

地方自治体における教育支援と出生率

増田 幹人

本研究は、自治体レベルで住民に対する金銭的支援のような教育支援が拡充した場合に、出生率に対してどのような影響を及ぼすのかについて検証を行った。具体的には、2005年と2010年の47都道府県別のプールデータを用い、教育の負担を表すと考えられる教育の物価指数（教育全体、授業料等、補習教育の3つ）が合計特殊出生率に及ぼす影響について回帰分析を行うことにより、検証を行った。ここでは、個別効果を無視したモデルと考慮に入れた変量効果モデルの2つについて推定を行ったが、教育全体の物価指数については、いずれのモデルについても有意に負の影響を及ぼしていたが、授業料等はいずれのモデルについても負であるが有意でない一方、補習教育についてはいずれのモデルについても有意に負となっていた。これらのことは、自治体が教育負担を緩和する金銭的支援のような教育支援策を行うことにより、合計特殊出生率の低下が抑制される可能性があり、この効果は補習教育で強いことを示唆している。また、教育の物価が高いのは都市的な都道府県であり、この傾向は補習教育で顕著であることが示された。このことは、教育支援策を行うに際しては、都市的な自治体に対する、奢侈財の性格が強い教育支出項目に係る負担を軽減するための施策が効果的であることを示唆している。

はじめに

わが国の合計特殊出生率（以下、TFRもしくは出生率）は1970年代において置換水準を下回り、その後も低下を続けたが、2005年を底として最近は上昇傾向にある。ただし、依然として置換水準を下回っており、人口を一定に維持することはできず、わが国の人口は減少している。この状況を打開するために、政府は希望出生率1.8を目標に掲げる等、出生率の上昇を目指す意思を示している。こうした状況において、どのような少子化対策がどれだけ出生率を押し上げるのかといった政策効果を的確に捉えておくことは重要である。少子化の原因は多岐にわたるが、教育費の負担が重要な要素であるという指摘は多い。実際、国立社会保障・人口問題研究所（2010）によると、理想子ども数に比べて予定子ども数が少ない理由として世帯が最も多く回答しているのは、「子育てや教育にお金がかかりすぎるから」となっている。

そこで本研究は、教育負担を緩和する施策に焦点を当て、自治体レベルで住民に対する金銭的支援のような教育支援が拡充した場合に、出生率に対してどのような影響を及ぼすのかについて検証を行う。具体的には、2005年と2010年の47都道府県別のプールデータを用い、教育の負担を表すと考えられる教育の物価指数がTFRに及ぼす影響について回帰分析を行うことにより、検証を行う。ここでは、教育の物価指数としては、教育全体、授業料等、補習教育の3つの物価指数を説明変数として取り上げ、それぞれの影響について検証を行う。さらに、どのような都道府県で教育の物価が高いのかについても検証を行う。

1. 先行研究の整理

まず、先行研究の整理を行うことにより、本研究の位置づけを明らかにする。ここでは、教育負担が出生率や子ども数等に及ぼす影響について分析している、比較的最近の研究を挙げる。

高山・小川・吉田・有田・金子・小島(2000)は、1985から1994年までの10年間の都道府県別データをプールしたクロスセクションデータを用いることにより、TFRを被説明変数、男性賃金、女性賃金、教育費、保育所定員数、児童手当等を説明変数として回帰分析(最小二乗法)を行った結果、それぞれ正、負、正、正、正(ただし地域ダミーを変数に組み入れた場合のみ)の影響を与えていることを明らかにしている。なお、教育費が正の影響を与えていることについては、予想外の結果だとしている。

山本(2002)は、「女性の就労と子育てに関する調査」(1998)の個票データを使って、予定子ども数、予定子ども数と理想子ども数との格差(理想子ども数/予定子ども数)、出生児数を被説明変数、19歳以下の子ども1人当たり教育費等を説明変数として回帰分析(最小二乗法)を行った。その結果、被説明変数が予定子ども数と出生児数の場合、教育費が子どもの価格(後で詳述)を表すため負の影響を及ぼしていることを明らかにしている。他方、被説明変数が予定子ども数と理想子ども数との格差の場合、教育費が高いほど予定子ども数が少なくなり、理想子ども数との格差が大きくなるので、正の影響を及ぼしていることを明らかにしている。

森田(2004, 2005)は、「女性の就労の子育てに関する調査」(1998)や同調査(2002)の個票データを用いて、予定子ども数、予定子ども数と理想子ども数の格差(理想子ども数/予定子ども数)を被説明変数、世帯の子ども1人当たり養育費や通塾費等を説明変数として回帰分析(操作変数法)を行った結果、山本(2002)の結果と同様に、予定子ども数に対しては負、予定子ども数と理想子ども数の格差に対しては正の効果を及ぼしていることを明らかにしている。

阿部・原田(2008)は、市区町村別のクロスセクションデータを用いることにより、被

説明変数に TFR, 説明変数に女性賃金, 住宅費, 通学者比率, 保育所制約 ((待機児童数 + 在所見数) / 保育所定員数) を説明変数とした回帰分析 (操作変数法) を行った結果, すべて負の影響を及ぼすことを明らかにしている。なお, ここでは通学者比率は教育費の代理変数として用いられているが, この理由は, 子どもの質への志向が高い市区町村ほど, 適齢の就学者の比率が高い (授業料等を支払って高校・大学に進学させる) との解釈による。

近藤 (2014) は, 市区町村別のクロスセクションデータに基づく記述統計により, 人口規模の大きな都市圏ほど教育費が高く, その結果出生率は低くなっていることを明らかにしている。また, これを解消するためには, 教育費の高低に応じた給付施策を行うことが重要だとしている。

先行研究と比較した場合, 本研究の特色は以下の通りとなる。第1は, 都道府県別のデータを用いて個別効果を考慮に入れたモデルで推定し, 教育の物価指数が出生率に及ぼす影響を通じて教育支援の効果を検証する点。また, 教育の物価指数を教育全体, 授業料等, 補習教育の3つに分けて検証を行う点。第2は, 教育の物価が高い自治体について考察を深める点。第3は, 実体をより正確に反映させため, 当該自治体 (他の自治体) の出生率が他の自治体 (当該自治体) の出生率に与える影響も推定モデルに反映させる点である。

2. 少子化対策としての教育支援

少子化対策は, 主に家族政策と労働政策¹⁾に分けることができる。また, 前者の家族政策には, 子育て世帯に対する直接支援策と, 出産・育児と就業の両立を支援する政策の2つに分けることができる。前者は, ライベンシュタインが言うところの「子どもの直接費用」を減じる政策であり, 後者は同氏が言うところの「子どもの間接費用」すなわち出産・育児の機会費用を減じるための施策である (Leibenstein 1957)。

「子どもの直接費用」とは, 教育費用を含む子育て全般に係る費用のことであり, 子どもの価格として捉えることができるので, これが上昇すれば出生率を押し下げるように作用する。したがって, 「子どもの直接費用」を減じる政策は, 教育支援策の文脈で捉えるならば, 金銭的支援のような教育支援策により教育負担を緩和し, 子どもの価格すなわち「子どもの直接費用」を下げる政策になると考えられる。この場合, 子どもの価格の低下は, 出生率を押し上げる価格効果を及ぼすことになる。

他方, 「子どもの間接費用」とは, 出産・育児と仕事を両立することが難しいために, 仕事を辞めた際に生じる逸失所得, すなわち出産・育児の機会費用として捉えることができ

1) ここで言う労働政策とは, 労働時間の短縮等を目指すワーク・ライフ・バランス推進策等のことである。

る。「子どもの間接費用」は抽象的な概念だが、これも子どもの価格として表すことができ、これを具体的に反映する1つの指標として女性の賃金水準が考えられる。「子どもの間接費用」の上昇も「子どもの直接費用」と同じく出生率を押し下げないように作用し、これを減じる政策は、保育環境の整備等を通じて出産・育児と就業の両立を促進することにより達成することができる。

本研究では、「子どもの直接費用」のうち教育費用を取り上げ、教育支援がこの負担を緩和する効果について検証を行う。具体的には、教育の負担を表すと考えられる教育の物価指数の上昇が出生率を押し下げ効果を導出することにより、教育負担が出生行動を抑制していることを示し、これにより、教育負担を緩和する金銭的支援のような教育支援策が、出生率を押し上げることにに対して効果的である（すなわち、価格効果が作用している）という結論を導き出すプロセスを踏む²⁾。

3. 推定モデルの構造と使用するデータの概要

推定モデルの構造は以下の通りである。先に示したように、データは2005年と2010年の47都道府県別のプールデータを用いた。

$$TFR_{i,t} = \alpha + \gamma W * TFR_{i,t} + \beta_1 PRICE_{i,t-3} + \beta_2 UNEMP_{i,t} + \beta_3 MARR_{i,t-1} + \beta_4 YATIN_{i,t-2} + \beta_5 SPOP_{i,t} + \beta_6 INCOME_{i,t-1} + \mu_i$$

ただし、

$$W = \begin{bmatrix} 0 & \cdots & w_{1,47} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{47,1} & \cdots & 0 \end{bmatrix}$$

$$W_{ij} = \frac{1/d_{ij}}{\sum_j 1/d_{ij}}, W_{ij} = 0, i \neq j, \sum_j W_{ij} = 1$$

$TFR_{i,t}$ は当年における都道府県別の TFR, $PRICE_{i,t-3}$ は 3 年前における都道府県別の教育の物価指数（教育全体、授業料等、補習教育の物価指数の 3 つ）、 $UNEMP_{i,t}$ は当年における都道府県別の失業率、 $MARR_{i,t-1}$ は 1 年前における都道府県別の婚姻率、 $YATIN_{i,t-2}$ は 2 年前における都道府県別の専用住宅についての 1 畳当たりの家賃・間代、 $SPOP_{i,t}$ は当年における都道府県別の DID（人口集中地区）人口規模、 $INCOME_{i,t-1}$ は 1 年前における県庁所在地別の家計所得、 d は都道府県における県庁間の距離、

2) したがって、本研究で対象としている政策は教育の物価を下げる政策ではなく、教育支援策の一環として行われる教育負担の緩和のことである。

μ_i は誤差項, i は都道府県を表している。

教育の物価指数は、総務省「全国物価地域差指数」のうちの教育全体の物価指数、授業料等の物価指数、補習教育の物価指数を、それぞれすべての財を含む全体の物価指数で除した相対価格として用いた。また、3年前の計数を用いた。この理由は、社会経済が出生行動に影響を及ぼす場合、だいたい1年程度のラグを要すると考えられるが、データの制約上3年前の計数しか用いることができなかつたからである。予想される符号条件は負である。

また、いくつかの先行研究により指摘されているように、景気の悪化は出生行動に対して負の効果を及ぼしているため (Bradshaw and Hatland 2006, Adsera 2004, 阿部 2005, 戸田 2007, 樋口・阿部 1999, 樋口他 2007, 増田 2008, 松田 2009), 本モデルでは失業率を説明変数に組み入れた。ここでは総務省「国勢調査」に基づくデータを用いた。失業率も、出生率に影響を及ぼす場合1年前の計数を用いることが望ましい。ただし、「国勢調査」のデータに基づいているというデータの制約上、1年前の計数を利用することができず、前期の計数であれば5年前となってしまうが、その場合影響が非常に弱くなってしまうため、当年の計数を用いた。予想される符号条件は負である。

婚姻率 (婚姻件数/総人口1000人)³⁾を説明変数に組み入れたのは、非嫡出子の割合が非常に小さいわが国において、結婚行動は出生行動にとって重要な変数だからである。結婚と出産の間にもラグが存在しており、だいたい1年程度であるため、1年前の計数を用いた。予想される符号条件は正である。データソースは厚生労働省「人口動態統計」である。

住宅に関する変数も出生行動を規定する重要な変数である。例えば、経済企画庁 (1992) は、家賃が高いほど出生率が低くなるという関係が見出されるとしている。また、小椋・ディクル (1992) は、家賃が高いほど20代後半と30代前半の女性の出生行動を抑制するとしている。ただし、樋口他 (2007) は、良質な家族向け賃貸物件の少ない日本では、家賃の高さよりも、子どもが成長したときに適当な広さの住居に居住できているかどうか重要であり、その点において持ち家に住んでいるかどうか重要な変数になると指摘している。しかし、本研究に適合的な、都道府県レベルで持ち家の有無を的確に回帰分析に反映することができる統計指標がないため、1畳当たりの家賃・間代を住宅に関する変数として用いることとした。ここでは、1畳当たりの家賃・間代は総務省「住宅・土地統計調査」から用いた。家賃も、出生率に影響を及ぼす場合1年前の計数を用いることが望ましい。ただし、データ

3) 厳密には粗婚姻率と言う。これは総人口で除した率であるため、地域間における年齢構造の差異に影響を受ける点には留意する必要がある。なお、年齢別の婚姻率を男女別に合計した合計婚姻率を用いれば年齢構造の影響を除去できるが、データの制約上、公表データから本分析に必要な対象年について都道府県別合計婚姻率を作成することは難しかったため、本分析では粗婚姻率を用いることとした。

の制約上、前期の計数であれば2年前もしくは7年前の計数しか利用できないため、近い2年前の計数を用いた。予想される符号条件は負である。

DID人口は女性の賃金の代理変数として用いた。一般的に、都心に近い地域ほど女性の賃金は高いと考えられるので、女性の賃金の上昇が出産・育児の機会費用の上昇として出生率を低下させるという Butz and Ward (1979) の説明を援用すれば、都心から離れるほど出生率は高くなることが推察できる。そこで、女性賃金を説明変数に組み入れる必要がある。ただし、女性の賃金と教育の物価との間に強い相関が見られ、多重共線性の関係が疑われたため（結果は割愛）、説明変数には加えなかった。そこで、代わりに、都市化の程度を反映する DID人口を説明変数に加えることとした。ここでは、総務省「国勢調査」のデータを用いた。DID人口も出生率に影響を及ぼす場合、1年前の計数を用いることが望ましい。ただし、失業率の場合と同様に「国勢調査」のデータに基づいているというデータの制約上、1年前の計数を利用することができず、前期の計数であれば5年前となってしまうが、その場合影響が非常に弱くなってしまったため⁴⁾、当年の計数を用いた。予想される符号条件は負である。

また、前述の Butz and Ward (1979) の議論においては、女性の賃金と並んで夫（もしくは家計）の所得も重要な変数である。すなわち、Butz and Ward は、夫（もしくは家計）の所得が出生率を押し上げる所得効果についても同時にモデルにおいて示している。ただし、夫の所得については男性の賃金として入手できるが、女性賃金との間に多重共線性の関係が疑われたため（結果は割愛）、モデルに組み入れることはできなかった。他方、家計所得については、都道府県別ではないが県庁所在地別なら家計の所得水準を表す変数を得ることができるので、総務省「家計調査」における県庁所在地別の家計の可処分所得を1年前のデータとして用いた。予想される符号条件は正である。

前記の式における W は、都道府県における県庁間の距離 d の逆数からなる空間重み行列であり、行和が1になるように基準化されている。このため、これに都道府県別の TFR を乗じると、都道府県における県庁間の距離の逆数について加重平均されることを意味する。したがって、空間重み行列 W に当年の都道府県別の TFR を乗じた変数（空間ラグ付き TFR と呼ぶ）は、当該地域（他地域）における TFR が他地域（当該地域）における TFR に対して影響を及ぼす変数となる。この影響は実際観測されており、例えば Kotyrló (2014) によると、空間ラグ付き TFR のパラメータは有意に正であり、ある自治体の出生率の上昇（低下）は、近隣の自治体の出生率と同方向の影響を及ぼすとしている。この考え方は、空

4) 実際、5年前のデータを用いて推定を行ったところ、DID人口は有意とはならなかった（結果は割愛）。

間計量経済学 (Spatial Econometrics) の分野で用いられる方法の1つであり (LeSage and Pace 2008, Elhorst 2014), 地域データが互いに独立ではなく相互に従属的な集合であるという特徴を考慮に入れたものである⁵⁾。この変数をモデルに組み入れたのは, モデルにおいて空間的従属性を反映させるためである。なお, 都道府県の県庁間の距離については, 国土地理院が公表している県庁間の距離 (<http://www.gsi.go.jp/KOKUJYOHO/kenchokan.html>) を用いた。

パラメータ β_1 が有意に負であれば教育負担は出生率を押し下げる効果があること, β_2 が有意に負であれば景気の悪化は出生率を押し下げる効果があること, β_3 が有意に正であれば婚姻率の上昇には出生率を押し上げる効果があること, β_4 が有意に負であれば家賃の上昇には出生率を押し下げる効果があること, β_5 が有意に負であれば都市化の程度が強い都道府県ほど出生率が低くなる効果があること, β_6 が有意に正であれば家計所得の増加には出生率を押し上げる効果があることが示唆される。また, γ が有意に正であれば, 当該都道府県の出生率は, 他の都道府県の出生率から同方向の影響を受け (すなわち, 他の都道府県 (当該都道府県) の出生率の上昇もしくは低下は, 当該都道府県 (他の都道府県) の出生率と同方向の影響を与える), この効果は距離に近いほど大きいことが示唆される。

4. 推定結果

上記のモデルの推定結果を示す。ここでは, タイム・コンスタント (time-constant) で観察されない個別効果を考慮に入れず普通に最小二乗法 (以下, OLS) で推定した場合と, この個別効果を考慮に入れて変量効果モデルで推定した場合⁶⁾の2つの結果を示す⁷⁾。

表4-1は, 教育全体の物価指数を用いた推定結果を示したものである。空間ラグ付きTFRはいずれのモデルについても有意に正であったため, 当該都道府県 (他の都道府県) の出生率は他の都道府県 (当該都道府県) の出生率と同方向の影響を与えていることが示唆

5) なお, 空間ラグ付き TFR は, 説明変数の波及効果をもたらすための重要な要素となる。例えば, 当該地域における教育の物価指数の上昇は, 当該地域における TFR を低下させるだけでなく, 空間ラグ付き TFR のパラメータを介して他地域の TFR を低下させるとともに, その効果が当該地域における TFR へフィードバックするという波及効果をもたらすことになる。

6) Redundant Fixed Effects 検定を行った結果, 固定効果無しの帰無仮説が棄却された。また, ハウスマン検定を行った結果, 固定効果モデルでなく変量効果モデルが採択された。

7) 説明変数に空間ラグ付き被説明変数を持つモデルを最小二乗法で推定すると, パラメータや誤差項の推定量は一致性を持たないが, 最尤法で推定すると一致性を持つことが知られている (LeSage and Pace 2008)。ただし, 最尤法は大標本を前提としていることから, サンプルの多くない本分析では最尤法による推定は行っていない。この点には留意する必要がある。なお, 個別効果を考慮に入れていないモデルについて試験的に最尤法で推定を行ってみたところ, 結果に大きな違いは見られなかった (結果は割愛)。

表 4-1 推定結果 (物価指数は教育全体)

	OLS	変量効果モデル
教育の物価指数〔相対価格〕 (全体)	-0.003 (0.093)	-0.002 (0.028)
空間ラグ付き TFR	1.149 (0.000)	1.2478 (0.000)
失業率	-0.005 (0.547)	-0.003 (0.706)
婚姻率	0.144 (0.000)	0.145 (0.000)
1 畳当たり家賃・間代	-0.000034 (0.260)	-0.000018 (0.597)
DID 人口	-0.000000038 (0.000)	-0.000000041 (0.000)
可処分所得	-0.000000138 (0.493)	0.0000000740 (0.469)
定数項	-0.433 (0.150)	-0.806 (0.000)
自由度修正済決定係数	0.659	0.911

(注) 括弧内は p 値。

2005年と2010年における都道府県別のプールデータを使用 (サンプル数は94)。

される。婚姻率については、いずれのモデルでも有意に正であることから、結婚行動は出生行動を促進していることが示唆される。また、DID 人口については、いずれのモデルでも有意に負であったため、都市的な都道府県ほど出生率が低いことが示唆される。他方、失業率と1畳当たりの家賃・間代については、符号は予想通り負であったが、いずれのモデルでも有意でなかったため、出生率に与える影響は弱いことが示唆される。家賃・間代の影響が弱い原因については、前述の樋口他(2007)が指摘した点を示す通りなのかもしれない。可処分所得については、OLSでは符号は正だが有意でなく、変量効果モデルでは有意でなく符号も負へと反転していた。このことは、個票データではなく集計データで見ると、家計の可処分所得は出生率に対して Butz and Ward (1979) が示す効果を与えていないことを示している。

教育全体の物価指数については、OLS、変量効果モデルいずれについても有意に負となっていた。このことは、教育負担の上昇は出生率を押し下げる効果を持っていることを示唆しているが、以下のように考えることができる。すなわち、教育負担が高く、その結果出生率が低く抑えられているのであれば、教育負担を緩和する金銭的支援のような教育支援策を行

表 4-2 推定結果 (物価指数は授業料等, 補習教育)

	OLS		変量効果モデル	
教育の物価指数〔相対価格〕 (授業料等)	-0.001 (0.532)		-0.001 (0.236)	
教育の物価指数〔相対価格〕 (補習教育)		-0.002 (0.007)		-0.001 (0.063)
空間ラグ付き TFR	1.152 (0.000)	1.070 (0.000)	1.2525 (0.000)	1.2214 (0.000)
失業率	-0.007 (0.349)	-0.005 (0.465)	-0.004 (0.556)	-0.002 (0.767)
婚姻率	0.139 (0.000)	0.145 (0.000)	0.144 (0.000)	0.145 (0.000)
1 畳当たり家賃・間代	-0.000041 (0.180)	-0.000014 (0.639)	-0.000020 (0.569)	-0.000013 (0.687)
DID 人口	-0.000000038 (0.000)	-0.000000040 (0.000)	-0.000000042 (0.000)	-0.000000043 (0.000)
可処分所得	-0.00000016 (0.431)	-0.00000009 (0.653)	0.00000007 (0.528)	0.00000011 (0.294)
定数項	-0.567 (0.056)	-0.445 (0.113)	-0.880 (0.000)	-0.920 (0.000)
自由度修正済決定係数	0.649	0.677	0.907	0.901

(注) 括弧内は p 値。

2005年と2010年における都道府県別のプールデータを使用 (サンプル数は94)。

うことにより, 出生率の低下を抑制することが可能かもしれないということである。

また, ここで教育の物価指数のうち授業料等と補習教育も取り上げ⁸⁾, それぞれを説明変数とした場合の回帰分析結果も示してみることにする。この意味は, 家計の教育支出のうち, 授業料等は義務的支出の性格が強く, 補習教育は義務的支出の性格が弱く (すなわち奢侈財の性格が強く) (増田 2015), 出生率に及ぼす影響も異なると考えられるからである。授業料等とは, 幼稚園から大学までの授業料のことであり, 補習教育とは, 幼稚園・小学校・中学校・高校の補習教育, および予備校に対する支出のことである。

表 4-2 は, 表 4-1 の分析と同じ要領で, 授業料等と補習教育の物価指数それぞれを説明変数とした回帰分析結果を示したものであるが, 授業料等は OLS, 変量効果モデルいずれについても負であるが有意でない一方, 補習教育はいずれのモデルについても有意に負となっている。このことは, 奢侈財の性格が強い補習教育の方が出生率を低める効果は強く, 奢侈財の性格が強い教育支出項目が出生行動に対して強い制約になっていることを示している。なお, 他の変数の結果については, 家計所得以外についてはすべて似た結果となっている。

8) 教育の内訳項目には, 授業料等と補習教育の他に, 教科書・学習参考教材という項目も含まれるが, 本文でも示したように特徴的な項目が授業料等と補習教育であることに加え, 教科書・学習参考教材の物価指数はすべての都道府県で100となっているので, 変数には組み入れなかった。

とを示唆している。

ただし、本研究には課題が残されている。第1に、金銭的支援のような教育支援策を実施した場合に、出生率がどれだけ上昇するかを直接示す必要があると考えられる。この場合、教育支援を実際金額ベースで表すことができる適切な変数を見出し、教育課程（小学校、中学校、高校、大学）ごとに出生率に及ぼす効果を導出する必要があると考えられる。これは今後の課題としたい。なお、教育支援策を実施した場合、家計における教育負担はどの程度軽減し、またどの程度出生行動を促進するののかといった点も重要な分析視点であるが、これは本研究の範囲を超えるので、別の分析における課題としたい。

第2に、出生率の決定モデルに基づくシミュレーションの実施である。これを行うことにより、教育支援の実施が出生率に及ぼす影響について、政策的観点から具体性を帯びさせることができると考えられる。本モデルは、クロスセクションデータにより推定されているため、シミュレーションの際には、都道府県ごとに政策変数をコントロールすることが可能である。そこで、例えば、教育負担の強い都市圏における都道府県を中心にコントロールすることで、こうした自治体において教育支援が拡充された際に出生率がどれだけ上昇するかを示すことができる。これも今後の課題としたい。

付記 本稿は、国立教育政策研究所におけるプロジェクト研究「教育の効果に関する調査研究」の成果の一部である。

参考文献

- Adsera, A. (2004), "Changing Fertility Rates in Developed Markets : The Impact of Labor Market Institutions," *Journal of Population Economics*, Vol. 17, No. 1, pp. 17-43.
- Bradshaw, J. and A.Hatland (2006), *Social Policy, Employment and Family Change in Comparative Perspective*, Edward Elgar.
- Butz W.P. and M.P.Ward (1979), "The Emergency of Countercyclical U.S. Fertility," *The American Economic Review*, Vol. 69, No. 3, pp. 318-328.
- Elhorst, J.Paul (2014), *Spatial Econometrics : From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*, Springer.
- LeSage, James and R.Kelley Pace (2008), *Introduction to Spatial Econometrics*, CRS Press.
- Kotyrlo, Elena (2014), "Childbearing and the Labor Market : Time and Space Dynamics," in Nazrul Hoque and Lloyd B. Potter eds., *Emerging Techniques in Applied Demography (Applied Demography Series)*, Springer, pp. 169-188.
- Leibenstein, Harvey (1957), *Economic Backwardness and Economic Growth : Studies in the Theory of Economic Development*, New York, Wiley (三沢嶽郎監修, 矢野勇訳 (1960)『経済的後進性と経済成長』紀伊国屋書店).
- 阿部一知・原田泰 (2008)「子育て支援策の出生率に与える影響：市区町村データの分析」(『会計検査研究』No. 38) 1-16ページ。
- 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・財務省財務総合研究所編『少子化と日本の経済社会』日本評論社, 115-134ページ。

- 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) 46-76ページ。
- 経済企画庁 (1992) 『平成4年度版経済白書』。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2010) 『第14回出生動向基本調査—結婚と出産に関する全国調査 夫婦調査の結果概要—』。
- 近藤恵介 (2014) 「集積の経済による成長戦略と出生率回復は相反するのか」(RIETI Special Report)。
- 宿利敬史・浜田和也・草場洋方 (2013) 「賃貸住宅市場の現状と展望—2030年の市場規模予測と事業の方向性—」(『Mizuho Industry Focus』Vol. 121)。
- 高山憲之・小川浩・吉田浩・有田富美子・金子能宏・小島克久 (2000) 「結婚・育児の経済コストと出生力」(『人口問題研究』Vol. 56, No. 4) 1-18ページ。
- 戸田淳仁 (2007) 「出生率の実証分析—景気や家族政策との関係を中心に」(『RIETI Discussion Paper Series 07-J-007』)。
- 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：固定的要因と変動要因の分析」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』東洋経済新報社，25-65ページ。
- 樋口美雄・松浦寿幸・佐藤一磨 (2007) 「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—」(『RIETI Discussion Paper Series 07-J-012』)。
- 増田幹人 (2008) 「出生率の将来シミュレーションと少子化対策効果の分析」『少子化関連施策の効果と出生率の見通しに関する研究』厚生労働科学研究政策科学推進研究事業報告書，47-67ページ。
- 増田幹人 (2015) 「子ども数と教育費負担との関係」(『季刊社会保障研究』Vol. 51, No. 2) 223-232ページ。
- 松田茂樹 (2009) 「不況と少子化」(『Life Design Report』No. 191) 第一生命経済研究所，No. 191，16-27ページ。
- 森田陽子 (2004) 「子育て費用と出生行動に関する分析」(『日本経済研究』No. 48) 34-57ページ。
- 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」『少子化と日本の経済社会—2つの神話と1つの真実』日本評論社，40-80ページ。
- 山本陽子 (2002) 「補助的教育費が出生行動に与える影響の分析」(『オイコノミカ』Vol. 39, No. 1) 19-35ページ。