

その結果、出産と就業は同時決定であり、トレードオフ関係にあることを示した。

このように、出産と就業は同時決定であり、トレードオフ関係にあることを支持する研究は多い。

育児休業など育児支援策の出産や妻の就業に与える影響に関する研究として、樋口(1994)、富田(1994)、Waldfoegel, Higuchi, Abe(1999)、森田・金子(1998)、滋野(2000)、松浦・滋野(2001)などがある。

樋口(1994)は、1987年の「就業構造基本調査」の個票と産業別の育児休業実施事業所割合を使用して育児休業制度の結婚、出産、継続雇用への効果を別々に調べている。その結果、結婚選択には有意に効果があり、育児休業制度が50%の企業で導入されると、大卒28歳の女性の有配偶割合は4.9%上昇することになる。子どもの有無に関して、育児休業制度は、未婚者も含んだサンプルでは有意に出産を増やしていたが、既婚者の場合には有意でなかった。継続雇用は有意に増加していた。

富田(1994)は、平成5年に大阪府が大阪府下の企業に実施した「女性の雇用・労働の実態と課題に関するアンケート調査」を使用して、企業別の出産後も働き続けている女性割合を育児支援政策で説明しようとしている。その結果、育児休業制度の存在、事業所内託児所の存在、年間労働時間が短いこと、短時間勤務制度、半日単位の有給休暇が有意に就業継続女性の割合を増やしていた。しかしフレックスタイム制度は有意な効果はなかった。

Waldfoegel, Higuchi, Abe(1999)は、「消費生活に関するパネル調査」により出産前に就業していた既婚女性のデータを使って、育児休業制度が継続就業を有意に増やしていることを示した。

森田・金子(1998)は1996年3月に日本労働研究機構が実施した「女性の職業意識と就業行動に関する調査」を使用して、生涯に生む子供の数と初職の勤続年数の決定モデルを推定している。その結果、育児休業制度の利用は子供の数を増やし、初職の勤続年数を長くしていた。

滋野(2000)は、1997年に実施された医療経済研究所の「女性の結婚・出産と就業に関する実態調査」を使用して、第1子出産関数と第2子出産関数を推定している。この調査は関西在住の24~34歳の女性を対象とした調査である。その結果、育児休業制度の存在、フレックスタイム、勤続時間短縮、企業内託児所といった育児支援策は、出産に影響を与えていなかった。松浦・滋野(2001)は、3年分の「消費生活に関するパネル調査」を利用して、育児休業制度の存在が出産確率を上昇させることを示している。

育児休業制度の存在が継続就業を増加させる効果を持つことを、上述した全ての研究が支持している。しかし、出生を上昇させるかどうかという点では、研究によりまちまちな結果となっている。

保育所の充実が出産や妻の就業に与える影響を調べた研究として、永瀬(1998)、Nakamura・Ueda(1999)、岸(2000)、滋野(2000)、松浦・滋野(2001)などがある。

永瀬(1998)は、平成7年国勢調査の自治体別(市部のみ)のデータと独自に行った「乳幼児保育実態調査」の自治体別(市部のみ)乳幼児人口、保育園・幼稚園利用状況のデータをマッチさせて、市ベースのデータで分析を行っている。その結果、低年齢保育園入園率(3歳以上)が高いと20歳台既婚女子労働力率が上がり、0歳児保育料が高いと労働力

率が下がっていた。しかし幼年齢保育園入園率（3歳未満）や保育園待機率は有意な影響がなかった。子ども女性比率に対しては、保育園関係の変数は有意なもの一つもなかった。

Nakamura・Ueda(1999)は、1992年の『就業構造基本調査』の0歳から2歳の子どもを持つ出産前に常用雇用者であった既婚女性を取り出して、出産時に就業を継続したかどうかを被説明変数にして計量分析を行っている。保育所施設の充実は、継続就業に正の影響を与えていることを見出している。保育所施設の充実を表す変数として、都道府県別の1歳未満の乳児数に対する保育所に入っている乳児の数の割合を使用している。

岸(2000)は、都道府県別の23年間(1975年～1997年)のデータを使用して、保育所数の増加が出生促進効果をもつかどうか調べている。出生数は『人口動態統計』、保育所数は厚生省『社会福祉施設調査』のものである。グレンジャー・テストの結果、ほとんどの都道府県で保育所数から出生数への因果関係が否定されている。

滋野(2000)は、前述の個票データに永瀬(1998)で使用されている1996年の厚生省「乳幼児の保育事業に関する実態調査」と厚生省「全国子育てマップ(1998年版)」から市町村単位の保育サービスの情報をマッチさせている。推定の結果、1歳児の保育園入所待機児童数を1歳児人口で割った値は出産に有意な効果をもたなかったが、1歳児の保育園入所待機児童数を1歳児保育所入所児童数と入所待機児童数の合計で割った値は第1子出産に対してのみ出産を引き上げる効果を持っていた。

松浦・滋野(2001)は、家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」の「居住地域に利用しやすい保育所や学童保育施設が整っているか否か」という設問の答えを利用して保育所の充実に関する変数を作っている。その結果、保育所施設が整っていると第1子についても第2子についても出産確率を上昇させていた。

保育所の充実が継続就業にプラスの影響を持つことを支持する研究は多い。保育所の充実を表す変数に何をとりかという問題もあり、出生に対する効果はややまちまちである。

子ども手当の出産や妻の就業への影響は、夫の収入の効果により推測することができる。樋口(1994)や山上(1999)などから分かるように、夫の収入は、妻の就業率を下げ、出産率は上昇させる働きが示されている。しかし子ども手当がどの程度出生率を引き上げるかは推定された係数に依存していて、山上は子ども手当が出生率を効果的に上げるためには高額なものになることを指摘している。

夫の協力の出産や妻の就業への影響は、夫の通勤時間、労働時間の長さ、時間を弾力的に使えるかどうかといったことの影響により見ることができる。夫の家事・育児への協力度を直接的に説明変数に入れている研究に山上(1999)がある。夫の協力は妻の就業を増やす効果はあるものの、出生には効果がなかった。夫の通勤時間、労働時間の効果を調べた研究に駿河・七條・張(2000)、駿河・七條(2001)、張・七條・駿河(2000)がある。駿河・七條・張と張・七條・駿河は「消費生活に関するパネル調査」の4年分を使用し、駿河・七條は平成4年に厚生省人口問題研究所により実施された「第10回出生動向基本調査」の夫婦票と都道府県別の通勤時間をマッチさせて使用している。駿河・七條・張と駿河・七條は出生関数を推定しているが、どちらも通勤時間の増加は有意に出生率を引き下げているが、労働時間は有意でなかった。しかし妻の就業と出生を同時決定であると考え推定した張・七條・駿河ではどちらの変数共に有意な効果はなかった。

3. データとモデル

1997年の『就業構造基本調査』個票により0歳、1歳、2歳の子供がいて出産の1年前に就業していた45歳までの既婚女性を取り出して分析対象とした。その結果サンプルの数は10,587である。仕事を持っている既婚女性が出産を迎えて仕事を継続する場合を1、仕事をやめる場合を0とする被説明変数を作成して、プロビット分析により推定を行った。説明変数には、妻に関する変数として雇用形態（パート、自営業・家族従業者、正規の職員など）、勤め先規模（官公庁、100人以上、10人以上100人未満、10人未満）、教育年数、専門技術職あるいは管理的職業従事者かどうか、年齢、第1子出産かどうかを考慮している。教育年数は、学歴を年数に換算している。夫に関する変数として、年齢、就業時間、所得、雇用形態（自営業・家族従業者、パート、正規職員など）を入れた。夫の就業時間は時間の幅によって分類された数字をそのまま使用している。同様に、夫の年齢は5歳刻みに分類された数字を、夫の所得も所得階層別に分類された数字をそのまま使用している。その他、育児休業制度のある比率を平成8年度『女子雇用管理基本調査』（労働省）から、1歳児の保育所待機率を『全国子育てマップ』（1998年度版）からそれぞれ都道府県別データを採って説明変数に導入した。

妻の雇用形態は、自営業・家族従業者が時間的に最も融通が利くために継続就業が最も容易であると考えられる。パートの場合には、企業特殊資本の蓄積も少ない場合が多く退職しても同じ程度の条件の仕事は簡単に見つかるために、正社員ほどは継続就業のメリットが少なく、継続就業へのインセンティブが少ないと予想される。また企業側から見ても、代替りの人は比較的簡単に見つけることができるので、継続就業を促進するインセンティブは少ない。勤め先規模に関しては、新谷（1999）が指摘しているように、官公庁に勤める公務員は民間に比べると就業の継続がしやすい職業である。教育に関しては、教育水準が高いほど良い職業についており就業継続への意欲が強いことが予想される。専門技術職・管理的職業は、継続就業しないと現在のような良い仕事に就けない可能性があり、教育同様継続就業にプラスの影響が予想される。年齢は、仕事についている期間の長さを表していると考え、長く仕事についているほど蓄積された人的資本は多くなり継続就業のインセンティブは強くなると考えられる。第1子出産のときに継続就業した人は、第2子以降の出産でも就業を継続する可能性がたかくなるので、第1子出産のときは継続就業する確率が低くなると考えられる。

夫に関する変数では、所得が高くなるほど妻の就業への必要性は少なくなる。就業時間が短いとは家事・育児の援助可能性を高めて妻の継続就業を助ける可能性がある、また自営業・家族従業者は時間を弾力的に使用できると考え、同様に家事・育児を助けるので妻の継続就業を促進する要因となる。

企業に育児休業制度の規定がなくても、1992年より従業員の申し出により子供が1歳になるまで育児休業制度が取れるようになり、1995年4月よりそれまで猶予されてきた小企業にも適用され全ての事業主の義務となっている。しかし、育児休業制度の規定のあるほうが就業と出生の両立を促進している。保育所については、保育所待機率が高くなると継続就業を妨げる結果が予想される。

4. 推定結果

各変数の記述統計量が表1に、プロビットモデルによる推定結果が表2にまとめられている。表2の最後の列には、各説明変数の限界効果を掲載している。表2により、正規の職員に比べて、パートは有意に就業継続が低く、自営業・家族従業者は有意に就業継続が高いことが分かる。これは予想された結果と一致している。官公庁に勤めていると有意に就業継続率が高くなり、公務員は女性が続けて仕事をしやすい職業であるという新谷(1999)の結果を支持している。民間企業では10人以下の小企業のほうが就業継続確率が高かった。専門的技術や管理的職業は就業継続比率が高くなる。予想したように、高学歴になるほどまた年齢が高くなるほど就業継続確率が高くなっていた。第1子出産のときには、有意に継続就業確率が低くなっている。

夫の年齢は有意な効果をもっていない。夫の就業時間と所得は高くなるほど、就業確率は低くなっていた。前述したように駿河・七条・張(2000)を初め多くの研究では夫の就業時間が長くなれば妻の就業確率を下げるという効果を見出しておらず、ここでの結果は他の研究と異なっている。すなわち実労働時間を減少させるような施策が、妻の継続就業に有効であることを支持している。また子ども手当の支給が夫の所得の増加と同じ効果を持つと考え、子ども手当では妻の継続就業を減少させる働きをもつことになる。夫の雇用形態(パート、自営業、雇用者)は有意な効果を持っていなかった。

育児休業制度のある比率は継続就業を促進する有意な効果はなかったが、1歳児の保育所待機率の増加は有意に継続就業を減らしていた。都道府県別の育児休業制度割合は各家計の直面している育児休業制度の使いやすさの実態を反映していない可能性がある。育児休業制度の差異は地域よりはむしろ産業や企業規模に根ざしている可能性があり、産業別のデータを使用するほうが望ましいかもしれない。

5. おわりに

1997年『就業構造基本調査』個表から0歳、1歳、2歳の子どもがいて出産の1年前に就業していた45歳までの既婚女性を取り出して分析を行った。仕事を持っている既婚女性が、出産に際し就業を継続するかどうかの選択を計量分析している。『就業構造基本調査』のデータに、都道府県別の育児休業制度のある比率と1歳児の保育所待機率を説明変数に加えて、育児休業制度と保育所の充実の継続就業に与える影響を調べた。

分析の結果、妻の就業形態としては自営業、正規職員、パートの順に継続就業可能性が低くなり、公務員や専門職・管理職、高学歴であれば継続就業の確率が高くなっていた。夫に関しては、夫の所得が高いほど、また就業時間が長いほど、妻の継続就業確率は低くなっている。したがって、育児手当の支給は妻の継続就業を減らす働きを持っている。夫が時間を弾力的に使用できると考えられる自営業であるときに、就業確率が高くなるという傾向は見られなかった。育児休業制度は有意な効果が見られなかったが、1歳児の保育所待機率の高さは継続就業の阻害要因となっていた。

参考文献

岸智子(2000)「保育所数と出生数—保育所増設の出生力効果について」厚生科学研究政策科学推進研究事業平成11年度報告書『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見

通しに関する研究』

滋野由紀子 (2000) 「保育所サービス・企業の福利厚生と女性の出産・就業」『21世紀への労働市場と雇用システムの構図 (II)』雇用・能力開発機構、関西経済研究センター

新谷由利子 (1999) 「出生力に対する公務員的就業環境の分析」『人口学研究』第 25 号、41-50

駿河輝和・七條達弘・張建華 (2000) 「夫の通勤時間・労働時間が出生率に与える影響について—『消費生活に関するパネル調査』による実証分析」『季刊家計経済研究』第 47 号、51-58

駿河輝和・七條達弘 (2001) 「男性の労働時間・通勤時間、家賃の子供の数に与える影響」大阪府立大学『経済研究』第 46 巻第 2 号、35-44

張建華・七條達弘・駿河輝和 (2000) 「出産と妻の就業の両立性について」日本経済学会 2000 年秋季大会報告論文

富田安信 (1994) 「女性が働き続けることのできる職場環境—育児休業制度と労働時間制度の役割」大阪府立大学『経済研究』第 40 巻第 1 号、43-56

富田安信 (2001) 「イギリスにおける出産・育児と女性の就業」大阪府立大学『経済研究』第 46 巻第 2 号、45-55

永瀬伸子 (1998) 「女性の就業、結婚と出産の決定要因—全国都市データを用いた実証分析」『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』長寿開発センター

松浦克巳・滋野由紀子 (1996) 「年齢階層別出産選択と既婚女性の就業行動」松浦克巳・滋野由紀子『女性の就業と富の分配』日本評論社、25-60

松浦克巳・滋野由紀子 (2001) 「保育園、育児休業制度と出産行動」郵政研究所ディスカッションペーパー・シリーズ 2001-02

樋口美雄 (1994) 「育児休業制度の実証分析」社会保障研究所編『現代家族と社会保障』東京大学出版会

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』No. 459、pp. 50-62.

山上俊彦 (1999) 「出産・育児と女性就業との両立可能性について」『季刊社会保障研究』第 35 巻第 1 号、52-64

Nakamura, J. and A. Ueda (1999) “ On the Determinants of Career Interruption by Childbirth among Married Women in Japan,” Journal of Japanese and International Economies ,Vol. 13, pp. 73-89.

Waldfogel, J., Y. Higuchi and M. Abe (1999) “ Family Leave Policies and Women’s Retention after Childbirth: Evidence from the United States, Britain, and Japan,” Journal of Population Economics ,Vol.12, pp. 523-545.

表1、記述統計量

変数	観察値数	平均	Std. Dev.	Min	Max
継続就業	13825	0.514286	0.499814	0	1
パート	13815	0.11958	0.324482	0	1
自営業・家族従業者	13815	0.114079	0.317919	0	1
官公庁	13825	0.117468	0.321989	0	1
100人以上規模	13825	0.35226	0.477692	0	1
10～99人規模	13825	0.272188	0.445102	0	1
10人未満規模	13825	0.258083	0.437596	0	1
教育年数	13790	12.91022	1.593255	9	16
専門・管理	13797	0.230485	0.421159	0	1
年齢	13825	30.10734	4.599629	17	45
夫の年齢	12121	4.084069	1.139862	1	10
夫の就業時間	11790	5.886344	1.514588	1	8
夫の所得	11988	7.767267	1.714227	1	13
パート(夫)	10794	0.008431	0.091435	0	1
雇用者(夫)	10794	0.984158	0.12487	0	1
育児休業制度	13825	0.670933	0.057399	0.51	0.78
待機率(1歳児)	13825	2.796571	3.292168	0	15.9
第1子ダミー	13825	0.647233	0.477848	0	1

表2、プロビットモデルによる継続就業の決定要因分析

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]		限界効果
パート	-0.59758	0.041175	-14.513	0	-0.67828	-0.51688	-0.2268917
自営業・家族従業者	0.185208	0.066175	2.799	0.005	0.055509	0.314908	0.0737292
官公庁	0.784286	0.057664	13.601	0	0.671267	0.897305	0.296332
大規模	-0.24739	0.03959	-6.249	0	-0.32498	-0.16979	-0.0981788
中規模	-0.3002	0.041263	-7.275	0	-0.38108	-0.21933	-0.1185973
教育年数	0.05479	0.009894	5.538	0	0.035398	0.074182	0.0218368
専門・管理	0.251774	0.035106	7.172	0	0.182967	0.320581	0.1001587
年齢	0.045191	0.004434	10.192	0	0.0365	0.053882	0.018011
夫の年齢	0.022971	0.016983	1.353	0.176	-0.01031	0.056256	0.009155
夫の就業時間	-0.03728	0.009048	-4.12	0	-0.05501	-0.01954	-0.0148569
夫の所得	-0.12601	0.010964	-11.493	0	-0.1475	-0.10452	-0.0502209
パート(夫)	0.259345	0.224707	1.154	0.248	-0.18107	0.699763	0.1028164
雇用者(夫)	0.18314	0.164993	1.11	0.267	-0.14024	0.506521	0.0723172
育児休業制度	0.121078	0.241498	0.501	0.616	-0.35225	0.594406	0.0482561
待機率(1歳児)	-0.01297	0.00421	-3.081	0.002	-0.02123	-0.00472	-0.0051705
第1子ダミー	-0.91761	0.032258	-28.446	0	-0.98084	-0.85439	-0.3512686
_cons	-0.53196	0.272396	-1.953	0.051	-1.06585	0.001925	

観察値数=10587
 ログ尤度=-5838.47
 擬似R2 =0.2026

第3章 子どものいる既婚女性の就業行動の地域差をもたらす要因は何か

—「中心市」「郊外」「その他」の比較—

1. はじめに

雇用労働力化が進展した社会においては、年齢階級別の女性の労働力率はM字型を描く。時間制約のため、雇用労働と育児との両立が難しく、出産・育児期にいったん離職する人が多いためである。ただし、経済発展が進むにつれて女性の賃金率が上昇すると留保賃金より提示賃金が高くなるため、欧米諸国では育児期の女性の雇用労働への参加が促進され、M字型の底上げがみられる(大沢 1993)。

しかし、日本においては今日でもM字型が堅持されている。日本の女性の就業率は20歳頃に第1のピークに達したあと(山)、25-35歳あたりで低くなったのち(谷)、45歳頃にふたたび高くなる(山)というカーブを描く。1980年代後半以降、ボトムが20歳代から30-34歳と後ろに動くといった変化がみられるが、これは主に晩婚化によって、30代前半に未婚で就業継続している女性が増加していることによるものである(今田 1996)。

育児の主な担い手になる場合、時間上の制約から育児と就業の両立は難しい。夫婦のうち妻が育児の主な担い手になる場合が多いので、既婚女性の多くは出生と就業について二者択一の選択を迫られる。子どもがほしければ就業継続をあきらめなければならないし、就業継続したければ子どもを持つことをあきらめなければならない。ただし、こうした二者択一の選択を迫られる可能性は地域によって異なる。よく知られているように、都道府県別にみると女性の年齢階級別就業率ははっきりM字型曲線を描くところ(もっとも顕著なのは埼玉県)とそれほど明確でないところ(たとえば山形県)がある(経済企画庁 1998)。

従来、このような地域差については三世代同居率、通勤時間の長さ、保育所の量的供給、性別分業意識の強さによる説明がおこなわれてきた。たとえば陳(1996)は、M字型曲線がそれほど明確でない山形県と明確にみられる埼玉県を比較し、三世代同居率が山形県で高く埼玉県で低いこと、通勤時間は山形県で短く埼玉県で長いこととの関連を指摘した。家庭内育児資源の利用可能性や育児と仕事の時間制約による説明である。永瀬(1998)は、市部について地域の保育所の量的供給と女性の就業率に正の相関があることを示した。田中(2000)は、郊外²では女性の就業継続率が周辺地域に比べて低いことを郊外特有のライフスタイルをつうじて性別分業が維持されるという「郊外化ライフスタイル仮説」(瀬地山 1996)によって説明した。

このように、子どものいる既婚女性の就業選択の地域差を説明する試みはいくつもおこなわれているが、指摘されている要因はそれぞれの研究において異なる。これらの要因を同時に検討した研究はほとんど見当たらない。仙田(2000)は東京都と横浜市・川崎市という大都市同士の比較をつうじて、三世代同居率をコントロールしても、子どものいる既婚女性の就業パターンに地域差があることを示したが、この研究も指摘されている要因のうち2つを検討しているに過ぎない。そこで、本研究では、三世代同居率(家庭内育児資源の利用可能性)、保育所の量的供給(社会的育児資源)、地域外通勤率(時間制約)、地域区分(郊外か否か; 性別分業意識の強さ)を同時に用いて、子どものいる既婚女性の就業パターンの

² 大都市圏は「中心市」(東京都区部と政令指定都市)とその周辺にあって中心市と社会経済的に結合している「周辺市町村」からなる。大都市では周辺部から中心部に通勤する人が多い。郊外とは中心部への通勤者が集中して住む地域である。

地域差を説明する要因はなにかを検討する。

2. 先行研究

子どものいる既婚女性の出生行動と就業行動の地域間格差に関する研究は、人口学、家族社会学、経済学でおこなわれている。

人口学ではたとえば金子+白石(1994)、廣嶋+三田(1995)、小島(1997)、今井(1999)などがある。金子+白石(1994)は東京周辺地域の出生動向を示した。廣嶋+三田(1995)は東京の35-39歳女子の既婚率、出生率、既婚出生率は全国で最低レベルであることを明らかにした。小島(1997)は結婚/出産退職タイミングの規定要因と出生タイミングの規定要因に関する分析において、地域ブロックとDID区分³を変数として投入している。今井(1999)は都道府県間の有配偶出生力格差を検討した。もちろん人口学におけるこれらの研究も出生行動と就業行動の地域間格差を検討しているのだが、分析単位がいずれも都道府県であるという点で限界を持つ。都道府県を分析単位とした場合、単位内の分散が平均値の中に消えてしまう。しかし、同一都道府県内といっても、地域内格差は大きい。たとえば鉄道の路線が異なれば、われわれの行動範囲は大きく異なる。都道府県単位の分析ではその点が切り捨てられてしまうので、より細かい区分—市区町村単位—での分類が必要である。

現段階では地域区分の工夫は家族社会学で積極的におこなわれている。たとえば、松信(1996)はジェントリフィケーション⁴という概念を用いて、既婚キャリア女性の戦略としての都心居住に注目し、東京都江東区における4例のケーススタディをおこない、子どもを自分で育てたいという母性を犠牲にせず、女性が育児と仕事を両立するには、都心居住が有効であると指摘した。都心に住むことで職住近接となり、通勤時間が短縮できる分、育児に割り当てられる時間が増えるからである。この指摘は興味深い、ケースがあまりにも限定的であり、ただちに一般化することは難しい。

田中(2000)は子どものいる女性のフルタイム継続率が居住地域によってどうちがうのかを検討する際、政令指定都市であるか否かと地域外通勤率を基準に市町村を「中心市」「郊外」「その他」の3つに地域を分類した。「郊外化ライフスタイル仮説」(瀬地山1996)によれば、「郊外」はほかの2つの地域に比べてフルタイム継続率が低いはずである。しかし、分析の結果、「郊外」は「その他」に比べて子どものいる既婚女性のフルタイム就業継続率は有意に低かったが、「中心市」との間には統計的に有意な差は見られなかった。この結果について、田中は「郊外」と「その他」には違いがあったことから、「『郊外化ライフスタ

³ DID(Densely Inhabited District, 人口集中地区)とは、実質地域による都市地域を示すのに確定された区分である。市区町村の今日域内において人口密度が約4000/km²と高い国勢調査区が集合して、人口5000人以上を数える地域、と定義される。市区町村の合併が進んだことで、「市」の地域(市部)にその周辺の実質的には農村地域までが含まれるようになり、「市」の統計が必ずしも実質的な都市地域としての実態を示さなくなったために確定されたものである(大友2000)。

⁴ インナー・エリアとは大都市の中心市街地に隣接する地域であるが、スラム化、社会病理症候が集中するという都市問題があった。近年、市街地居住の可能性から、インナー・エリアの再開発が都市開発の戦略とされる。ジェントリフィケーションとは、大都市インナー・エリアにある労働者階層の老朽化した住宅や荒廃したビル・倉庫などを復興、再開発し、中・上流階層の近隣社会に転換する過程を指す。

イル仮説』に整合的」(pp106)であるとし、基本的には「国勢調査で『中心市』に分類される大規模都市でも、その周辺部には都心への通勤者が住む住宅地がひろがっており、『大都市』とはいっても、実際には郊外的な特徴を持つ地域とそうでない地域の混在」(pp103)があったからではないかとしている。人口規模では大都市であっても、実際には隣接する中心市のベッドタウンとしての性格が強い地域があるかもしれないという指摘は、仙田(2000)の横浜市・川崎市と東京都特別区との比較によっても示唆されている。従来、政令指定都市については、大都市として一まとめに分析されてきたが、大都市についてより細かい区分をおこなった研究が必要である。

経済学では保育サービスの地域間格差によって既婚女性の就業・出生選択の地域差を説明する試みが積み重ねられている(滋野+大日(1999);永瀬(1998))。永瀬(1998)は子どもがいる女性にのみ(sample selection bias⁵が考慮されていない)についての分析ではあるが、市部の既婚女性の労働力率と保育所入園率、待機率の関係を分析し、労働力率と保育所入園率には正の相関関係、労働力率と待機率には負の相関関係があることをみいだした。保育政策の充実と既婚女性の労働供給の間に正の相関関係があるということである。しかし、この分析は市部を分析単位にしているものの、市部に「その周辺の実質的には農村地域」(大友 1997=2000:20)までが含まれている点については考慮していない点に限界がある。

滋野+大日(1999)は、保育政策が出産の意思決定および出産した場合の保育者の就業選択に関する意思決定に対してどのような効果を有しているかを sample selection bias を考慮した上で分析した。結果として、保育政策のうち既婚女性の就業選択に効果を有するのは保育所定員率のみであり、0歳児定員率や延長保育などは頑強な傾向を持たないことを示した。ただし、この分析は著者らが自ら認めているように地域区分が都道府県単位である点に限界がある。

先行研究を概観すると、既婚女性の就業選択の地域差をみる際には、sample selection bias を考慮することと地域区分を考慮することが重要であることが分かる。無論、この両方を考慮した研究をおこなうことがもっとも望ましいが、実際には利用するデータの特性を活かした分析をおこなうことになる。本研究は後者を目的としている。後述するが、使用するデータの特長が市区町村単位の分析が可能である点にあるからである。市区町村単位での分析をおこなった先行研究には田中(2000)もあるが、サンプル数が800弱と小さいため、中心市について区単位での分析はおこなっていない。

3. データ

3.1 地域区分：「中心市」「郊外」「その他」の設定

本研究では市区町村を単位として、地域外通勤率を基準に「大都市—郊外—その他」(田中 2000)という区分をおこなう(表1)。本稿では、政令指定市における区について、地域外通勤率(市区町村外通勤率)が30%以上の場合は、中心市ではなく郊外と分類する点の特徴である。育児と仕事の両立の難しさは、通勤時間の長さによる部分が大きいいため、単に人口規模で都市化をはかるより、職住接近の度合いによる分類をおこなうほうが、本稿の

⁵ 分析に利用できるサンプルが偏っていることによって推定結果に生じるかもしれない方偏り。

目的には適している。

市区町村外通勤率は国勢調査から算出した。『平成2年国勢調査報告書第6巻その1』の中の第1表「常住地又は従業地・通学地による年齢(5歳階級)、男女別人口、及び15歳以上就業者数」の従業地による就業者数の内訳のうち「自市内他地区」(12大都市のみ)、「県内他市区町村」、「他県」で就業している人口が、常住地からの流出人口であると定義される。流出人口の全就業者に占める割合が市区町村外通勤率、つまり地域外通勤率である。

表1 地域区分

中心市	12大都市(東京都特別区部と1990年当時の政令指定市(札幌・仙台・横浜市・川崎市・名古屋・京都・大阪・神戸・広島・北九州・福岡))に含まれる区で、当時の市区町村外通勤率が30%以下の区
郊外	1990年国勢調査最終報告書で設定された7つの「大都市圏」の圏域のうち、上記の中心市をのぞく部分の市町村で当時の市区町村外通勤率が30%以上の市町村、および1990年当時の政令指定市に含まれる区で市区町村外通勤率が30%以上の区
その他	大都市圏で当時の市区町村外通勤率が30%以下の地区

田中(2000)は、地方都市と郡部も含めた研究をおこなっているが、本研究は大都市圏のみを研究対象とする。「中心市」および「郊外」が都市としての性質を持つものに対して「その他」は農村としての性質を持つ。雇用労働は都市が中心であるので、政策的介入という面からは、都市部のみをとりあげた分析のほうが効果的であると考えからである。

3.2 分析用データの作成

分析に用いるデータは厚生省統計情報部「平成5年度人口動態社会経済面調査」(以下、「人口動態社会経済面調査」)および厚生省統計情報部「平成5年度社会福祉施設等調査保育所調査票」(以下、「保育所調査票」)である。本研究では「人口動態社会経済面調査」の市区町村コードを利用することができたので、「保育所調査票」のデータとの接合が可能であった。このほか、市区町村ごとの市区町村外通勤率については平成2年国勢調査の数値(総務庁統計局1992a)から計算した。雇用労働者数については、平成2年国勢調査の数値(総務庁統計局1992b)から計算した。

「人口動態社会経済面調査」は母親の育児状況と育児への意識、就業の状況と就業への意識、出産意欲の把握を目的としたもので、平成4年12月1日から7日の間に生まれた子(調査時に生存)の母親のうち、全国から層化無作為抽出された1/2の保険所管轄内に住所を有する母親が調査対象である。調査対象者10,815人中、回答があったのは8117人(回収率75.1%)である。このうち本研究で分析対象となる大都市圏に居住している人は4706人である。

「社会福祉施設等調査保育所調査票」は、平成5年時点での日本国内の認可保育所についての全数調査であり、24042保育所についての定員、在籍児数、保育時間などについての情報が掲載されている。このデータには市区町村コードはついていないが、各保育所の

所在地は掲載されているので、それをもとに地区コードをつけることができる。地区コードをつける前に、24042 保育所のうち、「人口動態社会経済面調査」で分析対象とするサンプルがいる市区町村に所在する保育所のみを抜き出した。その結果、5290 保育所のデータを分析に用いることになった。地区単位ごとに定員、在籍児数、0 歳児在籍児数、1 歳児在籍児数、2 歳児在籍児数、3 歳児在籍児数を集計し、それぞれの値を「人口動態社会経済面調査」に接合した。

地域ごとの保育所の量的供給の度合いを求めるのに、本研究では、地域の女性雇用労働者数を用いる。永瀬(1998)などは単にその地域の子供の数を分母にしているが、保育所にいれる必要性という点から考えた場合、雇用労働者数のほうが適切であると考えたからである。雇用労働者数は『平成 2 年国勢調査報告 第 4 巻 その 2』の第 3 表の雇用者の欄の数値である。それぞれの地区の値を「人口動態社会経済面調査」に接合した。

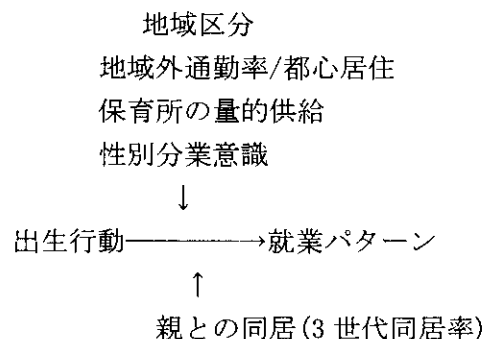
こうして、市区町村を単位とした、その地区の保育所の量的供給と授乳期の既婚女性の就業行動との関係を見るためのデータが作成された。

サンプルサイズは 4706 ケース(地区単位は 362 地域;うち「中心市」70、「郊外」253、「その他」39)であった。

4. 分析

分析枠組は以下のとおりである(図 1)。子どもを持つことの既婚女性の就業選択への影響が地域でどのような異なるのかを分析する。「郊外型ライフスタイル仮説」にしたがえば、郊外では出生後も就業継続をする人の割合が中心市に比べて低いはずである。通勤時間という点からは、ジェントリファイアーを擁する都心では郊外にくらべて出生後も就業継続をする人の割合が高いはずであるし、地域外通勤率が低い地域のほうが、出生後も就業継続をする人の割合が高いはずである。育児の担い手という点から考えると、三世代同居率が高いほうが、また、保育所の量的供給が充実しているほうが、出生後も就業継続をする人の割合が高いはずである。

図 1 分析枠組



具体的な分析としては、三世代同居をコントロールした上で、1 歳児を持つ母親の就業選択が、地域の保育所充足率によってどのように異なるのかをみる。地域の保育所充足率

次に、子どものいる既婚女性の就業行動が、実際に地域で異なるのかをもっとも単純なクロス表で確認する。就業行動は単純化のため2つに分類する代わりに、「いま(調査時点)フルタイムあるいはパートタイムで働いているか、それ以外(ただし不詳は除く)か」、「いま(調査時点)までフルタイムあるいはパートタイムで就業継続しているか、妊娠・出産退職しているか」、(いま働いていない人について)「今後の就業意欲があるか、ないあるいは特に考えていないか」という3つのパターンをもちいる。

(1) 「いまフルタイム/パートタイムで働いているか、それ以外(ただし不詳は除く)か」

表3にあるように地域間の差があり、その他の地域で郊外よりいま働いている人の割合が高い。

表3 地域別の就業行動・1

	中心市	郊外	その他	合計(人、%)	
いまフル+パート	180	344	105	629	13.59
その他	1085	2398	517	4000	86.41
合計(人、%)	1265	2742	622	4629	
	27.33	59.24	13.44		

$\chi^2=8.724$, $df=2$

(2) 「いままでフルタイムあるいはパートタイムで就業継続しているか、妊娠・出産退職しているか」

表4にあるように地域間の差があり、その他の地域で郊外より就業継続している人の割合が高く、出産退職している人の割合が低い。

表4 地域別の就業行動・2

	中心市	郊外	その他	合計(人、%)	
出産退職	461	1087	209	1757	80.30
就業継続	120	239	72	431	19.70
合計(人、%)	581	1326	281	2188	
	26.55	60.60	12.84		

$\chi^2=8.920$, $df=2$

(3) 「(いま働いていない人について)今後の就業意欲があるか、ないあるいは特に考えていないか」

表5にあるように、いま働いていない人の今後の就業意欲には地域差はみられない。どの地域でも就業意欲のある人のほうが多い。

表5 地域別の就業行動・3

	中心市	郊外	その他	合計(人、%)	
なし+考えていない	220	462	92	774	22.67
あり	679	1616	345	2640	77.33
合計(人、%)	899	2078	437	3414	
	26.33	60.87	12.80		

$\chi^2=2.543$, $df=2$

以上みてきたように、子どものいる既婚女性の実際の就業行動には地域差がある。そこでその要因はなにかを二項ロジスティックによる分析をおこない検討する。その際、確認のため、いま働いていない人の今後の就業意欲についても分析する。

4.3 二項ロジスティックによる多変量解析

(1) 「いまフルタイム/パートタイムで働いているか、それ以外(ただし不詳は除く)か」

表6にあるように、妻の学歴が(基準となる)大卒である場合に比べて高卒、専修・短卒、中卒ではいま働いていない確率が高い。また、妻の年齢は若い方が、結婚してからの年数は短いほうがいま働いている確率が高い。

(基準となる)郊外に比べてその他では統計的に有意にいま働いている人が多いが、中心市と郊外の間には統計的に有意な差は見られない。

夫が家事や育児をするべきかどうかについての考え方は、脱性別分業志向のほうが働いている人が多い。ただし、意識変数については、以前から持っていたものなのか、ある就業行動を選択した結果としてなのか、因果関係が明確でない点に注意が必要である。

親との同居は就業を促進していたが、保育所の量的供給は有意な効果を持っていなかった。

表6 分析結果・1

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig.	R	Exp(B)
中卒	-0.5659	0.3363	2.8321	1	0.0924	-0.0154	0.5678
専修・短卒	-0.1717	0.1384	1.5396	1	0.2147	0	0.8422
高卒	-0.3783	0.1426	7.0406	1	0.008	-0.0379	0.685
妻年齢	0.0565	0.0142	15.7177	1	0.0001	0.0626	1.0581
結婚年数	-0.0371	0.0232	2.5644	1	0.1093	-0.0127	0.9636
中心市	0.1027	0.1125	0.8326	1	0.3615	0	1.1081
その他	0.2775	0.1411	3.8682	1	0.0492	0.0231	1.3198
性別分業・家事	1.8404	0.1198	236.1384	1	0	0.2585	6.29
性別分業・育児	0.6152	0.1042	34.8405	1	0	0.0968	1.85
親との同居	0.6203	0.111	31.2029	1	0	0.0913	1.8595
子ども2人以上か否か	-0.0493	0.1185	0.1729	1	0.6775	0	
夫自営	-0.8493	0.1583	28.7851	1	0	-0.0874	0.4277
Ln(保育所定員/雇用者数)	-0.3369	0.5068	0.4417	1	0.5063	0	
Ln(0歳児在籍数/雇用者数)	0.6217	0.5189	1.4353	1	0.2309	0	
Constant	-3.1103	0.5349	33.8138	1	0		

-2 Log Likelihood 3016.994
 Chi-Square df Significance
 485.674 14 .0000
 Number of cases included in the analysis: 4417

(2) 「いままでフルタイムあるいはパートタイムで就業継続しているか、妊娠・出産退職しているか」

表7にあるように、妻の学歴が(基準となる)大卒である場合に比べて高卒、中卒ではいま働いていない確率が高い。専修・短卒との間には統計的に有意な差はない。また、妻の年齢は若い方が、結婚してからの年数は短いほうがいま働いている確率が高い。

6 調査票では、家事と育児それぞれについて、どのような分担の仕方がよいと思うかを「主に妻」「主に夫」「妻が主で夫が従」「同程度」という4つの選択肢を用いてたずねている。4つの選択肢のうち、「主に妻」と「妻が主で夫が従」を一つにまとめて「性別分業志向」、「同程度」と「主に夫」を一つにまとめて「脱性別分業志向」とした。分析には「脱性別分業志向」が1、「性別分業志向」が0のダミー変数として投入している。なお、たとえば家事についてみると、「主に夫」と回答したものはそれぞれ0.1%と多くない。

(基準となる)郊外に比べてその他では統計的に有意にいま働いている人が多いが、中心市と郊外の間には統計的に有意な差は見られない。

夫が家事や育児をするべきかどうかについての考え方は、脱性別分業志向のほうが働いている人が多い。

親との同居は就業を促進していたが、保育所の量的供給は有意な効果を持っていなかった。

表7 分析結果・2

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R	Exp(B)
中卒	-0.8061	0.5511	2.1398	1	0.1435	-0.0082	0.4466
専修・短卒	-0.1866	0.1812	1.061	1	0.303	0	0.8298
高卒	-0.6292	0.1911	10.8352	1	0.001	-0.0652	0.533
妻年齢	0.1131	0.0204	30.7182	1	0	0.1176	1.1197
結婚年数	-0.0576	0.0319	3.2497	1	0.0714	-0.0245	0.9441
中心市	0.1225	0.1532	0.6393	1	0.424	0	1.1304
その他	0.4171	0.1924	4.6993	1	0.0302	0.0361	1.5176
性別分業・家事	2.229	0.1608	192.0685	1	0	0.3026	9.29
性別分業・育児	0.6442	0.1399	21.1924	1	0	0.0962	1.9
親との同居	0.9031	0.148	37.243	1	0	0.1303	2.4671
子ども2人以上か否か	-0.0896	0.1601	0.3134	1	0.5756	0	
夫自営	-0.8136	0.2445	11.0706	1	0.0009	-0.0661	0.4433
Ln(保育所定員/雇用者数)	-0.1839	0.6763	0.0739	1	0.7857	0	
Ln(0歳児在籍数/雇用者数)	0.3795	0.6869	0.3054	1	0.5805	0	
Constant	-4.7402	0.7434	40.6625	1	0		

-2 Log Likelihood 2075.9811

Chi-Square df Significance

473.396 14 .0000

Number of cases included in the analysis: 2086

(3) 「(いま働いていない人について)今後の就業意欲があるか、ないあるいは特に考えていないか」

妻の年齢が若いほうが、夫が自営以外のほうが、脱性別分業志向のほうが、今後働く意欲がある人が多い。しかし、そのほかの親との同居、保育所の量的供給、地域外通勤率などは統計的に有意な効果を持っていなかった。

表 8 分析結果・3

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R	Exp(B)
中卒	0.1768	0.2768	0.408	1	0.523	0	1.1934
専修・短卒	0.0974	0.1353	0.5179	1	0.4718	0	1.1023
高卒	0.1789	0.136	1.7307	1	0.1883	0	1.1959
妻年齢	-0.0553	0.0132	17.5235	1	0	-0.0666	0.9462
結婚年数	0.0225	0.0213	1.1138	1	0.2913	0	1.0227
中心市	-0.1132	0.1001	1.2795	1	0.258	0	0.8929
その他	0.0698	0.1385	0.2539	1	0.6143	0	1.0723
性別分業・家事	0.7776	0.2457	10.0143	1	0.0016	0.0478	2.17
性別分業・育児	0.3764	0.0881	18.2502	1	0	0.0681	1.45
親との同居	0.0185	0.111	0.0277	1	0.8678	0	1.0186
子ども2人以上か否か	0.0774	0.1075	0.5181	1	0.4717	0	
夫自営	-0.3564	0.1159	9.4618	1	0.0021	-0.0462	0.7002
Ln(保育所定員/雇用者数)	0.5169	0.4506	1.3161	1	0.2513	0	
Ln(0歳児在籍数/雇用者数)	-0.3586	0.4628	0.6003	1	0.4385	0	
Constant	2.8544	0.4891	34.0631	1	0		

-2 Log Likelihood 3421.595

Chi-Square df Significance

78.749 14 .0000

Number of cases included in the analysis: 3271

5. まとめ

子どものいる既婚女性の就業行動の地域差について、先行研究では「三世代同居」、「性別分業意識」、「地域外通勤率」、「保育所の量的供給」という要因が指摘されている。しかし、これらの要因を同時に検討した研究はこれまでなかった。本研究では、子どものいる既婚女性の就業選択に何が関わっているのかを明らかにするために、これらの要因すべてを用いて二項ロジスティック分析をおこなった。妻の就業行動としては、「古いタイムあるいはパートタイムで就業継続しているか出産退職しているか」、「いまフルタイムあるいはパートタイム就業をしているか否か」という実際の選択だけでなく、「今後の就業意欲があるか否か」という希望についても検討した。

実際の選択か希望的選択かで何が影響を持つかが異なる(表9)。

表 9 妻の就業選択に影響を与える要因

	三世代同居	性別分業意識	地域外通勤率	保育所の量的供給
いまフル+パート/その他	○	○	○*	×
フル+パート就業継続/出産退職	○	○	○*	×
今後の就業意欲あり/なし	×	○	×	×

*は「郊外」と「その他」のあいだのみに統計的な有意差が見られ、「郊外」と「中心市」のあいだには統計的に有意な差は見られなかったことをしめす

実際の選択についてみると、先行研究で指摘された要因のうち、「親との同居」「性別分業意識」「地域外通勤率」は既婚女性の就業に関わる選択に影響を与えているが、「保育所の量的供給」は影響を持っていなかった。

「地域外通勤率」(地域区分)は、大都市圏だけを取り出して分析しても、「郊外」と「その他」のあいだのみに有意な差があり、「郊外」と「中心市」のあいだには統計的に有意な差はみられなかった。地域外通勤率が高い地域(「郊外」)より低い地域(「その他」)のほうが子どもがいても就業/就業継続する人が多い。しかし、既婚キャリア女性の育児と仕事

の両立戦略としての都心居住の効果はみられない。

希望的選択に影響を与える要因は性別分業意識のみであった。

最後に、保育所の量的供給が子どものいる既婚女性の就業行動に影響を与えていない点について考えてみたい。本研究で分析に用いた保育所のデータは認可保育所についてのみである。無認可保育所についてのデータがあれば、さらに正確な分析ができるだろう。しかし、今回の分析結果に基づけば、少なくとも認可保育所についていえば、はたして育児と仕事を両立させたい夫婦に対して十分なサービスを提供しているのを見なおす必要があるだろう。表2にあるように、フルタイムで働く女性のほとんどが子どもを保育所に預けているにもかかわらず、地域別にみたときには保育所の量的供給が子どものいる既婚女性の就業選択に有意な効果を有していないということは、とりもなおさず、保育所の量的供給が圧倒的に不足していることを示唆しているのではないだろうか。待機児数についての網羅的なデータが存在しないなど、保育所の量的ニーズについての把握は遅れているといわざるを得ない。早急の対応が必要であろう。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)の乏しさにまでおよぶのかについても、今後更なる検討が必要である。

引用文献

- 今井博之(1999)「都道府県間有配偶出生力格差の経済学モデルによる分析」『都市計画』218, 57-66。
- 今田幸子(1996)「女子労働と継続就業」『日本労働研究雑誌』38-5, 37-48。
大沢真知子(1993)『経済変化と女子労働—日米の比較研究—』日本経済評論社。
- 大谷憲司(1993)『現代日本出生力分析』関西大学出版部。
- 大友篤(2000)『地域分析入門 改訂版』東洋経済新報社。
- 金子武治+白石紀子(1994)「東京周辺地域の出生動向について」『人口問題研究』50-2, 61-72。
- 経済企画庁(1998)『平成9年版国民生活白書』
国立社会保障・人口問題研究所、1998『平成9年第11回出生動向基本調査-第1報告書-日本人の結婚と出産』。
- 小島宏(1997)「結婚、出産、育児および就業」人口・世帯研究会監修・大淵寛編『女性のライフサイクルと就業行動』(pp. 61-87)。
- 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』35-2, 192-207。
- 瀬地山角(1996)『東アジアの家父長制—ジェンダーの比較社会学』勁草書房
- 仙田幸子(2000)「子どものいる既婚女性の就業選択に対する地域特性の影響—東京都特別区部と横浜市・川崎市の比較を例として—」『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究』(厚生科学研究政策科学推進事業 課題番号H11-政策-009 平成11年度報告書)79-89。
- 総務庁統計局(1992a)『平成2年国勢調査 第6巻 従業地・通学地集計結果 その1 従業地・通学地による人口—男女・年齢・産業(大分類)第2部』01-44、総務庁統計局

- 総務庁統計局(1992b)『平成2年国勢調査報告 第4巻 その2』01-44、総務庁統計局
経済企画庁(1998)『平成9年版国民生活白書』
- 田中重人(1997)「高学歴化と性別分業」『社会学評論』190, 130-142。
- …………(2000)「性別分業を維持してきたもの—郊外型ライフスタイル仮説の検討—」盛山
和夫(編)『日本の階層システム 4 ジェンダー・市場・家族』(pp.93-110)東京
大学出版会。
- 陳珍珍(1998)「日本における地域別の女性の就業パターン:山形県と埼玉県の例を通じて」
『日本労務学会第28回全国大会研究報告論集』181-186。
- 永瀬伸子(1998)「保育所、幼稚園の利用実態と子どもへの公共政策」34-43。
- 廣嶋清志+三田房美(1995)「近年における都道府県別出生率の分析」『人口問題研究』50-4,
1-30。
- 松信ひろみ(1996)「既婚キャリア女性と戦略としての都心居住」『年報社会学論集』(関東
社会学会)9, 13-24。

参考文献

- 小林弥生(1997)「出生選択における時間費用仮説と相対所得仮説」『愛知大学経済論集』143,
131-146。

第4章 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 -

1. はじめに

我が国の女性の就業環境は、この20年間に着実な改善と整備が行われてきた。1986年には「男女雇用機会均等法」が、92年には「育児休業法」が施行され、双方とも改正法が施行、検討されている。この結果、女性の労働力率は年々高まっており、こうした労働市場の環境整備は一定の役割を果たしたと考えられる。この一方で、家庭に目を向けると、出生率は低下の一途を辿っており、少子化は一層進展しているように考えられる。

ところで、これまで出生力を分析した研究の多くは、出生力を規定するのは出産行動ではなくて結婚問題であると指摘している。つまり、婚外子の少ない我が国では、現下の未婚率の上昇は直接に出生率低下に繋がっているのである。この場合、育児休業法のような出生行動と労働供給行動のトレードオフ問題を緩和する政策をとっても、その効果には限界がある⁷。むしろ、なぜ未婚率が高まっているのかを検討し、もし結婚行動にネガティブな影響を与えている政策や制度があれば、それを緩和することを考えなければならない。川口(1999)は男女雇用機会均等法が結婚行動に与えた影響を理論的に分析しているが、その結果によると、「男は仕事、女は家庭」という社会規範が薄れつつある移行期には、社会全体の労働時間短縮などによって、よりフレキシブルな労働供給を可能にする制度を推進することが必要であるとされる。本稿では『就業構造基本調査』を利用して、果たして我が国の長時間労働の存在が女性の就業と結婚行動にどう影響したかを検討する。なお、今年度は、来年度に行う実証研究の簡易版的なモデルを検討しており、そこから見出された観察事実と今後の問題点を明らかにしていた。

2. 『男と女のゲーム』 - 人的投資戦略と結婚、就業パターン -

就業行動を説明する理論にはいくつかのバージョンがあるが、もっともベーシックなモデルを前提に議論を進める。すなわち、個人の効用最大化問題の下で、供給主体が労働時間を自由に選択できると仮定したモデルである。このモデルでは、人々が働くかどうかの意思決定問題は、労働時間が0かそれ以上になるかの選択と同じ問題となる。最適労働時間が0時間となるような賃金率を留保賃金率と呼ぶが、この賃金率はこれよりも高い賃金率が提示されると最適労働時間は正となり、低ければ最適労働時間は負となる限界的賃金率である。留保賃金率は労働時間0の効用関数の傾き(=限界効用)と等しく、所得=余暇時間のトレード・オフ関係の指標と言っても良い。また、労働時間は自由に選択できないモデルもある。このモデルでは、賃金率と労働時間がセットで提示され、予算制約と時間制約の下で供給主体の効用を最大化するという図式になる。

以上のようなモデルは、主体が労働供給するかどうかは市場賃金と留保賃金、および指定労働時間によって決まるという点に特徴がある。したがって、個人の嗜好とこれまでに蓄積した人的資本の評価によって、労働供給行動が規定されている。このため、男女の就

⁷ ただし、出産前後の女性の就業行動には育児休業は有効である。詳しくは Waldfoegel, Higuchi and Abe(1999)を参照のこと。