

季刊 社会保障研究

賞
出
用

Vol. 39

Summer 2003

No. 1

研究の窓

こどもを政策することの意味……………勝 又 幸 子 2

特集：こどものいる世帯に対する政策

先進工業国における子どもの貧困

……………ブルース・ブラッドベリー, マークス・ジョンティ 4

国際比較からみた日本の家族政策支出……………勝 又 幸 子 19

米国の保育政策に関する経済学的考察……………デイビッド・M・ブラウ 28

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 43

母親の就業に及ぼす保育費用の影響……………大 石 亜希子 55

投稿（論文）

児童手当と年少扶養控除の所得格差是正効果の

マイクロ・シミュレーション……………阿 部 彩 70

女性と年金権の問題……………永 瀬 伸 子 83

判例研究

社会保障法判例……………小 西 啓 文 97

—介護保険料の特別徴収の方法による徴収は被保険者の老後の生活の保障を侵害するものということとはできず、生活保護基準以下で、住民税非課税等の一定の所得以下の被保険者であっても、保険料は当然には非賦課または全額免除とはならないとされた事例（介護保険料賦課処分等取消請求事件控訴審判決）—

季刊
社会保障研究

Vol. 39 Summer 2003 No. 1

国立社会保障・人口問題研究所

研究の窓

こどもを政策することの意味

英語で「少子化対策」をどのように表現するのかという問い合わせが研究所に寄せられたことがあり、回答に頭を悩ませたことがある。人口大事典によると「少子化」という言葉は『広辞苑』の第5版(1998年)に初めて掲載され、そこでの記述は、「出生率が低下し、子どもの数が減少すること。1992年度の国民生活白書で使われた語」だそうである。こども数の減少をくい止める政策が「少子化対策」だとすれば、出産奨励政策として「pro-natalistic policy」と訳せるかもしれないが、露骨に「産めよ増やせよ」を政策に掲げているわけではない。では欧米で行われている類似の政策をどのように呼んでいるかと考えると、「家族支援策 (family support measures)」「家族にやさしい政策 (family friendly policy)」という言葉の思い描くが、日本で行おうとしている「少子化対策」が同義語だと言い切る確信がもてなかった。そこで冒頭の問い合わせに対する回答は、「少子化対策」とは日本独自の造語であり、その内容を適格に表現する英語は無いということに落ち着いた。

日本において「少子化対策」という表現が政策において使われ始めたのはごく最近のことである。平成10年9月「少子化への対応を考える有識者会議」が成立間もない小淵内閣の主導で組織され、そこでの検討を経て平成11年12月に『少子化対策推進基本方針』が策定された。方針を具体化するためには財源が必要ということで、平成11年度末の補正予算で「少子化対策臨時特例交付金」が採択され、地方自治体に対して保育所待機児童の解消をめざして総額2000億円の補助金が支給された。国立社会保障・人口問題研究所では、この補正予算で『少子化情報ホームページ』を作成したので鮮明に記憶している。その後、「新エンゼルプラン」(1999年)「少子化対策プラスワン」(2002年)と新しい名前でも少子化対策が打ち出されたが、その中心は「仕事と子育ての両立支援」であり具体的には「保育所待機児童ゼロ作戦」のように、「こども」ではなく「おとな」を「働きやすくする」ことだった。こどもの幸せを保障するためにあるべき政策が、おとなの都合で決められていく、そんな危機感を母親であり職業人である者の多くが感じはじめていたのだと思う。「少子化対策」と銘打つと予算が付いてくるとまことしやかに語られていた2001年のはじめに、あえて「少子化対策」をうたわない研究をしようではないかと若い同僚研究者から相談を受けた。そこでは、「こどものいる世帯」を研究することにした。平成13年度～平成14年度にかけて厚生労働科学研究費補助金の採択を受けることができ、その成果の一部をこの号の特集「こどものいる世帯に対する政策」としてまとめることになったのである。いみじくもこの研究に参加した研究者の多くがこどもをもつ母親だった。

こどもは単独で生存できる存在ではない。家族としての父親・母親・兄弟姉妹等、こどもを扶養し保護する者とともにこそ生きていけるのである。そして個々の家族はコミュニティーや地域

社会にあつてこそ家族としての生活がおくれるのである。子どもと家族や社会との関係を自然界の食物連鎖にたとえれば、子どもは食物連鎖の末端に位置し、海洋のプランクトンのような存在だと思ふ。個体としては抵抗力も生命力も弱く、周囲の環境の変化で簡単にその生命を危うくされるような存在だが、これがいなくなると食物連鎖の上位に位置する生物はすべて死に絶えることになる。しかし、その減少や死滅はすぐその他に影響を現すのではなく、じわりじわりとその幹を弱体化させていくので、上位に位置するものはそれに気づきにくいのである。「子どもを政策することの意味」は、人間社会の根幹である部分としての「子ども」に気づくために重要なのである。

2003年3月、少子化対策推進関係閣僚会議は『次世代育成支援に関する当面の取り組み方針』を閣議決定した。そこでは、家庭や地域の子育て力の低下に対応して、次世代を担う子どもを育成する家庭を社会全体で支援することにより、子どもが心身ともに健やかに育つための環境を整備することを目指している。「すべての働きながら子どもを育てている人のために」というスローガンのもと、男性を含めた働き方の見直し、多様な働き方の実現を施策のひとつにあげていることは評価できる。まだ具体的な政策案が出ていないので楽観視はできないが、従来の政策のように母子という限られた世帯成員をとらえるのではなく、子どものいる世帯の他の世帯員としての父親に着目する発想が出てきたことは歓迎すべきことだと思ふ。願わくは児童や老人など対象者別に行政組織も法律も分断された現実を打破できるような政策が立案されていくことが重要である。また、雇用対策や財政対策などの省庁間のせめぎ合いをも超越した政策が必要である。そして、日本人の発想は「少子化対策」から「家族支援対策」へと脱皮する必要がある。

勝 又 幸 子

(かつまた・ゆきこ 国立社会保障・人口問題研究所総合企画部第3室長)

先進工業国における子どもの貧困

ブルース・ブラッドベリー
マークス・ジョンティ

I はじめに

本稿は、先進工業国間の子どもの貧困率の差に関する分析とそれが家族構成、公的所得移転および市場所得とどのように関係しているのかを評価したものである。本稿では主にルクセンブルグ・インカム・スタディ (Luxemburg Income Study, 以降 LIS) のデータを用い、これに日本のデータ¹⁾と他の資料から得た LIS 諸国に関する最近の観察結果を補足して結果を導き出している²⁾。LIS は 26 カ国のマイクロデータを収集しており、そのうちの多くの国については数年分のデータを蓄積している。本稿の目的は、先進工業国における子どもの貧困について各国間の違いのパターンを分析することであり、OECD 加盟国のみを検証の対象としている³⁾。日本における子どもの貧困についての最新の (そして唯一の) 報告は 1992 年のものであるため、LIS 諸国についても 1990 年代半ばのデータを用いることとした。

子どもの貧困に関するこれまでの研究は、数々の重要な事象を明らかにしている (Cornia and Danziger, 1997)。まず、戦後の福祉国家における偉大な成功の一つとして高齢者の貧困の減少が挙げられるが、それとは対照的に、過去 20 年間に多くの国々で子どもの貧困が再び増加している。その要因である労働市場の悪化と家族構成の変化はほとんどの国で見られるが、その変化が同程度の状況にある国々の間でも子ども貧困率には大きな差があることは特記すべきである (Rainwater and Smeeding, 1995)。

本稿では、さまざまなアプローチで子どもの貧困を定義し、推計する。おおよそ 1990 年代半ばのデータに基づく我々の結論は、これまでの調査結果と一致している。相対的な子どもの貧困率は、所得に大きなばらつきがある (社会全体の) 相対的貧困率が高い国で高くなっている。しかし、子どもの貧困率と、総合的不平等度や貧困率の間に完全な相関関係があるとは決していえない。(途上国も含めた) 世界全体の国際比較においては、実質的貧困率は、その国の国民所得と共に増加する傾向にある。しかし、国民所得の水準が近似している先進国の間においても、実質的な子どもの貧困には大きな差が見られることから、国民所得の他にも「絶対的」貧困率を左右するものが存在することが推測される。同様に、同程度の国民所得と児童貧困率 (子ども数ベース) の国の間でも、(総) 貧困ギャップの大きさは様々であり、すなわち子どもの貧困を減らすコストには非常に大きな差がある。本稿で考慮する貧困の唯一の説明変数である「家族構成」の違いが、これら先進諸国間の児童貧困率の差に及ぼす影響は少ないが、公共部門は、少なくとも市場所得と可処分所得の違いをもたらすという点において、国家間の差に大きな影響を及ぼしている。

本稿の構成は以下の通りである。II では所得および貧困の測定方法を論じ、その結果を示す。III では子どもの相対的貧困率を、IV では、共通の絶対貧困水準に照らし合わせた子どもの貧困率を論じる。V と VI では、子どもの貧困を社会全体の貧困および不平等と比較し、VII ではひとり親世帯と二親世帯に分けて貧困を細かく見ていく。VIII と IX

では、市場所得と可処分所得の間で貧困の差がどれほど大きいのか、また貧困ギャップを縮小するにはどれくらいのコストがかかるのかという社会政策関連の問題について検証していく。Xでは、結論を述べる。

II 所得データと貧困測定方法

本稿では、子どもが属する世帯の所得を用いて子どもの貧困を検証する。この方法は、子どもの貧困のあらゆる側面を捉えるものでも、より広い意味での子どものデプリベーション (deprivation) [または相対的剝奪] の状態を表す指標でもなく、またそれを意図してはいない⁴⁾。子どものデプリベーションを捉える各側面は非常に密接に関連しているが、その中で特に子どもの所得状態を分析の対象とすることを正当化する理由はいくつかある。つまり、収入は近代の先進工業国において経済的満足 (economic well-being) を生む中心的手段であるということと、所得に関するデータは容易に入手可能であるということなどがその理由である。

貧困研究を行う際にまず決定しなければならない三つの点は、資源の測定基準、分析の対象の単位 (例えば、核家族のみとするのか、世帯とするのか)、および等価世帯スケール (equivalence scale) [または等価世帯基準] である。数多くの文献がこれらの問題を扱っている (例えば、Gottschalk and Smeeding, 1997; Jenkins and Lambert, 1993; Jäntti and Danziger, 2000)。これらの点に関して、本稿では、データの制約がある場合を除いては、ごく標準的な選択をしている。

本稿で用いられた資源の測定基準は、年間⁵⁾可処分所得である。これには市場所得と政府からの現金移転が含まれ、所得税と強制的に徴収される社会保険料が差し引かれる。これは子どもを持つ家庭が得る資源の包括的指標ではないものの (例えば、現金以外のサービスは除外している)、生活水準の国際比較を行うために利用できる指標としては依然最適である⁶⁾。本稿は、資源は世帯の中で共有されると仮定し、世帯のすべての人が同

じ経済状態であると定義している。これは、各国で使われる一般的な仮定であるが、唯一の例外がスウェーデンである。スウェーデンのデータにおいては、所得の単位が課税単位と一致しており、両親とその扶養家族である子どもたちのみからなる核家族に相当する。そのため、成人した子どもや親と一緒に住むひとり親世帯は別の単位として扱われている。

本稿では、子どもの定義を17歳以下とする。彼らの経済的資源は、世帯の (現金) 可処分所得を世帯人員数の平方根で除して求められ等価世帯所得 (大人1人当たりの世帯所得) と定義される。この方法は、国際比較研究で一般的に用いられているが、例えば Jenkins and Cowell (1994)、米国国立科学財団貧困委員会国家研究評議会 (US National Science Foundation Poverty Commission National Research Council) (1995) が推奨した方法においては、子どもは大人よりも必要とする資源が少ないと仮定した等価スケールを用いている⁷⁾。しかし、等価スケールの違いは、子どもの貧困水準によって国をランク付けする際にはそれほど重要ではない。

貧困の測定に関する文献は、一般的に絶対的貧困ラインと相対的貧困ラインという二つのタイプの貧困基準を使ってきた。絶対的、もしくはより適切な表現を使うと、固定実質価格貧困ラインは、ある属性の世帯が、別の国もしくは時代において同じ財・サービスを購入することを仮定した方法である。この方法においては、国または年代に共通のある一定の消費水準を下回る世帯は貧困であるとみなされる。他方、相対的貧困ラインは社会的排除 (social exclusion) の概念とより密接に関連しており、この貧困ラインは、代表的な消費水準 (例えば、所得の中央値の半分) を基準に定義される。

これらに加え、子どもの貧困に関しては、いくらか異なる相対的貧困ラインも必要になる。子どもが社会参加から排除されている状況の中で最も重要な視点は、その子どもが、他の子どもたちが一般的に享受しているライフスタイルを享受できているか否かというものである。同様に、親が排

除されることによって子どもも排除されるなら、彼らが自らと比較するのは、たいていの場合、例えば老人ではなく他の家庭の親だと考えられる。このことを考慮すると、子どもの貧困に関しては、特に社会における子どもたちの平均的生活水準を参照して定義された貧困ラインを用いる必要がある。

また、貧困線の目安として中央値を使うことは、社会的排除の観点から漠然と正当化できるが、実用的な理由もある。貧困研究で用いられる家計調査の多くは、所得の分布の二極端でデータに偏りが生じることがよくあるため、中央の傾向を測るには平均値よりも中央値の方がより正確な測定基準であるからである。

絶対的貧困の国際比較、すなわち複数の国の実質的な生活水準を比較するためには確固とした前提条件をたてる必要がある。しかし、多数の研究者は、絶対的貧困のほうが、相対的貧困の概念よりもより重要であると主張する。例えば、相対的貧困のみに焦点を絞ると、人口全体に均等に分配された所得の増加から生じた貧困緩和利益の効果は全く検証されないこととなる。

すなわち、相対的基準も実質的基準も、最も恵まれない子どもたちの生活状況が国によってどのように異なるのかについて考える上での重要な要素である。本稿では、相対的貧困を表す指標として、調査年におけるその国の(等価世帯)可処分所得の中央値の50%未満の資源しか持たない子どもの比率を用いた。また、絶対的貧困を表す指標として、米国の公式貧困基準(4人世帯)に比べ、購買力平価(PPP)調整後の1995年米ドル単位で表した所得が低い子どもの割合を測定している(表1に挙げた国々のみ)。

以下の表および図は、チェコ共和国およびアイルランドについては、Brian Nolan氏とJiri Vecernik氏(UNICEF)、日本についてはSmeeding(1997)、トルコ、ギリシャ、メキシコについてはOxley他(1999)、その他の国々については筆者がLISを用いて算出したデータを使用している。

表1 データの出典

国名	年	LISコード	出典
オーストラリア	1997	AS 97	UNICEF
ベルギー	1992	BE 92	LIS
カナダ	1994	CN 94	LIS
チェコ共和国	1996	CZ 96	UNICEF
デンマーク	1992	DK 92	LIS
フィンランド	1995	FI 95	LIS
フランス	1994	FR 94	LIS
ドイツ	1994	GE 94	LIS
ギリシャ	1994	GR 94	Oxley 他(1999)
ハンガリー	1994	HU 94	LIS
アイルランド	1997	IR 97	UNICEF
イタリア	1995	IT 95	LIS
日本	1992	JP 92	Smeeding(1997)
ルクセンブルグ	1994	LX 94	LIS
メキシコ	1994	ME 94	Oxley 他(1999)
オランダ	1994	NL 94	LIS
ノルウェー	1995	NW 95	LIS
ポーランド	1992	PL 92	LIS
スペイン	1990	SP 90	LIS
スウェーデン	1995	SW 95	LIS
トルコ	1994	TU 94	Oxley 他(1999)
英国	1995	UK 95	LIS
米国	1997	US 97	LIS

III 相対的な子どもの貧困

表2にデータ入手可能なOECD加盟国26ヵ国における相対的児童貧困率のランク付けを行った結果を示す。ここでの相対的児童貧困率は、[大人を含めた全サンプル]の(等価)可処分所得の中央値の50%に所得が満たない子どもたちの比率と定義した。貧困状態であると推計された子どもの比率は、スロバキア共和国の50人に1人(2%)からメキシコの4人に1人以上(26.2%)までと、大きな幅がある。米国では5人に1人以上(22.4%)の子どもが貧困状態にあり、本リストの中で2番目に豊かな国であるにもかかわらず、子どもの貧困率は3番目に高かった。イタリアの児童が貧困である確率も5人に1人以上(20.5%)であり、英国(19.8%)やトルコ(19.7%)では、その比率よりわずかに下であった。アイルランド(16.8%)とカナダ(15.5%)ではおおよそ6人に1人の子どもが貧困にあり、ギ

表2 所得が総合的(調整後)可処分所得の中央値の50%に満たない子どもの比率

国名	年	貧困率	順位
メキシコ	1994	26.2	(1)
米国	1997	22.4	(2)
イタリア	1995	20.5	(3)
英国	1995	19.8	(4)
トルコ	1994	19.7	(5)
アイルランド	1997	16.8	(6)
カナダ	1994	15.5	(7)
オーストラリア	1997	12.6	(8)
ギリシャ	1994	12.3	(9)
スペイン	1990	12.3	(10)
日本	1992	12.2	(11)
ドイツ	1994	10.7	(12)
ハンガリー	1994	10.3	(13)
ポーランド	1992	8.4	(14)
フランス	1994	7.9	(15)
オランダ	1994	7.7	(16)
チェコ共和国	1996	5.9	(17)
デンマーク	1992	5.1	(18)
ルクセンブルグ	1994	4.5	(19)
ベルギー	1992	4.4	(20)
フィンランド	1995	4.3	(21)
ノルウェー	1995	3.9	(22)
スウェーデン	1995	2.6	(23)

リシャ(12.3%)、スペイン(12.3%)、日本(12.2%)では8人に1人よりわずかにすくない数の子どもが貧困状態にある。ドイツとハンガリーでは、貧困状態にある子どもは10人中約1人であった。

ポーランドでは12人に1人(第14位、8.4%)の子どもが、フランスとオランダでは8%未満(7.9%と7.7%)の子どもが貧困状態にある。チェコ共和国とデンマークの子どもの貧困率はそれぞれ5.9%と5.1%であり、約20人に1人の子どもの生活水準が平均的なこどもの半分未満であることになる。参加国中最も豊かな国であるルクセンブルグの子どもの貧困率は4.5%であり、ベルギーとフィンランドはそれに近い4.4%と4.3%である。ノルウェーの子どもの貧困率は25人に1人に少し欠ける程度(3.9%)であり、スウェーデンでは40人に1人の子どもの貧困状態にある⁸⁾。

まとめると、[国民所得が低いという意味で]

開発が遅れていて、国土が広く[そして、その結果として民族的に、また文化的に異なる背景をもつ人々が集まっている]、英語圏の国々は子どもの貧困率が高い傾向にあり、国土が小さく、開発が進んでいる、北部もしくは中央ヨーロッパの国の貧困率は低い傾向にあることがわかる。

社会[全体]の平均生活水準と比較して貧困を測定する方法に反対する意見として、この測定方法は生活水準の測定よりも相対的不平等の測定により類似したものであるという意見がよく聞かれる。この相対的貧困と不平等の関係については、後節において検討する。

IV 購買力平価(PPP)調整後米国貧困ラインに準じた子どもの貧困

表3は、22ヵ国における米国の公式貧困ライン(等価成人1人当たり8,832米ドル)に満たない子どもの比率を示したものである。表中の国の順番は、購買力平価(PPP)調整後の国民総生産(GNP)が低い国から高い国へと並べてある。最右列のランクとは、貧困率の順位である。また、図1は表3の貧困率と国民総生産を散布図としてグラフ化したものである。

図1をみると、国民所得が高くなると貧困率が低くなることがわかる。しかし、移行期の国々を除くと、この負の相関はあまり鮮明ではなくなり、所得が近似している国同士でも子どもの貧困率には大きな差がある。このことから、子どもの貧困には[平均的な]国民所得以外のものも関係していることがわかる。

表3と図1は、米国の公式貧困ラインを[絶対的]実質所得基準を尺度とした貧困率と不平等度が関連していることも示唆している。表の中で最も豊かな国であるルクセンブルグには、米国貧困線未満の子どもは1.2%しかいないのに対し、表で2番目に豊かな国である米国では13.9%であり第10位である。移行期の国々(ポーランド、ハンガリー、チェコ共和国)は、この実質国際基準を使って測った貧困率が非常に高い。GNPランキングでは第4位と第5位のスペインとアイル

ランドは、移行期の国を除くと貧困率がトップであり、GNPが第6位のフィンランドでは6.9%

表3 所得が米国公式貧困線（購買力平価調整後ドル）に満たない子どもの比率

国名	年	貧困率	順位
ポーランド	1992	89.2	(2)
ハンガリー	1994	90.6	(1)
チェコ共和国	1996	83.1	(3)
スペイン	1990	42.8	(4)
アイルランド	1997	21.4	(7)
フィンランド	1995	6.9	(15)
スウェーデン	1995	5.3	(16)
デンマーク	1992	5.1	(17)
オランダ	1994	11.1	(11)
英国	1995	29.1	(6)
オーストラリア	1997	16.2	(8)
イタリア	1995	36.1	(5)
ドイツ	1994	12.5	(10)
ベルギー	1992	7.5	(14)
フランス	1994	10.7	(12)
カナダ	1994	9.5	(13)
ノルウェー	1995	3.0	(18)
米国	1997	13.9	(9)
ルクセンブルグ	1994	1.2	(19)

だが、米国の貧困率のちょうど半分である。実際のところ、図1を検証すると、1人当たりのGNPでは多くの国が非常に接近している。しかし、GNPが17,880米ドルで第6位のフィンランドと、22,270米ドルで3番目に豊かな国であるノルウェーの間に位置する国においても、貧困率は、第4位を占めるイタリアの36.1%からノルウェーの3.0%までさまざまである。GNPが下から10番目のオーストラリアには5人に1人以上の比率で子どもが貧困状態にある一方で、1人当たりのGNPランキングでは下から11番目と12番目のスウェーデンとデンマークでは20人に1人をわずかに上回るだけであった。

V 子どもと社会全体の相対的貧困率

本稿の目的は、子ども自体の貧困を分析することであり、子どもを持つ世帯に属する人々、より一般的な言い方をすると、人口全体を対象とするものではない。ここでわきあがる疑問とは、子どもに焦点をあてた結果は、人口全体を対象とする

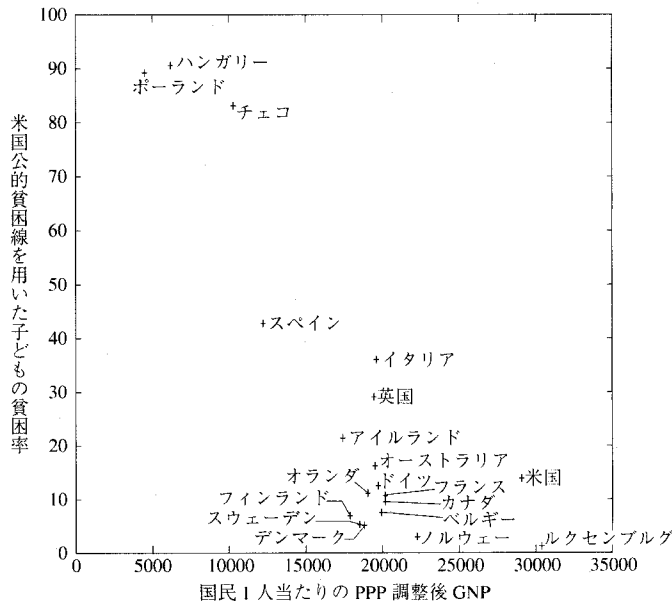


図1 国民1人当たりのGNP (PPP調整後ドル) と米国公式貧困線未満の子どもの比率の関係

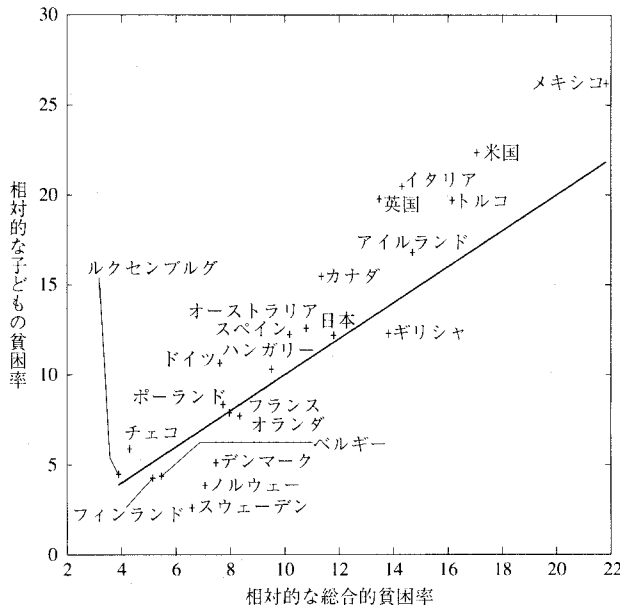


図2 (等価調整後) 可処分所得の中央値50%未満の子どもおよび全人口の比率

結果とは異なるのかということである。この疑問に答えるために、相対的な子どもの貧困と〔人口全体の〕総合的貧困との関係を図2に示す(表4はデータ削除)。図2の解釈には、次の二つの理由により慎重に行う必要がある。第一に、子どもの貧困と総合的貧困の関係は、その国の社会経済、人口構成といった多くの要因から影響を受けているからである。第二に、子どもと総合的貧困率のランキングの差は、等価スケールの選択に影響を受ける可能性があるからである⁹⁾。こういった制限はあるものの、ランキングを検証するのは有益であろう。

子どもの貧困と総合的貧困のランキングは、完全ではないが密接な相関関係にある。メキシコは子どもの貧困率も総合的貧困率も最高であり、米国は両方のランキングとも第2位である。しかし、イタリアは子どもの貧困率では第3位だが総合的貧困水準のランキングでは第5位にとどまっております。子どもの貧困率が第5位の英国は総合的貧困率では第7位であり、ランキングが2位も後退している。子どもの貧困ランキングで第5位のトルコは総合的貧困ランキングでは第3位で、アイル

表4 (調整後) 可処分所得の中央値の50%未満の子どもおよび全人口の比率

国名	年	子どもの貧困率	順位	総合的貧困率	順位
メキシコ	1994	26.2	(1)	21.8	(1)
米国	1997	22.4	(2)	17.1	(2)
イタリア	1995	20.5	(3)	14.3	(5)
英国	1995	19.8	(4)	13.5	(7)
トルコ	1994	19.7	(5)	16.1	(3)
アイルランド	1997	16.8	(6)	14.7	(4)
カナダ	1994	15.5	(7)	11.4	(9)
オーストラリア	1997	12.6	(8)	10.8	(10)
ギリシャ	1994	12.3	(9)	13.8	(6)
スペイン	1990	12.3	(10)	10.2	(11)
日本	1992	12.2	(11)	11.8	(8)
ドイツ	1994	10.7	(12)	7.6	(16)
ハンガリー	1994	10.3	(13)	9.5	(12)
ポーランド	1992	8.4	(14)	7.7	(15)
フランス	1994	7.9	(15)	8.0	(14)
オランダ	1994	7.7	(16)	8.4	(13)
チェコ共和国	1996	5.9	(17)	4.3	(22)
デンマーク	1992	5.1	(18)	7.5	(17)
ルクセンブルグ	1994	4.5	(19)	3.9	(23)
ベルギー	1992	4.4	(20)	5.5	(20)
フィンランド	1995	4.3	(21)	5.2	(21)
ノルウェー	1995	3.9	(22)	7.1	(18)
スウェーデン	1995	2.6	(23)	6.6	(19)

ランド(第6位と第4位),ギリシャ(第10位と第8位),日本(第12位と第10位)と同様2位ランクを上げている。カナダ(第7位と第9位),オーストラリア(第8位と第10位),スペイン(第11位と第13位)では,総合的貧困よりも子どもの貧困のほうが下がっている。子どもの貧困で第17位,総合的貧困で第22位のチェコ共和国は,二つのランキングの差が最大の国であり,子どもの貧困では第12位で総合的貧困では第16位のドイツは,ルクセンブルグ(第19位と第23位)とともに子どもの貧困で順位を四つさげている。

子どもの貧困と総合的貧困の貧困率の差は,社会における経済的資源の全体的な分配において子どもが(そしてもちろんその親たちが)どのように位置付けられているかという問題に左右される。また,どのような等価スケール(つまり世帯が必要とする所得は大人または子どもが1人増えるごとにどれだけ増加するか)を選択することによって影響を受ける¹⁰⁾。

この点に留意して図2をみたとき,興味深い点は,リストの国の大多数において,子どもは平均的な人間よりも貧困に陥りやすいことである。また,子どもの貧困率が低い国々は,子どもが平均的な人間と比べて貧困に陥るリスクが小さい国でもある。子どもの貧困率が低い10カ国のうち,ルクセンブルグだけが大人よりも子どものほうが貧困に陥るリスクが大きい。これとは逆に,子どもの貧困率が高い10カ国のうち,子どもの貧困率が平均的な人間のそれよりも低いのはギリシャだけである。

VI 子どもの貧困と総合的不平等

相対的児童貧困率と総合的不平等の差は,子どもと全人口の所得格差に加えて,高所得層での所得分配からも影響を受ける。所得が中央値の50%未満の人の比率は,低所得層での相対的不平等を示していると考えることができる。一方で,総合的不平等は中央値以上に位置する人々の間の不平等(そして,もちろん,中央値とその50%の

値の不平等)からも影響を受ける。本稿では,子どもの貧困と総合的不平等の関係を検証するために,社会全体のジニ係数と子どもの貧困率を比較する¹¹⁾。

予想しうることではあるが,相対的な子どもの貧困率のランキングと,総合的不平等度のランキングとは類似しているものの,完全な相関関係にはない。散布図(図3)が示すように,不平等度と子どもの貧困率が低い国々においては,相関関係は極めて密接である。ジニ係数が25%未満の国の貧困率は2.6%と5.1%の間にある。ジニ係数が25~30%(チェコ共和国25.8%,カナダ28.5%)の場合は,子どもの貧困率のちらばりが増して,5.9%から15.5%となる。ジニ係数が30~35%の国々では,ジニ係数が32.3%で第8位のハンガリーの貧困率は10.3%であり,ジニ係数が34.6%のイタリア(第5位)と英国(第4位)の貧困率はそれぞれ20.5%と19.8%である。米国は不平等度では上から3番目の順位だが,子どもの貧困ランキングでは第2位である。一方,トルコは子どもの貧困ランキングでは第5位だが,不平等度では第2位である。メキシコは,相対的な総合的不平等度と相対的な子どもの貧困率の両方で第1位であった。

VII ひとり親世帯と二親世帯における子どもの貧困

子どもは,同じ世帯に住む大人(多くの場合は両親)の所得に大きく依存している。ひとり親世帯の子どもの場合,養ってくれる大人の数が少ないため,二親(もしくは他の大人がいる)世帯の子どもに比べて一般的に暮らし向きはよくない。多くの場合,ひとり親世帯の子どもたちは,そうでない他の子どもと比べて貧困状態にある可能性が高い。そのため,ひとり親世帯の子どもの割合が高くなると,子どもの貧困率も高くなると予想される。本節においては,この点について以下の図表で説明する。

ひとり親世帯の定義の中でも,同棲と成人した子どもをどう扱うかについては,国によって違い

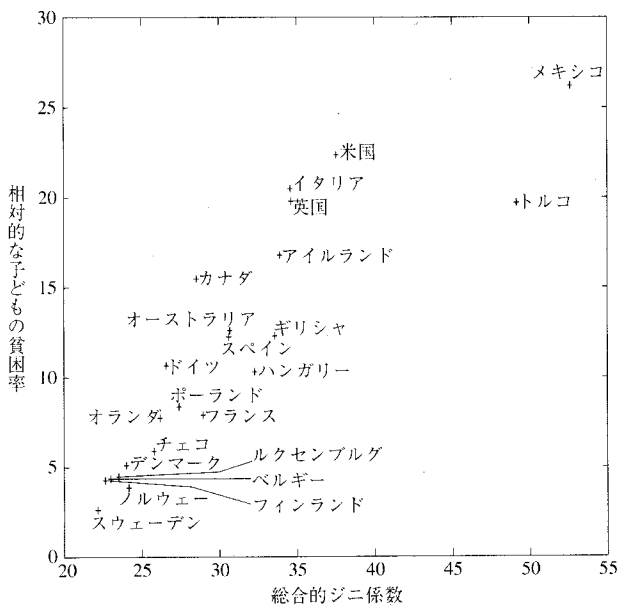


図3 所得が(等価調整後)可処分所得の中央値50%に満たない子どもの比率および総合的ジニ係数

表5 所得が調整後可処分所得中央値の50%に満たない子どもの比率および総合的ジニ係数

国名	年	子どもの貧困率	順位	総合的ジニ係数	順位
メキシコ	1994	26.2	(1)	52.6	(1)
米国	1997	22.4	(2)	37.5	(3)
イタリア	1995	20.5	(3)	34.6	(5)
英国	1995	19.8	(4)	34.6	(4)
トルコ	1994	19.7	(5)	49.1	(2)
アイルランド	1997	16.8	(6)	33.9	(6)
カナダ	1994	15.5	(7)	28.5	(12)
オーストラリア	1997	12.6	(8)	30.7	(9)
ギリシャ	1994	12.3	(9)	33.6	(7)
スペイン	1990	12.3	(10)	30.6	(10)
ドイツ	1994	10.7	(11)	26.6	(14)
ハンガリー	1994	10.3	(12)	32.3	(8)
ポーランド	1992	8.4	(13)	27.4	(13)
フランス	1994	7.9	(14)	29.0	(11)
オランダ	1994	7.7	(15)	26.2	(15)
チェコ共和国	1996	5.9	(16)	25.8	(16)
デンマーク	1992	5.1	(17)	24.0	(18)
ルクセンブルグ	1994	4.5	(18)	23.5	(19)
ベルギー	1992	4.4	(19)	23.0	(20)
フィンランド	1995	4.3	(20)	22.7	(21)
ルウェー	1995	3.9	(21)	24.2	(17)
スウェーデン	1995	2.6	(22)	22.2	(22)

がある。本稿では、片親であるという状態を極めて狭義に定義し、世帯主以外の大人がいない世帯のみを「ひとり親世帯」とし、他のすべての世帯は二親世帯と定義している。このため、子どもの祖父母と同居するシングルマザーは、二親世帯と数えられる。

表6では、ひとり親世帯と二親世帯の子どもの割合と貧困率の順位を示している。また、図4は、子ども全体の貧困率とひとり親世帯の子どもの貧困率、図5は、ひとり親世帯の子どもの割合とひとり親世帯の子どもの貧困率、図6は、ひとり親世帯の子どもの割合と子ども全体の貧困率をグラフにしたものである。

表7では、各国における実際の子どもの貧困率と、二つの推計値を示している。右から2番目の列で示しているのは、すべての国における世帯タイプ別構成比(ひとり親世帯と二人親世帯の子どもの割合)が同一であると仮定し、世帯タイプ別の貧困率は実際の各国の率を当てはめた場合の推計貧困率である。この推計値と実際の貧困率の差から、ひとり親世帯の割合の差が子どもの貧困のランキング付けにどのように関連しているかがわ

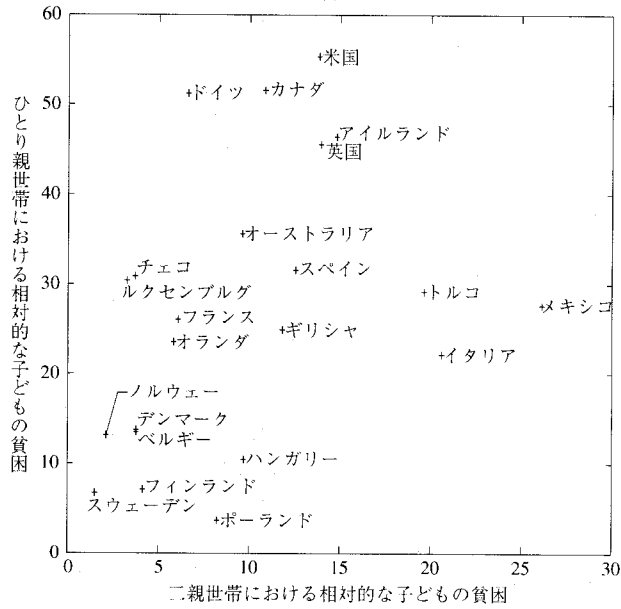


図4 ひとり親世帯の子どもの貧困と二親世帯の子どもの貧困

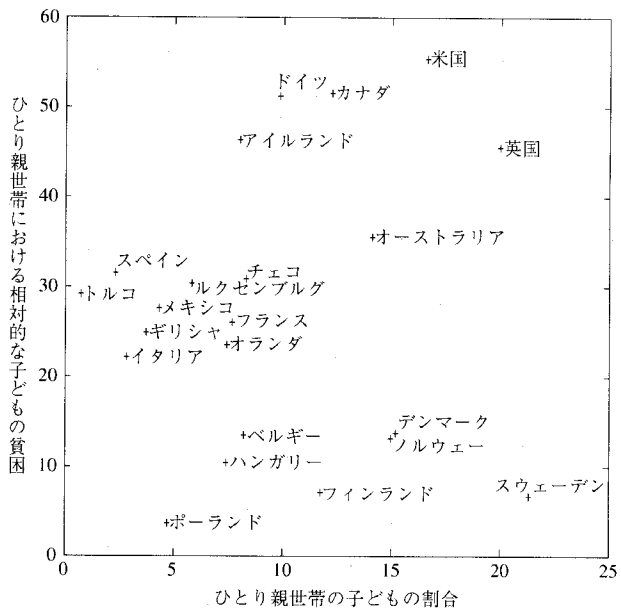


図5 ひとり親世帯の子どもの貧困とひとり親世帯の子どもの割合

かる。最後の列は、これとは逆に、すべての国の世帯タイプ別の貧困率を同一と仮定し、実際の各国の世帯タイプの構成比をあてた場合の推計貧困

率を示している。これによって、世帯タイプ別貧困率の違いが、実際の貧困率の違いに与える影響が明らかとなる。

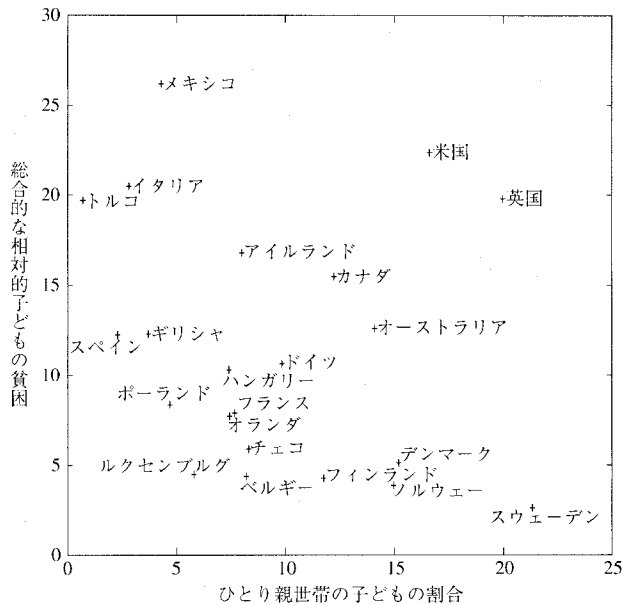


図6 総合的な子どもの貧困とひとり親世帯の子どもの割合

表6 世帯タイプ別、所得が調整後可処分所得の50%に満たない子どもの比率

国名	年	ひとり親		二親		割合	
		比率	順位	比率	順位	ひとり親	二親
メキシコ	1994	27.6	(11)	26.1	(1)	4.3	95.7
米国	1997	55.4	(1)	15.8	(4)	16.6	83.4
イタリヤ	1995	22.2	(15)	20.4	(2)	2.8	97.2
英国	1995	45.6	(5)	13.3	(6)	20.0	80.0
トルコ	1994	29.2	(10)	19.6	(3)	0.7	99.3
アイルランド	1997	46.4	(4)	14.2	(5)	8.0	92.0
カナダ	1994	51.6	(2)	10.4	(9)	12.2	87.8
オーストラリア	1997	35.6	(6)	8.8	(11)	14.1	85.9
ギリシャ	1994	24.9	(13)	11.8	(7)	3.7	96.3
スペイン	1990	31.6	(7)	11.8	(8)	2.3	97.7
ドイツ	1994	51.2	(3)	6.2	(15)	9.8	90.2
ハンガリー	1994	10.4	(19)	10.3	(10)	7.4	92.6
ポーランド	1992	3.7	(22)	8.6	(12)	4.7	95.3
フランス	1994	26.1	(12)	6.4	(14)	7.7	92.3
オランダ	1994	23.6	(14)	6.5	(13)	7.4	92.6
チェコ共和国	1996	30.9	(8)	3.6	(17)	8.3	91.7
デンマーク	1992	13.8	(16)	3.6	(18)	15.2	84.8
ルクセンブルグ	1994	30.4	(9)	2.9	(20)	5.8	94.2
ベルギー	1992	13.5	(17)	3.6	(19)	8.2	91.8
フィンランド	1995	7.1	(20)	3.9	(16)	11.8	88.2
ノルウェー	1995	13.1	(18)	2.2	(21)	15.0	85.0
スウェーデン	1995	6.7	(21)	1.5	(22)	21.3	78.7
単純平均		27.3		10.2		9.4	90.6

表7 子どもの貧困率：実際、世帯構成を固定した場合、世帯タイプ別貧困率を固定した場合

国名	年	実際の貧困率	推計貧困率	
			割合が同一	貧困率が同一
メキシコ	1994	26.2	26.3	10.9
米国	1997	22.4	19.5	13.0
イタリヤ	1995	20.5	20.6	10.7
英国	1995	19.8	16.4	13.6
トルコ	1994	19.7	20.5	10.3
アイルランド	1997	16.8	17.3	11.6
カナダ	1994	15.5	14.3	12.3
オーストラリア	1997	12.6	11.3	12.6
ギリシャ	1994	12.3	13.1	10.8
スペイン	1990	12.3	13.7	10.6
ドイツ	1994	10.7	10.5	11.9
ハンガリー	1994	10.3	10.3	11.4
ポーランド	1992	8.4	8.1	11.0
フランス	1994	7.9	8.3	11.5
オランダ	1994	7.7	8.1	11.5
チェコ共和国	1996	5.9	6.2	11.6
デンマーク	1992	5.1	4.5	12.8
ルクセンブルグ	1994	4.5	5.5	11.2
ベルギー	1992	4.4	4.5	11.6
フィンランド	1995	4.3	4.2	12.2
ノルウェー	1995	3.9	3.3	12.7
スウェーデン	1995	2.6	2.0	13.8

右から2番目の列にあるように、ひとり親世帯の子どもの割合を同一にしても子どもの貧困ランキングにはほとんど影響はないが、最後の列のように世帯タイプ別の貧困率を同じにすると、貧困率の差をほとんどすべてなくすることができる。どの国を見ても、ひとり親世帯の割合の違いが実際の子どもの貧困率に及ぼす影響は大きくないようである。つまり、ひとり親世帯を減少させる政策は子どもの貧困率の削減にはあまり効果がないことになる。対照的に、ひとり親世帯の子どもの生活水準の向上に力を注ぐほうが、子ども全体の貧困を減らす可能性が高いこととなる。

VIII 課税および社会保障移転の前後の相対的な子どもの貧困

子どもの貧困に公共部門が与える影響を検証する一般的な方法は、税金・社会保険料が引かれたり社会保障給付が移転されたりする前の市場所得における貧困率と、公共部門からの収支を差し引きした可処分所得における貧困率を比較する方法である。本稿も、この方法にならって、子どもの貧困に与える政府の影響を検討する。

表8と図7において、[等価]市場所得および[等価]可処分所得が、等価スケールで調整後の可処分所得の中央値の半分に満たない子どもの比率を示す。図7では、市場所得と可処分所得の子どもの貧困率の関係をいくつかの領域に分けている。一番下の領域(左下から右上に伸びる線の中で一番傾きが小さい線の下)の国々は、可処分所得における貧困率が市場所得における貧困率に比べて75%以上下がった国々である。次の領域は、貧困が50%、その次の領域は、25%の貧困率の減少が見られる国々である¹²⁾。

図7によると、公共部門によってどれくらい貧困を削減しているかには、国によって大きな差があることがわかる。イタリアと米国は、貧困の削減率が25%未満の領域に入るが、ドイツ、スペイン、カナダおよび英国では、約25~50%の削減が確認された。ベルギー、ルクセンブルグ、スウェーデンおよびポーランドでは、貧困率の

表8 調整後可処分所得の50%に満たない子どもの比率：税・社会保障移転前と後

国名	年	市場所得に基づく貧困	可処分所得に基づく貧困
米国	1997	26.7	22.4
イタリア	1995	24.6	20.5
英国	1995	36.1	19.8
カナダ	1994	24.6	15.5
オーストラリア	1997	28.1	12.6
スペイン	1990	21.4	12.3
ドイツ	1994	16.8	10.7
ハンガリー	1994	38.1	10.3
ポーランド	1992	37.6	8.4
フランス	1994	28.7	7.9
オランダ	1994	16.0	7.7
デンマーク	1992	17.4	5.1
ルクセンブルグ	1994	22.2	4.5
ベルギー	1992	17.8	4.4
フィンランド	1995	16.4	4.3
ノルウェー	1995	15.9	3.9
スウェーデン	1995	23.4	2.6

75%以上の削減がみられる。

IX 貧困ギャップ

貧困を測定する指標として、所得が貧困線に満たない子どもの割合は、簡単で広く使われているが、よく知られた欠点もいくつかある¹³⁾。そのうちの一つは、貧困の「深さ」を反映しないことである。貧困ラインよりわずかに下の水準にある子どもと、資源が皆無に等しい状態の子どもが同様にみなされるからである。貧困状態にある人々が「どれくらい貧困なのか」を知ることが重要なのは明白である。

これを測定する一つの方法として、貧困層の子どもの所得が貧困線からどれほど離れているかの「距離」の平均値を測定し、平均貧困度合い(平均貧困ギャップ)とする方法がある。この方法を用いて、各国における累積貧困ギャップを示したのが図8と図9である。ここで用いられた、累積貧困ギャップは、貧困状態にあるすべての子どもの所得と貧困線との差額の合計を、[累積]総市場所得の割合として計算したものである。具体的には、次の計算式で定義される。

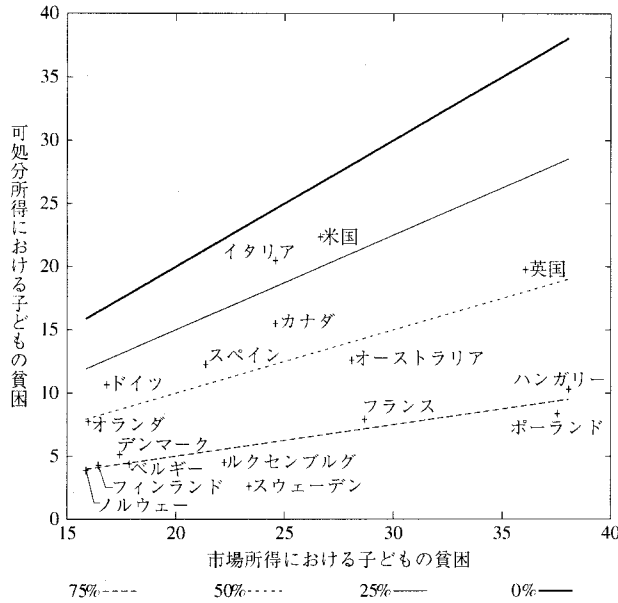


図7 (調整後) 可処分所得の50%に満たない子どもの比率：税・社会保障給付前後

累積貧困ギャップ (%総市場所得)

$$= 100 \times \frac{\sum_{i=1}^n w_i \times I(y_i < z) \times (z - y_i)}{\text{総市場所得}}$$

w はサンプル世帯の子どもの数にサンプリング加重値をかけたものであり、 z は貧困ライン、 $I(\)$ は $(\)$ 内の条件が正しいときに1の値をとる関数であり、 n はサンプル数、 y は等価可処分所得である。

総市場所得の割合で表した累積貧困ギャップは、イタリアの約6%からスウェーデンの約0.3%まで幅広い値を示している。GNPと貧困ギャップの散布図(図8)は、この二つの関係が体系的であることを示していない。最も豊かな2カ国であるルクセンブルグと米国は、それぞれ貧困ギャップが最も少ない国のグループと最も大きい国のグループに入っている。また、GNPが中程度である国のグループ内においても、子どもの貧困ギャップは広い範囲に分布している。

図9では、子どもの貧困ギャップと相対的貧困率の関係が示されている。子どもの厚生 (well-

being) を示すこの二つの指標の相関関係は密接ではあるが一致してはいない。この相関関係は、子どもの貧困レベルが上がると分散する傾向にある。例えば、英国とイタリアは両国とも5人に1人に近い割合の子どもの貧困状態にあるが、英国では、貧困ギャップがGNPの約3.5%である一方、イタリアでは6%を超えている。これによって二つのことがわかる。英国の貧困状態にある子どもはイタリアの貧困状態にある子どもよりも貧困の度合いが軽いこと、また、英国ではイタリアよりも少ない財源で貧困格差を縮めることができるということである。

X 結 論

本稿では、子どものいる世帯の等価可処分所得を様々な定義による貧困線と比較し、子どもの貧困の各側面について検証を進めた。また、子どもの貧困率を、総合的貧困率、不平等度、および国レベルの所得水準と比較した。さらに、各世帯タイプの貧困水準について深くは言及していないも

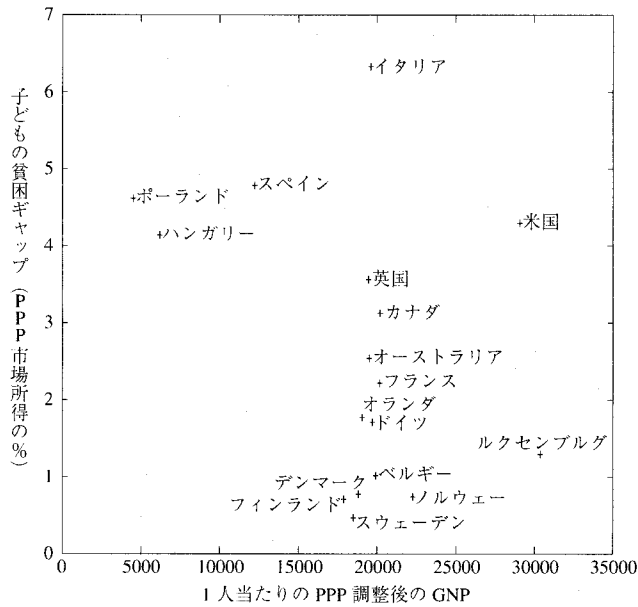


図8 貧困ギャップ (PPP 市場所得の%) と 1人当たりの PPP 調整後の GNP

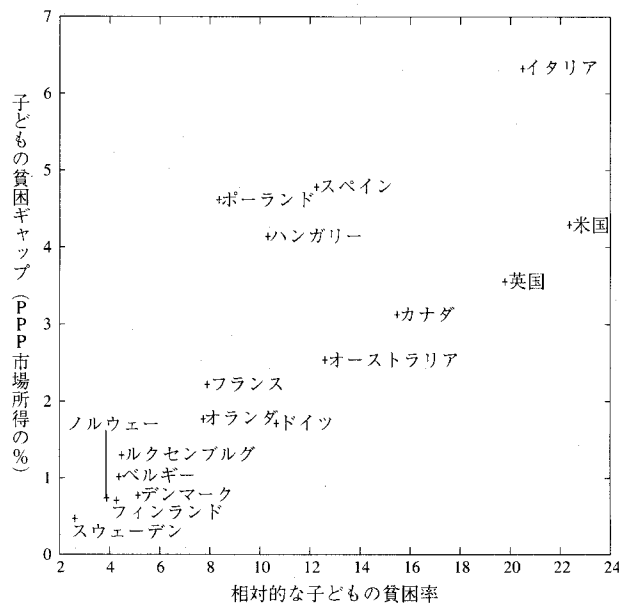


図9 貧困ギャップ (PPP 市場所得の%) と相対的な子どもの貧困率

の、子どもの貧困のちがいを生む要因の一つである世帯構成が、貧困率にどのような影響を及ぼすかの検証をある程度行った。最後に、公共部門

が子どもの貧困にどの程度影響を与えるか、そして子どもの貧困状態を軽減するのにかかる費用が国によりどの程度異なるものかについても簡単に

検討した。

子どもの貧困の決定要因を追究することは有益である。しかし、研究者は、その追究の過程において、そもそも、最初に焦点が当てられた子どもの生活水準という現象を見失ってしまうことがよくあることを銘記すべきである。特に、子どもの生活は、親の勤労所得に強く依存しているため、子どもの貧困の決定要因を、労働市場および親の人的資本の形成に影響を及ぼすものの中に求めることが多々ある。このような見識はもちろん歓迎するが、本稿で行ったような、所得に基づくかなり限定的な定義による子どもの貧困でさえも多くの複雑な問題を抱えていることを考慮すると、そのような見識が、豊かな国で子どもの貧困が広がっているという現在の政策課題に取り組むべき分野に影響を与えるまでには時間がかかると思われる。

しかし、いくつかの国で行われてきている研究および制度改革によって、多くの子どもの生活水準を改善する道がいくつか開けてきている (Cornia and Danziger, 1997)。北欧諸国では子どもを持つ世帯の支援を目的にした包括的な家族政策を導入している (Wennemo, 1994; Forssén, 1998)。1990年代に、(少なくとも部分的には)子どもの貧困の増加に対する方策として立案された政策の成果としては、米国における勤労所得税控除 (Earned Income Tax Credit) (Scholz, 1993-1994) や、英国の勤労世帯税額控除 (Working Family Tax Credit) がある。本稿で行ったように多くの国における子どもの貧困を幅広く分析することは、より広い文脈で子どもの生活水準を検討するために役立ち、国による違いを生む要因が何かを示唆することができる。どのような公共政策が、各国の子どもの生活水準を改善するために有効かを見定めるためには、国やグループを特定した詳細な研究が必要である。

謝 辞

ジョン・ミクルライト (John Micklewright) 氏とスティーブン・ジェンキンス (Stephen Jenkins) 氏には、本稿のテーマについて何度も議論

していただいた。また、ブライアン・ノーラン (Brian Nolan)、ティモシー・スミーディング (Timothy Smeeding)、ジリ・ヴェサーニク (Jiri Vecernik) およびコーエン・ヴレミンクス (Koen Vleminckx) の各氏からはデータを提供していただき、またその解釈でご協力を賜った。ここに感謝の意を表する。ここに報告した研究は、一部フィレンツェのユニセフ・イノセンチ・リサーチ・センター (UNICEF Innocenti Research Center) の助成を受けている。

([] 内については訳者追加)

注

- 1) 日本は LIS のメンバーではない。
- 2) ルクセンブルグ・インカム・スタディは、できるだけ比較可能な形に調整した家計所得調査情報のデータベースを作成している。詳細は、<http://lissy.ceps.lu/>を参照のこと。
- 3) ただし、LIS のメンバーではないニュージーランドやポルトガルなど数カ国については分析の対象から除外している。
- 4) 本稿では、国連児童基金 (UNICEF) における研究と同じアプローチが取られている (Bradbury and Jäntti, 1999, 2000, 2001)。また、UNICEF (2000) も参照のこと (<http://www.unicef-icdc.org/research/ESP/CIIC1.html>)。
- 5) 「年度」所得を使っている英国を除く。
- 6) こういった資源の適切な測定基準 (特に現物給付の扱い) についての問題は、Bradbury and Jäntti (1991) がより詳しく論じている。所得の測定に関する最近の論文については、世帯所得統計に関する専門家グループ (Expert Group on Household Income Statistics) (キャンベラ・グループ) (2001) を参照のこと。
- 7) Bradbury and Jäntti (1999) がこの問題を詳細に論じている。
- 8) 低所得層の推計についての統計的信頼性に関して言えば、貧困率が数%しか離れていない国々の差については、統計的に有意 (statistical significance) であると言えないことに留意すべきである。
- 9) 等価スケールはおそらく相対的貧困率により大きな影響を及ぼすと考えられる。
- 10) 一般的には、世帯人員数の平方根を用いる方法が広く使われている。
- 11) ジニ係数は、所得の不平等を測るために一般的に使われる指標であり、簡略すると、ある経済において高所得層と低所得層の所得差の平均を平均所得の割合で示したものと直感的に解釈

することができる。例えば、メキシコのジニ係数は52.6だが、これは全メキシコ人と貧困状態にあるメキシコ人の可処分所得の差は、平均所得の半分であるという意味である。

- 12) 子どもの貧困に与える公共部門の影響を分析した別の研究としては、Bradbury and Jäntti (1999)を参照のこと。
- 13) 古典的な公式化についてはSen (1976)を参照のこと。ヘッド・カウント (head count) 率を使う現在の方法を擁護する議論については、Bradbury and Jäntti (1999)を参照のこと。

参考文献

- Bradbury, Bruce and Markus Jäntti (1999) Child poverty across industrialized countries, Innocenti Occasional paper 71, UNICEF, International Child Development Centre, Florence.
- (2000) Child poverty across industrialized countries: evidence from the Luxembourg Income Study, in K. Vleminckx and T. M. Smeeding, eds., *Child well-being, child poverty and child policy in modern nations*, Avebury, Aldershot, chapter 1, pp. 7-32.
- (2001) Child poverty across twenty-five countries, in B. Bradbury, S. P. Jenkins and J. Micklewright, eds., *The Dynamics of Child Poverty in Industrialised Countries*, Cambridge University Press, chapter 3, pp. 62-91.
- Cornia, Giovanni Adrea and Sheldon Danziger, eds. (1997) *Child poverty and deprivation in the industrialized countries 1945-1995*, Oxford University Press, Oxford.
- Expert Group on Household Income Statistics (The Canberra Group) (2001) *Final Report and Recommendations*, Ottawa.
- Forssén, Katja (1998) Children, families and the welfare state, studies on the outcome of the Finnish family policy, Studies 92, National Research and Development Centre for Welfare and Health, Research Report.
- Gottschalk, Peter and Timothy M. Smeeding (1997) Cross-national comparisons of earnings and income inequality, *Journal of Economic Literature* 32 (2), 633-686.
- Jenkins, Stephen P. and Frank A. Cowell (1994) Parametric equivalence scales and scale relationships, *Economic Journal* 104 (425), 891-900.
- Jenkins, Stephen P. and Peter J. Lambert (1993) Ranking income distribution when needs differ, *Review of Income and Wealth* 39 (4), 337-356.
- Jäntti, Markus and Sheldon Danziger (2000) Poverty in Advanced Countries, in Anthony B. Atkinson and François Bourguignon, eds., *Handbook of Income Distribution*, North-Holland, Amsterdam, chapter 9, pp. 309-378.
- National Research Council (1995) *Measuring Poverty: A New Approach*, National Academy Press, Washington.
- Oxley, Howard, Thai-Thanh Dang, Michael Förster and Michele Pellizari (1999) Income inequalities and poverty among children and households with children in selected OECD countries: Trends and determinants, Working Paper XX, Luxembourg Income Study, Luxembourg.
- Rainwater, Lee and Timothy M. Smeeding (1995) Doing poorly: The real income of American children in a comparative perspective, Working Paper 127, Luxembourg Income Study.
- Scholz, John Karl (1993-1994) Tax policy and the working poor: The earned income tax credit, Technical report, Institute for Research on Poverty, University of Wisconsin-Madison.
- Sen, Amartya (1976) Poverty: An ordinal approach to measurement, *Econometrica* 44 (2), 219-231.
- Smeeding, Timothy M. (1997) Financial poverty in developed countries: The evidence from LIS: Final report to the UNDP, Working Paper 155, Luxembourg Income Study, Luxembourg.
- UNICEF (2000) League table of child poverty in rich nations, Innocenti Report Cards 1, Innocenti Research Centre, Florence, Italy.
<http://www.unicef-icdc.org/research/ESP/CIIC1.html>.
- Wennemo, Irene (1994) Sharing the costs of children, studies on the development of family support in the OECD countries.

(Bruce Bradbury ニュー・サウス・ウェールズ
大学社会政策センター教授)
(Markus Jäntti フィンランド統計局
/アボ・アカデミ大学教授)

国際比較からみた日本の家族政策支出

勝 又 幸 子

はじめに

社会保障給付の高齢者を対象にした給付68.1%で、児童や家族を対象にした給付は3.5%にすぎないことから、世代間で公平な給付ができていないと考える人は多い¹⁾。だから、もっと児童や家族を対象にした給付を行うべきだと主張する人もいる。もちろんそれは金額規模だけの格差を言っているのではなく、必要な給付が児童や家族のために支給されていないことを、高齢者への過大な給付による弊害としてとらえているからだろう。

社会保障給付構造の国際比較をすると、同じ経済力をもつ国々に比べて日本は社会保障費用の規模が大変小さい上、家族支援に関わる給付の規模がさらに小さくなっていることに気づかされる。給付構造の違いは、人口構成の違い、社会経済状況の違い、そして制度デザインの違いによって大きく異なってくる。本稿では、家族支援給付に焦点をあて、日本における家族支援政策支出の規模を国際比較のなかで検証したい。現在先進各国が直面している社会状況には共通点があるが、少子化もその一つである。少子化とは出生率の低下によって子どもの数が減少することである。長期的にみると出生率の低下現象は、すべての先進国において経験されたことである。しかし、少子化という状況をいつ対応すべき社会状況と認識し、政策課題としてなんらかの施策に着手したかはそれぞれの国でことになっている。欧米各国の合計特殊出生率の現在水準が、過去におこなった社会政策

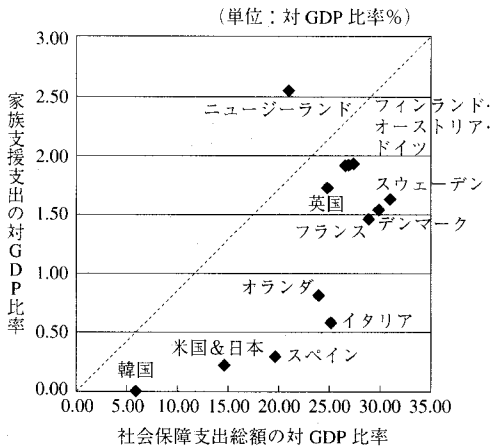
の効果の帰結として理解できるとしたら、家族支援に投入してきた社会保障支出の規模はその一つの変数として参考になるかもしれない。ただ、出生率は人口の年齢構成の違いや公衆衛生や生殖医療技術の発展や導入などの、社会経済的要因以外の要因によっても影響をうけるものであるから、出生率と社会保障支出における家族支援支出を直線で結ぶのは大胆な試みといえよう。いっぽうで、民主国家では投票行動を通じて人々が価値を置く政策により多くの財源が投入されていくことを所与のことにすれば、家族支援にどのくらいの財源を投入してきたかを知ることはそれ自体に意味のあることと言える。

以下の分析にもちいたのはOECDの社会支出統計である。日本のデータは国立社会保障・人口問題研究所が毎年公表している社会保障給付費の資料に「児童・家族関係給付費」として発表しているものとはほぼ同じである²⁾。そこに含まれている費用は、児童福祉費(保育サービスや施設サービス等)、児童手当(児童扶養や特別児童扶養手当を含む)、育児休業給付、そして出産関係給付である。日本では正常分娩にかかる費用を診療報酬のなかで給付していないので、正常な出産にかかる費用は、分娩費として一時金で各健康保険より支給する³⁾。OECDの他の国同様、児童にかかる医療費はここに含まれない。日本の児童・家族関係給付費については、勝又(2000)において時系列をふくめた分析をおこなっているが、少子化が進んだこと、すなわち総人口にしめる子どもの割合が減少してきたことが直接的に児童・家族関係給付費の規模に影響を与えたわけではないこと

が分析されている。

I 各国の社会支出の規模と家族支援支出の規模の関係

図1は横軸に社会支出の対GDP比率を縦軸に家族支援支出の対GDP比率を取っている。社会



資料) OECD (2001) 『社会支出統計』。

図1 各国の社会支出の規模と家族支援支出の規模の関係

支出の規模が大きくなると家族支援支出も大きくなるという傾向があるが、家族支援支出の規模と社会支出全体規模の関係は各国で一様ではない。

図1では日本はアメリカと同じ位置にあり、スペインやイタリアなど低出生率の国々と同様、家族支援政策の支出が低いため下方に位置している。韓国の家族支援支出は0パーセント近くと低くなっているが、調査年1998年は金融危機直後であり、IMF体制のもと数多くの失業者が発生し、多く予算を失業給付に費やしていた頃である。直近の人口統計を参考にすると2002年韓国のTFRは1.30まで下落し、日本の1.33を追い越して世界の超低出生率国の仲間入りをした。

ほとんどの国が45度線より下にあるが、ニュージーランドだけは45度線の上になっている。これは、ニュージーランドが公費で手厚い家族支援の現金給付をおこなっているからである。

1980年から1998年までのあいだ5時点(1980年、1985年、1990年、1995年、1998年)の家族支援支出の規模と社会支出規模の関係が時間の経過とともにどうか変わったかを各国についてみると、つぎのことがわかる。

表1は上記と同様の5時点の対GDP比率のなかで、各国最高と最低の差をあらわしたものであ

表1 5時点(1980年、1985年、1990年、1995年、1998年)にみる社会保障支出対GDP比率の最高と最低の差と家族支援支出対GDP比率の最高と最低の差

総社会支出		家族支援支出	
米国	2.54	韓国	0.08
韓国	2.78	スペイン	0.21
ニュージーランド	3.38	日本	0.26
オランダ	4.02	ドイツ	0.46
スウェーデン	4.03	米国	0.51
デンマーク	4.54	イタリア	0.56
日本	4.54	ニュージーランド	0.61
オーストラリア	4.55	英国	0.65
スペイン	5.16	オーストラリア	0.81
イタリア	6.65	フランス	1.25
ドイツ	7.01	オランダ	1.69
英国	7.65	フィンランド	2.11
フランス	7.84	デンマーク	2.55
フィンランド	12.73	スウェーデン	2.57

る。左側の表が社会保障支出対 GDP 比率を、右側の表が家族支援給付の支出対 GDP 比率で比較したものである。

表の右側から次のことがわかる。家族支援支出の規模の変化が小規模な変化だった国には、現在急激な出生率の低下によって少子化が深刻な問題になっている国（例えば日本、スペイン、イタリアなど）がみられ、逆に家族支援支出の規模の変化が大きかった国（例えばフランス、デンマーク、フィンランドなど）には出生率維持と家族支援政策で効果をあげている国がふくまれている。

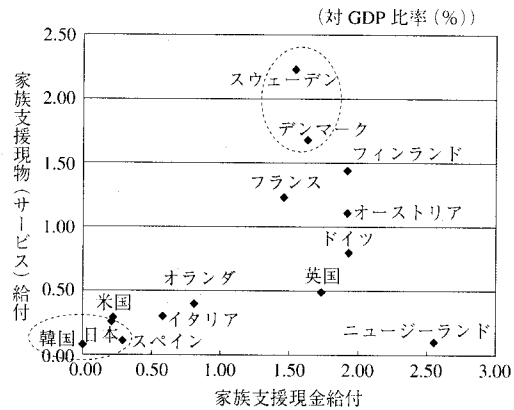
表 1 の左側、社会保障支出対 GDP 比率を比較した結果からは、家族支援支出規模の差のような特徴はみられない。超低出生率の国々でも、スペイン、イタリア、ドイツなどは大きな変化を記録している。社会支出総額の比較では諸外国にくらべて比較的变化の少なかったスウェーデン、デンマーク、オランダなどは、家族支援支出では大きな変化をみせている。社会支出全体の動向は経済情勢や人口構成により制御不可能なところで起こる場合が多いが、家族支援支出は政策的意図に応じてその規模を変えることができる。したがって、政策的影響がより強くあらわれるのが家族支援支出の動向だと考えることができるだろう。

II 現金と現物

家族支援給付を OECD 社会支出統計は現金と現物の二つに分けて集計している。現金給付とは、児童手当や育児休業給付などの現金給付をあらわし、現物給付はサービスすなわち保育サービスや要保護児童の施設等における保護などをあらわしている。

家族支援現金給付と家族支援現物給付の関係を、各国で観察すると、出生率の高さでグループ分けできる国と重なっていることがわかる⁵⁾。

図 2 は横軸に家族支援の現金給付の対 GDP 比率を、縦軸に家族支援の現物（サービス）給付の対 GDP 比率をとっている。日本、イタリア、スペイン、韓国、米国の 5 カ国はグラフで下の部分に位置し、いずれの給付も低いグループになる。



資料) OECD (2001) 『社会支出統計』。

図 2 家族支援給付——現金給付と現物給付の比較 (1998 年)

また、デンマークとスウェーデンの 2 カ国は相対的に現物給付が大きい国のグループを形成している。図 2 から特徴的な国としてはニュージーランドがあげられる。ニュージーランドの家族支援現金給付 (Family cash benefit) は、0 歳から 16 歳、状況によっては 18 歳まで支払われる児童手当と、単親で子どもを養育する人の家事および介護の援助のために支払われる家族介護手当がその内容になっている。

スウェーデン、デンマークでは、現金給付の規模にまさるとも劣らない家族支援サービス給付があることがわかる。両国の場合家族支援サービスの多くは保育施設サービスである。例えばスウェーデンでは 3 歳未満児の 40.9% が保育所 (Daghem/Day care center 32.4%) や家庭型保育所 (Familjedaghem/Family day care unit 8.5%) などの保育サービスを利用している。親保険 (Parental Insurance) が充実しており産休および育休が保障されているので 0 歳児の保育所利用はほとんどないが、1 歳児では 46.5%、2 歳児では 71.2% が保育所及び家庭保育所を利用している。デンマークの共働き率は大変高く、とくにフルタイムで働く女性が多いといわれている。デンマークでは、0~2 歳児の 51.2% (10.7 万人)、

3~5歳児の86.9% (17.7万人) が保育所 (Day-care) 等保育サービスを利用している⁹⁾。

家族支援給付の現金と現物の組合せは時間的経過のうえでどのようにかわってきたのだろうか。1980年から1998年まで5時点の変化を追った。

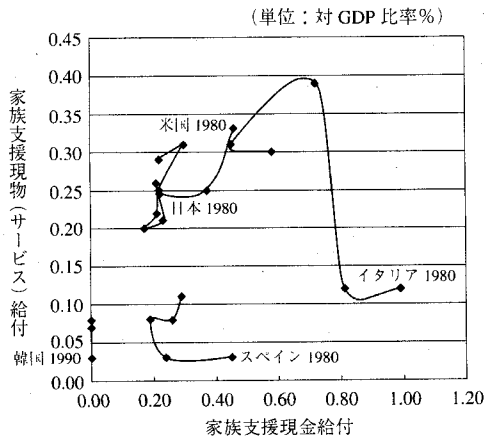
1 グループ別特徴①家族支援給付の規模が小さい国の特徴

図3で、家族給付の対GDP比率が小規模の国4カ国を例にとると、南欧のイタリアとスペインは最近になるほど、家族支援のサービス給付を増やしている。しかしそれは現金給付とのある程度トレードオフによって成り立っている。アメリカについては1980年代より全体的に家族支援給付が圧縮されてきたが、現金給付よりもサービス給付へのシフトが読み取れる。日本は1980年と1998年の2時点についてはほとんど変わらない。途中現金およびサービスともに圧縮されたように見えるのは、諸外国にくらべてGDPの伸びが順調であったうえに受給者である子どもの数が減ってきたことが考えられる。

図4では、大規模な家族支援をおこなってきた北欧3カ国 (スウェーデン、デンマーク、フィンランド) の動きをみた。フィンランドとデンマークでは1995年までは家族支援給付は現金給付で

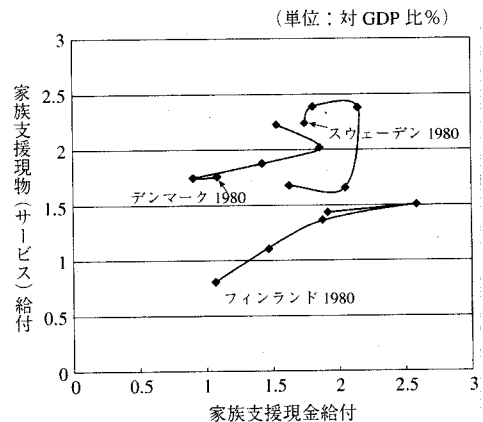
は拡大の傾向にあった。しかし両国では1998年に現金給付については大幅な削減がおこなわれている。この現金給付の大幅な削減の背景は、フィンランドについては、単親世帯などの子どもに対する家族手当 (Family allowance) が1990年代に増加していたのが1994年をピークとして減少しはじめたことによる。デンマークについては1998年に両親手当の大幅な圧縮が影響して家族支援の現金給付が減少したが、その分を施設保育サービス (Formal day care) の充実にあてたことによる。スウェーデンは短期間に大きな変化があった国である。1980年代には現金給付の充実がはかられたが、1990年代にはいと現金給付削減による所得保障の圧縮と併せて保育所などの施設サービス現物給付の充実が政策としてはかられたことが原因と考えられる。1996年から保育サービスの提供主体がコミュン (地方自治体) になって、待機児童の解消などが政策的にはかられサービス給付が増加している。

近年フランスとデンマークは家族支援政策によって少子化に歯止めをかけた国として注目されてきた。また、アメリカは先進国のなかでは欧州にはじまった福祉国家概念とは異なる独自の市場経済に根ざした政策を実施しながら比較的高い出生率を維持できている国である。図5は、高出生率



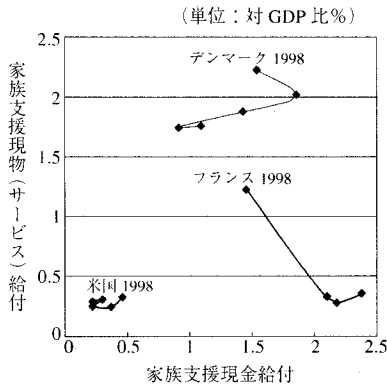
資料) OECD (2001) 『社会支出統計』。

図3 家族支援給付の規模が小さい国の特徴



資料) OECD (2001) 『社会支出統計』。

図4 高家族支援給付の北欧諸国



資料) OECD (2001) 『社会支出統計』。

図5 比較的高出生率を維持している国および近年出生率が回復してきた国

を維持しているかまたは、近年出生率が回復した国を集めてある。このなかでフランスとデンマークの動きについては、家族支援給付が現金給付から現物給付へシフトしてきたことを表している。アメリカについては変化の幅は小さく全体に家族支援給付は圧縮の方向にあるにもかかわらず、順調な出生率を維持していることを表している。アメリカにはもともと手厚い児童手当のような公的給付がないため、制度改革が給付の増減に直接影響を与えない構造になっているといえよう。

III 低出生率国グループに共通していること

低出生率国に共通していることは、社会保障支出に占める家族支援支出が相対的に小規模であることは先にのべたが、多くの低出生率の国では子どもの数が減っており、すなわち子どもが少ないから支出が小規模であるということもあるわけで、低出生率と小規模な家族支援支出のあいだには因果関係があるとはいえない。しかし、過去になんらかの家族支援給付の増加を経験した国デンマークやフランスおよびスウェーデンにおいて、因果関係はともかくとして出生率の変動が報告されていることは考察に値すると考える。記述の分析か

ら日本を例外としてイタリアでもスペインでもかなり大きな規模で家族支出の規模を拡大している。しかし、一国の経済力規模からみた家族支援策への支出は、北欧諸国のそれにはおよばず、その他の欧州諸国に比べても極端に少なくなっている。すなわちある程度規模的に大きな家族支援支出を施さないことには、目に見える効果が期待できないと考えられるだろう。

家族支援給付の規模が小さいこと以外に、低出生率国グループについて、マクロ支出データから共通していることがある。それは、政策分野別の社会支出の割合で全世界共通して大きな二つの支出すなわち「高齢現金給付」と「公的医療給付」を足し合わせた額が全体に占める割合が70%を超えて極端に大きいということである。図6では「高齢現金給付」と「公的医療給付」の合計が大きい国からならべてみた。アメリカを除く上位3カ国が日本、イタリア、スペインの低出生率、低家族支援支出国である。なぜこのような結果になるのだろうか。それは「給付」の政策反応の時間的違いが考えられる。つまり高齢現金給付とは公的年金を中心とした給付であり、それは長期保険であり、いったん制度ができるとその給付水準を変更するには時間を要する。また「公的医療給付」は、すでに様々な研究によってわかっているように供給側の誘発需要によりその規模を拡大してきた分野である。この給付は診療報酬などの支払い側の制度変更によって短期的に給付や支出を調節できるように考えられるかもしれないが、2002年の健康保険法一部改正の例をひくまでもなく、利害関係が強固にからみつく医療産業の分野は保険的には単年度収支を基本とした短期給付であるものの、その変革は困難をきわめる。すなわち、低出生国のマクロ費用統計の特徴である、二つの変革困難な給付がその多くをしめている状況は、財政の硬直化が重度であることを表している。硬直化した財政状況は、年金や医療以外の給付が政策実行上困難になっている状況をつくりやすい。たとえ各国が近年になって少子化対策に熱心になったとしても、政策の実施のために相当規模の支出を家族支援支出に確保しようとする国

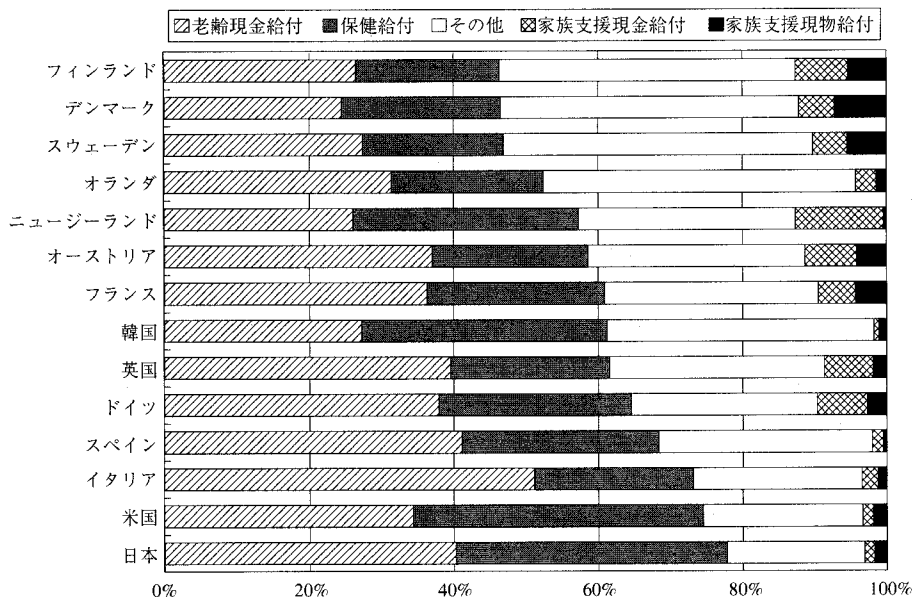


図6 機能別給付の割合比較 (1998年) —— 高齢現金給付+保健給付の割合が大きい国順

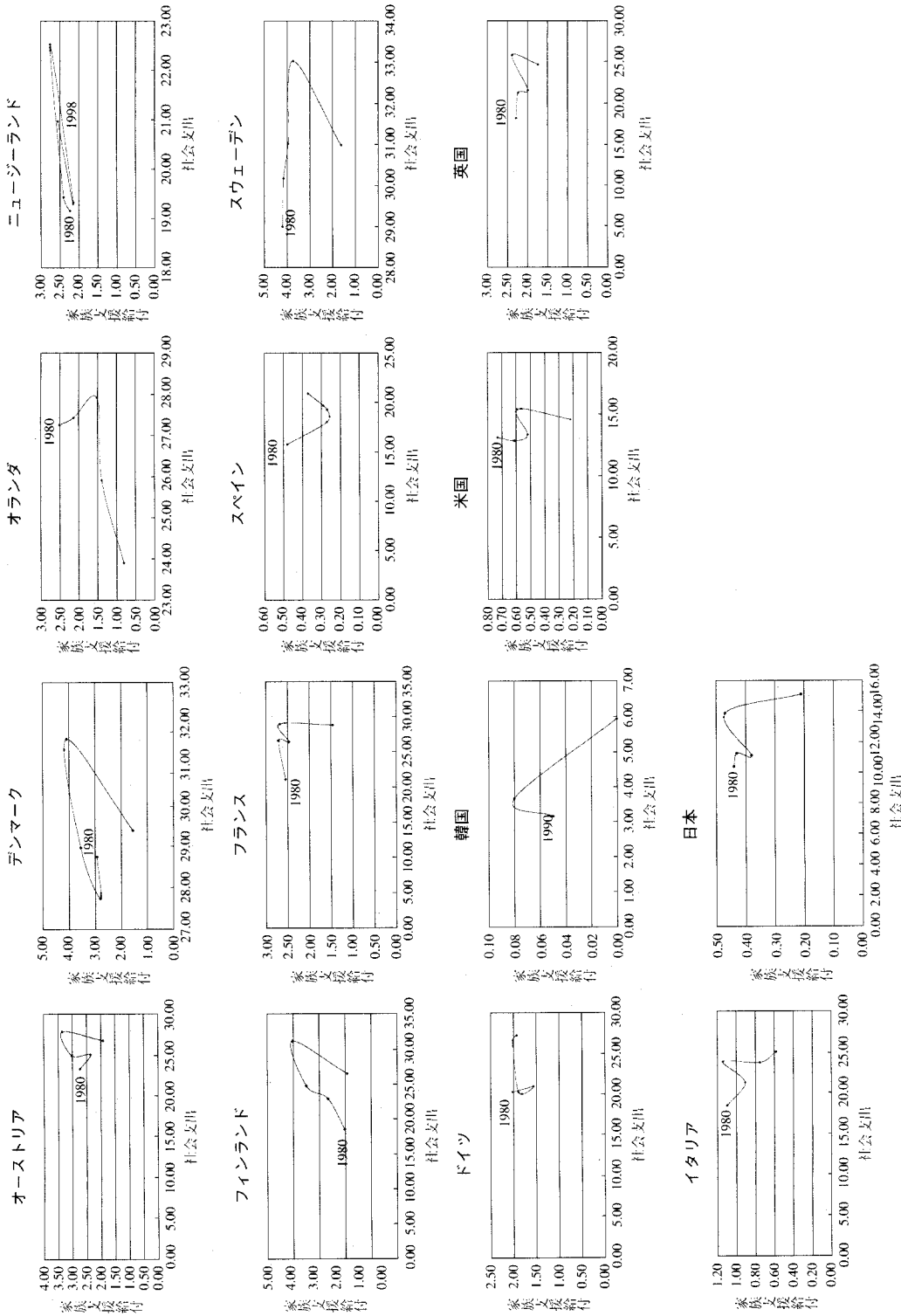
内の硬直化した財政状況がそれを簡単には許さないという状況が共通しているのである。

IV 費用統計の限界と今後の課題

家族支援支出として集計された現金給付のほか、税制を通じた所得補填や補足が多くでる国で実施されている。よく例にされることだが、児童手当制度が無いアメリカにおいて所得税における税額控除制度は、子どもがいる世帯でなおかつ保育などのために費用を捻出したことが前提となっているから、児童手当と同様の機能をはたしているという例である。税制における見えざる給付などは現在 OECD が集計しているマクロ統計には含まれていない。又逆に、インカムテスト (所得制限) なしに給付される児童手当等の給付の場合、所得税の課税ベースに参入され、そこから所得税が歳入として国に再度還流していく国々 (オランダ、北欧諸国など) もあり、給付額の積み上げ (グロスの数値) だけでは実態を把握できないと言われている⁷⁾。

日本については、外部保育サービス (ベビーシ

ッターや民間の保育サービス) を購入してもその支出は所得税還付の対象にはならない。しかし逆に、児童手当や児童扶養手当などの社会的な給付は、インカムテストなどの一定制限を設けて支給されているので、受給しているひとには付加的な負担能力がないと判断されて、受給した給付はすべて非課税である。児童扶養手当のインカムテストや生活保護制度の補足性の原理がスティグマ (恥辱感) となって、おなじ経済的困窮状況にある者の間で大きな所得格差を生むことが制度の問題点として指摘されている。母子家庭のような一時的に困窮にある世帯にとっては、手続きの煩雑さから、児童扶養手当は利用しにくい制度だとの批判もある。制度のあるなしよりも、制度がどのくらい利用されているかが問題である。その意味で、日本の家族支援給付規模の小ささは、結論として、日本における家族支援政策が国際比較において相対的にも絶対的にも小さな規模でしか存在していないことを明らかにしているといえよう。



注) 横軸：社会支出総額対GDP比率(%), 縦軸：家族支援給付対GDP比率(%).

付録図 5 時点 (1980年, 1985年, 1990年, 1995年, 1998年) にみる各国の変化

ま と め

「子どものいる世帯」をめぐる状況は、正確に把握されなければならない。日本という国は、家族支援給付としてわずかな支出しかしていない国であることは明らかである。なぜそのようにわずかな支出しか無いのかを考える必要がある。必要が無かったから給付が無かったのだろうか。保育所待機児の多さ、母子家庭所得の低さをみても、けして必要がなかったから給付が低かったとは言えないと思う。では、必要があっても給付が低いままで推移してきたのはなぜだろうか。その要因はいくつか考えられる。家族支援給付といっても、直接給付の対象となっているのは、子どもと女性である。この集団は政治的影響力が非常に弱い。子どもの政治的影響力が無いのは、どの国家においても同じだろうが、子どもの利益を守る代弁者としての集団が存在するものだ。その代弁者には女性が多いのも万国共通したことである。日本においては、子どもの代弁者の多くを占める女性にも政治的影響力がほとんど無かったと言えよう。

エスピン・アンデルセンを代表とする「福祉国家論」の議論が最近盛んであるが、日本はいつも座わりの悪い位置に見え、そもそも「日本は福祉国家か？」という疑問をもっている。政治学の分野で日本を分析するとき、「企業」と「家族」がよく引き合いに出される。「企業型福祉」「家族主義」などといわれるように、日本企業の福利厚生制度に「家族手当」や「賃金住宅」が長い間位置づけられてきたことも、企業という環境に属していれば、国家に最低保障をもとめなくとも生きて行かれた事実をあらわしている。そして、その中で世帯として企業の福利厚生給付を支給されることで、多くの女性は子育てに専念し家事一切を担当してきたのである。手厚い従業員福利厚生給付があったのは、大企業だけであったことは事実だが、高度経済成長時代には全体の被用者の所得も相対的に上がり、所得の水準こそ違ったが、多くの被用者が片働き世帯で核家族を扶養することができた。この環境にあってこそ、日本のM字

型雇用慣行が成立したのである。一方同時期欧米諸外国の女性の多くは世帯主の失業や家族の崩壊などの変化を経験しながら、労働市場へと参画していった。現在、日本人女性も欧米女性が経験したのと類似の社会経済的な変化に直面している。しかし、制度・財政や雇用慣行は硬直的であり大きな政治的力を培ってこなかった日本女性はこの閉塞状況を打破することができないのだ。

家族支援政策は、ある程度の大規模な財源を投入することを前提に、少なくとも10年の中期的施策としておこなわれなければ効果は期待できない。具体的にはGDP比率でせめて1.5%、すなわち現在の約8倍の支出を「子どものいる世帯に対する政策として」支出することができるかどうかということである。硬直的な社会保障制度や財政構造をそのままにして、低成長時代に一気に特定政策分野の予算を増やすことは難しいが、不可能ではない。日本社会にとって最優先されるべき支出であることを証明し、世論が(国民が)その民主的な影響力をもって政策をおしすすめることが可能だからだ。そのためにはもっと「子どものいる世帯」の実態を明らかにするために研究をつづける必要がある。

注

- 1) 平成12年度社会保障給付費によると、高齢者関係給付費は総額で39兆1,729億円、児童・家族関係給付費は総額で2兆7,419億円だった。(国立社会保障・人口問題研究所 2002年)
- 2) OECDは支出を、ILO基準を採用している社会保障給付費は給付を集計しているため、OECDの方が施設整備費等を含む広い費用概念のため多少大きくなっている。
- 3) 国民健康保険の場合「出産育児一時金」として30万円平均が給付される。他の健康保険についても同様の規模が、被保険者およびその扶養配偶者の分娩費として支給されている。正常分娩の場合はこの一時金で、1週間程度の分娩にかかる入院費を賄うが、異常分娩の場合は診療行為として入院費が健康保険診療扱いになる。異常分娩の場合は医療費として計上され、児童・家族関係給付費には含まれない。
- 4) 各国別の推移は章末に付録として掲載した。
- 5) 各国の直近の出生率については、参考表を参照のこと。

参考表 諸外国の合計特殊出生率

イタリア (2001)	1.24
スペイン (2001)	1.25
ドイツ (2001)	1.29
韓国 (2002)	1.30
日本 (2001)	1.33
オーストリア (2000)	1.34
スウェーデン (2001)	1.57
イギリス (2001)	1.63
オランダ (2001)	1.69
フィンランド (2000)	1.73
デンマーク (2001)	1.74
フランス (2001)	1.90
ニュージーランド (1999)	2.00
アメリカ (2000)	2.13

資料) 各国については『人口統計資料集 2003』及び『国連人口年報』。

- 6) 厚生労働省少子化懇談会資料 2002 年。
7) OECD (2001) *Net Social Expenditure* では、この問題について推計をおこなっている。

参考文献

- 勝又幸子 (2000) 「社会保障費用からみた少子高齢社会」『季刊社会保障研究』Vol. 36, No. 1, pp. 56-66.
国立社会保障・人口問題研究所 (2003) 『人口統計資料集 2003』。
—— (2002) 『平成 12 年度社会保障給付費』, 2002 年 12 月公表。
OECD (2001) *Social Expenditure Database*, 3rd Edition.
—— (2001) *Net Social Expenditure*.
(かつまた・ゆきこ 国立社会保障・人口問題研究所総合企画部第 3 室長)

米国の保育政策に関する経済学的考察

デイビッド・M・ブラウ

I はじめに

米国において保育は、家族、雇用者、政策立案者が大きな関心を寄せる問題である。幼い子ども(0-5歳)を育てながら働く母親の労働力率は、1970年の30.3%から2000年には62.8%と2倍以上に増加した。母親が働く間に、誰が子どもたちの面倒を見るか、そしてその保育に必要な資金をどう賄うかは、米国のみならず他の高所得・低出生社会でも同様に重要な課題である。これらの国々の中で、米国は保育政策において他の社会政策分野と同様、その他の国々と一線を画している。日本や多くのヨーロッパ諸国では、子どもを持つ世帯に対する政策の一環として、公立の保育施設や保育サービスへ多額の補助金を提供している。しかし、子どもひとり当たりの金額では日本やヨーロッパにははるかにおよびないものの、米国においてもかなりの財源が保育に投入されている。ただし、その投入は、保育サービスの主たる提供者である民間市場を通して行われている。一方、米国以外の高所得・低出生社会においては、保育における民間市場の役割は限定的である。ヨーロッパでは、保育形態の大多数をフランスの「エコール・マターネル(ecoles maternelles)」やイタリアの「スコーラ・マテルナ(scuola materna)」のようなプレ・スクール(就学前保育施設)が占めている。これらの国々にあつては、保育ママのようなサービス提供者でさえも公的助成金や専門的支援の対象となっている(Waldfogel, 2001)。

本稿は、経済学的視点で米国の保育政策を保育市場との関連から分析するものである。経済学の実証手法は、市場を分析し、市場で決定される価格や量、質などを「社会的最適性」という観点から評価するのに適している。本稿のIIでは、米国における母親の就労、保育形態、保育の質、および保育に関する公共政策の動向について簡単に概要を述べる。IIIでは、米国の保育問題についての研究結果を論じる。ここでの議論には、需要、供給、費用、価格、母親の就労といった伝統的な経済学上の問題だけでなく、保育の質の決定要因や保育の質が子どもたちに及ぼす影響といった、従来経済学者がほとんど関心しなかった発達心理学の観点からの分析も含まれる。これらは保育市場を理解する上で欠かせない視点であり、経済分析をこういった問題に適用することは有益である。IVでは、次のような問題の検討を行う。(1)保育市場が効率的な資源配分に失敗するとしたら、それはどのような形で失敗するのだろうか？ 公共政策の介入を正当化する保育市場の不完全性とは何か？ (2)米国の現在の保育政策は、市場の失敗にどれほど効果的に対処しているのだろうか？ (3)米国が保育政策を変更するとしたら、どのように変更すべきなのか？ Vではこれらの問題への回答をふまえて結論を述べる。

II 雇用、保育、公共政策の動向

1 雇用の動向

「保育」が米国において論議されている理由は、幼い子どもを持つ母親の就労が急増しているから

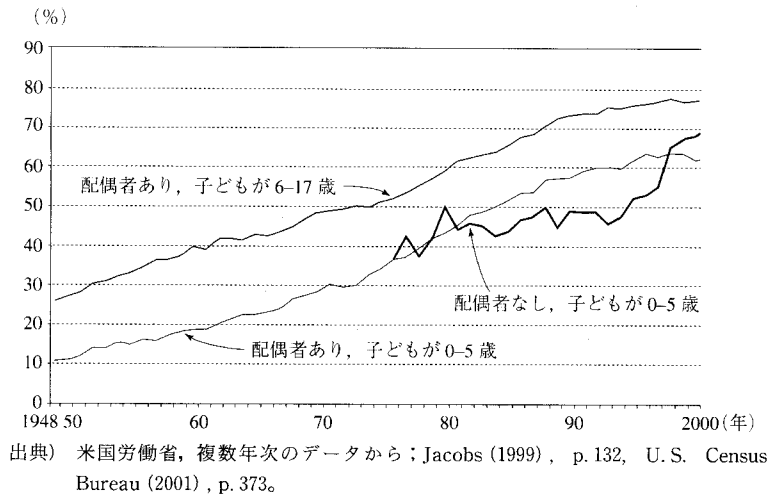


図1 配偶関係・子どもの年齢別にみた米国の母親の労働力率

である。図1は、1948年から2000年まで半世紀について、母親の労働力率が上昇した推移を示している。未就学児(0-5歳)を持つ有配偶の母親の労働力率(当該人口に占める就業者および完全失業者の割合)は、1948年当時11%で、1966年においても25%に満たなかった。しかし2000年には、未就学児を持つ有配偶の母親の62.8%、また、未就学児を持つシングルマザーの70%以上が労働力化している。2000年には、ゼロ歳児を抱える有配偶の母親の労働力率は58.3%に達し(U.S. Census Bureau, 2001, p. 373)、最も幼い子ども達についてさえ、保育は問題となっている。就学年齢の子ども(6-17歳)を持つ有配偶の母親の労働力率も同じく急上昇しており、今日ではその4分の3が労働力化している。就学年齢児のなかには、登校前や放課後に保育を必要とする者もいるが、学校で過ごす時間が殆どであるため、その保育需要は未就学児よりも小さい。また、終日保育が必要な場合と比べ、学校の拘束時間外だけ保育が必要となるので、家族同士で仕事の都合をつけることも容易である。

2 保育の動向

米国の子どもが今日、親以外の大人と過ごす時間は、昔の子どもと比べて遙かに増えている。1999年には、働く母親に養育されている0-5歳

の子ども1,220万人のうち、主要な保育形態(子どもが一日の大半を過ごす場所や相手の設定)が親以外となった子どもは80%にのぼり、週に平均して約40時間の保育を受けていた。また、働く母親に養育されている6-14歳の子ども2,200万人は、週に平均して22時間、登校前や放課後などに、親以外のもで過ごしていた。

表1は1977年から1999年における、働く母親に養育されている0-4歳の子どもたちの数と、保育形態の変化を示したものである。この22年間に、働く母親に養育されている未就学の子ども数は440万人から1,050万人まで増加した。1999年には、これらの子どものうち4分の1が親による保育を受けており、この割合は1977年とさほど変わらない。しかし、これらの子どものうち、母親が就労中に[同時に]子どもの面倒もみている割合は、1977年の11.4%から1997年の3.3%に激減した。今日では、親による保育のうち、母親の就労中に保育を受け持つのはほとんど父親であり、多くの場合、母親と父親が就労時間帯をずらすことによってこれが可能となっている。親以外の親族(多くの場合祖父母だが、兄姉、叔母などの場合もある)の保育を受ける子どもの割合は、同期間中に21%から31%の間で上下し、はっきりとした傾向は見られない。まとめると、1999年時点で働く母親に養育されている未就学児の

表1 働く母親を持つ0-4歳の子どもの保育形態

	子どもの数 (百万人)	構成比				
		就労中 の母親	父親	親族	親族 以外	組織化さ れた施設
1977年秋	4.37	11.4	14.4	30.9	29.4	13.0
1985年冬	8.17	8.1	15.7	24.1	28.2	23.9
1988年秋	9.48	7.6	15.1	21.1	28.9	27.3
1990年秋	9.63	6.4	16.5	23.1	25.1	28.7
1991年秋	9.85	8.7	20.0	23.5	23.3	24.7
1993年秋	9.94	6.2	15.9	26.0	21.6	31.0
1995年秋	10.05	5.4	16.6	21.4	28.4	25.7
1997年春	10.12	3.3	19.0	25.8	22.1	23.7
1999年春	10.54	7.9	17.0	28.9	20.8	25.4

出典) Casper (1997), Smith (2000, 2002), および「1996年所得およびプログラム参加調査 (Survey of Income and Program Participation)」(1999年春)の第10回調査からの集計。

注) 親族には祖父母, 兄姉, その他の親族を含む。親族以外には保育ママ, 乳母, ベビーシッター, 友人, 隣人を含む。組織化された施設にはデイ・ケア・センター, プレ・スクール, ヘッド・スタートを含む。1995年から, SIPPの保育関連項目は変更され, 「決まった保育形態なし」もひとつの選択肢となった。本稿は, 「決まった保育形態なし」は親による保育の中に分類している。1997年では, 「決まった保育形態なし」と答えたのは全体の6%だった。1997年と1999年のインタビューは春(4月から7月)だったため, 多くの学校は6月と7月は休校しており, プレ・スクールで保育されている子どもたちが, 他の形態で面倒を見てもらっていた可能性がある。上記の数字は全国の代表値となるようウェイト付けされている。

53.8%が親もしくは親族の保育を受けており, これは1977年の56.7%と比べ, わずかに減っているだけである。同期間における保育市場の最大の変化は, 子どもの自宅や他人の家で親族以外の者が行う「インフォーマルな」保育形態のウエイトが低下し, デイ・ケア・センター, 保育園, プレ・スクールなど組織化された施設保育のウエイトが拡大したことである。保育ママ(保育者の家で何人かの子どもたちの面倒を見る形態), ベビーシッター, 乳母, 友人, 隣人といった親族以外によるインフォーマルな保育が主要な保育形態に占める割合は, 1977年の29.4%から減少して1999年には20.8%となった。一方, 組織化された施設での保育の割合は, 13.0%(1977年)から1993年には31.0%にも達し, 1999年には25.4%となっている。

しかしながら, 組織化された保育施設の割合がこのように拡大しているにもかかわらず, 1999年時点で働く母親が養育する未就学児の約4分の3の主要な保育形態は個人宅での保育である。また, 1999年における子どもの主要な保育形態の45.6%には何らかの金銭の支払いが伴っている。そのうち, 親族による保育形態では23.5%, 親族以外の人物によるインフォーマルな保育形態では90.1%, 組織化された施設での保育形態では78.9%において金銭の支払いが介在する。

一方で, 5-14歳の子どもに対する登校前および放課後の保育は, インフォーマルなものが圧倒的に多い。1999年現在, 働く母親が養育する5-14歳の子どもが学校拘束時間外に受ける保育の提供者は, 37.0%が親, 36.3%が親族, 9.6%が親族以外の人物, 17.1%が組織化された施設によるものである。ここでの組織化された施設とは, 子どもの年齢が上がるにつれてクラブ活動, お稽古事, スポーツ・プログラムや他の組織化された活動となる傾向にある。また, 子どもが成長するにしたがって, 子どもだけで過ごす割合が増加し, 働く母親に養育される子どもでは, 5歳の1.1%, 9歳の8.1%, 14歳の44.8%が「大人の保育者がいない」時間を過ごしている。

保育市場の供給側を見ると, 営利目的のデイ・ケア・センターの数は, 1982年から1997年の間に18,000施設から44,000施設へと143%の増加をみせた。この間に, [営利目的のデイ・ケア・センターの]収入と給与総額は, 実質(インフレ調整後)換算で, それぞれ3.6倍および3.8倍になり, 従業員の数は3.2倍に増加した。これに対して, 非営利デイ・ケア・センター部門の成長は緩慢で, 施設数の増加は12,700施設から18,100施設へと43%, 収入と給与の総額の伸びは実質換算でそれぞれ2.3倍と2.0倍, 従業員数の増加は77%となっている(U. S. Census Bureau, 2000)。この事実により, 営利部門のほうが非営利部門に比べ, 保育サービス需要の増加に対して敏感に反応していることが分かる。非営利デイ・ケア・センターは無償で提供されたスペースやボランティアの労働力に頼りがちなため, 需要の増

加に対応して事業を拡大することが容易ではない。一方、個人宅での保育ママの実態については限られた情報しかないが、その数は、1987年から1992年の間に221,880件から489,054件へと2倍以上となっている。

3 保育の質

保育の質を特徴づける手段として、主に二つのアプローチが取られてきた。ひとつは、保育の「構造的」環境指標に基づくもので、発達学的観点による保育の適切性に関連したものと考えられる。これらの環境指標には、保育グループの規模[児童数]、保育者対子どもの人数比、保育者の総合的教育レベルと幼児期に関する専門的トレーニング、そして安定した環境の指標として保育者の離職率などがある。保育の質を測るもうひとつのアプローチは、発達学的観点から保育の適切性を直接観察する方法で、訓練を受けた観察者が標準化された測定手順を用いて記録を取るというものである。ある保育環境が所定の尺度のどこに位置するかを観察者が判断するという点で、この評価は主観的である。しかし、訓練を積むことで、異なる測定者が同じ保育環境に出す評価が高い相関を示すようになる。また、質に関するこのような「プロセス」の測定は、子どもの発達とより直接的な関連を持っている。このアプローチで測定・評価される項目を例示すると、子どもたちへの挨拶、食事の時間、昼寝といった日常業務、オムツやトイレの処理、家具の配置や部屋の整頓の適切性、言葉の理解と使い方、運動、創作活動、社会的発達、大人と子どもの意思疎通の雰囲気などがある(Harms and Clifford, 1980)。

米国ではこのような「プロセス」を重視した保育の質について全国的な調査は行われておらず、長期間の質の変化を追跡するデータの入手も難しい。入手可能なデータのうち最良のものは1989年と1993年の調査から得たデータで、特定地域におけるいくつかの代表的なデイ・ケア・センターで保育プロセスの質を測定している。その「費用、質および成果調査(Cost, Quality, and Outcomes Study: CQOS)」と「全米保育スタッフ

調査(National Child Care Staffing Study: NCCS)」では、幼児期環境評価尺度(Early Childhood Environment Rating Scale: ECERS)とその乳幼児版(ITERS)が使用された。これらの測定手順では、観察対象となる教室ごとの評価を30-35の項目について行い、各項目は1から7までの段階評価となっているので、完了するには約3時間を要する。スコアを正確に解釈するための注意事項として説明を加えると、1, 3, 5, 7という評価は、測定手段の設計者により、それぞれ「不適切」、「最小限」、「良好」、「優良」を表すものとされている(Harms and Clifford, 1980; Harms, Cryer, and Clifford, 1990)。総括スコアは全項目の評点を平均して得られる。前述した二つの調査では、調査対象となったデイ・ケア・センターでの保育の質の評価を平均すると4をわずかに下回り、「最小限」と「良好」の間であった。CQOS報告の著者たちは、この評価結果を「可もなく不可もない」としている(Helburn, 1995, p. 1)。保育の質は施設によって大きく異なり、最も質の高い場所は最も質の低い場所よりもおよそ1標準偏差分高い評価を受けた。年長児のクラスは、ほぼ例外なく乳幼児のクラスよりもはるかに質が高いとの評価を受けている。数件の例外を除いて、非営利デイ・ケア・センターの質の平均評価は営利目的のセンターよりも高い。調査対象となったセンターのほとんどは、保育グループの規模や保育者対子どもの人数比、教師のトレーニングといった構造的な事項に関する州の基準を遵守している¹⁾。

保育ママ家庭における保育プロセスの質については、まだあまり体系化された情報がない。Kontos et al. (1995)は約200の保育ママ家庭と保育サービスを提供している親族らを調査した。その結果、大多数の保育者は適切な質の保育を行っているが、およそ3分の1については保育の質が十分とは言えず、良好な質の保育をしていたのはわずか9%であった。

4 保育政策

米国における保育への公的補助金の額は、1990

年代半ばまで緩慢な増加にとどまっていたが、1990年代半ばから後半にかけての福祉改革を契機に急激な増加を始めた。1999年の公的保育補助金は210億ドルになると推計される(Blau, 2001, p. 155)が、これは米国における保育関連支出の総額約600億ドルの3分の1に過ぎない²⁾。これとは対照的に、ほとんどのヨーロッパ諸国では保育関連支出の70-100%が政府の補助金によって賄われるか、または公的機関が直接保育を行っている(Waldfoegel, 2001)。米国において補助金は次第に低所得世帯を対象にするようになってきているが、しかし、それをしても低所得世帯の大多数は既存プログラムによる援助を受けていないのが現状である。

保育補助金は、親が親以外の人物による保育やプレ・スクールの費用を支払うのを援助し、保育の提供者が保育サービスを提供する際に必要な費用を補助するものである³⁾。米国にはいくつかの大規模保育補助金プログラムと、数十の小さなプログラムがあり、その中には就労に伴う保育費用に限定されているものもあるが、就労要件のないものもある。後者は主に恵まれない子どもたちの知的発達の向上を目的としたプログラムであり、前者の就労に伴う保育補助金プログラムの目的や構造とはまったく異なる。にもかかわらず、この二つのタイプのプログラムは密接に関連している。なぜならば、就労に伴う保育費用の補助金は、それが本来の目的でないにしても、保育の質の選択行動に影響を及ぼす可能性があり、また、逆に早期教育プログラムは、親の働くインセンティブに結果的に影響を与えることがあるからである。このような制度はすべて、補助金の利用に関わる二つの次元のスペクトル(領域)上に位置していると考えられる。ひとつの次元は就労要件であり、スペクトルの一端では補助金を受け取るためには親がフルタイムで働いていることが義務づけられており、もう一方の端では就労はまったく義務づけられていない。もうひとつの次元は補助金の受給資格を得るために必要とされる保育の質を表す次元であり、スペクトルの一端では保育の質に関してなんら制約がなく、もう一方の端では質につ

いての厳しい条件を課すのである。保育に関わる政策決定とは、すなわちその制度をこの二次元空間のどこに置くのかの決定となる。1999年には、補助金のわずか3分の1しか質に重点を置くプログラムに割り当てられておらず、残りの3分の2のプログラムは質にはあまり重点を置かない、受給するのに厳しい就労要件のあるプログラムであった⁴⁾。

III 先行研究

保育政策に関連する問題を分析する文献は数多くあり、その数も急増している。ここで重要なのは、(A) 母親の就労決定に、保育費用はどれくらい重要であるのか？ (B) 世帯収入と保育費用は、保育形態および質に関する選択に、どれくらい重要であるのか？ (C) 民間の保育市場は質の高い保育サービスを大量に提供することができるのか？ (D) 子どもの知的、社会的、感情的発達を決定する要因として、保育の質はどれくらい重要なのか？ という問いかけである。この他にも保育と関連して経済学的・心理学的に興味深い問題があるが、上記4点は政策に直接関わるため、これらの点に絞って本稿では論じることとする。

1 保育費用が母親の就労に及ぼす影響

保育費用が母親の就労に及ぼす影響については多くの研究があり、ほとんど例外なく、保育費用が高くなると幼い子どもを持つ母親の就労が減るという結果が出ている。最新の研究では、弾力性は-0.06から-0.20の範囲で推定されており、比較的小さな影響しかないことが分かった(詳細はBlau(近刊)を参照のこと)。一方、保育費用の高低は低賃金の女性により大きな影響を与えていることを示す報告もある。同報告は保育補助金が母親の就労インセンティブを高める働きがあることを示唆しており、これは補助金プログラムが就労に与える影響を分析した2, 3の研究によって確認されている(Blau, 近刊)。

2 親達が選択する保育の形態や質は何によって規定されるのか？

世帯収入や様々な保育サービスの相対価格が、その世帯が選ぶ保育形態を左右することは、数多くの研究が示している。例えば、あるデイ・ケア・センターの保育料が他の保育形態の料金と比較して高い場合は、他の条件を一定として、親がそのセンターでの保育を選ぶ可能性は低くなる (Blau and Hagy, 1998; Chaplin et al., 1999)。保育サービスの価格が高いと、どのような形であれ有料の保育サービスの利用を抑制し、親族による無料の保育サービスの利用を促進する。世帯収入が増加するにつれて、親はデイ・ケア・センターや保育ママ、または自宅での有料の保育形態を選ぶ確率が高くなり、親族や隣人、友人、配偶者による保育を選ばなくなる傾向がある。親達がデイ・ケア・センターを好む理由は、これらのセンターが信頼しうる便利な保育サービスを提供しているためかもしれないし、就学年齢に近づく子どもに対してより質の高い保育を行っていると認識されているからかもしれない。しかしながら保育形態を所与とすると、その保育形態のなかでより質の高い保育を高所得の親がおしなべて選択する傾向は見られないことも Blau and Hagy (1998) の研究成果で示されている。つまり、他の要因の影響を制御すると、デイ・ケア・センターの利用者間で、世帯収入と利用している保育サービスの質の間に系統的な関係は見られないのである (Blau, 2001, 第4章)。この結果は、保育の質をグループの規模、保育者と子どもの人数比、保育士の訓練度といった構造的特徴で測定した場合にも、または上述の ECERS のようなプロセス測定を使用した場合にも同様である。これらの発見が示唆することは、「親は保育の質を判断することができない」、もしくは「親はより高い質の保育に対して追加費用を払わない」のどちらかあるいは両方である。

3 保育市場における質の供給

民間の保育市場は手頃な料金で質の高い保育サービスを十分に提供することができない (もしく

は提供しようとしな) ため、米国では質の高い保育サービスが不足しているという主張をよく耳にする。しかし、保育提供者の行動に関する研究は数としては少ないが、その結果はこういった主張を支持していない。先行研究は、質の高い保育サービスの限界費用はそれほど高くないことを示している。Blau and Mocan (2002) は、上記の CQOS による 1993 年のデータを用いて、デイ・ケア・センターの費用関数を推計している。この推計によると、ECERS の評価を 4 から 5 へ引き上げる場合、平均的なデイ・ケア・センターで年間 17,108 ドル、子どもひとり当たり直して 1 時間につき 11.4 セントの追加費用が生じるに過ぎない。この追加費用が消費者に転嫁されると、週 40 時間、年間 52 週分の保育料金は 237 ドル上昇して 4,104 ドルから 4,341 ドルになる。質が「可もなく不可もない」レベルから「良好」に上がることを考えれば、こうした料金の増加は大きいとはいえない。しかしながら、この程度の追加料金なら消費者が負担を厭わないという研究成果は皆無に等しいのである。Blau (2001, 第6章) の分析によると、質の高い保育が高価格とは限らず、このことから ECERS で測定されるような質は消費者にとって優先的事項ではないことが分かる。つまり、米国において保育の質が平均的に低い第一の理由は、質の高い保育への需要が不足しているためで、供給不足が原因ではない。このことは Blau and Mocan (2002) の分析によっても裏付けられている。彼らの分析では営利部門における質の供給の価格弾力性は .66 と推定されており、これは、料金が 10% 上昇すると保育の質が平均して 6.6% 高くなることを意味する。

4 保育の質は子どもの成長にどのような影響を及ぼすのか？

保育の質と子どもの成長については、恵まれない子どもたちを対象にした質の高いプレ・スクール・プログラム (就学前教育) の影響を評価するためにいくつかの実験的研究が行われている。こういった幼児期における教育介入を包括的に調査した Karoly et al. (1998) によると、これらのプ

プログラムに参加した子ども達は、その後の退学率が低く、収入は高く、婚姻外出産が少ないなど非常に有益な影響を受けており、同プログラムには、福祉、刑事裁判、特殊教育にまつわる将来的な公共支出を削減する効果があると結論づけている。この調査結果には説得力があるが、これは大変集中的にかつ費用をかけて実施されたプログラムに関するものであり、そうしたプログラムは極めて質が高く、特に恵まれない子どもたちを対象としている。そのため、ほどほどに質の高い保育が、いくらかでも子どもの発達に貢献するのか、または、保育の質には閾値があり、それを下回ると効果が取るに足らないものとなるのかどうかは不明である。また、これらの研究は、特に恵まれない子ども以外について、保育の質が子どもに及ぼす影響を明らかにしてはいない。一方で、質の異なる保育形態で子どもを観察した調査に基づく、別のタイプの報告もある。長期間に渡って子どもを追跡した非実験型研究の結果によると、ECERSのような測定手順を用いて発達学的観点による保育の質が高いとされた保育は、短期的(1-3年)には子どもの良好な発達と関連している。しかし、保育の質と子どもの発達の間どこまで因果関係があるのかはまだ分からない。最近の研究では、保育の質と子どもの発達の両方に関係しそうな要因を数多く制御すると、制御要因が少ない場合と比較して関係性は低くなるものの、統計的に有意な関係が両者の間にあることが明らかにされている(NICHHD and Duncan, 2002)。さらに、最も恵まれない子どもについては、質の高い保育の与える影響がより強くなるとの調査結果もある(Currie, 2001)。しかし、これらの観察調査期間は長さとして充分ではなく、質の高い保育の長期的効果を見極めることは難しい。

Blau (2001, 第7章)によると、他の要因を制御した場合、保育グループの規模や保育者対子どもの人数比は、保育プロセスの質や子どもの発達上の成果にほとんど、もしくはまったく関係していない。[保育士が] ワークショップ形式の教習を受けたり、幼児教育に関する大学の課程を履修したりしていると、ある程度(標準偏差のおよそ

5分の1程度) ECERS スコアの向上に繋がるという頑健な結果が出ている。このほかにも保育士の教育や訓練に関わる指標を多数検討したが、どれも一貫して頑健な影響は示さなかった。

小グループでの保育や手厚い人員配置が有益な効果をもたらすことを支持する統計的証拠に乏しいことは、フランス、ドイツ、スペイン、ポルトガルなどのヨーロッパ諸国の調査結果と一致する。このような国々では、高度な訓練を受けた保育士が比較的大きなグループで保育を行っている。これらの国々における未就学児クラスのグループの規模は、米国の多くの州の最低基準を満たしていないものの、子どもの発達上の成果は米国よりも優れている場合がある(Bergmann, 1996; Cryer et al., 1999)。

IV 米国の保育に関する公共政策は最適か？

1 保育政策はなぜ必要なのか？

保育市場への政府の介入を支持する根拠として用いられてきた議論は主に三つある。それは、不足の緩和、経済的自立、そして保育市場の不完全性である。

(1) 不足の緩和

乳児を対象とするデイ・ケア・センターでの保育、週末および夜間保育、質の高い保育、病児保育など、特定タイプの保育サービスが不足しているとよく言われる。このようなタイプの保育サービスの事業者へ補助金を出せば、サービス量が増加する可能性がある。経済学的観点では、市場価格で販売されるサービスの量がその価格で購入したいと考える消費者の数よりも少ないと、そのサービスが不足する事態が起きる。例えば、ある特定の都市において、特定の質(例えば、ECERS スコアが5以上)を満たした、乳児を対象とする終日のセンター保育の市場価格が1週間に付き100ドルであったとしよう。この価格で施設側が提供する定員よりも、この価格で保育サービスを購入したいと思っている親たちが養育する乳児のほうが人数として多い場合、100ドルという価格で供給量の不足が生じているといえよう。しか

し、このような不足が無限に続くことはあり得ない。センターが供給能力を拡大し、同じレベルの質を保ちながら乳児保育枠を1枠につき週100ドル未満の費用で追加できるなら、センターは追加利益をあげるためにそうすると考えられる。また、その質での保育サービスを一切購入できないよりは、たとえ120ドル出しても購入できるほうがましだと考える親がいるならば、価格は上昇するであろう。この場合、保育サービスを週100ドルで提供したら採算がとれなくても、週120ドルなら利益をあげられるような企業が市場に参入して、不足の緩和に役立つことになる。こういった標準的な議論では、不足は通常の状態ではなくむしろ例外的状態であり、起こったとしても一時的なものである。

保育サービスが不足しているという主張は多くの場合、所定の形態や質の保育を、消費者の大半が支払うつもりで価格では事業者が十分に供給しようとしないうことを暗黙的にまたは明示的に指摘しているのである。前述の例で、消費者の大半が乳児保育に週100ドル以上支払うつもりがなく、その質の保育サービスを100ドル以上で購入するよりは購入をやめると仮定しよう。したがって、消費者は価格をせり上げるつもりはない。一方、デイ・ケア・センターが乳児の定員枠を広げるために必要となる費用は、より多くの保育者を採用するために賃金を引き上げる必要が生じるといった理由のため、100ドルを超えると仮定する。非営利のデイ・ケア・センターでは、無償で提供された空間やボランティアの労働力を使っているため、100ドル以下の価格で乳児枠が利用可能かもしれない。しかし、非営利センターは供給能力を拡大することができないので、追加枠は費用の高い営利目的のセンターで獲得するしかない。この筋書きに従えば、乳児保育が不足していると言えるだろうか？ 答は否である。乳児保育枠がないということは、保育サービスを提供するのに必要なコストをカバーできるような価格でそのサービスを購入することに、消費者はお金を支払うだけの価値を見出さないのを反映しているに過ぎない。この状況では、不足を緩和する目的で政府が補助

金を支給することに合理的な根拠はない。なぜなら不足は生じていないからである。

(2) 経済的自立

保育への補助金は、低所得世帯の経済的自立に貢献している可能性がある。ここでいう経済的自立とは、就労しており、公的扶助を受給していない状態を指す。経済的自立には、実地訓練(OJT)や仕事経験を通じて職業倫理を植付け、人的資本を育むことによって将来的にも経済的自立が促進される面があり、そのため長期的には政府資金の節約につながる場合もある。このことから、経済的自立は望ましい目標と言えよう(Robins, 1991, p. 15)⁹⁾。こうした議論は、多くの保育補助金が就労もしくは教育訓練など仕事に関連した活動を支給条件としていることを正当化する理由として用いられる。就労している低所得の親に支給されている保育およびその他の職業関連費用の補助金は、今日においては公的扶助を支給するよりも多くの負担を政府に強いているだろう。しかし、前述したように「今日の補助金が将来の経済的自立に役立つという」動学的な関連が重要であれば、このような就労に伴う補助金は将来の賃金および労働時間の増加をもたらすため、今後ずっと公的扶助を支給し続けるよりも生涯を通じた補助金総額は少なくても済むかもしれない。ただし、この議論は保育が子どもにも与える影響とはまったく関係がなく、就労に関連した保育補助金で購入しうる保育サービスの形態と質にはほとんど制約がないことに注意してほしい。

Gladden and Taber (2000)による最近の研究から、米国における低熟練労働者の賃金上昇に関する有益な事実が明らかとなった。この著者らは、卒業後10年間という長期間に渡る追跡データを用いて、高校またはそれ以前の教育しか受けていない人々の賃金の上昇を分析した。これによると、低熟練労働者については、経験年数の増加に伴う賃金上昇率は小幅で、かれらを貧困から脱出させるほどの上昇ではなかった。例えば、高校を中退した労働者が仕事を始めた最初の10年間において、実際の職業経験に基づく実質賃金の上昇は平均して年率4.4%だった。したがって、平均的な

高校中退者が時給 5.15 ドルという最低賃金で働き始めた場合、10 年間の経験を積んだ後の賃金は時給 8 ドルとなる。これを取るに足りない金額ということはできないが、公的扶助への依存を大きく減らすに十分であるとも言いがたい。

中・高所得世帯は一般的に公的扶助に頼るリスクはない。それではなぜ政府はこのような世帯の就労に伴う保育費用に補助金を支給すべきなのか？ この疑問に対し、あるものは、勤労所得に対する課税は就労インセンティブを抑制するため、保育やその他の就労に伴う費用への補助金がこういった歪みを相殺するのに役立つと主張する (Barnett, 1993; Joint Committee on Taxation, 2000, pp. 105-107)。こういった根拠付けは到底納得しがたいというのが私の見解である。保育への補助金は確かに就労インセンティブを高めるが、こういった補助金は無償の保育サービスよりも有料の保育サービスを利用するインセンティブを与えるため、別の歪みを招くことになる。勤労所得への課税がもたらす労働市場のインセンティブの歪みを、もっと論理的に解決する方法は、このような課税を廃止し、労働市場のインセンティブを歪めることのない消費税または付加価値税に置き換えることである。

(3) 市場の不完全性

保育への補助金を支持する三つ目の議論は、保育市場に不完全性があるというものである。よく論じられる不完全性とは、保育の質について親が得られる情報が不完全であることや、質の高い保育が社会にもたらす正の外部効果などである⁶⁾。保育市場に不完全情報の問題が存在する理由は、どのような潜在的供給者がいるのか消費者が完全には把握していないことと、特定の供給者が提供する保育サービスの質についてその内容を十分には知らされていないことである。第一の問題を解決する可能性のある措置として、包括的で正確な供給者リストを管理するために情報提供 (Resource and Referral: R & R) 機関に政府補助金を支給する方法がある。しかし、インフォーマルな形態の保育供給者の多くは離職率が高く、身元を明かしたくないという傾向があるため、実

際には問題解決に役立たないかもしれない。不完全情報に関する二つ目の問題は、保育の質については消費者よりも提供者のほうが熟知しており、その上、提供者を監視するのは消費者にとって費用がかかりすぎることである。これがモラル・ハザード (隠れた行動) や逆選択につながる場合もある。デイ・ケア・センターでモラル・ハザードが生じることは十分考えられる (例えば、親が子どもを迎えに来る直前までオムツを取り替えない)。保育提供者の逆選択は、よりインフォーマルな保育ママでありがちである。保育ママは非常に低賃金の職業であるため、他の職業で高い賃金を得ることができる女性が保育提供者になろうとすることはあまりない。他の雇用機会での賃金が提供される保育の質と正の相関関係にあるとすれば、インフォーマルな保育形態で働くことを選んだ女性は、他の職業を選んだ潜在的な保育供給者よりも質の低い保育サービスを提供しているであろう。

保育サービスの消費者が十分な情報を得ていないことを示す証拠はあるのだろうか？ Walker (1991) は、低所得の親が選択する保育形態の 60-80% は、友人や親戚からの紹介を通して、もしくは提供者と直接知り合いであることから見つけたものであると報告している。この報告は、消費者が広範囲に渡る潜在的供給者についての情報を十分に持っていないことを示唆する半面、消費者に利用可能な情報量が欠乏していることを証明するものではない。知り合いに保育をしてほしいという強い選好が消費者にあるのなら、親の観点からは限られた情報でも最適だといえる。ただし知り合いか否かが保育の質と無関係ならば、社会的な観点からはこの情報量が最適水準であるとは必ずしも言えない。Cryer and Burchinal (1995) は、CQOS のデータを使用して、デイ・ケア・センターを利用している親に自分の子どものクラスを多項目に渡って評価してもらい、その評価と、同じ項目について訓練を受けた観察者が行った評価を直接比較している。その結果、親は訓練を受けた観察者と比べて、あらゆる項目について平均して高い評価を付しており、その評価の差は年長児

クラスについては平均しておよそ1標準偏差分、乳幼児クラスについては平均しておよそ2標準偏差分だった。この測定手順(ECERS)は、訓練を受けた観察者が実施する場合には信頼性のあることが証明されている。したがって、自分の子どもが利用する保育の質について親はあまり情報をもっていないことが分かる。

質の高いサービスの提供者を対象に保育補助金を支給すれば、消費者にとって質の高い保育の相対価格が低下することになり、これによって親が質の高い保育を利用するようになるだろう。これで不完全情報の問題が解決されるわけではないにしろ、その問題がもたらす悪影響はある程度克服される。つまり社会的な観点からは次善のレベルまで保育の質を引き上げることができる。

外部効果に関する議論は、教育問題に使われる論法とよく似た標準的なものである。質の高い保育は知的・社会的発達の向上につながり、ひいては学業に対する準備と学業の修了率を向上させる。これにより、低い教育水準がもたらす諸問題(低所得、不安定雇用、犯罪、麻薬、十代の妊娠等)にまつわる社会的なコストが軽減されるのである。しかし親たちがこのようなメリットを十分に理解していない場合、もしくは質の高い保育サービスの社会的利益ではなく個人的利益しか考えていない場合、社会的に最適な水準未満の質しか備えない保育サービスを選択するかもしれない。こうした議論によって、質の高い保育提供者を対象にしたヘッド・スタートのような補助金を正当化することができるし、中・高所得世帯の子どもたちを対象とした同様のプログラムの根拠付けにもなり得る⁷⁾。

2 現在の米国の保育政策は、保育市場の問題に十分に対応しているか?

前節の議論により、保育市場の最大の問題は、子どもたちが長時間に渡って質の低い保育を受けることで彼らの発達に潜在的リスクが発生することだと分かった。前節に詳述した研究成果では、米国における保育の質が相対的に低いのは、供給側に市場の失敗が生じているからではなく、親た

ちが質の高い保育に対してお金を支払おうとしないからだということが明らかにされている。親たちが積極的にお金を支払おうとしないのは、保育の質の高低を見分ける方法について親たちに情報が行き渡っていないためかもしれないし、質の高い保育がもたらす便益と質の低い保育がもたらす危険性が十分に意識されていないためかもしれない。質の高い保育が社会全体にもたらす便益を親が認識していないと、十分な情報を得ている親でさえも社会的な観点からは最適未満の質しか備えない保育サービスを選択する可能性がある。

保育の質の低さは雇用問題ではない。しかし、米国における保育補助金基金の大多数は親の就労を支給要件としており、保育の質については有効な制約を課していない。これらの補助金が対処しようとしている保育市場では、明らかな経済的非効率性は存在しないのである。補助金は二親がいる世帯では二親とも、片親の家庭ではその親が職につくことを促進しているが、社会がこのような支援を行うべき理由は明確ではない。就労を条件とするこのような補助金は、共働き世帯の生活水準を向上させるが、片働き世帯には何の利益ももたらさない。低所得世帯の場合でも、公的扶助への依存を減らす政策としては、その直接的原因となっている労働市場での低技能の問題を解決するほうが、保育補助金を支給するよりも適切であろう。

ヘッド・スタートとタイトルI-Aプログラムは、主な補助金プログラムの中でも例外的に質の高い保育を条件としている。この二つのプログラムは保育補助金総額のおよそ3分の1を占めているが、その受給者が保育補助金受給者全体に占める割合は非常に小さい。ヘッド・スタートとタイトルI-Aプログラムは、通常、保育補助金として考えられておらず、恵まれない子どもたちを対象とした早期教育プログラムと考えられている。この二つのプログラムに親の就労を促進する意図はなく、そのため一般的には保育プログラムに分類されてはいない。だが分類は何であろうと、親の就労に関わるプログラムであれ、子どもの発達に関連したプログラムであれ、親以外の人物による子どもの保育を補助し、当初の制度目的にかか

ならず、親の就労に伴う費用を軽減している。また、これらのプログラムは提供される保育の質を通じて、意図したかどうかは別にして、子どもの発達に影響を及ぼしている。このように考えると、現在の保育政策の問題点が明らかになる。つまり、補助金として使われる資金の3分の2は質ではなく就労を条件としているということである。こうしたアンバランスな状況では、保育市場における根本的な問題を解決することはできない。

3 米国は保育政策をどのように変更すべきなのか?

就労を条件とする保育補助金は、保育サービスへの需要を拡大させる半面、需要される保育の質を向上させるものではない。保育の質を向上させる費用は決して高くはない。ただし質の高い保育に対する需要が大きくなれば質の向上に要する費用も上昇する可能性はある。消費者が保育の質についてもっと満足のいく情報を得て、質の高い保育を購入する強いインセンティブを持たない限り、質の高い保育サービスに対する需要は増加しないだろう。保育の質は子どもの発達と幸福を決定する最重要の要素ではないが、潜在的に重要な要素であり、特に低所得世帯の子どもにとっては重要である。そして、子どもの発達に影響する各種の家庭環境に比べ、保育の質は政策を通じて容易に変更できる。以下に保育政策に関する提案をいくつか挙げ、質という最も重要な問題にどれほど効果があるかという観点から、これらの提案を評価する。

① 保育補助金を使途制約のない児童手当に替える (Blau, 2001; Walker, 1996)

このアプローチは、親以外の人物による保育サービスの利用に限定された補助金を、使途を問わない親への補助金に置き換えるものである。その理由は、子どもにとって必要なものが何であるかを一番よく知っているのは親だからである。子どもが質の高い保育サービスから利益を得ると親が思えば、親は児童手当で得た現金を使ってこのようなサービスを購入することができる。もし親が質の低い保育サービスを選択したとしても、それ

は構わない。そうした親は質の低い保育がもたらす悪影響を自分達で埋め合わせることができると考えているのであろう。片親が家にいるのが子どもにとって最良の選択だと親が考えるなら、仕事をしていない期間の生活費を賄うために児童手当を使うこともできる。使途制約のない児童手当はヨーロッパでは一般的であり、親が利用できる選択肢が増えるなど、魅力的な特徴がたくさんある。しかしながら、こうした児童手当は保育市場におけるサービスの質の低さという問題を直接解決するものではない。児童手当は質の問題に直接対処する政策を補完する上で大変有益であるものの、その政策の代替にはならない。

② 低所得層の保育に対する資金の拡大 (Children's Defense Fund, 2002; Helburn and Bergmann, 2002; Sawhill and Thomas, 2001)

1990年代後半の好況が終わってから、低所得労働者が雇用を通じて経済的に自立することがますます難しくなっている。結果として、1990年代に低所得世帯が達成した雇用と所得の増加を維持するためには、低所得世帯向けの保育補助金プログラム(児童保育と発達基金 Child Care and Development Fund: CCDF)への資金を増やすことが不可欠であると多くの研究者は考えている。しかし、この選択肢は、保育資金不足という問題を緩和することはできるが、保育の質が低いという問題の解決にはならない。低所得世帯は、不足しがちな資金を様々な用途にまわさなければならず、何に使うべきかについて特に強い葛藤がある。そのため、質の高い保育の利用に限定されていないCCDF補助金を増やしても、保育の質を著しく向上させる結果になりそうにない。したがって、この選択肢では保育市場の主要な問題に取り組むことにはならない。

③ ヘッド・スタート、タイトルIプログラム、および公立の幼稚園前保育 (Public Pre-Kinder-gartens) に対する資金の拡大 (Duncan and Magnuson, 2002; Committee for Economic Development, 2002)

これらのプログラムを拡充して、低所得層の子

どもたちに役立てるだけでなく、全日・通年の保育を提供することは、質の高い保育に必要な資金の不足という問題を解決することになるため、魅力的な選択肢だと言える。ただし、ヘッド・スタートや関連するプログラムが子どもの発達に与える長期的な影響については厳格な評価がほとんど行われていない。したがって、資金の追加には厳格な影響評価を義務づけ、実際にプログラムが子どもたちに長期的な利益を与えるように設計することが重要である。この条件付けで、ヘッド・スタートや同様のプログラムにあてる資金の増加を保育政策の優先事項のひとつとすべきである。政策は資格のあるすべての子どもにサービスを提供することを目的とし、全日・通年の保育プログラムに拡充することによって、子どもひとり当たりのサービスの量を増やす。また、受給資格の所得要件を引き上げるべきかどうか検討すべきである。

④ 保育サービスをヨーロッパ型の公的制度に変化させる

この方向に沿った提案のひとつとして、公立学校で保育サービスを提供するというものがある (Finn-Stevenson and Zigler, 1999)。別の提案では、保育提供者が公立学校の教師と同じ量の訓練と教育を受けるようにさせ、公立学校の教師のような認定を義務づけようというものもある (Kagan and Cohen, 1996)。これらのアプローチには少なくとも二つの問題がある。第1に、このようなアプローチでは普遍的なサービスを提供することになり、保育提供者の平均賃金を大幅に上昇させることになるため、他のアプローチと比べてはるかに多大の費用を必要とする。この変化は原則的には望ましいことかもしれないが、低所得世帯の保育問題を解決するための費用が非常に高くなるため、財政的裏付けができる可能性が乏しくなる。第2の問題は、公立学校制度は資源を効率的に使うインセンティブに欠けるため、多くの場合非効率とみなされているということである。このアプローチはまた、市場を使って保育資源を配分するという米国の長い伝統と矛盾する。したがって、このアプローチが米国で実現する可能性は低い。

⑤ 質にリンクした保育バウチャーの導入

(Blau, 2001)

このアプローチではバウチャーを提供し、購入する保育の質が発達学的にみて高いほど、そのバウチャーの価値も高まるようにするというものである。質の定義は、構造的特徴よりもむしろ（もしくは構造的特徴に加えて）ECERSのようなプロセス尺度によって行い、独立した認定機関による認定を受ける。質にリンクしたバウチャーによって、親は質の高い保育を求めるインセンティブを持つようになり、その費用を賄うだけの購買力を得ることもできる。これがひいては、最大の購買力を持つ消費者をひきつけるために質を向上させるインセンティブを保育提供者に与えることにもなる。バウチャーの価値は、質の高い保育サービスの費用を賄えるようなものでなければならず、質の低い保育に使う場合は比較的安く（恐らくゼロに）なる。このアプローチは、親に就労するインセンティブと質の高い保育を求めるインセンティブを同時に与える点で、どちらかのインセンティブしか奨励しない既存プログラムと異なっている。このアプローチは、新しいプログラムを作って実施することもできるし、既存のプログラムを変更することによって実施することもできる。このアプローチの費用は非常に高くつくだろうが、こうすれば市場メカニズムを放棄することなく、保育市場の主要な問題を直接解決することができる。

V 結 論

米国の保育市場は、働く母親を持つ未就学年齢の子どもの半数以上、そして働く母親が養育する就学年齢の子どもの約4分の1に対して保育サービスを提供している。保育形態や質の点で保育市場は実に多様であり、保育形態の種類によって、また同じ保育形態の中でも違いがある。保育市場の営利部門は近年急激に成長してきており、需要の増加に伴いさらに拡大を続けることが可能である。したがって、保育に関する公共政策が米国で近い将来策定されるにしても、民間市場に大きく依存する状況は続くものと思われる。

保育の質は、幼い子どもの発達に重大な影響を及ぼす可能性がある。デイ・ケア・センターにおける平均的な保育サービスの質が「可もなく不可もない」という事実は、世間の関心と呼ぶのに十分である。子どもの発達に関する既存研究では、子どもの発達に重大なリスクをもたらす恐れのある保育サービスの質の臨界値については明確な指針を提示していない。しかし、保育の質の低さが、潜在的に米国の民間保育市場における大きな懸念材料となっていると結論づけられる。

米国では、1950年代以降、仕事と家庭生活に劇的な変化が起き、これは社会に多くの恩恵をもたらしたが、同時にさまざまな問題も発生させた。しかし、これらの問題を好機と見ることもできる。何百万人もの子どもたちが、長時間保育を受けている[現状を転じて福となすべきである]。米国では、親のフルタイム就労を可能とし、保育だけではなく発達学的に好い影響を与えるような良質な全日制プログラムに入る子どもは、これまでごく少数であった。もし、子どもたちが質の高い保育サービスを受けることができれば、子どもたちの発達は著しく向上し、子どもたち自身や社会全体にとってメリットとなる。米国社会がこの機会をフルに活用してこなかった結果として、現在まで、多くの子どもたちが親から離れ、退屈で凡庸な保育サービスを受けて長時間を過ごしてきた。今後、保育政策をどのように吟味し、子どもの成長に寄与するような政策をうち立てていくかは、米国の公共政策にとっての挑戦といえよう。

([] 内は訳者補足。)

注

- 1) 全米を対象とした電話調査(1991年)「保育環境の概観(Profile of Child Care Settings)」(Kisker et al., 1991)で収集したデータでは、デイ・ケア・センターの平均的なグループの規模は16人(乳幼児の7人から3-5歳の子どもで17人という幅がある)、保育者対子どもの人数比は1対9、47%の保育士が大学を卒業しており、全センター中、半数において過去12ヵ月間に保育士の離職が生じており、離職者の出たセンターの平均離職率は50%であった。公的基準を満たしている保育ママ(この種の保育ママが保育マ

マ全体に占める割合は極少)についてのデータでは、平均的なグループの規模は7人、保育者対子どもの人数比は1対6、大学の学位を持つ保育者は11%に過ぎなかった。

- 2) 「1999年所得およびプログラム参加調査(Survey of Income and Program Participation)」のデータから計算。
- 3) 保育市場へ政府が介入するもうひとつの重要な形態として規制が挙げられる。米国では保育に関する規制は連邦政府ではなく州政府が決定する。その執行予算は比較的少なく、実際には規制は保育市場にそれほど大きな影響を及ぼしていない。規制については本論では触れないが、Blau(2001, 第9章)を参照のこと。
- 4) 質を重視したプログラムには、「ヘッド・スタート計画(Head Start)」、「タイトルIAプリスクールプログラム(Title IA Preschool)」, および州から資金を受けた幼稚園前プログラムがある。雇用を重視したプログラムには「児童保育と発達基金(Child Care and Development Fund)」、「タイトルXX社会サービス・ブロック交付金プログラム(Title XX Social Services Block Grant)」、「扶養家族のための税額控除プログラム(Dependent Care Tax Credit)」, および「雇用者が提供する扶養家族ケア費用の除外プログラム(Exclusion of Employer-Provided Dependent Care Expenses)」がある。
- 5) 就労も、それがもたらす将来的メリットを別にして、それ自身望ましい目標と考えることができる。自尊心を高め、子どもたちによりロール・モデルを与えることにもなる。
- 6) Walker(1991)がこれらの点を詳述している。ここでの議論は彼の主張に忠実にならっている。Blau(2001), Council of Economic Advisors(1997), Magenheim(1995), Robins(1991), および Vandell and Wolfe(2000)も参照のこと。
- 7) 政府の保育補助金を支持する別の議論は、平等という観点からのものである。Bergmann(1996)は、質の高い保育は「価値財、つまり購入する意欲もしくは能力の有無に関わらず、すべての人が持つべきであると我々が倫理的に判断するもの」と考えることができると論じている(131ページ)。この論に従えば、低所得家庭を対象とした現物給付を正当化することになる。この議論は、社会がその条件を提供する資源を持つのであれば、子どもから発達のための最適の条件を奪うことは非倫理的であるという道德的根拠にのみ拠っている。

参考文献

- Barnett, W. Steven(1993) "New Wine in Old Bottles: Increasing Coherence in Early Childhood Care and Education Policy," *Early Child-*

- hood Research Quarterly 8 (4) : 519-558.
- Bergmann, Barbara (1996) *Saving Our Children from Poverty: What the United States Can Learn From France*, New York: Russell Sage Foundation.
- Blau, David M. (2001) *The Child Care Problem: An Economic Analysis*, New York: The Russell Sage Foundation.
- (In press) "Child Care Subsidy Programs," Forthcoming in *Means-Tested Transfer Programs*, Robert Moffitt (ed.), University of Chicago Press for the NBER.
- Blau, David M. and Alison P. Hagy (1998) "The Demand for Quality in Child Care," *Journal of Political Economy* 106 (1), February: 104-146.
- Blau, David M. and H. Naci Mocan (2002) "The Supply of Quality in Child Care Centers," *Review of Economics and Statistics* 84 (3), August: 483-496.
- Casper, Lynne M. (1997) "Who's Minding Our Preschoolers? Fall 1994 Update," U.S. Bureau of the Census, Current Population Reports P 70-62, Washington D.C., November, <http://www.census.gov/population/www/socdemo/childcare.html>.
- Chaplin, Duncan D., Philip K. Robins, Sandra L. Hofferth, Douglas A. Wissoker, and Paul Fronstin (1999) "The Price Elasticity of Child Care Demand: A Sensitivity Analysis," Working Paper, Washington D.C., The Urban Institute.
- Children's Defense Fund (2002) "Low-Income Children bear the Burden of State Child Care Cutbacks," Washington D.C., <http://www.childsdefense.org>, September.
- Committee for Economic Development (2002) "Preschool for All: Investing in a Productive and Just Society," New York, http://www.ced.org/docs/report/report_preschool.pdf.
- Council of Economic Advisors (1997) "The Economics of Child Care," Washington D.C., December.
- Cryer, Debbie, and Margaret Burchinal (1995) "Parents as Child Care Consumers," in Suzanne W. Helburn (ed.) "Cost, Quality, and Child Outcomes in Child Care Centers, Technical Report," Denver: Department of Economics, Center for Research in Economic and Social Policy, University of Colorado at Denver, June: 203-220.
- Cryer, Debby, Wolfgang Tietze, Margaret Burchinal, Teresa Leal, and Jesus Palacios (1999) "Predicting Process Quality From Structural Quality in Preschool Programs: A Cross-Country 27 Comparison," *Early Childhood Research Quarterly* 14 (3) : 339-361.
- Currie, Janet (2001) "Early Childhood Intervention Programs: What Do We Know?" *Journal of Economic Perspectives* 15 (2), Spring: 213-238.
- Duncan, Greg, and Katherine Magnuson (2002) "Policies to Promote the Healthy Development of Infants and Preschoolers," working paper, Northwestern University, September.
- Finn-Stevenson, Matia, and Edward Zigler (1999) *Schools of the Twenty First Century: Linking Child Care and Education*, Boulder CO: Westview Press.
- Gladden, Tricia, and Christopher Taber (2000) "Wage Progression Among Less Skilled Workers," in *Finding Jobs: Work and Welfare Reform*, Rebecca M. Blank and David Card, eds., New York: Russell Sage Foundation: 160-192.
- Harms, Thelma, Deborah Cryer, and Richard Clifford (1990) *Infant/Toddler Environment Rating Scale*, New York: Teachers College Press.
- Harms, Thelma and Richard Clifford (1980) *Early Childhood Environment Rating Scale*, New York: Teachers College Press.
- Helburn, Suzanne W. (ed.) (1995) "Cost, Quality, and Child Outcomes in Child Care Centers, Technical Report," Denver: Department of Economics, Center for Research in Economic and Social Policy, University of Colorado at Denver, June.
- Helburn, Suzanne W., and Barbara R. Bergmann (2002) *America's Child Care Problem: The Way Out*, New York: Palgrave, for St. Martin's Press.
- Jacobs, Eva E., ed. (1999) *Handbook of Labor Statistics*, 3rd Edition, Lanham Md.: Bernan Press.
- Joint Committee on Taxation (2000) "Description of Revenue provisions Contained in the President's Fiscal Year 2001 Budget Proposal," Committee print JCS-2-00, March 6, U.S. Government Printing Office.
- Kagan, Sharon L. and Nancy Cohen (1996) "A Vision for a Quality Early Care and Education System," in Sharon Kagan and Nancy Cohen (eds.), *Reinventing Early Care and Education: A Vision for a Quality System*, San Francisco: Jossey-Bass.
- Karoly, Lynn A., Peter W. Greenwood, Susan S. Everingham, Jill Houbé, M. Rebecca Kilburn,

- C. Peter Rydell, Matthew Sanders, and James Chiesa (1998) "Investing In Our Children: What We Know and Don't Know About the Costs and Benefits of Early Childhood Interventions," Santa Monica CA: RAND Report MR-898-TCWF, <http://www.rand.org/publications/MR/MR898/>.
- Kisker, E., S.L. Hofferth, D.A. Phillips, and E. Farquhar (1991) "A Profile of Child Care Settings: Early Education and Care in 1990." Report prepared for U.S. Department of Education by Mathematica Policy Research.
- Kontos, Susan, Carollee Howes, Marybeth Shinn, and Ellen Galinsky (1995) *Quality in Family Child Care and Relative Care*, New York: Teachers College Press.
- Magenheim, Ellen B. (1995) "Information, Prices, and Competition in the Child Care Market: What Role Should Government Play?" in J.M. Pogodzinski (ed.) *Readings in Public Policy*, Cambridge MA: Blackwell.
- NICHD Early Childhood Research Network and Greg J. Duncan (2002) "Modeling the Impacts of Child Care Quality on Children's Preschool Cognitive Development," working paper, Northwestern University.
- Robins, Philip K. (1991) "Child Care Policy and Research: An Economist's Perspective," in David Blau (ed.) *The Economics of Child Care*, New York: Russell Sage Foundation: 11-42.
- Sawhill, Isabel, and Adam Thomas (2001) "A Hand Up for the Bottom Third: Toward A New Agenda for Low-Income Working Families," Brookings Institution, Washington D.C., <http://www.brookings.org/dybdocroot/views/papers/sawhill/20010522.pdf>.
- Smith, Kristin (2000) "Who's Minding the Kids? Child Care Arrangements, Fall 1995," U.S. Census Bureau, Current Population Reports, P 70-70, October. <http://www.census.gov/population/www/socdemo/childcare.html>
- (2002) "Who's Minding the Kids? Child Care Arrangements, Spring 1997," U.S. Census Bureau, Current Population Reports, P 70-86, July. <http://www.census.gov/population/www/socdemo/childcare.html>
- U.S. Census Bureau (2000) *Establishment and Firm Size (Including Legal Form of Organization)*, 1997 Economic Census, Health Care and Social Assistance Subject Series, EC-97 S 62 S-SZ, <http://www.census.gov/prod/ec97/97s62-sz.pdf>.
- (2001) *Statistical Abstract of the United States*, Washington D.C., <http://www.census.gov/statab/www>.
- U.S. Department of Labor (various years) *Handbook of Labor Statistics*, Washington D.C.: U.S. Department of Labor.
- Vandell, Deborah Lowe, and Barbara Wolfe (2000) "Child Care Quality: Does It Matter and Does It Need to be Improved?" Institute for Research on Poverty Special Report no. 78, Madison, November, <http://www.ssc.wisc.edu/irp/sr/sr78.pdf>.
- Waldfogel, Jane (2001) "International Policies Toward Parental Leave and Child Care," *The Future of Children* 11 (1) 1: 99-111, http://www.futureofchildren.org/usr_doc/vol11no1ART7.pdf.
- Walker, James (1991) "Public Policy and the Supply of Child Care Services," in David Blau (ed.) *The Economics of Child Care*, New York: Russell Sage Foundation.
- (1996) "Funding Child Rearing: Child Allowance and Parental Leave," *The Future of Children* 6 (2), Summer/Fall: 122-136, http://www.futureofchildren.org/usr_doc/vol6no2ART6c.pdf.
- (David M. Blau ノース・カロライナ州立大学
経済学部教授, カロライナ人口センター・
フェロー)

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

I 少子化と女性の働き方の選択

わが国の結婚・出産の特徴は未婚化・晩婚化などによる急激な少子化である。女性労働の特徴は、M字型労働力率にみられる結婚・出産による就業中断である。本稿ではこの関連する二つの問題の中核と考えられる女性の結婚・就業選択の関係と既婚就業女性の第一子出産行動に与える育児支援政策、特に育児休業制度の効果进行分析する。

1 実際の子ども数と子ども希望数

最初に子どもに対する考え方と実際の子ども数、働き方に関する考え方と実際の行動と選択理由について概観する。合計特殊出生率 (Total Fertility Rate, TFR) は長期的低下傾向が続き 2001 年には 1.33 となった。国立社会保障・人口問題研究所の低位推計によれば (「日本の将来推計人口：平成 14 年 1 月推計」), 総人口は 2004 年に 1 億 2,748 万人でピークに達し以降漸減する (TFR は 2005 年 1.22 と仮定)。他方で夫婦の理想とする子ども数, あるいは予定子ども数に 1970 年代後半以降大きな落ち込みがあるわけではない (図 1 参照)。理想とする子ども数は 1977 年の 2.61 人に対し 97 年は 2.53 人である。予定子ども数は 1977 年の 2.17 人に対して 1997 年も 2.17 人である (国立社会保障・人口問題研究所「第 11 回出生動向基本調査—結婚と出産に関する全国調査：夫婦調査の結果概要」)。この予定数の安定した状況とそれに矛盾する TFR の継続的低下傾向からすれば, 出産に関する人々の意識と行動に乖離が

みられ, 人々の希望を妨げる何らかの要因の存在が疑われる。

最近出産・育児や女性の働き方の意識と実際の行動について調査したものに「女性の働き方と, 子育てや家庭の暮らしに関するアンケート」(松浦: 郵政研究所 (2002)。東京 30 km 圏で主に 20~60 歳の女性を対象。以下「アンケート」という) がある¹⁾。同調査によれば, 現時点で子どもが欲しいとする人は回答者 1,155 人の内 180 人 (15.6%), 欲しくない人は 969 人 (83.9%) である (表 1 参照)。注目されるのは今の子ども数ゼロで子どもが欲しい人の 55 人 (子どもゼロの内 43.3%) に対して欲しくない人は 70 人 (同 55.1%, 全体の 6.1%) となることである。今の子ども数 1 人で子どもが欲しい人の 76 人 (子ども 1 人の内 36.0%) に対して, 欲しくない人は 134 人 (同 63.5%, 全体の 11.6%) である。子

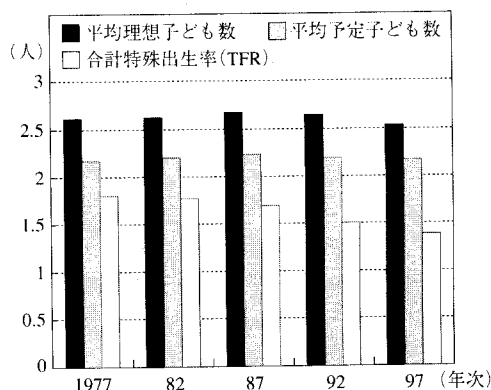


図 1 理想子ども数, 予定子ども数と TFR

表1 子ども数と現時点でほしい子ども数

		今の子ども数										計
		0		1		2		3		4		
ほしい子ども数	1	7	5.6%	17	8.1%	10	1.7%	2	1.0%	0	0.0%	36
	2	38	30.4%	42	19.9%	2	0.3%	0	0.0%	0	0.0%	82
	3	10	8.0%	16	7.6%	28	4.7%	1	0.5%	0	0.0%	55
	4	0	0.0%	1	0.5%	2	0.3%	3	1.5%	0	0.0%	6
	5	0	0.0%	0	0.0%	0	0.0%	1	0.5%	1	5.9%	1
ほしくない		70	56.0%	134	63.5%	560	93.0%	188	96.4%	17	100.0%	969
計		125	100.0%	211	100.0%	602	100.0%	195	100.0%	17	100.0%	1149

表2 今の子ども数と子どもがほしくない理由(複数回答)

	今の子ども数										計
	0		1		2		3		4		
今の数で満足	0	0.0%	42	31.3%	321	57.3%	128	68.1%	14	82.4%	505
高齢	32	45.7%	79	59.0%	358	63.9%	111	59.0%	8	47.1%	588
生活を大切	28	40.0%	13	9.7%	32	5.7%	7	3.7%	0	0.0%	80
仕事を続ける	16	22.9%	12	9.0%	31	5.5%	8	4.3%	0	0.0%	67
費用負担大きい	20	28.6%	38	28.4%	169	30.2%	49	26.1%	2	11.8%	278
社会環境大変	26	37.1%	26	19.4%	68	12.1%	21	11.2%	1	5.9%	142
狭い住居	5	7.1%	19	14.2%	80	14.3%	25	13.3%	2	11.8%	131
子ども好きでない	11	15.7%	3	2.2%	7	1.3%	1	0.5%	0	0.0%	22
その他	11	15.7%	12	9.0%	19	3.4%	6	3.2%	2	11.8%	50
回答者人数	70	100.0%	134	100.0%	560	100.0%	188	100.0%	17	100.0%	969

も数がゼロまたは1人でも、現時点で子どもを欲しくないとする人が欲しいという人を圧倒的に上回っている。このアンケート結果はTFRの低下傾向と整合的である²⁾。

2 子どもが欲しくない理由

少子化の要因としてあげられるのは未婚率の上昇、晩婚化、女性の社会進出(雇用労働力率の上昇)である(たとえば松浦・滋野(2001)参照)。表2に掲げたアンケート結果で子どもが欲しくない理由(複数回答)をみると、「子どもが好きではない」というのは22名と少数である。「今の子ども数で満足」が505人(回答者の52.1%)というのは首肯できる水準である。これに対し「高齢だから」を理由にあげる回答者は、子どもゼロ人の内45.7%、また子ども1人の内59.0%と高水準である。この数字は晩婚化で妊孕力が低下してい

ることを示唆するものであり、晩婚化が出産数の減少・少子化の一つの要因であるとする見方を裏付けている。

今の子ども数がゼロまたは1人という人についてみると、「教育費など子どもにかかる費用負担が大きいから」を理由にあげる人は子どもゼロ人の内28.6%、子ども1人の内28.4%である。「現在の社会環境では子どもを一人前に育てるのは大変そうだから」は同じく37.1%と19.4%である。「住居が狭いから」を理由にあげる人も多い。経済的負担や社会的環境も出産行動に影響していることがうかがわれる³⁾。育児手当や扶養者控除の拡充などの経済的支援策が希望される一つの根拠といえよう。

女性の働き方に関連する「自分が仕事を続けたいから」を理由にあげる人は、子どもゼロ人で22.9%、子ども1人で9.0%である。「自分ある

いは夫婦の生活を大切にしたいから」を理由にする人は各々40.0%と9.7%である。今の子ども数がゼロ人のケースでは、自分の仕事や生活のために出産を断念している人が相当数いることが示唆される。女性の社会進出と少子化の関連が議論されるゆえんである。

3 働き方選択の理由

結婚、出産による就業中断後に女性が再就職しても就業形態は正規就業から非正規就業へと移行することがつとに指摘されている(松浦・滋野(2001)参照)。中年期以降にM字型で雇用労働力率が上昇しても、内容は条件の良い正規労働者から給与水準が低く雇用も不安定でキャリア・アップに不利な非正規就業に移行している^{4,5)}。これは就業継続と出産・育児の両立に未だに困難な問題があることを示唆するものである⁶⁾。

アンケートで働き方の選択理由と実際の就業形態の関係を見たのが表3である(択一回答)。無職(専業主婦)を選択した449人の内「家事・育児に専念したいから」を理由に上げたのは39.6%である。これに対し「家事・育児と働くことの両立が困難だから」を上げる者は37.4%であり、家事・育児専念希望者にほぼ匹敵する。「家族や職場の支援・理解が得られないから」と

する者も6.7%である。改めて就業継続と出産・育児の両立が困難であることを裏づけている。このことを女性は十分予想しているであろうから、働くことを指向する女性は出産を抑制するだろう⁷⁾。

4 福利厚生制度の評価

表4は自身(女性)や配偶者(男性)の勤務先の福利厚生制度について制度の有無、利用経験、利用の容易さを調べたものである。育児・介護休業法で規定される育児・介護休業制度や、勤務時間の短縮やフレックス化など、代表的な育児支援制度の利用者側からの評価をみたものである。法定化され労働者が申請すれば雇用主は許可することが義務づけられている育児休業についてさえ、回答者の内女性で35.9%、男性で46.0%に制度の存在が認識されているにすぎない。広く周知されている育児休業制度について過半数の人々が不知だとは考えにくい。この数字は事業所で育児休業の取得が実際には困難であることを示唆しているとみるのが妥当であろう⁸⁾。また企業内託児所制度があると回答したものは2~3%にとどまる。

利用経験者の比率は、当然ながら更に下回る。注目されるのは利用の容易さに関する評価である。当該事実が発生したときの実際の取得可能性を示

表3 働き方の選択理由と就業形態の実際

	無職 (主婦)		雇用 正規		非雇用		非正規		無回答	計	%
	人数	割合	人数	割合	人数	割合	人数	割合			
家族や職場の支援の有り	0	0.0%	23	18.4%	11	14.3%	34	6.8%	1	69	6%
家族や職場の支援の無し	30	6.7%	0	0.0%	0	0.0%	2	0.4%	0	32	3%
保育園・幼稚園利用の有り	0	0.0%	9	7.2%	7	9.1%	18	3.6%	1	35	3%
能力適性を生かす職有り	9	2.0%	23	18.4%	23	29.9%	69	13.9%	0	124	11%
家事育児に支障ない勤務	12	2.7%	4	3.2%	9	11.7%	155	31.1%	1	181	16%
家事育児と就業両立困難	168	37.4%	3	2.4%	3	3.9%	6	1.2%	0	180	16%
家事育児に専念したい	178	39.6%	2	1.6%	8	10.4%	21	4.2%	0	209	18%
働かないと生活苦しい	16	3.6%	40	32.0%	5	6.5%	104	20.9%	0	165	14%
働くのが好き	1	0.2%	3	2.4%	2	2.6%	6	1.2%	0	12	1%
退職すると将来不利	1	0.2%	4	3.2%	0	0.0%	0	0.0%	0	5	0%
働く方が育児ストレス解消	4	0.9%	3	2.4%	1	1.3%	14	2.8%	0	22	2%
自分で使うお金が欲しい	6	1.3%	11	8.8%	5	6.5%	59	11.8%	3	84	7%
無回答	10	2.2%	0	0.0%	3	3.9%	7	1.4%	0	20	2%
計	449	100.0%	125	100.0%	77	100.0%	498	100.0%	6	1155	

(人)

表4 福利厚生制度(勤務先)の状況

	女性				男性			
	制度の有無							
	あり		なし		あり		なし	
育児休業制度	120	35.9%	214	64.1%	370	46.0%	434	54.0%
フレックスタイム制度	39	11.9%	288	88.1%	233	29.0%	571	71.0%
勤務時間短縮制度	64	19.5%	265	80.5%	140	17.7%	650	82.3%
介護休暇制度	55	16.9%	270	83.1%	200	25.6%	581	74.4%
看護休暇制度	40	12.3%	284	87.7%	119	15.3%	659	84.7%
企業内託児所	11	3.3%	318	96.7%	17	2.1%	779	97.9%
再雇用制度	59	18.1%	267	81.9%	170	21.7%	613	78.3%
	利用経験の有無							
	あり		なし		あり		なし	
	育児休業制度	31	12.9%	210	87.1%	19	3.2%	576
フレックスタイム制度	14	6.3%	210	93.8%	108	19.3%	452	80.7%
勤務時間短縮制度	26	11.7%	196	88.3%	27	5.3%	478	94.7%
介護休暇制度	1	0.5%	217	99.5%	5	1.0%	520	99.0%
看護休暇制度	2	0.9%	214	99.1%	4	0.8%	497	99.2%
企業内託児所	2	0.9%	209	99.1%	3	0.6%	470	99.4%
再雇用制度	7	3.3%	207	96.7%	15	3.0%	485	97.0%
	利用の容易さ							
	容易		困難		容易		困難	
	育児休業制度	65	38.0%	106	62.0%	91	19.0%	389
フレックスタイム制度	24	17.4%	114	82.6%	125	29.9%	293	70.1%
勤務時間短縮制度	35	22.9%	118	77.1%	50	14.2%	301	85.8%
介護休暇制度	25	17.4%	119	82.6%	46	12.3%	329	87.7%
看護休暇制度	20	14.4%	119	85.6%	37	10.9%	302	89.1%
企業内託児所	9	7.0%	119	93.0%	9	3.0%	291	97.0%
再雇用制度	32	22.1%	113	77.9%	64	18.2%	287	81.8%

すと考えられるからである⁹⁾。育児休業制度の利用が容易と評価するのは回答者の内女性38.0%、男性19.0%である。女性で6割、男性で8割が利用困難と答えている。病児のためにニーズが高いと考えられる看護休暇制度の利用が容易と評価するのは女性14.4%、男性9.8%にとどまる。回答者数の少なさ(それは制度がない、仮に制度があったとしても利用できないという評価を反映していよう)を考えれば、これらの値は各種の育児支援制度が現状ではあまり機能していないことを示している。また再雇用制度は女性でも22.1%、男性では18.3%にとどまる。ひとたび職場を離れば復帰の道はかなり厳しいと人々が考えていることを示している。

5 本稿の目的

出産・育児と就業の両立がなお困難であることをみてきた。困難であるという事態を放置すれば、就業中断による女性の人的資本の減耗も続くであろう。人々がそれを予想することで、結婚選択にも影響し少子化は一層進むであろう。本稿では代表的な出産・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を実証する。未だに育児休業制度の利用は容易ではないが、それが出産・育児と就業両立に効果を持つものであれば、育児休業制度の普及促進が望まれるからである。これが本稿の目的である。

わが国では婚外子が少ないこと、結婚を機会に離職する女性が多いことから、第一段階で結婚と就業選択の同時決定の Bivariate probit モデルの

分析を行う。そこでは女性の人的資本の影響を考慮するために女性の学歴を取りあげる。第二段階で結婚と就業のサンプル・セレクション問題を明示的に考慮して、前年度既婚かつ就業女性に関して第一子出産関数を推計し育児休業制度の効果を検証する。サンプル・セレクション問題を明示的に考慮した出産関数の分析は、筆者らが知る限り初めての試みである。これが本研究の特徴である。

結論を先に述べれば以下のとおりである。

① 育児休業制度は第一子出産確率を有意に高める。育児休業制度のある雇用労働者の第一子出産確率は30.3%~40.1%であるが、育児休業制度のない雇用労働者のケースでは12.6%~19.9%にとどまる。その格差、すなわち育児休業制度の効果は17.5%~21.3%ポイントに達する。

② 女性の人的資本の蓄積(高学歴)は、女性の就業を促進し結婚確率を低下させる。35歳時点での大卒女性の結婚選択確率は77.3%、就業選択確率は70.5%である。高卒女性は各々91.5%、49.7%である。

本稿の構成は次のとおりである。IIで先行研究の紹介を行う。IIIで推計に用いるデータ、(財)家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」の概要と定式化、計量方法について解説する。IVで推計結果を紹介し、最後に簡単なまとめを行う。

II 先行研究

第一段階で推計する女性の結婚選択、あるいは就業選択のいずれか一方に関する分析の先行研究は数多い。たとえば本研究で用いる「消費生活に関するパネル調査」を利用して樋口(2001)は結婚年齢のサバイバル分析や女性の就業継続と新規就業のProbitモデルによる分析を行っている。ただしそこでは結婚と就業の同時決定は考慮されていない。北村・坂本(2002)は結婚の意思決定をパネルのProbitモデルで推計しているが、就業の同時決定性は考慮されていない。結婚と就業の同時決定に関する実証はまだ未開拓の領域といえよう。

育児休業制度等の育児支援政策が有職女性の出産行動に与える影響について、個票データを使用した実証分析もまだ乏しい。樋口(1994)は1987年の「就業構造基本調査」により、分析対象の女性が勤務する企業が属する産業の育児休業制度実施事業所割合が高いほど有配偶者である確率及び子どもを持つ確率が高くなることを明らかにしている。ただし、サンプルを有配偶者に限定すると、育児休業制度の出産確率への効果は有意ではなくなっている。小川・金子・森田(1996)は1983年の雇用総合研究所による「職業移動と経歴調査」を用い、育児休業制度が出生率を上昇させる可能性を示唆している。森田・金子(1998)は日本労働研究機構による1996年の「女性の職業意識と就業行動に関する調査」により出生行動、賃金水準、勤続年数の同時決定性を考慮した分析で、育児休業の利用が既婚女性の正社員の出生児数を上昇させることを示している。駿河・西本(2002)は旧労働省の「平成8年度・女子雇用管理基本調査」により女子雇用者数に対する出産者数比率のTobit分析を行っている。その結果、法定された育児休業制度が整備されていることが出産確率を高めるとしている。さらに、Matsuura and Shigeno(2003)でも育児休業制度が第一子出産に正の効果を持つとしており、何れの先行研究も概ね育児休業あるいは育児休業制度は有職女性の出産を促進させる効果を持つとしている^{10,11)}。ただしこれらの研究は何れも就業選択のサンプル・セレクション・バイアスの問題には必ずしも考慮が払われていない。

III データと定式化

1 定式化と計量方法

既婚で就業している女性の出産選択関数を以下の通り想定する。

$$y^* = \delta'x + u \quad (1)$$

$$y^* > 0 \text{ ならば } y = 1, \text{ それ以外は } y = 0$$

ここで y^* は潜在変数であり、「出産する」選択をするときを $y=1$ 、「出産しない」選択をするときを $y=0$ とする。既婚かつ就業している女性

だけを対象に(1)式をProbitモデルで推計するとサンプル・セレクション・バイアスが生じ一致推定量は得られない。この問題の解決のためには既婚、就業の選択に関するBivariate Probitモデルを推計し、そこから得られるセレクション・バイアス修正項を明示的に考慮して分析を行う必要がある(Heckman (1979) 参照)。

第1段階として結婚選択関数と就業選択関数からなるBivariate Probitモデルの推計を行い、それよりセレクション・バイアス修正項を求める。

$$y_1^* = \beta'x_1 + \varepsilon_1 \quad (2)$$

もし $y_1^* > 0$ ならば $y_1 = 1$, それ以外は 0,

$$y_2^* = \beta'x_2 + \varepsilon_2 \quad (3)$$

もし $y_2^* > 0$ ならば $y_2 = 1$, それ以外は 0,

$$E[\varepsilon_1] = E[\varepsilon_2] = 0$$

$$Var[\varepsilon_1] = Var[\varepsilon_2] = 1$$

$$Cov[\varepsilon_1, \varepsilon_2] = \rho$$

y_1^* は結婚選択に関する潜在変数であり、結婚している場合は y_1 を 1, 結婚していない場合を 0 とする。その説明変数 x_1 には、学歴ダミー、年齢、年齢の自乗をとりあげる。学歴ダミーは、結婚のために就業を中断されたときの機会費用をあらわすものである。具体的には大卒ダミー、短大卒ダミー、専門学校卒ダミーを用い、レファレンス・グループを高等学校・中学校卒とする。したがって、負の符号が予想される。

y_2^* は就業選択に関する潜在変数であり、就業している場合は y_2 を 1, 就業していない場合を 0 とする。その説明変数 x_2 には、学歴ダミー、父親の教育年数、母親の教育年数を考える。学歴ダミーは上記の結婚選択関数と同じであり、提示される市場賃金率の代理変数と捉えると、正の符号が期待される。父親の教育年数、母親の教育年数は、両親の生涯所得をあらわすと考え、両親の生涯所得が高いほど経済的援助を受けやすいとすると、就業選択をする際の予算制約が緩和されるとになり、負の影響が予想される。

二変量正規分布のCDFを Φ_2 とすると Φ_2 は、

$$\begin{aligned} \Phi_2 &= Pr\ ob(X_1 < x_1, X_2 < x_2) \\ &= \int_{-\infty}^{x_2} \int_{-\infty}^{x_1} \phi_2(z_1, z_2, \rho) dz_1 dz_2 \end{aligned}$$

である。

$$q_1 = 2y_1 - 1 \quad q_2 = 2y_2 - 1$$

とすると、対数尤度関数は次のように書ける。

$$\log L = \sum_i \log \Phi_2[q_{i1}\beta_1'x_{i1}, q_{i2}\beta_2'x_{i2}, q_{i1}q_{i2}\rho] \quad (4)$$

この対数尤度を最大化させるパラメータにより以下のように表される λ_1, λ_2 を計算する。

$$\lambda_1 = \frac{q_1}{\Phi_2} \quad \lambda_2 = \frac{q_2}{\Phi_2} \quad (5)$$

ただし、

$$q_1 = q_1 \phi(w_1) \Phi \left[\frac{w_2 - \rho w_1}{(1 - \rho^2)^{1/2}} \right]$$

$$q_2 = q_2 \phi(w_2) \Phi \left[\frac{w_1 - \rho w_2}{(1 - \rho^2)^{1/2}} \right]$$

$$w_1 = q_1 \beta_1' x_1 \quad w_2 = q_2 \beta_2' x_2$$

(1) 式の y と x は、 $y_1 = 1, y_2 = 1$ のときのみ観測される。

よって、第2段階として、サンプル・バイアス修正項 λ_1, λ_2 を(1)式の説明変数に加えた(6)式をProbitモデルで推計する。

$$y = \delta'x + \theta_1 \lambda_1 + \theta_2 \lambda_2 + u \quad (6)$$

説明変数 x には、育児休業制度ダミー、保育所ダミー、年齢、女性期待年収、夫期待年収、女性自営業ダミーを用いる。育児休業制度は育児休業の取得を容易にし出産の機会費用を低下させるならば、正の符号が予想される。女性期待年収は、出産による就業の中断による機会費用を上昇させると考えると、負の符号が期待される。他方、夫期待年収は子どもへの需要に対する予算制約を緩和させる効果があり予想される符号は正である。女性自営業ダミーは雇用者に比較して自営業者は労働時間数や時間帯に融通が利きやすいこと、就業中断による損失が小さいことが予想され、正の符号が導かれる。

2 データ

本分析で用いるデータは、(財)家計経済研究所によって行われた「消費生活に関するパネル調査」¹²⁾の1993~1997年度の個票である。この調査は1993年当時に24歳から34歳であった女性、1,500人を対象に開始され、その後も継続して毎

年1回実施されているものである。この調査では、家族構成、就業状態、職業、勤続年数、勤務先に育児休業制度があるか否か、所得、学歴、地域の保育所の整備状況等の有益な情報を得ることができる。

このうち育児休業制度に関する質問は、調査第2年度(1994年度)と第5年度(1997年度)になされている。両年度ともに、勤務先が1年前と同じではない回答者には、1年前の勤務先における育児休業制度の有無についても尋ねているので、第1年度(1993年度)と第4年度(1996年度)の育児休業制度の有無はその回答で判明する。残りの第3年度は、勤務先が前年度の調査時と同じ人については前年度の情報を用い、異なる人については、それは即ち勤続が1年に満たないことを意味するので、育児休業を取得する資格がないとみなした。これと同様に、他の年度においても勤続年数が1年未満の場合には「育児休業制度なし」とした。ただし、第5年度の質問では勤務先に育児休業制度がある場合に、さらに、「自分にも(取得する)資格がある」、「自分には資格がない」、「自分には資格があるかどうかわからない」の別もたずねており、最初の「自分にも(取得する)資格がある」の回答のみ「育児休業あり」とした。

保育所サービスを表すデータには、「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」という質問に関する情報を利用する。そこでは「よく整っている」、「まあ整っている」、「あまり整っていない」、「まったく整っていない」、「わからない」の五つの選択肢があり、その回答を用いる。具体的には「よく整っている」、「まあ整っている」を保育所サービスの充実を示すダミー変数として取り上げる。ただし、この質問は第1年度にしか設定されていないため、ここでは第2年度以降も居住地域の保育所サービスの状況は同じであると仮定した。しかし、この間に転居した、あるいは保育所の状況が変化した場合には、実際の状況を表していない可能性もあり、結果の解釈に当たってはこの点を留意する必要がある。

本稿の主眼となる第2段階の出産の分析では、第一子出産の選択に焦点を当てる。第一子出産選択関数の被説明変数には、前年の調査で既婚かつ有職で子どものいない女性が、当年の調査で子どもが1人いると回答していれば1、子どもが0人のままであるならば0とする二値変数を用いる。説明変数は全て前年の情報である。

説明変数に利用した「期待年収」は、生涯所得の代理変数である。調査年度の年収は、わが国の賃金体系は年功的な部分が大きいいため、年齢の影響を強く受けている。年齢の影響を取り除くため、年収関数を推計し、年齢を30歳で固定した推計値を用いる。

IV 推計結果

1 結婚と就業の選択

推計結果は以下のとおりである。

$$\begin{aligned} \text{結婚} &= -6.134 - 0.625 \text{大卒ダミー} \\ &\quad (-3.73) \quad (-9.82) \\ &\quad -0.304 \text{短大卒ダミー} \\ &\quad (-5.81) \\ &\quad -0.271 \text{専門学校卒ダミー} \\ &\quad (-5.29) \\ &\quad +0.313 \text{年齢} - 0.003 \text{年齢の自乗} \\ &\quad (2.96) \quad (-1.66) \\ \text{就業} &= 0.657 + 0.547 \text{大卒ダミー} \\ &\quad (6.29) \quad (8.66) \\ &\quad +0.186 \text{短大卒ダミー} \\ &\quad (3.86) \\ &\quad +0.174 \text{専門学校卒ダミー} \\ &\quad (3.77) \\ &\quad -0.044 \text{父親教育年数} \\ &\quad (-3.94) \\ &\quad -0.001 \text{母親教育年数} \\ &\quad (-1.24) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \rho &= -0.691 \\ &\quad (-43.48) \end{aligned}$$

対数尤度 -5571.42, 括弧内は漸近的 t 値,
サンプル数 = 5,106

相関を示す ρ は 1%水準で有意に負であり、結

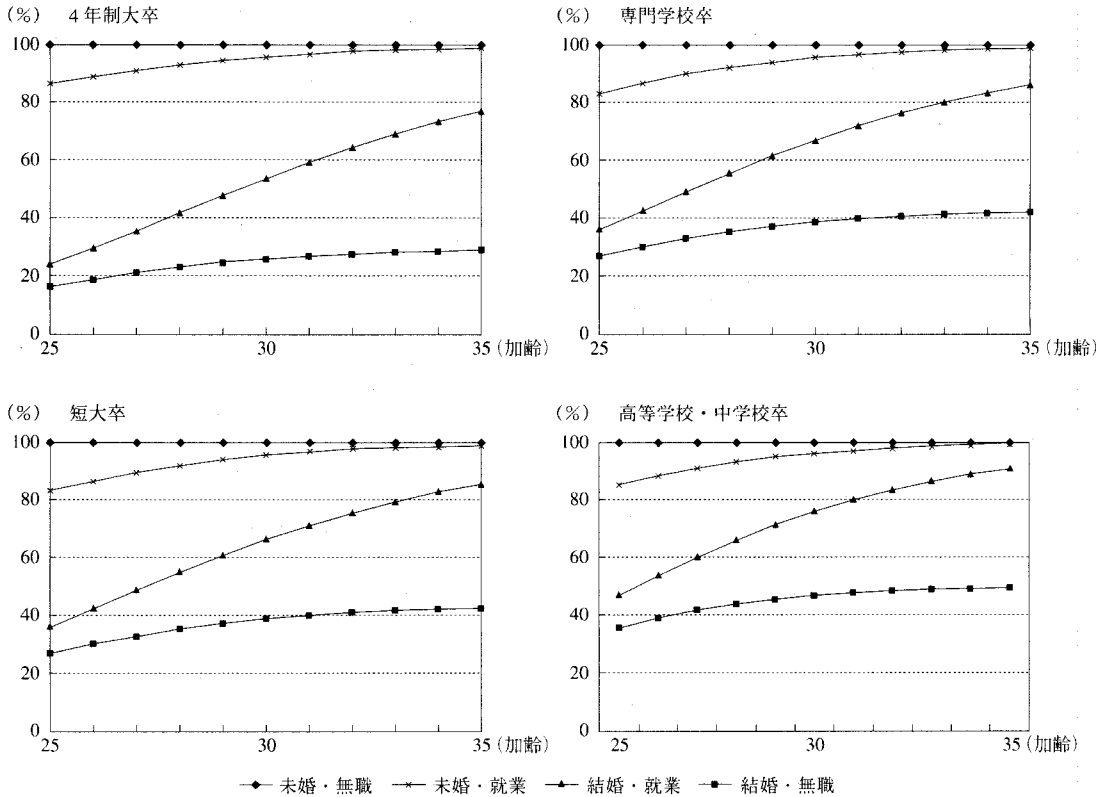


図2 学歴別年齢別の結婚・就業選択確率

婚選択と就業選択の間は負の相関にたつことが分かる。この結果は結婚退職が多いというわが国の実情を改めて裏づけている。

注目されるのは学歴の係数が結婚選択では全て1%水準で有意に負、就業選択では全て1%水準で有意に正ということである。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することが示されている。他方で高学歴ダミーが結婚選択にマイナスの影響を与えているのは、結婚による就業中断の回避や、社会に出る実年齢が高学歴者ほど高いことを反映していると考えられる。経済的援助の受けやすさをあらわし、就業選択に関する予算制約の緩和を示すものとして取り上げた父親の教育年数にかかる係数は1%水準で有意に負となっている。

教育の定量的効果

図2は母親と父親の教育年数が12年という想定の下で年齢別・学歴別の結婚と就業選択確率の組み合わせを示したものである。高学歴者ほど有配偶者選択確率が低く、就業選択確率が高くなっている。大卒では30歳で有配偶者・無職の選択確率は25.7%、有配偶者・就業は28.2%である。この時点での有配偶者選択確率は53.9%である。他方で無配偶者・就業選択確率は42.3%であるから、就業選択確率は70.5%である。35歳の時点で有配偶者・無職の選択確率は28.8%、有配偶者・就業は48.5%である。この時点での有配偶者選択確率は77.3%となり、30歳時点に比べて23.4%ポイント高くなっている。言い換えれば35歳でも大卒女性の未婚選択確率は22.7%である。また無配偶者・就業選択確率は22.0%で

ある。就業選択確率は70.5%であり、30歳時点とほとんど差がない。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留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昇・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。

この傾向は低学歴になるほど逆転する。高卒では30歳で有配偶者・無職の選択確率は47.3%と大卒を21.6%ポイント上回る。30歳時点での高卒女性の有配偶者選択確率は76.5%となる。これは大卒女性の35歳時点での水準とほぼ並ぶものである¹³⁾。他方で就業選択確率は50.7%と大卒女性を19.8%ポイント下回る。35歳の時点で有配偶者・無職の選択確率は28.8%、有配偶者・就業は49.9%である。この時点での有配偶者選択確率は91.5%である。大卒女性を14.3%ポイント上回り、30歳時点に比べて15.0%ポイント高くなっている。他方で無配偶者・就業選択確率は6.6%で、就業選択確率は49.7%であるから、高卒女性は大卒女性に比較して結婚して労働市場から退出する傾向が高いことが分かる¹⁴⁾。

2 第一子出産と育児休業制度の効果

前年度就業し、かつ有配偶者で子ども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とおりである。

第一子出産

$$\begin{aligned}
 &= 14.850 + 0.622 \text{ 育児休業制度ダミー} \\
 &\quad (3.18) \quad (2.70) \\
 &+ 0.426 \text{ 保育所ダミー} \\
 &\quad (1.19) \\
 &- 0.380 \text{ 年齢} - 0.113 \text{ 女性期待年収} \\
 &\quad (-3.36) \quad (-2.05) \\
 &+ 0.104 \text{ 夫期待年収} \\
 &\quad (1.45) \\
 &+ 0.731 \text{ 女性自営業ダミー} \\
 &\quad (1.82) \\
 &- 1.472\lambda_1 - 2.945\lambda_2 \\
 &\quad (-2.04) \quad (-3.17)
 \end{aligned}$$

対数尤度 -107.32, 括弧内は漸近的 t 値, サンプル数 = 227

育児休業制度ダミーの係数の符号は1%水準で有意に正であり、理論予想を満たしている。この結果は、育児休業制度が実行されていることが既婚・就業女性の第一子出産を促していることを改めて裏づけるものであり、先行研究と整合的である。保育所ダミーの係数は符号は正であるものの、統計的に有意な結果は得られていない。既婚・就業女性は育児休業期間中は幼児の世話に専念したいという希望が影響している可能性がある。

年齢と女性期待年収にかかる係数の符号が1%または5%で有意に負というのは予想と合致する。女性期待年収の係数が有意にマイナスということは、出産退職での就業中断、あるいは労働市場からの退出コストが増加することを反映していよう。夫期待年収の係数は符号は正であるが、統計的には有意ではない。女性自営業ダミーの係数が10%水準で有意に正というのは、育児と就業の調整の容易さを反映していよう。

育児休業制度の定量的効果

次に育児休業制度の定量的効果をみる。女性の年齢は30歳、保育所無し、夫期待年収はサンプル平均値を仮定する。雇用労働者で育児休業制度の有無、自営業・育児休業制度無しという3のケースについて、女性期待年収別の第一子出産確率をみたのが図3である。雇用労働者について育児休業制度がある場合の第一子出産確率は41.3% (期待年収50万円) ~ 30.1% (同700万円) である。期待年収300万円で33.5%、400万円で32.3%、500万円で31.4%、600万円では30.7%である。年齢30歳を想定しているので正規就業であれば500万円前後が多いであろう。400万円から600万円に期待年収が増加すると、第一子出産確率は1.6%ポイント低下する。パートであれば50~150万円前後が多いであろう。期待年収が50万円から150万円 (第一子出産確率36.4%) に増加すると、同じく4.7%ポイント低下する。期待年収の増加は低所得のパートで特に出産確率を低下させている。

育児休業制度がない場合の非自営業の第一子出産確率は19.9% (期待年収50万円) ~ 12.6% (同700万円) である。育児休業制度がある場合に比

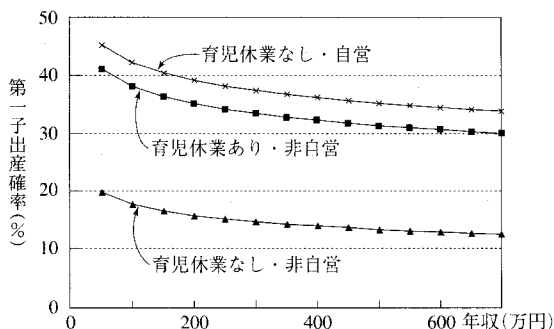


図3 育児休業制度の効果

べて、出産確率は半減以下となり、その差は21.3%ポイント～17.5%ポイントとなる。期待年収500万円（第一子出産確率13.4%）では、育児休業制度が機能しているケースに比べて18.0%ポイントもの格差がある。この格差を育児休業制度の効果と捉えることができる。育児休業制度が現実に機能しているか否かは、雇用労働者である女性の第一子出産行動にかなり大きな影響を与えていると言うことができる。

自営業で育児休業制度が無い場合と比較してみる。このケースでの第一子出産確率は45.4%（期待年収50万円）～34.0%（同700万円）である。期待年収150万円で49.5%，500万円で35.4%である。雇用労働者で育児休業制度があるケースよりも概ね4%ポイント高くなっている。雇用労働者で育児休業制度が無いケースと比べると、25.5%ポイント～21.3%ポイント上回る。自営業と雇用労働者の差は、働き方の調整のし易さが出産行動に大きく関わることを示唆している。同時に雇用労働者であっても育児休業制度が実効性をもつならば、それはほぼ自営業における育児と就業の調整の容易さと並ぶ効果を持つことを本稿の実証結果は示している。

IV 結びにかえて

就業と出産・育児の両立策を考えるために「消費生活に関するパネル調査」の個票により女性の

結婚・就業選択と第一子出産行動を分析した。主たる結論は、育児休業制度のある雇用労働者の第一子出産確率は30.3%～40.1%（育児休業制度が無いケースは12.6%～19.9%）であり、育児休業制度が有効に機能していれば第一子出産確率を17.5%～21.3%ポイント高めるということ、および女性の人的資本の蓄積は女性の就業を促進し結婚確率を低下させるということである。高学歴化は女性のライフスタイルを変え、育児休業制度は出産を大きく促進するというのが我々の結論である。

他方Iで示したように多くの雇用労働者は育児休業制度を認知していない（制度はあっても実際には取得できない）状況にある。2000年の（財）女性労働協会「育児・介護を行う労働者の生活と就業の実態等に関する調査」によれば女性が育児休業制度を利用しなかった理由として、職場の雰囲気（43.0%）、収入減（40.2%）の他に保育所等の利用（27.1%）、早期復帰希望（25.7%）、戻るのが困難（23.8%）、多忙（22.0%）を上げるものが多い¹⁵⁾。企業サイドから見た場合の育児・介護休暇制度等の問題点として、代替要員の確保困難（50.6%）と復帰後の代替要員の取り扱い（41.0%）を上げるものが圧倒的に多い。福岡県生活労働部「福岡県女性労働実態調査」（2002年）によれば、休業者がいたと回答した事業所の代替要員採用状況を見ると、全ての取得者について代替要員採用24%、一部について採用29.7%、採用しなかった46.5%である。採用しなかった理由の71.5%は現有人員で対応できるということである。このように同僚が休業者の職務を負担することが、取得しない理由として「職場の雰囲気」や「多忙」につながった可能性がある。

滋野・大日（2001）、駿河・西本（2002）が示唆するように育児支援のために経済的負担を企業に求めれば、企業は（出産可能性の高い）女性の雇用とりわけ正規就業者の採用を回避しようとするであろう。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政策を社会的負担で行うことが望ましい。

育児休業代替要員等確保助成金はその一環として評価できる。育児休業制度を第二子出産でも利用することは、第一子の場合に比べてより困難であろう。3歳くらいまで育児の負担が相当大きいこと、更に第一子と第二子の出産間隔を考えれば、子どもが乳幼児の段階でも母親の育児期間は6年前後は続くと考えられる。その間を育児休業制度でカバーするのは実際上無理であろう。そのためにも育児支援の社会政策として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。

ただし、男女共同参画社会が言われる中でも仕事を続けながら出産・育児を選好する女性は現在でも少数である(松浦(2003b))。出産・育児と就業の関係をどう考えるかは、優れて夫婦(女性)の問題である。課題となるのは、女性が両立を希望してもそれが満たされない、より重要なことは「職場の雰囲気」に象徴される両立を希望すること自体を予め諦めさせるような社会的風潮の存在や、幼稚園や保育所の統合が進まないことにもみられる政策的柔軟さの欠如である。この問題が解決しなければ、育児休業制度の効果も限定されるであろう。

謝 辞

本稿の作成に当たり、国立社会保障・人口問題研究所「子どもプロジェクト」主催のワークショップ「低出生時代の政策アプローチを考える」参加者より有意義なコメントをいただいた。ここに記して感謝申し上げます。

注

- 1) 調査の詳細については松浦(2003a)参照。
- 2) 現在の子ども数と希望数の合計を出産希望数と仮定すれば、その平均は2.14人である。結婚と出産に関する全国調査の希望数2.53人ではなく、予定数の2.17人にきわめて近いことが注目される。
- 3) 長期的にみてわが国の家計所得は上昇している。それにも関わらず経済的理由を上げる人が約30%に上るのは、人々が絶対的所得水準ではなくその時代における相対的な所得水準で行動を選択している可能性がある。今後の重要な検討課題である。
- 4) 松浦(2003b)は、非正規労働者の勤続年数

(経験年数)が時間あたり賃金に反映されないことを実証している。

- 5) Gustafsson and Wetzel (2000) は出産による就業中断(stays out of paid work)による放棄所得と on-the-job investment による人的資本の蓄積が減少することが、出産のタイミングに影響することを示している。ただ、そこでは人的資本は減耗しないことが仮定されているが、わが国での正規就業から非正規就業への移行は、事実上人的資本の減耗が大きいことを示唆している。
- 6) 滋野・松浦(1995)、八代他(1997)、Nakamura and Ueda(1999)、山上(1999)参照。
- 7) 内閣府の「男女共同参画に関する世論調査」等によれば、「子供ができてもずっと職業を続ける方がよい」と回答する比率は男女とも年々増加している(女性1984年20.1%→2002年38.0%、男性15.7%→37.2%)。学卒後は正規就業が一般的なわが国の実情からすれば、この職業は正規就業を指すと考えられる。しかしこれは観察される事実と相容れない(滋野(2003)参照)。出産・育児と(正規)就業の間に壁が存在することを示す一つの例である。
- 8) 育児休業制度の規定がある事業所は、従業員30人以上で98.4%、5人以上で99.2%である(厚生労働省2000年「女性雇用管理基本調査」)。同調査によれば出産者に占める育児休業者の比率は56.4%である。
- 9) 制度がない場合は、仮に制度があったとしたらとして回答されている。
- 10) 他方、有職女性に限定せず、既婚女性全体の出産選択に育児休業制度が与える影響を分析したものに滋野・大日(2001)があるが、影響はないという結果が示されている。
- 11) 育児休業制度と既婚女性の就業継続に関しては樋口(1996)、樋口・阿部・Waldfoegel(1997)、滋野・大日(2001)も参照。
- 12) 調査地域は全国で、サンプリングの方法としては層化2段階無作為抽出法を用いている。詳細については家計経済研究所編『消費生活に関するパネル調査』(各年版)参照。
- 13) 偶然とも考えられるが高卒女性と比較して大卒女性の5歳遅れの結婚選択確率は、大学正規就学年数4年と近似することは注目される。
- 14) 2000年国勢調査によれば女性の未婚率は30~34歳で26.6%、35~39歳で13.8%であるから、我々の推計結果はこのバンドに収まる。
- 15) 日本労働研究機構「育児休業制度定着には、職場・地域等の支援システムの構築が必要」(2002)も同様の報告を行っている。

参考文献

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』, 日本労働経済機構。
- 北村行伸・坂本和靖 (2001) 「結婚の意思決定に関するパネル分析」『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究』第I部第5章, 厚生科学研究政策科学推進研究事業2000年度報告書。
- 滋野由紀子・松浦克己 (1995) 「日本の年齢階層別出産選択と既婚女子の就業行動: 家計の属性を考慮したクロスセクション分析」『季刊社会保障研究』第31巻, pp. 165-175。
- 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』第1章所収, 東洋経済新報社, pp. 17-50。
- 滋野由紀子 (2003) 「結婚・出産と女性の企業定着」『雇用と失業に関する調査研究報告書』, 雇用・能力開発機構/関西経済研究センター。
- 駿河輝和・西本真弓 (2002) 「育児支援策が出生行動に与える影響」『季刊社会保障研究』第37巻, pp. 371-379。
- 張建華・七條達弘・駿河輝和 (2001) 「出産と妻の就業の両立性について—「消費生活に関するパネル調査」による実証分析」『季刊家計経済研究』第51号, pp. 72-78。
- 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章所収, 東京大学出版会, pp. 181-204。
- (1996) 「就業移動分析」家計経済研究所編『消費生活に関するパネル調査 [第3年度]』所収, pp. 129-155。
- 樋口美雄・阿部正浩・J. Waldfogel (1997) 「日米英における育児休業・出産休業制度と女性就業」『人口問題研究』第53-4号, pp. 49-66。
- 樋口美雄 (2000) 「パネルデータによる女性の結婚・出産・就業の動学分析」岡田章他編『現代経済学の潮流2000』第4章所収, 東洋経済新報社, pp. 109-148。
- 松浦克己・滋野由紀子 (1996) 『女性の就業と富の分配』, 日本評論社。
- (2001) 『女性の選択と家計貯蓄』, 日本評論社。
- 松浦克己 (2003 a) 「女性の働き方と子育てや家庭の暮らしに関するアンケート」の内容について」mimeo。
- (2003 b) 「女性の就業形態選択と所得格差—社会的経済的格差要因としての就業中断, 正規雇用・非正規雇用の経験評価」mimeo。
- 森田陽子・金子能宏 (1998) 「育児休業制度の普及と女性雇用の勤続年数」『日本労働研究雑誌』No. 459, pp. 50-62。
- 八代尚宏・小塩隆士・井伊雅子・松谷萬太郎・寺崎泰弘・岸本祐一・宮本正幸・五十嵐義明 (1997) 「少子化の経済分析」経済企画庁経済研究所『経済分析』151号, pp. 113-124。
- 山上俊彦 (1999) 「出産・育児と女子就業との両立可能性について」『季刊社会保障研究』第36巻, pp. 52-64。
- Gustafsson, S. and M. Wetzels (2000) “Optimal Age for First Birth: Germany, Great Britain, the Netherlands and Sweden,” in Gustafsson, S. and D. Meulders (eds.) *Gender and The Labour Market*, MacMillan Press Ltd., London.
- Heckman, J. (1979) “Sample Selection Bias as a Specification Error,” *Econometrica*, Vol. 47, pp. 153-161.
- Matsuura and Shigeno (2003) “The Effect on Paid Parental Leave on Fertility in Japan,” mimeo.
- Nakamura, J. and A. Ueda (1999) “On the Determinants of Career Interruption by Childbirth among Married Women in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 13, pp. 73-89.
- (しげの・ゆきこ 大阪市立大学助教授)
(まつうら・かつみ 横浜市立大学教授)

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がたい状況も存在する。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^*)が観測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測可能なので(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測不能である。このことは、 W を母親の賃金の観測値、0は観測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測値、0は観測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
三世帯世帯	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、表の左半分を示された「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、表の右半分の「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

得水準に対して通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・辻彦彦(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)

児童手当と年少扶養控除の所得格差是正効果の マイクロ・シミュレーション

阿 部 彩

I はじめに

近年、我が国においては「少子化問題」がクローズアップされ、未来の社会保障制度の担い手である子供の減少を懸念する声が高まった。「少子化対策」として、児童手当の拡充や保育園の充実などが挙げられ、多くが既に実施されている。特に児童手当は、近年になって様々な改革が行われてきた。平成12年には、対象児童年齢を3歳以下から6歳以下に拡大し、さらに平成13年には所得制限が引き上げられている。しかし、平成12年における児童手当の拡充は、その財源として税制の年少扶養控除が引き下げられたことで、大きな論争となった。

児童手当の引き上げを扶養控除の引き下げで賄うという上記改正は、両者の制度の対象が共に「子どものある世帯」であることから正当化されてきた。しかし、児童手当には所得制限があり、給付額が定額であるのに対し、扶養控除は所得が高く所得税率が高い世帯ほど高い便益を受けるなど、その制度設計には大きな違いがある。また、児童手当の対象児童が(改訂後)6歳以下であるのに対し、今回改正があった年少扶養控除の対象児童は16歳未満であるため、改正の影響を受ける世帯も同一ではない。しかし、平成12年の改正にあたって、それぞれの果たす役割と効果がどう影響されるかについての深い議論はなされなかった。

本稿では、厚生労働省『平成8年度所得再分配

調査』のマイクロ・データを用いて、児童手当と所得税制上の子に対する扶養控除の効果を検証し、平成12年に行われた児童手当拡大と年少扶養控除削減が有子世帯内および有子・無子世帯間の所得格差に及ぼす影響を実証的に分析するものである。本稿の構成は、以下の通りである。まず、第一に、児童手当の目的と扶養控除との関係について理念的な議論を述べる。次に、手法の説明、データの説明を行い、最後に実証分析の結果を示す。実証分析では、第一に当初所得における所得格差が可処分所得においてどれだけ解消されているかを分析し、第二に児童手当と23歳以下の子に対する所得税制上の扶養控除が所得格差是正に働く効果を検証する。次に、平成12年に行われた児童手当の対象児童年齢の引き上げと年少扶養控除の引き下げの影響を推計する。最後に、財政均衡制約の元で、児童手当と扶養控除の一元化を図った場合の影響を分析する。

児童手当・扶養控除の近年の改正

平成11年	年少扶養控除(16歳未満)の引き上げ(38→48万)
平成12年6月	児童手当の対象児童を3歳以下→6歳以下、所得制限、支給額は変更なし
平成12年	年少扶養控除の引き下げ(48→38万)
平成13年10月	児童手当:所得制限の引き上げ

II 児童手当と扶養控除の関係

児童手当制度と子の扶養控除制度は、その対象がともに子どものある世帯であるため、比較されることが多く、この二つの制度を調整する必要性が叫ばれている。この問題を論じる前に、まず、そもそも、児童手当はどのような目的を持って実施されているのか、または、どのような目的をもつ制度とするべきかを整理することとしたい。

児童手当法に記述される目的は、「児童を養育しているものに児童手当を支給することにより、家庭における生活の安定に寄与するとともに、次代の社会を担う児童の健全な育成及び資質の向上に資する(第一条)」ことである。児童手当制度は、発足当時、18歳以下の3人目以降の子どもの対象とし、給付額は月額3,000円であった。この額は子ども1人当たりの養育費の2分の1を目安に決められたとのことである(宇野, 2001)。これをみると、児童手当は、多子世帯における子どもの養育費の多くを国が負担するという、防貧的かつ特殊世帯を対象としたカテゴリー的な所得保障施策の一つと位置づけられていたと言えよう(児童手当制度研究会, 2000, p. 42)。しかし、少子化が進み制度が改正されていく中で、児童手当も「将来の社会のにな手である児童世代を現役世代が社会的に扶養する(Ibid.)」役割を担うようになり、その支給対象も1人目からの全児童となった。また、所得制限の引き上げ、支給額の据え置きの結果として、児童手当は特殊世帯における防貧機能を徐々に低下させ、現在では準普遍的な制度となる一方、その支給額は子どもの養育費に遠く及ばない額となった。一方で、対象児童の年齢を18歳以下から3歳以下に縮小した理由として、この時期は母親の就業率が低く親の年齢も若いため収入が低いことがあげられている(Ibid., p. 32)ように、依然救貧的な目的を掲げている一面もある。このように、児童手当の機能は当初の目的から大きく逸脱してきたが、その新しい目的についての整理がなされていない状態であった。

宇野(2001)は、児童手当の新しい機能として有子世帯と無子世帯の格差是正を挙げている。これは、実質的な養育費と児童手当額が大きく乖離した今、児童手当が担うべき機能は、子どもの養育費の支出によってもたらされる低所得を補うことよりも、有子世帯と無子世帯の所得格差を是正することであるという考えに基づく理由からである。児童手当を単に「少子化支援策」と片づけてしまうのではなく、積極的にその機能を見直すことは重要であり、その点で宇野の論点は貴重である。ここでは、宇野の言う児童手当の格差是正機能についてさらに深い議論をしていきたい。

「所得格差是正」には二つの視点があると考えられる。一つは、宇野の言う有子世帯と無子世帯間の所得格差是正である。もう一つは、有子世帯内の所得格差是正である。このうち、後者は、実は児童手当制度の設立当時からその目的として挙げられていたものである。中央児童福祉審議会の特別部会である児童手当部会が昭和39年に出した中間報告は、児童手当の目的を、児童福祉、社会保障、賃金体系の観点と共に、所得格差是正の観点から検討しており、これによると、我が国の大企業と小零細企業との被用者の所得格差は特に子どもの養育費がかさむ40歳前後から急速に拡大するため、その格差の是正の方法として全国民を適用とする児童手当が望ましいとしている(児童手当制度研究会, 2000)。

仮に、児童手当の目的を格差是正とした場合、いくつかの疑問が生じる。第一に、児童手当の対象年齢が何故6歳以下であるかということである。有子世帯内の所得格差については、児童手当部会が言うように、それが拡大するのは40歳代からであり、多くの世帯において子どもは既に6歳以上となっている。また、有子世帯と無子世帯間の格差についても、子どもが小さい時期に特に格差が大きいという確証もない。第二に、給付額と所得制限である。有子世帯内での格差是正効果を児童手当に求めるのであれば、その給付額は一定ではなく段階的にするべきであり、所得制限もきつくするべきである。しかし、所得制限は緩和の方向に向かっており、現在は厚生労働省の推計で該

当年齢児童の85%が対象内である。また、有子世帯と無子世帯の所得格差是正については、一子あたり月5,000円の手当でどこまでその効果が期待できるのか疑問である。

最後に、所得税制上の子に対する扶養控除と児童手当の調整の問題である。一般に、扶養控除は、税率が高いものほどその便益が多いため、有子世帯内における所得格差の是正効果は少なく、逆に、児童手当は所得制限があるため、その効果は高いと言われている。しかし、有子世帯と無子世帯間の格差是正効果については、所得が上がり格差も広がる40代に便益もあがる扶養控除のほうが、子どもが6歳以下の時期のみしか給付されない児童手当よりも高い可能性がある。また、対象児童の人口をみても、扶養控除が2,300万人なのに対し、児童手当は350万人(1999年,統計局,2002)なことを考慮すると、どちらがより大きな格差是正効果を持っているかは一概に言えない。

III 先行研究

児童手当と扶養控除の調整の必要性については、多くの研究者が長年指摘してきた。早くは、1980年の中央児童福祉審議会の意見具申にて、その「検討をすすめるべき」との見解が報告されている(『児童手当』,1982)。近年においては、大塩(1999)が、「有子世帯に手当を出したり、税制での優遇措置をする理由は、児童扶養に費用がかかるからであるが、……日本の児童手当はこのような費用がかかる時期には支給されず、乳幼児期に限定されており、しかも所得制限がある(略筆者)」と児童手当の制度上の問題を指摘している。

しかし、児童手当と扶養控除の「調整」の必要性は叫ばれるものの、これを行った場合の実証分析を実際に行っている研究は非常に少ない。古くは、都村(1977)の試算が挙げられる。都村は、1975年の総理府「家計調査年報」より、世帯主の年間所得階級別の子ども数を割り出し、それにより総控除税額をもとめている。都村の試算によると、1975年の児童手当支給額の9.8倍相当の

額が児童および学生の扶養控除額として控除されていた。さらに都村は、子どもに対する扶養控除を廃止し、それによる増税分をすべて児童手当に充当すると仮定した18のケース・シナリオを描いて児童手当額を試算し、例えば現行(1975時点)の児童手当の支給対象、所得制限を変えない場合、月額5,000円から月額45,900円に児童手当額を増額することができるとしている。都村の分析は、児童手当と扶養控除を一体化するシナリオを実際に試算しており、大変興味深い。しかし、データが1975年とかなり古く、その時点から児童手当も大きく改正されているため、この結果をそのまま現在に当てはめることはできない。例えば、1975年時点においては、児童手当は第三子以降のみに給付されており、現在においては控除税額と児童手当給付額の差は9.8倍という比率よりも少なくなっていると考えられる。また、都村は、児童3人のモデルケースについてシナリオの改正が可処分所得に与える影響を推計し、低所得層では可処分所得が増加、高所得層では減少している。しかし、試算はモデルケースのみで行われているため、本稿のトピックとする有子世帯内の不平等度、有子世帯と無子世帯間の格差などについては言及していない。

IV データ

以下の分析に用いられるデータは、厚生労働省『平成8年度所得再分配調査』²⁾の個票(サンプル数8,152世帯)である。『所得再分配調査』は、世帯員全員の年齢や世帯主との関係など世帯構成を細やかに調査している他、世帯員それぞれの所得および公的部門からのさまざまな所得移転(正と負)の詳細も把握しているため、現金給付の効果进行分析するのに適している。また、単身世帯など他の大規模調査の対象となっていない世帯類型も調査の対象としているため、所得格差の分析をするためには好ましい。

『所得再分配調査』に含まれるこどもに関する所得移転には、「児童手当等による社会保障給付金」と「児童福祉法措置費」がある。前者には、

児童手当のみならず児童扶養手当、特別児童扶養手当、障害児福祉手当なども含まれている。しかし、サンプル内の3歳以下の子どもも1,025人のうち「児童手当等による社会保障給付金」が記入されている世帯に属する子どもは209人しかなく、その受給率は約20%に過ぎない(Abe, 2002)。これは、公式に発表されている受給率³⁾から大きく乖離しているため、このデータには記入漏れが多く発生している可能性がある。そのため、分析にあたっては、子どもの年齢、扶養者の所得などからその額を推計した「推計児童手当額」と、『所得再分配調査』の「児童手当等による社会保障給付金」の二つのデータを用いて児童手当の効果を計測する。児童手当受給の実態は、この二つの値の間にあると考えられる。また、所得税制上における子どもに関する扶養控除の便益額は、『所得再分配調査』で調査されていないため、扶養者の所得、所得税額から所得税率などを逆算し子どもの扶養控除があることで得る便益を計算した(詳細は付録2を参照されたい)。なお、住民税の扶養控除における便益は、ここでは考慮していない。

推計にあたっては、サンプル数8,152世帯の中から高齢者のみの世帯を除いた6,659世帯を用いた。このうち20歳以下の扶養児童⁴⁾をもつ有子世帯は3,172世帯、無子世帯は3,487世帯である⁵⁾。

V 手 法

本稿で用いる手法は、平均対数偏差(Mean Log Deviation: MLD)分解である。MLDは、エントロピー(entropy)尺度の一つであり、以下の数式で定義される。

$$MLD = \ln \mu - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln Y_i$$

Y_i は、第*i*世帯の(等価)可処分所得、 μ はその平均である。所得の分布が完全に平等である場合、MLDは0の値をとる。

よく用いられる不平等指数には、ジニ係数、MLD、平方変動係数(SCV)、対数分散(VL)などがあるが、その中でも、MLDをはじめとする

エントロピー尺度は、サンプル全体の不平等度を、グループ内とグループ間の寄与度に分解できる性質をもつ⁶⁾(Chakravarty, 1999)ため、本稿の分析に適している。また、MLDは、対数であるため⁷⁾、低所得層における変化に敏感(西崎・山田・安藤, 1998)であり、そのため、低所得層に給付され、その額も比較的にかさい児童手当の効果のみをみるためには適している指標と言えよう。本稿は、MLDのこの性質を用いて世帯員数で調整した可処分所得(等価世帯可処分所得=調整の手法については次頁を参照のこと)のサンプル内の不平等度を有子世帯と無子世帯のグループ内効果とグループ間効果に分解する。分解の方法は以下の通りである。MLD₁は、有子世帯グループ内のMLD、MLD₂は、無子世帯グループ内のMLDを指す。

$$MLD = \underbrace{[a_1 MLD_1 + a_2 MLD_2]}_{\text{グループ内効果}} + \underbrace{\left[a_1 \ln \frac{\mu}{\mu_1} + a_2 \ln \frac{\mu}{\mu_2} \right]}_{\text{グループ間効果}}$$

1=有子世帯グループ、2=無子世帯グループ、

MLD₁=有子世帯グループ内のMLD、MLD₂=無子世帯グループ内のMLD、

a_1 =有子世帯グループの割合、 a_2 =無子世帯グループの割合、

μ_1 =有子世帯グループの平均、 μ_2 =無子世帯グループの平均、 μ =全世帯の平均。

ここで、有子世帯と無子世帯を比較の対象とすることについての留意点を記しておきたい。後述にもあるように、有子世帯は比較的に世帯主の年齢、所得などの分散が無子世帯に比べ小さく均一であるが、無子世帯の場合は世帯主年齢もさながら世帯構造・所得などにおいてもばらつきがあると考えられる。これは、無子世帯の中には単身の若者もいれば、子どもがない夫婦、子どもが既に成年となった熟年夫婦、結婚しなかった単身壮年層など様々な世帯が存在するからである(本稿の分析では高齢者のみの世帯は分析の対象から外している)。そこで、有子世帯と無子世帯の比較において、どのような世帯とどのような世帯を比較

の対象とするか、という問題が発生する。分析の一つの手法として、無子世帯のサンプルを細分化し、例えば、有子夫婦と無子夫婦を比較することも考えられよう。しかし、無子夫婦の中でも子どもがいない夫婦と子どもが成年となった夫婦がおり、『所得再分配調査』の中ではこの2者は分別できない。子どもが成年となった夫婦と有子夫婦は、単にライフサイクル上の2時点に位置するだけで、この二つの属性のグループを比較することには疑問を感じる読者も多いであろう。また、子どものない夫婦の中にも、まだ子どもがない夫婦と一生活どもを持たないと決断をした夫婦が存在する。このように、完璧に比較可能な有子世帯と無子世帯の属性を抽出するのは困難であり、また、抽出したとしてもサンプル数が非常に少なくなってしまう。このため、本稿においては、あえて、無子世帯全体と有子世帯全体を比較の対象とする。

次に、児童手当と扶養控除の効果を推計するために、児童手当がなかった場合、扶養控除がなかった場合の各世帯の等価可処分所得を求め、児童手当がある場合とない場合のMLDの差分、扶養控除がある場合とない場合のMLDの差分をそれぞれ分解する。MLDの差分の分解は以下の通りである。

$$\Delta MLD = \underbrace{a_1 \Delta MLD_1 + a_2 \Delta MLD_2}_{\text{グループ内効果}} + \underbrace{\left[a_1 \Delta \ln \left(\frac{\mu}{\mu_1} \right) + a_2 \Delta \ln \left(\frac{\mu}{\mu_2} \right) \right]}_{\text{グループ間効果}}$$

ΔMLD 、 ΔMLD_1 等は、児童手当(扶養控除)がなかった場合の値と児童手当(扶養控除)がある場合の値の差

実際には、児童手当がなかった場合、また扶養控除がなかった場合には、世帯における出生行動、経済的行動の変化がおこる可能性があるが、本稿においてはそれを考慮に入れていない。

最後に、平成12年の改正の影響を見るために、以下の三つの改正シミュレーションを行い、特に①→②と②→③の改正におけるMLDの変化の分解を行う。

① 平成8年のデータから、年少扶養控除の引き上げ(38万→48万)のシミュレート

② ①に、児童手当引き上げ

③ ②に年少扶養控除引き下げ(48万→38万)

なお、可処分所得の定義は、以下の通りである。医療、保育費(児童福祉法措置費)など現物給付を社会保障給付金に含んでいない点を除けば、この定義は厚生労働省が発表する「再分配所得」と同じである⁹⁾。なお、本稿で用いる所得は世帯単位であり、世帯員全員の収入、年金、その他社会保障給付金、税、社会保険料などを加算したものである。

$$\begin{aligned} \text{可処分所得} &= \text{当初所得}^9 + \text{公的年金} \\ &+ \text{その他社会保障給付金}^{10)} \\ &- (\text{直接税} + \text{消費税}) \\ &- \text{社会保険料} \end{aligned}$$

また、可処分所得を世帯人員数で調整した等価世帯可処分所得を計算するために、Equivalent scaleを用いる。Equivalent Scaleには、世帯人員数、世帯人員数の二乗など多くが提案されているが、ここではOECD等で一般的である、Equivalent Scale = (大人の数 + (子供の数 × 0.7))^{0.7}を用いる¹¹⁾。等価世帯可処分所得は、以下のように定義される。

$$\begin{aligned} \text{等価世帯可処分所得} \\ &= \text{可処分所得} / \text{Equivalent Scale} \end{aligned}$$

VI 結 果

1 当初所得と等価可処分所得のMLD分解

表1は、(等価)当初所得と(等価)可処分所得のMLDを有子世帯グループ内、無子世帯グループ内および有子と無子世帯のグループ間効果に分解したものである。可処分所得には、データに含まれる「児童手当等による社会保障給付金」を用いたもの(実データ)と推計による児童手当を用いたものの二つを記載している。まず、当初所得をみると、無子世帯内の方が有子世帯内より高いMLDを示しており、この傾向は可処分所得にても同じである。当初所得における全世帯のMLDは0.39であり、これを分解すると27%が有子世

表1 当初所得と可処分所得のMLD分解

(所得の平均値の単位：万円)

	n	MLDの分解						MLDの変化分の分解			
		当初所得		等価可処分所得 (実データ)		等価可処分所得 (推計児童手当)		等価可処分所得 (実) - 等価当初所得		等価可処分所得(推 計) - 等価当初所得	
		MLD	平均	MLD	平均	MLD	平均	MLD		MLD	
有子世帯内(1)	3172	0.2279	291.6	0.1519	250.3	0.1490	251.2	-0.0760		-0.0788	
無子世帯内(2)	3487	0.5329	363.9	0.2031	321.2	0.2034	321.1	-0.3299		-0.3295	
有子世帯と無子世帯間	2	0.0061		0.0077		0.0075		0.0016		0.0014	
全世帯	6659	0.3937	329.5	0.1864	287.4	0.1850	287.8	-0.2073		-0.2087	
			%		%		%		%		%
有子世帯内効果	3172	0.1085	27%	0.0723	38%	0.0710	37%	-0.0362	17%	-0.0376	18%
無子世帯内効果	3487	0.2791	71%	0.1063	59%	0.1065	60%	-0.1727	83%	-0.1725	83%
グループ間効果	2	0.0061	1%	0.0077	4%	0.0075	3%	0.0016	-1%	0.0014	-1%
全世帯	0.91	0.3937	100%	0.1864	100%	0.1850	100%	-0.2073	100%	-0.2087	100%

出典) 『平成8年度所得再分配調査』より筆者計算。

帯内効果、71%が無子世帯内効果であり、グループ間効果は1%であった。次に可処分所得をみると、両方の定義においても、すべての世帯属性にてMLDは減少している。全世帯のMLDは約0.18、有子世帯内は約0.15、無子世帯内では0.20であり、有子世帯内においても無子世帯内においてもMLDは下がっているが、無子世帯の方が当初所得のMLDが大きい分その減少幅は大きい。その結果として、全体のMLDに対する寄与度は無子世帯内が減少し、その分有子世帯内で上昇している。有子世帯と無子世帯のグループ間においては、当初所得に比べ可処分所得の方が若干MLDが上昇している。

表1の右側には、当初所得と可処分所得のMLDの変化分とその分解を示している。可処分所得の両方の定義にて、全世帯のMLDは約0.21減少しており、減少分の殆ど(83%)は無子世帯内のMLDの減少によるものである。有子世帯内でも若干MLDは減少しているが、有子世帯と無子世帯の格差はむしろ拡大している。

この分析の主な結果として、有子世帯においては無子世帯より大きな格差が見られるものの税制および社会保障制度による再分配によって大きくその格差が減少されていること¹²⁾、また、有子世帯においては当初の格差は小さいものの、再分配政策による格差是正が殆ど認められないことの2

点が挙げられる。

2 児童手当と扶養控除の所得格差是正効果

前節においては税制と社会保障制度全般が有子・無子世帯内の格差、また有子・無子世帯間の格差に及ぼす影響を検証したが、それでは本稿の関心である児童手当と子どもの扶養控除によるそれぞれの格差に対する影響はどうであろうか。表2は、推計児童手当がまったくないと仮定した場合の等価可処分所得とあるとした場合の等価可処分所得、また、22歳以下の子に対する扶養控除がまったくないと仮定した場合の可処分所得とあるとした場合の可処分所得のMLDの変化分を分解したものである。児童手当に実データではなく、推計児童手当を用いたのは、実データには児童扶養手当、特別児童扶養手当など児童手当以外の給付も含まれており、これらを児童手当と区別することができないからである。

まず、児童手当の効果についてみると、児童手当があることによる有子世帯内のMLDの減少は-0.0015であり、これは、社会保障と税全体の格差縮小(表1)に比べると微小な効果といえる。有子世帯と無子世帯間の格差是正効果は、社会保障と税全体のそれがプラスであるのに対し、マイナスではあるが、その数値はわずか-0.0002でありゼロに近い。次に扶養控除の効果のみをみる

表2 推計児童手当と扶養控除による MLD 変化分の分解

	n	推計児童手当 の効果*		扶養控除 の効果**	
		Δ MLD		Δ MLD	
有子世帯内(1)	3178	-0.00149		-0.00496	
無子世帯内(2)	3500	0		-0.00015	
有子世帯と無子世帯間	2	-0.00018		-0.00138	
全世帯	6678	-0.00089		-0.00382	
			%		%
有子世帯内効果	3178	-0.00071	80%	-0.00236	62%
無子世帯内効果	3500	0	0%	-7.9 E-05	2%
グループ間効果	2	-0.00017	20%	-0.00137	36%
全世帯	6678	-0.00088	100%	-0.00381	100%

注) * 推計児童手当がまったくなかったと仮定した可処分所得と実際の可処分所得(実データ)のMLDの変化。

** 22歳以下の子供の扶養控除がまったくなかったと仮定した可処分所得と実際の可処分所得(実データ)のMLDの変化。

出典) 『平成8年度所得再分配調査』より筆者計算。

と、扶養控除のほうが児童手当より高い格差縮小効果を検証できるものの有子世帯のMLDの変化は-0.0050であり、社会保障と税全体による格差縮小の10分の1にも満たない。有子・無子世帯間においての格差減少は-0.0014と、児童手当のそれと比べると遙かに上回る数値である。社会保障や税全体が、有子世帯と無子世帯間の格差をむしろ助長していること(表1)を考慮すると、これはわずかではあるが、子の扶養控除が有子世帯と無子世帯間の格差の減少に効果をもたらしていることを示している。

換言すると、児童手当による格差是正効果は殆どなく、そのわずかな効果も殆どが有子世帯内効果である。子の扶養控除による格差是正効果は児童手当よりも大きいものの、税・社会保障全体の効果に比べると、そのごく一部であり、また、その2/3は有子世帯内の効果である。

3 平成12年改正のシミュレーション結果

表3は、平成12年の改正をシミュレートした上で、可処分所得のMLDがどう変化するかを推計したものである。シミュレーションのベースには、平成7年の制度に年少扶養控除の拡大を行った上で、児童手当の対象児童年齢の引き上げ(3歳以下から6歳以下へ)と年少扶養控除の引き下

げ(48万→38万)が順に行われたと仮定したものである。まず児童手当の改正の影響についてみると、全世帯のMLDが若干(-0.0005)減少していることがわかる。この減少を分解すると、その79%が有子世帯内のMLD減少によるもの、21%が有子・無子世帯間のMLDの減少によるものである。次に、扶養控除の減額の影響をみると、全世帯のMLDは上昇しており(+0.0006)、この上昇分は児童手当拡充の減少分より大きい。上昇の56%は、有子世帯内のMLD上昇によるものであり、42%が有子・無子世帯間のMLDの上昇によるものである。財政的には、減額されたことにより、年少扶養控除額の支出が16%削減される。

すなわち、児童手当拡充と年少扶養手当減額の二つの改正のトータルな影響(①+②)としては、有子世帯内の格差は児童手当拡充によって減少したが、ほぼそれと同じ大きさの上昇が扶養控除減額によってもたらされているため、最終的な格差の減少は微々たるものである。もちろん、児童手当の拡充によって影響を受けたのは3歳から6歳までの子供を持つ世帯であり、年少扶養控除の減少の影響を受けたのは15歳以下の子を持つ世帯であるから、この二つの改正によって有子世帯内の再分配は行われたと考えるべきである。しかし、

表3 平成12年の改正によるMLD変化分の分解と財政支出の変化

	n	児童手当拡充 (3歳→6歳)① ΔMLD		扶養控除減額(年少扶養 控除48万→38万)② ΔMLD		①+②(=③) ΔMLD	
有子世帯内(1)	3178	-0.000750		0.000690		-0.000060	
無子世帯内(2)	3500	0.000000		0.000010		0.000010	
有子世帯と無子世帯間	2	-0.000099		0.000258		0.000159	
全世界帯	6678	-0.000460		0.000590		0.000130	
		%		%		%	
有子世帯内効果		-0.000357	79%	0.000329	56%	-0.000029	-21%
無子世帯内効果		0.000000	0%	0.000005	1%	0.000005	4%
グループ間効果		-0.000098	21%	0.000256	43%	0.000158	117%
全世界帯		-0.000455	100%	0.000590	100%	0.000140	100%
財政支出(児童手当)						68%	
財政支出(扶養控除)						-16%	
財政支出(合計)						-11%	

注) ①ベースは、平成8年のデータを基に児童手当は3歳以下を対象とする推計児童手当、扶養控除は年少扶養控除額48万と仮定した場合。

②ベースは、①の改正後。

出典) 『平成8年度所得再分配調査』より筆者計算。

有子世帯内全体の格差の減少は殆ど認められない。一方で、有子世帯と無子世帯の間の格差については、児童手当拡充で減少した分よりも大きい規模で扶養控除削減によって拡大しているの、結果として格差が広がっている。つまり、この二つの改正の結果として、有子世帯内の格差はほぼ変化せず、有子世帯と無子世帯間の格差はむしろ拡大している。

一方、財政面に視点をあててみると、児童手当の拡充分の3分の2を国が負担したと仮定した場合、児童手当のための国の支出は改革前の68%増の支出となる。また、年少扶養控除の減額は、扶養控除による財源ロスを16%減少させる。扶養控除による財源ロスの方が、児童手当の支出より数倍大きいため、この二つの改革を合わせると、全体として11%の支出減となる。

VII 財源制約条件下のケース・シナリオ

前節の推計においては、現行制度の児童手当の格差是正効果は扶養控除に比べ小さく、特に有子世帯と無子世帯間の格差是正の効果は微々たるものであることがわかった。この理由の一つは、現

在の児童手当額が子ども1人あたり年間6万円と少額であること、また対象年齢が6歳以下と限られていることなど制度設計において児童手当制度の規模が小さいことが挙げられる。平成11-12年の改正においても、若干の拡大はあったものの給付額は据え置きされており、年間子ども1人あたり6万円の給付では大きな格差是正効果が期待できないという根本的な問題が残されている。それでは、財政悪化のおりこれ以上の児童に関する財政措置が許されないという制約の下で、児童手当と扶養控除をどのように設計すれば、格差是正効果が大きくなるのであろうか。

ここでは、現在の児童手当給付額と扶養控除税額の合計額を維持した条件下において、以下の七つのシナリオにおける格差是正効果を推計する。

- ① 児童手当給付額と扶養控除税額の全てを児童手当に充当、児童に対する扶養控除は廃止。児童手当の対象年齢6歳以下、所得制限は平成7年のものと同じ
- ② 同上、児童手当対象年齢18歳以下、所得制限は平成7年のものと同じ
- ③ 同上、6歳以下、所得制限なし
- ④ 同上、18歳以下、所得制限なし

- ⑤ 同上, 23歳以下, 所得制限あり
 ⑥ 同上, 23歳以下, 所得制限なし
 ⑦ 同上, 全てを扶養控除に充当, 児童手当は廃止

どのシナリオにおいても, ベースとなるシナリオは, 対象年齢6歳以下とした児童手当(手当額と所得制限は同じ)と年少扶養控除38万円, 特定扶養控除(16歳以上23歳未満)が53万円であるケースである。①から⑥のシナリオにおける児童手当額は, 現行制度と同じく三子以降は一子・二子の2倍の給付額と仮定し, これを財源制約条件¹³⁾の元に試算すると, ベース・シナリオにおける児童手当額年間6万円(一, 二子目)からシナリオ①については年間36万円からシナリオ⑤の年間9万円へ増額されることとなる。所得制限があるシナリオ(①, ②, ⑤)については, 対象児童年齢が高いほど世帯の所得も高くなるため, 該当児童数が総児童数に対して少なくなることに留意されたい。⑦のシナリオにおいてはすべての児童に対する扶養控除が同率に増額されると仮定すると, 扶養控除額はベース・シナリオの約1.98倍となる。結果を, 表4に示す。

有子世帯内の格差については, すべての扶養控除廃止・児童手当拡充シナリオ(①~⑥)において格差が減少しており, 逆に児童手当廃止・扶養控除拡大シナリオ(⑦)においては格差が拡大している。一番格差が小さくなるケースは, シナリオ①, ②, ⑤であり児童手当に所得制限が設けられている場合である。有子・無子世帯間の格差については, シナリオ①~⑥については, ベースケースよりも若干の減少, シナリオ⑦については若干の拡大が見られた。一番格差が小さくなるケースは, シナリオ①と③であり, 対象児童年齢が6歳以下のシナリオである。しかし, どのシナリオにおいても, 有子・無子世帯間の格差に大きな違いは見られない。

つまり, 現在と同じ財源制約の元では, 扶養控除を廃止しその財源を児童手当に充当した場合のほうが大きな有子世帯内の格差是正効果が見られる。その効果は, 児童手当を特に低所得層に配分するように所得制限を設けた場合が一番大きい。しかし, どのシナリオにおいても, 税・社会保障全体の格差是正効果に比べるとその効果はごく微小であることは留意するべきであろう。この格差

表4 七つのシナリオにおけるMLDと等価可処分所得

(所得の平均値の単位: 万円)

	n	ベースケース		シナリオ1		シナリオ2		シナリオ3		シナリオ4		シナリオ5		シナリオ6		シナリオ7	
		MLD	平均	MLD	平均	MLD	平均	MLD	平均	MLD	平均	MLD	平均	MLD	平均	MLD	平均
有子世帯内(1)	3172	0.1483	251.6	0.1434	251.9	0.1433	251.6	0.1442	251.9	0.1445	251.7	0.1433	251.6	0.1439	251.7	0.1497	251.6
無子世帯内(2)	3487	0.2034	321.1	0.2036	320.9	0.2036	320.9	0.2036	320.9	0.2036	320.9	0.2036	320.9	0.2036	320.9	0.2034	321.1
有子世帯と無子世帯間	2	0.00741		0.00731		0.00737		0.00730		0.00735		0.00737		0.00735		0.00743	
全世帯	6659	0.1845	288.0	0.1822	288.0	0.1822	287.9	0.1825	288.0	0.1827	287.9	0.1822	287.9	0.1824	287.9	0.1852	288.0
			%		%		%		%		%		%		%		%
有子世帯内効果		0.0706	38%	0.0683	37%	0.0682	37%	0.0686	38%	0.0688	38%	0.0750	36%	0.0682	37%	0.0713	38%
無子世帯内効果		0.1065	58%	0.1067	59%	0.1067	59%	0.1067	58%	0.1067	58%	0.1246	60%	0.1067	59%	0.1066	58%
グループ間効果		0.0074	4%	0.0072	4%	0.0072	4%	0.0071	4%	0.0072	4%	0.0072	3%	0.0072	4%	0.0073	4%
全世帯	0	0.1845		0.1821		0.1821		0.1825		0.1827		0.2067		0.1821		0.1851	
児童手当対象年齢		6歳以下		6歳以下		18歳以下		6歳以下		18歳以下		23歳以下		23歳以下			
所得制限		あり		あり		あり		なし		なし		あり		なし		なし	
児童手当額(1, 2人目)/年		60,000		359,000		235,000		325,000		103,000		90,000		235,000			
扶養控除額		1-15: ¥380,000 16-22: ¥530,000		なし		なし		なし		なし		なし		なし		ベースケースの 1.98倍	

出典) 『平成8年度所得再分配調査』より筆者計算。

を大きく是正するためには、現在の財源よりも大きな財源を充当する必要があることが窺われる。有子・無子世帯間の格差についても、扶養控除廃止・児童手当拡充のシナリオの方が大きな効果があり、この場合は、6歳以下の子に絞って児童手当を充当するほうが大きな効果が見られるが、どのシナリオにおいてもその差は微少である。税・社会保障全体もこの格差の縮小には効果がないため、有子・無子世帯間の格差是正を政策目標とするのであれば、新たな財源と新たな手法を検討する必要があるであろう。

VIII ま と め

本稿では、児童手当と児童を対象とする所得税制上の扶養控除の所得格差是正効果を、特に平成12年の児童手当改正、年少扶養控除減額に焦点をあてて、検証したものである。推計によると、現行の児童手当による所得格差是正効果は、有子世帯内および有子・無子世帯間の両方において少なく、むしろ扶養控除のほうが大きな効果が認められた。しかし、両者において、税・社会保障全体の効果のごく小さな一部の効果しか検証されなかった。また、平成12年の改正は若干の財政支出の削減が見られるものの、所得格差の縮小の効果はほぼ認められなかった。この一つの理由は、現行の児童手当の額が扶養控除に比べ少額であり、平成12年の改正も現行制度に若干手を加えたものだけであるため、その効果も限定的であるからである。このため、もし児童手当の役割の一つとして格差是正効果を求めるのであれば、現行の制度を大きく改正する必要がある。仮に、児童手当と所得税制上の児童のための扶養控除を一元化し、扶養控除を廃止してその増収分をすべて現行の所得制限付きの児童手当に充てるといふシナリオを描くと、有子世帯内の格差が若干ではあるが縮小されることがシミュレートされた。逆に、児童手当を廃止して、すべてを扶養控除の減税分に充てるといふシナリオでは、現行の制度よりも有子世帯内の格差が若干ではあるが拡大した。この結果から、有子世帯の格差是正効果においては、制度

的には児童手当の方が扶養控除よりも効果が高いと行うことができよう。しかし、どのシナリオにおいても格差是正効果は少なく、もし有子世帯内の格差是正を求めるのであれば、現在の財政措置を大きく上回る資金を有子世帯の再分配に振り分ける必要があることが示唆される。一方で、有子・無子世帯間の格差は、様々な一元化のシナリオ下においてもその格差は殆ど是正されない。しかし、有子・無子世帯間の格差は、全体の格差の数%にしか過ぎず、これを是正することの必要性とその手法は、今後さらに検討を重ねる必要がある。

付録1 日本における子どものいる世帯への所得移転制度

日本における子どものいる世帯への所得移転制度は税制上の扶養控除、社会保障制度の一環である児童手当、児童扶養手当、特別児童扶養手当などがある。税制上では、扶養控除が子どものいる世帯に最も重要な制度であろう。扶養控除は、所得控除の一種であり、扶養家族の年齢や障害状態によってその金額は異なる。扶養家族が15歳以下の場合(年少扶養控除)は38万円、16歳以上23歳以下の場合(特定扶養親族控除)は63万円である(特別障害者である場合は、35万円加算)。所得控除であるので、実際の便益は、殆どの場合、控除金額にその扶養者の所得税率をかけたものであるが、扶養控除によって課税所得が減り税率が下がる場合は、それ以上の便益となる。一方、子どもに関わる現金給付制度としては、6歳以下の子どもがあり、所得制限以下のものを対象とする児童手当とその特例給付、母子世帯を対象とする児童扶養手当、20歳未満の障害児を持つものを対象とする特別児童扶養手当、重度の障害をもつ20歳未満の子をもつものを対象とする障害児福祉手当がある。この内、唯一普遍的な制度である児童手当(及び特例給付)を説明すると、その給付額は第一子、第二子は年額6万円、第三子以降は年額12万円となっている。児童手当は、実質

的には二つの制度が融合して成りたっており、自営業者のための制度と被用者および公務員のための制度とは財源も所得制限も異なる（被用者および公務員は、通常の児童手当制度より高い所得制限が定められており、この部分は特例給付と呼ばれる）。前者の場合は国と地方自治体はその財源を負担しており、後者に関しては事業主、国、地方自治体の3者がその財源を負担している。所得制限は、扶養者の扶養家族数によって左右し（表1参照）、各種所得控除後の課税所得をベースに所得制限内か外かを判断される。ここで忘れてはならないのは、児童手当は、「世帯単位」ではなく、「扶養者」の「個人単位」で支給されることである。これは、扶養手当も同様である。

近年になって、年少扶養控除と児童手当は数々の改革がなされた。児童手当が、平成12年、13年において拡大される中、年少扶養控除は平成11年に引き上げられ、その1年後の平成12年には改正前の額に引き下げられている。

付録2 「推定児童手当額」と「推定扶養控除額」の計算方法

本稿では、世帯および個人データの個票から、以下の手順にて「推計児童手当額＝世帯が受け取る資格がある児童手当額」を計算した¹⁴⁾。

- ① 児童手当の給付先は、該当児童の扶養者であり、世帯主とは限らない。どの子が誰の扶養親族かは個票からわからないので、夫と妻の所得税額が高いほうが扶養者と仮定した¹⁵⁾。
- ② 児童手当の所得制限のベースは、扶養者の各種控除後の所得である。扶養者がどのような控除を他に受けているかはわからないので、ここでは、所得税額から所得税率、税控除額などを推測し課税所得を逆算し、課税所得が所得制限内か外かを推測した。
- ③ 児童手当の給付額は扶養親族数によって異なる。上記同様に、世帯内の誰が誰の扶養親族かはわからないので、配偶者、扶養者と配偶者の両親、子の世帯員の中から、所得が税制上の扶養家族枠内であるものを扶養親族と

仮定した。各世帯員が、扶養親族かどうかについての判定は、世帯員の給与給付>103万か事業所得>35万か年金所得－年金控除>38万である時は扶養家族でないとし、それ以外の時は扶養家族であるとした（退職金、その他所得は省略）。

次に、子の扶養控除による便益については、『所得再分配調査』には、所得税のデータはあるが、控除額や課税所得のデータはないため、以下の手順で推計された。

- ① 『所得再分配調査』の個人票より22歳以下、未婚、被扶養者（勤労収入<103万&年金－年金控除<38万&事業所得<35万の親族）の世帯員すべてについて、その父親と母親を世帯内の他の世帯員から探しだし、所得税が高い方が、その世帯員の被扶養者を扶養している（扶養者）と仮定した。ここでいう「扶養者」とは税制上にその被扶養者を扶養家族としているものとしている。
- ② 子の扶養控除による便益は、子の扶養控除がないと仮定した場合の所得税額から、実際の所得税額を引いたものである。子の扶養控除がない場合の所得税額は、上記の児童手当の推測の過程で推測した扶養者の課税所得に、扶養控除額を加算し、その課税所得にあたいする税率、税額を計算したものである。

謝 辞

本研究は、厚生労働科学研究費補助金政策科学推進事業「こどものいる世帯に対する所得保障、税制、保育サービス等の効果に関する総合的研究」（平成13～14年、主任研究者：勝又幸子）および「社会保障の改革動向に関する国際共同研究」（平成11～13年、主任研究者：池上直己）の一環として行ったものである。両プロジェクトの分担研究者ならびに研究協力者の皆様方には討論機会において多大なコメントと奨励を頂いた。また、レフェリーの先生方のコメントは適切かつ建設的であり、本稿のみならず今後の研究にも非常に有益なものであった。ここに記して御礼申し上げたい。

(平成 14 年 10 月投稿受理)

(平成 15 年 3 月採用決定)

注

- 1) 正確には、義務教育就学前(6歳になってから最初の年度末まで)である。
- 2) データは、平成8年に収集されているが、数値は平成7年度のものである(つまり、児童手当などの改革の前)。なお、本データの使用は、厚生労働省より許可を得て行うものである(平成13年4月3日統発117号)。
- 3) 厚生労働省による平成8年の児童手当の受給児童数は225万人であり(厚生省『平成9年厚生白書』)、これを3歳以下の人口数358万人で割るとその率は約63%である。
- 4) 『平成8年度所得再分配調査』の世帯員の年齢のデータは調査時(平成8年6月)のものであるが所得のデータは平成7年のものであるため、平成8年に生まれた0歳の子は扶養児童に含めず、また平成8年に21歳になった子は扶養児童とした。
- 5) また、子供が存在するがその親とみられる世帯員が存在しない世帯(例:子と祖父・祖母世帯)もサンプルから除いた。
- 6) Chakravarty(1999)は、サブサンプルが重ならない場合においてはジニ係数も分解可能であるとしているが、西崎・山田・安藤(1998)は、ジニ係数の非線形性をあげ要因分解に適さないとしている。
- 7) MLDは、対数であるため、所得が負の場合には定義されていない。そのため、本稿では、所得が負の世帯(6,678世帯中19世帯)はサンプルから除いた。
- 8) 直接税、消費税、社会保険料は、「所得再分配調査」で調査された数値である。直接税は、所得税、住民税、固定資産税、自動車税・軽自動車税を含み、雇用者の場合は源泉徴収票、自営業者・農林漁業者などの場合は確定申告された額などから記述される。消費税は、推計値である。社会保険料は、健康保険、船員保険、共済組合、厚生年金保険(厚生年金基金を含む)、国民年金(国民年金保険を含む)、雇用保険などの保険料である。
- 9) 当初所得には、雇用者所得、事業所得、農耕・畜産所得、家内労働所得、家賃・地代所得、利子・配当金、仕送り、その他、私的受給が含まれる。
- 10) その他社会保障受給金には、生活保護法による扶助、医療保険による傷病・出産手当、雇用保険・労災等による給付金、児童手当等(児童手当、児童扶養手当、特別児童手当等)が含まれる。
- 11) 特に有子世帯と無子世帯のグループ間の格差

は、Equivalent Scaleにおける子の比重の大きさによって大きく左右されると考えられる。上記のEquivalent Scaleは、子供の経済的負荷を大人の0.7倍としているが、子供と大人を同等に扱った代替Equivalent Scale $ES2 = (\text{世帯人員数})^{**1/2}$ を用いた感度分析を行ったところ、ES2を用いると、有子世帯と無子世帯間の格差が拡大し、結果として扶養控除と児童手当の両方にて有子・無子世帯間の格差是正効果が高くなった。しかし、後節で述べるおおまかな結果は変化しなかった。

- 12) 無子世帯の格差が大きい理由の一つは、無子世帯には多くの形態の世帯が含まれることが挙げられる(例えば、成人した息子と夫婦世帯、単身女性)。これに対して、有子世帯は比較的に同質であるため、格差が小さい。
- 13) 児童手当の財源は、雇用者(被用者の場合)、国、地方の三者で分割されている。ここでは、比較のために、雇用者と地方の支出はベースケースから変わらないと仮定し、扶養控除の廃止で浮いた財源を全て児童手当に充てると仮定している。
- 14) 児童手当、児童扶養手当額以外の給付(特別児童扶養手当、障害児福祉手当など)については障害の情報がデータの中に入らないので推測することはできない。
- 15) 『所得再分配調査』の個人票には、各世帯員の年齢および世帯主からみた関係が記されている。しかし、この情報のみでは、どの子の扶養者がどの世帯員であるか、すべてのケースにおいて判断することはできない。例えば、世帯主+子+子の配偶者+子+孫の5人家族の場合、孫が第二世帯員と第三世帯員の子か、第四世帯員の子かは判断がつかない。このような場合には、年齢、配偶関係などの情報から一番常識的であると思われる家族構成を仮定した。また、①の手順において、該当被扶養者の母親と父親のどちらかが世帯内に見つからない場合は(例:母+子、祖母+母+子、これらは必ずしも母子世帯ではない)、もう一方の親の情報を入手することが困難であるため、見つかった親を扶養者とした。実際に、父親が世帯員の中にいない世帯は散見され、これらは父親が単身赴任しており、父親が扶養者であるとも考えられるが、この父親はサンプル内にはいっておらず情報を得ることができないため、母親を扶養者とした。両親とも見つからない場合は(例:祖父母+孫、姉妹)、扶養者なしとした。これは、子と別居している親がこどもを扶養していることも考えられるため、同居者を扶養者と仮定することに無理があるためである。

参考文献

- (1982) 「児童手当と税制の扶養控除」『児童手当』第22巻第4号。
- Abe, Aya (2002) “Child related benefits in Japan,” *Journal of Population and Social Security Research*, Vol. 1, August 2002.
- Chakravarty, Satya R. (1999) “Measuring Inequality: The Axiomatic Approach,” in Silber (ed.) *Handbook on Income Inequality Measurement*, Kluwer Academic Publishers.
- 宇野 裕 (2001 a) 「児童手当はいかに改定されるべきか」『社会保険旬報』No. 2098 (2001.5.21)。
- (2001 b) 「『児童手当はいかに改定されるべきか』に対する批判と反論」『社会保険旬報』No. 2120 (2001.12.21), No. 2122 (2002.1.11)。
- (2002) 「保育手当の可能性：『児童手当はいかに改定されるべきか』別論」『社会保険旬報』No. 2136 (2002.6.1)。
- 大塩まゆみ (1999) 「児童手当の国際比較」『海外社会保障研究』No. 127, Summer 1999。
- 厚生労働省児童家庭局 (2000) 『平成11年度児童手当事業年報』。
- 児童手当制度研究会監修 (2000) 『改訂 児童手当法の解説』, 中央法規。
- 税務研究会出版局『税務便覧』平成7年度版, 平成13年度版。
- 都村敦子 (1977) 「福祉政策の“Harmonization”問題について：児童扶養控除制度と児童手当制度の一元化」『季刊社会保障研究』Vol. 13, No. 1。
- 内閣府「1990年代における所得税制改正の効果について」政策効果分析レポート No. 9。
- 西崎文平・山田 泰・安藤栄祐 (1998) 『日本の所得格差—国際比較の視点から—』経済企画庁経済研究所。
- 福田素生 (1999) 『社会保障の構造改革：子育て支援重視型システムへの転換』, 中央法規。
(あべ・あや 国立社会保障・人口問題研究所 国際関係部第2室長)

女性と年金権の問題

永瀬伸子

はじめに

女性の年金権の問題について考察し、今後を展望することが本稿の課題である。女性の年金権は日本固有の課題ではない。Ⅰでは女性の暮らしの変化に伴い年金制度がどう改正されてきたのか、理念の変化をたどり、Ⅱは日本の年金における女性配慮の諸制度の導入過程を簡単に追う。Ⅲは、現行制度が現役女性にどのような影響を与えているか実証的に示す。女性と年金制度の問題については、さまざまな議論があるが、実証データに基づいた議論よりは理念論での第3号擁護論や反対論が多く、実データを示したい。Ⅳでは、現行の日本の女性と年金をめぐる制度の特徴と問題点を諸外国との比較を含め比較し、今後の制度が持つべき特徴について考察する。

Ⅰ 女性の年金権：その理念と変遷

戦後の福祉国家像においては、主な稼ぎ手(男性)の所得保障が中心に考えられ、妻は夫を通じて間接的に保護されると想定されていた。たとえばベバリッジは女性が家事育児を担うと想定し、その役割を果たせるよう、既婚女性には減額保険料の選択肢を与え、諸給付権を失うかわりに夫の社会保険料納付履歴に応じた「扶養される妻の年金権」と遺族年金権を得る選択肢を提案している。

しかし70年代以降になると女性の年金権の充実が課題となる。働く女性の増加、離婚の増加、高齢期の女性の貧困が顕在化する中で女性自身の

名義の年金権の確立が模索された。従前賃金に連動した保険料拠出とこれと一定の比例関係のある年金制度がとられる限り、育児や介護等のケア活動を担う女性の年金給付は低くならざるを得ない。これを解決する方策とその組み合わせはその国の事情によって差がある。古くからあるのが①夫の年金権からの妻名義(離婚、遺族を含む)の年金権の派生である。また②低賃金・低所得者に対する一般的な再分配で対応する国もある。加えて女性特有の問題を解決する方法として、③夫婦間での年金権の分割(ドイツ、カナダ、英国、スウェーデンなど)主に離婚に対応するものだが、離婚によらずとも任意で可能にする国が増えている)、④離婚者に対する年金(たとえば米国)、⑤育児期間や子供数の考慮など(ドイツ、フランス、カナダなど)が工夫されてきた。

全体に離婚分割は比較的厚い従前所得代替部分がある国で、あるいは私的年金を含めた夫婦の資産の分割として行われており、離婚者年金は公的年金が最低保障である国に多い。

同じように、女性の年金権が求められる中で、日本については1985年に第3号被保険者制度が成立した。

Ⅱ 日本における女性と年金をめぐる制度

1 制度の変遷と現在

日本の女性と年金をたどると、1985年以前は、遺族年金の外は既婚女性のための特別の配慮は少なく、夫を通じた間接的な老後保障が想定されていた。そもそも1942年、被用者に対する年金で

ある厚生年金保険発足時、女性は適用除外にされた。1944年に女性に適用拡大された時には「婚姻」を保険事故とする結婚手当金が創設され、この制度は、女性を特例とした脱退手当金に引き継がれ断続的に1978年までも続いた²⁾。

国民年金が自営業世帯の年金として1961年に創出され、サラリーマンの妻もこれに任意加入ができるようになると、年金権を求める女性が増え、85年の大改正前には7割が任意加入をするに至った。この中で85年大改正が行われ、第3号被保険者制度が作られた。

現在の日本にあっては無業または低所得のサラリーマンの妻に対する第3号被保険者制度及び遺族年金の制度が無業期間の多い女性の事情を配慮する中心的な制度である。離婚については、扶養的財産分与として認めた判決はあるが³⁾ 基本的には夫の年金権の分与は認められていない。第3号期間は、無業だった離婚女性に部分的な年金権の保障を与えるが、既に高齢の女性については、制度発足後の期間が短いため満額には遠い。育児については95年より育児休業者中の保険料免除の制度が設けられたが、出生数に対する厚生年金保険料免除者の割合は出産数の4% (平成11年度) に過ぎず、多くの場合女性は無職になっている。つまり家事・育児による低所得期間の年金権を実質的に保障しているのが第3号被保険者制度である。遺族年金についても、女性は夫の遺族年金を受ける形での保障が中心であり、自身が保険料を納付し積みた年金を基本とし、その上に夫の遺族年金を載せるといったたとえばドイツに見られるような思想で構成されていない。基本的には自分の厚生年金か夫の遺族厚生年金かを選択するのであり⁴⁾、事実上、8割が夫の年金を選択し、自分の保険料納付が「掛け捨て」となり、第3号にとどまった場合と何ら変わらない給付しか受けられない。

このように日本における女性の年金権の保障は、諸外国でとられている①～⑤の多様な方法の中では、①に偏っている。また女性自身の年金を生み出す中心的な制度である「第3号被保険者制度」は、Ⅲで示す通り矛盾が拡大の方向にある。これ

が年金審議会からの要請で厚生労働省のもとに「女性のライフスタイルの変化等に対応した年金の在り方に関する研究会(略称：女性と年金検討会)」が設けられた理由である。2001年12月に報告書が出され、a 短時間雇用者の厚生年金適用の方向、b 離婚分割を可能にする方向、c 自身の年金保険料納付をより給付に反映させる遺族年金制度の改正、d モデル年金を専業主婦世帯モデルから共働きモデルにする方向、e 育児期間に係る配慮措置の検討、f 第3号被保険者制度の改革の必要性が示された。a, b, c は具体的な提案であるが、d, e, f はさまざまな形があり得、2004年改正にどのように反映されるかで実質的な影響はかなり異なるものとなるだろう。

2 第3号被保険者制度の意味

この検討会において第3号被保険者の今後の方向性については「必要な改革を強く希望」と入り、短時間雇用者の厚生年金適用によってその縮小が示唆されたのみで方向性について議論はまとまらなかった。背景には、この制度が現行の年金制度の基本にかかわることがある。

85年改正当時の課題を振り返ってみよう。当時の課題は、国民年金の財政難の解消と将来給付の水準切り下げの合意をどう取り付けるかであった。国民年金(自営世帯の年金)の財政難を救い、かつ過剰給付を整理するために作られたのが、国民共通の「基礎年金」という被用者年金と国民年金間の財政調整の仕組みと第3号被保険者制度(被扶養配偶者である期間に応じて本人の保険料納付なしに基礎年金権を賦与する制度)である。

1985年改正は、サラリーマンの妻については、これまでの任意加入の過去履歴を給付に反映しつつも、任意加入制度をなくし、かわりに夫の保険料納付をもって被扶養配偶者も1人分の「基礎年金」を給付する制度とした。満額受給に25年と想定されていた加入期間を国民年金(改正後の第1号被保険者)は40年に、厚生年金(改正後の第2号被保険者)の報酬比例部分については30年で受け取れた水準を40年加入で可能なものと3/4に減額し、同時に厚生年金内の再分配部分であっ

た定額部分は、改革当時の年あたり2400円の給付式から20年かけて1250円に下げられる設計がなされた。こうした切り下げの合意の鍵は、被扶養配偶者がいる世帯では、夫の定額部分の減少は妻分の新たな(明示的な拠出なしの)基礎年金受給権の創出によって相殺され、「基準となる専業主婦世帯を世帯単位で見ると改正は年金給付を下げない」という説明だったろう。つまり第3号被保険者制度は、女性の年金権の創出という課題に応えたものでもあるが、むしろ世帯単位に年金権を整理、調整する鍵として創設された。

しかしこの改正は、実は共働き世帯、および単身者の拠出に対する反対給付を20年かけて明らかに徐々に下げる改正でもあり、拠出・反対給付原理を弱め、「第3号被保険者が世帯にいるかどうか」で負担に対する給付を大きく変える改正でもあった。改正の結果、被用者については、本人の社会保険料納付実績に応じて、「本人の基礎年金」部分と「本人の報酬比例」部分、「被扶養配偶者がいればその基礎年金」部分が積み上げられ、再分配部分である基礎年金権は、社会保険料を個人として負担する者も個人としては負担しない被扶養配偶者も同一であるという日本独特の制度が作られた。

III 現行制度の問題点：就業行動にもたらす歪み

第3号被保険者制度は、無収入の女性に自分名義の基礎年金権を作り出した点で、所得再分配上の積極的側面がある。さらに年金白書(1999)、堀(1994)等は、共働きであっても片働きであっても、世帯単位の応能負担が貫かれている(夫婦が同じ被用者年金に属し、かつ夫婦の合計の所得金額が同一であれば負担も給付も同一)とし、第3号被保険者問題を片働き世帯と共働き世帯との格差問題ととらえることは疑問だとする。しかしながら筆者は現役女性の就業行動に与える歪みをとるという視点から、また一定の公平論上からも修正が必要と考える。育児期間後の女性に長い中年期ができたにもかかわらず、現行制度は社会保険料の支え手となるインセンティブ構造が低く、

第3号被保険者にとどまることを制度が奨励している。また第1号被保険者と第3号被保険者間で不公平の拡大が見込まれている。以下では1 就業抑制、2 子どもが幼い時期を除くと見られる負担の逆進性について実証データを示し、さらに3 再就職既婚女性に低い報酬比例の問題、4 子どもの養育負担と保険料負担、5 無配偶女性の増加とその年金権といった観点から、インセンティブ構造の問題点を論じる。

1 保険料負担を回避するための就業調整の問題

(1) 就業調整とパート労働者の賃金水準の抑制

サラリーマンの妻が社会保険料賦課の130万円未満や非課税限度の103万円に年収を調整することで、社会保険料賦課や課税が免除されるのが現行の仕組みである。実際そのようなことが起きているのだろうか。図1は『全国消費実態調査平成6年』、勤労者世帯についての特別集計であり、aからfは夫の月収階級別に見たものである。賃金分布は一般にピークが左にある山型と知られているが、そうした形状は、a.夫の月収25万円未満の世帯にしか見られず、夫の月収が高くなるほど(たとえばe, f)、妻の月収に突出が見られるようになる。非課税と考えられる月収8万円、社会保険料免除と考えられる月収10万8千円(年収130万円)周辺への突出である。これは夫の月収が高い世帯で意図的な就業調整がなされていることを示している。全体では実に勤労者世帯の雇用女性の4割が月収8—12.5万円の階級に月収を集中させている⁹⁾。

夫の月収25万円未満の世帯で偏りが見られないのは、夫が非正規社員であったり、5人未満の小企業に勤めているなどの理由で、夫自身被用者年金に入れず、妻が第3号被保険者になれないからとも就業調整をする理由がないのかもしれない。あるいは低収入を補填するために妻の本格就業が必要となるのかもしれない。

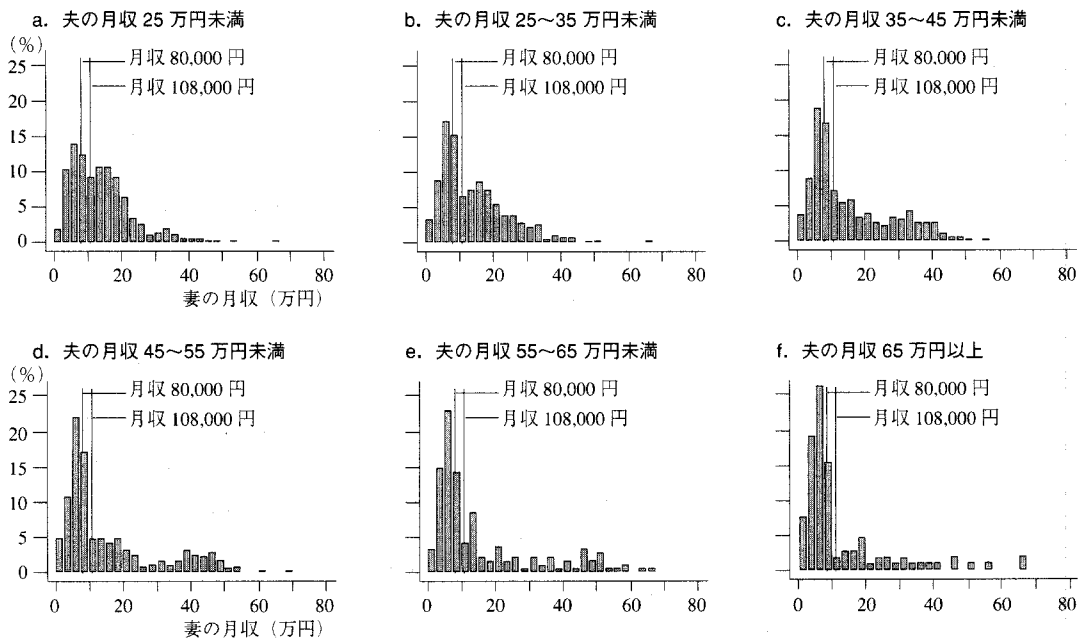
ただし制度上は、社会保険料賦課点(130万円)を超えると世帯収入が逆転純減するのだが、実際は課税点(103万円)での就業調整が大きいと知

られている。夫の給与に付加される配偶者手当が課税とリンクして停止される制度を夫の企業が持たなければ、103万円での世帯手取りの逆転純減はなくなっているはずだが、調整を行う世帯の半数程度はそう誤解しているという調査結果もある(『パートタイム労働研究会最終報告』(2002), 68頁)。ただし逆転現象はないにしても、103万円を超えると世帯の税負担は、本人への15%(住民税込み)に夫の配偶者特別控除の削減の効果が加わる。夫の所得税20%であれば、住民税込みで世帯の実質税率は180万円まで平均で45%と0%から大きく上がるから課税負担の大きさに反応しているのかもしれない。

では社会保険免除点での就業調整はないのか。付録1は非正社員に対する全国調査⁹⁾の女性個票を用いて筆者が集計したものであり、年収の実額で集計できているという点で他の調査に見られない。この調査では就業調整をする女性の44%が

わずか98万円から103万円の区分に年収を集中させており(住民税非課税が98万円, 所得税非課税が103万円である), 調整の厳密さに驚く。しかし加えて130万円にも10%の小さい山が見られる。課税点に比べれば小さいものの, 意図的な調整は社会保険賦課点にも明らかにある。いずれにしても, データは女性が税制・保険料にきわめて感応的に労働供給することを示す。

就業調整行動はパートの賃金水準を低く留めることにつながっており, また賃金裁定の関係にある就業調整をしないパート労働者や, 非正規労働者一般の賃金水準を抑制する結果ともなっている(神谷(1996)), (永瀬(2001))。『パートタイム労働者総合実態調査』を見ると就業調整をする者は90年から95年にかけて女性の4割近くにまで上昇したが, 2001年調査では逆に27%に減少, 「調整する必要がない」が35%と大幅に増えた。平均労働時間は減少しているの, はじめから調整



出所) 平成11年度特定領域研究マイクロ統計データ総括班による全国消費実態調査平成6年の目的外使用(平成12年2月4日官報第2802号総務庁告示第8号)によるリサンプリング・データを使用の結果(目的外使用許可者:永瀬伸子)。

図1 夫の月収階級別に見た妻の勤労収入分布(勤労者世帯)

をする必要のない短時間の仕事を募集する企業が増えたとも考えられる。そうであれば就業調整を起こす壁の存在は一層雇用市場に深く折り込まれたという解釈もできる。

(2) 意図せざる支え手の減少

社会保険料負担が免除される被扶養配偶者の定義は、「年収130万円」未満であり、この年収点で、世帯の実質収入に対する保険料負担がもっとも低くなる。この枠組みは、意図したものではないにしろ、社会保険料を負担しない働き方を既婚女性に奨励し、過去10年に社会保険の支え手を縮小させてしまった。図2、図3は社会保険庁『事業年報』、総務庁『労働力調査』、総務庁『人口推計』から社会保険の加入状況と労働力率との関係を1988年、1997年について描いたものである。女性の年齢階級別労働力率はM字型を描くが、自分自身の報酬比例年金を持つ女性(厚生年金および共済年金)加入の第2号被保険者、図の一番下の面積)は両年とも30歳代に下がったまま横這いであり反転しない。再就職は増えても第2号被保険者が増えないからである。第2号と第3号に挟まれた面積として描いたのが第1号被保険者である。50歳代で第1号被保険者比率が高まるのは、夫の定年によって第3号からはずれる女性が増えるためと考えられる。

図2は1988年当時であるが、小規模事業所への厚生年金の適用がなかったため年金の非加入者が多く、また自営・家族従業者割合が高かったこ

と、小規模事業所勤務者も第1号であったことなどから女性の第1号被保険者の比率は97年よりも高かった。その後、中年期の女性の労働力率は上昇したが、増えたのは第2号というよりは第3号の被扶養認定内で働く女性であった(労働力率と第1号被保険者との間に挟まれた凸型の部分、40-44歳層を見れば、1988年から1997年にかけて9%ポイント増え5人に1人となった)。第2号割合は10年間に若干上昇はしたが(40歳代前半で3%ポイント改善29%へ)、社会保険料を負担する女性の比率は実はむしろ10年間に同じ年齢層で5%縮小した⁹⁾。この変化は制度を所与として最も有利な働き方を女性が徐々に選択した結果だろう。この間、大きく保険料が上がったことも、第3号にとどまる有利さを増しただろう。

2 世帯単位の社会保険料負担：育児期外の時期に逆進的な可能性

「専業主婦ずるい論」は、無業女性は豊かな世帯に多く、この層の社会保険料免除の不公平を説くが、実データで実証できるかどうか、図4から図7は『就業構造基本調査平成4年』の20-44歳の既婚女性について、子ども年齢階級別、夫の所得階級別に妻の就業状況を見た(この項の詳細は永瀬・高山(2002)参照)。妻の年収から社会保険上の身分を推測し、夫の所得階級別に、妻の何%が無業の第3号被保険者か(図4)、何%が有業だが第3号被保険者に残っているか(100万円未満

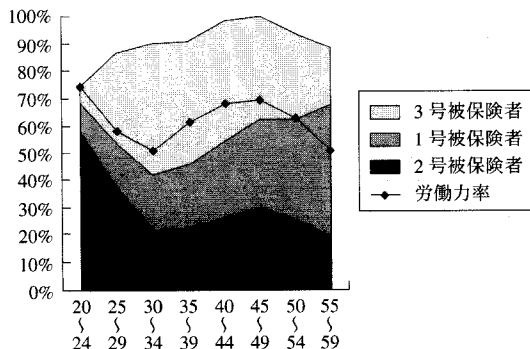


図2 女性の労働力率と第1号、第2号、第3号被保険者割合(1988年)

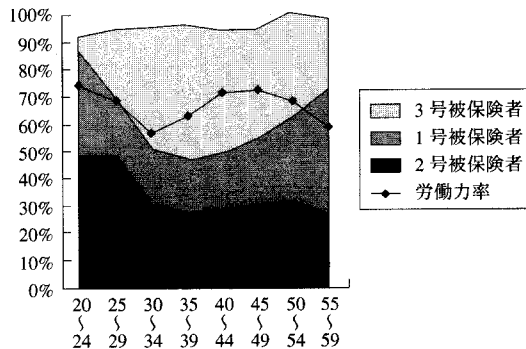


図3 女性の労働力率と第1号、第2号、第3号被保険者割合(1997年)

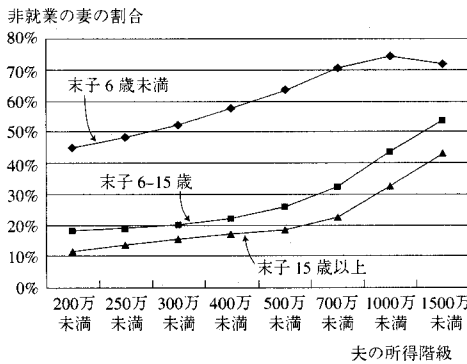
の稼得, 図5), 何%が第3号あるいは第1号就業(100-150万円の稼得)の可能性が高いか(図6), 何%が第2号就業(150万円以上の稼得)と推測されるか(図7)を見たものである⁹⁾。

図4の右上がりのグラフの形状は, 確かに豊かな世帯の妻ほど無業者(第3号被保険者)が多いことを示している。しかし末子年齢の影響もきわめて大きく, 夫年収が150万円以上200万円未満の低所得層でも妻の4割以上が無職である。しかし末子が15歳以上では夫年収1000万円以上の豊かな世帯に限られる。

図5は非課税・社会保険料免除内の妻の就業と夫の年収との関係である。末子6歳未満では, 夫年収が低い階層ほど無業者は減り, 非課税内で働

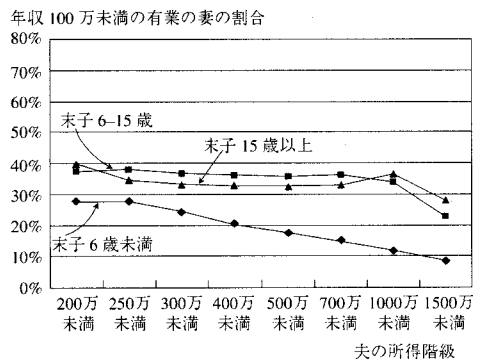
いて家計を助ける妻が増える。末子が就学すると, 夫の年収にかかわりなく妻の4割弱がこの働き方を選択し, 末子が15歳を超えてもこの働き方から抜け出ていない者が多い(図1の結果とも整合的である)。

一つ跳んで図7は夫婦とも個人で第2号被保険者として夫婦2人分の社会保険料負担をし本格的に働く夫婦層である。筆者の事前の予想に反して, 妻の本格就業が多いのは夫が低所得の層ではなく, 中間層であった。これは夫の所得が高まると, 無業の妻が増えるからであり, 夫の所得が低いと, 図6に示すようにむしろ低賃金の妻が増えるからである¹⁰⁾。また子ども年齢の上昇は20%ポイント程度本格的就業を増やす¹¹⁾。



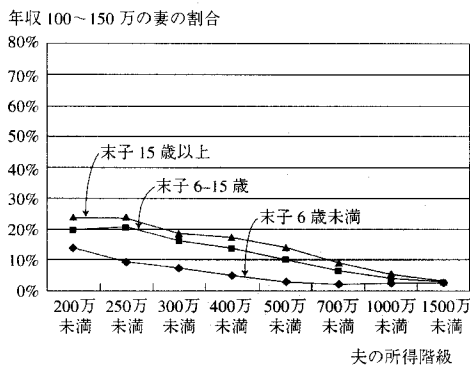
出所) 永瀬・高山(2002)。

図4 夫の所得階級, 末子年齢階級別に見た無業(第3号被保険者)の妻の割合



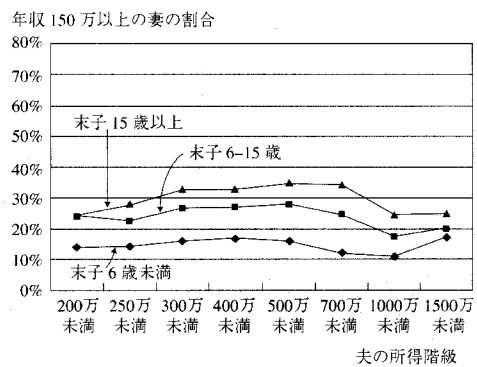
出所) 永瀬・高山(2002)。

図5 夫の所得階級, 末子年齢階級別に見た有業だが第3号被保険者である妻の割合



出所) 永瀬・高山(2002)。

図6 夫の所得階級, 末子年齢階級別に見た第1号被保険者(の可能性が高い)妻の割合



出所) 永瀬・高山(2002)。

図7 夫の所得階級, 末子年齢階級別に見た第2号被保険者と推測される妻の割合

図6は年収100-150万円での妻の就業である。年収130万円が保険料免除の恩典を超える境界であるから、第1号被保険者として加入義務が生じる者が含まれる層である。社会保険料は賦課されるのに、年金給付は基礎年金にとどまる制度上もっとも不遇な世帯は割合としては少ないが¹²⁾、夫年収が低い世帯に多い。労働時間を見ると比較的長く、長時間働いても150万円程度しか得られない低賃金の妻は夫年収が低い世帯に多いのである。図1でも可能性を述べたが、勤労者世帯とはいえ、夫も1号、妻も1号の世帯の可能性がある(表1はタイプ分けのまとめ、表2-表3は学歴差を含め、結果の主な要約である)。

平成10年『公的年金加入状況調査』によれば、一般社員の3/4未満の労働時間である女性パート

463万人のうち、第3号が307万人、第1号が156万人と、3:1である¹³⁾。後者は、保険料を負担しても給付が基礎年金のみの層であり、単身女性や自営業の妻、そして図7のように比較的所得のサラリーマンの妻が含まれることが示唆される。こうした世帯では、世帯単位で見た所得に対する社会保険料負担の公平も崩れている。

では有子女性の仕事への本格参加が末子何歳時点で起こるのかを見ると、非課税限度を超えて働く妻が、非就業の妻の割合を超えるのは、92年では末子年齢10歳から11歳の時点であった¹⁴⁾。末子年齢10歳程度で働けない事情は低下し、家計の必要度の高い妻(3割)は非課税限度を超えて働くようになり、最多数(4割)の妻は負担軽減を目指して就業調整をするようになる。制度の

表1 夫が雇用者のケース：妻の就業と社会保険料の負担・給付

図	世帯タイプ分け	負担		給付			
		社会保険料		基礎年金		報酬比例	
		夫	妻	夫	妻	夫	妻
図1	妻非就業	○	×	○	○	○	×
ほぼ図2に該当	妻就業、妻第3号	○	×	○	○	○	×
ほぼ図3に該当	妻就業、妻第1号	○	○	○	○	○	×
図4に該当	夫婦がそれぞれ第2号	○	○	○	○	○	○

表2 就業構造基本調査92年の特別集計に見られる上記世帯タイプの特徴

図	世帯タイプ分け	末子年齢別に見た特徴	夫の収入、妻の学歴別に見た特徴
図1	妻非就業	幼い子どもがいる世帯の4割から7割強 就学児童では夫が収入が低で2割、高で4割程度	妻の学歴による大きい特徴はない 夫の収入が高いほど非就業が多い
図2	妻年収100万未満	幼い子どもがいる低収入世帯に多い 就学児童では夫収入にかかわらず妻の4割	夫の収入が低い方に多い 妻が高卒の場合に、妻が大卒よりも多い
図3	妻年収100万~150万	子ども年齢にかかわらず夫低収入に多い	
図4	妻年収150万以上	夫年収が中間層(300万円から700万円)で多い	妻が大卒、夫の収入が中間層で特に高い

表3 特別集計から、社会保険料の負担の公平性に関する考察

図1	幼い子どもがいる場合に多い。また夫年収が高いほど多い。 幼い子どもがいない場合は逆進的	子ども年齢を考慮しない第3号制度による保険料免除の恩典廃止は望ましくない
図2	子どもが幼い場合は夫低収入で多い。 就学児童のいる世帯では、夫年収にかかわらず妻の4割が選択	非課税就業は多くの既婚女性が選択。 図2から図3に移る(子離れがあったので年収を増やす)選択が、社会保険上不利な設計であり就業を抑制
図3	第1号の妻、第2号の夫の組み合わせとなり、保険料負担が2人分なのに妻の給付が増えない世帯は年収の低い世帯。逆進的	
図4	夫婦とも第2号で2人分の負担をしているのは所得階級が中間層の世帯	

問題点は末子10歳以上でより顕在化する(社会保険料免除に積極的意義があるのは、現状の就業状況では末子年齢10歳程度までである)。

つまり第3号被保険者制度は、女性の育児理由による年金権の低下を防ぐ制度ではあるが、子どもがいない世帯、もしくは子どもの年齢が高い世帯では、豊かな世帯の妻への優遇ともなり、また中間所得の世帯を中心に課税制度と合わせて就業調整を生む原因ともなっている。一方、低賃金の雇用者世帯では、夫婦ともに第1号被保険者である可能性も高く、社会保険料が所得に応じた負担とはなっておらず、第3号の恩典も妻は受けない¹⁵⁾。

3 再就職女性に低い給付の構造

現行制度は、負担面だけでなく給付面でも既婚女性に就業抑制的な仕組みである。

1985年改正前は被用者年金には「定額部分」がありこれが「被用者内で再分配」の仕組みとなっていたが、現行制度が持つ再分配部分は「基礎年金」のみであり、これは保険料拠出をする「被用者(第2号)」と個人的には負担のない「専業主婦(第3号)」とで同額となった。このため低所得者への再分配はあるのだが、第3号被保険者だった女性が、末子年齢上昇後に第2号被保険者となって、基礎年金分をも含んだ定率として社会保険料を払っても、年金額の増加分は報酬比例部分のみに過ぎない。しかもこの部分は、夫の死後は現行制度では放棄する機会が多い点から払い甲斐がない。

具体的に第3号被保険者が第2号となって月収15万円で10年間働きに出ることにした例を考えよう。第2号となるので、社会保険料本人負担分は0円から月間12900円に上昇する。しかし受給年金は、10年間の保険料納付に対して、(基礎年金分は本人にとっては保険料なしで給付される既得権だから)現行式では月間10700円の報酬比例部分しか増えない。40歳から50歳までの10年間、毎年15.5万円余分に(税金、介護保険料、健康保険料、夫の配偶者手当の減少等を合わせれば30万円を超えるだろうが)社会保険料を国に

納め、加えて企業が同額負担を納めても(計310万円の年金保険料納付に対して)、結果として、女性が受け取る純増分は65歳から9年間(夫が平均寿命77歳で死亡、妻と3歳違い、夫の遺族年金を選択すると仮定)年間約13万円(平均的に計111万円)の給付に過ぎない。なおこの女性が第1号被保険者となった場合は、負担は増えても給付にはまったく反映されない。既婚女性については、就業への努力が、税金や社会保険料を増やすばかりで、給付に十分反映されない設計となっていることに誘因の欠如として大きい問題がある。また前項で見たように、育児離職後、再度第2号、あるいは特に第1号として社会保険の担い手となって戻る既婚女性は、中間所得層、低所得層に多いことから、公平性上の問題もある。

4 子どもの養育の評価

賦課方式の年金制度は、次世代育成なくしては成立しない。基礎年金はほぼ完全賦課方式、厚生年金でも後世代負担が7割を越している。しかし国立社会保障・人口問題研究所の2002年の人口推計によれば、1985年生まれの女性の無子比率は中位推計でも3割(低位推計では4割)となるという予想が出されている。制度を維持するためには、子どもを持つことが年金権の面で不利にならない設計が必要となる。しかし、子どもを持つ女性の離職が多いため、子どもを持つ夫婦の年金権は子どもを持たず就業を続ける夫婦に比べて低下する。また近年増加しつつあるフリーター夫婦の場合は、離職した妻の年金権の保障は何らない。現状では、社会保険料負担が税負担を大きく上回り、児童手当も低い。つまり多子世帯の生計費は社会保険と税負担合計の際の負担能力としては十分考慮されていない。家計調査1995年11月の特別集計をみると、表4の通り、税金には子ども配慮があるが、社会保険では、子ども負担の差は配慮の外であるばかりでなく、金額が税金の倍近くであり、有子世帯の家計を大きく圧迫している。なお子ども1人を持つ短期的なコストは食費シェアで換算すると、夫婦2人世帯の消費額の2割と推計される。同じく、妻が本格的に就業すること

表4 税金・社会保険料が世帯月収に占める割合

(1000円/月, %)

年齢階級	税金額				社会保険料月額				世帯月収に占める割合			
	子ども0	1人	2人	3人以上	子ども0	1人	2人	3人以上	子ども0	1人	2人	3人以上
～29	16.9	14.0	7.4	12.3	33.2	31.4	32.5	56.8	13.9%	13.9%	11.8%	17.1%
～34	26.6	28.7	16.2	19.2	41.6	42.5	36.1	43.5	16.8%	16.1%	13.6%	14.2%
～39	30.1	29.5	24.5	16.6	44.6	43.0	42.7	42.6	16.9%	15.1%	15.6%	14.1%
～44	35.2	30.1	29.8	36.6	37.5	42.7	50.3	50.3	13.9%	15.4%	15.5%	17.7%
～49	32.5	35.7	35.4	21.2	40.4	50.8	52.0	42.8	14.8%	15.6%	16.1%	11.7%
～54	48.8	45.0	28.7	0.0	54.8	57.3	50.7	9.7	18.1%	16.1%	15.7%	2.6%

出所) 永瀬(1999)。

のコストは家計の1割と推計される(永瀬(2001))。

5 非婚・離婚女性の年金権の問題

無配偶女性の年金権に目を転じると、無配偶女性であっても年齢上昇とともに無職、あるいは非正規労働となる者が多い。2001年の労働力特別調査から計算すると、正社員であり2号であると想像される(2階部分を持つ)無配偶女性は単身25-34歳層では71%であるが、35-44歳層で63%、45-54歳層では47%に低下する¹⁶⁾。女性が低賃金であることが、低い報酬比例部分をもちたらず問題性が指摘されてきたが、加えて近年では非正規就業が拡大しているため、2階部分そのものを持たないことになる単身女性が増加している。中年女性の採用差別として何らかの対策がとられる必要がある。離婚も増加しているが、母子世帯は第1号被保険者として保険料の免除申請をしている世帯が多い。次世代育成という子どもの養育負担をしているものの、その多くは最低保障としての基礎年金さえ不十分となる。また今日の高齢女性は85年の第3号創設後の経過期間が短い者が多く、自身の基礎年金は満額よりも低い者が多い。この結果、世帯単位では十分な年金を給付されていたとしても、夫名義の年金権の分割ができないために、離婚をすればきわめて低年金となり、生活保護に陥る可能性が高い。なお企業年金についても20年の勤続を要件とする企業が多く、女性は企業年金からも排除されやすい。

IV 改正の方向：日本特有の問題の修正

1 修正すべき点と改革の方向

育児・介護・家事などの活動は人間生活に不可欠である。公的年金が稼得所得の代替という形をとり、ケア活動が無償の活動である限り、こうした活動を担う者は低年金となる。そこで日本を含む諸外国でさまざまな「女性配慮」がとられてきた。今後も配慮の必要性はあろうが、日本の第3号被保険者制度は形を変える必要がある。その理由は①既婚女性が年金保険料を納めるイセタイプが負担面からも給付面からも際立って弱い制度であること、②定額負担、定額給付という第1号の制度が、非正規就業といった新しい働き方や学生、失業者等をも取り込む形で拡大しつつあり、結果として未納者が増えるとともに、この中で第1号と第3号との負担と給付のアンバランスが拡大していること、③将来を見通すと、保険料の上昇により第1号、第2号の拠出負担が上昇するのに対して、第3号が負担なしのまま同額給付を受けることとすれば、第3号被保険者の相対給付は上がり、低所得の第1号被保険者、第2号被保険者の相対的負担が増すと見込まれること¹⁷⁾、④第3号被保険者制度が女性の低年金を防ぐかといえ、不十分であるにもかかわらず、この制度のみに女性配慮が集約されており、離婚女性や非正規就業有子世帯等への考慮が不十分なこと、などである。特に既婚女性の年収が130万円を超えると保険料が定額で年額15万円以上発生するという

不連続がある上に給付にほとんど反映されないという制度は他国では例を見ない¹⁸⁾。

改正の方向として、次の原則を提案したい。

ア. 就業インセンティブを損なわない。すなわち既婚女性についても、年金の支え手となることが年金給付を増やすようにし、かつ0から正への段差の小さい社会保険料賦課とする。イ. 非正規社員を含めた応能負担原則の貫徹。定額負担の第1号被保険者の縮小。ウ. 次世代育成を抑制しない負担・給付構造。出産や介護など、ケア活動を担うために保険料拠出が少なくなる者については、第3号以上の厚みをもって社会全体で配慮する。エ. 家庭内の分業による夫婦の年金格差は、夫婦の年金権分割で行う方向（ケア期間は社会連帯として社会全体で負担するが、これ以外の期間については、夫婦間で調整することを可能とする方向）。オ. 老後の世帯規模（被扶養配偶者の有無）の差を年金給付に反映させる点については当面縮小した形で残す。

イの非正規社員の厚生年金加入は、年間65万円以下の短時間雇用者の加入を例に「女性と年金検討会」がもっとも積極的な提案として出したものだ。しかし現行の制度のままこの改正を行ったとしても、歪みは十分には解消されない。給付増は（報酬比例部分のみ）小さく、事業主ばかりでなく労働者側も負担回避を求める結果、細切れの仕事が増える可能性もある¹⁹⁾。

海外を見渡すと、自身が年金権を積むことを積極的に奨励した上で、低所得者には一定の最低保障をし、かつ、夫婦内の年金権の不平等は、夫婦内の年金分割という形で対応する国が増えている。一方で育児期間については、夫婦内の調整にとどまらず、社会連帯として年金権を積極的に賦与する国が増えており、日本もこうした方向が妥当と思われる。

2 改革の素案

現行制度の修正案として、被用者の妻の基礎年金給付部分を2段にし、本人の拠出なしに基礎年金権が得られる部分は（子どもケア期間外は）その定額部分の低段のみとすることを提案する。そ

の一方で月額3万円から5万円程度以上²⁰⁾の所得を得る非正規社員は、労使折半の定率負担の社会保険料とし、この社会保険料の納付をもって、保険料に応じて相応に2段階目の基礎年金給付および報酬比例年金を受けられるようにする。共働きモデルとする際に報酬比例部分を下げるという提案（堀（2002））は就業の誘因を低くする。定額部分を2段階とし、被用者のみの定額部分を作れば被用者内での再分配が働くため、就業への誘因は落ちない。こうした改正を単身短時間就業者に同じように適用すると、わずかな保険料納付が大きく1を超える年金権（基礎年金2段および報酬比例分）を保障することとなり、均衡を欠くことになる。労使合計の社会保険料が自営業主（第1号被保険者）の年金保険料を下回る場合には、不足に対応した基礎年金権の賦与とし、任意に差額納付を可能とする方法で対応すればどうか。また同時に離婚時の夫婦の年金分割を原則とする。完全に無職の既婚女性が離婚した場合の年金権については、年金分割された年金権をもとに、これにその後の就業履歴でもって年金を積み上げることを想定する。

第3号の改正との対としてケア活動（子どもケア、介護ケア）に対する年金権の拡充をする。「育児期間」（例えば5歳以下）の無・低収入者に対しては、社会保険料は免除（低収入者は低保険料）とするが被用者の平均報酬を得たものとして年金計算に含める。「育児考慮期間」（たとえば10歳以下）については低収入になる可能性を想定して、給付計算の際には加入期間に含めるがこの期間の低い報酬金額は「平均報酬月額」の算出から除く選択肢を与えるなどが考えられる。これは低収入の有子短時間労働者が厚生年金に加入する誘因ともなる。

現在の既婚女性の多数ケースは、一定の被用者年金期間を持ち、末子一定年齢後に15年から20年程度短時間就業をする（が多くの場合第3号にとどまる）というものであろう。制度改正によって大多数の女性の年金権が現状の満額の基礎年金より下がらない、さらにまだ就業可能年齢にある中高年女性の就業意欲が促進されるということが

まずは合意の鍵だろう。また多子家庭への配慮は、税制や児童手当の給付増等を含めて考えていくべきだろう。

3 新人口推計のインパクト

2002年1月の国立社会保障・人口問題研究所の人口推計では、平均寿命の伸びと少産化のさらなる進展が予測された。この人口推計に基づき、現状の労働力率のまま未来を描くと2040年が図8であり、引退者の多さに驚く図となる(参考までに2000年が図9)。新人口推計に基づいた厚生労働省の試算として、2025年で厚生年金保険料22.4%、国民年金保険料29600円(国庫負担1/3のままのもの)が示されたが、2025年以降こそ問

題が大きいことがわかる。団塊の世代が引退期を迎えるのは2007年からだが、寿命の伸びが予想されたことにより、2040年についても団塊世代の少なからぬ人数、たとえば中位推計によれば91歳の女性の46%、男性の19%の生存が予想されることとなった。2040年には団塊ジュニアも引退期に入っており、2040年の20-59歳人口と65歳以上人口の比率の予想(中位推計)は4:3である。現行の基礎年金制度は、高齢者への毎年の年金給付を、現役世代が頭割りで負担する制度となっているが、4:3のとき、どの水準の基礎年金給付がいったい可能となるのだろうか。高齢者には豊かな者もあり、逆に現役世代にも一人親世帯、多子世帯や失業世帯がいる。高齢者の寿命の

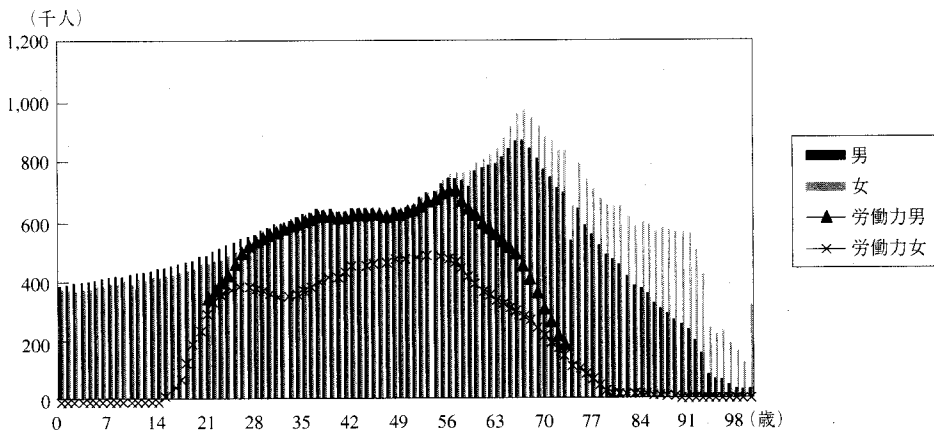


図8 2040年の人口と労働力(労働力率2000年のケース)

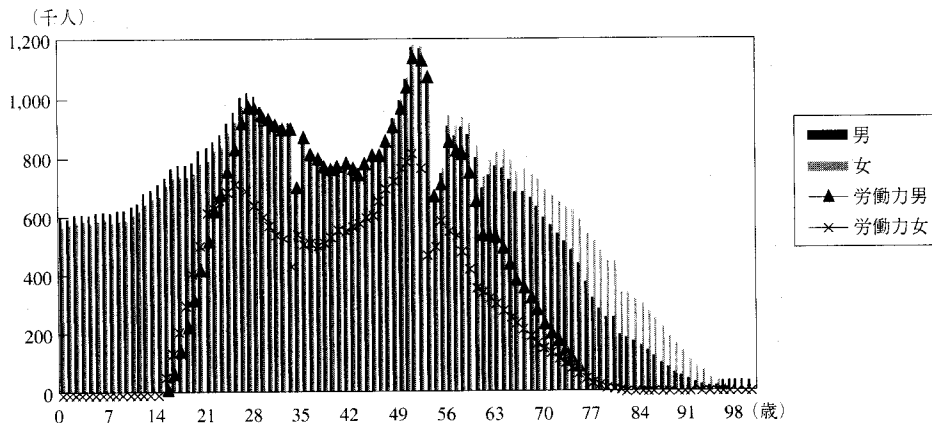
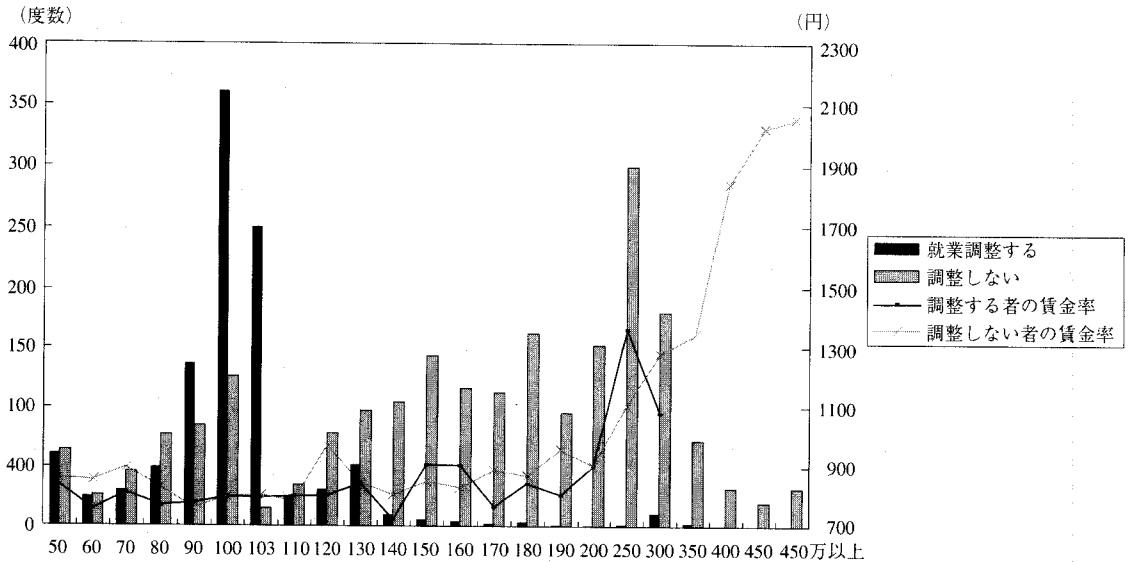


図9 2000年の人口と労働力



付録1 非正規女性の年収と賃金率の分布 (就業調整をする者とししない者)

延びに従い、年金給付月額が低下する自動調整の仕組み、そして元気な高齢者は年金を繰り延べることで給付が増えるような仕組みを考えざるを得ないだろう。この人口構造変化を見ると消費(目的)税による基礎年金の充当というような提案も高齢者自身が支え手に回る点で、さらには年金を下げやすくなる点で魅力があるかもしれない。しかし納付と給付のリンク付けがなくなる点では就業誘因は縮小する。まずは人口構造変化とともに年金給付を全般に下げる自動調整の仕組みを入れ、次いで元気な高齢者は就業継続(低所得での介護活動を含む)することで年金を拡充できる制度を考えることが必要なのではないか。

なお社会保険財政の悪化は、育てない社会に急速にシフトしたという実態的な社会変化の結果である。女性のみの子供負担が偏る今日の労働市場の慣行と家族のあり方を大きく変えることがどうしても必要である。女性の離職と低賃金を所与とし、第3号被保険者という制度で無差別に妻をカバーするよりは、稼得所得が下がる事情(育児、失業等)を明示的に考慮し、さらに、年金制度を超えて、子どものいる世帯が家庭時間を持ちながらも働けるような環境を最大限整備することを考えるべきである。またそうした環境整備は団塊ジ

ュニアが産期にある5年以内に急速に行うべきである。

平成14年1月投稿受理

平成14年12月採用決定

注

- 1) 有森(2001)、駒村(2002)など参照。
- 2) 1946年以降、6ヵ月加入で、結婚、出産のために脱退した女性には年齢制限なく脱退手当金が支給された。1954年、脱退手当金は女性については被保険者期間2年以上で年齢制限なく給付され、断続的に1978年まで続き、結果的には女性の年金給付を引き下げることになった。
- 3) 横浜地裁相模原支部平成11年7月30日判決。
- 4) 1994年改正で例外的に併給が認められたが、それぞれの1/2ずつの併給という選択肢のみである。
- 5) 総務庁統計局『就業構造基本調査平成9年』でも既婚女性の59%が有業であるが、その45%が年収50-150万円未満の非課税・社会保険料免除にほぼ対応する所得しか得ていないことが示されている。
- 6) データの詳細は『パートタイム労働に係る雇用管理研究会報告』(平成12年4月)参照のこと。従業員規模30人以上、鉱業、建設業、教育業、社会福祉・医療業を除く全産業の事業所5000ヵ所に調査票を配布、同時に1事業所に10人を限度に、事業所に勤務する非正社員への労働者調査を配布した。事業所からは1128件の有効回答

- (22.6%)を、労働者からは4533件(女性3188件)の有効回答を得たものである。
- 7) 以上は社会保険庁『事業年報』に因ったが、共済年金については総数のみで年齢別分布の記載がなかったため、厚生年金と同様の分布と仮定して計算した。
 - 8) 40歳代前半では1988年の54%から(第2号26%、第1号29%)、1997年に49%(第2号29%、第1号20%)に低下。
 - 9) 度数が下がる夫年収150万円未満、1500万円以上の層は除いた。
 - 10) 図には示さないが、夫収入が中間層においては、特に妻の学歴が高いほど第2号就業が増える。
 - 11) 堀(1996,359頁)は第3号被保険者制度を共働き・片働き世帯間の不公平として比較することの意味が薄いと批判する理由として、わが国は年功賃金が支配的であるので、夫の賃金の低い共働き世帯は、夫の年齢が高まるにつれて、片働き世帯に変わっていく可能性があることを挙げている。しかしこの仮説は実証的に支持されない。むしろ夫の賃金が高い(有子)片働き世帯が、夫の年齢が高まるにつれて(有子)共働き世帯に変わっていくという方が現実に近い。さらに無子世帯の妻は平均的には有子世帯の妻より労働力率が低い(永瀬・高山(2002))。これは有子女性に見られる(おそらく子どもの教育費目的の)子ども年齢上昇と並行した労働力率の盛り上がりがないためである。後者は働く必要性が低いため無業者も多いと考えられる。
 - 12) 夫も臨時雇用等で第2号でない場合は、妻は第1号になることで基礎年金の権利を得られるが、夫が第2号の場合は、この妻は、何ら年金給付上の見返りがなくともかわらず、定額の社会保険料を負担することになる。
 - 13) なおこの調査では、所定労働時間が3/4未満のパートについて、定義から第2号はいないと見なされていると考えられ、0人となっている。事業所の正社員より労働時間が短い女性パートについて、第2号での社会保険加入は1990年の25%から1995年の36%にと上昇している(労働省『パートタイム労働実態調査』)。
 - 14) 個人の嗜好とともに、学童保育や子育て支援施設、短時間就業機会の柔軟性、夫の雇用就業時間等にも依存すると考えられるが、92年の『就業構造基本調査』の特別集計から見ると、雇用者世帯の妻の非就業割合は末子年齢3歳で59%、6歳で43%、10歳で32%、12歳で28%であった。
 - 15) 夫が高所得の場合、妻が無職で第3号が多く、中所得の場合、妻が第2号か低所得で第3号が多い。ここまで見れば第3号制度が世帯単位で見ると逆進的な効果を持つとは断言できない。しかし夫が低所得者の妻については、定義上第1号か第3号の者が増えている。第3号であれば逆進的と言えないが、低所得の夫は厚生年金保険でカバーされない者が含まれ、この場合、妻は第1号である。近年の非正規化の流れの中で割合は上がっていると想像される。
 - 16) 総務省『労働力特別調査』2001年の35-44歳層の無配偶女性を見ると、無職が9%、自営業が6%、非農林雇用者について、75%は正規就業だが、25%は非正規就業である。つまりこの人口の63%しか二階部分を持ってない可能性が高い。45-54歳層ではこの傾向は一層顕著であり、無職が15%、非農林雇用者のうち非正規が35%であり、正規就業は無配偶女性人口の47%である。
 - 17) 駒村(2001)は第3号被保険者制度が廃止された場合の厚生年金保険料の低下を2000年が1.15%、2015年が1.6%と推計している。
 - 18) 英国の制度は類似な面があるが、最低所得を超えた場合の保険料率は定率、しかも最低所得までの料率は、これを超える一般の被用者負担の料率(10%)に比べ2%と低く設定されている。また最低所得額は日本の半額程度である。さらに配偶者年金は、本人年金より低いため、自ら保険料を納付することで給付が増える。この結果、日本ほど不連続な保険料負担は発生しない。日本の場合、第3号が第1号にかわれば給付増はゼロであり、第2号になれても、第3号であることが基礎年金権をフルに当たるため、追加的な保険料納付に対する給付はわずかである。
 - 19) 女性は男性以上に年金権に敏感である。たとえば『社会事業年報』の年金給付欄を見ると、女性でひとときわ多いのは、中・高年加入特例で厚生年金権を得ている者である。この特例は20年加入が原則の厚生年金権を35歳以上の加入者に限り15年加入で可能とする上に(昭和22年生まれまで)、定額部分を20年で計算される優遇がある。平成10年厚生年金新規受給権者のうち女性は31%ときわめて多くがこの特例を受けている。引退決定も男性以上に年金受給に敏感である。
 - 20) 年収について、米国は約9万、フランス約16万、スウェーデン約12万、カナダ約27万、ドイツ約47万(月額約3.9万)、イギリス約73万(週1.3万)から社会保険料賦課(『女性と年金検討会報告書』)から原則定率保険料が賦課される。ただし自営業は別で定額賦課の国も多い。

参考文献

- 有森美木(2001)「イギリスにおける離婚と年金——年金分割制度の紹介」日興フィナンシャル・インテリジェンス『年金レビュー』2001年11月号。
大石亜希子(2000)「女性の老後保障と基礎年金の

- 役割』『季刊雇用と年金』Vol. 19, No. 4。
- 神谷隆之 (1996) 「女子パートタイム労働者のタイプ化——収入調整の影響と擬似的パート」『労働時報』。
- 駒村康平 (2001) 「女性と年金改革——柔軟で整合性のある制度設計を——」『週間社会保障』No. 2161。
- 厚生労働省雇用均等・児童家庭局 (2002) 『パート労働の課題と対応の方向性 (パートタイム労働研究会最終報告)』。
- 永瀬伸子 (1999) 「統計間のマッチングによる実験：子どもコストと資産形成および妻の就業が家計構造に与える影響」(財)統計研究会, 総務庁委託調査『統計的マッチングにより発生する誤差の要因等の検証に関する調査研究会報告書 平成 11 年度』。
- (2001 a) 「パート賃金に 103 万円の壁は重要か」『日本労働研究雑誌』No. 489。
- (2001 b) 「子どもコストの推計：家計および資産面からの分析」『人口学研究』第 28 号, 1-15 頁。
- 永瀬伸子・高山憲之 (2002) 「女性の育児・介護等ケア活動と就業行動」『年金制度の改革が就業・引退行動に及ぼす影響に関する研究 II——就業構造実態調査を用いた分析』日本労働研究機構調査報告書。
- 日本労働研究機構 (2000) 『パートタイム労働にかかわる雇用管理研究会報告書』。
- 八田達夫・木村陽子 (1993) 「公的年金は主婦を優遇しているか」『季刊・社会保障研究』Vol. 29, No. 3。
- 樋口美雄 (1995) 「専業主婦保護政策の帰結」八田達夫・八代尚宏編『「弱者」保護政策の経済分析』。
- 堀 勝洋 (1996) 「女性と年金」『季刊社会保障研究』Vol. 31, No. 4, 353-367 頁。
- (2001) 「年金制度改革の課題と展望」『週間社会保障』No. 2168。
- 丸山 桂 (1994) 「女性の生涯所得から見た税制・年金制度」『季刊社会保障研究』Vol. 30, No. 3。
- 八代尚宏・大石亜希子 (1993) 「女性の年金権と就業」『日本年金学会誌』第 13 号。
- Konberg, Bo (2002) Country Report Sweden, Paper presented at Hitotsubashi Winter Workshop on Pensions at National Center of Sciences, Organized by Project on Intergenerational Equity, Tokyo, 11 Jan. 2002.
- Maltby, Tony (1994) *Women and Pensions in Britain and Hungary: A Cross-National and Comparative Case Study of Social Dependency*, Avebury: Ashgate Publishing Limited.
- Sialoff, Alan (1994) Work, "Welfare and Gender Equality: A New Typology," in Diane Sainsbury eds., *Gendering Welfare States*, London SAGE Publications Inc.
- (ながせ・のぶこ お茶の水女子大学助教授)

社会 保 障 法 判 例

小 西 啓 文

介護保険料の特別徴収の方法による徴収は被保険者の老後生活の保障を侵害するものということはできず、生活保護基準以下で、住民税非課税等の一定の所得以下の被保険者であっても、保険料は当然には非賦課または全額免除とはならないとされた事例（介護保険料賦課処分等取消請求事件控訴審判決）

札幌高等裁判所平成14年11月28日判決『賃金と社会保障』1336号
55頁

I 事案の概要

1 甲事件（平成13年（行ウ）第1号介護保険料賦課処分等取消請求事件）・乙事件（平成13年（行ウ）第2号介護保険料賦課処分無効確認請求事件）の被告である旭川市（以下「被告市」という）は、介護保険法（以下「法」という）3条に規定する保険者であるところ、旭川市介護保険条例（以下「本件条例」という）に基づき、甲・乙事件の原告（以下「原告」という）に対し、平成13年2月14日付けで平成12年度介護保険料賦課処分（以下「平成12年度賦課処分」という）をし、さらに、平成13年7月13日付けで平成13年度介護保険料賦課処分（以下「平成13年度賦課処分」といい、平成12年度賦課処分と併せて「本件各賦課処分」という）をした。

2 また、原告は、平成13年2月16日、甲事件の共同被告である旭川市長（以下「被告市長」

という）に対し、平成12年度介護保険料（保険料額3500円）の免除を申請したが、被告市長は、原告に対し、同月26日付けで、当該申請について減免非該当処分（以下「本件非該当処分」という）をした。

3 原告は、平成12年度賦課処分及び本件非該当処分を不服として、平成13年3月1日、北海道介護保険審査会に対し審査請求をしたが、同日から3ヵ月を経過しても裁決がないことから、原告は、同年6月4日、平成12年度賦課処分及び本件非該当処分の取消を求めて本訴を提起した。

4 旭川地裁が原告のいずれの請求も棄却したため、原告は札幌高裁に控訴を提起した。

II 判 旨

1 本件各賦課処分について

(1) 「憲法84条が定める租税法律主義は、特

別の給付に対する反対給付としてではなく、一方的・強制的に賦課徴収する租税を、行政権が法律に基づかずに賦課徴収することができないことにより、行政権による恣意的な課税から国民を保護するための原則である。そして、地方自治法 96 条も憲法 84 条を受けて、地方公共団体による地方税の徴収についても、住民の代表である議会の制定した条例に基づかずに地方税を賦課徴収することはできないことを規定している。

一方、介護保険制度は、加齢等により要介護状態となり、介護等を要する者等について、これらの者がその有する能力に応じた自立した日常生活を営むことができるよう、国民の共同連帯の理念に基づき設けられた制度であり(法 1 条)、その費用は、国、都道府県、市町村の負担のほか、原則としてすべての被保険者の納付する保険料によって賄われ(法 121 条以下)、被保険者は、その対価として保険給付を受けるものであるから、上記租税法(条例)主義が直接に適用されるものではないというべきである。

もっとも、介護保険制度に基づく保険料も、強制的に賦課徴収されるという点では租税と共通するところがあるから、憲法 84 条の趣旨を踏まえて、保険料の賦課徴収の根拠を法律又は条例で定めることが必要であると解されるが、具体的な保険料率等については、下位の法規に委任することも許されるものというべきである。すなわち、介護保険制度に基づく保険料率は……本来固定的に定額・定率では決めたい要素をもっていることを考慮すると、条例において、保険料率算定の基準・方法を具体的かつ明確に規定した上、その規定に基づく具体的な保険料率の決定を下位の法規に委任し、現に下位の法規でその内容が明確にされている場合には、憲法 84 条、地方自治法 96 条に違反するものではないというべきである」。

(2) 「介護保険制度……の費用は……原則としてすべての被保険者の納付する保険料によって賄われ、被保険者は、その対価として保険給付を受けるものであること、したがって、被保険者の具体的な負担能力を考慮することなく、一定の所得以下の者について一律に非賦課又は全額免除と

することは、社会保険としての介護保険制度の目的に沿うものとはいえないこと、他方、法 129 条 3 項は、保険料率は第 1 号被保険者の所得の分布状況等に照らして定める旨、また、法 142 条は、市町村は、条例で定めるところにより、特別の理由がある者に対し、保険料を減免し、又はその徴収を猶予することができる旨規定し、現に、本件条例 3 条は、第 1 号被保険者の保険料率を、その負担能力に応じて 5 段階に区分して規定し、本件条例 12 条、13 条も、災害等により著しい損害を受けるなどした場合の保険料の徴収の猶予や減額及び免除について規定していること、そして……生活保護受給者については、生活扶助として保険料実費が加算して支給されることに照らすと、生活保護基準以下で、住民税非課税の場合は、保険料は当然に非賦課又は全額免除とすべきということではできず、本件各賦課処分を憲法 14 条、25 条、99 条に反するということができない」。

なお、「介護保険制度の性質に照らすと、高所得者の保険料率をさらに高額にすることは、給付と負担の均衡上、かえって問題があるといえるし、保険料の額が、おおむね月額 3000 円以下の水準にある現状(弁論の全趣旨)からすれば、当面、保険料を定率としたり、所得段階をさらに細分化するまでの必要性はないというべきであり、本件条例 3 条に規定する保険料率が、その裁量の範囲を著しく逸脱したものとはいえない」。

(3) 「本件各賦課処分は……原告に対し連帯納付義務を賦課したものではないし……納入義務者でない者に対して介護保険料の納付義務を負わせたことにもならない」。

(4) 平成 13 年度賦課処分について、「特別徴収の方法による徴収は、介護保険賦課処分に基づく保険料の納付方法にすぎないから、その徴収方法が違憲であるからといって、徴収のもととなった介護保険賦課処分自体が無効になるいわれはない。また、保険料を被保険者各自に納付させるより、所得税の源泉徴収と同様に、特別徴収義務者において、保険料相当分を天引きして市町村に納入させる方が、介護保険制度の根幹をなす保険料を確実かつ効率的に徴収することができ、被保険

者の保険料の納付も簡易なものとなること、老齢退職年金給付制度と介護保険制度の目的は主要な部分において共通している上、介護保険料は被保険者の日常生活の基礎的な経費に相当するものといえ、老齢退職年金給付の一部について、その用途が限定されたからといって、当該年金給付制度の趣旨を没却することにはならないこと、現に、国民年金法 25 条は、租税その他の公課は、給付として支給を受けた金銭を標準として課することができないと規定しながら、そのただし書きにおいて、老齢基礎年金及び付加年金については、この限りでないとし、また、厚生年金保険法 41 条 2 項も、同様に、租税その他の公課を課すことを禁止しながら、老齢厚生年金については、この限りでないことと規定していることにかんがみると、特別徴収の方法による徴収が、被保険者の老後生活の保障を侵害するものということとはできず、憲法 14 条、25 条に反するとはいえない。

なお、「法 134 条、135 条、施行令 41 条は、第 1 号被保険者の収入源は年金だけではないこと、いずれにせよ特別徴収非対象者も保険料を負担しなければならないことを考慮して、老齢退職年金給付の年額が 18 万円以上の者としており、老齢退職年金給付が、それだけで自己完結的に生活保護の水準を上回ることを目的とした給付ではないことからしても、当該基準の定めを違憲ということとはできない」。

2 本件非該当処分について

「法 142 条は、市町村は、条例で定めるところにより、特別の理由がある者に対し、保険料を減免し、又はその徴収を猶予することができる旨規定し、どのような減免措置を講じるかについて、市町村の裁量に委ねている」。「原告は、その世帯の収入が、生活保護基準以下で、かつ、住民税非課税であり、保険料の支払いが不能であるとして、平成 12 年度介護保険料の免除を申請しているのであるが、原告の申請理由が上記保険料の減免事由に該当しないことは明らかである」。そして、「上記 1 (3) の介護保険制度の性質からすれば、生活保護基準以下で、住民税非課税の場合は、当

然に保険料は非賦課又は全額免除とすべきであるとは解されないし、保険料自体、第 1 号被保険者本人及び当該被保険者の属する世帯の負担能力に応じて賦課されること、生活保護受給者については、生活扶助として保険料実費を加算して支給し、介護扶助として介護保険サービスが利用できるようにしていること……等を併せ考えると、本件非該当処分が憲法 14 条、25 条に反するということはできない」。

III 解 説

1 はじめに

結論に賛成するが、判旨の一部に疑問がある。

本件は、低所得者に対する保険料の賦課徴収にあたり保険料の免除を原則として認めない介護保険法が憲法 14 条、25 条等に違反するか否かが争われた事件である。

介護保険法は、保険料を拠出することで、介護サービスの受給権を要介護者に保障する制度であり（厚生省監修 2000, p.130）、低所得者にも保険料納付義務が存在する。本件の控訴人は、生活保護基準¹⁾以下の所得²⁾で生計を維持している者であるが、生活保護を受給してはいない。このため、控訴人が介護保険料の免除を申請したところに本件は端を発する。

他方、控訴人は旭川市国民健康保険訴訟の原告でもあり、介護保険に関しても同様に租税法律（条例）主義の可否について主張し、さらに、保険料の特別徴収や連帯納付義務についてもその違憲性を主張している。これにより、本件判旨は、保険料免除の問題にとどまらず、法解釈上興味深い論点を提供する結果となっている。そこで本稿では、「本件非該当処分」に関しては保険料の減免問題について最後に触れることにし、「本件各賦課処分」に関して①租税法律（条例）主義と介護保険法、②保険料率の 5 段階設定と憲法 14 条・25 条、③保険料の特別徴収制度と憲法問題、④連帯納付義務について順次検討する³⁾。

2 租税法律(条例)主義と介護保険法

(1) 租税法律主義とは、憲法 84 条に基づく「法律の根拠に基づくことなしには、国家は租税を賦課・徴収することはできず、国民は租税の納付を要求されることはない」とする原則であり、①課税要件のすべてと租税の賦課・徴収の手続は法律によって規定されなければならないとする「課税要件法律主義」、②法律またはその委任のもとに政令や省令において課税要件および租税の賦課・徴収の手続に関する定めをなす場合、その定めはなるべく一義的で明確でなければならないとする「課税要件明確主義」等をその内容とする(金子 2002, pp. 76-84)。この解釈を巡り、本件控訴人がかつて提起した旭川国民健康保険訴訟において、一審の旭川地方裁判所(旭川地判平 10 年 4 月 21 日判時 1641 号 29 頁)は、保険料に対しても租税法律(条例)主義の適用があり、重要な賦課要件である保険料賦課総額の確定を市に委ねた旭川市国民健康保険条例 8 条は課税要件条例主義に違反すると判示したが、控訴審である札幌高等裁判所(札幌高判平 11 年 12 月 21 日判例自治 202 号 70 頁)は、保険料に対して同主義は直接的には及ばず、条例に保険料率算定の基準・方法を具体的かつ明確に規定していれば、具体的な保険料率の決定を内容が明確な下位の法規に委任したとしても租税法律(条例)主義に違反しないと判示し、一転して合憲の判断を下している。

(2) 本件控訴審も、国民健康保険訴訟の場合ほどではないが、原審の判断を補正している。すなわち、原審が「介護保険制度においては、法の規定により当然に保険料の納付義務を負い、当該保険料は強制的に徴収される上、介護保険制度に係る費用の大部分は国、都道府県、市町村の負担で賄われていることに照らすと……課税要件及び賦課徴収の手続は法律(条例)によって規定されなければならない」と指摘するに止まるのに対し、控訴審は「憲法 84 条の趣旨を踏まえて、保険料の賦課徴収の根拠を法律又は条例で定めることが必要であると解される」が、「具体的な保険料率等については、下位の法規に委任することも許されるというべきである」と判示し、具体的な保険

料率を条例よりも下位の法形式で設定する余地を残した。これは、前述の国民健康保険控訴審判決を意識した判断であろう。

(3) しかしながら、介護保険法は 129 条 2 項において「保険料は、第一号被保険者に対し、政令で定める基準に従い条例で定めるところにより算定された保険料率により算定された保険料額によって課する」と規定するものである⁴⁾。そして、この条文は、第 1 号被保険者の保険料率については政令で定める基準に沿って、市町村が「条例」で設定するという仕組みを採用したものと解される。したがって、「条例において、保険料率算定の基準・方法を具体的かつ明確に規定した上、その規定に基づく具体的な保険料率の決定を下位の法規に委任し、現に下位の法規でその内容が明確にされている場合には、憲法 84 条、地方自治法 96 条に違反」しないという本件判旨は、条例以外の法形式で保険料率を設定する可能性を認めるものであり、介護保険法 129 条 2 項違反の虞があるといえよう。

3 保険料率の 5 段階設定と憲法 14 条・25 条

(1) 控訴人による憲法 14 条および 25 条についての主張を整理すると、①国民年金については一定の所得以下の被保険者は保険料が全額免除されるのに、介護保険法では同様の措置がとられていないこと、②保険料率は 5 段階設定だが、最高額と最低額の差が 3 倍しかなく、低所得者ほど実質的に高率で賦課されていること、③年金保険者に介護保険料を徴収させ、その保険料を介護保険者に納入させる「特別徴収」制度は第 1 号被保険者の老後生活の保障である年金受給権を一方向的に奪うものであること、という 3 点に要約することができよう。このうち、本研究においては②と③を検討することに⁵⁾する。

(2) ①保険料率の 5 段階設定は、高齢者のうち、市町村民税が課税されている者が 4 分の 1 にすぎず、老齢年金や給与収入のみに基づいて保険料を設定すると負担の公平性に問題を生じることを背景として、個人単位の保険料徴収原則を一部修正し、世帯による保険料負担能力を加味したも

のである。そして、本人が市町村民税非課税である場合を標準である「第3段階」と設定し、そこから市町村民税世帯非課税者を分離して「第2段階」とし、さらに第2段階から、特別の保護を要する生活保護受給者および老齢福祉年金受給者を分離して「第1段階」としている(介護保険制度研究会編2001, pp.20-21)。

②憲法14条について、例えば、収入はほぼ同額であるにもかかわらず保険料が著しく異なる場合に平等原則違反が考えられる。現実には、生活保護基準の約半分の世帯収入(年間108万円)しかないA世帯(夫48万円,妻60万円)と、この世帯の約5倍にあたる年間500万円の収入のあるB世帯(夫260万円,妻240万円)が同じく第2段階(住民税非課税世帯)に分類される一方で、年間の世帯収入が300万円(世帯主300万円,妻0円)であるC世帯は、世帯主が住民税課税のために第4段階に分類され、A・B世帯の1.5倍の保険料を負担しているという事例が報告されている(伊藤(1)2002, p.48)。これは保険料徴収にあたり世帯収入を加味した弊害と考えられ、このような場合にはたしかに憲法14条違反を議論する余地がある。

③それでは、控訴人が主張するような、保険料の最高額と最低額の格差が3倍しかなく、低所得者ほど実質的に高率に賦課されているということを憲法14条違反と捉えることは可能であろうか。この点につき学説の有力説は、「憲法14条の規定はなによりも……形式的平等を保障したものであり、「人の現実の差異に着目してその格差是正を行う」実質的平等の問題は、「第一義的には社会権条項に託された課題」であるとする(野中他2002, pp.261-262(野中俊彦執筆部分))。本件のような高所得者と低所得者の公平な負担のあり方に関する問題は、この有力説を前提とすれば、憲法25条により議論すべきものと思われる。

(3) ①本件判旨は、控訴人の当該主張について、傍論で「介護保険制度の性質」に照らすと、高所得者の保険料率をさらに高額にすることは、給付と負担の均衡上かえって問題があり、保険料の額がおおむね月額3000円以下の水準にある現

状からすれば、当面、保険料を定率としたり、所得段階をさらに細分化するまでの必要はない旨を判示する。ここから、本件判旨がこの問題を、「介護保険制度の性質」に基づき、高所得者がどれほどの保険料負担をなすのかという観点から検討していることがわかる。

②ここで注目したいのは、本件判旨において、「介護保険制度の性質」という文言がこの箇所以外にも2カ所で表記されていることである。その1カ所目は、1(2)における「介護保険の社会保険としての性質」であり、もう1カ所は2における「上記1(3)の介護保険制度の性質」である。もっとも、本件判旨の指摘する「上記1(3)」は、本研究の「判旨」にいう1(2)に対応するので、これら2カ所は同じく、介護保険制度の性質が社会保険であることを指している。

③しかし、社会保険という性質から、当然に高所得者の負担を抑制すべきであるという論理は導かれない。むしろ、本件判旨が「給付と負担の均衡」を問題にしていることに鑑みれば、被控訴人が主張するように「介護保険制度における保険給付が定型的で、医療保険のような著しく高額な給付の発生もな[い]」ので高所得者の保険料率をさらに高額にすることはできないという結論に至ったと理解する方が論理整合的であろう⁶⁾。このように考えると、本件判旨は「介護保険制度の性質」という概念を一義的に用いてはいないものと解され、性質論から高所得者の保険料抑制の論理を導く判旨の立論は成立し難いように思われる。

④控訴人が低所得者ほど実質的に高率に賦課されていることの違憲性を主張していることに鑑みれば、この問題は、高所得者ではなく低所得者の側面から検討されるべき性質のものであると考えられる。たしかに、本件判旨はこの問題を立法裁量の問題と捉えており、判例も⁷⁾、社会保障法分野における立法裁量をきわめて広く承認しているため、かりに判旨が3倍の格差の違憲性について検討したとしても、著しく合理性を欠き明らかに裁量の逸脱・濫用がない限り控訴人の主張が採用される可能性は低い。しかし、介護保険と比較するのにふさわしいとされる国民健康保険において、

高所得者と低所得者間で保険料格差が48倍あることに比べれば、介護保険の保険料が低所得者の収入に占める割合は実質的に高く、制度上の違いを考慮に入れたとしても、両者は均衡を失すると思われる⁹⁾。

4 保険料の特別徴収制度と憲法問題

(1) 控訴人は、年金からの天引きによる保険料徴収が憲法14条および25条に違反するものであると主張する。本件事件のもつ新しさの一つは、年金からの天引きによる保険料徴収を認めた最初の法律が介護保険法であり、裁判所がこの制度を初めて審査した点にある。

(2) 介護保険における特別徴収と同様の徴収制度である所得税の源泉徴収について、判例は、納税義務者以外の者に徴収納付義務を課すことは、徴収確保の必要性が認められ、納税義務者と特別の関係がある場合には憲法14条違反を構成せず(最(大)判昭37年2月28日刑集16巻2号212頁)、また、徴収納付の一形態である源泉徴収が事業所得者に対して給与所得者を不当に差別するものでもない(東京高判昭57年12月6日行裁例集33巻12号2399頁)と判示している。他方、本件控訴人は「第一号被保険者の老後生活である年金受給権を一方的に奪う特別徴収の方法」が憲法14条違反であると主張するのであるが、14条に違反するか否かは判断に際して「比較検討」を要するものであり(野中他2002, p.267(野中俊彦執筆部分))、このような比較の視点を示さない控訴人の主張は必ずしも十分なものではないように思われる⁹⁾。

(3) ①つぎに、本件1審・2審の判旨を対照すると、1審も2審も、①天引きの方が保険料を確実かつ効率的に徴収することができ被保険者の保険料の納付も簡易なものになること、②老齢退職年金給付制度と介護保険制度の目的は主要な部分で共通している上、介護保険料は被保険者の日常生活の基礎的な経費に相当し、老齢退職年金給付の一部について用途が限定されるからといって年金給付制度の趣旨を没却することにはならないこと、③国民年金法25条は、租税その他の公

課は、給付として支給を受けた金銭を標準として課することができないと規定しながら、老齢基礎年金及び付加年金についてはこの限りでないこと等を理由として合憲判断をしており、これらの点では共通している。しかし、④「特別徴収」という方法について、1審が「そもそも、特別徴収の方法による徴収が違憲であるからといって、これに係る介護保険料徴収処分が当然に無効になるものではない」と判示したのを、2審は「特別徴収の方法による徴収は、介護保険賦課処分に基づく保険料の納付方法にすぎないから、その徴収方法が違憲であるからといって、徴収のもととなった介護保険料賦課処分自体が無効になるいわれはない」と補足的に説示している。

②しかしながら、②は保険料の強制的徴収の合理性を説示するものであり、むしろ憲法29条1項に規定される財産権の侵害が問題になるものと解される。

③また、③については手続法上の違憲が実体法上の違法を構成するかが問題になりうる部分である。この点につき、本件判旨は「特別徴収の方法による徴収は、介護保険賦課処分に基づく保険料の納付方法にすぎない」ことを、方法という手続が違憲であっても徴収という実体が無効にならないことの理由としている。しかし、この判示部分は「徴収は方法である」という当然の命題を確認したにすぎず、なぜ方法が違憲であっても徴収処分は無効にならないのかという問いに対して直接的に答えていないように思われる。

④さらに④についても、老齢退職年金給付制度の目的は老後の所得保障であり、介護保険制度の目的は老後の介護保障であるから、どのように共通しているか判然としない点に問題がある。もっとも、老齢退職年金給付の一部について用途が限定されることについては、判旨③が指摘するように法律上の根拠があり、これに鑑みれば、特別徴収による保険料徴収が憲法14条・25条に違反しないとする判旨には合理性があると解される¹⁰⁾。

(4) それでは本件控訴人のように生活保護基準以下の低所得者からの特別徴収は憲法25条との関係でどのように理解されるべきか。この点に

関して、月 15000 円の老齢年金受給者からの介護保険料の特別徴収は、生活保護基準をはるかに下回る年金給付からの源泉徴収であり、最低生活費部分まで徴収対象としている点で「最低生活費非課税の原則」に反し、行政による「健康で文化的な最低限度の生活」への侵害、すなわち自由権的生存権の侵害を構成し、憲法 25 条に違反すると指摘する見解がある（伊藤（2）2002, pp. 23-29）。

これに対して、高齢者が年金収入のみならず資産を用いて老後の生活を送っているという実態に着目し、「最低生活費非課税の原則」という立論はこの実態を反映していない点で問題であるという批判的見解が提起されている（堀 2002, p. 55）。「第一号被保険者の収入源は年金だけ」ではなく、「老齢退職年金給付が、それだけで自己完結的に生活保護の水準を上回ることを目的とした給付ではない」という傍論部分も、このような批判的見解に与するものと考えられる。

そして、前述の通り、介護保険法は 65 歳以上の第 1 号被保険者に対して年金所得等に応じた 5 段階の保険料率を設定するものであり、生活保護受給者に対しては、生活扶助として保険料実費を加算して支給し、介護扶助として介護保険サービスが利用できるようにしている。このような点に鑑みれば、介護保険法は低所得者に対して一定の対応策を講じているものと考えられる。ただし、生活保護を受給していない者はこのような制度を利用することができないが、この問題は基本的に、保険者の立法政策的課題であると思われる¹¹⁾。

（5）なお、前述したように、㉑ないし㉓は保険料強制徴収の合理性と関わるものであり、争点とはされていないが憲法 29 条 1 項に規定される財産権の侵害が問題になりうるように思われる。この点について、国民年金法 25 条但書および厚生年金保険法 41 条 2 項但書は、公租公課禁止が老齢基礎年金等に適用されないと規定¹²⁾するため、年金から保険料を天引きする特別徴収制度が国民年金法および厚生年金保険法上、違法評価されることはない。

そこで、これを憲法 29 条に規定された財産権の公共の福祉による制約という観点から国民健康

保険と比較して検討すると、その規制の目的は、介護保険も国民健康保険も「社会公共の便宜の促進、経済的弱者の保護等の社会政策及び経済政策上の積極的なもの」（野中他 2002, pp. 444-448（高見勝利執筆部分））である点で共通しようが、その手段については、国民健康保険の保険料徴収が「納付」であるのに対して¹³⁾、介護保険のそれは年金からの「天引き」である点で異なる。この手段を正当化するほどの目的がない限り、介護保険料の特別徴収制度は憲法 29 条に違反する虞があると思われる。

5 連帯納付義務について

判旨 1(3) は連帯納付義務を問題にする。連帯納付義務とは、①世帯主が、その世帯に属する被保険者の保険料を連帯して納付する義務と、②配偶者の一方が、被保険者たる他方の配偶者の保険料を連帯して納付する義務のことであり、その法的効果は民法の連帯債務と同様である（岩村 2001, p. 134）。本件のもつ新しさのもう一つは、介護保険法 132 条の定めるこの義務について憲法 14 条・24 条違反性が争われたところにある。

控訴人は、このような義務は家制度を廃止した憲法 24 条に違反するものであると主張するが、現行民法も、日常家事の範囲における法律行為について、夫婦に連帯責任を課している（民法 761 条）。そして、この連帯責任は連帯債務を意味するものと解されており、この規定が違憲であるという指摘もない（大村 1999, pp. 62-65）。

また学説の中には、社会保障法の領域で介護保険法以外に連帯納付義務を採用するものとして国民年金法が存在することを受け、直接の受益者である被保険者ではなく、被用者保険に加入する擬制世帯主に権利義務を帰属させる国民健康保険と比較すれば、被保険者本人に納付義務を課した上で世帯主の連帯納付義務を定める国民年金法や介護保険法は、必ずしも世帯主に対して過重な義務を負わせるものではないとする趣旨の見解が存在する（石田 2000, p. 43）。立法者も、この義務を導入するに当たり、介護保険制度により介護の社会化が一層進展し、家族にかかる精神的・肉体的

的・経済的な負担が軽減されるなど、世帯に受益が生じることに鑑みれば、世帯主や高齢者の配偶者が保険料納付の連帯納付義務者になることは受忍されるべきものであるという見解を示している(介護保険制度研究会編 2001, p. 137)。これらのことに鑑みれば、夫婦間に連帯債務たる連帯納付義務が課されたとしても、直ちに憲法違反になるとはいえないであろう。

6 むすびにかえて——保険者による恒常的低所得者に対する介護保険料減免について——

(1) 低所得者に対する介護保険料の問題について、第1号被保険者の介護保険料を定率負担とすること、生活保護基準以下の老齢年金受給者(世帯)の保険料の免除、所得が生活保護基準に満たないボーダーライン層に対する国民健康保険並みの4割減・6割減の保険料減免制度を設ける必要があると説く見解(伊藤(2) 2002, p. 25)や、皆保険を維持しつつ、低所得者に対して保険料を減免する方法の優位性を説く見解(堀 2003, p. 43)が提起されている。しかしここでは視点を変え、最後に、保険者のもつ立法裁量について若干の検討を試みたい。

(2) 本件判旨は、「法142条は、市町村は、条例で定めるところにより、特別の理由がある者に対し、保険料を減免し、又はその徴収を猶予することができる旨規定し、どのような減免措置を講じるかについて、市町村の裁量に委ねている」と判示し、減免に関して広い立法裁量を保険者に認めている。

しかし、本件判旨が認める「保険者のもつ立法裁量」が現実に機能するかについては問題がある。すなわち、厚生労働省は、低所得者に対する介護保険料減免につき、いわゆる3原則(保険料の全額免除、収入のみに着目した保険料の一律減免、一般財源の投入による保険料減免分の補填をそれぞれ不適当とするもの)を提示し¹⁴⁾、これに反する取り扱いをした保険者に対して一定のペナルティーを用意している¹⁵⁾。本件判旨の判示するような立法裁量が保険者に現実的に保障されるかは今後検討すべき課題であろう。

注

- 1) 平成12年度厚生白書412頁によると、旭川市が区分される2級地-1で老人2人世帯の場合、最低生活保障水準は月額138,570円である。
- 2) 控訴人及びその妻の所得の合計は平成11年度において102万6316円、平成12年度において99万9773円であり、両名とも平成12年度・13年度の道民税・市民税は非課税である。
- 3) 介護保険制度の低所得者に関する問題点については堀(2002, p. 54)参照。なお、朝日新聞平成14年12月10日朝刊では、介護報酬の改定にあたり、社会保障審議会介護給付費分科会はできるだけ保険料を上げずに訪問介護を手厚くするような改定を模索しているが、保険者たる市町村は保険料の値上げが不可避的であるという旨の報道がされている。
- 4) 京極高宣・内藤佳津雄編(1999, p. 232, 237)によると、「保険料」とは、「介護保険事業に要する費用に充てるために拠出する金額で、市町村(保険者)が被保険者から徴収する」ものであり、「保険料率」とは、「市町村が介護保険事業に要する費用に充てるために徴収する保険料を算定するために、政令で定める基準に従い市町村が定める額のこと」である。
- 5) なお、①に関して、介護保険法と国民年金法では法目的が違うことに鑑みると、両者を保険料免除の点において単純比較することは適当でないと思われる。
- 6) 同様の指摘が、介護保険制度研究会編(2001, p. 19)に存在する。
- 7) 例えば、堀木訴訟・最(大)判昭57年7月7日民集36巻7号1235頁。
- 8) さらに国民健康保険と比較すると、国民健康保険には憲法25条の精神の現れと解される人的控除制度が存在するが、介護保険には存在しない。もっとも、金子(2002, p. 89)において、累進の度合いが強いと、高所得者に対する財産権侵害を構成する虞があるとの指摘はあるが、それが弱い場合に、低所得者に対する生存権侵害を構成するという指摘はない。
- 9) 控訴人は、障害年金および遺族年金が特別徴収の対象から除外されていることの理由が不明であると主張し、この点に憲法14条違反の問題が垣間見えるが、これは国民年金法25条および厚生年金保険法41条2項により禁止されていることによる。なお、立法論として、障害年金および遺族年金からの介護保険料の天引きを可能にするために、実務サイドから但書の改正を要求する意見が提起されている。例えば、「全国に先駆けて導入した6段階区分保険料」『月刊介護保険』2002年4月号65頁参照。
- 10) もっとも、⑥・⑦の判示部分についても、⑧の判示部分同様、保険料の強制徴収の合理性が

問題になりうるところから、別途、財産権侵害の観点から議論する余地はあろう。

- 11) 保険者の裁量については、後掲6参照。
- 12) 堀(1994, p. 260)によると、その理由は、老齢年金等が退職金同様給付の後払的性格が強いこと、また納付する保険料に係る所得について社会保険料控除により全額非課税とされていることにある。もっとも、第1号被保険者・第3号被保険者に対する基礎年金、農業者年金基金法による年金は過去の雇用関係を前提としていないと指摘するものに岩村(2001, p. 72)がある。
- 13) 改正以前の国民健康保険法に関する事案であるが、相扶共済の理念に基づいて強制加入を合憲と判断したものに、最(大)判昭33年2月12日民集12巻2号190頁がある。
- 14) 例えば『月刊介護保険』2001年7月号40頁掲載「厚生労働省・全国介護保険担当課長会議資料」(2001年5月28日)。なお、同資料中、この3原則に沿う方法として、第1段階・第2段階の標準割合を引き下げ第6段階を創設する流山方式が紹介されている。
- 15) 介護保険制度研究会編(2001, p. 152)に掲載された「低所得者に対する保険料の単独減免と財政安定化基金の対応について」(平成12年11月24日厚生省老人保健福祉局介護保険課事務連絡)において、低所得者に対する保険料の単独減免により収納不足が生じた場合、財政安定化基金による対応は、算定政令8条5項の規定に基づき、交付事業の対象とはしないで、貸付事業の対象とすることが適当であるとされている。

参考文献

- 有泉 亨・中野徹雄編(1983)『国民年金法』, 日本評論社。
- 金子 宏(1996)『所得課税の法と政策』, 有斐閣。
- 菊池馨実(2000)『社会保障の法理念』, 有斐閣。
- 北野弘久(2001)「社会保障と納税者基本権」, 日本社会保険法学会編『講座社会保険法第6巻社会保険法の関連領域—拡大と発展』, 法律文化社。
- 小山進次郎(1950)『生活保護法の解釈と運用』, 日本社会事業協会。

- 堀 勝洋(2000)「社会保険法判例 国民健康保険の保険料の賦課徴収については、租税法律(条例)主義が直接に適用されることはないが、その趣旨を踏まえる必要があるとされた事例(杉尾訴訟控訴審判決)」『季刊社会保険研究』36巻3号。
- 本澤巳代子(2002)「介護保険と低所得者対策—ドイツの介護保険給付と租税給付の関係を参考として」『会計検査研究』, 26号。
- 山口浩一郎・小島晴洋(2002)『高齢者法』, 有斐閣。
- 山田省三編著(2003)『リーディングス社会保険法(第2版)』, 八千代出版。

引用文献

- 石田道彦(2000)「国民健康保険の納付義務者—山口地裁昭和44年3月31日判決」『社会保険判例百選3版』, 有斐閣。
- 伊藤周平(2002)「介護保険料の負担と被保険者の自由権的生存権(その1)」『賃金と社会保障』1319号。
- (2002)「介護保険料の負担と被保険者の自由権的生存権(その2)」『賃金と社会保障』1320号。
- 岩村正彦(2001)『社会保険法I』, 弘文堂。
- 大村敦志(1999)『家族法』, 有斐閣。
- 金子 宏(2002)『租税法8版増補版』, 弘文堂。
- 介護保険制度研究会編(2001)『詳解介護保険の保険料』, 社会保険研究所。
- 京極高宣・内藤佳津雄編(1999)『介護保険辞典』, 中央法規。
- 厚生省監修(2000)『平成12年度厚生白書』, ぎょうせい。
- 野中俊彦・中村睦男・高橋和之・高見勝利(2002)『憲法I3版』, 有斐閣。
- 堀 勝洋(1994)『社会保険法総論』, 東京大学出版会。
- (2002)「介護保険料と高齢者の負担能力」『月間介護保険』, ぎょうせい8月号。
- (2003)「保険料の免除と皆保険」『月刊介護保険』, ぎょうせい2月号。
- (こにし・ひろふみ 武蔵野大学兼任講師)

訂 正

季刊社会保障研究第 36 巻第 3 号に掲載された大日康史著「介護保険の市場分析」について、大日康史氏から、その内容の一部について訂正の依頼がありました。

大日康史氏からの訂正依頼を受けて調査の結果、季刊社会保障研究第 36 巻第 3 号に掲載された大日康史著「介護保険の市場分析」を、以下のように訂正いたします。

- ① 338 頁の著者名「大日康史」を「大日康史・鈴木 亘」に改める。
- ② 351 頁左上から 6 行目及び 13 行目中「大日 2000」を「鈴木・大日 2000」に改める。
- ③ 352 頁右上から 21 行目中「——— (2000)」を「鈴木 亘・大日康史 (2000)」に改める。
- ④ 352 頁右上から 27 行目「(おおくさ・やすし 大阪大学社会経済研究所助教授)」の次に「すずき・わたる 大阪大学社会経済研究所助手」を加える。

海外社会保障研究 No.143 目 次

特集：第7回厚生政策セミナー「こども，家族，社会—少子社会の政策選択—」

趣旨 少子化と家族政策

- 「少子化対策」をめぐる10の設問— ……………阿 藤 誠
- 欧州の一部の先進国における少子化とその対策……………アントニオ・ゴリーニ
- 西欧諸国における家族政策と低出生率……………ゲルダ・ネイヤー
- 午後の部<パネルディスカッション> ……………編集 勝 又 幸 子
- 家族，社会保障および社会保険
- ケーススタディとしてのドイツにおける概評と現在の論議—
- ……………ヴィンフリート・シュメール

論 文

医療保険の未加入者と家計の医療支出

- 中国広東省の家計データを用いて—……………周 燕 飛
- 日米の働く母親と子育て支援
- 福祉国家と家族の関係を探る—……………白波瀬佐和子

書 評

渋谷博史，内山昭，立岩寿一編

- 『福祉国家システムの構造変化—日米における再編と国際的枠組み—』
 - ……………斎 藤 忠 雄
-

編集後記

今回の特集は、2年間にわたる当研究所での研究プロジェクトを主体としています。本号に掲載された内容以外にも、母親達へのインタビュー調査、インターネット調査、児童虐待の専門家を招いたヒアリング、保育園見学など、多くの活動をしました。活動を通じて浮かび上がってきたのは、「子ども」が依然として各家庭の問題として位置づけられており、社会的なサポートに乏しいこと、そして子どもの育つ環境の格差が広がりつつあることです。78兆円を超える日本の社会保障給付費のうち、児童・家族関係の給付費は3兆円にも満たない状況です(平成12年度)。社会として、子どものいる世帯をどのように支えていくのか、そして何より、子どもたち自身の「welfare」をどう改善していくのか、考える時期だと思えます。

(A. O.)

編集委員長

阿藤 誠 (国立社会保障・人口問題研究所長)

編集委員

岩村正彦 (東京大学教授)

岩本康志 (一橋大学教授)

遠藤久夫 (学習院大学教授)

菊池馨実 (早稲田大学教授)

新川敏光 (京都大学教授)

田近栄治 (一橋大学教授)

永瀬伸子 (お茶の水女子大学助教授)

平岡公一 (お茶の水女子大学教授)

山田 亮 (厚生労働省政策評価官)

中嶋 潤 (国立社会保障・人口問題研究所総合企画部長)

府川哲夫 (同研究所・社会保障基礎理論研究部長)

松本勝明 (同研究所・社会保障応用分析研究部長)

編集幹事

後藤玲子 (同研究所・総合企画部第2室長)

大石亜希子 (同研究所・社会保障基礎理論研究部第2室長)

西村幸満 (同研究所・社会保障応用分析研究部第2室長)

小島克久 (同研究所・社会保障応用分析研究部第3室長)

泉田信行 (同研究所・社会保障応用分析研究部主任研究官)

宮里尚三 (同研究所・社会保障応用分析研究部研究員)

季刊

社会保障研究 Vol. 39, No. 1, Summer 2003 (通巻160号)

平成15年6月25日 発行

編集

国立社会保障・人口問題研究所

〒100-0011 東京都千代田区内幸町2丁目2番3号

日比谷国際ビル6階

電話 (03) 3595-2984

<http://www.ipss.go.jp>

制作 (株)UTP制作センター