

では明らかにされていない。

5. まとめと今後の方向

以上、見てきたように、いずれもその効果はあまり大きくはないものの、育児休業制度や育児施設、所得税控除などがある程度出生率の上昇に寄与する可能性が高いことがわかった。

他の先進諸国に比べると日本の家族政策支出がGDPに占める割合はかなり低く、出生率を維持あるいは回復させている国々を参考にするならば、大規模な政策を展開することも必要になるだろう。たとえば福田(2003)などにも見られるように、EU諸国では児童手当の対象者を18歳までとしている国が圧倒的に多いのに、日本は著しく少なく、支給される期間も短いのが現状である。また、現金給付が良いのか現物給付が良いのかという点については、フランスの例などを見る限り、現物給付で育児施設や育児サービスの拡充を図るほうが、出生率を回復させる可能性が高いように思われる。

しかし、これらの選択と期待される効果は、それぞれの国の社会経済情勢、慣習といったものにも依存する。EU諸国と日本を見ても、女性の就業が増えて出産・育児の機会費用が上昇している点など共通する点も増えて類似性も高まっているとはいえ、まだまだ異なる部分が多い。他国で有効な政策であってもそれを単体で導入するのではなく、日本の情勢と照らし合わせた上で慎重に判断すべきであろう。このためにも、日本の情勢と整合的な政策とは何かという問題を考えていかなければならない。わが国の実証研究はマイクロデータを用いておこなわれた精緻なものが多いが、マクロの視点からの分析もより求められるものと思われる。

これに関連した課題としては、出生率に対する経済動向の影響力などの時系列分析をすることが挙げられる。出産・育児コストや価格が出産の意思決定に作用しているという分析結果もある。Gauthier and Hatzius(1997)が出産・育児後の再就職の困難さをあらわす指標として失業率を用いているが、マクロの経済動向が出生率に及ぼす影響についてより詳細に分析する必要があるだろう。さらに、たとえば現金給付から現物給付への移行といった育児支援政策の変動が出生率にどのような影響を与えたのかについて計量分析をおこなうなど、支援政策の方向をさぐっていくことも必要ではないだろうか。

(旭川大学 大矢奈美)

<引用文献>

Barmby, T. and Cigno, A. (1990) "A Sequential Probability Model of Fertility Patterns," *Journal of Population Economics*, Vol.3, pp.31-51.

Blau, David M. and Robins, Philip K. (1989) "Fertility, Employment, and Child-Care

- Costs," *Demography*, Vol.26, No.2, pp.287-299.
- Gauthier, Anne H. and Htzius, Jan (1997) "Family benefits and fertility: An econometric analysis," *Population Studies*, Vol.51, pp.295-306.
- Whittington, Leslie A. (1992) "Taxes and the Family: The Impact of the Tax Exemption for Dependents on Marital Fertility," *Demography*, Vol.29, No.2, pp.215-226.
- 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。
- 勝又幸子 (2003) 「国際比較からみた日本の家族政策支出」『季刊・社会保障研究』, Vol.39, No.1, pp.19-27。
- 小島宏 (1994) 「先進諸国における出生率の変動要因と政策の影響」社会保障研究所編『現代家族と社会保障』東京大学出版会, 第6章, pp.107-126。
- 滋野由紀子・大日康史 (2001) 「育児支援策の結婚・出産・就業に与える影響」岩本康志編『社会福祉と家族の経済学』東洋経済新報社, 第1章, pp.17-50。
- 滋野由紀子・松浦克己 (2003) 「出産・育児と就業の両立を目指して」『季刊・社会保障研究』, Vol.39, No.1, pp.43-54。
- 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』, Vol.37, pp.371-379。
- 高山・小川・吉田・有田・金子・小島 (2000) 「結婚・育児の経済コストと出生力一少子化の経済学的要因に関する一考察」『人口問題研究』Vol.56, No.4, pp.1-18。
- 津谷典子 (1999) 「出生率低下と子育て支援政策」『季刊・社会保障研究』, Vol.34, No.4, pp.348-360。
- 福田亘孝 (2002) 「ヨーロッパと日本の子育て支援政策と出生率: A Qualitative Comparative Analysis」『武蔵野女子大学現代社会学部紀要』, 第3号, pp.111-128。
- 福田亘孝 (2003) 「子育て支援政策の国際比較: 日本とヨーロッパ」『人口問題研究』, Vol.59, No.1, pp.7-26。

【別添資料1】

「結婚・育児の経済コストと出生力—少子化の経済的要因に関する一考察—」

高山・小川・吉田・有田・金子・小島 (2000)

『人口問題研究』, Vol.56, No.4

結婚の費用を晩婚化の経済要因としてとらえ、検討したうえで、出生率の経済的要因の実証分析をおこなった研究。

1. 問題意識

従来の結婚行動・出生行動の分析は、Becker のモデルが利用されてきた。Becker は、結婚前の独身者は男女ともに単身世帯であること、結婚後は夫婦世帯となることを前提としている。しかし日本において単身女性は親と同居している割合が高く、結婚によって失う親の所得が結婚の機会費用となることも考えられる。したがって、Becker のモデルは、その点において修正されるべきである。そこで、まず結婚行動に親の所得が及ぼす影響を明らかにした後、子育て費用（保育費用などの直接費用・女性が離職した場合に失う賃金水準によって測られる機会費用）の出生率への影響について実証研究をおこなう。

2. 分析

①同居親と夫の経済力格差が結婚率に及ぼす影響

まず、同居している親と夫の経済力格差が結婚率に及ぼす影響を見ている。通常の Becker モデルであれば、結婚前の女性個人の賃金水準などの割引現在価値が費用となり、結婚後の分業の利益と比較して費用を上回るようならば、結婚の意思決定をすることになる。しかし、日本のように親世帯と同供している場合には、このような費用と便益の関係のほか、結婚相手の所得と親の所得の格差が影響を及ぼすと考えられる。

これを検証するために、「国民生活基礎調査を用いた社会保障の機能評価に関する研究調査報告書付属統計表」から求めた「娘の親の総収入」の「夫の収入」に対する比率と、結婚率の関係をプロットする。その各点にロジスティック曲線をあてはめて結んだ線を描くと、結婚相手となる男性の所得に比べて親の所得が高いほど、結婚率¹が低下していることが見てとれる。したがって、「今日、女性にとっての結婚は親の経済力から夫の経済力への乗り換え行動である」²という見方もできる。

これを 1992 年と 1995 年で比較すると、女性の年齢が上がるとともに、親の収入に対して夫の収入の割合が増加する傾向が小さくなっており、とくに 29 歳以上ではこれが顕著で

¹ 年齢別にみた女性人口に占める既婚女性の割合

² 論文 9 ページより。

ある。上記とあわせて考えると、夫の経済力へ乗り換える機会が減少し、その結果として晩婚化が続く可能性を示唆している。晩婚化は出生率を引き下げる効果があると考えられるので、女性が親との同居をやめることによる機会費用が、結婚率を引き下げ、合計特殊出生率を引き下げている可能性がある。

②子育て費用と出生率

次に子育てコストの増加が出生率にどの程度影響をおよぼしているのか、実証分析されている。

ここで用いられているのはBecker型のモデルであり、子供の需要は子供の消費財的側面、投資財的側面の両面があると考えられる。どちらの側面にしても、子供の数は子供のもたらす便益と費用に依存する。子供と一緒に過ごすことを追加的に増やす限界効用は、親の所得にも依存するので、子供の便益は両親の所得水準に依存する。また子育て費用は、直接費用のほか、女性の賃金といった子育ての機会費用にも依存する。

よって、ここで用いられる被説明変数および説明変数は、以下のように設定されている。

<被説明変数>

47 都道府県の合計特殊出生率 (TFR)

<説明変数>

- ・ 25-29 歳世代の男性賃金 (2529MW) : 「賃金構造基本統計調査」の所定内給与額
- ・ 同、自乗項目 : 子供が下級財か否かを見る。ここではマイナスを予想。
- ・ 25-29 歳世代の女性賃金 (2529FW) : 「賃金構造基本統計調査」の所定内給与額
- ・ 教育娯楽支出 (AMUR) : 「家計調査年報」より
- ・ 教育費の物価指数 (EDUP) : 教育費の上昇効果を見るための指標
- ・ 幼稚園定員数 (KINDER) : 「文部統計要覧」より、0-4 歳児の一人当たり幼稚園定員数
- ・ 保育園 (NURS) : 「保育白書」より、0-4 歳児の1万人あたりの保育園定員数
- ・ 住居費 (HOUS) : 民間賃貸住宅の3.3平方メートルあたりの賃貸料
- ・ 児童手当支給 (PUB1) : 「社会福祉行政業務報告」より、児童手当受給者数の0-4歳幼児の全児童数に対する比率
- ・ 児童福祉費支出 (PUB2) : 「社会福祉行政業務報告」より、県・市町村の児童福祉費支出総額を14歳以下の人口で割ったもの
- ・ 婚姻率 (WEDR) : 「人口統計資料集」より、人口1000人あたりの婚姻件数
- ・ 平均初婚年齢 (WEDAGE) : 「人口統計資料集」より
- ・ 離婚率 (DIVR) : 「人口統計資料集」より、人口1000人あたりの離婚件数
- ・ 妊産婦保健指導数 (PREG) : 「国民衛生の動向」より、妊娠届出数に対する妊産婦保健指導比率

- ・ 社会保障収入 (SSYR) : 「家計調査年報」より、実収入に占めるその他の経常収入比率
- ・ 世代間移転収入 (GTYR) : 「家計調査年報」より、実収入に占める特別収入費
- ・ 税・保険料負担 (TR) : 「家計調査年報」より、税金等の非消費支出の実収入比
- ・ 25-29歳の女性人口 (2529FPOP) : 都道府県ごとに修正されたデータであるため、これを用いてウェイト付けする。

以上を、1985年から1994年までの10年間で47都道府県についてプールされたクロスセクション・データを用い、25-29歳の女性人口をウェイト用いた重み付き回帰分析を行っている。

<推定結果>

推定結果は、後掲の表1³のとおりである。

まず男性賃金およびその自乗項目は1%水準で有意な値をとっており、その係数から子供が下級財であることがわかる。また女性の賃金も1%水準で有意に負の値であることから、出産の機会費用が出生率を引き下げる可能性があるといえる。幼稚園サービスの充実度をあらわす幼稚園定員数は有意な値にならなかった。しかし、保育園定員数は10%ながらも有意にプラスになっている。

また、子育て費用のうち直接費用の軽減になると考えられる児童手当支給および児童福祉費支出は、1%の水準で有意に負となった。つまり、児童手当支給(児童福祉費支出)が増加すると、出生率が低下するということを示唆する結果である。筆者らはこの結果に対し、「出生率が時とともに傾向的に減少している中で、児童手当が徐々に増加したためである」⁴と説明している。

ただし、地域ダミーを説明変数に加えて推定した結果、児童手当の支給は有意にプラスに推計された。また、女性の初婚年齢の係数は有意にマイナスの値をとり、晩婚化が少子化を招いているという結果も得られている⁵。

3. まとめ

以上の分析から、女性が親との同居をやめることによって生じる費用(夫の所得と親の所得の格差)が結婚にマイナスの影響を与えているらしいこと、また男性賃金は出生率に対し正の関係を持っていること、女性賃金すなわち出産の機会費用は出生率に負の影響を与えることなどが確認された。

つまり、結婚に際しては近年その機会費用が増したことによって晩婚化が発生し、それ

³ 論文14ページに掲載。

⁴ 論文13ページより。

⁵ 地域ダミーを説明変数に加えた場合、決定係数が0.97まで改善されるものの、有意となる係数が少なく、ほとんど所得の効果のみで説明されてしまう。

が出生率を引き下げていると考えることもできる。一方で、出産の費用が出生率にマイナスの影響を与えていることから、たとえば育児休業期間中の所得保障を充実させる、あるいは児童手当を支給して男性所得を引き上げることが、結婚・出産の確率を高めるのではないかと考えられる。

(所感)

アメリカでは高校を卒業すると親元を離れ、一人で生活するというのが一般的な生活スタイルだという。このような社会においてはBeckerのモデルは整合性が高いと思われるが、日本においては確かに親と同居する独身者が多く、この点を結婚の意思決定モデルに取り入れるというのは大変興味深い試みである。

しかし、これは女性についてだけのことだろうか。男性についても同様の作用が働いてはいないだろうか。また、結婚の意思決定に対し、夫と親の収入格差がマイナスの影響を与えているらしい、という分析結果であるが、具体的に収入格差がどれくらいであればどの程度結婚確率を引き下げるのか、などの具体的な数値は明らかにされていない。筆者らも今後の課題としているように、これについても実証的な分析を試みる必要があるだろう。

表1 出生率の推計

説明変数	被説明変数：出生率
2529MW	5.354341*** (1.611176)
2529MW ²	-0.498671*** (0.150168)
2529FW	-0.420169*** (0.082572)
AMUR	-0.362564 * (0.020531)
EDUP	0.810938 * (0.047434)
KINDR	-0.025891 * (0.015638)
NURS	0.039516 * (0.021862)
HOUS	-0.212869*** (0.021348)
PUB1	-0.196663*** (0.026415)
PUB2	-0.067903*** (0.023683)
WEDR	0.000962 (0.060499)
WEDAG	0.577784** (0.249145)
DIVR	0.151410*** (0.039841)
PREG	-0.070355 * (0.003675)
SSYR	-0.011473 * (0.006433)
GTYR	0.266343*** (0.007657)
TR	-0.193583*** (0.029095)
Constant	-12.859972 (4.366353)
自由度修正済みR ²	0.86725
両変統計量の対数値	-6.127
赤池情報量基準	-3.289
サンプル数	470

【別添資料2】

「育児支援策の結婚・出産・就業に与える影響」

滋野由紀子・大日康史（2001）

『社会福祉と家族の経済学』岩本康志編 東洋経済新報社 第1章

企業の福利厚生ならびに公的育児支援施策が結婚・出産にポジティブな影響を与えているのではないかという仮説を個票データ、プロビット分析を用いて検証した研究である。

1. 問題意識

正規従業員として就業する女性が増えていることから、結婚・出産に関する機会費用も過去に比べて上昇しているのではないか。企業の福利厚生や公的な保育所の充実によって育児期間中の就業継続が容易になるとすると、育児期の就業の一時中断による損失が減少し、出産・育児の機会費用も減少する。ひいては結婚の機会費用も減少する。

育児休業制度をはじめとする育児中の仕事支援を目的とした企業の福利厚生や保育所の充実は、女性の結婚行動・出産・育児期と就業の両立を容易にすると予想している。これをもって、こういった育児支援施策が少子・高齢化の問題解決に寄与するのではないか。

2. 分析

この研究では、「結婚および就業継続に育児休業制度などが与える影響」と「出産に対して企業の福利厚生と保育所が与える影響」の二つを分析している。本報告書においては出産に対して直接的に影響を与えていると思われる変数はなにかということの問題とし、後者の分析のみをとりあげることとする。

出産の意思決定の理論は、Beckerの「家計は与えられた所得のもとで育児コストと子供から得られる効用を比較し最適な子供数を決定する」「主要な育児コストは、親、特に母親が就業中断することによる損失所得や正規従業員からパートタイマーに変更することなどによる賃金水準の低下などの機会費用である」という理論をベースにしている。したがって、女性の市場賃金率の上昇を通じて育児の機会費用が増加、出生率が低下すると考えられている。

よって、企業の福利厚生や保育所の充実により、育児期間中の就業継続が容易になるならば、上記のような出産・育児の機会費用を減少させ、結果として出産行動が促進されることになる。つまり、ここでの仮説は、「企業の福利厚生および保育所の充実は、出産を促進させる効果をもち、また出産後の就業継続も促進させる」⁶ということになる。

⁶ 論文 37 ページ

3. データ

分析に使用されたデータは、次の2つである。

①「女性の結婚・出産と就業に関する実態調査」(1997年8月実施)の個票

医療経済研究機構「経済と社会保障に関する研究会」がおこなった調査で、関西圏在住の24～34歳の女性を対象にし、603の有効回答を得ている。主な調査内容は、婚姻状態・就業状態・職業・所得・仕事の熟練度・勤務先の育児支援に関する福利厚生・教育年数・年齢である。調査時点で既婚の女性については、結婚の意思決定を行なった時期、その時点での就業状態、職業、所得、熟練度、福利厚生についてが、また独身の女性については、調査時点2年前の就業状態、職業、所得、熟練度、福利厚生が調査された。

②「乳幼児の保育事業に関する実態調査」(1996年実施)

旧厚生省内「社会保障の経済分析研究会」がおこなった調査である。対象は全国の市区町村で、年齢別乳幼児人口、年齢別保育所入所児童数、年齢別保育所入所待機児童数が調査された。

①にあるように、24～34歳の女性を対象としているので、調査時点の子供数を完結出生児数とすることができない。よって、この研究では分析標本を既婚女性に限定し、主に子供がいるか否かが問題にされ、初産と第2子以上の出産では機会費用が異なるだろうことを考慮した第1子出産関数と第2子出産関数の推定が行なわれている。

4. 計量分析

①第1子出産関数

まず、少なくとも一人は子供を産むか否かの意思決定と保育所サービスおよび育児休業制度の効果がプロビット分析によって計測された。被説明変数・説明変数は以下のとおり。

・被説明変数：子供を産む=1、子供を産まない=0 の2値変数

・説明変数：

a)対入所希望者待機率…保育所サービスを表す変数。

(1歳児の保育所待機児童数÷1歳児入所希望児童数)

b)対入所希望者待機率×結婚後年数…結婚年数によって保育所年数のインパクトが異なる

c)企業の福利厚生に関するダミー変数…

育児休業制度、フレックスタイム制度、勤務時間短縮制度、企業内託児所、深夜勤務を個別にモデルに組み込む(多重共線性への配慮)

d)結婚後年数…出産のタイミングを考慮した変数

- e)結婚後年数の2次項… //
- f)結婚前の就業ダミー
- g)出産前の就業ダミー…出産に対する機会費用。出産に対して負の効果を予想。
- h)他の世帯員所得(対数値)
- i)教育年数…出産に対する機会費用。出産に対して負の効果を予想。
- j)結婚年齢…出産のタイミングを遅らせる、また出産を抑制させる効果を予想。

推定結果は後掲の表1-5に示されている。⁷

対入所希望者待機率は出産に関して有意に正の値をとっており、また結婚後年数との交差項は有意に負となっている。またその値から、結婚後約4年以降で待機率が高くなれば出産行動を抑制させることがわかった。これは保育サービスが拡充されて待機児童が減少すれば、結婚後3～4年経過後は出産が促進されることを意味している。このように保育所サービスの拡充は出産を促進する効果を持つことが確認されたが、一方の企業の福利厚生についてはいずれも有意な値を得ていない。つまり、企業が提供する育児支援を目的とした福利厚生は出産に効果を与えない。ただし、この分析に用いられた福利厚生は「出産の意思決定」をおこなった時点ではなく、「結婚の意思決定」を行なった時点であることに注意しなければならない。

他の世帯員所得は有意に正となっており、子供が正常財であるという結果を得ているが、これは他の研究・分析結果が「子供は下級財である」としているのに反している。しかしそれについての記述・説明はこの論文の中では見当たらない。

結婚年齢は有意に負になっているので、晩婚が出産を抑制することが明らかにされた。

②第2子出産関数

子供を1人だけにするか2人以上産むかという選択に、保育所サービスと企業の福利厚生が与える効果が検証されている。第1子出産関数と異なるところは、被説明変数について子供を2人以上出産する選択をする場合には1、1人だけ出産する場合には0をとる2値変数を用いている部分である。また、説明変数のうち、結婚後年数を第1子出産後年数に、出産前の就業ダミーは第2子出産前の就業ダミーに、結婚年齢は第1子出産年齢に置き換えられている。

結果、後掲の表1-6⁸に掲載されているように、保育所サービスに関する変数はすべて有意にならなかった。つまり、子供の数の選択(1人か2人か)には保育所サービスは影響を与えないということになる。以上は福利厚生に関する変数についても同様である。

⁷ 論文42ページに掲載。表の上段は企業の福利厚生について育児休業を変数とした推定結果。下段は、企業の福利厚生を個別に説明変数に加え、その結果について福利厚生の結果のみを抜粋したもの。

⁸ 論文44ページに掲載。表の上段、下段の読み方は第1子出産関数と同じ。

出産の機会費用を表す変数も、いずれも有意な結果にはなっていない。これは第1子の出産に関する分析結果とは異なっており、著者らはこれを、「第2子の出産選択に関しては機会費用は十分に小さいことを示唆している」⁹と述べている。

5. 結論および政策への反映

出産の意思決定に関し、この研究によって明らかにされたことは、主に次の3点であると考えられる。

- ① 保育所サービスの拡充が第1子の出産を促進する。
- ② 企業の福利厚生は、出産の意思決定に対し明確な影響を持たない。
- ③ 第2子以上の出産については、機会費用は十分小さい。

つまり、著者らが述べているように、育児休業制度などの拡充よりも保育所サービスの拡充を行なったほうが、出生率回復には有効ではないかということを示唆している。

(所感)

育児休業制度は企業の負担によるところが大きい。アメリカでは育児サービスを提供する民間団体へも補助が行なわれているという。保育所サービスの供給量を増加させることはもちろん、サービス内容の充実や利用料金の減額などが出生率回復への有効手段の一つかもしれない。

⁹ 論文 43 ページ。

表 1-5 第1子出産関数の推定結果

	推定値	マージナル効果	平均値	標準偏差	最小値	最大値
結婚後年数	0.527**	0.158	3.066	1.823	1	12
結婚後年数の2次項	-0.0795***	-0.0238	12.712	18.194	1	144
対入所希望者待機率	4.58*	1.37	0.124	0.137	0	0.743
対入所希望者待機率×結婚後年数	-1.30*	-0.391	0.384	0.526	0	2.935
育児休業制度ダミー	0.085	0.0253	0.381	0.487	0	1
結婚前の就業ダミー	0.288	0.0941	0.942	0.233	0	1
出産前の就業ダミー	-0.0249	-0.00745	0.615	0.488	0	1
他の世帯員所得(対数値)	0.482**	0.145	6.216	0.505	3.911	7.823
教育年数	-0.123	-0.037	13.593	1.297	12	16
結婚年齢	-0.190***	-0.0569	24.058	2.716	16	33
定数項	3.04					
対数尤度	-99.153					
フレックスタイム制度ダミー	-0.251	-0.0797	0.158	0.366	0	1
勤務時間短縮制度ダミー	0.265	0.0732	0.131	0.338	0	1
企業内託児所ダミー	-0.322	-0.107	0.018	0.134	0	1
深夜勤務ダミー	0.0462	0.0137	0.158	0.366	0	1
再雇用制度ダミー	-0.05	-0.0152	0.208	0.407	0	1

(注) 1. サンプルは有配偶女性。サンプル数は226。

2. 被説明変数は第1子の有無(子どもが1人以上いる=1, それ以外=0)。平均値は0.748。

3. 下段は5本の推定式から勤務先の福利厚生の結果を抜粋して掲載している。福利厚生以外の説明変数は上段と同じである。

4. 「対入所希望者待機率」=1歳児の保育所入所待機児童数/(1歳児の保育所入所児童数+1歳児の保育所入所待機児童数)。「対入所希望者待機率×結婚後年数」=対入所希望者待機率と結婚後年数の交差項。「結婚前の就業ダミー」は結婚の意思決定を行った時点で就業していれば1, そうでない場合は0。「出産前就業ダミー」は出産前に就業していれば1, そうでない場合は0。

5. ***は1%, **は5%, *は10%水準で有意。

表 1-6 第2子出産関数の推定結果

	推定値	マージナル効果	平均値	標準偏差	最小値	最大値
第1子出産後年数	0.858***	0.342	2.112	1.644	0	8
第1子出産後年数の2次項	-0.100**	-0.040	7.147	10.537	0	64
対入所希望者待機率	-2.500	-0.995	0.097	0.095	0	0.426
対入所希望者待機率×第1子出産後年数	0.876	0.350	0.193	0.277	0	1.916
育児休業制度ダミー	-0.178	-0.071	0.400	0.491	0	1
結婚前の就業ダミー	-0.306	-0.120	0.941	0.236	0	1
第2子出産前の就業ダミー	-0.140	-0.056	0.376	0.486	0	1
他の世帯員所得(対数値)	0.024	0.009	6.244	0.493	4.316	7.823
教育年数	-0.020	-0.008	13.494	1.288	12	16
第1子出産年齢	-0.108**	-0.043	26.365	2.912	19	32
定数項	2.380					
対数尤度	-85.103					
フレックスタイム制度ダミー	-0.642*	-0.246	0.152	0.360	0	1
勤務時間短縮制度ダミー	0.044	0.018	0.158	0.365	0	1
企業内託児所ダミー	0.963	0.331	0.018	0.134	0	1
深夜勤務ダミー	0.070	0.028	0.164	0.371	0	1
再雇用制度ダミー	-0.189	-0.075	0.200	0.401	0	1

(注) 1. サンプルは子どもが1人以上いる有配偶女性。サンプル数は165。

2. 被説明変数は第2子の有無(子どもが2人以上いる=1, 子どもが1人=0)。平均値は0.535。

3. 下段は5本の推定式から勤務先の福利厚生の結果を抜粋して掲載している。福利厚生以外の説明変数は上段と同じである。

4. ***は1%, **は5%, *は10%水準で有意。

【別添資料3】

「出産・育児と就業の両立を目指して—結婚・就業選択と既婚・就業女性に対する育児休業制度の効果を中心に—」

滋野由紀子・松浦克己（2003）

『季刊・社会保障研究』, Vol. 39, No.1

出産・育児休暇制度が有職女性の出産確率に与える効果を実証した論文である。

1. 問題意識

理想子供数および予定子供数が20年前から変わらないのに、合計特殊出生率が低下しているのは何故か。各種アンケートの結果をみると、一つには未婚率の上昇、晩婚化によって妊孕力が低下していることがあるだろう。また、教育費などの経済的負担や社会環境が出産行動に影響を及ぼしている点も挙げられる。一方、女性の働き方とのかかわりでは、自分の仕事や生活のために出産を断念している女性が相当数存在するらしいことが伺える。

以上の問題をふまえ、この論文では、出産・育児と就業の両立支援策である育児休業制度が、有職女性の出産確率に与える効果が実証されている。

2. 分析

第一段階として結婚と就業選択の同時決定の Bivariate probit モデルの分析がおこなわれている。日本では婚外子が少ないといわれており、出産は既婚女性を中心になされていること、結婚を機会に離職する女性も多いことがこの理由である。第二段階として、結婚と就業のサンプルセレクション問題を考慮して、前年度既婚かつ就業していた女性に対して第一子出産関数を推定、育児休業制度の効果を検証している。

<モデル>

①結婚選択関数

被説明変数：結婚しているかしていないかの2値変数

説明変数：学歴ダミー（市場賃金率の代理変数。つまり、結婚で就業を中断されたときの機会費用。リファレンス・グループを高卒・中学校卒に設定している。）、年齢、年齢の自乗

②就業選択関数

被説明変数：就業しているか否かの2値変数

説明変数：学歴ダミー（市場賃金率の代理変数。つまり就業を中断した場合の機会費用。）、

父親の教育年数および母親の教育年数（両親の生涯所得。予算制約を緩和することにもなり、就業に対しては負の影響を予想する）

③第一子出産関数

被説明変数：出産するかしないかの2値変数

説明変数：育児休業制度ダミー、保育所ダミー、年齢、女性期待収入、夫期待収入、女性自営業ダミー（以上は前年度のデータを用いる）、①、②から導き出されるサンプル・バイアス修正項

3. データ

（財）家計経済研究所がおこなった「消費生活に関するパネル調査」の1993～97年度の個票データが用いられている。この調査は1993年当時に24歳から34歳であった女性、1500人を対象にしており、毎年1回継続実施されている。このうち、育児休業制度については第2年度と第5年度に質問項目が設けられているので、勤続年数・勤務先などの情報からすべての年度について育児休業制度取得の資格の有無を求め、2値データに変換した。

また、保育所サービスを表すデータとしては、「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」の質問項目に対する5段階評価のうち、上位2つまでを1とするダミー変数が用いられている。この質問については第1年度しかおこなわれていないので、第2年度以降も転居していない、あるいは保育所の状況が変化していないという仮定をおいている。推定結果の評価にあたっては、この点を注意する必要がある。

4. 計量分析結果

①結婚選択関数

学歴ダミーの係数がすべて1%水準で有意に負になっており、結婚による就業中断の回避などをあらわしているものとしている。

②就業選択関数

学歴ダミーの係数がすべて1%水準で有意に正になっており、学歴で代理させた女性の人的資本の蓄積が労働市場への参加を促進していることを表している。また、予算制約の緩和をあらわす父親の教育年数については、1%水準で有意に負の効果を持っていることが確かめられた。

以上の二つの結果を用いて、教育の定量的効果が推計されグラフ化されているが、両親の教育年数を12年と仮定した場合の結婚・就業選択確率は学歴に大きな影響を受けていることがわかる。「大卒女性は、相対的に晩婚あるいは未婚が多く、結婚しても何らかの形で労働市場にとどまろうとする傾向が強い。すなわち高学歴女性の未婚率上・晩婚化・労働

力率の増加が少子化を促進している可能性が示唆される。」¹⁰

③第一子出産関数

前年度就業し、かつ有配偶者で子供のいない女性の第一子出産確率に関する推計結果は、以下のようにになっている。

第一子出産

$$\begin{aligned} &= 14.850 + 0.622 \text{ 育児休業制度ダミー} + 0.426 \text{ 保育所ダミー} - 0.38 \text{ 年齢} \\ &\quad (3.18) \quad (2.70) \quad (1.19) \quad (-3.36) \\ &- 0.113 \text{ 女性期待年収} + 0.104 \text{ 夫期待年収} + 0.731 \text{ 女性自営業ダミー} \\ &\quad (-2.05) \quad (1.45) \quad (1.82) \\ &- 1.472 \text{ (修正項 1)} - 2.945 \text{ (修正項 2)} \\ &\quad (-2.04) \quad (-3.17) \end{aligned}$$

括弧内は漸近的 t 値 サンプル数 227

育児休業制度ダミーは 1%水準で有意にプラスの影響をもたらしている。したがって、育児休業制度の存在が第一子の出産確率を高めていることになる。また、女性期待収入が有意にマイナスの値をとっていることから、出産の機会費用が出産を思いとどまらせる効果を持つことがわかる。

筆者らは、この結果を用いて育児休業制度の定量的効果を分析している。これを図にしたものが、後掲の図 3¹¹である。女性年齢 30 歳、保育所無し、夫期待収入はサンプル平均値を仮定する。

- a) 雇用労働者で育児休業制度がある場合、第一子出産確率は、41.3%（期待年収 50 万円）～30.1%（同 700 万円）
- b) 雇用労働者で育児休業制度がない場合、第一子出産確率は 19.9～12.6%。
- c) 自営業で育児休業制度がない場合、第一子出産確率は 45.4%～34%。

したがって、雇用労働者について言えば、育児休業制度の存在が、第一子出産確率を 17.5%～21.3%ポイントも高めることが明らかになった。

5. 結論および政策への反映

上記の分析によって、育児休業制度が有識女性の出産確率にプラスの影響をもたらすことが明らかになった。しかし、実際に育児休業制度を利用している割合はかなり低く、実際に制度があったとしても取得するのが難しいというのが現状のようである。企業の側としては、休暇中の代替要員の確保や復帰後の代替要員の処遇を問題に挙げている。育児支援

¹⁰ 論文 51 ページより。

¹¹ 論文 52 ページに掲載。女性期待年収別の第一子出産確率をみたもの。

のために経済的な負担を企業に求めれば、出産可能性の高い女性の正規就業を阻害する可能性も高まる。このため、「女性の社会進出を促し、少子化の流れを止めることが経済の安定や社会保障制度の維持のために望ましいのならば、出産・育児と就業両立の支援策を社会的負担で行うことが望ましい。」¹²と考えられる。育児休業代替要員等確保助成金、育児支援の社会政策としての保育所の整備拡充や企業内託児所整備への支援が望まれる。

(所感)

有識女性について、育児休業制度の第一子出産確率への効果があきらかにされているが、第二子以降はどうかのだろうか。少子化の問題を考える際に、より多くの女性が出産を選択できるような環境を整えることを考える一方で、2子以上の出産が可能になるような環境を整えるという考え方もある。この研究で用いられたデータでは難しいようだが、第二子についての分析もなされる必要があるだろう。

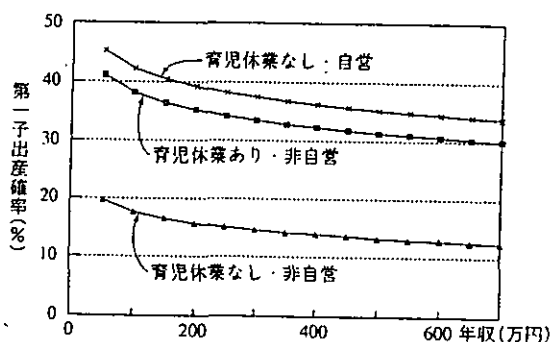


図3 育児休業制度の効果

¹² 論文 52 ページより。

【別添資料4】

Fertility, Employment, and Child-Care Costs

David M. Blau and Philip K. Robins (1989)

Demography, Vol.26, No.2

潜在的保育費控除と実際にかかる育児費用が出産確率に与える影響を分析した研究。

1. 問題意識

近年、アメリカでも小さな子供をもつ母親の労働力参加が増加している。このような社会情勢をうけて、いくつかの先行研究で、子育て費用が出生率に及ぼす影響、あるいは母親の労働力参加に及ぼす影響が分析されている。しかしそれらはクロスセクションデータを用いたものであったり、子育て費用としての明確な尺度がないなど、十分な実証研究がなされているとは言いがたい。

そこで、この論文では、子育てコストが出生率および雇用に与える影響について、実証分析をおこなうことを目的とする。

2. 分析

育児コストと出産および就業の関係は、次のように考えることができる。アメリカにおいては市場において提供される育児サービス（育児施設などを含む）が中心で、育児コストというと、これらの購入が多く含まれる。したがって、母親が家庭外で就労しているならば、子育てを外部でおこなう必要が発生し、育児サービスが購入されて育児コストが高くなる。一方、育児コストが高額であれば、母親が仕事をやめることによって発生する機会費用と比較した結果、母親の労働供給を低下させる可能性がある。また、高額な育児コストは、出生数も低下させるだろう。

しかし、もし市場の育児サービスが高額であったとすると、母親の労働供給が低下し、子供を持つことのコストが低下するので、このような動きは相殺されるかもしれない。また、出生力の低下は母親の労働参加を高めることにもなり、やはり上記の動きを相殺する可能性がある。したがって、育児コストと子供および就業の関係を理論的に明確にするためには、いくつかの前提条件が必要になることが考えられる。

では実際はどうか。育児コストと出産・就業の関係を分析するために、22ヶ月間の家族の生活について、event-history analysisをおこなう。これは、この期間の労働状態と出産状態についてハザード率をもちいる手法で、この場合は子育てコストが労働状態あるいは出産状態をどう変化させたのかという状態の変化（推移確率）について、longitudinalなデータを使って分析する。

<モデル>

各時点において、N人の子供をもつ女性が雇用されている場合、その状態は、 E_N と定義する。ある時点で E_N だった女性が出産せず非就業の場合は $E_N \rightarrow NE_N$ の変化と定義する。雇用されたまま出産している場合は、 $E_N \rightarrow E_{N+1}$ 、非就業で出産した場合には、 $E_N \rightarrow NE_{N+1}$ となる。

一方、非就業の女性は NE_N で表されるが、非就業のまま出産した場合には $NE \rightarrow NE_{N+1}$ となり、就業して出産した場合には $NE \rightarrow E_{N+1}$ 、就業して子供を生まない場合には $NE_N \rightarrow E_N$ と定義する。

この状態変化について4本の推定式を推定する。つまり、既婚女性が就業している場合に、就業をやめるケース($E_N \rightarrow NE_N$)と就業を継続しながら出産するケース($E_N \rightarrow E_{N+1}$)の2つと、既婚女性が就業していない場合に就業しないまま出産するケース($NE \rightarrow NE_{N+1}$)と、就業して出産しないケース($NE_N \rightarrow E_N$)の2つを考える。

説明変数には、育児費用の価格、賃金率、その他の所得、人口動態数などを用いる。

3. データ

1979～1980年の22ヶ月間の連続した労働データであるEOPP (the Employment Opportunity Pilot Projects) データを用いている。このデータは、数多くの女性について連続した労働市場のデータをとることができる点、世帯におけるすべての子供についての記載がある点において優れている。ただし、調査時点でその家に住んでいる子供を対象としているため、死産や他家へ行ってしまった子供が含まれない。アメリカにおいて死産率は1980年で1.2%と少なく、また離婚した親の子供は母親と同居する確率が高いので、若干の出産データの損失はあるとしても、さほど大きなものではないだろう。

対象となったのは、調査時点で結婚している女性であり、総数で6170人。このうち、① $E_N \rightarrow NE_N$ は2516人、② $E_N \rightarrow E_{N+1}$ は343人、③ $NE \rightarrow NE_{N+1}$ は2378人、④ $NE_N \rightarrow E_N$ は1715人である。これを子供の数ごとに集計し、①～④の単純ハザード率を計算している¹³。

この結果によれば、①は子供の数に関係なくほぼ一定であり、平均で子供を生まずに2.4年間就業する。一方、②は子供の数が増えるほど減少する。子供のいない女性について、出産までの推定期間は10.3年となっている。③、④は子供の数が増えるほど減少していくことがわかった。子供を産む確率は、就業している女性よりも就業していない女性の方が高い。まだ子供のいない女性について、出産する確率は、就業していないケースが就業しているケースの約5倍である。それ以外の子供数についても、約4倍から5倍の倍率で、就業していない女性の出産確率が高いことがわかる。(後掲Table 2)¹⁴

次に、ハザード率に影響をおよぼすと考えられる説明変数を決定する。

¹³ ここで、各個人についてハザード率は時間を通じて一定という仮定をおいている。

¹⁴ 論文290ページに掲載。

- ・育児コスト：EOPPの各地区別に市場育児サービスを利用した人が1週間に子供一人当たりいくら支出しているか。
- ・男性賃金率：すべての人々が就労しているわけではないので、賃金関数から推定。
- ・女性賃金率：同上
- ・非勤労収入
- ・教育年数：就業者の平均が12年、非就業者は11年
- ・女性の職務の経験年数：人的資本蓄積の指標。就業者平均8年、非就業者平均4.6年
- ・年齢：平均30歳
- ・人種：レファレンスグループを白色人種におく。
- ・育児に関する補助金：ほとんどの女性が補助の適格者であること、補助金が育児コストの尺度でもあることから、これを加える。ここで用いているのは、回帰式によって求めた潜在的保育費控除額である。
- ・両親以外の大人の数：育児が可能な大人の存在は、市場育児サービスを代替する可能性がある。

4. 計量分析結果

1) 就業状態からの推移

就業している状態からの状態変化についてみた結果は、後掲のTable 3¹⁵である。

離職について、育児コストは1%水準で有意に正の効果を持っている。また出産については、有意な結果を得なかった。育児費助成については、有意に離職を減少させるものの、出産についてはやはり有意な結果となっていない。

この他、仕事の経験年数、および妻の推定賃金率が離職に対しては負の効果を持っていることが確かめられた。経験年数は、出産に関しては正の効果を与える。人種については、黒人の場合、白人よりも離職の確率が低く、出産確率が高い。出産確率に関してはヒスパニックも同様である。

年齢の効果を見ると、離職に関してはわずかながらマイナスの効果(逓増)、出産に関してはプラスの効果(逓減)となっている。ここから計算すると、就業のピークは41歳、就業している女性の出産のピークは22歳ということになる。

両親以外の大人の存在は、特に出産に関して1%水準で有意な正の効果があらわれていることから、これが育児コストの削減に寄与していることがわかった。

2) 非就業状態からの推移

就業していない状態からの状態変化についてみた結果は、後掲のTable 4¹⁶である。

まず育児コストの存在が、非就業者の就業、および出産に関して負の効果を持っている

¹⁵ 論文 292 ページに掲載。

¹⁶ 論文 293 ページに掲載。

ことが確かめられた。週当たり育児コストが1ドル増加すると、就業確率は3%低下し、出産確率は2%低下する。また、育児助成は就業に対して有意に負の効果を持っている。

仕事の経験年数は、就業、出産に対して有意にプラスの効果を持っている。出産に関しては、就業している人の場合も同様であり、人的資源の蓄積が出産確率を高める効果を持っていることになる。

両親以外の大人の存在は、就業決定、出産決定のどちらに対しても有意な影響力を持っていない。つまり、非就業の女性が就業を考える場合にも両親以外の家庭内育児サービスの供給は影響を与えないが、出産にも影響しないということである。出産に関しては、母親が就業せずに自宅で育児をおこなうことが可能なため、他者の育児コスト削減効果はほとんどないということだろう。

5. 結論および政策への反映

上記の分析によって、育児コスト負担が高くなると、就業女性はともかく、非就業女性の出産率を低下させることがわかった。また、育児にかかわる潜在的保育費控除の存在は、就業状態にある女性が離職する確率を引き下げている。つまり、母親が就業することによって市場の育児サービスを購入しなければならず、費用負担がかさんでいると考えられる状況において、育児助成としての保育費控除が育児コストを軽減させ、就業継続の確率を高めているということになる。

いずれにしても、育児コストの負担が出産確率、就業確率を引き下げていることがわかった。よって、このような育児コストの負担を軽減させることができれば、出産確率も高まり、また就業継続も促進されるだろうと考えられる。育児コストを軽減するような政策を検討することが有効だろう。