

都道府県別データを用いた既婚女性有業率に対する 経済変数の影響と学歴別差異の分析[†]

竹内(野木森)明香*、竹内真純**、細萱伸子***
新井範子****、大内章子*****

概要

本稿では、都道府県の経済状況が既婚女性有業率に影響を与えるか、有業率全体での分析に加えて、正規有業率と非正規有業率に分けて分析を行った。また、最終学歴が大学卒と大学院卒となる2つのグループについて、他の最終学歴のグループと異なるか比較をした。本稿で得られた主な結果は次の点である。鉱工業生産指数は非正規有業率との間に有意な負の相関を確認できた。有効求人倍率については、正規有業率との間に、負の有意な相関が確認された。地域の特性が有業率に影響を与えているといえる。ただし、二つの変数について学歴ごとの差異は確認されなかった。一方、個人に関する変数のうち子供の数については、大学院卒以外では、先行研究と同様に子供の数が増えると有業率が増加するが、大学院卒の場合子供の数が増えると有業率が下落するということが確認された。

Key words: 既婚女性、学歴、有業率、集計データ、都道府県別、グループロジット

I はじめに

2015年8月15日、「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月より施行されることとなった¹⁾。1985年に制定された男女雇用機会均等法から30年がたち、より一層の女性活用が望まれている²⁾。しかし、平成27年度男女共同参画白書によると、生産年齢人口に占める男性の有業率は81.4%であるのに対し、女性の有業率は63.1%であり、特に既婚女性の有業率は、本稿で扱う平成24年のデータによると57.18%と低い。また、男性の有業率が地域によらず概ね8割前後であるのに対し、女性の有業率を都道府県別に見ると71.3%(福井県)から56.8%(奈良県)まで、15ポイント近くの差が見られ、男性と比較して都道府県による差が大きい。これは、景気の調節弁とも言われる非正規雇用の多い女性の就労は、居住地域の経済規模や景気といった経済状況の影響をより強く

[†] 本稿の執筆にあたり研究支援員である張馳さん(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、原稿の修正など、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。また、内閣府のオーダーメイド集計の担当者の皆様には、データの作成についての詳細な打ち合わせ、また、その後のデータ作成方法についての問い合わせなど真摯に対応していただいた。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

** 革新的研究開発推進プログラム(ImPACT)[内閣府プログラム].

*** 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

受けやすいためではないかと推測される。そこで、本稿では、既婚女性の地域別有業率に着目し、既婚女性の就業選択が、先行研究で指摘されている所得や子供の数だけでなく、地域の経済規模や景気という経済要因に依存していないか検証をおこないたい。少子化対策などの政策が自治体ベースでなされていることを考慮しても、都道府県別決定要因を分析することは意味があるだろう。

また、日本の女性有業率の特徴の一つとして、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(不破(2012))。高学歴女性は非高学歴女性と比べて総合職や専門職への就労を希望することが多く、高学歴女性の就業選択を規定する要因が非高学歴と異なることは十分に予測できる。そこで、本稿では、学歴ごとに、就業選択に影響を与える要因に差異が生じるか、検証を行っている。

日本の女性有業率を分析している先行研究は数多い。それらのうちロジット・プロビット・モデルで分析をしている研究に、Yamada et al. (1987)、Ogawa and Ermisch (1996)、Sasaki (2002)、Nawata and Li (2004)、樋口他(2007)が挙げられる。先行研究で分析されている女性の有業率の変動要因を表1と2で示した。表1と2の説明変数は、大きく分ければ、妻についての変数、子供に関する変数、地域に関する変数、家族に関する変数としてグルーピングできる³⁾。

表1 先行研究1：妻の雇用に関する説明変数と有意性

| | 樋口他(2007) | Nawata and Li(2004) | Sasaki(2002) |
|-------------|------------------------|---------------------------------------|--------------------|
| モデル | Bivariate Probit Model | probit | logit model 2段階推定法 |
| 同時考慮 | 出産 | 賃金 | Coresidence |
| グループ分け | 第1子/第2子/ トータル | なし | なし |
| 主要データ | 消費生活に関するパネル 調査 | Japanese Panel Survey of Consumers | 消費生活に関するパネル 調査 |
| データ期間 | 1993-2005 | 1993 | 1993 |
| 妻の推定賃金 | × | ○ | |
| 妻の年齢 | ○ | × | ○ |
| 妻の学歴(*) | | ○ | ○ |
| 妻の職業経験 | | | ○ |
| 妻の業種 | | | |
| 子供の数 | ○ | × | |
| 0歳時の有無(**) | | ○ | ○ |
| 7歳以下の子供(**) | | × | ○ |
| 都市在住か否か | | ○ | |
| 有効求人倍率/失業率 | ○ | | |
| 保育園定員数 | × | × | |
| 同居 | ○ | × | ○ |
| 住宅ローンダミー | × | | |

(*) 中学・高校・大学別のダミー変数、もしくは連続変数を使った分析がある。ダミー変数の場合は、どれか一つでも有意であったものは○とした。

(**) 論文ごとに子供の年齢区分が異なる。

表の先行研究のうち、Ogawa and Ermisch (1996) と Nawata and Ii (2004), 樋口他 (2007) では、有効求人倍率や都市在住か否かを考慮した分析を行い、地域要因が有業率に影響をあたえることを指摘している。まず、樋口他 (2007) では、有効求人倍率が上昇した地域では、雇用関係が改善され、就職継続を促進する効果があると解釈している。以上から、有効求人倍率は都道府県ごとに異なるため、有業率に差異が生じるだろう。

次に 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、女性有業率に有意に影響しているという結果が得られている。地域の経済規模が大きい都市では、求職人数と求人数の両方が増加する⁴⁾。地域の経済規模が大きければ、それだけ職種の幅も広がる可能性がある。また、求職数が多ければ、転職もしやすくなるであろう。そこで、地域の経済規模が、女性有業率に影響を与えるか検討を行いたい。

表2 先行研究2：妻の雇用に関する説明変数と有意性

| | Ogawa and Ermisch (1996) | Yamada et al. (1987) | Ogawa and Ermisch (1996) | Yamada et al. (1987) |
|--------------|---|-------------------------------|-----------------------------|-------------------------|
| モデル | 多項ロジット | グループロジット | 左同 | 左同 |
| 同時考慮 | 賃金 | なし | | |
| グループ分け | Part-Time/ Traditional/Fulltime | Fulltime/Parttime | | |
| 主要データ | A survey by the Mainichi newspapers | Population Census of Japan | 左同 | 左同 |
| データ期間 | June of 1990 | 1980 | | |
| | Part-Time | Part-Time | Full-time | Full-time |
| 妻の推定賃金 | × | ○ | ○ | ○ |
| 妻の年齢 | × | | × | |
| 妻の学歴 (*) | | ○ | | × |
| 妻の職業経験 | | | | |
| 妻の業種 | | ○ | | ○ |
| 子供の数 | | | | |
| 0歳時の有無 (**) | ○ | | ○ | |
| 7歳以下の子供 (**) | ○ | | ○ | |
| 都市在住か否か | × | | ○ | |
| 有効求人倍率/失業率 | | ○ | | ○ |
| 保育園定員数 | | ○ | | ○ |
| 同居 | × | | ○ | |
| 住宅ローンダミー | | | | |

(*) 中学・高校・大学別のダミー変数、もしくは連続変数を使った分析がある。ダミー変数の場合は、どれか一つでも有意であったものは○とした。

(**) 論文ごとに子供の年齢区分が異なる。

一方、女性の学歴が有業率に与える影響について、不破（2012）は日本版 *General Social Surveys* の2000年から2003年、2005年、2006年のデータを用いて都道府県別に分析し、女性の管理職率と専門技術職率の高い地域では、高学歴女性が就業している確率が高いこと、非高学歴女性では同傾向がみられないことを指摘している。以上から、高学歴女性の有業率に対する要因は、非高学歴女性の有業率と同一ではなく、希望職種や就業環境が重視されることが示唆される。地域の経済規模が大きければ、それだけ職種の幅も広がり、有業率が上がる可能性がある。次に、高学歴女性の就業を促進した要因として、竹内他（2015）は、常勤での勤務を継続した女性医師にインタビューを行い、専門家としてのキャリア形成ができたこと、ワークライフバランスがとれたこと、3点目に、それらを可能とする男女の対等性を挙げている。これらの結果を受ければ、高学歴女性の有業率は昇進の機会や仕事のやりがいに重点をおいているため、非高学歴女性と比較し賃金や景気に影響を受けないと考えられる。一方、育児などによるワークライフバランスによる要因は学歴問わず有業率に影響を与えられられる。そこで本稿では、所得・求人倍率・都市の規模・子供の状況という要因が既婚女性有業率に与える影響に、学歴によって差異があるか分析を行いたい。

以上から、本稿では、所得・地域の経済規模、景気、子供の状況が、既婚女性有業率の要因となっているか、学歴別グループデータを用いて分析する。Yamada et al. (1987) や Ogawa and Ermisch (1996) と同様に、パートタイムとフルタイムを合わせた有業率だけでなく、正規有業率と非正規有業率に分割した分析も行った。分析では、就業構造基本調査（総務省統計局）と、対応する都道府県別経済データの二つを用いて、県別・年齢別・学歴別の既婚女性に関する集計データを用いた分析を行う。

本稿の構成は次のとおりである。まず、第2節でデータの概説を行う。次に、第3節で有業率のモデルの解説を行い、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。

II 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）と、対応する都道府県別経済データである。まず、データの詳細を説明し、その後、データの特徴を概観する。

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。就業構造基本調査では、匿名データと集計データが利用可能であるが、集計データを利用するメリットとして、都道府県情報が利用できる点があげられる。匿名データでは、集計データより多くの個人情報を利用可能であるが、都道府県データは都市部とそれ以外に区分されてしまうため、個人ごとに都道府県の識別をすることができない。そこで、本稿では集計データを使用した分析を行いたい。

利用可能である調査結果のうち、直近の平成19年と24年の就業構造基本調査の集計データを独立行政法人統計センターに作成依頼した。分割表の仕様の問題から、就業構造基本調査の調査項目のうち、既婚女性の項目についてデータ集計を依頼している。依頼した分割表は Appendix の表6、表7、表8の通りである。

次に、日本経済新聞社デジタルメディア局「日経 NEEDS CIDIc」から、地域の経済規模を表す指標として都道府県別の鉱工業生産指数（季節調整済み）を、地域の景気を表す指標として有効求人倍率（季節調整済み）を使用した。元データは月次データであるが、就業構造基本調査が年次データであるため12月のデータを使用した。

所得と子供の数の平均値については、就業構造基本調査のカテゴリーデータをもとに算出している。まず、県・学歴・年齢別に分割したカテゴリー*i*の子供の数は以下の式で算出した。

$$\text{平均子供数}_i = \text{子供1人} \times \text{割合}_i + \text{子供2人} \times \text{割合}_i + \text{子供3人} \times \text{割合}_i$$

(1)

次いで、所得については、表7にあるように所得階級別で記載されているため、各階級値を用いて平均値を算出する。各所得別カテゴリーの階級値は中央値を用いているが、オープンな階級については、100万円未満のとき50、1500万円以上のとき1750を用いている。まとめると、以下の式で計算した。

$$\begin{aligned} \text{平均所得}_i = & (100 \text{万円未満のとき}) 50 \times \text{割合}_i + \sum_s \text{所得カテゴリー } s \text{の中央値}_{is} \times \text{割合}_i \\ & + (1500 \text{万円以上のとき}) 1750 \times \text{割合}_i \end{aligned}$$

(2)

ただし、(2)式内の割合は、有業者のみのデータを用いて有業者全体を1としたときの各カテゴリーごとの割合を用いている。

2.1 データクリーニングと記述統計量

集計表から再計算し「県・学歴・年齢」別のデータセットを作成した。より細かなグループ分けも可能であるが、以下の問題が生じてしまう。本データの場合、標本調査ができなかった、もしくは、標本数が5以下だったグループは、秘匿のためゼロと表章されている。そのため、グループが細分化されると、グループ内の人数が減少するため、秘匿されるカテゴリーが増えてしまう。そこで、秘匿の少ない「県・学歴・年齢」別の集計データを使用して推定を行った。

「県・学歴・年齢」別の集計データであっても、秘匿によって人数がゼロとなるカテゴリーが存在する。本稿では、全データを使って有業率のモデルを推定した後、正規有業率、非正規有業率に分割して比較分析を行うが、有業率全体で分析する場合が最も秘匿された変数が少なく、正規・非正規に分割すると、秘匿データが増加する。そこで、データの現実からの乖離を防ぎ、かつ削除するデータを最小限にするため、以下の手順を踏んだ。

正規・非正規で分割せずに推定を行う場合は、以下の条件を満たすカテゴリーを削除した。条件は、(1) カテゴリーの人数が0、(2) カテゴリー内の有業者が0、(3) 有業率が100%、(4) 失業率が100%、(5) 子供の数の項目について、1人、2人、3人以上の各項目が100%、の5点である。カテゴリー内の数字が、上記条件をみたすのは非現実的であり、標本調査の該当人数が少ないことによって生じていると考えられる。加えて、本処理によると、大学院卒の50代以上のグループが7件と数が少なくなっている。そこで、大学院卒に関しては、40代と50代以上をまとめ、40代以上という年齢カテゴリーを使用する。以下では、正規・非正規で分割しない有業率を全体有業率と記載する。

次に、正規有業率、非正規有業率に分割した場合は、以下の条件を満たすカテゴリーを削除した。正規有業率の場合は、(1) 正規有業者の割合が0%、非正規有業率の場合は、(1) 非正規有業率の割合が0%を条件としている。その結果、正規有業率の場合、大学院卒の15歳以上20代のデータは存在しなかった。一方、非正規有業率の場合、大学院卒の学歴で、30代、40代に含まれるデータが各1件のみとなり、50代以上に含まれるデータは存在しなかった。

本稿で使用するデータの記述統計量を表3に示す。表は、「県・学歴・年齢」別のデータクリーニング済みの集計データによる結果である。

表3 記述統計量

| 変数名 | 平均 | 標準偏差 |
|---------------|----------|----------|
| グループ内標本数 | 14753.33 | 22890.84 |
| 有業者数 | 8388.651 | 13431.77 |
| 正規有業率 | 29.873 | 22.64 |
| 非正規有業者率 | 43.994 | 23.652 |
| 鉱工業生産指数(季調済み) | 106.229 | 12.485 |
| 有効求人倍率(季調済み) | .891 | .256 |
| 平均所得 | 110.996 | 80.829 |
| 平均子供数 | 1.495 | 0.400 |
| 3歳以下の子供有の比率 | 22.502 | 31.405 |
| 6歳以下の子供有の比率 | 8.716 | 12.326 |

Ⅲ 有業率モデル(ロジット・モデル)の概説

本稿では、ロジット・モデルを用いて分析を行う。以下では、まず個人を想定した場合のロジット・モデルとプロビット・モデルの概説を行い、ロジット・モデルを用いる利点を紹介する。その後、グループデータを使用する場合の修正点を説明する。

個人*i*の有業状態を有業の時1をとる0と1の二値変数で表し、以下のようにモデル化する。ここで、 Y_i^* を観測できないが個人の有業率を決定する変数とする。この Y_i^* は、鉱工業生産指数、有効求人倍率、所得、子供の状況、賃金という*K*個の外生要因 X_i^k ($k = 1, \dots, K$)に依存しているものとする。以上を式で表記する。

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } Y_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } Y_i^* \leq 0 \end{cases}$$

$$Y_i^* = \beta^* + \sum_{k=1}^K \beta_k X_i^k + \epsilon_i \quad (3)$$

ここで、 β^* , β_k は推定パラメータであり、 ϵ_i は、平均がゼロで分散が一定の分布に従う誤差項とする。誤差項の分布として最もよく用いられる分布は、標準正規分布と分散を基準化したロジット分布である。正規分布を仮定したモデルをプロビット・モデル、ロジット分布を仮定したモデルをロジット・モデルと呼ぶ。

分析の対象である個人*i*が有業である確率 $P(Y_i = 1)$ は以下のように考えられる(以下、この確率を有業率と表記する)。誤差項の分布関数を $F(\cdot)$ とすると、ロジット・モデル、プロビット・モデルで共通して、以下のように表記できる。

$$P(Y_i = 1) = P(Y_i^* > 0) = F\left(\beta^* + \sum_{k=1}^K \beta_k X_i^k\right) \quad (4)$$

例えば、ロジット・モデルでは、有業率 $P(Y_i = 1)$ を積分を使用しない式で表すことができる。

$$P(Y_i = 1) = \frac{e^{\beta^*} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_i^k}{1 + e^{\beta^*} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_i^k} \quad (5)$$

本稿でロジット・モデルを仮定した理由の一つとして、ロジット・モデルは、プロビット・モデルに比べて、係数の解釈が容易であることが挙げられる。有業率を $P(Y_i = 1) = p_i$ とすると、 $P(Y_i = 0) = 1 - p_i$ となり、以下の書き換えたモデルが分析に用いられることも多い。

$$\text{対数オッズ比 } \log \frac{p_i}{1 - p_i} = \beta^* + \sum_{k=1}^K \beta_k X_i^k \quad (6)$$

$$\text{オッズ比 } \frac{p_i}{1 - p_i} = \exp \left(\beta^* + \sum_{k=1}^K \beta_k X_i^k \right) \quad (7)$$

ここまでは個人についてのモデルを解説したが、本稿で扱うデータは集計データである。そのため、個人のデータを使用することができない。このとき、グループ内の有業率を一つのデータとしてとらえ、一般化最小二乗法 (Generalized Least Squares, 以下 GLS) を用いて推定する方法がある。Yamada et al. (1987) では日本の集計データを Feasible GLS (推定分散を使用した GLS) によって推定している。以下では、このモデルを解説する。

グループ内の有業率について誤差項にロジット分布を仮定したモデルを考える。まず、グループ g の就業確率を p_g とし、(5) 式をグループ g について定義する。

$$p_g = E(Y_g = 1) = \frac{e^{\beta^*} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_g^k}{1 + e^{\beta^*} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_g^k} \quad (8)$$

個人のモデルと同様に

$$\log \frac{p_g}{1 - p_g} = \beta^* + \sum_{k=1}^K \beta_k X_g^k$$

個人 i の有業率とグループの平均値から計算された有業率には誤差が生じるので、この式に誤差項 ϵ_g を加えて、以下の回帰モデルを考える。

$$\log \frac{p_g}{1 - p_g} = \beta^* + \sum_{k=1}^K \beta_k X_g^k + \epsilon_g \quad (9)$$

ϵ_g の分散を式で表せば、グループ内の人数 n_g に反比例し、

$$\sigma_g^2 = \frac{1}{n_g p_g (1 - p_g)} \quad (10)$$

となることが知られている。この誤差項の分散をウェイト付けとし GLS を行った。Cameron and Trivedi (2005) 4 章では、個人のモデルを簡便的に最尤法で推定した場合と、上記の GLS による推定量が同じ漸近分布に従うことが指摘されている。詳細については、Cameron and Trivedi (2005) 4 章を参照のこと。

3.1 ダミー変数の設定と推定モデル

前述のモデルの説明変数 X_g^k に本稿で扱う説明変数を代入すると、推定モデルは次のように表記できる。ここで、表現を単純化するためグループの添え字を g から i へ変更する。

$$\log \frac{p_i}{1-p_i} = \beta_0^* + \beta_1^* \text{鉱工業生産指数}_i + \beta_2^* \text{有効求人倍率}_i + \beta_3^* \text{平均所得}_i \\ + \beta_4^* \text{平均子供数}_i + \beta_5^* \text{3歳未満の子供有比率}_i + \beta_6^* \text{6歳未満の子供有比率}_i + \epsilon_g \quad (11)$$

ここで推定パラメータである β_k^* ($k = 0, \dots, 6$) は学歴と年代ごとのダミー変数を使って、後述のように書き換える。以下では、まず、ダミー変数の定義を示し、その後、 β_k^* ($k = 0, \dots, 6$) の具体的な式を示す。

本稿では、学歴と年代に関するダミー変数を作成した。学歴については、大学卒のダミー変数（以下、大学卒 D）と大学院卒のダミー変数（以下、大学院卒 D）を作成した。年代については、30代、40代、50代以上のそれぞれで、ダミー変数を作成している。作成したダミー変数について表 4 にまとめる。

表 4 ダミー変数の定義

| 最終学歴 変数表記 | 大学卒 D $AcademicD_i^u$ | 大学院卒 D $AcademicD_i^g$ | |
|--------------|--------------------------|---------------------------|------------------------|
| 年代 変数表記 | 30代 $AgeD_i^{30}$ | 40代 $AgeD_i^{40}$ | 50代以上 $AgeD_i^{50}$ |

モデル (11) 式の β_k^* ($k = 1, \dots, 6$) をダミー変数を用いて再定義する。6つの説明変数で共通して、以下のようにダミー変数を設定した。

$$\beta_k^* = \beta_k + \beta_k^u AcademicD_i^u + \beta_k^g AcademicD_i^g \quad (12) \\ (k = 1, 2, 3, 4, 5, 6)$$

このとき、推定パラメータは $\beta_k, \beta_k^u, \beta_k^g$ ($k = 1, 2, 3, 4, 5, 6$) である。

本稿では、大学卒と大学院卒のとき、係数推定値に差異が生じるか (12) 式を用いて分析する。例えば、大学卒の β_k^* の推定値は、 β_k^* だけでなく、 $AcademicD_i^u = 1$ と $AcademicD_i^g = 0$ より、 $\beta_k^* = \beta_k + \beta_k^u$ で算出される。同様に、大学院卒の β_k^* の推定値は $\beta_k^* = \beta_k + \beta_k^g$ で算出される。その他の場合は、 $\beta_k^* = \beta_k$ である。したがって、 β_k は全ての場合に共通して含まれる推定値であり、ダミー係数が β_k との差異をとらえている。共通する β_k を、以下ではベースと呼ぶこととする。ダミー係数 β_k^u もしくは β_k^g が有意であれば、ベースの推定値と異なる値が得られ、有意でなければベースの推定値との有意な差はないと解釈できる。

一方、定数項については、以下のように設定した。

$$\beta^* = \beta + \beta^u AcademicD_i^u + \beta^g AcademicD_i^g \\ + \beta^{30} AgeD_i^{30} + \beta^{40} AgeD_i^{40} + \beta^{50} AgeD_i^{50} \quad (13)$$

年代による有業率の違いについては、この (13) 式の $AgeD_i^{30}, AgeD_i^{40}, AgeD_i^{50}$ の項で調整している。

IV 実証結果

本稿では、前節で解説したように、ダミー変数をいれたモデルの推定を行う。全体の傾向をみるために全体有業率の推定と、正規有業率と非正規有業率に分けた推定を行っている。それぞれの推定結果を、表 9、表 10、表 11 にまとめる。ただし、これら係数の推定値を用いて、説明変数の有業率への影響を直接に議論することは難しい。そこで、まず、考慮すべきダミー変数の存在を検証し、その後、推定値の再計算を行い、説明変数の有業率への影響を検証する。以下の議論では明記しない場合、有意水準に 10% を用いている。

最初に、ダミー変数について検証する。3つの推定結果から、学歴によって有意な差異がある説明変数を挙げる。全体有業率、正規有業率、非正規有業率のすべての推定結果(表 9、表 10、表 11) から、大学卒 D と大学院卒 D が有意に推定されたのは以下のとおりであった。まず、全体有業率では、大学卒 D が有意に推定されたのは、鉱工業生産指数、平均所得、平均子供数、6歳以下の子供のいる割合で、大学院卒 D が有意に推定されたのは平均所得、平均子供数、3歳以下の子供のいる割合、6歳以下の子供のいる割合であった。正規有業率では、大学卒 D が有意に推定されたのは、平均所得と平均子供数、6歳以下の子供のいる割合で、大学院卒 D が有意となったのは、平均所得であった。非正規有業率では、大学卒 D が有意に推定されたのは、平均所得、平均子供数、6歳以下の子供のいる割合で、大学院卒 D が有意となった変数はなかった。これらの変数については、大学卒と大学院卒の係数の推定値がベースと有意に異なっていることが確認された。特に、平均所得と平均子供数、6歳以下の子供のいる割合では、全体有業率と正規有業率と非正規有業率の全てで、ベースの推定値との有意な差異が確認されていることから、学歴による影響を他の変数より強く受けているといえる。

以上のダミー係数の有意性の結果を受け、大学卒と大学院卒の各場合について β_k^* を再計算する。 β_k^* の推定値として、ベースの場合は推定値 $\beta_k^* = \beta_k$ が直接利用可能であるが、大学卒の場合は $\beta_k^* = \beta_k + \beta_k^u$ 、大学院卒の場合は $\beta_k^* = \beta_k + \beta_k^g$ を再計算し、表 5 にまとめた。もし、ダミー変数が有意に推定されなかった場合は、学歴による差異はなくベースの推定値と同値と解釈できるので、その数値を表内に記載していない。したがって、表内で空欄である箇所については、ベースの推定結果とほぼ同値であると解釈している。ただし、ベースとなる推定値については有意ではないと記載した。

表 5 に基づいて、有業率に対して、説明変数が正の影響を与えるか負の影響を与えるのか議論する。ただし、説明変数がどの程度影響を与えるか(限界効果)については計測していない⁵⁾。また、定数項については、調整項とみなし議論を割愛する。

まず、都市の規模を表す鉱工業生産指数は、全体有業率では負の影響が確認された。その内訳をみると、正規有業率では有意な影響力がなく、非正規有業率で有意な負の影響があることがわかる。また、学歴ごとに推定値の正負の違いは確認できなかった。以上から都市の規模が大きい場合有業率が低いという結果がでている。これは、就業機会が増えるという仮説とは逆の結果である。この結果の解釈の一つとして、水落(2006)でも指摘されている保育所の定員数が考えられる。都市部では保育所の定員数が不足しており、非正規就業は正規就業よりも保育所への入所が難しい。経済規模が大きい都市で非正規有業率が下落する原因の一つとしてあげられる。

次に、景気を表す有効求人倍率については、正規有業率に有意な負の相関が確認された。これも、先行研究とは異なった結果である。また、学歴による差異は確認されなかった。景気がよくなると、正規有業率が下がるという原因の一つとして、Adsera(2004)が指摘している出産が挙げられる。Adsera(2004)は OECD のデータを用いて、景気や労働市場の違いが出生率に与える影響について分析を行い、失業率が高

表5 推定結果の係数の有意性のまとめ

| | ベース (β_k) | 大学卒 D ($\beta_k + \beta_k^u$) | 大学院卒 D ($\beta_k + \beta_k^g$) |
|--------------|----------------------|------------------------------------|-------------------------------------|
| 鉱工業生産指数 | | | |
| 全体 | -0.002* | -0.006** | |
| 正規 | 有意ではない | | |
| 非正規 | -0.006** | | |
| 有効求人倍率 | | | |
| 全体 | 有意ではない | | |
| 正規 | -0.135** | | |
| 非正規 | 有意ではない | | |
| 平均所得 | | | |
| 全体 | 0.008** | 0.002** | -0.001† |
| 正規 | 0.012** | 0.003** | 0.002* |
| 非正規 | 0.002** | -0.001** | |
| 平均子供数 | | | |
| 全体 | 1.602** | 0.905** | -0.555** |
| 正規 | 0.680** | 0.064** | |
| 非正規 | 1.971** | 1.232** | |
| 3歳以下の子供のいる割合 | | | |
| 全体 | -0.025** | | -0.010* |
| 正規 | -0.006* | | |
| 非正規 | -0.021** | | |
| 6歳以下の子供のいる割合 | | | |
| 全体 | -0.038** | -0.016** | -0.001* |
| 正規 | -0.031** | -0.014** | |
| 非正規 | -0.022** | -0.007** | |

ベースでは β_k の推定値を、大学卒 D の欄では、ダミー係数 β_k^u が有意に推定された場合のみ $\beta_k + \beta_k^u$ を記載している。有意でなかった場合は記載していない。大学院卒 D の場合も同様である。また、推定モデルのダミー係数が有意となった有意水準について次の記号で表記している。有意水準：†:10% * :5% ** :1%.

いときは、出産・退職をすると再就職が困難で所得が大幅に低下する恐れがあるため、出産を控える傾向があることを確認している。本稿では有効求人倍率という失業率とは逆のデータを説明変数としているので、有効求人倍率が低い地域では出産が控えられて有業率が増加し、逆に、有効求人倍率が高い地域では、出産をする人が多くなり、有業率が下落すると解釈できる。

平均所得は、大学院卒の全体有業率と大学卒の非正規有業率を除いて、正の影響が確認されている。先行研究と同様に、所得が上昇すれば、就業を希望する既婚女性が増加するといえる。

次に、平均子供数については、ベースおよび大学卒の全体・正規・非正規有業率のいずれにおいても、有意な正の値として推定された。子供の数が多い地域ほど女性有業率が高いことが確認された。子供が増加すれば、教育費と生活費がかかるため、就業を選択する女性が増えるといえる。一方、大学院卒については、全体有業率で有意な負の値として推定され、子供の数が多い地域ほど有業率が低いことが確認された。この原因の一つとして、大学院進学者の場合、専門職に就職する女性が多く、キャリアが確立する時期が大学卒の女性より遅いため、出産の時期が重なることが考えられる。大学院卒の女性はキャリア達成のために出産のタイミングを逃してしまうことが原因であり、大学院卒の女性は他の学歴の女性よりキャリアか子供かの選択を迫られがちであることが推測できる。

3歳以下の子供のいる割合と6歳以下の子供のいる割合については、子供のいる割合が高い地域ほど有業率が低いという結果が得られている。大学卒と大学院卒のダミー係数は有意に推定されている結果もあるが、それら有意な差を考慮しても、最終的に正負の符号は一致している。就業前の子供がいれば育児をしなければならないため、学歴を問わず就業を選択する女性が減少することが確認された。

V 結論と今後の課題

本稿では、学歴と年代と県によってカテゴリー分けした集計データを使用して、地域の経済状況を表す変数が既婚女性有業率に有意な影響を及ぼすか、また、最終学歴によって結果に差異が生じるか分析を行った。その結果、地域の経済状況に関する変数は有意に推定されたが、学歴による差異は確認されなかった。既存の先行研究で指摘された要因のうち、子供の数については最終学歴による差異が確認されている。

まず、都市の規模を表す鉱工業生産指数については、特に非正規有業率で負の影響が確認された。経済規模が大きい都市で非正規有業率が下落する原因の一つとしては、保育園の待機児童問題が考えられる。次に、景気を表す有効求人倍率については、正規有業率に有意な負の相関が確認された。これは、先行研究とは異なった結果である。Adsera (2004) の結果を受ければ、その原因の一つとして、有効求人倍率が高い地域では、出産をする人が多くなり、有業率が低くなると仮定できる。

次に、子供の数に関する変数として、子供の数と就業前の子供の有無については、以下の結果が得られている。推定結果から、子供の数の増加によって有業率が上昇することが確認され、子供が増加すれば教育費と生活費がかかるため、就業を選択する女性が増えるという先行研究と同様の結果が得られている。しかし大学院卒の既婚女性については、子供の数の増加によって有業率が下落することが確認された。大学院卒の女性で子供の数が多い場合は、キャリアを確立する前に出産を迎えてしまうことが原因の1つであると考えられる。就業前の子供の有無に関しては、就業前の子供のいる家庭の割合が増加すると学歴を問わず有業率が下落することが確認された。先行研究と同様に、就業前の子供がいれば育児をしなければならないため、就業を選択する女性が減少することが確認された。

今後の課題として、いくつかの点を挙げる。まず平均所得について、一部の係数が有意な負の値として推定された。この結果の原因の一つとして、本稿で使用した平均所得のデータが、グループ集計データの平均値を使用したことが考えられる。正規雇用者と非正規雇用者の所得を比較すれば、一般的には非正規雇用者のほうが所得が低い。したがって、非正規雇用者が少なく正規雇用者が多ければ、所得が上昇することになる。非正規雇用者の人数が少なければ、グループ内の人数は一定なので非正規有業率は下落する。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、その推定値を用いた分析を行っている。本稿でも所得の変数の作成方法を再考する必要があるだろう。

その他の点として、本稿では集計データを利用したため、有業率のみのモデルを推定しているが、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。Nawata and Ii (2004) では、先行研究の Heckman による推定手法の欠点を指摘し、職業選択関数と賃金関数の最尤法による同時推定法を提案している。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。本稿で用いた経済データだけではなく、保育サービス等の地域差を表す要因も、検討していく必要があるだろう。

注

- 1) この法律では、女性社員の状況把握と、課題分析、女性活躍推進に向けた行動計画の作成と公表、また、女性活躍に関する情報公開を義務付けている。
- 2) 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。
- 3) ただし、表からは、夫に関する変数は除外している。例えば水落 (2006) では、妻の就業要因として夫の育児参加が重要であるとし、都道府県別の夫の育児参加要因を分析している。
- 4) 有効求人倍率は、求職者と求人数の比率であるため、都市の経済規模は考慮されていない。
- 5) ロジット・モデルの限界効果は、以下のように計算される。まず、有業率の期待値は以下で与えられる。

$$E(P(Y_i = 1)) = \frac{e^{\beta^*} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_i^k}{1 + e^{\beta^*} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_i^k} = \Lambda \left(\beta^* + \sum_{k=1}^K \beta_k X_i^k \right)$$

左辺は、ロジット分布の分布関数であり $\Lambda(\cdot)$ と表すこととする。説明変数 X_i^s の限界効果は、

$$\frac{\partial E(P(Y_i = 1))}{\partial X_i^s} = \Lambda \left(\beta^* + \sum_{k=1}^K \beta_k X_i^k \right) \left(1 - \Lambda \left(\beta^* + \sum_{k=1}^K \beta_k X_i^k \right) \right) \beta_s$$

となる。 $\Lambda(\cdot)$ は確率を表すので $0 \leq \Lambda(\cdot) (1 - \Lambda(\cdot)) \leq 1$ となる。そのため、説明変数 X_i^k が一単位増加した時、 $E(P(Y_i = 1))$ は、 $\beta_s > 0$ なら増加する。しかし、どの程度増加するかに関しては、 $\Lambda(\cdot) (1 - \Lambda(\cdot))$ の値に依存するため、他の説明変数や他の推定値を使用して、再計算する必要がある。

参考文献

- Adserà, A. “Changing fertility rates in developed countries. The impact of labor market institutions,” *Journal of Population Economics*, Vol. 17, pp. 17-43, 2004.
- Cameron, A.C. and P. K. Trivedi *Microeconometrics method and applications*: Cambridge University Press, 2005.
- Nawata, K. and M. Ii “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, 2004.
- Ogawa, N. and J.F. Ermisch “Family structure, home time demands, and the employment patterns of Japanese married women,” *Journal of Labor Economics*, Vol.14, pp. 677-702, 1996.
- Sasaki, M. “The method effect of family structure on labor force participation among Japanese married women,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 37, pp. 429-40, 2002.
- Yamada, T., T. Yamada, and Chaloupka. F. “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, 1987.
- 竹内真純・筒井秀代・石黒彩・茶谷有紀・野村恭子・沖永寛子・長谷川和子・斎藤アンネ優子「質的研究による助成放射線腫瘍科医の自己実現プロセスと促進要因・抑制要因の解明」,『社会医学研究』, 第32巻, 117-124頁, 2015.
- 樋口美雄・松浦寿幸・佐藤一磨「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」による分析一」,『RIETI Discussion Paper Series 07J-012』, 2007.
- 不破真紀子「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, 2012.
- 水落正明「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巻, 149-164頁, 2006.
- 伊藤伸介・出島敬久「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, 2016.

付録 A オーダーメイド集計の分割表

表6 就業構造基本調査 (H19, H24) の集計表

集計対象：「夫婦と子供から成る世帯」及び「夫婦、子供と親から成る世帯」の世帯数

第1表 表側 (集計対象：妻が卒業者の世帯のみ)

| 項目名 | 項目名 |
|-------------------|----------------------|
| 末子の年齢 (21 区分) | 妻の就業状態・仕事の主従 (11 区分) |
| 子供の数と在学状況 (67 区分) | 妻の教育 (15 区分) |

第2表 表側 (集計対象：妻が卒業者で有業者の世帯のみ)

| 項目名 | 項目名 |
|-------------------|-------------------------------|
| 末子の年齢 (21 区分) | 妻の従業上の地位・雇用形態 |
| 子供の数と在学状況 (67 区分) | 妻の教育 (15 区分) |
| | 妻の所得 (主な仕事からの年間収入・収益) (17 区分) |

欄外の項目名は、共に、現在の常住地 (48 区分) と妻の年齢 (26 区分)

表7 データ区分詳細 (妻に関する項目)

| 年齢 | 教育 | 雇用形態 | 所得 |
|--------|--------|------------|-------------|
| 15～29歳 | 小学・中学 | 自営業主 | 100万円未満 |
| 30～39歳 | 高校・旧制中 | 家族従事者 | 100～199万円 |
| 40～49歳 | 専門学校 | 会社などの役員 | 200～299万円 |
| 50～59歳 | 短大・高専 | 正規の職員・従業員 | 300～399万円 |
| 60歳以上 | 大学 | 非正規の職員・従業員 | 400～499万円 |
| | 大学院 | | 500～599万円 |
| | | | 600～699万円 |
| | | | 700～799万円 |
| | | | 800～899万円 |
| | | | 900～999万円 |
| | | | 1000～1499万円 |
| | | | 1500万円以上 |

表8 データ区分詳細 (子供に関する項目)

| 末子年齢 | 子供の数 | 在学状況 |
|--------|------|---------------------|
| 3歳未満 | 1人 | 15歳未満の子供のみ |
| 3～5歳 | 2人 | 15歳以上の子供が1人 |
| 6～8歳 | 3人以上 | うち15歳以上の子供の在学者が1人 |
| 9～11歳 | | 15歳以上の子供が2人 |
| 12～14歳 | | うち15歳以上の子供の在学者が1人 |
| 15～17歳 | | うち15歳以上の子供の在学者が2人 |
| 18歳以上 | | 15歳以上の子供が3人以上 |
| | | うち15歳以上の子供の在学者が1人 |
| | | うち15歳以上の子供の在学者が2人 |
| | | うち15歳以上の子供の在学者が3人 |
| | | うち15歳以上の子供の在学者が4人以上 |

付録 B グループロジット・モデルの推定結果

表 9 既婚女性の全体有業率の推定結果

| 変数名 | | 係数 | (標準誤差) |
|----------------|--------|----------|----------|
| 鉱工業生産指数 | ベース | -0.002* | (0.001) |
| | 大学卒 D | -0.004† | (0.003) |
| | 大学院卒 D | 0.001 | (0.022) |
| 有効求人倍率 | ベース | -0.005 | (0.038) |
| | 大学卒 D | 0.035 | (0.114) |
| | 大学院卒 D | -0.209 | (0.823) |
| 平均所得 | ベース | 0.008* | (0.0003) |
| | 大学卒 D | -0.006** | (0.001) |
| | 大学院卒 D | -0.008† | (0.004) |
| 平均子供数 | ベース | 1.602** | (0.074) |
| | 大学卒 D | -0.697** | (0.162) |
| | 大学院卒 D | -2.157** | (0.420) |
| 3歳以下の子供のいる割合 | ベース | -0.025** | (0.002) |
| | 大学卒 D | -0.00009 | (0.002) |
| | 大学院卒 D | 0.014* | (0.006) |
| 6歳以下の子供のいる割合 | ベース | -0.038** | (0.003) |
| | 大学卒 D | 0.022** | (0.004) |
| | 大学院卒 D | 0.037* | (0.015) |
| 定数項 | ベース | -0.475† | (0.268) |
| | 大学卒 D | 2.119** | (0.330) |
| | 大学院卒 D | 4.540* | (1.903) |
| | 30代 | -1.300** | (0.109) |
| | 40代 | -2.205** | (0.192) |
| | 50代 | -2.231** | (0.209) |
| N | | 2194 | |
| R ² | | 0.641 | |

有意水準： †: 10% * : 5% ** : 1%.

表 10 既婚女性の正規有業率の推定結果

| 変数名 | | 係数 | (標準誤差) |
|----------------|--------|----------|----------|
| 鉱工業生産指数 | ベース | 0.001 | (0.001) |
| | 大学卒 D | -0.004 | (0.003) |
| | 大学院卒 D | -0.016 | (0.024) |
| 有効求人倍率 | ベース | -0.135** | (0.045) |
| | 大学卒 D | -0.030 | (0.115) |
| | 大学院卒 D | 0.058 | (0.924) |
| 平均所得 | ベース | 0.012** | (0.0004) |
| | 大学卒 D | -0.009** | (0.001) |
| | 大学院卒 D | -0.010* | (0.004) |
| 平均子供数 | ベース | 0.680** | (0.095) |
| | 大学卒 D | -0.616** | (0.176) |
| | 大学院卒 D | -1.008 | (0.667) |
| 3歳以下の子供のいる割合 | ベース | -0.006* | (0.003) |
| | 大学卒 D | -0.003 | (0.002) |
| | 大学院卒 D | -0.002 | (0.008) |
| 6歳以下の子供のいる割合 | ベース | -0.031** | (0.004) |
| | 大学卒 D | 0.017** | (0.004) |
| | 大学院卒 D | 0.030 | (0.019) |
| 定数項 | ベース | -2.746** | (0.337) |
| | 大学卒 D | 3.096** | (0.364) |
| | 大学院卒 D | 6.280** | (2.194) |
| | 30代 | -0.798** | (0.133) |
| | 40代 | -1.564** | (0.235) |
| | 50代 | -1.615** | (0.258) |
| N | | 1650 | |
| R ² | | 0.595 | |

有意水準: †:10% * :5% ** :1%.

表 11 既婚女性の非正規有業率の推定結果

| 変数名 | | 係数 | (標準誤差) |
|----------------|--------|----------|----------|
| 鉱工業生産指数 | ベース | -0.006** | (0.001) |
| | 大学卒 D | -0.004 | (0.003) |
| | 大学院卒 D | 0.014 | (0.362) |
| 有効求人倍率 | ベース | 0.023 | (0.034) |
| | 大学卒 D | 0.134 | (0.115) |
| | 大学院卒 D | -1.136 | (4.167) |
| 平均所得 | ベース | 0.002** | (0.0003) |
| | 大学卒 D | -0.003** | (0.001) |
| | 大学院卒 D | -0.013 | (0.038) |
| 平均子供数 | ベース | 1.971** | (0.071) |
| | 大学卒 D | -0.739** | (0.173) |
| | 大学院卒 D | -2.528 | (10.237) |
| 3歳以下の子供のいる割合 | ベース | -0.021** | (0.002) |
| | 大学卒 D | 0.001 | (0.003) |
| | 大学院卒 D | 0.013 | (0.097) |
| 6歳以下の子供のいる割合 | ベース | -0.022** | (0.003) |
| | 大学卒 D | 0.016** | (0.005) |
| | 大学院卒 D | -0.004 | (0.486) |
| 定数項 | ベース | -1.534** | (0.254) |
| | 大学卒 D | 1.446** | (0.338) |
| | 大学院卒 D | 3.832 | (26.250) |
| | 30代 | -1.167** | (0.106) |
| | 40代 | -1.795** | (0.180) |
| | 50代 | -1.673** | (0.196) |
| N | | 1861 | |
| R ² | | 0.653 | |

有意水準: †:10% * :5% ** :1%.