



## 既婚女性の就業選択と性別役割意識

高橋 桂子

(新潟大学人文社会・教育科学系 (教育人間科学部))

原稿受付平成 19 年 5 月 7 日 ; 原稿受理平成 19 年 7 月 7 日

### Choice of Work Pattern of Married Women and Gender Role Attitudes

Keiko TAKAHASHI

*Institute of Humanities, Social Sciences and Education (Faculty of Education and Human Sciences),  
Niigata University, Niigata 950-2181*

After the enactment of the Equal Employment Opportunity Law in Japan, an increasing number of women have been working after marriage and childbirth. The lower their husbands' income, the more married women did enter the labor force as if to prove the legitimacy of Douglas-Arisawa's law, a classical framework for explaining married women's allocation of labor and housework. This law, however, could not explain the married women's behavior of today. The purpose of this paper is to analyze how own/husbands' gender role attitudes affect the married women's decisions through probit/multinomial logit analysis. Micro-data from a couple-survey which was conducted by Rengo Soken in 1998 was used for this research. The major findings are as follows; 1) There were significant negative relations between women's gender role and their decisions on whether or not to enter the labor market, but there were only insignificant relations acknowledged on the part of their husbands. 2) The results of the probit analysis show that the potential of the married women for entering the labor market was decreased by about 5% of the mean figure where they stood against the ideas of "husband doing washings."

(Received May 7, 2007; Accepted in revised form July 7, 2007)

**Keywords:** married women 既婚女性, work-pattern 就業選択, gender role attitude 性別役割意識.

#### 1. 問題の所在

1980年代のデータを用いた既婚女性の就業選択に関する実証分析では、世帯主所得が高いほど配偶者の労働力率が低いという「ダグラス=有沢の法則」があることが確認されてきた(大沢 1993; 高山と有田 1995 など)。しかし 1986 年男女雇用機会均等法、1992 年育児休業法、1999 年男女共同参画社会基本法などの制定に伴い、女性の就業環境も整備されてきた。女性にとっての生涯でみた理想の働き方や性別役割意識も変化している中(内閣府「男女共同参画社会に関する世論調査」)、ダグラス=有沢の法則の有効性を疑問視する実証分析がいくつかある。

大竹(2000)は『就業構造基本調査』(1982年、1987年、1992年、1997年)を用いて、「ダグラス=有

沢の法則」は 1980 年代には確認されたが、1990 年代にその関係は弱くなり、1997 年では世帯主所得が高いほど配偶者の労働力率が低いというマイナスの関係は観察されないと述べている。小原(2001)は、『消費生活に関するパネル調査』(1993年、1996年)を用いて「夫の所得の高い家計に専業主婦が多いか」、「夫の所得が高い家計で妻の所得も高いか」という仮説を検証したところ、1993年調査では女性の就業選択に対する配偶者所得は統計的に有意にマイナスを示したものの 1996年調査では統計的には有意でなくなっていること、夫の所得が高い家計では妻の所得も高いという可能性は否定できないことを明らかにした。阿部(2001)は『就業構造基本調査』の 4 年間の個票データ(1982年、1987年、1992年、1997年)を用いて擬

似パネル・データを作成して女性の就業と世代効果を検討した。その結果、ダグラス=有沢の法則は、高卒者よりは大卒者で影響があるものの若い世代ではその効果が薄れていること、とりわけ大卒女子ではその効果が弱くなっていると指摘している。松浦と白波瀬(2002)は『国民生活基礎調査』の4年間の個票データ(1986年, 1989年, 1992年, 1995年と1998年)を用いて、この間、妻の一般雇用就業に対する配偶者所得は一貫して有意にマイナスであるが、その効果は配偶者所得が100万円増加すると妻の一般雇用確率が1%ポイント低下する程度で限定的であると述べている。このように、1990年以降の女性の就業選択と配偶者所得との関連についてはダグラス=有沢の法則が確認されず、配偶者所得の多寡とは無関係に就業選択を行う女性たちが出てきていることを示す研究がある。これらの結果から、社会・経済環境の変化に応じた既婚女性の就業選択に関する新たな理論構築が求められている。

既婚女性の就業選択を考えると、配偶者所得、子の有無や親世代との同居といった経済変数のみならず、個人が理想とする生き方、本人や配偶者の性別役割分業に対する意識も影響を与えることが考えられる。従来の分析モデルの多くは説明変数が経済変数のみで構成され、このような意識変数への配慮は必ずしも十分ではなかった。そこで本稿は、説明変数に女性本人と配偶者の性別役割観に関する意識変数を加えて分析し、本人や配偶者の意識変数が既婚女性の就業選択行動にどのような影響を与えているか、実証分析によって明らかにすることを目的とする。

## 2. 先行研究

Gordon and Kammeyer (1980) は、既婚女性の労働供給理論を整理する中で、経済状況、抑制・促進要件に加えて社会心理的志向・意識(性別役割分業)を組み込んで分析する枠組を提案している。わが国においても既婚女性の労働供給に関する実証分析で、意識変数を組み込んだ先行研究がある。経済学領域では永瀬(1994)の研究を嚆矢とする。永瀬(1994)は雇用職業総合研究所が1983年に実施した『職業移動と経歴(女子)調査』のうち25歳から44歳までの1,330サンプルを対象に、就業に対する「執着度」(attachment)を示す指標として女子が職業をもつことについての意見として「継続志向ダミー」と「再就職志向ダミー」を作成して、説明変数に投入している。その

結果、正社員では「継続志向ダミー」が、短時間パートでは「再就職志向ダミー」が有意にプラスであることを報告している。前田(1998)は日本労働研究機構が1991年に実施した『職業と家庭生活に関する全国調査』の女性個票データ( $n=2,481$ )を用いて、女性の就業に及ぼす同居親の有無と年齢効果に関して分析を行った。そこで用いた意識変数は女性本人が理想とするライフコースであり、「就業継続志向」を1、結婚・育児退職、中断型や非就業を0としたダミー変数である。その結果、女性の就業選択(有業、無業)、就業形態(正社員、パート、無職)いずれにおいても、無職の女性と比べると正社員やパートで働くという選択をした場合、「就業継続志向」が統計的に有意にプラスの影響を与えることが報告されている。長町(2002)は、生命保険文化センターが1994年に実施した『夫婦の生活意識に関する調査』の個票データの中から夫がフルタイムで働き子どもがいる男女(男性=852, 女性=897)を対象に、男女別に女性(妻)の就業選択・就業形態に関する実証分析を行った。説明変数に加えた意識変数は「妻は家事や育児に専念するのがよい」(「そう思う」4点~「そう思わない」1点)、「夫が主に収入を得てくるべきである」(同)に対する回答者本人の意識得点や「妻のライフコースとして理想と考える」(「就業継続志向」, 「復帰志向」)ダミー変数である。その結果、男女ともに、女性(妻)の就業選択・就業形態において「妻は家事や育児に専念するのがよい」は有意にマイナスに、「継続就業志向」は有意にプラスに影響を与えている。その絶対値は、女性回答の方が男性回答より大きい。同時に「夫が主に収入を得てくるべきである」という「世帯の稼ぎ手」(bread-winner)意識は男女で異なる傾向を示し、女性ではいずれの就業形態においても有意ではないが、男性は、妻がパート・アルバイトとして就業している場合は妻が無職である場合にくらべて有意にプラスを示している。長町(2002)ではこの点に関する言及はみられないが、女性が無職の配偶者より女性がパート・アルバイトの配偶者の方が「世帯の稼ぎ手」意識が強い点は興味深い。同じデータを使用した同様の問題関心による分析に藤野の研究(2002)がある。男性票( $n=757$ )のみを利用して妻の就業選択に夫の性別役割意識がどの程度影響するのか分析しているが、この点に注目して、「非正規就業の選択には妻はあくまでも家計補助的な稼ぎ手であるという(夫の)性別役割意識が関連していそうである」と述べている。

社会学領域でも女性の就業選択に関して意識変数との関連で分析した先行研究がある\*1。その多くは「男は外で働き、女は家庭を守る」という設問を用いている。木村(1998, 2000)は、日本の既婚女性は、学歴、就業形態と性別役割意識の三者の關係に「ふしぎ」な傾向があると指摘する。SSM調査(1995年)から、学歴と性別役割意識の關係はマイナス、性別役割意識と就業形態(専業主婦度)の關係はプラスであることを示す。つまり、学歴が低いほど性別役割意識得点は高く、性別役割意識得点が高いほど専業主婦度が高い。ここから学歴が低いほど専業主婦度が高い、つまり、専業主婦という就業形態を選択する女性の学歴は低いことが予想されるが、データは専業主婦の学歴が高いことを示し、「うまく説明することができない」(木村1998, 24)という\*2。この逆転現象を説明する先行研究には学歴「結婚市場」仮説をとる脇坂(1990)、学歴「教養獲得」仮説をとるBrinton(1993)などがあるとした上で、木村は「労働市場の分断のもとでの合理的選択と認知的不協和」仮説を提唱している。つまり、女性も男性同様、職業的地位達成のための投資として大学進学を選択するが、労働市場に参入すると、フルタイム雇用では統計的差別があったり出産後、就業を継続しにくい環境があつて労働市場から退出する女性が多い。他方、パートタイム雇用では、安価な労働力としかみなしていない現実に直面する。その結果、志望していたのとは異なる就業形態に至る女性が多くなり、「認知的不協和」(Festinger 1957)を経験する。不快な不協和を低減させるべく、女性たちは現在の就業選択を合理化・正当化する方向で性別役割意識を変化させる、と説明する。日本の労働市場に「認知的不協和」をひきおこさせる、つまり、就業意欲をディスカレッジさせるメカニズムが構造的に内包されていることは熊沢(2000)や木本(2004)の事例調査でも明らかにされている。

このように、女性の就業選択分析の説明変数に、経済変数だけでなく意識変数を加えることで多くの点が

\*1 女性の就業選択以外では、たとえば育児・家事分担に関して意識変数を組み込んだ論文蓄積は多い(Ishii-Kuntz and Coltrane 1992; 松田 2005 など)。

\*2 理論的には木村(1998)の指摘の通りであるが、この關係に配偶者年収という要素を組み入ると「学歴が低いほど専業主婦度が低い」を説明することができる。つまり、既婚女性の就業選択により影響を与えるのは、本人の性別役割意識より、配偶者年収である、と考える。

明らかになる。しかしながら先行研究には2つの課題がある。その1つめは、用いる意識変数のワーディングである。「男は仕事、女は家庭」や「あなたの妻のライフコースとして理想と考えるのはどのライフコースか」といった意識変数が用いられることが多い。この質問は世論調査をはじめとして数多くの調査で採用されている、きわめて一般的な質問である。たしかに性別役割意識を尋ねるには包括的な設問ではあるが、他方であまりにも聞き慣れてしまい、立ち止まって設問に真剣に考える必要を感じないステレオタイプの・総論的な質問ともいえる。そこには回答は回答、実態は実態と回答と実態が乖離していることも容易に予想できる。実際、SSM調査(1995年)を用いた吉川(1998)は、「男は仕事、女は家庭」という意識と現実の就業形態との間に不整合が生じている女性割合が43.2%にのぼることを指摘している。総論的ではない、各論的な意識変数を用いて分析することが課題である。また、この設問では、回答者はなぜ「男性は外で働き、女性は家庭を守るべき」と考えるのか、そう考える理由・背景が把握できない。「男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである」と考える理由・背景が明らかになれば、回答者が抱いている反対する理由・背景を解消・緩和するための何らかの対処をとることも可能になり、政策的意義がある。たとえば「男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである」と考えるのは、妻が外で働くとき家事・育児の夫婦間分担が増えることに抵抗があるという家庭における夫婦間の役割分担要因か、それとも女性が社会進出することに伴い、仕事で女性の上司に仕えなくてはならないことに対する心理的抵抗感があるという職場要因か、それとも夫婦共働きになると子どもも家事を分担させなくてはならないという次世代要因か、は明らかにされない。どのような点に抵抗感があるのか、その点を明らかにすることも必要である。

2つめは、データの性格である。アンケート調査で夫婦を対象として実態と意識について双方に同時に調査を実施することはごく稀である(若松等 1991)。しかしながらこのタイプのデータがあれば、女性の就業選択に影響を与えるのは本人意識か配偶者意識か、どちらがより影響力が大きいのか、という新たな知見を得ることもできる。

本稿では先行研究の2つの課題にこたえるために、(財)連合総合生活開発研究所が1998年7月に夫婦同時に実態と意識を調査したアンケート『家事・育児と女

性の就業支援に関する調査』の個票夫婦データを用いて分析する。ここでは、役割分担に関する意識項目として「A 妻の来客を夫がもてなす」、「B 夫が食事のしたくをする」、「C 夫が洗濯をする」、「D 妻が外に出て働き、夫が専ら家事をする」、「E 男性が育児休業を取得する」、「F 女性の上司のもとで仕事をする」、「G 男の子に食事のしたくをさせる」の7項目があり、夫婦同時にこれら7項目の意識に対する抵抗感を尋ねている。

なお、分析方法は本田(2005)を参考にした。既婚女性が労働市場から退出するのは、現代の子どもに求められる能力が高度経済成長期に求められた地道な努力を通じて体得できる知識・スキルではなく、「問題解決力」や「対人コミュニケーション能力」といった、より柔軟な能力であるとする本田は、その能力を形成する上では母親のエネルギーや時間というコストを子育てに投入せざるをえず、そのために女性たちが労働市場を退出するとした。『日本版 General Social Survey 2002年』の個票データ(男子352, 女子418)を用いて、教育に対する個別具体的意識として「学歴は、本人の実力によってほぼ決まる」、「学歴は、親の教育方針によってほぼ決まる」、「学歴は、親の収入や資産などの経済的な状況によってほぼ決まる」、「高い学歴を得れば、収入面で恵まれる」、「子どもには、できるだけ高い学歴をつけさせることが重要だ」、「同じ大卒でも、どの大学を出るかによって人生が大きく左右される」の6項目について「そう思う」(4点)から「そう思わない」(1点)の4件法で尋ねた得点を個別に投入して分析している。

以上の先行研究をもとに、本稿の作業課題は次の2点である。

1) 女性の就業選択・就業形態に本人意識、配偶者意識はどの程度影響を与えるか。また、どちらの影響力が大きいのか。

2) 女性の就業選択・就業形態に影響を与える意識変数はどのようなものか。具体的には、家庭領域、仕事領域、双方領域のうち、どれが影響力が大きいのか。

### 3. 調査の方法

#### (1) データ

使用したデータは、(財)連合総合生活開発研究所が1998年7月に実施したアンケート調査『家事・育児と女性の就業支援に関する調査』の個票データである\*3。調査対象者は、日本労働組合総連合会に所属す

る全国の男女の組合員ならびにその配偶者である。組合員用と配偶者票からなる2種類の調査票を組合員に配布、配偶者票を自宅に持ち帰り、配偶者自身が記入するように依頼した。本調査の特徴は1) 組合員とその配偶者の双方を対象に同時に実施したペアデータであること、2) 性別役割意識に関する具体的な設問が用意されていること、である。

有効回答は1,110夫婦票(男性票1,110, 女性票1,110)である。そのうち、夫婦ともに雇用労働者として就業している女性年齢44歳以下を分析対象とした。女性の年齢を44歳以下に制限した理由は、45歳以上と44歳以下では高等教育の進学率から学歴の持つ意味・性質が異なると考えたからである。四大進学率が10%を超えたのが1973年、短大・専門学校を含んだ高等教育への進学率が27%と4分の1を上回った年でもある(文部科学省『学校基本調査報告書』)。分析には、説明変数として用いる経済変数のすべてについて欠損値のないサンプル( $n=837$ )を用いる。

回答者の基本的属性は以下のようなものである。組合員割合は男性7割弱、女性3割強、回答者の平均年齢は男性35.25歳( $SD=5.21$ )、女性32.95歳( $SD=4.75$ )、学歴は男性が高卒以下41.3%、短卒・専門学校9.4%、大卒49.3%、女性は高卒以下48.4%、短卒・専門学校33.7%、大卒17.9%、平均年収は男性531.0万円( $SD=192.1$ )、女性251.0万円( $SD=172.6$ )である。

以下、被説明変数は既婚女性の就業選択である。そこで文中での表記は、女性の回答を「本人」、配偶者である男性の回答を「配偶者」と表記する。

#### (2) 分析モデル

既婚女性は、有業か無業かという2つの独立した選択(就業選択)と、正社員を選択するのか、パートを選択するのか、それとも無職を選択するのか3つの独立した選択(就業形態)に直面していると仮定する\*4。個人は学歴、家族構成や配偶者所得や性別役割意識を所与として自己の効用を最大とする就業形態を選択するものとする。被説明変数はダミー変数であり、推

\*3 主査は篠塚英子氏(当時:日銀政策委員会審議委員)であり、筆者も研究メンバーの1人として参加した。

\*4 既婚女性の就業形態の選択には正社員かパートか無職かを選択するという「並列的な選択」と、正社員か正社員以外という選択があり、正社員以外を選択したものがパートか無職の選択を行うという「逐次的な選択」という2つのパターンが考えられる。今回は就業選択の比較を容易にするために前者のモデルで分析した。

表1. 意識変数の平均得点 (本人・配偶者×学歴別)

	本人		配偶者		本人学歴			配偶者学歴	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	大卒	短卒	高卒	大・短卒	高卒
A 妻の来客を夫がもてなす	2.14	0.880	2.17	0.839	1.76	2.09	2.31 ***	2.11	2.27 **
B 夫が食事のしたくをする	2.07	0.840	2.28	0.893	1.77	2.08	2.17 ***	2.23	2.35 *
C 夫が洗濯をする	2.18	0.903	2.20	0.894	1.71	2.20	2.33 ***	2.16	2.27 +
D 妻が外に出て働き、夫が専ら家事をする	3.03	0.879	3.09	0.931	2.71	3.00	3.16 ***	3.01	3.21 **
E 男性が育児休業を取得する	2.43	0.961	2.79	0.930	2.13	2.41	2.54 ***	2.72	2.90 **
F 女性の上司のもとで仕事をする	1.78	0.780	2.24	0.896	1.45	1.69	1.96 ***	2.16	2.36 **
G 男の子に食事のしたくをさせる	1.81	0.803	2.06	0.818	1.48	1.73	1.98 ***	1.94	2.22 ***
サンプル数					150	282	405	491	345

\*5%水準, \*\*1%水準, \*\*\*0.1%水準, +10%水準で有意であることを示す, 以下, 同様. 学歴: 本人は3区分, 配偶者は2区分である.

定は就業選択に関してプロビット分析 (probit analysis), 就業形態に関しては多項ロジット分析 (multinomial logit analysis) を用いる.

(3) 説明変数

年齢 (歳): 実年齢.

学歴 (ダミー変数): 本人学歴は大卒以上 (大卒), 短大・専門学校 (短大卒), 高卒以下 (高卒) の3つのカテゴリーとした. 基準は高卒である.

3歳未満児の有無 (ダミー変数). 先行研究から3歳未満児の幼児の存在は既婚女性の就業にマイナスの影響を与えることが示されている. 予想される符号はマイナスである.

居住地 (ダミー変数): 三大都市圏 (首都圏ならびに京阪神圏), 中核都市 (10万人以上政令指定都市まで) と市町村の3つのカテゴリーとした. 基準は市町村である. 都市規模が大きくなるほど就業機会が高まり, 豊富な雇用機会から仕事を選択できるので留保賃金を引き下げ有業確率を高めるという面と, 教養・娯楽が充実して余暇への選好を高める, もしくは通勤の労苦のため留保賃金を高めるというマイナス面が考えられる. 符号は2つの効果のどちらが大きいかによる.

家族形態 (ダミー変数): 夫婦のみ世帯, 核家族と拡大家族の3つのカテゴリーを作成した. 基準は核家族である. 子どもがいない夫婦のみ世帯では有業確率を高めることが予想される. 親と同居する拡大家族では介護の発生も考えられるが, 今回の分析対象は44歳以下と比較的若いので, 予想される符号はプラスである.

配偶者年収 (万円/年収): 税込みの年収で階級値の中央値である. 利子・配当などその他世帯員の収入等に関する調査項目はない. 調査は1998年であり, 符号の向きは先験的にはわからない.

意識: 本人意識と配偶者意識をそれぞれ個別に投入する. 「A 妻の来客を夫がもてなす」, 「B 夫が食事のしたくをする」, 「C 夫が洗濯をする」, 「D 妻が外に出て働き, 夫が専ら家事をする」, 「E 男性が育児休業を取得する」, 「F 女性の上司のもとで仕事をする」, 「G 男の子に食事のしたくをさせる」の7項目について, 「非常に抵抗を感じる」から「全く抵抗を感じない」の4件法で回答を求めている. この7項目を家庭領域, 仕事領域, 双方領域に3区分する. 具体的には, 家庭領域に「B 夫が食事のしたくをする」, 「C 夫が洗濯をする」, 「G 男の子に食事のしたくをさせる」が, 仕事領域に「F 女性の上司のもとで仕事をする」, 双方領域に「D 妻が外に出て働き, 夫が専ら家事をする」, 「E 男性が育児休業を取得する」, 「A 妻の来客を夫がもてなす」が区分される. 家庭領域のうち「B 夫が食事のしたくをする」, 「C 夫が洗濯をする」は夫婦間の家事分担を, 「G 男の子に食事のしたくをさせる」はジェンダーの再生産を暗示させる設問である. 双方領域のうち「D 妻が外に出て働き, 夫が専ら家事をする」は「男は仕事, 女は家庭」を逆にした設問である.

配点は「非常に抵抗を感じる」4点, 「少し抵抗を感じる」3点, 「あまり抵抗を感じない」2点, 「全く抵抗を感じない」1点とし, 得点が高いほど夫が家事等に関与することに対する抵抗が強いことを示す. 平

表2. 記述統計量

	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
就業選択 (有業1, 無業0)	837	0.58	0.49	0	1
就業形態 (正社員1, パート2, 無職3)	837	1.99	0.93	1	3
年齢 (歳)	837	32.95	4.75	23	44
学歴ダミー (短大卒)	837	0.34	0.47	0	1
学歴ダミー (四大卒)	837	0.18	0.38	0	1
3歳未満児ダミー	837	0.36	0.48	0	1
居住地ダミー (三大都市圏)	837	0.53	0.50	0	1
居住地ダミー (中核都市)	837	0.32	0.47	0	1
家族形態ダミー (夫婦のみ)	837	0.22	0.41	0	1
家族形態ダミー (拡大世帯)	837	0.16	0.37	0	1
配偶者年収 (万円/年間)	837	530.9	192.1	100	1,100
本人「A 妻の来客を夫がもてなす」	825	2.14	0.88	1	4
本人「B 夫が食事のしたくをする」	827	2.07	0.84	1	4
本人「C 夫が洗濯をする」	828	2.18	0.90	1	4
本人「D 妻が外に出て働き, 夫が専ら家事をする」	827	3.03	0.88	1	4
本人「E 男性が育児休業を取得する」	828	2.43	0.96	1	4
本人「F 女性の上司のもとで仕事をする」	828	1.78	0.78	1	4
本人「G 男の子に食事のしたくをさせる」	828	1.81	0.80	1	4
配偶者「A 妻の来客を夫がもてなす」	835	2.17	0.84	1	4
配偶者「B 夫が食事のしたくをする」	837	2.28	0.89	1	4
配偶者「C 夫が洗濯をする」	836	2.20	0.89	1	4
配偶者「D 妻が外に出て働き, 夫が専ら家事をする」	836	3.09	0.93	1	4
配偶者「E 男性が育児休業を取得する」	835	2.79	0.93	1	4
配偶者「F 女性の上司のもとで仕事をする」	836	2.24	0.90	1	4
配偶者「G 男の子に食事のしたくをさせる」	836	2.06	0.82	1	4

均点をみると、性別ではすべての項目において配偶者得点の方が本人得点より高く、学歴は低くなるほど得点が高い。「男は仕事、女は家庭」を逆にした意識変数である「D 妻が外に出て働き、夫が専ら家事をする」は、平均点が3点を超え、本人、配偶者ともに抵抗感が強い結果となった(表1)。

推定に用いる変数の記述統計量は表2のようである。

#### 4. 推定結果

##### (1) 就業選択 (有業, 無業) に与える要因分析 (プロビット分析)

まず、既婚女性が有業か無業かで7項目の意識変数に有意な得点差があるか確認した。本人意識では「B 夫が食事のしたくをする」、「C 夫が洗濯をする」、「F 女性の上司のもとで仕事をする」、「G 男の子に食事のしたくをさせる」で有業より無業の方が得点が高い(5%水準)。他方、配偶者意識は5%水準で有意

となる意識変数はなく、10%水準で「C 夫が洗濯をする」、「F 女性の上司のもとで仕事をする」で有意となる。

既婚女性の就業選択に関するプロビット分析を行い、個別に投入した意識変数が有意な影響力をもっているかどうかをまとめたものが表3である。全体的に、本人意識の方が配偶者意識より影響を与える変数が多いこと、本人学歴別では影響を与える変数が学歴別に異なることがわかる。

本人意識をみると、全体では有意にマイナスの影響を与える意識変数は「B 夫が食事のしたくをする」、「C 夫が洗濯をする」、「G 男の子に食事のしたくをさせる」といった家庭領域、「F 女性の上司のもとで仕事をする」といった仕事領域であり、これら意識変数の得点が高いと有業確率を抑制させることを示唆している。双方領域の変数については有意なものはなく、統計的な有意性は示されなかった。本人学歴別で

表3. 既婚女性の就業選択に与える意識変数の影響 (プロビット分析)

	本人				配偶者			
	全体	大卒	短卒	高卒	全体	大卒	短卒	高卒
A 妻の来客を夫がもてなす	+	*						
B 夫が食事のしたくをする	**	*	*	+	+			+
C 夫が洗濯をする	***	**	*		+	*		
D 妻が外に出て働き、夫が専ら家事をする								
E 男性が育児休業を取得する								*(+)
F 女性の上司のもとで仕事をする	***	*		**				
G 男の子に食事のしたくをさせる	**	*		+				*

表中 ( ) 内は符号を示す。( ) がないものの符号はすべてマイナスである。以下同様。本人学歴：大卒=大卒以上、短卒=短大・専門学校、高卒=高卒以下、である。

は、女性の就業選択に影響を与える意識変数や影響の与え方が異なる。概して、大卒女性と短卒女性は似た傾向を示し、「B 夫が食事のしたくをする」、「C 夫が洗濯をする」という家庭領域に配偶者が関与することに対して女性本人の抵抗感が強いと、本人の有業確率を抑制させることを示唆している。高卒女性は有意な影響を与える変数や符号の向きが大卒女性や短卒女性と異なり、「E 男性が育児休業を取得する」や「F 女性の上司のもとで仕事をする」で有意である。「E 男性が育児休業を取得する」では有意にプラス(5%水準)、つまり、本人意識として「E 男性が育児休業を取得する」ことに抵抗感が強いほど、高卒女性の有業確率を促進させる結果となった。本人の有業確率を低下させる領域が、大卒・短卒は家庭領域、高卒は双方領域と、学歴別に異なる結果となった。

次に、配偶者意識についてみる。配偶者意識が本人(妻)の就業選択に与える影響は、今回の意識変数ではあまりない。全体では5%水準で有意な変数はみられない。10%水準で「B 夫が食事のしたくをする」、「C 夫が洗濯をする」という家庭領域の意識変数が有意にマイナスの影響を与える。配偶者において家庭領域の得点が高いと、妻の有業確率を抑制させる。仕事領域、双方領域よりも、家庭領域の変数が影響を与えることは、配偶者意識において食事、洗濯は女性の仕事という潜在意識の根強さを示唆するものかもしれない。

本人学歴別にみると、大卒女性では、配偶者が「C 夫が洗濯をする」ことに抵抗感が強いと、短卒女性では配偶者が「B 夫が食事のしたくをする」や「G 男の子に食事のしたくをさせる」といった家庭領域に自身が関与することに抵抗が強いと、それぞれ妻であ

る女性本人の有業確率を低下させる結果となった。

表4に、既婚女性の就業選択について本人・配偶者意識ともに有意にマイナスを示した意識変数「C 夫が洗濯をする」を投入したときのプロビット分析の推定結果を示す。係数は限界効果である\*<sup>5</sup>。本人意識、配偶者意識ともに、符号の向きや有意性の傾向は似ている。つまり、年齢が高いこと、(核家族に比べて)夫婦のみ世帯や拡大世帯であれば女性の有業確率を促進させ、逆に、(高卒に比べて)短大卒であること、3歳未満児がいること、配偶者年収が高いことや「C 夫が洗濯をする」ことに抵抗が強いほど、女性の有業確率を抑制させることを示している。平均値まわりでの本人意識の限界効果は-0.053であり、「C 夫が洗濯をする」ことへの抵抗感が1点高くなると自身の有業確率を約5%低下させ、配偶者の同様の意識は妻の有業確率を約4%低下させる結果となった。

(2) 就業形態(正社員、パート、無職)に与える要因分析(多項ロジット分析)

次に、就業形態の選択に関する分析結果についてみる。既婚女性の就業形態に関する多項ロジット分析で、個別に投入した意識変数が有意な影響力をもっているかどうかをみたものが表5である。基本は無職である。全体的に、無職との対比において正社員選択では本人意識の方が配偶者意識に比べて影響を与える意識変数が多い。同時に、パート選択では本人、配偶者意識ともに影響を与える変数はほとんどない。

\*<sup>5</sup>「限界効果」とは、平均値における傾き(偏微係数)で表され、説明変数が微小に変化したときに被説明変数の選択確率をどの程度変化させるか示したものである。説明変数がダミー変数の場合は0から1へ変化したときの大きさを表す。

表4. 既婚女性の就業選択に関する限界効果 (全体サンプル)

	本人意識	配偶者意識
	限界係数	限界係数
年齢 (歳)	0.016***	0.019***
学歴ダミー (短大卒)	-0.099*	-0.107*
学歴ダミー (四大卒)	0.069	0.094 <sup>+</sup>
3歳未満児ダミー	-0.165***	-0.175***
居住地ダミー (三大都市圏)	-0.106 <sup>+</sup>	-0.113 <sup>+</sup>
居住地ダミー (中核都市)	-0.087	-0.101 <sup>+</sup>
家族形態ダミー (夫婦のみ)	0.285***	0.278***
家族形態ダミー (拡大世帯)	0.183***	0.184***
配偶者年収 (万円/年間)	-0.001***	-0.001***
意識変数「C 夫が洗濯をする」	-0.053**	-0.038 <sup>+</sup>
サンプル数	828	836
疑似R <sup>2</sup> 乗		
CoxとSnell	0.239	0.233
Nagelkerke	0.321	0.313
McFadden	0.200	0.194

表5. 既婚女性の就業形態に与える意識変数の影響 (多項ロジット分析)

【正社員/無職】	本人意識				配偶者意識			
	正社員/無職				正社員/無職			
	全体	大卒	短卒	高卒	全体	大卒	短卒	高卒
A 妻の来客を夫がもてなす	*	*						
B 夫が食事のしたくをする	***	*	*	+	*			
C 夫が洗濯をする	***	**	**	+	**	*	+	+
D 妻が外に出て働き, 夫が専ら家事をする								
E 男性が育児休業を取得する				+(+)				
F 女性の上司のもとで仕事をする	***	*	*	**				
G 男の子に食事のしたくをさせる	**	*		*				
【パート/無職】	本人意識				配偶者意識			
	パート/無職				パート/無職			
	全体	大卒	短卒	高卒	全体	大卒	短卒	高卒
A 妻の来客を夫がもてなす								
B 夫が食事のしたくをする								+
C 夫が洗濯をする								
D 妻が外に出て働き, 夫が専ら家事をする				+				
E 男性が育児休業を取得する								
F 女性の上司のもとで仕事をする								
G 男の子に食事のしたくをさせる								+

表6. 既婚女性の就業形態に関する限界効果 (全体サンプル)

	本人意識		配偶者意識	
	正社員／無職	パート／無職	正社員／無職	パート／無職
	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果
年齢 (歳)	0.025***	0.016**	0.025***	0.016**
学歴ダミー (短大卒)	-0.053+	-0.063+	-0.059+	-0.054*
学歴ダミー (四大卒)	0.122**	-0.131*	0.153**	-0.091+
3歳未満児ダミー	-0.053	-0.242***	-0.059	-0.205***
居住地ダミー (三大都市圏)	-0.070+	-0.065	-0.079+	-0.054
居住地ダミー (中核都市)	-0.073+	-0.019	-0.089*	-0.014
家族形態ダミー (夫婦のみ)	0.280***	0.089*	0.298***	0.073*
家族形態ダミー (拡大世帯)	0.203***	0.037	0.228***	0.028
配偶者年収 (万円/年間)	-0.002***	0.000	-0.002***	0.000
意識変数「C 夫が洗濯をする」	-0.108***	-0.011	-0.086**	0.003
サンプル数	828		836	
疑似R2乗	Cox と Snell		0.378	
	Nagelkerke		0.437	
	McFadden		0.236	

本人意識で、無職との対比において正社員選択に有意にマイナスの影響を与える意識変数は「B 夫が食事のしたくをする」、「C 夫が洗濯をする」、「G 男の子に食事のしたくをさせる」という家庭領域、「F 女性の上司のもとで仕事をする」という仕事領域、「A 妻の来客を夫がもてなす」という双方領域である。これらの変数に対して本人の抵抗感が強いと、女性本人の就業形態の選択において、正社員選択にマイナスの影響を与える結果となった。この傾向は学歴別でも同様である。高卒女子は大卒・短卒女性に比べて家庭領域で有意性が低下し、仕事領域で有意性が高くなる点は興味深い。

他方、配偶者意識では「B 夫が食事のしたくをする」、「C 夫が洗濯をする」という家庭領域が、無職との対比において正社員の選択にマイナスの影響を与える結果となった。

表6は既婚女性の就業形態の選択について本人・配偶者意識ともに有意にマイナスを示した意識変数「C 夫が洗濯をする」を投入したときの多項ロジット分析による推定結果である。無職との対比において正社員を特徴づける要素は、年齢が高い、(高卒に比べて)大卒以上の学歴である、(核世帯に比べて)夫婦のみ世帯か大家族で生活していれば正社員確率を促進させる。逆に、短卒である、中核都市以上で生活している、配偶者年収が高いことや「C 夫が洗濯をする」

ことに抵抗が高いと正社員確率を抑制させる結果となった。平均値まわりでの本人意識の限界効果は-0.108であり、「C 夫が洗濯をする」ことへの本人の抵抗感が1点高くなると、無職との対比において正社員選択確率を約11%低下させる。

他方、無職との対比においてパートを特徴づける要素では大卒が正社員選択と異なり有意にマイナスの符号を示していることは興味深い。本人学歴が大卒であれば、無職との対比においてパート選択にマイナスの影響、つまり、パートではなく無職を選択することを示している。

### 5. おわりに

以上、本人や配偶者の意識変数が既婚女性の就業選択行動にどのような影響を与えているか、実証分析を行った。得られた主な知見は次のようである。

1) 既婚女性の就業選択に、意識変数は統計的に有意に影響を与える。本人意識と配偶者意識を比べると、本人意識の方が影響を与える変数は多い。これは長町(2002)の結果と整合的である。

2) 7つの意識項目を家庭領域、仕事領域と双方領域に3区分したところ、女性・配偶者意識ともに、家庭領域に夫が関与することに抵抗感が強いと既婚女性の就業選択・就業形態に有意にマイナスの影響を与える結果となった。その限界効果は、「C 夫が洗濯を

する」意識で、本人意識は（平均値まわりで）約5%、配偶者意識は約4%である。

3) 既婚女性の就業選択に影響を与える配偶者意識は限定的であり、かつ本人学歴によって影響を与える意識変数が異なる。大卒女性では、配偶者が「C 夫が洗濯をする」(5%水準)に抵抗感が強い場合に、短卒女性では配偶者が「B 夫が食事のしたくをする」(10%水準)や「G 男の子に食事をさせる」(5%水準)といった食事に関与することに配偶者の抵抗感が強い場合に、女性の有業確率を有意に抑制させる結果となった。なお、今回用いた7項目の中に、高卒女性の就業選択に統計的に有意に影響を与える配偶者の意識変数はなかった。

最後に、本研究の限界と今後の課題について述べる。今回の調査票には性別役割意識の基本的質問である「男は仕事、女は家庭」を欠いていた。本来ならば、オーソドックスな質問で先行研究と同じ結果が得られるかどうかを確認した上で分析を進めてはじめて、新しく使用した意識変数の結果の信頼性・妥当性を確保することができる。「男は仕事、女は家庭」という質問と、個別具体的な意識変数とともに併せ持つ調査票を用いて研究を積み重ねていくことが必要である。また、今回の意識変数の質問は、夫が家庭領域に関与することに対する抵抗感の程度を尋ねたものであり、妻が主体となって家庭領域の行動することや、妻が仕事領域に参加することへの抵抗感を尋ねたものではない。このような質問を用いた分析も行って頑健にしていくべきである。分析の技術面では、今回は意識変数を個別に投入したが、夫婦で意識の類型化を行って分析することも考えられる。さらに、主観的な意識と客観的な行動との間に統計的な連関があるとしても、それは意識が行動をもたらしているのか、あるいは特定の状態・行動に即した意識が生じているのか、その因果関係の方向は識別できない。これらの点は課題として残っている。

個票データの使用を許可いただきました(財) 総合生活開発研究所・鈴木不二一様には厚く御礼申し上げます。また、論文作成にあたり篠塚英子先生、牧野カツコ研究室の皆様からは貴重なコメントをいただきました。記して御礼申し上げます。もちろん、残された過誤はすべて筆者の責任です。

## 引用文献

- 阿部正浩(2001) 女性の労働供給と世代効果, 大卒女性の働き方, 日本労働研究機構
- Brinton, M. (1993) *Women and Economics Miracle; Gender and Work in Postwar Japan*, University of California Press, Berkely
- Festinger, L. (1957) *A Theory of Cognitive Dissonance*, Stanford University Press (末永俊郎監訳(1965)『認知的不協和の理論: 社会心理学序説』, 誠心書房)
- 藤野淳子(2002) 子供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, 家計経済研究, No. 56, 48-55
- Gordon, H. A., and Kammeyer, K. C. W. (1980) The Gainful Employment of Women with Small Children, *J. Marriage and Family*, 42, 327-336
- 本田由紀(2005) 子どもというリスク, 『現代女性の労働・結婚・子育て』, ミネルヴァ書房
- Ishii-Kuntz, M., and Coltrane, S. (1992) Predicting the Sharing of Household Labor, *Sociological Perspectives*, 35 (4), 629-647
- 木本喜美子(2004) 『女性労働とマネジメント』, 勁草書房
- 木村邦博(1998) 既婚女性の学歴・就業形態と性別役割意識, 『ジェンダーと階層』(尾崎史章編), 1995年SSM調査シリーズ14, 1995年SSM調査研究会, 23-48
- 木村邦博(2000) 労働市場の構造と有配偶女性の意識, 『日本の階層システム4 ジェンダー・市場・家族』(盛山和夫編), 東京大学出版会
- 熊沢 誠(2000) 『女性労働と企業社会』, 岩波書店
- 前田信彦(1998) 家族のライフサイクルと女性の就業, 日本労働研究雑誌, No. 459, 25-38
- 松田茂樹(2005) 男性の家事・育児参加と女性の就業促進, 『現代女性の労働・結婚・子育て』, ミネルヴァ書房
- 松浦克己, 白波瀬佐和子(2002) 既婚女性の就業決定と子育て—これからの社会保障政策に向けて, 季刊社会保障研究, 38 (3), 188-198
- 長町理恵子(2002) 既婚女性の就業選択における妻と夫の意識の影響, 生活科学研究, 第9号, 29-41
- 永瀬伸子(1994) 既婚女子の雇用就業形態の選択に関する実証分析, 日本労働研究雑誌, No. 418, 31-42
- 小原美紀(2001) 専業主婦は裕福な家庭の象徴か, 日本労働研究雑誌, No. 493, 15-29
- 大沢真知子(1993) 『経済変化と女子労働』, 日本経済評論社
- 大竹文雄(2000) 90年代の所得格差, 日本労働研究機構, No. 480, 2-11
- 高山憲之, 有田富美子(1995) 『貯蓄と資産形成』, 岩波書店
- 若松素子, 小口菜採, 柏木恵子(1991) 妻の就業をめぐる夫と妻の社会的性別役割観, 東京女子大学紀要論集, 42 (1), 157-183
- 脇坂 明(1990) 『会社型女性』, 同文館
- 吉川 徹(1998) 性別役割分業意識の形成要因, 『ジェンダーと階層』(尾崎史章編), 1995年SSM調査シリーズ14, 1995年SSM調査研究会, 49-70