

世帯における育児サービスの生産と 出生力に関する実証研究*

- 少子化対策としての育児資源の役割 -

The Effect of Resources for Childcare on Fertility in Japan

吉田浩[†] 水落正明[‡]

2003.07.24

概要

本研究は、保育所、祖父母からの育児援助等の世帯内外の育児資源が、世帯の子供数に及ぼす影響について、特に世帯の育児サービスの生産に注目して分析を行った。ここでは、インターネットを通じて独自に収集したアンケート調査のデータを用いて実証的に分析を行っている。

その結果、以下のような結果が得られた。第1に市場から調達される育児資源としての保育所の利用については、推計値は正であるものの有意性は弱く、子供数に対する正の効果を確証するには至っていない。第2に世帯内における育児資源としての祖父母からの育児援助については、子供数に対して有意に正の効果を及ぼすことが確認された。第3に夫の年収については、所得効果として子供数に対して正の効果を想定したが、有意に負に推計されている。このほか、ここではわが国における子供の性別選好についても検証を行っている。

本研究の分析結果では、少子化対策として、世帯における育児サービスの生産を改善させる政策のほうが出生に対する効果が大きいことが示唆されている。

キーワード：育児資源、少子化、出生力、家計内生産、児童福祉、性別選好

1 はじめに

1.1 問題の所在

本研究の目的は、世帯の子供数に及ぼす影響を家計における育児サービスの生産 (home production) に焦点をあて、分析することである。従来、子供の需要 (demand for child) については多くの研究がなされているが、子供の供給面に関する分析はそれに比して少ない。子供の需要と実際の供給という点に関する現実の統計数値としては、『第11回出生動向基本調査』(社会保障・人口問題研究所)における夫婦の理想子供数は平均で2.53人で

*本研究の基礎になった研究に対して文部科学省科学研究費補助金特定領域研究「世代間利害調整」(領域番号: 603) から研究費の助成を受けた。記して謝意を表したい。なお、本研究にありうべき誤謬はすべて筆者の責任である。

[†]東北大学大学院経済学研究科助教授

[‡]東北大学大学院経済学研究科博士課程

あり、現実の合計特殊出生率 1.33(2001) を大きく上回っていることがあげられる。独身者についても平均で 2 人を上回っている。本研究はこの現象をわが国において潜在的なレベルを含む子供に対する需要は大きく減少しているわけではなく、理想の子供数までもうけることができないという供給 (supply for child) の制約としてアプローチすることを試みている。

また、わが国における出生率の低下に対する政策的対応として策定された「新エンゼルプラン」においても、第 1 に「保育サービス等子育て支援サービスの充実」があげられ、低年齢児 (0~2 歳) の保育所受入れの拡大、多様な需要に応える保育サービスの推進、在宅児も含めた子育て支援の推進等が示されている。これらの政策は、子供に対する需要を喚起する政策というよりもむしろ、育児の支援を通じた育児サービスの供給のための政策と見ることもできる。本研究において、子供の供給に関する側面として世帯における育児サービスの生産に注目する理由は以上である。本研究では、世帯において実際に育児サービスを生産するために投入される資源として、本研究では母親の育児時間、保育所等の市場による保育サービス、世帯内の他の構成員による育児ケアをあげ、これらを育児資源と位置づけて世帯の子供数に及ぼす影響を分析している。

1.2 先行研究

1.2.1 女性の就業の効果

これまでのわが国の実証分析では、子供数に対して夫の所得や妻の市場賃金・就業率が主な観察対象として分析されてきた。このフレームワークでは、夫の所得の増加は子供に対する需要を増加させ (所得効果)、妻の市場賃金の上昇は妻の機会費用を高めて子供の需要を減少させる (代替効果) こととなる¹。このフレームワークに基づいた主な研究としては、大淵 (1988)、Osawa (1988)、小椋・ディークル (1992)、原田・高田 (1993) などがある。いずれの分析においても、妻の市場賃金や就業率の上昇などが子供数を減少させる要因であることが指摘されている。

こうした研究成果を踏まえ、最近の研究では女性の労働と出産・育児の両立という視点から、育児援助の効果にも焦点をあてた分析が行われている。そこで以下では、夫婦外の育児資源が子供数に与える影響について分析した先行研究を取り上げる。

1.2.2 保育所の利用・充実の効果

夫婦外の育児資源である保育所の充実・利用が、子供数に与える影響についての先行研究には、織田 (1994)、塚原 (1995)、米谷 (1995)、高山・小川・吉田ほか (2000)、山重 (2002) がある²。その中で、計量分析を行っている研究の推計結果を表 1 にまとめた。

このうち織田 (1994) と塚原 (1995) は、ともに 1993 年の『出産と育児に関する意識調査』(国立社会保障研究所、当時) の一環として行われたヴィネット調査から、育児支

¹ 基礎的な理論および実証モデルは、Becker (1960,1965)、Willis (1973)、Buts and Ward (1979) などを参照。

² 保育所の利用は女性の就業行動に対しても影響を与える。Nakamura・Ueda (1999)、吉田 (1999) 等を参照。従来の研究成果が示すように女性の就業率の上昇が少子化の一因であるならば、保育所の充実と最適な子供数の関係については慎重な考察が必要である。

援政策が出生行動に与える影響を分析している³。この調査データから織田(1994)は、0歳児保育を利用可能なことが子供をさらに生むか否かの意思決定に与える効果を、既にいる子供数別に推計した。その結果、0歳児保育の利用可能性は、既に子供が2人いるケースでは追加的な出産を促すことが示されている。塚原(1995)は妻の就業形態別に、同様に乳児保育を利用可能なことが1年以内に子供を生むか否かの意思決定に与える影響を分析した。その結果から、乳児保育の利用可能性は妻の就業形態がパートタイムの場合は有意ではなかったが、フルタイムの場合には有意に正に推計されている。

一方、米谷(1995)は、『人口動態統計』、『社会福祉行政業務報告』(ともに厚生省)などのマクロデータから、各都道府県の保育所の充実度(0~6歳児人口に対する保育所定員)が、各都道府県のTFR(合計特殊出生率)に与える影響を分析している。1970、1980、1992年の3ヵ年それぞれの推計で、保育所充実度はTFR(合計特殊出生率)に対し、1970年は有意に負に、1980年は有意ではなく、1992年は有意に正の影響を与えるという結果を得ている。

高山・小川・吉田ほか(2000)は、1985年から1994年までの10年間の都道府県別データをプールした470サンプルを用いて、幼児(0~4歳)人口1万人に対する保育所定員数がTFRに与える影響について分析した。推計の結果、幼児人口1万人あたりの保育所定員数の増加はTFRに対して有意に正の効果を持つことが示されている。

山重(2002)は、1998年の『女性の就労と子育てに関する調査』(国立社会保障・人口問題研究所)の個票データを用いて、保育所の利用有無と平均子供数について分析した。クロス集計による分析の結果、保育所を利用している回答者のほうが、利用していない回答者に比べて子供数が多い傾向があることが示されている。

1.2.3 祖父母からの育児援助の効果

次に、もう一つの夫婦外の育児資源として、祖父母からの育児援助があげられる。既存研究としては、松浦・滋野(1996)、八代・小塩・井伊ほか(1997)、井口ほか(2002)がある。これらの分析結果を表2に示した。

松浦・滋野(1996)は、1989年の『家計調査』および『貯蓄動向調査』(総務庁)の個票データを用いて、家計の出生行動(出産関数)について分析している。松浦・滋野は、祖父母との同居は育児分担の可能性を高めることで子供数に対して正に影響することを想定したが、実際に推計された出産関数において、祖父母との同居変数については統計的に有意な結果は得られていない。

八代・小塩・井伊ほか(1997)は、1992年の『国民生活基礎調査』(厚生省)の個票データを用いて、子供数について分析している。推計の結果、出産・育児による妻の機会費用を軽減する健康な高齢女性の同居が、子供数を有意に増やす効果を持つことが示されている。

井口ほか(2002)は、1994年の『夫婦の生活意識に関する調査』(生命保険文化センター)

³ヴィネット調査とは、回答者に対して架空の状況設定(ここでは、就業状況、年収、家族構成、児童手当額など)を提示し、その状況下において質問(ここでは、さらに子供を生むかなど)に対する回答を求める調査方法である。この調査方法のメリットは、現実には存在しなく、また未来の事象で変数になり得ないような要因の効果を検証できるところにある。しかし、あくまで架空の状況設定下での意思決定であり、実際の行動とは乖離があることがデメリットである。

表 1: 保育所利用・充実の効果に関する先行研究

先行研究	織田 (1994)	塚原 (1995)	米谷 (1995)			高山・小川・吉田ほか (2000)
データの 種類	『出産と育児に関する意識調査』 (国立社会保障研究所)	『出産と育児に関する意識調査』 (国立社会保障研究所)	都道府県マクロデータ			都道府県マクロデータ
分析対象	18～40歳の女性で 子供数が 0人 1人 2人 3人	18～40歳の女性で 就業形態が フルタイム パートタイム	1970	1980	1992	1985-1994
推計結果 ¹⁾	n.s. n.s. 0.143 n.s.	0.0801 n.s.	-0.004	n.s.	0.004	0.0395
被説明変数	1年以内に追加的に 子供を生むか否か	1年以内に追加的に 子供を生むか否か	TFR			TFR
説明変数	0歳児保育の利用可能性	乳児保育の利用可能性	0-6歳児人口に対する 保育所定員数の比率			0-4歳児 1万人当りの 保育所定員
推計方法	Logit	Logit	不詳			OLS

(注)

1) 10%水準以上で有意に推計された偏回帰係数について、その数値を示している。
n.s.: 有意に推計されなかったことを示す。

の個票データを用いた Fujino (2002) の推計結果から、出産・育児と就業の同時決定について述べている。Fujino の分析では出産育児選択関数に説明変数として親との同居ダミーを組み込んでいるが、親の同居ダミーは有意には推計されていない。

1.3 本分野における解決すべき課題と本研究の特徴

本節ではここまで、夫婦外の育児資源が子供数に与える影響について、先行研究の分析結果を概観してきた。最初に、保育所と子供数の関係についての先行研究についてまとめる。織田 (1994)、塚原 (1995) の研究では、乳児保育を利用可能なことが、さらに子供を生むことを促進することが示唆されている。ただし、仮定の質問に対する回答 (意識) であり、実際の行動に基づいたデータによる分析が必要である。米谷 (1995)、高山・小川・吉田ほか (2000) の研究では、保育所定員の充実が子供数を増加させる効果を持つ可能性が示唆されている。マクロデータによるこの推計結果について、本研究ではさらにミクロデータを用いて検証する。山重 (2002) の研究では、ミクロデータから保育所の利用と子供数の単相関が正であることが示されている。そこで、本研究では保育所利用以外の要因を含めた多変量解析の中で、保育所の利用と子供数の関係を分析する。

次に、祖父母からの育児援助についての先行研究では、祖父母との同居が子供数に正の影響を与える可能性が示唆されてはいるが、統計的にその効果が確定的であるとはいえない。

以上のことから、既存の研究にはデータの問題および育児資源の効果について不明瞭であるなどの課題が残されているといえる。さらに、いずれの分析においても育児資源と子供数の関係について、明示的なモデルによる検討はなされていない。そこで、本研究の第2節では、夫婦外の育児資源が世帯の子供数に与える影響についてモデルを定式化する。第3節では、モデル分析の結果について実際のミクロデータを用いて統計的に検証する。

表 2: 祖父母からの育児援助の効果に関する先行研究

先行研究	松浦・滋野 (1996)		八代・小塩・井伊他 (1997)			Fujino(2002)
データの 種類	『家計調査』『貯蓄動向調査』 (総務庁)		『国民生活基礎調査』 (厚生省)			『夫婦の生活意識に関する調査』 (生命保険文化センター)
分析対象	女性 25～29 歳 35～39 歳		有配偶女性	20～45 歳女性 有配偶女性で就業者		有配偶女性
推計結果 ¹⁾	n.s.	n.s.	0.171	0.407	0.589	n.s.
被説明変数	0 歳児の有無		子供人数	子供が 0 人の場合に対して 子供が 1 人いる 子供が 2 人以上いる		6 歳以下の子供の有無
説明変数	母親との同居ダミー		世帯内に健康な高齢女性がいること			親との同居ダミー
推計方法	Bivariate Probit	Probit	OLS	Multinomial Logit	Multinomial Logit	Bivariate Probit

(注)
1) 10 %水準以上で有意に推計された偏回帰係数について、その数値を示している。
n.s. : 有意に推計されなかったことを示す。

第 4 節では本研究の分析結果をまとめ、今後の課題について述べる。

2 モデル

ここでは、Gronau (1980) の示した家計内生産理論に基づいて世帯の意思決定についてモデル化し、育児資源が子供数に対して与える影響について考察する。最初に効用関数について定義する。世帯は子供の人数 x および余暇時間 l から効用を得るものとする。ここで、世帯の効用関数は加法的に分離可能であるとし、世帯の効用 u を

$$u = U(x) + U(l) \quad (1)$$

と定義する ($U' > 0, U'' < 0$)。ここで家計内生産理論から、子供数 x は育児サービスの投入時間 T_x の関数として

$$x = F(T_x) \quad (2)$$

と ($F' > 0, F'' < 0$) 表されるものとする。このとき、逆に T_x は子供数 x により

$$T_x = F^{-1}(x) = G(x) \quad (3)$$

と ($G' > 0, G'' > 0$) 表される。続いて予算制約式は (4) 式ようになる。

$$Y = Y_h + Y_w = p_a T_a \quad (4)$$

ここで Y は世帯の総予算、 Y_h は夫の収入、 Y_w は妻の収入を表している。 p_a は保育所、祖父母など他の alternative な育児資源の利用にかかる単位費用、 T_a はその育児資源を利用する時間である。

さらに妻は利用可能時間 T を労働 L 、子育て T_w および余暇 l に配分する。ここでは、妻の労働供給は弾力的で、夫の労働供給は非弾力的であるとする。ここから

$$T = L + T_w + l \quad (5)$$

と表される。妻の市場賃金率を r とし、(3)~(5) 式から世帯の予算制約を育児資源の利用時間 T_a について明示的に記述すると

$$Y = Y_h + rT + rT_a = rG(x) + rl + p_a T_a \quad (6)$$

となる。ここで(6)式から育児資源の役割について考えてみる。収入を表す第2式では、夫の収入 Y_h と妻の人的資本 rT に、育児資源を利用することであらたに稼ぐことのできる rT_a が加わっている。支出を示す第3式においては、子育てによる機会費用 $rG(x)$ と余暇を楽しむことによる機会費用 rl に、育児資源の総利用コスト $p_a T_a$ が加わっている。

さて、これまでに定義した(1)式と(6)式から、効用 u を最大化するための一階条件は、

$$U'(x) - r\lambda G'(x) = 0 \quad (7a)$$

$$U'(l) - r\lambda = 0 \quad (7b)$$

$$Y_h - p_a T_a + r(T - (G(x) - T_a) - l) = 0 \quad (7c)$$

となる。 λ はラグランジュ乗数である。(7a)、(7b)より、

$$G'(x)U'(l) = U'(x) \quad (8)$$

となるから、(8)式に(7c)式を代入することで、以下の式が導出される。

$$G'(x)U' \left(\frac{Y_h + (r - p_a)T_a + r(T - G(x))}{r} \right) = U'(x) \quad (9)$$

(9)式は、余暇時間 l に関する限界効用(左辺)と子供数 x に関する限界効用(右辺)が等しくなるように世帯が意思決定することを示している。先に仮定したように $U' > 0$ 、 $U'' < 0$ であるから、(9)式における夫の収入 Y_h の増加は、均衡条件を維持するために子供数 x の増加をもたらすことがわかる。また、育児資源を利用するための単位費用 p_a の上昇は、子供数 x を減少させることを示している。

ここで(9)式を、育児資源の利用時間 T_a 、市場賃金率 r について全微分し、 dx/dT_a および dx/dr について解くと以下の式を得る。

$$\frac{dx}{dT_a} = \frac{(r - p_a)G'(x)U''(l)}{r(U''(l)G'(x)^2 - U'(x)G''(x) + U''(x))} \quad (10)$$

$$\frac{dx}{dr} = \frac{(p_a T_a - Y_h)G'(x)U''(l)}{r^2(U''(l)G'(x)^2 - U'(l)G''(x) + U''(x))} \quad (11)$$

まず(10)式について、 $r > p_a$ の場合、育児資源の利用は子供数を増加させることがわかる。また、育児資源のコストとして保育所よりも祖父母からの育児援助のほうが低い場合、子供数に対して祖父母からの育児援助の効果のほうが大きく出ることになる。次に(11)式について、 $p_a T_a < Y_h$ の場合、妻の賃金率の上昇は子供数に対して負の影響をもつことがモデルから示唆される。

3 実証分析

3.1 データ・被説明変数

本研究で用いるデータは、文部科学省特定領域研究「世代間利害調整」の一環として2002年3月に実施した「少子・高齢化社会における家族と暮らしに関する調査」によるものである⁴。この調査は、家族・就業状況・住まい・子供などについて、三菱総研とNTT-Xが運営するインターネットアンケート「gooリサーチ」を使って、2002年3月21日から29日まで、全国の20歳から59歳の男女を対象に行われた。有効回答数は5,782名であった。

本研究では、このアンケートデータを使って育児資源が世帯の子供数に与える影響について分析する。ただし、子供のいない世帯からは育児資源に関するデータが得られないため、既に子供のいる有配偶世帯が分析対象となる。また、世代間で行動が大きく異なることが想定されること、さらにはもっぱら現在、育児資源が必要になるのは若い夫婦であると考えられることから、妻の年齢が39歳以下の世帯を分析対象とする⁵。従って、子供がおりかつ妻の年齢が39歳以下というサンプルは1,073であった。

本研究の回帰分析で用いる被説明変数は、この1,073世帯それぞれにおける子供数である。ただし、育児資源等の要因が第1子以降の追加的な出生を促すかどうかを検証するため、子供が1人の世帯を0とし、子供が2人の世帯を1、3人の世帯を2というように、各世帯の子供数から1をひいたものを被説明変数とする。

3.2 説明変数

先に行ったモデル分析の結果を踏まえ、本研究の回帰分析に用いる説明変数は以下のとおりである。

夫の年収

はじめに、制約としての予算の増加が世帯の子供数に与える影響をみるため、夫の年収を用いる。夫の年収の増加は、所得効果として子供数に対して正に影響すると考えられるため、符号は正が予想される。

本アンケートにおいては、夫の年収はカテゴリカルな回答であったため、回帰分析では各カテゴリの階級値を年収の実数値として用いることとする⁶。

資産（不動産+預貯金）

次に、夫の年収と同様に利用可能な予算を増加させる要因として、夫の年収に加えて、所有資産額の影響を見る。資産は、夫の年収と同様に所得効果によって子供数を増加させると考えられるため、符号は正が予想される。

夫の年収と同じく、所有する不動産の評価額、および預貯金もカテゴリカルな回答であったため階級値をあてはめる。そして不動産の評価額と預貯金額を足し合わせたものを、資

⁴詳細は高山・吉田・有田ほか（2002）を参照されたい。

⁵本アンケートでは、現在の子供数のほかに、「お子さまをあと何人もうけられる予定がありますか」という質問をしている。この分析対象として選んだ1,073世帯において、7割の世帯が「もうこれ以上増やせないと思う」と回答し、大半の世帯で子供を生み終えていることがわかる。

⁶例えば、年収の回答として300～319万円を選択したサンプルについては、年収を310万円として分析に用いている。最も年収の高い1,500万円以上のカテゴリを選択したサンプルについては、『平成11年全国消費実態調査』（総務庁）の結果を参照し、このカテゴリの平均値である2,000万円を用いることとした。

産額とする。

妻の賃金率

妻の人的資本を増加させる要素として、妻の賃金率が世帯の子供数に与える影響をみる。ただし、就業していない妻からは賃金がデータが得られず、潜在的な稼働能力（機会費用）がわからないというサンプル・セレクション・バイアスの問題がある。そこで、賃金率は学歴に比例することから、妻の賃金の代理変数として妻の学歴を用いる。具体的には、妻が4年制大学を卒業したことを1とする学歴ダミー変数を作成した。妻の賃金率の上昇は、子育てによる機会費用を高めることで、子供数に対して負の影響を持つと考えられる。よって、符号は負が予想される。

妻の就業

さらに妻の賃金率に関連して、妻が現在、実際に就業しているか否かが、世帯の子供数に与える影響を明らかにするため、就業していることを1とする就業ダミー変数の効果を検討する。この変数は子供数に対して負の効果を持つと予想される。

ただし、妻の就業形態にはフルタイムとパートタイムの2つがある。そこで、両者を区別しない場合およびフルタイム就業を取り出した場合の影響について調べる⁷。

保育所の利用

育児資源のうち市場から調達されるものとして、保育所の利用が世帯の子供数に与える影響をみる。ここでは、過去に保育所の利用経験があることを1とする保育所利用ダミー変数を作成した。このダミー変数では、子供が2人以上いる場合は、これまで少なくともそのうちの1人が保育所を利用した場合、利用経験ありとする。世帯が育児資源を市場から調達することで、妻の機会費用は低減するため、保育所の利用は子供数に対して正の効果を持つと予想される。

このほか、子供が多いほど結果として保育所を多く使うというサンプリングの問題も考えられる。そこでこの問題を回避するため、第1子に限定した保育所利用の有無が追加的な出生に寄与したかについても分析を行う。

祖父母からの育児援助

次に世帯における育児資源として、祖父母からの育児援助が世帯の子供数に与える影響についてみる。先行研究において、祖父母との同居が世帯の子供数に正の効果を持つか否かは確定的ではなかった。そこで本研究では、育児援助をより広くとらえ、同居の有無を問わず祖父母から子供の面倒を見てもらっていることの効果について検証する。具体的には、親との関係についての質問で「子供の面倒を見てもらっている」を選択した回答者を1とする、祖父母からの育児援助ダミー変数を作成した。保育所の利用と同様に、育児資源を利用することで妻の機会費用が低減するため、世帯の子供数を増加させると予想される。

子供の性別に関する選好

本研究ではこのほかの要因として、子供の性別の選好が子供数に与える影響について検証する⁸。わが国では一般的には男児選好であるように思慮されるが、高橋ほか（1998）の

⁷就業形態がパートタイムか否かについて直接的な回答は得られていない。そこで、ここでは、妻の年収階級で65～129万円の階級以下を選択した回答者をパートタイム就業とみなした。

⁸わが国についての子供の性別の選好に関する実証分析はない。東および東南アジア諸国における子供の性別選好に関する実証研究には、Leung（1988）、Ahn（1991、1994）がある。Leung（1988）は、マレーシア

意識調査によると女兒選好の傾向が近年、強まっている。変数としては、第1子で女兒が生まれたことをダミー変数として用いる。第1子が女兒であった場合、男児選好があればそうした世帯では男児を得ようとするので子供数が多くなると想定される。符号は正が予想される。

妻の年齢、結婚持続期間

最後に、世帯における子供数は、妻の年齢および結婚持続期間（結婚後の経過年数）に影響される。本アンケートにおいても、妻の年齢および結婚持続期間が多い世帯ほど子供数が多いことが吉田（2002）で確認されている。そこで、これらの要因が世帯の子供数に与える影響をコントロールするため、妻の年齢と結婚持続期間を説明変数として用いることとする。

3.3 推計結果

3.3.1 基本推計

これまで考察してきた要因が世帯の子供数に与える影響について、以下では最小2乗法による回帰分析を行う。その推計結果は表3に示されている。

最初に、Reg1の結果について検討する。夫の年収については、モデル分析では所得効果として子供数を増加させる効果があると考えられたが、有意に負に推計されている。次に、資産の1乗項は有意に正、2乗項は有意ではないものの負に推計された。このことから、資産の増加はある一定水準までは子供を増やす効果があり、その水準を超えたところでは子供を減らすことが示唆されている。また、妻の4年制大学卒ダミーは有意に負に推計された。モデル分析の示唆するとおり、妻の機会費用の高さは子供を減らす効果があるといえる。さらに妻の就業については、フルタイムとパートタイムを区別しない妻の就業の場合は、予想とは異なり、就業していることが子供数に対し有意に正に推計された。

続いて育児資源の効果については、保育所利用の効果は正ではあるものの推計値は有意ではなかった。また、先行研究との比較のため、育児資源として祖父母との同居ダミー変数を用いたが有意ではなく、また負に推計されている。最後に第1子女児ダミーについては、男児選好があれば正になるはずであったが有意ではなく、また負に推計された。

次にReg2では、Reg1で先行研究との比較のために用いていた祖父母との同居ダミーに代えて、祖父母からの育児援助ダミーを用いた。しかしながら、有意な推計値は得られなかった。

またReg3では、説明変数の項で述べた子供数と保育所利用のサンプリングの問題を除去するため、第1子に限定した保育所利用ダミーを用いた。推計の結果、Reg1の保育所利用ダミーと同じく正ではあるものの有意には推計されなかった。

最後にReg4では、妻のフルタイム就業の影響をみるため、就業ダミーについてパートタイムを除いたフルタイム就業ダミーを説明変数に使った。パートタイムを含む就業ダミーと同じく正に推計されたが、今度は有意ではなくなっている。

に住む中国人女性とマレーシア人女性のデータを使って子供の性別に対する選好を調査した。その結果、中国人女性において男児選好があり、マレーシア人女性には男児選好がないことを明らかにしている。また、Ahn（1991）は韓国において、Ahn（1994）は中国において、ともに男児選好があることを示している。

表 3: 基本推計¹⁾

変数	Reg 1	Reg 2	Reg 3	Reg 4
夫の年収 ²⁾	-0.0243*** (-2.74)	-0.0243*** (-2.79)	-0.0246*** (-2.82)	-0.0275*** (-3.12)
資産 ²⁾	0.00563** (2.43)	0.00578** (2.49)	0.00577** (2.48)	0.00578** (2.47)
資産の 2 乗 ²⁾	-0.0000167 (-1.03)	-0.0000183 (-1.12)	-0.0000174 (-1.07)	-0.0000180 (-1.10)
妻が 4 年制大学卒 ³⁾	-0.140*** (-2.80)	-0.141*** (-2.83)	-0.137*** (-2.27)	-0.112** (-2.27)
妻の就業 (フル・パートタイム) ⁴⁾	0.202*** (3.29)	0.185*** (3.04)	0.183*** (3.00)	
妻の就業 (フルタイム) ⁴⁾				0.0562 (0.76)
保育所を利用 ⁵⁾	0.0611 (1.37)	0.0550 (1.22)		
第 1 子で保育所を利用 ⁵⁾			0.0175 (0.39)	0.0117 (0.26)
祖父母と同居 ⁶⁾	-0.0401 (-0.69)			
祖父母からの 育児援助の有無 ⁷⁾		-0.0569 (-1.09)	-0.0635 (-1.22)	-0.0816 (-1.57)
第 1 子が女兒 ⁸⁾	-0.0515 (-1.13)	-0.0504 (-1.10)	-0.0468 (-1.03)	-0.0397 (-0.86)
妻の年齢	0.0195*** (2.81)	0.0182** (2.59)	0.0181** (2.57)	0.0162** (2.28)
結婚持続期間	0.0274*** (4.44)	0.0273*** (4.43)	0.0273*** (4.41)	0.0287*** (4.61)
定数項	-0.0313 (-0.14)	0.0269 (0.11)	0.0506 (0.21)	0.151 (0.63)
<i>Adj - R²</i>	0.097	0.097	0.096	0.089
サンプル数	1048	1048	1048	1048

(注) *** : 1%水準で有意 ** : 5%水準で有意 * : 10%水準で有意 () 内は t 値

- 1) 分析対象は、妻の年齢が 39 歳以下の有配偶・有子世帯。
被説明変数は世帯の子供人数から 1 を引いたものである。
- 2) 夫の年収、資産の単位は百万円。資産は所有する不動産と預貯金の額を合わせたもの。
- 3) 妻が 4 年制大学 (大学院含む) を卒業している。Yes = 1 No = 0
- 4) 妻が就業している。Yes = 1 No = 0
妻の年収が 65 ~ 129 万円のカテゴリ以下の場合をパートとみなした。
- 5) 保育所を利用した。Yes = 1 No = 0
- 6) 祖父母と同居 (同じ敷地内での同居も含む) している。Yes = 1 No = 0
- 7) 祖父母から育児援助をしてもらっている。Yes = 1 No = 0
- 8) 第 1 子が女兒であった。Yes = 1 No = 0

Reg1 から Reg4 までの推計結果では、世帯内および世帯外（市場）で調達された育児資源が子供数に与える影響について確定的な結果は得られていない。このような結果となった原因として考えられるのは以下の2点である。

第1点目として、分析対象とした世帯の子供の年齢をコントロールしなかったことがあげられる。なぜなら、祖父母からの育児援助の有無と妻の就業の有無は現時点での状況しか調査していないことがあげられる。従って、ある程度成長した子供しかいない世帯では、育児資源や妻の就業の有無と子供数との関連性は薄いと推察されるからである。

第2点目として、結婚持続期間と妻の年齢を同時に説明変数として回帰式に用いていたことがあげられる。ともにコントロール変数として用い、予想どおりに有意に正に推計されていた。しかし、結婚持続期間と妻の年齢には相関があり多重共線性を生じている。

3.3.2 限定サンプルによる推計

以上の問題を解決するため、ここでは以下のようにサンプルをしぼってあらためて分析を行う。第1点目の問題については、特に現在、育児資源が必要な幼い子供がいる世帯として、末子の年齢が6歳未満の世帯を分析対象として選択する。第2点目については、結婚持続期間のほぼ同じ世帯をサンプルとして選択することで、結婚持続期間を説明変数から取り除く。結婚持続期間については4~6年のサンプルを選択することとする⁹。1,048サンプルのうち、以上の2点から選択されたサンプルは215となった。ここでは、この限定されたサンプルについて最小2乗法による回帰分析をおこない、その推計結果を表4にまとめた。

最初に Reg3 と同じ変数セットである Reg5 の結果について検討する。夫の年収は基本推計と同様に有意に負に推計された。ここでも、夫の年収の子供数に対する所得効果は確認されなかった。資産の1乗項は有意に正、2乗項は有意に負に推計されている。このことから、基本推計でも示されたように、一定水準までの資産増加は子供数を増やし、それ以上では減らす効果があることがわかる。妻の4年制大学卒ダミーも、基本推計の推計結果とは同じく有意に負となっている。一方、妻の就業については基本推計と異なり、フルタイム・パートタイムを区別しない就業ダミーが有意に負に推計されている。第1子に限定した保育所利用ダミーの推計値は、基本推計の結果と同じく正ではあるものの有意な結果は得られていない。祖父母からの育児援助ダミーは基本推計とは異なり、有意に正に推計された。祖父母からの育児援助は子供数を増やす効果があることが示されている。最後に、第1子女児ダミーは有意に負に推計され、わが国における子供の男児選好は確認されなかった。

続いて Reg4 と同じ変数セットの Rge6 では、妻の就業についてフルタイムのみの就業ダミーを用いたところ、有意に負に推計された。このフルタイム就業ダミーの係数の絶対値は Reg5 のパートタイムを含めた就業ダミーに比べて大きく、フルタイム就業の子供数に対するマイナス効果が大きいことを示している。

さらに Reg7 では、育児資源の利用だけでなく経済的な援助の効果を見るため、追加的

⁹1998年の『出生動向基本調査』（国立社会保障・人口問題研究所）によれば、平均的な夫婦は結婚後約4年半で子供を生み終える。そこで、子供を生み終えたばかりで、特に現在、育児援助が必要な結婚持続期間4~6年の世帯が分析に適切と判断した。また、結婚持続期間を6年までとしたのは、ある程度のサンプル数を確保するためである。

表 4: 限定サンプルによる推計¹⁾

変数	Reg 5	Reg 6	Reg 7	Reg 8
夫の年収 ²⁾	-0.0535** (-2.08)	-0.0624** (-2.44)	-0.0444* (-1.78)	-0.0391 (-1.56)
資産 ²⁾	0.0192*** (3.27)	0.0208*** (3.57)	0.0176*** (3.07)	
資産の 2 乗 ²⁾	-0.000101*** (-2.76)	-0.000111*** (-3.06)	-0.000107*** (-3.05)	
妻が 4 年制大学卒 ³⁾	-0.525*** (-4.28)	-0.545*** (-4.51)	-0.562*** (-4.87)	-0.453*** (-4.05)
妻の就業 (フル・パートタイム) ⁴⁾	-0.573*** (-2.73)			
妻の就業 (フルタイム) ⁴⁾		-0.801*** (-3.55)	-0.650*** (-2.97)	-0.579** (-2.61)
第 1 子で保育所を利用 ⁵⁾	0.123 (0.92)	0.101 (0.78)	0.174 (1.43)	0.212* (1.76)
祖父母からの 育児援助の有無 ⁶⁾	0.281** (2.10)	0.269** (2.07)		
祖父母からの育児 または経済的援助の有無 ⁷⁾			0.517*** (4.18)	0.567*** (4.66)
第 1 子が女兒 ⁸⁾	-0.336*** (-2.63)	-0.391*** (-3.07)	-0.418*** (-3.38)	-0.312*** (-2.68)
妻の年齢	0.0290** (2.00)	0.0337* (2.34)	0.0466*** (3.24)	0.475*** (3.38)
定数項	0.196 (0.39)	0.140 (0.29)	-0.495 (-0.98)	-0.530 (-1.08)
<i>Adj - R²</i>	0.174	0.194	0.242	0.214
サンプル数	215	215	215	215

(注) ***: 1%水準で有意 ** : 5%水準で有意 * : 10%水準で有意 () 内は t 値

- 1) 分析対象は、妻の年齢が 39 歳以下、結婚持続期間が 4~6 年の有配偶・有子世帯で、末子の年齢が 6 歳未満の世帯。被説明変数は世帯の子供数から 1 を引いたものである。
- 2) 夫の年収、資産の単位は百万円。資産は所有する不動産と預貯金の額を合わせたもの。
- 3) 妻が 4 年制大学(大学院含む)を卒業している。Yes = 1 No = 0
- 4) 妻が就業している。Yes = 1 No = 0
妻の年収が 65~129 万円の 카테고리 以下の場合をパートとみなした。
- 5) 保育所を利用した。Yes = 1 No = 0
- 6) 祖父母から育児援助をしてもらっている。Yes = 1 No = 0
- 7) 祖父母から育児または経済的な援助をもらっている。Yes = 1 No = 0
- 8) 第 1 子が女兒であった。Yes = 1 No = 0

な分析を行っている。ここでは、祖父母から「子供の面倒を見てもらっている」または「経済的支援を親から受け取っている」ことを1とするダミー変数を作成し、分析に用いた。このダミー変数もこれまでの育児援助ダミーと同様に有意に負に推計されている。さらには、育児援助のみの係数に比べて値が大きくなっていることがわかる。

最後に Reg8 では、夫の年収に加える形で所得効果を見るために用いてきた資産変数を除いて分析を行った。その結果、夫の年収は負であるものの有意ではなくなっている。さらには、第1子での保育所の利用ダミーが10%水準ではあるが有意に正に推計されている。

ここで、以上の推計結果についてまとめると以下のようなになる。

夫の年収は、所得効果として子供数を増加させることが想定されたが、推計値はいずれにしても有意に負であった。また、資産には子供数を増加させる効果があるが、一定水準以上の資産保有は子供数の増加をもたらすものではない。妻の4年制大学卒ダミーは安定して有意に負に推計され、機会費用の高さが子供数に負の影響を与えていることが示された。妻の就業について、幼い子供を抱える世帯においては、就業していることが子供数に負の影響を与えている。さらには、フルタイム就業の子供数に対するマイナス効果が大きい。育児資源としての保育所の利用は、世帯の子供数に対して正の効果を持つことが示されたが、有意な結果は得られていない。また、他の育児震源として祖父母からの育児援助は子供数に対して有意に推計され、さらに経済的な援助も含めるとその効果はさらに大きい。

3.3.3 夫の年収と子供数

以上の2つの推計において、夫の年収は子供数に対して負の効果を持つ結果となっている。そこでこの結果について、第2節のモデルを用いてあらためて考察する。第2節の(9)式を Y_h で全微分すると

$$\frac{dx}{dY_h} = \frac{(r + (p_a T_a - Y_h) \frac{dr}{dY_h}) G'(x) U''(l)}{r^2 (U''(l) G'(x)^2 - U'(l) G'''(x) + U''(x))} \quad (12)$$

を得る。(12)式から、 $p_a T_a < Y_h$ のもとで、夫の年収と妻の市場賃金率に正の相関があれば ($dr/dY_h > 0$)、夫の年収の増加が子供数を減少させる可能性がある。また、妻の市場賃金率と夫の年収に相関がない ($dr/dY_h = 0$) のであれば、以下の式を得る。

$$\frac{dx}{dY_h} = \frac{G'(x) U''(l)}{r (U''(l) G'(x)^2 - U'(l) G'''(x) + U''(x))} \quad (13)$$

(13)式からは、夫の年収の増加は子供数に対して正の効果を持つといえる。

4 まとめと課題

4.1 まとめ

本研究の目的は、育児資源が世帯の子供数に与える影響を明らかにすることであり、分析のフレームワークとして家計内生産の理論を用いた。

本研究で行った理論・実証分析の結果から得られた知見は主に以下の3点である。

まず第1点目として、保育所の利用は世帯の子供数に対して正に推計されたが、有意な結果は少なかった。

第2点目として、祖父母からの育児援助は世帯の子供数に対して有意に正に推計されている。経済的な援助も含めるとその効果はさらに大きい。

最後に第3点目として、夫の年収が高ければ子供数が多くなる、というわけではないことが示された。

本研究の分析結果からは育児資源として、市場で購入する保育所の育児サービスに比べて、世帯（家族）内で産み出される育児サービスのほうが子供数の重要な規定要因であるといえる。また世代間での経済的援助が子供数に与える影響も小さくない。よって、少子化対策としては、世帯における育児サービスの生産を改善する政策が支持される。

4.2 今後の課題

本研究の分析結果について今後の課題をあげる。

第1に、妻における出産と就業の同時決定の問題がある。本研究では、妻の就業は外生的に決まるものとして子供数のみの分析を行っているが、両者の決定には相互に影響するものがあると考えられる。これに加えて、職場での育児対応に関するデータの分析も必要である。本研究では就業の有無のみで分析を行ったが、職場によって育児に関する就業条件が異なると考えられる。よって、それらの要素も含めて妻の就業と出産に関して分析を行う必要がある。

第2に、本研究で用いたデータはマイクロデータではあるが、インターネットを通じたアンケートのためバイアスのあるデータであることがあげられる。より母集団に近いサンプルでの分析も必要である。

第3に夫の役割の明示化である。本研究では、夫の育児参加については考慮しなかった。しかし本研究の分析結果からは、育児資源として世帯が果たす役割が重要であることが示されている。よって今後は、夫の育児参加も考慮した分析を行う必要がある。

参考文献

- [1] 阿藤誠・高橋重郷・中野英子・渡邊吉利・小島宏・金子隆一（1993）「結婚と出産の動向 第10回出生動向基本調査（夫婦調査）の結果から」、『人口問題研究』49-3、pp.1-28
- [2] 井口泰・西村智・藤野敦子・志浦啓（2002）「雇用面から見た世代間利害調整」、『経済研究』53-3、pp.204-212
- [3] 大淵寛（1988）「第7章 出生力の経済分析 日本の事例研究」『出生力の経済学』、pp.129-159、中央大学出版部
- [4] 小椋正立・ロバート・ディークル（1992）「1970年以降の出生力の低下とその原因 県別、年齢階級別データからのアプローチ」、『日本経済研究』22、pp.46-76

- [5] 織田輝哉 (1994)「第8章 出生行動と社会政策(2) ヴィネット調査による出生行動の分析」、『現代家族と社会保障 結婚・出生・育児』社会保障研究所編、pp.151-180、東京大学出版会
- [6] 高橋重郷・金子隆一・佐藤龍三郎・池ノ上正子・三田房美・佐々井司・岩澤美帆・新谷由里子 (1998)「第11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」、『人口問題研究』54-2、pp.46-74
- [7] 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 少子化の経済的要因に関する一考察」、『人口問題研究』56-4、pp.1-18
- [8] 高山憲之・吉田浩・有田富美子・小川浩・金子能宏 (2002)『少子・高齢社会における家族と暮らしに関する調査 調査結果』mimeo、2002.3
- [9] 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』28、pp.148-161
- [10] 原田泰・高田聖治 (1993)「第1章 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・原田泰編、pp.1-16、日本評論社
- [11] 松浦克巳・滋野由紀子 (1996)「第2章 年齢階層別出産選択と既婚女子の就業行動 クロスセクション分析」、『女性の就業と富の分配 家計の経済学』、pp.25-60、日本評論社
- [12] 八代尚宏・小塩隆士・井伊雅子・松谷萬太郎・寺崎泰弘・山岸祐一・宮本正幸・五十嵐義明 (1997)「高齢化の経済分析」、『経済分析』151、pp.113-124
- [13] 山重慎二 (2002)「第11章 保育所充実政策の効果と費用 家族・政府・市場による保育サービス供給の分析」、『少子社会の子育て支援』社会保障・人口問題研究所編、pp.241-264
- [14] 吉田浩 (1999)「少子化と子育て・就業支援事業の効果の検証」、『会計検査研究』19、pp.9-22
- [15] 吉田浩 (2002)「子供に対する需要とケア インターネットアンケートによる分析」、PIE Discussion Paper No.112
- [16] 米谷信行 (1995)「我が国の出生力低下の要因分析 都道府県別データに基づくクロスセクション分析」、『フィナンシャル・レビュー』February、pp.68-90
- [17] Ahn, N. (1991)“ Measuring the Value of Children by Sex and Age Using a Life-Cycle Model of Fertility ”, Discussion Paper no.648(Economic Growth Center, Yale University, New Haven, CT).
- [18] Ahn, N. (1994)“ The Effects of the Child Family Policy on the Second and Third Birth in Three Provinces of China ”, *Journal of Population Economics* 7, pp.63-78.

- [19] Becker, G.S. (1960)“ An Economic Analysis of Fertility ”, National Bureau of Economic Research, *Demographic and Economic Change in Developed Countries* (Princeton University Press, Princeton, NJ) , pp.209-231.
- [20] Becker, G.S. (1965)“ A Theory of the Allocation of Time ”, *Economic Journal* 75, pp.493-517.
- [21] Butz, W.P. and M.P. Ward (1979)“ The Emergence of Countercyclical U.S. fertility ”, *American Economic Review* 69, pp.318-328.
- [22] Fujino, A. (2002) Fertility Behavior and Labor Supply of Married Women in Japan : The Impact of a Husband’s Participation in Household Work and a Wife’s Family Values, paper presented to the seminar on Labor Market, Employment and Work in France and Japan at the University of Lille 1, France on 21, January 2002.
- [23] Gronau, R. (1980)“ Home Production A Forgotten Industry ”, *The Review of Economics and Statistics* 62, pp.408-416.
- [24] Leung, S.F. (1988)“ On Test for Sex Preference ”, *Journal of Population Economics* 1, pp.95-114.
- [25] Nakamura, J. and Ueda, A. (1999)“ On the Determinants of Career Interruption by Childbirth among Married Woman in Japan ”, *Journal of the Japanese and International Economics* 13, pp.73-89
- [26] Osawa, M. (1988)“ Working Mothers: Changing Patterns of Employment and Fertility in Japan ”, *Economic Development and Cultural Change* 38-4, pp.623-650.
- [27] Willis, R. (1973)“ A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior ”, *Journal of Political Economy* Vol.81, No.2, Part2, pp.S14-S64.

The Effect of Resources for Childcare on Fertility in Japan *

Hiroshi Yoshida[†] Masaaki Mizuochi[‡]

24 July 2003

Abstract

The aim of this paper is to make clear the effect of resources for childcare on the number of children per household in Japan. The resources in this paper refer to the use of day-care centers and/or the support for childcare by grandparents. We pay attention to the childcare service in a household through the *home production theory*. The data used for empirical analysis are the inquiries through the internet.

Through the theoretical and empirical analysis, we mainly find following results; First, the use of day-care centers has an positive effect, but hardly significant. Second, the support for childcare by grandparents has a positive and highly significant effect. Third, husbands' annual income effect, though it was expected to be positive, is proved to be negative. Moreover, we inspect the sex preference for children.

These results suggest that the policy which improves the productivity of childcare service in a household is more effective as a policy against a declining fertility.

Keywords : *Resources for Childcare, Fertility, Home Production, Child Welfare, Sex Preference for Children*

*The paper is part of the academic Project on Intergenerational Equity (PIE), funded by a scientific grant from Japan's Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology (grant number 603). Any errors are our own responsibility.

[†]Associate Professor, Graduate School of Economics and Management, Tohoku University.

[‡]The Doctoral Course, Graduate School of Economics and Management, Tohoku University.