

## 女性就業の地域差に関する考察<sup>†</sup>

### ——集計データを用いた正規雇用就業率の分析

安部 由起子 (北海道大学大学院経済学研究科 准教授)

近藤 しおり (東日本旅客鉄道株式会社)

森 邦恵 (下関市立大学経済学部 准教授)

#### 1. はじめに

日本の女性就業選択に関する実証分析において、地理的な意味での地域差について明確な考察をしたものは、筆者らの知る限り比較的少ない。日本のマイクロデータを用いた女性の就業選択の実証分析では、都市部に居住しているかそれ以外か、といった形でのコントロールがなされている場合が多いが（例えば、Ogawa and Ermisch 1996; 阿部 2001; 小原 2001; Sasaki 2002; Nawata and Ii 2004）、地理的な地域差の影響を考慮しているものはきわめて少ない<sup>1)</sup>。

しかしながら本稿で示されるように、実際には女性の就業行動にはきわめて大きな地域差が存在している。本稿では学歴分布・男性所得・男女間賃金比・三世代同居率が女性就業の地域差とどのようにかわるのか、また地域固有の要因はそれらの要因をコントロールした上でも存在しているのかを、公表集計データを用いて検証する。

日本の女性就業や家計の時間選択について都道府県別の集計データを用いた先行研究として、Yamada and Yamada (1986, 1987)、Yamada et al. (1987)、水落 (2006) がある。これらは地域の属性について特に注目するというよりは、女性就業や家計の時間選択に影響を与えると考えられる諸要因の地域差を利用して、それらの要因の影響を計測する試みである。これらの分析では、本稿が強調する地域差は回帰分析の残差として扱われ、特定の地域が女性の就業などについて特殊な傾向をもっていることに注目し

てはいない。本稿では、正規雇用就業率の年齢階級別（5歳刻み）のデータを用い、年齢階級にかかわらず強く存在する女性の正規雇用就業に影響を与える地域固有の要因に焦点を当て

てはいる。本稿が正規雇用を対象を絞る理由は2点ある。第1に、本稿の分析は都道府県かつ年齢階級別のデータを用いる。都道府県×年齢階級別の賃金データは、公表されている範囲では賃金センサスの一般労働者（フルタイム労働者）についてのみ得られるので、正規雇用賃金を就業と関連づけることは自然である。第2に、日本の女性就業については、無業・パート雇用就業・正規雇用就業の選択肢が考えられることが多いが、無業からパート雇用就業への参入は多く行われる半面、無業から正規雇用就業への（再）就業は困難とされている（Ueda 2007; Abe 2008）。つまり、女性の就業形態において、無業とパート雇用就業を行き来するグループと、正規雇用グループとの差異は小さくないと理解できる。したがって、人口を分母とする正規雇用就業率に注目した分析を行うことは、女性が後者の正規雇用を選択する決定要因を明らかにするという意味において、意義のあるものと考えられる。

本稿は以下のように構成されている。2節では、女性就業と男女間賃金比（女性の賃金/男性の賃金）のパターンを単純集計の形で示す。3節では、回帰分析の結果を紹介する。4節は内容のまとめと考察を行う。

## 2. 都道府県別の女性の正規雇用就業<sup>2)</sup>

本節では、女性の正規雇用就業と男女間賃金比にかかわる単純集計結果を紹介し、正規雇用就業には地域差が大きいこと、その一方で正規雇用就業率が高い地域で女性の賃金が高くないことを示す。

### (1) 年齢別正規雇用就業率の地域差

本稿では女性就業の指標として、就業構造基本調査（2002年、以下就調と略す）の「男女、従業上の地位、雇用形態、所得、年齢別有業者数」から、正規雇用就業率（女性正規雇用就業者数<sup>3)</sup>を女性の人口で割ったもの）を用いる。年齢計の正規雇用就業率には顕著な地域差が見られ、山形・新潟・富山・石川・福井・島根・鳥取・高知で20%を超え、特に北陸の3県では25%近くに達するが、近畿地域および東京を除く首都圏では17%程度にとどまっている。北陸地方で女性の就業率（あるいは労働力率）が高いことはこれまでも指摘されている（例えば、労働省女性局 1998）。しかし、北陸地方に限らず山形県から島根県に至る日本海側地域は、女性の正規雇用就業率がその他の地域と比較して高い<sup>4)</sup>。本稿ではこの「日本海側地域」を女性就業の高い地域と位置づける。

女性の就業に関しては、ライフサイクルの中でどのように就業形態が変化していくのか、が重要な視点である。年齢別の女性の労働力率は、「M字型」のパターンを示すことはよく知られているが、以下で示されるように、「M字型」に類する年齢階級別の就業パターンも、都道府県別に異なっている。

図表-1は2002年における都道府県別の年齢階級別の就業パターンを、特に注目すべき都道府県について抽出し、女性正規雇用就業率を示したものである<sup>5)</sup>。正規雇用就業率の地域差に関して注目すべき点は、以下の2点である。

第1に、正規雇用就業率には大きな地域差がある。例えば、35～49歳までの年齢において、正規雇用就業率は埼玉・神奈川・大阪などでは20%程度であるものの、山形・富山・福井では40%程度

もあり約2倍となっている。

第2は、多くの都道府県において、女性の正規雇用就業率は、「M字型」ではなく、いったん20歳代後半で上昇した後に急激に低下し、それよりも高い年齢ではほとんど上昇が見られない「きりん型」であることである<sup>6)</sup>。女性の正規雇用就業率が高い県においては、30歳代前半からの正規雇用就業率の低下度合いが小さく、一部の県（新潟・福井）では、就業パターンがわずかにではあるがM字型に近い形の場合もある。女性が中年期に正規雇用で労働市場に再参入することは難しく、それが多くの地域で正規雇用就業率を「きりん型」にしていると考えられるが、特に女性就業の高い地域においては、ほかの地域と比較して30歳代における正規雇用就業率の低下度合いが小さく、女性のライフサイクルのなかでの正規雇用の就業継続が他地域よりも一般的である可能性がある<sup>7)</sup>。

### (2) 地域別の男女間賃金比

以下では、都道府県別の正規雇用者の男女間賃金比（1時間あたりの賃金の男女比）がどのような地域差をもっているのかを、賃金センサスの公表集計データを用いて検証する<sup>8)</sup>。具体的には、2002年の男女正規雇用者の年収（賞与込み）と時間あたり賃金を以下のように定義し、それを用いて都道府県×年齢階級別の男女間賃金比を導出した。

$$\text{平均年収} = 12 \times \text{所定内給与} + \text{年間賞与}$$

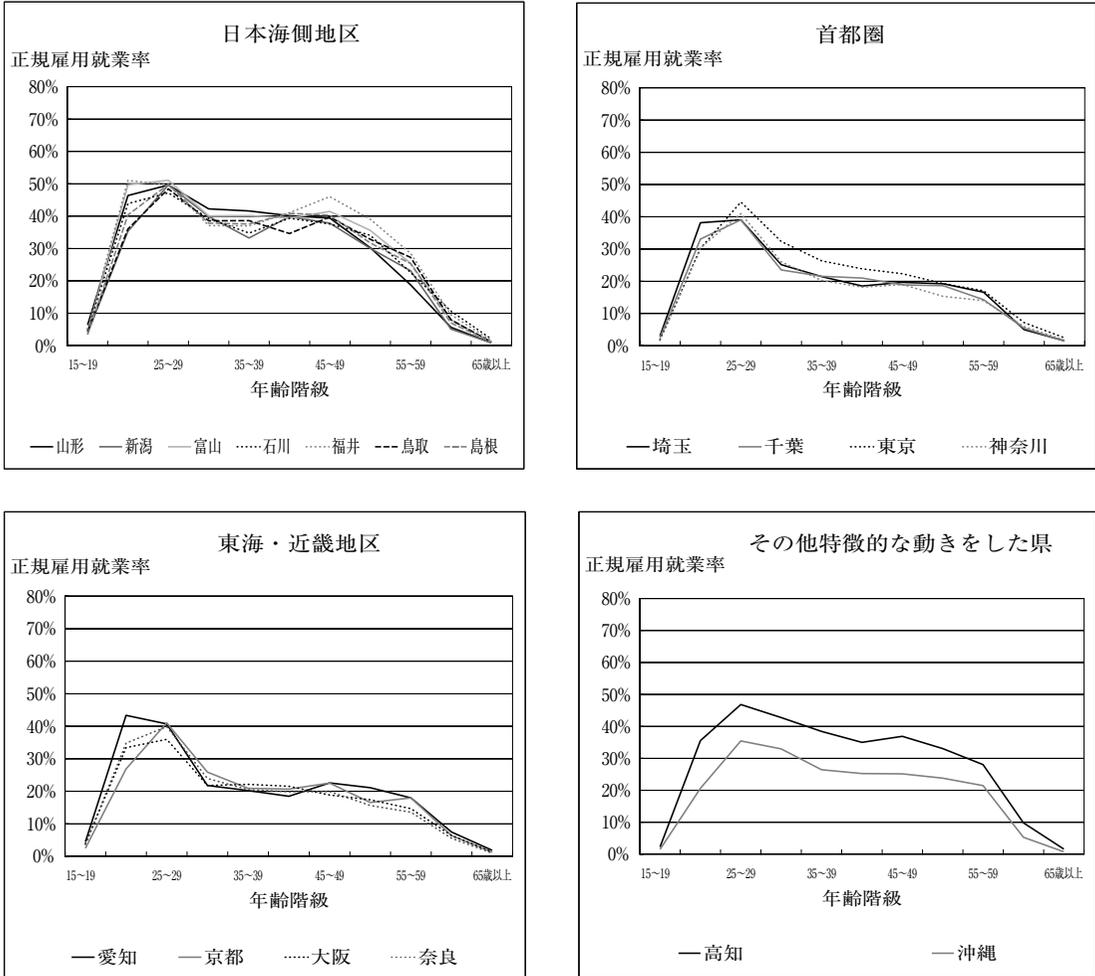
$$\text{時間あたり賃金} = \text{平均年収} / (12 \times \text{月間平均労働時間})$$

$$\text{男女間賃金比} = \frac{\text{女性正規雇用者の時間あたり賃金}}{\text{男性正規雇用者の時間あたり賃金}}$$

このうち、年間賞与は2003年のデータから「前年の年間賞与」となっているものを用いた<sup>9)</sup>。

都道府県×年齢階級別の男女間賃金比は図表-2に示されている。賃金の男女間格差は、20歳代では小さく年齢が上昇するにつれて拡大するが、女性就業の高い日本海側の県では、男女間賃金比

図表-1 年齢階級別女性正規雇用就業率（女性全体）—2002年



出所：2002年就業構造基本調査（総務省統計局）から筆者作成

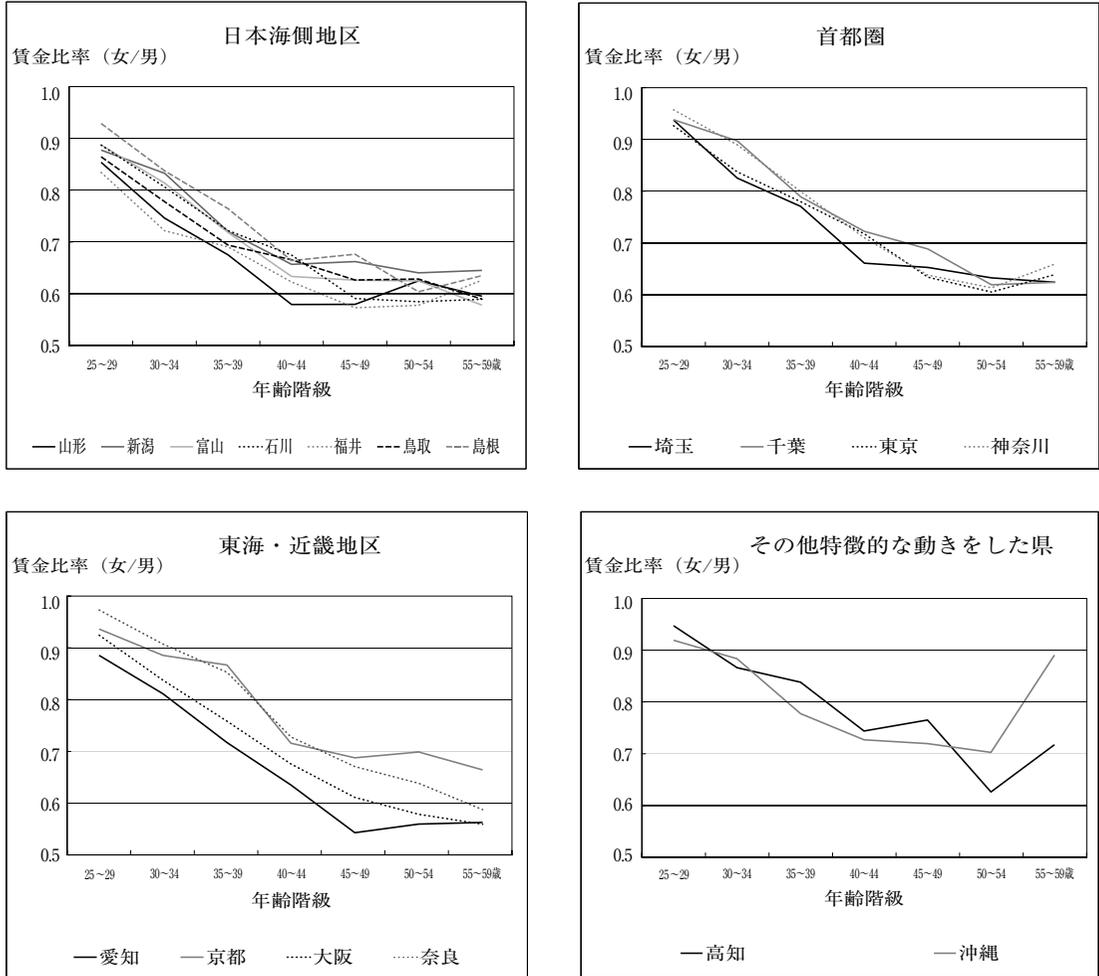
が低いことがわかる。一方、賃金の男女間格差が年齢とともに広がらないのは沖縄・北海道・東京・京都・高知などであり、このうち女性就業率が高いのは高知のみである。東京は、大都市圏の中でやや異なる特徴を示している。例えば、40～44歳の男女間賃金比は東京で0.72であるが、愛知では0.64、大阪では0.68である。東京と比較すると、女性就業の高い県では男女間賃金格差が年齢とともにより大幅に拡大している。もっとも、女性就業の高い県で特に拡大しているというわけではなく、女性正規雇用就業率の低い愛知や大阪と同程度である。このことから、人口の中で女性の正規雇用就業率が高いことは、男女間の賃金格差

の縮小には寄与していないことになる<sup>10)</sup>。

### 3. 回帰分析

前節で示されたように、日本における女性の正規雇用就業率には大きな地域差が存在している。このことから、女性の就業を予測する分析においては、地域変数をどのように扱うかが重要なポイントになりうる。以下ではまず、女性の就業に関する実証分析の先行研究において、地域変数がどのように取り入れられてきたかをまとめる。次に、本稿で用いる地域変数について説明する。最後に、都道府県×年齢階級別の女性正規雇用就業率

図表-2 年齢階級別時間あたり男女間賃金比（25歳以上）—2002年



出所：2002、2003年賃金構造基本統計調査(厚生労働省)から筆者作成

を被説明変数とする回帰分析の結果を紹介し、地域変数の導入方法が男女間賃金比・男性所得・三世同居率といった変数の係数にどのような影響を与えるかを示す。

**(1) 先行研究における地域変数と本稿での地域変数**

図表-3は、女性の労働供給にかかわる代表的な先行研究において、地域変数がどのように用いられてきたか、またその他の説明変数としてどのような変数が用いられているかをまとめている。これらの先行研究では、地域変数は(1)大都市・市部・それ以外(もしくは都市とそれ以外)、(2)地域ブロックに対応するダミー変数<sup>11)</sup>、(3)

まったく含めない、のいずれかのかたちで導入されている場合が多く、図表-1で示されたような地域の特徴、特に日本海側で就業率が高いという傾向を明示的に取り入れているものは存在しない<sup>12)</sup>。また、地域変数の入れ方について唯一の標準的な方法がとられてきているともいい難い。さらに、地域変数以外の説明変数についても、どのような変数を用いるかは研究によってまちまちである。とりわけ、労働需要要因と考えられる産業構造や失業率といった変数を含めるかどうかについては、先行研究の間でも違いが存在している。

本稿では、図表-1で見られた傾向を参考に、これらの先行研究とは異なる地域変数を作成し、

図表-3 先行研究における地域変数と説明変数

	分析手法	被説明変数	地域変数の入れ方				他の説明変数	
			地域 ブロック ダミー	大都市・ 市部・ それ以外	なし	使用データと参考事項	労働供給要因	労働需要要因
Yamada et al. (1987)	集計データの 多項ロジット	就業形態 (1)*			○	国勢調査、集計データ (市部のみ)	学歴	産業構造(1980年市部男 女の製造業・卸売業・小売 業に勤める雇用者の割合)
Ogawa & Ermisch (1996)	多項ロジット	就業形態 (2)**		○ (大都市・ それ以外)		Mainichi Survey (個票データ)	親との同居、子供 の数・属性、夫の所得・ 学歴・就業形態	
阿部 (2001)	プロビット	雇用就業		○		就業構造基本調査	学歴・結婚、 出産・育児	失業率
小原 (2001)	プロビット	就業	○	○		消費生活に関する パネル調査 (個票データ)	夫年取・世帯財 産所得有・学歴・ 家族構成	
Sasaki (2002)	ロジット	労働力参加 (失業含まず、 自営業含む)		○		消費生活に関する パネル調査 (個票データ)	親との同居、 経験年数	
Nawata & Ii (2004)	プロビット	労働力参加 (失業・自営業・ 家族従業員含まず)		○		消費生活に関する パネル調査 (個票データ)	学歴・資格、 賃金	
水落 (2006)	加重最小 二乗法	育児・労働時間			○	社会生活基本調査、賃金構造基 本統計調査、国勢調査、社会福 祉施設等調査報告、保育白書	育児資源	雇用者率(有配偶男 女20~34歳の就業者 に占める雇用者の割合)
黒田・山本 (2007)	フレッシュ 弾性値の 推計	労働時間、就業	○			社会生活基本調査、賃金構造基 本統計調査、就業構造基本調査、 消費者物価指数、家計調査、国勢 調査、県民経済計算、労働力調査	賃金	失業率

注: 被説明変数の記号内容

\* 就業形態(1): 正規雇用、パート雇用、失業、労働力非参加

\*\* 就業形態(2): 正規雇用、パート雇用、自営業者または家族従業者、無業

それを回帰分析で用いる。女性就業に関する実証分析では男性所得や女性の賃金といった経済変数の係数の大きさが主な関心の対象であるが、それらが地域変数の入れ方とどのようにかわるのかを、回帰分析によって検証する。

具体的には本稿では女性就業の地域性を意識した地域変数として、

- ・女性就業の高い日本海側の県(山形、新潟、富山、石川、福井、鳥取、島根で1をとるダミー変数)
- ・北海道、埼玉、千葉、東京、神奈川、静岡、愛知、京都、大阪、兵庫、奈良、高知、福岡、沖縄の合計14の都道府県に対応するそれぞれの14個の県ダミー

から構成される16個のダミー変数(ベースグループはそれ以外の地域、16個にはベースグループも

含む)を用いた場合の推計結果を報告する。この地域変数は、女性就業が高い日本海側の県を一つのまとまりとしてとらえるほか、人口の多い都道府県、日本海側以外の地域で女性の就業率が特に高い県(高知)または特殊なパターンがみられる県(奈良、沖縄)に固有の県ダミー変数を割り当てて作成されている。この16個のダミー変数(以下の[1])を用いる場合を含め、地域変数に関して以下の5つの異なる定式化を用いて推計を行った(以下の表記ではベースグループも含めた地域の数を表記している)。

[1] 女性就業の地域差を意識した16の地域に対応するダミー変数

[2] 全国を12の地域ブロックに分けて、それぞれに対応するダミー変数

[3] 地域ダミーを全く含めない

図表-4 分析に用いたサンプルの記述統計量

変数	都道府県別データ		都道府県×都市規模区分別データ	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
正規雇用就業率	0.262	0.086	0.262	0.089
男女間賃金比	0.716	0.124	0.716	0.124
男性正規雇用者年収	15.526	0.218	15.526	0.217
三世同居率	0.095	0.049	0.094	0.058
日本海側7県ダミー	0.060	0.239	0.060	0.238
北海道ダミー	0.046	0.210	0.046	0.210
埼玉県ダミー	0.057	0.233	0.057	0.233
千葉県ダミー	0.049	0.216	0.049	0.216
東京都ダミー	0.099	0.300	0.099	0.299
神奈川県ダミー	0.070	0.256	0.070	0.255
静岡県ダミー	0.029	0.169	0.029	0.169
愛知県ダミー	0.057	0.231	0.057	0.231
京都府ダミー	0.021	0.143	0.021	0.143
大阪府ダミー	0.072	0.259	0.072	0.259
兵庫県ダミー	0.045	0.207	0.045	0.207
奈良県ダミー	0.012	0.108	0.012	0.108
高知県ダミー	0.006	0.077	0.006	0.077
福岡県ダミー	0.040	0.196	0.040	0.196
沖縄県ダミー	0.010	0.100	0.010	0.100
日本海側7県ダミー*(30~54歳ダミー)	0.043	0.204	0.043	0.204
13大都市ダミー	-	-	0.567	0.496
市部ダミー(13大都市以外)	-	-	0.229	0.421
サンプル数	329		728	

注：1) 都道府県×都市規模区分別データでは、都道府県×大都市または市部またはそれ以外×年齢階層別推計女性人口が5000人を下回るケースはサンプルから除かれている

2) 都道府県別データは図表-5の回帰分析の[1],[2],[3],[5]で用いられたサンプル、都道府県×都市規模区分別データは、図表-5の回帰分析の[4]で用いられたサンプルである

出所：就業構造基本調査(2002年)、賃金センサス(2002年および2003年)から筆者集計

[4] 大都市、大都市以外の市部、それ以外の地域に対応するダミー変数(地理的な情報は用いない)

[5] 47の都道府県ダミー

このうち、[4]については都道府県別に集計されたデータでは分析できないので、都道府県データと就調(2002年)の地域編に収録されている13大都市のデータ、各都道府県の市部のデータから、13大都市・大都市以外の市部(都道府県別)・それ以外の地域(都道府県別)に対応するデータを作成したものを用いる<sup>13)</sup>。また、日本海側の地域で正規雇用就業率が高いのは、主に30歳代以降であることを考慮し、日本海側7県のダミーと年齢が30歳から54歳までで1をとるダミー変数との交差項を説明変数に含めている<sup>14)</sup>。

## (2) 女性正規雇用就業率の回帰分析

以下では、都道府県×年齢階級別の女性の正規

雇用就業率を被説明変数とする回帰分析の結果を報告する。集計データから得られる都道府県別の女性の就業率を被説明変数とする回帰分析を行った先行研究としてYamada and Yamada(1986, 1987)、Yamada et al.(1987)があるが、本稿で用いるデータは以下の点でそれらの先行研究で用いられたものよりも詳細なものとなっている。第1に、7つの年齢階級別のデータを使っているために地域特性を検証可能になっていること、第2に、都道府県別の女性の学歴分布が4つの学歴のシェアという形で使用されていることである。

回帰分析の被説明変数は正規雇用就業率、説明変数は男女間賃金比、男

性正規雇用者年収(女性と同一の年齢階級のものを用いる)、三世同居率<sup>15)</sup>、地域ダミー、女性就業の高い地域と年齢30~54歳の交差項<sup>16)</sup>、年齢と4つの学歴シェアの交差項である。これらの説明変数を選択した理由は以下のとおりである。ここでは、女性就業を労働供給要因によって説明することを試みている。そのため、説明変数は労働供給にかかわる要因である、男女間賃金比・男性所得・年齢階級別の学歴分布・三世同居率に限定し、労働需要にかかわる変数(例えば、失業率や地域の産業構造等)を含めることはしない。言い換えると、労働需要要因は賃金を通じて労働供給に影響を与える可能性はあるが、それ以外のかたちで女性の就業に影響することは想定していないことになる。これは、ここでの推計式を労働供給関数としてとらえる意味では標準的な想定である<sup>17) 18)</sup>。

図表-5 女性正規雇用就業率の回帰分析

説明変数	[1] 16地域ダミー	[2] 地域ブロックダミー	[3] 地域ダミーなし	[4] 都市ダミー	[5] 47都道府県ダミー
男女間賃金比	0.044 (0.055)	0.097 (0.052)	-0.129 * (0.063)	-0.073 (0.048)	0.106 (0.061)
男性正規雇用者年収	-0.160 ** (0.031)	-0.092 * (0.041)	-0.238 ** (0.032)	-0.191 ** (0.021)	0.034 (0.069)
三世代同居率	0.160 ** (0.058)	0.440 ** (0.065)	0.416 ** (0.052)	0.464 ** (0.042)	-
女性就業の地域ダミー (14地域ダミー、ベースグループは ダミーが作成されていない地域)	日本海側7県 北海道 埼玉 千葉 東京 神奈川県 静岡 愛知 京都 大阪 兵庫 奈良 高知 福岡 沖縄	-	-	-	-
地域ブロックダミー (ベースグループは北海道)	東北 東京以外首都圏3県 東京 関東甲信越 北陸 中部 近畿 大阪 中国 四国 九州	0.020 (0.010) 0.003 (0.009) 0.074 ** (0.012) 0.004 (0.011) 0.049 ** (0.013) 0.009 (0.012) -0.005 (0.009) 0.016 (0.011) 0.056 ** (0.011) 0.059 ** (0.012) 0.038 ** (0.008)	-	-	-
47都道府県ダミー	-	-	-	-	含める
大都市ダミー	-	-	-	0.004 (0.009)	-
市部ダミー	-	-	-	-0.008 (0.005)	-
日本海側7県*年齢30-54歳	0.053 ** (0.012)	-	-	-	0.054 ** (0.011)
北陸ダミー*年齢30-54歳	-	0.046 ** (0.012)	-	-	-
R <sup>2</sup>	0.940	0.936	0.860	0.814	0.957
男女間賃金比の弾力性	0.120	0.264	-0.353	-0.200	0.290
男性正規雇用者年収の弾力性	-0.612	-0.353	-0.910	-0.731	0.130

注: 1) サンプル数は[1],[2],[3],[5]については329、[4]については728。( )内は標準誤差を表す

2) \*は5%有意水準、\*\*は1%有意水準を表す

3) [1],[2],[3],[5]のサンプルには年齢階層ダミーと各年齢階層の都道府県別女性の学歴シェアの交差項が含まれている。[4]のサンプルには、各都道府県の大都市・市部・それ以外の地域別×年齢階層別の女性の学歴シェアと年齢階層ダミーの交差項が含まれている。都道府県×大都市または市部またはそれ以外×年齢階層別推計女性人口が5000人を下回るケースはサンプルから除いた

4) 弾力性の計算は、男女間賃金比については男女間賃金比の平均値と女性正規雇用就業率の平均値で、男性正規雇用者年収(対数)については女性正規雇用就業率の平均値で評価している

出所: 就業構造基本調査(2002年)、賃金センサス(2002年および2003年)から筆者集計

推計にはlinear probability modelを用い、被説明変数に不均一分散があることを考慮して、係数の標準誤差は分散不均一にロバストな推計値を用いている。さらに、回帰式は女性人口でウェイトづけを行っている。回帰分析に用いられたサン

ルの記述統計量は図表-4に示されている。

ここで注目するのは、男性雇用者年収と男女間賃金比の係数、および、地域変数の影響である。とりわけ、地域変数の入れ方を先行研究と異なるものにするによって、男性雇用者年収や男女

間賃金比の係数がどう影響されるかに注目する。結果は図表-5に示されている。

地理的なかたちで地域変数を入れない場合（[3]、[4]のケース）には、男女間賃金比の係数は-0.1程度の値をとっており、これは女性正規雇用の賃金が高い地域や年齢階級で女性の正規就業割合が低いことを意味する。一方、地理的な考慮から地域ダミーを入れた場合（[1]、[2]のケース）および、47都道府県ダミーを入れた場合（[5]のケース）にはこの係数の推計値は正の値をとるものの、統計的に有意にゼロと異なる。したがって、男女間賃金比の地域間要因をコントロールすれば、賃金が低い地域で正規雇用就業が高いという相関はなくなる<sup>19)</sup>。とはいえ、ここで推計された係数は、賃金が低いと正規雇用就業率が低下するという関係を積極的に支持する符号をもっているわけではない<sup>20)</sup>。

男性正規雇用者年収の係数は、47都道府県ダミーを入れた場合を除き、-0.09から-0.24の範囲の値をとっており、高い男性の所得が女性の正規雇用就業を抑制するという、所得効果と整合的な傾向がみられる。ここでも、地理的な形で地域変数を入れない[3]、[4]のケースには、係数の絶対値が大きくなる傾向がある。47都道府県ダミーを入れた場合には、係数の標準誤差がそれ以外のケースの2倍以上になっており、精度の高い推計値が得られておらず、符号も正の値をとっているが、係数の絶対値は小さい。年齢階級ダミーと学歴分布の交差項に加えて、人口の少ない地域も含めて47個の都道府県ダミーを入れるために、効率的な推計ができていないものと考えられる。

地域変数を地理的なかたちで入れない場合、男女間賃金比の係数は負の方向へのバイアスをもつ可能性が高い。例えば、女性の正規雇用就業が年齢を問わず高い日本海側の地域では一般に女性の賃金が男性の賃金と比較して低いため、その地域要因をコントロールしない場合に、女性の低い賃金が女性の高い正規雇用就業へとつながっているという推論がなされてしまう場合もあるかもしれない。このことから、日本における女性の就業について考察する際には、地域要因への配慮は重

要であることが示唆される。

男性所得の影響は、地域要因をコントロールしたもともども、おおむね所得効果と整合的なものと理解できる。ただしここでも、地理的な意味での地域変数を含めない場合には、係数の絶対値が大きく推計される傾向がある。

図表-5の列[1]の推計値を用いると、女性正規雇用就業率の男女間賃金比の弾力性は0.12、男性所得弾力性は-0.61となる（被説明変数の平均値で、また男女間賃金比については説明変数の平均値で評価した場合）。Yamada et al. (1987)では、本稿とは異なる定式化による推計から、女性の正規雇用就業率の女性正規雇用者賃金弾力性を0.16、男性賃金率の弾力性を-0.67と計測しており、弾力性の推計値は本稿とかなり近いものとなっている。

三世同居率の係数は、三世同居の多い地域で女性の正規雇用就業率が高いことを示している。この係数は地域変数の入れ方にかかわらず統計的には正で有意であるが、係数の大きさは地域変数の入れ方によって異なっている。例えば先行研究で用いられた地域変数の導入方法であると、三世同居率の係数が、女性就業を意識した16地域ダミーを導入した場合（図表-5、列[1]）と比較して、2倍以上の大きさとなっている。

男性所得や学歴分布、三世同居率をコントロールした場合でも、日本海側地域の女性正規雇用就業率は、30歳から54歳の年齢で他地域と比較し5%程度高くなっている。これは、正規雇用就業率の平均値が24.6%（30～54歳の女性）であることを考えると、小さくない影響である。本稿の回帰分析は集計データを用いたものであるが、広範囲の地域からのサンプルを含むマイクロデータを用いて女性の就業関数の推計をする際にも、地域変数の取り扱いが賃金や男性所得の係数に影響を与える可能性はある。図表-5の結果によると、地域変数の入れ方によって男女間賃金比の係数は符号が変化している。具体的には、地域変数を入れない（図表-5、列[3]）・都市ダミーを入れる（図表-5、列[4]）といった推計では男女間賃金比の係数は負で統計的に有意であり、また弾力性

の値としても（絶対値で）大きな値となっている。このように地域変数の扱いは、労働供給関数の主要な変数の係数の推計値に大きな影響を与える可能性がある<sup>21)</sup>。日本における女性の労働供給関数の推計においては、地域の変数の扱いは推計値に大きな影響を与えうるため、詳細な吟味が必要と考えられる。

#### 4. 結論

本稿では、都道府県別に女性の正規雇用就業率がどのように異なるかを、就調の集計データから推計した。女性の正規雇用就業率には都道府県間で大きな違いが存在し、とりわけ一部の日本海側の県で35～49歳の女性正規雇用就業率は、東京を除く首都圏3県の2倍程度にも達する。また、単純な集計からは、女性就業の高い県で男女間の賃金格差が小さいという傾向は観察されない。

回帰分析の結果は以下の傾向を示している。男女間賃金比が高いことが女性の正規雇用就業率を上昇させるという傾向はみられない。一方、男性雇用者年収が高いことは、女性の正規雇用就業率を下げる傾向があり、男性雇用者年収が10%上昇すると女性の正規雇用就業率が1.6%程度低下する。また、地域的要因の説明力は高く、男性所得や女性の学歴分布、地域における三世帯同居率をコントロールしたもとも、日本海側の7県では30～54歳時における女性の正規雇用就業率が、他地域の同年齢の女性と比較して5%高い。さらに、地域変数の用い方を変更することによって、男性所得や男女間賃金比の係数の値が大きく変化する場合もある。地域変数の用い方は経済的変数（賃金や所得）の係数にも影響を与えることから、女性就業において地理的要因の影響は重要でありうる。

† 本稿の作成にあたり、奥井めぐみ、玄田有史、酒井正、塩路悦朗、菅桂太、高木真吾、水落正明の各氏、北海道大学のセミナー参加者、および本誌レフェリーからは、貴重なコメントや示唆をいただいた。安部の研究は、日本学術振興会科学研究費（基盤研究 C-17530188）および法政大学大学院エイジング総合研究所の「高齢化に関する国際共同研究（日本、中国、韓

国）プロジェクト」（文部科学省私立大学研究高度化推進事業）から、森の研究は、下関市立大学特定奨励研究費から助成を受けている。感謝申し上げたい。残る誤りは筆者らのものである。

#### 注

- 1) 地理的な地域を分けた集計は、特に全体のサンプル数があり多くないデータセットでは、信頼性が保てないため行えないといった事情もあると思われる。近年、日本でもさまざまな労働に関する個票データセットが学術研究のために利用可能になってきている。しかしながら、47の都道府県単位で地域の比較をすることが可能なデータセットは、例外的な場合に限定されている。そのため、本稿のような地域別分析にあたっては、公表データを用いることが有効な代替手段の一つである。また、女性就業の地域的側面に着目した数少ない研究として武石（2007）がある。本稿の分析は賃金や所得の影響を重視している点が武石（2007）と異なる。
- 2) 2節・3節で報告されている集計内容のより詳しい結果は、以下のホームページで参照可能である。  
<http://www.econ.hokudai.ac.jp/~abe/>
- 3) 雇用者のうち、正規の職員・従業員の数を採用した。
- 4) この点の追加的結果は、注2に記載のホームページで参照可能である。
- 5) 結果は示されていないが、国勢調査による検証も行った。国勢調査では、正規就業者数・非正規就業者数はわからないものの、就業者数と人口は都道府県×年齢階級別に公表されている。就調から得られる年齢階級別の女性就業率と、国勢調査から得られる同様の数字を比較したところ、類似のパターンがあることが確認された。特に、女性就業率が日本海側の地域で高いという傾向は、2000年国勢調査でも確認された。
- 6) 大卒女性の年齢階級別労働力率が「きりん型」であることは、これまで指摘されてきた（例えば、労働省女性局 2000）。また、女性の年齢階級別正規雇用就業率（正規雇用就業者の人口に対する比率）は、大卒以外の学歴の場合にも「きりん型」に近いことも、指摘されてきた（Abe 2008）。
- 7) 賃金センサスでは、都道府県別に一般労働者の平均勤続年数が報告されている。2002年のデータを用いて女性一般労働者の平均勤続年数を被説明変数とし、年齢要因をコントロールするとともに、本稿の図表-5 [1] で用いられている地域変数を含めて推計を行ったところ、日本海側の地域での女性の勤続年数はベースグループと比較して1.1年程度長いことがわかった。しかしこの1年程度の差が、日本海側で就業継続の傾向が強いためのものか、それとも就業中断後の再参入が容易なためなのかは、勤続年数の平均値から推論することは難しい。
- 8) ここで、就調は世帯を調査しており、一方、賃金センサスは労働者の勤務地に対応する事業所を調査しているため、勤務地と居住地では所属する都道府県が異なる可能性があることに注意が必要である。

- 9) 上記で算出された時間あたり賃金は、労働時間でウェイト付けされた時間あたり賃金に対応している。
- 10) 男女間賃金比にも実は大きな地域差が存在しており、それは男女の平均勤続年数の比をコントロールしたもともども存在している。しかしながらその地域差のパターンは、正規雇用就業率とは異なっており、日本海側地域において男女間賃金比が高くなってはいない。一方で、男女間賃金比が高くなる傾向が強いのは、北海道・京都・高知・沖縄であった。
- 11) 地域ブロックとは、北海道、東北、東京以外の首都圏(埼玉・千葉・神奈川)、東京、関東甲信越、北陸、東海、大阪を除く近畿、大阪、中国、四国、九州といったかたちでの地域の分類のことを指す。
- 12) このうち、小原(2001)は地域ブロックダミーと大都市・市部のダミーの両方を含めている。
- 13) ただしこの場合に、賃金センサスからのデータは大都市・市部別にとることはできないので、該当する都道府県レベルの賃金のデータを当てはめて用いる。
- 14) [2]の地域ブロックの推計の際には、日本海側7県との交差項ではなく、北陸地域で30~54歳であるダミー変数を用いた。
- 15) 三世同居率は、就調(2002年)のデータから、都道府県別に2人以上構成員のいる一般世帯数を分母とし、夫婦、子供と親から成る世帯を分子として算出した。大都市・市部についても同様の方法で算出した。ただし、この比率は年齢階級別には集計されていない。
- 16) 年齢階級ダミーと学歴シェアの交差項(7つの年齢階級について4つの学歴のシェアを交差させた28の変数に対する27個の変数)を含めて推計した場合のこの変数の係数が、同一の年齢階級についてはすべて等しいというワルド検定を行ったところ、それらの係数が等しいという仮説は棄却された。したがって正規雇用就業率の回帰分析では、この交差項を説明変数に含めている。
- 17) 労働需要要因は賃金に影響するかたちでのみ労働供給に影響を与える、という定式化については、例えばHam and Reilly(2002)に具体的な説明がある。また、先行研究でどのような説明変数が用いられてきたかについては、図表-3を参照。
- 18) 本稿の最大の特徴は、年齢階級別のデータを用いて女性の正規雇用就業の地域差を分析したことである。本来は、賃金変数として正規雇用者賃金のみでなく、パート賃金も含めることが望ましいかもしれない。しかしながら、賃金センサスで得られる都道府県別のパート賃金は年齢階級計のもののみである。地域と年齢階級別の賃金の変動を用いて弾力性を推計することが本稿の主眼であるので、パート賃金は推計に含めていない。ただ、賃金センサスの女性パート賃金(年齢階級計)のデータと本稿で用いた女性の賃金(年齢階級別)の相関を年齢階級別に調べたところ、7つの年齢階級すべてにおいて、相関係数は0.897以上であった。
- 19) 例えば、高い賃金が労働供給を増やすという代替効果や、妻の賃金が夫の賃金に比較して高いときに妻の就業が促されるといった家庭内分業仮説を前提とすると、

女性の賃金が高いことは女性の労働供給を増やすはずである。女性の賃金が相対的に低い(ここで用いている男女間賃金比の指標の値が小さい)地域で女性の正規雇用就業率が高いことは、代替効果や家庭内分業仮説とは逆の方向の相関を示していることになる。

- 20) 本稿では既婚女性のサンプルを用いていないことから、男女間賃金格差が家庭内分業仮説を支持する変数として実際には反映していない可能性も否定できない。しかし、1997年については、有配偶者のサンプルでの推計も可能である(ただし、有配偶者に限った学歴シェアについての変数が集計データでは得られないため、定式化が若干異なる)。その推計結果の主要なパターンは、女性全体のデータを用いた推計と大きくは変わらなかった。
- 21) 1997年の就調の集計データを用いた推計も行った。この年のデータについても、地域変数の加え方によって男女間賃金比や男性所得の係数の値が影響を受けていた。その一方でバイアスの方向に関しては、1997年と2002年とでは結果が異なっている部分もあった。

## 文献

- 阿部正浩, 2001, 「女性の労働供給と世代効果——擬似コーホート・データを利用した実証分析」脇坂明・富田安信編『大卒女性の働き方——女性が仕事をつづけると、やめるとき』日本労働研究機構, 21-43.
- 黒田祥子・山本勲, 2007, 「人々は賃金変化に応じて労働供給をどの程度変えるのか?——労働供給弾性値の概念整理とわが国のデータを用いた推計」『金融研究』26(2):1-40.
- 小原美紀, 2001, 「専業主婦は裕福な家庭の象徴か?——妻の就業と所得不平等に税制が与える影響」『日本労働研究雑誌』493:15-29.
- 武石恵美子, 2007, 「マクロデータでみる女性のキャリアの変遷と地域間比較」『生涯学習とキャリアデザイン』法政大学キャリアデザイン学会, 4:19-34.
- 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』42(2):149-64.
- 労働省女性局, 1998, 『平成9年版 働く女性の実情』財団法人21世紀職業財団.
- 労働省女性局, 2000, 『平成11年版 女性労働白書——働く女性の実情』財団法人21世紀職業財団.
- Abe, Yukiko, 2008, "The Equal Employment Opportunity Law and Labor Force Behavior of Men and Women in Japan," mimeo, Hokkaido University.
- Ham, John C., and Kevin T. Reilly, 2002, "Testing Intertemporal Substitution, Implicit Contracts, and Hours Restriction Models of the Labor Market Using Micro Data," *American Economic Review*, 92(4):905-27.
- Nawata, Kazumitsu and Ii Masako, 2004, "Estimation of the Labor Participation and Wage Equation Model of Japanese Married Women by the Simultaneous Maximum Likelihood Method," *Journal of the*

*Japanese and International Economics*, 18: 301-15.

Ogawa, Naohiro and John F. Ermisch, 1996, "Family Structure, Home Time Demands, and the Employment Patterns of Japanese Married Women." *Journal of Labor Economics*, 14: 677-702.

Sasaki, Masaru, 2002, "The Causal Effect of Family Structure on Labor Force Participation among Japanese Married Women." *Journal of Human Resources*, 37 (2) : 429-40.

Ueda, Atsuko, 2007, "A Dynamic Decision Model of Marriage, Childbearing, and Labour Force Participation of Women in Japan." *Japanese Economic Review*, 58 (4) : 443-65.

Yamada, Tadashi, Yamada Tetsuji and Frank Chaloupka, 1987, "Using Aggregate Data to Estimate the Part-time and Full-Time Work Behavior of Japanese Women." *Journal of Human Resources*, 22 (4) : 574-83.

Yamada, Tadashi and Yamada Tetsuji, 1986, "Fertility and Labor Force Participation of Married Women: Empirical Evidence from the 1980 Population Census of Japan." *Quarterly Review of Economics*

*and Business*, 26 (2) : 35-46.

Yamada, Tadashi and Yamada Tetsuji, 1987, "Part-Time Work of Married Women in Urban Japan." *Quarterly Review of Economics and Business*, 27 (1) : 41-50.

(2008年7月3日掲載決定)

あべ・ゆきこ 北海道大学大学院経済学研究科 准教授。主な論文に "The Effects of the 1.03 Million Yen Ceiling in a Dynamic Labor Supply Model" (*Contemporary Economic Policy*, forthcoming, 2008)。労働経済学専攻。(abey@econ.hokudai.ac.jp)

こんどう・しおり 東日本旅客鉄道株式会社勤務。

もり・くにえ 下関市立大学経済学部 准教授。主な論文に「観光産業におけるサービスの質に関する実証分析」(『都市学研究』43, 2006)。応用ミクロ経済分析専攻。(mori-k@shimonoseki-cu.ac.jp)