

DISCUSSION PAPER SERIES

ERSS J17-03

学歴別にみた既婚女性の就業率にたいする
家庭状況の影響

上智大学 竹内（野木森）明香
上智大学 細萱伸子
上智大学 新井範子
関西学院大学 大内章子

2018 年 3月



ECONOMIC RESEARCH SOCIETY
OF SOPHIA UNIVERSITY

KIOICHO, CHIYODA-KU, TOKYO 102-8554, JAPAN

学歴別にみた既婚女性の就業率にたいする 家庭状況の影響*

竹内（野木森）明香[†]

細萱伸子[‡]

新井範子[§]

大内章子[¶]

2018年3月

概要

本稿では、既婚女性の就業率にたいして家庭状況が与える影響が、大学・大学院卒の場合と、それ以外の場合とで異なるかを、就業構造基本調査の匿名データを用いて分析を行った。分析に使用したモデルは順序プロビット・モデルであり、注目した家庭状況は、年齢別の子供の数、夫の週間就業時間、妻の所得を除いた世帯年収である。分析した結果、就業率へ与える影響の学歴による正負の違いは、「仕事を主とする場合」は観測されず、「仕事以外を主として仕事をしている場合」に観測され先行研究と整合的な結果が得られた。ただし、家庭状況が就業要因に与える限界効果の大きさは、正負の符号は一致していても、大学・大学院卒の場合は小さくなることが確認された。

Key words: 既婚女性、学歴、就業率、匿名データ、順序プロビット・モデル

1 はじめに

1985年に制定された男女雇用機会均等法の制定に始まり、女性の労働を支援する法律は、1991年に育児休業法、1995年に育児介護休業法、2003年に次世代育成支援対策推進法と、数多くの法律が制定されてきた。2015年8月15日には、「女性の職業生活における活躍の推進に関する法律（女性活躍推進法）」案が可決され、2017年10月より施行さ

* 本稿の執筆にあたり研究支援員である王若錦さん（上智大学経済学研究科出島敬久ゼミ所属）には、文献の収集、データの整理など、多くの作業を手助けしていただいた。ここに、感謝の意を述べたい。本稿では細萱が代表を務める科学研究費補助金「大卒女性専門職の「納得のいくキャリア」とその形成支援：戦力化に向けた雇用管理（研究課題番号：15K03677）」より助成を受け購入したデータを使用している。

[†] 上智大学経済学部. asuka.takeuchi@sophia.ac.jp

[‡] 上智大学経済学部.

[§] 上智大学経済学部.

[¶] 関西学院大学経営戦略研究科部.

れることとなった。今なお、より一層の女性活用が望まれている。しかし、日本の女性就業率の特徴の一つとして、不破 (2012) や市川 (2016) で指摘されるように、高学歴女性の就業率が海外と比べて低いことがあげられる。そこで本稿では、既婚女性の就業率に着目し、特に学歴が就業選択に与える影響について分析したい。

高学歴女性の就業率が低い原因として、先行研究ではいくつかの点が挙げられている。Ogawa and Ermisch (1996) では、夫が大卒である場合、妻の就業率が下がるという結果について、大卒の男性が伝統的な女性的役割を妻に期待しているからであると解釈している。また、市川 (2016) では、労働とその他の仕事がある場合、家庭事情等からの制約によって、希望する労働時間よりも労働可能な時間が短くなるために、希望する職種につく（もしくは賃金をえる）ことができず、就業率が低下するとしている。自分の取得学歴よりも必要な学歴が低い仕事に従事することを over education、その逆を under education といい、双方を合わせて「学歴ミスマッチ」といわれている。Yamada et al. (1987) では、学歴の変数は、フルタイムの就業率には有意な影響を与えないが、パートタイムの就業率については、負の影響を与えるという結果が示されており、これは、フルタイムの場合は学歴ミスマッチが生じていないが、パートタイムの場合は over education が生じ、学歴が上昇すると就業率が下がるからであるといえる。

一方、既婚女性の学歴が就業率の上昇につながるとする先行研究もいくつか挙げられる。武石 (2009) では、女性が就業を継続する要因として賃金だけでなく、本人の就業意識、配偶者の家事分担や妻の就業に対する意識、母親の女性が働くことに対する意識などが、複合的に関連を持っていることを、内閣府「女性のライフプランニング支援に関する調査」(2007) のデータから示している。そのような背景で分析された先行研究では、例えば、武石 (2009) は、学歴が高くなることによって、既婚女性の初職の継続確率が高まることを示しており、平尾 (1999) は、学歴が高いほど女性が労働市場に定着する確率が高くなると述べている。その理由として、武石 (2009) は、女性の就業希望意識が高い場合、職場や配偶者や居住地の選択において、就業継続が可能となる条件整備を行っているからであると解釈している。また、Cain and Dooley (1976) では、教育を受けることで、

より仕事のチャンスが増え就業率が上がるとしている。

以上の先行研究から、既婚女性の就業率が、学歴によって高まるのか、否か、の結論は異なっている。学歴ミスマッチを生じさせている原因が、労働可能な時間の捻出にあるとすれば、それは、既婚女性の家庭状況にあると考える。そこで、本稿では、既婚女性の家庭状況に着目し、就業率に影響を与える要因に、学歴による差異が生じるか検証を行っている。

本稿では、日本の既婚女性の匿名データを、順序プロビット・モデルを用いて分析を行う。本稿と同様に、日本の女性就業率をロジット・モデルもしくはプロビット・モデルで分析している先行研究は数多く、例えば、Yamada et al. (1987)、Ogawa and Ermisch (1996)、Sasaki (2002)、Nawata and Ii (2004)、樋口他 (2007) が挙げられる。樋口他 (2007) は、出産と就業率を 2 変量プロビット・モデルで分析している。Nawata and Ii (2004) では、就業率と賃金関数を同時にモデル化して、就業率をプロビット・モデルで分析している。Ogawa and Ermisch (1996) も、賃金関数と就業率を同時にモデル化し、さらに就業率を多項ロジット・モデルで分析している。Sasaki (2002) は、ロジット・モデルで就業率の分析を行っている。Yamada et al. (1987) は、前出のものとは異なり、グループ集計された就業率のデータを用いて就業率をロジット・モデルで分析している。

本稿も先行研究にならい、就業率の順序プロビット・モデルに含まれる説明変数のひとつである賃金については、賃金関数を推定することによって得られる予測賃金をデータとして使用している。賃金関数では、無業の人の観測されない賃金も考慮して、賃金と就業率を同時にモデル化し、その推定値を予測賃金としている。

本稿の構成は次のとおりである。まず、第 2 節で就業率についての順序プロビット・モデルを解説する。次に、第 3 節でデータの数値変換とデータクリーニング、予測賃金率の紹介を行い、第 4 節で推定結果を示す。第 5 節で結論と今後の課題について述べる。

2 就業率モデル（順序プロビット・モデル）の概説

本稿では既婚女性の就業率の決定要因に着目して分析をする。既婚女性の就業率を表す変数を Y_i とし、仕事を主としている場合と、仕事以外を主としている場合に分けて以下のように定義する。

$$Y_i = \begin{cases} 0 & \text{無業のとき} \\ 1 & \text{就業であり仕事以外を主としている（仕事を従としている）とき} \\ 2 & \text{就業であり仕事を主としているとき} \end{cases}$$

本稿では、仕事を主としているか、仕事を従としているかの、それぞれの確率を推定するために、順序プロビット・モデルの推定を行う。

$$\begin{aligned} Y_i &= \beta_0^* + \beta_1^* Ch0_i + \beta_2^* Ch3_i + \beta_3^* Ch6_i + \beta_4^* HWS_i + \beta_5^* FI_i \\ &\quad + \beta_6^* \hat{W}_i + \beta_7^* Age_i + \beta_8^* City_i + \epsilon_i \quad \epsilon_i \sim N(0, 1) \\ &= \beta \mathbf{x}_i + \epsilon_i \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、 $Ch0_i$ 、 $Ch3_i$ 、 $Ch6_i$ は、それぞれ、0歳から2歳、3歳から5歳、6歳から11歳の子供の数を表している。 HWS_i は夫の就業時間、 FI_i は妻の所得を除いた世帯収入、 \hat{W}_i は予測賃金率、 Age_i は妻の年齢を表している。 $City_i$ は3大都市圏に居住している場合に1となる変数とする。これらのうち、予測賃金率 \hat{W}_i は、実際の賃金率 (W_i とする) とは異なる。予測賃金率のデータの作成方法については3.1節にて後述する。本節の以下の説明では、予測賃金率のデータは得られたものとする。

就業率を表す変数 Y_i の確率を、(1) 式のベクトル表記を用いて次のように書き表すことができる。

$$\begin{aligned} p_{i0} &= Pr(Y_i = 0) = Pr(\beta \mathbf{x}_i < c_1) \\ p_{i1} &= Pr(Y_i = 1) = Pr(c_1 < \beta \mathbf{x}_i < c_2) \\ p_{i2} &= Pr(Y_i = 2) = Pr(c_2 < \beta \mathbf{x}_i) \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、このモデルの推定パラメータは、 β_j^* だけでなく、 c_1 と c_2 も含まれている。

本稿で注目したい家庭状況に関する説明変数は、子供の数 $Ch0_i$ 、 $Ch3_i$ 、 $Ch6_i$ 、夫の就業時間 HWS_i 、妻の所得を除いた世帯収入 FI_i である。以下では、それぞれの説明変数について先行研究での結果を紹介する。

子供の数が多の場合、樋口他 (2007) では、養育費が必要となるため、就業継続を望む傾向にあるとしている。さらに Sasaki (2002) では、年齢別にその効果が異なることを指摘し、就学後の子供がいる場合に就業率が上昇し、逆に、就学前の子供がいる場合に就業率が下落するとの結果を得ている。Ogawa and Ermisch (1996) も同様に、子育てに時間がかかる時期には就業率が低下するという結果を得ている。また、Ogawa and Ermisch (1996) では、若い女性の就業率が3世帯同居をすると上昇することを示し、その理由として、子育てを同居する親世帯に担ってもらえることを挙げ、子育ての時間が就業率に影響を与えることを示唆している。以上の結果を踏まえて、就学前の子供がいる場合、子育てに時間が必要なため就業率が下がり、逆に、就業後の子供がいる場合は養育費が必要となるため就業率が上がるといえる。

次に、本稿では、夫の就業時間を夫の家事育児への参加時間の代理変数として用いている。Ogawa and Ermisch (1996) では、子育ての分担ができる親世代が同居している場合に就業率が上昇するとしている。子育ての分担は、親世代だけでなく、夫も同様に可能である。そこで、夫の就業時間が短ければ、子育てや家事の分担が可能となり、妻の就業率が上昇すると解釈できる。ただし、樋口他 (2007) は夫の家事育児への参加時間の変数として、通勤時間と労働時間を使用して分析しているが、妻の就業率には有意な影響はないという結果をえている。したがって、夫の家事育児への参加時間については、一致した実証結果は得られていない。

世帯収入は、妻の所得を引いた収入としている。したがって、世帯の有業者が妻と夫の二人だけの場合は夫の収入となる。Yamada et al. (1987)、Ogawa and Ermisch (1996)、Sasaki (2002)、樋口他 (2007) では、夫の賃金が増えると、就業率に対する負の効果が有意に観測されている。夫の収入が増えると、所得効果により、就業率は下落する。

その他に、就業率をコントロールするため、妻の年齢 Age_i 、3大都市圏ダミー $City_i$ 、予測賃金率 \hat{W}_i を説明変数に用いた。Ogawa and Ermisch (1996) と Nawata and Ii (2004) では、都市部在住であるという要因が、女性就業率に有意に影響しているという結果が得られている。予測賃金率については、樋口他 (2007) のなかで、就業しなかった場合の機

会費用を表し、予測賃金率が高ければ、退職による損失が大きくなるために、就業率が上昇するとしている。

順序ロジット・モデルは最尤法で推定することができ、就業率を表す変数 Y_i の確率を掛け合わせることで尤度を計算する。対数尤度関数は、(2) 式の確率を用いて以下のように書き表すことができる。

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{j=0}^2 I_i^{(j)} \ln p_{ij} \right) \quad (3)$$

$$I_i^{(j)} = \begin{cases} 1 & Y_i = j \text{ であったとき} \\ 0 & \text{その他の場合} \end{cases}$$

(3) 式を最大化するパラメータを推定値とする。

(1) 式のモデルを推定したのち、説明変数の就業率 Y_i への影響の強さを比較するため、限界効果を算出した。なぜなら、就業率のモデルは順序ロジット・モデルという非線形のモデルであるので、推定された係数の数値だけでは、就業率 Y_i への影響の程度をみることができないからである。より詳しくいえば、推定された係数の数値では、 Y_i への影響が正であるか負であるかは判断可能であるが、その強さの程度については、他の説明変数の影響を受けてしまうので、比較ができないのである。限界効果にはいくつかの定義があるが、本稿で算出した限界効果は、説明変数のうちの一つを X_i とした場合、 $\frac{dP(Y_i=2)}{dX_i}$, $\frac{dP(Y_i=1)}{dX_i}$, $\frac{dP(Y_i=0)}{dX_i}$ である。計算の中で X_i 以外の説明変数の値が必要となるが、それらは平均値で置き換えている。

2.1 学歴ダミー

本稿では、学歴について、次のダミー変数を定義した。

$$Ed_i = \begin{cases} 1 & \text{大学・大学院卒のとき} \\ 0 & \text{上記以外} \end{cases} \quad (4)$$

モデル (1) 式の β_j^* ($j = 0, 1, \dots, 8$) を、ダミー変数を用いて再定義する。9 つの係数で共通して、以下のようにダミー変数を設定した。

$$\beta_j^* = \beta_j + \beta_j^E Ed_i \quad (j = 0, 1, \dots, 8) \quad (5)$$

このとき推定パラメータは β_j と $\beta_j^E (j = 0, 1, \dots, 8)$ である。

例えば、大学・大学院卒の β_j^* の推定値は、 β_j だけでなく、 $Ed_i = 1$ より、 $\beta_j^* = \beta_j + \beta_j^E$ で算出される。一方、大学・大学院卒以外の場合、 $Ed_i = 0$ より、 $\beta_j^* = \beta_j$ となる。したがって、 β_j は全ての場合に共通して含まれる推定値であり、ダミー係数 β_j^E が β_j との差異をとらえている。共通する β_j を、以下ではベースと呼ぶこととする。

3 データ

本稿で使用したデータは、平成 19 年と 24 年の就業構造基本調査（総務省統計局）を加工した匿名データである。就業構造基本調査は、総務省統計局により 5 年ごとに行われている全国調査である。まず、カテゴリーデータを数値変換した変数を説明し、その後、データクリーニングの詳細を述べる。3.1 節では予測賃金率のデータの推定方法を紹介する。

最初に、妻の年齢を表 1 に従い変換している。この年齢が欠損値のデータは削除した。60 代以上の妻のデータについても、削除している。

表 1 妻の年齢の変換値

変数名	調査年	カテゴリー	変換値
妻の年齢	1997、2002	15-19 才	15
		20-24 才	20
	1997、2002	25-29 才	25
		⋮	⋮
	1997、2002	50-54 才	50
		1997、2002	55-59 才

妻の所得を除いた世帯収入については、就業構造基本調査記載の世帯収入から妻の個人所得を引いた金額に加工している。就業構造基本調査記載の世帯収入と妻の所得については、表 2 と表 3 のようにカテゴリーデータを数値に変換している。変換された数値を用い

て、以下のように計算した。

$$FI_i = \text{就業構造基本調査記載の世帯収入}_i - \text{妻の所得}_i \quad (6)$$

表 2 世帯収入の変換値

変数名	調査年	カテゴリー	変換値
世帯収入	1997、2002	100 万未満	50
	1997、2002	100-199 万円	100
	1997、2002	200-299 万円	200
	1997、2002	300-399 万円	300
	1997、2002	400-499 万円	400
	1997、2002	500-599 万円	500
	1997、2002	600-699 万円	600
	1997、2002	700-799 万円	700
	1997、2002	800-899 万円	800
	1997、2002	900-999 万円	900
	1997、2002	1000-1499 万円	1000
	1997、2002	1500 万以上	1500

賃金率 W_i を本稿では 1 時間当たりの賃金とし、妻の所得、妻の年間就業日数、妻の週間就業時間のデータを用いて算出した。妻の年間就業日数と妻の週間就業時間については、表 4 のように数値変換している。以上の数値を用いて、賃金率（1 時間あたりの賃金）を、

$$W_i = \frac{\text{妻の所得}_i / \text{妻の年間就業日数}_i}{\text{妻の週間就業時間}_i / 5} \times 10000 \quad (7)$$

とする。夫の週間就業時間については、妻と同様、表 4 のように数値変換を行った。

本稿は、妻の学歴に着目して就業状況分析を行うため、いくつかのデータを削除している。まず、妻の就業状況、学歴、年齢が不明のデータを削除した。次いで、妻の就業状況が「通学している」の場合、就業規則性が「不規則」と「ある季節だけ」のものと、60 代以上の妻のデータ、農業収入もしくは年金収入のある世帯についてもデータを削除してい

表 3 妻の所得の変換値

変数名	調査年	カテゴリー	変換値
妻の所得	1997、2002	50万円未満	25
	1997、2002	50-99万円	75
	1997、2002	100-149万円	125
	1997、2002	150-199万円	175
	1997、2002	200-249万円	225
	1997、2002	250-299万円	275
	1997、2002	300-399万円	350
	1997、2002	400-499万円	450
	1997	500-699万円	600
	1997	700-999万円	900
	1997	10000-1499万円	1250
	2002	500-599万円	550
	2002	600-699万円	650
	2002	700-799万円	750
	2002	800-899万円	850
	2002	900-999万円	950
	2002	1000-1499万円	1250
	1997、2002	1500万円以上	1500

る。最後に、夫の週間就業時間が欠損しているデータ、世帯収入が0の世帯、有業と解答し賃金率が算出されない妻についてもデータを削除した。

3.1 妻の予測賃金率

妻の賃金率は、妻が就業している場合のみ観測可能であり、無業である場合は観測されない。就業選択を行う場合は、もし就業したら得られると予測される賃金が影響を与えると考えられる。したがって、何らかの方法で、無業の人が就職した場合に得られるであろう賃金率を算出する必要がある。ここで、就業選択に影響を与えるのは、予測賃金率であ

表 4 週間働状時間と年間就業日数の変換値

変数名	調査年	カテゴリー	変換値
妻の週間就業時間	1997、2002	15 時間未満	7.5
	1997	15-21 時間	18
	1997	22-34 時間	28
	1997,2002	35-42 時間	38.5
	1997,2002	43-45 時間	44
	1997,2002	46-48 時間	47
	1997,2002	49-59 時間	53.5
	1997,2002	60 時間以上	60
	2002	15-19 時間	17
	2002	20-21 時間	20.5
	2002	22-29 時間	25.5
	2002	30-34 時間	32
	妻の年間就業日数	1997、2002	50 日未満
1997、2002		50-99 日	50
1997、2002		100-149 日	100
1997、2002		150-199 日	150
1997、2002		200-249 日	200
1997、2002		250 日以上	250

ると仮定する。

妻の賃金について樋口他 (2007) や伊藤・出島 (2016) では、賃金関数の推定を行い、その推定値を説明変数として用いた分析を行っている。本稿でも賃金率のモデルの推定を行い、その推定値を妻の予測賃金率のデータとして分析に使用する。

賃金率のモデルは、次のモデルを用いる。妻が就業している、もしくは、賃金率が観測されている場合に 1 となるダミー変数を \tilde{Y}_i とする。

$$\ln W_i^* = \alpha_0^* + \alpha_1^* Age_i + \alpha_2^* Age^2 + \alpha_3^* Y_i + \nu_i = \alpha \mathbf{z}_i + \nu_i \quad \nu_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (8)$$

$$W_i^* = \begin{cases} W_i & \text{if } \tilde{Y}_i > 0 \\ 0 & \text{if } \tilde{Y}_i = 0 \end{cases}$$

$$\begin{aligned}\tilde{Y}_i &= \beta_0^* + \beta_1^* Ch0_i + \beta_2^* Ch3_i + \beta_3^* Ch6_i + \beta_4^* HWS_i + \beta_5^* FI_i \\ &+ \beta_7^* Age_i + \beta_8^* City_i + \epsilon_i = \beta \mathbf{x}_i + \epsilon_i \quad \epsilon_i \sim N(0, 1) \\ Corr(\nu_i, \epsilon_i) &= \rho\end{aligned}\tag{9}$$

(9) 式については順序ロジット・モデル (1) 式の説明変数から予測賃金率を除いた式となっている。最尤法を用いて推定を行う。

(8) 式と (9) 式の対数尤度は、賃金率が観測された場合の確率と、観測されなかった場合の確率に分けることができる。

$$l_i = \begin{cases} l_i^o & \text{賃金率が観測されたとき} \\ l_i^u & \text{賃金率が観測されなかったとき} \end{cases}$$

それぞれ、

$$l_i^o = \ln \Phi(-\beta \mathbf{x}_i)\tag{10}$$

$$l_i^u = \ln \Phi\left(\frac{\beta \mathbf{x}_i + (W_i - \alpha \mathbf{z}_i)\rho/\sigma}{\sqrt{1 - \rho^2}}\right) - \frac{1}{2} \left(\frac{W_i - \alpha \mathbf{z}_i}{\sigma}\right)^2 - \ln(\sqrt{2\pi}\sigma)\tag{11}$$

対数尤度関数は、これらを足し合わせた以下となる。

$$\ln L = \sum_{i=1}^N l_i\tag{12}$$

表 5 と表 6 に、(8) 式と (9) 式の推定結果をまとめる。ここでの目的は、賃金率を予測することなので、賃金関数 (8) 式の結果に着目する。表より、妻の年齢が賃金率に対して正の効果を、妻の年齢の二乗が負の効果を示し、先行研究の結果と一致している。就業状態 Y_i を説明変数として賃金のモデルの中にいれているが、この係数が正であることから、仕事を主とする場合のほうが、仕事を従とする場合より、賃金率が上がるといえ、これも先行研究の結果と一致している。この推定値を用いて $\ln \hat{W}_i$ を算出し、 $\hat{W}_i = \exp(\ln \hat{W}_i)$ を妻の予測賃金率として就業率のモデルの説明変数として使用する。

4 実証結果

本節では、就業率の順序プロビット・モデル (1) 式を推定した結果をまとめる。まず、順序プロビット・モデルの推定結果について述べ、その後、限界効果について考察する。

表5 妻の賃金率の推定結果 (1)

従属変数：ln(妻の賃金率)			
妻の年齢	ベース	0.011***	(0.0011)
	大学・大学院	0.035***	(0.0046)
妻の年齢の二乗	ベース	-0.0001***	(0.00001)
	大学・大学院	-0.0002***	(0.00006)
妻の就業状態	ベース	0.268***	(0.0024)
	大学・大学院	0.383***	(0.0121)
3大都市圏ダミー	ベース	0.098***	(0.0033)
	大学・大学院	0.028***	(0.0098)
定数項	ベース	6.256***	(0.0239)
	大学・大学院	-0.257***	(0.0896)

有意水準: *** : 10% ** : 5% * : 1%

就業率のモデルの推定結果は表7となった。表より、説明変数の係数は、すべて有意に推定されていることが確認できる。それらのうち家庭状況に関する変数である、子供の人数、夫の就業時間、妻の所得を除いた世帯年収について、就業率に与える全体的な影響を以下で議論したい。

0歳から5歳までの子供の人数については、負の値で有意となっており、育児によって就業率が低下することが確認できた。子供が6歳から11歳になると、係数は有意に正となり、子供の人数が多いほど就業率が上がることがわかる。以上の結果から、子供の就学前と後では、子供の人数が就業率に与える影響が異なることが確認できた。これは就学前の子供がいる場合、子育てに時間が必要なため就業率が下がり、逆に、就業後の子供がいる場合は養育費が必要となるため、就業率が上がるという先行研究と整合的な結果である。

次に、妻の所得を除いた世帯年収の影響は、係数が有意に負であることから、年収が上がるほど、就業率が下がることが確認された。これは、所得効果により就業率は下落するという先行研究と一致している。

表 6 妻の賃金率の推定結果 (2)

従属変数： \tilde{Y}_i			
0～2 歳児の人数	ベース	-0.57***	(0.0085)
	大学・大学院	-0.356***	(0.0198)
3～5 歳児の人数	ベース	-0.199***	(0.0073)
	大学・大学院	-0.144***	(0.0212)
6～11 歳児の人数	ベース	0.002	(0.004)
	大学・大学院	-0.053***	(0.013)
夫の週間就業時間	ベース	0.008***	(0.0002)
	大学・大学院	0.006***	(0.0007)
世帯年収（妻の所得を除く）	ベース	-0.001***	(0.000007)
	大学・大学院	-0.001***	(0.00003)
妻の年齢	ベース	0.019***	(0.0002)
	大学・大学院	0.034***	(0.0009)
3大都市圏ダミー	ベース	-0.237***	(0.0037)
	大学・大学院	-0.295***	(0.0121)
定数項	ベース	0.145***	(0.0498)
	大学・大学院	-0.407***	(0.0146)
ρ		0.692***	(0.0075)
σ		0.782***	(0.0033)
pseudo likelihood		-760663.6	
N	all	614584	
	Uncensored	361852	
	Censored	252732	

有意水準: *** : 10% ** : 5% * : 1%

3点目に、夫の週間就業時間の係数は、正の値で有意に推定されていることから、夫の就業時間が長いほど、妻の就業率が上がるという結果が出ている。この結果から、夫の家事育児への参加時間が増加すると、妻の就業率が上昇するという仮説は支持されなかった。

表7 順序プロビット・モデルの推定結果

変数名		係数推定値	標準誤差
0～2 歳児の人数	ベース	-0.619***	(0.0114)
	大学・大学院	-0.582***	(0.037)
3～5 歳児の人数	ベース	-0.176***	(0.0091)
	大学・大学院	-0.211***	(0.0329)
6～11 歳児の人数	ベース	0.028***	(0.0052)
	大学・大学院	0.088***	(0.0171)
夫の週間就業時間	ベース	0.006***	(0.0003)
	大学・大学院	0.004***	(0.0009)
世帯年収（妻の所得を除く）	ベース	-0.001***	(0.00001)
	大学・大学院	-0.001***	(0.00003)
妻の期待賃金率	ベース	0.068***	(0.0009)
	大学・大学院	0.018***	(0.0001)
妻の年齢	ベース	-0.312***	(0.0041)
	大学・大学院	-0.424***	(0.0024)
3 大都市圏ダミー	ベース	-5.117***	(0.0652)
	大学・大学院	-0.613***	(0.0165)
定数項	大学・大学院	32.303***	(0.4674)
c_1		37.48	(0.462)
c_2		41.36	(0.4631)
N	all	614584	
chi2(17)		54843.23	
pseudolikelihood		-241910.35	
PseudoR2		0.6317	

有意水準: *** : 10% ** : 5% * : 1%

家庭状況をあらかず説明変数の、就業率への効果の強弱を比較するために、表 8 に限界効果をまとめている。表のアスタリスクで表されている有意性は、表 9 の標準誤差の値を用いて算出されたものである。

最初に、学歴による限界効果の違いについて述べる。仕事を主とする場合の限界効果については、学歴による正負の違いは観測できなかった。学歴による差異が生じているのは、仕事を従としている確率であることがわかる。Yamada et al. (1987) でも、パートタイムの就業率のみで、学歴の差異が確認されている。この点は、仕事を従とする場合のほうが、高学歴の女性の over education を生じてしまうからであろう。

ただし、限界効果の大きさは、大学・大学院卒の場合、それ以外の場合にくらべて、一般的に小さいことが確認された。したがって、大学・大学院卒の場合は、それ以外の場合よりも、説明変数の影響を大きくは受けないといえる。これは、武石 (2009) が指摘しているように、高学歴女性が、職場や配偶者や居住地の選択において、就業継続が可能となる条件整備を行っているからであるとするのと整合的である。

就学前の子供の人数について、詳細に見ていくと、0 歳から 5 歳までは、子供の数が増えたと、学歴にかかわらず仕事を主とする確率が下がることがわかる。しかし、仕事を従とする場合の確率は、大学・大学院卒は減少するが、大学・大学院卒以外では上昇する。以上の結果から、大学・大学院卒では、子育てに時間が必要なため就業率が下がることが確認された。

6 歳から 11 歳の小学生の子供の人数については、子供の人数が増加すると、仕事を主とする確率が学歴にかかわらず増加している。一方、仕事を従とする場合の確率は、大学・大学院卒では、子供の人数が増えたと増加するが、それ以外では、逆に、減少するという結果が得られた。したがって、大学・大学院卒では、子育ての時間が短くなったことと、養育費が必要になることにより、就業率が上昇しているといえる。ただし、大学・大学院卒以外では、子供の数が増えることで、就業率が減少し、先行研究と整合的でない結果が得られている。

次に、夫の就業時間を見てみると、夫の就業時間が長い場合、仕事を主とする確率は学

歴にかかわらず増加することが分かった。ただし、仕事を従とする確率は、大学・大学院卒とそれ以外で効果が異なり、大学・大学院卒以外で負であることから、夫の就業時間が長くなるほど、家事育児への参加時間が減少するため、就業率が下がると解釈できる。一方、大学・大学院卒の場合は、夫の就業時間が長いと就業率が上昇することが確認された。その原因として、夫の就業時間が長い場合は、夫は正社員であり、妻も正社員である確率が上昇する。そのため、大学・大学院卒の場合、夫の就業時間の長さが、夫の正社員である確率を上げ、同時に、妻の正社員である確率を上昇させ、就業率を上昇させている可能性が考えられる。

妻の所得を除いた世帯年収についてであるが、大学・大学院卒の場合、世帯年収が上昇すれば、就業率が下落することが確認された。大学・大学院卒以外の場合は、世帯収入が上昇すると、仕事を主とする確率は減少するが、仕事を従とする場合の確率は上昇し、先行研究とは異なる結果となっている。ここにも、学歴による差が生じており、大学・大学院卒の場合、所得効果が確認されたといえる。

最後に、年齢の限界効果が負となった点について指摘したい。脇坂・奥井 (2005) では、大卒の再就職希望女性は年齢が上昇すると正社員としての再就職を断念する傾向があること、非正規社員の採用には年齢制限があることを挙げている。年齢の限界効果が、大卒女性でマイナスとなったこと、仕事を主とする場合に、学歴にかかわらず負になったのは、脇坂・奥井 (2005) の指摘と一致している。

5 結論と今後の課題

本稿では、家庭状況が既婚女性の就業率に与える影響が、大学・大学院卒の場合と、それ以外の場合とで異なるか分析を行った。注目した家庭状況は、年齢別の子供の数、夫の週間就業時間、妻の所得を除いた世帯年収である。分析した結果、学歴による就業率へ与える影響の正負の違いは、仕事を主とする場合は観測されず、仕事を従とする場合に観測された。Yamada et al. (1987) でも、パートタイムの就業率のみで学歴の差異が確認されており、整合的である。この結果は、仕事を従とする場合のほうが、高学歴女性が over

表 8 限界効果 (推定値)

妻の就業状態 確率	仕事の主 P(・=2) 推定値		仕事に従 P(・=1) 推定値		無業 P(・=0) 推定値	
0～2 歳児の人数						
大学・大学院 D=0	-0.000002	*	0.000002	*	6.33E-18	
大学・大学院=1	-7.36E-28	*	-1.63E-12	***	1.63E-12	***
3～5 歳児の人数						
大学・大学院 D=0	-0.000001	*	0.000001	*	1.80E-18	
大学・大学院=1	-2.67E-28	*	-5.90E-13	***	5.90E-13	***
6～11 歳児の人数						
大学・大学院 D=0	8.24E-08	*	-8.24E-08	*	-2.86E-19	
大学・大学院=1	1.11E-28	*	2.45E-13	***	-2.45E-13	***
夫の週間就業時間						
大学・大学院 D=0	1.62E-08	*	-1.62E-08	*	-5.63E-20	
大学・大学院=1	4.80E-30	*	1.06E-14	***	-1.06E-14	***
世帯年収 (妻の所得を除く)						
大学・大学院 D=0	-1.48E-09	*	1.48E-09	*	5.16E-21	
大学・大学院=1	-1.05E-30	*	-2.33E-15	***	2.33E-15	***
妻の期待賃金率						
大学・大学院 D=0	2.01E-07	*	-2.01E-07	*	-6.98E-19	
大学・大学院=1	2.28E-29	*	5.03E-14	***	-5.03E-14	***
妻の年齢						
大学・大学院 D=0	-0.000001	*	0.000001	*	3.20E-18	
大学・大学院=1	-5.37E-28	*	-1.19E-12	***	1.19E-12	***
3 大都市圏ダミー						
大学・大学院 D=0	-0.07	***	0.07	***	4.18E-08	***
大学・大学院=1	-1.13E-27		-1.69E-12	***	1.69E-12	***

有意水準: *** : 10% ** : 5% * : 1%

表9 限界効果 (標準誤差)

妻の就業状態	仕事の主	仕事に従	無業
確率	P(・=2)	P(・=1)	P(・=0)
	標準誤差	標準誤差	標準誤差
0~2 歳児の人数			
大学・大学院 D=0	0.000001	0.000001	6.33E-18
大学・大学院=1	3.91E-28	4.37E-13	4.37E-13
3~5 歳児の人数			
大学・大学院 D=0	2.89E-07	2.89E-07	1.80E-18
大学・大学院=1	1.53E-28	1.93E-13	1.93E-13
6~11 歳児の人数			
大学・大学院 D=0	4.94E-08	4.94E-08	2.96E-19
大学・大学院=1	6.23E-29	7.97E-14	7.97E-14
夫の週間就業時間			
大学・大学院 D=0	9.03E-09	9.03E-09	5.64E-20
大学・大学院=1	2.79E-30	3.78E-15	3.78E-15
世帯年収 (妻の所得を除く)			
大学・大学院 D=0	8.20E-10	8.20E-10	5.14E-21
大学・大学院=1	5.77E-31	6.69E-16	6.69E-16
妻の期待賃金率			
大学・大学院 D=0	1.09E-07	1.09E-07	6.89E-19
大学・大学院=1	1.23E-29	1.40E-14	1.40E-14
妻の年齢			
大学・大学院 D=0	4.98E-07	4.98E-07	3.15E-18
大学・大学院=1	2.90E-28	3.30E-13	3.30E-13
3大都市圏ダミー			
大学・大学院 D=0	0.0095	0.0095	1.89E-08
大学・大学院=1	6.28E-10	4.82E-13	4.82E-13

education となる状況が生じやすいからであろうと考えられる。

ただし、家庭状況が就業要因に与える影響の正負の符号は一致していても、限界効果の大きさは、大学・大学院卒の場合、それ以外の場合にくらべて、全般的に小さいことが確認された。したがって、高学歴女性の場合、他の学歴の女性と比較し、家庭状況が就業要因に与える影響が小さいことが分かった。これは、武石 (2009) が指摘しているように、高学歴女性が、職場や配偶者や居住地の選択において、就業継続が可能となる条件整備を行っているからであるとするのと整合的である。

仕事を従とする確率に対する限界効果の正負の符号が、学歴によって有意に異なった説明変数がいくつかある。それらのうち、年齢別の子供の数と妻の所得を除いた世帯収入の結果を再掲する。就学前の子供の数については、仕事を従とする就業率は、高学歴女性の場合は減少するが、その他の女性の場合は上昇するという違いが観測された。これは、高学歴女性のほうが、就学前の子育ての時間をとるからであると解釈できる。また、高学歴女性は、仕事を従とする場合も主とする場合でも、妻の所得を除いた世帯収入が上昇すると就業率が減少するという所得効果が観測されている。一方、その他の学歴の女性については、仕事を従とする場合の就業率では、所得効果が観測されなかったという結果が得られている。所得効果の結果については、再考が必要である。

最後に、今後の課題について、モデルについての拡張と、説明変数の選択の二つの観点からまとめる。モデルについては、次のような課題が考えられる。Yamada et al. (1987) や Ogawa and Ermisch (1996) では、正規就業率と非正規就業率に分割した分析を行っている。本稿では、仕事を主としているか、仕事を従としているかで分析を行ったが、正規就業率と非正規就業率での分析も行うべきであろう。さらに、Ogawa and Ermisch (1996)、Nawata and Ii (2004) のように、賃金関数と職業選択関数を同時推定する必要もあるだろう。次に、説明変数については、本稿で扱った説明変数以外の変数も考慮して、再推定する必要があるだろう。例えば、Ogawa and Ermisch (1996) では、同居の有無が女性の就業率に有意な影響を与えているとしている。また、水落 (2006) では、夫の育児参加要因分析のなかで、都道府県別の保育関連データを使用している。これらの家庭状況

を表す変数も追加検討すべきであろう。

参考文献

- Cain, Glen G. and Martin D. Dooley (1976) “Estimation of a Model of Labor Supply, Fertility, and Wages of Married Women,” *Journal of Political Economy*, Vol. 84, pp. 179-199.
- Nawata, K. and M. Ii (2004) “Estimation of the labor participation and wage equation model of Japanese married women by simultaneous maximum likelihood method,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 18, pp. 301-315.
- Ogawa, N. and J.F. Ermisch (1996) “Family structure, home time demands, and the employment patterns of Japanese married women,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 14, pp. 677-702.
- Sasaki, M. (2002) “The method effect of family structure on labor force participation among Japanese married women,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 37, pp. 429-40.
- Yamada, T., T. Yamada, and Chaloupka, F. (1987) “Using aggregate data to estimate the part-time and full-time work behavior of Japanese women,” *Journal of Human Resources*, Vol. 22, pp. 574-583.
- 市川恭子 (2016) 「なぜ高学歴女性の就業率は低いのか？—男女別学歴ミスマッチの影響の日蘭比較」, 『日本労働研究雑誌』, 第 667 巻, 37-52 頁.
- 伊藤伸介・出島敬久 (2016) 「賃金の期待値と実現地の差が転職希望に与える影響—賃金構造基本調査と就業構造基本調査の個票データを併用した計量分析—」, 『上智経済論集』, 第 LXI 巻, 19-57 頁.
- 武石恵美子 (2009) 「キャリアパターン別にみた女性の就業の特徴」, 『国立女性教育会館研究ジャーナル』, 第 13 巻, 3-15 頁.
- 樋口美雄・松浦寿幸・佐藤一磨 (2007) 「地域要因が出産と妻の就業継続に及ぼす影響について—一家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」による分析—」, RIETI Discussion Paper Series 07J-012.
- 平尾桂子 (1999) 「女性の初期キャリア形成期における労働市場への定着性—学歴と家族イベントをめぐって」, 『日本労働研究雑誌』, 第 471 巻, 29-41 頁.
- 不破真紀子 (2012) 「就業環境の地域差と高学歴女性の就業」, 『社会科学研究』, 第 64 巻, 114-133 頁.
- 水落正明 (2006) 「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』, 第 42

卷, 149-164 頁.

脇坂明・奥井めぐみ (2005) 「なぜ大卒女性は再就職しないのか」, 橘木俊詔 (編) 『現代女性の労働・結婚・子育て 少子化時代の女性活用政策』, ミネルバ書房, 第 7 章, 184-207 頁.