

所得補助と非所得補助が出生率に与える 効果の比較

—市別データを用いた分析

宮本 由紀*

名城大学

荒渡 良

名古屋大学

本稿では、まず市別のデータを用いて子育て支援政策を所得補助と非所得補助の2つに分類し、所得補助と非所得補助の2つが出生率に与える影響について分析した。その上で、所得補助と非所得補助が出生率に与える効果の大きさを比較し、出生率をより効率的に上昇させるためにはどちらの費用をより増加させればよいのかを検討した。分析を行った結果以下の2点が明らかになった。第1に、所得補助と非所得補助は出生率に対してプラスの効果を持つ。つまり所得補助、非所得補助どちらも出生率を上げる効果がある。第2に、所得補助と非所得補助の出生率に対する効果の大きさは、各市における子供1人当たり非所得補助のサイズ及び女性の賃金の水準に依存して、所得補助の効果の方が大きい市もあれば、非所得補助の効果の方が大きい市もある。以上から、子育て支援政策は全国一律に政策を行うよりは、予算をそれぞれの地方自治体に配分し、地方自治体が地域にあった政策を行う方が出生率に対する効果が大きいと言える。

1. はじめに

1989年、日本の合計特殊出生率は「丙午」という特殊要因により過去最低であった66年の1.58を下回り、1.57となった。いわゆる「1.57ショック」である。それ以降も日本の合計特殊出生率は低下の一途をたどり、2005年には過去最低の1.26、その後団塊ジュニア世代の駆け込み出産および景気回復によりやや上昇したものの、09年においても1.37という低水準を保っている。このような状況に対して、地方自治体では児童

本稿の執筆に当たっては、赤井伸郎先生（大阪大学）、安部由起子先生（北海道大学）、國崎稔先生（愛知大学）、林正義先生（東京大学）をはじめ、青山学院大学経済研究所長期研究プロジェクトワークショップ及び応用地域学会の参加者の先生方から大変貴重なコメントを頂いた。また、論文を改訂するに当たり、本誌の匿名レフェリーからも非常に有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。なお、いかなる誤りも著者の責任に帰するものである。

*（連絡先住所）〒509-0261岐阜県可児市虹ヶ丘4-3-3 名城大学都市情報学部
(E-mail) yumiya@urban.meijo-u.ac.jp

手当や乳幼児医療補助金などの所得補助や、保育所や児童福祉施設を設置するなどの非所得補助を行っている。

上記のような子育て支援政策の効果については数多くの実証研究が行われてきた。児童手当や乳幼児医療補助金などの所得補助が出生率に与える影響について分析した先行研究としては原田・高田(1993)、田中・河野(2009)などが挙げられる。原田・高田(1993)では92年の児童手当引き上げが合計特殊出生率に与える影響を分析し、児童手当引き上げによって合計特殊出生率は1.54から1.55に上昇したと結論づけた。田中・河野(2009)は出産育児一時金が出生率に与える影響について分析し、子供1人当たり10万円の出産育児一時金の給付は0.017%出生率を上昇させる効果を持つと結論づけた。

一方、保育所・児童福祉施設を設置するなどの非所得補助が出生率に与える影響を分析したものとしては滋野・大日(1999)、吉田・水落(2005)、樋口ほか(2007)などがある。滋野・大日(1999)では保育所定員率は出生率に対して有意な関係が見られないが、早期保育実施率は出生率に対してプラスの効果をもたらすという分析結果を得た。吉田・水落(2005)では保育所の数は第1子と第3子の出産には影響を及ぼさないが、第2子の出産を促すという結果を得た。樋口ほか(2007)では、保育所の定員が第1子の出生を促す効果があるという結論が得られた。

このように一連の先行研究から、児童手当・乳幼児医療補助金などの所得補助や保育所政策などの非所得補助には、どちらも出生率を上昇させる効果が確認されている。従って、出生率を上昇させるために子育て支援政策を行っていくべきであろう。しかしながら、近年日本は財政赤字の問題を抱えており、子育て支援政策を行うための財源の確保が今後さらに困難になることが予想される。従って、限りある財源を用いてより効率的に出生率を上昇させるために、どのような政策により多くのお金を配分すべきかも考えなければならない。しかし上述した先行研究は所得補助もしくは非所得補助のどちらか片方にのみ注目しているため、それらの効果を比較できない。

所得補助と非所得補助の両方に注目した先行研究の一つとしては塚原(1995)があるが、塚原(1995)では研究者が架空の状況を設定し、調査対象者はそのような状況に置かれたとすればどのような行動をとるのか回答する、というヴィネット調査と呼ばれる手法を用いられたため、実際のデータが用いられていない。また、アンケート対象者が地域別に集計されていないために、地方自治体別の子育て支援政策について言及することはできない。阿部・原田(2008)は所得補助として児童手当のみを考え、所得弾力性の値を用いて所得補助の効果の大きさに言及した。また、待機児童率を説明変数として用い、

非所得補助が出生率に与える影響に関して一定の考察を行った。しかしながら、待機児童率を説明変数として用いたため、所得補助と非所得補助が出生率に与える影響の大きさを直接比較することができない。また、阿部・原田(2008)では所得補助として使途の制限がない児童手当のみを考えているため、所得の係数値を所得補助の効果の大きさとしてしている。しかしながら、所得補助には乳幼児医療補助など、その使途が制限されているものがあるため、所得補助の効果を正確に捉えるためには、所得とは別に所得補助の係数を加える必要がある。

本稿では、まず市別のデータを用いて子育て支援政策を所得補助と非所得補助の2つに分類し、所得補助と非所得補助の2つが出生率に与える影響について分析した。子育て支援政策の変数としては、子育て支援政策の大部分を占めている民生費の中の児童福祉費のうち、児童手当、乳幼児医療補助、母子厚生保証年金などの扶助費を所得補助とし、保育園や児童福祉施設の運営にかかる全ての費用が含まれる扶助費以外を非所得補助として用いた。次に、各市について所得補助と非所得補助が出生率に与える効果の大きさを比較し、出生率をより効率的に上昇させるためにはどちらの費用をより増加させればよいのかを検討した。

分析を行った結果、以下の2点が明らかになった。第1に、先行研究が述べているように、所得補助と非所得補助にはどちらも出生率を上昇させる効果がある。第2に、所得補助と非所得補助の出生率に対する効果の大きさは、各市における子供1人当たり非所得補助のサイズ及び女性の賃金の水準に依存して、所得補助の効果の方が大きい市もあれば、非所得補助の効果の方が大きい市もある。以上から、子育て支援政策は全国一律に政策を行うよりは、予算をそれぞれの地方自治体に配分し、地方自治体が地域にあった政策を行う方が出生率に対する効果が大きいと言える。

本稿の構成は以下の通りである。まず第2節で子供の数を決定する理論モデルを構築し、第3節で推計モデルとデータ、および推計結果を示す。第4節では第3節の推計結果を用いて所得補助と非所得補助の政策効果の比較を行い、そこから得られる政策インプリケーションを示す。第5節は結語である。

2. 子供の数を決定する要因

2.1 家計の行動

本稿では Hotz et al. (1997) を基に、出生率と子育て支援政策に関する静学モデルを導入する。家計は以下のような最適化問題に直面しているとする。

$$\max \quad U(C, N), \quad (1)$$

$$s.t. \quad Y + wL + NS = C + PN, \quad (2)$$

$$T = L + t(Z)N. \quad (3)$$

まず、(1)式は家計の効用関数を表す。但し、 C は家計の消費、 N は子供の数を表す。ここでは、単純化のために子供の質は一定と仮定し、子供に対する需要は子供の数 N によって表されるとする。また、効用関数 U はいずれの要素についても $U' > 0$ 、 $U'' < 0$ を仮定し、かつ交差効果はないものとする。次に、(2)式は家計の予算制約式を表す。但し、 Y は夫の所得、 w は妻の賃金率、 L は時間で測った妻の労働供給量、 S は子育て支援政策による子供1人当たりの所得補助（以下では、単に所得補助と呼ぶ）、 P は子供1人を育てるのに必要な金銭的成本を表す。ここで、所得補助の額が子供1人を育てるのに必要な金銭的成本を超えないことを保証するために、以下では $P > S$ を仮定する。また、夫の労働供給は非弾力的であると仮定している。最後に、(3)式は妻の時間制約式を表す。但し、 T は妻が利用可能な総時間、 t は子供を1人育てるのに必要な時間、 Z は保育所への設備投資などの、子育て支援政策による子供1人当たりの非所得補助（以下では、単に非所得補助と呼ぶ）を表す。ここでは、非所得補助は子供1人を育てるのに必要な時間 t を減少させるが、非所得補助の額が大きくなるほどその効果は小さくなるとし、 $t_z(Z) \equiv \partial t(Z) / \partial Z < 0$ 、 $t_{zz}(Z) \equiv \partial^2 t(Z) / \partial Z^2 > 0$ を仮定する。

2.2 比較静学

ここでは、各変数が均衡における子供の数に与える影響について考察する。まず(1)、(2)、(3)式より、子供の数に関する均衡条件は次のように求められる。

$$\begin{aligned} & U_N(Y + w \cdot (T - t(Z) \cdot N) - (P - S) \cdot N, N) \\ & = [w \cdot t(Z) + (P - S)] \cdot U_C(Y + w \cdot (T - t(Z) \cdot N) - (P - S) \cdot N, N) \end{aligned} \quad (4)$$

但し、 $U_C \equiv \partial U / \partial C$ 、 $U_N \equiv \partial U / \partial N$ である。この均衡条件式より、均衡における子供の数は $N^*(Y, w, S, Z, P)$ のように求められることが分かる。

ここで、効用関数 U は交差効果がない点及び、効用関数 U の強凹性と $t_z(Z) < 0$ に注意すると、各変数が均衡における子供の数に与える影響は、次のように求められる。

$$\frac{dN^*}{dY} = \frac{[wt(Z) + (P - S)] \cdot U_{cc}}{U_{NN} + [wt(Z) + (P - S)]^2 \cdot U_{cc}} > 0, \quad (5)$$

$$\frac{dN^*}{dw} = \frac{t(Z)U_c + [wt(Z) + (P - S)] \cdot (T - t(Z)N) \cdot U_{cc}}{U_{NN} + [wt(Z) + (P - S)]^2 \cdot U_{cc}}, \quad (6)$$

$$\frac{dN^*}{dS} = \frac{[wt(Z) + (P - S)] \cdot NU_{cc} - U_c}{U_{NN} + [wt(Z) + (P - S)]^2 \cdot U_{cc}} > 0, \quad (7)$$

$$\frac{dN^*}{dZ} = \frac{wt_z(Z)U_c - [wt(Z) + (P - S)] \cdot wt_z(Z)NU_{cc}}{U_{NN} + [wt(Z) + (P - S)]^2 \cdot U_{cc}} > 0, \quad (8)$$

$$\frac{dN^*}{dP} = \frac{U_c - [wt(Z) + (P - S)] \cdot NU_{cc}}{U_{NN} + [wt(Z) + (P - S)]^2 \cdot U_{cc}} < 0. \quad (9)$$

但し、 $U_{cc} \equiv \partial^2 U / \partial C^2$, $U_{NN} \equiv \partial^2 U / \partial N^2$ である。(5)式より、夫の所得の上昇は出生率に正の影響を持つ。次に、(6)式より、妻の賃金の上昇が出生率に与える影響は不確定である。これは妻の賃金の上昇は所得効果によって出生率を上昇させる効果を持つが、同時に妻が子育てをするための機会費用を上昇させ、出生率を低下させる効果を持つからである。また、(7)式・(8)式より、子育て支援政策による所得補助・非所得補助はどちらも出生率に正の影響を持つ。最後に、(9)式より、子育ての金銭的コストの上昇は、出生率に負の効果を持つことが分かる。

ここで、比較静学の結果を用いて所得補助と非所得補助が出生率に与える影響の大きさを比較する。(7)式・(8)式より、1単位の財源を非所得補助に充てる方が、所得補助に充てるよりも出生率を高めるための条件は、以下のように求められる。

$$\begin{aligned} \frac{dN^*}{dZ} > \frac{dN^*}{dS} &\Leftrightarrow (1 + wt_z(Z)) \cdot \{U_c - [wt(Z) + (P - S)] \cdot NU_{cc}\} < 0 \\ &\Leftrightarrow -wt_z(Z) > 1. \end{aligned} \quad (10)$$

まず、(10)式の左辺は財単位で測った非所得補助の限界便益を表している。子供1人当たり非所得補助 Z の一単位の増加は子育てにかかる時間を、子供1人当たりで $t_z(Z)$ だけ減少させる。時間一単位あたりの妻の賃金は w なので、これは親の所得を子供1人当たりで $-wt_z(Z)$ だけ増加させる。一方、(10)式の右辺は財単位で測った子供1人当た

り所得補助の限界便益を表している。子供1人当たり所得補助が一単位増加すると、親の所得は子供1人当たりで一単位増加する。

(10)式から、所得補助・非所得補助が出生率に与える影響の大小は、非所得補助の額および、妻の賃金の水準に依存することが分かる。 $\partial^2 t(Z)/\partial Z^2 > 0$ に注意すると、非所得補助の額 Z が小さいほど、非所得補助を1単位増加させた時の子育てにかかる時間の減少が大きい。また、妻の賃金 w が高いほど子供を育てるための機会費用が高いため、非所得補助を増加させて子育てにかかる時間を減少させることの便益が大きい。従って、非所得補助 Z が十分に小さく（大きく）、妻の賃金 w が十分に高い（低い）のならば、1単位の財源を非所得補助（所得補助）に回した方が、所得補助（非所得補助）に回すよりも出生率をより大きく上昇させる。

3. 実証分析

3.1 推計モデルとデータ

第2節で検討した理論モデルより、本稿では以下の様な推計モデルを採用した。説明変数には、理論モデルで用いられている各変数の代理変数に加えて、地域特性を表すいくつかの変数を用いた。更に、非線形性を近似するために各変数を2乗したものも説明変数に加えている。最後に、第2節で行った比較静学から非所得補助の限界便益と女性賃金の間には強い関係があることが予測されているため、非所得補助と女性の賃金の交差項も変数に加えている。

$$\begin{aligned}
 FR_i = & \beta_0 + \beta_1 Income_i + \beta_2 (Income_i)^2 + \beta_3 WW_i + \beta_4 (WW_i)^2 + \beta_5 Land_i \\
 & + \beta_6 (Land_i)^2 + \beta_7 Aid_i + \beta_8 (Aid_i)^2 + \beta_9 Grant_i + \beta_{10} (Grant_i)^2 \\
 & + \beta_{11} (WW_i \cdot Grant_i) + \beta_{12} With_rate_i + \beta_{13} (With_rate_i)^2 \\
 & + \beta_{14} Did_dummy_i + \beta_{15} Stock_dummy_i + \varepsilon_i.
 \end{aligned}
 \tag{11}$$

但し、 i は地域を表わす添え字であり、本稿では市を表す。 ε はi. i. d. (independent and identically distributed) の仮定を満たす誤差項である。また、実際に用いたデータは05年度の市別データであり、詳細は以下の通りである。

- *FR* : 05年度の出生数を15歳から44歳の女性の人口で割った値(%)。理論モデルにおける子供の数 N の代理変数。
- *Income* : 05年度の男性の平均年収。理論モデルにおける夫の所得 Y の代理変数。
- *WW* : 05年度の女性の賃金。理論モデルにおける妻の賃金 w の代理変数。
- *Land* : 05年度の住宅地平均価格。理論モデルにおける子供1人を育てるのに必要な金銭コスト P の代理変数¹。
- *Aid* : 04年度の民生費の中の児童福祉費の中の扶助費を子供の数で割った額。以下では、所得補助と呼ぶ。理論モデルにおける、子育て支援政策による所得補助 S の代理変数。
- *Grant* : 04年度の民生費の中の児童福祉費のうち、扶助費以外のものを子供の数で割った額。以下では、非所得補助と呼ぶ。理論モデルにおける、子育て支援政策による非所得補助 Z の代理変数。
- *With_rate* : 05年度の両親と子供がいる世帯数に占める、他の親族と同居している世帯数の割合(%)。
- *Did_dummy* : 05年度の都市化を表すダミー変数。
- *Stock_dummy* : 04年度の保育所の充実度を表すダミー変数。

表1は各データの出所を、表2は記述統計を示している。

子供の数の代理変数としては合計特殊出生率を用いるのが一般的だが、本稿は以下の2つの理由から、05年度の出生数を15歳から44歳の女性の人口で割った値をパーセンテージにして用いた。第1に、合計特殊出生率の市別データは5年毎の平均値しか公開されていないため、他の全ての変数も5年平均を算出しなくてはならない。しかし、後述のように本稿はいくつかのダミー変数を用いるため、5年平均のデータでは正確な推計が行えなくなる可能性がある。第2に、合計特殊出生率の最新のデータは03年から07年の平均値だが、この期間には05年3月31日に合併特例法廃止に伴い、多くの市町村合併が行われた。合併特例法の下では合併をした市町村に地方交付税の算定などの面で多くの優遇措置が講じられたため(上村・鷺見, 2003)、合併処理後のデータには合併を経験した市と経験しなかった市の間で歪みが生じる可能性がある。

¹ 子供一人を育てるのに必要な金銭コスト P の代理変数として物価を用いるという方法も考えられるが、2005年度の都道府県別の物価(『全国物価統計調査』)を代理変数としても、得られる結果は殆ど変化しないため、後の分析に大きな影響を及ぼさない。

表1 データの出所

データ	資料名
出生数	総務省自治行政局市町村課編 「住民基本台帳に基づく人口・人口動態及び世帯数」
女性の年齢別人口	総務省統計局統計調査部「国勢調査」
男性の平均年収	厚生労働省大臣官房統計情報部「賃金構造基本統計調査」
世帯数	総務省自治行政局市町村課編「住民基本台帳人口・世帯」
住宅地平均価格	国土交通省土地・水資源局「地価公示」
女性の賃金	厚生労働省大臣官房統計情報部「賃金構造基本統計調査」
民生費の中の児童福祉費	情報公開を用いて総務省自治財政局から入手
民生費の中の児童福祉費の扶助費	情報公開を用いて総務省自治財政局から入手
子供の年齢別人口	総務省自治行政局市町村課編 「住民基本台帳に基づく人口・人口動態及び世帯数」
他の親族と同居している世帯数	総務省統計局統計調査部「国勢調査」
両親と子供がいる世帯数	総務省統計局統計調査部「国勢調査」
DID人口密度	総務省統計局統計調査部「国勢調査」
待機児童数	厚生労働省雇用均等・児童家庭局 「保育所の状況（平成16年4月1日）等について」

表2 記述統計

データ	最小値	最大値	平均	標準偏差
FR (単位：%)	0.36	7.12	4.62	0.62
Income (単位：千円)	3345.40	5633.94	4498.18	4533.04
WW (単位：千円)	181.85	275.15	216.68	19.62
Land (単位：千円/m ²)	4.00	411.90	66.59	52.71
Aid (子供の数を4歳以下で測った場合) (単位：千円)	12.01	814.02	325.76	130.11
Aid (子供の数を9歳以下で測った場合) (単位：千円)	5.82	438.01	174.77	68.90
Grant (子供の数を4歳以下で測った場合) (単位：千円)	14.05	865.36	241.76	126.19
Grant (子供の数を9歳以下で測った場合) (単位：千円)	8.31	453.72	129.70	67.36
With_rate (単位：%)	5.81	67.88	26.98	13.57
Did_dummy	0	1	0.86	0.34
Stock_dummy	0	1	0.37	0.48

夫の所得としては、子供を産むことが可能な世帯の平均所得のデータを入手することが不可能なため、本稿は18歳-49歳の都道府県別の男性平均年収を夫の所得とした。具体的には男性の平均月給を12倍し、平均賞与額を足したものを平均年収とした。

女性の賃金としては、以下の2つの理由により、都道府県別の18歳-44歳の、「決ま

って支給される現金給与額」の平均値を用いた。第1に、市別の女性賃金のデータは公開されておらず、データの入手が困難である。第2に、居住地域と労働地域は必ずしも一致していないため、都道府県別の女性賃金の平均値を用いても大きな問題とはならないと考えられる。

次に、本稿では子供1人を育てるのに必要な金銭コストを、住宅地平均価格が代理する。阿部・原田(2008)は、地域ごとの養育費用の差に大きく関係する変数として住宅費を指摘した。本稿は阿部・原田(2008)と同様に住宅建設費用を地域間で同一と考え、地価を住宅費用とした。

また、本稿は以下の理由から、子育て支援政策の変数として、民生費の中の児童福祉費を扶助費および扶助費以外に分けて用いる。地方自治体が行う子育て支援政策は児童福祉費以外の各事業分野にも及ぶが、全ての金額を把握することは極めて難しい。そこで、民生費の中の児童福祉費が子育て支援政策の大部分を占めていることに注目し、これを用いて子育て支援政策を金銭的に捉える。

まず、本稿は児童福祉費の中の扶助費を所得補助として扱う。扶助費には児童手当、乳幼児医療費補助、母子厚生保証年金などの、直接的・間接的な所得補助が主に含まれる²。児童手当は国が額を定めるため、地方自治体に裁量の余地はない。一方、乳幼児医療費補助や母子厚生保証年金などは、親の所得や対象となる子供の年齢を地方自治体が決定するため、子育て支援に積極的な地方自治体とそうではない地方自治体の違いを金銭的に捉えられる。次に、本稿は児童福祉費の中の扶助費以外を非所得補助として扱う。扶助費以外の項目には保育園や児童福祉施設の運営にかかる全ての費用（建物建設費、人件費など）の、所得補助以外の項目が含まれる³。

また、児童福祉費の中には、保育園の設備費や児童手当のように対象となる児童の年齢が限られているものが多く、費用によっても対象年齢が異なる。従って、子供1人当たり所得補助や子供1人当たり非所得補助を求める際に、何歳までの子供を対象とするのかを一意的に決定することは難しい。従って、本稿では「子供」の定義を4歳以下、9歳以下とする2つの推計を行った。また、出生率との同時性の問題を解決するために、所得補助・非所得補助のデータは04年度のものをを用いている。

² 詳しくは、小笠原(2009)を参照。

³ 本稿では子育て支援政策を「所得補助」と「非所得補助」の二つに大きく分けているため、それぞれの補助のうち、どれくらいの割合がどの項目に支出されているかは識別されていないという問題点がある。例えば、保育園の整備においても、公立の保育所は民間の保育所と比較してスタッフの人件費が高いので、同じ金額で保育所を整備しても、収容できる児童の数は異なる可能性があるため、出生率に与える影響に差異が生じるであろう。しかし、本稿では細かい支出項目ではなく所得補助と非所得補助が出生率に与える効果の大きさを比較することを目的としているため、上記の問題については今後の研究の課題とする。

他の親族との同居率は、地域間における子供1人を育てるために親が負担する時間コストの差異をコントロールする。祖父や祖母など、子育てを扶助することができる親族との同居は、子育てをするために親が負担しなければならない時間コストを軽減させると考えられる。

都市化を表すダミー変数は、都市・地方間における、結婚や出産、女性の労働に対する慣習の違いなど、上に挙げた他の親族との同居率以外の地域特性をコントロールする。具体的にはDID人口集中地区を1、その他の地区を0としたダミー変数を用いた。

保育所の充実度を表すダミー変数は、過去に行った非所得補助の地域間における違いをコントロールする。本稿で用いる非所得補助は1年間に支出された金額のみを測っており、過去に行った保育所等への設備投資は考慮されていない。従って、過去の設備投資を考慮するために、04年度4月時点で待機児童がいる地域を1、それ以外の地域を0とするダミー変数を用いた。

3.2 推計結果

第3.1節で説明した(11)式を最小二乗法で推計し、その結果を表3にまとめた。推計1は子供1人当たり所得補助(Aid)と子供1人当たり非所得補助($Grant$)を求める際に用いる子供の数として4歳以下の値を、推計2は9歳以下の値をそれぞれ用いたものである。第3.1節で説明した推計モデルにおいて全ての説明変数を加えたものが完全モデルである。完全モデルには統計的に有意でない係数が含まれているため、それらの係数に対応する説明変数を除外して、赤池情報量基準(AIC)が最小となるモデルが選択モデルである。また、推計では不均一分散が懸念されるため、t値を算出する際にはホワイト修正を行っている。

表3より、選択モデルの計算値は推計1でも推計2でも以下の様に表される。

$$\begin{aligned} \hat{FR}_i = & \hat{\beta}_1 \underset{(-)}{Income}_i + \hat{\beta}_2 \underset{(+)}{(Income}_i)^2 + \hat{\beta}_3 \underset{(+)}{WW}_i + \hat{\beta}_4 \underset{(-)}{(WW}_i)^2 + \hat{\beta}_6 \underset{(-)}{(Land}_i)^2 \\ & + \hat{\beta}_7 \underset{(+)}{Aid}_i + \hat{\beta}_{10} \underset{(-)}{(Grant}_i)^2 + \hat{\beta}_{11} \underset{(+)}{(WW}_i \cdot Grant}_i). \end{aligned} \tag{12}$$

但し、 \hat{FR}_i は計算値、 $\hat{\beta}_j$ は β_j の推定値である。

男性の平均年収($Income$)は推計1と推計2の両方において、一乗項・二乗項が共に

統計的に有意な影響を持っている。また、一乗項の係数の推定値($\hat{\beta}_1$)が負、二乗項の係数の推定値($\hat{\beta}_2$)が正であるため、所得と出生率の間にはU字型の関係があると結論付けられる。第2節の理論モデルでは夫の所得は子供の数に対して正の影響を持つと予想されていたので、男性の平均年収と出生率が負の関係をもつ領域に関しては理論の結果と整合的ではない。推計結果と理論モデルが整合的でなかった理由には以下の2つが考えられる。第1に、第2節で示した理論モデルは簡単化のために、夫は子育てに参加しないと仮定している。そのため、夫の所得(Y)の上昇は子育てをするための機会費用を上昇させるという効果が理論モデルには含まれていない。第2に、第2節で示した理論モデルは子供の質を無視している。Becker and Lewis (1973)やWillis (1973)で指摘されているように、子育てのコストは「量」(数)にかかるコストと「質」(人的資本)にかかるコストに分けられる。そして、子供の量に対する所得弾力性が子供の質に対する所得弾力性よりも十分に小さければ、所得の上昇は夫婦が選択する子供の量を減少させる。以上を考慮すると、夫の所得は子供の数に対して負の効果も持つため、符号条件が一意に決まらなくなる。本稿は所得補助と非所得補助が子供の数に与える影響に焦点を当てて分析しているため、上に述べた点をモデルに含まなかった。

次に、女性の賃金(WW)の効果について説明する。理論モデルの結果では妻の賃金が出生率に与える影響は所得効果・機会費用の大小関係によって異なるため不確定である。推計結果をみると女性の賃金の係数は推計1と推計2の両方において、一乗項・二乗項および*Grant*との交差項がいずれも統計的に有意な影響を持つ。また、一乗項の係数の推定値($\hat{\beta}_3$)が正、二乗項の係数の推定値($\hat{\beta}_4$)が負、交差項の係数の推定値($\hat{\beta}_{11}$)が正であるため、女性の賃金と出生率の間には逆U字型の関係があると結論づけられる。すなわち、女性の賃金が十分に低く、非所得補助が十分に高い($WW_i < (\hat{\beta}_3 + \hat{\beta}_{11} \cdot Grant_i) / (-2 \hat{\beta}_4)$)場合には、所得効果が機会費用の効果よりも大きい。一方、女性の賃金が十分に高く、非所得補助が十分に低い($WW_i > (\hat{\beta}_3 + \hat{\beta}_{11} \cdot Grant_i) / (-2 \hat{\beta}_4)$)場合には所得効果よりも機会費用の効果の方が大きいと結論づけられる⁴。この結果は、次の様に解釈できる。まず、女性の賃金が低いほど、資金制約のために産むことができる子供の数が少ない。従って、女性の賃金が増加することによる所得効果が大きい。次に、第2節の理論モデルでも示されているように、保育所への設備投資などの子供1人当たり非所得補助が高いほど子育てにかかる時間

⁴ 所得効果の方が機会費用の効果よりも大きく、女性の賃金と出生率の間に正の関係がある地域の数は775地域中、推計1では632地域(全体の81.5%)、推計2では729地域(全体の94.1%)である。

表3 推計結果

	推計 1		推計 2	
	完全モデル	選択モデル	完全モデル	選択モデル
定数項	-1.9816 (-0.8447)		-0.6702 (-0.2770)	
Income	-0.0070*** (-4.4543)	-0.0070*** (-4.462)	-0.0074*** (-4.7001)	-0.0074*** (-4.7295)
(income) ²	7.66×10^{-7} *** (4.3750)	7.67×10^{-5} *** (4.4143)	8.08×10^{-7} *** (4.6253)	8.09×10^{-7} *** (4.6715)
WW	0.2030*** (5.2223)	0.1832*** (5.7581)	0.1997*** (5.1340)	0.1920*** (6.0531)
(WW) ²	-0.0005*** (-5.4676)	-0.0004*** (-5.8782)	-0.0005*** (-5.4046)	-0.0004*** (-6.1494)
Land	0.0009 (0.6576)		0.0019 (1.3636)	
(Land) ²	-1.17×10^{-5} *** (-3.0695)	-8.73×10^{-6} *** (-5.7869)	-1.34×10^{-5} *** (-3.4395)	-7.39×10^{-6} *** (-4.4582)
Aid	0.0022*** (2.9969)	0.0012*** (7.6217)	0.0035** (2.5303)	0.0019*** (6.1353)
(Aid) ²	-1.21×10^{-6} *** (-1.2744)		-3.86×10^{-6} *** (-1.1888)	
Grant	-0.0020 (-0.9955)		-0.0042 (-1.0816)	
(Grant) ²	-1.72×10^{-6} *** (-1.8322)	-2.01×10^{-6} *** (-2.3910)	-5.76×10^{-6} *** (-2.0049)	-7.10×10^{-6} *** (-2.8543)
WW・Grant	1.86×10^{-5} *** (2.1726)	1.03×10^{-5} *** (4.2226)	3.48×10^{-5} *** (2.0862)	1.77×10^{-5} *** (4.2513)
with_rate	-0.0036 (-0.4577)		-0.0030 (-0.3654)	
(with_rate) ²	7.29×10^{-5} *** (0.6201)		6.28×10^{-5} *** (0.5267)	
Did_dummy	-0.0591 (-0.8632)		-0.0546 (-0.7888)	
Stock_dummy	-0.0294 (-0.5747)		-0.0476 (-0.9104)	
Adj R ²	0.1816	0.1841	0.1529	0.1558
標本数	775	775	775	775

注) *は10%、**は5%、***は1%有意水準である。括弧内はt値を表す。

が短くなるため、女性の賃金が上昇した際の機会費用が小さくなる。従って、女性の賃金が十分に低く（高く）、子供1人当たり非所得補助が十分に高い（低い）ほど、所得効果の方が機会費用の効果よりも大きく（小さく）なる。

住宅地平均価格 (*Land*) は推計1・推計2の両方において、一乗項は有意でなく、二乗項のみが統計的に有意な影響を持っている。また、二乗項の係数の推定値 ($\hat{\beta}_6$) が負であるため、住宅地平均価格と出生率の間には負の相関があると結論付けられる。これは、第2節の理論モデルと整合的である。

子供1人当たり所得補助 (*Aid*) は推計1・推計2の両方において、二乗項は有意でなく、一乗項のみが統計的に有意な影響を持っている。また、一乗項の係数の推定値 ($\hat{\beta}_7$) が正であるため、所得補助は出生率にプラスの影響を与えると結論付けられる。これは、第2節の理論モデルと整合的である。

子供1人当たり非所得補助 (*Grant*) は推計1・推計2の両方において、一乗項は有意でなく、二乗項および *WW* との交差項が統計的に有意となった。また、二乗項の係数の推定値 ($\hat{\beta}_{10}$) が負、交差項の係数の推定値 ($\hat{\beta}_{11}$) が正であるため、非所得補助と出生率の間には逆U字型の関係があると結論づけられる。つまり、非所得補助が十分に小さく、女性の賃金が十分に高い ($Grant_i < (\hat{\beta}_{11} \cdot WW_i) / (-2\hat{\beta}_{10})$) 場合には非所得補助と出生率は正の相関を持つ。一方、非所得補助が十分に大きく、女性の賃金が十分に低い ($Grant_i > (\hat{\beta}_{11} \cdot WW_i) / (-2\hat{\beta}_{10})$) 場合には非所得補助と出生率は負の相関を持つ。子供1人当たり非所得補助 (*Grant*) と出生率の関係は理論モデルでは正であったため、この結果は理論モデルとは整合的ではない。但し、非所得補助が出生率と正の関係を示す地域数は775地域中、推計1では754地域 (97.3%)、推計2では745地域 (96.1%) であり、殆どの地域において非所得補助と出生率は正の相関を持っている。従って、理論と整合的な結果が得られたと結論付けることができるであろう。

地域間における子供1人を育てるために親が負担する時間コストをコントロールするために、両親と子供がいる世帯数に占める、他の親族と同居している世帯数の割合 (*With_rate*) を用いたが、推計1・推計2の両方において統計的に有意ではない。同居数の中には親の介護を目的とした同居も数に含まれている。本稿では市別データを用いているため、どのような目的で同居をしているか識別することができない。従って、同居率が子供1人を育てるために親が負担する時間コストをコントロールするための代理変数としては適切でなく、統計的に有意な結果が得られなかったと考えられる⁵。

⁵ 吉田・水落(2005)では個票データを用いて、夫婦の母親との同居・近隣居住が出産を促進するとの結果を示

都市と地方の間における結婚、出産、女性の労働に対する慣習の違いを表す代理変数として都市化を表すダミー変数 (*Did_dummy*) を用いたが、推計 1・推計 2 の両方において統計的に有意ではない。これは、都市と地方の違いは所得や女性賃金、地価の違いなどで十分にコントロールされているためだと思われる。

最後に、過去に行った保育所等への設備投資をコントロールするために保育所の充実度を表す代理変数として待機児童率に関するダミー変数 (*Stock_dummy*) を用いたが、推計 1・推計 2 の両方において統計的に有意ではない⁶。これは、滋野・大日 (1999) 及び吉田・水落 (2005) と概ね一致した結果である。

4. 政策効果の比較分析と政策インプリケーション

以上の推計結果を基に、所得補助もしくは非所得補助の額を限界的に増加させるとすれば、どちらがより出生率を高めるのかを考える。本稿では、阿部・原田 (2008) と同様に、推定値を用いたシミュレーションを行い、各市における子供 1 人当たり所得補助・非所得補助の限界的な増加が出生率に与える効果の大きさを比較する⁷。

本稿では、以下に示す様に所得補助、非所得補助を限界的に増加させた際の出生率に与える影響が各地域間で異なる。(12)式より、子供 1 人当たり非所得補助・所得補助を限界的に増加させた場合の出生率に対する影響の大きさはそれぞれ以下の様に求められる。

$$\frac{d(FR_i)}{d(Grant_i)} = 2\hat{\beta}_{10} \cdot Grant_i + \hat{\beta}_{11} WW_i, \quad \frac{d(FR_i)}{d(Aid_i)} = \hat{\beta}_7. \quad (13)$$

従って、非所得補助を限界的に増やす方が、所得補助を限界的に増やすよりも出生率をより高めるための条件は、

$$2\hat{\beta}_{10} \cdot Grant_i + \hat{\beta}_{11} WW_i \geq \hat{\beta}_7, \quad (14)$$

している。

⁶ 保育所の充実度を表す指標として児童福祉施設と保育所の数を用いた推計も行ったが、推計 1・2 共に統計的に有意な結果は得られなかった。更に、別の指標として (保育所の定員数/4 歳以下の人口) 及び (児童福祉施設の定員数/4 歳以下の人口) を用いた推計も行ったが、こちらも推計 1・2 共に統計的に有意な結果は得られなかった。児童福祉施設と保育所の数および定員数は厚生労働省「保育所の状況 (平成 16 年 4 月 1 日) 等について」のデータを用いた。

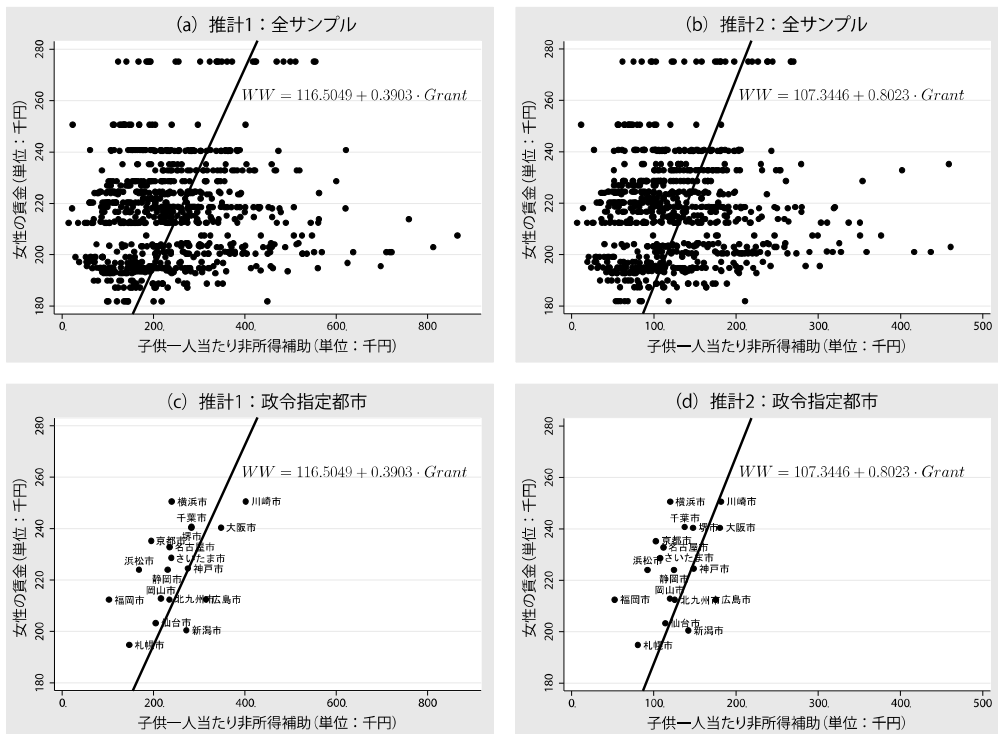
⁷ 推定値は推計方法によって異なるので、推定値を用いたシミュレーションを行う際には注意が必要だが、本稿では (1) AIC が最小となるモデルを選択していること、(2) 以下で示すように、本稿で行った 2 つの推計間で推定値が非常に安定的であることから、推定値を直接用いるシミュレーションを行った。

の様に求められる。表3の推計結果より、どちらの推計においても $\hat{\beta}_{10} < 0, \hat{\beta}_{11} > 0$ であるので、子供1人当たり非所得補助が十分に小さく（大きく）、妻の賃金が十分に高い（低い）のならば、子供1人当たり非所得補助（所得補助）を限界的に増やす方が出生率をより高めることが分かる。これは(10)式で示した理論の結果と整合的である。

図1は全サンプル及び政令指定都市についての $Grant_i \cdot WW_i$ の散布図である。図中の直線は、(14)式を等号で満たすような $Grant$ と WW の組み合わせを表す。直線よりも上の領域では子供1人当たり非所得補助の方が出生率に与える効果が大きく、逆に直線よりも下の領域では子供1人当たり所得補助の方が出生率に与える効果が大きい。

まず、図1のパネル(a)・(b)から明らかなように、所得補助の方が出生率に与える効果が大きい市もあれば、非所得補助の方が出生率に与える効果が大きい市もある。分析

図1 所得補助・非所得補助の政策効果比較



注) 子供1人当たりの所得補助、子供1人当たりの非所得補助の政策効果の比較。パネル(a)は推計1の全サンプル、パネル(b)は推計2の全サンプル、パネル(c)は推計1の政令指定都市、パネル(d)は推計2の政令指定都市の結果を表す。散布図に記された直線よりも上側の領域では、非所得補助の方が所得補助よりも出生率に与える影響が大きい。

の結果、所得補助の効果の方が大きい地域は775地域中、推計1では315地域（全体の40.6%）、推計2では293地域（全体の37.8%）であった。推計間の違いが3%未満であることから、安定的な結果が得られていると考えられる。次に、図1のパネル(c)、(d)から全部で18ある政令指定都市のうち、所得補助の効果の方が大きい市は推計1では新潟市、川崎市、大阪市、広島市であり、推計2では新潟市、川崎市、大阪市、神戸市、広島市であることが分かる⁸。

第2節の理論モデルが示しているように、所得補助と非所得補助のどちらの効果が大きくなるかは、各市における子供1人当たり非所得補助の規模および女性の賃金の水準に依存する。まず、非所得補助の規模が小さいほど、非所得補助を限界的に増やした場合の効果は大きい。従って、例えば横浜市と川崎市のように女性の賃金水準が同程度でも、非所得補助の規模が小さい横浜市では非所得補助の効果がより大きく、非所得補助の規模が大きい川崎市では所得補助の効果がより大きい。次に、女性の賃金が高いほど、非所得補助を増やして子育てにかかる時間を減少することによる便益が大きい。例えば、千葉市・新潟市における非所得補助は同規模だが、女性の賃金が高い千葉市では非所得補助の効果はより大きく、女性の賃金が低い新潟市では所得補助効果がより大きい。

以上の結果より、次のような政策的示唆が得られる。第1に、先行研究が述べているように、所得補助・非所得補助はどちらも出生率を上昇させる。第2に、所得補助と非所得補助の出生率に対する効果の大きさは、各市における子供1人当たり非所得補助のサイズ及び女性の賃金の水準に依存し、所得補助の効果の方が大きい市もあれば、非所得補助の効果の方が大きい市もある。以上より、子育て支援政策は出生率を上昇させる効果はあるが、所得補助と非所得補助のどちらの効果も大きいのかは市によって異なるため、全国一律に政策を行うよりは、予算をそれぞれの地方自治体に配分し、地方自治体が地域にあった政策を行う方が出生率に対する効果が大きい。

5. おわりに

本稿では、市別のデータを用いて、子育て支援政策を所得補助・非所得補助に分け、各政策が出生率に与える影響を分析した。その結果、所得補助と非所得補助はどちらも

⁸ 本稿ではデータの制約上、「男性の平均年収」及び「女性の賃金」に関しては都道府県の平均値を用いており、分散を考慮した分析は行っていない。推計データに分散を考慮した値を用いた場合には、図1のパネル(a)、(b)における変化は(i)図の縦軸で表される「女性の賃金」及び(ii)図中に示されている直線の傾きと切片である。ここで、子供一人当たりの非所得補助の値はばらつきが大きいため、直線の傾きがほぼ水平にならない限りは、それぞれの市を表す点が直線の上側もしくは下側に完全に偏ることはない。従って、分散を考慮した値を用いた分析を行ったとしても、「所得補助の方が出生率に与える効果が大きい市もあれば、非所得補助の方が出生率に与える効果が大きい市もある」という本稿の主要な結論に影響はないと思われる。

出生率を上昇させる効果を持つが、所得補助と非所得補助のどちらの効果が大きいかは市によって異なることが分かった。以上より、子育て支援政策は全国一律に政策を行うよりは、予算をそれぞれの地方自治体に配分し、地方自治体が地域に合った政策を行う方が出生率に対する効果が大きいといえる。

本稿の分析の範囲を超えるために詳細な議論は今後の研究に委ねられるが、例えば政府が発表した「子ども・子育て新システムの基本制度案要綱」（10年6月25日発表）に示されるように、子育て支援政策の実施主体は市町村とし、すべての子ども・子育て関連の国庫補助負担金、労使拠出等からなる財源を一本化し、市町村に対して包括的に交付される仕組み（子ども・子育て包括交付金（仮称））を導入することが考えられる。各地方自治体がこれまでの非所得補助の規模や女性の賃金を考慮しながら、より適切な使途に財源を用いれば、現在よりも効率的に出生率を上昇させることができるであろう。また、この際には地方間の公平性が問題となるが、「子ども・子育て新システムの基本制度案要綱」でも示されるように、子ども・子育て包括交付金（仮称）の算定に用いられる客観的な指標として児童人口を用いる方法等が考えられる。

最後に今後の課題について述べる。本稿では子育て支援政策を所得補助と非所得補助の2つに分けて分析を行ったが、所得補助の中には児童手当のように使途が決められていない補助金もあれば、乳幼児医療補助のように使途が明確に決められているものもある。また、非所得補助の中には出生率に大きな影響をもたらすと思われるような保育園運営にかかる費用のほかに児童福祉施設などの費用も含まれている。出生率を高めるためにどのようなものにお金を配分したらよいかを明確にするためには、子育て支援政策に含まれる項目について更に細分化した分析が必要であろう。

参考文献

- 阿部一知・原田泰(2008) 「子育て支援策の出生率に与える影響：市区町村データ分析」 『会計検査研究』 第38号, pp. 1-16.
- 上村敏之・鷲見英司(2003) 「合併協議会の設置状況と地方交付税」 『会計検査研究』 第28号, pp. 85-99.
- 小笠原春夫(2009) 『予算の見方・つくり方』 学陽書房.
- 滋野由紀子・大日康史(1999) 「保育政策が出産の意思決定と就業に与える影響」 『季刊・社会保障研究』 Vol. 35, No. 2, pp. 192--207.

- 田中隆一・河野敏鑑(2009) 「出産育児一時金は出生率を引き上げるかー健康保険組合パネルデータを用いた実証分析」 『日本経済研究』 No. 61, pp. 94-108.
- 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』 No. 28, pp. 148-161.
- 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』 日本評論社, pp. 1-15.
- 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ー家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査ー』による分析」 RIETI Discussion Papers 07-J-012.
- 吉田浩・水落正明(2005) 「育児資源の利用可能性が出生力および女性の就業に与える影響」 『日本経済研究』 No. 51, pp. 76-95.
- Becker, G., and Lewis, G., (1973) "On the Interaction between Quality and Quantity of Children," *Journal of Political Economy*, 81, pp. 279-288.
- Hotz, V., Klerman, J., and Willis, R., (1997) "The Economics of Fertility in Developed Countries," In: Rosenzweig A., and Stark, O. (eds) *Handbook of Population and Family Economics*, vol. 1A. Elsevier, Amsterdam, pp. 275-347.
- Willis, R., (1973) "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior," *Journal of Political Economy*, 81, pp. 14-64.