易ではない。そこで、住宅ローンの有無をダミー

¹⁰ 賃貸住宅に住居しつつ、住宅ローンを抱えていると回答したサンプルが80程度見られた。これらは、持ち家居住者とした。

¹¹ 住宅コストのみならず、現在住んでいる住宅の広さも重要な要因であるが、家計研パネル調査における調査項目の質問形式が、過去に何度か変更になっているため利用を断念した。

変数として、推定式に追加した。

さらに、住宅との関連という意味では、親との同居に関する情報も重要な意味を持つ。両親が住宅を所有している場合、住宅費を抑えることができるほか、家事・育児の支援が期待できるため、親との同居は出産にも継続就業にもプラスの影響が期待できると考えられる。親との同居状況は、家計研パネル調査の調査項目から利用可能である。ここでは、「親と同居」「親と準同居・近居」というダミー変数を作成した。「親と同居」は同一の建物で生計をとともにしている場合を、「親との準同居・近居」とは、「親と同居」はしていないものの、親が同一市区に住んでいる場合を指す。

次に通勤時間についての変数であるが、これには家計研パネル調査における調査項目から得られる「夫の通勤時間」の変数を利用する。前述のとおり、夫の通勤時間の増加は妻の市場労働にマイナスの影響を及ぼすと考えられる。また、夫の通勤時間が長いと夫からの家事・育児支援が受けられなくなるため、出産にもマイナスの影響を及ぼすと考えられる。また、夫の通勤時間と並んで、夫の労働時間も夫の家事・育児時間の制約要因として、妻の就業や出産に影響を及ぼしていると考えられる¹²。ここでは、家計研パネル調査における調査項目から得られる「夫の労働時間」も説明変数に追加して分析を行う。

家族政策に関する変数としては、各都道府県の保育園の定員数を利用した。保育園の利用といった変数は家計研パネル調査の質問項目にもあるが、利用できる年度が限られており、サンプルが限られてしまうため今回は使用することを断念した。今回使用する各都道府県の保育園の定員数は、厚生労働省「社会福祉施設等調査」¹³からデータを採取している。この変数では地域間によって保育園の利便性がどれほど異なっているのかを表すために、5歳以下人口(総務省「人口動態統計」)で除することで1人あたりの数とした。児童1人あたりの保育園の定員が多いほど、保育園を利用しやすくなるため、仕事と育児の両立が実現し、出産にプラスの効果をもたらすと考えられる。

最後の景気変動に関する変数であるが、これには都道府県ごとの有効求人倍率(厚生労働省「職業安定業務統計」)を使用している¹⁴。この地域ごとの有効求人倍率は、労働市場の需給状態を示しており、出産関数、就業継続関数の双方に影響を及ぼすと考えられる。まず就業継続関数についてであるが、有効求人倍率が上昇した場合、雇用環境が改善され、より求職者1人あたりの求人が多くなることを意味するため、就業継続を促進する効果があると考えられる。また、有効求人

¹² 有配偶男性の労働時間は、地域的な分散は小さく、むしろ、その散らばりは学歴、職種に依存する部分が多い。従って、本稿では、夫の労働時間を地域要因として位置づけていない。

¹³ このデータは、戸田淳人氏(慶應義塾大学経済学部研究助手)によって収集されたものをご提供いただいた。

¹⁴ 本研究では有効求人倍率を用いているが、景気指標としては、失業率のほうが望ましいという議論もある。求人倍率は職業安定業務統計から採取されているものであり、多くの大卒者のように職安を経由しない離職、就職者は含まれていない。これに対して失業率は日本における全人口を対象としたサンプル調査である「労働力調査」から採取されており、全体的な雇用動向をより反映している可能性が高い。しかし、失業率には都道府県別のデータが1997年以降しか利用できないため、今回は使用を断念した。

倍率が上昇した場合、出産によって退職した場合でも再就職できる可能性が高くなり、所得の低下リスクも減少し、機会費用が低下するため、出産の意志決定にプラスの影響を及ぼすと考えられる。

その他の説明変数としては、夫の学歴ダミー（中高卒を基準として、専門・短大卒ダミー、大卒以上ダミーを作成）、妻の推定賃金率、夫の月収の対数値、夫の自営業ダミー（基準は雇用就業）、妻の年齢とその2乗項、夫の年齢、子どもの数、出生コーホートダミー（59-69年生まれを基準として、70-73年生まれダミー、74-79年生まれダミーを作成）などを使用した。これらの変数が各関数においてどのような意味を持つのかについて簡単に説明していく。

まず、妻の推定賃金率であるが、これは妻の賃金率をヘックマンの2段階推計によって推定した推定値を用いている。この推定賃金率は、その人が就業しなかった場合の機会費用を表し、この賃金率が高ければ、退職による損失は大きく、就業し続ける公算が高い。このため就業関数にはプラス、出産関数にはマイナスの効果を持つと考えられる。この賃金率の推定結果は Appendix Table A2 を参照されたい。

次に、夫の属性に関連する変数であるが、夫の月収の対数値は家計の経済的なゆとりを表しており、夫の所得水準が高いほど所得効果が働き、出産を促進すると考えられる。しかし、Becker(1960)の質・量モデルから夫の所得水準の上昇は子どもの質への投資も促進すると考えられたため、所得の出産に与える効果は理論的には予測することができない。この点は実証分析を通じて効果を検証していく。また、夫の所得が高い場合、経済的にゆとりがあるため、妻の就業に対してマイナスの効果を持つと考えられる。

次に出産関数の説明変数の夫の学歴であるが、夫の収入が変数として利用されているので、所得以外の要因を反映していると考えられる。もし高学歴ほど子どもの質に投資を行う傾向が見られるとした場合、子どもの数が減少すると考えられる。夫の自営業就業ダミーであるが、これは出産に対してプラスの効果があると考えられる。自営業就業である場合、職住接近である場合が多く、より家事・育児に参加する可能性が高いため、出産を促進する効果があると考えられるからである。

妻と夫の年齢であるが、これは加齢によって出産するための身体的コストがより多くかかるようになってしまったため、出産に対してはマイナスの影響を及ぼすと考えられる。ただし、妻の年齢ではその2乗項も利用しており、ある年齢までは出産確率が上昇し、それ以降になるとその確率が減少するようになる、と考えている。

子どもの数は、出産行動にはプラス、就業継続にもプラスの影響を及ぼすと考えられる。子どもの数が多いとすでに理想の子ども数に達している可能性があるため、出産意欲が大きく減少していると考えられる。また子どもが多い場合、より養育費が必要となるため、女性は就業継続を望む傾向にあると考えられる。

以上の変数の記述統計量は Appendix Table A1 に掲載してある。

4. 分析結果

表1、表2は Bivariate Probit モデルによる出産、就業継続関数の推定結果が示されている。表1

は、夫の通勤時間・労働時間と住宅の種類(賃貸住宅か持ち家か)を説明変数に加えた分析である。まず、全サンプルにおける出産関数について見ていくと、妻の推定賃金、妻・夫の年齢、子ども数、親との同居ダミー、賃貸住宅ダミーが有意となった。妻の推定賃金は出産の機会費用と考えると、マイナスの係数が期待されるが、まさに理論どおりの結果が得られている。また、労働時間についてもマイナスで統計的に有意な係数が得られた。一方、就業継続関数をみると、夫の自営業ダミー、年齢、親との同居、有効求人倍率について統計的に有意な係数が得られた。

親との同居の変数は、出産関数、就業継続関数ともにプラスに有意な符号をとっていることから、親と同居、もしくは近居している場合、親から様々な補助が受けられると考えられるため、出産、就業ともに促進されると考えられる。地域要因については、通勤時間・労働時間、保育園定員数、出産関数における有効求人倍率は、いずれも有意な係数は得られなかった。出産関数と就業継続関数の誤差項の相関を示す係数 ρ は、先行研究と同じくマイナスで有意となった。この結果は、出産と就業継続がトレード・オフの関係にあることを示している。

次に、サンプルを第1子出産、第2子出産に限定した分析結果をみていこう。出産関数では、妻の推定賃金、妻・夫の年齢については、第1子出産、第2子出産に限定したいずれのケースでも統計的に有意な係数が得られている。一方、地域要因については、第1子出産、第2子出産で異なる結果が得られた。住宅関連の変数である賃貸住宅ダミー、住宅ローンでは、第2子出産の場合にマイナスで有意な係数が得られた。これは2人目以降の出産の意志決定に対して、賃貸の物件に住んでいたり、住宅ローンを抱えていたりすると、将来の住み替えが困難なり、出産を抑制しようとする効果があることを示していると言える。第1子出産の場合は、賃貸住宅ダミーと住宅ローン・ダミーは有意な係数を示していないので、子どもが1人目か、2人目か、といった点によって住宅事情が出産に与える影響が異なっていると考えられる。日本では子どもが2人以上になった場合に十分な広さがある賃貸物件が少なく、この時期に一軒家や十分な広さのあるマンション購入の必要性が高まってくることが多い。これには多くのコストがかかってしまうため、出産を抑制する効果がある可能性がある。このように第1子目出産と比較して2子目以降の出産だと必要となる住宅コストが大きく上昇する可能性があり、これが出生にマイナスの影響を及ぼしていると考えられる。

夫の通勤時間については、第1子出産についてのみマイナスで統計的に有意な係数が得られた。通勤時間が第1子出産にのみ影響を及ぼしている理由については、解釈が難しいが、今回の分析では1期前に雇用就業しているサンプルに限定してあり、そのような条件の下で第2子を出産を行う場合、第1子出産と比較して働きやすい環境が整っている可能性が高いからではないだろうか。夫の労働時間については、第1子目、第2子目とサンプルを分割した場合、係数はマイナスだが、統計的に有意ではない。

保育所の定員数についても、第1子出産についてのみプラスで統計的に有意な係数が得られている。この点についても解釈は難しいが、共働き世帯を分析対象としているので、働きながら第1子を育てている女性にとって、第2子出産時には、すでに子育て環境を整えているため、保育所の定員数はそれほど重要ではないのかもしれない。なお、この分析結果は、滋野・大日(2001)による推計結果と整合的であることを付記しておく。

都道府県別有効求人倍率は、出産関数では統計的に有意な係数は得られなかった。就業継続関数では、第1子出産時のみ、プラスで有意な係数を得た。第2子出産に有効求人倍率が影響を持たない理由としては、第2子出産時には勤続年数が長くなっているため、外部労働市場の需給状況が就業継続の雇用条件に影響しないためであると考えられる。

——表1——

表2では、住宅関連に家賃格差指数を追加した分析を行っている。ここでは、表1の説明変数に加えて都道府県別家賃格差指数と賃貸ダミーの交差項を新たに加えて分析している。この変数を用いて、地域間における家賃の違いが女性の出産にどのような影響を及ぼすのかを見ていく。分析の結果を見ると、いずれの交差項の係数の符号もマイナスを示しており、家賃水準が高い地域に住んでいると出産が抑制される傾向を示していたが、統計的には有意な値を取っていなかった。都道府県間における家賃格差は出産の意思決定に影響を及ぼしていないと考えられる。

——表2——

5. 結論

本論文では財団法人家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」を用いて出生率の地域間格差の決定要因を分析した。今回地域間格差の要因としては(1)住宅事情、(2)通勤時間、(3)家族政策、(4)景気動向の4つの要因を主に上げ、それが女性の出産や就業の意思決定にどう影響を及ぼしているのか見てきた。その結果、以下のような点が明らかになった。

まず、住宅事情については、賃貸住宅に住んでいる場合、もしくは、住宅ローンを抱えている場合、2子目の出産が抑制されることが分かった。この背景には以下のような理由があると考えられる。2子目以降を出産することになると将来部屋が手狭になる可能性が高く、賃貸住宅から持ち家に移行する必要性が高まってくる。その結果、より多くの住宅コスト支払うことになり、予算制約を通じて出産にマイナスの影響を及ぼすと考えられる。また、住宅ローンを抱えている場合、ローンの返済が金銭的な制約となるのみならず、ローンの支払いが進まない限り、将来的な住み替えが困難なため、出産が抑制される可能性がある。このため賃貸住宅に住んでいた、住宅ローンを抱えていたりすると、第2子目以降の出産を抑制する効果を持つようになる。

また、親と同居、もしくは近所に親が住んでいる場合、様々な補助が受けられるため、女性の出産、就業の両方とも促進されるとの結果を得た。

一方、夫の通勤時間、保育所の定員数は、第1子出産にのみ影響を及ぼしているという結果を得た。今回の分析では、共働き世帯に注目するため、t-1期に雇用就業している既婚女性に限定しているため、保育所の利用が困難であったり、夫の協力が得られなかったりするような場合には、第1子出産時点で就業継続を諦めている可能性がある。そういう意味では、サンプル・セレクション

が発生しているため、このような結果が得られたと考えることもできる。

景気動向については、代理変数として、都道府県別有効求人倍率を用いが、統計的に有意な関係が見出せたのは第1子出産における就業継続にのみであった。第2子出産時には勤続年数が長くなっているため、外部労働市場の需給状況が就業継続の雇用条件に影響しないと考えられる。そのため有効求人倍率が影響を持たないのではないだろうか。

以上、今回の分析では、どのような地域的要因が女性の出産や就業に影響を及ぼしているのかを分析してきた。この中でも住宅事情において、「賃貸住宅か持ち家か」が第2子目の出産に影響を及ぼすという点は重要な意味を持つと考えられる。というのは、わが国の住宅市場では家族向けの良質な賃貸住宅の供給が不足しているという点を踏まえると、今後の少子化対策として良質な賃貸住宅の供給が重要となっていくと考えられる。子どもが増えても安心できる広さがある安価な住居を供給することが重要である。

最後に本論文に残された課題について述べておきたい。本論文では女性の出産や就業に地域的要因がどのような影響を及ぼすのかについて分析してきたが、出産などの意志決定には個人のライフスタイルに関する嗜好や価値観が大きく影響していると考えられる。このため、地域要因の変化が出産の意志決定にどう影響するのかを検証する場合 これらの個人の嗜好や価値観などの個人間の異質性をコントロールしていく必要がある。しかし、今回の分析では、これら個人間の異質性をコントロールする推定方法をとっているわけではなく、この要因が推定結果にバイアスをもたらしている可能性がある。このような個人の嗜好や価値観を統御することによって、より正確な地域要因の効果が計測できる。この点については今後の課題と言えよう。

地域要因については、都道府県レベルの統計データを利用しているが、経済圏としてみたときの都道府県はやや広いので、市区町村レベルまで遡って、指標を作成すべきかもしれない。今回分析対象とした、1994年～2005年は「平成の大合併」を含む時期であり、市区町村データを時系列で用意するためには市区町村の合併処理を必要であり、地道な作業を行っていく必要がある。

また、繰り返しになるが、共働き世帯に限定することは、結婚後も就業を続けるという意思決定を介在させることになるので、サンプル・セレクション・バイアスを生じさせる恐れがある。特に、第2子出産時における意思決定は、結婚後も第1子出産後も子育てをしながら働き続けるという意思決定を経たサンプルであるため、サンプル・セレクション・バイアスの影響を受けている恐れがある。この点については、分析手法の開発も含め検討していきたい。

参考文献

- 浅見泰司(1999)「住宅の広さと子供数にみる少子化現象への影響」『住宅』
- 浅見泰司・石坂公一・大江守之・小山泰代・瀬川祥子・松本真澄(1997)「少子化現象と居住コスト」『人口問題研究』Vol.53 No.4 pp.15-31
- 浅見泰司・石坂公一・大江守之・小山泰代・瀬川祥子・松本真澄(2000)「少子化現象と住宅事情」『人口問題研究』Vol.59 No.1 pp.8-37
- 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
- 大沢真智子(1993)『経済変動と女子労働－日米の比較研究－』日本評論社
- 大谷憲司(1993)『現代日本出生力分析』関西大学出版部
- 加藤久和(2000)「出生、結婚および労働市場の計量分析」『人口問題研究』Vol.56 No.1 pp.38-60
- 経済企画庁(1992)『平成4年度版経済白書』
- 厚生省(1993)『平成5年度版厚生白書』
- 小椋正立・ロバートディクル(1992)「1970年以降の出生率の低下とその原因 県別、年齢階層別データからのアプローチ」『日本経済研究』Vol.22 pp.46-76
- 小原美紀(2000)「長時間通勤と市場労働－通勤時間の短い夫は家事を手伝うか？－」『日本労働研究雑誌』476号
- 滋野由希子(1996)「出生率の推移と女子の社会進出」『大阪大学経済学』45巻3.4号 pp.65-74.
- 滋野由紀子・大日康史(1999)「保育政策の出産の意思決定と就業に与える影響」『季刊社会保障研究』35巻2号 pp.192-207
- 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

清水谷論・野口晴子(2004)「保育サービスの利用は女性労働供給をどの程度刺激するのか？—ミクロデータによる検証—」 *ESRI Discussion Paper Series*, No.89

高山憲之(1999)「育児コストと出生力」阿藤誠編『家族政策および労働政策が出生力および人口に及ぼす影響に関する研究』厚生科学研究費研究報告書(H10-政策-032) pp.137-166.

伊達雄高・清水谷論(2004)「日本の出生率低下の要因分析:実証研究とサーベ이의政策的含意の検討」 *ESRI Discussion Paper Series*, No.94

張建華・七條達弘・駿河輝和(2001)「出産と妻の就業の両立性について—『消費生活に関するパネル調査』による実証分析—」『季刊家計経済研究』 pp.72-78

広原盛明(1995)「出生力回復のための大都市住宅政策に関する研究」『住宅総合研究財団研究年報』 No.22, 住宅総合研究財団

松浦克己・滋野由紀子(1996)『女性の就業と富の分配—家計の経済学』 日本評論社

松田茂樹(2005)「男性の家事・育児参加と女性の就業促進」橘木俊詔著『現代女性の労働・結婚・子育て』 ミネルヴァ書房

永瀬伸子(1997)「既婚女性の就業と保育政策」『労働市場研究会報告書』

原田泰・高田聖治(1993)「人口の理論と将来推計」『高齢化の中の金融と貯蓄』高山憲之・原田泰著、日本評論社、pp.1-16

樋口美雄・阿部正浩(1999)「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング:固定的要員と変動要因の分析」、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』第1章、東洋経済新報社、pp25-65.

福井県総務部政策統計室(2007)「出生率優良県の統計的分析 浮かび上がる『3世代同居・共働き』家庭」『月刊地域づくり』財団法人地域活性化センター、
URL : <http://www.chiiki-dukuri-hyakka.or.jp/book/monthly/0701/html/t03.html>

森田陽子(2005)「子育てに伴うディスインセンティブの緩和策」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

山上俊彦(1999)「出産・育児と女性就業の両立可能性について」『季刊社会保障研究』35 巻 1 号 pp.52-64.

山口一男(2004)「少子化の決定要因と対策について:夫の役割、職場の役割、政府の役割、社会の役割」, *RIETI Discussion Paper* 04-J-045, 経済産業研究所

Adserà, A. (2004).”Changing fertility rates in developed countries. The impact of labor market institutions,” *Journal of population economics*, Vol.17, pp.17-43

Becker,G.S. (1960) ”An economic analysis of fertility,” *In: Universities National Bureau Committee for Economic Research(Ed), Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Princeton University Press, Princeton, NJ,pp.209-231.

Easterlin, R.A. (1969) “Towards a Socioeconomic Theory of Fertility” S.J. Behrman et al., ed., *Fertility and Family Planning: A World View*, University of Michigan Press

Riber,C.David(1992).”Child Care and the Labor Supply of Married Women,” *Journal of Human Resources*, Vol.27, No.1, pp. 134-165

Jeon Yongil and Shields P. Michael (2005) “The Easterlin hypothesis in the recent experience of higher-income OECD countries: A panel-data approach,” *Journal of population economics*, Vol.18, pp. 1-13.

Greene, W.H. (2003) *Econometric Analysis*, Prentice Hall.

Willis, Robert J. (1973) “A new approach to the Economic Theory of Fertility Behavior,” *Journal of Political Economy*, Vol. 81, pp.14-64

表1. 雇用就業と出産の同時決定モデル(1): Bivariate Probit Model

| | | 出産関数 | | |
|----------------------|----------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| 説明変数 | | 全サンプル | 第1子出産 | 第2子出産 |
| 夫学歴 ref:中高卒 | 短大・専門卒 | 0.035 [0.38] | -0.085 [-0.58] | 0.173 [0.96] |
| | 大学以上卒 | 0.001 [0.01] | -0.118 [-0.86] | 0.201 [1.13] |
| 所得変数 | 妻の推定賃金率 | -0.286 [-4.20]*** | -0.309 [-2.89]*** | -0.334 [-2.44]*** |
| | 夫の月収(対数値) | 0.003 [0.03] | 0.192 [1.28] | -0.071 [-0.50] |
| 夫の就業状態 ref:夫の雇用就業 | 夫・自営業ダミー | 0.093 [0.74] | 0.123 [0.58] | -0.038 [-0.16] |
| | 年齢 | 年齢(本人) [3.69]*** | 0.595 [2.46]** | 0.627 [2.18]** |
| | 年齢の2乗項(本人) | -0.008 [-3.75]*** | -0.009 [-2.41]*** | -0.010 [-2.16]*** |
| | 夫の年齢 | -0.050 [-4.76]*** | -0.050 [-3.29]*** | -0.068 [-2.98]*** |
| | 子どもの数 | -0.339 [-8.32]*** | | |
| 親との同居 ref:県内外・死亡 | 同居 | 0.210 [1.81]* | 0.178 [0.88] | 0.186 [0.84] |
| | 準同居・近居 | 0.113 [1.32] | 0.210 [1.71]* | -0.021 [-0.13] |
| 住宅変数 ref:持ち家あり | 賃貸住宅ダミー | -0.153 [-1.56] | -0.012 [-0.07] | -0.309 [-1.74]* |
| | 住宅ローンダミー | -0.091 [-0.96] | -0.013 [-0.08] | -0.382 [-2.18]*** |
| 時間変数 | 夫の通勤時間 | -0.026 [-0.69] | -0.109 [-1.74]* | -0.053 [-0.73] |
| | 夫の労働時間 | -0.028 [-1.77]* | -0.015 [-0.59] | -0.008 [-0.26] |
| 家族政策 | 児童一人当たりの保育園定員数 | 0.397 [1.28] | 1.203 [2.24]** | 0.182 [0.33] |
| 景気動向 | 都道府県別求人倍率 | -0.120 [-0.72] | -0.250 [-0.90] | 0.025 [0.08] |
| | 定数項 | -4.969 [-2.29]*** | -7.078 [-1.95]* | -5.872 [-1.34] |
| | コーホート・ダミー | Yes | Yes | Yes |
| | | 雇用就業関数 | | |
| 説明変数 | | 全サンプル | 第1子出産 | 第2子出産 |
| 所得変数 | 妻の推定賃金率 | -0.049 [-0.98] | 0.092 [1.02] | -0.036 [-0.35] |
| | 夫の月収(対数値) | -0.029 [-0.45] | -0.153 [-1.13] | -0.248 [-1.55] |
| 夫の就業状態 ref:夫の雇用就業 | 夫・自営業ダミー | -0.235 [-2.62]*** | -0.085 [-0.43] | -0.282 [-1.36] |
| | 年齢 | 年齢(本人) [4.11]*** | 0.287 [1.76]* | 0.369 [2.02]** |
| | 年齢の2乗項(本人) | -0.004 [-3.51]*** | -0.004 [-1.61] | -0.005 [-1.78]* |
| | 子どもの数 | 0.086 [2.92]*** | | |
| 親との同居 ref:県内外・死亡 | 同居 | 0.324 [4.13]*** | 0.262 [1.51] | 0.194 [1.14] |
| | 準同居・近居 | 0.158 [2.49]** | 0.114 [1.03] | 0.134 [1.02] |
| 景気動向 | 都道府県別求人倍率 | 0.281 [2.18]** | 0.563 [2.09]** | 0.324 [1.09] |
| 住宅関連 | 住宅ローンダミー | -0.002 [-0.04] | 0.067 [0.54] | 0.116 [0.94] |
| 時間変数 | 夫の通勤時間 | 0.026 [0.86] | 0.042 [0.73] | -0.074 [-1.19] |
| | 夫の労働時間 | -0.019 [-1.49] | -0.038 [-1.51] | -0.011 [-0.40] |
| 家族政策 | 児童一人当たりの保育園定員数 | 0.171 [0.71] | -0.262 [-0.52] | 0.195 [0.37] |
| | 定数項 | -5.105 [-4.03]*** | -4.411 [-1.74]* | -4.970 [-1.75]* |
| | ρ | -0.566 [-10.75]*** | -0.707 [-8.58]*** | -0.363 [-3.80]*** |
| | コーホート・ダミー | Yes | Yes | Yes |
| | 観察数 | 4226 | 858 | 819 |

[注] ***, **, *はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示し、括弧内の値はt値を示している。変数の定義の詳細は、本文参照のこと。

表2. 雇用就業と出産の同時決定モデル(2):地域価格差指数(家賃)を含む

| | | 出産関数 | | |
|----------------------|---------------------|-------------------------------|----------------------|----------------------|
| 説明変数 | | 全サンプル | 第1子出産 | 第2子出産 |
| 夫学歴 ref:中高卒 | 短大・専門卒 | 0.036 [0.39] | -0.087 [-0.59] | 0.175 [0.97] |
| | 大学以上卒 | 0.003 [0.03] | -0.121 [-0.87] | 0.201 [1.13] |
| 所得変数 | 妻の推定賃金率 | -0.286 [-4.21]*** | -0.308 [-2.87]*** | -0.336 [-2.45]*** |
| | 夫の月収(対数値) | 0.004 [0.05] | 0.191 [1.27] | -0.074 [-0.52] |
| 夫の就業状態 ref:夫の雇用就業 | 夫・自営業ダミー | 0.092 [0.73] | 0.127 [0.60] | -0.041 [-0.17] |
| | 年齢 | 年齢(本人) [3.69]*** | 0.596 [2.46]** | 0.629 [2.19]** |
| 年齢 | 年齢の2乗項(本人) | -0.008 [-3.75]*** | -0.009 [-2.42]*** | -0.010 [-2.16]*** |
| | 夫の年齢 | -0.051 [-4.77]*** | -0.050 [-3.27]*** | -0.067 [-2.97]*** |
| | 子どもの数 | -0.341 [-8.32]*** | | |
| | 同居 | 0.206 [1.77]* | 0.182 [0.89] | 0.192 [0.86] |
| 親との同居 ref:県内外・死亡 | 準同居・近居 | 0.109 [1.25] | 0.214 [1.73]* | -0.016 [-0.10] |
| | 住宅変数 | 賃貸住宅ダミー [-0.61] [0.001] | -0.059 [-0.25] | -0.368 [-1.19] |
| ref:持ち家あり | 都道府県別家賃格差指数×賃貸住宅ダミー | -0.001 [-0.41] | 0.001 [0.27] | 0.001 [0.24] |
| | 住宅ローンダミー | -0.090 [-0.96] | -0.014 [-0.08] | -0.382 [-2.18]*** |
| 時間変数 | 夫の通勤時間 | -0.025 [-0.64] | -0.112 [-1.76]* | -0.054 [-0.75] |
| | 夫の労働時間 | -0.028 [-1.77]* | -0.015 [-0.58] | -0.009 [-0.28] |
| 家族政策 | 児童一人当たりの保育所定員数 | 0.395 [1.27] | 1.204 [2.25]** | 0.187 [0.33] |
| 景気動向 | 都道府県別求人倍率 | -0.124 [-0.74] | -0.245 [-0.89] | 0.025 [0.08] |
| | 定数項 | -4.964 [-2.29]*** | -7.108 [-1.95]* | -5.893 [-1.35] |
| | コーホート・ダミー | Yes | Yes | Yes |
| | | 雇用就業関数 | | |
| 説明変数 | | 全サンプル | 第1子出産 | 第2子出産 |
| 所得変数 | 妻の推定賃金率 | -0.049 [-0.98] | -0.125 [-0.61] | 0.469 [1.82]* |
| | 夫の月収(対数値) | -0.029 [-0.45] | 0.092 [1.02] | -0.036 [-0.35] |
| 夫の就業状態 ref:夫の雇用就業 | 夫・自営業ダミー | -0.235 [-2.62]*** | -0.154 [-1.14] | -0.248 [-1.55] |
| | 年齢 | 年齢(本人) [4.11]*** | 0.042 [0.73] | -0.074 [-1.20] |
| 年齢 | 年齢の2乗項(本人) | -0.004 [-3.51]*** | 0.287 [1.76]* | 0.369 [2.02]** |
| | 子どもの数 | 0.086 [2.92]*** | -0.004 [-1.61] | -0.005 [-1.78]* |
| 時間変数 | 夫の通勤時間 | 0.026 [0.86] | -0.085 [-0.43] | -0.282 [-1.36] |
| | 夫の労働時間 | -0.019 [-1.49] | 0.042 [0.73] | -0.074 [-1.20] |
| 親との同居 ref:県内外・死亡 | 同居 | 0.325 [4.14]*** | 0.262 [1.51] | 0.194 [1.14] |
| | 準同居・近居 | 0.158 [2.49]** | 0.114 [1.03] | 0.133 [1.01] |
| 景気動向 | 都道府県別求人倍率 | 0.280 [2.18]** | 0.562 [2.09]** | 0.324 [1.09] |
| 住宅関連 | 住宅ローンダミー | -0.002 [-0.04] | 0.067 [0.54] | 0.116 [0.94] |
| 家族政策 | 児童一人当たりの保育所定員数 | 0.171 [0.71] | -0.262 [-0.52] | 0.195 [0.37] |
| | 定数項 | -5.107 [-4.03]*** | -4.407 [-1.73]* | -4.969 [-1.75]* |
| | ρ | -0.566 [-10.75]*** | -0.707 [-8.58]*** | -0.364 [-3.80]*** |
| | コーホート・ダミー | Yes | Yes | Yes |
| | 観察数 | 4226 | 858 | 819 |

[注]***,**,*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示し、括弧内の値はt値を示している。
変数の定義の詳細は、本文参照のこと。

Appendix Table A2. ヘックマンの2段階推計による賃金関数

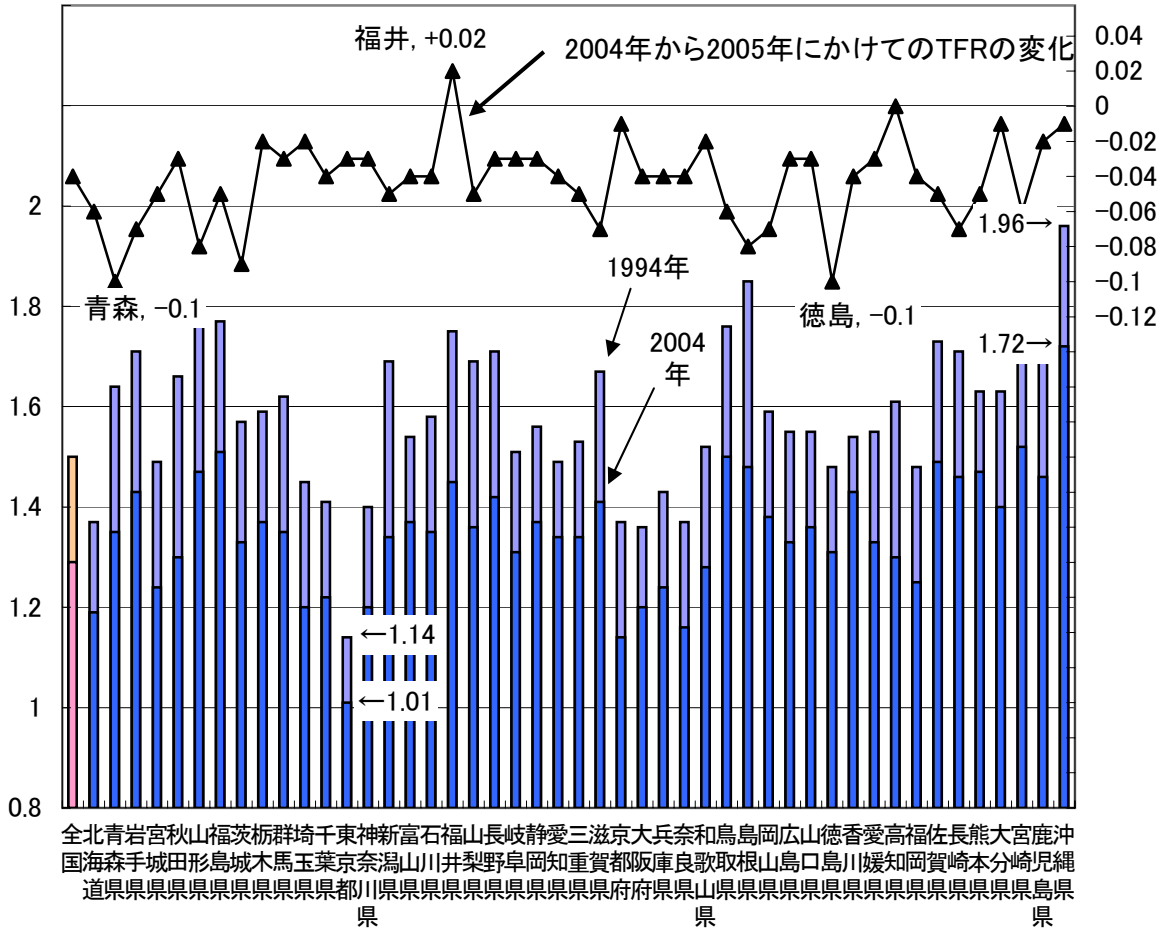
| 説明変数 | | 賃金関数 | セレクション関数 |
|----------------|-----------|----------------------|-----------------------|
| 妻学歴 ref:中高卒 | 短大・専門卒 | -0.703 [-4.68]*** | 0.038 [0.95] |
| | 大学以上卒 | -1.446 [-7.16]*** | 0.092 [1.65]* |
| | 妻の年齢 | 0.703 [4.07]*** | 0.142 [2.85]*** |
| | 年齢の2乗項 | -0.008 [-3.28]*** | -0.001 [-1.82]* |
| | 結婚ダミー | | -0.585 [-13.85]*** |
| | 年次ダミー | yes | yes |
| | ヘックマン・ラムダ | 6.191 [6.98]*** | |
| サンプルサイズ | 8785 | | |

[注] ***, **, *はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示し、括弧内の値はt

Appendix Table A1. 雇用就業分析における基本統計量

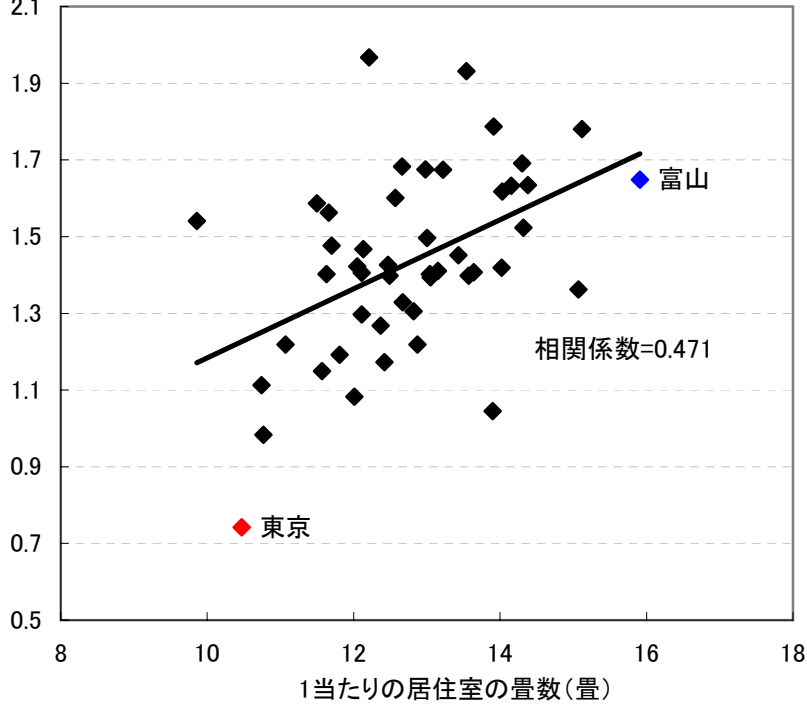
| 変数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|---------------------|----------|---------|--------|--------|
| 出産ダミー | 0.069 | 0.253 | 0 | 1 |
| 雇用就業ダミー | 0.888 | 0.316 | 0 | 1 |
| 妻専門卒 | 0.392 | 0.488 | 0 | 1 |
| 妻大卒 | 0.125 | 0.330 | 0 | 1 |
| 夫専門卒 | 0.153 | 0.360 | 0 | 1 |
| 夫大卒 | 0.344 | 0.475 | 0 | 1 |
| 出生コーホート:59~69年生まれ | 0.810 | 0.393 | 0 | 1 |
| 出生コーホート:70~73年生まれ | 0.116 | 0.321 | 0 | 1 |
| 出生コーホート:74~79年生まれ | 0.047 | 0.212 | 0 | 1 |
| 妻の推定賃金率(円) | 8.853 | 0.950 | 5.679 | 10.456 |
| 1期前の変数 | | | | |
| 夫の月収(対数値)(万円) | 3.656 | 0.452 | -2.485 | 6.283 |
| 夫・自営業ダミー | 0.085 | 0.278 | 0 | 1 |
| 夫・雇用就業ダミー | 0.932 | 0.252 | 0 | 1 |
| 夫・通勤時間(hour) | 0.855 | 0.954 | 0 | 6.067 |
| 年齢の2乗項(歳) | 1213.105 | 341.255 | 576 | 2025 |
| 子どもの数(人) | 1.597 | 1.034 | 0 | 5 |
| 親と同居ダミー | 0.289 | 0.453 | 0 | 1 |
| 親と準同居、近居ダミー | 0.472 | 0.499 | 0 | 1 |
| 県内外、死亡ダミー | 0.237 | 0.425 | 0 | 1 |
| 都道府県別家賃格差指数(東京=100) | 56.917 | 18.146 | 29.6 | 100 |
| 賃貸居住ダミー | 0.286 | 0.452 | 0 | 1 |
| 住宅ローンダミー | 0.387 | 0.487 | 0 | 1 |
| 都道府県別求人倍率(%) | 0.680 | 0.233 | 0.19 | 1.51 |
| 観察数 | 4253 | | | |

図1. 合計特殊出生率
 ([左軸]1994・2004年、[右軸]2004年から2005年にかけての変化)



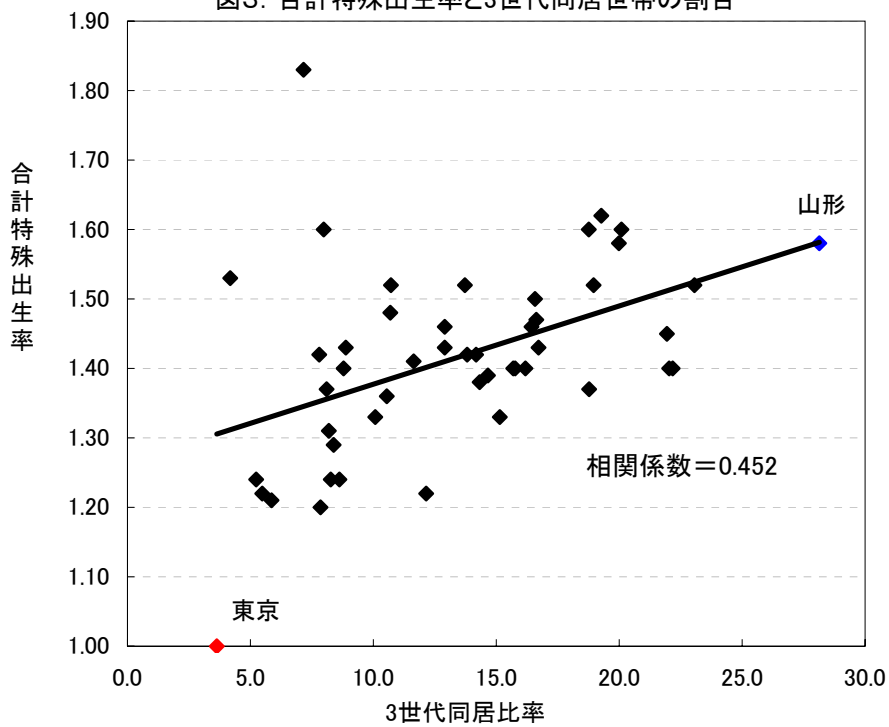
出所: 厚生労働省「人口動態統計」

20歳未満の子 図2. 都道府県別子ども数と1人当たりの畳数(2003年)
 ども数/49歳ま
 での世帯数



出所: 総務省統計局「国勢調査」、総務省統計局「人口推計」、総務省統計局「住宅統計調査」

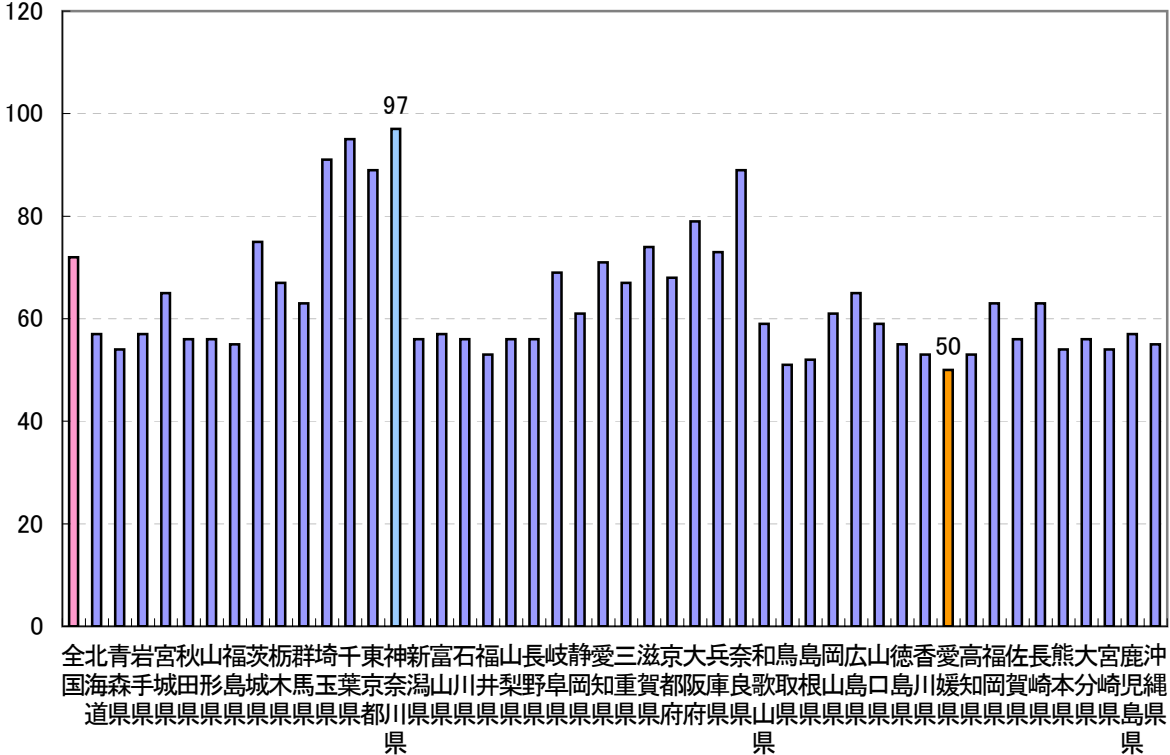
図3. 合計特殊出生率と3世代同居世帯の割合



出所: 厚生労働省「人口動態統計(平成13年)」、
 総務省「国勢調査(平成12年)」により作成

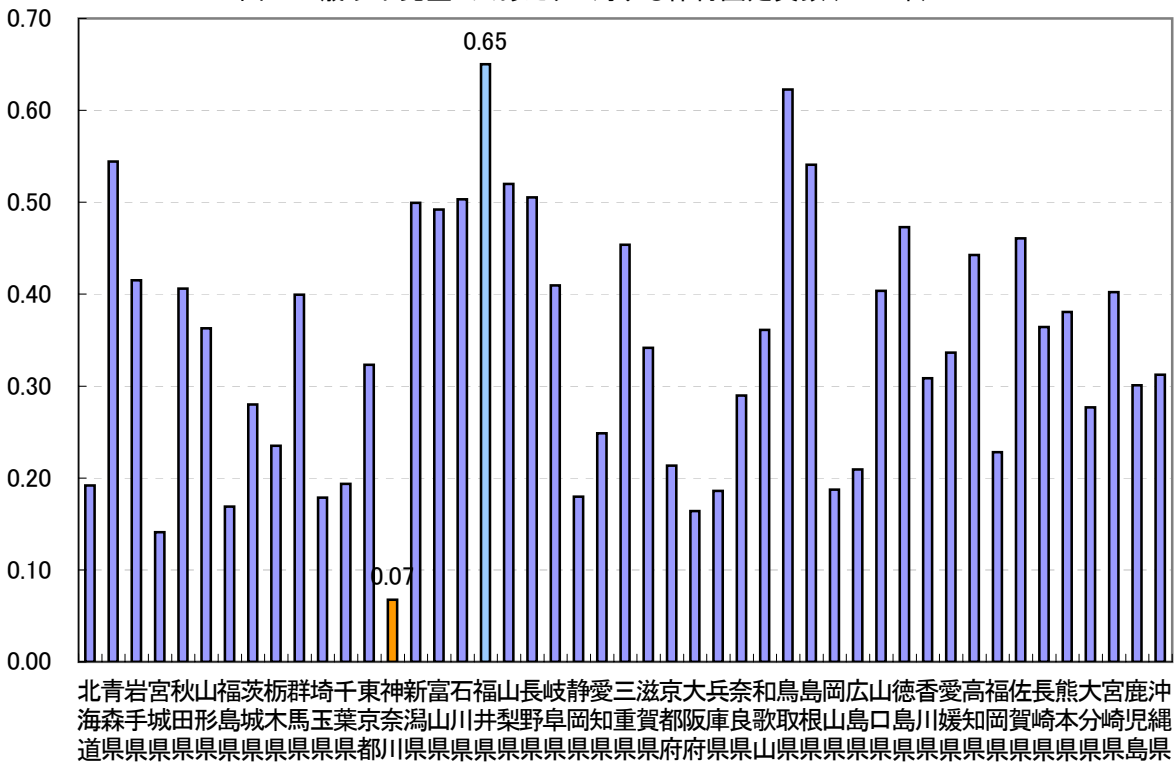
(単位:分)

図4. 都道府県別通勤時間(2001年)



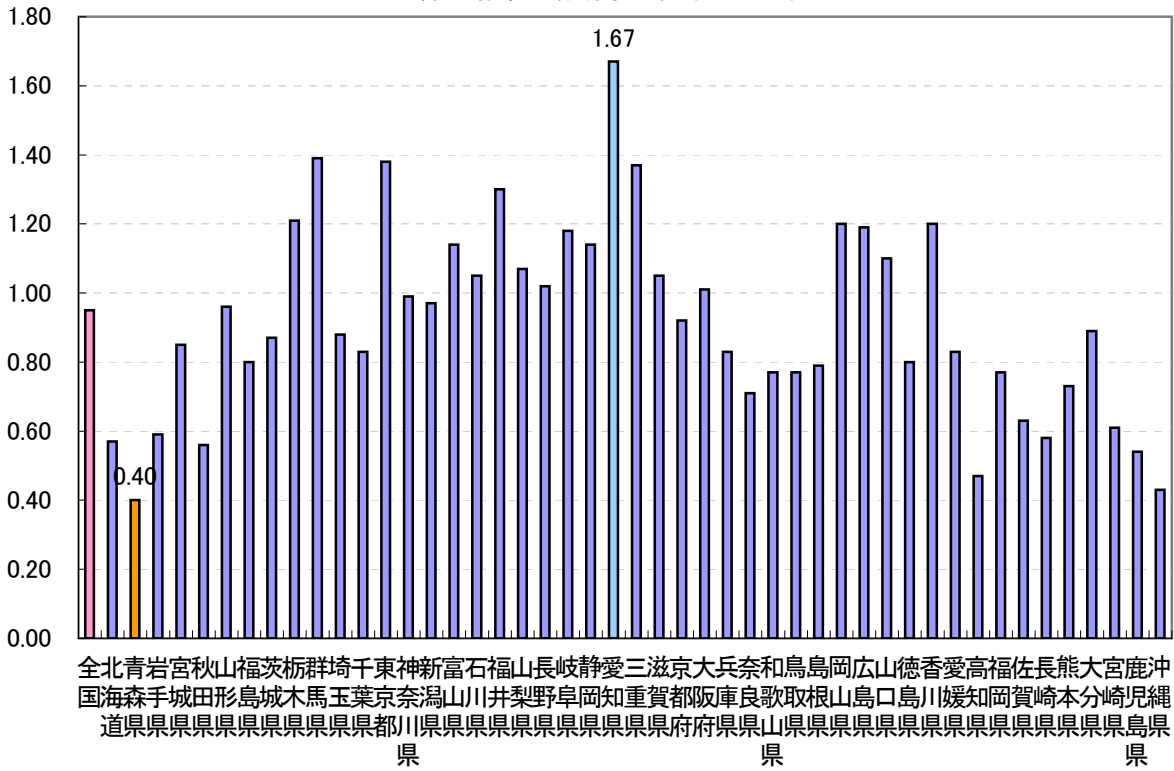
出所:総務省「社会生活基礎調査」

図5. 5歳以下児童1人あたりに対する保育園定員数(2004年)



出所:厚生労働省「社会福祉施設等調査」、総務省「人口推計」

図6. 都道府県別有効求人倍率(2005年)



出所: 厚生労働省「職業安定業務統計」