

都道府県パネルデータによる女性の就業率の分析 (未定稿)

高原 正之

2009年1月17日

1 はじめに

2回の石油危機後、日本経済は高度成長から安定成長、低成長、停滞の時代に入った。そして、一方で、教育、就職、結婚・離婚、出産、孫の面倒を見る場合も含めた育児、家事、介護、平均余命など女性の生活にも大きな変化が生じた。他方、労働力の需要については、女性労働力の活用が広がり、非正規労働への需要が高まるなどの変化が現れている。このような変化の中で女性の就業にも大きな変化が生じている。この時期の就業率について男女の比較をしてみると、男性の就業率が低下したのに対して、男性に比べて低かった女性の就業率は上昇している。また、就業率の地域差は、男性では拡大したが、主としてこの率が低かった地域で就業率が上昇したことにより女性では縮小している。このためその男女差は縮小してきている。労働についての男女差はまだ大きい、このような形で男女の就業構造は収斂してきている。

これまで、女性の労働力率や就業率については、膨大な研究が積み重ねられ、地域の問題についても多くの検討が行われてきた。これらをデータの側から分類すると、タイムシリーズデータか、クロスセクションデータかあるいはパネルデータであるかで分類できる。またそれらのデータを個票として使用するか、集計量として利用するかも分類できる。

もっとも素朴な方法は、都道府県別に集計した一時点のクロスセクションデータを分析するというものである。これを計量経済学的手法で分析するときには、観察できない、あるいは観察されていない他のデータや分析に取り込めなかった地域の特性の及ぼす影響を把握することができず、推定結果にバイアスがかかるおそれがある。クロスセクションデータの個票をそのまま利用し、説明変数の一部として、都道府県の集計データを利用する場合にも、同じことが起こりえる。また、このような手法では、時間の経過に伴う変化を把握することはできない。

このような欠陥を補うのが個人を対象とするパネルデータであるが、この様なパネルデータの蓄積は最近始められたばかりであり、1980年代、90年代については公的な統計によるデータが存在しない。もし、現在このようなデータを作ろうとすれば、個人に過去を振り返ってもらい調査を行うほかない。しかし、人間の記憶力には限界があり、このようなレトロスペクトなデータは、現在の状況を聞く調査に比べて正確性に劣るものとならざるを得ない。また、既に死亡した個人に対する調査は不可能である。

このような欠陥に対処するため、過去に繰り返し行われた大規模なクロスセクションの調査を利用することが考えられる。このような方法をとる場合、個票の利用が可能であれば、説明変数にも個票のデータを用い、さらに年、都道府県のダミーや都道府県の平均値を入れることにより分析することであろう。この場合都道府県の平均を表すデータが、その個人の行動を決定しているかどうかには疑問が残る。例えば、同じ都道府県でも市町村により保育サービスに大きな差があることが指摘されており(森田(2002))、女性が居住して

いる都道府県の平均的な保育所サービスの水準とその女性が利用可能な保育所サービスの水準には差がある。

個票を用いることができない場合には、労働力率、就業率について都道府県単位のパネルデータを作り分析するという方法をとることも考えられる。このようなデータをベースとして他のさまざまな調査から得られる都道府県データを組み合わせると、政策の実行の程度に都道府県間で差があることを利用して、政策効果の判定を試みることもできる。

このベースとなる日本の調査としては、総務省（旧総理府）の国勢調査、就業構造基本統計調査、厚生労働省（旧厚生省）の国民生活基礎調査があげられる。このうち国勢調査は全数調査であり観測誤差が最も少ない。全数調査という性格から、詳細にわたるデータが取れないという限界はあるが、女性の就業や、これに影響する年齢、配偶者の有無、子供の有無、親との同居、学歴など基本的な情報を含んでいる信頼性の高いデータである。ただ、所得については情報がない。

本論文では、最後の手法で、国勢調査をベースとして女性の就業率の変化の要因の分析を行う。特に、次の問題を検討したい。

まず、社会の変化として、この時期に進んだ都市化の問題を取り上げる。都市化は生活様式に大きな変化を及ぼす。高度成長期には都市化の過程で働く夫と家事と育児を担当する専業主婦、そして子供という家族のライフスタイルが生み出され、女性の就業率は低下した。高度成長が終わった後も続いた都市化は女性の就業率をどのように変化させたのか。同じく社会の変化として、母子世帯のトレンド的な増加があげられる。このトレンドには現在も変化がない。最近母子世帯の自立支援が進められており、その効果の分析も課題であるが、その前に母子世帯の増加が女性全体の就業率にどのような影響を与えたのかを検討しておきたい。次に労働市場の問題として、女性の就業率の上昇には、どの程度まで女性労働力に対する需要増加の影響があったのか。需要の増加が就業者を増やすことは確かであるが、この時期に供給の源である女性の人口も増加している。需要の増加は就業率を決定する構造に変化を与えたのであろうか。次に、厚生行政と労働行政のクロスオーバーする政策という観点から、保育所の効果を取り上げる。最近、女性の就業率を引き上げるという観点から育児サービスの充実が求められている。代表的な育児サービスである保育所の整備は女性全体の就業率をどの程度引き上げたのか。最後に、女性自身の変化として、高学歴化の問題を取り上げたい。女性の高学歴化は素直に考えれば人的資本の蓄積であり、これを生かして女性が就業するということが予想される。しかし、高学歴化は若年期には女性の就業率を引き下げる。また、日本では高学歴女性の中高年齢以降の就業率が必ずしも高くない。しかし、仮に何らかの理由で高学歴中高年女性の就業が妨げられたり、就業以外の生き方を選ぶとしても、中高年齢の高学歴の女性とそれ以外の女性の間で代替が行われていれば、中高年の高学歴女性の就業率が低いことが、直ちに女性全体の就業率を引き下げるとは限らない。高等教育へのアクセスを容易にする政策はどのようなインパクトを女性全体の就業率に与えたのだろうか。なお、最近、不況期に増加した整理解雇紛争に対して司法が下した判断の就業に及ぼす効果が議論となっている。筆者はこの問題については十分な識見を持っておらず、十分な分析を行うことができない。しかし、もし、女性の就業率に影響を与えているなら、今回の分析のコントロール変数をして司法判断を加えるべきであろう。この観点から限定的な検討を試みる。

2 先行研究の展望

日本について都道府県の要素を考慮して女性の就業に与える効果を分析した先行研究の展望を行う。

Yamada, Yamada and Chaloupka (1987) は、1980年の国勢調査を都道府県別に集計したデータを用いて、市部に居住している有配偶女性の専ら仕事、家事の傍ら仕事、完全失業の確率を分析し、就学前の

児童の保育所入所率がこの三つのすべてに有意に正の効果を持つことを示している。

駒村（1996）は、平成4年（1992年）の就業構造基本統計調査と平成2年（1990年）の国勢調査を都道府県別に集計したデータを用い、6歳以下の乳幼児を持つ既婚の女性の就業率を分析している。^{*1} 保育所入所率、女性の短・大学卒業率が就業率を引き上げるという結果を得ている。

滋野・大日（1999）は乳幼児（6歳以下）のいる世帯の23歳以上59歳までの女性の就業率を分析している。就業の有無や世帯の情報は国民生活基礎調査の1986年、1989年、1992年、1995年の個票により、児童福祉サービスについては都道府県平均のデータを用いている。また、年、都道府県のダミーを用いている。保育所定員率（保育所定員を6歳未満人口で女性他ものと定義されている。）が、就業確率を引き上げる、6歳未満の子供数が引き下げるなどの結果を得ている。

大石（2003a）は、平成10年国民生活基礎調査の個票を用い、就学前の子供がいて父母がそろっている世帯について、保育料関数と母親の賃金関数を推定し、その上で母親の就業決定関数を推定している。保育料は母親の就業確率を有意に引き下げる、母親の賃金所得は有意に引き上げる、保育所定員率（「居住している）都道府県別の就学前児童数に対する認可保育所在籍児の割合」と定義されている。^{*2}）などの結果を得ている。

大石（2003b）は、平成10年（1998年）の国民生活基礎調査の個票により、夫が公的年金の1号、2号被保険者である有配偶女性の就業確率の分析を行っている。三世帯、末子の年齢を表すダミー、大都市のダミーが説明変数として用いられている。都道府県ダミーは用いられていない。また、別なデータから都道府県の完全失業率、保育所定員率が取られている。末子の年齢が13歳から18歳になると就業率を引き上げるとい結果を得ている。また、三世帯世帯であること、保育所定員率が高いことは就業率を引き上げ、大都市であることは引き下げることも示されている。

国勢調査の都道府県データを用いてパネルを構成し、就業率を分析したものと大竹・奥平（2006）、奥平（2008）がある。前者は、男女計、男女別の就業率を分析したものであり、後者は男女計に加え男女の年齢別の労働力率、就業率、完全失業率に及ぼす影響の分析を行っている。両者の間には、就業率の定義に差があり、前者では人口に占める就業者の割合と、後者では生産年齢人口に占める65歳以上の者を含む就業者の割合とされている。^{*3} いずれも本論分の定義とは異なっている。

なお、後者で分母の居住者を15歳以上64歳までに限定する一方、分子である就業者には65歳以上の者も含めたことは、就業率を押し上げている。さらに、高齢化の進展などにより65歳以上の就業者は、人口の増加率以上の率で増加しているため、この就業率には上昇トレンドが存在している。両者とも後に述べる標準化を行わず、女性人口割合、若年者人口割合を説明変数に加えている。他の説明変数も本論文とは異なっている。また、両者とも、1980年、85年、90年、95年、2000年の5時点からなるパネルであり、85年、95年のデータが含まれる点でも本論文とは異なっている。

3 基本モデル

女性の就業率は、都道府県・年ごとに変化する家族の状況に関する変数と観測可能な地域の状況を表す変数、都道府県に共通の年効果、時間を通して変わらない都道府県に固有の観測できない特性によって決まるとする。式で表すと次のとおりである。

*1 「パート、フルタイムを含む」とされており、自営、家族従業員を含むかどうか明確ではない。

*2 本論文の定義とは異なることに注意されたい。

*3 奥平氏の教示による。

$$y_{it} = x_{it}\beta + z_{it}\gamma + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it}$$

ここで、 y_{it} は、 i 都道府県の t 年の女性の就業率を示す。また、 x_{it} は i 都道府県の t 年の家族の状況に関する変数のベクトルを示す。 z_{it} は i 都道府県の t 年の地域の状況に関する変数のベクトルを示す。 α_i は期間を通して変わらない i 都道府県の観察できない特性が女性の就業率に与える影響を示す効果を、 δ は、都道府県に共通する t 年の状況が女性の就業率に与える年効果である*4。 ε_{it} は、攪乱項である。

4 変数の説明

被説明変数、説明変数とも基本的には1980年、1990年、2000年の『国勢調査』によっている。ただし、保育所の定員だけは、各年の厚生労働省の『福祉行政報告例』による。両者とも全数調査であり、国勢調査では観測誤差は最低限度に抑えられ、保育所の定員については観測誤差はゼロである。各変数の記述統計量は、表1に示されている。

表1 記述統計量

変数	年	平均	最小	最大	標準偏差
女性就業率 (%)	1980	53.8	39.8	65.2	6.37
	1990	56.5	43.1	66.0	5.48
	2000	57.3	46.0	65.3	4.74
	3年	55.8			5.74
男性就業率 (%)	1980	82.6	77.3	85.2	1.71
	1990	81.4	75.3	84.8	2.06
	2000	77.8	70.1	81.9	2.38
	3年	80.6			2.88
男女就業率 (%)	1980	68.1	60.0	74.8	3.71
	1990	69.0	61.7	74.8	3.32
	2000	67.6	60.4	73.3	3.33
	3年	68.2			3.48
母子世帯の母率 (%)	1980	1.1	0.7	2.1	0.24
	1990	1.3	0.9	2.9	0.38
	2000	1.5	0.9	3.2	0.41
	3年	1.3			0.38
中高年女性高学歴率 (%)	1980	4.3	2.6	12.4	1.87
	1990	9.3	6.0	21.5	3.18
	2000	20.6	13.6	35.8	4.91
	3年	11.4			7.72
保育所定員割合 (%)	1980	29.0	11.5	59.6	11.67
	1990	35.5	15.6	69.7	11.77
	2000	38.6	16.2	71.8	12.48

*4 実際の推定の際には、期間を通して変わらない都道府県ごとの観測は可能であるが観測されていないもの、観測されているがモデルに含まれていない要因の影響も反映する可能性がある。

変数	年	平均	最小	最大	標準偏差
	3 年	34.4			12.55
若年女性有配偶率 (%)	1 9 8 0	69.2	59.9	73.4	2.69
	1 9 9 0	61.4	51.2	66.1	2.79
	2 0 0 0	52.3	42.0	56.7	2.78
	3 年	61.0			7.43
高年女性有配偶率 (%)	1 9 8 0	63.4	56.9	68.9	2.54
	1 9 9 0	73.7	67.4	78.5	2.57
	2 0 0 0	76.2	71.2	79.9	2.24
	3 年	71.1			6.07
乳幼児有配偶若年女性率 (%)	1 9 8 0	72.8	63.7	112.9	7.92
	1 9 9 0	70.2	62.9	94.6	4.89
	2 0 0 0	74.6	63.1	100.8	6.20
	3 年	72.5			6.66
三世帯世帯割合 (%)	1 9 8 0	29.9	13.3	48.6	8.98
	1 9 9 0	28.4	11.2	50.4	9.86
	2 0 0 0	24.0	8.6	46.5	9.35
	3 年	27.4			9.67
若年者在学率 (%)	1 9 8 0	14.6	7.1	36.5	6.78
	1 9 9 0	18.2	10.2	34.6	5.53
	2 0 0 0	22.1	14.4	39.2	5.94
	3 年	18.3			6.79
第一次産業就業者割合 (%)	1 9 8 0	13.3	0.6	24.6	6.59
	1 9 9 0	8.1	0.4	18.6	4.72
	2 0 0 0	4.3	0.3	10.3	2.62
	3 年	8.6			6.12
第二次産業就業者割合 (%)	1 9 8 0	33.1	22.0	44.7	5.87
	1 9 9 0	34.0	20.3	44.9	6.02
	2 0 0 0	31.3	19.3	39.9	5.33
	3 年	32.8			5.82
公務従事者割合 (%)	1 9 8 0	2.7	1.6	4.1	0.49
	1 9 9 0	2.6	1.5	3.9	0.53
	2 0 0 0	2.8	1.5	4.0	0.61
	3 年	2.7			0.55
技術・専門・管理職率 (%)	1 9 8 0	12.3	10.3	18.2	1.73

変数	年	平均	最小	最大	標準偏差
人口集中率 (%)	1 9 9 0	14.8	12.4	20.2	1.76
	2 0 0 0	15.7	13.4	20.3	1.55
	3 年	14.3			2.21
	1 9 8 0	46.1	24.3	97.4	18.44
	1 9 9 0	49.9	25.6	97.9	18.43
	2 0 0 0	52.0	26.6	98.1	18.51
	3 年	49.3			18.48

4.1 被説明変数

被説明変数は15歳から64歳までの女性の標準化された就業率である。ここではある都道府県の女性の就業率とは、そこに居住する女性のうち就業者の割合を指す。居住者も就業者も15歳以上64歳までのものであるが国籍を問わない。居住とは現に住んでいることを意味し、住民登録をしているかどうかは無関係である。^{*5} この居住者の数は国政調査から得られる。また、都道府県境を越えて通勤しているものがあるが、就業地が居住している都道府県でなくとも就業者に含める。一方、他の都道府県から通勤してきてその都道府県で就業しているものは就業者に含めない。具体的には、東京都の女性の就業率とは、東京都に居住していて、東京都とその他の道府県で就業している女性の数を東京都に居住している女性の数で割ったものである。

さて、年により都道府県により女性の年齢構成は異なり、就業率は年齢によって変化する。そのまま就業率を計算すると、時系列的に見た就業率の変化が年齢構成の変化によるものなのか、時間の経過に伴い同じ年齢の女性の就業率が変化したのかを区別することができない。また、ある都道府県と別の都道府県の実業率の差が、同じ年齢の女性の就業パターンの地域差によるものなのか、都道府県間の女性の年齢構成の差によるものなのかを区別することもできない。これは分析結果の解釈を困難にする。例えばある変数が女性の就業率に影響を与えているという結果を得たとしても、それが年齢構成の変化に影響を与えていると解釈すべきか、同じ年齢の女性の就業行動に影響を与えていると解釈すべきなのかが分からなくなってしまう。そこですべての年、都道府県の女性の年齢ごと(5歳刻み)に就業率を求め、それを1990年の全国の年齢構成で加重平均して標準化した。これを標準化就業率とする。したがって、本論文では、女性の年齢構成の影響が排除された女性の就業行動そのものを分析することになる。これに伴い固定効果は都道府県の年齢構成の差を反映するものではなく、年効果も時間の経過に伴う年齢構成の変化を反映したものではなくなる。

なお、このような標準化を行った場合は、女性の年齢構成を説明変数に用いる必要はなくなる。女性の年齢構成は全国的に見て、同じ方向に変化しており、これを説明変数とした場合には、パネルデータであっても多重共線の問題が発生しやすい。これを回避できることも、標準化の長所である。

^{*5} 現に居住している者の数と住民登録をしているものには差がある。特に、実家を離れている大学生、単身赴任者などは住民登録をしていないものが多いと思われる。例えば、京都市の2005年10月1日の人口は、国勢調査では147万人であるが住民基本台帳では139万人である。

4.2 説明変数

説明変数は、基本的には、居住している都道府県とは異なる都道府県で就業することがあることを考慮して、居住者の就業に関連するものを選んだ。もっぱら使用者の行動に影響を与える変数は、直接には、その使用者に雇用される者の就業に影響を与え、通勤を媒介として間接的に居住者の就業に影響する。また、女性の就業行動が、家族の状況によって影響を受けることを踏まえて家族の状況を示す変数を取り入れた。^{*6}

女性の家族の状況を示す説明変数として次のものを選んだ。最初の3つの変数は、これまであまり検討されたことがなく、今回新たに検討しようとするものである。残る4つの変数はこれまでの研究により女性の就業率に影響することが確認されている典型的なものであり、コントロール変数と考えてもよい。

(1) 高学歴中高年女性割合

40歳から64歳の女性のうち短大以上の学歴のもの割合である。1990年の40歳から64歳までの女性の構成にあわせて標準化している。大学・短大の定員の拡大が女性の進学率の向上をもたらしており、ラグはあるものの中高年女性のうち短大以上の学歴を持つもの割合は急速に上昇している。具体的に平均値で見ると1980年から2000年の間に5倍近い伸びとなっている。

(2) 母子世帯の母の割合

母子世帯の母の人数を15歳から64歳の女性の人数で割ったものである。母子世帯の母の年齢構成について十分なデータがなかったため、標準化は行っていない。母子世帯とは、母親と20歳未満の子とだけで構成される世帯である。子どもの年齢から考えると、母子世帯の母の年齢は64歳以下と考えて差し支えないと考えられる。したがって、この比率はおおむね15歳から64歳までの女性のうち母子世帯の母の割合とみなしてよい。ここで、二つの注意が必要である。まず、1985年までの国勢調査では、死別と離別の場合だけが母子世帯と定義され、1990年調査からは未婚の母の世帯も母子世帯とされた。本論文では1990年以降の数字を1985年までの定義にあわせて加工している。つまり、未婚の母の世帯を母子世帯としていない。次に、通常考える母子世帯の母であっても、ここでの母子世帯の母に該当しないものがある。具体的には、母と20歳と15歳の子の世帯のように、20歳以上の子を含む場合、祖父母、母親の兄弟姉妹など母子以外の世帯員（父を除く）を含む場合である。母子世帯は、所得を得る必要が高く、日本では就業率が高いことが知られており（高原（2003））、この割合が高いと就業率は高くなると予想される。なお、もし、母子世帯が就業機会を求めて標準化就業率の高い都道府県に移動する傾向があれば、内生性の問題が発生する。

この割合は上昇傾向にある。地域的には大都市部で高い傾向にある。

(3) 保育所定員割合

0から4歳児人口に対する保育所定員の割合である。定員は各年の3月1日のものである。保育所は、女性の子育て負担を軽減するものであり、この割合が高いほど、女性の就業率は高まると考えられる。具体的には母親の就業を促進する以外にも、祖母の就業を促進する場合などが考えられる。この割合は高まりつつある。また、地域差は大きい。なお、これはこのモデルに含まれている唯一の政策変数である。

(4) 若年女性の有配偶率

20歳から39歳までの女性の有配偶率である。年齢構成は1990年の全国にあわせて標準化している。なお、結婚後、離別、死別して、調査時点で配偶者のいないものは有配偶者ではない。また、配偶者の有無は事実上のものであって、婚姻届の有無とは関係がない。有配偶率が高いと、所得を得る必要が薄くなるので就

^{*6} 国勢調査で家族の基本的な情報が把握されており、これらを説明変数として用いることができる。反面、全数調査という性格上、詳細な調査は10年に1度である。

業率は下がると予想される。

若年女性の有配偶率は、急速に低下している。^{*7} 地域差はそれほど大きくない。

(5) 高齢女性の有配偶率

60歳から64歳までの女性の有配偶率である。この年代については、夫のほうが年齢が高いこと、一般的に男性が女性よりも若くして死亡するため、有配偶率に変化が生じる。有配偶率が低いと、所得を得る必要が高くなるので就業率は上がると予想される。^{*8} この率は上昇傾向にある。^{*9}

(6) 乳幼児有配偶若年女性割合

0から4歳児の数を25から39歳の有配偶の女性の数で割ったものである。女性にとっての子育ての負担を示すものである。乳幼児期には手厚い世話が必要であり、それを女性が家庭内で生産するため女性の就業率は下がる。なお、中学生以降になると、このような効果がなくなり、逆に就業を促進する可能性が高いことが示唆されている(高原(2003))ので、子の範囲を乳幼児に限った。

(7) 三世代世帯の割合

子供のいる世帯に占める三世代世帯の割合である。この論文では、三世代の割合を、「夫婦と子供からなる世帯」、「男親と子供からなる世帯」、「女親と子供からなる世帯」、「夫婦、子供と両親からなる世帯」、「夫婦、子供とひとり親からなる世帯」、「夫婦、子供と他の親族(親を含まない)からなる世帯」、「夫婦、子供、親と他の親族からなる世帯」、の合計で後4者の合計を割ったものと定義した。この変数は、祖母、祖父が子供の世話をするため母親が就業しやすくなることを示そうとするものである。三つの注意が必要である。この定義では子供の年齢に制限がない。したがって、母親の世話を要しないような子供、場合によっては成人である子供を含む可能性がある。第二に、祖父母は必ずしも元気で孫の世話をするとは限らない。平均寿命が高くなり介護を要するような祖父母も増えている。介護のために同居している場合もありえ、この場合には女性の就業は阻害されよう。最後に、同居していない祖父母であっても、近所に住んでいれば日常的に孫の世話をすることがある。本来は、子供の世話を日常的に祖父母がしている世帯を選び出すべきであるが、国勢調査にはこのようなデータがないためこれを用いた^{*10} 就業を希望する女性が三世代世帯を選択するとすれば逆の因果関係が存在することになり、内生性の問題が発生する。

この割合は低下傾向にある。地域差は大きい。

地域の特性を表す変数は以下のとおりである。このうち若年者の在学率は、これまで地域の分析では重視されてこなかったものである。

(8) 若年者の在学率

これは20歳から24歳の男女の居住者のうち在学しているものの割合である。年齢から見て、在学者は実質的には大学と大学院生と考えてよいだろう。分析の対象とした時期は、まだ大学全入時代ではなく、進学希望者が大学の定員を上回っていたため、大学へ行くためには名目的にも実質的にも競争のある入学試験を受け、合格する必要があった。つまり、就学か就業かを若者が自由に決められない状況にはなく、大学への進学者がまず決まり、残りが就職した(あるいは浪人した)と考えられる。したがって因果関係としては、大学の定員が在学者を決め、在学者が就業者を決めるという方向にある。大学、学部の増設、定員の拡大に伴いこの

^{*7} 1980年にはこの率が一番低かったのは、東京都であり、59.9%であった。この値は2000年であれば全国最高である。

^{*8} 厚生労働省の『生命表』によると、60歳まで生存する確率は、1980年で男85.7%、女92.1%、1990年 男88.3%、女94.0% 2000年 男89.0%、女94.1%である。

^{*9} 1980年の値が非常に低い。これは戦争で多数の男性が死亡したことが影響している。彼女らが30から34歳であった1950年のこの年代の男女性比(男性人口÷女性人口×100)は83.0と著しい男性不足であった。30から34歳の男女性比は1960年には99.3、1970年には99.8である。参考までに2000年では、102.2である

^{*10} 厚生労働省の『国民生活基礎調査』では、平成10年(1998年)以降、「日中の保育者」を調べている。

率は傾向的に上昇しており、地域差は縮小してきている。

地理的な特徴として、大学は都市部に集中して立地している。このため、大勢の若者が大学入学を機に大学のある都市部の都道府県に移動して居住している。これにより在学率には非常に大きな都道府県間の差が生じている。学生は就業率が低いので、受け入れた地域の標準化就業率は低下する。一方、子弟を送り出した家庭の仕送りの必要があるため、学生の母親は就業しようとすると考えられる。したがって、送り出し地域の標準化就業率は上昇すると考えられる。したがって、係数は負となることが期待される。

(8) 第一次産業従事者割合、第二次産業従事者割合

この二つは 15 歳から 64 歳までの就業者のうち第一次産業、第二次産業で就業しているものの割合である。残りは、第三次産業に就業している者と就業している産業が不詳の者である。大都市部では第一次産業従事者割合は、1980年に既に1%を切っており、低下余地はほとんどなくなっていた。第一次産業のウェイトの高かった道県では急速にこの割合が低下してきた。この結果、この結果大きかった地域差は縮小してきている。

(9) 公務従事者割合

15歳以上の64歳までの就業者に占める公務(産業大分類のM)従事者の割合である。公務従事者には65歳以上のものを含んでいる。

(10) 専門・技術・管理職の割合

これは職業分類で「専門・技術」、「管理」に従事しているものの就業者に占める割合である。年齢は15歳以上であり、65歳以上を含む。都市部で高い傾向にある。この割合は緩やかな上昇傾向にあり、地域差は縮まってきている。

(11) 人口集中度

15歳以上64歳までの就業者のうち人口集中地区^{*11}に居住しているものの割合である。都道府県の都市化の程度を表すものである。人口集中地区での人口増加と人口集中地区ではなかった地区が人口密度が高くなることによって人口集中地区になるなど人口集中地区自体の拡大を反映して増加している。このうち人口集中地区での人口増加は転入が転出を上回ることによる社会的増加と出生が死亡を上回ることによる自然増加がある。ある時期に労働市場がタイトになり若年層が流入すると、ある程度のラグを持って結婚、出産が増加する。このため人口増加はのトレンドが生ずる。1980年から2000年までの間に地方の都市化は急速に進み、既に都市化が進んでいた都道府県との差は小さくなっている。しかし、地域差は依然として大きい。

(11) 年ダミー

1980年を基準とし、1990年、2000年のダミーを取った。1990年のダミーは1980年から1990年までの間にすべての都道府県で共通に生じた経済・社会の変化を反映している。このような変化は、必ずしもすべての都道府県で同じ年に生じているとは限らない。東日本で早く、西日本で遅く生じた変化も1990年までに生じていればこのダミーによって捕らえられる。また、1980年と1990年の需要側の差も反映していると考えられる。

^{*11} 1平方キロ当たり人口が4,000人以上の国勢調査の基本単位区の集まり

5 推計結果

5.1 地域の状況を示す変数による推定

地域の状況を示す変数と年ダミー、都道府県効果による推計結果を表2に示す。最初の(1)は女性就業率の推定を行ったものである。(2)(3)は比較のために男性の就業率^{*12}、男女の就業率^{*13}を同じ変数で推定したものである。

三つともフィットは良好である。男女を比較してみるといくつかの特徴がある。まず、女性も男性も年効果が1%水準で有意である。ただし、係数は女性が正、男性が負と対称的である。1990年がバブル崩壊後、景気後退局面に入った時点であること、2000年が1997年の金融危機後の不況の時期であったことを考えると、男性は不況の悪影響、需要サイドの変動の影響を強く受けたと考えられる。男女では、両者が打ち消しあって、中間的な値となっている。

次に、若年者在学率の係数は男性は1%水準で有意であるのに女性はそれほど強くない(p値=0.107)。係数も女性のほうが男性よりも小さい。これは、女性が大学に入学するため居住地を変更することに、本人、家族の抵抗が強かったことを反映していると考えられる。

基本的に同じことが、第1次産業従事者割合、第2次産業従事者割合、公務従事者割合にも当てはまる。産業構成の変化への反応が女性のほうが弱かったことが窺われる。

技術・専門・管理職比率の場合には、女性では係数は有意ではないが負であり、男性の場合1%水準で有意で、その係数も正で大きい。分析の対象とした期間には技術・専門・管理職に女性が進出しにくかったことも反映されていよう。

都市化の効果は女性のほうが明確である。これは都市化の影響を受けるのが女性であることを示唆している。女性の係数が正であるのが注目される。一時点のクロスセクション調査の個票を用いた研究では、父母のそろっている世帯では、都市部ほど女性の就業率が低いという結果(大石(2003a)(2003b))があり、これとは差がある。都市化された地域(人口集中地区)への人口集中が進むと、女性の就業率は上昇すると思われる。

以上のように男性の就業率には多くの変数が有意であるのに対し、女性の就業率に有意な変数が年ダミーと人口集中率だけであることを考慮すると、たとえフィットがよくても地域の状況を示す変数だけで女性の就業率が決まっているといえない。男性の就業率とは異なり、女性の就業率を説明するためには、女性固有の変数の影響を把握する必要がある。

さて、大竹・奥平(2006)奥平(2008)では、整理解雇無効判決変数と男女の就業率の関係を分析している。そこで、過去の整理解雇判決の情報を蓄積した「解雇無効判決変数」をコントロール変数としてこれを追加した場合の推定も行った。

なお、この変数の作成の元となったデータが過去の整理解雇判決の情報を的確に示すものかどうかについては、批判がある。^{*14}この点やデータからこの変数を作成した方法の妥当性を判定することは、筆者の能力を超えている。この問題については立ち入らない。したがってここでの分析は、「解雇無効判決変数」を追加した場合の推定結果を検討するに止める。なお、大竹・奥平(2006)奥平(2008)に倣い、1年のラグを

^{*12} 女性の場合と同様に1990年の全国の年齢構成で標準化している。

^{*13} 1990年の全国の性、年齢構成で標準化している。

^{*14} 代表的なものは 労働弁護団 大竹判例批判チーム(2007)

取った。

この変数を加えて女性の就業率を推定した結果が表2の(4)、男性の就業率を推定したものが(5)、男女のものを推定した結果が(6)である。

いずれの場合も、この変数を追加しても、他の変数の係数に大きな変化はない。女性、男性、男女とも自由度調整済みの決定係数は、僅かであるが低下している。また、どの場合も係数は負であるが、有意とはいえない(女性の場合のp値=0.550、男性の場合のp値=0.423、男女計の場合のp値=0.353)。

以上すべての推定において、都道府県の固定効果が存在しないという帰無仮説は、1%水準で棄却された。

表2 (その1) 地域の状況を表す変数と年ダミーによる推定

被説明変数	(1) 女性就業率	(2) 男性就業率	(3) 男女就業率	(4) 女性就業率	(5) 男性就業率	(6) 男女就業率
若年者在学率	-0.1425 [-1.627]	-0.2264*** [-5.018]	-0.1845*** [-3.869]	-0.1327 [-1.483]	-0.2196*** [-4.775]	-0.1761*** [-3.629]
第一次産業就業者割合	0.2416 [1.573]	0.1371* [1.733]	0.1893** [2.265]	0.2535 [1.630]	0.1453* [2.815]	0.1994** [2.364]
第二次産業就業者割合	0.0614 [0.390]	0.2225*** [2.745]	0.1420 [1.657]	0.0680 [0.429]	0.2270*** [2.788]	0.1475* [1.717]
公務従事者割合	0.8588 [0.679]	1.3136** [2.018]	1.0863 [1.579]	0.8874 [0.699]	1.3333** [2.042]	1.1105 [1.611]
技術・専門・管理職率	-0.2777 [-0.743]	0.7582*** [3.943]	0.2405 [1.183]	-0.2938 [-0.782]	0.7471*** [3.867]	0.2269 [1.112]
人口集中度	0.1674** [2.105]	0.4965 [1.213]	0.1085** [2.507]	0.1652** [2.068]	0.4818 [1.173]	0.1067** [2.461]
1990年ダミー	4.6481*** [5.103]	-1.7953*** [-3.829]	1.4251*** [2.878]	4.7265*** [5.118]	-1.7411*** [-3.668]	1.4914*** [2.977]
2000年ダミー	6.8501*** [4.155]	-4.4542*** [-5.247]	1.1958 [1.333]	6.8700*** [4.151]	-4.4404*** [-5.220]	1.2126 [1.350]
前年の解雇無効判決変数	- -	- -	- -	-0.0613 [-0.600]	-0.4233 [-0.857]	-0.0518 [-0.934]
自由度調整済み決定係数	0.9614	0.9597	0.9690	0.9611	0.9595	0.9689
固定効果検定のF値	27.25	8.39	29.36	24.97	6.98	25.77
サンプルサイズ	141	141	141	141	141	141

*** ** * はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意(両側検定)固定効果検定のF値は都道府県の固定効果がないという帰無仮説を検定したときのF値

5.2 女性の家族の状況を示す典型的な変数を追加した推定

説明変数に、若年女性の有配偶率、高齢女性の有配偶率、乳幼児有配偶若年女性割合、三世帯世帯の割合を加えた推定を行った。その結果が(7)である。この結果を見ると、フィットは良好であり、追加した各変数の係数の符号は、期待されるとおりである。しかし、1990年ダミー(p値=0.715)、2000年ダミー(p値=0.504)のp値はいずれも高く、年効果が存在するかかどうか疑われた。そこで、どちらの年にも効果がないという仮定で推定を行った。結果が(8)である。これらから、二つのダミー変数の係数がともに0であるという仮説の検定を行った。その結果、この仮説は棄却されなかった。^{*15}

(8)で女性の家族の状況を示す典型的な変数の効果をみると、若年女性の有配偶率、乳幼児有配偶若年女性率が女性全体の就業率を下げる方向^{*16}に、また、有意ではないが高年女性の有配偶率、三世帯世帯割合も引き上げる方向に働いている。

女性の家族の状況を示す典型的な変数を追加した結果、地域の状況を示す変数の係数に変化が出ている。若年者在学率、第一次産業就業者割合の係数が有意に転じている。特に、若年者の在学率は、限られた年齢階級についての変数であるにもかかわらず、1%水準で有意であることは注目に値する。^{*17} 係数の符号は予想通り負である。若年者の在学率の上昇は女性の標準化就業率を0.3%ポイント低下させる。これは在学者の母親の就業率を引き上げる効果よりも、在学率が上昇することによる就業率の低下の効果のほうが大きいことを示唆している。

さて、(8)に解雇判決変数を追加した推計結果が(9)である。自由度調整済みの決定係数はわずかではあるが減少する。この変数は有意ではない(p値=0.576)。他の変数の係数の符号は変化せず、(8)について述べたことそのまま当てはまるが、(8)では有意ではないが負であった高年齢女性有配偶率の係数の符号が正となっている。他の条件が等しい場合、有配偶率が高まると高年齢女性の就業率が上昇することはと説明しにくいし、これが他の年代の女性の就業率を上げるとも考えにくく、この係数が負とならない理由は見出しにくい。

この符号の逆転の理由を探るため、解雇整理判決変数を高年齢女性の有配偶率で説明することを試みた。結果が(10)である。これによると、解雇整理判決変数の変動の大部分は高年齢女性の有配偶率と都道府県の固定効果で説明される。

表2 (その2) 女性の家族の状況を示す典型的な変数を追加した推定

^{*15} 自由度(2, 82)のF統計量は0.56であった。

^{*16} 若年女性(20歳から39歳)の有配偶率が1%ポイント上昇したほうが、高年女性の有配偶率が1%ポイント上昇するよりも就業率を引き下げる効果が小さい。これは、ここでいう就業率が15歳から64歳までの女性全体の就業率であること、若年女性の範囲が20歳から39歳までと広く、高年女性の範囲が60歳から64歳と狭いことが、ひとつの要因である。しかし、このような年齢の幅の差を除いても、若年女性が有配偶であるほうが就業率への影響が大きいものと思われる。

^{*17} 女性の就業率を分析する際には、とりわけ地域のデータを用いて分析を行う際にはこの変数は無視できない。しかし、教育(学歴、在学、未就学)については西暦末尾0の年の国勢調査では調査されているが、5の年の国勢調査では調査されていない。これが、今回の分析で中間年を分析の対象としなかった理由である。

	(7)	(8)	(9)	(10)
被説明変数	女性就業率	女性就業率	女性就業率	解雇無効判決変数
若年女性有配偶率	-0.6139*** [-3.460]	-0.4985*** [-4.797]	-0.4869*** [-4.583]	-
高年女性有配偶率	-0.0532 [-0.426]	-0.0180 [-0.178]	0.0048 [0.441]	-0.0672*** [-3.159]
乳幼児有配偶若年女性率	-0.1685*** [-3.055]	-0.1694*** [-3.163]	-0.1634*** [-2.983]	-
三世代世帯割合	0.1095 [0.812]	0.1533 [1.212]	0.1591 [1.249]	-
若年者在学率	-0.2977*** [-3.054]	-0.3039*** [-3.312]	-0.2947*** [-3.151]	-
第一次産業就業者割合	0.2719* [1.883]	0.3429*** [2.699]	0.3535*** [2.743]	-
第二次産業就業者割合	0.1674 [1.106]	0.2224 [1.578]	0.2256 [1.592]	-
公務就業者割合	1.1804 [0.996]	0.9457 [0.836]	0.9615 [0.8467]	-
技術・専門・管理職率	0.3842 [0.915]	0.4426 [1.219]	0.4090 [1.108]	-
人口集中度	0.1312* [1.758]	0.1368* [1.869]	0.1349* [1.835]	-
1990年ダミー	-0.7185 [-0.367]	-	-	-
2000年ダミー	-2.33272 [-0.671]	-	-	-
前年の解雇無効判決変数	-	-	-0.0583 [-0.576]	-
自由度調整済み決定係数	0.9671	0.9674	0.9672	0.7830
固定効果検定のF値	22.12	22.78	21.79	11.82
サンプルサイズ	141	141	141	141

*** ** * はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意(両側検定)

5.3 女性に関する新たな変数を追加した推定

(8) に説明変数として女性に関する新たな変数をを加えた推定を行った。(11) は中高年女性高学歴率を、(12) は母子世帯割合を、(13) は、保育所定員率を加えた結果であり、これら三つの変数をすべて加えた結果が(14)である。(15) は母子世帯の母の割合と保育所定員比率だけを加え、公務従事者割合を

除いたときの推定結果である。^{*18} (14)と(15)には大きな差は見られない。

中高年女性高学歴率の効果は定かではない。係数のp値は(11)で0.293、(14)で0.776である。ただし、これは女性全体の就業率に及ぼす効果が定かではないということであり、中高年女性自身の就業率に及ぼす影響を知るためには年齢別の推計を行う必要がある。

母子世帯の母の割合の効果はかなり大きい。この割合が1%ポイント上昇した場合には、就業率は3%ポイント程度上昇すると考えてよいだろう。これは母子世帯の母が所得を必要とする程度が高いことを示す。また、母の就業率が高いだけでなく、娘が中学卒業後(15歳以上である)就職していたり、通学しながらアルバイトで家計を助けている、この論文で用いている過去の国勢調査の定義では母子世帯ではない母子世帯が統計上の母子世帯と同じような分布をしていて、その効果もここに反映されているといった理由が考えられる。ちなみに、2000年国勢調査で、この論文で定義される母子世帯は587,627世帯であるが、「女親と子供からなる世帯」は、3,032,408であり、およそ5倍となっている。

保育所定員比率の係数は、予想されるとおり正である。(13)では5%水準で有意であり、(14)(15)ではp値は0.205, 0.180である。先行研究からも保育所定員の増加が女性の就業率を引き下げるとは考えにくい。片側検定であれば(15)では10%水準で有意である。乳幼児に対する保育所定員の割合が1%ポイント上昇すると、就業率は0.08%ポイント程度上昇する。

表2(その3)女性に関する新たな変数を追加した推定

^{*18} (15)で公務従事者割合を除いたのは、この係数のp値が(11)で、0.394、(12)で0.956、(13)で0.719、(14)で0.890と大きかったためである。

被説明変数	(1 1) 女性就業率	(1 2) 女性就業率	(1 3) 女性就業率	(1 4) 女性就業率	(1 5) 女性就業率
高学歴中高年女性割合	-0.9237 [-1.059]	-	-	-0.0015 [-0.017]	-
母子世帯の母率	-	3.6703*** [3.156]	-	2.8827** [2.206]	2.8430** [2.267]
保育所定員割合	-	-	0.0133** [2.571]	0.0759 [1.278]	0.0757 [1.353]
若年女性有配偶率	-0.5727*** [-4.570]	-0.4842*** [-4.896]	-0.4295*** [-4.124]	-0.4489*** [-3.427]	-0.4473*** [-4.409]
高年女性有配偶率	-0.0368 [-0.3580]	-0.0380 [-0.394]	-0.0180 [-1.832]	-0.0340 [-0.346]	-0.0309 [-0.331]
乳幼児有配偶若年女性率	-0.1747*** [-3.249]	-0.0972* [-1.740]	-0.1568*** [-3.009]	-0.1055* [-1.854]	-0.1077** [-2.028]
三世帯世帯割合	0.0976 [0.713]	0.2657** [2.119]	0.1384 [1.129]	0.2322* [1.668]	0.2328* [1.843]
若年者在学率	-0.3335*** [-3.343]	-0.2895*** [-3.315]	-0.2547*** [-2.802]	-0.2645*** [-2.940]	-0.2682*** [-3.186]
第一次産業就業者割合	0.3335*** [2.621]	0.3137** [2.590]	0.3323*** [2.701]	0.3138** [2.584]	0.3194*** [2.815]
第二次産業就業者割合	0.1676 [1.116]	0.2486* [1.850]	0.1733 [1.257]	0.2139 [1.478]	0.2130 [1.582]
公務就業者割合	0.9675 [0.856]	-0.6226 [-0.056]	0.4025 [0.361]	-0.1566 [-0.138]	-
技術・専門・管理職率	0.4432 [1.222]	0.3568 [1.031]	0.2172 [0.600]	0.2462 [0.688]	0.2519 [0.721]
人口集中度	0.1383* [1.891]	0.0919 [1.293]	0.1438** [2.028]	0.1055 [1.469]	0.1110** [1.865]
自由度調整済み決定係数	0.9675	0.9706	0.9695	0.9705	0.9712
固定効果検定の F 値	22.71	24.62	15.57	16.05	16.58
サンプルサイズ	141	141	141	141	141

*** ** * はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意（両側検定）

さて、年効果、解雇判決変数の効果を再確認するため、(1 5) の説明変数に年ダミーを追加したもの、解雇変数を追加したものの推定を行った。結果は (1 6) (1 7) である。

年ダミーを追加した場合には、自由度調整済み決定係数はわずかに減少した。また、どちらの年のダミーも有意ではなかった (1 9 9 0 年ダミーの p 値 = 0 . 9 1 9 、 2 0 0 0 年ダミーの p 値 = 0 . 8 1 2)。また、両者の係数がゼロであるという仮説も棄却されなかった。^{*19}

^{*19} 自由度 (2 , 8 1) の F 統計量は 0 . 1 0 であった。

解雇判決変数を追加すると、有意で係数は負であった。ただ、やはり高齢女性の有配偶率の係数が正に転じており、理論的な説明が難しい。ここでも、解雇判決変数を女性に関する変数を説明変数としてパネルでの推定を行った。結果が(18)である。決定係数は0.9168(自由度調整済みのものは0.8678)であり、これらの変数はほぼ一次従属となっている。

表2(その4)年ダミー、解雇無効判決変数を追加した推定

被説明変数	(1 6)	(1 7)	(1 8)
	女性就業率	女性就業率	解雇無効判決変数
母子世帯の母率	2.8933** 〔 2.271 〕	3.8664*** 〔 2.981 〕	5.2478*** 〔 3.857 〕
保育所定員割合	0.6116 〔 1.183 〕	0.0873 〔 1.596 〕	-0.0622 〔 -1.192 〕
若年女性有配偶率	-0.4929*** 〔 -2.763 〕	-0.3886*** 〔 -3.813 〕	-0.1990*** 〔 -2.911 〕
高年女性有配偶率	-0.0513 〔 -0.433 〕	0.0615 〔 0.620 〕	-0.2083 〔 3.322 〕
乳幼児有配偶若年女性率	-0.1050* 〔 -1.885 〕	-0.0645 〔 -1.176 〕	-1.7348*** 〔 3.070 〕
三世帯世帯割合	0.2154 〔 1.613 〕	0.2885** 〔 2.302 〕	0.3988*** 〔 3.402 〕
若年者在学率	-0.2632*** 〔 -2.863 〕	-0.2283*** 〔 -2.728 〕	-
第一次産業就業者割合	0.2866** 〔 2.111 〕	0.3634*** 〔 3.243 〕	-
第二次産業就業者割合	0.1942 〔 1.365 〕	0.2262* 〔 1.723 〕	-
技術・専門・管理職率	0.2229 〔 0.551 〕	-0.0789 〔 0.227 〕	-
人口集中度	0.1041* 〔 1.673 〕	0.1005* 〔 1.730 〕	-
1990年ダミー	-1.8885 〔 -0.102 〕	-	-
2000年ダミー	-0.7992 〔 -0.238 〕	-	-
前年の解雇無効判決変数	-	-0.2389** 〔 -2.347 〕	-
自由度調整済み決定係数	0.9708	0.9727	0.8678
決定係数	-	-	0.9169
固定効果検定のF値	16.19	15.80	17.25
サンプルサイズ	141	141	141

*** ** * はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意（両側検定）

6 インプリケーション

まず、最初に述べた検討課題について得られた推計結果についてまとめておきたい。

この時期に進んだ都市化に伴って男性の就業率が変化したとはいえないが、女性についてはほとんどの式で有意に就業率を引き上げたという結果を得た。高度成長期とは異なり、働く夫と家事と育児に加えて非正規労働に従事する主婦、夫婦とも正規労働で働くといったライフスタイルへの転換が行われ、そのような転換が都市部ではパートタイム労働など女性の就労機会が豊富であり、そのような転換が容易であったと考えられる。人口の集中は、なお続いており今後も女性の就業率を引き上げて行く可能性が高い。

家族の変容としての母子世帯の母の割合の上昇は女性の就業率を明確に、かなりの大きさを引き上げていることが分かった。母子世帯の所得は低く、所得の獲得の必要性が高いことを反映していると考えてよいだろう。母子世帯は、生別世帯を中心にトレンド的な増加を続けており、この要素により、今後も女性の就業率は上昇していくものと思われる。

労働市場の問題として、年効果は男性の場合には負であった。女性については、地域の特性を表す説明変数だけで推定したときは、正で有意であったが、女性に関係の深い説明変数を追加すると年効果があったとはいえなくなった。追加した説明変数は、都道府県毎に差があるだけでなく、年によっても大きな変化をしている。具体的には、若年女性の有配偶率、乳幼児有配偶若年女性割合、三世帯世帯の割合はトレンド的に低下しており、高齢女性の有配偶率は、逆にトレンド的に上昇している。このような変数を追加したときに、年効果が不確かになるということは女性の就業の時間の経過に伴う変化が他の変数の変化によって十分説明されたことを示唆する。もしそうであれば、女性に対して生じた需要の増加と、生産年齢にある女性の増加と専ら女性の状況を示す典型的な変数の変化による就業率の上昇による供給の増加とほぼバランスしていたと考えられる。また、この需要の増加は就業率を決定する構造を変化させなかったと考えられる。今後、このようなバランスが維持されるかどうかは、不明であり、需給のバランスが崩れれば女性の就業率の構造が変化する可能性はあると思われる。

保育所定員率の上昇は、明確ではないが女性の就業率を引き上げる効果を持っていた。なお、この年齢の子どもを持つ女性の割合はそれほど高くはないのでこの係数の値から、保育所定員拡大の効果を過小評価すべきではない。この効果が明確でなかったのは、サービスの地域性の問題があり、都道府県内でのミスマッチが存在していたのかもしれない。保育所整備のコストと効果については議論があり^{*20}、さらに検討が必要である。

最後に、高等教育のファシリティの整備の効果を考える。これは女性の高学歴化をもたらしていることが、高学歴化は若年期の女性の就業率を引き下げている。一方、中高年女性の高学歴化が女性全体の就業率に及ぼす効果は定かではない。高学歴化が中高年女性の就業率に及ぼす影響を知るためには年齢別の推計を行う必要がある。

分析の対象とした期間では、「解雇無効判決変数」と女性に関連する説明変数、都道府県ダミーの間に一次従属に近い関係があることが分かった。これは多重共線の問題を引き起こしている。このような関係があることが、何らかの因果関係を示すものとは考えられない。幸い、この変数を追加した推定でも、ここで述べた結果には大きな変化がない。この時期の都道府県別のデータに基づいて女性の行動に関連する分析を行う際に、説明変数としてこれを用いるときには、このような関係が成立していることに留意すべきである。ただし、こ

^{*20} 例えば山重(2002)

の変数が就業率に有意な影響を与えていないという結果には注意が必要である。本論文ではパネルが3時点のみで構成されているため、都道府県固定効果と離散変数である「解雇無効判決変数」の識別が不十分である恐れがあるからである。^{*21}

さて、次に女性についての説明変数を追加した推計結果から、女性全体の就業率の今後について次のことが言えよう。

女性の就業率を引き下げる要因である有配偶率は低下を続けており、引き上げる要因である母子世帯の母割合、保育所定員割合、人口集中率などは上昇している。引き下げ要因である若年者在学率は上昇し、引き上げ要因である三世帯世帯割合は低下しているものの、全体としてみれば女性の就業率は引き続き上昇する方向にあると考えられる。しかし、有配偶率の低下は長期的には、労働力人口の縮小につながり、女性の就業率が上昇しても就業者を減少させる恐れがある。長期的な展望としては、これを回避するのであれば、配偶者、子供を持ちつつ就業率を高めることのできる環境を作り、女性の就業・不就業を決定する構造を変化させる必要がある。

7 今後の課題

今回の分析の限界と今後解決すべき課題をあげておく。

まず、都道府県の固定効果の解明である。今回行ったすべての推定で都道府県の固定効果は1%水準で有意であった。これは就業行動に地域差があるか、今回の分析で明らかにできなかった要因が影響を与えていると考えられる。この地域差、要因を解明する必要がある。

次に、内生性の問題である。教育、配偶関係、子供の有無、母子世帯であるかどうか、若年女性の有配偶率などはある時点では、既に決まっている面もあるが、遡った時点では、就業と同時に決定されている可能性が高い。過去の決定が現在の就業率と教育、配偶関係、子供の有無などに影響しているのであれば、内生性の問題が発生している虞がある。

また、今回は男女の行動が相互に影響し合っている点の分析が不十分である。結婚を通じた影響はある程度取り扱っている。しかし、既存の研究から夫の所得が妻の就業に影響する可能性はきわめて高いと考えられるが、夫の所得の影響は明示的には捉えられていない。男女の労働の補完、代替、家庭内での就業の意志決定などについては、さらに検討する余地がある。

今回は就業・不就業のみを検討し、就業形態別の分析は行っていない。また、年齢別の分析も行っていない。これらは、今後の課題としたい。

最後に、都道府県別のデータが不足していたため取り上げられなかった要因がある。夫の賃金・労働時間、女性の賃金、住宅、年金の受給と介護などである。賃金についてはある都道府県で就業している民間常用労働者の賃金は賃金構造基本統計調査から把握できるが、その都道府県に居住している女性労働者の賃金については適当なものがない。特に年金と介護は、今後高齢化が進む中で就業率に大きな影響を与える可能性がある。これらについても、今後の課題としたい。

謝辞 本稿の作成に当たって、川口大司一橋大学大学院准教授、広島大学大学院野崎裕子助教、奥平寛子日本学術振興会特別研究員からコメントをいただいた。また、大阪大学社会経済研究所大竹文雄教授からは、「解雇無効判決変数」を提供して頂いた。お礼を申し上げる。

引用文献

^{*21} 奥平氏の教示による。

- 大石亜希子(2003a)「母親の就業に及ぼす保育費用の影響」『季刊社会保障研究』Vol.39 No.1 pp.55-69
- 大石亜希子(2003b)「有配偶女性の労働供給と税制・社会保障制度」『季刊社会保障研究』Vol.39 No.3 pp.286-300
- 駒村康平(1996)「保育需要の経済分析」『季刊社会保障研究』Vol.35 No.2 pp.210-223
- 滋野由紀子・大日康史(1999)「保育政策が出産の意思決定と就業に与える影響」『季刊社会保障研究』Vol.35 No.2 pp.192-207
- 高原正之(2003)「家族と女性の就業」『労働統計調査月報』Vol.55 No.6 pp.12-22
- 森田陽子(2002)「保育政策と女性の就業」国立社会保障・人口問題研究所編『少子化社会の子育て支援』第10章東京大学出版会
- 山重慎二(2002)「保育所充実政策の効果と費用」国立社会保障・人口問題研究所編『少子化社会の子育て支援』第11章 東京大学出版会
- 労働弁護団 大竹判例批判チーム(2007)「大竹判例分析に異議あり」『季刊・労働者の権利』Vol.270
- Yamada, Yamada and Chaloupka(1987) Using Aggregate Data to Estimate the Part-time and Full-time Work Behavior of Japanese Women The journal of Human Resources, Vol.22, No.4