

**Institute for Economic Studies, Keio University**

**Keio-IES Discussion Paper Series**

**An Economic Analysis of the Relationship between Household Income and Fertility**

**Fang He**

**19 August, 2016**

**DP2016-020**

**<http://ies.keio.ac.jp/en/publications/6239>**

**Keio University**



Institute for Economic Studies, Keio University  
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan  
[ies-office@adst.keio.ac.jp](mailto:ies-office@adst.keio.ac.jp)  
19 August, 2016

# An Economic Analysis of the Relationship between Household Income and Fertility

Fang He

Keio-IES DP2016-020

19 August, 2016

JEL classification: J13; D13; D31

Keywords: Income; Fertility; IV; Fixed-effects

## Abstract

This study aims to analyze the impact of husband's income, wife's income, and household income on fertility, using Japanese household survey data, the Japan Household Panel Survey. Permanent income of husband and households were calculated using the average labor income for the past three years, while the wife's imputed wage rate is estimated based on the employment experience, educational attainment, and geographic information. In order to control the endogeneity of income and the heterogeneity of households, the instrumental variable method combined with fixed-effects estimation was applied. The results suggest that husband's permanent income has a positive effect on fertility, while wife's imputed wage rate has a negative effect on fertility. Household income, which is defined as the sum of husband's and wife's labor income, has a significantly positive effect on fertility.

Fang HE

Panel Data Research Center at Keio University

2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan

hefang@keio.jp

Acknowledgement: I would like to thank Yoshio Higuchi, Isamu Yamamoto, Kazuma Sato, Kayo Nozaki, Risa Hagiwara, Lianming Zhu for helpful comments. I am also thankful to Professor Higuchi for making this paper included in Keio-IES Discussion Paper Series. The Japan Household Panel Survey (JHPS/KHPS), which was used for this analysis, was provided by the Panel Data Research Center at Keio University. All remaining errors are author's responsibility.

# 親の所得と子どもの数の関係についての経済分析\*

— パネルデータを用いた実証分析 —

何 芳\*\*

## <要 約>

夫の所得、妻の所得は、子どもの数に関する意思決定において、異なる影響を持つと考えられる。妻が育児を担うことが前提なら、夫の所得の増加は主にプラスの影響を与える所得効果が働き、妻の所得の増加は主にマイナスの影響を与える代替効果が働く。夫と妻の所得を合わせた世帯所得に関しては、夫の所得と妻の所得の変動による影響が混在しており、子どもの数に対してプラスとマイナスのどちらも考えられるため、どちらの効果が大きいかを確認するには、実証分析が必要である。

本稿は、夫の所得、妻の所得、世帯所得の増加が子どもの数にどのような影響を与えるかについて、慶應義塾大学「日本家計パネル調査」(2004-2015)を利用して実証分析を行った。夫の所得と世帯所得に関しては、3年移動平均で定義した恒常所得の効果について、妻の所得に関しては、機会費用のことを念頭に置き、就業経験と個人属性に基づき推定した帰属賃金率の効果について考察した。さらに、夫の所得、妻の所得、世帯所得と子どもの数の同時決定の内生性をコントロールするために、操作変数法を用いた。観察できない世帯の異質性と時間を通じて変化する観察できなかった変数の影響をコントロールするために、パネル固定効果モデルを利用した。分析の結果、夫の恒常所得の増加は、子どもの数に対して有意にプラスの影響、妻の所得は子どもの数に対して有意にマイナスの影響を与えることが観察された。世帯の恒常所得の増加も子どもの数に対してプラスの影響が観察された。

## <キーワード>

所得、子どもの数、操作変数法、固定効果

---

\* 本稿の作成にあたって、慶應義塾大学の樋口美雄教授、山本勲教授、拓殖大学の佐藤一磨氏、高知大学の野崎華世氏、明海大学の萩原里紗氏、早稲田大学の朱連明氏から貴重なアドバイスを頂いた。慶應義塾大学から「日本パネル調査 (JHPS/KHPS)」の個票データの提供を受けた。また本論文の発行に際して、樋口美雄先生よりご推薦頂いた。ここに感謝の意を記したい。なお、本稿における誤りはすべて筆者に帰するものである。

\*\* 慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター、〒108-8345 東京都港区三田 2-15-45, hefang@keio.jp

## 1. はじめに

両親の所得の増加は、その家庭の子どもの数にどのような影響を及ぼすのだろうか。子供の養育費を考えると、子どもを持たないという調査結果が報告されている<sup>1)</sup>。もしこれが事実ならば、少子化対策として、教育費などを国が負担したり、子どもの多い世帯に経済的支援を行うことで、子どもの数を増やすことができる。しかしその一方で、Becker (1960)の子どもの質と量の選択理論では、親の所得が高いと、子どもの量より質を重視し、子どもの数が少なくなる傾向が示されている。また、「貧乏、子たくさん」と言われるように、所得が低いと子どもの数が多いとも考えられる。もし親の所得が子どもの数にマイナスの影響を及ぼしているのならば、政府支援により親の所得が増えると、子どもの数は反対に減ってしまうことになる。

家計の育児活動を消費財として考える場合、親の所得の増加は、子どもを持つことのニーズを高める正常財的特性を持っているのか、それとも逆に子どもを持つことのニーズを減らす劣等財的特性を持っているのかという課題が残る。育児の役割分担を前提にすると、親の所得の増加と子どもの数の関係を考察する際に、夫の所得の増加によるものか、妻の所得の増加によるものかによって、効果が違ってくことに配慮することが重要である。妻が育児を負担すれば、夫の所得については、所得効果が強く働き、夫の所得の増加は子どもの数に対してプラスの効果を持つ。所得効果とは、一定の育児時間のもとで、所得の増加に伴って、経済的に前より多くの子どもの持つことができるようになるプラスの効果を指す。それに対して、育児は主に妻の活動であることを前提にすると、妻の所得については、子どもの数に対して育児か仕事かという代替効果が働く。つまり、妻の所得の増加に伴い、子どもを持つことの機会費用も増加し、子どもの潜在価格が上昇する。妻が子どもを増やすより、相対的に機会費用の少ない他の財を消費することを選択するという子どもの数へのマイナスの効果である。したがって、親の所得が子どもの数に与える影響を把握するには、夫婦合算の世帯所得を一変数として分析するのは適当ではなく、それぞれの効果を個別に識別する必要がある。本稿は、こうした事情を考慮し、親の所得が与える子どもの数への影響を夫の所得と妻の所得に分けて考察する。ただし、子どもの数に関する意思決定は、世帯所得の絶対水準や世帯所得の長期変動への予想からも影響を受けると考えられるため、本稿では、合わせて世帯所得の効果も考察する。

さらに、親の所得と子どもの数の関係をミクロ経済的視点に立ち理論モデルを考えてみると、親の所得を個々の家計にとって、外生変数として扱えない面が見えてくる。親の所得の増加が子どもの数に影響を与える一方、子どもの数が親の労働供給に影響を与え、親の所得にも影響を与えるからである。夫と妻の子どもの養育に伴って必要となる育児時間が慣行上、違っている。子どもの養育に伴う時間の投入の必要性により、子どもの数の増加が妻の労働時間を減少させる傾向があるのに対して、子どもの数の増加に伴う消費支出の拡大で、今までの消費水準を維持するために、所得を増やすように、子どもの数の増加は、夫の労働時間を増加させる方向に働く傾向がある<sup>2)</sup>。いわば、親の所得と子どもの数が同時決定になって

<sup>1)</sup> 国立社会保障・人口問題研究所が2010年に実施した「第14回出生動向基本調査」の結果概要によると、夫婦が理想の子ども数を持たない最大の理由は「子育てや教育にお金がかかりすぎるから」(60.4%)である。

<sup>2)</sup> 本稿の実証分析に利用する「日本家計パネル調査」による夫の年齢階級別週労働時間のクロス集計では、子どもを持つ既婚男性のほうが子どものない既婚男性より週労働時間が長いことが観察されている。

おり、内生性の問題が存在する。筆者の知る限り、日本の研究において、この内生性問題に対処した研究は見当たらない。

そこで、本稿は、以下の3つのことを取り入れ分析をし、先行研究との差別化を試みた。第1に、親の所得の内生性に対応するために、操作変数法を用いる。第2に、観察できない世帯の異質性と時間を通じて変化する観察できなかった変数の影響をコントロールするために、同一個人を追いかけたパネル調査の個票データを用いて、パネル固定効果分析を行う。第3に、子どもの数に関する意思決定は、出生後の長期にわたる活動に影響する。したがって、一時的な所得変動ではなく、恒常所得の変動から影響を受けていると思われるため、実証分析において、観察された単年度の所得データではなく、稼得能力の指標として恒常所得を用いる。恒常所得とは、過去に得られた所得の平均値を根拠にした将来得られる所得の予想額である<sup>3)</sup>。実証分析における恒常所得の定義について、研究者の間では、必ずしも合意が得られていない。本稿では樋口(2001)に倣い、夫の所得と世帯所得の恒常所得を過去3年移動平均<sup>4)</sup>と定義する。妻の所得については、働いていない場合は、所得が観察されないため、就業履歴と個人属性に基づき推定した帰属賃金率を妻の稼得能力として見なし、それが子どもの数に与える影響を考察する。

本稿の構成は下記の通りである。第2節では、親の所得と子どもの数の関係や出産・育児行動に関する先行研究を紹介し、本稿の位置づけと特徴について言及する。第3節では実証分析の枠組と利用するデータについて紹介する。第4節では、実証分析の結果を述べ、第5節では、結論をまとめる。

## 2. 先行研究

### (1) 親の所得と子どもの数に関する理論分析

親の所得と子どもの数については、Beckerの子どもの質と量の選択理論が有名である。Becker(1960)とBecker and Lewis(1973)によると、親は子どもの質と量の両方から効用を得ており、予算制約と時間制約の下で効用最大化を求めている。所得の高い親は子どもの量より質を重視し、子どもの数が少ない傾向がある。子どもの質と量の選択理論では、子どもの数と子ども一人当たりのシャドウプライス<sup>5)</sup>は、家計にとって内生的に決定されるため、両者はトレードオフの関係にある。単純集計で確認された親の所得と子どもの数の負の相関関係は、子どもの量に対する需要の所得弾力性が子どもの質に対する需要の所得弾力性を下回っていることで説明されている。

Jones et al.(2008)は、Becker and Lewis(1973)の子どもの質と量の選択理論をベースに、稼得能力の異質性と子どもに対する選好の異質性という2つのモデルを提示し、クロス集計で観察された親の所得と子どもの数の負の相関関係を説明できるかどうか理論的に分析した。まず、稼得能力の異質性モデルでは、稼得能力によって出産・育児の機会費用が異なる。子どもを持つことのコストは主に時間であり、稼得能力の高い人は子どもを持つことの機会費用が高いため、稼得能力の低い人より出産子どもの数が少ない。子

<sup>3)</sup> Friedman(1957)は、所得は恒常的な部分と変動的な部分からなり、時点間にわたる消費は主に恒常所得に依存するという恒常所得仮説を提示している。子どもとの生活を消費財として考える場合、子どもの数も変動所得ではなく、恒常所得によって影響を受けると思われる。

<sup>4)</sup> 利用するデータ期間が長いほど、恒常所得としての信頼性が高まる。一方で、婚姻状態の変化と新規コホートの追加により、世帯によって世帯所得の有効回答年数が異なるため、恒常所得の推定誤差の分散が異なってくる。

<sup>5)</sup> 養育費と育児の機会費用を、子どもを持つことのシャドウプライス(潜在価格)として考える。子どもの質を重視する親は子どもへの養育費が高い。

もに対する選好の異質性モデルでは、子どもを好む人ほど、予想子どもの数が多く、出産と育児に時間が取られ、労働市場で働ける年数と時間が短いことを想定し、人的資本への投入を控える。それにより、子どもの数が多い人ほど所得が低いということが観察される。Jones et al. (2008)では、Hotz et al. (1993)を引用し、代替関係にある財と比較した子どもの相対価格は、高所得者の方が低所得世帯よりも高いことを指摘し、たとえ、完全な性別役割分業が行われても、高所得世帯における子どもを持つことのコストは、低所得世帯よりも高いと考えている。

Jones et al. (2008) の分析結果によると、稼働能力の異質性モデルで所得と子どもの数の負の関係を説明する場合、消費と子どもの数の代替弾力性は1より小さいことが条件とされる。また、時間は子どもを持つことの重要なコストであり、親の時間が子どもの数の決定において重要な要素となっている。選好の異質性モデルでは、消費と子どもの数の代替弾力性はモデルにおいて重要な要素ではなく、子どもの数の決定、子どもの質と所得の関係などは、子どもに対する選好によって決定される。本稿では、世帯所得と夫の所得に関して、3年移動平均で定義した恒常所得を用い、妻の所得について、就業経験と個人属性に基づき作成した帰属賃金率を利用する。どちらも稼働能力の指標として利用できる。そのため、本稿は、稼働能力の異質性モデルを検証することになる。

## (2) 親の所得と子どもの数に関する実証分析

親の所得と子どもの数の関係に関する直接的な検証ではないが、親の所得の影響と関連する子どもの質と量の選択理論についての検証は蓄積されている。例えば、Hanushek (1992) は、アメリカの黒人低所得家庭の子どものデータを用いて、子どもの学力は世帯規模に伴って下がっていることが観察され、子どもの質と量の間にはトレードオフの関係が存在することが確認された。日本では、森田 (2004) は、「女性の就労と子育てに関する調査」を用いて、養育費や通塾費が高い世帯ほど予定子どもの数が少ないことを確認し、子どものシャドウプライスは子どもの数に影響を与えることを示した。しかし、戸田 (2010) は、家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」を用いた教育費と子どもの数の実証分析において、日本では、子どもの質と量にトレードオフの関係が存在するかどうかは不明との結論を得ている。子どもの質と量の選択理論の検証に関しては、一致した結果が得られていない。

松浦 (2011) は、「消費生活に関するパネル調査」を用いて、相対所得が出産に与える影響について分析した。それによると、相対的低所得層では、本人世帯所得が平均世帯所得に近づくと出生確率を上昇させるが、本人や配偶者の絶対所得は出生確率に負の影響を与える。さらに、相対所得が高いと養育費が高く、出生確率が低いことが確認された。しかし、松浦 (2011) では、絶対所得の内生性をコントロールしていないため、コントロール変数として得られた絶対所得が出生確率に与える影響はクリアな結果とは言えない。

夫の所得と妻の所得について、Jones and Tetilt (2008)はアメリカの「国勢調査」を利用して、職業別労働所得を集計し、各出生コホートでは夫の職業収入と妻の完結出生児数に負の相関関係があり、また若い世代ほど完結出生児数が少ないことが確認されている。しかし、単純集計による確認のため、夫の所得と子どもの数の同時決定の内生性をコントロールしていない。日本の研究として、都道府県レベルのマクロデータを利用した滋野 (1996)、小椋・ディークル (1992) は、女性の賃金と出生確率における負の相関関係

を見出しており、高山ほか（2000）は、男性の賃金水準と出生率の正の相関関係を示している。これらの研究は、マクロの集計データを利用しており、データの制約より、コントロールできていない要因が多く、所得の内生性のコントロールもできていない。本稿は、その点に対処するため、個票のパネルデータを用いて、親の所得と子どもの数の関係について、操作変数法を用いた固定効果モデルで考察する。

### (3) 本稿の位置づけと特徴

本稿は以下の4つの特徴を持つ。第1に、夫の所得、妻の所得、世帯所得がそれぞれ子どもの数に対して、どのような影響を与えているのかを考察する。第2に、観察した単年度の所得ではなく、夫の所得と世帯所得に関しては、3年移動平均で定義した恒常所得、妻の所得に関しては、就業履歴と個人属性に基づき推定した帰属賃金率と子どもの数の関係を考察する。第3に、所得と子どもの数の同時決定の内生性をコントロールするために、操作変数法を用いる。第4に、観察できない世帯の異質性と時間を通じて変化する観察できなかった変数の影響をコントロールするために、パネル固定効果分析を行う。

## 3. 分析の枠組

### (1) 親の所得と子どもの数の関係の計量経済モデル

#### 1) 固定効果の配慮

親の所得が子どもの数に与える影響の因果関係を識別するために、パネル固定効果モデルを用いて推定する。

$$n_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \delta inc_{it} + X_{it}\lambda + \epsilon_{it} \quad (1)$$

ここで、 $i$ は夫の所得の効果の分析では夫、妻の所得の効果の分析では妻、世帯所得の効果の分析では世帯を指す。 $t$ は年、 $n$ は子どもの数である。 $n_{it}$ は主体  $i$ が  $t$ 年における子どもの数を指す。 $\alpha_i$ は夫・妻・世帯の固定効果、 $\gamma_t$ は時間効果を指す。 $inc_{it}$ は夫・妻・世帯  $i$ の  $t$ 年における恒常所得、あるいは稼働能力である。 $inc_{it}$ については、夫の所得の効果の考察では、夫の労働所得の3年移動平均、妻の所得の効果の考察では、妻の帰属賃金率、世帯所得の効果の考察では、夫婦合計労働所得の3年移動平均を用いる。 $X_{it}$ は時間を通じて変化する、子どもの数に影響を与える変数列ベクトルを指す。本稿における分析では、妻の年齢階級、親との同居、持ち家、市郡規模などを  $X_{it}$ として用いる。他には、 $X_{it}$ には、夫の所得の効果の考察では、妻の労働所得の3年移動平均、妻の所得の効果の考察では、夫の所得の3年移動平均、妻の労働所得の3年移動平均が夫婦合計労働所得の3年移動平均に占める割合、世帯所得の効果の考察では、妻労働所得の割合も含める。 $\epsilon_{it}$ は誤差項となる。

#### 2) 親の所得が子どもの数に与える影響の識別：操作変数法

本稿では、親の所得と子どもの数の同時決定の内生性をコントロールするために、操作変数法を用いる。適切な操作変数は、妥当性と外生性という2つの条件を満たす必要がある。妥当性とは、内生性を持つ説

明変数と相関を持つことである。外生性とは、操作変数は誤差項と相関を持たないことである。妥当な操作変数は、内生性のある説明変数の変動の多くを説明できることが求められる。妥当性については、統計的に検定することができるが、外生性については、統計的に検定することができない。

本稿において、夫の所得の内生性をコントロールするためには、夫の年齢にリンクした都道府県別年齢階級別男性一般労働者の労働所得水準（定義は後述）を操作変数として利用する。妻の所得の内生性については、都道府県別年齢階級別一般労働者の男性の所得を 100 とした時の女性の賃金水準を操作変数として利用する。世帯所得の内生性をコントロールするために、世帯主の年齢と性別にリンクした都道府県別年齢階級別一般労働者の労働所得水準を操作変数として利用する。世帯主を夫婦の中で年間労働所得の多い者として定義している。都道府県別年齢階級別一般労働者の労働所得水準は、夫の所得と世帯所得に強く影響を与えるが、子どもの数には直接影響を与えない。また、都道府県別年齢階級別一般労働者の男性の年間労働所得を 100 とした時の女性の賃金水準も妻が女性の就業選択と働いた場合の賃金率には影響を与えるが、子どもの数には直接影響を与えない。そのため、操作変数として妥当性を持つと考えられる。これについては、第 4 節の実証分析における統計的検定によっても示されている。外生性については、居住地域の選択は内生的に決定されるが、既婚者の地域間人口移動の割合が低く、既婚者にとっては、都道府県別の労働所得水準や男性を 100 とした時の女性の賃金水準は、子どもの数の決定と独立していると考えてもいいと思われる。操作変数の親の所得に与える影響については、下記の(2)式で推定する。うち、 $IV_{it}$  は、操作変数である。

$$inc_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \eta IV_{it} + X_{it}\lambda + \epsilon_{it} \quad (2)$$

### 3) ヘックマン 2 段階法<sup>6)</sup>による妻の帰属賃金率の推定

妻の所得に関しては、機会費用を念頭に置き、就業経験と個人属性に基づき推定した帰属賃金率が与える子どもの数への効果について考察する。妻  $i$  が  $t$  年における帰属賃金率  $w_{it}$  について、無業の場合、賃金率が観察できないため、本稿では、ヘックマン 2 段階推定を用いて、女性の稼働能力の代理指標である帰属賃金率を推定する<sup>7)</sup>。第 1 段階では、就業するかどうかの選択であり、第 2 段階は帰属賃金率の推定となる。

Step1:

$$y_{it}^* = \alpha_0 + \alpha_1 age_{it} + \alpha_2 h\_ch_{it} + \alpha_3 edu_{it} + \alpha_4 parent_{it} + \alpha_5 unemp_{it} + \alpha_6 area_{it} + \alpha_7 city_{it} + u_{it} \quad (3)$$

$$y_{it} = \begin{cases} 1, & (y_{it}^* > 0: \text{就業している}) \\ 0, & (y_{it}^* < 0: \text{就業していない}) \end{cases}$$

Step2:

$$\ln(w_{it}) = \beta_0 + \beta_1 edu_{it} + \beta_2 exp_{it} + \beta_3 exp_{it}^2 + \beta_4 regu_{exp} + \beta_5 wpref_{it} + \beta_6 area_{it} + \beta_7 city_{it} + \beta_8 year_{it} + u_{it} \quad (4)$$

第 1 段階の就業の意思決定  $y_{it}^*$  については、年齢階級：  $age_{it}$ 、6 歳未満子どもありダミー：  $h\_ch_{it}$ 、親同

<sup>6)</sup> Heckman (1979)を参照。

<sup>7)</sup> この  $w_{it}$  は、妻の所得の効果の分析における、  $inc_{it}$  に当たる。本稿の実証分析において、  $w_{it}$  は時間当たり賃金率を用いる。



居ダミー： $parent_{it}$ ，都道府県別失業率： $unemp_{it}$ ，地域ブロックダミー： $area_{it}$ ，市郡規模ダミー： $city_{it}$ と観察不能な就業決定要因の関数： $u_{it}$ を用いて推定する。第2段階の賃金率： $w_{it}$ を，教育水準： $edu_{it}$ （高卒者をレファレンスグループとする高専・短大卒，大学・大学院卒の学歴ダミー），就業年数： $exp_{it}$ ，就業年数の自乗： $exp_{it}^2$ ，正規就業経験ダミー： $regu_{exp}$ ，都道府県別年齢階級別女性の年間労働所得の対数： $wpref_{it}$ ，地域ブロックダミー： $area_{it}$ ，市郡規模ダミー： $city_{it}$ ，観察不能な賃金決定要因の関数： $u_{it}$ を用いて推定する。

## (2) 利用するデータについて

本稿の分析では，慶應義塾大学「日本家計パネル調査」（以下は JHPS/KHPS）の 2004 年～2015 年の個票データを利用する。「日本家計パネル調査」は，旧 KHPS と旧 JHPS からなる。両調査は毎年 1 月に実施する年次パネル調査であり，KHPS は 2004 年から，JHPS は 2009 年から調査が始まっている。初回調査における対象者は，層化 2 段階無作為抽出法によりサンプルが抽出されている。調査初年度には KHPS は 20～69 歳の男女 4,005 人，JHPS は 20 歳以上の男女 4,022 人から有効回答が得られた。また，KHPS では 2007 年に 1,419 人，2012 年に 1,012 人の調査対象者が追加されている。加えて，2014 年調査より KHPS と JHPS は調査票と調査方法の統合を行い，JHPS/KHPS になった。統合前も共通質問項目が多いため，合わせて分析に利用することが可能である。両調査ともに年齢，学歴，家族構成，就業形態，所得などの社会的経済的属性情報をカバーしている。有配偶者の場合，その配偶者にも同じ調査項目について質問している。本稿の分析では，出産年齢に配慮して，妻の年齢は 49 歳以下のサンプルに限定している。さらに，定年による所得変動を除外するために，夫の年齢は 59 歳以下のサンプルに限定した。すべての所得変数について「帰属家賃を除く CPI」を用いて実質化している。

操作変数の作成に利用した都道府県別年齢階級別一般労働者年間労働所得は，厚生労働省「賃金構造基本統計調査」都道府県別性別一般労働者<sup>8)</sup>の「決まって支給する給与額」<sup>9)</sup>と「年間賞与その他特別給与額」<sup>10)</sup>に基づき作成した。

## 4. 実証分析の結果

本節では，夫の所得，妻の所得，世帯所得が子どもの数に与える影響について，操作変数法を用いた固定効果モデルを利用してそれぞれ推定を行った。推定に利用したサンプルの基本統計量は，表 1 に示されている。コントロール変数の選択によって，4 つの推定式を設定し推計を行った<sup>11)</sup>。

<sup>8)</sup> 「賃金構造基本統計調査」における一般労働者は，短時間労働者以外の常用労働者のことを指す。常用労働者は，期間を定めずに雇われている労働者，1 か月を超える期間を定めて雇われている労働者，日々又は 1 か月以内の期間を定めて雇われている労働者のうち，4 月及び 5 月にそれぞれ 18 日以上雇用された労働者のいずれかに該当する者を指す。

<sup>9)</sup> 「決まって支給する給与額」は，労働契約，労働協約あるいは事業所の就業規則などによってあらかじめ定められている支給条件，算定方法によって 6 月分として支給された現金給与額を指す。現金給与額には，各種手当のほか，超過労働給与額も含まれる。

<sup>10)</sup> 「年間賞与その他特別給与額」は，昨年 1 年間における賞与，期末手当等特別給与額を指す。

<sup>11)</sup> 表には載せていないが，いずれの所得変数の分析においても，操作変数の過剰識別に関する検定の Hansen J statistic，弱識別に関する検定の Cragg-Donald Wald F statistic，識別不足に関する検定の Kleibergen-Paap rk LM statistic などの結果から，操作変数がそれぞれ対応する所得の変動を正しく識別できていることを示している。

表 1 基本統計量

変数名	サンプル サイズ	平均値	標準偏差	最小値	最大値
子どもの数	14,915	1.935	0.968	0.000	8.000
妻の帰属賃金率	14,915	-0.272	0.167	-0.797	0.287
ln(夫労働所得の3年移動平均)	14,915	6.189	0.549	0.000	8.569
ln(夫婦合計労働所得の3年移動平均)	14,915	6.398	0.459	2.082	8.635
都道府県別年齢階級別 (女性賃金/男性賃金)×100	14,915	68.061	8.607	48.503	99.362
ln(都道府県別年齢階級別一般労働者年 間労働所得の3年移動平均): 夫	14,915	6.338	0.202	5.480	6.772
ln(都道府県別年齢階級別一般労働者年 間労働所得の3年移動平均): 世帯主	14,915	6.317	0.221	5.480	6.772
ln(妻労働所得の3年移動平均が夫婦合計 労働所得の3年移動平均に占める割合)	14,915	1.056	3.147	-4.605	4.605
親同居ダミー	14,915	0.199	0.399	0	1
持ち家ダミー	14,915	0.766	0.423	0	1
大都市ダミー	14,915	0.284	0.451	0	1
都市ダミー	14,915	0.611	0.488	0	1
町村ダミー	14,915	0.105	0.307	0	1
妻年齢29歳以下ダミー	14,915	0.046	0.210	0	1
30歳～34歳ダミー	14,915	0.141	0.348	0	1
35歳～39歳ダミー	14,915	0.240	0.427	0	1
40歳～44歳ダミー	14,915	0.290	0.454	0	1
45歳～49歳ダミー	14,915	0.284	0.451	0	1
2004年ダミー	14,915	0.037	0.188	0	1
2005年ダミー	14,915	0.038	0.190	0	1
2006年ダミー	14,915	0.058	0.233	0	1
2007年ダミー	14,915	0.074	0.261	0	1
2008年ダミー	14,915	0.069	0.254	0	1
2009年ダミー	14,915	0.103	0.304	0	1
2010年ダミー	14,915	0.101	0.301	0	1
2011年ダミー	14,915	0.113	0.316	0	1
2012年ダミー	14,915	0.113	0.316	0	1
2013年ダミー	14,915	0.105	0.306	0	1
2014年ダミー	14,915	0.101	0.301	0	1
2015年ダミー	14,915	0.090	0.286	0	1

出所: JHPS/KHPS (2004-2015) より筆者集計。

注: 1) 妻の所得の3年移動平均が世帯所得の3年移動平均に占める割合は0が存在するため、プラス0.01で対数をとった。

(1) 夫の所得が子どもの数に与える影響

夫の所得が子どもの数に与える影響の推定結果は、表2にまとめている。夫の恒常所得を3年移動平均で定義する。夫が負担する育児時間が無視できるほど小さければ、夫の恒常所得の増加は、主に所得効果が働き、子どもの数に対して、プラスの影響を与えると予想される。表4のいずれの推定においても、夫の所得の3年移動平均は、子どもの数にプラスで有意な影響を与えることが確認されており、想定通りの検証結果となっている。

表 2 夫の所得と子どもの数

	推定式1	推定式2	推定式3	推定式4
	固定効果	固定効果	固定効果	固定効果
第1段階: 被説明変数	ln(夫の労働所得の3年移動平均)			
IV: ln(都道府県別年齢階級別男性一般労働者 年間労働所得の3年移動平均)	0.332*** (0.113)	0.335*** (0.113)	0.333*** (0.113)	0.337*** (0.114)
第2段階: 被説明変数	子ども数			
ln(夫労働所得の3年移動平均)	2.245*** (0.870)	2.330*** (0.894)	2.235*** (0.863)	2.264*** (0.865)
ln(妻労働所得の3年移動平均)		YES	YES	YES
親との同居ダミー			YES	YES
持ち家ダミー			YES	YES
市都規模ダミー				YES
妻の年齢階級ダミー	YES	YES	YES	YES
年ダミー	YES	YES	YES	YES
Observations	14,915	14,915	14,915	14,915
Number of id	2,720	2,720	2,720	2,720

出所：JHPS/KHPS（2004-2015）より筆者推定。

注：1) パネル固定効果による推定。

2) 括弧には、クラスタロバスト標準誤差を表す。

3) \*, \*\*, \*\*\*は、有意水準 10%, 5%, 1%を表す。

4) 推定では Stata/MP14.1 の xtivreg2 コマンドを利用した。

## (2) 妻の所得が子どもの数に与える影響

妻の所得と子どもの数の関係については、理論的には、主に代替効果が働き、妻の所得の増加は、子どもを持つことの機会費用の上昇を意味し、子どもの数にはマイナスの影響を与えることが考えられる。また、出産・育児によって、女性の労働供給を妨げ、労働所得の低下をもたらす。これらの影響を考慮するために、観察された労働所得ではなく、就業経験と個人属性に基づき推定した帰属賃金率を女性の稼得能力とし、それが子どもの数に対して、どのような影響を与えるかについて分析する。そして、操作変数法を用いて、女性の子どもの数の選択と女性の稼得能力の同時決定の内生性をコントロールする。都道府県別年齢階級別一般労働者の男性の所得を 100 とした時の女性の年間労働所得水準を操作変数にして用いる。

妻の所得は、妻が働いていない場合、労働所得が観察できないため、本稿は、まず、第 3 節に提示した (3)式と(4)式にしたがって、ヘックマン 2 段階推定を用いて、帰属賃金率を推定する。帰属賃金率は、無業の妻がもし働くことを選択したら、平均的にどれぐらいの賃金率になるかを示す。帰属賃金率の推定に用いたデータの基本統計量は表 3 に示されており、推定結果は表 4 に示されている。

妻の稼得能力と子どもの数の関係について、推定結果は、表 5 に示されている。その結果、内生性をコントロールしても、妻の稼得能力が高いほど、子どもの数が有意に少ないことが確認されている。

表 3 基本統計量（既婚女性の帰属賃金率推定用）

変数	サンプル サイズ	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln(賃金率)	11,384	0.052	0.577	-2.825	3.856
ln(帰属賃金率)	17,907	-0.287	0.170	-0.828	0.287
妻年齢29歳以下ダミー	17,940	0.064	0.244	0	1
30歳～34歳ダミー	17,940	0.152	0.359	0	1
35歳～39歳ダミー	17,940	0.244	0.429	0	1
40歳～44歳ダミー	17,940	0.273	0.446	0	1
45歳～49歳ダミー	17,940	0.267	0.442	0	1
高校卒ダミー	17,940	0.470	0.499	0	1
高専・短大卒ダミー	17,940	0.370	0.483	0	1
大学・大学院卒ダミー	17,940	0.160	0.367	0	1
就業経験年数	17,907	14.185	7.255	0	33
就業経験年数の自乗	17,907	253.840	230.541	0	1089
正規就業経験ダミー	17,929	0.864	0.343	0	1
ln(夫の3年移動平均)	17,940	6.168	0.643	0	8.569
6歳未満子どもありダミー	17,940	0.300	0.458	0	1
親との同居ダミー	17,940	0.187	0.390	0	1
都道府県別失業率	17,940	4.274	0.950	1.8	7.9
ln(都道府県別年齢階級別女性 一般労働者の年間労働所得)	17,940	5.920	0.153	5.321	6.359
大都市ダミー	17,940	0.286	0.452	0	1
都市ダミー	17,940	0.612	0.487	0	1
町村ダミー	17,940	0.102	0.302	0	1
北海道ダミー	17,940	0.041	0.197	0	1
東北ダミー	17,940	0.052	0.222	0	1
関東ダミー	17,940	0.351	0.477	0	1
中部ダミー	17,940	0.177	0.382	0	1
近畿ダミー	17,940	0.197	0.398	0	1
中国ダミー	17,940	0.050	0.218	0	1
四国ダミー	17,940	0.032	0.176	0	1
九州ダミー	17,940	0.100	0.301	0	1

出所：JHPS/KHPS2004-2015 より筆者作成

表 4 既婚女性の帰属賃金率の推定 (ヘックマン 2 段階推定)

第2段階	被説明変数: ln(賃金率)	
	係数値	標準誤差
高校卒ダミー(ref.)		
高専・短大卒ダミー	0.138***	0.024
大学・大学院卒ダミー	0.308***	0.035
就業経験年数	0.00858*	0.005
就業経験年数の自乗	0.000203	0.000
正規就業経験ダミー	0.0821***	0.024
ln(都道府県別年齢階級別女性一般労働者の年間労働所得)	0.193***	0.074
市郡規模ダミー		YES
地域ブロックダミー		YES
年ダミー		YES
定数項	-1.870***	0.437
第1段階	被説明変数: 1=就業している	
妻年齢29歳以下ダミー(ref.)		
30歳～34歳ダミー	0.199***	0.048
35歳～39歳ダミー	0.264***	0.052
40歳～44歳ダミー	0.336***	0.057
45歳～49歳ダミー	0.450***	0.060
高校卒ダミー(ref.)		
高専・短大卒ダミー	0.001	0.043
大学・大学院卒ダミー	0.043	0.060
ln(夫労働所得の3年移動平均)	-0.192***	0.041
6歳未満子どもありダミー	-0.491***	0.038
親同居ダミー	0.189***	0.042
都道府県別失業率	-0.049***	0.017
市郡規模ダミー		YES
地域ブロックダミー		YES
定数項	1.346***	0.283
rho	0.828	0.018
sigma	0.674	0.014
lambda	0.558	0.020
Wald chi2(26)		327.500
Prob > chi2		0.000
Observations		17,940

出所: JHPS/KHPS2004-2015 より筆者作成

注: 1) サンプルは 49 歳以下の既婚女性に限定した。

2) クラスタロバスト標準誤差を推定した。

3) \*, \*\*, \*\*\*は, 有意水準 10%, 5%, 1%を表す。

表 5 妻の稼得能力と子どもの数

	推定式1	推定式2	推定式3	推定式4
	固定効果	固定効果	固定効果	固定効果
第1段階: 被説明変数	ln(妻の帰属賃金率)			
IV:都道府県別年齢階級別 (女性賃金/男性賃金) ×100	0.002*** (0.00008)	0.002*** (0.00008)	0.002*** (0.00008)	0.002*** (0.00007)
第2段階: 被説明変数	子ども数			
ln(妻の推定賃金率)	-0.907** (0.406)	-0.965** (0.404)	-0.911** (0.399)	-0.895** (0.398)
ln(夫労働所得の3年移動平均)		YES	YES	YES
ln(妻労働所得の3年移動平均が夫婦合計 労働所得の3年移動平均に占める割合)		YES	YES	YES
親との同居ダミー			YES	YES
持ち家ダミー			YES	YES
市郡規模ダミー				YES
妻の年齢階級ダミー	YES	YES	YES	YES
年ダミー	YES	YES	YES	YES
Observations	14,915	14,915	14,915	14,915
Number of id	2,720	2,720	2,720	2,720

出所: JHPS/KHPS (2004-2015) より筆者推定。

注: 1) パネル固定効果による推定。

- 2) 括弧には、クラスタロバスト標準誤差を表す。
- 3) \*, \*\*, \*\*\*は、有意水準 10%, 5%, 1%を表す。
- 4) 操作変数の年齢階級と性別は世帯主の年齢階級と性別にリンクしている。世帯主は、夫婦の中で労働所得の高い者を世帯主として認識した。
- 5) 妻所得の割合＝妻労働所得の3年移動平均／世帯所得の3年移動平均。労働所得0のサンプルもあるため、妻所得の割合+0.01で対数を取った。
- 6) 推定では Stata/MP14.1 の xtivreg2 コマンドを利用した。

### (3) 世帯所得が子どもの数に与える影響

世帯所得の変動は、夫の所得の変動と妻の所得の変動の影響が混在している。ただし、子どもの数に関する意思決定は、世帯所得の長期変動への予想、つまり世帯の恒常所得から影響を受けると考えられるため、世帯の恒常所得の増加が子どもの数にどのような影響を与えるか、同じく操作変数法を用いて確認する。

表6は、推定結果を示している。いずれの推定においても、操作変数の都道府県別年齢階級別一般労働者の労働所得の3年移動平均は、内生変数である世帯所得の3年移動平均の変動を有意に説明できている。操作変数を用いて、世帯の恒常所得と子どもの数の同時決定の内生性をコントロールした結果、恒常所得は、子どもの数に対して、プラスで有意な影響を与えることが確認できた。

表6 世帯所得と子どもの数の関係（操作変数法）

	推定式1	推定式2	推定式3	推定式4
	固定効果	固定効果	固定効果	固定効果
第1段階: 被説明変数 $\ln(\text{夫婦合計労働所得の3年移動平均})$				
IV: $\ln(\text{都道府県別年齢階級別労働所得の3年移動平均})$	0.306*** (0.0684)	0.317*** (0.0685)	0.317*** (0.0684)	0.317*** (0.0685)
第2段階: 被説明変数 $\ln(\text{夫婦合計労働所得の3年移動平均})$				
$\ln(\text{妻労働所得の3年移動平均が夫婦合計労働所得の3年移動平均に占める割合})$		YES	YES	YES
親との同居ダミー			YES	YES
持ち家ダミー			YES	YES
市郡規模ダミー				YES
妻の年齢階級ダミー	YES	YES	YES	YES
年ダミー	YES	YES	YES	YES
Observations	14,915	14,915	14,915	14,915
Number of id	2,720	2,720	2,720	2,720

出所：JHPS/KHPS（2004-2015）より筆者推定。

注：1) パネル固定効果による推定。

- 2) 括弧には、クラスタロバスト標準誤差を表す。
- 3) \*, \*\*, \*\*\*は、有意水準 10%, 5%, 1%を表す。
- 4) 操作変数の年齢階級と性別は世帯主の年齢階級と性別にリンクしている。世帯主は、夫婦の中で労働所得の高い者を世帯主として認識した。
- 5) 妻所得の割合＝妻労働所得の3年移動平均／世帯所得の3年移動平均。労働所得0のサンプルもあるため、妻所得の割合+0.01で対数を取った。
- 6) 推定では Stata/MP14.1 の xtivreg2 コマンドを利用した。

最後に、紙幅の関係で、推定結果の表示を割愛したが、夫婦それぞれの就業経験と個人属性などに基づき推定した世帯の恒常所得の子どもの数への影響も同じ分析手法で確認した。その結果、前述の推計と同

様に有意にプラスの影響が確認された。

## 5. 結論

本稿は、夫の所得、妻の所得、世帯所得が子どもの数にどのような影響を与えるかについて、慶應義塾大学「日本家計パネル調査」(2004-2015)の個票データを利用して分析した。夫の所得と世帯所得に関しては、3年移動平均で定義した恒常所得の効果について、妻の所得に関しては、機会費用を念頭に置き、就業経験と個人属性に基づき推定した帰属賃金率の効果について考察した。さらに、所得と子どもの数の同時決定の内生性をコントロールするために、操作変数法を用いた。観察できない世帯の異質性と時間を通じて変化する観察できなかった変数の影響をコントロールするために、パネル固定効果モデルも分析に用いた。

分析の結果、夫の恒常所得の増加は、子どもの数に対して有意にプラスの影響、妻の所得は子どもの数に対して有意にマイナスの影響を与えることが観察された。親の所得が子どもの数に与える影響については、妻が出産し育児ほとんど負担している現状では、夫の所得は主にプラスの影響を与える所得効果が働き、妻の所得は主にマイナスの影響を与える代替効果が働くことが予想される。本稿の分析では、夫の所得と妻の所得が与える子どもの数への影響については、想定通りの結果が得られた。世帯所得の増加については、子どもの数に対するプラスの影響が観察された。

分析結果からつぎのことが導かれる。第1に、親の所得と子どもの数の関係については、世帯の恒常所得の上昇が子どもの数にプラスの影響を与える。子どもが劣等財なのかという議論があるが、本稿の結果では、子どもは劣等財ではないといえる。第2に、同じ世帯所得水準でも、妻の稼得能力が高い場合、子どもの数が少なくなることを示した。帰属賃金率が与える子どもの数への影響の分析では、マイナスの効果が有意に観察された。稼得能力の高い女性にとって、子どもを持つことの機会費用が高いことが示されている。女性の社会進出が進む中、少子化のさらなる進展に歯止めをかけるには、ワークライフバランスの推進など、女性の出産・育児の機会費用を低減する取り組みが必要となると考える。

## 参考文献

- [1] Becker, G. S. (1960): "An economic analysis of fertility," *Demographic and economic change in developed countries* (pp. 209-240) Columbia University Press.
- [2] Becker, G. S., and Lewis, H. G. (1973). On the Interaction between the Quantity and Quality of Children. *Journal of Political Economy*, 81(2), S279-S288.
- [3] Becker, G. S., and Lewis, H. G. (1974): "Interaction between quantity and quality of children," *Economics of the family: Marriage, children, and human capital* (pp. 81-90) University of Chicago Press.
- [4] Easterlin, R.A. (1969): "Towards a Socioeconomic Theory of Fertility," S.J. Behrman et al., eds., *Fertility and Family Planning: A World View*, University of Michigan Press.
- [5] Easterlin, R.A. (1973): "Relative Economic Status and the American Fertility Swing," E.B. Sheldon, ed., *Family Economic Behavior: Problems and Prospects*, Lippincott.
- [6] Freedman, D. S. (1963): "The relation of economic status to fertility," *The American Economic Review*, 53(3), 414-426.
- [7] Hanushek, E. A. (1992): "The trade-off between child quantity and quality," *Journal of Political Economy*, 84-117.
- [8] Heckman, J. J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 153-161.
- [9] Hotz, V. J., J. A. Klerman, and R. J. Willis. (1993): "The economics of fertility in developed countries." In *Handbook of population and family economics*, vol. 1, ed. M. Rosenzweig and O. Stark, 275-347. North Holland: Elsevier.
- [10] Jones, L. E., Schoonbroodt, A., and Tertilt, M. (2008): "Fertility theories: can they explain the negative fertility-income relationship?"

(No. w14266). National Bureau of Economic Research.

- [11] Jones, L. E., and Tertilt, M. (2008): "An economic history of fertility in the United States: 1826–1960," *Frontiers of family economics*, vol. 1, ed. Rupert, P., (pp. 165-230) Emerald Group Publishing Limited.
- [12] 小椋正立・ディークル・ロバート (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』(22), 46-76.
- [13] 滋野由 (1996) 「出生率の推移と女子の社会進出」『大阪大学経済学』45(3), 65-75.
- [14] 高山憲之ほか (2000) 「結婚・育児の経済コストと出生率-少子化の経済学的要因に関する一考察-」『人口問題研究』56(4),1-18.
- [15] 戸田淳仁 (2010) 「子どもの数・出生順位と教育費との関係：子どもの質・量のトレードオフに関する実証分析」『家計経済研究』, (88), 28-40.
- [16] 樋口美雄(2001) 『雇用と失業の経済学』, 日本経済新聞社.
- [17] 松浦司(2011) 「相対所得が出生に与える影響」『経済分析』, (185), 46-66.