

出産育児一時金は出生率を引き上げるか

——健康保険組合パネルデータを用いた実証分析

田中 隆一*

東京工業大学

河野 敏鑑*

富士通総研

本稿の目的は、出産育児一時金が出生率に対しどのような効果を持つのかを、日本の健康保険組合パネルデータを用いて実証的に明らかにしようとするものである。日本の総人口の約4分の1は、健康保険組合に被保険者または被扶養者として加入しているが、健康保険組合の半数以上は、被保険者の配偶者の出産に対して、法定の出産育児一時金に上乗せして、独自に出産育児一時金の付加給付を行っている。本稿では、組合間および時間を通じた出産育児一時金付加給付額の変化を用い、組合ごとの個別効果を考慮した上で、付加給付額が組合の男性被保険者の妻（被扶養主婦）の粗出生率に与える効果を分析する。その結果、男性被保険者（夫）の給与が低い組合においては、10万円の出産育児一時金付加給付は、男性被保険者の妻の粗出生率（被扶養主婦一人当たりの子供数）を0.017ポイント上昇させること、またその効果は潜在的な付加給付額の内生性に対しても頑健であることが分かった。

1. はじめに

出生率の低下と急速な高齢化の進展は、現在の日本にとって最も大きな問題の1つである。1947年に4.54、55年に2.37であった合計特殊出生率は、2005年には1.26にまで減少した。それを受けて、総人口に占める65歳以上人口の割合、すなわち高齢化率は、50年には4.9%にすぎなかったが、05年には20.1%にまで上昇し、今後も上昇していくことが予想されている。

本稿の執筆に当たり、安部由起子先生、金子能宏先生、吉田あつし先生、および2007年度日本経済学会秋季大会、医療システムと倫理研究会参加者、国立社会保障・人口問題研究所「職場・家庭・地域環境と少子化との関連性に関する理論的・実証的研究（委員長：樋口美雄先生）」プロジェクト委員の先生方から大変貴重なコメントを頂いた。また、匿名のレフェリーから大変有益なコメントを頂いた。安部由起子先生および厚生労働省保険局の方々から、データの利用に関して有益なアドバイスを頂いた。田中は日本学術振興会（若手研究B）および清明会から研究助成を受けた。ここに記して感謝の意を表したい。なお、いかなる誤りも著者の責任に帰するものであり、本稿に示されている見解は著者自身に属するものであって、著者が所属する機関の見解を示すものではない。

*（連絡先）田中：tanaka@mei.titech.ac.jp
河野：kouno.toshiaki@jp.fujitsu.com

少子化による人口構成の高齢化に伴って、社会保障制度の持続可能性や労働力不足といった問題が懸念されており、出生率を回復させるための様々な政策がたびたび議論され、そのいくつかはすでに実行に移されている。そのような政策の代表例として、公的医療保険における出産育児一時金が、06年10月に1件あたり30万円から35万円へと増額されたことが挙げられる。また、乳幼児医療費への自治体からの補助が急速に拡大しており、98年以降、45の都道府県において、乳幼児医療費助成制度の対象年齢引き上げが行われていることもそのような政策の1つと考えられる¹。

これらの政策の目的の1つは、出産や育児に関する補助金を給付することにより出産の意思決定に対する障害の1つと考えられる子育て費用を軽減することで、出生率の回復を図ろうとするものであると考えられる。このような政策は、補助金が出産に伴う直接、間接の費用を十分にカバーできる額であれば、出生率の上昇に対して有効であるかもしれないが、出産に伴う費用は、直接的な費用だけでも、平均66万6千円²かかり、出産育児一時金の35万円を大きく超えている。そのため、このような政策が出生率に対して直接的な効果を持ちうるかどうかはかならずしも自明ではない。さらに、出産そのものは、出産時のみならず、その後の生活に長期にわたって影響を及ぼし続ける出来事であるため、一時的な金銭的補助により出産行動に影響を受けるかどうか大いに議論の余地があると考えられる。ゆえに、補助金による出生率回復を図る政策の有効性を検証するためにも、出産に関する補助金と出生率の関係を実証的に明らかにすることは、重要な課題の1つであると考えられる。

金銭的育児支援策が出生率に与える影響についての実証研究は、国内外において蓄積されてきている。まず、アメリカの時系列データを用いた出生率の決定要因分析としてはButz and Ward (1979)が有名だが、Whittington, Alm and Peters (1990)は、Butz and Wardのフレームワークを用いて、所得税の人的控除は粗出生率を引き上げることを発見している。児童手当や出産給付といった直接的な補助金給付とは異なるものの、所得税の人的控除は子供を持つことの相対的コストを引き下げるため、子供を持つインセンティブを高めると考えられる。また、Whittington (1992)では、マイクロデータ (PSID)を用いて、扶養家族控除及び保育費控除は子供数を増やすことが示されている。

アメリカ以外の研究例として、Boyer (1989)が19世紀のイギリスの教区ごとのクロスセクションデータを用い、児童手当は出生率を増加させたことを発見したものがあげ

¹ 乳幼児医療全国ネットホームページ (<http://babynet.doc-net.or.jp/>) の都道府県制度の変遷 (07年4月1日現在) より。

² 「赤すぐ妊すぐ」(リクルート発行) 出産・育児トレンド調査2003より。

られる。その他にも、Ermisch (1988)は1950年から1985年のイギリスの時系列データを用いて、児童手当は平均出生児数に対して正の影響があることを示している。さらに、Hyatt and Milne (1991)はカナダの時系列データを用いて、1%の出産給付増加は合計特殊出生率(TFR)を0.09%から0.26%上昇させることを発見している。また、Zhang, Quan and Meerbergen (1994)は、同じくカナダの時系列データを用いて、所得税の人的控除、家族手当および扶養児童税額控除は出生率に対して正の影響があるものの、その効果は小さく、出生率を置換水準にまで引き上げるにはこれら補助政策の金額の大幅な上昇が必要であると結論付けている。いずれの研究も、補助金や所得税の人的控除には出生率を上昇させる(統計的に有意な)効果があることが確認されているが、その効果は大きくないとするものが大半である³。

日本における出産や育児に対する金銭的支援策が出生率および出産行動に対して与える影響に関する研究も、近年蓄積されてきている⁴。原田・高田(1993)は、1992年の児童手当引き上げが合計特殊出生率に与えた影響を分析しているが、その効果は合計特殊出生率を1.54から1.55に上昇させるという極めて限定的なものであったとの結論に至っている。織田(1994)および塚原(1995)は、育児支援政策として児童手当、乳児保育、育児休業手当に着目し、ヴィネット調査と呼ばれる仮想的質問への回答を用いて、女性の就業形態別出生確率をロジット分析した結果、これらの支援策は出生確率に対して有意な正の効果を持つものの、その定量的な効果は限定的であることを示している。

そのほかにも、濱本(1999)や高山ほか(2000)が児童手当や育児手当の出生率への効果を推計し、これら金銭的援助は出生率の上昇へ寄与しうることを示している⁵。いずれの研究においても、これら金銭的支援は出生率に対して正の効果を持ちうることを示唆しているものの、現行水準の支援ではあまり大きな効果は望めないというのが大勢であり、諸外国の実証結果とも整合的な結果となっている⁶。

以上のように、児童手当や育児手当といった金銭的育児支援政策の効果については分析が数多くなされているものの、出産育児一時金そのものが出生率に対して与える直接的な効果を分析したものは見あたらない。そこで本稿では、出産育児一時金の出生率上

³ 先進国における出生率決定要因についてはHotz, Klerman and Willis (1997)を参照せよ。また、上記以外の諸外国における出生率への政策の影響に関しては、小島(1994)が優れたサーヴェイである。

⁴ 日本における出生率決定要因については、伊達・清水谷(2004)が優れたサーヴェイを提供している。

⁵ 高山ほか(2000)は都道府県別パネルデータを用いて児童手当と合計特殊出生率の関係を分析しているが、地域・年ダミーを説明変数として含めると児童手当は出生率に対して正の有意な影響があることを示している。

⁶ 金銭的な子育て支援の有効性の前提として、子育て費用が出生行動の決定要因であることが必要だが、子育て費用と出生行動の関係について分析した研究としては、Obuchi(1988)、松浦・滋野(1996)、山本(2002)、森田(2004)、新谷(2005)などがあげられる。これらの研究においては、子育て費用と子供数の間には負の影響があることが示されている。

昇に対する有効性を実証的に明らかにすることを試みる。そのために、われわれは健康保険組合の組合別パネルデータを用い、組合ごとの出産育児一時金付加給付額と男性被保険者の配偶者の粗出生率（被扶養主婦1人当たりの子供数）の関係を分析する。

健康保険組合パネルデータを用いる理由として、出産育児一時金付加給付額が組合および年度により異なるため、組合に固有な固定効果を考慮した分析が可能になるというメリットがあげられる。健康保険組合は、法律で定められた給付（法定給付）を行うことが義務付けられているが、それとは別に被保険者や被扶養者といった保険加入者の自己負担を軽減する目的で、独自に法定給付に一定の割合あるいは金額を付加金として上乗せして支払う付加給付を行うことが認められている。実際に出産育児一時金の付加給付を行っている健康保険組合は全体の約半数にのぼり、付加給付額は組合によって異なっている。さらに、同じ健康保険組合においても年度に依存して付加給付額が異なるため、組合ごとの一時金の多寡や一時金額の変化と被扶養者（男性被保険者の配偶者）の粗出生率との関係の分析において、組合特有の効果を考慮することが可能である。

また、分析の対象を被扶養主婦の出生率とする理由として、出産育児一時金の出産行動に対する直接的な効果が検出可能となる点があげられる。多くの先行研究が示唆しているように、女性の出産行動は就業形態と密接に関連しており、出産育児一時金給付そのものの純粋な効果を他の間接的な効果から分離することが困難である。本稿では、分析対象を被扶養主婦とすることで、就業選択を通じた間接的な影響をコントロールした上で、出産育児一時金の直接的な影響を分析することができるため、出産育児一時金給付の純粋な政策効果を評価することができると考えられる⁷。

組合ごとの集計データを用いて個人の出産行動を推定するために、まず出産育児付加給付額と個人の出産行動の関係を線形確率モデルとして定式化し、それを集計データで推定可能な形に変換する。その集計データで推計可能なモデルを、組合の個別効果と年度ごとの個別効果を考慮した上で分析する。回帰分析の結果、男性被保険者（夫）の給与が少ない組合においては、10万円の出産育児一時金付加給付は、男性被保険者の妻（被扶養主婦）の粗出生率を0.017ポイント上昇させるが、夫の平均給与の高い組合においてはそのような効果は見られないことが分かった。また、出産育児一時金付加給付額の潜在的な内生性を考慮した操作変数法による推定においても、夫の平均給与の低い組合においてのみ、10万円の出産育児一時金付加給付は被扶養主婦の粗出生率を0.032ポイ

⁷ 育児支援策が出生行動と女性の就業選択に与える影響に関しては、例えば滋野・大日(1998, 2001)、森田・金子(1998)、加藤(2000)、仙田・樋口(2000)、駿河・西本(2002)、滋野・松浦(2003)、樋口・松浦・佐藤(2007)を参照のこと。

ント上昇させるという結果が得られた。これらの結果は、出産に関する補助金が出産率上昇に対し有効であるという先行研究と整合的である。しかしながら、所得の低い家計においてのみ有効であるという結果は、金銭的理由が出産の意思決定において重要であるのみならず、低所得者層をターゲットにした出産育児補助金政策が有効となる可能性を示唆している。

本稿の構成は以下の通りである。まず第2節で集計データを用いた計量モデルの解説を行う。第3節ではデータについて詳述する。第4節では回帰分析の結果を示す。第5節は結語である。

2. 計量モデル

出産・育児に関する費用と出産行動の関係について、理論的な分析を行った研究として、Becker (1981)がある。もし、家計が子供を持つか否かを、子供を持つことによる費用や便益を考慮に入れて決定しているのであれば、出産に対する補助金は出生率を上昇させることになる。

出産育児一時金が出産行動に与える効果を分析するために、以下のように家計の意思決定をモデル化する。まず、各家計は男性被保険者（夫）と配偶者（被扶養主婦）からなるとする。さらに、組合*i*に属する家計*j*が*t*期に子供を産むことから得られる効用を y_{ij}^* と定義し、それが以下の式で決定されるとする。

$$y_{ij}^* = \alpha + \beta \text{subsidy}_{it} + X_{ij} \gamma + c_i + d_j + e_t + u_{ij} \quad (1)$$

ここで、 subsidy_{it} は組合*i*の時点*t*における出産育児一時金額、 X_{ij} は出産育児一時金額以外の説明変数、 c_i は組合*i*特有の固別効果、 d_j は家計*j*特有の固別効果、 e_t は年*t*の個別効果、 u_{ij} は誤差項である。さらに、 y_{ij} を組合*i*に属する家計*j*が*t*期に子供を持つ（妻が出産する）のか否かをあらわすダミー変数とすると、子どもを産まないことから得られる効用をゼロに基準化することで、 $y_{ij}^* \geq 0$ ならば $y_{ij} = 1$ 、それ以外ならば $y_{ij} = 0$ となる。ここで、 $y_{ij}^* = y_{ij}$ とするモデルは一般に線形確率モデルと呼ばれ、誤差項が説明変数および各固定効果と平均独立（ $E(u_{ij} | \text{subsidy}_{it}, X_{ij}, c_i, d_j, e_t) = 0$ ）であるという仮定の下で、出産の条件付き確率は

$$Pr(y_{ij} = 1 | \text{subsidy}_{it}, X_{ij}, c_i, d_j, e_t) = \alpha + \beta \text{subsidy}_{it} + X_{ij} \gamma + c_i + d_j + e_t \quad (2)$$

の線形関数で与えられる。

この線形確率モデルにおいて、 t 期に組合 i に属する家計を集計すると、

$$fertility_{it} = \alpha + \beta subsidy_{it} + X_{it}\gamma + c_i + \bar{d}_{it} + e_t + u_{it} \quad (3)$$

となる。ただし、 $fertility_{it} = \frac{1}{N_{it}} \sum_{j=1}^{N_{it}} y_{ij}$ (組合 i の t 期の粗出生率)、 $X_{it} = \frac{1}{N_{it}} \sum_{j=1}^{N_{it}} X_{ij}$ 、 $\bar{d}_{it} = \frac{1}{N_{it}} \sum_{j=1}^{N_{it}} d_j$ 、 $u_{it} = \frac{1}{N_{it}} \sum_{j=1}^{N_{it}} u_{ij}$ である。組合員 (被保険者および被扶養者) の平均的な固定効果が時間を通じて変化しない (つまり、 $\bar{d}_{it} = d_i$) という仮定の下で一階の階差をとると、

$$\Delta fertility_{it} = e_t + \beta \Delta subsidy_{it} + \Delta X_{it}\gamma + \Delta u_{it} \quad (4)$$

となり、誤差項が異時点の説明変数とも独立であるという仮定の下では、一致推定量を得ることができる。以下の分析ではまずこれらの仮定を課した下で推定を行う。

組合員の平均的な固定効果が時間を通じて変化している場合は、

$$\Delta fertility_{it} = e_t + \beta \Delta subsidy_{it} + \Delta X_{it}\gamma + \Delta \bar{d}_{it} + \Delta u_{it} \quad (5)$$

となる。組合員の平均的な属性と出産育児一時金付加給付額間に相関がある場合は、一致推定量を得ることができないので、潜在的な内生性へ対処するために、固定効果モデルの操作変数法による推定も同時に試みる。

3. データ

本稿は、2 種類のデータソースより構築した健康保険組合パネルデータを用いて分析を行う。まず、出産育児一時金付加給付の基準額については、健康保険組合連合会が発行している「付加給付便覧」を利用する。また、各組合の出産育児一時金の給付件数や男性被保険者数といった健康保険組合に関する基本情報は、健康保険組合連合会の発行している「健康保険組合事業年報」から得られる。男女別の被保険者の平均年齢など、健康保険組合事業年報からは得られない情報に関しては、情報公開法に基づき、厚生労働省保険局から開示を受けた。

まず、健康保険組合データがカバーしている母集団について簡単に説明する。日本は国民皆保険制度をとっているため、日本国民はいずれかの公的医療保険に入る必要があ

り、特に被用者は健康保険に加入しなければならない⁸。健康保険は、健康保険組合と社会保険庁（2008年10月から全国健康保険協会）によって運営されており、健康保険組合は一定規模以上の会社や会社の連合体でなければ設立できない。勤務先が健康保険組合を設立している労働者は、被保険者として勤務先の健康保険組合に加入する必要があり、そうでない労働者は、被保険者として政府が管掌する健康保険に加入することになる。なお、労働者に扶養されているものは、被扶養者として扶養している労働者と同じ制度に加入しなくてはならない。健康保険組合は、日本の全人口の約25%をカバーしているが、以上のような特性から、ある一定の規模の企業や業界で働く労働者およびその被扶養者が含まれていると考えられる。

「付加給付便覧」、「健康保険組合事業年報」ともに複数年度のデータが利用可能であるが、「付加給付便覧」については1998年度と2002年度のものを利用可能であったため、この2時点のパネルデータを作成した。明らかに異常値と思われる組合を除外し、両年を通じてともに存在した1649組合（98年度に存在した健康保険組合の91パーセント）を分析の対象とした。

組合ごとの被扶養主婦の粗出生率は、配偶者に対する出産育児一時金付加給付件数を被扶養主婦数で割ったものとして定義している。しかしながら、被扶養者数のデータはあるものの、被扶養主婦数についてはデータが存在しないため、利用可能な情報から推定する必要がある。被扶養主婦数の推定のために、配偶者を除く被扶養者（子供、親など）の男女比がすべての組合で1:1であり、さらに女性被保険者の夫（専業主夫）は存在しないと仮定した。これらの仮定のもとで、被扶養主婦数は女性被扶養者数から男性被扶養者数を差し引いた数で与えられるとした。

出産育児一時金付加給付以外の説明変数の1つとして、男性被保険者の給与（平均標準報酬月額）を用いる。平均標準報酬月額は、概ね被保険者の税・保険料を引く前の月収と考えて差し支えないと考える。そのほかに、被扶養主婦の年齢が重要な説明変数と考えられるが、その代理変数として、男性被保険者の平均年齢を用いた。以上の変数の記述統計は表1にまとめられている。

⁸ ただし、共済組合や船員保険に加入している者や常時雇用されていない者で、年収130万円以下の者（60歳以上の者および障害者は年収が180万円以下の者）を除く。

表1 記述統計

変数名	全組合		低所得組合		高所得組合	
	1998	2002	1998	2002	1998	2002
被扶養主婦の粗出生率 (%)	4.981 (2.167)	4.784 (1.998)	5.292 (2.497)	5.154 (2.391)	4.721 (1.807)	4.474 (1.530)
出産育児付加金額 (千円)	14.175 (25.600)	12.910 (24.651)	8.136 (13.714)	7.295 (14.608)	19.225 (31.476)	17.607 (29.826)
平均男性標準報酬月額 (千円)	412.388 (69.424)	410.122 (72.531)	358.537 (26.769)	353.599 (28.259)	457.423 (61.624)	457.392 (63.920)
平均男性年齢	41.369 (3.449)	42.218 (3.290)	40.556 (3.940)	41.458 (3.792)	42.048 (2.804)	42.854 (2.641)
付加給付額の経常費用に 占める割合 (%)	0.013 (0.011)	0.009 (0.008)	0.008 (0.008)	0.006 (0.006)	0.016 (0.012)	0.012 (0.008)
健康保険料の会社負担率 (%)	47.578 (6.065)	47.956 (6.269)	46.878 (5.524)	47.384 (5.837)	48.165 (6.427)	48.435 (6.574)
観測値数	1649	1649	751	751	898	898

注) 括弧内の数字は標準偏差。

表1の第1列と第2列に98年と02年それぞれの変数の平均値と標準偏差がレポートしてある。まず、粗出生率はおおよそ5%（つまり100人の被扶養主婦のうち、5人が出産）であるが、この4年間で若干の減少がみられる。次に出産育児一時金付加給付額であるが、98年には平均して14,000円ほどの付加給付が行われており、02年には平均額が12,910円となっている。付加給付額は組合によりばらつきがあり、例えば、98年度において23組合が1件の被扶養者の出産に対し15万円の付加給付金を給付しており、55組合が10万円以上の給付を行っている。一方、付加給付を行っていない組合も多く、98年度に付加給付を行っていない組合は677組合であった。平均給付額が1,000円ほど減少している1つの理由としては、付加給付額を引き下げた組合もあるが、それよりも付加給付を取りやめた組合が増えたことがあげられる。被扶養主婦の出産に際し、一時金の付加給付を行っていない組合は、02年度には792組合に増加している⁹。

男性被保険者の平均標準報酬月額は98年で412,388円、02年には411,220円となっている。一方、男性被保険者の平均年齢は41歳から42歳に増加している。これは新卒採用などを控えた企業が増えたためかと考えられる。

⁹ 98年および02年の両年度において、出産育児一時金の法定給付額は、1件30万円であった。

これらの組合を低所得組合と高所得組合に分けたそれぞれのサンプルについても、これら変数の平均値と標準偏差を計算したのも、表1にレポートされている。低所得組合と高所得組合の区分けは、男性被保険者の標準報酬月額に基づいて行った。98年の組合ごとの男性平均標準報酬月額の中央値は399,399円であるが、98年度か02年度に男性被保険者の標準報酬月額が、この額を上回っている組合を高所得組合、下回っている場合は低所得組合とした。

まず、被扶養主婦の平均粗出生率であるが、98年から02年の間に若干減少しているという傾向は、両グループに共通してみられるが、水準そのものは低所得組合のほうが高所得組合よりも高くなっている。低所得組合において粗出生率が高くなっている理由としては、低所得組合における平均年齢が高所得組合よりも低いことが考えられ、回帰分析において年齢を説明変数として加えることの重要性を示唆している。

出産育児一時金付加給付額は、高所得組合のほうが低所得組合よりも平均して2.5倍ほどの給付を行っている。しかし、いずれのグループにおいても、付加給付額の平均値が減少しているという傾向は共通している。

男性平均標準報酬月額は、低所得組合では98年から02年の間に約5千円減少しているが、高所得組合では、ほとんど変化が見られない。これは平均給与の減少が低所得組合のみで引き起こされていたことを示している。

4. 分析結果

4.1 固定効果モデル

はじめに、固定効果モデルの推定を行った。推定する回帰式においては、出産育児一時付加給付額、男性平均標準報酬月額、男性被保険者の平均年齢およびその2乗項を説明変数とした。また、マクロ的な影響をコントロールするために年度ダミーを入れて推定した¹⁰。

¹⁰ 変動効果モデルを帰無仮説とするハウスマン検定(Hausman 1978)の結果のP値は表2にレポートしてある。全ての回帰式において、固定効果モデルが支持されているので、表2では固定効果モデルの結果のみをレポートする。

表 2 出産育児付加給付の粗出生率への効果

	被説明変数：被扶養主婦の粗出生率 (%)					
	全組合		低所得組合		高所得組合	
	固定効果	操作変数	固定効果	操作変数	固定効果	操作変数
出産育児付加金額	0.006 (0.004)	0.003 (0.011)	0.017 ** (0.007)	0.032 * (0.018)	0.001 (0.003)	-0.017 (0.012)
平均男性 標準報酬月額	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.005 (0.003)	0.005 (0.003)	0.001 (0.002)	0.002 (0.002)
平均男性年齢	-1.401 *** (0.314)	-1.396 *** (0.313)	-1.700 *** (0.410)	-1.760 *** (0.408)	-1.380 *** (0.501)	-1.432 *** (0.500)
平均男性年齢の2乗	0.013 *** (0.004)	0.012 *** (0.004)	0.016 *** (0.005)	0.017 *** (0.005)	0.012 ** (0.006)	0.013 *** (0.006)
観測値数	3298	3298	1502	1502	1796	1796
組合数	1649	1649	751	751	898	898
R-squared	0.128	0.128	0.149	0.142	0.119	0.089
ハウスマン検定 (P値)	0.001	0.000	0.010	0.000	0.066	0.005
過剰識別検定 (P値)		0.301		0.639		0.647

注 1) 括弧内の数字は、分散不均一性に対し頑健な標準誤差。全ての式は時間に関する 1 階の階差をとることで固定効果を取り除いた上で推定している。

注 2) 操作変数法において、出産育児付加金額に対する操作変数は「付加給付額が経常費用に占める割合」および「保険料の会社負担率」を用いた。

注 3) ハウスマン検定の帰無仮説は、変動効果モデル、対立仮説は固定効果モデルである。

注 4) 過剰識別検定は、Hansen の過剰識別テストを用いている。なお、帰無仮説は操作変数と構造方程式の誤差項が無相関であるというものである。

注 5) *は 10%；** は 5%；***は 1%の有意水準で統計的に有意であることを示す。

推定結果は表 2 にまとめられている。まず、すべての組合のデータを用いた固定効果モデルの推定結果を見ると、付加給付額の係数の符号は正であるものの、粗出生率に対する統計的に有意な影響は検出されていない。また、男性平均標準報酬月額も符号は正であるが統計的に有意な影響は与えていない。男性被保険者の平均年齢は 2 乗項まで含めて統計的に有意な係数を得ており、これらの推定値は 55 歳までは年齢が増えるに従って、被扶養主婦の粗出生率が減少していくことを意味している。

次に、高所得組合と低所得組合それぞれのサブサンプルでの推定結果を見ていく。まず低所得組合のサンプルを用いた推定結果を見ると、出産育児一時金は統計的に有意な影響を持っていることが分かる。10 万円の出産育児一時金付加給付は、男性被保険者の妻の粗出生率を 0.017 ポイント上昇させるという結果となっている。男性平均標準報酬月額は有意な影響を持たず、男性被保険者の平均年齢は有意な効果を持っているという点は、全組合サンプルの結果と同様である。

一方、高所得組合のサンプルを用いた推定結果を見ると、男性平均標準報酬月額は有意な影響を持たず、男性被保険者の平均年齢は有意な効果を持っているという点は、全組合サンプルの結果と同様であるが、低所得組合の結果と異なり、出産育児一時金は統計的に有意な影響を与えていないことがわかる。これらの結果から、出産育児一時金は低所得組合に属する家計にのみ粗出生率を引き上げる効果があるといえる。

4.2 操作変数法

ここまでの分析は、出産育児一時金付加給付額が外生変数という仮定の下で進めてきた。しかしながら、付加給付額は内生変数である可能性も考えられる。そのような理由として、例えば、出産から高い効用を得る家計は、育児支援策の充実した健康保険組合に加入することを選択するかもしれない。また、そのような家計は健康保険組合への加入後（つまり、夫の就職後）に、労働組合等を通じて、育児支援策の充実を図ろうとするかもしれない。このような内生性がある場合には、出産育児一時金と粗出生率は正の相関をもつとしても、その因果関係は定かでなく、政策的な含意を導き出すことができない。

以上のような潜在的な内生性の問題に対処するため、固定効果モデルの操作変数法による推定を行う。具体的には、出産育児一時金を潜在的な内生変数とし、操作変数として経常費用に占める付加給付支給額の割合および会社の負担する保険料率を用いる。経常費用に占める付加給付支給額の割合は付加給付額と正の相関があると考えられるが、付加給付は出産育児一時金以外にもさまざまな種類があるため、粗出生率に直接的な影響は与えないと考えられる。また、保険料率については、原則として労使折半であるが、組合が規約で定めることにより使用者の負担を半分以上に引き上げることができるので、組合の特性を通じて、出産育児一時金付加給付額と使用者が負担する保険料の料率の間には負の関係があるのではないかと考えられる。経常費用に占める付加給付支給額の割合および保険料率の平均は表1にレポートしてある。

固定効果モデルを、操作変数法を用いて推定した結果も表2にレポートしてある。これらの結果から、出産育児一時金付加給付は低所得組合においてのみ粗出生率に対して有意水準10%で統計的に有意な影響を持つことが確認できる。推定値そのものは、操作変数法を用いたほうが大きくなっている（10万円の出産育児一時金付加給付は、男性被保険者の妻の粗出生率を0.032ポイント上昇させる）ものの、標準誤差が3倍ほどであり統計的有意性も低くなっている（p値は約7%）。

なお、操作変数の妥当性の検定としてHansenの過剰識別テストの結果のP値をレポ

ートしているが、いずれの定式化およびサンプルにおいても、操作変数が外生であるという帰無仮説は棄却されていない。これらの変数は付加給付額へ統計的に有意な影響を与えているため、操作変数として妥当であると考えられる。

また、Solon (1989)が指摘するように、説明変数に観測誤差または内生性があるときには、固定効果モデルはOLSより大きなバイアスを生み出す可能性があるが、出産育児一時金付加給付額については、各組合の制度に関する情報であるので、観測誤差は基本的には存在しない。また、説明変数の内生性に関しては、ここで用いた操作変数を用いて出産育児一時金付加給付額の内生性の検定を行ったが、付加給付額が外生変数であるという帰無仮説は棄却されない。これらより、本稿における分析では、固定効果分析特有のバイアスは生じていないといえる。

以上より、出産育児一時金付加給付は低所得組合においてのみ粗出生率に対して統計的に有意な影響を持ち、それは潜在的な付加給付額の内生性に対しても一定の頑健性を持つといえる。

4.3 考察

上記の分析において、低所得組合における出産育児一時金付加給付は出生率の引き上げに対して有効であることが示されたが、夫の給与額（男性平均標準報酬月額）は出生率の引き上げに対して統計的に有意な影響を及ぼしてはいなかった。補助金の受給と夫の給与額の増額は、ともに所得の増加を意味するにもかかわらず、このような非対称的な結果が得られたのはなぜであろうか。

出産一時金と給与額が異なる効果を持つ理由の1つとして、出産育児一時金と定期的に支払われる夫の給与の性質の違いが考えられる。出産育児一時金は出産（または妊娠）することにより初めて発生する所得であるため、その補助金は（出産費用が補助金額を上回る限りにおいて）全額出産費用に回されることになる。一方、夫の給与額の増額は、出産費以外の消費に回すことができる。これらの点を考慮すると、出産一時金の受給は、家計所得の増加というよりもむしろ出産費用の低下としてとらえる方が妥当であると考えられる。本論文の分析において得られた、出産育児一時金のみが出生率に対して正の効果を持つという結果は、単に用途を限定しない補助金を配布するのではなく、出産費用に対する補助金の支給、すなわち出産費の軽減こそが出生率の引き上げに対して有効であることを示唆している。

5. おわりに

本稿では、健康保険組合のパネルデータを用いて、組合固有の効果を考慮に入れた上で、出産一時金が男性被保険者の妻（被扶養主婦）の出産行動に与える影響について分析を行った。組合特有の固定効果を考慮した推計を行った結果、男性被保険者の給与が低い組合においては、10万円の出産育児一時金付加給付は、被扶養主婦の粗出生率を0.017ポイント上昇させることがわかった。さらに、出産育児一時金付加給付額の潜在的な内生性を考慮した推計では、統計的有意性は下がるものの、10万円の出産育児一時金付加給付は、被扶養主婦の粗出生率を0.032ポイント上昇させることがわかり、出産育児一時金の正の効果は潜在的な内生性に対しても頑健であることがわかった。これらの結果は、出産に関する補助金が生産率上昇に対し統計的に有意な影響を持つという先行研究とも整合的であると同時に、比較的所得の低い家計をターゲットにした出産補助金政策が生産率の引き上げに対して有効となりうる可能性を示唆している。

少子化対策として取り上げられる政策手段には、本稿で取り上げた金銭的なものだけではなく、例えば、乳幼児医療費助成制度、保育所の増設や残業の抑制によって仕事と家庭の両立を図るなどの政策も大いに考えられる。金銭的な育児支援策のみで出生率の大幅な引き上げを行うためには、膨大な費用がかかるということが先行研究においても指摘されており、様々な金銭的および非金銭的な育児支援の相乗効果を活用することが、目的の達成のためには不可欠であると考えられる。支援策間の相乗効果についての分析が今後に残された課題の1つであるといえよう。

参考文献

- 織田輝哉（1994）「出生行動と社会政策(2) —ヴィネット調査による出生行動の分析—」『現代家族と社会保障 結婚・出生・育児』社会保障研究所編 第8章, pp. 151-180.
- 加藤久和（2000）「出生、結婚および労働市場の計量分析」『人口問題研究』56(1), pp. 38-60.
- 小島宏（1994）「先進諸国における出生率の変動要因と政策の影響」『現代家族と社会保障 結婚・出生・育児』社会保障研究所編 第6章, pp. 107-126.
- 滋野由紀子・大日康史（1998）「育児休業制度の女性の結婚と就業継続への影響」『日本労働研究雑誌』459, pp. 39-49.
- 滋野由紀子・大日康史（2001）「育児支援策の結婚・出産・就業に与える影響」岩本康志編『社会福祉と家族の経済学』東洋経済新報社.

- 滋野由紀子・松浦克己 (2003) 「出産・育児と就業の両立を目指して—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—」『季刊社会保障研究』39(1), pp. 43-54.
- 新谷由里子 (2005) 「親の教育費負担意識と少子化」『人口問題研究』61(3), pp. 20-38.
- 仙田幸子・樋口美雄 (2000) 「妻の職種別にみた子供を持つことの経済的コストの違い」『人口問題研究』56(4), pp. 19-37.
- 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』37(4), pp. 371-379.
- 高山憲之・小川浩・吉田浩・有田富美子・金子能宏・小島克久 (2000) 「結婚・育児の経済コストと出生力—少子化の経済学的要因に関する一考察—」『人口問題研究』56(4), pp. 1-18.
- 伊達雄高・清水谷諭 (2004) 「日本の出生率低下の要因分析: 実証研究のサーベイと政策的含意の検討」ESRI ディスカッション・ペーパー・シリーズ, No. 94.
- 塚原康博 (1995) 「育児支援政策が出生行動に与える効果について—実験的ヴィネットアプローチによる就業形態別出生確率の計量分析—」『日本経済研究』28, pp. 148-161.
- 濱本知寿香 (1999) 「子供の誕生と生活変動—子供の養育に対する生活保護の検討—」『パネルデータからみた現代女性』所収 pp. 147-169.
- 原田泰・高田聖治 (1993) 「人口の理論と将来推計」高山憲之・原田泰編著『高齢化の中の金融と貯蓄』所収, 日本評論社.
- 樋口美雄・松浦寿幸・佐藤一磨 (2007) 「地域要因が産出と妻の就業継続に及ぼす影響について—家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」による分析—」RIETI Discussion Paper Series 07-J-012.
- 松浦克己・滋野由紀子 (1996) 『女性の就業と富の分配—家計の経済学—』日本評論社.
- 森田陽子 (2004) 「子育て費用と出生行動に関する分析」『日本経済研究』48, pp. 34-57.
- 森田陽子・金子能宏 (1998) 「育児休業制度の普及と女性雇用者の勤続年数」『日本労働研究雑誌』459, pp. 50-62.
- 山本陽子 (2002) 「補助的教育費が出生行動に与える影響の分析」『オイコノミカ』39(1), pp. 19-35.
- Becker, G. (1981) *A Treatise on the Family*, Harvard University Press.
- Boyer, G. (1989) "Malthus Was Right after All: Poor Relief and Birth Rates in Southeastern England," *Journal of Political Economy*, 97(1), pp. 93-114.
- Butz, W. and M. Ward (1979) "The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility," *American Economic Review*, 69(3), pp. 318-328.
- Ermisch, J. (1988) "Econometric Analysis of Birth Rate Dynamics in Britain," *Journal of*

Human Resources, 23(4), pp. 563-576.

- Hausman, J. A. (1978) "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, 46, pp. 1251-1271.
- Hotz, V. J. , J. A. Klerman, and R. J. Willis (1997) "The Economics of Fertility in Developed Countries," in *Handbook of Population and Family Economics*, volume 1A, pp. 275-374.
- Hyatt, D. and W. Milne (1991) "Can Public Policy Affect Fertility?" *Canadian Public Policy*, 17(1), pp. 77-85.
- Obuchi, H. (1988) "The Quantity and Quality of Children, Labor Supply and Wages of Married Women in Postwar Japan," *Jinko Gaku Kenkyu*, No. 11, May.
- Solon, G. (1989) "The Value of Panel Data in Economic Research," *Panel Surveys*, eds. D. Kasprzyk, G. Duncan, G. Kalton, and M. P. Singh, John Wiley & Sons, pp. 486-496.
- Whittington, L. A., J. Alm, and H. E. Peters (1990) "Fertility and the Personal Exemption: Implicit Pronatalist Policy in the United States," *American Economic Review*, 80(3), pp. 545-556.
- Whittington, L. A. (1992) "Tax and the Family: The Impact of the Tax Exemption for Dependents on Marital Fertility," *Demography*, 29(2), pp. 215-226.
- Zhang, J., J. Quan, and P. van Meerbergen (1994) "The Effect of Tax-Transfer Policies on Fertility in Canada, 1921-88," *Journal of Human Resources*, 29(1), pp. 181-201.