

夫の家事・育児参加と妻の就業行動：

同時決定バイアスを考慮した分析

中野 あい*

A Husband's Household Participation and a Wife's Labor Supply Activity

—An Empirical Analysis on the Consideration of Simultaneous Decision Bias—

Ai Nakano*

わが国では、出産・育児期にあたる妻の就業継続の問題が大きいことが知られている一方で、夫の家事・育児時間は短い。本稿では、夫の家事・育児参加と妻の就業行動の関係について、1991年の個票データを用いて実証的検証を試みた。同時性を考慮した実証分析の結果、夫の家事・育児行動と妻の就業決定は同時決定の関係であること、両者の関係は正の相関関係にあることが明らかになった。

In Japan, it is widely assumed that a wife's labor supply activity is restricted by household activities and child-care and that a husband spends less time on such activities. In this paper, we try to reveal the relationship between the husband's and the wife's time allocation. The findings suggest a simultaneous relation between the husband's decision to participate in household activities and the wife's Labor supply activity. Further the findings reveal a positive correlation between the wife's labor supply activities and the husband's household activities.

キーワード：夫の家事・育児参加と妻の就業行動，同時決定バイアス

1. はじめに

わが国において、少子化の進行は、女性の就業継続の問題と深く関わることが認識されており、出産・育児期の女性の就業継続を促す法制度が望まれている。

女性の高学歴化と社会進出により、結婚・出産後も仕事を続けることを望む女性が増えている。一方で、子どもを産み、育てるためには、一定の時間的・経済的費用を要する。わが国では、多くの家計において、夫が市場労働に従事することにより経済的費用を負担し、妻が家庭において家事・育児に専念することにより育児の時間的費用を負担するという、夫婦の役割分担が明確に区分されているのが特徴である。そして、長くそのような性別役割

* 神戸大学大学院経済学研究科研究員：〒 657-8501 神戸市灘区六甲台町 2-1

分担が機能するなかで、育児期の妻にとって仕事と家庭生活の両立が難しく、仕事を続けることを選択するか子育て・家庭役割を選択するかという二者択一問題に直面せざるを得ない状況に陥った。このようなことから、わが国では出産・育児を理由に離職する女性が数多く、出産・育児期に女性の労働力率が落ち込むという M 字型カーブが見られている¹⁾。女性の職場進出がすすみ、結婚・出産後も仕事を続けることを望む女性が多くなる一方で、上述のように、育児や家庭役割が負荷となって就業継続をあきらめる女性が数多い。

このようななか、夫である男性の家庭役割はどのように機能しているのでしょうか。わが国では、国際比較でみると、夫の家事や育児への参加はきわめて低い水準となっている。2001 年総務省「社会生活基本調査」によると、有業男性が 1 日に家事を行う時間はわずか 52 分となっており、先進国のなかでも非常に短いといえる²⁾。このように、育児や家庭役割は妻である女性のほうがより多く担っている家計が多いといえる。このため、就業継続を望む妻が増えているなかで、夫の家事・育児への関わりについて考察することは重要なテーマであると考えられる。

わが国では、夫が家事・育児に積極的に参加することが妻の就業行動に与える影響について多くの研究成果が残されている。既婚女性の就業行動としては、女性が 1 日の生活時間のうち何時間を市場労働時間に配分するかという選択のほかに、就業か非就業の選択、そして就業する場合には正社員かパートタイム就業かどちらかの選択で捉えられることが多い。このような既婚女性の就業選択の規定要因を分析した研究のなかで、妻の就業決定関数のなかに夫の家事・育児行動を説明変数として推計している研究が数多く残されている。

わが国の先行研究では、夫が家事・育児に参加することや帰宅時間が早いことが妻の就業を促進するという一連の結果が得られている。山上 (1999) は、夫が家事・育児に協力的であることは妻の就業を促す効果を与えることを示している。井口 他 (2002) は、夫の家庭役割に対する意識に着目し、家事参加志向をもつ夫であるほど、妻の正規就業選択確率が高まることを示している。続く藤野 (2002a) は、夫の平均帰宅時間が早いことや夫に家事参加志向・育児参加志向がある場合に、妻の正規就業選択確率が高まることを明らかにしている。藤野 (2002b) においても、夫の帰宅時間が妻の就業選択に対して影響を与えていることを明らかにしている³⁾。

1) そのような M 字型カーブの特徴は先進国ではあまり見られていない。

2) 2001 年総務省統計局「社会生活基本調査」の EU 比較用組み換え数値によると、日本の有業男性が 1 日に行う家事時間は 52 分である。一方、Eurostat (2004) によると、有業男性が 1 日に行う家事時間は、英国では 114 分、ベルギーでは 135 分、ドイツは 112 分、フランスは 113 分、スウェーデンは 143 分と報告されている (太田 (2006))。

3) この他にも、夫の週労働時間が女性の就業継続に与える分析として阿部 (2001) が、夫の仕事時間や帰宅時間、家事・育児参加が妻の就業選択に与える影響を分析した研究として、阿部 (2001) や西岡 (2001)、西本・七条 (2004) がある。

また一方で、妻の就業状態や市場労働時間が夫の家事・育児参加に与える影響を分析した研究も数多く残されている。多くの先行研究は、妻が就業している家計では夫の家事・育児参加が高まる傾向にあり、さらに妻が就業している場合には妻の市場労働時間が長いと夫の家事・育児参加が高まる傾向にあることが指摘されている (Nishioka (1998), 前田 (2000), 西岡 (2001), 松田 (2004, 2006))。また、松田 (2002) は母親がフルタイムである家計の父親の育児参加が有意に高まることを示している。永井 (2004) は、妻の労働時間が一定水準を超えると、夫の育児参加日数が有意に長くなることを示している。

このように先行研究からは、夫が家事や育児に参加すると妻の就業確率に正の影響を与えるということと、逆に、妻が就業すると夫は家事・育児に参加する傾向にあるということが得られている。しかし、上記の先行研究では、夫婦の役割分担決定がそれぞれ独立に決定されるものとして分析が行われている。すなわち、夫が遂行する家事・育児行動と妻の就業決定が、夫婦の間で独立に決定されているという前提のもとで分析が行われている。しかしながら、夫婦ふたりがひとつの家計単位の効用関数を最大化するならば、夫の家事・育児時間と妻の市場労働時間は夫婦のあいだで同時に決定されていると考えることができる。その場合、夫婦は別々の効用関数ではなく夫婦ふたりの効用を最大にするよう最適な意思決定を行うため、妻が就業するかどうかという選択と夫が家事・育児に参加するかという意思決定は独立ではなく同時に決定されている可能性が考えられる。夫婦の役割分担が夫婦のあいだで同時に決められるならば、夫の家事・育児参加と妻の就業の関係を分析するためには内生性を考慮した分析が必要であると思われる。夫の家事・育児参加の決定と妻の就業決定が同時決定の関係であるとき、夫の家事・育児決定や妻の就業決定を外生変数として推定すると、得られる推定量は一致性をみとさない。

先行研究を見ると、家計の行動が内生的に決められていることを考慮した研究として水落 (2006a, b) がある。父親の育児参加の規定要因を分析した水落 (2006a) は、母親の就業形態を外生的に説明変数に加えた分析では、母親の就業確率は父親の育児参加に正に有意な結果が得られていることを示している。一方、母親の就業状態を内生的に捉えた分析では、母親の推定就業確率は父親の育児参加に対して有意に影響を与えていないことを明らかにしている。水落 (2006a) では、母親の就業状態を内生変数とすると外生変数を仮定した場合と異なった結果を示している。

上記で述べたように夫婦の決定が同時決定である場合、外生性を仮定して推定を行うと、得られる推定値は同時決定バイアスを伴ったものとなり、内生性の問題が発生する。このため本稿では、夫の家事・育児参加と妻の就業行動が同時に決定されているかどうかについて検証を行い、夫の家事・育児参加と妻の就業決定を規定する要因について同時決定バイアスを考慮した分析を試みる。

本稿の構成は以下の通りである。続く第2節では、先行研究と家計内生産モデルについ

て紹介する。第3節では、本稿で行う実証分析の枠組みについて説明する。第4節では、本稿で用いるデータの説明を行い、続く第5節では、夫の家事・育児参加と妻の就業行動について同時推定を行う。第6節では、結論を述べる。

2. 先行研究の概観とモデル

家計の構成員がどれだけ家事・育児に参加するかという決定は、家計の生活時間配分の研究として数多く分析されている。

Becker (1965) の家計内生産関数モデルでは、家計の行動は、家計内で生産された消費財を構成要素とする効用を最大にするよう行動することであると仮定される。Becker の理論によれば、家計は、財および時間を投入することにより家計内生産物を生産する。そして家計は、家計内生産物により構成される家計の効用を最大にするように、市場財に対する需要関数および家事・余暇時間、市場労働供給の水準をそれぞれ同時に決定するものとする。Gronau (1977) は、家計構成員である夫と妻が市場労働と家計内生産労働、余暇に対して行う時間配分の決定モデルを展開した。この理論では、家計は財と時間から構成される消費財を最大化するよう行動すると仮定し、財は市場で購入されるか家計内で生産されるものとする。予算制約と時間制約のもとで消費財を最大にする問題を解くことにより、財と時間の限界代替率が家計内生産の限界生産物および市場賃金率に等しくなるという条件が導かれる。Graham and Green (1984) は、Gronau (1977) のモデルを拡張し、家計内生産時間と余暇時間は明確に区分されるものでなく jointness の関係である仮定のもとで、妻の家計内生産時間の推計を行った。実証分析の結果、未就学児数や家族世帯員数は妻の家計内生産時間に有意に正の影響を与えるが、妻の市場賃金率は家計内生産時間に有意に負の影響を与えることが示されている。また、学歴やスキルが与える影響に関しては、学歴やスキルが向上すると家計内生産労働よりも市場労働のほうが大きく生産性が上昇するということが明らかにされている。Solberg and Wong (1992) は、通勤時間と夫婦の生活時間配分の関係について実証的な検証を行っている。それによると、夫の通勤時間が増加すると夫の家計内生産時間と余暇時間が減少するとともに妻の余暇時間も減少することが示されている。

家計内生産モデルをもとに男女の生活時間配分を分析した研究として、わが国の研究では小原 (2000) がある。小原は、1994 年の「消費生活に関するパネル調査」を用いて、夫婦の通勤時間が夫婦の時間配分に与える影響を推計している。家事生産性低下に家事の下限制約のモデルを加えた説明により、アメリカの Solberg and Wong で見られた結果との相違が説明されている。アメリカにおける結果と大きく異なり、通勤時間が長くなると夫婦どちらも自らの市場労働時間も増やすが、夫婦の通勤時間が増加すると、夫の家事労働時間は増えず、妻の市場労働時間が抑制されることが示されている。

以下では、家計内生産モデルと夫の家事時間について述べる。夫と妻の2人の経済主体によって構成された家計を考える。Gronau (1980) や Graham and Green (1984) は妻の家計内生産時間の決定式を導出しているが、家計の構成員である夫が費やす家計内生産時間配分の決定式は妻の場合と同様に導出することができる。

夫婦は、消費財と余暇から効用を得るものとする。

$$U = U(C, L_1, L_2). \quad (2.1)$$

ただし、 C は消費財、 L_1 と L_2 はそれぞれ夫と妻の余暇時間を表す。消費財 C は市場で購入されるか家計で生産されるものであり、(2.2) 式のように表すことができる。

$$C = X_m + Z, \quad (2.2)$$

ただし、 X_m は市場からの購入財とする。このとき、夫婦は、予算制約と時間制約というふたつの制約条件のもとで、夫婦の効用 U が最大になるように自らの最適な時間配分を決定する。

ここで、家計内生産によって得られる財 Z について、次のような Cobb-Douglas 型に特定化した場合を考える (Graham and Green(1984))。

$$Z = A(M_1^a H_1)^{y_1} (M_2^b H_2)^{y_2} X_z^\beta. \quad (2.3)$$

(2.3) 式において、 X_z は家計内生産物を生産するために投入される消費財、 H_i は家計内生産に費やされる時間を示す。また、夫婦の予算制約は (2.4) 式により、時間制約は (2.5) 式により示される。

$$X_m + X_z = W_1 N_1 + W_2 N_2 + v, \quad (2.4)$$

$$L_i + H_i + N_i = T, \quad i = 1, 2. \quad (2.5)$$

ただし W_i は市場賃金率、 N_i は労働時間、 v は非労働所得であり、 L_i は余暇時間、 H_i は家計内生産時間、 N_i は市場労働時間であるとする。

(2.4) 式の予算制約と (2.5) 式の時間制約のもとで、夫婦は (2.1) 式で示されるような効用を最大にするよう時間配分を決定する⁴⁾。この最大化問題を解くと、夫の家事生産時間は (2.6) 式のような関数として表される。

$$\begin{aligned} \ln H_1 = c' &+ \frac{1}{1 - \beta - \gamma_1 - \gamma_2} \ln A + \frac{\gamma_2 + \beta - 1}{1 - \beta - \gamma_1 - \gamma_2} \ln W_1 - \frac{\gamma_2}{1 - \beta - \gamma_1 - \gamma_2} \ln W_2 \\ &+ \frac{\alpha \gamma_1}{1 - \beta - \gamma_2 - \gamma_2} \ln M_1 + \frac{b \gamma_2}{1 - \beta - \gamma_1 - \gamma_2} \ln M_2. \end{aligned} \quad (2.6)$$

⁴⁾ 具体的には、(2.4) 式と (2.5) 式の制約のもとで (2.3) 式の Z を最大にする問題を解くと、(2.6) 式が導かれる。

ただし、 A は家事生産性に影響を与える外生的要因を示しており、家計全体が共有するパラメーターである。これは、子どもの年齢や同居家族数などが考えられる。 M_i は家事生産性の高さを示す代理指標であり、年齢や学歴などの個人属性を示す。 W_i は市場賃金率、 c' は定数である。

上記の家計内モデルの枠組みは、妻の市場労働時間や夫の家事時間が夫婦の間で同時に決定されることを前提としている。わが国では既に述べたように、女性の就業率は出産・育児期に落ち込み、子どもの手がかからなくなった時期に再び上昇する M 字型カーブとして特徴づけられる。このため、夫婦のなかでも家庭役割を担う妻の就業継続を規定する要因を明らかにする研究が数多く残されている。

3. 実証分析の枠組み

本節では、夫婦の役割分担が内生的に決定されている可能性を考慮した上で、夫の家事・育児決定と妻の就業決定の関係についての検証を行う。夫婦の意思決定が夫婦のあいだで独立に決められるかどうかは同時性の問題として捉えられる。つまり、妻の就業確率が夫の家事・育児参加により影響を受けるということは、同時に、妻の就業決定は夫の家事・育児参加を被説明変数とする方程式体系の説明変数となる可能性が考えられる。夫婦の意思決定が同時決定である場合、夫の家事・育児参加と妻の就業決定は構造方程式体系において内生的に決定されるといえる⁵⁾。

夫婦の意思決定が同時決定であり、説明変数と誤差項が相関をもつ場合、夫の家事・育児参加と妻の就業決定を独立の変数とすると、推定量は一致性を満たさないという同時性の問題が発生する。このような問題に対処するため、本稿では、bivariate プロビット・モデルによる推計を行う。

夫が家事・育児を全く行わない場合を 0、少しでも手伝っているなら 1 とする 2 値変数を使用する。

H_i を夫の家事・育児参加に関する変数であるとする。それは、夫が家事・育児を手伝うならば 1、手伝わないときに 0 として観察される変数であるとする。そして M_i を、妻の就業選択に関する変数であるとし、就業するならば 1、非就業ならば 0 として観察される変数とする。ここで、次のような夫の家事・育児参加と妻の就業決定について、以下のよ

5) 計量経済学において内生性が生じる問題としては、同時性のほかに、説明変数と誤差項の相関を示す意味のものがある。これは、本来推定式に含まれる説明変数が除外されていることから生じるものであるが、本稿の同時性による内生性の問題とは区別される。

うな方程式体系を考える⁶⁾(Greene (2003)).

$$y_1^* = \alpha'x + u \quad (3.1)$$

$$y_2^* = \beta'x + v \quad (3.2)$$

$$\begin{aligned} y_1 &= 1 && \text{if } y_1^* > 0 \\ y_1 &= 0 && \text{otherwise} \end{aligned} \quad (3.3)$$

$$\begin{aligned} y_2 &= 1 && \text{if } y_2^* > 0 \\ y_2 &= 0 && \text{otherwise} \end{aligned} \quad (3.4)$$

ただし, x は外生変数 (ベクトル), u, v は誤差項である. (3.1) 式は夫の家事・育児決定関数, (3.2) 式は妻の就業決定関数を示す. そして, 推計される外生変数は, 居住地域, 親との同居の有無, 未就学児あるいは小学生の子どもの有無, 妻の年齢, 学歴, 夫の学歴, 勤め先の職業属性, 夫の所得, 住宅ローンの有無である.

また, 誤差項の u, v は二変量正規分布で,

$$\begin{aligned} E(u) = E(v) &= 0, & \text{Var}(u) = \text{Var}(v) &= 1, \\ \text{Cov}(u, v) &= \rho. \end{aligned} \quad (3.5)$$

を仮定する.

尤度関数のなかに入る累積分布関数は次の様に定義され, 最尤法を用いて推定する.

$$\Pr(Y_1 = y_{i1}, Y_2 = y_{i2}) = \Phi_2(x, \rho_i^*) = \int_{-\infty}^{W_{i2}} \int_{-\infty}^{W_{i1}} \phi_2(z_{i1}, z_{i2}, \rho_i) dz_{i1} dz_{i2}, \quad (3.6)$$

ここで, 2 変量密度関数は,

$$\phi_2(x, \rho) = \frac{e^{(-1/2)(x_1^2 + x_2^2 - 2\rho x_1 x_2)/(1-\rho^2)}}{2\pi(1-\rho^2)^{1/2}}. \quad (3.7)$$

である. ただし,

$$z_{i1} = \alpha_0 + \alpha'x, \quad z_{i2} = \beta_0 + \beta'x \quad (3.8)$$

$$w_{i1} = q_{i1}z_{i1}, \quad w_{i2} = q_{i2}z_{i2} \quad (3.9)$$

$$q_{i1} = 2y_{i1} - 1, \quad q_{i2} = 2y_{i2} - 1, \quad (3.10)$$

$$\rho_i^* = q_{i1}q_{i2}\rho. \quad (3.11)$$

⁶⁾ ただし, 家計内生産モデルに依拠すれば, 夫婦それぞれの家事時間・就業時間・余暇時間についての 6 本の方程式を同時推定することが望まれる. しかし本稿で使用した調査票からは, 夫婦の余暇に関する時間配分に関する質問項目がない. このため本稿では, 夫の家事遂行と妻の就業決定の関係について 2 本の方程式体系の同時推定を試みる.

であり、 Φ_2 は 2 変量標準正規累積分布関数、 ϕ_2 は 2 変量標準正規密度分布関数を示す。そして、 ρ は相関係数であるとする。 $\rho = 0$ の帰無仮説が棄却されなければ、夫の家事・育児参加と妻の就業決定はそれぞれ独立に決まるものとして、外生性を仮定した分析を用いてもよい。もし夫の家事・育児参加と妻の就業決定が正の相関にあるならば、 ρ は有意に正の値を示すこととなる。推定に際しては、Bivariate プロビット・モデルを用いる。したがって Bivariate プロビット・モデルによる対数尤度関数は、

$$\log L = \sum_{i=1}^n \ln \Phi_2(w_{i1}, w_{i2}, \rho_i^*). \quad (3.12)$$

となる。

4. 使用データについて

本稿では、労働政策研究・研修機構「職業と家庭生活に関する全国調査」の 1991 年の個票データを用いる。このデータは、層化二段無作為抽出法に基づいて抽出された 25 歳から 69 歳の男女とその配偶者を調査対象としており、サンプル数は男性 3000 人、女性 3000 人の計 6000 人で、有効回収数は男性 2401 人（回収率 80.0 %）、女性 2481 人（回収率 82.7 %）の計 4882 人、男性配偶者は 2045 人、女性配偶者は 2040 人となっている。1991 年時点の夫婦を対象としたデータであるが、この調査時点の時代背景として、第一に、当時は現在よりも性別役割意識が強く、夫婦の間で夫である男性が仕事中心の生活を送るという意識が現在より一般的である。第二に、出産後の女性の継続就業をねらいとした育児休業法は当時まだ制定されておらず、男女雇用機会均等法は制定されたばかりの時期であり、女性が働く社会への実現に向けての転換期の時点であって、現在ほど女性が働くことが一般的であった時代ではない。このように男女の意識面からも、また、女性をめぐる就業環境が現在より未成熟であったという点からも、性別役割分担機能が現在より明確に機能していたといえる時代の夫婦の活動を検証することとなる。

本稿で使用する個票データは、男性調査票と女性調査票それぞれに配偶者調査票を有しており、本人とその配偶者に関する詳細な情報を得ることができる。なお、男女それぞれについて、配偶者自らによる回答が行われている。そこで本稿では、男性調査票および女性調査票にそれぞれの配偶者調査票をマッチしてデータセットを作成した。また、本稿の分析では、都市部に住む既婚者・有配偶者の女性とその配偶者のデータを使用した。一般的に、都市部に比べ農村部では性別役割意識が強く働いていると考えられるために、分析対象を都市部に限定した⁷⁾。また、妻である女性の年齢を 44 歳以下のサンプルとしている。わが国の女性の就業形態が M 字形カーブを描くことで知られているように、出産・育児期

⁷⁾ 調査票からは、個人の性別役割意識は尋ねられておらず、不明である。

表 1 記述統計

		観察数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
地域	都市（基準）	992	0.239	0.427	0	1
	大都市A（人口10万人以上）	992	0.234	0.500	0	1
	大都市B	992	0.527	0.424	0	1
親と同居		992	0.264	0.441	0	1
末子	中学卒以上・子どもがいない（基準）	992	0.273	0.446	0	1
	未就学児	992	0.442	0.497	0	1
	小学校低学年	992	0.149	0.356	0	1
	小学校高学年	992	0.139	0.343	0	1
妻	年齢	992	36.032	5.491	21	44
	学歴					
	中学卒（基準）	992	0.105	0.307	0	1
	高校卒	992	0.531	0.499	0	1
	短大・高専卒	992	0.277	0.448	0	1
	大学卒	992	0.100	0.300	0	1
夫	学歴					
	中学卒（基準）	992	0.105	0.307	0	1
	高校卒	992	0.474	0.500	0	1
	短大・高専卒	992	0.068	0.251	0	1
	大学卒	992	0.350	0.477	0	1
	従業上の地位					
	一般従業員（基準）	992	0.696	0.298	0	1
	経営者	992	0.106	0.308	0	1
	管理職	992	0.197	0.398	0	1
	企業規模					
	1～99人（基準）	992	0.431	0.496	0	1
	100～999人	992	0.219	0.414	0	1
	1000人以上・官公庁	992	0.350	0.477	0	1
	産業					
	製造業（基準）	992	0.060	0.239	0	1
	農林漁業・鉱業・建築業	992	0.167	0.373	0	1
	運輸・通信業	992	0.082	0.274	0	1
	卸売・小売・飲食店	992	0.104	0.304	0	1
	金融・保険・不動産業	992	0.150	0.357	0	1
	サービス業	992	0.078	0.268	0	1
	公務	992	0.360	0.480	0	1
税込み所得（万円）		992	529.309	269.730	0	1250
住宅ローン返済中		992	0.329	0.470	0	1
妻が就業		992	0.448	0.497	0	1
夫が家事・育児に参加		992	0.254	0.436	0	1

にあたる20歳代後半から30歳代後半に女性の就業率が低下する。したがって、この年齢層の既婚就業を促進することが政策的課題となっており、本稿ではおもに育児を担う比較的小さい年齢層の女性として44歳以下のサンプルに分析対象を絞った。

さらに、自営業主の家族従業者である夫や、妻が経営者である場合、夫がパートタイマー

や派遣社員など非一般従業員である場合は除外した。夫が自営業主の家族従業者である場合とは、妻が夫の仕事の専業従事者という立場をとることが考えられる。本稿では、妻が外で働くかどうかの意思決定を捉えたいため、夫が家族従業であるサンプルは除外した。また、夫が派遣社員等の場合は、全サンプルのうち3%弱ときわめて少数であるため除外した。さらに、単身赴任などの理由により現在配偶者と別居している場合も除外した。欠損値を除いた標本数は、992となっている。

次に使用する説明変数について説明する。夫婦の時間決定に影響を与える説明変数として、先述の家計内生産モデルでは、学歴や年齢、子どもの有無などがあげられる。本稿ではさらに、居住地域や親との同居の有無、夫の就業形態などを説明変数として含める。地域ダミーについては、人口規模が大きい順から大都市A、大都市B、都市部とした。同居ダミーは、自分あるいは配偶者の親と同居している場合、1の値をとる変数としている。末子についての変数は、子どもがいない家計あるいは子どもが中学生以上の家計を基準としてダミー変数を作成した。すなわち、子どもがいる家計のなかで末子が6歳未満である場合を末就学児とし、末子が小学校低学年と小学校高学年である場合とともに1の値をとるダミー変数を作成した。学歴については、夫婦ともに、中学卒を基準として、高卒ダミーと短大・高専卒、大卒ダミーを作成した。なお、中学卒とは、旧制小学校・新制中学校卒、高校卒とは、旧制中学校・旧制女学校・実業学校・師範学校・新制高校・新制専門学校卒、短大卒とは旧制高校・旧制女子大学・高専・新制短大卒、大卒以上とは旧制大学・新制大学・大学院卒とした。夫の従業上の地位は、一般従業員を基準として、経営者ダミーと管理職ダミーを作成した。経営者とは、経営者・役員・自営業主・個人経営・自由業を示しており、管理職とは課長以上の管理職としている。夫の勤め先の産業は、表1にある製造業を含む7つの産業に分類した。農林漁業・鉱業・建設業を一括りにしたのは、調査票ではこの3つの産業に従事する場合のサンプルがきわめて少数であったため、製造業を除く第1次産業・第2次産業を統合したものとして使用している。夫の所得については、調査時点の過去1年間の税込み所得を用いている。

妻の就業決定変数については、妻が課長以上の管理職、一般従業員、パート・アルバイト・臨時として就業している場合に1の値をとる変数とした。夫の家事・育児決定関数については、夫が少しでも家事・育児を行っている場合に1の値をとる変数としている⁸⁾。これは、このデータで夫が少しでも家事や育児に参加している割合は、およそ27%となって

⁸⁾ 調査票からは、夫の家事負担量を4段階に把握することができる。夫が行う家事・育児の度数分布を以下に示す。

1. 少しでも手伝う = 18.4 %
2. かなり手伝っている = 5.6 %
3. ほぼ同等に手伝っている = 1 %
4. もっぱら夫が行っている = 1.6 %

表 2 推計結果 bivariate プロビット分析

		夫の家事・育児参加関数		妻の就業決定関数	
説明変数		係数	漸近的 t 値	係数	漸近的 t 値
地域	大都市 A (人口 10 万人以上)	0.407	0.30	-0.671***	-5.09
	大都市 B	-0.402	-0.36	-0.267**	-2.42
親と同居		-0.915***	-7.22	0.243**	2.40
末子	未就学児	0.217*	1.67	-0.912***	-7.31
	小学校低学年	-0.075	-0.48	-0.469***	-3.44
	小学校高学年	-0.051	-0.32	-0.084	-0.59
妻	年齢	-0.023**	-2.15	0.041***	3.90
	学歴				
	高校卒	-0.058	-0.31	-0.023	-0.13
	短大・高専卒	-0.006	-0.03	0.141	0.71
夫	大学卒	0.060	0.24	0.442*	1.84
	学歴				
	高校卒	0.327*	1.75	-0.318*	-1.89
	短大・高専卒	0.556**	2.25	-0.218	-0.92
	大学卒	0.182	0.86	-0.509**	-2.61
	従業上の地位				
	経営者	-0.195	-1.13	-0.555**	-3.31
	管理職	-0.330**	-2.41	-0.223*	-1.78
	企業規模				
	100～999人	-0.488	-0.37	-0.171	-1.39
	1000人以上・官公庁	0.169	0.31	-0.224*	-1.84
	産業				
	農林漁業・鉱業・建設業	-0.488**	-2.10	-0.062	-0.32
	運輸・通信業	0.169	1.25	0.106	0.80
	卸売・小売・飲食店	0.040	0.22	-0.177	-0.97
	金融・保険・不動産業	-0.100	-0.61	0.147	0.94
	サービス業	-0.006	-0.05	0.298**	2.12
	公務	-0.180	-0.94	0.178	0.98
税込み所得 (円)		0.0003	1.51	-0.001***	-5.29
住宅ローン返済中		0.105	1.04	0.174**	2.30
定数項		-0.121	-0.26	-0.035	-0.08
ρ				0.238**	3.72
n				992	
対数尤度				-1046.07	
Wald > Chi2				334.92	
Prob > Chi2				0.000	

注) *は 10 %水準で**は 5 %水準で***は 1 %水準で有意であることを示す。

おり、夫がまったく行わない家計が多いため、本稿の分析では、まったく家事や育児から離れている夫が、妻の行動を契機として少しでも参加するようになるかどうかについての問題について明らかにする。そのため、当初から家事・育児を行っている夫がより負担量を増やすかどうかについては、本稿の分析からは把握されないことに留意する必要がある。

5. 推計結果

表2がBivariateプロビット推計の結果を示す。推計の結果、 ρ の値は有意に正の相関を示しており、夫の家事・育児参加と妻の就業決定はそれぞれ独立に決まるものでなく、同時決定の関係であることが示されている。また、夫が家事・育児参加を行うことと妻が就業決定を行うことは正の相関関係をもつことが示されている。これまで夫の家事・育児行動と妻の就業決定については、それぞれ独立の意思決定として分析が行われることが多かったが、本稿の結果から、夫の家事・育児行動と妻の就業行動は夫婦の間で相関関係にある可能性が明らかにされた⁹⁾。すなわち、夫と妻の意思決定は独立ではなく、夫婦は家計全体の効用を最大にするよう意思決定を行っている可能性が示唆される。そして、両者は正の相関関係にあることから、夫が家事・育児を遂行するならば、妻の就業が促進される可能性が考えられる。

その他の説明変数について説明する。夫の家事・育児参加関数について見ると、第一に、自分あるいは配偶者の親との同居は夫の家事・育児参加に対して有意に負の効果を与えている。親との同居は夫婦の家事・育児行動を代替する機能をもつことが考えられる。末子が未就学児である場合、末子が中学生以上あるいは子どもがいない世帯を基準とすると、統計的有意性は低いものの、夫は家事・育児に参加する結果が得られている。妻の年齢は夫の家事・育児遂行に有意に負の影響を与えており、妻の年齢が高くなるほど夫は家事・育児を手伝わない傾向が得られた。本稿の推計では多重共線性の可能性から妻の年齢と夫の年齢を同時に推計に含めなかったが、夫の年齢と妻の年齢は高い相関関係にあることが考えられる。妻の年齢が高くなると夫の年齢も高くなる傾向にあるが、夫婦の年齢が高いほど性別役割意識の影響を強く受けていることが考えられる。このため、妻の年齢が低く、夫の意識が性別役割意識から希薄であるほど、夫が家事・育児に関わる傾向が高い可能性が考えられる。

学歴については、夫の学歴が中学卒である場合を基準とすると、夫が短大・高専卒である場合に負の符号が得られている。これは、短期大学や専門学校では、家事・育児行動に近い分野での技能特殊的な内容の学びを目的としたところが多いため、修学当時に学んだ内容が家事・育児分担に影響している可能性が考えられる。

居住地については、保育サービスや家事代行サービスの供給量が地域によって異なることや、人口が多い都市部であるほど性別役割意識が希薄になり夫が家事・育児に参加する傾向が高まると予想されるが、夫の家事・育児参加に対して有意に影響を与えていない。これは、本稿の分析では都市部以外の地域は除外しているため、このような

⁹⁾ ただし、既に荒山(1996b)の研究では、夫婦の意思決定が内生的に決められている可能性を指摘している。これに対し、水落(2006b)は、父親の育児時間に対しては夫婦の時間配分は外生的であることを示している。

効果はある程度コントロールされているためであると考えられる。

夫の従業上の地位が課長以上の管理職である場合は、一般従業員を基準とすると、夫の家事・育児参加確率は5%水準で高いことが示されている。これは、管理職に就いている場合には仕事が特に忙しいことが要因のひとつとして考えられる。ただし、仕事が多忙であり時間的制約があるために夫は家事遂行を行わないとするならば、夫の所得や学歴も業務の遂行に与える要因として夫の家事・育児行動に影響を与えると考えられる。本稿の結果から、夫の所得の高さは家事・育児遂行に有意に影響を与えていない。

夫の勤め先の産業では、製造業を基準として農林漁業・鉱業・建設業ダミーが負で有意な符号が示されている。夫や妻の所得、住宅ローン返済中であるかどうかということは、夫の家事・育児参加に対して有意に影響を与えていない。

次に、妻の就業決定関数の結果について説明する。まず、人口10万人未満の都市部に比べ、それよりも人口が多い大都市部に居住している家計において、妻の就業確率が有意に低下している。これは、人口が多い都市部であるほど保育所の待機児童の問題が深刻であるため、幼い子どもがいる妻の就労が困難である状況が考えられる。また、大都市圏に住むほど長時間通勤である傾向が高く、妻の市場労働供給が抑制されることが考えられる¹⁰⁾。

自分あるいは配偶者の父母との同居は、妻の就業確率を有意に高める効果が得られている。これは、同居親の手助けにより家事や育児の負担が軽減されるため、仕事と育児の両立が可能になり妻の就業確率が高まることがうかがえる。ただし、親との同居については、妻の就業志向が高い家計では親と同居することを選択することも考えられるため、内生変数である可能性があることに注意を要する¹¹⁾。

末子が未就学児や小学校低学年である場合には、末子が中学生以上あるいは子どもがいない家計を基準として、妻の就業確率が有意に低下しているが、小さい子どもがいることは母親の就業にとって大きな負担となっている可能性が考えられる。妻の学歴に関しては、学歴が高いほど妻の就業確率が高く、学歴と就業が正の相関関係であることを示されている。また、夫がサービス業に勤めている家計では、妻の就業確率は有意に低下していることが示されている。

夫の所得に関しては、妻の就業決定と負の相関を示しており、ダグラス＝有澤の第一法則の成立が確認される。年齢に関しては、妻の年齢が上昇すると就業確率が高まることが示されている。これは、年齢の上昇にともなって人的資本が向上することや子どもが成長するため育児に手がかからなくなるためであると考えられる。

¹⁰⁾ 小原（2000）は、都市部に居住する夫の通勤時間が長いこと、都市部であるほど妻は家事時間を増やし市場労働時間を減少させると説明している。

¹¹⁾ 本稿では、適切な操作変数が見つけられなかったため、親と同居しているかどうかの内生性を考慮した分析は行っていない。

住宅ローン返済中であることは家計が負債を有していることを意味しており、ローンの返済がある家計の妻は就業確率が有意に高まることが示されている。

6. おわりに

本稿では、1991年の個票データを用いて、夫婦の役割分担が同時に決定される可能性を考慮したうえで夫の家事・育児決定と妻の就業決定の関係について検証を行った。本稿の分析結果より明らかになったことは、相関係数は有意に正の関係を示し、夫の家事・育児決定と妻の就業決定関数は同時決定の関係であることが示されたことである。

わが国では、M字型カーブに描かれるような出産・育児期の女性の就業の中断が他の先進諸国と比べても顕著であり、一方で、夫である男性の家事遂行時間がきわめて短いことが特徴として挙げられる。また、近年では育児にかかわりたいと考える男性が増えているが、現時点では男性が育児休業を取得するケースもきわめて少数である。このため、出産・育児を担う妻の就業継続と夫の家事・育児分担について明らかにされることは重要な政策的課題であると考えられる。数多くの先行研究から、夫の家事・育児分担がすすむことは妻の就業継続を有意に高めることが明らかにされている。先行研究の多くにおいては夫の意思決定が夫婦の間で独立であることが前提とされているが、本稿では、夫の家事・育児遂行と妻の就業行動の同時決定モデルによる推計を試みた。その結果、夫婦の意思決定は同時決定であり、正の相関関係にあることが明らかにされた。家計をひとつの経済主体と考えた場合、夫が家事・育児参加を行うかどうかということと妻の就業決定は夫婦のあいだで同時決定の関係にあることを実証面で明らかにしたことが本稿の新たな貢献である。そして、本稿の実証的検証から、夫が家事・育児参加する家計では妻の就業が促進されることを示唆する結果が得られている。

最後に、政策的課題を述べる。わが国では男性が育児のための休暇をとることはまだまだ珍しいことであり、育児に参加する男性は少数派のグループとして特徴づけされている。このため、官公庁や企業などが主体となって、働く男性の育児参加を促す工夫が望まれる。今後の政策的課題とのひとつとしては、フルタイムで働く男性の長時間労働や長時間通勤の問題が見直され、男性でも家事や育児を担える環境を整えていくことが考えられる。

謝辞

本稿の作成にあたって、神戸大学の三谷直紀先生から手厚い指導を賜りました。また、本誌2名の匿名レフェリーから有益なコメントを頂きました。ここに記して感謝申し上げます。また、編集長の渡部敏明先生に御礼申し上げます。本稿の分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「[職業と家庭生活に関する全国調査, 1991] (労働政策研究・研修機構)」の個票データの提供

を受けました。記して感謝申し上げます。本稿中のありうべき誤りはすべて筆者に帰するものです。

参 考 文 献

- 阿部正浩 (2001). 「労働時間と就業, 結婚行動—就業機会の均等化の影響との関連で」『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究』高橋重郷編, 厚生科学研究政策科学推進研究事業報告書.
- 荒山裕行 (1998a). 「家計内における男女間の分業—家計内生産関数による実証分析」『経済科学』**39**(2), 1-16.
- 荒山裕行 (1998b). 「雇用労働時間, 自営労働時間および家事労働時間の決定—タイ Socio-Economic-Survey(1981)を用いた家計構成員間の相互依存の分析」『経済科学』**46**(2), 29-44.
- Becker, G. S. (1965). A Theory of the Allocation of Time, *Econ. J.*, **75**, 493-517.
- Eurostat (2004). How Europeans Spend Their Time Everyday Life of Women and Men, *Bureau of Labor Statistics of the U.S.*
- 藤野敦子 (2002a). 「子どものいる既婚女性の就業選択—夫の働き方, 性別役割意識が及ぼす影響」『季刊家計経済研究』**56**(4), 48-55.
- 藤野敦子 (2002b). 「家計における出生行動と妻の就業行動」『人口学研究』**31**, 19-33.
- Graham, J. W. and Green, C. A. (1984). Estimating the Parameters of a Household Production Function with Joint Products, *Rev. Econ. Statist.*, **65**, 277-282.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric Analysis* (5th ed.), Prentice Hall.
- Gronau, R. (1977). Leisure, Home Production, and Work—the Theory of the Allocation of Time Revisited, *J. Pol. Econ.*, **85**, 1099-1123.
- Gronau, R. (1980). Home Production—A Forgotten Industry, *Rev. Econ. Statist.*, **62**, 408-417.
- 井口泰, 西村智, 藤野敦子・志甫啓 (2002). 「雇用面からみた世代間利害調整」『経済研究』(一橋大学) **53**(3), 204-212.
- 前田正子 (2000). 「共働き世帯における夫の家事・育児分担についての分析」『季刊家計経済研究』**48**(4), 68-74.
- 松田茂樹 (2002). 「父親の育児参加支援策の方向性」『少子社会の子育て支援』国立社会保障・人口問題研究所, 313-330.
- 松田茂樹 (2004). 「男性の家事参加・家事参加を規定する要因」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋尚子編, 『現代家族の構造と変容—全国家族調査 [NERJ98] による計量分析』東京大学出版会, 175-189.
- 松田茂樹 (2006). 「近年における父親の家事・育児参加の水準と規定要因の変化」『季刊家計経済研究』**71**(2), 45-54.
- 水落正明 (2006a). 「父親の育児参加と家計の時間配分」『季刊家計経済研究』**71**(2), 55-63.
- 水落正明 (2006b). 「家計の時間配分行動と父親の育児参加」『季刊社会保障研究』**42**(2), 149-164.
- 永井暁子 (2004). 「男性の育児参加」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋尚子, 『現代家族の構造と変容—全国家族実態調査 [NERJ98] による計量分析』東京大学出版会, 190-200.
- 西本真弓, 七条達弘 (2004). 「親との同居と介護が既婚女性の就業に及ぼす影響」『季刊家計経済研究』**61**(1), 62-72.
- Nishioka, H. (1998). Men's Domestic Role and the Gender System: Determinants of Husband's Household Labor in Japan, 『人口問題研究』**54**(3), 56-71.
- 西岡八郎 (2001). 「少子化現象のジェンダー分析 (2) —男性の家庭役割と追加出生に関する意識」高橋重郷編, 『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究』厚生科学研究政策科学推進研究事業報告書, 308-332.
- 小原美紀 (2000). 「長時間通勤と市場・家事労働—通勤時間の短い夫は家事を手伝うか?」『日本労働研究雑誌』**476**, 35-45.
- 太田美音 (2006). 「さらなる利活用を目指して—平成 18 年社会生活基本調査の集計及び 13 年社会生活基本調査特別集計から」『統計』7 月号, 35-40.
- Solberg, E. J. and Wong, D. C. (1992). Family Time Use-Leisure, Home Production, Market Work, and Work Related Travel, *Journal of Human Resources*, **27**, 485-510.
- 山上俊彦 (1999). 「出産・育児と女性就業の両立可能性について」『季刊社会保障研究』**35**(2), 52-64.