

表5-3 有配偶母親の就業に関するプロビットモデルによる変数の係数推定値：  
フランス（1994年）、カナダ（1990年）、ドイツ（1992年）

変数	フランス	カナダ	ドイツ
母親の年齢	0.30**	0.16**	0.23**
母親の年齢の2乗	-0.36**	-0.21**	-0.41**
子ども数	-0.40**	-0.15**	-0.16**
末子の年齢	-0.000017	0.043**	0.093**
母親の学歴：			
第2段階以下（レファレンス）	--	--	--
第3段階 職業教育	--	0.33**	0.77**
第3段階 学位	0.59**	0.49**	0.96**
第3段階 学位以降	0.66*	0.84**	0.72#
その他	--	0.11	-1.06**
父親の学歴：			
第2段階以下（レファレンス）	--	--	--
第3段階 職業教育	--	0.15#	0.0065
第3段階 学位	--	-0.056	-0.11
第3段階 学位以降	--	-0.21	-0.56**
その他	--	--	0.13
親の同居	--	-0.29	-0.14
父親の労働時間：			
ゼロ	0.13	-0.34**	0.020
その他の就業	-0.55	-0.082	1.07
週34時間以下	0.25	0.035	-0.24
週35～44時間（レファレンス）			
週45時間以上	0.25*	-0.17**	-0.0075
定数	-4.82**	-2.71**	-3.46**
Log-likelihood	-481.25		-1240.76
Number of obs (N)	851	2017	2045
Chi2 (df)	151.49(10)	180.53(16)	347.43(17)
Prob>chi2	0.0000	0.0000	0.0000

\*\*1%水準で有意、\*5%水準で有意、#10%水準で有意

母親の年齢が母親の就業に与える影響は、フランス、カナダ、ドイツで共通である。母親の年齢が就業に与える影響は、母親の年齢によって異なる。母親の年齢の範囲 19～54 歳では、母親の年齢が高いほど就業している可能性が統計的に有意に低い。この年齢が就業に与えるマイナスの影響は、年齢が高くなるほど大きくなる。

母親の学歴が就業に与える影響も、フランス、カナダ、ドイツで共通である。母親の学歴が第 2 段階以下である場合と比べて、より学歴が高い場合に就業をしている可能性が統計的に有意に高い。

母親の年齢や学歴が与える影響をコントロールした上で、以下に子どもに関する要因と父親の労働時間が与える影響を検討する。子ども数が与える影響は、フランス、カナダ、ドイツで共通である。子ども数が多いほど就業は統計的に有意に抑制される。

末子の年齢が与える影響は国によって異なる。カナダ、ドイツでは、末子の年齢が高いほど母親の就業が有意に促進される傾向がみられた。しかし、フランスでは統計的に有意な影響として検出されなかった。

父親の学歴が与える影響は、カナダとドイツで異なる。カナダでは、父親の学歴が第 2 段階以下である場合に比べ、職業教育を受けている父親の場合、母親の就業が促進される傾向がみられる。ただし、この傾向の統計的な有意性はあまり高くない。ドイツでは、大学院レベルの学歴を持つ父親の場合、母親の就業が統計的に有意に抑制される。

表 5-3 から、親の同居については、カナダ、ドイツともに統計的に有意な影響をもたないといえる。

本節では、父親の労働時間の長さは、父親が家事・育児に参加するための時間をどのくらい持っているかの目安としている。父親が長時間労働であれば、家事・育児に参加するための時間が少なく、母親は父親からの手助けを得にくい状況にあると考えられる。このような状況が、母親の就業に影響するかどうかをみるのが、父親の労働時間を変数に加えた目的である。

ドイツの場合、父親の労働時間は母親の就業に対して統計的に有意な影響をもたない。つまり、父親の家事・育児への参加のしやすさは、母親の就業と有意な関係をもたないといえる。フランスの場合、父親が週 45 時間以上の長時間労働であることが母親の就業に対して統計的に有意なプラスの影響がある。つまり、週 35～44 時間労働の父親に比べ、より長時間労働で家事・育児に参加しにくい状況であっても、母親が就業している可能性が高い。父親以外の方が、就業している母親をサポートする環境が整備されていることが推測される。カナダの場合、フランスとは逆に、父親が長時間労働であると母親の就業は統計的に有意に抑制される。父親が家事・育児に参加しにくい状況では、母親が就業しにくいと考えられる。

以上から、母親の年齢と学歴の影響をコントロールした上で、子どもの要因と父親の労働時間が与える影響について、次がいえる。フランス、カナダ、ドイツの 3 カ国に共通し

て、子どもの数が増加するほど、母親の就業は抑制される。子ども数が増加し育児に必要な時間やエネルギーが増加すると、母親が就業しにくいといえる。カナダ、ドイツでは、末子の年齢が高いほど、母親の就業が増加する。すなわち、末子の年齢が高く、手がかからなくなるほど、母親の就業が増加するといえる。フランスでは、末子の年齢が統計的に有意な影響をもたない。末子が手のかかる年齢であっても必要な援助が得られるため、母親の就業に影響しない可能性が示唆される。また、フランスでは、父親の労働時間が週 35～44 時間である場合に比べて、父親が週 45 時間以上の長時間労働である場合により多くの母親が就業している。カナダでは、父親が長時間労働である場合には母親の就業は減ることと比べると、フランスでは父親が長時間労働でかつ母親が就業することが可能な環境があり、かつ両親が就業する動機になるようなメリット、例えば育児サービスを受けて両親就業してもコストを上回るような税制や家族給付などのメリットのあることが示唆される。

#### 4 非就業および就業形態に関する日本の有配偶母親の選択

本節では、日本の有配偶の母親が、就業するか否か、就業するとすればどのような就業形態で働くかについて選択するとき、その選択と子どもの存在や父親の就業状態はどのような関係にあるかを検討する。分析対象の有配偶の母親は 50 歳未満とする。その理由は、前節の先進諸国に関する多変量解析との比較のため、また、現在子育て中の母親を分析の対象とするためである。

##### 4-1 分析に使用した変数の定義と記述統計量

表 5-4 は、非就業および就業形態に関する多項ロジット分析に使用した変数の定義と記述統計量を示している。

母親の年齢は 20～49 歳で、平均値は 39 歳である。前節のフランスやドイツとほぼ同様である。子ども数の平均値は 2 人である。末子の年齢の平均値は 9 歳である。母親の学歴については、短大・専門学校以上の学歴の女性が 56% と半数を超える。

調査の質問票では、父親の年収を 100 万円から 300 万円の範囲の 13 のカテゴリーに分けて質問している。分析においては、各カテゴリーの中央値を年収とした。年収が 1500 万円以上というカテゴリーについては、1700 万円とした。

父親の労働時間のうちで最も割合が高いのは、週 49 時間以上である。52% と約半数の父親が週に 49 時間以上の長時間労働をしている。前節のフランス、カナダ、ドイツの父親と比べて、日本の父親では長時間労働の割合が非常に高い。

表5-4 非就業および就業形態に関する多項ロジット分析に使用した変数の定義と記述統計量：50歳未満の有配偶母親、日本、2004年

変数	平均値	標準偏差	範囲
母親の年齢	39.2	6.53	20-49
子ども数	2.1	0.80	1-6
末子の年齢	9.0	6.64	0-29
母親の学歴：			
高等学校以下（レファレンス）	0.43	--	--
短大・専門学校等	0.43	0.50	0-1
4年制大学以上	0.13	0.33	0-1
その他	0.0078	0.088	0-1
父親の収入（万円） <sup>a</sup>	568.7	295.5	0-1700
父親の労働時間：			
ゼロ	0.021	0.14	0-1
34時間以下	0.027	0.16	0-1
35～48時間（レファレンス）	0.43	--	--
49時間以上	0.52	0.50	0-1

注 a：質問票のカテゴリの中央値を年収とする。最大値は1700万円とする。

#### 4-2 日本の有配偶の母親の非就業・就業に関する多項ロジット分析

子どもをもつ有配偶の日本女性が、就業をするかしないか、就業するとすればどのような就業形態で働くかについて、子ども数などの子どもに関する要因や父親の就業状態がどのように影響しているだろうか。非就業・就業に影響する母親自身の属性をコントロールした上で、子どもや父親に関する要因のもつ影響を分析する。

分析には多項ロジットモデルを援用する。その理由は、非就業と各就業形態は選択肢として同列であると考えたことにある。言い換えると、まず非就業か就業かを考慮し、就業の選択をした場合その後に就業形態を選ぶという二段階の構造はなっていないと考える。例えば、離職した母親が再就職を考える際、希望する就業形態で就業するか、就業しないかを選択すると考えられる。子どもをもつ母親にとって、家庭と仕事との両立は就業を考える上で不可欠であるから、彼女にとって両立がしやすい就業形態での就業をするか、非就業のままいるかを選択するだろう。現に就業中の母親が就業継続について考える際にも、現在の就業形態のまま継続するか、例えば短時間勤務の形態に変わるか、非就業にな

るかという選択肢から選ぶと考えられ、選択肢は同列であって二段階の構造にはなっていないと考えられる。

表5-5-1および表5-5-2は、50歳未満の有配偶の日本の母親について、非就業および就業形態に関する多項ロジットモデルによる変数の係数推定値を掲げている。

表5-5-1、表5-5-2から、母親の年齢が与える影響は、母親の年齢によって異なるといえる。母親の年齢の範囲20~49歳では、母親の年齢はマイナスの影響をもち、このマイナスの影響は、年齢が高くなるほど大きくなる。すなわち、「非就業」といずれの就業形態の間でも、母親の年齢が高くなるほど就業する傾向が低い。この傾向が母親の年齢が高くなるほど大きくなることも、就業形態によらず共通に見られる。「正規雇用」と「パート・アルバイト・派遣・契約」の間では、母親の年齢が高いほど「正規雇用」の就業形態で働いている傾向が低い。この年齢の効果は年齢が高いほど大きい。これは、子育てが一段落した母親がパートタイム就業に再就職する傾向があることと整合的である。子どもが学齢以上になった相対的に年齢の高い親が、正規雇用でなくパートタイム就業をする可能性が高いといえる。「正規雇用」と「パート・アルバイト・派遣・契約」以外の就業形態の間では、母親の年齢の影響は見られない。

母親の学歴については、「パート・アルバイト・派遣・契約」を選択している母親の場合に学歴が低い可能性が高い。母親が高学歴である可能性が高いのは、「正規雇用」または「自営業・家族従業者・その他」の就業をしている場合であり、この二つの就業形態の間で母親の学歴に統計的に有意な差はない。「非就業」の母親では、「正規雇用」または「自営業・家族従業者・その他」の就業と比べ、短大・専門学校の学歴をもつ可能性は同等であるが、4年制大学以上の学歴を持つ可能性はより低い。「非就業」の母親を「パート・アルバイト・派遣・契約」と比べると、短大・専門学校の学歴を持つ可能性が高い。これらから、より高学歴である可能性が高い順に、「正規雇用」または「自営業・家族従業者・その他」の就業、「非就業」、「パート・アルバイト・派遣・契約」である。

父親の年収については、父親の年収が高いほど就業形態によらず就業に対して統計的に有意なマイナスの影響をもつ。つまり、父親の年収が高いほど母親の就業が抑制される。世帯の年収が高いほど母親が収入を得る必要性は低く、母親の就業は抑制される。これは、労働経済理論が示すことと整合的である。父親の年収は、母親の就業形態によって統計的に有意な相違がある。就業形態の中で父親の年収が高い可能性が最も高いのは、母親の就業形態が「自営業・家族従業者・その他」の場合である。次いで、「パート・アルバイト・派遣・契約」、最も可能性が低いのは「正規雇用」である。

表 5-5-1 非就業および就業形態に関する多項ロジットモデルによる変数の係数推定値：  
50歳未満の有配偶母親、日本、2004年

変数	自営業・家族従業者・その他 VS. 非就業	正規雇用 VS. 非就業	パート・アルバイト・派遣・契約 VS. 非就業
母親の年齢	0.68**	0.63**	0.35**
母親の年齢の2乗	-0.87**	-0.84**	-0.48**
子ども数	0.50**	-0.067	0.42**
末子の年齢	0.12**	0.12**	0.14**
母親の学歴：			
高等学校以下（レファレンス）			
短大・専門学校等	0.20	0.23	-0.53**
4年制大学以上	0.98**	1.36**	0.35
その他	0.35	1.42	0.21
父親の収入（万円） <sup>a</sup>	-0.00056#	-0.0021**	-0.0012**
父親の労働時間：			
ゼロ	0.44	1.20	-0.073
34時間以下	1.15*	-1.02	-0.016
35～48時間（レファレンス）			
49時間以上	0.40#	-0.36*	-0.12
定数	-16.46**	12.33**	-7.31**
Log-likelihood		-1626.69	
Number of obs (N)		1405	
Chi2 (df)		324.92(33)	
Prob>chi2		0.000	

\*\*1%水準で有意、\*5%水準で有意、#10%水準で有意

表 5-5-2 非就業および就業形態に関する多項ロジットモデルによる変数の係数推定値：  
50歳未満の有配偶母親、日本、2004年

変数	自営業・家族従業者・その他 VS. パート・アルバイト・派遣・契約	正規雇用 VS. パート・アルバイト・派遣・契約	自営業・家族従業者・その他 VS. 正規雇用
母親の年齢	0.33	0.28#	0.046
母親の年齢の2乗	-0.39	-0.36#	-0.029
子ども数	0.081	-0.35**	0.43**
末子の年齢	-0.016	-0.019	0.0036
母親の学歴：			
高等学校以下（レファレンス）			
短大・専門学校等	0.72**	0.76**	-0.040
4年制大学以上	0.64*	1.01**	-0.38
その他	0.14	1.21#	-1.07
父親の収入（万円） <sup>a</sup>	0.00064#	-0.00089**	0.0015**
父親の労働時間：			
ゼロ	0.51	0.27	0.24
34時間以下	1.16*	-1.00	2.17**
35～48時間（レファレンス）			
49時間以上	0.52*	-0.24	0.76**
定数	-9.15*	-5.02	-4.13
Log-likelihood		-1626.69	
Number of obs (N)		1405	
Chi2 (df)		324.92(33)	
Prob>chi2		0.000	

\*\*1%水準で有意、\*5%水準で有意、#10%水準で有意

子ども数についても、「非就業」または就業形態によって統計的に有意な差が見られる。子ども数が多い可能性が高いのは、「自営業・家族従業者・その他」または「パート・アルバイト・派遣・契約」であり、これら 2 つの就業形態の間では統計的に有意な差はない。これら 2 つの就業形態よりも子ども数が少ない可能性が高いのは、「非就業」と「正規雇用」であり、これら 2 つのグループの間では統計的に有意な差はない。

子ども数と就業形態との間の因果関係には双方向性があるので、どちらが原因であり結果であるかは直ちにはいえない。例えば、子ども数が多いから家計を助けるために短時間労働の就業形態であるパートを選択していることもありうるし、また、短時間労働で家庭との両立がしやすいから子ども数が多いこともありうる。

ここで注目したいのは、他の就業形態と比べて母親が家庭内活動に特化している「非就業」が子ども数のより少ないグループといえる点である。ところが、父親の年収は「非就業」の母親において最も高い傾向にあった。経済的な余裕は最も大きいグループで、家庭活動に特化し育児の時間はもっている母親のもとで子ども数が統計的に有意に少ない。この原因については、今後更に分析する必要があるが、このことは少子化政策について、働いている女性に対する支援の他に、専業主婦にも支援が必要であることを示唆する。

「非就業」の母親と同様に「正規雇用」の母親も統計的に有意に子ども数がより少ない結果が得られた。子どもがゼロまたは 1 人の母親と比べ、子どもが 2 人以上いる母親では「正規雇用」の割合が大きく減少したこと（第 2 節参照）とこの結果を考え合わせると、育児休業制度などの環境が整備されている「正規雇用」においても対策が十分でない可能性が示唆される。

末子の年齢については、「非就業」か就業しているかで影響の有無が顕著に分かれる。「非就業」に比べ、就業形態に係わらず就業している場合に末子の年齢は統計的に有意に高い。就業形態の間では、末子の年齢に統計的に有意な差は見られない。子育てに手がかかる小さい子どもがいる場合、就業形態に寄らず母親の就業が抑制されるといえる。

父親の労働時間が週 49 時間以上の長時間労働である可能性が最も高いのは、「自営業・家族従業者・その他」の母親の場合である。次いで「非就業」、「パート・アルバイト・派遣・契約」、「正規雇用」の順である。ただし、「非就業」と「パート・アルバイト・派遣・契約」との間、また「パート・アルバイト・派遣・契約」と「正規雇用」との間の差は統計的に有意でない。母親が「正規雇用」の場合に、「非就業」と比べて父親が長時間労働である可能性がより低いことは統計的に有意である。すなわち、父親が長時間労働であることは、母親が「正規雇用」で就業することを抑制する影響があるといえる。「非就業」に比べて、父親の長時間労働が、母親の「パート・アルバイト・派遣・契約」の就業に対しても抑制の効果は統計的に有意でない。

母親が「自営業・家族従業者・その他」の就業である場合、父親が長時間労働である可能性が高いが、34 時間以下の短時間労働である可能性も高く、他の状態に比べて父親の労



働時間の多様性がある。

## 5 日本、フランス、カナダ、ドイツにおける母親の就業と子ども、父親の労働時間

第3節および第4節の多変量解析の結果から、母親の就業と子どもや父親の労働時間との関係について日本、フランス、カナダ、ドイツを比較する。フランス、カナダ、ドイツについては母親が就業しているか否かを分析しており、母親を就業とそれ以外に分けている。一方、日本については、他の3カ国よりも就業形態を詳細に分類しているため、第3節と第4節の多変量解析は同等のものではないが、多変量解析の結果を比較することによって、各国の特徴を検討する。

母親の就業と子ども数との関係について、日本以外の国では子ども数が増加するほど母親の就業が抑制される結果が得られた。日本では、「パート・アルバイト・派遣・契約」や「自営業・家族従業者・その他」の母親に比べ、「非就業」の母親では子ども数は「正規雇用」の母親と同程度に子ども数がより少ないという結果が得られた。この結果は、日本では専業主婦の子ども数がより少ないことを意味し、詳細な今後の分析と対策の必要性を示唆する。詳細な分析には、1人の母親の就業と出産の時間的変化を追ったパネルデータが必要になると思われる。本プロジェクトでパネルデータが整備されれば、更に詳細に分析が可能になる。

末子の年齢は、フランスを除き、末子の年齢が高いほど母親の就業が促されるという結果が得られた。図5-1でみたように、フランスでは出生力水準および女性の労働力率ともに高い水準にある。そのようなフランスで末子の年齢が母親の就業に影響しないことは、末子の年齢に寄らず就業可能な十分な育児サービスが入手可能であることが暗示される。

父親の労働時間が週40時間前後である場合に比べ、長時間労働である場合に、フランスではより多くの母親が就業しており、逆に、カナダや日本では就業している母親はより少ない。日本の場合、就業が統計的に有意に抑制される就業形態は正規雇用であった。ドイツでは父親の長時間労働は有意な影響をもたない。

## 6 まとめ

本章では、子どもや父親の就業に関する要因と母親の就業との関係について、日本、フランス、カナダ、ドイツを比較した。フランス、カナダ、ドイツでは子ども数が増えると母親の就業が抑制される一方で、日本においては、専業主婦の母親のグループにおいて、正規雇用の母親と同程度により子ども数が少ないという結果が得られた。子ども数と母親の就業については相互に影響し合うので、この結果については、パネルデータを使用するなど今後更に分析が必要であるが、就業している母親に対する育児支援のみでは出生力水準の回復に不十分である可能性が示唆される。

日本では、2人以上子どもがいる就業中の有配偶女性で正規雇用の割合が特に低く、ま

た、正規雇用の母親のグループでより子どもが少ないという結果が得られた。これは、正規雇用の母親に対して育児のサポートなどで支援が必要なことを示唆する。

1990年から2001年の期間、出生力および女性の労働力率が高水準でかつ上昇しているフランスでは、他の3カ国と異なり、母親の就業が末子の年齢に依存しないこと、父親が長時間労働の場合により多くの母親が就業していることがいえた。これは、フランスでは十分な育児サービスが得られるなど、長時間労働の父親からサポートを得にくい状況でも母親が就業することが比較的容易であること、育児サービスなどを利用しコストを支払いつつも両親が就業して収入を得ることに大きなメリット（例えば家族給付・税制など）があることを示唆する。出生力回復を図りながら女性の労働力化を促すことを政策として考える際には、日本にとってフランスの政策は参考になると思われる。

#### 参考文献

国立社会保障・人口問題研究所 2005 『人口統計資料集 2005』国立社会保障・人口問題研究所。

OECD. 2002. OECD Employment Outlook. OECD.

## 第6章 女性の就業が家族機能の変容に及ぼす影響

### —就業・家事分担・子ども—

岩間暁子

#### 1 問題設定

1980年代以降、20代後半から30代の女性の労働力率は徐々に上昇してきた。既婚女性の場合、出産・育児を契機として労働市場から退出する、いわゆる「M字型就労」は今なお見られるものの、労働市場から退出している女性就業希望者を労働力人口に加えて算出した潜在的労働力率で見ると、M字のくぼみはほとんどなくなり、アメリカのような台形に近づくことが明らかになっている（内閣府 2004）。これらのデータは、女性の就業者の増加や就業期間の長期化とともに就業意欲が上昇しているにもかかわらず、家庭内における女性の家事・育児責任が就業にあたって大きな障壁となっている現状の一端を示していると考えられる。

このような現状の背景には、日本社会がジェンダーに基づく性別役割分業が固定化された社会である（目黒・西岡 2004）ことが関係していると考えられる。Brinton は、日本社会の特質を「女性が実質的に家族に関する感情的責任およびケアに関する責任をすべて担うことで、男性が長時間、会社生活に捧げられるようにしている」と述べる（1993）。Ishii-Kuntz も、日本の男性は有償労働から多くのことを要求されるため、家族の中で主要な役割を果たせない状況にあることを指摘する（1993）。実際、日本の夫の家事参加頻度は、アメリカや韓国と比較してもっとも少ない（Tsuya and Bumpass 1998）。また、2001年に実施された「社会生活基本調査」によると、日本の男性は一日に平均 37 分しか家事をしていない（総務庁統計局 2003）。

女性の就業が一般化し、就業意欲の高まりが見られる一方、家庭内における女性の家事・育児負担が依然として大きい現状において、女性の就業は家事や育児にどのような影響を及ぼしているのだろうか。このような問題意識のもとに、2005年度は以下の3つの課題を中心に分析を進めた。

- (1)既婚女性の就業はどのような要因によって規定されるのか。
- (2)妻の就業は夫の家事参加を促すのか。
- (3)妻の就業は夫婦の出生意欲にどのような影響を及ぼすのか。

以下では各課題別に分析をおこなう。

#### 2 データ

本稿で用いるデータは、2004年2月から3月にかけて全国の満18歳～69歳の男女

15,000名を多段抽出法で抽出し、留置法で実施した「結婚と家族に関する国際比較調査」の調査データである<sup>(1)</sup>。有効回収票は9,074票（男性4,265名、女性4,809名）であり、回収率は60.5%である。3節では18歳～59歳の既婚女性のデータ、4節では18歳～49歳の既婚女性のデータ、5節では18歳～49歳の既婚男女のデータを用いる。

### 3 既婚女性の就業の規定要因

#### 3-1 先行研究の検討

女性の就業が家族機能の変化に及ぼす影響を分析・考察するにあたっては、そもそも、どのような要因が既婚女性の就業を促しているのかを踏まえる必要がある。

既婚女性の就労を説明する理論として、「ダグラス＝有澤の法則」が知られている。「ダグラス＝有澤の法則」は3つの法則から構成されている。以下、川口（2002）の整理に沿って各法則について説明する。

第一法則は、「家計における中核的収入稼得者のより低い家計グループの非核構成員の有業率はより高い」というものである。一般的に、非核構成員として、未成年者や既婚女性、高齢者が想定されており、本稿の文脈では、夫の収入が低い場合に妻の就業が促されると解釈される。

第二法則は、「核収入を一定とするならば、非核構成員に提示された就業機会の好転は非核有業率を上昇させる」というものである。川口の分析では学歴によって就業機会の多寡が測定されているが、既婚女性についても大卒者は高卒者より就業確率が高いことが見出されている。

第三法則は、「核構成員にあたる青壮年層男子の有業率は提示された就業機会の賃金率に対して不感応的である」というものである。

川口によると、国際的には大半の国で第二法則と第三法則が成り立つのに対し、第一法則については国によって違いが見られる。Blossfeld and Drobnic（2001）によれば、福祉国家のタイプによって夫の収入が妻の就業に及ぼす影響は異なり、第一法則は家族主義的な性格が強い保守主義的福祉国家（ドイツ、オランダ、ベルギー）や地中海福祉国家（イタリア、スペイン）で成立している一方、社会民主主義的福祉国家（デンマーク、スウェーデン）では逆に、夫の収入が高いほど妻の就業が促される。

日本がジェンダーに基づく性別役割分業が強固な社会であり、福祉政策における家族主義的性格が強いことを踏まえるならば、日本では第一法則（以下、「ダグラス＝有澤の法則」と呼ぶ）が成立している可能性が高いと考えられる。

実際、日本では「ダグラス＝有澤の法則」を実証的に支持する分析結果が得られてきたが（e.g. 樋口 1995）、最近では、夫の収入の高さが妻の就業を抑制する関係は弱まっている、という分析結果も得られている（小原 2001）。確かに、1985年に制定された男女雇用機会均等法を契機として女性が就業継続できる環境が徐々に整備されてきており、高

学歴女性が高学歴男性と結婚する確率が高いことを併せて考えると、夫婦ともに高収入という組み合わせの夫婦が新たに登場し、結果的に「ダグラス＝有澤の法則」がかつてほど強固な形で成立していない状況が出現していると考えられる。他方、バブル経済崩壊以降、雇用の流動化が進んだため、夫の収入だけでは家計を維持できない階層が増加し、家計の補助を目的として妻が就業するケースも依然として多いと考えられる。既婚女性の就業の規定要因を検討するにあたっては、このような「二極分化」が進んでいる可能性を視野に入れる必要がある。したがって、本稿では「ダグラス＝有澤の法則」が現代においても一定の説明力を持つか、について検討する。

### 3-2 既婚女性の就業の規定要因に関するロジット分析

以下では妻の就業を被説明変数とするロジット分析をおこなう。60歳以降は退職者が多くなるため、18歳～59歳の既婚女性を分析対象とする。まずは59歳までのすべての既婚女性のデータを用いて就業の規定要因を検討した後、各変数が就業に及ぼす効果をより詳細に検討するため、世代別に同じモデルを推定する。

「ダグラス＝有澤の法則」の実証的有効性を検討するために必要となる世帯の経済要因として、夫の年収と住宅ローンの有無という二つの変数を説明変数として取り上げる。

ダグラス＝有澤の第二法則の実証的有効性を検討する研究の中では、労働者の就業機会の差をとらえるために学歴がしばしば用いられてきた(川口 2002)。日本では他の先進諸国とは異なり、女性の就業率に学歴差が見られないことが指摘されている(樋口 1991, 脇坂・富田 2001)。他方、最近では、他の国と同様に、学歴が高いほど就業率が高いという分析結果も得られている(川口 2002)。この点を検討するため、分析には学歴も含める。

子育てがどの程度、就業の障壁となっているのかを検討するため、子ども数および3歳以下の子どもの有無という二つの変数を用いる。

以上の5変数の他、コントロール変数として年齢を加える。具体的な測定方法は以下の通りである。

まず、夫の年収については、13の選択肢の各々について、中央値をあてる。具体的には、0円、50万円、150万円、250万円、350万円、450万円、550万円、650万円、750万円、850万円、1,150万円、1,400万円、1,750万円となる。

住宅ローンの有無については、住宅ローンを返済中の「一戸建ての持ち家」または「分譲マンション」に住んでいる場合に1、それ以外(ローンのない一戸建ての持ち家、賃貸の一戸建て、ローンのない分譲マンション、賃貸マンション・賃貸アパート、社宅や官舎など雇い主から供給されている住宅)を0とするダミー変数を作成する。

本人の学歴については教育年数を用いる。

子ども数については、(出産経験数ではなく)現在生存している子ども数とする。3歳以下の子ども数の有無については、3歳以下の子どもがいる場合には1、いない場合には0

とするダミー変数を作成する。

年齢については調査時点の満年齢をあてる。

分析結果は表 6-1 のとおりである。得られた知見を整理すると、(1)夫の年収が低く、住宅ローンを抱えているという世帯の経済状況が既婚女性の就業を促している、(2)3 歳以下の子どもの存在は就業を抑制する、(3)欧米諸国と同様に、学歴に代表される人的資本の高い女性は就業する、という 3 点が明らかになった。依然として、「ダグラス＝有澤の法則」が説明力をもつことが示されたと言えるだろう。

表 6-1 既婚女性の就業の規定要因 (18 歳～59 歳 : N=2,485)

説明変数	係数
切片	-0.1168***
夫の年収	-1.03E-7***
住宅ローン有り	0.4177**
本人の学歴	0.0578**
子ども数	-0.00310
3 歳以下の子どもあり	-0.9270***
年齢	0.0126**
-2 Log L	3283.985
尤度比 (自由度)	163.7938 (6) ***

注) \*\*\*は 1 %水準で有意、\*\*は 5 %水準で有意

次に、同じモデルを年代別に推定させた結果が表 6-2 である。

30 代以降では夫の年収が低く、住宅ローンが有る場合に妻の就業が促されていることから、出産・子育てを契機に労働市場から退出した女性が再就職する場合には、一般的に、家計を補助する性格が強いことがうかがえる。

興味深い知見は、子ども数の及ぼす影響が年齢階層によって異なる点である。20 代では子ども数の多さが就業を抑制するのに対し、50 代では逆に、子ども数が多いほど就業が促進される。育児の負担がのしかかる 20 代では子ども数が多くなるほど家事・育児と就業の両立が困難となり、就業が抑制されるのに対し、50 代では子どもを大学や専門学校などに通わせるための教育費がかかるため、夫一人の収入で足りない分を補うために妻の就業が促進されている。このような分析結果は、既婚女性の就業が子育て上の主要な課題のありよう－ケアなのか、教育費なのか－によって決定される実態を示していると考えられる。

また、晩婚化が進み、高齢出産が増加傾向にある中、30 代では子ども数ではなく、3 歳以下の子どもの存在が就業を有意に抑制する要因となっていることも明らかになった。

表6-1では有意な本人学歴の効果は、年代別にみるとどの世代でも有意ではなくなる。夫の年収や住宅ローンの有無、子ども数、3歳以下の子ども数が有意な効果を持つことと併せて考えるならば、全般的に、既婚女性の就業は子育てとの関係で決定される部分が大きく、人的資本の違いが及ぼす影響は小さいと言えるだろう。

今回の分析は二回目のパネル調査実施前の横断的データを用いているため、因果関係の厳密な検討はできていない。しかし、ここでの分析結果は、既婚女性の就業が子育てと世帯の経済状況によって規定されている現状を示していると言えるだろう。

表6-2 既婚女性の就業の規定要因（年代別）

説明変数	20代 <sup>注1)</sup> (N=181)	30代 (N=691)	40代 (N=770)	50代 (N=843)
切片	-4.0444* <sup>注2)</sup>	-2.9383**	-0.4137	4.8024***
夫の年収	-1.91E-7	-2.03E-7***	-1.05E-7***	-8.85E-8***
住宅ローン有り	0.2070	0.4937***	0.3046*	0.4255***
本人の学歴	0.1284	0.0851	0.0330	-0.0191
子ども数	-0.5332***	-0.1232	0.1649	0.2420**
3歳以下の子どもあり	-0.7217	-0.8298***	-0.1356	-0.4370
年齢	0.1542*	0.0969***	0.0262	-0.0748***
-2 Log L	250.472	954.730	902.367	1098.778
尤度比（自由度）	15.8190 (6) **	74.0504 (6) ***	22.9319 (6) ***	49.5976 (6) ***

注1) 20代には18歳、19歳も含む

注2) \*\*\*は1%水準で有意、\*\*は5%水準で有意、\*は10%水準で有意。

#### 4 既婚女性の就業と夫の家事参加

##### 4-1 先行研究の検討と仮説の提示

夫の家事参加の規定要因に関しては、Shelton and Daphne が計量的研究をレビューし、(1)相対的資源説 (the relative resources explanation)、(2)時間制約説 (time constraints explanation)、(3)イデオロギー／性役割説 (the ideology/sex role explanation) という3つの仮説を提示している (1996)。

相対的資源説は、収入や教育、職業などの社会経済的資源は交渉力を提供するため、妻の資源が相対的に多くなれば夫の家事参加は促されると考える。例えば、収入については、相対的収入と相対的な家事参加頻度の関連が明らかにされている (e.g. Ross 1987, Blair and Lichter 1991)。また、夫の収入の増加は夫の家事参加を抑制するという知見も得られている (Kamo 1988, Shelton and Daphne 1993)。

他方、女性の就業の効果を調べた研究は数少ない。Wright et al. (1992) と Baxter (1997)は、この問題をもっとも明示的に取り上げている。ただし、両者では同じデータが用いられているにもかかわらず、分析結果は相反している。Wright et al.は家事分業に対する階級効果を見出さなかったのに対し、Baxter は男性データにおいては家事分業に対する職業の有意な効果を得た。回帰分析の結果は、雇用主やブチブルの夫は労働者階級の夫よりも家事に参加しないことを示している。

日本の全国サンプルを用いて夫の家事参加の規定要因を調べた研究 (Nishioka 1998, Tsuya and Bumpass 1998, 岩井・稲葉 2000, 石井クンツ 2004, 松田 2004, Iwama 2005) を整理すると、主に次の4つの知見が得られている。第一に、夫の帰宅時間や残業の有無で測定される夫の時間的資源が少ないほど夫の家事参加は抑制される (Nishioka 1998, Tsuya and Bumpass 1998, 松田 2004, Iwama 2005)、第二に、性別役割分業を肯定する価値観は夫の家事参加を抑制する (Nishioka 1998, 石井クンツ 2004, 松田 2004, Iwama 2005)、第三に、親との同居は夫の家事参加を抑制する (Nishioka 1998, Tsuya and Bumpass 1998, Iwama 2005) <sup>(2)</sup>、第四に、妻の相対的資源が多いほど夫の家事参加は促される (石井クンツ 2004, 松田 2004)。全般的に、時間制約説およびイデオロギー／性別役割説の実証的有効性が支持される一方、両親との同居も重要な影響を及ぼすことが確認されていると言えるだろう。

女性の就業が与える効果を詳細に検討した研究は日本でも数少ないものの、妻が専門職や管理職、サービス職に従事する場合には夫の家事参加が有意に増加することが明らかになっている (Iwama 2005)。

ここでは日本内外の先行研究の知見に基づき、以下の5つの仮説を構築する。

仮説 1：相対的資源説に基くならば、妻の経済的資源、特に家計に対する妻の貢献度は夫の家事参加に対して正の効果を持つだろう。

仮説 2：時間制約説に基くならば、労働時間が長い夫ほど家事に参加していないだろう。

仮説 3：代替的マンパワー説に基くならば、両親との同居は夫の家事参加に対して負の効果を持つだろう。

仮説 4：他の要因をコントロールした場合、伝統的なジェンダー役割態度は夫婦の平等主義的な役割分業に対して負の影響を及ぼすだろう。

仮説 5：妻が専門職や管理職、サービス職に従事する場合には夫の家事参加が促されるだろう。



#### 4-2 妻の就業が夫の家事参加に及ぼす影響に関する重回帰分析

分析には18歳～49歳の既婚女性のデータを用いる<sup>(3)</sup>。

家事については、「料理や食後の後片付け」「洗濯」「部屋の掃除」「食料品・日用品の買物」の4種類について夫の参加頻度を、「ほぼ毎日」「週に3～4回」「週に1～2回」「月に1～3回」「ほとんどしない」の5段階で尋ねている。順に5～1の値を与え、その合計値を用いる。

説明変数として、家計に対する妻の貢献度、夫の労働時間、親との同居、性別役割分業観、職種を取り上げ、コントロール変数として子ども数、3歳以下の子どもの有無、年齢、学歴をモデルに加える。各変数の測定方法は以下の通りである。

まず、家計に対する妻の貢献度は夫と妻の年収の合計を分母、妻の年収を分子とする。

7段階で測定されている夫の労働時間については、各カテゴリーの中央値を与え、0時間、7.5時間、25時間、38時間、45時間、54時間、60時間とする。

親との同居は、同居を1、非同居を0とするダミー変数である。

性別役割分業については、「男が家族を養い、女は家庭をまもるのが、みんなにとってよい」という質問にする賛否を5段階（「反対(1)」「どちらかという反対(2)」「どちらともいえない(3)」「どちらかという賛成(4)」「賛成(5)」）で測定する。

職種については、事務職を基準カテゴリーとして、専門職、管理職、サービス職、現場労働、農業の各々を1とする5つのダミー変数を作成する。

3歳以下の子どもの有無については、3歳以下の子どもがいれば1、いなければ0とするダミー変数を作成する。学歴は教育年数を用いる。

分析結果を表6-3に示す。

モデル全体の説明力は小さいものの（被説明変数の測度の粗さが関係していると考えられる）、いずれの仮説も支持されており、先行研究で得られた知見が本稿の分析によって改めて確認された。以下、仮説順に効果を見ていく。

第一に、家計に対する妻の貢献が多くなるほど夫の家事参加は有意に促されることが明らかになり、相対的資源説が支持されている。

第二に、夫の労働時間が長い場合には有意に家事参加度が低く、時間制約説も支持されている。多くの研究で指摘されているように、男性の働き方が変わらないと家事に参加するだけの時間的ゆとりを男性がもてないことが改めて示されている。

第三に、親との同居は夫の家事参加を有意に抑制しており、代替的マンパワー説も支持されている。

第四に、妻が性別役割分業を肯定する価値観をもつ場合には夫の家事参加は抑制されており、妻の価値観によって家事の遂行パターンは異なることが確認された。

最後に、興味深い知見は、職種の有意な効果である。妻が専門職やサービス職に従事する場合には夫の家事参加が促されるのに対し、管理職、現場労働、農業ではこのような効

果は見られない。Iwama(2005)の分析でも、専門職やサービス職の有意なプラスの効果が見出されていたが、ここでも改めて、妻が従事する職種によっては夫の家事参加が促されることが確認された。Iwamaと同じデータを用いて分析をおこなった大沢の研究では、継続就業者は専門職で多く、専門職であるほど仕事と家庭の両立がしやすいことが明らかにされている(大沢 2005)。専門職は相対的に職業条件が柔軟であり、子育てとの両立がしやすいことが知られているが(Presser 1989)、ここでの分析結果は、妻が専門職で働く家庭では夫の家事への参加が相対的に多いことも、妻の就業継続を容易にしている可能性を示していると考えられる<sup>(4)</sup>。

表 6-3 夫の家事参加の規定要因に関する重回帰分析(18~49歳の既婚女性、N=1,481)

説明変数	標準化偏回帰係数
家計に対する妻の貢献度	0.13383***
夫の労働時間	-0.07722***
親との同居	-0.16210***
性別役割分業を肯定する価値観	-0.11179***
専門職	0.08899***
管理職	-0.00330
サービス職	0.04585*
現場労働	0.01591
農業	0.00108
子どもの数	-0.01909
3歳以下の子ども	0.01567
年齢	-0.08072**
学歴	0.05320**
決定係数(修正決定係数)	0.0932(0.0852)***

注) \*\*\*は1%水準で有意、\*\*は5%水準で有意、\*は10%水準で有意。

## 5 既婚女性の就業と出生意欲

日本では1989年の「1.57ショック」以降、夫婦出生力の低下傾向が続いている。合計特殊出生率の変化の要因を調べた研究によると(岩澤 2002)、1990年代までの合計特殊出生率低下のほとんどは結婚行動の変化によって説明されるのに対し、1990年代以降では夫婦の出生行動パターンの与える影響が増加している。また、2002年に実施された「第12回出生動向基本調査(夫婦調査)」によって、結婚後5~14年という出生途上の夫婦で出生のペースが落ちており、1960年代生まれの世代において夫婦出生率が低下しているこ

とも明らかになっている（国立社会保障・人口問題研究所 2003）。これらの知見は、子どもを持つとする意欲そのものが低下している可能性や、意欲はあってもそれを実現させるために必要となる社会経済的諸条件の獲得がより困難になっている可能性を示していると考えられる。

子どもを持ちたいという意欲が直ちに出生行動につながるわけではなく、子どもを持ちたいと希望しても、健康上の理由等で妊娠・出産に至らない場合も少なくない。しかし、一般的に、子どもを持つと決心した夫婦はその実現に向けて具体的な行動をとることが知られており（Miller 1992, Miller and Pasta 1995, Thomson and Hoem 1998）、子どもを持ちたくないと考え人々が増加すれば、出生率は低下する可能性が高い。また、子どもをもちたいという気持ちは前の世代と同水準にあったとしても、バブル経済崩壊以降の経済停滞によって、それを実現するための社会経済的障壁が高くなっている可能性も考えられる。このようなさまざまな可能性を考慮すると、日本における近年の夫婦出生力の低下がどのような要因によって引き起こされているのか、を解明する上で、子どもをもとうという意欲が子どもに対する価値観や子育てイメージなどの主観的要因によって規定されているのか、それとも、女性の就業など社会経済的制約によって規定されているのか、を明らかにすることは重要な課題の一つと考えられる。

横断データを用いた先行研究では、出生意欲は出生行動の潜在的な代理変数として広く用いられており（Thomson 1997）、パネルデータの収集・利用が未整備の段階にとどまる日本では、夫婦の出生行動を解明する一つのアプローチとして、出生意欲を取り上げる意義があると考えられる。欧米では、既に出生意欲の規定要因に関する分析が積み重ねられてきているものの（Waite and Stolzenberg 1976, Beckman et al. 1983, Miller 1992）、日本では先行研究が少なく、出生意欲の規定要因は必ずしも明らかにされていない。

このような問題意識に基づき、本稿では既婚男女の出生意欲がどのような要因によって規定されているのか、について特に女性の就業が及ぼす影響に着目して分析を進める。また、世帯収入などの社会経済的要因や、子どもに対する価値観や子育てイメージが与える影響についても検討する。

本稿の特徴の一つは、男女別の比較分析をおこない、子どもをもとうとする意欲を規定する要因がジェンダーによってどのように異なるのか、を検討する点である。欧米でもかつては女性のみを対象とした研究が一般的だったが、近年では夫の意志が出生行動に対して妻の意志と同等程度の効果を持つことが明らかになっており（Thompson 1997）、男性データや夫婦データの分析の重要性が指摘されている。

性別役割分業が固定的な日本では、子どもを生み育てるプロセスの中で必要とされるさまざまな資源のうち、女性は自らの時間や労働力を提供してケアを担い、男性は経済的資源を獲得することが期待されているため（Brinton 1993, 目黒・西岡 2004）、子どもを持つとする際に考慮する要因が性別によって異なる可能性が考えられる。例えば、日本で

は子育て負担の大半が女性にのしかかり、「仕事と子育ての両立」という問題は主に女性の問題とみなされている。日本の低出生率の背景を理解する上では、このような子育て負担のジェンダー差を考慮する必要がある。

第二の特徴は、何番目の子どもに関する出生意欲なのかを区別し、子ども数別にモデルを推定する点である。子どもをもつことによって生じる負担の量やそのあり方は、既にいる子ども数によって異なると考えられる。実際、次節で紹介するように、既にいる子ども数によって（追加）出生に影響を及ぼす要因は異なることが先行研究によって明らかにされている。したがって、本稿でも現在いる子ども数別に出生意欲の規定要因を検討する。

### 5-1 先行研究の検討と仮説の提示

先進国における出生意欲または出生行動の規定要因に関する先行研究では、主な要因として、(1)女性の就業、(2)世帯収入、(3)家族に関する価値観の3つが検討されてきた<sup>5)</sup>。

家庭外での雇用労働が一般化し、子育て役割の遂行が女性に期待されている社会では、女性が就業しながら子育てをすることは一般的に難しく (Brewster and Rindfuss 2000, 福田 2004)、また、高学歴化や出産前の就業期間の延長による人的資本の増加とともに、就業中断による機会費用（仮に仕事を中断しなければ得られたはずの収入やキャリアの損失など）も大きくなるため (Becker 1981)、女性の就業は出生行動に対して負の効果をもつと考えられている。実際、スウェーデンやアメリカでは就業女性の出生率は専業主婦の出生率よりも低いことが確認されている (Hoem and Homem 1989, Spain and Bianchi 1996)。また、出生意欲に関する分析によると、出産後も仕事を継続したいと望む女性は、専業主婦の女性よりも出生意欲が低いことが明らかになっている (Waite and Stolzenberg 1976)。

第二に、子どもに対する価値観など他の要因の影響を一定にコントロールするならば、世帯収入によって代表される経済力は出生率を高めると理論的には考えられてきた (Becker 1960)。この理論に関して多くの実証的検討がなされてきたものの、一貫した効果は必ずしも得られていない (White and Kim 1987)。収入の有意な効果を見出した研究の中では、妻の収入が世帯にとって不可欠である場合には出生意欲が低い (Beckman 1984)、子育てにかかる教育費の負担は収入によって異なり、その負担感の違いが出生意欲に影響を及ぼす (Rindfuss et al. 1988) ことが明らかになっている。

第三に、家族に関する価値観については、性別役割分業を肯定し、女性のアイデンティティとして母親役割を重視する価値観を持つ女性ほど出生意欲や出生率が高いと考えられる (Nock 1987)。実際、性別役割分業を否定する非伝統的な家族観を持つ女性ほど出生意欲が低く (Nock 1987)、子ども数も少ないことが明らかにされている (Nock 1987, White and Kim 1987, Myers 1997)。

このように、出生意欲や出生行動の規定要因として主に3つの要因が理論的実証的に検