

出産・育児と女子就業との両立可能性について

山上 俊彦

I はじめに

日本の出生率は1973年以降、急激な減少を示している。合計特殊出生率は1973年の2.14から低下し続け、1997年には1.39となった。合計特殊出生率変動の要因分析結果は、この間の出生率低下の直接的要因が女子未婚率の上昇であることを示している¹⁾。女子未婚率上昇には晩婚化と非婚化があり、これらが最終的にどれほどの出生率低下につながるかは未だ不確定である。

一方、この間の夫婦の子供数は二人強と安定しており、合計特殊出生率低下の直接的な要因とはなっていないものの、この傾向が今後も続く保証はない。出産・育児と女子就業との間にはトレード・オフ関係が存在すると言われており、女子人的資本の蓄積が女子就業を促進して夫婦の子供数の減少につながる可能性がある。

出生率向上を直接の目的とする政策を実施することが困難な現状においては、出産・育児の障害を除去するという間接的出生率向上政策を模索せざるをえない。女子就業支援政策や男女の性別役割分業の見直しで出産・育児と女子就業の両立を図ったり、児童手当の増額で育児負担を軽減させて出生率を向上させようとする政策提言がなされている²⁾。

しかしながら、これらの家族政策が人口政策としてどの程度の効果を持つかについては未だ不確定な部分が多い。実証分析を伴った出生率向上政策を構築することは、データの制約もあり困難であるのが現状である。

本論では夫婦の出産・育児、就業についての個票データを用いて、出生率決定の経済的要因や出産・育児とフルタイム女子就業の関連を検証するとともに、間接的出生率向上政策の効果や、そのあり方について考察するものである。**II**で出生率の経済分析の理論と過去の実証研究結果を概観する。**III**で用いたデータの概略を紹介し、**IV**で検証の枠組みを提示して、**V**でモデル推定結果を示す。**VI**で育児休業取得の意思決定についての分析結果を紹介する。**VII**ではまとめと本論から得られた政策的含意を述べる。

II 出生率の経済理論と過去の実証分析

出生率の経済学的分析はBecker and Lewis(1973), Willis(1973)といった一連のシカゴ学派の理論で静学理論としての一応の完成をみた。

出生率の経済学的分析では家計も生産活動を行うとみなしたうえで、夫は家庭外での労働に、妻は家事労働にそれぞれ比較優位を持つという前提をおく。夫婦は子供をあたかも耐久消費財のごくみなし、夫の所得が増えると子供の数を増やすか子供の質を向上させようとするため、子供の数と質はそれぞれの所得弾力性に依存して決定されることになる。

また妻の市場賃金は出産・育児の機会費用となる。従って妻の市場賃金が上昇すると出産・育児といった家庭内労働から家庭外労働への転換が進むという代替効果により子供の数は減少することになる。

Willis(1973)は、家計の効用関数と生産関数

から、妻の出産・就業・賃金は次のような同時決定の関係にあることを示した。ここでは夫の所得は外生的に所与であるとされる。

$$\text{出生率関数 } F = f_1(Im, Wf, L, \dots)$$

$$\text{就業関数 } L = f_2(Im, Wf, F, \dots)$$

$$\text{賃金関数 } Wf = f_3(\kappa, L, \dots)$$

ここで、F：出生率、L：妻の結婚後の就業期間、Wf：妻の賃金、Im：夫の所得、 κ ：妻の結婚時の人的資本水準である。このモデルは、妻が結婚後も就業して人的資本を向上させると、妻の賃金が上昇して子供数が減少するとともに就業期間が延長されること、逆に子供数が増えると妻の就業が抑制されて賃金上昇が鈍ることを示している³⁾。

日本の出生率動向を経済学的に解明しようとする実証研究のうち個票データを用いたものとしてOsawa (1988), Dekle (1990), 松浦・滋野 (1996), 小川・金子・森田 (1996) 等がある。これらは基本的にシカゴ学派の静学理論、特にWillis (1973) のモデルに立脚したものである。

Osawa (1988) は「職業移動と経歴調査 (1975)」(雇用職業総合研究所) を用いて東京 50 km 圏内居住者の出生率関数を推定し、妻の賃金の上昇や学歴の向上は出生率を低下させるが、夫の場合は影響を与えないことを示している。妻の機会費用の上昇は出生率を低下させるが、それは非農林雇用者に見られる傾向であり、雇用者比率の上昇が出生率の低下に結びついているとしている。

Dekle (1990) は「老人意識調査 (1983)」(郵政省) を用いて出生率関数を推定し、妻の学歴向上が出生率を低下させることを示した。また夫の所得の上昇は、高所得階層では出生率を上昇させるが、低所得階層では出生率を低下させるため、全体ではその効果が不明確なものとなっているとしている。

松浦・滋野 (1996) は 1989 年の「家計調査」と「貯蓄動向調査」(総務庁) を用いて、勤労者世帯の出産と就業の同時決定モデルを Bivariate Probit 分析で推定した。その結果、25~29 歳では就業と出産がトレード・オフの関係にあるが、35~39 歳ではトレード・オフ関係が見られない

ことを示した。また夫の所得の上昇は出生率を高めるため、育児補助は出生率上昇に有効であるとしている。

小川・金子・森田 (1996) は「職業移動と経歴調査 (1983)」(雇用職業総合研究所) を用いて賃金関数、出生率関数、就業関数を推定している。その結果、女子賃金の上昇は出生率を低下させるがそれは出生率低下の決定的要因ではなく、高学歴層の結婚、出産のタイミングの変化が重要になっていることを指摘している。さらに育児休業制度といった育児と就業の両立支援政策が出生率の上昇につながる可能性を示唆している。

III 使用するデータ

本論で検証に用いたデータは、1991 年 12 月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」(以下「意識調査」) の個票データである。調査方法は、帝国データバンクの企業情報ファイルをもとに全国主要企業を上場・非上場の別、従業員規模別に層化し、従業員 500 人以上の企業 1,000 社を無作為抽出法で抽出した。次に企業の人事担当者を通して従業員とその配偶者(未婚者は本人のみ)に、就業状態・出産・育児等についての回答を依頼した。

調査対象となったのは、これら企業にフルタイム就業している未婚女子、既婚女子とその配偶者(子供のいる場合といない場合を含む)、これら企業にフルタイム就業している男子とその配偶者(非就業に限る)である。女子の年齢は 20 歳から 44 歳の間に限定されている。それぞれ 2,000 組に回答を依頼したところ、回収率は 18.4%, 20.2%, 28.4%, 19.1% であり、合計 1,721 組の回答が得られた。

実証分析にあたっては、対象を夫婦揃った者に限定し、回答に欠損値のあったものを除外したため、対象サンプル数は 1,050 となった。使用したサンプルの概要是表 1 のとおりである。調査の性質上、妻、夫ともに対象企業に就業している者と配偶者が対象企業に就業している者から構成されている。なお、居住地域については不明である。

表1 データの概要

妻の年齢階層	サンプル数	就業者(人)		非就業者(人)		子供有(人)		就業者(子供有)		就業者(子供無)		子供有(人)		子供無(人)		妻の年間所得(万円)		妻の勤続年数(年)	
		子供有	子供無	子供有	子供無	就業者	就業者(子供有)	非就業者	全サンプル	子供有	子供無	子供有	子供無	子供有	子供無	妻の勤続年数(年)	妻の勤続年数(年)		
全年齢階層	1,050	326	368	356	0	0.81 (0.98)	1.72 (0.69)	1.83 (0.66)	1.16 (1.01)	365 (123)	330 (84)	11.53 (6.59)	8.03 (4.64)						
30~44歳	627	262	100	265	0	1.32 (1.01)	1.83 (0.69)	1.97 (0.62)	1.60 (0.92)	379 (130)	381 (111)	12.33 (7.01)	12.15 (6.13)						
妻の職種別入数(人)										妻の学歴別就業者数/入数(人)									
妻の年齢階層	専門・技術	管理	事務	販売	運輸・通信	生産	サービス	その他	中卒	高卒	短大卒	4年制大学卒	就業者 (子供有)	就業者 (子供無)	就業者 (子供有)	就業者 (子供無)	非就業者	非就業者	
全年齢階層	77	12	530	16	4	32	16	7	15/22	372/529	179/307	128/192	125/326	45/368	82/356				
30~44歳	43	11	266	8	1	22	7	4	14/20	220/339	62/151	66/116	104/262	16/100	72/265				
妻の年齢階層	夫が家事・育児に協力的(人)	夫の年間所得(万円)										部屋数 (室)	年間住宅関連支出(万円)						
全年齢階層	就業者(子供有)	就業者(子供無)	非就業者	妻が就業(子供有)	妻が就業(子供無)	妻が就業(子供有)	妻が就業(子供無)	妻が非就業	妻が非就業	妻が非就業	妻が非就業	ローン支払額 (万円)	ローン支払額 (万円)	家賃支払額 (万円)	家賃支払額 (万円)	ローン支払額 (万円)	家賃支払額 (万円)		
全年齢階層	114/326	153/368	107/356	523 (184)	444 (158)	592 (189)	4.68 (2.12)	91.50 (74.47)	91.50 (74.47)	74.20 (49.49)									
30~44歳	84/262	33/100	75/265	549 (184)	530 (187)	641 (184)	5.12 (2.12)	96.66 (77.02)	96.66 (77.02)	77.07 (52.85)									
年間所得(万円)										勤続年数(年)									
年齢階層	歳	子供の学年	歳	年間(就業 所得)	万円	年間(就業 所得)	万円	年間(就業 所得)	万円	年間(就業 所得)	万円	年間(就業 所得)	万円	年間(就業 所得)	万円	年間(就業 所得)	万円	年間(就業 所得)	万円
20~24歳	22	1歳未満	0	300万円未満	275	5年未満	2.5	50万円未満	2.5	5年~10年未満	7.5	50~100万円未満	7.5	100~150万円未満	12.5	150~200万円未満	17.5	200~300万円未満	25.0
25~29歳	27	1歳以上~幼稚園・保育所入園前	2	300万円~350万円~	325	5年~10年未満	7.5	50~100万円未満	7.5	10年~15年未満	12.5	100~150万円未満	12.5	150~200万円未満	17.5	200~300万円未満	25.0	300万円以上	35.0
30~34歳	32	幼稚園・保育所入園前	4	400万円~450万円~	375	10年~15年未満	12.5	150~200万円未満	12.5	15年~20年未満	17.5	200~300万円未満	22.5	300万円以上	35.0				
35~39歳	37	小学1~3年生	7	500万円~	425	15年~20年未満	17.5			20年以上	22.5								
40~44歳	42	小学4~6年生	10	500万円~	475														
45~49歳	47	中学生	13	700万円~1,000万円未満	600														
(夫のみ)		中学卒業以上	16	1,000万円以上	850														
50歳以上	52	(夫のみ)																	

注) 1. 括弧内の数値は標準偏差である。
2. 妻の年間所得と勤続年数の数値は就業している者についての値である。
3. 妻の勤続年数は現在勤務している企業での年数である。

4. 妻の学歴の4年制大学卒は大学院卒業者を含んでいる。

5. 住宅関連支出額のうち持ち家に居住する者の分はローン支払額、賃貸住宅に居住する者の分は家賃支払額に計上した。

6. 調査での回答区分と実証分析に用いた数値(中央値)は次の通りである。
注) 1. 括弧内の数値は標準偏差である。
2. 妻の年間所得と勤続年数の数値は就業している者についての値である。
3. 妻の勤続年数は現在勤務している企業での年数である。

IV 検証のためのフレームワーク

本論では Willis (1973) のモデルに基づき、「意識調査」の個票データを用いて出産・育児や女子就業の決定要因と両者の関連を検証する。個票データを用いて出生率関数、就業関数、賃金関数を同時推定することは困難であるので、第一段階として妻の就業と賃金の同時性を考慮した関数推定を次の方針で行う。

まず Heckman (1979) の二段階推定法に従って、妻の就業確率関数をプロビット分析で推定したのち、 λ 変数を説明変数として用いる賃金関数を推定する。

$$\begin{aligned} \text{就業確率関数} \quad J_f &= g_1(\text{AGE}_f, \text{GRADE}_f, \\ &\quad \text{Im}, \text{AGE}_c, \text{HOUSE}) \\ &\quad J_f = 1 (\text{妻が就業中}), \\ &\quad J_f = 0 (\text{妻が非就業}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{賃金関数} \quad W_f &= g_2 (\text{G R A D E}_f, \\ &\quad \text{KEIKEN}_f, \text{JTYPE}_f, \lambda) \end{aligned}$$

ここで J_f : 妻の就業確率、 W_f : 妻の賃金、 AGE_f : 妻の年齢、 GRADE_f : 妻の学歴、 KEIKEN_f : 妻の当該企業での経験年数、 JTYPE_f : 妻の職種、 Im : 夫の所得、 AGE_c : 子供の年齢、 HOUSE : その他家計の属性、 λ : ミル比の逆数である。

次に出生数関数を次のように設定し、トーピット分析を行う。

$$\begin{aligned} \text{出生数関数} \quad NC &= g_3 (\text{AGE}_f, \text{GRADE}_f, \\ &\quad \text{KEIKEN}_f, (W_f *), \text{Im}, \\ &\quad \text{HOUSE}) \end{aligned}$$

ここで NC : 子供数、 $W_f *$: 妻の推計市場賃金である。賃金関数の推定結果から妻の市場賃金を推計することが可能となるため、市場賃金が出生数に与える影響の検証が可能となる。

第二段階として出産・育児と女子就業とのトレード・オフ関係を検証する関数推定を行う。そのために次のような連立システムを想定し、Bivariate Probit 分析で推定する。

$$\begin{aligned} \text{出産選択関数} \quad F_1 &= h_1 (\text{AGE}_f, \text{GRADE}_f, \\ &\quad \text{Im}, \text{HOUSE}) \end{aligned}$$

$$F_1 = 1 (\text{子供有り}),$$

$$F_1 = 0 (\text{子供無し})$$

$$\text{就業確率関数} \quad F_2 = h_2 (\text{AGE}_f, \text{GRADE}_f,$$

$$\text{Im}, \text{HOUSE})$$

$$F_2 = 1 (\text{妻が就業中}),$$

$$F_2 = 0 (\text{妻が非就業})$$

出産後 1 年程度の育児休業を取得することがその後の賃金に与える影響を検証することは、女子就業支援政策を評価するに当たって重要であると考える。「意識調査」では就業中で子供がいる者に対して、初子出産後 1 年以内の就業状況をたずねている。モデルでは出産直後の就業形態の相違がその後の賃金に与える影響について検証する。

出産・育児と女子就業がトレード・オフ関係にある場合、女子就業支援政策や男女の性別役割分業の見直しは、育児の機会費用を低減させるため出産・育児と女子就業の両立を可能にさせると言われている。「意識調査」では親との同居（親の性別は不明）の有無をたずねている。親との同居、特に母親との同居は妻の家事・育児を代替できるので、女子就業支援政策と同様の機能を有すると考えられる。また同調査では夫の家事・育児に対する協力度を妻にたずねている。夫の家事・育児に対する協力度が高まるることは、家計行動における男女の性別役割分業構造が変化していることを示していると解釈できる⁴⁾。モデルでは、親との同居や夫の家事・育児への協力度が出産・育児と妻の就業に与える効果を検証する。

なお、「意識調査」ではサンプリング時点で妻についてはパートタイム就業という就業形態をサンプルから除外した。そのため、就業確率関数推定においては妻の就業形態はフルタイム就業と非就業の二者択一とせざるをえない。また、就業中の妻の年間所得については、「賃金構造基本調査」（労働省）の女子一般労働者給与支払い総額（全産業、全企業規模）とほぼ同水準であるが、「意識調査」では給与水準の高い 4 年制大学卒や勤続年数の長い者の構成比率が高くなっている。

V 関数推定結果

1 第一段階推定結果

第一段階として、妻の就業と賃金の同時性を考慮した推定結果について検討する。二段階推定法による妻の就業確率関数と賃金関数、さらに夫の賃金関数推定結果は表2のとおりである。推定は全年齢階層について行っている。出生数関数の推定結果は表3のとおりである。推定は全年齢階層と30歳以上について行っている。

まず妻の就業確率関数推定結果①について検討する。妻の学歴をみると、短大卒は負で有意であり、4年制大学卒は有意ではない。この結果は高学歴が就業率を高めてはいないことを示している。この理由として、短大卒では家事・育児に比較優位を持つ者が多いため家庭内労働志向が強いこと、4年制大学を卒業することが必ずしも家庭外労働への比較優位を高めるものではないことが考えられる。

子供の存在は妻の就業に対して抑制的に働いていることが示される。特に育児を必要とする1歳未満の子供と保育所・幼稚園入園前の乳幼児のいることが就業抑制的であることを示している。親との同居を示す親との同居ダミーや夫が家事・育児に協力的であることを示す夫の協力度ダミーは、妻の就業確率に対していずれも正で有意なものとなっており、妻の就業を促進することを示している。住宅ローン返済額は正で有意となっており、住宅ローン返済のために妻が就業することを示している。

次に賃金関数推定結果について検討する。ここでは被説明変数として賃金の代わりに年間就業所得を用いた。「意識調査」では、就業所得について調査時点における年間分のみ調査されており、労働時間については調査されていない。しかし調査対象がフルタイム就業者に限定されているため、産業間・職種間の相違はあるものの、年間就業所得は時間当たり賃金率にほぼ比例していると考えられる。

妻の賃金関数推定結果①をみると、妻の学歴が

賃金に与える効果については、高卒を基準にすると中卒では14.8%低いが、短大卒では9.2%，4年制大学卒では27.2%高くなり、高学歴は市場賃金を上昇させることができることがわかる。また現在勤務している企業での勤続年数（企業内経験年数）は年間2.5%，他企業での勤続年数あるいは専業主婦としての期間（企業外経験年数）は年間1.1%賃金を上昇させることを示している。

妻と夫の賃金関数推定結果を比較すると、定数項や学歴の効果は両者で殆ど差がない。これに対して企業内経験の人的資本向上度は、夫の場合遞減するものの妻のそれよりも大きい。このことは男女の賃金格差を考える時、OJTのあり方について考える必要があることを示している。

初子出産後1年程度の育児休業取得が妻の市場賃金に与える影響として、その間に技能が減耗していることが考えられる。賃金関数推定結果①では、就業中に子供のいない者を基準にとり、就業継続ダミーを用いて就業形態の相違が賃金水準に影響を与えているか否かを検証した。もう一つの影響としては、就業を中断したことに伴うその後のOJTの効率低下が考えられる。賃金関数推定結果②では、就業継続ダミーと企業内経験年数の交差項を用いて就業形態の相違が賃金カーブの傾きに影響を与えているか否かを検証した。

就業継続ダミー、交差項いずれも、休業せず仕事を継続した場合と、1年程度の休業をした者については、子供を持っていない者と比較して賃金に有意な差は与えていない。これに対して会社を一旦退職したり、出産当時仕事をしていない場合、賃金は大幅に低くなることが示される。このような結果は、出産後に1年程度の育児休業を取得することが人的資本の減耗につながらないことを示している。

就業確率関数推定結果②は、妻の賃金が就業確率に与える影響を検証するためのものである。妻の賃金関数推定結果①をもとに妻が最終学校卒業後、継続就業したと仮定した場合の年間推計所得を推計し、これを妻の推計市場賃金として説明変数に用いた。その結果は、妻の市場賃金が就業促進的に働くことを示している。

表2 就業確率関数と賃金関数の推定結果

	妻の就業確率関数 [就業=1] [非就業=0]			妻の賃金関数 1n(年間収入)		夫の賃金関数 1n(年間収入)
	①	②		①	②	
定数項	2.93210*** (6.969)	2.37700*** (5.468)	定数項	5.45700*** (235.340)	5.44930*** (235.340)	5.56090*** (133.876)
妻の年齢	-0.01312 (-0.979)	-0.04658** (-2.261)	学歴ダミー (中卒=1)	-0.14806*** (-2.680)	-0.13949** (-2.527)	-0.15479*** (-3.280)
妻の学歴ダミー (中卒=1)	-0.21243 (-0.669)		(短大卒=1)	0.09172*** (4.646)	0.09973*** (5.131)	0.11508*** (3.600)
(短大卒=1)	-0.47024*** (-3.983)		(4年制大学卒=1)	0.27164*** (12.353)	0.27581*** (12.560)	0.26872*** (13.361)
(4年制大学卒=1)	-0.07184 (-0.535)		企業内経験年数	0.02478*** (14.392)	0.02562*** (11.717)	0.04203*** (8.777)
妻の年間推計所得		0.00437** (2.290)	(企業内経験年数) ²			-0.00047*** (-3.201)
夫の年間所得	-0.00200*** (-6.422)	-0.00218*** (-7.080)	企業外経験年数	0.01052*** (5.346)	0.00761*** (4.481)	
子供ダミー (1歳未満=1)	-1.49010*** (-9.229)	-1.48100*** (-9.213)	職種ダミー (専門・技術職=1)	0.01129 (0.474)	0.01052 (0.440)	-0.00081*** (-0.038)
(1歳以上～幼稚園・ 保育所入園前=1)	-1.65800*** (-13.575)	-1.64280*** (-13.541)	(管理職=1)	0.18507*** (3.275)	0.17926*** (3.144)	0.12161*** (4.746)
(幼稚園・保育所=1)	-0.53835*** (-4.186)	-0.51974*** (-4.088)	(販売職=1)	0.03840 (0.788)	0.03905 (0.798)	-0.07550** (-2.161)
(小学1～3年生=1)	-0.77808*** (-5.821)	-0.73028*** (-5.546)	(運輸・通信職=1)	-0.05893 (-0.615)	-0.05078 (-0.528)	-0.10465** (-2.065)
(小学4～6年生=1)	-0.67107*** (-4.536)	-0.58054*** (-3.987)	(技能・生産工=1)	-0.06363* (-1.719)	-0.06161* (-1.657)	-0.09441*** (-2.831)
(中学生=1)	-0.61414*** (-3.676)	-0.62229*** (-3.777)	(サービス職=1)	0.15090*** (3.069)	0.16041*** (3.247)	-0.04145 (-1.164)
(中学卒業以上=1)	-0.37114* (-1.859)	-0.21483 (-1.105)	(その他=1)	0.15208** (2.109)	0.14002* (1.930)	-0.14543*** (-2.605)
同居ダミー (親と同居=1)	0.32773*** (2.774)	0.31967*** (2.730)	就業継続ダミーまたは 交差項(×企業内経験年数) (休業せずに就業継続=1)	就業継続ダミー 交差項 (休業せずに就業継続=1)	就業継続ダミー 交差項 (-0.562)	
夫の協力度ダミー (夫が家事・ 育児に協力的=1)	0.17139* (1.666)	0.13943 (1.368)	(1年内休業=1)	-0.01347 (-0.153)	-0.00046 (-0.667)	
住宅ローン返済額	0.00169** (1.989)	0.00158* (1.870)	(出産時に退職=1)	-0.12233*** (-3.001)	-0.01223** (-2.444)	
家賃支払額	0.00056 (0.461)	0.00054 (0.446)	(出産時は非就業=1)	-0.14150*** (-3.550)	-0.00934** (-2.165)	
			λ	0.07641*** (2.945)	0.06152*** (2.654)	
サンプル数	1,050	1,050	サンプル数	694	694	1,050
対数尤度	-453.89	-459.71	adj. R 2	0.408	0.417	0.415

推定方法) 妻の就業確率関数と賃金関数は二段階推定法、夫の賃金関数は最小二乗法による。

- 注) 1. 妻の就業確率関数の説明変数のうち、夫の年間所得は調査で回答した所得である。
 2. 妻の年間推計所得は妻の学歴と最終学校卒業後、就業継続したと仮定したときの経験年数から求めた所得である。
 3. 幼稚園・保育所の保育所とは、3歳児以上保育を示している。
 4. 括弧内はt値。*は1%，**は5%，***は10%の棄却水準でそれぞれ有意であることを示す。

表3 出生数関数の推定結果

	全年齢階層		妻が30歳以上	
	①	②	①	②
定数項	-9.68470*** (-8.796)	-8.53390*** (-7.699)	-12.79300*** (-2.890)	-12.27700*** (-2.764)
妻の年齢	0.54708*** (8.052)	0.53237*** (7.773)	0.72757*** (2.990)	0.71235*** (2.926)
(妻の年齢) ²	-0.00738*** (-7.295)	-0.00711*** (-6.980)	-0.00960*** (-2.910)	-0.00937*** (-2.839)
妻の学歴ダミー				
(中卒=1)	-0.15497 (-0.683)		-0.09653 (-0.449)	
(短大卒=1)	-0.42072*** (-5.192)		-0.16593* (-1.729)	
(4年制大学卒=1)	-0.36055*** (-3.836)		-0.11660 (-1.111)	
妻の年間推計所得		-0.00472*** (-3.717)		-0.00139 (-1.003)
妻の企業内経験年数	-0.19442*** (-12.635)	-0.18811*** (-12.213)	-0.12975*** (-7.634)	-0.12729*** (-7.513)
(妻の企業内経験年数) ²	0.00739*** (9.409)	0.00721*** (9.141)	0.00443*** (5.282)	0.00436*** (5.202)
夫の年間推計所得	0.00244*** (4.399)	0.00248*** (4.475)	0.00137** (2.189)	0.00139** (2.245)
同居ダミー				
(親と同居=1)	0.07676 (0.845)	0.07211 (0.786)	0.09636 (0.986)	0.95425 (0.975)
夫の協力度ダミー				
(夫が家事・育児に協力的=1)	-0.03798 (-0.541)	-0.05408 (-0.764)	-0.04701 (-0.574)	-0.05262 (-0.642)
部屋数	0.11275*** (5.718)	0.11244*** (5.649)	0.09979*** (4.543)	0.09895*** (4.498)
住宅ローン返済額	-0.00017 (-0.310)	-0.00023 (-0.415)	-0.00061 (-1.068)	-0.00064 (-1.132)
家賃支払額	-0.00251** (-2.853)	-0.00241*** (-2.718)	-0.00171* (-1.685)	-0.00164 (-1.616)
σ	0.98396*** (34.444)	0.99351*** (34.414)	0.91513*** (31.023)	0.91698*** (31.021)
サンプル数	1,050	1,050	627	627
対数尤度	-1,200.30	-1,209.25	-809.72	-810.92

推定方法) トーピット分析。

- 注) 1. 妻の年間推計所得は妻の学歴から求めた所得である。
 2. 夫の年間推計所得は学歴と経験年数から求めた所得である。
 3. 括弧内はt値。*は1%, **は5%, ***は10%の棄却水準でそれぞれ有意であることを示す。

次に出生数関数推定結果について検討する。出生数関数推定結果①は説明変数として妻の学歴を用いたものである。妻の学歴は全年齢階層では短大卒と4年制大学卒共に負で有意となっており、

女子の高学歴化が出産を抑制しているように見える。しかし30歳以上では短大卒のみ負で10%水準で有意であるに過ぎない。これは女子の高学歴化は出産タイミングの遅れを招くが、その遅れは

30歳以降にある程度取り戻されることを示している。但し完全に取り戻されるものではないと考えられるので、出産タイミングの遅れが生涯の出生児数の減少につながる可能性がある。

出生数関数推定結果②は妻の学歴のかわりに妻の市場賃金を用いたものである。妻の市場賃金としては、最終学校卒業時の年間推計所得を用いた。これは就業・非就業を問わず学校卒業時に期待できる潜在的賃金水準を示すものである。学校卒業後の賃金水準は企業内経験年数で代理させるものとする。妻の年間推計所得は全年齢階層では負で有意であり、賃金が出産・育児の機会費用であることを示している。しかし30歳以上では有意ではなく、学校卒業時の賃金が機会費用を示すに十分でないことを示している。

妻の企業内経験年数は推定結果①②とともに、一次項は全年齢階層、30歳以上いずれの場合にも負で有意であり、二次項はいずれも正で有意である。ここから企業内経験年数が育児の機会費用を高めることと、その上昇度は遞減的であることが示される。この結果は、特に30歳以上では妻の学歴や学校卒業時の賃金よりも企業内経験年数が育児の機会費用を高めていることを示していると考えられる。

夫の所得としては、出生数を説明するには恒常的に期待できる所得が望ましいと考えて、学歴と経験年数から求めた年間推計所得を用いた。夫の所得は、推定結果①②とともに全年齢階層、30歳以上いずれも正で有意であり、夫の所得が増えると子供の数が増えること、つまり子供は上級財であることを示している。

この結果は、児童手当の増額が夫の所得を補填して所得効果を高め、子供数を増やす可能性を示している。出生数関数推定結果から各変数の出生数へのマージナル効果を求め、平均値で評価した子供数の夫の推計所得に対する弾性値を計測すると、全年齢階層の推定結果①では0.851となる⁵⁾。この数値をもとに、合計特殊出生率を仮に1.5から人口水準を維持可能な2.1に引き上げるとするとき必要とされる児童手当額を求めるとき、夫の期待所得の47%相当額、つまり月額20万円

程度の児童手当が必要となる。

部屋数は全年齢階層、30歳以上いずれも正で有意となっており、住宅の規模が子供をもつことにとって重要な要件であることが示される。一方、住宅費用をみると住宅ローン返済額は有意とならない。これは住宅ローンを返済する家計は、その一方である程度の規模の家屋を保有しているからであると考えられる。しかし家賃支払額は全年齢階層では負で有意であり、賃貸住宅の場合、居住費の負担が出生を抑制、あるいは出産タイミングを遅らせていることを示している。

親との同居ダミーや夫の協力度ダミーは出生数に対していずれも有意ではなく、出生数に影響を与えていないという結果となつた⁶⁾。

2 第二段階推定結果

第二段階として出産・育児と妻の就業の同時性を考慮した推定結果について検討する。連立システム推定結果は表4に示されるとおりである。推定は全年齢階層と30歳以上について行った。関数推定結果を個別にみると、出産選択関数、就業確率関数ともに第一段階での関数推定結果をほぼ追認したものとなっている。

出産選択関数と就業確率関数の同時性は ρ (誤差項の相関係数)の推定値で検証する。 ρ の推定値は全年齢階層、30歳以上ともに負で有意となっている。このことは出産・育児と妻のフルタイム就業が同時決定されるとともに、両者がトレード・オフの関係にあることを示すものである。

親との同居ダミーと夫の協力度ダミーは、全年齢階層でみると就業確率関数では正で有意となっており、妻の就業促進に有効であることが示される。30歳以上ではともに妻の就業に対して有意な影響を与えない。30歳以上で親との同居が就業に有意でないのは、この年代になると逆に親の面倒を見る必要性が生じることを示唆している。

連立システム推定結果からマージナル効果を求め、子供がいることを前提としたときの、妻の就業確率の親との同居と夫の協力度に対する弾性値を計測すると、全年齢階層ではそれぞれ0.0457, 0.0453とほぼ同程度の値となる⁷⁾。

表4 出産選択関数と就業確率関数の同時推定結果

	全年齢階層		妻が30歳以上	
	出産選択関数 [子供有り=1] [子供無し=0]	就業確率関数 [就業中=1] [非就業=0]	出産選択関数 [子供有り=1] [子供無し=0]	就業確率関数 [就業中=1] [非就業=0]
定数項	-8.81680*** (-6.403)	9.26260*** (6.761)	-20.06700** (-2.315)	17.98200*** (2.808)
妻の年齢	0.40433*** (4.639)	-0.49674*** (-5.840)	1.01390** (2.115)	-0.95965*** (-2.728)
(妻の年齢) ²	-0.00508*** (-3.774)	0.00717*** (5.628)	-0.01338** (-2.050)	0.01360*** (2.849)
妻の学歴ダミー				
(中卒=1)	-0.25461 (-0.737)	-0.05895 (-0.199)	-0.12540 (-0.332)	-0.19547 (-0.625)
(短大卒=1)	-0.15767 (-1.482)	-0.35502*** (-3.548)	0.13599 (0.811)	-0.52243*** (-3.826)
(4年制大学卒=1)	-0.30165** (-2.107)	-0.07885 (-0.655)	0.03024 (0.163)	-0.11604 (-0.784)
夫の年間所得				
夫の年間推計所得	0.00284*** (3.694)		0.00298*** (3.095)	
同居ダミー				
(親と同居=1)	0.13568 (1.026)	0.18722* (1.721)	0.26381 (1.525)	0.10960 (0.852)
夫の協力度ダミー				
(夫が家事・育児に協力的=1)	-0.02895 (-0.304)	0.17787** (1.961)	0.02770 (0.189)	0.11670 (0.972)
部屋数	0.10776*** (3.952)		0.10304** (2.512)	
住宅ローン返済額	-0.00025 (-0.324)	0.00167** (2.156)	-0.00081** (-0.871)	0.00319*** (3.585)
家賃支払い額	-0.00130 (-1.141)	0.00246** (2.331)	0.00061 (0.467)	0.00174 (1.279)
ρ		-0.9778*** (-41.254)		-0.9589*** (-10.279)
サンプル数		1,050		627
対数尤度		-930.60		-565.35

推定方法) Bivariate Probit Model.

- 注) 1. 夫の年間推計所得は学歴と経験年数から求めた所得である。
 2. 括弧内はt値。*は1%, **は5%, ***は10%の棄却水準でそれぞれ有意であることを示す。

出産選択関数では親との同居ダミーと夫の協力度ダミーいずれも、全年齢階層、30歳以上ともに有意性がなく、これらが出生率までも向上させていることは確認できない。

ここでの結果は、親との同居や男子が家事・育児に協力的であることが妻の家事・育児を代替してフルタイム女子就業を支援するものの、出生率

を向上させることまでは期待できにくいものであることを示している。

VI 育児休業制度の分析

育児休業制度は女子就業支援政策としての機能を有しており、出産・育児期の女子就業継続を促

進するものと考えられる。育児休業を取得するか否かの意思決定は、育児の機会費用が軽減されるか否かに依存する。つまり短期・長期の便益と費用の比較考量がなされる(OECD(1995))。

「意識調査」では調査の翌年(1992年)から育児休業法が施行されて満1歳未満の子供を養育する男女に育児休業が認められることに伴い、仮に自分が出産するとした場合の(就業していない妻に対しては今後就業を開始すると想定した上で)、育児休暇の取得意思の有無をたずねている。但し設問では就業継続することを前提としており、

出産に際して退職することは想定していない。休業期間中は無給であると想定した場合、無回答者を除くと育児休業を取得すると答えたのは就業者683人中318人(46.6%)、非就業者352人中271人(77.0%)となっている⁸⁾。

ここでは、回答者が調査時点における就業状態や周囲の環境を念頭において取得意思の有無を回答したと想定して、育児休業取得の意思決定プロセスを検証する。

想定される結果として、高学歴による育児の機会費用の高さは育児休業と直接の関係はないため、

表5 育児休業選択関数の推定結果

	全サンプル [取得する=1] [取得しない=0]		妻が就業中 [取得する=1] [取得しない=0]		妻が非就業 [取得する=1] [取得しない=0]	
	①	②	①	②	①	②
定数項	0.03028 (0.115)	-0.46929 (-0.982)	0.21859 (0.713)	-0.18236 (-0.324)	-0.19503 (-0.364)	-1.08700 (-1.143)
妻の年齢	0.00319 (0.360)	0.00126 (0.144)	-0.00714 (-0.665)	-0.00793 (-0.734)	0.01373 (0.767)	0.00671 (0.384)
妻の学歴ダミー						
(中卒=1)	-0.18964 (-0.592)		-0.14566 (-0.353)		-0.43186 (-0.867)	
(短大卒=1)	0.20142** (2.037)		0.10336 (0.845)		0.40564** (2.292)	
(4年制大学卒=1)	0.17150 (1.482)		0.13049 (0.931)		0.28664 (1.348)	
妻の年間推計所得		0.00257* (1.657)		0.00190 (1.010)		0.00475* (1.651)
妻の企業内経験年数	-0.06382*** (-9.332)	-0.06539*** (-9.663)	-0.04755*** (-4.622)	-0.04834*** (-4.740)		
夫の年間所得	0.00107*** (3.699)	0.00107*** (3.721)	0.00109*** (3.114)	0.00108*** (3.095)	0.00065 (1.155)	0.00082 (1.483)
同居ダミー						
(親と同居=1)	-0.27189** (-2.569)	-0.26842** (-2.539)	-0.42620*** (-3.319)	-0.42450*** (-3.308)	0.05701 (0.283)	0.05670 (0.283)
夫の協力度						
(夫が家事・ 育児に協力的=1)	-0.03912 (-0.448)	-0.03254 (-0.373)	-0.06939 (-0.664)	-0.06942 (-0.664)	-0.04184 (-0.250)	0.00540 (0.033)
住宅ローン返済額	-0.00223*** (-2.974)	-0.00218*** (-2.911)	-0.00217** (-2.385)	-0.00214** (-2.353)	-0.00170 (-1.209)	-0.00183 (-1.316)
家賃支払額	-0.00010 (-0.101)	-0.00013 (-0.124)	0.00027 (0.226)	0.00029 (0.245)	0.00029 (0.134)	-0.00013 (-0.060)
サンプル数	1,035	1,035	683	683	352	352
対数尤度	-621.25	-622.62	-430.75	-430.93	-184.20	-186.32

推定方法) プロビット分析。

注) 1. 妻の年間推計所得は妻の学歴から求めた所得である。

2. 夫の年間所得は調査で回答した所得である。

3. 括弧内はt値。*は1%, **は5%, ***は10%の棄却水準でそれぞれ有意であることを示す。

高学歴者の取得意欲が高いか否かは断定できない。企業内経験年数が長い者は、育児休業が就業/継続を可能とするためその重要性を認識して取得意欲が高まることと、逆に就業の一時中断に伴う賃金低下を危惧して取得しようとしなくなることの双方を想定できる。育児休業期間中は無給であると想定しているので、夫の所得が多いと育児休業を取得しやすくなると考えられる。親との同居や夫が家事・育児に協力的であることは、育児休業取得の必要性を低下させると考えられる。また、住宅ローンや家賃の支払いは就業の必要性を高めるので育児休業取得意欲を低下させると考えられる⁹⁾。

休業期間中無給と想定したときの育児休業取得意思の有無を被説明変数とし、本人の人的資本に関する変数と家計の属性でロジット回帰させた育児休業選択関数の推定結果は表5に示される。推定は全サンプル、就業者、非就業者について行った。説明変数に妻の学歴を用いたのが推定結果①であり、妻の学校卒業時の年間推計所得を市場賃金として用いたのが推定結果②である。

まず、就業者の推定結果を検討する。妻の学歴や推計所得は有意ではない。これに対して企業内経験年数は推定結果①②ともに負で有意なものとなっている。勤続年数の長い者ほど育児休業を取得しようとするのは、一時中断せず継続就業することによる人的資本の蓄積を重要視していることによると考えられる。但し1年程度の育児休業は人的資本水準の低下を招かないと考えると、就業者と企業側の経験年数と賃金の関係についての認識に相違がある可能性を示している。

夫の収入は正で有意なものとなっており、夫の収入が多いと育児休業を取りやすくなることを示している。住宅ローン返済額は負で有意となっており、住宅ローンがあると仕事を中断できないことを示している。これは夫婦の就業収入を前提としたローンを組んでいることによると考えられる。

同居ダミーは負で有意であり、同居する親がいることで育児休業取得の必要性が低下することを示している。その一方で夫の協力度は有意ではない。夫が家事・育児に協力的といつても家庭内の

力仕事といったことを行うことが多いと考えられる。夫には同居する親と同質の家庭内サービス、特に育児サービスは期待できにくいことを示している¹⁰⁾。

非就業者の推定結果は、機会費用を考慮した回答をしていないことを示している。このことが非就業者の育児休業取得希望の高いことに現れていると考えられる。

「意識調査」では休業期間中有給と想定すれば、殆どの者が育児休業を選択することが示される¹¹⁾。これは、休業期間中の所得保障が育児の機会費用を大幅に低下させることになるからであると考えられる。

VII まとめ

本論でのモデル推定結果は、出産・育児とフルタイム女子就業とのトレード・オフ関係や、間接的な出生率上昇政策の効果とその限界を示している。女子就業支援政策や男女の性別役割分業の見直しは、妻の家事・育児を代替してフルタイム女子就業を支援するものの、出生率を向上させることまでは期待できにくいものであることを示唆している。

児童手当増額により出生率を向上させることは可能であるが、現行水準を基準として増額した場合、その効果は微々たるものである。大きな効果を発揮させるためには現行給付水準や給付期間を根本的に見直す必要が生じる。また、児童手当額引き上げがいずれの家庭に対して出産の誘因となるかを判別することは難しいので、子供のいる家庭すべてに手当を支給する必要性が生じる。このように所得効果のみを通して出生率を大きく向上させるためには莫大な財政資金が必要となる。

家族政策は本来福祉目的の政策であるが、出生率向上効果が不明瞭なままで人口政策として実施すると、所期の目的とはかけ離れた結果をもたらす可能性がある。女子就業支援政策の実施に当たっては、就業継続による人的資本の蓄積を図ることを第一の目的とし、出生率向上は副次的な目標

としておくといった慎重さが求められる。また、男女の性別役割分業については、社会的通念としての固定的観念に基づいたものではなく夫婦間で比較優位に基づいた合意がなされたうえで成立していることであるとも考えられる。そうであれば、外部から容喙するべき問題ではないと言える。

育児休業制度は女子就業支援政策として継続就業を可能にさせる機能が期待できる。特に親と同居していない者にとって有利な制度であり、1年程度の休業は人的資本の減耗も招かない。しかしこのような政策の問題点は、育児休業中に所得補償が無い場合、家計の経済状況によって制度を利用しやすい者とそうでない者が生じてしまうことである。

育児休業を取得しやすくするために休業期間中有給あるいは雇用保険からの所得補償率を高めるとすれば、育児休業を選択する者は飛躍的に増えるであろう。しかしながら、妻が専業主婦の世帯や独身世帯から妻が就業している世帯への所得移転が発生することになる。また、社会保険での恩典を認める場合、そのコストが誰に帰着するかといったことについての検討が加えられる必要がある。女子就業支援政策実施に当たっては、政策の便益が均霑するような配慮が必要であると考える。

一連のモデル推定結果から、住居の規模と子供数の間の比例関係が示されている。このことは住環境整備が出生率上昇に寄与することを示唆している。日本ではこのような生活基盤を充実させることが出生率向上に寄与するという意識が希薄である。人口政策としての家族政策に焦点が当たられる一方で、生活関連社会資本整備については忘れられがちである。出生率対策をより幅広い視点から議論することが必要である。

(平成11年2月投稿受理)

注

- 1) 厚生省(1996)「厚生白書」, p. 28。
- 2) 厚生省(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——」(人口問題審議会報告書)には、これまでに議論された出生率向上のための主要な政策提言がまとめられている。

- 3) Willis (1973) は、市場賃金が出生に与える影響について妻が就業中の場合と非就業の場合に分けて論じている。
- 4) 「意識調査」では家事・育児への協力度について夫にも質問しており、夫の自己評価と妻の評価はほぼ一致している。従ってこの協力度には客觀性があると考えられる。
- 5) トービット分析のマージナル効果は被説明変数を Y , 説明変数を X としたときに, $\partial E(Y|X)/\partial X$ で示される (McDonald and Moffitt (1980))。
- 6) 「意識調査」では老後の生活を何に頼るかをたずねており、子供に頼ると回答した者は子供を生産財と認識していると捉えることができる。このため生産財ダミーを用いて子供数に与える影響を検証した推定も試みたが、有意な結果はもたらされなかった。
- 7) Bivariate Probit のマージナル効果は被説明変数を Y_1, Y_2 , 説明変数を X としたとき, $\partial E(Y_1|Y_2=1)/\partial X$ で示される (Greene (1997))。
- 8) 「女子雇用管理基本調査」(労働省)は育児休業制度のある事業所において出産した女子のうち育児休業を取得した者の比率を調査しており、1993年度調査では 48.1%, 1996 年度調査では 44.5% となっている。この結果は「意識調査」での就業者の育児休業取得希望比率とほぼ同じである。
- 9) OECD (1995) によれば、所得補償率の高い北欧で育児休業取得率が高く、補償率の低いフランスやオランダで取得率が低いこと、代替保育機関の少ないドイツとオーストリアでは取得率が高いことが示される。
- 10) 就業者については、職種を説明変数として追加した場合の推定も試みたが、職種間の有意な差は認められなかった。
- 11) 「意識調査」では、育児休業期間中有給・無給にかかわらず育児休業を取得しないと回答したのは、就業者の 6.1%, 非就業者の 1.7% に過ぎない。なお、1995 年度からは雇用保険の被保険者に対して育児休業中の所得補償として休業前賃金の 25% 相当額が給付されることとなった。

参考文献

- Becker, G. S. and H. G. Lewis (1973) "On the Interaction between Quantity and Quality of Children," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, ss. 279-288.
- Dekle, R. (1990) "Equal Opportunity and Quantity and Quality of Japanese Children," *Journal of Asian Economics*, Vol. 1 No. 2, pp. 319-331.
- Greene, W. H. (1997) *Econometric Analysis*, Prentice Hall.

- Gruber, J. (1994) "The Incidence of Mandated Maternity Benefits," *American Economic Review*, Vol. 84 No. 3, pp. 622-641.
- Heckman, J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, Vol. 42 No. 4, pp. 153-162.
- McDonald, J. and R. Moffit (1980) "The Uses of Tobit Analysis," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 62, pp. 318-321.
- OECD (1995) "Long-term Leave for Parents in OECD Countries," in *Employment Outlook*.
- Osawa, M. (1988) "Working Mothers: Changing Patterns of Employment and Fertility in Japan," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 51, pp. 623-650.
- Willis, R. J. (1973) "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, ss. 14-64.
- 大谷憲司 (1993) 『現代日本出生力分析』, 関西大学出版会。
- 小川恭子, 金子能宏, 森田陽子 (1996) 『育児休業制度等が雇用管理・就業行動に及ぼす影響に関する調査研究』, 日本労働研究機構。
- 小島 宏 (1995) 「結婚, 出産, 育児および就業」, 大淵寛編『女性のライフサイクルと就業行動』, 大蔵省印刷局。
- 富田安信 (1996) 「再雇用制度が女性の賃金に与える影響」『大阪府立大学経済研究』Vol. 41 No. 4, pp. 91-105。
- 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。
- 松浦克己, 滋野由起子 (1996) 「年齢階層別出産選択と既婚女子の就業行動」, 松浦克己, 滋野由起子『女性の就業と富の分配』, 日本評論社。
- (やまがみ・としひこ
住友生命総合研究所主任研究員)