

母親の就業に及ぼす保育費用の影響

大石 亜希子

I はじめに

大量の待機児童の存在に対応して平成14年度には政府が「待機児童ゼロ作戦」を開始するなど、保育の問題は今日、国民および政策立案者の大きな関心事となっている。それにもかかわらず、保育にまつわる基本的な実情が十分に知られているとは言い難い状況も存在する。たとえば、認可保育所の運営には多額の補助金が投入されているが、そうした補助金の便益を享受しているのはどのような世帯なのだろうか。認可保育所を利用している世帯の母親の就労状況はどうなっているのだろうか。さらに、保育料は母親の就労にどのような影響を及ぼしているのだろうか。これらの疑問に回答を与えるような研究は、これまでわずかしが行われてこなかった。本稿の目的は、認可保育所の保育サービスという現物給付が子どもを持つ世帯間にどのように分配されているか、その現状を明らかにした上で、保育料が就学前児童の母親の労働供給に及ぼす影響を実証的に把握することにある。

標準的な経済理論に従えば、母親の労働供給と保育需要は、保育費用の影響を受けると考えられる。米国ではこの問題について膨大な実証研究の蓄積があり、そのほとんどで高い保育費用が母親の就労を抑制する効果をもつことが報告されている。ただし推定された価格弾力性はおしなべて小さい¹⁾。一方、日本では保育費用を説明変数として明示的に含めた実証研究は少ない。その上、これまで行われた研究では、データの制約から個々

の世帯が直面する保育費用でなく、県別の代表的な保育料が用いられており、分析結果では保育費用が母親の労働力供給に及ぼす影響がプラスであったり有意でなかったりすることが多かった²⁾。

そこで本稿では、「平成10年国民生活基礎調査」(厚生労働省)の個票を用いて、保育費用が就学前児童を持つ母親の就業に及ぼす影響を把握する。本稿の特色は、サンプル・セレクション・バイアスに配慮しながら各世帯の母親が直面する市場賃金や保育料を個別に推計している点にある。さらに、推計結果に基づき、保育料の引き上げ(引き下げ)などの政策変更が母親の就業率に及ぼす影響をシミュレーションし、分配的な観点から政策的インプリケーションを考察する。

本稿の構成は以下の通りである。IIでは、就学前児童の保育状況と認可保育所を利用している世帯の特徴を把握する。IIIでは、日本の既存研究をサーベイし、実証分析の枠組みを提示する。IVは推定結果であり、母親の就業に及ぼす保育費用の影響が価格弾力性として計測される。Vでは推定結果に基づき、政策シミュレーションを行う。VIは、全体のまとめと考察である。

II 認可保育所利用世帯の現状

使用するデータは、「平成10年国民生活基礎調査」(厚生労働省)の個票である。平成10年は、3年ごとの大規模調査年にあたるため調査客体数が28万世帯と大きく、かつ、それまでの大規模調査年の調査項目に加えて新たに「乳幼児の日中の保育状況」が調査されている³⁾。なお、ここで

の「乳幼児」とは小学校就学前の子どものことである。本稿では、就学前の子どもがいる世帯で子どもの父母がそろっている3,781世帯を分析の対象とする⁴⁾。はじめに、日中の保育状況からみていこう。

1 就学前児童の保育状況

表1は、乳幼児の日中の保育状況を、末子の年齢別・母親の就業状況別に示したものである。集計対象とした3,781世帯において、1,270世帯(34%)の母親は就業しており、そのうち900世帯(24%)の母親は雇用者として働いている。働く母親の45%は、子どもの日中の保育に認可保育所を利用しており、認可外保育施設を利用しているのは5%にすぎない。このように日本の保育においては、認可保育所が大きな位置を占めている。また、働く母親がいる世帯では子どもの保育に祖父母の果たす役割が大きく、特に0歳児の場合は34%が祖父母の保育を受けている。認可保育所の半数弱(45%)は0歳児保育を実施していないため⁵⁾、それに代わる保育手段として祖父母の協力を得ることが広範に行われているのだと見

られる。

母親が就業していない世帯では、日中も親が子どもの世話をしている場合が大半(68%)で、特に子どもが3歳未満の場合は9割近くを親が占めている。子どもが3歳以上になると幼稚園のシェアが大幅に高まり、5~6歳に達すると62%が幼稚園で保育を受けている⁶⁾。

2 認可保育所利用世帯の所得水準

表2は就学前児童のいる世帯の所得状況を保育状況別に示している。認可保育所を利用している世帯の所得水準は、世帯規模を調整すると他の世帯よりも低い傾向にある。その等価尺度調整済み世帯所得の平均は223万円で、親が子どもの世話をしている世帯(223万円)と一見、差がない半面、中位数は196万円(同、204万円)で、低い所得階層により多くの世帯が分布していることがわかる。明らかに高所得なのは、認可外保育施設を利用している世帯と幼稚園を利用している世帯である。等価尺度調整済み世帯所得の中位数はともに228万円前後で、就学前児童がいる世帯全体の的中位数(206万円)より20万円以上高い。

表1 末子の年齢、母親の就業状況別、乳幼児の日中の保育状況

N=3,781

母親の就業状況, 日中の保育状況	年齢計	末子の年齢					
		0	1	2	3	4	5-6
就業している母親 計(N=1,270)	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
親	12.9	40.1	17.7	14.4	9.5	2.2	2.6
祖父母	15.5	34.3	31.0	22.5	9.5	3.9	1.5
認可保育所	44.6	16.9	37.4	47.1	57.8	51.8	49.8
認可外保育施設	4.9	4.1	6.9	10.2	2.8	3.9	2.6
幼稚園	15.4	0.0	0.0	0.0	17.1	29.8	34.2
その他	1.8	1.2	3.9	2.1	1.9	1.3	0.7
不詳	4.8	3.5	3.0	3.7	1.4	7.0	8.6
就業していない母親 計(N=2,511)	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
親	68.3	89.7	86.4	84.8	54.0	24.5	20.3
祖父母	5.8	8.8	7.5	7.2	3.7	0.7	1.4
認可保育所	7.2	0.7	4.0	5.6	14.1	14.7	14.4
認可外保育施設	0.7	0.0	1.0	0.9	0.6	1.5	0.7
幼稚園	16.9	0.0	0.0	0.0	26.1	58.2	61.9
その他	0.8	0.7	0.9	1.3	0.9	0.4	0.3
不詳	0.3	0.2	0.2	0.2	0.6	0.0	1.0

出所) 「平成10年国民生活基礎調査」から筆者計算。

表2 日中の保育状況別、年間所得状況

日中の保育状況		世帯所得	世帯所得(等価尺度調整済み)*	父親の所得	母親の所得
総数	中位数	590	206	480	0
	平均	678 (461.7)	230 (142.7)	496 (324.3)	70 (151.5)
親	中位数	540	204	490	0
	平均	630 (437.2)	223 (125.7)	510 (281.7)	29 (97.0)
祖父母	中位数	712	206	432	0
	平均	802 (525.2)	231 (140.9)	430 (271.1)	108 (163.3)
認可保育所	中位数	600	196	410	80
	平均	679 (453.9)	223 (156.3)	407 (304.4)	145 (190.0)
認可外保育施設	中位数	657	228	446	63
	平均	720 (508.8)	254 (161.1)	488 (373.5)	157 (250.0)
幼稚園	中位数	642	227	573	0
	平均	736 (470.7)	252 (164.2)	605 (430.9)	58 (149.5)

注) カッコ内は標準誤差。等価尺度調整済み世帯所得は、世帯所得を以下の等価尺度(EQV)で除して算出。EQV=1+0.7×(18歳以上世帯員数-1)+0.5×(18歳未満世帯員数)。

出所)「平成10年国民生活基礎調査」から筆者計算。

父親と母親の所得をみると、保育状況による違いがますます顕著になる。父親の所得が最も低いのは認可保育所を利用している世帯で、最も高いのは幼稚園を利用している世帯である。両者の間には平均して約200万円の所得格差が存在する。それにもかかわらず、世帯所得や等価尺度調整済み世帯所得でみた両者の格差が数十万円にとどまっているのは、母親の貢献によるところが大きい。日中の主な保育を親や祖父母、幼稚園が担っている世帯では、母親の所得の中位数がゼロであることにみられるように、半数以上の世帯で母親は就業していない。その一方で、認可保育所や認可外保育施設を利用している世帯の母親は、平均して150万円前後の所得がある。ただし分散が大きく、母親の所得の中位数は認可保育所利用世帯が80万円、認可外保育施設利用世帯が63万円というように、大半は低所得にとどまっている。

3 母親の所得税・社会保険料拠出状況

働く母親たちがこのように低所得である理由のひとつには、就業している母親の約3割が自営業者で、その多くが無給の家族従業者として働いており、自分自身の収入がないことがある^{7,8)}。雇員者である場合にも、所得税の非課税限度額を超えないような働き方が広く行われているため、個人として所得税や社会保険料を拠出している母親は多くない(表3)。そのため、認可保育所を利用している母親のうち、所得税を拠出している者は31%、社会保険料を拠出している者は37%にとどまっている⁹⁾。ただし、認可保育所利用者だけが目立って拠出割合が低いというわけではない。就学前児童のいる世帯の母親のうち、所得がある者に限ると、所得税を拠出している割合は保育状況に関わりなく5割前後である。すなわち、母親たちの就業がより多くの税収や社会保険料収入に結びつかない原因は、保育状況にあるのではなく、雇用環境や制度にあることが示唆される¹⁰⁾。

表3 保育状況別にみた母親の所得税・社会保険料拠出状況

					(%)
日中の保育状況	総数	親・祖父母	認可保育所	認可外保育施設	幼稚園
所得なし	67.4	79.6	33.1	38.8	73.7
所得あり	32.6	20.4	66.9	61.3	26.3
所得税拠出あり	16.3	10.7	31.2	38.8	11.9
社会保険料拠出あり	18.4	12.1	36.5	41.3	12.7
総数	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

出所) 「平成10年国民生活基礎調査」から筆者計算。

III 実証分析の枠組み

1 先行研究の展望

冒頭で述べたように、アメリカでは保育費用が保育需要や母親の労働供給に及ぼす影響について多数の実証研究が蓄積されている。それらの詳細なサーベイはBlau(2001)に譲り、ここでは日本における先行研究を取り上げる。

駒村(1996)は、都道府県別の集計データを利用して保育需要関数と女性労働供給関数を同時方程式体系で推定している。保育需要の説明変数である保育料は、保育需要を通じて女性の労働供給に影響するようになっており、具体的には都道府県の県庁所在地で第9所得階層に適用される3歳未満児保育料が使用されている¹¹⁾。推定された保育需要(保育所入所率)の価格弾力性は-2.6とかなり大きい。これを踏襲した新美(2002)の分析では、価格弾力性は-3.5から-4.3と駒村(1996)よりさらに大きくなっている。その半面、第9所得階層よりも所得水準の低い世帯に適用される第4所得階層の3歳未満児保育料を使用した推定では、保育料が保育需要に及ぼす影響は有意でなくなり、女性就業に与える効果も観察されない。一方、第9所得階層の0歳児保育料と5歳児保育料の2通りの保育料を用いて既婚女性の労働力率を推定した永瀬(2003)では、25~29歳の既婚女性労働力率に対する0歳児保育料の負の影響だけが有意に観察され、0歳児より安価な5歳児保育料を使用した場合や、30歳代女性の労働力

率については、有意な結果は得られていない。

一方、森田(2002)は「女性の就労と子育てに関する調査」のデータを利用して女性の就業選択に及ぼす保育サービスや保育費用の影響を分析している。ここでは保育費用として国基準に対する各自治体の保育料徴収率を用いているが、推定では保育料が高いほど就業確率が高まるなど、理論と逆の結果となっている。

このように、県あるいは自治体レベルの代表的な保育料を使用した先行研究では、保育費用の労働供給への影響が明らかでない。そこで本稿では、「平成10年国民生活基礎調査」の個票を使用し、各世帯が直面する保育料を推計して母親の就業に与える影響を検証する。

2 保育料の算出方法

認可保育所の保育料は、応能負担の原則から、国の保育所徴収金基準額表に基づいて対象となる子どもの扶養義務者に対する住民税・所得税の課税状況や子どもの年齢、きょうだい数などを考慮して各自治体が決定している。従来は、住民税や所得税額に応じて10の所得階層に分けられていたが、平成10年度からは7階層に簡素化された¹²⁾。保育料は子どもの年齢が上がるほど安くなる傾向にあり、2人以上の子どもを保育所に預けている場合は、所得階層に応じて年長あるいは年少の子ども保育料を半額程度に軽減する措置が設けられている。また、多くの自治体では世帯の負担を軽減する趣旨で国基準より低い保育料しか徴収していない。国の徴収金基準額に対する各自

治体の実際の徴収割合(徴収率)は地域間格差が大きく、最も低い東京の徴収率は国基準の35~40%程度である。

ところで「平成10年国民生活基礎調査」では、乳幼児の日中の保育状況として、認可保育所を利用しているかどうかは把握できるが、利用世帯がどれだけの保育料を負担しているかは不明である。そこで認可保育所を利用している雇用者世帯について、同調査の個票から得られる住民税・所得税の抛出の有無と税額、子どもの人数と年齢の情報をもとに、『保育白書1997年版』(保育研究所)所載の各都道府県の県庁所在地における保育所徴収金基準額表を参照して各世帯の保育料を算出した¹³⁾。情報に欠値がなく、保育料が算出可能だったサンプルは540世帯である。こうして得られた保育料は、子ども1人当たりで月額0円(保育料免除)から6万1,500円までの幅があり、平均は2万1,904円であった。

3 推定モデル

幼い子どもをもつ母親の労働供給(L^*)は、賃金(W^*)と保育費用(P^*)、その他の要因(X_i)によって決定されると考える。ここで L^* は、母親にとって、就業する場合の効用から就業しない場合の効用を差し引いた値であり、それが観測される変数のベクトルで説明される部分と誤差項 η の和で与えられるとする。さらに、就業する場合を1、就業しない場合を0とする離散変数 L があるとしよう。母親の労働供給は以下のように定式化することができる。

$$\begin{aligned} L^* &= a_1 \ln W^* + a_2 P^* + a_3 X_i + \eta, \\ L &= 1 \text{ if } L^* > 0, \\ L &= 0 \text{ otherwise} \end{aligned} \quad (1)$$

問題は、母親が就業している場合だけ賃金(W^*)が観察可能ということである。同じく保育費用(P^*)も、前述したように母親が就業しており、かつ、認可保育所に子どもを預けている場合だけ「国民生活基礎調査」から算出可能である。したがって、次のような方法で推定する。

まず賃金関数を以下のように定義する。

$$\ln W^* = X_w \beta + U_w \quad (2)$$

つぎに、各世帯が認可保育所に子どもを預ける際に直面する保育料は、

$$P^* = X_p \gamma + U_p, \quad U_p \sim N(0, \sigma_p^2) \quad (3)$$

と定義できるものとする。就業している母親については賃金が観察可能なので(2)式を推定することができるが、就業していない母親についてはその賃金は観察不能である。このことは、 W を母親の賃金の観察値、0は観察不能を意味するとして、

$$\begin{aligned} W &= W^* & \text{if } W^* > 0 \\ W &= 0 & \text{if } W^* = 0 \end{aligned} \quad (4)$$

と書き表すことができる。ここで(1)、(2)、(4)式からなるモデルはType II Tobit Model (Amemiya, 1985)となっているため、Heckman (1976)の2段階推定法により賃金関数を推定する。

保育料についても同様に、 P をその世帯に課される保育料の観察値、0は観察不能を意味するとすれば、

$$\begin{aligned} P &= P^* & \text{if } P^* > 0 \text{ and } L^* > 0 \\ P &= 0 & \text{otherwise} \end{aligned} \quad (5)$$

と表現される。保育料関数を推定するために、(3)式を以下のように書き換える。

$$\begin{aligned} E[P^* | P > 0] &= X_p \gamma \\ &+ E(U_p | U_k > -Z\theta, U_p > -X_p \gamma) \end{aligned} \quad (6)$$

ただし $I^* = Z\theta + U_k$ は母親の就業決定関数の誘導型で、 Z には X_i, X_w, X_p として使用される説明変数が全て含まれている。 U_p, U_k が二変量正規分布に従うと仮定すると、(6)式の第2項に該当するセレクション項は、

$$E(U_p | U_k > -Z\theta, U_p > -X_p \gamma) = \sigma_p \lambda \quad (7)$$

ただし

$$\begin{aligned} \lambda &= \frac{\phi\left(\frac{X_p \gamma}{\sigma_p}\right) \Phi\left(\frac{\left(\frac{Z\theta}{\sigma_k}\right) - \rho\left(\frac{X_p \gamma}{\sigma_p}\right)}{(1-\rho^2)^{1/2}}\right)}{F(X_p \gamma, Z\theta, \rho)} \\ &+ \frac{\rho \phi\left(\frac{Z\theta}{\sigma_k}\right) \Phi\left(\frac{\left(\frac{X_p \gamma}{\sigma_p}\right) - \rho\left(\frac{Z\theta}{\sigma_k}\right)}{(1-\rho^2)^{1/2}}\right)}{F(X_p \gamma, Z\theta, \rho)}, \end{aligned}$$

$$F(X_p\gamma, Z\theta, \rho) \\ = \text{Prob}(U_k > -Z\theta, U_p > -X_p\gamma), \\ \rho \text{ は } U_k, U_p \text{ の相関係数}$$

として得られる¹⁴⁾。

具体的には、すべてのサンプルを使用して母親の就業・不就業状態と保育料支払いの有無を被説明変数、 Z を説明変数とする誘導型の Bivariate Probit Model を推定し、そこで得られたパラメーターと ρ の推定値をもとに λ の推定量 $\hat{\lambda}$ を計算する。つぎに、前節で保育料が算出できた世帯だけを対象に $\hat{\lambda}$ を説明変数に含めて (3) 式を最小自乗法で推定する¹⁵⁾。

なお、賃金関数を推定する際の第1段階目の就業決定関数も、 Z を説明変数とした誘導型で推定する。

4 使用変数

賃金や保育料以外で母親の労働供給を左右するその他の要因 (X_i) の内容としては、都市規模、住居の状況、三世帯同居であるか否かを示すダミー変数、所得制約に影響する変数として世帯の純金融資産額と他の世帯員所得、子育て負担の大きさを示す変数として末子の年齢と就学前子ども数を用い、さらに、保育サービスへのアクセスの容易さを表す変数として保育所定員率を含める。ここでの定員率は、県別の就学前児童数に対する認可保育所在籍児童数の割合である。

市場賃金に影響する要因 X_w としては、年齢とその2乗項、都市規模、地域の労働力需給を示す変数として県別の有効求人倍率を用い、さらに、母親が加入している公的年金の種類を示すダミー変数を含める。公的年金の加入状況を説明変数に含めるのは、労働時間の差が年収にもたらす影響を除去するためである。本来は時間当たり賃金率(対数)を被説明変数として賃金関数を推定すべきところであるが、「国民生活基礎調査」では労働時間が調査されていないため、ここでは前年の雇用者所得(対数)を使用せざるを得ない¹⁶⁾。そのため、雇用者所得の高低が賃金の差を反映したものなのか、労働時間の差を反映したものなのか識別できないのである。

ところで、しばしば指摘されていることであるが、サラリーマンの妻は所得税や社会保険料の賦課を避けるために労働時間を短くして第3号被保険者の地位にとどまる傾向がある¹⁷⁾。すなわち、既婚女性の公的年金上の地位は労働時間と密接な関連があるといえよう。これが公的年金の加入状況を雇用者所得関数の説明変数に含める理由である。なお、比較のために公的年金加入状況を説明変数に含めないモデルでの推定結果も代替的推定としてIVで示している。

保育料は、前述したように基本的には世帯所得と子どもの年齢、きょうだい数で決定される。しかしながら保育料の説明変数に世帯所得を用いると、母親の就業と内生性の問題が生じてしまう。これを避けるために、世帯所得から母親の所得を除いたものとその2乗項、末子の年齢、就学前子ども数、および自治体による保育料の格差を反映するために都道府県別の保育料徴収率を X_p で表される説明変数とする¹⁸⁾。

IV 推定結果

推定に使用したサンプルは、就学前児童がいる世帯で父母が揃っており、必要な変数について欠値がない3,417世帯の母親である。要約統計量は表4に示してある。

1 母親の賃金所得

賃金所得の推定結果は表5で示す通りである。主な発見としては、第1に、(国民年金の第1号被保険者を基準として)母親自身が厚生年金もしくは共済組合に加入(第2号被保険者)している場合には所得が明らかに高い。その反面、第3号被保険者(配偶者が厚生年金や共済組合の加入者)である場合には、所得は大幅に低い傾向にある。第2に、大都市に比べて郡部の母親は低所得である。第3に、有効求人倍率は所得に有意に正の効果をもっており、労働力需給が逼迫した地域では母親たちの所得が高い傾向にあることがわかる。最後に、代替的モデルによる推定では有効求人倍率以外の変数はいずれも所得に有意な影響を

表4 使用変数の要約統計

変数名	平均	標準偏差
母親の就業状況 (就業=1, 不就業=0)	0.356	0.479
推定保育料 (万円/月)	2.720	0.906
推定保育料 (万円/月)*	2.790	0.899
推定賃金所得 (万円/年)	94.830	86.906
推定賃金所得 (万円/年)*	113.832	21.792
年齢	32.143	4.846
都市規模 (基準: 大都市)		
15 万人以上	0.322	0.467
5 万人以上 15 万人未満	0.223	0.416
5 万人未満	0.055	0.227
郡部	0.212	0.409
公的年金加入状況 (基準: 国民年金第 1 号被保険者)		
厚生年金被保険者	0.127	0.333
共済組合組合員	0.049	0.216
配偶者が厚生年金の被保険者	0.525	0.499
配偶者が共済組合の組合員	0.090	0.286
加入していない	0.040	0.197
有効求人倍率	0.542	0.158
世帯の純金融資産額 (百万円)	-3.199	12.978
住居状況 (基準: 持ち家一戸建て)		
持ち家共同住宅	0.085	0.279
民間賃貸住宅	0.256	0.437
他の賃貸住宅	0.161	0.368
三世帯世帯	0.257	0.437
他の世帯員所得 (百万円)	5.938	3.290
末子の年齢 (基準: 0 歳)		
1 歳	0.212	0.409
2 歳	0.170	0.376
3 歳	0.145	0.352
4 歳	0.136	0.343
5~6 歳 (就学前)	0.146	0.353
就学前児童数	1.324	0.509
保育料徴収率 (国基準に対する%)	67.849	12.350
保育所定員率 (就学前児童数に対する%)	24.297	8.529

注) *印は代替的推定から計算した推定値。

及ぼしていない。すなわち、公的年金の加入状況を除外したモデルでは、母親たちの所得の差を十分に捉え切れていないことがわかる。

2 保育料

表6はサンプル・セレクション・バイアスを修正した最小自乗法による保育料の推定結果である¹⁹⁾。まず、母親の分を除いた世帯所得が高いほど保育料は有意に高くなる半面、その2乗項の係数は有意にマイナスであることから、増加幅は逓

減的であることがわかる。末子の年齢が0歳の場合を基準として、1歳、2歳では保育料に有意な差は出ないが、3歳を超えると大幅に保育料負担が軽くなることがわかる。また、子どもを2人以上預けると、1人につき月額1万2,000円程度、保育料負担は軽減される。徴収率が1%ポイント上昇するにつき保育料は270円増加する。したがって東京の場合は平均して1万6,000円強、国基準より保育料が低いことになる。

ここで得られた推計結果をもとに、現在、認可

表5 母親の賃金所得の推定結果

	基本推定		代替的推定	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年間賃金所得(対数)関数				
年齢	0.070	0.050	0.049	0.066
年齢2乗	-0.054	0.073	-0.022	0.098
都市規模(基準:大都市)				
15万人以上	-0.143*	0.076	-0.137	0.109
5万人以上15万人未満	-0.186**	0.079	-0.076	0.115
5万人未満	-0.157	0.125	0.126	0.171
郡部	-0.218***	0.074	-0.076	0.117
公的年金加入状況(基準:国民年金第1号被保険者)				
厚生年金被保険者	0.769***	0.079		
共済組合組合員	1.368***	0.084		
配偶者が厚生年金の被保険者	-0.605***	0.085		
配偶者が共済組合の組合員	-0.849***	0.180		
加入していない	-0.296	0.190		
有効求人倍率	0.328**	0.155	0.357*	0.215
定数項	2.844***	0.858	3.255***	1.142
就業決定関数				
年齢	0.173***	0.064	0.146***	0.051
年齢2乗	-0.219**	0.096	-0.191**	0.077
都市規模(基準:大都市)				
15万人以上	0.163*	0.097	0.105	0.079
5万人以上15万人未満	0.266***	0.102	0.210**	0.085
5万人未満	0.067	0.159	0.191	0.127
郡部	0.395***	0.108	0.379***	0.090
公的年金加入状況(基準:国民年金第1号被保険者)				
厚生年金被保険者	1.725***	0.098		
共済組合組合員	2.251***	0.172		
配偶者が厚生年金の被保険者	-0.578***	0.080		
配偶者が共済組合の組合員	-0.630***	0.131		
加入していない	-0.146	0.149		
有効求人倍率	0.011	0.213	0.011	0.174
世帯の純金融資産額	-0.001	0.003	0.000	0.002
住居状況(基準:持ち家一戸建て)				
持ち家共同住宅	0.201	0.123	0.115	0.099
民間賃貸住宅	0.066	0.091	-0.047	0.078
他の賃貸住宅	0.102	0.103	-0.160*	0.091
三世代世帯	0.172**	0.086	0.340***	0.069
他の世帯員所得	-0.129***	0.026	-0.175***	0.020
他の世帯員所得の2乗	0.006***	0.001	0.007***	0.001
末子の年齢(基準:0歳)				
1歳	-0.009	0.104	-0.038	0.086
2歳	0.144	0.104	0.073	0.087
3歳	0.461***	0.104	0.287***	0.090
4歳	0.501***	0.115	0.353***	0.098
5~6歳(就学前)	0.629***	0.116	0.446***	0.099
就学前児童数	0.070	0.068	-0.073	0.062
保育料徴収率	0.000	0.003	0.003	0.002
保育所定員率	0.018***	0.004	0.018***	0.003
逆Mills比	0.131***	0.047	0.295***	0.107
定数項	-4.676***	1.050	-3.654***	0.826
ρ (誤差項の相関係数)	0.195		0.313	
標本数	3417		3417	
対数尤度	-1967.492		-2836.017	

注) ***は1%, **は5%, *は10%水準で有意。

表6 保育料の推定結果

	基本推定		代替的推定	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
他の世帯員所得	3539.89***	476.07	3520.77***	502.05
他の世帯員所得の2乗	-119.28***	28.31	-116.82***	29.88
末子の年齢(基準:0歳)				
1歳	-3084.40	3384.19	-2702.58	3387.83
2歳	-1826.15	3449.24	-1046.48	3431.87
3歳	-11354.64***	3249.38	-10831.12***	3261.35
4歳	-15581.98***	3320.27	-15032.16***	3352.53
5~6歳(就学前)	-16121.20***	3279.41	-15680.59***	3291.30
就学前児童数	-12237.10***	1238.61	-12329.12***	1245.18
保育料徴収率	270.39***	34.19	271.76***	34.75
λ	3494.82*	1874.19	-263.35	1875.13
定数項	14606.29***	4348.16	14686.19***	4375.21
標本数	424		424	
決定係数	0.456		0.451	

注) ***は1%, **は5%, *は10%水準で有意。なお, λ は誘導型のBivariate Probit Modelから計算。

保育所を利用していない世帯についても, 母親が就業した場合に支払うであろう保育料を計算した。試算された保育料は, 月額平均2万7,200円で, 最高額は5万1,688円である。

3 母親の就業決定

前節までで得られた賃金所得と保育料の推定値を含めて, (1)式で表される母親の就業決定をProbit Modelで推定した結果が表7である。各説明変数の影響を比較するために, 推定結果は平均値で評価した限界効果で示してある。主な発見は, 以下の通りである。

第1に, 保育料は母親の就業確率を有意に引き下げる効果を持っている。保育料に対する母親の就業確率の弾力性は, 平均値まわりで評価すると基本推定で-0.63, 代替的推定で-0.85となる。先行研究では, 保育料の影響がプラスであったり, 有意でなかったりするケースが多かったが, 本稿では理論から予想される通りの結果が得られた。

第2に, 母親の推定賃金所得の係数は有意にプラスであり, 就業した場合に得られる所得が高いほど就業確率は高まることがわかる。しかしながら, 基本推定と比較して, 代替的推定での賃金所得の影響力はかなり小さい。公的年金の加入状況は現在の就業状況と密接に関連していることから,

賃金所得の説明変数に公的年金加入状況を含めた基本推定では, 所得を通じて加入状況の影響を取り込みすぎているようである。その一方で, 賃金所得の変動を十分に捉え切れていない代替的推定では, 賃金が就業確率に及ぼす効果は過少に, 保育料の効果は過大になっている可能性がある。

第3に, 保育所定員率の効果は有意にプラスであり, 認可保育所の利用可能性が高まると母親の就業確率も上昇することが確認できる。

このほかの変数で母親の就業確率を高める要因となっているものとしては, 小都市や郡部に居住していること, 世帯の純金融資産が少ないこと, 賃貸住宅に住んでいること, 三世帯世帯であることがある。地方では待機児童もほとんど発生しておらず, 通勤事情も良いことから, 母親の就業は都市部よりも容易であるとみられる。また, 金融資産や住居で捉えられる実物資産の状況を考慮すると, 世帯の資産が少ないと母親の留保賃金が低下するのだと考えられる。三世帯同居が母親の就業確率を高める効果は, 過去の多くの研究成果と一致している。また, 末子の年齢が3歳以上になると母親の就業確率は高まる半面, 就学前の子どもの数が多いと就業確率は低下する傾向にある。

表7 就業決定関数の推定結果

	基本推定		代替的推定	
	限界効果	漸近的 t 値	限界効果	漸近的 t 値
母親の推定賃金所得 (対数)	0.642***	31.280	0.138**	2.500
推定保育料	-0.080***	-3.150	-0.104***	-4.640
都市規模 (基準: 大都市)				
15 万人以上	0.158***	4.990	0.071**	2.530
5 万人以上 15 万人未満	0.227***	6.410	0.097***	3.260
5 万人未満	0.226***	4.020	0.113**	2.510
郡部	0.351***	9.190	0.203***	6.330
世帯の純金融資産額	-0.002***	-2.870	-0.001*	-1.650
住居状況 (基準: 持ち家一戸建て)				
持ち家共同住宅	0.069	1.630	0.015	0.420
民間賃貸住宅	0.092***	2.920	0.010	0.370
他の賃貸住宅	0.108***	3.140	-0.046*	-1.660
三世帯世帯	0.175***	5.920	0.200***	7.730
他の世帯員所得	-0.006	-1.430	-0.010**	-2.460
末子の年齢 (基準: 0 歳)				
1 歳	0.021	0.600	-0.010	-0.350
2 歳	0.057	1.620	0.052*	1.730
3 歳	0.103**	2.180	0.042	1.050
4 歳	0.120**	2.180	0.057	1.170
5~6 歳 (就学前)	0.128**	2.290	0.071	1.420
就学前児童数	-0.059	-1.590	-0.142***	-4.260
保育所定員率	0.004***	3.600	0.006***	5.930
標本数	3417		3417	
対数尤度	-1358.8		-2008.0	
疑似決定係数	0.389		0.097	

注) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%水準で有意。

V シミュレーション

つぎに、保育政策の変更が母親の就業に及ぼす影響を分配的な観点から分析するために、表8に示すような3通りのシミュレーションを行った。ケース1は、保育所定員率がどの都道府県でも一律に10%ポイント上昇すると仮定している。ケース2は、各世帯が負担する保育料が無料になると仮定している。ケース3は、世帯所得に関わりなく月額保育料が一律6万円にされたらと仮定している。6万円という水準は、多くの自治体の保育料上限額を参考にしている²⁰⁾。なお、表の左半分に示された「世帯所得」階級は、対象とした世帯の実際の世帯所得に基づいている。母親が就労した場合に得られるであろう世帯所得で分けたも

のではないことに留意されたい。一方、表の右半分「推定賃金」階級は、母親が就労した場合に得られる賃金所得に基づく分類である。シミュレーション結果はすべて、IVのモデルから予測された就業率との乖離幅として示してある。

まず、ケース1では全体の就業率は2.7%ポイント上昇する。世帯所得が低いほど母親の就業率は高まるが、保育料を操作するケース2,3と比較すれば影響はおしなべて小さめで、世帯所得350万円未満の階層でも変化幅は3.4%ポイント程度である。厳密な比較は困難だが、複数年次の「国民生活基礎調査」の個票をプールして分析した滋野・大日(1999)のシミュレーションに本稿ケース1のような定員率引き上げを当てはめると、就業率は4.5%ポイント上昇するはずである²¹⁾。したがって、本稿における保育所定員率引き上げ

表8 シミュレーション結果

	合計	世帯所得				推定賃金所得			
		350万円未満	350～700万円未満	700～1,000万円未満	1,000万円以上	90万円未満	90～130万円未満	130～200万円未満	200万円以上
実際の就業率	0.356	0.367	0.279	0.396	0.551	0.182	0.509	0.928	0.995
基本推定									
標本数	3417	499	1690	742	486	2477	316	235	389
ケース1	0.027	0.034	0.028	0.025	0.023	0.029	0.041	0.024	0.009
ケース2	0.140	0.122	0.141	0.148	0.143	0.157	0.167	0.097	0.034
ケース3	-0.136	-0.214	-0.135	-0.112	-0.098	-0.125	-0.271	-0.173	-0.078
代替的推定									
標本数	3417	499	1690	742	486	2534	274	240	369
ケース1	0.058	0.061	0.057	0.057	0.057	0.057	0.059	0.061	0.059
ケース2	0.279	0.212	0.273	0.305	0.330	0.283	0.245	0.285	0.278
ケース3	-0.239	-0.319	-0.235	-0.218	-0.202	-0.228	-0.286	-0.268	-0.264

注) シミュレーション結果は、それぞれのモデルで推定された就業率からの乖離幅で表記。

の就業率に与える効果は、先行研究よりも控えめにできていることになる²²⁾。

保育料が無料になるケース2では、母親の就業率は全体で14%ポイントと、大幅に上昇し、とくに世帯所得700～1,000万円の階層の上昇幅は14.8%ポイントと大きい。その半面、世帯所得350万円未満の世帯では、就業率の上昇幅は12.2%ポイントとやや小さくなる。これは現在、高い保育料を支払っている高所得世帯のほうが、保育料無料政策による便益を多く得るからである。

保育料を一律6万円にするケース3では、全体の就業率は14%ポイント程度低下する。世帯所得階層別にみると、350万円未満の世帯では、母親の就業率は21.4%ポイントと大幅に低下するのに対し、1,000万円以上の世帯では、低下幅は9.8%ポイントにとどまり、所得水準による差が顕著である。このケースでは、応能負担の原則が撤廃されており、そうした状況では、低所得世帯の母親の多くは就業できないことを示している。

つぎに、母親の推定賃金所得階級別にそれぞれの改革の影響を検討しよう。表8の右半分で示されるように、保育政策の変更にも最も敏感に反応するのは、推定賃金所得が90～130万円の階層である。この階層の就業率は、保育所定員率が引き上げられると(ケース1)4.1%ポイント上昇し、保育料が無料になると(ケース2)16.7%ポイント

上昇する半面、保育料が6万円になると(ケース3)27.1%ポイント低下する。ケース3は年間で72万円の保育料を意味するので、90～130万円の推定賃金所得のほとんどが保育料として支出されることになる。他方、推定賃金所得が高い階層は、保育料に対する弾力性が小さく、とくに200万円を超える階層では保育料が月額6万円となっても就業率の低下幅は7.8%ポイントにとどまる。

さいごに、代替的推定では保育料に対する就業率の弾力性が大きいため、基本推定と比較して保育料変更の影響がいずれも大きく出ている。また、母親の推定賃金所得にあまり差がでないようなモデルであるため、所得階層による違いが小幅である。

このように、保育料が引き下げられると、いわゆる130万円の壁の範囲内での就業が増進され、税収や社会保険料収入の増加に結びつくことができない。また、高所得層ほど保育料減免額が大きくなる半面、家庭で育児している母親や認可外保育施設を利用している母親は何の便益も受けられないため、公平性の観点からも問題がある。他方、保育料の引き上げは逆進的な効果をもち、低所得世帯の母親の就業を抑制するので、子育て世帯間の所得格差拡大につながる恐れがある。

VI まとめと考察

本稿では「平成10年国民生活基礎調査」の個票を使用し、就学前児童のいる世帯を対象として、①認可保育所の保育サービスという現物給付の便益を受けている世帯の特徴および②認可保育所利用世帯の母親の就業実態を明らかにした上で、③保育料が母親の労働供給に及ぼす影響を分析した。主な発見をまとめると、以下のようになる。

第1に、働く母親の45%は就学前児童の日中の保育に認可保育所を利用しており、保育所が子育てと就業の両立に大きな役割を果たしている。第2に、就学前児童のいる世帯のなかでは、認可保育所利用世帯の父親の所得が平均して最も低い。母親の就業による所得がこれを補っているため、世帯所得ベースでの格差は縮小されている。第3に、働く母親たちの所得水準は、保育状況に関わらずおしなべて低く、認可保育所を利用する母親でも所得税を拠出している割合は4割以下にとどまっている。第4に、保育料は母親の就業に有意にマイナスの影響を及ぼしている。第5に、低賃金の母親の労働供給は高賃金の母親よりも保育料に弾力的であり、保育料が引き下げられると年収90～130万円程度の母親の就業が促進される一方、保育料が6万円まで引き上げられると低所得世帯の母親の就業率は大幅に低下する。

これらの分析結果から得られる政策的含意としては、第1に、女性の雇用環境や就労に影響する制度を見直す必要がある。資源配分の効率性の観点からは、認可保育所の保育サービスにまつわるコストと就労した場合に得られる収入とを比較して、後者が前者を上回る母親が働きに出ることが望ましい(浜田, 1983)。しかし、保育コストに見合うだけの税収増を生み出すには、保育所を利用する母親の所得が500～1,000万円に達する必要があるという推計もある(山重, 2002)。実際には、IIで明らかになったように、認可保育所を利用する母親の所得は平均で145万円、中位数で80万円に過ぎず、大半は所得税や社会保険料を拠出していない。さらに、こうした低所得は

認可保育所を利用する母親に限らず、就労する母親、既婚女性一般に観察される。このことは、低所得が人的資本の反映であるというよりも、制度的な要因によって既婚女性の労働供給や賃金が抑制されていることを強く示唆するものである。したがって、効率性を改善するには、女性の本格的な就業を阻害している制度的な要因を取り除くことが必要である。具体的には、サラリーマンの妻の年収や労働時間が一定範囲以内なら社会保険料負担なしに医療給付や年金給付が得られる現行の社会保障制度の見直し、雇用形態による差別のない同一労働同一賃金の推進を行うとともに、女性の継続就業を困難にして男性の家庭参加を阻害している長時間労働を見直すことなどが求められる。

政策的含意の第2としては、上記のような制度見直しと並行して、子育て世帯に対する包括的な施策を考案することが求められる。子どもは公共財的性格を持ち、その健全な発達は社会的便益の増進に役立つため、子育て世帯(とくに低所得の子育て世帯)に対して政府が支援を行うことは正当化できる。IIでみたように、現在の認可保育所の保育サービスは、低所得世帯の母親の就業を助け、子育て世帯間の所得格差を縮小しているという点では、一定の再分配効果を持っている。しかしながら、低所得であっても自ら子どもの世話をしている世帯はこうした再分配を受けられない一方で、所得に比して割安な保育料で認可保育所を利用する高所得世帯もいるなど、認可保育所という数量制約付きの現物給付による再分配は、子育て世帯間にさまざまな不公平を生んでいる。また、認可保育所の保育料が運営コストよりも割安に設定されているために需要の偏りが生じ、深刻な待機児童問題を生んでいる。子育て世帯への支援策として重要なものに児童手当があるが、その規模は保育と比較すれば小さく²⁹⁾、格差は正効果も非常に限定的である(阿部, 2003)。低所得の子育て世帯に対する再分配を行いつつ、認可保育所にまつわる問題に対処するには、保育サービスの供給拡大策をとると同時に、周・大石(2003)で提案されているように、保育料を市場均衡価格に近づける一方で児童手当を大幅に拡充し、それを所

得水準に対して逡減的に設計することが考えられる。その際に、質の高い保育を選択するインセンティブを内包させる方法として、拡充する児童手当の一部を保育の質にリンクさせたバウチャーで代替することも検討されてよいだろう (Blau, 2001, ブラウ, 2003)。

付 記

本稿で使用した個票データは厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「社会保障の改革動向に関する国際共同研究」(平成 11~13 年度)の「共同研究 3: 所得分配に関する国際比較研究」において目的外使用申請を行い、厚生労働省大臣官房統計情報部長の承認を得たものである(統発第 117 号, 平成 13 年 4 月 3 日)。本稿の作成にあたり同研究事業のメンバーおよび David Blau 教授, 岸智子氏, 滋野由紀子氏, 周燕飛氏から有益なコメントを頂戴した。また, 社会保障政策研究会, 「こどもプロジェクト」のワークショップ参加者各位に感謝申し上げる。

注

- 1) Blau (2000), Blau (2001) 参照。
- 2) 森田 (2002), 駒村 (1996), 新美 (2002) 参照。
- 3) 同様の項目は平成 13 年にも調査されており, そこでは新規に各世帯の保育費用も調査されている。
- 4) Michalopoulos, et al. (1992), Kimmel (1998), Anderson and Levine (2000) などにみられるようにシングル・マザーの分析は政策的にも重要な課題である。しかしながら, ①サンプル中における母子世帯が少ないこと, ②一般的に母子世帯は保育の必要度が高いと判断され, 認可保育所の入所選考において優先度が高い扱いを受けることが多いこと, ③本稿では比較的同質的なグループにおける価格弾力性を計測することが目的であること, などの理由により, 父母が揃っている世帯を対象を限定した。
- 5) 「平成 12 年社会福祉施設等調査」(厚生労働省)によると, 0 歳児が 1 人以上入所している保育所は公営保育所の 36.5%, 私営保育所の 78.8%, 保育所全体では 54.6% である。
- 6) 興味深いことに, 母親が就業していない世帯のうち, 認可保育所を利用している世帯が 7% 存在する。これは通念に反する現象であるが, 年齢別の内訳では大半が 3 歳以上児である。3 歳以上児については, 待機児童はほとんど発生して

いない上, 大都市圏以外の地域では定員割れを起こしている保育所も多く, そうした地域では入所要件が緩やかに運営されているのだとみられる。

- 7) 「国民生活基礎調査」では「所得を伴う仕事の有無」で「あり」と回答した者が「有業」とされるが, 所得を伴わなくても, 事業が経営されている場合や家族が経営する事業を手伝っている場合には「有業」(所得を伴う仕事あり)に分類される。
- 8) ここでの所得は「国民生活基礎調査」が実施された前年の所得であるため, 働く母親のうち前年は就業していなかったり休業中で無収入だったりした者も集計対象に含まれている。
- 9) なお, 社会保険料には雇用保険料も含まれており, 年金や医療の社会保険料を拠出していなくて雇用保険料のみを拠出しているようなケースでも「拠出あり」に分類される。
- 10) 樋口 (1995), 安部・大竹 (1995), 安部 (1999, 2002), 樋口・西崎・川崎・辻 (2001) 参照。最近の分析としては大石 (2003) がある。
- 11) 所得階層は研究が行われた当時のものである。次節で述べるように平成 10 年に所得階層はそれまでの 10 段階から 7 段階に簡素化された。
- 12) ただし自治体レベルではさらに細かい区分をしているところもある。
- 13) 同じ県内においても, 市区町村によって保育料徴収率に差はあるが, ①「国民生活基礎調査」の個票は市区町村を特定できないこと, ②市区町村間の徴収率に格差があるといっても, 都道府県における格差と比較して小さいことから, 県庁所在地の保育料表を県内のすべてのサンプルに適用した。なお, 自営業世帯の税拠出に関する情報は欠値が多かったため, 雇用者世帯だけを対象として保育料を算出した。
- 14) Maddala (1983), p. 368.
- 15) 実際には, 誘導型の推定に必要な全ての変数に欠値のない 424 世帯を対象として保育料関数を推定している。
- 16) 「国民生活基礎調査」所得票で調査されているのは, 調査前年の所得である。
- 17) 前掲安部・大竹 (1995), 大石 (2003) 参照。
- 18) 応能負担ではあるが保育料には上限があるため, 母親の所得を除く世帯所得の 2 乗項を説明変数に含めている。
- 19) 誌幅の関係から誘導型の Bivariate Probit Model の推定結果は省略している。関心のある方は筆者まで請求されたい (e-mail: oishi2@ipss.go.jp)。
- 20) 『保育白書 2002 年版』(保育研究所)によると, 最高保育料が 6 万 5,000 円を超えるのは旭川市の 3 歳未満児 (7 万 2,000 円), 浜松市の 3 歳未満児 (6 万 6,000 円) など, ほとんどは 5 万

- 7,000円～6万2,000円の範囲にある。
- 21) 保育所定員率のサンプル平均は24.3%なので10%ポイント引き上げは定員率の約40%増に相当する。これを滋野・大日(1999)の表11に当てはめて計算した。
- 22) 滋野・大日(1999)の分析対象は「既婚で子どものいない女性」と「第1子が6歳未満である女性」なので、「就学前児童のいる世帯の母親」を対象とした本稿の推定結果と厳密な比較はできない。また、本稿が平成10年調査を使用しているのに対し、滋野・大日(1999)は昭和61,平成元,平成4,平成7年調査をプールして使用している。
- 23) 「平成12年度社会保障給付費」(国立社会保障・人口問題研究所)によると、児童手当(児童扶養手当を含む)の給付費は2000年度で7,116億円である。これに対し、福田(2002), Zhou, Oishi, and Ueda(2003)によると、自治体の上乗せ・横だし分を含めた実際の保育所運営に関わる公的支出は2001年度で1.5兆円程度に及ぶものとみられる。
- 参考文献**
- 阿部 彩(2003)「児童手当と年少扶養控除の所得格差は正効果のマイクロ・シミュレーション」, 『季刊社会保障研究』第39巻第1号。
- 安部由起子(1999)「女性パートタイム労働者の社会保障加入の分析」, 『季刊社会保障研究』第35巻第1号, pp. 77-95。
- (2002)「パート労働者の年金保険・健康保険・雇用保険加入」, 小椋正立・デービッド・ワイズ編『日米比較 医療制度改革』, 日本経済新聞社, pp. 87-131。
- 安部由起子・大竹文雄(1995)「税制・社会保障制度とパートタイム労働者の労働供給」, 『季刊社会保障研究』第31巻第2号, pp. 120-134。
- 大石亜希子(2003)「有配偶女性の労働供給と税制・社会保障制度」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「家族構造や就労形態等の変化に対応した社会保障のあり方に関する総合的研究」平成14年度報告書, pp. 35-54。
- 駒村康平(1996)「保育需要の経済分析」, 『季刊社会保障研究』第32巻第2号, pp. 210-223。
- 滋野由紀子・大日康史(1999)「保育政策の出産の意思決定と就業に与える影響」, 『季刊社会保障研究』第35巻第2号, pp. 192-207。
- 周燕飛・大石亜希子(2003)「保育サービスの潜在需要と均衡価格」, 『家計経済研究』(近刊)。
- 高山憲之(1982)「保育サービスの費用負担」, 『経済研究』33巻, pp. 239-250。
- 永瀬伸子(2003)「保育政策と都市再生」, 山崎福寿・浅田義久編『都市再生の経済分析』東洋経済新報社, pp. 243-278。
- 新美一正(2002)「市場重視の保育改革の経済分析」, *Japan Research Review*, 2002年4月, 日本総合研究所。
- 浜田浩児(1983)「保育料負担の公平性と効率性」, 『ESP』1983年11月号, pp. 78-81。
- 樋口美雄(1995)「『専業主婦』保護政策の経済的帰結」, 八田達夫・八代尚宏編『弱者』保護政策の経済分析』, 日本経済新聞社, pp. 185-219。
- 樋口美雄・西崎文平・川崎暁・辻健彦(2001)「配偶者控除・配偶者特別控除制度に関する一考察」, 景気判断・政策分析ディスカッション・ペーパー, DP/01-4, 内閣府政策統括官(経済財政一景気判断・政策分析担当), 2001年8月。
- 福田素生(2002)「保育サービスの供給—費用面からの検討を中心に—」, 国立社会保障・人口問題研究所編『子育て支援策の国際比較』東京大学出版会, pp. 265-289。
- ブラウ, デイビッド・M. (2003)「米国の保育政策に関する経済学的考察」, 『季刊社会保障研究』第39巻第1号。
- 森田陽子(2002)「保育政策と女性の就業」, 国立社会保障・人口問題研究所編『少子社会の子育て支援』東京大学出版会, pp. 215-239。
- 山重慎二(2002)「保育所充実政策の効果と費用」, 国立社会保障・人口問題研究所編『少子社会の子育て支援』東京大学出版会, pp. 241-264。
- Amemiya, Takeshi (1985) *Advanced Econometrics*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Anderson, Patricia M. and Phillip B. Levine (2000) "Child Care and Mothers' Employment Decisions," in David E. Card and Rebecca M. Blank, eds., *Finding Jobs: Work and Welfare Reform*, Russell Sage Foundation, New York, pp. 420-462.
- Blau, David M. (2000) "Child Care Subsidy Programs," NBER Working Paper No. 7806.
- Blau, David M. (2001) *The Child Care Problem: An Economic Analysis*, Russell Sage Foundation.
- Connelly, Rachel (1992) "The Effect of Child Care Costs on Married Women's Labor Force Participation," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, pp. 83-90.
- Greene, William H. (2000) *Econometric Analysis Forth Edition*, Prentice Hall.
- Heckman, James (1976) "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models," *Annals of Economic and Social Measurement* 5, pp. 475-492.

- Kimmel, Jean (1998) "Child Care Costs as a Barrier to Employment for Single Married Mothers," *Review of Economics and Statistics*, 80: 2, May, pp. 287-299.
- Maddala, G. S. (1983) *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Michalopoulos, Charles, Phillip K. Robins, and Irwin Garfinkel (1992) "A Structural Model of Labor Supply and Child Care Demand," *Journal of Human Resources*, 27: 1, Winter, pp. 166-203.
- Ribar, David C. (1992) "Child Care and the Labor Supply of Married Women: Reduced Form Evidence," *Journal of Human Resources* 27 (1), Winter, pp. 134-65.
- Zhou, Yanfei, Akiko S. Oishi, and Akemi Ueda (2003) "Childcare System in Japan," *Journal of Population and Social Security: Population Study*, Vol. 1, No. 2 (forthcoming).
- (おおいし・あきこ 国立社会保障・人口問題研究所社会保障基礎理論研究部第2室長)