

また、夫の所得自体も1万円あたり3%ポイントほど継続就業を低下させる効果がある。世帯属性は、核家族であることは親と同居している世帯に比べて25%ポイントほど継続就業を低下させている。

最後に、夫の労働時間は継続就業に正の効果をもつ。とりわけ、夫の労働時間が長時間であるほどその正の効果は強くなる。ただし、この結果には若干の問題がある。第一に、就業構造基本調査の調査方法に由来する問題である。就調では週間就業時間を調査しているが、15時間未満、15-21時間、22-34時間、35-42時間、43-45時間、46-48時間、49-59時間、60時間以上、の8つの選択肢から選択するようになっている。この頻度を計算すると、表10のようになるが、男性の回答の88%が35-59時間の間であり、事実上の労働時間分布は4つの選択肢内に限られる。これが推定結果に少なからず影響している可能性がある。第二に、この推定式が誘導形であることも問題である。このため、推定された結果は構造パラメーターでないために、労働時間の効果が歪んでいる可能性も残されている。

表10 男女の労働時間分布

	男性	女性
15時間未満	0.31	5.12
15-21時間	0.33	7.09
22-34時間	1.19	18.26
35-42時間	20.46	25.01
43-45時間	23.11	21.94
46-48時間	23.84	13.18
49-59時間	21.73	7.34
60時間以上	9.02	2.06
Total	100	100

4.4 労働時間と出生数

以上の分析では就業行動について検討してきたが、ここでは出生行動について検討したい。就業行動が出生数にどのような影響を与えているだろうか。既婚女性を対象にして、出生数を従属変数にとり、最小二乗法で各要因が出生数にどのような影響を与えているかを考察しよう。用いたデータは就調の4ヵ年分である。データの基本統計量は付録3に、推定結果は表11のとおりである。

まず、本人の年齢と男性配偶者の年齢は正の効果を持ち、加齢するほど出生数は増加する。学歴は、高学歴ほど出生数が減る効果を持つ。とりわけ女性本人が大卒であることは、高卒女性に比べて、0.28人ほど出生数が減少していることがわかる。出生行動を説明する経済理論では、以前から子供の量と質の重要性が指摘されてきたが(たとえば、Becker[1960])、この結果は高学歴の親が子供の質を重要視しているということを示唆するかもしれない。あるいは、高学歴ほど出産時の平均年齢が高いために、生物学的に出生数が低いのもかもしれない。ここでは、これらの仮説を区別することができない。また、高学歴が高所得機会を示す変数であるならば、出生による機会費用が高くなっていることを意味しているのかもしれない。いずれにせよ、これらの仮説を識別することは現段階ではで

きない。

夫の所得は出生数を有意に増加させる効果がある。ここでは子供の質を明示的に考慮していないが、この結果は子供数が通常材であることを示唆している。一方、核家族世帯であることは親との同居世帯に比べて0.13人ほど出生数は少ない。

最後に、就業行動の関係を見ると、本人が就業している場合には0.11人ほど出生数が少ない。また、本人の労働時間(ただし、非就業者の労働時間を0とする)も出生数を減少させる効果がある⁷。これに対して、男性配偶者の労働時間は出生数を増加させる効果があるが、この推定結果には蒸気で述べたような問題点が残っている。

表11 子供の数に与える影響

	dF/dx	
子供の数	-0.0012	
双子のダミー	-0.0311	
女性本人の年齢	0.0133	***
男性配偶者の年齢	0.0025	***
女性中卒	-0.0369	***
女性短大卒	0.0783	***
女性大卒	0.2155	***
男性中卒	-0.0068	
男性短大卒	-0.0290	**
男性大卒	-0.0418	***
男性週労働時間	0.0047	***
男性配偶者の所得	-0.0004	***
核家族世帯	-0.2403	***
NOBS	22825	
chi-sq	1865.87	
Log LL	-11602.652	
Pseudo R-sq	0.0744	

注: 推定式にはコーホートを示すダミーが加えられている。

以上の結果は、女性の就業行動と出産数の間には負の関係があることを示している。この負の関係がコーホートごとにどのような違いがあるのかを見たのが、表12である。ここでは3カ年以上のデータが利用可能な53-67年の世代を対象に比較検討した。その結果、若い世代ほど女性の就業行動と出産数の間にある負の関係がより強くなっていたことがわかった。本人が就業していることによる出生数に与える負の効果は、若い世代ほど大きくなっており、これは表11で見た結果と同じである。また、本人の労働時間が出生数に与える負の効果も若い世代ほど大きくなっている。さらに、本人と夫の短大卒あるいは大卒ダミーの推定されたパラメーターが、若い世代ほど大きな値をとっている。

⁷ 表11によれば、女性本人の労働時間はほぼ正規分布しているように思われる。

表12 コーホート別に見た子供の数への影響

パネルA	53-57年生れ		58-62年生れ		63-67年生れ	
	Coef.		Coef.		Coef.	
女性本人の年齢	0.0544	***	0.0579	***	0.0703	***
男性配偶者の年齢	0.0143	***	0.0152	***	0.0220	***
女性中卒	0.0780	***	0.0296	**	0.0855	***
女性短大卒	-0.0748	***	-0.1052	***	-0.1542	***
女性大卒	-0.1744	***	-0.2379	***	-0.3558	***
男性中卒	0.0606	***	0.1168	***	0.1496	***
男性短大卒	-0.0533	***	-0.0660	***	-0.1133	***
男性大卒	-0.1180	***	-0.1411	***	-0.2083	***
女性本人就業	-0.1014	***	-0.1278	***	-0.1979	***
男性配偶者の所得	0.0002	***	0.0002	***	0.0002	***
核家族世帯	-0.2147	***	-0.1225	***	0.0124	
cons	-0.3428	***	-0.6744	***	-1.4601	***
NOBS	87546		83666		49297	
F-value	1115		1145.12		693.76	
R-sq	0.1229		0.1309		0.1341	
Adj R-sq	0.1228		0.1308		0.1339	

パネルB	53-57年生れ		58-62年生れ		63-67年生れ	
	Coef.		Coef.		Coef.	
女性本人の年齢	0.0549	***	0.0583	***	0.0704	***
男性配偶者の年齢	0.0146	***	0.0156	***	0.0225	***
女性中卒	0.0782	***	0.0295	**	0.0847	***
女性短大卒	-0.0734	***	-0.1039	***	-0.1529	***
女性大卒	-0.1703	***	-0.2339	***	-0.3482	***
男性中卒	0.0617	***	0.1174	***	0.1491	***
男性短大卒	-0.0537	***	-0.0669	***	-0.1130	***
男性大卒	-0.1188	***	-0.1417	***	-0.2069	***
女性週労働時間	-0.0027	***	-0.0034	***	-0.0051	***
男性週労働時間	0.0037	***	0.0039	***	0.0037	***
男性配偶者の所得	0.0001	***	0.0002	***	0.0002	***
核家族世帯	-0.2177	***	-0.1255	***	0.0101	
cons	-0.5152	***	-0.8525	***	-1.6149	***
NOBS	87546		83666		49297	
F-value	1033.62		1062.23		648.54	
R-sq	0.1241		0.1322		0.1364	
Adj R-sq	0.124		0.1321		0.1362	

5. むすびにかえて

本稿は労働時間、とくに配偶者の労働時間が女性の労働力率や継続就業にどのような影響を与えてかについて、就業構造基本調査を特別集計することで、分析検討した。分析の結果、以下のようなことがわかった。

第一に、女性の労働供給行動と出生行動の間にトレードオフ関係があるかどうかを確かめるため、子供のいる既婚女性について末子出産前と出産後の就業行動パターンを分析した。その結果、末子出産前に就業していて出産後も同一企業で就業している女性の割合

は3割に満たないこと、また、世代ごとに比較すると、例えば1982年時点で20-24歳のその割合は24.3%、1997年の20-24歳のそれは24.5%であり、あまり大きな違いは見られないこと、がわかった。いずれにせよ、7割以上の女性は出産前に就業を断念しており、労働供給と出生行動の間には強いトレードオフ関係がある。

第二に、こうした女性の就業中断にどういった要因が影響を与えているかを検討した。就業構造基本調査の調査年の1年前に出産した女性の就業行動を分析した結果、次のことがわかった。まず、出産後に出産前と同一の企業で就業している確率には、女性の学歴と男性配偶者の学歴、配偶者の労働時間、配偶者の所得、核家族であることが有意な影響を与えていた。このうち、女性の学歴が大卒の場合には高卒に比べて25%ほど継続就業確率を高め、また核家族の場合にはそれ以外に比べて25%ほど継続就業確率を高めている。なお、配偶者の労働時間は継続就業確率を高める効果があるが、これには計測上の問題が残っている。

第三に、女性の労働力率や継続就業期間に配偶者の労働時間がどのような影響を与えているかを分析した。実証分析の結果によると、男性配偶者の労働時間の長さが既婚女性の継続就業期間を短くし、労働力率を低下させる効果があることがわかった。

第四に、女性および男性の就業行動が子供の数にどのような影響を与えているかを検討した。その結果、男女ともに高学歴であること、女性が就業し、彼女の労働時間が長いこと、核家族であること、高所得であることは、子供の数を有意に少なくする効果があることがわかった。他方、男性の労働時間は子供の数を有意に増やしている効果が推定されるが、計測上の問題が残っている。

以上の分析には未だ改善の余地が残っているものの、その結果は配偶者の労働時間が労働力率を低下させ、継続就業を断念させる効果があることがわかった。また、長時間労働は既婚者の出生力を低下させていることもわかった。

男女雇用機会均等法や育児休業法の施行は、女性の雇用拡大と継続雇用を容易にし、女性の能力発揮の場が拡大すると考えられてきた。確かに、就業行動という一面ではこれらの法律がプラスの影響を与えている。しかしながら、出生行動に対してはむしろネガティブな効果をもたらした可能性が強い。とりわけ、均等法や育児休業法が施行された後に労働市場に登場した世代の女性が、仕事と家庭生活の両立を難しくしていることは問題であろう。仕事と家庭生活のトレードオフ問題を解決しないと、一層の少子化を招くだろう。

その問題を解決する一つの政策課題は労働時間であると考えられる。以上の分析で検討したように、労働時間が短いほど女性の継続就業確率は高まり、また出生数も増える。また、出生率への影響はあまり明確ではないが、男性配偶者の労働時間も女性の就業行動を抑制する効果がある。こうした分析結果は考えると、男女の労働時間の短縮は仕事と家庭生活のトレードオフ問題を緩和するのではないだろうか。

参考文献

- 阿部正浩 (1999) 「少子化社会における労働市場 - 女性の結婚と労働力供給の視点から」、
『季刊社会保障研究』34巻4号、361-373
- 阿部正浩 (2000) 「擬似パネルデータを利用した女性の就業行動分析」、『大卒女性の働き方-
女性が仕事をつづけるとき、やめるとき』(脇坂明・富田安信編)、日本労働研究機
構
- Altonji, J., F. Hayashi and L. Kotlikoff [1989], "Is the Extended Family
Altruistically Linked: Direct Test Using Micro Data," *NBER Working Paper*
No. 3046
- Becker, G. S. [1960], "An Economic Analysis of Fertility," in Coales, A. ed.
Demographic and Economic Change in Developed Countries, Princeton University
Press.
- Cai, J. [1989], "Are Husbands and Wives Altruistically Linked? Evidence from the
Micro Data," Working Paper, Boston University
- 樋口美雄 (1991) 『日本経済と就業行動』、東洋経済新報社
- 樋口美雄・阿部正浩 (1992) 「労働時間制度と従業員の企業定着率」、『経済研究』、第43巻第
3号、一橋大学経済研究所
- Horney, M. J. and M. B. McElroy [1988], "The Household Allocation Problem: Empirical
Results from a Bargaining Model," *Research in Population Economics*, Vol. 42,
pp. 679-94
- 川口章 (1999) 「男と女のゲーム」、『経済論叢』(京都大学)、第164巻第4号、pp. 354-376
- 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 No. 4, 523-546

付 録

付録1

	平均値	標準偏差
労働力率1(*)	0.887	0.317
労働力率2(*)	0.760	0.427
核家族	0.602	0.489
末子年齢4歳未満	0.181	0.385
末子年齢7歳未満	0.088	0.283
末子年齢15歳未満	0.046	0.209
世帯所得(万円)	536.228	443.815
既婚者割合	0.453	0.498
年齢	26.924	4.507
教育年数	13.066	1.642
有業率	0.681	0.466
本人の所得(万円)	223.687	125.437
週間労働時間	40.680	9.377
夫の年齢	32.459	5.198
夫の教育年数	13.323	2.188
夫の有業割合	0.987	0.113

注:労働力率1は(有業者+就業希望者)÷(有業者+就業希望者+非就業希望者)、
労働力率2は(有業者+探職者)÷(有業者+探職者+非探職者)で定義している。

付録2

	平均値	標準偏差
子供の数	1.633305	1.000778
女性本人の年齢	32.27552	4.7462
男性配偶者の年齢	35.29808	5.681748
女性中卒	0.1116221	0.3149014
女性短大卒	0.2102318	0.4074737
女性大卒	0.0748385	0.263131
男性中卒	0.1534882	0.3604579
男性短大卒	0.060849	0.2390534
男性大卒	0.2672939	0.4425476
既婚女性就業率	0.5198372	0.499607
女性週労働時間	21.60896	21.67927
男性週労働時間	44.84077	6.120056
男性配偶者の年間所得	440.0656	216.8406
核家族世帯	0.6655006	0.4718158

付録3

	平均値	標準偏差
出産前後の就業確率	0.2422251	0.4284406
子供の数	1.549157	0.6698878
双子ダミー	0.0074739	0.0861303
女性本人の年齢	26.23972	2.219771
男性配偶者の年齢	29.5464	3.968733
女性中卒	0.0800562	0.271387
女性短大卒	0.2415229	0.4280172
女性大卒	0.0657103	0.2477812
男性中卒	0.1232945	0.3287832
男性短大卒	0.0713283	0.2573788
男性大卒	0.2713684	0.4446768
男性週労働時間	44.85122	6.017945
男性配偶者の年間所得	370.8492	165.9932
核家族世帯	0.7575241	0.4285914

第2章 女性の出産と就業継続の両立支援策について

駿河 輝和

1、はじめに

女性の出産と就業継続の両立は困難であり、両者には負の関係のあることが多くの研究で認められている。(日本については、張・七條・駿河(2001)参照)この負の関係は、Waldfoegel,Higuchi,Abe(1999)や富田(2001)が米国や英国について言及しているように、日本以外の先進諸国でも認められる現象である。

この両立性を緩和するために、いくつかの両立支援策が実施されたり、提案されたりしている。両立支援策として考えられている施策には、育児休業制度や育児支援策(短時間勤務、勤務時間の繰上げ繰り下げ、残業の免除など)の拡大、育児休業期間中の公的所得保障、保育所の充実、子供手当への支給、男性も含めた社会全体の労働時間の減少、良好な住宅環境への支援などがある。ここでは、主として企業における育児休業制度の制定と保育所の充実の効果を分析する。

分析のためのデータとして、家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』と総務庁統計局『就業構造基本調査』を主に使用している。

2、育児休業制度の変遷

日本では、1992年4月より育児休業法が施行され、企業に育児休業制度の規定がなくても従業員への申し出により子どもが1歳になるまで育児休業が取れるようになった。ただし、小企業は適用を除外されていた。育児休業の対象となるのは、日々雇用および期間雇用を除く労働者であり、雇用された期間が1年未満の労働者や、配偶者が子を養育できる状態にある労働者は対象外である。各年の労働省『女子雇用管理基本調査』の産業別の育児休業制度を規定している事業所割合は、1990年に21.9%であったものが、1993年には50.8%、1996年には60.8%となっている。育児休業法の施行後、育児休業制度を規定する企業数は急速に増加したことが分かる。

1995年4月からはそれまで猶予されてきた小企業の労働者も規定がなくても育児休業が取れるようになり、全ての事業主の義務となった。同時に、健康保険法等や国民年金法等の改正により、育児休業期間中の健康保険料および年金保険料の本人負担額が免除されることが実施された。また育児休業期間中、雇用保険から給与の25%が支給されることになった。対象者は、原則として育児休業開始前2年間に通常の就労を行っていた期間が12ヶ月以上ある雇用保険を払っていた人である。

2001年1月からは、雇用保険からの所得保障が25%から40%にまで引き上げられ、徐々

に条件の改善が行われている。

3、先行研究

育児休業制度などの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)、Waldfogel・Higuchi・Abe(1999)、森田・金子 (1998)、滋野 (2000)、松浦・滋野 (2001) などがある。また企業のデータからの分析として、冨田 (1994)、駿河・西本 (2001)、西本・駿河 (2002) がある。西本・駿河 (2002) では、事業所における育児休業取得者の数の決定要因を分析している。この3つの論文は、企業の制定した育児休業制度の条件や各育児支援策の効果について言及している。

上述の先行研究は全て、育児休業制度の存在は継続就業を増加させることを支持している。しかし、出生率を上昇させるかどうかについては、分析対象を既婚女性としているか未婚者も含めているかといった違いもあり、まちまちの結果を提示していて一致した結論は出していない。

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。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が多い。しかし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プラスの結果が出ているものの、ややまちまちとなっている。

4、『消費生活に関するパネル調査』による分析

4-1、データと推定モデル

家計経済研究所による『消費生活に関するパネル分析』の1993年から1997年までの5年分のデータを分析に使用している。調査対象者の年齢は1993年10月時点で24歳から34歳までの女性である。したがって1997年には29歳から39歳までとなっている。5年目のデータには新しい調査対象者が加わっているが、ここでの分析には使用していない。分析対象にしたのは仕事を持っている有配偶者である。

1993年から1994年のデータの場合、サンプル数は305でそのうち1994年にも就業しているケースが261件、出産が36件である。1994年から1995年の場合、サンプル数336、1995年の就業301件、出産36件、1995年から1996年の場合、サンプル数322、1996年の就業278件、出産27件、1996年から1997年の場合、サンプル数395、1997年の就業350件、出産27件となっている。サンプルの合計は1358件、出産の合計は126件となっている。

モデルとして出産関数と就業関数のBivariate Probitモデルを考えて、それを最尤法

で推定している。出産と妻の就業に負の相関があるかどうかを調べるとともに、育児休業制度の規定が出産と女性の就業に影響を持っているかどうかを調べる。

出産関数において、被説明変数はある年の10月から翌年の9月の1年間に出産したかどうかである。説明変数としては、妻の学歴（高卒、短大・高専卒、大学・大学院卒）、妻の出身地（北海道、東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州）、夫の年収（万円）、夫の就業形態（農業・自営業、雇用就業者）、居住していた都市の規模（大都市、中都市、小都市）、親との居住状態（同居、準同居・近所、県内外・死亡）住宅ローンの有無、既存の子どもの数、夫の通勤時間、夫の仕事時間、妻の年齢とその二乗、夫の年齢、妻の勤め先に育児休業制度があるかどうかを考慮している。

就業関数は、被説明変数は翌年も就業状態にあるかどうかである。説明変数は出産関数とほぼ同じ変数を考慮している。

子どもの出産に関する意思決定は、実際に子どもの生まれる1年くらい前に行ったと考えられるので、説明変数は全て前年のデータを使用している。

各説明変数の持つ意味と予想される結果を以下に簡単に説明する。まず出産関数に関して、妻の学歴は賃金の代理変数と考えると、学歴が高いほど子育ての機会費用は高くなり、出産確率は低くなると考えられる。また、学歴が高いほど質の高い子どもを求めると予想すると、やはり高学歴ほど出産確率は低くなる。夫の収入は、子どもが正常財で正の所得効果があると考えられるので、高いほど出産確率は高くなる。夫が農業・自営業者である場合、雇用者より時間を弾力的に使用できるので、子育て支援が容易になり、出産確率を高めると予想される。自営業者のほうが跡取りをほしがるあるいは妻が自営業を一緒に行っている可能性も高くなり子育てのための時間を弾力的に使用できると考えても同様の効果が考えられる。

親との同居は、育児支援を受けることができるので、出産にはプラスの効果がある。居住都市の規模は、夫の通勤時間をコントロールしているので、それ以外の育児環境の都市規模間格差を表している。住宅ローンがあることは、出産にマイナスの影響が考えられる。

1992年4月より小企業を除いて企業に育児休業制度の規定がなくても育児休業を採れるようになった。しかし育児休業制度が規定されているほうが育児休業を採る率は高くなる可能性が高い。育児休業制度が規定されている場合には、休業中の所得保障、訓練、休業後の勤務条件など育児休業の条件がよい可能性が高い。したがって、育児休業制度が規定されているほうが、出産にプラスの影響があると考えられる。実際、駿河・西本（2002）は、平成8年労働省『女子雇用管理基本調査』を使用して、育児休業制度が規定されている企業のほうが女子労働者に占める出産者の割合が高くなっていることを示している。

夫の通勤時間や労働時間が長くなると、家事、育児を手伝う時間が少なくなるので、出産にはマイナスの影響が考えられる。既存の子供の数は、多いほど予定子供数あるいは理想子供数に達している可能性が高くなり、負の影響が予想される。

次に就業関数に関しては次のように予想される。妻の学歴を賃金の代理変数と考えると、賃金が高いほど就業確率が高くなりプラスの影響があると予想される。夫の高い収入は、

妻の就業の確率を下げる。夫が農業・自営業に従事していると妻も一緒に従業している可能性が高く、継続就業の可能性を高める。親との同居は、家事育児の支援が得られ就業にプラスの効果がある。都市の規模は、大都市ほど就業機会が多いと考え、就業確率は高くなる。住宅ローンは妻の収入を当て込んで借りている場合が多いので、就業継続の可能性が高くなる。

育児休業制度の規定は、就業の継続確率を高める。夫の通勤時間や労働時間が長くなると、妻の家事育児の負担が増えて就業が困難になると考えられる。

4-2、推定結果

使用されたデータの記述統計量が表1に、推定結果が表2にまとめてある。出産関数の攪乱項と就業関数の攪乱項の相関を表す ρ の値は-0.4888で、0.01%の有意水準で $\rho = 0$ という帰無仮説は棄却される。また ρ の値は負であるので、出産と妻の就業は同時決定であるとともに負の相関関係があることを示している。

まず、出産関数を見ていく。育児休業制度の制定されている企業は平均約36%であり、年々この数字は高くなってきている。企業による育児休業制度の制定は有意に出産確率を高めている。企業に育児休業制度がなくても育児休業を採ることは可能となっているが、企業が育児休業制度を制定することの意味は大きい。妻の学歴では、大学・院卒が有意に出産確率を高めていて、予想と逆の結果となっている。これは、このデータが大卒女性の出産期と重なっているためと考えられる。夫の収入は有意でないが、夫が農業・自営業ダミーは出産に正で有意な影響を与えていた。したがって、子ども手当の支給は出生を上昇させることを支持していない。親と同居の場合にも出産確率を有意に高めている。予想されたとおり既存の子どもが多いほど出産確率は下がっている。都市規模、夫の労働時間・通勤時間、住宅ローンは有意な影響を与えていない。

次に就業関数の推定結果を見てみる。出産関数同様、企業の育児休業制度の制定は有意に就業確率を高めている。夫の収入が高いと妻の就業確率は有意に減る。したがって子ども手当の支給は妻の就業を低くして、出生を高めるという可能性がある。その効果の大きさは不明である。親との同居は女性の就業確率を高めていた。予想に反して大都市や中都市は町村に比べて就業確率を引き下げている。夫の通勤時間や労働時間、住宅ローン、夫の職業、妻の学歴などは有意でなかった。

妻の月給と範囲で与えられている労働時間の中央値を使って妻の時間給を計算して推定を行ったが、労働時間の幅が広いせいもあって、時間給のばらつきが大きくなり、良好な推定値が得られなかった。

5、『就業構造基本調査』による分析

5-1 データと推定モデル

1997年の総務庁統計局『就業構造基本調査』個表より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既婚女性を取り出して分析対象とした。サンプルの数は、11,496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、プロビットモデルで推定を行った。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。夫に関する変数として、年齢、就業時間、所得を考慮している。それぞれ階層別ダミー変数として入っている。その他、育児休業制度のある事業所比率を平成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とって説明変数に導入した。

妻の雇用形態は、自営業・家族従業者が子育てのために時間的融通が利きやすく継続就業が最も容易な形態であると考えられる。パートの場合には、企業特殊的人的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職が比較的簡単に見つかるために正社員ほど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。また育児休業取得の対象外であるケースも多いことが考えられる。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賃金が高くやりがいのある職業についている可能性が高く、就業継続への意欲が高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き職業に就けない可能性があり、教育年数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の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人的資本の蓄積は多くなり賃金も高くなって継続就業へ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継続する可能性が高くなるので、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の必要性は低くなる。就業時間が長くなると、家事育児への援助可能性が低くなり妻の就業の阻害要因となると考えられる。

事業所の育児休業制度の制定は女性の就業と出生の両立を促進する。保育所待機率が高いと就業の継続を妨げることが予想される。

5-2 推定結果

全標本を使用した各変数の記述統計量が表3-1に、プロビットモデルの推定結果が表3-2にまとめられている。また第1子出産の場合に関する記述統計量と推定結果がそれぞれ表4-1、表4-2に、第2子以降の出産の場合に関する記述統計量と推定結果が

それぞれ表5-1、表5-2にまとめられている。各推定結果の表の最終列には限界効果が掲載してある。表3-2より妻が正規の職員であるときに比べて、パートは有意に継続就業確率が低くなり、自営業・家族従業者は優位に継続就業確率が高くなっていて、予想された結果と一致している。官公庁に勤めていると継続就業確率が高くなり、公務員は女性が仕事を続けやすいという予想された結果となった。民間企業では10人未満の小さな企業ほうがそれより大きな企業に比べて就業確率が高くなっている。予想した通り、高学歴になるほど、年齢が高くなるほど継続就業確率が高くなっていた。第1し出産のときには、有意に継続就業確率が低くなっていて、これも予想されたとおりであった。

夫の年齢は、35～39歳だけが有意に妻の継続就業確率を高めていたが、他の年齢は有意でなかった。夫の就業時間は週49～59時間、60時間以上の場合には有意に妻の継続就業を妨げている。夫の所得は年収600万円以上になると有意に妻の継続就業確率を高めているが、1500万円以上の場合には逆に有意ではなくなっている。長い就業時間の制限は継続就業を助けることを支持している。

事業所の育児休業制度の制定は都道府県別に入れたせいか有意でなかったが、1歳児の保育所待機率が高いと有意に継続就業確率を引き下げている。保育所の充実が継続就業を助けることを支持する結果である。

第1子出産の場合と第2子以降を出産する場合を比較すると、自営業・家族従業者と官公庁勤務の継続就業に与える効果が第1子出産のときに大きくなる。夫の所得も第1子のときには年収600万円以上から1499万円まで有意に継続就業にマイナスの効果があるのに対し、第2子以降の出産では年収800～899万円、900～999万円のときのみ継続就業確率を引き下げている。1歳児待機率が就業継続を妨げる効果は、第2子以降出産のときのほうが効果が大きい。

6、おわりに

まず、家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』の1993年から1997年までの5年分のデータを利用して、仕事を持っている既婚女性について、出産関数と就業関数のBivariate Probitモデルを推定した。その結果、出産と就業の継続は負の相関を持っているというこれまでに得られている結果を支持するものであった。また働いている職場に育児休業制度の規定があると、有意に出産確率と就業確率を高めていた。

次に、総務庁統計局『就業構造基本調査』(1997年)の個票より、0歳から2歳の子どもがいて、出産の1年前に就業していた既婚女性を取り出して出産時における継続就業の要因分析を行った。推定したのは、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かどうかを被説明変数としたプロビットモデルである。育児休業制度のある事業所比率を労働省『女子雇用管理基本調査』(平成8年度)から、1歳児の保育所待機率を『全国子育てマップ』(1998年版)からそれぞれ都道府県別データを採って説明変数に加えた。

推定の結果、地域別に育児休業制度制定事業所率を導入したこともあり、育児休業制度制定率は継続就業に有意な効果をもっていなかったが、1歳児保育所待機率が高いと有意に継続就業を妨げていた。第1子出産と第2子以降出産に分けて推定を行ったところ、1歳児待機率がより効いているのは第2子以降の出産に対してであった。

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』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・西本真弓 (2002) 「育児支援策が出生行動に与える影響」『季刊社会保障研究』第 37 巻第 4 号、371-379
- 張建華・七條達弘・駿河輝和 (2001) 「出産と妻の就業の両立性について」『季刊家計経済研究』第 51 号、72-78
- 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 46 号第 2 号、45—55
- 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報告書』長寿開発センター
- 西本真弓・駿河輝和 (2002) 「ゼロ可変カウントデータモデルを用いた育児休業制度に関する実証分析」未定稿
- 松浦克己・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の勤続年数」『日本労働研究雑誌』No.459、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 号第 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 Economics, Vol.13,73-89.

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

		Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
出産		1358	0.0979	0.2973	0	1
就業		1358	0.8763	0.3294	0	1
妻の出身地	北海道	1358	0.0309	0.1732	0	1
	東北	1358	0.1001	0.3003	0	1
	関東	1358	0.2644	0.4412	0	1
	中部	1358	0.2231	0.4165	0	1
	近畿	1358	0.1414	0.3485	0	1
	中国	1358	0.0795	0.2707	0	1
	四国	1358	0.0471	0.2120	0	1
	九州	1358	0.1134	0.3172	0	1
居住地規模	13大都市	1358	0.1900	0.3924	0	1
	その他の都市	1358	0.5479	0.4979	0	1
	町村	1358	0.2622	0.4400	0	1
親との同居	同居	1358	0.3292	0.4701	0	1
	準同居・近隣	1358	0.4212	0.4939	0	1
	県外・死亡	1358	0.2496	0.4330	0	1
妻の学歴	高卒	1358	0.4882	0.5000	0	1
	短大・高専卒	1358	0.3895	0.4878	0	1
	大学・院卒	1358	0.1222	0.3277	0	1
住宅ローンあり		1358	0.3954	0.4891	0	1
妻の年齢		1358	31.6	3.2	24	37
妻の年齢2乗		1358	1007.7	200.9	576	1369
既存の子供数		1358	1.5729	0.9871	0	4
夫の時間配分	通勤時間	1358	0.9999	0.8746	0	5
	仕事時間	1358	9.8135	1.6943	0	14.67
夫の年収		1358	481.2	232.5	0	3999
夫の年齢		1358	34.6	4.9	22	57
夫の職業	農業・自営業	1358	0.1149	0.3190	0	1
	被雇用者	1358	0.8682	0.3384	0	1
育児休業制度あり		1358	0.3630	0.4811	0	1

表-2 Bivariate Probit モデルによる推定結果

出産関数		Coef.
常数項		-0.94648
妻の出身地	北海道	0.45259 *
	東北	-0.09728
	関東	(基準)
	中部	-0.08970
	近畿	0.08231
	中国	-0.09624
	四国 九州	-0.09638 0.09609
居住地規模	13大都市	-0.04657
	その他の都市	-0.15449
	町村	(基準)
親との同居	同居	0.42351 **
	準同居・近隣	0.16093
	県外・死亡	(基準)
妻の学歴	高卒	(基準)
	短大・高専卒	-0.00164
	大学・院卒	0.34624 **
住宅ローンあり		-0.06602
妻の年齢		0.13814
妻の年齢2乗		-0.00300
既存の子供数		-0.38481 ***
夫の時間配分	通勤時間	-0.02212
	仕事時間	-0.02540
夫の年収		0.00007
夫の年齢		-0.03887 **
夫の職業	農業・自営業	0.50588 ***
	被雇用者	(基準)
育児休業制度あり		0.22298 **

表2 (続き)

就業関数		
常数項		-6.04284
妻の出身地	北海道	-0.37781
	東北	0.61212 ***
	関東	(基準)
	中部	0.28531 **
	近畿	0.16521
	中国	0.34829 *
	四国	0.35712
	九州	0.00417
居住地規模	13大都市	-0.26890 *
	その他の都市	-0.31576 ***
	町村	(基準)
夫の時間配分	通勤時間	-0.00178
	仕事時間	-0.03121
親との同居	同居	0.24566 *
	準同居・近隣	0.03373
	県外・死亡	(基準)
妻の学歴	高卒	(基準)
	短大・高専卒	0.03147
	大学・院卒	0.20607
住宅ローンあり		0.12896
妻の年齢		0.41176
妻の年齢 ² 乗		-0.00535
夫の年収		-0.00049 ***
夫の職業	農業・自営業	0.16444
	被雇用者	(基準)
夫の年齢		-0.00031
育児休業制度あり		0.22187 **
観測値		1038
ログ尤度		-801.7891
rho		-0.4888

注: ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

表3-1、記述統計量(全標本)

変数	観察値数	平均	標準偏差	Min	Max
継続就業	13825	0.5142	0.4998	0	1
パート	13815	0.1195	0.3244	0	1
自営業・家族従業者	13815	0.1140	0.3179	0	1
官公庁	13825	0.1174	0.3219	0	1
100人以上規模	13825	0.3522	0.4776	0	1
10～99人規模	13825	0.2721	0.4451	0	1
10人未満規模	13825	0.2580	0.4375	0	1
教育年数	13790	12.9102	1.5932	9	16
専門・管理	13797	0.2304	0.4211	0	1
年齢	13825	30.107	4.5996	17	45
夫の年齢(24歳以下)	23913	0.4959	0.2171	0	1
(25～29歳)	23913	0.2168	0.4121	0	1
(30～34歳)	23913	0.3589	0.4797	0	1
(35～39歳)	23913	0.2578	0.4374	0	1
(40～44歳)	23913	0.0928	0.29	0	1
(45歳以上)	23913	0.2371	0.1521	0	1
夫の就業時間(34時間以下)	23186	0.1259	0.1115	0	1
(35～42時間)	23186	0.2587	0.4379	0	1
(43～45時間)	23186	0.1442	0.3513	0	1
(46～48時間)	23186	0.1654	0.3715	0	1
(49～59時間)	23186	0.2395	0.4268	0	1
(60時間以上)	23186	0.1794	0.3837	0	1
夫の所得(299万円以下)	23629	0.0154	0.1231	0	1
(300～399万円)	23629	0.0167	0.1283	0	1
(400～499万円)	23629	0.047	0.2117	0	1
(500～599万円)	23629	0.0681	0.252	0	1
(600～699万円)	23629	0.2214	0.4152	0	1
(700～799万円)	23629	0.2475	0.4315	0	1
(800～899万円)	23629	0.2755	0.4468	0	1
(900～999万円)	23629	0.0839	0.2773	0	1
(1000～1499万円)	23629	0.01824	0.1338	0	1
(1500万円以上)	23629	0.057	0.0759	0	1
育児休業制度	26798	0.672	0.0568	0.51	0.78
待機率(1歳児)	26798	2.09758	3.4139	0	15.9
第1子ダミー	26798	0.4997	0.5	0	1

表3-2、プロビットモデルによる継続就業の決定要因分析(全標本)

	係数	t値	P値	限界効果
パート	-0.5854	-14.524	0	-0.2261
自営業・家族従業者	0.5889	10.366	0	0.2223
官公庁	0.799	14.162	0	0.2947
100人以上規模	-0.2183	-5.657	0	-0.0869
10～99人規模	-0.2734	-6.839	0	-0.1087
10人未満規模 (基準値)				
教育年数	0.0528	5.488	0	0.021
専門・管理	0.2363	6.888	0	0.0936
年齢	0.0445	10.345	0	0.0177
夫の年齢(24歳以下) (基準値)				
(25～29歳)	-0.031	-0.526	0.599	-0.0123
(30～34歳)	0.7496	1.203	0.229	0.0298
(35～39歳)	0.1217	1.742	0.082	0.0484
(40～44歳)	0.0124	0.148	0.882	0.0049
(45歳以上)	0.1036	0.863	0.388	0.0411
夫の就業時間(34時間以下) (基準値)				
(35～42時間)	-0.0119	-0.281	0.779	-0.0047
(43～45時間)	-0.0516	-1.275	0.202	-0.0205
(46～48時間)	-0.1261	-3.391	0.001	-0.0502
(49～59時間)	-0.104	-2.555	0.011	-0.0414
(60時間以上)				
夫の所得(299万円以下) (基準値)				
(300～399万円)	0.1071	0.68	0.497	0.0426
(400～499万円)	-0.1516	-1.114	0.265	-0.0603
(500～599万円)	-0.1597	-1.209	0.227	-0.0636
(600～699万円)	-0.2909	-2.288	0.022	-0.1155
(700～799万円)	-0.4784	-3.753	0	-0.1883
(800～899万円)	-0.6369	-4.975	0	-0.2476
(900～999万円)	-0.6889	-5.03	0	-0.2597
(1000～1499万円)	-0.6231	-3.548	0	-0.2357
(1500万円以上)	0.1918	0.753	0.451	0.0758
育児休業制度 待機率(1歳児)	0.0698	0.298	0.765	0.0278
第1子タミー	-0.0119	-2.939	0.003	-0.0047
定数項	-0.8846	-28.458	0	-0.3373
	-0.9865	-3.928	0	
観察値数=11496				
ログ尤度=-6192.4				
擬似R2乗=0.2228				

表4-1、記述統計量(第1子)

変数	観察値数	平均	標準偏差	Min	Max
継続就業	8851	0.3732	0.4837	0	1
パート	8841	0.1185	0.3232	0	1
自営業・家族従業者	8841	0.055	0.2881	0	1
官公庁	8822	0.1028	0.3037	0	1
100人以上規模	8822	0.4135	0.4924	0	1
10～99人規模	8822	0.2888	0.4532	0	1
10人未満規模	8822	0.1948	0.3961	0	1
教育年数	13345	12.8804	1.6197	9	16
専門・管理	8831	0.2225	0.4159	0	1
年齢	13392	28.8854	4.4452	16	45
夫の年齢(24歳以下)	11962	0.0888	0.2845	0	1
(25～29歳)	11962	0.3109	0.4629	0	1
(30～34歳)	11962	0.3582	0.4794	0	1
(35～39歳)	11962	0.1738	0.3789	0	1
(40～44歳)	11962	0.0514	0.2208	0	1
(45歳以上)	11962	0.0164	0.1272	0	1
夫の就業時間(34時間以下)	11580	0.0117	0.1077	0	1
(35～42時間)	11580	0.2535	0.435	0	1
(43～45時間)	11580	0.1443	0.3514	0	1
(46～48時間)	11580	0.1682	0.374	0	1
(49～59時間)	11580	0.2449	0.4301	0	1
(60時間以上)	11580	0.1772	0.3818	0	1
夫の所得(299万円以下)	11812	0.0157	0.1244	0	1
(300～399万円)	11812	0.0193	0.1378	0	1
(400～499万円)	11812	0.0584	0.2345	0	1
(500～599万円)	11812	0.0831	0.276	0	1
(600～699万円)	11812	0.2573	0.4372	0	1
(700～799万円)	11812	0.25	0.433	0	1
(800～899万円)	11812	0.2379	0.4258	0	1
(900～999万円)	11812	0.0607	0.2387	0	1
(1000～1499万円)	11812	0.0137	0.1163	0	1
(1500万円以上)	11812	0.034	0.0588	0	1
育児休業制度 待機率(1歳児)	13392	0.6729	0.0568	0.51	0.78
	13392	3.008	3.3856	0	15.9