

歳以降では、1995年が高くなっている。21歳未満における上昇は、しかしながら合計特殊出生率にはほとんど意味をもたない。なぜなら、それらの年齢層で結婚している人々が少ないためである。23歳以上では、出産の先送り現象として見る事ができる。したがって、年齢別有配偶出生率のパターンに変化はあるものの比較的安定的と見なすことができる。

一方、年齢別有配偶率は、明確な変化を示している。すなわち、20歳代と30歳代前半の顕著な割合の低下であり、分布の年齢軸に沿った右側方向へのシフトである。25歳の有配偶率は、約66%から約33%への半減し、30歳でも約88%から70%へと大きく減少した。その結果、年齢別出生率の年齢分布は、20歳代半ばの頻度が大きく縮小し、代わって30歳代前後を中心とする年齢層で出生率が上昇するという変化を示している（図4-3参照）。

年次間の合計特殊出生率の変化を、有配偶出生率と有配偶率の変化のそれぞれに要因分解する手法を用いて、それぞれの要因の影響度をみることにしよう。表1の結果が示すように、1970年から1980年の合計特殊出生率低下に対して、約6割が有配偶率の変化によってもたらされ、有配偶出生率の低下によって残りの4割の出生率低下がもたらされた。ところが、1980年から1990年の合計特殊出生率低下に対しては、全体の低下が0.20の低下であるのに対して、配偶率の低下は0.36と、全体の低下以上に大きな低下を示していた。逆に有配偶出生率は、20歳代では出生率の低下を示すマイナスであったが、全体の寄与率は0.16と合計特殊出生率の増加に寄与した。そして結果的に合計特殊出生率は0.2の低下にとどまったことを示している。このような効果の現れ方は、1990

図4-1. 有配偶年齢別出生率、1975年と1995年

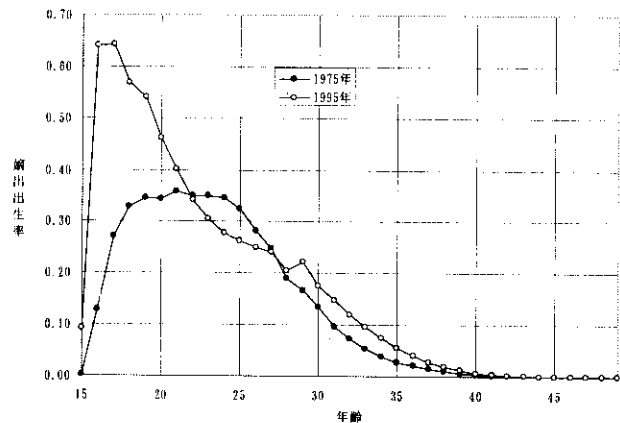


図4-2. 年齢別有配偶人口構成割合、1975年と1995年

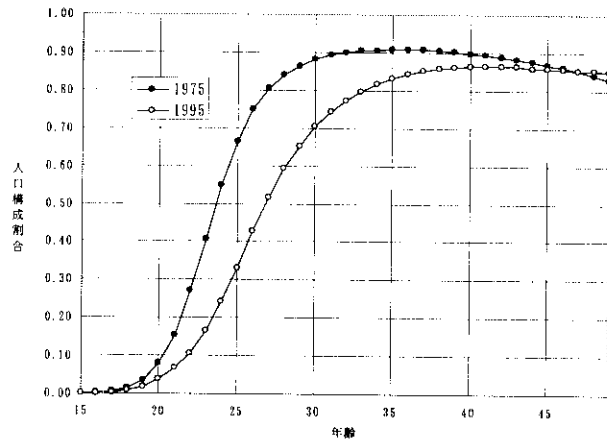
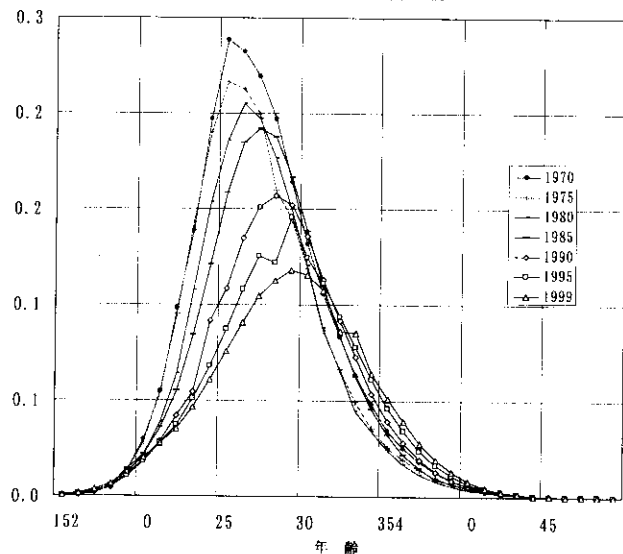


図4-3. 年齢別出生率の年次比較



年から 1999 年もほぼ同様である。したがって、少なくとも 1980 年代以降の合計特殊出生率低下は、結婚の変化によってその相当大きな部分がもたらされたことを意味している。一方、30 歳代の有配偶出生率にみられるプラスの効果は、「夫婦が子どもを産むようになった。あるいは夫婦の出生率は低下していない。」ということ

表1. 合計特殊出生率変化の要素分解: 1970年～99年

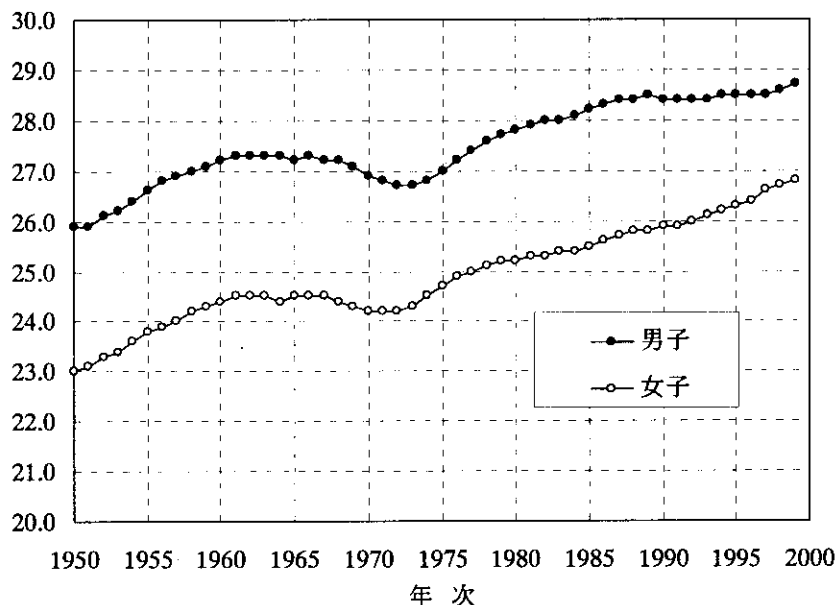
年次	1970年	～	1980年	～	1990年	～	1999年
合計特殊出生率	2.13	→	1.75	→	1.54	→	1.35
年次間変化	-0.39		-0.20		-0.19		
	有配偶率の変化による影響						
年齢合計	-0.24		-0.36		-0.24		
15～19歳	-0.01		-0.01		0.01		
20～24歳	-0.14		-0.13		-0.05		
25～29歳	-0.09		-0.20		-0.14		
30～34歳	-0.01		-0.03		-0.06		
35歳以上	0.00		0.00		0.00		
	有配偶出生率の変化による影響						
年齢合計	-0.14		0.16		0.05		
15～19歳	0.01		0.00		-0.01		
20～24歳	0.01		-0.02		0.01		
25～29歳	-0.05		-0.01		-0.06		
30～34歳	-0.07		0.14		0.05		
35歳以上	-0.04		0.05		0.05		

注: 計算は、5歳階級データに基づく。したがって、年齢各歳データに基づく合計特殊出生率と必ずしも一致しない。

### 3. 結婚の変化

1970 年代半ばから、我が国では男女ともに、晩婚化・未婚化が進行した。人口動態統計によれば、1960 年代から 1970 年代半ばまで、女性の平均初婚年齢はおおよそ 24 歳代前半で安定し、男性の初婚年齢も 27 歳前後で安定していた。ところが、1970 年代半ばから男女とも初婚年齢が上昇し、1999 年には男性 28.9 歳、女性 26.9 歳となった。

図5-1. 平均初婚年齢



は、21 世紀に入ってからど

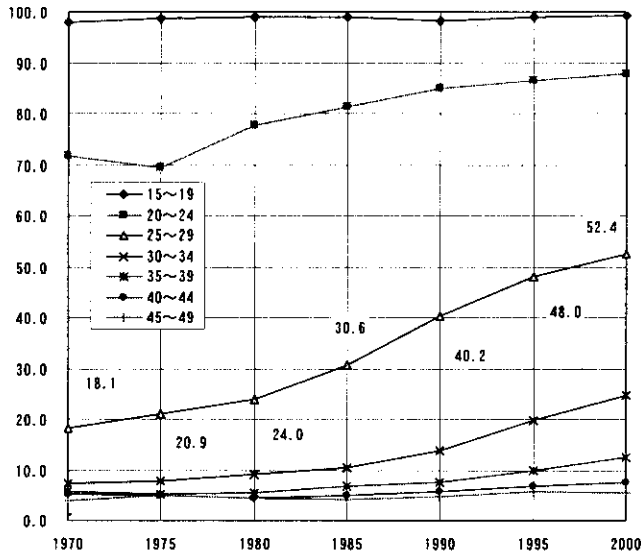
資料: 厚生省『人口動態統計』各年版

か。今後も 20 世紀の最後の 20 年間に経験した未婚化現象が続くのであろうか。

図 2 に 1970 年以降の未婚率の趨勢を示したが、これを見る限り、20 歳代後半の未婚率は 1999 年に 5 割を越え、1995 年から 4 年間で 4 ポイントの増加を示している。この年齢層は、いわゆる団塊ジュニアの世代で、この世代の結婚行動が 21 世紀の少子化動向のカギを握っている。

この未婚化の現象は、しかしながら以前の勢いで進行している訳ではない。未婚者割合の変化を年平均増加率によってみると、20 歳代後半の増加率は、1985-90 年がもっとも大

図5-2. 女子の年齢別未婚者割合



資料：1970～1995年は国勢調査、2000年は労働力調査に基づく。

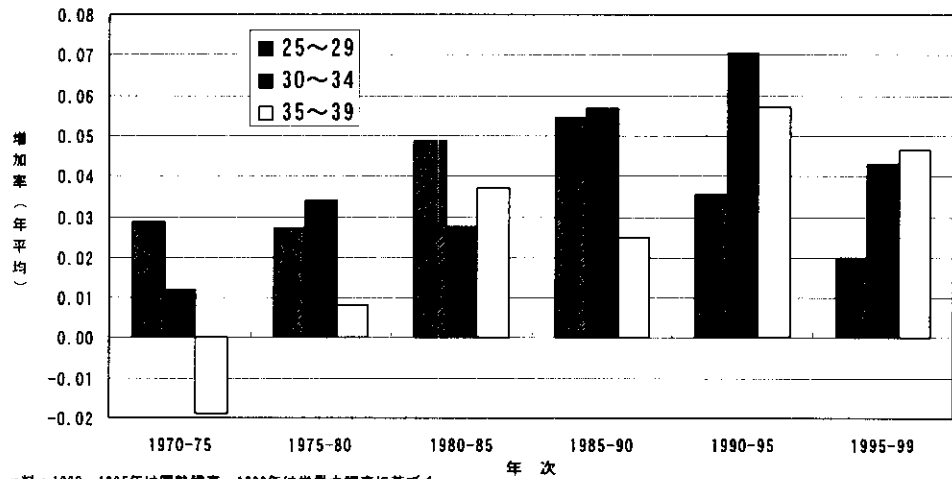
きいが、1990-95年では未婚化は進行しているもののその勢いは大きく後退し、1995-99年には、1985-90年の3割強の水準へと弱まってきている。さらに、その上の年齢層である30歳前半と30歳代後半の未婚者割合の増加も1990-95年をピークに下降し始めている。このように引き続き進行する未婚化現象の内部では、徐々に収束に向かいつつあるとみることができよう。実際のところ東京都に関して同様な観察を行うと、未婚者割合の増加率は全国より低くなっており、結婚変動に関しては常に先行して変化する東京都でより強く未婚化の減速傾向が見られる。このことから、21世紀の早い時期に未婚化現象の収束が見られるかも

しれない。

仮に未婚化現象に歯止めがかかったとしても、1980～90年代に引き起こされた未婚化現象は、人々の結婚行動や出生行動に大きく影響し、子どもを生き育てる環境を大きく変化させ、かつてのような2を超える

出生率水準に戻ることはなかなか難しい情勢にある。

図6. 未婚者割合の変化：全国



資料：1970～1995年は国勢調査、1999年は労働力調査に基づく。

### 3. 夫婦の出生行動

未婚化の結果として結婚年齢の上昇と結婚時期の分散化を引き起こした。そして、それが晩産化と少産化を促すことになる。女性が30歳前後で結婚する場合、明らかに生涯に生む子どもの数は少ない(図4参照)。そしてこの傾向は1970以降の調査で比較的安定した傾向として観察されている。したがって、結婚行動の変化が夫婦の生む子ども数減少に繋がる。いわば結婚年齢の上昇によって、生物学的妊孕力低下のため子ども数が減少するメカニズムが現れるわけである。

さらに、特徴のもう一つは、社会経済的要因に密接に結びついた夫婦子ども数の減少である。わが国では、女性の雇用労働力化が1980年代以降急速に進んだ。出生動向基本調査によると、人口集中地区（都市部）における結婚0～4年にある妻の一貫就業女性は、1992年の31.2%から1997年の37.1%へ増加し、さらに結婚5～9年のそれは、21.1%から24.6%へと増加した。しかしながら、一貫就業女性の出生率は非一貫就業の妻と比較し、出生率が低く、なおかつ子どものいない夫婦が極めて多い（表1および表2参照）。

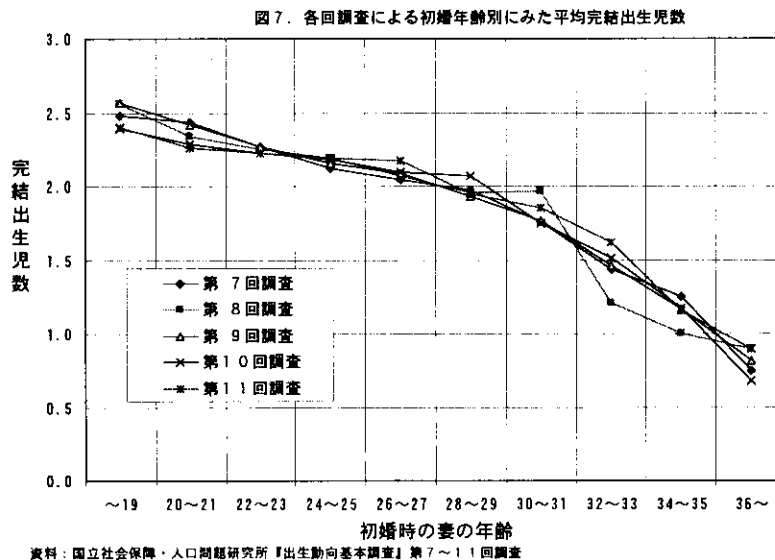


表2. 妻のライフコース別、結婚持続期間別平均出生児数：  
人口集中地区

妻のライフコース	結婚持続期間			
	0～4年	5～9年	10～14年	15～19年
一貫就業コース	0.25	1.20	1.64	2.07
非一貫就業コース	0.84	1.82	2.13	2.14
専業主婦コース	0.82	1.80	2.11	2.12
再就職コース	1.30	1.91	2.16	2.17

資料：国立社会保障・人口問題研究所「第11回出生動向基本調査」1998年

表3. 妻のライフコース別、子どものいない夫婦の割合：  
人口集中地区

妻のライフコース	結婚持続期間			
	0～4年	5～9年	10～14年	15～19年
一貫就業コース	78.8	37.0	20.3	12.6
非一貫就業コース	29.6	3.7	3.4	1.7
専業主婦コース	30.9	4.6	5.8	3.6

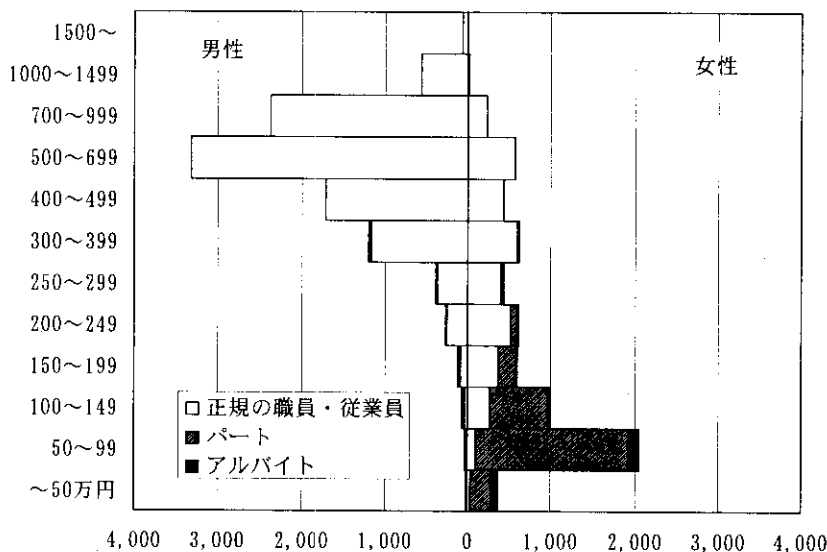
資料：前表に同じ

このような就業継続と低出生力の実態は、女性の雇用労働力化が進行するなかで、働き続けることが出産の先送りによってもたらされており、多くの女性が出産と子育てを就業

からの引退によって実現していることを示唆している。事実、結婚後 15～19 年を経過した女性の一貫就業の割合は 18.4% に過ぎない。

出生力に関する経済学的説明にもとづけば、出産と子育ての機会費用が高いほど、子どもの数を抑制することになる。我が国の 30 歳代半ば以降の女性の働き方と所得分布をみると、明らかに 100 万円未満の所得階層が多く、それらはパートやアルバイトの非正規就業の形態が多い（図 8 参照）。税における配偶者控除など（社会保険の適用や住民税の課税最低限）が女性のフルタイム就

図 8. 雇用形態別所得階層別雇用者数, 35～49 歳



資料：総務庁『平成 9 年就業構造基本調査』

業率を引き下げ、結果としてパート・アルバイトなどの非正規就業を拡大させている。したがって、出産退職を選択した女性の機会費用は、就業継続する人々と比較し、極めて高い。それゆえ、結婚後、出産前の正規就業の女性にとってみれば出産を延期することが経済的合理性を高めることになる。

高齢化の進展によって、潜在的な女性労働力への需要は今後ますます高まって行くと考えられているが、仕事と出産・子育ての両立できる環境の整備、とくに企業社会における女性の雇用慣行を変え、女性の出産・子育ての機会費用を少なくしなければ、より少子化圧力が高まることになり、出生率低下が促進されることになりかねない。

したがって、女性労働の現状と結婚ならびに出産・子育ての関係をより詳細に分析し、有効な家族・労働政策を提言するかが重要な研究課題となっており、それによって、出生率の将来の見通しを検討する必要がある。

#### 4. 「少子化の将来見通し」と研究課題

人口学的要因の研究は、出生の近生要因（年齢や出産順位、結婚年齢や結婚の分布など）のどこが変化し、その結果として合計特殊出生率を低下させているかを特定してきた。結婚の変動や夫婦出生力の低下は、いわばその外側の社会経済要因の変動との関係で理解する必要がある。家族政策や労働政策は、人口学的な再生産行動と社会経済的要因の間の不調和を調整し、現代社会における人々再生産行動を円滑化することである。

本年度の研究は、昨年度の研究を引き継ぎ、さらに将来の出生率の見通しに関する知見を見いだすために取り組まれた。研究全体は、2つの課題を柱に実施した。第一に、社会経済モデルによって、出生や結婚の動向を構造的に分析し、経済社会環境が出生や結婚行

動の今後の見通しに関して、総合的に検討することを目的とした。第二に、女子労働と出産・育児に関するで、とくにこの課題は労働政策ならびに家族政策との関係が密接な分野であり、本年度においてはとくに時間配分の問題に着目し、女性の労働時間と就業、保育所の役割について研究を実施した。

---

#### 参考文献

- 1) 阿藤誠,1992.「日本における出生率の動向と要因」河野欄果・他編「低出生力をめぐる諸問題」大明堂,pp.48-68.
- 2) 阿藤誠,1996『先進諸国の人口問題—少子化と家族政策—』東大出版会 pp.11-48.
- 3) 阿藤誠,1997「日本の超少産化現象と価値観変動仮説」『人口問題研究』Vol.53-1,pp.3-20.
- 4) 阿藤誠他,1999『家族政策および労働政策が出生率および人口に及ぼす影響に関する研究』、(平成8～10年度厚生科学研究総合報告書)平成11年3月
- 5) 経済企画庁編,1992.『平成4年版国民生活白書—少子社会の到来,その影響と対応』.
- 6) 国立社会保障・人口問題研究所(1998)『第11回出生動向基本調査報告Ⅰ日本人の結婚と出産』厚生統計協会
- 7) 国立社会保障・人口問題研究所,1997.「日本の将来推計人口(平成9年1月推計)」
- 8) 国立社会保障・人口問題研究所,1997.『人口統計資料集(1997年版)』(表4-9).
- 9) 国立社会保障・人口問題研究所,1998年.『(第11回出生動向基本調査第Ⅰ報告)日本人の結婚と出産』
- 10) 人口問題審議会,1997.『少子化に関する基本的考え方について—人口減少社会、未来への責任と選択』
- 11) 高橋重郷・石川晃・金子隆一ほか(1997)「将来人口推計の評価と見直しについて」人口問題研究第52巻第3・4号、1996年11月、pp.32-47
- 12) 樋口美雄,1989.「育児休業制度の実証分析」社会保障研究所編『家族と社会保障』東大出版会,PP.181-204
- 13) 樋口美雄,1991『日本経済と就業行動』東洋経済新報社
- 14) 落合恵美子(1997)『21世紀家族へ(改訂2版)』有斐閣選書
- 15) 厚生省(1998)『厚生白書：少子社会を考える』1998年
- 16) 厚生省,1996年.『平成8年版厚生白書:家族と社会保障—家族の社会的支援のために』
- 17) 厚生省(1999)『人口動態統計』

## 第 I 部 女子労働と出産・育児

分担研究者 樋口美雄（慶應義塾大学商学部教授）  
研究協力者 阿部正浩（獨協大学経済学部専任講師）  
岸 智子（大妻女子大学社会情報学部助教授）  
北村行伸（一橋大学経済研究所助教授）  
小島 宏（国立社会保障・人口問題研究所部長）  
駿河輝和（大阪府立大学経済学部教授）  
仙田幸子（獨協大学経済学部専任講師）

## 第 I 部 女子労働と出産・育児

### はじめに

本年度の研究は、女性就業と出産、育児の相互関連のうち、とくに時間配分の問題に着目し、労働時間と女性就業、保育所の役割について検討した。この問題を分析することは、99年4月から施行された改正男女雇用機会均等法におけるポジティブ・アクションの効果や保育行政における改善点を検討するうえで、重要な示唆を与えるものと期待される。

第1章「家族政策と人口動態」では、1996年『社会生活基本調査』を使って、どのような人が保育所を利用し、どのような人が幼稚園を利用しているかを検討し、保育所利用可能性の偏りの問題に接近している。保育所の利用者は、子供の面倒を見てくれる人のいない核家族に多く、三世代世帯において祖父母の果たしている役割を代替する機能を持っているように受け止められているが、分析の結果では、むしろ核世帯よりも三世代世帯のほうが利用率は高いとの結論を得ている。このことは、祖父母の存在と保育所の利用は代替関係にはなく、むしろ保育所の開園時間帯は保育所に子供を預け、この終了後は祖母が孫の面倒を見るといった補完関係にあることを示唆している。核世帯における幼児を持った既婚女性の就業を促進するためには、保育所における利用時間の延長が必要であり、こうした施策がとられてはじめて、幼児を持つ既婚女性もフルタイマーとしての就業が可能になるといえることができる。

妻の就業状態による保育所の利用率の違いを回帰分析した結果では、自営業・家族従業者に比べ、パートタイム就業者の利用率は高く、さらにフルタイム就業者の利用率は高いが、労働時間別に見ると、週35～42時間勤務の人の利用率がもっとも高く、これを超えると利用率が低下することが確認される。幼稚園に通園している世帯割合は、核世帯に比べ三世代世帯のほうが低く、保育所利用率とは対照的である。また保育所の利用率とは異なり、幼稚園の利用率は妻の就業時間の違いによる差は見られず、世帯年収の差が大きく影響している。なお妻の就業促進効果が保育所や幼稚園にあるのかを検討した結果では、パートタイマー、フルタイマー、いずれについても促進効果のあることが確認されている。

第2章の「女性の出産と就業継続の両立について」では、1997年『就業構造基本調査』を基本に、96年『女子雇用管理調査』から得た育児休業制度を持つ企業割合と、98年『全国子育てマップ』から都道府県別の1歳児の保育所待機率をデータに追加することによって、出産時の継続就業に与えている要因を分析した。前年仕事を持っていた既婚女性が出産を迎え、仕事を継続するのか辞めるのかを被説明変数とし、妻の雇用形態、勤め先規模、教育年数、専門職・管理職ダミー、年齢、第1子出産ダミー、さらには上述した統計から得た育児休業制度と保育所待機率を説明変数とし、プロビット分析を行なった。その結果、1歳児の保育所待機率の高い地域では継続就業率は有意に低く、保育所の整備が女性の継続就業を促進する効果のあることが明らかになった。しかし育児休業制度については有意な結果は得られていない。

第3章の「子供のいる既婚女性の就業行動による地域差をもたらす要因は何か」は、平



成5年度の『人口動態社会経済面調査』と『社会福祉施設等調査保育所調査票』を用い、サンプルを大都市に限定し、1歳児を持つ母親の就業行動について分析を行なった。地域により子供のいる既婚女性の就業率が違うことに対し、これまで大別して4つの仮説が与えられてきた。第1は三世代世帯の構成比の違いであり、第2は保育所利用可能性の違いであり、第3は通勤時間の違いであり、第4は性別分業に対する意識の違いである。すなわち三世代世帯の多い地域ほど、保育所の利用可能性の高い地域ほど、地域外への通勤率が低い地域ほど、そして性別分業意識の弱い地域ほど、子供を持つ既婚女性の就業率は高いというものである。この章では12大都市にサンプルを限定し、市区町村別の地区特性を示すデータをもとに、どの仮説が妥当であるかを検証している。フルタイムとパートタイマーを合わせた雇用就業率への影響、それらの継続就業率に与える影響を分析した結果では、三世代同居世帯の構成比、性別分業意識、地域外への通勤率は各地区の就業率に有意な影響を与えているが、保育所の利用可能性は有意な影響を与えていない。このことは大都市では保育所の待機率が高く、必ずしも十分な施設が用意されていないため、利用可能性に地区間の差が小さいために生じているのではないかと考えられる。今後、地域の必要性に応じた保育サービスの充実が望まれることを示唆している。さらにいえば、保育所「不足」が絶対量の不足にとどまるのか、サービスの質的な柔軟性(たとえば延長保育や病児保育など)にまでおよぶのかについても、今後、検討が必要である。

第4章の「労働時間と就業、結婚行動—就業機会の均等化の影響との関連で」は、夫の労働時間や妻の労働時間の長さが女性の探職者を含めた有業率や継続就業期間に与える影響について分析を行なっている。その結果では、夫の労働時間や本人に提示された労働時間の長さは、既婚女性の就業行動に有意な影響を与えており、労働時間の短縮が女性の就業促進にとって不可欠であることを示す。従来の男女雇用機会均等法は、企業の指定する雇用機会に応募してきた者については、男女で差別をしてはならないというものであった。したがって、長い労働時間が企業から指定され、これに応募する女性がいなければ、結果的に女性を採用できなくても仕方がないとされてきた。しかし改正された男女雇用機会均等法では、女性の応募者がいなければ、なぜ女性の応募者がいないのかを調査し、改善していくことが企業に求められるポジティブ・アクションが法認された。この章の分析は、女性の継続雇用を容易にし、能力発揮の場を提供していく上では、労働時間の問題を改めて検討する必要があることが示されたことになる。

第5章「結婚の意識決定に関するパネル分析」はサンプル・セレクション・バイアスや推計方法の違いがもたらす問題について、検討している。また第6章「女子の就業と妊娠結果」は女性の就業状態別に妊娠、人工中絶、流産の可能性について検討している。これらの分析は、いずれも女性の就業と結婚、出産の関係について、今後研究をすすめる上で必要となる基本情報を提供している。

## 第1章 家族政策と人口動態

### 1. はじめに

日本では現在、合計出生率の低下が進行しているが、この現象は、女性の晩婚化や非婚化と有配偶出生率の低下の双方に起因する。従来は、前者が注目されていたが、後者による合計出生率の低下を指摘する研究報告もある（廣嶋(2000)）。

女性の晩婚化・非婚化や有配偶出生率の低下は、女性の就業率が増大したことによって促されているように思われる。しかし、女性の就業がすべての場合に晩婚化をもたらすとは限らない。高度成長期以前の女性は農業をはじめとするさまざまな産業部門で就業していたが、現代よりも早婚であった。また、現代においても、女性の労働力率の高い地域ほど初婚年齢が高いとは限らないのである（永瀬(1998)）。

合計出生率は、女性の労働力率というよりも、ライフコースの変化によって影響を受けることが明らかになりつつある。たとえば、今田・平田(1992)の計量分析は、高学歴の女性は就職する年齢が高く、就職する年齢が高ければ晩婚になり、晩婚化すれば晩産になることを示している。また、日本労働研究機構の分析(1996)などは、女性が結婚後、自営業などに就職するケースが少なくなり、雇用者として就職してから結婚するパターンが一般化してきたことを明らかにしている。これらの研究は、女性の就業と保育とが同時並行的に行われにくくなっている状況をとらえている。とくに都市部で既婚女性が雇用者として就業する場合、就業場所と保育の場所である自宅とが離れていることや、三世同居率が低下し、家族による育児支援が行われにくいために、両立が非常に難しくなっていると考えられる。

このことから、今後女性の雇用労働力率が上昇すれば、有配偶出生率も低下し、少子化が一層進むと懸念されている。他方、社会の保育支援サービスが豊富になれば、出生率の低下にはある程度、歯止めがかかると推定する研究成果も見られる（八代(1999)）。

保育サービスが拡大すれば、（出産年齢には変化が見られないかも知れないが）、有配偶出生率が高まる可能性はある。しかし、保育サービスの供給拡大がどの程度、出生率の回復に貢献するかという問題に関しては、まだ十分な実証研究が行われていない。そこで、本研究では、47都道府県のデータの時系列データによって、保育所や幼稚園による保育サービスと出生率との因果関係を分析した。

地域における保育サービスの指標としては、子供1,000人に対する、保育所数と幼稚園数の合計を用いた。Grangerの方法で、保育サービス指標と合計出生率との因果関係をテストしたところ、保育指標は合計出生率の原因になっていないことがわかった。他方、いくつかの自治体では、合計出生率の低下が、保育指標を高めているかのような結果が出た。

本研究の結果から、過去における保育所や幼稚園の増設には、合計出生率を回復させるほどの効果はなかったと考えられる。保育所や幼稚園の供給が需要を下回っていたのか、それとも保育サービスの質に問題があったのか、または合計出生率の低下が保育サービスの不足とは関係のない原因によって引き起こされているのか、それを明らかにするのは今後の課題である。また、少子化によって保育所や幼稚園の数が子供の数に対して相対的に多くなった地域もあることがわかった。それらの地域は、東京、大阪などの大都市圏ではない。保育所の地域的偏りが指摘されているが、少子化と大都市への人口集中で保育サービスの偏りはいっそう顕著になってきたといえる。

## 2. 保育所数、幼稚園数と合計出生率

厚生省の『平成 11 年 社会福祉施設調査報告』によると、1999 年現在、保育所は全国に 22275 箇所、幼稚園は 14603 園存在する。保育所と幼稚園とは 1980 年代の半ばまでは増えつづけたが、1980 年代の後半からは統廃合が進み、減少している。他方、合計出生率は、47 都道府県のすべてにおいて、1970 年代の半ばから減少している。

都道府県ごとの合計出生率を縦軸、保育所数、幼稚園数の和を横軸にとってグラフを描くと、1980 年前後を境に屈折が見られる(図 1)。保育所数、幼稚園数が減少すると同時に合計出生率が低下しているのである。保育所数と幼稚園数の合計も 1980 年代半ばから減少している。

しかし、保育所数、幼稚園数はいずれの自治体でも 1970 年代よりは増加している。保育所数、幼稚園数の増加は、合計出生率の変化に影響を及ぼしたであろうか。以下では、保育所・幼稚園数と合計出生率との因果関係を分析する。

### 2.1 因果関係の分析

保育所・幼稚園数と合計出生率との因果関係の推定には、Granger の方法を用いる。これは、以下のような方法である。いま、第  $t$  年の合計出生率を  $TFR_t$ 、保育サービスの数量的指標を  $N_t$  とおく。もしも(1)と(2)とが等しければ保育指標  $N_t$  から合計出生率  $TFR_t$  への因果性はないと判断される。

$$(1) \quad f(TFR_t | TFR_{t-1})$$

$$(2) \quad f(TFR_t | TFR_{t-1}, N_{t-1})$$

推定に用いる式は以下のようなものである。この式で、 $\delta_2 = \delta_3 = 0$  であれば、(1)と(2)とは等しいと見なされる。

$$(3) \quad TFR_t = \delta_0 + \delta_1 TFR_{t-1} + \delta_2 N_{t-1} + \delta_3 N_{t-2} + \varepsilon_t$$

次に、(4)と(5)とが等しければ、合計出生率  $TFR_t$  から保育指標  $N_t$  への因果性はないと判断される。

$$(4) \quad f(N_t | N_{t-1})$$

$$(5) \quad f(N_t | N_{t-1}, TFR_t)$$

(5)(6)が等しいかどうかを判断するための推定式は以下のようなものである。

$$(6) \quad N_t = \gamma_0 + \gamma_1 N_{t-1} + \gamma_2 TFR_{t-1} + \gamma_3 TFR_{t-2} + u_t$$

保育指標  $N_t$  のデータには、「保育所数+幼稚園数」を0-4歳児1,000人で割った商を用いた。47都道府県のそれぞれについて、(3)式および(6)式の推定を行った結果が表1と表2である。

## 2.2 少子化と保育所密度の「見せかけの相関」

表1で、第  $t$  年の合計出生率  $TFR_t$  に対し、1年前の保育指標  $N_{t-1}$  が有意な影響を及ぼしているのは福島県、奈良県、鳥取県、愛媛県の4県である。これらの県では、保育指標から合計出生率への因果関係が否定できないが、第  $t$  年の保育指標と  $TFR$  とが負の相関関係を示し、保育指標が  $TFR$  にプラスの効果を及ぼしていると断定はできない。他方、表2を見ると、合計出生率から保育指標への因果関係が否定できない県は山形県、徳島県、鹿児島県の3県である。

最近の計量経済学の分析では、二変数に単位根がある場合には、見せかけの相関が生じやすいことがわかっている。合計出生率と保育所・幼稚園数との間にも見せかけの相関がある可能性があるため、山形県、福島県、奈良県、鳥取県、愛媛県、徳島県、鹿児島県のデータについて単位根の検定を行った。

$TFR$  および保育指標について Dickey=Fuller 検定を行った結果は表3のようである。表3は、奈良県を除く6県で、 $TFR$  も保育指標も単位根をもつことを示している。すなわち、6県では、 $TFR$  と保育指標との相関関係が見せかけであるという仮説を棄却することができないのである<sup>1</sup>。

表3  $TFR$  と「保育所数+幼稚園数」に関する Dickey=Fuller 統計量

	$TFR$	0-4歳児1,000人あたり「保育所数+幼稚園数」
山形	-0.504	-1.141
福島	-0.797	-0.017
奈良	-0.504	-3.966*
鳥取	-0.536	-1.432
愛媛	-0.867	-1.662
徳島	-0.766	-1.743
鹿児島	-0.994	0.242

\* 1%有意水準で有意である。

<sup>1</sup> 本文中で定義した保育指標のかわりに保育所数や「保育所数+幼稚園数」を用いた分析も試みたが、本研究を覆すような結果は得られなかった。

### 3 保育所と出生力

理論上は、地域社会による保育サービスが充実すれば、女性にとって就業と保育の両立はより容易となり、有配偶出生率は上昇し、少子化は緩和されるはずである。しかし、過去の時系列データを解析すると、保育所や幼稚園の数が増加しても合計出生率の上昇には結びつかなかったことがわかる。

本研究では、0-4歳児1,000人に対する「保育所数+幼稚園数」を保育指標と見なし、その変動がTFRの変化を説明しているかどうかを分析した。その結果、保育指標からTFRへの因果関係はほとんどの地域について認められなかった。保育指標からTFRへの因果関係が否定できなかった地域については、両変数がランダム・ウォークしていることから、相関関係が見せかけであるという仮説が棄却できなかった。

行政は保育所の整備に力を入れてきたはずである。それにもかかわらず、合計出生率の回復に成果をあげていないように見えるのはなぜだろうか。

保育所が既婚女性の育児を支援する役割を果たしていることは統計からも明らかである。『平成8年 社会生活基本調査』によると、6歳未満の子供が二人以上いる有業女性は、二人の子供を保育所に預けていれば育児時間が1日につき1時間15分であるが、子供を保育所にも幼稚園にも預けていなければ3時間となる。保育所が有業女性の育児時間の代替をなしていることは明らかである。しかし、保育所または幼稚園の存在は、未婚女性に結婚を決意させる効果や子供のいない夫婦の出産を促すほどの出生促進効果をもたないのではないだろうか。さらに、都市部の女性が時間をかけて通勤する場合、現在の保育サービスは必ずしも十分な育児支援の機能を果たしていない可能性もある。

本研究の分析では、保育所や幼稚園の数と合計出生率との因果関係を明らかにすることはできなかった。しかし、合計出生率の低下に伴って、幼児の数に対して保育所数や幼稚園数が相対的に増加した地域と増加していない地域とがあることがわかった。保育所数に関しては、地域間の偏りが指摘されているが、人口の大都市集中によってその偏りは一層極端になったと考えられる。

保育所に関しては、単純に数を増やすよりも、ゼロ歳児保育や保育時間の延長など、女性の就業形態に合わせる改善が必要であろう。保育サービスがどのような就業形態または世帯構成の女性によって求められているかを分析することが次の課題である。

表1 TFRを内生変数とする推定式、1975-1998年

	$TFR_{t-1}$	$N_t$	$N_{t-1}$	$R^2$	D. W.
北海道	.0648 (.278)	-0.5922 (-1.499)	.3590 (.963)	.9542	1.9401
青森	.4243 (1.906)	-0.0302 (-0.737)	-0.0256 (-0.658)	.9203	1.8762
岩手	-0.5006 (-0.725)	.4582 (2.215)	-0.0433 (-0.560)	.9397	1.9588
宮城	.8583 (5.859)*	.4565 (1.694)	-0.5108 (-1.990)	.9614	1.9690

秋田	.9886 (0.417)	-0.4648 (-2.407)	.3547 (1.967)	.9478	2.1023
山形	-0.5534 (-2.246)	-0.4653 (-1.267)	.2368 (.680)	.9591	1.9434
福島	-0.0142 (-0.069)	-1.4981 (-3.220)*	1.1431 (2.435)*	.9456	1.9394
茨城	.2440 (1.172)	-0.5990 (-1.815)	.3764 (1.217)	.9167	1.7725
栃木	.8606 (5.187)*	-0.0402 (-0.140)	-0.0005 (-0.002)	.9255	1.9174
群馬	.8770 (5.498)	-0.7004 (-0.306)	.0436 (0.203)	.8931	1.9522
埼玉	.9018 (10.828)*	.5840 (2.519)*	-0.5146 (-2.362)	.9595	1.9151
千葉	.9178 (7.244)**	.0320 (0.280)	-0.0559 (-0.538)	.9452	1.8467
東京	.9003 (5.975)	.0313 (.221)	-0.0464 (-0.367)	.9468	1.7450
神奈川	.9454 (8.488)*	-0.0242 (-0.055)	.0153 (.037)	.9429	1.8413
新潟	.8073 (4.255)*	-0.0159 (-0.100)	-0.0067 (-0.046)	.9027	1.9693
富山	.8532 (5.741)*	.0415 (.405)	-0.0544 (-0.569)	.9182	1.9542
石川	.8947 (6.104)*	-0.3867 (-0.410)	.0236 (.256)	.9667	1.9464
福井	.7292 (3.528)*	-0.1481 (-0.797)	.1084 (.649)	.7939	1.8719
山梨	.6234 (2.684)*	-0.1646 (-0.585)	.0897 (.368)	.7660	1.8537
長野	.7408 (4.221)*	.1702 (1.211)	-0.1886 (-1.377)	.8902	2.0006
岐阜	.7800 (4.334)*	-0.0682 (-0.228)	.0246 (.086)	.8814	1.7450
静岡	.9555 (8.236)*	-0.0232 (-0.309)	.0201 (.264)	.9110	1.8610
愛知	.9187 (7.110)*	.2286 (.779)	-0.2107 (-0.798)	.9180	1.8971
三重	.1624 (.820)	-0.4235 (-3.074)*	.3083 (2.141)	.8680	2.0209
滋賀	.9461 (7.891)*	.0389 (.147)	-0.0600 (-0.241)	.9168	1.7896
京都	.9462 (7.858)*	.1160 (.729)	-0.1210 (-0.822)	.9361	1.8059
大阪	.8960 (6.975)*	.1232 (.394)	-0.1260 (-0.441)	.9139	1.7970

表2 保育所数を内生変数とする推定、1975-1998年

	$TFR_t$	$TFR_{t-1}$	$N_{t-1}$	$R^2$	D. W.
北海道	-0.1696 (-1.351)	-0.0612 (-0.465)	.9007 (21.858)*	.9853	1.8280
青森	.0897 (.095)	-0.8631 (-0.898)	.8832 (11.052)*	.9896	2.0993
岩手	-0.4685 (-0.670)	-0.5006 (-0.725)	.8249 (6.178)*	.9602	1.9417
宮城	.2290 (1.484)	-0.3725 (-2.474)	.9282 (14.149)*	.9809	1.6181
秋田	-0.5012 (-2.283)	.3980 (-1.685)	.8867 (26.500)*	.9987	2.0577
山形	-0.1644 (-1.294)	-0.4319 (-3.280)*	.9078 (33.116)*	.9983	1.9112
福島	-0.2237 (-2.994)*	-0.0145 (-0.176)	.9167 (24.985)*	.9940	1.9492
茨城	.0154 (.114)	-0.1166 (-0.794)	.8949 (26.275)*	.9926	1.7087
栃木	-0.0328 (-0.170)	-0.0900 (-0.423)	.9167 (24.804)*	.9255	1.9174
群馬	-0.0465 (-0.224)		.9135 (19.295)*	.9715	1.7577
埼玉	.1300 (.829)	-0.0596 (-0.379)	.9178 (16.871)*	.8989	1.7879
千葉	-0.2069 (-0.552)	.1184 (.302)	-0.8628 (10.880)*	.9794	2.1055
東京	.0779 (.201)	-0.3738 (-0.902)	.8570 (12.552)*	.9824	1.8319
神奈川	-0.0784 (-0.687)	.1308 (1.091)	.9249 (19.659)*	.9671	1.7086
新潟	-0.4309 (-1.657)	-0.4252 (-1.514)	.8770 (18.675)*	.9765	1.8856
富山	-0.2274 (-0.616)	-0.6379 (-1.652)	.8674 (12.947)*	.9182	2.0450
石川	-0.5607 (-1.528)	.2530 (.631)	.9023 (11.968)*	.9693	1.7110
福井	-0.2082 (-0.724)	-0.3873 (-1.204)	.8814 (24.698)*	.9907	1.8407
山梨	-0.1011 (-0.533)	-0.1878 (-0.877)	.8457 (17.661)*	.9863	1.8846
長野	.0464 (.189)	-0.0936 (-0.384)	.9307 (15.524)*	.9636	2.0467
岐阜	-0.2941 (-1.861)	-0.0525 (-0.333)	.8631 (13.489)*	.9630	1.9705
静岡	.0710	.1753	.9042	.8899	1.9705

兵庫	.8875 (7.310)*	.0897 (.274)	-0.1067 (-0.353)	.9308	1.8308
奈良	.8843 (6.211)*	-0.2451 (-2.072)	.9312 (22.254)*	.9812	1.7837
和歌山	.8804 (6.584)*	-0.2564 (-1.159)	.2149 (1.067)	.9030	1.7855
島根	-0.0981 (-0.436)	-0.1496 (-1.671)	.0578 (.592)	.9322	1.9569
鳥取	.3266 (1.604)	-0.3469 (-3.857)*	.2732 (2.667)*	.9485	1.9974
岡山	.2330 (1.163)	-0.3653 (-1.710)	.2566 (1.271)	.9089	2.1896
広島	.9662 (7.545)*	.0732 (.377)	-0.0696 (-0.0395)	.9265	1.7858
山口	.1556 (.651)	-0.2531 (-1.026)	.1432 (.629)	.9433	1.8510
徳島	.8149 (3.904)*	.1640 (.800)	-0.1814 (-0.965)	.8083	1.8380
香川	.7563 (4.521)*	-0.0664 (-0.416)	.0244 (.159)	.9074	1.9304
愛媛	.2774 (1.563)	-0.4530 (-4.776)*	.3239 (3.230)*	.9831	1.8195
高知	-0.0806 (-0.348)	-0.2802 (-2.633)*	.1704 (1.568)	.8930	1.9356
福岡	.8017 (5.206)*	-0.0152 (-0.061)	-0.0321 (-0.133)	.9219	1.8733
佐賀	-0.0840 (-0.367)	-0.2876 (-1.721)	.0951 (.556)	.9306	1.8892
長崎	.0322 (.143)	-0.2632 (-1.537)	.1183 (.718)	.9265	1.9020
熊本	-0.3343 (-2.268)		.2197 (1.526)	.9646	1.6217
大分	.5711 (2.609)*	-0.1342 (-0.898)	.0765 (.560)	.9341	1.9339
宮崎	.5224 (2.733)*	-0.1958 (-2.991)*	.1453 (2.219)	.9504	1.8929
鹿児島	-0.5897 (-2.360)	-0.6766 (-2.999)*	.3909 (1.900)	.9252	1.6122
沖縄	.2827 (1.416)	-0.4690 (-3.138)*	.2376 (1.579)	.9676	1.8193

$TFR_t$ は第t年の合計出生率で、 $TFR_{t-1}$ は第t-1年の合計出生率である。

$N_t$ は第t年における0-4歳児1,000人あたり「保育所数+幼稚園数」で

$N_{t-1}$ は第t-1年のそれである。

\*は有意水準1%で有意であることを表す。



	(. 102)	(. 234)	(8. 145)*		
愛知	-0. 1468 (-1. 103)	-0. 1090 (-0. 830)	. 8665 (14. 138)*	. 9085	1. 5575
三重	-0. 3855 (-1. 454)	. 2907 (1. 024)	. 9081 (19. 009)*	. 9654	1. 8256
滋賀	-0. 0275 (-0. 148)	-0. 0759 (-0. 382)	. 9040 (16. 129)*	. 9705	1. 8237
京都	. 1025 (. 460)	-0. 1512 (-0. 663)	. 9282 (17. 351)*	. 9509	1. 5622
大阪	-0. 1457 (-1. 236)	-0. 1208 (-1. 123)	. 8664 (15. 840)*	. 8038	1. 6453
兵庫	-0. 0058 (-0. 036)	-0. 0116 (-0. 070)	. 9215 (27. 357)*	. 9936	1. 7478
和歌山	-0. 2501 (-1. 120)	. 1638 (. 675)	. 8980 (27. 331)*	. 9915	1. 8119
奈良	-0. 2451 (-2. 072)	. 2550 (1. 990)	. 9312 (22. 254)	. 9812	1. 7837
島根	-0. 4703 (-1. 044)	-0. 6409 (-1. 289)	. 9334 (24. 058)*	. 9929	1. 7171
鳥取	-1. 2102 (-3. 613)	. 7966 (2. 146)	. 9779 (18. 318)*	. 9891	1. 7469
岡山	-0. 2475 (-1. 120)	-0. 0625 (-0. 282)	. 8795 (16. 765)*	. 9475	1. 8931
広島	-0. 3997 (-1. 826)	. 0713 (. 308)	. 8820 (14. 830)*	. 9506	1. 6118
山口	-0. 1998 (-0. 935)	-0. 3422 (-1. 608)	. 8878 (19. 523)*	. 9652	2. 4524
徳島	. 2055 (. 787)	-0. 6920 (-2. 508)*	. 9157 (33. 249)*	. 9953	1. 6216
香川	-0. 3550 (-1. 164)	-0. 2376 (-0. 794)	. 8130 (8. 523)*	. 8969	1. 9310
愛媛	-1. 0763 (-3. 971)	. 3774 (1. 226)	. 8587 (13. 815)*	. 9833	1. 9002
高知	-0. 9971 (-2. 660)	-0. 0037 (-0. 008)	. 8790 (14. 140)	. 9726	2. 0499
福岡	-0. 0607 (-0. 361)	-0. 0191 (-0. 110)	. 9353 (18. 561)*	. 9666	1. 7027
佐賀	-0. 4394 (-1. 542)	-0. 0392 (-0. 131)	. 9027 (11. 545)*	. 9689	1. 6307
長崎	-0. 4590 (-1. 630)	-0. 2535 (-0. 896)	. 8831 (16. 239)	. 9941	1. 8942
熊本	-0. 6628 (-2. 457)		. 9014 (26. 575)*	. 9891	1. 6918
大分	-0. 3535 (-1. 339)	-0. 2827 (-1. 020)	. 8969 (15. 273)*	. 9858	1. 5239
宮崎	-1. 4365	. 3367	. 8712	. 9982	1. 6937

	(-2.933)*	(.601)	(18.415)*		
鹿児島	-0.4829 (-2.691)	-0.6469 (-3.643)*	.7990 (14.588)*	.9956	1.9063
沖縄	-0.5688 (-2.341)	-0.0618 (-0.227)	.7351 (9.043)*	.9772	1.6383

\*：有意水準1%（片側）で有意である。

#### 参考文献

- Hansen, P. and A. King (1996) "The Determinants of health care expenditure: A cointegration approach," *Journal of Health Economics* 15, pp.127-137.
- 今田幸子・平田周一(1992)「女性の就業と出生率」、『日本経済研究』第22号、1-18.
- 織田輝也(1994)「出生行動と社会政策(2)」、『現代社会と社会保障——結婚・出産・育児』、東京大学出版会。
- 塚原康博(1995)「育児支援政策が出生行動に与える効果について」、『日本経済研究』第28号、148-161.
- 永瀬伸子(1998)「女性の就業、結婚と出産の決定要因」、『高齢社会における社会保障体制の再構築に関する理論研究事業の調査研究報告書ⅠⅠ』、長寿社会開発センター。
- 廣嶋清志「近年の合計出生率低下の要因分解：夫婦出生率は寄与していないか？」『人口学研究』日本人口学会, 26号, 1-20. 2000年6月。
- 厚生労働省『人口動態統計』、昭和50年—平成11年。
- 厚生労働省『社会福祉施設調査報告』、昭和50年—平成11年。
- 総務省「人口推計月報」、昭和50年—平成11年。
- 総務省『平成8年 社会生活基本調査報告』。
- 文部科学省『学校基本調査報告書、初等教育篇』、昭和50年—平成11年。

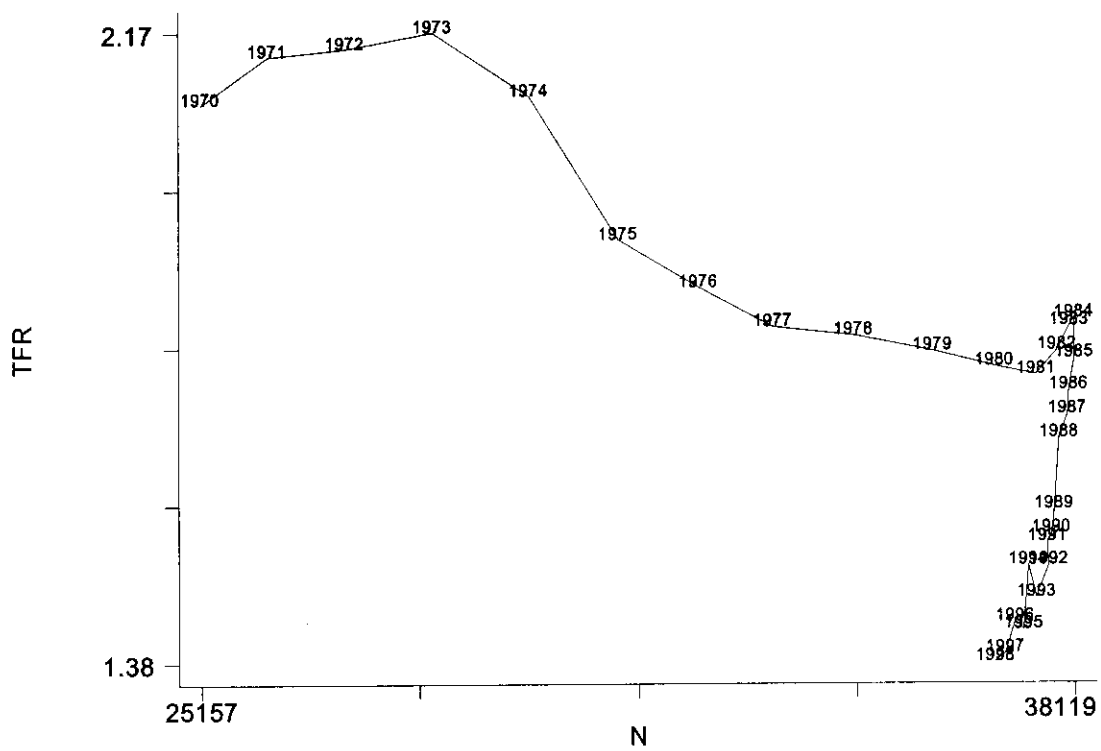


図1 「保育所数+幼稚園数」NとTFR、全国

## 第2章 女性の出産と就業継続の両立について

### 1. はじめに

既婚女性にとって出産と就業継続の両立はかなり困難であり、多くの研究が両者の間にトレードオフ関係のあることを確かめている。この関係は、Waldfoegel, Higuchi, Abe(1999)が米国や英国について、富田(2001)が英国について言及しているように、単に日本だけでなく広く先進国で見られる現象である。

富田(1994)の平成5年の大阪府調査によれば、結婚でやめた人の理由で多いのが「もともと結婚退職するつもりで働き始めた」37.0%と「妻は働かずに家にいて、家事、育児をすることを夫や家族が望んだ」22.8%である。これに対して出産でやめた人の理由で多いのは、「家事、育児と仕事を両立させるには、時間的、体力的に難しかった」43.0%と「近くに保育所がなかったり、親と同居していなかったなど仕事と育児を両立させることができなかった」25.8%であった。また結婚でやめた人でできれば働き続けたかった人は31.5%なのに対し、出産でやめた人は61.4%ができれば働きつづけたかったと答えていた。これをもと、仕事と育児を両立できる環境を整えば、仕事を継続する可能性のある人はかなりいることが分かる。

女性の就業継続と育児の両立を支援する政策として、育児休業制度などの育児支援策や保育所の充実、子ども手当の支給などが考えられている。その他には、夫のサポートの増加といった要因も支援になると考えられる。この研究では、労働省「就業構造基本調査」の個票データを中心に使用して、出産と就業継続を両立させる要因と育児支援政策の効果を分析しようとしている。

### 2. 両立の困難さと育児支援政策の効果：先行研究

女性の就業と子育ての両立の困難さを見るには、女性の就業に対する乳幼児の存在の影響を見るのが最も分かりやすく実証研究も多い。Waldfoegel, Higuchi, Abe(1999)、山上(1999)を初めとして多くの研究が、乳幼児の存在は明らかに女性の就業率を下げることを確かめている。就業と出産の同時決定性を考慮して、両者のトレードオフ関係を調べた研究には、松浦・滋野(1996)、山上(1999)、張・七條・駿河(2000)などがある。

松浦・滋野(1996)は、1989年の総務庁「家計調査」と「貯蓄動向調査」の個票データを用いて、妻の就業決定と出産決定を実証分析している。その結果、25～29歳層では出産と妻の就業が同時決定で両者にはトレードオフ関係があることが示された。しかし35～39歳層では同時決定でないことが示めされている。ただし、データに制約があり、35～39歳層では302のサンプルのうち出産は7件だけであり、25～29歳層でもサンプル数は192件に過ぎない。

山上(1999)は、1991年に住友生命総合研究所が実施した「女性の就業と出産・育児の両立に関する意識調査」の個票データを用いて、夫婦世帯の出産選択と就業選択を連立させて分析している。その結果、全年齢階層(20～44歳)でも、30歳以上層(30～44歳)でも出産と妻の就業は同時決定でトレードオフ関係があることを示している。

張・七條・駿河(2000)は家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」の1993年から1996年までの4年分のパネルデータを使用して出産と就業を連立的に分析している。