

## 保育政策が出産の意思決定と就業に与える影響

滋野由紀子  
大日康史

### I はじめに

少子化高齢化社会への対応、特に労働力不足への対策として、女性、高齢者、外国人労働者の活用が指摘されている。中でも女性の就業率を一層高めることは、学歴で示される能力という点でも、健康状態という点でも男性労働者となんら遜色はないので、その最も有力視される候補であることに疑いがない。しかし、女性の就業は、少なくとも現在までにおいては出産、育児のために就業を中断し、子供の成長に伴い育児の役目が一応終了してから再び就業し出すといういわゆる M 字型就業パターンが典型的である。また、少なくとも男女雇用機会均等法施行以前はそうしたパターンを前提として男性とは異なる処遇を企業においてなされてきた。そうした状況に於いて、一層の女性の労働力化、あるいは就業を望むならば、それに適した環境整備、特に政策的に行える制度上の整備が不可欠となる。例えば就業を中断させないためには、育児休業制度の確立と内容の充実が重要であろう。また、広く就業促進という意味では、保育所をはじめとする児童福祉サービスの充実が必要であろう。前者の効果に関しては、既にいくつかの精緻な研究が行われその効果が確認されている(富田(1994)、樋口(1994)、滋野・大日(1998))。他方後者に関しては、先行研究は驚くほど少ない。その例外的な研究が医療経済研究機構(1996)と社会保障の経済分析研究会(1997 a)、永瀬(1997)である。

本稿では、そうした研究の流れを受けて、医療

経済研究機構(1996)、社会保障の経済分析研究会(1997 a)と同じ問題意識に立ちながら、社会保障の経済分析研究会(1997 a)と同様に国民生活基礎調査大調査年('86, '89, '92, '95年)の個票を用いながらもそこでの課題として残った sample selection を陽表的に考慮に入れながら、児童福祉政策(保育園サービス)の女性就業への影響を検討することを目的としている。

本稿は以下のように構成されている。IIでは内外の関連研究を整理する。IIIで推定モデルとデータについて説明し、仮説を提示する。IVでは得られた推定結果についてまとめている。そこでは、sample selection の除去によって保育サービスの充実は女性の就業を促進することが明らかになる。最後に残された研究課題についてまとめられている。

### II 関連研究

以下では、保育所サービスが乳幼児の保育者(多くの場合、女性であろう)の就業に与える影響について分析している先行研究の整理を行う。先に述べたように、わが国においてはこの分野での研究の蓄積は非常に乏しい。医療経済研究機構(1996)、社会保障の経済分析研究会(1997 a)、永瀬(1997)は例外的な研究である。

まず、医療経済研究機構(1996)では、女性が職業を辞める理由として最も多い「育児」「介護」に注目して、各施策の充実によりどの程度女性の離職を抑制することができるかを定量的に分析することを目的としている。女性の離職を抑制する

要因として福祉政策、民間サービス、企業の福利厚生、家庭環境、地域特性という5つの要因を挙げている。ここでの福祉政策とは、行政的に供給される、地域によって異なる保育の状況である。例えば、保育所数、保育所の質(延長保育(6時頃までの保育)、長時間保育(10時頃までの保育)、夜間保育、一時保育、休日保育、乳児・低年齢保育、送迎サービス)、保育相談サービス、病児保育施設、地域子供センター、乳幼児健康支援センターなどである<sup>1)</sup>。

実証分析は、都道府県別のクロスセクション分析とマクロでの時系列分析('78~'93)の2本立てで行われている。回帰分析は女性の就業率をロジット変換し、それを上述の変数に回帰させている。系列相関あるいは不均一分散、クロスセクション・バイアス、見せかけ上の相関等は一切考慮されておらず、その点の改善は今後必要になるであろう。結果的には、ほぼ保育施設の数量的あるいは質的な充実によって、女性の就業率が有意に上がるという結果を得ている。ただし、公立保育園での乳児保育実施率や長時間保育実施率といったいわばエンジェルプランの目玉となっている変数が有意に負であるという結果が出ている。他方、私立保育園での乳児保育実施率や延長保育実施率は有意に正である。同報告書では、これは、公・私立保育園での乳児保育が代替的な関係にあること、また長時間保育は全く実施していない都道府県がかなり多数に上ることを理由として挙げているが、その根拠は乏しく、今後より綿密な実証分析を通じて明らかにされなければならない。

他方、社会保障の経済分析研究会(1997a)は基本的な問題意識は医療経済研究機構(1996)と同じであるが、それらが都道府県別あるいはマクロのデータを用いた非常に粗い分析であるのに対して、社会保障の経済分析研究会(1997a)の分析は、国民生活基礎調査本調査('86, '89, '92)の個票を用いて個人の意思決定レベルに置き換えて、より根本的な家族の状況をコントロールすることによってより精緻な実証分析を行っている。その結果、保育園定員率で見た場合、その充実が女性の就業促進にならないという結論を得ている。

さらに、医療経済研究機構(1996)の結果は、都道府県の特異性を考慮に入れていないために起こる誤謬(クロスセクション・バイアス)であることが示されている。

しかし社会保障の経済分析研究会(1997a)にも問題は残されている。それは、分析の対象になる標本を6歳未満の子供のいる家計における同居世帯員に限定しているために、そもそもその標本に含まれている世帯に一定の特性が共有されている可能性がある。つまり通説的に、あるいは滋野・大日(1997)でも厳密に確認されているように、就業し所得の高い女性ほど結婚あるいは出産をしない傾向が強い。その場合、子供のいる世帯に対象を限定することは、相対的に就業しないであろうまたその所得が低いであろう女性のみを対象とすることになる。保育園が現在の措置制度においては、就業等によって保育を欠く児童に対して提供される福祉サービスであるので、そもそもこの標本に含まれる世帯は、6歳未満の子供がいても保育サービスを必要としない世帯の状況を見ていることになる。これが、社会保障の経済分析研究会(1997a)における保育サービスの充実が女性の就業促進にならないという結論を導いている可能性がある。

同じ問題意識に基づく研究には、他にも永瀬(1997)がある。そこでは、市町村別のクロスセクション・データを用い、0~2歳児保育入園率が既婚女性の労働供給に正に影響し、0歳児保育料が負に影響することが示されている。しかし、市町村レベルの保育サービスのデータを用いることで、より厳密な分析はされているが、そこでの結果も、医療経済研究機構(1996)と同様にクロスセクション・バイアスの可能性を否定することができない。また、保育園入園率は、分母が当該する年齢の子供の総人口となっており、保育サービスの指標という点で、先に指摘した社会保障の経済分析研究会(1997a)と同様の問題が残されている。

次に保育サービスに関する諸外国の研究についてみると、保育所が措置制度であるわが国とは異なり、保育所サービスに市場メカニズムが組み込

まれているため、保育サービスの価格が女性の労働供給に与える影響についての分析の蓄積が豊富である。例えば、アメリカでは保育サービスの単位時間当たり費用の上昇が既婚女性の労働供給を抑制することが Blau and Robins (1988), Ribar (1992) で示されている。その傾向は、子供のいる女性の中でも特に配偶者のいない女性に顕著であることを Michalopoulos, Robins and Garifinkel (1992) では確認されている。しかし、同じデータを使用しながらも保育サービスの費用が既婚女性の労働供給に与える影響は小さいという結果も出されている (David 1995)。また、カナダについても子供の育児コストが既婚女性の労働供給を抑制することが Cleveland, Gunderson, and Hyatt (1996), Powell (1997) によって明らかにされている。Powell (1997) ではさらに、育児コストは労働時間数に対しても負に働くことも示されている。他方、家計が直面する保育費用には、保育所サービスへの政府の補助金が密接に関わることに注目し、その補助金の多寡が子供を持つ女性の労働供給に与える影響について分析しているものに、スウェーデンのケースを取り上げた Gustafsson and Stafford (1992) とアメリカ、ケンタッキー州の補助金政策を扱った Berger and Black (1992) が挙げられる<sup>2)</sup>。

以上の先行研究とわが国の保育政策の特徴を踏まえた上で、本稿では児童福祉サービスの充実の度合いを保育園定員率、早朝保育実施率、夜間保育実施率、0歳児定員率、早期保育実施率(定義の詳細はIII. 2で述べる)で捉え、それらが保育者の就業に与える影響を検証する。ただしその際に、子供のいる世帯に限定した場合に生じる sample selection の問題を考慮に入れることが、本稿の特徴である。

### III 推定モデル、データ、仮説

#### 1. 推定モデル

ここでは、出産の意思決定(子供を産むか産まないか)<sup>3)</sup>と産んだ場合における保育者の就業選択といった2種類の異なった、しかし密接に関連

しているであろう意思決定を扱う。しかも、出産しなかった世帯においては、定義上子供がその世帯にいないので、保育者の就業選択という問題は生じない。その意味で bivariate probit モデルとも異なる。sample selection が生じているという意味では Heckman の2段階推定法あるいは Heckit に近い構造を持っている。ただ、Heckman の2段階推定法あるいは Heckit と異なるのは、これらが probit 推定とそこで sample selection が生じた上での線形推定という組み合わせであるのに対して、ここでの問題は sample selection が生じた上での probit 推定法という点である。このような場合の推定方法は、以下のように行う。

第1段階の意思決定(出産の意思決定)における確率的誤差項を  $\epsilon^f$ 、第2段階の意思決定(保育者の就業選択)における確率的誤差項を  $\epsilon^l$  とし、互いの相関係数が  $\rho$  である標準正規分布に従うとしよう。出産の意思決定は過去における選択であるのに対して、保育者の就業選択は現在の選択であるという時間的な構造から、Heckman の2段階推定法のように、第1段階は通常の probit 推定法で推定される<sup>4)</sup>。つまり、推定モデルは、

$$F_i^* = Z_i \alpha + \epsilon_i^f$$

$$F_i = \begin{cases} 1 & \text{if } F_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (1)$$

である。ただし、 $Z_i$  は第  $i$  主体の説明変数からなるベクトルで、その内容については後述する。 $\alpha$  は係数ベクトルである。他方、第2段階の推定モデルは、

$$I_i^* = X_i \beta + \epsilon_i^l$$

$$I_i = \begin{cases} 1 & \text{if } I_i^* > 0 \quad \wedge F_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } I_i^* \leq 0 \quad \wedge F_i^* > 0 \\ \text{missing} & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

である。 $X_i$  は後述する保育者の就業に関する説明変数ベクトル、 $\beta$  はその係数ベクトルである。

さて、第2段階では sample selection が生じていることを考慮に入れると、対数尤度関数は、 $\phi(\cdot)$  を標準正規分布の密度関数、 $\Phi(\cdot)$  をその累積分布関数として、

$$\begin{aligned} \log L = & \sum_0 \log \int_{-\infty}^{-X_i\beta} \Phi\left(\frac{\rho\varepsilon^i - Z_i\alpha}{1-\rho^2}\right) \phi(\varepsilon^i) d\varepsilon^i \\ & + \sum_1 \log \int_{-X_i\beta}^{\infty} \Phi\left(\frac{\rho\varepsilon^i - Z_i\alpha}{1-\rho^2}\right) \phi(\varepsilon^i) d\varepsilon^i \\ & - \sum \log \int_{-\infty}^{\infty} \Phi\left(\frac{\rho\varepsilon^i - Z_i\alpha}{1-\rho^2}\right) \phi(\varepsilon^i) d\varepsilon^i \end{aligned} \quad (3)$$

である。この最大化の一階条件は、

$$\begin{aligned} \frac{\partial \log L}{\partial \beta} = & \left( \sum_1 \int_{-\infty}^{\infty} \Phi\left(\frac{\rho\varepsilon^i - Z_i\alpha}{1-\rho^2}\right) \phi(-X_i\beta) \right. \\ & \left. - \sum_0 \int_{-\infty}^{-X_i\beta} \Phi\left(\frac{\rho\varepsilon^i - Z_i\alpha}{1-\rho^2}\right) \phi(-X_i\beta) \right) X_i = 0 \end{aligned} \quad (4)$$

である。これは一見複雑であるが、通常の一変数の probit 推定法における対数尤度最大化の一階条件に、出産の確率  $\Phi\left(\frac{-\rho X_i\beta - Z_i\alpha}{1-\rho^2}\right)$  という重みをつけたものに他ならない。これの二次微分を一次微係数の外積で評価した BFGS 法で改訂しながら、その収束値を推定値とする。また、推定値の分散は収束値における Hessian 行列から求める。なお、 $\rho$  は、 $[-1, 1]$  に定義域が制約されていること、また、目的関数の凹性を損なわないために、grid search を用いて探索する。

より詳しく個別の推定モデルを定式化している。まず第 1 段階の出産の意思決定は、出産しなければ  $F_{i,j,k,t} = 0$ 、出産すれば  $F_{i,j,k,t} = 1$  なる二値変数で表す。ここで、 $j$  は都道府県レベルの地域、 $k$  は都道府県内の任意抽出された地域、 $t$  は年、 $i$  は  $j, k, t$  における第  $i$  家計であることを示している。この時、出産を決定する家計の要因として、当該女性の年齢  $A_{i,j,k,t}$ 、配偶者の年齢  $A_{i,j,k,t}^H$ 、当該女性の 1 年前の就業の有無  $J_{i,j,k,t}$ 、配偶者の就業の有無  $J_{i,j,k,t}^H$ 、当該女性の労働所得  $L_{i,j,k,t}$ 、配偶者の労働所得  $L_{i,j,k,t}^H$ 、それ以外の家計の収入  $\check{Y}_{i,j,k,t}$ 、世帯の金融資産  $B_{i,j,k,t}$ 、実物資産 (持ち家の場合の量数)  $T_{i,j,k,t}$ 、当該女性の加入公的年金の種別ダミー  $P_{h,i,j,k,t}$  ( $h=1, 2, 3$ )、配

偶者の加入公的年金の種別ダミー  $P_{h,i,j,k,t}^H$  ( $h=1, 2, 3$ )、都道府県単位での福祉サービスの指標  $S_{j,t}$  を想定する。ただし、年金の種別は 1: 国民年金加入者、2: 厚生年金、共済組合加入者、3: 国民年金第 3 号加入者で、いずれも 0 の場合公的年金に未加入であることを意味している。

$$\begin{aligned} F_{i,j,k,t}^* = & \alpha_0 + \alpha_A A_{i,j,k,t} + \alpha_{A^H} A_{i,j,k,t}^H + \alpha_J J_{i,j,k,t} \\ & + \alpha_{J^H} J_{i,j,k,t}^H + \alpha_L \log L_{i,j,k,t} \\ & + \alpha_{L^H} \log L_{i,j,k,t}^H + \alpha_{\check{Y}} \log \check{Y}_{i,j,k,t} \\ & + \alpha_B B_{i,j,k,t} + \alpha_T T_{i,j,k,t} \\ & + \sum_{h=1}^3 \alpha_{p,h} P_{h,i,j,k,t} + \sum_{h=1}^3 \alpha_{p,h}^H P_{h,i,j,k,t}^H \\ & + \alpha_S S_{j,t} + \varepsilon_{i,j,k,t}^F \\ F_{i,j,k,t} = & \begin{cases} 1 & \text{if } F_{i,j,k,t}^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \end{aligned} \quad (5)$$

本稿で検定すべき仮説は、地方自治体によって提供される福祉サービス (保育園の質と量)  $S_{j,t}$  が大きいほど、乳幼児を抱えている世帯の保育者の就業  $I_{i,j,k,t}$  が増加するというものである。

仮説を検定するために、福祉サービス以外にも、まず乳幼児の年齢  $A_{i,j,k,t}^E$ 、健康状態  $H_{i,j,k,t}^E$ 、保育者の年齢  $A_{i,j,k,t}$ 、健康状態  $H_{i,j,k,t}$ 、就業している場合には賃金  $W_{i,j,k,t}$ 、就業していない場合には直面している労働市場において得られるであろう賃金  $\check{W}_{i,j,k,t}$ 、保育者と同じタイプの人であるが要介護者および幼児を抱えていない世帯における就業確率  $\hat{I}_{j,k,t}$ 、保育者以外に就業可能な同居無業者の有無  $N_{i,j,k,t}$ 、65 歳以上の健康な老人の有無  $E_{i,j,k,t}$ 、15 歳以下の子供あるいは 65 歳以上の老人の人数  $F_{i,j,k,t}$ 、世帯の金融資産  $B_{i,j,k,t}$ 、実物資産 (持ち家の場合の量数)  $T_{i,j,k,t}$ 、保育者以外の家族の収入  $Y_{i,j,k,t}$ 、自営業世帯 (世帯に自営業者がいる場合に 1、いない場合に 0)  $Z_{i,j,k,t}$  を説明変数に加えてコントロールする。つまり、

$$\begin{aligned} I_{i,j,k,t}^* = & \beta_0 + \beta_A A_{i,j,k,t}^E + \beta_{H^E} H_{i,j,k,t}^E + \beta_H H_{i,j,k,t} \\ & + \beta_A A_{i,j,k,t} + \beta_W \log \check{W}_{i,j,k,t} \\ & + \beta_{\hat{I}} \hat{I}_{j,k,t} + \beta_N N_{i,j,k,t} + \beta_E E_{i,j,k,t} \\ & + \beta_F F_{i,j,k,t} + \beta_B B_{i,j,k,t} + \beta_T T_{i,j,k,t} \\ & + \beta_Y Y_{i,j,k,t} + \beta_Z Z_{i,j,k,t} + \beta_S S_{j,t} + \sum_{m=2}^{47} \beta_m \end{aligned}$$

$$I_{i,j,k,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } I_{i,j,k,t}^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$\text{where } \log \tilde{W}_{i,j,k,t} = \begin{cases} \log W_{i,j,k,t} & \text{if } I_{i,j,k,t} = 1 \\ \log \hat{W}_{i,j,k,t} & \text{otherwise} \end{cases} \quad (6)$$

である。ここで、都道府県あるいは年に関するダミー変数が推定式に含まれていることに留意しよう。都道府県に関するダミー変数は、都道府県における固定効果と呼ばれ、乳幼児や保育者、また世帯の状況、あるいは福祉サービスといった変数では捉えきれないその都道府県における状況をコントロールしている。例えば、近所づきあいのような慣習、あるいは  $S_{j,t}$  では捉えきれないようなきめ細かい児童福祉サービスが行われている(逆にそうした  $S_{j,t}$  のような福祉サービスが不要である)場合、保育者の就業を促進する効果を強く持つ。しかし、もし都道府県に関するダミー変数が含まれていなければ、そうした地域における  $S_{j,t}$  が低調であるので、福祉サービスは就業を抑制するという誤った結論を導く。これは、クロスセクション・バイアスとして知られ、クロスセクションの分析にはついて回る問題点である。本稿で使用するデータは次節で詳しく紹介するが、複数時点にまたがっているので、慣習や捉え切れていないきめ細かい福祉サービスといった分析者にとって観察不可能な変数を都道府県の固定効果として適切に処理することができる。年に関するダミーに関しても同様で、推定式の説明変数に含められている変数では捉えきれないが、全国的に保育者の就業に与える影響を捉えている。例えば、利子率、税制や医療、年金、( $S_{j,t}$  以外の全国的な)福祉の変更もこれに含まれるであろう。

さて、ここで問題になるのは福祉サービス  $S_{j,t}$  をいかに定義するかである。以下でデータについては詳しく述べるが、多くは6歳未満、あるいは特定の年齢の人口を分母とする定員率である。しかし、これは大きな問題を含んでいる。つまり、現行の措置制度の下では、保育園を潜在的に需要

している世帯は乳幼児を抱えている全ての世帯ではなく、就業可能な乳幼児の同居世帯員が全て就業しているか求職中であることが条件となる。もし、就業可能な乳幼児の同居世帯員の内、1人でも就業しておらず求職中でもなければ、そもそも保育園という福祉サービスを受けられない。したがって、ここで福祉サービスを表す変数  $S_{j,t}$  は定員を就業可能な乳幼児の同居世帯員が全て就業しているか求職中である世帯における乳幼児数で除したものである方が現実の制度のあり方を反映した定義である。しかしながらここで問題となるのは、就業可能な乳幼児の同居世帯員の就業の有無自身が(5)、(6)式で推定していることなので、就業可能な乳幼児の同居世帯員の就業の有無も(5)、(6)式と整合的な形で定義されなければならない。

そこで次のような方法で推定を行う。 $S_{j,t}$  以外の(5)、(6)式での説明変数のベクトルを  $X_{i,j,k,t}$ 、その係数ベクトルを  $\beta_X$  とする。第1段階での推定結果を  $\hat{\cdot}^{(1)}$  で表すと、そこでの都道府県別年別の推定された就業確率は、

$$\sum_k \sum_t \Phi(\hat{\beta}_X^{(1)} X_{i,j,k,t} + \hat{\beta}_S^{(1)} S_{j,t}) \quad (7)$$

で与えられる。ただし、 $\Phi(\cdot)$  は標準正規分布の累積分布関数である。これに都道府県別年別の乳幼児数 ( $C_{j,t}$ ) を掛けたもので  $S_{j,t}$  を除したものが第2段階の福祉サービスを表す変数とする。これを  $\hat{S}_{j,t}^{(1)}$  とすると、

$$\hat{S}_{j,t}^{(1)} = \frac{S_{j,t}}{C_{j,t} \sum_k \sum_t \Phi(\hat{\beta}_X^{(1)} X_{i,j,k,t} + \hat{\beta}_S^{(1)} S_{j,t})} \quad (8)$$

である。第2段階での推定は、

$$I_{i,j,k,t}^* = \beta_X X_{i,j,k,t} + \beta_S \hat{S}_{j,t}^{(1)} \quad (9)$$

となる。先ほどと同様に、第2段階での推定結果を  $\hat{\cdot}^{(2)}$  で表すと、そこでの都道府県別年別の推定された就業確率は、

$$\sum_k \sum_t \Phi(\hat{\beta}_X^{(2)} X_{i,j,k,t} + \hat{\beta}_S^{(2)} \hat{S}_{j,t}^{(1)}) \quad (10)$$

で与えられる。このようにして、第  $n-1$  段階での推定結果を  $\hat{\cdot}^{(n-1)}$  で表すと、 $n$  回目の推定式を、

$$I_{i,j,k,t}^* = \beta_X X_{i,j,k,t} + \beta_S \hat{S}_{j,t}^{(n-1)}$$

$$\hat{S}_{j,t}^{(n)} = \frac{S_{j,t}}{C_{j,t} \sum_k \sum_i \Phi(\hat{\beta}_X^{(n)} X_{i,j,k,t} + \hat{\beta}_S^{(n)} \hat{S}_{j,t}^{(n-1)})} \quad (11)$$

とする推定を繰り返す。そして、収束した推定値が求める推定値である<sup>5)</sup>。

(6)式での、女性に関する  $\hat{W}_{i,j,k,t}$  と  $\hat{I}_{j,k,t}$  は乳幼児や乳幼児を抱えていない世帯における年別  $t$ 、都道府県別  $j$  で

$$\begin{aligned} \log W_{i,k} &= \delta_0 + \delta_A^0 A_{i,k} + \sum_{m=1}^8 \delta_A^m D[A_{i,k} > 20 \\ &\quad + 5(m-1)](A_{i,k} - 20 - 5(m-1)) \\ &\quad + \sum_{m=2}^8 \delta_m \text{地区}_j^m + v_{i,k}^W \\ I_{i,k}^* &= \zeta_0 + \zeta_A^0 A_{i,k} + \sum_{m=1}^8 \zeta_A^m D[A_{i,k} > 20 \\ &\quad + 5(m-1)](A_{i,k} - 20 - 5(m-1)) \\ &\quad + \zeta_F F_{i,j,k,t} + \zeta_B B_{i,j,k,t} + \zeta_T T_{i,j,k,t} \\ &\quad + \zeta_H H_{i,j,k,t} + \zeta_Y Y_{i,j,k,t} + \zeta_Z Z'_{i,j,k,t} \\ &\quad + \sum_{m=2}^8 \zeta_m \text{地区}_j^m + v_{i,k}^I \\ I_{i,k} &= \begin{cases} 1 & \text{if } I_{i,k}^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \\ \begin{bmatrix} v_{i,k}^W \\ v_{i,k}^I \end{bmatrix} &\sim N\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma^2 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & 1 \end{bmatrix}\right) \end{aligned} \quad (12)$$

なる推定式を Heckman (1976) の 2 段階推定法によって推定した推定結果に基づく推定値である。就業の有無における  $F_{i,j,k,t}$ ,  $B_{i,j,k,t}$ ,  $T_{i,j,k,t}$ ,  $Y_{i,j,k,t}$ ,  $H_{i,j,k,t}$  は前の定義と同じであるが、 $Z'_{i,j,k,t}$  は最多所得者が自営業者の場合 1, そうでない場合に 0 となる変数である。これらの変数は、就業の有無には大きな影響を与えているが、就業した場合に得られる賃金には影響しない変数で、就業の有無に関する probit 推定とそこで得られる賃金に関する線形推定とを識別するための条件である。なお、この推定式における地区は都道府県内で任意抽出された地域を指している。また、 $D[ ]$  は、 $[ ]$  内が真ならば 1, 偽ならば 0 となる関数である。つまり、 $\delta_A^0 A_{i,k} + \sum_{m=1}^8 \delta_A^m D[A_{i,k} > 20 + 5(m-1)](A_{i,k} - 20 - 5(m-1))$  はスプライン関数で、連続でありながら 5 歳刻みで勾配が変化する任意の関数を表現でき、特に女性の就業パターンとして知られている M 字型をも表現しう

る関数である。この推定式は定義上、188 本計算される。標本数は年、都道府県で異なるがおおよそ 100~1,200 である。

ここで注意しておかなければならないのは、推定式 (12) に用いられている標本と推定式 (6) で用いられている標本とは定義上重ならないという点である。また、推定式 (12) の推定値を推定式 (6) に代入しても、 $D[A_{i,k} > 20 + 5(m-1)](A_{i,k} - 20 - 5(m-1))$  ( $m=1, \dots, 8$ ) と地区ダミーが推定式 (6) に入っていないことに加えて、賃金の場合、保育者が就業している場合は実際に得ている賃金を用いていること、一般に  $E[v_{i,k}^W | I_{i,k}^* > 0] \neq 0$  でありこれは就業選択における説明変数の非線形関数であること、就業の有無の場合、 $Z'_{i,j,k,t}$  が推定式 (6) に入っていないこと、 $I_{i,k}^*$  は説明変数の線形関数であるが推定式 (6) では  $\hat{I}_{j,k,t}$  はそれを正規分布上で非線形変換を施したものであること、の理由により推定式 (6) の定式化は識別可能である。上記の理由の中でも特に、地区ダミーの存在が重要である。地区ダミーが (12) 式に含まれて、(6) 式に含まれないのは主に 1 つの地区における標本数の違いによる。典型的には (12) 式では 1 つの地区に数十個ほどあるのに対して、(6) 式においては 1 つである。したがって、(6) 式に地区ダミーを加えることはできない。

## 2. データ

本稿で使用するデータは主に 2 つの出典からなっている。まず、乳幼児を抱えている世帯及び世帯員に関する情報、つまり、乳幼児の年齢、健康状態、乳幼児の同居家族で保育者の年齢、健康状態、就業している場合には賃金、家族構成、家族の資産、住宅の状況、保育者以外の家族の収入は、国民生活基礎調査大調査年 ('86, '89, '92, '95 年) の個票によっている。また、保育者が就業していない場合には直面している労働市場において得られるであろう賃金、保育者と同じタイプの人であるが要介護者および幼児を抱えていない世帯における就業確率も先の変数群とは標本が異なるが、やはり国民生活基礎調査大調査年 ('86, '89,

'92, '95年)の個票によっている。残念ながら調査対象となった地区が、どこの市区町村に対応しているかは不明である。したがって、調査された地域がどこであるかについては、都道府県レベルまでしか分からない。また、国民生活基礎調査の地区は任意抽出であり、さらにその市区町村も特定化できないので、地区毎の国民生活基礎調査の異時点間の比較は不可能である。

第2の出典は、都道府県単位での児童福祉サービスの実態に関するもので、これには社会福祉行政業務報告('86, '89, '92, '95)での都道府県別の数値を用いる。しかし、実際の福祉サービスの供給者は都道府県ではなく、市区町村である。同じ都道府県に属していても、市区町村が異なればその福祉サービスの内容は大きく異なりうる。こうした市区町村における児童福祉サービスの状況は残念ながら社会福祉行政業務報告に含まれていない。したがって、都道府県別の平均値を用いざるをえない。

さらに本稿で用いることのできる公表された児童福祉サービスに関する情報は、保育園定員率(保育園定員/6歳未満人口)、年齢別在園児童数、開園・閉園時間別保育園数、保母数が継続的に利用できる。しかし、地域の福祉サービスを考えるに当たってこれらの変数で十分であるとはとうてい考えられない。特にこれらの変数は供給側あるいは利用実態の状況に終始しているので、需要側あるいは利用待機・制限の状況はなんら触れられていない。他方、社会福祉行政業務報告より細かい福祉サービスの情報を調査した事例もあるが、調査時点、継続性、調査対象の範囲等で難点がある。したがって、具体的には、「保育園定員率」、「早朝保育実施率」(保育園開園時間が午前7時以前の保育園施設数の割合を保育園定員率に乗じたもの)、「夜間保育実施率」(保育園閉園時間が午後7時以後の保育園施設数の割合を保育園定員率に乗じたもの)、「0歳児定員率」(0歳保育所在所児童数を0歳人口で除したもの)、「早期保育実施率」(月齢6カ月未満保育所在所児童数を6カ月未満人口で除したもの)をその地域における児童福祉サービスの状況を示す変数として用いる。

残念ながら前述したように国民生活基礎調査ではたとえ個票レベルにおりたとしても市区町村の区別ができない。したがって、本稿では地域の分類をより粗くして、都道府県単位での情報を利用するにとどまらざるをえない。ただし都道府県単位では、その地域の福祉サービスの変数としては粗すぎることは言うまでもない。例えば、大都市では福祉サービスが充実しており(乏しく)、逆に同じ都道府県内においても大都市から遠い地域では福祉サービスが乏しい(充実している)場合、大都市での状況が都道府県の平均値に大きく影響してしまうであろう。しかし、それが大都市から遠い地域での福祉サービスを全く反映していない。このように都道府県という地域における福祉サービスにとっては非常に広い範囲での変数でしか定義できないのは、その裏にあるであろう都道府県内でのミスマッチをとらえることはできない。

次節以降の分析では、目的に即して2つの異なる標本を用いる。まず、出産の意思決定に関しては、標本を既婚者で子供のいない女性と第1子が1歳未満である女性に限定する<sup>6)</sup>。このように、子供の年齢を1歳未満に限定するのは以下の理由による。分析の目的である出産の意思決定に関して重要なのは、意思決定時、つまり過去の状態である。しかし、分析に用いることのできる変数は基本的には現在のものに限定されている。その乖離が大きくなれば、現在の状態から出産の意思決定時の状態を推測することは、分析に不必要な誤差を持ち込むことになるし、また、分析の信頼性を著しく低下させる。それを避けるために、出産をした女性はこの1年以内に出産した方に限定することによって出産の意思決定時の状態の信頼性を最も高めることができる。この標本における記述統計量が表1にまとめられている。

こうした標本の取り方は出産するかしないかという意思決定に関しては適切なものであるが、次に保育者の就業選択を分析するにあたって、それは必ずしも第1子に限定されるべきではないことは言うまでもない。また、もし第1子出産と第2子以降の出産における意思決定が異ならないのであれば、特に第1子に限定する必要もない。そこ

表1 記述統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値
出産	.1682303	.3740879	0	1
年齢	34.85127	9.233002	22	50
夫の年齢	37.8326	10.17278	17	65
就業	.5012877	.5000213	0	1
夫の就業	.9430648	.2317295	0	1
労働所得	2.553099	2.606698	0	8.512984
夫の労働所得	5.585939	1.492344	0	9.30556
他の所得	1.194071	1.866564	0	7.464128
純金融資産	152.4657	856.6413	-2250	3250
固定資産税額	1.783606	2.543543	0	11.51293
加入年金種別				
第1号	.2060338	.4044737	0	1
第2号	.2845843	.4512369	0	1
第3号	.4612767	.4985212	0	1
夫の加入年金種別				
第1号	.201067	.4008164	0	1
第2号	.7464128	.4350841	0	1
第3号	.0107616	.1031831	0	1
保育園定員率	.1783201	.0783244	.0510703	.4822386
早朝保育実施率	.1200457	.0600912	.0300673	.3545313
夜間保育実施率	.0009226	.0015011	0	.0116783
0歳児定員率	.0119496	.0083671	.0018112	.0602715
早期保育実施率	.0114957	.0084991	.0011724	.0526018

注) 標本は既婚者で子供のいない女性と第1子が1歳未満である女性で、標本数は10,451である。加入年金種別は、第1号が国民年金、第2号が厚生年金、共済組合等国民年金以外の公的年金、第3号が国民年金第3号加入者であることを示している。加入年金種別ダミーの基準は公的年金未加入である。

で、厳密な出産の意思決定に関する分析とは別に、既婚者で子供のいない女性と第1子に限定せず6歳以下の子供を持つ女性を標本として、6歳以下の子供を持つ女性の意思決定を分析する。

次に、保育者の就業選択に関しては、乳幼児(6歳以下)を抱えている同居世帯に限定する。さらに、主たる保育者であろう女性の就業確率を議論にするので、男性および22歳以下あるいは60歳以上の標本は排除する。こうした選択によって標本数は28,200個となる。それらの記述統計量が表2にまとめられている。ただし、表2での福祉サービスを表す変数は、前節で説明したように推定された就業率で除する前のもの、つまり前節の定義における  $S_{j,t}$  である。

表2 記述統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値
就業の有無	.4347502	.495733	0	1
年齢	35.5112	8.492022	23	60
健康状態	.5378715	.4985725	0	1
就業率	.6744301	.2170649	0	1
賃金(対数値)	3.816821	1.980177	0	8.821437
他の所得(対数値)	5.599223	1.673455	.6931472	9.260463
純金融資産	64.42437	1280.359	-12249	13249
持ち家数	26.96085	25.98785	0	235.5
同居無業者	.3719683	.4833386	0	1
自営業世帯	.2195945	.4139793	0	1
扶養者数	2.164909	1.018162	1	13
健康な同居老人	.1523028	.3593206	0	1
未子年齢	3.102731	1.784679	0	6
6歳未満子供数	1.361883	.538142	1	4
子供の健康状態	.4330102	.4955008	0	1
保育園定員率	.1811984	.0779817	.0510703	.4822386
早期保育実施率	.1230002	.0597236	.0300673	.3545313
夜間保育実施率	.0012102	.0017639	0	.0116783
0歳児定員率	.0131266	.0094131	.0018112	.0602715
早期保育実施率	.0123201	.0093381	.0011724	.0526018

注) 標本は既婚者で子供のいない女性と6歳以下の子供を持つ女性で、標本数は28,200個である。「賃金」、「他の所得」、「純金融資産」の単位は1992年実質価格での万円。「健康状態」は自覚症状がある場合1、ない場合は0、「同居無業者」は15歳以上65歳未満の同居無業者がいる世帯は1、いない世帯は0、「扶養者数」は世帯における15歳以下あるいは65歳以上の同居者の人数。定義上、標本には必ず幼児が含まれるので、1以上である。「自営業世帯」は世帯に自営業者がいる場合1、そうでない場合0であるダミー変数である。「持ち家数」は持ち家に居住している場合はその数、そうでない場合は0なる変数である。「賃金」は、就業している場合にはその労働所得、就業していない場合には同じタイプの人と直面している労働市場において得られるであろう労働所得である。「就業率」は、同じタイプの人であるが要介護者および幼児を抱えていない世帯における就業確率である。「他の収入」は、その人の労働所得以外の世帯の収入である。「保育園定員率」は保育園定員数を6歳未満人口で除したものの、「年齢別定員率」は未子年齢における保育園在所児童数を当該年齢人口で除したものの、「早朝保育実施率」は保育園開園時間が午前7時以前の保育園施設数の割合を保育園定員率に乗じたもの、「夜間保育実施率」は保育園開園時間が午後7時以後の保育園施設数の割合を保育園定員率に乗じたもの、「0歳児定員率」は0歳保育所在所児童数を0歳人口で除したものの、「早期保育実施率」は月齢6か月未満保育所在所児童数を6か月未満人口で除したものである。ここでの年齢別人口は6歳未満人口の $\frac{1}{6}$ 、6か月未満人口は6歳未満人口の $\frac{1}{12}$ である。ただし、このような福祉サービスの変数は本文II.1推定モデルでの  $S_{j,t}$  であり、推定された就業率で除したのではない。



### 3. 仮説

本稿での目的は冒頭でも述べているように、福祉サービスが充実することによって、保育者の就業が促進されるかどうかを検証することである。つまり、

$$H_0: \beta_s < 0$$

$$H_1: \beta_s \geq 0$$

となる。このとき、帰無仮説  $H_0$  が棄却されれば、福祉サービスの充実によって保育者の就業が促進されていると推論される。

福祉サービス以外の変数は、その効果を直接議論するというよりも、福祉サービスの就業に与える影響を純粋に捉えるために、様々な乳幼児、保育者、世帯が置かれている状況をコントロールする目的で推定式に加えられている。つまり、それらは本稿での直接の関心事ではない。とはいえ、それらは就業確率に強く影響すると考えられる。つまり、一般的に保育者が男性で、若く、健康な方が就業確率は高いと予想される。また就業率で代表されている労働需要も高い方が、さらに賃金も高い方が、就業確率は高くなると予想される。逆に、保育者の労働所得以外の所得が多いと、追加的な労働から得られる所得の限界効用が低下するので、就業を阻害するであろう。金融資産や持ち家量数で代理させた実物資産の就業確率への影響は、消費への富効果の弾力性が1より大きければ就業を促進するかもしれないが、逆にその弾力性が限定的であれば就業を抑制するであろう。同居無業者については、もし世帯に就業可能な無業者がいれば保育者が就業しなくとも労働収入を得る道が残されているので保育者の就業を抑制されるとも考えられるし、逆に、保育者1人の負担を分散することができると考えれば、保育者の就業を促進するかもしれない。これは保育者の定義にも関わる問題である。扶養人数も多い方が、収入が必要となるために保育者自身の就業を促進するであろう。また自営業世帯であれば一般に職住が接近しているので保育の程度をそれほど落とすことなく保育者が就業できる。つまり、自営業世帯においては就業が促進されるであろう。乳幼児に関しては、保育の必要性が高いほど、つまり幼い

ほど、病気であるほど、乳幼児の人数が多いほど保育者の就業は抑制されるであろう。

一方、出産に関する推定における仮説は、現行の賦課方式の色彩が強い公的年金制度が出産を抑制する影響を及ぼすというものである。家計が子供を持つ意義として大きく二点あげられる。第一は、親の純粋な愛情の対象として子供を産み育てることである。これは広く自然にみられるものである。この観点からの Becker and Barro (1988), Barro and Becker (1989) によって提唱された理論に従えば、賦課方式の年金制度は、子どもに将来追加的な負担を課せられるということの意味する。これは、子どもの生涯効用の低下となり、ひいては親の子どもを持つ効用が減少するため、結果として出生率の低下をもたらす(西村 1992 参照)。言い換えれば、親が子供の将来の負担を危惧すれば、出産を抑制するということである。第二は、親が老人となって、稼得能力が落ちたときに成人した子供に養ってもらおうという、家族内の扶養機能を期待するものである。これは我が国のみならず広く各国で伝統的にみられたものである。この観点では、賦課方式の公的年金制度の充実により、老後の扶養を依頼する自分の子供の必要性が薄れたと考えられる。結局、賦課方式の年金制度のもとでは、自分は子供を産まずに(自分の子供には負担をかけず)、他人が産んだ子供から年金を受給することが望ましいということが生じるだろう。

## IV 推定結果

表3に子供のいない女性と第1子が1歳未満の女性とを標本とした推定結果が、表4には子供のいない女性と6歳未満の子供のいる女性とを標本とした推定結果がまとめられている。結果的には、推定値の大きさや有意性に関してはかなりの食い違いがあるが、符号的にはかなり共通しているので、そうした標本の取り方による違いの影響は小さいと言えよう。両者に共通の特徴を簡単にまとめると、妻が第一号被保険者および第二号被保険者である場合には、公的年金未加入者に比べて、

表3 出産の意思決定(第1子1歳未満)

	推定値	t値	確率値	マージナル効果
年齢	.3835565	8.220	0.000	.0351533
年齢 <sup>2</sup>	-.007201	-9.425	0.000	-.0006606
夫の年齢	-.0099377	-2.712	0.007	-.0009197
就業	-.2871777	-1.515	0.130	-.0260901
夫の就業	.1319231	0.620	0.535	.0123497
労働所得	.0076351	0.210	0.834	.0005934
夫の労働所得	.0167777	0.452	0.651	.0012063
他の所得	.0286657	2.964	0.003	.0023881
純金融資産	-.0000253	-1.195	0.232	-1.99 e-06
固定資産税	-.0094933	-1.247	0.212	-.0000223
第1号	-.2684004	-2.979	0.003	-.0217959
第2号	-.4844559	-5.084	0.000	-.037838
第3号	.0446172	0.505	0.614	.0041078
夫第1号	.2046426	2.131	0.033	.0213765
夫第2号	.0332607	0.386	0.699	.0033506
夫第3号	.4948009	3.687	0.000	.0678526
保育園定員率	-.4371795	-0.257	0.797	-.0454626
早朝保育実施率	-.7819748	-0.456	0.648	-.0583507
夜間保育実施率	-26.85749	-1.394	0.163	-2.467087
0歳児定員率	-7.812049	-0.716	0.474	-.7758224
早期保育実施率	17.38395	1.691	0.091	1.61165
定数項	-5.388252	-7.683	0.000	

注) 標本は既婚者で子供のいない女性と第1子が1歳未満である女性で、標本数は10,451である。対数尤度は-3683.2451、疑似R<sup>2</sup>は0.2303である。

表4 出産の意思決定(6歳未満)

	推定値	t値	確率値	マージナル効果
年齢	.9190805	54.499	0.000	.3129702
年齢 <sup>2</sup>	-.0140325	-54.646	0.000	-.0047792
夫の年齢	-.0057167	-2.812	0.005	-.0019289
就業	.1588107	1.558	0.119	.0540219
夫の就業	-.5474497	-3.985	0.000	-.1553725
労働所得	-.1304	-6.235	0.000	-.0445947
夫の労働所得	.144829	6.182	0.000	.0488381
他の所得	.0167998	2.861	0.004	.0056056
純金融資産	-.0000545	-4.858	0.000	-.0000184
固定資産税	.0205374	4.212	0.000	.0071922
第1号	-.2446211	-4.238	0.000	-.0861946
第2号	-.2933531	-5.302	0.000	-.103958
第3号	-.022001	-0.407	0.684	-.0074429
夫第1号	.2403467	4.037	0.000	.0784298
夫第2号	-.0546386	-0.954	0.340	-.0185792
夫第3号	.4015845	3.910	0.000	.1191148
保育園定員率	-1.926981	-1.890	0.059	-.6555951
早朝保育実施率	-2.533326	-2.273	0.023	-.8618852
夜間保育実施率	-43.41819	-3.901	0.000	-14.77168
0歳児定員率	-.7676704	-0.141	0.888	-.2611759
早期保育実施率	5.688693	1.670	0.082	1.9354
定数項	-13.68638	-50.178	0.000	

注) 標本は既婚者で子供のいない女性と6歳未満の子供がいる女性で、標本数は69,287である。対数尤度は-21209.296、疑似R<sup>2</sup>は0.2962である。

出産確率は統計的に有意に低下する。第三号被保険者と公的年金未加入者との間では、出産確率に与える影響には統計的に有意な差はない。他方、夫が第一号被保険者および第三号被保険者である場合には、公的年金未加入者に対し出産確率は増加する。第二号被保険者の場合には、公的年金未加入者に比べて出産確率には統計的に有意な差はない。

この結果よりも、妻が第一号被保険者の場合については、我が国の公的年金制度が賦課方式の要素が強いことから、そのことが子供を産む確率を下げていると考えられる。第二号被保険者である場合についても、出産確率が低下するという結果が得られているが、マージナル効果をみると、第一号が-0.0218、第二号が-0.0378であり、第一号である場合よりも出産確率が低下する結果となっている。これは、一般的に厚生年金や共済組合よりも国民年金が賦課方式の要素が強いとい

うことに反する結果である。これは、第一号と第二号という年金制度による差ではなく、自営業主・家族従業者等と被用者という職業の違いによる育児の機会費用の差に起因している可能性があると考えられる<sup>7)</sup>。第三号被保険者については、保険料が免除されているため、賦課方式の年金に加入しているとは言えない。よって、結果が有意でないということは、仮説と整合的である。

他方、夫が第一号被保険者である場合、賦課方式の要素が強い年金に加入しているにもかかわらず出産確率が高まるという、仮説とは逆の結果である。しかし、そのマージナル効果は0.0214であり、妻が第一号被保険者の場合は妻と夫の年金の影響を併せた効果は-0.00419であるから、その場合には仮説の通り出産確率が低下する。夫が第二号被保険者である場合は、有意な結果が得られていないが、これは職業による影響であるかもしれない。職業による影響を取り除いた、純粋に

年金制度の差のみの影響を抽出することは、今後の課題としたい。

出産への児童福祉サービスの影響は、早期保育実施率のみが正で有意であり、他の変数は有意でない<sup>9)</sup>。また、6歳未満の児童を持つ女性に標本を拡大してみても、ほぼ同じである。早期保育実施率のみが出産行動に有意な影響を及ぼしているのは、それが乳児期における保育園入園の容易さを意味しているの、直感的である。

(6) 式の前段階として必要な(12)式の推定結果は、'86, '89, '92 に関しては社会保障の経済分析研究会(1997b), '95は経済と社会保障に関する研究会(1998a)の付表にまとめられている。推定は表5~10にまとめられている。表5は、児童福祉サービスの状態を表す変数として「保育園定員率」、「早朝保育実施率」、「夜間保育実施率」、「0歳児定員率」、「早期保育実施率」の5種類の変数全てを同時に推定式に加えた場合の推定結果をまとめている<sup>9)</sup>。また、表6~10は、その5種

類の変数を1つずつ個別に推定式に加えた場合の、推定結果をまとめている。これは、例えば児童福祉に熱心な地域ではこうした5種類の変数全てが高いことが予想される<sup>10)</sup>ので、そうした児童福祉サービスを示す変数間での多重共線性が生じる可能性に配慮している。

推定結果は5種類の福祉サービスの変数を同時に入れた表5においても、個別に入れた表6~10においても安定している。正で有意なのは年齢、就業率、賃金、実物資産(持ち家数)、自営業世帯ダミー、健康な同居老人、末子年齢、負で有意なのは他の世帯員の所得、同居無業者、6歳未満子供数である。保育者の健康状態が有意でないのは、自覚症状の有無で定義されているために、かなりの重症から、単に体調が悪いと回答した人まで、ひとまとめにされており、就業選択の際に問題となる健康状態とはかけ離れているためであると考えられる。同居無業者が負で有意であるということから、同居無業者の存在がその世帯の保育能力の高さを意味するのではなく、むしろ、その世帯の所得の限界効用が低い(経済的余力がある)ことを示していると判断される。他の有意で

表5 推定結果

	推定値	t値	確率値	マージナル効果
年齢	.0234622	12.147	0.000	.00756902
健康状態	.0192601	0.713	0.476	.00621342
就業率	.673747	5.506	0.000	.21735461
賃金(対数値)	1.158819	15.840	0.000	.37384154
他の所得(対数値)	-.2112856	-8.862	0.000	-.06816193
純金融資産	5.97 e-06	0.498	0.619	1.927 e-06
持ち家数	.0006705	1.722	0.085	.00021629
同居無業者	-1.053063	-20.794	0.000	-.33972409
自営業世帯	.2115692	5.374	0.000	.06825343
扶養者数	.0249431	1.489	0.136	.00804678
健康な同居老人	.1411578	3.240	0.001	.0455383
末子年齢	.0265421	2.663	0.008	.00856265
6歳未満子供数	-.1204154	-3.777	0.000	-.0388467
子供の健康状態	-.0500497	-1.705	0.088	-.01614631
保育園定員率	2.188309	6.168	0.000	.70596096
早朝保育実施率	-1.491044	-3.851	0.000	-.48101914
夜間保育実施率	-15.30983	-1.889	0.059	-4.939037
0歳児定員率	-6.212043	-1.917	0.055	-2.0040405
早期保育実施率	2.417348	0.737	0.461	.77985032
定数項	-4.922985	-11.917	0.000	
$\rho$	-.0017077	-3.15	0.053	

注) 対数尤度は-5452.251, 疑似R<sup>2</sup>は0.9219である。推定には、都道府県ダミーと年ダミーが加えられている。表2の注を参照。

表6 推定結果

	推定値	t値	確率値	マージナル効果
年齢	.0237366	12.310	0.000	.00765664
健康状態	.0200508	0.751	0.453	.00646774
就業率	.7560044	5.684	0.000	.24386219
賃金(対数値)	1.158016	15.795	0.000	.37353785
他の所得(対数値)	-.2068541	-9.149	0.000	-.06672435
純金融資産	4.59 e-06	0.381	0.704	1.480 e-06
持ち家数	.0006523	1.689	0.091	.00021041
同居無業者	-1.043625	-20.560	0.000	-.3366393
自営業世帯	.2032537	5.084	0.000	.06556298
扶養者数	.0260194	1.567	0.117	.008393
健康な同居老人	.1441685	3.322	0.001	.04650403
末子年齢	.0264375	2.657	0.008	.00852786
6歳未満子供数	-.1215876	-3.838	0.000	-.03922016
子供の健康状態	-.0472772	-1.611	0.107	-.01525008
保育園定員率	.6180706	2.425	0.015	.19936929
定数項	-4.312946	-11.444	0.000	
$\rho$	-.0017098	-3.16	0.052	

注) 対数尤度は-5478.0162, 疑似R<sup>2</sup>は0.9201である。推定には、都道府県ダミーと年ダミーが加えられている。表2の注を参照。

表7 推定結果

	推定値	t値	確率値	マージナル効果
年齢	.0234539	12.266	0.000	.00756497
健康状態	.0214141	0.801	0.423	.00690705
就業率	.7210642	5.522	0.000	.23257713
賃金(対数値)	1.154295	15.860	0.000	.37231445
他の所得(対数値)	-.207772	-9.178	0.000	-.06701624
純金融資産	4.87 e-06	0.405	0.686	1.572 e-06
持ち家量数	.0006457	1.683	0.092	.00020827
同居無業者	-1.041821	-20.484	0.000	-.33603626
自営業世帯	.2057539	5.156	0.000	.0663653
扶養者数	.0256163	1.537	0.124	.00826246
健康な同居老人	.1451966	3.363	0.001	.04683275
未子年齢	.0262425	2.641	0.008	.00846444
6歳未満子供数	-.1217582	-3.852	0.000	-.03927273
子供の健康状態	-.0465913	-1.583	0.113	-.01502789
早朝保育実施率	.4262381	1.214	0.225	.13748184
定数項	-3.95136	-12.435	0.000	
$\rho$	-.0017083	-3.15	0.052	

注) 対数尤度は-5484.3489, 疑似R<sup>2</sup>は0.9196である。推定には、都道府県ダミーと年ダミーが加えられている。表2の注を参照。

表8 推定結果

	推定値	t値	確率値	マージナル効果
年齢	.0230502	12.086	0.000	.007435
健康状態	.0222031	0.828	0.408	.00716178
就業率	.6624744	5.514	0.000	.21368588
賃金(対数値)	1.150197	16.028	0.000	.37100426
他の所得(対数値)	-.2099018	-9.196	0.000	-.06770534
純金融資産	5.86 e-06	0.487	0.627	1.890 e-06
持ち家量数	.0006426	1.684	0.092	.00020726
同居無業者	-1.041674	-20.399	0.000	-.3359996
自営業世帯	.2110844	5.388	0.000	.06808678
扶養者数	.0246884	1.479	0.139	.00796342
健康な同居老人	.1437465	3.347	0.001	.04636646
未子年齢	.026046	2.618	0.009	.00840132
6歳未満子供数	-.1213136	-3.833	0.000	-.03913056
子供の健康状態	-.047058	-1.595	0.111	-.0151789
夜間保育実施率	-13.05704	-1.597	0.110	-4.2116438
定数項	-3.816995	-13.205	0.000	
$\rho$	-.0017235	-3.18	0.050	

注) 対数尤度は-5482.6041, 疑似R<sup>2</sup>は0.9198である。推定には、都道府県ダミーと年ダミーが加えられている。表2の注を参照。

ある変数に関しては、前節で提示した仮説と整合的である。

また、出産の意思決定における sample selec-

表9 推定結果

	推定値	t値	確率値	マージナル効果
年齢	.0230628	12.197	0.000	.00743882
健康状態	.0227757	0.848	0.396	.00734622
就業率	.6653352	5.527	0.000	.21460144
賃金(対数値)	1.149699	15.989	0.000	.37083126
他の所得(対数値)	-.20999	-9.078	0.000	-.06773152
純金融資産	5.61 e-06	0.467	0.640	1.809 e-06
持ち家量数	.0006419	1.684	0.092	.00020704
同居無業者	-1.043115	-20.465	0.000	-.33645302
自営業世帯	.2102325	5.352	0.000	.06780972
扶養者数	.0245473	1.471	0.141	.00791765
健康な同居老人	.145957	3.389	0.001	.0470779
未子年齢	.0262809	2.644	0.008	.00847682
6歳未満子供数	-.1210897	-3.829	0.000	-.03905703
子供の健康状態	-.047028	-1.597	0.110	-.01516871
0歳児定員率	-1.069918	-0.932	0.351	-.34509803
定数項	-3.795475	-12.764	0.000	
$\rho$	-.0016898	-3.12	0.055	

注) 対数尤度は-5485.5331, 疑似R<sup>2</sup>は0.9196である。推定には、都道府県ダミーと年ダミーが加えられている。表2の注を参照。

tionの程度を示している $\rho$ はいずれの場合でもほぼ同じ値で有意である。これは、sample selectionが重要であり、それを無視した推定は大きなバイアスを生じさせることを強く示唆している。

さて、福祉サービスの係数は表5においては保育園定員率が正で有意、早朝保育実施率、夜間保育実施率、0歳児定員率は負で有意、早期保育実施率は正であるものの有意ではない。これはかなり大きな就業促進効果であると考えられる。他方、早朝保育実施率、0歳児定員率は負で有意であるが、多重共線性を考慮した個別の推定では全て有意ではない。つまり、表5での負で有意であるという結果は、保育園定員率が同じであれば早朝、夜間、0歳児保育が就業を抑制的であることを意味しているに過ぎない。

その影響の大きさをマージナル効果で測ってみると、保育園定員率が1%増加すると、就業率は0.7%ポイント増加することを意味しており、非常に強い影響力を持っている。ただし、この0.7%ポイントというのはあくまでも就業率で除したもの(11)式における $\hat{S}_{j,i}$ が1%増加した

表 10 推定結果

	推定値	t値	確率値	マージナル効果
年齢	.0231482	12.250	0.000	.00746652
健康状態	.0225216	0.841	0.401	.0072644
就業率	.6814796	5.591	0.000	.21981313
賃金(対数値)	1.15048	15.975	0.000	.3710905
他の所得(対数値)	-.2093233	-9.140	0.000	-.0675178
純金融資産	5.42 e-06	0.451	0.652	1.747 e-06
持ち家豊数	.0006412	1.681	0.093	.00020683
同居無業者	-1.042282	-20.440	0.000	-.33619086
自営業世帯	.2087462	5.310	0.000	.06733166
扶養者数	.0246986	1.482	0.138	.0079666
健康な同居老人	.1459804	3.383	0.001	.04708638
末子年齢	.0262773	2.643	0.008	.00847582
6歳未満子供数	-.1212267	-3.833	0.000	-.03910201
子供の健康状態	-.0468639	-1.594	0.111	-.01511607
早期保育実施率	-.5900551	-0.362	0.718	-.1903239
定数項	-3.819159	-12.711	0.000	
$\rho$	-.0017089	-3.15	0.052	

注) 対数尤度は-5486.9313, 疑似R<sup>2</sup>は0.9195である。推定には, 都道府県ダミーと年ダミーが加えられている。表2の注を参照。

場合の効果であり, 政策的な整備目標となる児童福祉サービスの供給量である, 就業率で除する前の  $S_{j,t}$  が1%増加した場合の効果を示しているのではない。 $S_{j,t}$  が1%増加した場合の効果は, それによって就業率が増加するので,  $\hat{S}_{j,t}$  は1%以下しか増加しない。その影響を表5の推定結果を用いて, 児童福祉政策の供給量以外を平均値で固定し, 児童福祉政策の供給量(就業率で除していないもの)が10%から100%(倍増)した場合の就業率の変化を示しているのが表11の第2列である。これによると, 倍増の場合, 0.1%では約5%ポイント増の48.77%にまで就業確率は増加する。弾力性になると0.05である。これが量的に大きな効果であるかどうかは議論が残るところである。第2列は, 保育園定員率(ただし, 就業率で除する前の政策的に整備される定員)のみが増加し, 保育園定員率以外の児童福祉政策は就業率で除したものを一定, つまり就業率の上昇に応じて同じペースで整備されるとする場合における就業率を100%(倍増)まで示している。こちらの方が効果は大きく, 倍増の場合約10%ポイント増の53.99%にまで就業確率は増加する。弾力

表 11 政策シミュレーション

	児童福祉政策	全て	保育園定員率のみ
現状		0.4345	0.4333
10%の増加		0.4397	0.4454
20%の増加		0.4450	0.4568
30%の増加		0.4502	0.4677
40%の増加		0.4556	0.4785
50%の増加		0.4609	0.4891
60%の増加		0.4663	0.4995
70%の増加		0.4717	0.5098
80%の増加		0.4770	0.5200
90%の増加		0.4824	0.5300
100%の増加		0.4877	0.5399

注) この表における「全て」欄は, 表5の推定値に基づいて, 全ての児童福祉政策(ただし, 就業率で除する前の政策的に整備される定員等)が増加した場合における就業率を100%(倍増)まで示している。また, 「保育園定員率のみ」欄は, 表6の推定値に基づいて, 保育園定員率(ただし, 就業率で除する前の政策的に整備される定員)が増加した場合における就業率を100%(倍増)まで示している。

性になると0.1である。これらの数値が整備にかかる費用と勘案して十分に大きい効果であるかどうかについては議論が残るであろう。

## V おわりに

本稿では, 児童福祉サービスがその同居女性の就業に与える影響を考察した。その結果, 保育所の充実には保育園定員率と定義すると就業促進的であるが, 早朝保育実施率, 夜間保育実施率, 0歳児定員率, 早期保育実施率は頑健な傾向を持たない。これを過去の研究との比較において評価してみると, 医療経済研究機構(1996)とは保育園定員率が就業促進的であることは同じであるが, 他の保育サービスの質的内容の就業促進効果は確認されなかった。また, 社会保障の経済分析研究会(1997a)との比較では, 基本的にはほぼ同じデータを用いながらも, 保育園定員率に関しては符号的に全く逆であるが, 共に有意な結果を得ている。これは社会保障の経済分析研究会(1997a)が出産によるsample selectionの影響を除去していなかったためによるものであると判断される。その意味で, 本稿は社会保障の経済分析研究会

(1997 a) よりも信頼性の高い研究であると言えよう<sup>1)</sup>。

本来ならば、都道府県レベルの福祉サービスではなく市区町村レベルでの福祉サービスの効果を分析、議論する方がより有効であることは明らかである。しかし、残念ながら国民生活基礎調査には個票においても市区町村の別はその記載がないのでこれを用いて分析することはできない。市区町村の別の記載と家族構成、そしてその就業状態を調べている調査ということになると国勢調査ということになるが、研究のために利用することはできない。今後は、国勢調査並の広範囲性と、それをはるかに凌ぐきめ細かい調査に基づく大規模な実証分析が望まれる。

#### 付 記

本稿は(財)医療経済研究機構の「経済と社会保障に関する研究」委員会(代表:本間正明大阪大学副学長)における研究成果の一環であり、『国民生活基礎調査』の個票使用は、同委員会における目的外使用(1998年8月18日、総務庁告示第128号)によるものである。同委員会のメンバーとの活発な議論が本稿を作成するのに非常に有益であったことを感謝する。言うまでもなく本稿は著者の個人的な意見であり、研究会全体としての意見ではない。最後に、松本和子さんから研究補助を頂いたことを感謝する。

(平成11年4月投稿受理)

#### 注

- 1) 民間サービスとは、家政婦、ベビーシッター、ベビーホテルなど純粋の民間企業によるサービスである。企業の福利厚生とは、勤務時間短縮制度、産休・育児休業制度、事業所内託児所、育児手当、妊産婦の健康管理措置等である。家庭環境とは、夫の家事・育児協力、親の育児協力、夫の労働時間、経済状況の相違である。地域特性とは価値観(男女役割分担意識)、同居率、産業構造などである。
- 2) その他にマクロデータを用いて、政府の補助金を受けている保育サービスを利用している子供の割合が低い国ほど女性の雇用就業率も低いことがJoshi and Davies (1992)では確認されている。また、保育サービスの供給サイドの分析

には、Goodman (1995)、Powell and Cosgrove (1992)がある。

- 3) 出産の意思決定に関しては原理的には未婚あるいは無配偶の女性に関しても同様に取り扱うべきであるが、そこには当然に結婚の意思決定というもう一段階の意思決定が加わる。しかし、少なくとも日本においては、そのような場合はごく希であること、また、未婚あるいは無配偶の女性と有配偶の女性では出産の意思決定のあり方にかなりの違いがあるであろうと予想されることから、本稿においては有配偶の女性に分析を集中させることにする。未婚あるいは無配偶の女性の出産行動あるいは結婚の意思決定は今後の課題とした。
- 4) これは必ずしも両者の意思決定が独立であることを意味しない。むしろ、出産の意思決定は、就業選択に影響を及ぼしうるが、逆はないという意味でのrecursiveな同時決定を持っている。
- 5) ここのような繰り返しの方法以外にも、都道府県単位での平均的な就業率で $S_{j,t}$ で除したものをを用いることが考えられる。しかし、平均的な就業率 $S_{j,t}$ は(2)式に攪乱項 $\varepsilon_{i,j,k,t}$ が加えられた、 $\sum_k \sum_i \Phi(\beta_x X_{i,j,k,t} + \beta_s S_{i,t} + \varepsilon_{i,j,k,t})$ に他ならない。これで $S_{j,t}$ で除したものを(6)式の推定に用いると、構造上(6)式の攪乱項と相関を持つ。これは、推定結果にバイアスをもたらし、正確に児童福祉サービスの影響を測ることはできないので、推定方法として適切ではない。
- 6) 子供を持たない女性を既婚者のみに限定するのは、そこにまた結婚という意思決定を介在させることになるので、それによるsample selection biasを生じさせる恐れがある。特に、経済と社会保障に関する研究会(1998b)は、結婚の意思決定が必ずしもランダムではなく、就業状態等に強く影響を受けているという結果を得ているので、このsample selection biasの可能性を強く示唆している。もしその影響が強ければ、本稿の推定方法は望ましいものではなく、明示的にまず結婚の意思決定によるbiasを考慮に入れた推定方法が必要である。
- 7) ただし、未加入者と第1号被保険者の差に関しては、職業の差ではなく公的年金に加入しているか否かの差であると考えられる。
- 8) ここで取り上げた5種類の児童福祉サービスを示す変数を全て推定式に加えると、変数間で多重共線性が生じる可能性があるため、これらの変数を個別に加えた推定も行った。児童福祉サービスの推定結果はそれぞれ、「保育園定員率」0.2572614 (0.246), 「早朝保育実施率」-0.2948409 (-0.254), 「夜間保育実施率」-19.15431 (-1.059), 「0歳児定員率」3.772349 (0.787), 「早期保育実施率」6.435631 (1.417)である(ただし、( )内はt値)。何れ

も出産に有意な影響を与えないという結果が示されている。

- 9) 就業率で補整していない児童福祉サービスの変数を用いた推定の結果は、「保育園定員率」 $-0.4068821$  ( $-0.247$ ), 「早朝保育実施率」 $-0.3107423$  ( $-0.207$ ), 「夜間保育実施率」 $-4.308718$  ( $-0.202$ ), 「0歳児定員率」 $8.617389$  ( $0.770$ ), 「早期保育実施率」 $-2.636413$  ( $-0.251$ )である(ただし, ( )内は $t$ 値)。これを表5に示している現実の制度を考慮し就業率で補正した変数を用いた結果と比較すると, 表5では「早期保育実施率」が有意であったのに対し, 児童福祉サービスは全て有意に影響しないという結果になる。
- 10) 5種類の児童福祉サービスを示す変数間の相関をみると, 「0歳児定員率」と「早期保育実施率」の相関が最も高く, その相関係数は $0.9588$ である。他方, 「保育園定員率」と「夜間保育実施率」の相関が最も低く, その相関係数は $0.3290$ である。
- 11) 実際本稿のデータを用いて社会保障の経済分析研究会(1997a)と同様の推定を行えば, 同様の結果を得ることが確認されている。

#### 参考文献

- Barro, Robert J. and Gary S. Becker (1989), "Fertility Choice in a Model of Economic Growth," *Econometrica*, Vol. 57, No. 2, 481-501.
- Becker, Gary S. and Robert J. Barro (1988), "A Reformulation of the Economic Theory of Fertility," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 103, Issue 1, 1-25.
- Berger, M. C. and D. A. Black (1992), "Child Care Subsidies Quality of Care, and the Labor Supply of Low-Income, Single Mothers," *Review of Economics and Statistics*, vol. 74, no. 4, pp. 635-642.
- Blau, D. M. and P. K. Robins (1988), "Child-Care Costs and Family Labor Supply," *Review of Economics and Statistics*, vol. 70, no. 3, pp. 374-381.
- Cleveland, G., M. Gunderson, and D. Hyatt (1996), "Child Care Costs and the Employment Decision of Women: Canadian Evidence," *Canadian Journal of Economics*, vol. 29, pp. 132-151.
- Goodman, W. (1995), "Boom in Day Care Industry the Result of Many Social Changes," *Monthly Labor Review*, pp. 3-12.
- Gustafsson, S. and F. Stafford (1992), "Child Care Subsidies and Labor Supply in Sweden," *Journal of Human Resources*, vol. 27, no. 1, pp. 204-230.
- Heckman, J. (1976), "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables," *Annals of Economics and Social Measurement*, vol. 5, pp. 475-492.
- Joshi, H. and H. Davies (1992), "Day Care in Europe and Mother's Forgone Earnings," *International Labour Review*, vol. 132, pp. 561-579.
- Michalopoulos, C., P. K. Robins and I. Garfinkel (1992), "A Structural Model of Labor Supply and Child Care Demand," *Journal of Human Resources*, vol. 27, no. 1, pp. 166-203.
- Powell, I. and J. Cosgrove (1992), "Quality and Cost in Early Childhood Education," *Journal of Human Resources*, vol. 27, no. 3, pp. 472-484.
- Powell, L. M. (1997), "The Impact of Child Cost on the Labor Supply of Married Mothers: Evidence from Canada," *Canadian Journal of Economics*, vol. 30, pp. 577-594.
- Ribar, D. C. (1992), "Child Care and the Labor Supply of Married Women," *Journal of Human Resources*, vol. 27, no. 1, pp. 134-165.
- (1995), "A Structural Model of Child Care and the Labor Supply of Married Women," *Journal of Labor Economics*, vol. 13, no. 3, pp. 558-597.
- 医療経済研究機構(1996), 「福祉充実の経済的効果に関する研究報告書」。
- 経済と社会保障に関する研究会(1998a), 「介護場所の選択と介護者の就業選択」, 『経済と社会保障に関する研究報告書別冊』, 医療経済研究機構。
- (1998b), 「企業における福利厚生女性の結婚へ与える影響」, 『経済と社会保障に関する研究報告書別冊』, 医療経済研究機構。
- 社会保障の経済分析研究会(1997a), 「児童福祉政策が女性の就業に与える影響」, 『高齢社会における社会保障の経済分析研究報告書』, (財)長寿社会開発センター委託事業。
- (1997b), 「新ゴールドプランによる労働創出効果に関する研究」, 『高齢社会における社会保障の経済分析研究報告書』, (財)長寿社会開発センター委託事業。
- 滋野由紀子・大日康史(1997), 「女性の結婚選択と就業選択に関する一考察」, 『家計経済研究』, no. 36, pp. 61-71。
- (1998), 「育児休業制度が女性の結婚と就業継続に及ぼす効果」, 『日本労働研究雑誌』, No. 9, pp. 39-49。
- 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1号。
- 永瀬伸子(1997), 「既婚女性の就業と保育政策」, 『労働市場研究会報告書』。

西村和雄 (1992), 「内生的出生率と動学モデル」,  
『季刊社会保障研究』第 28 卷第 3 号, pp. 246-251。  
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』, 第 9 章。

(しげの・ゆきこ 大阪市立大学助教授)  
(おおくさ・やすし 大阪大学助教授)