

Title	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
Sub Title	An economic analysis on the relationship of family income and fertility
Author	何, 芳(He, Fang)
Publisher	慶應義塾大学出版会
Publication year	2016
Jtitle	三田商学研究 (Mita business review). Vol.59, No.5 (2016. 12) ,p.13- 29
JaLC DOI	
Abstract	夫の所得と妻の所得は、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、夫の所得の上昇は主にプラスの影響を与える所得効果が働き、妻の所得の上昇は主にマイナスの影響を与える代替効果が働く。本稿は、労働所得に着目し、賃金率を用いて、夫や妻の所得の上昇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」(JHPS/KHPS2004-2015)を用いて実証分析を行った。 賃金率については、回顧データから把握した実際の就業経験と個人属性に基づき推定した。また、親の賃金率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、操作変数法を用いた。さらに、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、パネル固定効果モデルを利用した。分析の結果、夫の賃金率の上昇は、子どもの数に対して有意にプラスの影響、妻の賃金率の上昇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。操作変数法を用いたポアソンパネル固定効果分析とパネル変量効果分析による頑健性チェックを行った結果、本稿の分析結果は、頑健であることが確認された。 This study utilizes Japanese household survey data, the Japan Household Panel Survey, to identify the different impacts that a husband and wife's labor incomes have on fertility. The imputed wage rates are estimated based on the employment experience, education attainment, and geographic information. In order to control the endogeneity and heterogeneity, the instrumental-variable method combined with panel fixed effects estimation are applied. The results show that, the husband's wage rate has a positive effect on fertility, while the wife's wage rate has a negative effect on fertility.
Notes	論文 挿表
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-20161200-0013

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the Keio Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

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 —

An Economic Analysis on the Relationship of Family Income and Fertility

何芳 (Fang He)

夫の所得と妻の所得は、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、夫の所得の上昇は主にプラスの影響を与える所得効果が働き、妻の所得の上昇は主にマイナスの影響を与える代替効果が働く。本稿は、労働所得に着目し、賃金率を用いて、夫や妻の所得の上昇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」(JHPS/KHPS2004-2015)を用いて実証分析を行った。

賃金率については、回顧データから把握した実際の就業経験と個人属性に基づき推定した。また、親の賃金率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、操作変数法を用いた。さらに、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、パネル固定効果モデルを利用した。分析の結果、夫の賃金率の上昇は、子どもの数に対して有意にプラスの影響、妻の賃金率の上昇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。操作変数法を用いたポアソンパネル分析とパネル変量効果分析による頑健性チェックを行った結果、本稿の分析結果は、頑健であることが確認された。

This study utilizes Japanese household survey data, *the Japan Household Panel Survey*, to identify the different impacts that a husband and wife's labor incomes have on fertility. The imputed wage rates are estimated based on the employment experience, education attainment, and geographic information. In order to control the endogeneity and heterogeneity, the instrumental-variable method combined with panel fixed effects estimation are applied. The results show that, the husband's wage rate has a positive effect on fertility, while the wife's wage rate has a negative effect on fertility.

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>

夫の所得と妻の所得は、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、夫の所得の上昇は主にプラスの影響を与える所得効果が働き、妻の所得の上昇は主にマイナスの影響を与える代替効果が働く。本稿は、労働所得に着目し、賃金率を用いて、夫や妻の所得の上昇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」(JHPS/KHPS2004-2015)を用いて実証分析を行った。

賃金率については、回顧データから把握した実際の就業経験と個人属性に基づき推定した。また、親の賃金率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、操作変数法を用いた。さらに、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、パネル固定効果モデルを利用した。分析の結果、夫の賃金率の上昇は、子どもの数に対して有意にプラスの影響、妻の賃金率の上昇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。操作変数法を用いたポアソンパネル固定効果分析とパネル変量効果分析による頑健性チェックを行った結果、本稿の分析結果は、頑健であることが確認された。

<キーワード>

賃金率、子どもの数、操作変数法、固定効果

1. はじめに

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。国立社会保障・人口問題研究所の「第14回出生動向基本調査」(2010年)によると、夫婦が理想の子どもの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。この調

* 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、本誌匿名レフェリーの先生から貴重なアドバイスを頂いた。慶應義塾大学から「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」の個票データの提供を受けた。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。

査結果に基づく、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 の子ども¹⁾の量と質の選択理論 (Quantity/Quality モデル) 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 (Becker 1960, 1991, Becker and Lewis 1974)。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。もし親の所得の増加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、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た場合、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は、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、効果が違ってくる点に配慮することが重要である²⁾。妻が育児を負担すれば、夫の所得の増加については所得効果が強く働き、子どもの数に対してプラスの効果を持つと考えられる。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を持つことができるようになるプラスの効果を指す。これに対して、育児は主に妻の活動であることを前提にすると、妻の所得の増加については、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ことになる。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、子どものシャドウプライス (潜在価格) が上昇する。子どもを増やすよりも、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、夫と妻それぞれの効果を個別に分析する必要がある。本稿はこうした事情を考慮し、労働所得に着目し賃金率を用いて、夫や妻それぞれの所得が子どもの数にどのような影響を与えるのかについて考察する。

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。親の所得の上昇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と人的資本の蓄積に影響を与え、親の所得にも影響を与えるからである。夫と妻の育児時間が異なることを前提にすると、子どもの数の増加により妻の労働時間は減少する傾向がある。一方、子どもの数が増加すると消費支出が拡大するた

1) Becker (1960) では、子どもの消費尺度 (expenditure measure of quality) p を質の代理変数として効用関数の中に入れている。子どもの数 x にかかる価格に質を入れたもの、つまり質が高いと価格が高いという関係性から、所得制約には px が子どものコストとして加えられている。これは、最初の「子どもの量と質の選択理論」である。のちの Becker and Lewis (1974), Becker (1991) では、質 q そのものを変数として効用関数の中に入れて定式化している。子どもの質は、子どもの平均的な健康状態と学力で評価している。

2) 総務省統計局「社会生活基本調査」(2011)によると、共働き世帯における夫の週平均育児時間は0.12時間で、夫が有業で妻が無業の世帯の夫の週平均育児時間は0.19時間である。6歳未満の子どもがいる世帯の夫の週平均家事関連時間も1.07時間に過ぎない。家事関連時間には、家事、介護・看護、育児および買い物が含まれている。

め、夫の労働時間は増加する傾向がある³⁾。いわば、親の所得と子どもの数が同時決定になっており、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点を取り入れた分析を行い、先行研究との差別化を試みた。第1に、回顧データを利用し、実際の就業経験と属性に基づく夫と妻のそれぞれの帰属賃金率を推定し、子どもの数に与える影響を考察する。帰属賃金率は、転職、また無業の人が再就職する際に、労働市場において平均的にどれぐらいの賃金が得られるかを示している。したがって、稼得能力として考えることも可能である。また、たまたま無業、あるいは、何らかの事情により生産性と賃金率が離れている場合、その乖離を修正することができる。第2に、親の所得と子どもの数の同時決定の内生性に対応するため、操作変数法を用いる。第3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、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。

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の子どもの量と質の選択理論が画期的である(path-breaking, Lundberg and Pollak 2007)。Beckerは、質を考慮することで、子どもが家計にとって、劣等財であるという観察結果の解釈を変更した。Becker and Lewis (1973, 1974)によると、親は子どもの量と質の双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。子どもの量と質の選択理論では、子どもの数と子ども1人あたりのシャドウプライスは、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)の子どもの量と質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

3) 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。

4) 子どもを持つことのシャドウプライスは、子どもの質が一定で、もう1人の子どもの持つことのコストである(Becker and Lewis 1974)。養育費や育児の機会費用は、子どもを持つことのコストとして考えられる。子どもの質を重視する親は子どもへの養育費が高い。したがって、子どもの数のシャドウプライスは、子どもの質と正の相関関係にある。

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について理論的に分析した。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と考える。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持つ子どもの数が少ない。これに対して、子ど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、予定する子どもの数が多く、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ている。Jones et al. (2008) 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、高所得世帯のほうが低所得世帯より高いことを指摘し、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機会費用は、低所得世帯より高いと考えている。

Jones et al. (2008) の分析結果によると、稼得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、子どもの数の決定や、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、夫と妻それぞれの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。帰属賃金率は稼得能力の指標として利用できる。そのため、本稿は、稼得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、親の所得の影響に関連する、子どもの量と質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) では、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、子どもの量と質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する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、子どもの量と質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。子どもの量と質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第1子と第2子の出生確率が上昇するが、本人や配偶者の絶対所得の増加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 Tertilt (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、データの制約により、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3つの特徴を持つ。第1に、労働所得にもっとも影響を与える賃金率を用いて夫の所得と妻の所得が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。実証分析では、就業履歴と個人属性に基づき推定した帰属賃金率を用いる。第2に、賃金率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、操作変数法を用いる。第3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、パネル固定効果分析を行う。

3. 分析の枠組

(1) 親の賃金率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

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

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

ここで i は、夫の賃金率の効果の分析では夫、妻の賃金率の効果の分析では妻を指す。 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。 α_i は夫・妻の固定効果、 γ_t は時間効果を指す。 w_{it} は夫・妻 i の t 年における賃金率である。 w_{it} は、夫の賃金率の効果の考察では夫、妻の賃金率の効果の考察では妻の帰属賃金率を用いる。 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。['] は転置を表す。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。 X_{it} には、夫の賃金率の効果の考察では妻の賃金率、妻の賃金率の効果の考察では夫の賃金率も含める。 ϵ_{it} は誤差項となる。

2) 親の賃金率が子どもの数に与える影響の識別：操作変数法

本稿では、親の賃金率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、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、操作変数が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。

本稿においては、内生性をコントロールするため、夫の賃金率について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賃金率を操作変数として利用する。妻の賃金率については、「都道府県別年齢階級別一般労働者の男性の賃金率／女性の賃金率」を操作変数として利用する。都道府県別年齢階級別一般労働者の男性賃金率水準、および「都道府県別年齢階級別一般労働者の男性の賃金率／女性の賃金率」は、マクロの労働市場の状況を反映しており、夫の賃金率、妻の就業選択、妻が働いた場合の賃金率、に影響を与えることで子どもの数に間接的に影響を与えるが、直接の影響を与えるとまでは言えない。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、既婚者における都道府県別の賃金率水準や「男性賃金率／女性賃金率」は、子どもの数の決定と独立していると考えられる。妥当性については、第4節の実証分析における統計的検定によって、操作変数は夫と妻の帰属賃金率の変動を正しく識別していることが示されている。したがって、操作変数として妥当性を持つと考えられる。操作変数の親の賃金率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。

$$w_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \eta IV_{it} + X'_{it}\lambda + \epsilon_{it} \quad (2)$$

3) 帰属賃金率の推定

妻の帰属賃金率の推定

妻の帰属賃金率については、無業の場合、賃金率が観察できないため、ヘックマン2段階法⁵⁾を用いて推定する。夫の帰属賃金率については、OLSを用いて推定する。(3)式の第1段階をプロビット分析で推計し、逆ミルズ比を求め、(4)式の第2段階の賃金関数に逆ミルズ比を挿入して推計する。第2段階の帰属賃金率の推定は、人的資本論に基づくミンサー型賃金関数に準じた⁶⁾。

5) Heckman (1979) を参照。

6) ミンサー型賃金関数では、賃金率の推定に教育年数を用いている。しかし、「賃金構造基本統計調査」のミクロデータを用いて分析した川口(2011)は、日本の労働市場にミンサー型賃金関数を適用する際に、対数賃金率を用いるべきことや、教育水準は学歴ダミーの形で推定に導入されるべきことを指摘している。

Step 1 :

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

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

Step 2 :

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

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対数賃金率： $wpref_{it}$ 、地域ブロックダミー： $area_{it}$ 、市郡規模ダミー： $city_{it}$ 、逆ミルズ比： $\hat{\lambda}_{it}$ 、観察不能な賃金決定要因の関数： u_{it} を用いて推定する。

夫の帰属賃金率の推定

夫の帰属賃金率も、上記の（4）式に基づき推定する。ただし、 $wpref_{it}$ は、都道府県別年齢階級別男性の対数賃金率を表す。

（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。また、18歳以降調査時点までの就学・就業履歴も質問しているため、実際の就業年数が計算できる。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、出産年齢を考慮し、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、夫の年齢は59歳以下のサンプルに限定した。

子どもの数について、線形パネル分析に対応するため、 $n_{it} = \ln[N_{it} + (N_{it}^2 + 1)^{1/2}]$ の式を用いて、

対数変換を行った。⁷⁾ N_{it} は主体 i の t 年における子どもの数であり、 n は対数変換された子どもの数となる。この変換式を利用することで、対数を取る際に、子どもの数に 0 人があるという問題を解消した。さらに、結果の頑健性を確認するため、子どもの数をそのまま利用し、操作変数法を用いたポアソン固定効果分析も実施した。

Jones and Tertilt (2008) などの先行研究は、アメリカの「国勢調査」の完結出生児数を利用しているが、JHPS/KHPS では、完結出生児数について調査していない。その代わりに、家族として認識する子どもの数を把握している。子どもの結婚、経済的な独立によって、家族票に子どもを記載しない傾向があるが、JHPS/KHPS の 2014 年調査において、家族票に記載していない実の子どもについても調査している。本稿は、2014 年調査の情報を利用し、性別、生年月などを照合し、各年調査の家族票に基づき計算した子どもの数を修正した。したがって、本稿が利用する子どもの数は、「子どもとして認識した」子どもの数となる。所得関連の変数について、「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性別一般労働者の賃金率は、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」の都道府県別性別一般労働者の「⁸⁾決まって支給する給与額⁹⁾」と「年間賞与¹⁰⁾その他特別給与額¹¹⁾」および「所定内実労働時間」に基づき作成した。操作変数は、都道府県別年齢階級別の一般労働者の賃金情報を利用して作成しているため、夫、あるいは妻が自営業者の場合、分析から外している。

4. 実証分析の結果

本節では、帰属賃金率を推定したのち、夫の賃金率と妻の賃金率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。

(1) 賃金率の推定

妻の賃金率は、妻が働いていない場合、賃金率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 段階法と OLS を用いて、妻と夫の帰属賃金率を推定する。帰属賃金率は、無業の妻が仮に働くことを選択した場合、あるいは夫が転

7) 0 を含む整数の対数変換について、Liu and Qiu (2016) を参考にした。

8) 「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、日々または 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 月および 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。

9) 「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。

10) 「年間賞与その他特別給与額」は、前年 1 年間における賞与、期末手当等特別給与額を指す。

11) 都道府県別年齢階級別性別一般労働者の賃金率は、「決まって支給する給与額」(6 月) + 「年間賞与その他特別給与額」(前年 1 年間) / 12 / 「所定内実労働時間」(6 月) で計算した。

表 1 基本統計量（帰属賃金率の推定）

変数名	女性		男性	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
対数賃金率	0.039	0.488	0.601	0.593
帰属対数賃金率	-0.310	0.165	0.601	0.216
高校卒ダミー	0.468	0.499	0.470	0.499
高専・短大卒ダミー	0.375	0.484	0.132	0.339
大学・大学院卒ダミー	0.157	0.364	0.398	0.489
就業経験年数	13.895	7.128	23.420	10.186
就業経験年数の自乗	243.892	223.933	652.254	470.482
正規就業経験ダミー	0.871	0.336	0.953	0.211
妻年齢29歳以下ダミー	0.069	0.254		
30歳～34歳ダミー	0.155	0.362		
35歳～39歳ダミー	0.244	0.430		
40歳～44歳ダミー	0.271	0.444		
45歳～49歳ダミー	0.261	0.439		
夫の年間労働所得3年移動平均の対数	6.202	0.512		
6歳未満子どもありダミー	0.311	0.463		
親同居ダミー	0.180	0.384		
都道府県別失業率	4.288	0.956		
都道府県別年齢階級別性別一般労働者の対数賃金率	0.660	0.170	1.039	0.235
$\ln$ （賃金率）のサンプルサイズ	9,351		23,463	
全体のサンプルサイズ	15,544		23,463	

出所：JHPS/KHPS2004-2015より筆者作成。

注：1） サンプルは49歳以下の既婚女性と59歳以下のすべての男性を利用した。

2） 推定では、自営業を除いている。

職した場合の平均的な賃金率を示す。帰属賃金率は無業の妻の時間の価値も表している。帰属賃金率の推定に用いたデータの基本統計量は表1に示されており、推定結果は表2に示されている。

（2） 親の賃金率が子どもの数に与える影響

夫と妻の賃金率が子どもの数に与える影響については、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¹²⁾。具体的には、注目する賃金率変数と妻年齢階級ダミー、年ダミーだけをコントロールした推定式1（A1, C1）と、推定式1に加えて、配偶者の帰属賃金率をコントロールした推定式2（A2, C2）と、推定式2に加えて、子どもの数に影響を与えと考え

12) 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、Anderson-Rubin Wald test と Stock-Wright LM S 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 2 帰属賃金率の推定

推定手法	女性		男性	
	ヘックマン 2 段階法		OLS	
被説明変数：対数賃金率	係数値	標準誤差	係数値	標準誤差
高校卒ダミー (ref.)				
高専・短大卒ダミー	0.140***	0.0120	0.0758***	0.0118
大学・大学院卒ダミー	0.260***	0.0178	0.201***	0.0085
就業経験年数	0.00845***	0.0031	0.0197***	0.0019
就業経験年数の自乗	0.000256***	0.0001	-0.000244***	0.0000
正規就業経験ダミー	0.0857***	0.0147	0.0941***	0.0183
$\ln$ (都道府県別年齢階級別性別一般労働者の対数賃金率)	0.138***	0.0375	0.434***	0.0300
市郡規模ダミー	YES		YES	
地域ブロックダミー	YES		YES	
年ダミー	YES		YES	
定数項	-0.837***	0.0456	0.607***	0.0686
第 1 段階	被説明変数：1 = 就業			
妻年齢29歳以下ダミー (ref.)				
30歳～34歳ダミー	0.137***	0.0372		
35歳～39歳ダミー	0.245***	0.0374		
40歳～44歳ダミー	0.335***	0.0392		
45歳～49歳ダミー	0.453***	0.0412		
高校卒ダミー (ref.)				
高専・短大卒ダミー	0.0420*	0.0221		
大学・大学院卒ダミー	0.0637***	0.0307		
$\ln$ (夫労働所得の3年移動平均)	-0.244***	0.0235		
6歳未満子どもありダミー	-0.476***	0.0279		
親同居ダミー	0.102***	0.0201		
都道府県別失業率	-0.0486***	0.0115		
市郡規模ダミー	YES			
地域ブロックダミー	YES			
定数項	1.573***	0.1678		
rho	0.905	0.0105		
sigma	0.586	0.0090		
lambda	0.531	0.0119		
Wald chi 2(26)	949.360			
Prob > chi 2	0.000			
R-squared			0.133	
Observations	15,544		23,463	

出所：JHPS/KHPS2004-2015より筆者作成。

注：1) サンプルは49歳以下の既婚女性と59歳以下のすべての男性を利用した。

2) 推定では、自営業を除いている。

3) ロバスト標準誤差を推定した。

4) *, **, ***は、有意水準10%, 5%, 1%を表す。

表 3 基本統計量

変数名	サンプル 1 (A1-A3, C1-C3)		サンプル 2 (A4, C4)		サンプル 3 (B4, D3)		サンプル 4 (B5, D4)	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
対数変換の子どもの数	1.295	0.536	1.295	0.537	1.435	0.350	1.446	0.344
妻の帰属対数賃金率	-0.305	0.163	-0.306	0.163	-0.314	0.161	-0.304	0.158
夫の帰属対数賃金率	0.604	0.198	0.605	0.196	0.611	0.195	0.634	0.183
都道府県別年齢階級別 (女性賃金率／男性賃金率)	0.689	0.090	0.689	0.090	0.687	0.088	0.677	0.083
妻の週労働時間			17.234	17.750	16.095	17.163	16.908	16.960
夫の週労働時間			47.646	16.107	47.897	15.970	47.841	15.790
$\ln$ (子どもへの支出の平均)					-0.466	2.190	-0.324	2.096
子どもの年齢の平均					9.860	5.468	10.663	5.179
妻の週育児時間							23.058	27.525
夫の週育児時間							2.352	4.079
大都市ダミー	0.284	0.451	0.286	0.452	0.282	0.450	0.291	0.454
都市ダミー	0.609	0.488	0.608	0.488	0.615	0.487	0.610	0.488
町村ダミー	0.107	0.309	0.106	0.308	0.103	0.304	0.099	0.298
親同居ダミー	0.187	0.390	0.183	0.386	0.187	0.390	0.193	0.395
持ち家ダミー	0.744	0.437	0.741	0.438	0.767	0.423	0.787	0.410
妻年齢29歳以下ダミー	0.072	0.259	0.073	0.260	0.063	0.243	0.037	0.189
30歳～34歳ダミー	0.159	0.366	0.160	0.367	0.158	0.365	0.130	0.336
35歳～39歳ダミー	0.241	0.428	0.242	0.428	0.254	0.435	0.254	0.435
40歳～44歳ダミー	0.271	0.445	0.272	0.445	0.286	0.452	0.313	0.464
45歳～49歳ダミー	0.256	0.437	0.254	0.435	0.239	0.427	0.266	0.442
サンプルサイズ	14,960		13,679		10,652		8,149	

出所：JHPS/KHPS (2004-2015) より筆者推定。

注：1) サンプルは妻の年齢が49歳以下、夫の年齢が59歳以下に限定している。

2) 表5のB1-B2、表7のD1-D2もサンプル2と同じデータ・セットを利用した。ポアソン固定効果分析(B1, D1)では、観測期間中に子どもの数が全部0人のサンプルや単年度しか情報が取れなかったサンプルを外すため、サンプルサイズは小さくなっている。また、パネル変量効果分析(B3, D2)では、単年度しか情報が取れなかったサンプルも利用するため、サンプルサイズは大きくなっている。

られる市郡規模、親との同居の有無、持ち家の有無もダミー変数の形でコントロールした推定式3、さらに、推定式3に所得に影響を与える労働時間をコントロールした推定式4で分析を行った。推定に利用したサンプルの基本統計量は、表3にまとめている。

推定結果の頑健性を確認するため、操作変数法を用いたパネル変量効果分析(B3, D2)とポアソンパネル固定効果分析(B1, D1)を行った。子どもの量と質の選択理論に基づく¹³⁾と、子どもの価格変数として子ども1人あたりへの平均的な支出、子どもの平均年齢、妻と夫の育児時間もコントロールした推定(B4, B5, D3, D4)を行った。子どもからの教育の収益はコントロールできな

13) 本稿の利用するデータからは、子どもの健康状態と学力が取れない。そのため、Becker (1960) を参照し、子どもの消費尺度を質の代理変数として利用している。

表 4 夫の賃金率と子どもの数：操作変数法を用いたパネル固定効果分析

	パネル 固定効果 (A1)	パネル 固定効果 (A2)	パネル 固定効果 (A3)	パネル 固定効果 (A4)
第 1 段階：被説明変数	夫の帰属対数賃金率			
IV：都道府県別年齢階級別 男性対数賃金率	0.487*** (0.0042)	0.492*** (0.0046)	0.492*** (0.0047)	0.490*** (0.0049)
第 2 段階：被説明変数	対数変換の子どもの数			
夫の帰属対数賃金率	0.602*** (0.0776)	0.633*** (0.0767)	0.611*** (0.0770)	0.633*** (0.0787)
妻の帰属対数賃金率		YES	YES	YES
妻の週労働時間				YES
夫の週労働時間				YES
市郡規模ダミー			YES	YES
親同居ダミー			YES	YES
持ち家ダミー			YES	YES
妻の年齢階級ダミー	YES	YES	YES	YES
年ダミー	YES	YES	YES	YES
Observations	14,960	14,960	14,960	13,679
Number of id	2,611	2,611	2,611	2,518

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） サンプルは妻の年齢が49歳以下、夫の年齢が59歳以下に限定している。

3） 括弧には、クラスタロバスト標準誤差を表す。

4） **、***は、有意水準 5%、1%を表す。

5） 推定では Stata/MP14.1 の xtvreg2 コマンドを利用した。

いが、子ども 1 人あたりへの平均的な支出は、子どもの質の重視度を表す指標として見ることも可能である。妻の場合は、無業の割合が高いため観測賃金率を用いた頑健性の確認を行わなかったが、夫の賃金率が子どもの数に与える影響については、観測した賃金率（B2）を用いた頑健性の確認も行った。

1）夫の賃金率が子どもの数に与える影響

夫の賃金率が子どもの数に与える影響の推定結果は、表 4 にまとめている。夫が負担する育児時間が無視できるほど小さければ、夫の賃金率の上昇は、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、夫の賃金率は、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、想定通りの分析結果となっている。さらに、操作変数法を用いたパネル変量効果分析と子どもの数を整数のまま利用したポアソンパネル固定効果分析、夫の観測賃金率、子どもの価格変数をコントロールした分析から得られる推定結果により、夫の賃金率が与える子どもの数へのプラスの影響は頑健であることが示された（表 5）。

表5 夫の賃金率と子どもの数（頑健性の確認）

	ポアソン	パネル	パネル	パネル	パネル
	固定効果	固定効果	変量効果	固定効果	固定効果
	(B1)	(B2)	(B3)	(B4)	(B5)
第1段階：被説明変数	夫の帰属対数賃金率	夫の観測対数賃金率	夫の帰属対数賃金率		
IV：都道府県別年齢階級別男性対数賃金率	0.490*** (0.0049)	0.1169*** (0.0384)	0.579*** (0.0034)	0.485*** (0.0054)	0.477*** (0.0045)
第2段階：被説明変数	子どもの数	対数変換の子どもの数			
夫の帰属対数賃金率	0.618*** (0.0760)		0.602*** (0.0430)	0.387*** (0.0538)	0.356*** (0.0575)
夫の観測対数賃金率		3.067** (1.027)			
妻の帰属対数賃金率	YES	YES	YES	YES	YES
妻の週労働時間	YES	YES	YES	YES	YES
夫の週労働時間	YES	YES	YES	YES	YES
$\ln$ （子どもへの支出の平均）				YES	YES
子どもの年齢の平均				YES	YES
妻の週育児時間					YES
夫の週育児時間					YES
市郡規模ダミー	YES	YES	YES	YES	YES
親同居ダミー	YES	YES	YES	YES	YES
持ち家ダミー	YES	YES	YES	YES	YES
妻の年齢階級ダミー	YES	YES	YES	YES	YES
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	12,726	13,487	14,331	10,652	8,149
Number of id	2,312	2,528	3,170	2,064	1,730

出所：JHPS/KHPS（2004-2015）より筆者推定。

注：1） サンプルは妻の年齢が49歳以下、夫の年齢が59歳以下に限定している。

2） 括弧には、B1-B3はロバスト標準誤差、B4-B5はクラスタロバスト標準誤差を表す。

3） **, ***は、有意水準5%、1%を表す。

4） 育児時間について、KHPS2004とJHPS2009では質問していないため、サンプルサイズが小さくなっている。

2）妻の賃金率が子どもの数に与える影響

夫と妻の育児の役割分担を前提にすると、妻の賃金率と子どもの数の関係については、主に代替効果が働く。つまり、妻の賃金率の上昇は、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、女性の労働供給が妨げられ、賃金率の低下をもたらす可能性がある。これらの影響を考慮するため、観察された賃金率ではなく、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。

表 6 妻の賃金率と子どもの数（操作変数法）

	パネル 固定効果 (C1)	パネル 固定効果 (C2)	パネル 固定効果 (C3)	パネル 固定効果 (C4)
第 1 段階：被説明変数	妻の帰属対数賃金率			
IV：都道府県別年齢階級別 (女性賃金率／男性賃金率)	0.146*** (0.0093)	0.134*** (0.0096)	0.137*** (0.0094)	0.133*** (0.0098)
第 2 段階：被説明変数	対数変換の子どもの数			
妻の帰属対数賃金率	-1.523*** (0.382)	-1.071*** (0.405)	-1.032** (0.402)	-1.024** (0.435)
夫の帰属対数賃金率		YES	YES	YES
妻の週労働時間				YES
夫の週労働時間				YES
市郡規模ダミー			YES	YES
親同居ダミー			YES	YES
持ち家ダミー			YES	YES
妻の年齢階級ダミー	YES	YES	YES	YES
年ダミー	YES	YES	YES	YES
Observations	14,960	14,960	14,960	13,679
Number of id	2,611	2,611	2,611	2,518

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） サンプルは妻の年齢が49歳以下、夫の年齢が59歳以下に限定している。

3） 括弧には、クラスタロバスト標準誤差を表す。

4） **、***は、有意水準5%、1%を表す。

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

「都道府県別年齢階級別一般労働者の女性の賃金率／男性の賃金率」を操作変数にして用いる。

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6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。そして、操作変数法を用いたパネル変量効果分析とポアソンパネル固定効果分析から、この結果は頑健であることが確認できる（表7）。固定効果は、個人の異質性をコントロールしており、賃金率の変化が子どもの数に与える影響を反映している。それに対して、変量効果は、個人間の賃金率の差による子どもの数の違いも反映しており、賃金率の上昇は、子どもの数にマイナスの影響をもたらすだけでなく、賃金率の高い女性は、賃金率の低い女性よりも子どもの数が少ないことが確認された。さらに、子どもの価格変数として子ども1人あたりへの平均的な支出、子どもの平均年齢、妻と夫の育児時間をコントロールしても、妻の賃金率が子どもの数に与えるマイナスの影響が確認された。

表7 妻の賃金率と子どもの数（頑健性の確認）

	パネル 固定効果	パネル 固定効果	パネル 固定効果	パネル 固定効果
	(D 1)	(D 2)	(D 3)	(D 4)
第1段階：被説明変数	妻の帰属対数賃金率			
IV：都道府県別年齢階級別 (女性賃金率／男性賃金率)	0.133*** (0.0098)	0.139*** (0.0094)	0.138*** (0.0106)	0.158*** (0.0109)
第2段階：被説明変数	子どもの数			
妻の帰属対数賃金率	-0.645*** (0.102)	-1.184*** (0.346)	-0.705** (0.275)	-0.394* (0.228)
夫の帰属対数賃金率	YES	YES	YES	YES
妻の週労働時間	YES	YES	YES	YES
夫の週労働時間	YES	YES	YES	YES
$\ln$ （子どもへの支出の平均）			YES	YES
子どもの年齢の平均			YES	YES
妻の週育児時間				YES
夫の週育児時間				YES
市郡規模ダミー	YES	YES	YES	YES
親同居ダミー	YES	YES	YES	YES
持ち家ダミー	YES	YES	YES	YES
妻の年齢階級ダミー	YES	YES	YES	YES
年ダミー	YES	YES	YES	YES
Observations	12,726	14,331	10,652	8,149
Number of id	2,312	3,170	2,064	1,730

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） サンプルは妻の年齢が49歳以下、夫の年齢が59歳以下に限定している。

3） 括弧には、クラストロバスト標準誤差を表す。

4） ** ***は、有意水準5%、1%を表す。

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

5. 結論

本稿は、労働所得に着目し、夫と妻の賃金率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。分析では、観測した賃金率ではなく、回顧パネルデータの情報を活かして実際の就業経験と個人属性に基づき、夫と妻の帰属賃金率を推定した。妻の賃金率に関しては、無業の妻が多く存在することを考慮し、ヘックマン2段階法に基づき推定した。夫の賃金率は、OLS推定を行った。また、賃金率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、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、パネル固定効果モデルも分析に用いた。結果の頑健性を確認するため、操作変数法を用いたパネル変量効果分析と子どもの数をそのまま利用したポアソンパネル固定効果分析を行った。さらに、子どもの量と質の選択理論に基づき、子どもの価格変数をコントロールした分析、夫の賃金率の効果について、実際の観測賃金率を用いた分析も行った。分析の結果から、夫の賃金率の上昇は、子どもの数に対して有意にプラスの影響を与え、妻の賃金率の上昇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導かれ、想定通りの結果が得られた。

国際比較を行った Sevilla-Sanz (2005) は、低出生率と未婚化は、性別役割に対する社会的規範が不平等な先進国において、より進んでいると指摘している。アメリカでは、近年、高学歴な女性ほど子どもを増やす傾向にあることが報告されている (Shang and Weinberg 2013)。しかし、日本のデータを用いた本稿の分析からは、日本では、稼得能力の高い女性が、子どもを持つことの機会費用は、依然として高いことが示されている。単純に子どもの数を増やすという目的だけに特化するなら、夫の給与を上げて妻の給与を下げるという極論にもなりかねない。国際的にも大きい日本の男女間賃金格差がさらに広がることにつながり、政策としても支持されないと考えられる。また、日本の過去の状況とも照らしあわせると、このような方向でしか子どもの数を増やすのに統計的に有意な結果が出ないような社会となっていることが問題ではなからうか。三歳児神話など、女性の育児に対する強い社会規範の存在は、女性の生活に対する選択の余地を狭め、仕事と家庭がトレードオフの関係になっている。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になると考える。

参 考 文 献

- [1] Becker, G. S. (1960): "An Economic Analysis of Fertility," In Universities-National Bureau (Ed.), *Demographic and Economic Change in Developed Countries* (pp. 209-240), Columbia University Press.
- [2] Becker, G. S. (1991): *A Treatise on the Family*, enlarged edition, Harvard University Press, Cambridge (Mass.) and London (England).
- [3] 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.
- [4] Becker, G. S., and Lewis, H. G. (1974): "Interaction between Quantity and Quality of Children," In Theodore, W. S. (Ed.), *Economics of the Family: Marriage, Children, and Human Capital* (pp. 81-90), University of Chicago Press.
- [5] Guinnane, T. W. (2011): "The Historical Fertility Transition: A Guide for Economists," *Journal of Economic Literature*, 49 (3), 589-614.
- [6] Hanushek, E. A. (1992): "The Trade-off between Child Quantity and Quality," *Journal of Political Economy*, 100 (1), 84-117.
- [7] Heckman, J. J. (1979): "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47 (1), 153-161.
- [8] Hotz, V. J., Klerman, J. A., and Willis, R. J. (1993): "The Economics of Fertility in Developed Countries," In Rosenzweig, M., and Stark, O. (Ed.), *Handbook of Population and Family Economics*, vol. 1, 275-347, North Holland: Elsevier.
- [9] 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.

- [10] Jones, L. E., and Tertilt, M. (2008): "An Economic History of Fertility in the United States: 1826–1960," In Rupert, P. (Ed.), *Frontiers of Family Economics*, vol. 1, 165–230, Emerald Group Publishing.
- [11] Liu, Q., and Qiu, L. D. (2016): "Intermediate Input Imports and Innovations: Evidence from Chinese Firms' Patent Filings," *Journal of International Economics*, 103, 166–183.
- [12] Lundberg, S., and Pollak, R. A. (2007): "The American Family and Family Economics," *The Journal of Economic Perspectives*, 21 (2), 3–26.
- [13] Rosen, S. (1986). "The Theory of Equalizing Differences," *Handbook of Labor Economics*, 1, 641–692.
- [14] Sevilla-Sanz, A., (2005): "Social Effects, Household Time Allocation, and the Decline in Union Formation," Congressional Budget Office Working Paper 2005–7.
- [15] Shang, Q., and Weinberg, B. A. (2013): "Opting for Families: Recent Trends in the Fertility of Highly Educated Women," *Journal of Population Economics*, 26 (1), 5–32.
- [16] 小椋正立, ロバート・ディークル (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』(22), 46–76.
- [17] 川口大司 (2011) 「ミンスー型賃金関数の日本の労働市場への適用」RIETI Discussion Paper Series 11-J-026.
- [18] 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.
- [19] 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), 1–18.
- [20] 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.
- [21] 松浦司 (2011) 「相対所得が出生に与える影響」『経済分析』(185), 46–66.
- [22] 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』(48), 1–24.

[慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター研究員]