

結果によっては、「賃金に帰着している（していない）産業＝生産要素間（労働や機械設備などの資本）の代替性が大きい（小さい）産業」といったことが読み取れるかもしれない。

## 2. 推定モデルと推定結果

前項を踏まえて、以下のように、DD 推定の手法を用いた産業ごとの賃金関数のモデルの推定を行う。（なお、前節であまり有意な結果が得られていない産業中分類 7 項目のデータについては除いた。）

$$\ln W_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 F_i + \alpha_2 T_t + \alpha_3 F_i T_t + \alpha_4 \ln W_{ijt-1} + \alpha_5 \ln N_{ijt-1} + \alpha_6 G_{jt-1} + \alpha_7 F_i G_{jt-1} + e_{ijt}$$

$\ln W_{ijt}$  : (男女) 産業別実質賃金 (対数値)、 $F_i$  : 性別ダミー (女性 = 1)

$T_t$  : 年次ダミー (after = 1)、 $\ln N_{ijt-1}$  : (男女) 産業別労働投入量 (対数値)

$G_{jt-1}$  : 産業別実質国内総生産成長率、 $i$  : 性別、 $j$  : 産業、 $t$  : 年次

賃金のデータは、「賃金構造基本統計調査」(厚生労働省)より、大卒の初任給額を用いた。(なお、消費者物価指数(CPI)で除して実質化している。)説明変数には、一期前の実質賃金と労働投入量、及び実質国内総生産成長率がある。労働投入量のデータは、賃金のデータと同様に「賃金構造基本統計調査」(厚生労働省)より、産業別の労働者数(旧大・新大卒、企業規模計、年齢階級計)とその総実労働時間(=所定内実労働時間+超過実労働時間)を掛け合わせて作成した。賃金のデータに大卒の初任給額を用いた理由としては、(1)大卒者は他の既卒者に比べて育児休業制度にアクセスしやすい正規労働者(雇用保険加入者)になる可能性が高いこと、(2)初任給額については事業主側と労働者側で利害対立が生じにくいこと、事業主にとっては規制のコストを転嫁しやすいとみなせること、が挙げられる。産業別労働投入量、及び産業別実質国内総生産成長率は賃金に対する影響の時間的ラグや非説明変数との内生性を配慮し、前年の値を利用している。

推定方法としては、まず、上記の式を産業ごとに通常の最小 2 乗法で推定を行った。また、誤差項の系列相関を考慮し、最尤法(AR1)でも推定してみた。それに加えて、誤差項の分散不均一性を配慮できる White (1980) の方法を用いた最小 2 乗法での推定も行った。また、説明変数にトレンド項を追加したモデルも同様にして推定してみた。

推定結果についてであるが、事業所規模 31 人以上の事業所が法の適用を受けた 92 年法の影響を分析した結果が表 8-2 であり、事業所規模 30 人以下の事業所に適用が拡大された 95 年法の影響を分析した結果が表 8-3 である。表をみれば分かる通り、どちらの推定結果にしても全産業において DD 係数推定値  $\alpha_3$  について有意な値は一つも得られなかった。前項での議論を考慮すると、比較的大規模な事業所が適用を受けた 92 年法の分析結果において、労働と資本の代替性が難しそうに思われる I 卸売・小売業、飲食店、J・K 金融・保険

表 8-1. 記述統計量(産業大分類 8 項目)

産業	D 鉱業	E 建設業	F 製造業	G 電気・ガス・熱供給・水道業	H 運輸・通信業	I 卸売・小売業、飲食店	J・K 金融・保険、不動産	L サービス業
男性賃金(16)	193.080 (13.857)	189.110 (14.046)	188.687 (11.086)	190.622 (8.293)	186.286 (9.941)	186.004 (12.110)	178.068 (9.944)	187.309 (12.959)
女性賃金(16)	176.076 (16.582)	174.185 (13.461)	181.855 (11.647)	185.206 (9.915)	178.026 (9.915)	179.007 (11.691)	173.829 (7.942)	180.048 (11.719)
男性労働投入量(15)	667.328 (101.944)	65136.776 (7491.997)	224178.06 (16356.70)	7150.619 (549.148)	37636.971 (4152.283)	186005.12 (10692.33)	79431.540 (6691.738)	168907.57 (30038.04)
女性労働投入量(15)	36.450 (9.943)	3286.451 (1377.777)	13683.918 (3998.320)	255.530 (133.466)	3067.337 (1346.134)	18784.884 (5007.339)	8739.148 (2760.625)	36378.554 (11409.47)
国内総生産成長率(15)	-3.020 (8.543)	1.427 (5.359)	2.693 (4.584)	2.640 (3.130)	3.327 (2.358)	4.347 (4.153)	6.220 (6.332)	2.787 (1.875)

注:変数の右の( )内はサンプルサイズ。上段はサンプルの平均値、下段の( )内は標準偏差。

不動産、L サービス業の産業について、他の産業に比べて DD 係数推定値が正に出ているように思われるが、どの値も有意でないため判断を加えることはできない。

更なる推定手法の改善やモデルの修正を行えば異なる結果を得られる可能性もあるかもしれないが、この結果をそのまま受け止めると、育児休業法という規制が新卒・大卒の女性労働者の賃金に与える影響は無かったと考えられる。とするなら、企業はさほど法規制直後の短期間には育児休業法の規制によるコストを意識していない、少なくとも基本的な給与の部分を下げることは困難であると考えている可能性がある。または、大竹(1999)の指摘にもあるように、企業は(市場で決定される)賃金を下げるのではなく、育児休業のコストに見合う能力のある女性だけを正社員として採用する行動を取っている可能性も考えられる。

因みに、表 9-2 にあるように、データをプールしてパネル分析を試みたところ、92 年法については、DD 係数推定値について正で有意な値が得られた。解釈が難しいが、おそらく分析期間中において育児休業法以外の制度的要因などが捉えられてしまったことが原因だと思われる。

以下では、推定結果をより解釈するために、酒井(2006)で行われている議論を参考にしてみたい。

酒井(2006)では、社会保険制度についての帰着の実態を定量的に把握するために、2000 年に導入された介護保険制度と 2003 年に厚生年金と健康保険について導入された総報酬制度を自然実験と見立てて、実証分析を行っている。だが、それらの結果からは、賃金への転嫁だけに着目する限り、制度変更による保険料率の影響かどうか分からない部分が残り、事業主負担の影響は必ずしも明確ではなかった、と結論づけている。確かに、同じような

表 8-2. 推定結果(産業大分類 8 項目):DD 係数推定値  $\alpha_3$

(分析期間:1985-2000 年/1992 年以降、年次ダミー=1)

推定方法	D 鉱業	E 建設業	F 製造業	G 電気・ガス・熱供給・水道業	H 運輸・通信業	I 卸売・小売業、飲食店	J・K 金融・保険、不動産	L サービス業
OLSQ	-0.008 (-0.27)	-0.0005 (-0.01)	-0.012 (-0.85)	-0.006 (-0.49)	-0.019 (-1.11)	0.0008 (0.05)	0.008 (0.59)	0.0001 (0.01)
OLSQ (トレンドあり)	0.004 (0.16)	-0.003 (-0.07)	-0.006 (-0.37)	-0.006 (-0.43)	-0.023 (-1.23)	0.001 (0.08)	0.004 (0.26)	-0.002 (-0.10)
AR1	-0.017 (-0.69)	0.037 (1.48)	-0.002 (-0.14)	-0.003 (-0.59)	-0.015 (-0.98)	0.002 (0.14)	0.007 (0.54)	-0.005 (-0.26)
AR1 (トレンドあり)	-0.007 (-0.41)	-0.037 (-1.31)	-0.002 (-0.15)	-0.008 (-0.84)	-0.017 (-1.14)	0.0001 (0.01)	0.009 (0.81)	-0.003 (-0.20)
OLSQ(ROBUSTSE)	-0.008 (-0.24)	-0.0005 (-0.01)	-0.012 (-0.65)	-0.006 (-0.41)	-0.019 (-1.07)	0.0008 (0.05)	0.008 (0.51)	0.0001 (0.01)
OLSQ(ROBUSTSE) (トレンドあり)	0.004 (0.14)	-0.003 (-0.06)	-0.007 (-0.33)	-0.006 (-0.36)	-0.023 (-1.14)	0.001 (0.08)	0.004 (0.25)	-0.002 (-0.08)

注:( )内は t 値。

表 8-3. 推定結果(産業大分類 8 項目):DD 係数推定値  $\alpha_3$

(分析期間:1985-2000 年/1995 年以降、年次ダミー=1)

推定方法	D 鉱業	E 建設業	F 製造業	G 電気・ガス・熱供給・水道業	H 運輸・通信業	I 卸売・小売業、飲食店	J・K 金融・保険、不動産	L サービス業
OLSQ	-0.015 (-0.55)	-0.011 (-0.62)	-0.016 (-1.13)	-0.005 (-0.45)	-0.009 (-0.54)	-0.016 (-0.88)	-0.012 (-0.87)	-0.003 (-0.19)
OLSQ (トレンドあり)	0.012 (0.54)	-0.005 (-0.26)	-0.005 (-0.37)	-0.003 (-0.30)	0.001 (0.06)	-0.007 (-0.42)	-0.006 (-0.45)	0.007 (0.44)
AR1	-0.011 (-0.57)	-0.011 (-1.04)	-0.017 (-1.08)	-0.002 (-0.39)	-0.006 (-0.52)	-0.014 (-0.98)	-0.007 (-0.46)	0.0001 (0.01)
AR1 (トレンドあり)	0.010 (0.76)	-0.008 (-0.63)	-0.003 (-0.23)	-0.004 (-0.65)	0.011 (0.77)	-0.005 (-0.36)	-0.002 (-0.20)	0.002 (0.09)
OLSQ(ROBUSTSE)	-0.015 (-0.62)	-0.011 (-0.51)	-0.016 (-1.47)	-0.005 (-0.48)	-0.009 (-0.64)	-0.016 (-1.06)	-0.012 (-0.89)	-0.003 (-0.23)
OLSQ(ROBUSTSE) (トレンドあり)	0.012 (0.70)	-0.005 (-0.23)	-0.005 (-0.42)	-0.003 (-0.33)	0.001 (0.08)	-0.007 (-0.47)	-0.006 (-0.46)	0.007 (0.44)

注:( )内は t 値。

表 9-1. 記述統計量(産業大分類 8 項目) 分析期間:1988-1996 年(92 年法)/ 1991-1999 年(95 年法)

	92 年法	95 年法
賃金(千円)	185.010 (9.482)	189.869 (7.094)
労働投入量(千人×時間)	52349.987 (71612.456)	55859.604 (74574.322)
国内総生産成長率(%)	2.988 (5.778)	1.574 (5.253)

注: 上段はサンプルの平均値、下段の( )内は標準偏差。

表 9-2. Panel の推定結果(産業大分類 8 項目)

	92 年法		95 年法	
	トレンドなし	トレンドあり	トレンドなし	トレンドあり
サンプルサイズ	144	144	144	144
$\alpha_3$	0.021** (2.07)	0.015* (1.84)	0.006* (1.91)	0.007 (0.97)
$\hat{R}^2$	0.6980	0.8086	0.7501	0.6153
<i>F test</i>	F(7,121) = 5.42***	F(7,120) = 10.03***	F(7,121) = 7.71***	F(7,120) = 8.12***
<i>Hausman test</i>	CHISQ(2) = 0.28	CHISQ(2) = 52.00***	CHISQ(3) = 15.80***	CHISQ(2) = 2.34

注: 1) DD 推定値の下段の( )内は t 値。\*\*\*:1%有意水準、\*\*:5%有意水準、\*:10%有意水準。

2) F 検定と Hausman 検定の結果、92 年法(トレンドあり)と 95 年法(トレンドなし)については Fixed Effect Model を、それ以外は Random Effect Model を用いて推定した結果を利用。

分析を試みる本稿の分析でも、育児休業法という規制による事業主側の労務コストの増大が、女性労働者の雇用や賃金に与える影響について、その帰着の実態を必ずしも明確には定量的に捉えきれなかったと考える。

興味深いのは、そこで酒井(2006)では、企業に対するアンケート調査やヒアリングを行うことによって、法定福利負担が企業経営や雇用戦略にどのような影響を与えているのか実地調査をしている点である。そこでは、企業が人件費の上昇圧力に直面した場合に、直接的な賃金削減以外に様々な調整の選択肢や行動があることが示唆されており、「租税の帰着問題」には単純な計量モデルが想定するような当該労働者への即座の賃金・雇用調整という連関だけでなく、もう少し複雑で個別のメカニズムによっても調整がなされ得ることが示されている。

具体的には、社会保険料の事業主負担が引き上げられた場合の、「従業員の賃金を削減する」といった対応の中にも、「賞与(ボーナス)を減らす」、「ベースアップや定期昇給をしばらくの間凍結する」、「企業福利(法定外福利)を縮小する」という多様なやり方がある。

必ずしも「月給・週給・日給・時給など基本給の部分を削減する」ことが即座に検討されるわけではない。(実際、「従業員の賃金を削減する」と答えた企業 23 社について、「月給・週給……削減する」と答えた企業は無かった、とのこと。)

また、「雇用を削減する」といった対応の中にも、Ⅲ節の分析で想定されていたような「新規採用を手控え定年退職などによる自然現象を待つ」というやり方以外にも、「既存正規従業員の人数を削減し非正規労働者により補う」というやり方があり、そのように回答している企業も多い。

以上のことを踏まえると、このような帰着問題の分析を取り扱う場合には、まず利害関係者の立場・状況やそこで採られる可能性のある行動をよく鑑みて考察し、データや情報の収集能力を高め、なおかつ、より精緻な計量経済学的手法を用いて分析を行っていく必要があると考える。更にはデータから物を言わずことに限界があれば、アンケート調査やヒアリングなどの実地調査に動いてみることも重要であるだろう。

## V まとめ

最後に、今までの分析を振り返って考察を加え、本稿の結びとしたい。これまでの結果からは、産業や企業によっては、賃金水準についてはともかくとして、育児休業を取得しやすく、その分労務コストがかかる女性正規労働者の雇用を当初から減らす可能性が指摘できる。

育児休業を取得する労働者について、仮に企業側が休業取得後の当該労働者の賃金プロフィールを下方に変更することを明示することで、企業が代替要員の確保などで負担したコストを本人に全て帰着させることが可能であれば、そもそも労働市場に歪みは生じない。もし企業にとってそのような手段が取りにくい、または育児休業を取得したことを理由に不利益扱いことをすることになり法律的に許されない、というのが現状であるなら、上に述べたのと繰り返しになるが、分析結果が示すように産業や企業によっては労務コストがかかる女性正規労働者の雇用を当初から減らす可能性がある。そのような状況は、(1)男性労働者については雇用の代替による便益を受け、(2)育児休業を取得しなかった女性労働者は一方的に不利益を受ける、という労働市場の歪みをもたらすため、望ましい状況とは言えない。

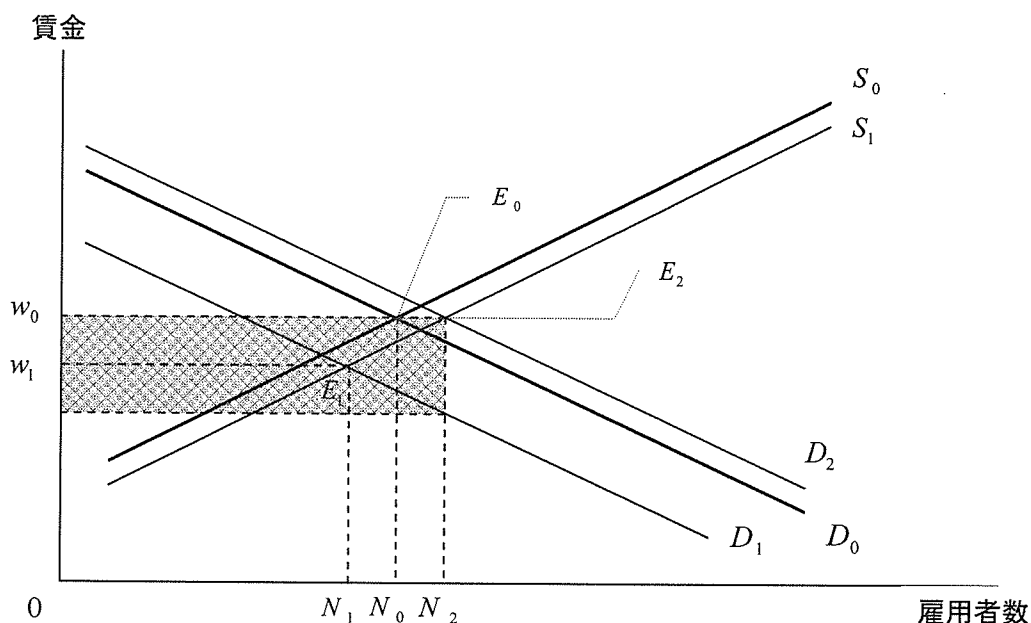
このような状況を改善するためには、政府が企業に積極的に補助金を与えるのが有効である。そのことを図 3 を用いて示す。

図 3 より、育児休業法適用前が需要曲線  $D_0$ 、供給曲線  $S_0$  であり、育児休業法適用後が需要曲線  $D_1$  (需要減少分は男性労働需要や非正規労働需要へシフト)、供給曲線  $S_1$  (育児休業制度の整備が女性労働供給を促進) である。

ここで、政府の政策のゴールは企業に対する育児休業法規制・監督、および育児休業法施行前の賃金水準  $w_0$  の維持、即ち  $E_2$  の達成であると考えられる。しかし、実際は産業や企業によっては  $E_1$  のような点が実現している可能性がある。

よって、 $E_2$  を達成するために、政府は企業に積極的に補助金を与えるべきであり、その額は図の色つき面積分となる。ただし、実際には企業や育児休業を取得した労働者を含めてコストシェアリングを図るのが望ましいと思われる。なぜなら、企業にとっては従業員

図3. 育児休業法規制と女性労働市場



のワーク・ライフ・バランスを配慮した経営戦略が社会的責任という側面から求められてきているし、育児休業を取得した労働者は、その間に企業に代替要員の確保などの調整コストを負担させているためである。そのため、政府は補助金を与えるにも、そのような企業側のインセンティブを阻害しないように工夫する必要がある。例えば、育児休業取得者の数に比例して補助金を与えたり、育児休業制度の利用者が多い企業については積極的に評価を行い、社会的責任投資の一環から資金調達をより容易にさせたりすることが挙げられる。または企業側の取り組みを促進する方法として、どの企業で全体でどれだけの人数が育児休業制度を利用してどれだけの給付を得たか、といった情報を開示することも効果があると思われる。

その他の育児休業制度に関わる問題として、育児休業を取得する人に所得稼得能力の高い人が多いことが、阿部(2005)で明らかにされている。このことは、育児休業給付制度との関連で考えると、継続就業が可能で育児休業を取得できるような「幸運な女性」に対して雇用保険から育児休業給付金などの援助がされているのに対し、自営業者や無業者、及び育児休業を取得せずに子育てをする人は援助がない点で、垂直的公平性が保たれていない点を指摘できる。また、継続就業はできないが再度就業したいと考えている女性に対する援助は労働市場政策として見当たらないのが現状で、継続就業を前提としている現在の両立支援策を見直していく必要があると考える。

また、そもそも、仮に男性労働者と女性労働者が育児休業を取得する割合で等しい状況が実現している社会があるとすれば、男性労働者と女性労働者が企業サイドでより同一視され、女性労働市場に歪みが発生しにくくなるわけであり、その観点からして、男性労働者が育児休業を取得しやすい環境を整備することも重要である。<sup>11</sup>このことは、男性の仕事

<sup>11</sup> 「平成 17 年度女性雇用管理基本調査」(厚生労働省)によると、育児休業取得率について、女性は 72.3%

と家庭の両立支援ニーズが高まっている背景からも後押しされるべきだろう。実際、「平成15年版男女共同参画白書」(内閣府)の「男性の望ましい生き方(男性回答)」のアンケートでは、世代が若くなるほど「仕事に専念」より、「仕事の家庭の両立」を望む結果(男性20代では55%)が出ている。また、2003年の「育児と仕事の両立に関する調査」(日本労働研究機構)の中の「仕事と育児の両立」について、「仕事の影響があり、育児に満足できていない」という男性従業員の回答は多く、特に、妻が無職の男性従業員では39.9%にもなる。そのため、政府の立場から、スウェーデンの「パパの月」やノルウェーの「パパ・クオータ」のような、ある種強制的なやり方で男性労働者に休業を割り当てる制度を政策設計することも一考に値すると思われる。

もう一方のやり方として、根本的に男性労働者に比べて出産リスクが存在するために継続就業や人的資本形成で不利な女性について、企業自らが工夫をこらして女性活躍支援のためのポジティブ・アクション施策などを行うのも有効である。これは、グローバル企業としての競争力強化を目指す企業や、CSRを重視する企業にとって望ましい効果を上げると考えられる。実際に、仕事と育児の両立を達成し活躍している女性労働者の姿が他の女性労働者にとって身近なロールモデルとなっている企業では、全体の女性労働者に関して仕事に対するモチベーションが高まるため、生産性が向上していると考えられる。そのため、政府は企業が女性活用を行うようなプランを具体的に策定して実行するように、積極的に働きかけを行ったり、そのような企業を表彰するべきであろう。

結局のところ、育児休業制度が根本的に抱える問題は、雇用主・労働者・政府との間のコストシェアリングをどのように組み合わせべきか、という問題に帰結する。育児休業制度がもたらすコストを女性労働者や企業だけでなく、政府を含めて社会全体で負担する視点が必要である。そういう社会が実現すれば、男性と女性が労働力としてより同質化し、双方にとって育児休業が取得しやすいものになり、多くの女性労働者にとっても継続就業への道が開けることになる。そうなれば、女性の労働力率も高まると共に、女性も男性同様に企業に献身してより高い生産性を発揮することになるであろう。また、わが国の出生率の向上や生まれてきた子どもの厚生の向上にも、一定の貢献が見込まれると思われる。

## 謝 辞

本研究は、一橋大学政策大学院の公共経済プログラムで行われるカリキュラムの一つであるコンサルティング・プロジェクトの成果であり、受入機関である国立社会保障・人口問題研究所のご協力にはこの場を借りて感謝の意を表したいと思います。また、この研究を完成させるにあたり、担当して頂いた大石亜希子先生(千葉大学法経学部)には構成から執筆にかけて多大なご協力を得ました。また、山重慎二先生(一橋大学)をはじめとする政策大学院の先生方にも大変お世話になりました。以上の諸先生方には謹んでお礼を申し上げます。

なお、当然のことながら、本稿に残された誤りは筆者に帰属致します。

---

なのに対し、男性は0.50%であり、男性の取得率が著しく低いことが言える。

<参考文献>

- Christopher J. Ruhm(1998) “The Economic Consequences of Parental Leave Mandates: Lessons from Europe”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.113, No.1, pp.285-317.
- Gruber, J. (1994) “The Incidence of Mandated Maternity Benefits”, *American Economic Review*, Vol. 84, No.3, pp.621-641.
- World Bank (2004) “Labor market regulations for women: are they beneficial?”, PREMnotes, No.94.
- 阿部正浩 (2005) 「誰が育児休業を取得するのか—育児休業制度普及の問題点—」 国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会, pp.243-264.
- 岩本康志・濱秋純哉(2006) 「社会保険料の帰着分析—経済学的考察—」『季刊社会保障研究』第42巻第3号, pp.204-218.
- 大竹文雄(1999) 「雇用政策に経済学的発想を」『労働統計調査月報』601号
- 太田聰一(2004) 「社会保険料の事業主負担は本当に「事業主負担」なのか」『日本労働研究雑誌』第525号, pp.10-13.
- 児玉直美(2004) 「女性活用は企業業績を高めるか」『日本労働研究雑誌』第525号, pp.38-41.
- 酒井正(2006) 「社会保険の事業主負担が企業の雇用戦略に及ぼす様々な影響」『季刊社会保障研究』第42巻第3号, pp.235-248.
- 佐藤博樹、武石恵美子(2004) 『男性の育児休業 社員のニーズ、会社のメリット』中公新書
- 滋野由紀子・大日康史(1998) 「育児休業制度の女性の結婚と就業継続への影響」『日本労働研究雑誌』第459号, pp.39-49
- 森田陽子・金子能宏(1998) 「育児休業制度の普及と女性雇用者の勤続年数」『日本労働研究雑誌』第459号, pp.50-62.
- 森田陽子 (2003) 「育児休業法と女性労働」橘木俊詔・金子能宏編『企業福祉の制度改革』東洋経済新報社, pp.87-107.
- 森田陽子 (2005) 「育児休業法の規制的側面—労働需要への影響に関する試論」『日本労働研究雑誌』第536号, pp.123-136.
- 脇坂明(2002) 「育児休業制度が職場で利用されるための条件と課題」『日本労働研究雑誌』第503号, pp.4-14.



表 10. 全産業に占める各産業の女性被保険者の割合の推移

(%)

産業分類	年度					
	1986年	1989年	1992年	1995年	1998年	2001年
A 農業	0.173	0.170	0.159	0.163	0.172	0.188
B 林業	0.056	0.048	0.039	0.037	0.033	0.031
C 漁業	0.045	0.041	0.039	0.037	0.029	0.026
D 鉱業	0.137	0.112	0.096	0.091	0.077	0.069
金属鉱業	0.018	0.014	0.014	0.013	0.011	0.010
石炭・亜炭鉱業	0.022	0.013	0.007	0.005	0.004	0.003
E 建設業	3.088	3.165	3.387	3.547	3.252	2.941
F 製造業	35.470	33.331	30.922	27.844	25.357	22.924
食品・飲料・たばこ・飼料	4.517	4.416	4.141	4.310	4.268	4.214
繊維工業	2.758	2.291	1.823	1.437	1.094	0.807
衣服・その他の繊維製品	4.085	4.132	3.697	3.090	2.524	1.965
木材・木製品	0.832	0.735	0.598	0.522	0.423	0.349
家具・装備品	0.400	0.398	0.364	0.328	0.277	0.222
パルプ・紙・紙加工品	0.721	0.681	0.626	0.589	0.539	0.497
出版・印刷・同関連産業	1.442	1.480	1.547	1.496	1.430	1.374
化学工業	1.770	1.669	1.621	1.537	1.419	1.362
石油製品・石炭製品	0.088	0.078	0.074	0.068	0.057	0.049
ゴム製品	0.491	0.452	0.418	0.351	0.301	0.273
なめし革・同製品・毛皮	0.196	0.192	0.182	0.159	0.128	0.107
窯業・土石製品	1.068	0.957	0.862	0.780	0.684	0.587
鉄鋼業	0.394	0.344	0.328	0.295	0.256	0.228
非鉄金属	0.360	0.354	0.346	0.308	0.277	0.247
金属製品	2.047	1.957	1.875	1.692	1.529	1.373
一般機械器具	1.635	1.610	1.631	1.473	1.424	1.307
電気機械器具	8.027	7.338	6.703	5.697	5.224	4.626
輸送用機械器具	1.637	1.555	1.585	1.470	1.368	1.330
精密機械器具	1.255	1.096	0.960	0.789	0.751	0.677
武器	0.014	0.010	0.009	0.005	0.004	0.004
その他の製造業	1.734	1.587	1.535	1.449	1.381	1.327
G 電気・ガス・熱供給・水道業	0.330	0.312	0.293	0.315	0.303	0.284
H 運輸・通信業	3.279	3.238	3.337	3.396	3.524	3.426
I 卸売・小売業、飲食店	22.273	22.493	23.225	23.578	23.657	21.998
J・K 金融・保険、不動産	7.398	7.468	7.193	6.783	6.071	5.853
L サービス業	26.914	28.654	30.181	32.778	35.749	40.391
M 公務	0.820	0.951	1.108	1.410	1.749	1.837
N 分類不能	0.017	0.017	0.020	0.021	0.026	0.032
計(A+B+C+...+N)	100	100	100	100	100	100

注:「雇用保険事業年報」(厚生労働省)より作成。

表 11. 各産業における女性被保険者割合の推移

(%)

産業分類	年度					
	1986年	1989年	1992年	1995年	1998年	2001年
A 農業	39.1	38.1	38.2	38.0	38.2	37.1
B 林業	24.8	23.2	21.7	20.3	19.6	17.4
C 漁業	28.6	26.8	28.0	27.7	25.3	23.5
D 鉱業	12.8	13.9	14.9	15.4	15.2	14.7
金属鉱業	13.3	15.3	17.6	18.2	16.0	14.6
石炭・亜炭鉱業	7.3	9.0	8.1	7.9	9.4	10.3
E 建設業	13.7	13.9	15.1	14.8	14.0	12.8
F 製造業	30.8	30.6	30.8	30.0	29.3	27.1
食品・飲料・たばこ・飼料	43.6	44.1	45.1	46.3	47.2	45.8
繊維工業	53.5	52.0	51.2	50.1	48.3	44.1
衣服・その他の繊維製品	79.0	79.2	79.3	79.4	79.0	77.3
木材・木製品	28.1	27.3	27.3	26.6	25.6	23.6
家具・装備品	25.9	25.8	26.2	25.6	24.8	23.0
パルプ・紙・紙加工品	27.7	27.4	27.9	27.5	26.7	25.0
出版・印刷・同関連産業	25.2	26.1	28.6	28.8	28.6	27.4
化学工業	23.1	23.0	24.0	24.0	23.6	22.6
石油製品・石炭製品	14.3	14.5	15.1	14.4	13.1	12.0
ゴム製品	27.5	27.1	27.4	26.8	26.4	24.8
なめし革・同製品・毛皮	43.0	43.5	45.0	45.1	44.6	42.9
窯業・土石製品	23.7	22.9	23.0	22.1	21.3	19.6
鉄鋼業	9.0	9.1	10.0	10.0	10.0	9.6
非鉄金属	18.2	19.2	19.8	19.2	18.5	16.9
金属製品	21.7	21.8	22.7	22.6	22.1	20.7
一般機械器具	16.4	17.0	18.1	17.6	17.5	16.2
電気機械器具	38.3	36.3	35.0	32.5	31.1	27.8
輸送用機械器具	14.4	14.8	16.0	15.6	15.2	14.5
精密機械器具	35.4	34.0	33.2	31.4	31.8	28.8
武器	30.7	25.9	25.9	27.4	26.4	27.3
その他の製造業	35.2	34.4	35.1	34.8	34.6	32.6
G 電気・ガス・熱供給・水道業	13.1	13.5	14.0	14.6	14.6	13.4
H 運輸・通信業	12.3	11.6	12.9	13.4	14.3	13.5
I 卸売・小売業、飲食店	35.1	35.6	37.9	38.7	39.7	37.3
J・K 金融・保険、不動産	40.5	41.1	42.3	42.0	40.7	39.5
L サービス業	47.4	47.3	48.4	49.8	50.6	50.0
M 公務	62.8	62.2	66.2	69.5	71.9	73.0
N 分類不能	31.2	28.8	30.6	35.8	36.3	38.2
産業計	32.4	32.6	34.0	34.4	35.0	34.1

注:「雇用保険事業年報」(厚生労働省)より作成。

### Ⅲ 地方自治体の少子化対策に関する効果研究

分担研究者 中 嶋 和 夫（岡山県立大学保健福祉学部）  
佐々井 司（国立社会保障・人口問題研究所）

研究協力者 新 谷 由里子（武蔵野大学）  
矢 嶋 裕 樹（岡山大学大学院：オブザーバー）  
唐 軼 斐（岡山県立大学大学院：オブザーバー）  
桐 野 匡 史（岡山県立大学大学院：オブザーバー）

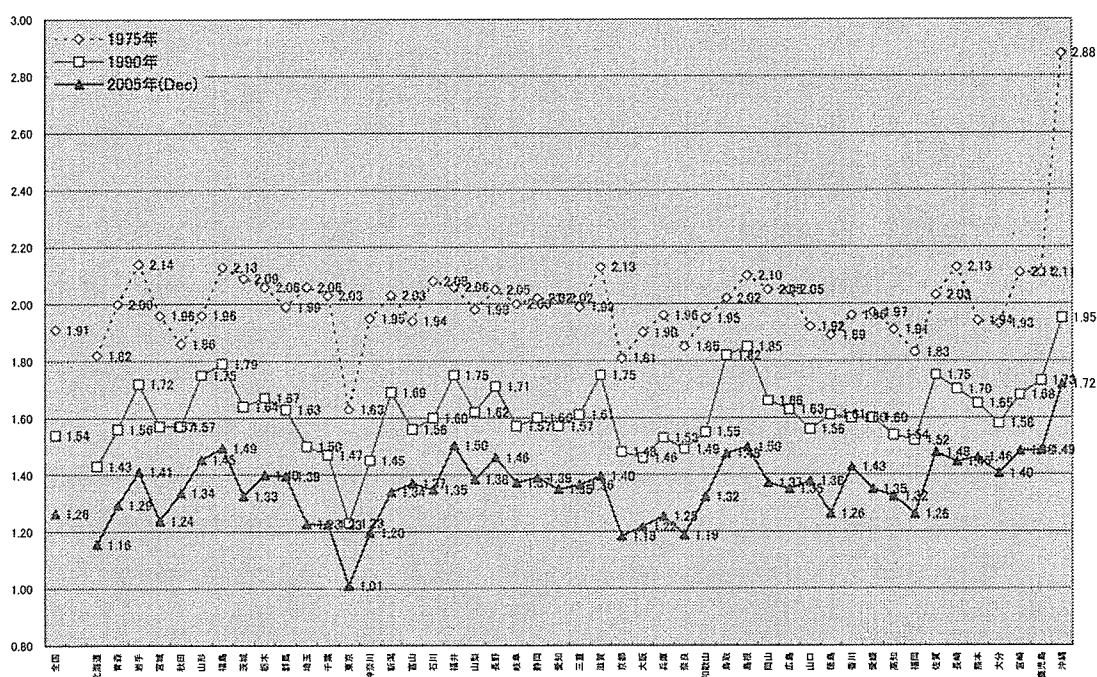
## 第一章 地域少子化対策の評価・効果の研究

# 1. 都道府県別にみた出生率変化の要因分析

佐々井 司

日本の出生力は長期にわたり低下を続け、今日の合計特殊出生率は過去最低の水準1.26（2005年）に達した。長期にわたる出生率の低迷によって人口構造の少子高齢化が進行すると同時に、日本の人口は中長期的な減少基調に入っている。わが国の出生率は、1970年代前半まで人口置換水準を保っていたが、出生率はその後全国的に低下を続け、1990年代以降は置換レベルにある自治体は都道府県からは消滅し、2005年には最も高い沖縄県で1.72、最低の東京都で1.01となった（図1）。

図1 都道府県別にみた合計特殊出生率の推移



出典：厚生労働省大臣官房統計情報部『人口動態統計』より作成

このような地域間にみられる出生率の格差、および出生率変化の背景にはさまざまな社会経済的要因が存在する。少子化の流れを変えるための諸施策の導入には、それらの要因の解明が不可欠であることは言うまでもない。

女性の高学歴化、機会費用の上昇、それらの変化と相容れなくなった労働市場、雇用慣行、税・保険制度、家庭内役割分業、さらには子どもを育てる環境の変化と保育サー

ビスのミスマッチ、また近年においては、景気低迷下での若年層の就職難や不安定雇用が結婚、出産を困難にしているといった分析結果もみられる。本稿では、都道府県別の出生率変動を結婚行動と夫婦の出生行動とに分解し、それぞれの地域特性と相互の関連について考察する。さらに、若年人口の動向と出生率変化の関連について、人口統計学的な実証分析をおこなうことにする。

出生率の水準および変化の動向を考察する際には、その指標の特性を十分に理解したうえで解釈をおこなわなければミスリードを生じる恐れがある。出生率水準の地域間格差、あるいは同一地域における出生率の時系列変化が人口統計的にはどのように説明ができるのか、さらには、その結果から導き出せる地域間出生力格差、あるいは出生率変動の本質的な意味を明らかにすることが、有効な少子化対策の第一歩であると考えている。

以下の章では主として、人口動態統計の母の年齢別、出生順位別の出生数、国勢調査の年齢別、婚姻関係別の人口統計を用いて、分析を行った。

## 1. 都道府県別にみた出生率動向とその特徴（表1、図2、図3）

日本の出生率が低下するなか、各都道府県別にみた合計特殊出生率もほぼ一貫して低下している。しかし、戦前から戦後高度経済成長期前までは東北の各都道府県、北海道などの出生率の高さが際立っていた。出生率の高い県では6を上回っており、逆に最も低い東京や関西圏の都道府県でも3前後を保っており、全体的には、東高西低の傾向がみられた。そして、高度経済成長期に入ると全国の出生率も置き換え水準前後で安定し、各都道府県でも置き換え水準を上回る地域と下回る地域で2分されはじめ、出生率の低下の度合いが少なかった長崎県や鹿児島県といった地域の出生率が相対的に高くなった。さらに、高度経済成長期の後半には、富山県、北海道、秋田県をはじめとする東北地方が相対的に低くなり、逆に埼玉県、千葉県、栃木県、茨城県といった東京周辺県の出生率が相対的に高くなっている。しかし、高度成長が終わる1970年代中盤以降は、徐々に大都市圏における低出生率が顕著になり、1980年の半ばからは都道府県間の出生水準の順位はほぼ固定化したまま、一様に低下が続いている。ただし、2000年以降、いくつかの都道府県において出生率の一時的な上昇がみられる。それら短期的変動の背景にある要因に関しては、社会経済的要因に加えて、出生率指標のもととなる出生数や年齢別人口等のデータ自体の性格を十分に検討する必要があると考える。

表1 都道府県別合計特殊出生率：1925～2005年

ID	都道府県	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2001年	2002年	2003年	2004年	2005年
0	全国	3.65	2.00	2.13	1.75	1.54	1.36	1.33	1.32	1.29	1.29	1.26
1	北海道	4.59	2.17	1.93	1.64	1.43	1.33	1.21	1.22	1.20	1.19	1.16
2	青森	4.81	2.48	2.25	1.85	1.56	1.47	1.47	1.44	1.35	1.35	1.29
3	岩手	4.48	2.30	2.11	1.85	1.72	1.56	1.52	1.50	1.45	1.43	1.41
4	宮城	4.29	2.13	2.06	1.86	1.57	1.39	1.33	1.31	1.27	1.24	1.24
5	秋田	4.31	2.09	1.88	1.79	1.57	1.45	1.40	1.37	1.31	1.30	1.34
6	山形	3.93	2.04	1.98	1.93	1.75	1.62	1.58	1.54	1.49	1.47	1.45
7	福島	4.47	2.42	2.16	1.99	1.79	1.65	1.60	1.57	1.54	1.51	1.49
8	茨城	4.02	2.31	2.30	1.87	1.64	1.47	1.40	1.38	1.34	1.33	1.33
9	栃木	4.14	2.22	2.21	1.86	1.67	1.49	1.43	1.40	1.33	1.37	1.40
10	群馬	3.80	2.03	2.16	1.81	1.63	1.51	1.42	1.41	1.38	1.35	1.39
11	埼玉	3.92	2.16	2.35	1.73	1.50	1.30	1.24	1.23	1.21	1.20	1.23
12	千葉	3.59	2.13	2.28	1.74	1.47	1.30	1.24	1.24	1.20	1.22	1.23
13	東京	2.73	1.70	1.96	1.44	1.23	1.07	1.00	1.02	1.00	1.01	1.01
14	神奈川	3.25	1.89	2.23	1.70	1.45	1.28	1.22	1.22	1.21	1.20	1.20
15	新潟	3.93	2.13	2.10	1.86	1.69	1.51	1.45	1.38	1.34	1.34	1.34
16	富山	3.57	1.91	1.94	1.77	1.56	1.45	1.40	1.41	1.35	1.37	1.37
17	石川	3.56	2.05	2.07	1.67	1.60	1.45	1.40	1.37	1.38	1.35	1.35
18	福井	3.65	2.17	2.10	1.93	1.75	1.60	1.52	1.51	1.47	1.45	1.50
19	山梨	3.71	2.16	2.20	1.76	1.62	1.51	1.42	1.39	1.37	1.36	1.38
20	長野	3.25	1.94	2.09	1.89	1.71	1.59	1.50	1.47	1.44	1.42	1.46
21	岐阜	3.55	2.04	2.12	1.80	1.57	1.47	1.37	1.38	1.36	1.31	1.37
22	静岡	3.74	2.11	2.12	1.80	1.60	1.47	1.40	1.41	1.37	1.37	1.39
23	愛知	3.27	1.99	2.19	1.81	1.57	1.44	1.36	1.34	1.32	1.34	1.35
24	三重	3.33	1.95	2.04	1.82	1.61	1.48	1.38	1.40	1.35	1.34	1.36
25	滋賀	3.29	2.02	2.19	1.96	1.75	1.53	1.46	1.44	1.41	1.41	1.40
26	京都	2.80	1.72	2.02	1.67	1.48	1.28	1.20	1.17	1.15	1.14	1.18
27	大阪	2.57	1.81	2.17	1.67	1.46	1.31	1.24	1.22	1.20	1.20	1.22
28	兵庫	3.08	1.90	2.12	1.76	1.53	1.38	1.29	1.29	1.25	1.24	1.25
29	奈良	3.06	1.87	2.08	1.70	1.49	1.30	1.22	1.21	1.19	1.16	1.19
30	和歌山	3.09	1.95	2.10	1.80	1.55	1.45	1.41	1.35	1.32	1.28	1.32
31	鳥取	3.46	2.05	1.96	1.93	1.82	1.62	1.56	1.51	1.53	1.50	1.43
32	島根	3.87	2.13	2.02	2.01	1.85	1.65	1.60	1.52	1.48	1.48	1.50
33	岡山	3.18	1.89	2.03	1.66	1.68	1.51	1.46	1.44	1.38	1.38	1.37
34	広島	3.22	1.92	2.07	1.84	1.63	1.41	1.37	1.34	1.34	1.33	1.35
35	山口	3.62	1.92	1.98	1.79	1.56	1.47	1.43	1.41	1.36	1.36	1.38
36	徳島	3.97	2.02	1.97	1.76	1.61	1.45	1.39	1.36	1.32	1.31	1.26
37	香川	3.36	1.84	1.97	1.82	1.60	1.53	1.43	1.46	1.42	1.43	1.43
38	愛媛	4.03	2.10	2.02	1.79	1.60	1.45	1.40	1.35	1.36	1.33	1.35
39	高知	3.39	1.94	1.97	1.64	1.54	1.45	1.42	1.38	1.34	1.30	1.32
40	福岡	3.91	1.92	1.95	1.74	1.52	1.36	1.31	1.29	1.25	1.25	1.26
41	佐賀	4.28	2.35	2.13	1.93	1.75	1.67	1.62	1.56	1.51	1.49	1.43
42	長崎	4.49	2.72	2.33	1.87	1.70	1.57	1.52	1.48	1.45	1.46	1.45
43	熊本	4.06	2.25	1.98	1.83	1.65	1.56	1.52	1.50	1.48	1.47	1.46
44	大分	3.90	2.05	1.97	1.82	1.58	1.51	1.48	1.42	1.41	1.40	1.40
45	宮崎	4.35	2.43	2.15	1.83	1.63	1.62	1.60	1.56	1.49	1.52	1.49
46	鹿児島	4.19	2.66	2.21	1.95	1.73	1.58	1.53	1.52	1.49	1.47	1.49
47	沖縄				2.38	1.95	1.82	1.63	1.76	1.72	1.72	1.72

出典：厚生労働省大臣官房統計情報部『人口動態統計』より作成

図2 1965-1980 TFR の相関

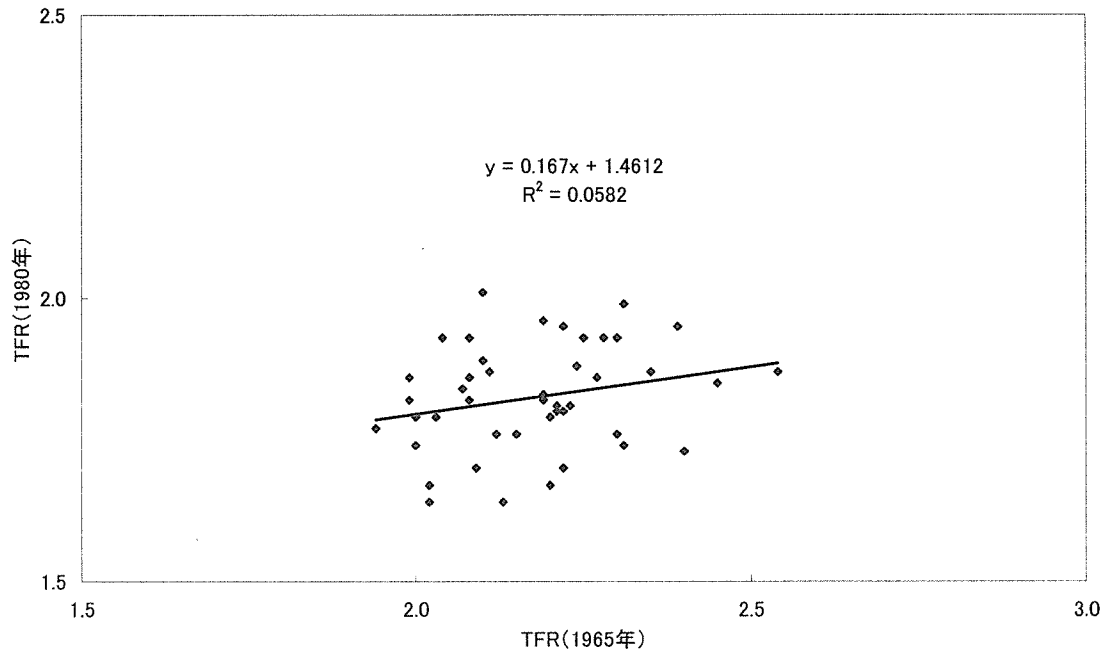
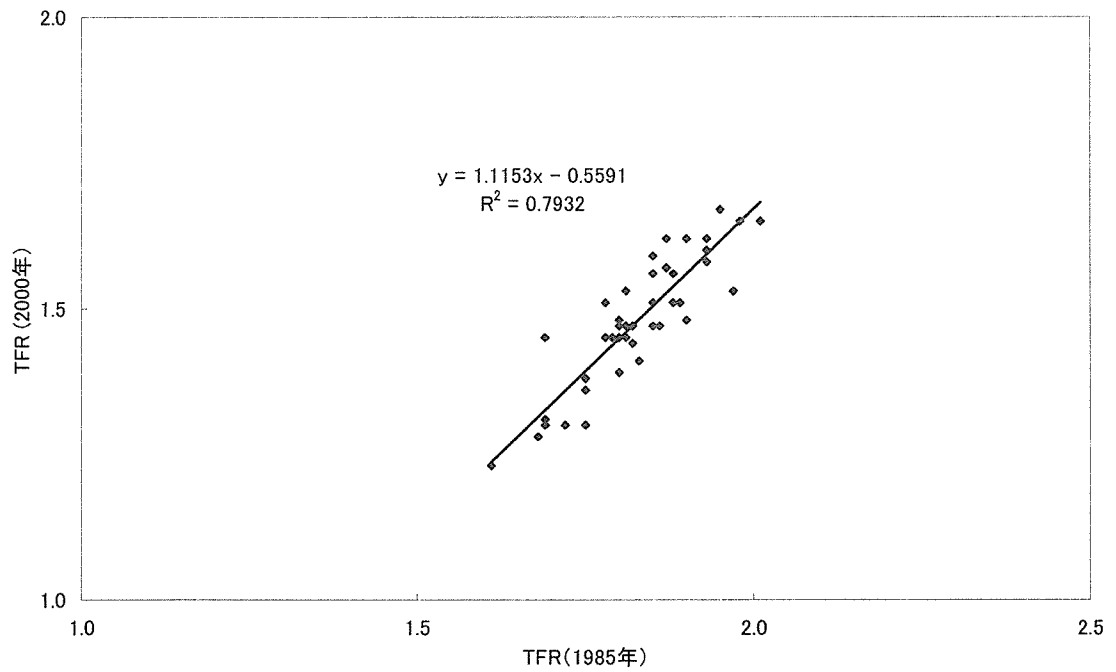


図3 1985-2000 TFR の相関





## 2. 有配偶者割合と有配偶出生率

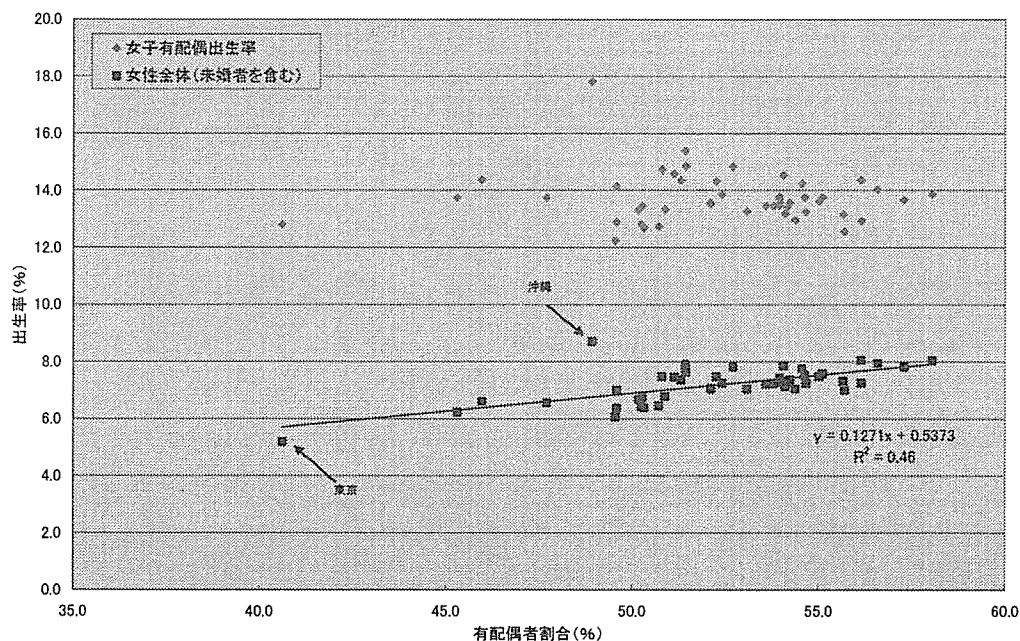
都道府県別出生率を分析するにあたり、出生力を表す代表的指標である合計特殊出生率（Total Fertility Rate）を、女子の有配偶者割合と有配偶出生率という2つの人口学的要因に分解する。

人口学的にみれば、出生率変動の最大要因は晩婚化・未婚化にみられ、とりわけ若年人口の結婚動向が出生率に直接的な影響を及ぼしている。都道府県別に出生率の水準、あるいは変化のパターンを詳細に考察すると、それぞれにおいて特徴がみられる。

わが国の場合、毎年非嫡出生（婚姻届を出していない女性からの出生）は、総出生数の2%以下と極めて低いことから、出生のほとんどが結婚を前提として生じているとみなすことが可能で（昨今婚前妊娠にもとづく出生の増加が観察されるが、統計的には依然として結婚している女性からの出生として集計される）、それゆえ有配偶者割合と有配偶出生率という2つの要因への分解が出生率を理解する上での一助となる。結婚と出生の関係は極めて密接である。換言すれば、未婚者割合が高く有配偶者の割合が低い地域においては、基本的に出生率が低くなる可能性が高くなる。逆に、有配偶者割合の高い地域においては、出生率は高くなる傾向がある。その傾向が1980年代以降

そのうえで、結婚している夫婦から生じる出生の発生はどのような状況にあるのかを考察するための指標として有配偶出生率が用いられる。有配偶出生率の水準にみられる地域間格差、あるいは時系列的变化は、結婚している夫婦の出生意欲、子育て環境、地域特性等を説明するうえで極めて重要な参考値となる。

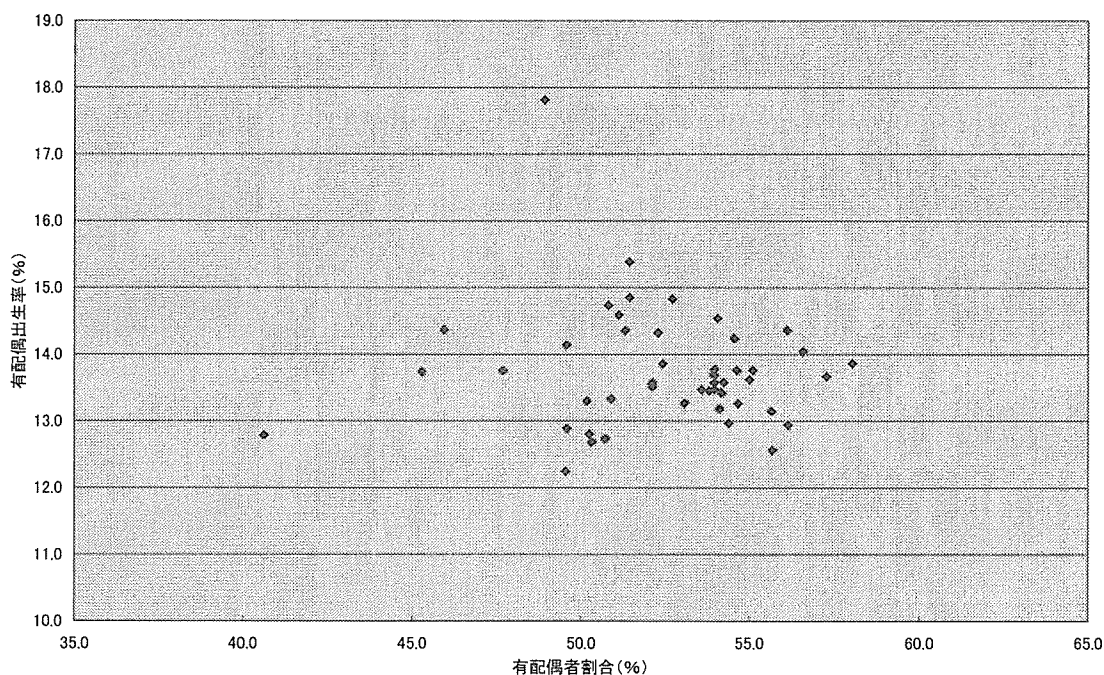
図4 都道府県別にみた女子有配偶者割合と有配偶出生率（20～39歳）2000年



まず、出生率と有配偶者割合との関係を見てみよう。上の図4から分かるとおり、出生率と女子の有配偶者割合の相関係数は0.46であり、都道府県別の出生率の格差は有配偶者割合によってほぼ50%が説明できる（外れ地である東京都と沖縄県を除けば、相関係数は $R^2 = 0.5243$ とさらに高くなる）。すなわち、女子人口に占める有配偶人口の割合が高いほど、出生率も高くなる傾向がみられる。

しかし、都道府県にみられる出生率格差のその他半分は結婚以外の要因、つまり有配偶出生率の格差によって生じている。ただし、出生率と有配偶出生率の間には明確な相関関係はみられない。有配偶者割合と有配偶出生率の間にも関係があるとは言い難い（図5）。有配偶出生率は結婚要因の影響をほとんど受けておらず、すなわち夫婦の出生行動は地域女子人口の婚姻状況とは独立していることが示唆される。

図5 女子有配偶者割合と有配偶出生率の相関関係（20～39歳）2000年



では、有配偶出生率には都道府県間の明確な格差がみられるであろうか。

図6は都道府県別にみた有配偶出生率である。上述したとおり、有配偶出生率は地域の有配偶者割合にほとんど影響を受けていないことが観測される。

同じ図6に示した有配偶者割合は、東京都、京都府、福岡県、大阪府、奈良県の順で低くなっている。逆に有配偶者割合が高いのは、東北地方、北陸・中部地方、中国・四国地方に属する都道府県が目立つ。突出した都道府県はないものの、福井県、山形県、福島県などの順で有配偶者割合が高くなっている。

全国で最も出生率の低い東京都は、有配偶者割合が最も低いうえに有配偶出生率も下

位から5番目の低さである。出生率の最も高い沖縄県は有配偶者割合が全国平均を下回っているにもかかわらず、有配偶出生率が逆に全国平均を大きく上回っている。

有配偶出生率では、沖縄県、福岡県を除く九州、長野県などの高さが目立つ。逆に、北海道、秋田県、東京圏などが顕著に低くなっている。

注：図4から図8に用いた女子有配偶者割合、有配偶出生率は以下の通り。

$$(\text{女子有配偶者割合}) = (\text{女子 20-39 歳有配偶人口総数}) / (\text{女子 20-39 歳総人口})$$

$$(\text{有配偶出生率}) = (\text{出生時の母親の年齢 20-39 歳の出生総数}) / (\text{20-39 歳有配偶人口総数})$$

また、図9、図10に用いた変化量の2時点間の出生率変化量の要因分解は以下の手法で行った。

各都道府県における、x年における年齢5歳階級jの出生率を $F_{jx}$ とする。

$$\begin{aligned} \sum_5 F_{x+5} - \sum_5 F_x &= \sum \sum_5 MF_{jx+5} \cdot MR_{jx+5} - \sum \sum_5 MF_{jx} \cdot MR_{jx} \\ &= 5 \sum \sum (MF_{jx+5} \cdot MR_{jx+5} - MF_{jx} \cdot MR_{jx}) \\ &= 5 \sum \sum ((0.5 \cdot (MF_{jx+5} + MF_{jx}) (MR_{jx+5} - MR_{jx}) \\ &\quad + 0.5 \cdot (MR_{jx+5} + MR_{jx}) (MF_{jx+5} - MF_{jx})) \\ &= 5 \sum \sum 0.5 \cdot (MF_{jx+5} + MF_{jx}) (MR_{jx+5} - MR_{jx}) \\ &\quad \uparrow \text{有配偶者割合の変化料} \\ &\quad + 5 \sum \sum 0.5 \cdot (MR_{jx+5} + MR_{jx}) (MF_{jx+5} - MF_{jx}) \\ &\quad \uparrow \text{有配偶出生率の変化料} \end{aligned}$$

$MF_{jx}$  : x年において年齢階級jの有配偶出生率

$MR_{jx}$  : x年において年齢階級jの有配偶者割合

j は、20-24歳から35-39歳までを用いた。

図6 都道府県別にみた女子有配偶者割合と有配偶出生率(20~39歳) 2000年

