

第 IX 部

パネルデータに見る 貧困のダイナミズム

プロジェクト代表者
樋口 美雄

第 10 章

パネルデータに見る所得変動と出産・就業行動

萩原 里紗*†

2006 年に上昇に転じた日本の合計特殊出生率は世界同時不況を機に上昇が止まった。この不況は所得を低下させただけでなく、非正規労働者や失業者が増加するなどの雇用の悪化も招いている。このような不況下では不確実性が高く、所得が安定的に得られる確証がないため、出産をあきらめる世帯がでてくる、つまり、所得リスクや危険回避度が合計特殊出生率の低迷に関係している可能性がある。また、所得リスクの高まりを受けて、これまで働いていなかった妻は自らが働きに出ることでリスクを軽減しようとする可能性もある。特に危険回避度の高い世帯や預金残高が低い世帯では働きに出る女性は多いと考えられる。日本では出産と妻の就業は同時決定でトレードオフの関係にあることが先行研究で言われていることから、妻が働くことで出産が抑制される可能性もある。

そこで本稿では、2004 年調査から 2010 年調査の「慶應義塾家計パネル調査」と 2009 年調査と 2010 年調査の「日本家計パネル調査」を使用し、Bivariate Probit Model での推定によって、所得リスクと危険回避度が、出産を直接抑制しているのか、妻の就業を促して出産を間接的に抑制しているのかを検証する。推定の結果、出産は不景気の場合や所得リスクと危険回避度が高い場合に直接的に減少するのではなく、それらの影響を受けて妻が働くことで間接的に減少することがわかった。

* 慶應義塾大学大学院商学研究科後期博士課程 2 年。日本学術振興会特別研究員 DC1。所属先住所: 東京都港区三田 2 - 15 - 45。連絡先: hagi09291985@z2.keio.jp

† この論文は日本経済学会 2011 年度春季大会で発表した論文である。また、慶應義塾大学出版会が出版する『日本の家計行動のダイナミズム 経済危機後の家計行動』に収録されている。

10.1 はじめに

日本では合計特殊出生率が 1971 年以降低下していたが 2005 年に底打ちし、翌 2006 年に約 35 年ぶりに上昇に転じた。しかし、リーマンショックによる世界同時不況を機に合計特殊出生率は 2008 年と 2009 年に横這いになった。この不況は所得を低下させただけでなく、非正規労働者の増加や完全失業率の上昇などの雇用の悪化も招いている。このような不況下では不確実性が高く、所得が将来に渡って上昇していく確証がないため、家計は出産をあきらめる可能性がある。

出産と子育てには教育費や養育費などの経済的コストが多くかかる^{*3}。国立社会保障・人口問題研究所の『出生動向基本調査』では、子どもを産まない理由を予定子ども数が理想子ども数^{*4}を下回っている夫婦に尋ねており、経済的理由が約 6 割で半分以上を占めていると報告している^{*5}。このような調査結果が得られる背景として、両親は安定して所得が得られるかどうかを考慮しながら出産を決めていることが要因であると考えられる。つまり、所得リスクや危険回避度が経済危機後の合計特殊出生率の低迷に影響を与えている可能性がある。

出産と所得リスクとの関係に注目した先行研究には Fraser(2001) がある。そこでは恒常所得^{*6}の低下と所得リスクの上昇が出産を減少させることを理論モデルで明らかにし、マクロデータを使用して実証的にも明らかにしている。本稿では、Fraser(2001) の理論モデルがミクロデータでも整合的なのかを検証するために、2004 年調査から 2010 年調査までの「慶應義塾家計パネル調査 (Keio Household Panel Survey: KHPS)」と 2009 年調査から 2010 年調査までの「日本家計パネル調査 (Japanese Household Panel Survey: JHPS)」を使用する。KHPS と JHPS では所得リスクと関係の深い危険回避度を調査している。危険回避度が出産に与える影響を検証している研究は筆者の知る限りないことから、危険回避度と出産の関係を知ることも有意義である。

他にも、出産と子育てには機会費用がかかる。先行研究では、出産と妻の就業が同時決

^{*3} 子どもの経済的コストについては、例えば等価尺度を用いて推計した研究結果が報告されている。等価尺度とは、基準となる経済主体、および、基準となる経済主体とは異なる属性を持つ経済主体との間において、同一の厚生水準を達成するために必要な消費支出額の比率 (等価尺度 = 基準となる経済主体とは異なる経済主体の厚生水準を達成するために必要な消費支出額/基準となる経済主体の厚生水準を達成するために必要な消費支出額) のことである。子どもがいなかった時と同じ生活水準を保つために、子どもができた家計ではどのくらい所得が増加する必要があるかを調べた研究には以下が挙げられる。伊達・清水谷 (2005) のサーベイによれば、駿河 (1995) では子ども 1 人の増加で 13–15%, Oyama(2004) では子ども 1 人の増加で約 15%, 所得が上昇する必要があると推計している。Phipps(1998) は子ども 1 人当たり 15.5%, 子ども 2 人当たり 27.9%, 子ども 3 人当たり 38.3% であるとして、子ども 1 人にかかる費用が逡減することを明らかにしている。

^{*4} 予定子ども数とは、子どもを持つ上での様々な制約を踏まえながら計画している、実際に持つ予定の子ども数であり、初婚同士で妻の年齢が 50 歳未満の夫婦を対象に、現在いる子ども数とこれから産む予定の子ども数の合計として算出される。理想子ども数とは、制約がない場合に欲しいと考えている子ども数を指す。

^{*5} 国立社会保障・人口問題研究所の『出生動向基本調査』では、第 11, 12, 13 回調査で連続して産まない理由のうち 60% を、教育費や養育費などの経済的理由が占めている。なお、この調査は複数回答可能になっている。

^{*6} 恒常所得仮説では各期の所得が恒常所得と変動所得からなると仮定する。恒常所得は各個人の稼働能力、金融資産および実物資産から定期的に得られる期待所得で、将来期待が大きく変化しない限り安定的に得られる所得である。一方、変動所得は景気変動などによって生じる所得の一時的な変動分を指し、各期の所得から恒常所得を引いたものである。

定でトレードオフであることや、所得リスクの上昇で付加的労働者効果が働き、妻が就業をし始めることが指摘されている。このため、所得リスクは出産を直接抑制するだけでなく、妻の就業も促し、それにより間接的に出産を抑制するとも考えられる。このため、出産と妻の就業が同時決定であることを考慮する Bivariate Probit Model による推定方法を採用する。

出産と妻の就業が両立できない問題は市場の質を議論する上で重要である。日本では少子高齢化で労働力不足が起こることが懸念されている。もし両立ができれば、女性の労働供給が増加するだけでなく、出生率が上昇してそれが将来の労働力人口の増加につながり、経済成長につながると考えられる。このためには、出産をしても女性が働きやすい労働市場を構築する必要がある。本研究は、不況、所得リスクと危険回避度が、出産を直接抑制しているのか、妻の就業を促して出産を間接的に抑制しているのかを検証することだけでなく、出産をしても女性が働きやすい労働市場を構築する必要性を示唆することも目的としている。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では恒常所得と所得リスクが出産に影響を与えることを示した Fraser(2001) の理論モデルを紹介し、第3節では出産と妻の就業の同時性とトレードオフについて、および、出産と妻の就業に影響を与える所得や所得リスクといった各要因について分析した先行研究を紹介する。第4節では使用するデータと推定方法の説明を行う。第5節では推定結果を解釈し、第6節では本稿のまとめを行う。

10.2 理論モデル

本節では所得リスクと出産の負の関係を証明している Fraser(2001) の理論モデルを紹介する。

まず、期待効用関数 EU を (1) 式、家計の所得 \tilde{M} を (2) 式とする、効用最大化問題を定義する。なお、 E は期待値オペレーターである。ここでは、効用関数 U が連続3階微分可能で、子どもの人数 n に関して厳密に凹型をしていると仮定している。家計の所得 \tilde{M} が家計の生活水準と等しいと仮定すると、効用関数 U は子どもの人数 n に両親2人を合わせた家族の人数 $n+2 \equiv \bar{n}$ と1人当たりの生活水準 $\tilde{M}/\bar{n} \equiv \bar{x}$ によって決まる。そして、家計は効用が最大になるように子どもの人数 n を調整する。(1) 式のセッティングでは、家族1人当たりの生活水準と家族の人数の間にトレードオフが生じるようになっている。また、(2) 式のとおり、家計の所得 \tilde{M} は恒常的に変動しない部分 M と各期に変動する部分 ϵ に分かれ、所得の変動の大きさは標準正規分布に従う確率変数 ϵ によって左右される。 f は密度関数、 F は累積分布関数である。 γ はリスクの大きさを表わすシフトパラメータで、 ϵ の分布を持つ所得リスクである^{*7}。

$$\max \left\{ EU(n, \gamma) \equiv \int_{\epsilon} U \left[\tilde{M}/\bar{n}, \bar{n} \right] dF(\epsilon, \gamma) \right\} \quad (1)$$

$$\tilde{M} = M + \epsilon, \quad \epsilon \sim f(\epsilon, \gamma),$$

^{*7} $\int_{\epsilon}^{\bar{\epsilon}} F_{\gamma}(\epsilon, \gamma) d\epsilon = 0$ と $\int_{\epsilon}^{\mu} F_{\gamma}(\epsilon, \gamma) d\epsilon \geq 0$, $\forall \mu \in [\underline{\epsilon}, \bar{\epsilon}]$ が成立している場合、所得リスク γ は mean-preserving-spread, つまり、分布の平均からの乖離で表わされる。

$$F(\epsilon, \gamma); \quad E(\epsilon) = 0; \quad \epsilon \in [\underline{\epsilon}, \bar{\epsilon}] \quad (2)$$

子どもが上級財か下級財かを判断することはできないので、Fraser(2001) は子どもが上級財のケースと下級財のケースの両方のケースを想定して、所得リスクと出産の関係明らかにしている^{*8}。効用最大化のための 1 階の条件と 2 階の条件は以下になる^{*9}。

$$\text{FOC: } EV_n = E \left[U_n \left[\tilde{M}/\bar{n}, \bar{n} \right] - \tilde{x}/\bar{n} U_x \left[\tilde{M}/\bar{n}, \bar{n} \right] \right] = 0 \quad (3)$$

$$\text{SOC: } EV_{nn} = E \left[(\tilde{x}/\bar{n})^2 U_{xx} - 2(\tilde{x}/\bar{n}) U_{xn} + 2(\tilde{x}/\bar{n}^2) U_x + U_{nn} \right] \equiv \Delta < 0 \quad (4)$$

(3)–(4) 式より、エッジワースのパレート補完的な状態、つまり、生活水準(所得)が高くなるほど、子どもの限界効用は高くなり ($U_{xn} \geq 0$ 。これは同時に子どもが上級財であることを表わす)、Arrow(1971) で言及されている相対的危険回避度、つまり、生活水準(所得)の限界効用の弾力性が弾力的 ($RA^x(\tilde{x}, \bar{n}) \equiv -\tilde{x} U_{xx}(\tilde{x}, \bar{n})/U_x(\tilde{x}, \bar{n}) \geq 1$) であるならば、恒常所得の増加は子どもの需要を増やす ($\frac{\partial n}{\partial M} = - \left[(1/\bar{n}) U_{xn} + (1/\bar{n}^2) U_x + (\tilde{x}/\bar{n}^2) U_{xx} \right] / \Delta$)。

続いて、所得リスクが子どもの需要に影響を与えることを説明するために、(3) 式に陰関数の微分をし、 $\partial \bar{n} / \partial \gamma = \partial n / \partial \gamma$ とすると、(5) 式になる。

$$\frac{\partial \bar{n}}{\partial \gamma} = \frac{\partial n}{\partial \gamma} = -(\Delta)^{-1} \left(\int_{\underline{\epsilon}}^{\bar{\epsilon}} \left\{ U_n \left[\frac{M+\epsilon}{\bar{n}}, \bar{n} \right] - \left(\frac{M+\epsilon}{\bar{n}^2} \right) \times U_x \left[\frac{M+\epsilon}{\bar{n}}, \bar{n} \right] \right\} dF_{\gamma}(\epsilon, \gamma) \right) \quad (5)$$

(5) 式を x で 2 階部分積分し、 $F_{\gamma}(\bar{\epsilon}, \gamma) = F_{\gamma}(\underline{\epsilon}, \gamma) = 0$, $\int_{\underline{\epsilon}}^{\bar{\epsilon}} F_{\gamma}(\epsilon, \gamma) d\epsilon = 0$ を用いると、(6) 式が得られる。

$$\frac{\partial \bar{n}}{\partial \gamma} = \frac{\partial n}{\partial \gamma} = - \left(\int_{\underline{\epsilon}}^{\bar{\epsilon}} \left\{ \left(\frac{1}{\bar{n}} \right)^2 U_{nxx} - \left(\frac{2}{\bar{n}} \right) U_{xx} - \left(\frac{M+\epsilon}{\bar{n}^2} \right) U_{xxx} \right\} \times \left[\int_{\underline{\epsilon}}^{\bar{\epsilon}} F_{\gamma}(\mu, \gamma) d\mu \right] d\epsilon \right) / \Delta \quad (6)$$

Δ が (4) より負であることから、 $\partial \bar{n} / \partial \gamma$ の符号は分子の符号によって決まる。分子の符号は脚注 8 の (vi) 式から $V_{nMM}[\tilde{M}, \bar{n}]$ の符号で表わされ、これは $\partial \bar{n} / \partial \gamma$ の符号でもある。つまり、 $\text{sign}(\partial \bar{n} / \partial \gamma) = \text{sign}(V_{nMM}[\tilde{M}, \bar{n}])$ である。なお、脚注 8 の (V) より、(7) 式も成立する。

$$\text{sign} \left(\frac{\partial \bar{n}}{\partial M} \right) = \text{sign} \left[U_{nx} - \left(\frac{U_x}{\bar{n}} \right) - \left(\frac{U_{xx}\tilde{x}}{\bar{n}} \right) \right] = \text{sign}(V_{nM}) \quad (7)$$

ここで、 V_{nMM} 、つまり $\partial \bar{n} / \partial \gamma$ の符号を明らかにするために、Kimball(1990) の慎重度 $\mu(\tilde{M}, \bar{n})$ ^{*10} を用いる。絶対的慎重度 $\mu(\tilde{M}, \bar{n})$ は (8) 式のように表わされる。

$$\mu(\tilde{M}, \bar{n}) \equiv -V_{nMM}(\tilde{M}, \bar{n}) / V_{nM}(\tilde{M}, \bar{n}) \quad (8)$$

^{*8} Dardanoni(1988) は Fraser(2001) の所得リスクと子どもの人数の負の関係が、所得リスク(所得のショック、変動)を加法的に表わした場合と乗法的に表わした場合で確認できることを明らかにしている。

^{*9} 効用関数を後の説明で便利のように以下のように定義しておく。(o) $V[\tilde{M}, \bar{n}] \equiv U[\tilde{M}/\bar{n}, \bar{n}]$, (i) $V_M[\tilde{M}, \bar{n}] = U_x/\bar{n}$, (ii) $V_{MM}[\tilde{M}, \bar{n}] = U_{xx}/\bar{n}^2$, (iii) $V_n[\tilde{M}, \bar{n}] = U_n - (x/\bar{n})U_x$, (iv) $V_{nn}[\tilde{M}, \bar{n}] = (\tilde{x}/\bar{n})^2 U_{xx} - 2(\tilde{x}/\bar{n})U_{xn} + 2(\tilde{x}/\bar{n}^2)U_x + U_{nn}$, (v) $V_{nM}[\tilde{M}, \bar{n}] = [\bar{n}U_{nx} - U_x - \tilde{x}U_{xx}]/\bar{n}^2$, (vi) $\bar{n}V_{nMM}[\tilde{M}, \bar{n}] = U_{nxx} - (2/\bar{n})U_{xx} - (\tilde{x}/\bar{n})U_{xxx}$ 。

^{*10} Kimball(1990, p.54) では、不確実性を嫌う程度や不確実性を避けようとする程度を表わす危険回避度と異なる意味を持つ慎重度に関して議論している。慎重度は不確実性に対して備えようとする程度を表わし、リスクの大きさに対する予備的行動を説明するのに適している。

$\mu(\tilde{M}, \tilde{n})n$ の符号は、 V_{nM} が正で、 V_{nMM} が負であれば正になる。恒常所得が増加すると子どもの需要は増えるということがわかっているため、 V_{nM} は正である。よって、絶対的慎重度 $\mu(\tilde{M}, \tilde{n})$ が正である場合、 V_{nMM} が負になることから、子どもが上級財で両親が慎重である場合、所得リスクが高まると、出産は減少する。もし両親が将来を見越して出産をするかしないかを決めているのであれば、所得リスクの上昇は出生率の低迷の一つの原因になっている可能性がある。

Fraser(2001) は理論だけでなく、実証分析からも恒常所得の低下と所得リスクの上昇が出産の減少を招くことを明らかにしている。実証分析では、1959 年から 1997 年までのアメリカと 1957 年から 1997 年までのイギリスの時系列データを用いている。実質可処分所得の確率的に決まる部分を恒常所得、実質可処分所得から恒常所得を引いた変動所得の標準誤差を所得リスクの代理変数として 1000 人当たりの出生率を回帰し、恒常所得が低く、所得リスクが高い場合に出生率が低いことを確認している。次節では、Fraser(2001) の理論モデルに出てきた恒常所得と所得リスクが出産に与える影響の他に、出産と妻の就業の同時性とトレードオフ、出産と妻の就業に影響を与える要因について分析した先行研究を紹介する。

10.3 先行研究

本節では、出産と妻の就業の同時性とトレードオフについて、および、出産と妻の就業に影響を与える所得や所得リスクといった各要因について分析した先行研究を紹介する。はじめに、出産と妻の就業の同時性とトレードオフを考慮して分析を行っている先行研究には、張・七條・駿河(2001)、駿河・張(2003)、吉田・水落(2005)、樋口・松浦・佐藤(2009)がある。これらの先行研究は、出産と妻の就業が同時決定され、トレードオフであることを確認している。

続いては、出産と妻の就業に影響を与える要因、特に本稿が注目する不景気、夫の所得、所得リスクの影響について分析した先行研究を紹介する。

不景気が出産を抑制していることを指摘した研究には、樋口・阿部(1999)、Adserá(2004)、阿部(2005)、樋口・松浦・佐藤(2009)がある。これらの先行研究では、出生率低下の理由を、出産を機に退職した場合に再就職が難しく、再就職しても所得が低くなってしまう可能性が高いためだと考えている。

夫の所得と出産との関係に注目している先行研究は数多く存在する。例えば、滋野(1996)、大沢(1993)では夫の所得が高いほど出生率、もしくは出産人数が増えると述べている。他にも、夫と妻のそれぞれの所得が出産に与える影響を分析した研究には Butz and Ward(1979)がある。そこでは、夫の所得の上昇は出産を促進し、一方で妻の所得の上昇は出産を抑制するという仮説を提示している。この仮説を検証している研究は Ermisch(1979)、Ogawa and Mason(1986)、今井(1996)、清水(2002)、加藤(2001)、松浦(2009)など数多くあるが、モデルが現実と整合的かどうかは議論が分かれている。

続いて、夫の所得と妻の就業を分析している先行研究を紹介する。夫の所得を変動所得と恒常所得に分けて分析している先行研究には Hyslop(1999)、Chay and Hyslop(2000)、樋口(2000)、武内(2004)がある。これらの先行研究からは、夫の恒常所得は妻の就業を抑制するが、変動所得は就業を抑制するかどうか明確な結論は得られていない。最後に、所得リスクを分析対象にしている先行研究を紹介する。

小原 (2007) は 1993 年から 2004 年の (公財) 家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」を使用して、夫の所得リスクと妻の就業との関係を分析している。そこでは家計の主たる稼ぎ手である夫の観察された所得の分散の対数値や失業状態を所得リスクとして推定に用いている。推定の結果、夫の所得リスクが高いと妻の付加的労働者効果が生じて妻の就業が増加するという結果を得ている。特に、資産保有額が低く、夫が非自発的失業を経験した世帯において、妻の付加的労働者効果が顕著に見られている。

阿部 (2010) でも、2004 年調査から 2009 年調査までの KHPS を用いて、夫と妻の所得を合わせた世帯の年間所得の対数値などを、年ダミー、世帯主の年齢、家計の構成人数、15 歳以下の子ども数、世帯主の最終学歴ダミー、都市の規模ダミー、地域ブロックダミー、妻の就業形態ダミーなどで回帰し、そこから得られる残差の階差を用いて、恒常所得リスクを推計している。そこでは、恒常所得リスクに直面した家計は、配偶者の付加的な労働供給によってリスクを軽減していることを確認している。

以上の先行研究を踏まえ、次節ではデータの紹介、推定方法の選択、サブサンプルの分け方について述べ、第 5 節では推定結果の解釈を行う。

10.4 データと推定方法

本節では、実証分析で使用するデータの紹介とデータの加工方法について解説する。実証分析では 2004 年調査から 2010 年調査までの KHPS と 2009 年調査から 2010 年調査までの JHPS を合わせて、プーリングデータとして使用する^{*11}。

出産関数と妻の就業関数の推定に使用する被説明変数と説明変数の解説は以下のとおりである。

■被説明変数

出産ダミー *BIRTH*

「この一年間にあなたの世帯に次のような変動がありましたか」という質問に対して「1 あなたの子どもが生まれた」を選んでいる場合 1、選んでいない場合 0 になるダミー変数を使用する^{*12}。

妻の就業ダミー *WORK*

妻に関して、前期就業していなかったが今期就業している場合 1、就業していない場合を 0 とするダミー変数を使用する。

^{*11} この理由は、出産する女性サンプルが少ないためで、二つのデータを合わせてサンプルサイズを拡張する。データを合わせるにあたって、二つのデータの母集団の特性は同じであると仮定する。

^{*12} 本来ならば、出産意欲を被説明変数にするほうが直接的であるかもしれない。なぜならば、実際の出産には、いわゆる「できちゃった婚」のような意図しないで子どもを作る家計や不妊で出産をしたくてもできない家計があり、出産意欲と関係なしに実際の出産が決められているケースは少なくないからである。この場合、本稿が注目する、所得を考慮して出産するかしないかを定める行動は、不確実な部分を含む実際の出産よりも純粋に家計の意志に則っている出産意欲に近いと考えられる。このため、実際の出産を所得と慎重度をもって回帰する際は、出産における不確実な部分 (確率変数) を考慮する必要がある。本稿で使用する KHPS と JHPS は出産をしたかどうかは調査しているが、出産したいかしたくないかについては調査していないため、データの制約上、今回は出産意欲を被説明変数に置くことはできない。今回の推定では、実際の出産は出産したいと思った場合に出産ができると仮定して行う。

■説明変数

恒常所得 *PINCOME*, 所得リスク *RISK*

本稿では Fraser(2001) に基づいて、恒常所得と所得リスクを説明変数に使用する。これらの説明変数は、総務省統計局の消費者物価指数で実質化した夫の所得の対数値の、過去3年間分と今期1年分の移動平均を恒常所得、過去3年間分と今期1年分の移動分散を所得リスクとする^{*13}。

ここで、恒常所得はこのままだとクロスセクションの効果(恒常所得が低い家計は高い家計と比べて妻が就業し、出産しないという効果)と時系列の効果(ある家計の恒常所得が予想しなかったショックで所得が低くなってしまったときに妻が就業し、出産しないという効果)が混在しているため、どちらの効果を捉えているのか定かではない。この二つの効果を区別するために、夫の所得が観察可能な期間全体の平均所得(期間中全て同じ値をとる)も説明変数に加えて推定を行う。過去3年間分と今期1年分の移動平均所得は時系列の効果を見る恒常所得(恒常所得1と呼ぶ。推定式では *PINCOME1* と表わす)、夫の所得が観察可能な期間全体の平均所得はクロスセクションの効果を見る恒常所得(恒常所得2と呼ぶ。推定式では *PINCOME2* と表わす)である。

出産関数と妻の就業関数において、恒常所得と所得リスクの符号は出産関数の場合、恒常所得は正、所得リスクは負、妻の就業関数の場合、恒常所得は負、所得リスクは正になると予想する。但し、妻の就業の場合において、労働市場における職探しの難しさを勘案し、就業意欲喪失効果が生じる可能性も考えられることから、符号は必ずしも以上のような可能性もある。

男女計失業率 *UNEMP*

その他、本稿では景気と所得リスクの影響を捉えるために、総務省統計局『労働力調査』から得た男女計完全失業率も所得リスクとして推定式に加える。

危険回避度 *RISK AVERSION*

KHPS と JHPS では 2009 年の調査で、調査対象者とその配偶者に対して「将来のことや不確実な事柄に対するあなたのお考えをお尋ねします。あなたは降水確率が何 % の時に傘を持っていきますか」という質問をしている。この調査は危険回避度を測定するものであり、Fraser(2001) の慎重度と厳密には異なる^{*14}が、危険回避度を推定に使用した場合どうなるかを検証することもあり意義であると考え。本稿では解釈が容易になるように、100 から調査して得られた降水確率を引いた値を作成し、危険回避度が高いほど危険回避的であるようにした。なお、夫と妻の慎重度の平均を世帯の危険回避度とし、時間一定の値として扱う^{*15}。先行研究ではデータの制約により危険回避度のパラメータを得るまでには至っていないため、実際に危険回避的な世帯ほど出産をしなくなるかどうか、妻が働

^{*13} KHPS のコーホート A は 2004 年調査、KHPS のコーホート B は 2007 年調査、JHPS は 2009 年調査から調査を開始しているが、その際に 1 年前、2 年前、3 年前の所得も調査している。本稿では、これらの過去の所得を 2004 年調査、2007 年調査、2009 年調査から調査されている所得と繋げて使用する。

^{*14} 危険回避度はリスクを小さくできる時にリスクを軽減するための行動に関わり、慎重度はリスクを小さくできない時にリスクによる被害を小さくするための行動に関わるという違いがある。

^{*15} 危険回避度は 2010 年にも調査されているが、2009 年調査には調査対象者と配偶者両方に調査しているのに対し、2010 年調査は調査対象者にのみ調査している。本稿では、調査対象者と配偶者の間で統一を持たせるために 2009 年調査のみを使用する。

き出すかどうかを確認することも本稿の貢献の一つである。

コントロール変数 X

また、推定において必要なその他のコントロール変数 X は以下のとおりである。

家族の人数

Fraser(2001)によれば、家族 1 人当たりの生活水準と家族の大きさの間にはトレードオフが生じると考えられる。生活水準の低下を防ぐために、家族が増えるにつれて出産が減っていくかを確認する。

両親との同居ダミー

両親と同居している場合、両親の手伝いによって家事・育児の負担が減ると考えるため、出産、妻の就業ともに正の影響があると考ええる。

預金残高

世帯の預貯金額が高いほど、出産をする余裕があり、また妻が働く必要性も低いと考えられる。

妻の年齢・妻の年齢の二乗

妻が年齢を重ねるに従って出産人数は増えていくと考えられる。但し、出産は年齢を経ると母体への負担が増すことなどにより難しくなるため、妻の年齢とその二乗を説明変数に使用する。なお、妻の年齢は 50 歳までに限定した。

妻の学歴

学歴が高いほど人的資本が蓄積されていることから、就業しないと機会費用が高くついてしまう。このため学歴が高いほど就業確率が高く、出産確率は低いと考えられる。今回は高卒、短大、4 年制大卒の女性を対象とし、レファレンスは高卒ダミーとする。以上で説明した変数の記述統計量を表 1 に示している。本稿では出産関数と妻の就業関数の推定に用いるデータを有配偶世帯に限定した。なお、出産や妻の就業は一期前の状況を考慮して決定され则认为、使用する説明変数には一期ラグを取った値を使用する。

表 1 記述統計量

| 説明変数 | サンプルサイズ | 平均値 | 標準誤差 | 最小値 | 最大値 |
|---------------|---------|----------|---------|-------|--------|
| 出産ダミー | 5513 | 0.047 | 0.212 | 0 | 1 |
| 妻の就業ダミー | 5513 | 0.095 | 0.294 | 0 | 1 |
| 恒常所得 1 | 5142 | 8.231 | 0.426 | 6.340 | 10.971 |
| 恒常所得 2 | 5513 | 8.718 | 4.146 | 0.575 | 16.324 |
| 所得リスク | 4380 | 0.046 | 0.110 | 0 | 2.548 |
| 男女計失業率 | 5513 | 4.365 | 0.470 | 3.9 | 5.3 |
| 危険回避度 | 5208 | 44.470 | 21.270 | 0 | 100 |
| 家族の人数 | 5513 | 4.118 | 1.294 | 2 | 11 |
| 両親との同居ダミー | 5513 | 0.214 | 0.410 | 0 | 1 |
| 預金残高 | 5513 | 465.870 | 774.176 | 0 | 9300 |
| 妻の年齢 | 5513 | 39.620 | 6.300 | 21 | 49 |
| 妻の年齢の二乗 | 5513 | 1609.391 | 487.810 | 441 | 2401 |
| 妻の高卒ダミー (ref) | 5020 | 0.511 | 0.500 | 0 | 1 |
| 妻の短大卒ダミー | 5020 | 0.321 | 0.467 | 0 | 1 |
| 妻の大卒ダミー | 5020 | 0.169 | 0.374 | 0 | 1 |

注 1: サンプルサイズはもとの標本数である。

注 2: 表示されている値は KHPS(2004–2010 年調査) と JHPS(2009–2010 年調査) を合わせた値。

注 3: サンプルは有配偶世帯に限定。

注 4: 説明変数は一期前の値である。

注 5: 男女計失業率の出典は総務省統計局『労働力調査』(2003–2009 年次) である。

注 6: 恒常所得, 所得リスクを作成するのに使用した所得は総務省統計局の

消費者物価指数 (2003–2009 年次) で実質化した後に対数変換を施している。

注 7: 預金残高の単位は万円。

出所: KHPS, JHPS(2004 – 2010 年調査), 総務省統計局『労働力調査』(2003 – 2009 年次) より計測。

紹介した被説明変数と説明変数を使用し, 以下のような誘導型による定式化で, 出産関数と妻の就業関数 (9) 式を Bivariate Probit Model を推定する。なお, θ , ϕ はパラメータ, u , ϵ は誤差項で各々独立同一分布に従うと仮定する。

出産関数・就業関数の推定式

$$\begin{aligned}
BIRTH_{it}^* &= \theta_0 + PINCOME1'_{it-1}\theta_1 + PINCOME2'_{it-1}\theta_2 + RISK'_{it-1}\theta_3 + UNEMP'_{it-1}\theta_4 \\
&\quad + RISKAVERSION'_{it-1}\theta_5 + X'_{it-1}\theta_6 + u_{it} \\
WORK_{it}^* &= \phi_0 + PINCOME1'_{it-1}\phi_1 + PINCOME2'_{it-1}\phi_2 + RISK'_{it-1}\phi_3 + UNEMP'_{it-1}\phi_4 \\
&\quad + RISKAVERSION'_{it-1}\phi_5 + X'_{it-1}\phi_6 + \epsilon_{it} \\
BIRTH_{it} &= \begin{cases} 1 & \text{if } BIRTH_{it}^* > 0, \\ 0 & \text{otherwise,} \end{cases} \\
WORK_{it} &= \begin{cases} 1 & \text{if } WORK_{it}^* > 0, \\ 0 & \text{otherwise,} \end{cases} \\
E(u_{it}) &= E(\epsilon_{it}) = 0 \quad Var(u_{it}) = Var(\epsilon_{it}) = 1 \quad Cov(u_{it}, \epsilon_{it}) = \rho \\
i &= 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T
\end{aligned} \tag{9}$$

最後に, 所得リスクを分析対象にしている先行研究では資産の多さによって所得リスクへの反応が異なることが指摘されていたことを踏まえ, 預金残高の多い世帯と少ない世帯にサンプルを分けて, 所得リスクに対する出産と妻の就業の行動の変化の違いを比較する。

10.5 実証分析

本節では推定結果を見ていく。表 2 は出産関数と就業関数の推定結果を示している。 ρ の係数値が 1% 水準で有意に負の値を示すことから、先行研究で言われているように、出産と妻の就業はトレードオフになっていることを確認した。続いて、出産関数と妻の就業関数の推定結果を見ていく。

まず、出産関数の推定結果を見ていく。本稿が注目する恒常所得 1 は正の値を示し、恒常所得 2 は負の値を示しているが、有意な結果を得ていない。所得リスクは Fraser(2001) の予想するどおり負の値を示しているがこちらも統計的に有意な結果を得ていない。ミクロデータを使用した本稿の推定結果からは、Fraser(2001) の理論と整合的な結果は得られていない。危険回避度も有意な結果を得られていない。これは、Fraser(2001) の理論モデルでは慎重度が出産に影響するということであったことから、モデルと整合的であると考えられる。男女計失業率も統計的に有意な結果を得られていないことから、景気悪化が直接出産を抑止する効果は見いだせない。家族の人数は 1% 水準で有意で負の値を示しており、家族の人数が増えると一人当たりの生活水準が低下していくため、出産人数は抑制されていると考えられる。両親との同居ダミーは 5% 水準で有意で、かつ正の値を示している。両親と同居していると育児負担が減少するため、出産をしやすくしているのだと考えられる。妻の年齢、妻の年齢の二乗は各々 5% 水準、1% 水準で有意で正と負の値を示し、年齢が経過するにつれて出産は遞減する。

続いて、就業関数の推定結果を見ていく。恒常所得 1 は負の値を示し、有意な結果を得ていない。しかし、恒常所得 2 は正の値を示し、10% 水準で有意な結果を得ている。よって、所得が高く、安定している家計ほど妻は働かなくなるという事実は確認できない。恒常所得 2 が正であることの解釈として、夫と妻が同じ属性を持った者同士で結婚しているという解釈ができると考える。同じ属性というのは学歴が同じであることなどが該当する。つまり、夫の生産性が高い世帯では、妻も生産性が高く、新規就業しやすいと考えられる。所得リスク、男女計失業率はともに正の値を示し、それぞれ 1%、5% 水準で統計的に有意な結果を得ていることから、所得リスクが高く、景気が悪いと付加的労働者効果が働き、妻は新たに就業し始める。危険回避度の推定値は正の値を示し、5% 水準で有意な結果を得られている。最後に、預金残高は 1% 水準で統計的に有意で負の値を得ていることから、所得効果が働いて妻は働かなくなる。

表2 出産関数と妻の就業関数の推定結果(全サンプルを使用した場合)

| 出産ダミー | | | | 妻の就業ダミー | | | |
|-----------|-----------|-------|-------|---------------|---------|--------|-------|
| 説明変数 | 係数 | 標準誤差 | 漸近的 | 説明変数 | 係数 | 標準誤差 | 漸近的 |
| | | | t 値 | | | | t 値 |
| 恒常所得 1 | 0.082 | 0.137 | 0.60 | 恒常所得 1 | -0.071 | 0.080 | -0.89 |
| 恒常所得 2 | -0.006 | 0.014 | -0.41 | 恒常所得 2 | 0.017 | 0.009 | 1.94 |
| 所得リスク | -0.258 | 0.473 | -0.55 | 所得リスク | 0.583 | 0.204 | 2.86 |
| 男女計失業率 | 0.040 | 0.099 | 0.41 | 男女計失業率 | 0.164 | 0.064 | 2.54 |
| 危険回避度 | 0.0008 | 0.002 | 0.37 | 危険回避度 | 0.003 | 0.001 | 2.25 |
| 家族の人数 | -0.217 | 0.046 | -4.77 | 家族の人数 | 0.043 | 0.028 | 1.54 |
| 両親との同居ダミー | 0.409 | 0.166 | 2.47 | 両親との同居ダミー | 0.003 | 0.089 | 0.03 |
| 預金残高 | 0.00002 | 0.000 | 0.26 | 預金残高 | -0.0002 | 0.0001 | -2.97 |
| 妻の年齢 | 0.322 | 0.130 | 2.47 | 妻の年齢 | -0.013 | 0.055 | -0.23 |
| 妻の年齢の二乗 | -0.006 | 0.002 | -3.34 | 妻の年齢の二乗 | 0.0001 | 0.001 | 0.09 |
| 妻の短大卒ダミー | -0.088 | 0.119 | -0.74 | 妻の短大卒ダミー | 0.035 | 0.081 | 0.43 |
| 妻の大卒ダミー | -0.127 | 0.125 | -1.01 | 妻の大卒ダミー | 0.039 | 0.085 | 0.47 |
| 定数項 | -4.858 | 2.257 | -2.15 | 定数項 | -1.466 | 1.112 | -1.32 |
| ρ | -0.346 | 0.095 | -3.63 | | | | |
| 対数尤度 | -1744.568 | | | Wald chi2(30) | 194.90 | | |
| サンプルサイズ | 3752 | | | Prob > chi2 | 0 | | |

注 1: ***は 1% 有意, **は 5% 有意, *は 10% 有意を示す。

注 2: 標準誤差には分散不均一性に対して頑健な標準誤差を使用している。

続いて、預金残高が多い世帯と少ない世帯では所得リスクの影響が異なると考えられることから、① 預金残高が平均より多く、ショックに対して耐久力のある世帯と ② 預金残高が平均より少なく、ショックに対して敏感に反応する世帯にサンプルを分けてサブサンプルごとに違いがあるかどうかを見る。

推定結果を表 3 に示している。これを見ると、預金残高の多い世帯では ρ の係数値が負の符号を示しているが出産と妻の就業の同時性は確認できない。しかし、預金残高の少ない世帯では ρ の係数値が 1% 水準で有意で負の値を示している。預金残高の少ない世帯の出産関数では家族の人数、両親との同居ダミー、預金残高、妻の年齢、妻の年齢の二乗が有意な結果を示している。表 2 の全サンプルを使用した推定結果と比較すると、預金残高が 10% 水準で有意な結果を示すようになっている。しかし、表 3 でも所得リスクや危険回避度に関しては有意な結果が得られていない。一方、就業関数では恒常所得 2、所得リスク、男女計失業率、危険回避度が統計的に有意な結果となっており、表 2 の推定結果と同じような推定結果が得られている。この 4 変数に関しては頑健な推定結果が得られている。小原 (2007) では、資産残高の低い世帯ほど妻が働きに出ていることを確認しており、本稿でも同様の結果が得られている。

表 3 出産関数と妻の就業関数の推定結果 (預金残高の多い世帯と少ない世帯との比較)

| 預金残高の多い世帯 出産ダミー | | | | 妻の就業ダミー | | | |
|---------------------|-----------|--------|------------|---------------|----------|--------|------------|
| 説明変数 | 係数 | 標準誤差 | 漸近的 t 値 | 説明変数 | 係数 | 標準誤差 | 漸近的 t 値 |
| 恒常所得 1 | 0.237 | 0.261 | 0.91 | 恒常所得 1 | 0.001 | 0.146 | 0.01 |
| 恒常所得 2 | 0.020 | 0.028 | 0.73 | 恒常所得 2 | 0.013 | 0.016 | 0.77 |
| 所得リスク | -0.440 | 1.371 | -0.32 | 所得リスク | 0.618 | 0.717 | 0.86 |
| 男女計失業率 | 0.008 | 0.187 | 0.04 | 男女計失業率 | 0.119 | 0.113 | 1.05 |
| 危険回避度 | 0.002 | 0.004 | 0.49 | 危険回避度 | 0.005 | 0.003 | 1.78 |
| 家族の人数 | -0.206 | 0.091 | -2.27 | 家族の人数 | 0.118 | 0.052 | 2.28 |
| 両親との同居ダミー | 0.352 | 0.332 | 1.06 | 両親との同居ダミー | 0.002 | 0.158 | 0.01 |
| 預金残高 | -0.0001 | 0.0001 | -0.56 | 預金残高 | -0.0001 | 0.0001 | -1.82 |
| 妻の年齢 | 0.613 | 0.370 | 1.66 | 妻の年齢 | -0.067 | 0.138 | -0.49 |
| 妻の年齢の二乗 | -0.010 | 0.005 | -1.98 | 妻の年齢の二乗 | 0.0008 | 0.0017 | 0.44 |
| 妻の短大卒ダミー | -0.161 | 0.214 | -0.75 | 妻の短大卒ダミー | -0.029 | 0.121 | -0.24 |
| 妻の大卒ダミー | -0.060 | 0.215 | -0.28 | 妻の大卒ダミー | -0.071 | 0.140 | -0.51 |
| 定数項 | -11.442 | 6.683 | -1.71 | 定数項 | -1.199 | 2.757 | -0.43 |
| ρ | -0.291 | 0.198 | -1.47 | | | | |
| 対数尤度 | -474.945 | | | Wald chi2(30) | 58.87 | | |
| サンプルサイズ | 1241 | | | Prob > chi2 | 0 | | |
| 預金残高の少ない世帯 出産ダミー | | | | 妻の就業ダミー | | | |
| 説明変数 | 係数 | 標準誤差 | 漸近的 t 値 | 説明変数 | 係数 | 標準誤差 | 漸近的 t 値 |
| 恒常所得 1 | -0.0004 | 0.167 | 0.00 | 恒常所得 1 | -0.083 | 0.098 | -0.84 |
| 恒常所得 2 | -0.016 | 0.017 | -0.96 | 恒常所得 2 | 0.018 | 0.011 | 1.69 |
| 所得リスク | -0.253 | 0.500 | -0.51 | 所得リスク | 0.563 | 0.216 | 2.61 |
| 男女計失業率 | 0.021 | 0.106 | 0.19 | 男女計失業率 | 0.191 | 0.070 | 2.73 |
| 危険回避度 | 0.00003 | 0.002 | 0.01 | 危険回避度 | 0.003 | 0.002 | 1.64 |
| 家族の人数 | -0.225 | 0.054 | -4.17 | 家族の人数 | 0.007 | 0.034 | 0.22 |
| 両親との同居ダミー | 0.471 | 0.197 | 2.39 | 両親との同居ダミー | -0.00006 | 0.110 | 0.00 |
| 預金残高 | 0.0007 | 0.0004 | 1.66 | 預金残高 | -0.0003 | 0.0003 | -1.05 |
| 妻の年齢 | 0.300 | 0.151 | 1.99 | 妻の年齢 | 0.009 | 0.063 | 0.14 |
| 妻の年齢の二乗 | -0.006 | 0.002 | -2.73 | 妻の年齢の二乗 | -0.0002 | 0.0008 | -0.25 |
| 妻の短大卒ダミー | 0.065 | 0.121 | 0.54 | 妻の短大卒ダミー | -0.028 | 0.075 | -0.38 |
| 妻の大卒ダミー | 0.174 | 0.154 | 1.13 | 妻の大卒ダミー | -0.024 | 0.108 | -0.22 |
| 定数項 | -3.745 | 2.565 | -1.46 | 定数項 | -1.711 | 1.265 | -1.35 |
| ρ | -0.367 | 0.111 | -3.32 | | | | |
| 対数尤度 | -1261.134 | | | Wald chi2(30) | 133.85 | | |
| サンプルサイズ | 2511 | | | Prob > chi2 | 0 | | |

注 1: ***は 1% 有意, **は 5% 有意, *は 10% 有意を示す。

注 2: 標準誤差には分散不均一性に対して頑健な標準誤差を使用している。

10.6 結論

本稿では、所得リスクが高まると出生率は低下するのを実証的に明らかにすることを目的に分析を進めてきた。分析方法には、恒常所得、所得リスク、リスクに対してどの程度敏感に反応するのかを表わす危険回避度を説明変数に加え、Bivariate Probit Model で出産関数と妻の就業関数の推定を行った。

推定の結果、Fraser(2001)の言うような恒常所得が低く、所得リスクが高い場合に出産が減少する事実は確認できなかった。しかし、男女計失業率、所得リスク、危険回避度が妻の就業を促すこと、そして出産と妻の就業がトレードオフであることから、景気が悪化し、所得リスクが高まると妻が働き出し、それにより出産が抑制されているという間接的な出産を抑制する影響を確認することはできた。特に、小原(2007)の言及するとおり、預金残高の少ない世帯では妻の就業で出産が抑制されていることを確認できたが預金残高の多い世帯では確認できなかった。このことから、より所得リスクに対する対応が難しい預金残高の少ない世帯では所得リスクが妻の就業を促していることがわかった。

出産と妻の就業が両立できていないことは、労働市場に欠陥があることを示す。労働市場が正常に機能しているならば、出産の有無に関わらず就業意欲のある女性は就業できて当たり前のはずが、現状はそうなっていない。これには、出産後の再就職をしやすくすることや育児休業を公認することなどして、出産をしても働き続けられる労働市場を構築し

ていく必要がある。

また、本稿では、経済危機による不況と出産と妻の就業のトレードオフが合わさって、合計特殊出生率の低下を招いていることを明らかにした。仕事と家事・育児の両立が可能な労働市場の実現が今後の経済成長にとっては重要であるが、景気を好転させ、所得に対する不安をなくすことも日本の出生率低下に歯止めをかけることにとっては重要である。他にも、両親との同居が出産を促すことが推定結果から確認できたことから、妻が就業しても出産し、子育てがしやすいように保育所の整備等の保育サービスの拡充を進めることは日本の出生率の向上に効果的である。本稿の貢献として、① ミクロデータを利用して Fraser(2001) の理論モデルの一部を実証したということ、② 所得リスクと出産の関係、危険回避度と出産の関係を分析した研究は、筆者が調べる限り日本で初めての分析であること、③ 所得リスクと出産の関係を出産と妻の就業の同時推計で検証した初めての分析であることが挙げられる。今後の課題として、① 今回はデータの制約により危険回避度を用いて推定を行ったが、慎重度を使用した場合に Fraser(2001) の理論モデルが現実と整合的かどうかを検証すること、② 今回は誘導型での推定を行ったことから、構造型での推定に分析方法を発展させることを考えている。

参考文献

- [1] Adserá, A. (2004) “Changing Fertility Rates in Developed Countries. The impact of labor Market Institutions,” *Journal of population economics*, Vol.17, pp.17-43.
- [2] Arrow, K. J. (1971) “The Theory of Risk Aversion,” in *Essays in the Theory of Risk Bearing*, Chicago: Markham Publishing Co., Chapter 3, pp.90-133.
- [3] Becker, G.S. (1960) “An Economic Analysis of Fertility,” in Coale, A ed. *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Universities Bureau Committee for Economic Reserch Special Conference Series11, Princeton: Princeton University Press, pp.209-240.
- [4] Butz, W.P. and Ward, M.P. (1979) “The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility,” *The American Economic Review*, Vol.69, No.3, pp.318-328.
- [5] Cha, K. O. (2005) “The Differences in Household Economic Structure between Low-Fertility and Birth-Planned Household,” *Journal of Korean Management Association*, Vol.23, No.2, pp.137-148.
- [6] Chay, Y. K and Hyslop, R.D.(2000) “Identification and Estimation of Dynamic Binary Response Panel Data Models: Empirical Evidence using Alternative Approaches,” University of California Berkeley, Working Paper.
- [7] Dardanoni, V. (1988) “Optimal Choice Under Uncertainty: the Case of Two-Argument Utility Functions,” *Economic Journal*, Vol.98, pp.429-50.
- [8] Diamond, P. A. and Stiglitz, J. E. (1974) “Increases in Risk and in Risk Aversion,” *Journal of Economic Theory*, Vol.8, pp.429-450.
- [9] Ermisch, J. (1979) “The Relevance of the ‘Easterlin Hypothesis’ and the ‘New Home Economics’ to Fertility Movements in Great Britain,” *Population Studies*, Vol. 33, No.1, pp.39-58.
- [10] Fraser, D.C. (2001) “Income Risk, the Tax-Benefit System and the Demand for Children,” *Economica*, Vol.68, No.269, pp.105-125.
- [11] Hyslop, R.D.(1999) “State Dependence Serial Correlation and Heterogeneity in Intertemporal Labor Force Participation of Married Women” *Econometrica*, Vol.67, No.6, pp.1255-1294.
- [12] Kimball, S. M. (1990) “Precautionary Saving in the Small and in the Large,” *Econometrica*, Vol.58, No.1, pp.53-73.
- [13] Ogawa, N. and Mason, A. (1986) “An Economic Analysis of Recent Fertility in Japan: An Application of the Butz-Ward Model,” *Jinkogaku-Kenkyu*, No.9, pp.5-15.
- [14] Oyama Masao(2004) “Measuring Cost of Children Using Equivalence Scale on Japanese

- Panel Data,” PIE Discussion Paper, No.221.
- [15] Phipps, S. A.(1998)“What is the Income “Cost of a Child”?, Exact Equivalence Scales for Canadian Two-Part Families,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.LXXX, No.1, pp.157-164.
- [16] Raymo, James M.(2003)“Educational Attainment and the Transition to First Marriage Among Japanese Women,” *Demography*, Vol.40, pp.83-103.
- [17] Rothchild, M. and Stiglitz, J. E. (1971)“Increasing Risk: 1. A Definition,” *Journal of Economic Theory*, Vol.2, pp.225-243.
- [18] —(1971)“Increasing Risk: 2. Its Economic Consequences,” *Journal of Economic Theory*, Vol.3, pp.66-84.
- [19] 阿部正浩 (2006)「雇用と所得の環境悪化が出生行動に与える影響—出生率低下の背景」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『少子化と日本の経済社会—2つの神話と1つの真実』日本評論社, 第4章, pp. 115-134.
- [20] 阿部修人・稲倉典子 (2008)「所得格差と恒常ショックの推移—家計パネルデータに基づく共分散構造からみた格差の把握—」『社会保障研究』, pp.316-331.
- [21] 阿部修人 (2010)「日本における所得リスクの傾向」『NIRA 研究報告書「市場か、福祉か」を問い直す—日本経済の展望は「リスクの社会化」で開く—』総合研究開発機構, 第1節, pp.27-37.
- [22] 今井博之 (1996)「バツ＝ウード型モデルによる日本の出生力分析」『人口問題研究』第52巻, 第2号, pp.30-35.
- [23] 大沢真知子 (1993)『経済変化と女子労働—日米の比較研究』日本評論社
- [24] 加藤久和 (2001)『人口経済学入門』日本評論社
- [25] 小原美紀 (2007)「夫の離職と妻の労働供給」林文雄編『経済制度の実証分析と設計 (第1巻) 経済停滞の原因と制度』勁草書房, 第11章, pp.325-340.
- [26] 滋野由紀子 (1996)「出生率の推移と女子の社会進出」『大阪大学経済学』第45巻, 第3/4号, pp.65-75.
- [27] 清水誠 (2002)「所得が出生に及ぼす影響 - JGSS2000 への Butz and Ward Model の適用」『JGSS 研究論文集』, 第1集, pp.149-158.
- [28] 駿河輝和 (1995)「日本の出生率低下の経済分析」大阪府立大学経済学部編『経済研究』第40巻, 第2号, pp.107-122.
- [29] 駿河輝和・張建華 (2003)「育児休業制度が女性の出産と継続就業に与える影響について—パネルデータによる計量分析」『季刊家計経済研究』第59号, pp.56-63.
- [30] 張建華・七條達弘・駿河輝和 (2001)「出産と妻の就業の両立性について」『季刊家計経済研究』第51号, pp.72-78.
- [32] 武内真美子 (2004)「女性就業のパネル分析—配偶者所得効果の再検証」『日本労働研究雑誌』No.527, pp.78-88.
- [32] 伊達雄高・清水谷諭 (2005)「日本の出生率低下の要因分析—実証研究のサーベイと政策的含意の検討」『経済分析』, 第176号, pp.93-135.
- [33] 樋口美雄 (2000)「パネルデータによる女性の結婚・出産・就業の動学分析」岡田節・黒田昌裕・神谷和也・伴金美編『現代経済学の潮流 2000』東洋経済新報社, 第4節, pp.109-148.
- [34] 樋口美雄・阿部正浩 (1999)「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング—固定

- 要因と変動要因の分析」樋口美雄・岩田正美編『パネルデータからみた現代女性—結婚・出産・就業・消費・貯蓄』東洋経済新報社, 第1章, pp.25-65.
- [35] 樋口美雄・松浦寿幸・佐藤一磨 (2009) 「地域要因が出産と妻の就業継続に及ぼす影響について—「消費生活に関するパネル調査」による分析」RIETI Discussion Paper Series 07-J-012.
- [36] 松浦司 (2009) 「出生意図と出生行動」『経済分析』, 第181号, pp.1-22.
- [37] 吉田浩・水落正明 (2005) 「育児休業制度が女性の就業」『季刊家計経済研究』第51号, pp.76-95.