

子ども数と教育費負担との関係

増田 幹人

I はじめに

現在、わが国の合計出生率は若干上昇傾向にあるものの依然として低水準にあるが、その原因の一つに教育費の負担の高さを挙げることができる¹⁾。わが国の教育に関する公的支出の水準はOECD諸国の中で低く、家計の教育支出に対する負担感は強いと考えられる。こうした状況において、家計における教育費の負担を強めている要因について分析することは、教育費負担を緩和する政策実施の観点から重要である。本研究では、総務省統計局「全国消費実態調査」(2004年分)における2人以上世帯のミクロデータ(匿名データ)を用いることにより、教育費負担を決定する要因の影響について検証を行う。なお、ここでは教育費負担の要因として子ども数を重視する。なぜなら、子どもの数を増やすことが教育費の負担を強めているのだとしたら、これは教育費の負担が子どもを持つことの制約要因になっていることを示すことにもなり、低出生と子育て負担についての分析の一助になり得ると考えられるからである。

第一に、教育費負担の決定要因について分析を行なった先行研究を挙げることにより、本研究の特色を示す。第二に、「全国消費実態調査」のミクロデータ(匿名データ)の特性を示すとともに、本研究の枠組を提示する。第三に、教育費負担を被説明変数とするモデルを教育支出の種類別、所得階級別²⁾に推定し、追加的に子どもを持つことによる負担の検証を行う。教育支出の種類別、所得階級別に推定を行うのは、これらの階級別に負

担が異なると考えられるからである。なお、教育支出の種類としては、奢侈財の性格が弱いと考えられる授業料等と、奢侈財の性格が強いと考えられる補習教育の二つを用いる。

II 先行研究の整理

ここでは、教育費負担の決定要因について分析した先行研究を整理し、本研究の位置づけを明らかにする。この研究は主に四つの種類に分けることができる。

第一は、記述統計を用いて子ども数と教育費負担との関係を明らかにするものである。例えば、都村(2006a, b)を挙げることができる。都村(2006a)では、「全国消費実態調査」(1999年分)のデータを用いて家計の教育費負担についての記述統計による分析を行なっている。この結果、①低所得層では相対的な所得レベル以上に教育費を支出しているため負担が大きい、②高所得層よりも低所得層の方が子ども数の増加に伴う教育支出の増加率が高い、③子ども数が多いほど可処分所得に占める教育支出の割合が大きい(所得階級別、子どもの年齢別に提示)こと等を明らかにしている。

また、都村(2006b)では、日本版総合的社会調査(JGSS)-2002のデータを用いた家計の教育費負担の決定要因についての分析も行っている。その結果、①子どものライフステージが進むほど教育費負担は重くなる、②高所得層ほど教育費を支出しているが低所得層ほど世帯収入に占める教育費の割合が大きい、③高校生・大学生の子どもが

いるケースでは専業主婦世帯の教育費が多い、④親が高校卒の場合は親が大学卒の場合に比べ教育費を多く支出する層とそれほど支出しない層の分化が見られる、⑤親が高校卒の場合は、高学歴志向であるほど世帯収入に占める教育費の割合が大きい、という傾向を明らかにしている。

第二は、教育支出を被説明変数とするモデルを推定し、パラメータから教育費負担の決定要因の影響を明らかにしようというものである。出島(2011)は、本研究と同様に「全国消費実態調査」(2004年分)のミクロデータ(匿名データ)を用い、回帰分析により教育費や教育関連費等³⁾(およびそれらが消費支出に占める割合)の決定要因について分析を行っている⁴⁾。その結果、①母親の就業が子どもの教育支出を高める効果は限定的であること、②家計の資産、持ち家、負債はそれぞれ正、負の影響を与えており、家計資産が教育支出に与える影響は大きいこと、③(性別・年齢階級別)子ども数はほとんどのケースで教育支出を増やすように作用しており、子どもの年齢が高年齢である場合に負担が大きいこと等を示している。

第三は、日本における教育費の支出構造をエンゲル係数の推定方法から明らかにし、そこから子どもの教育費負担を明らかにしようというものである。これは、家計支出に占める食費の割合(エンゲル係数)を家計属性に回帰する手法を、家計支出に占める教育費の割合を家計属性に回帰する手法に置き換えたものである。

永瀬・長町(2002)は、1984年と1994年における総務省統計局「全国消費実態調査」のミクロのリサンプリングデータを用いることにより、教育費負担の決定要因の分析を行なっている。ここでは、消費支出に占める教育関係費の割合を被説明変数とするモデルを推定することにより、①1984年から94年にかけて教育費負担が実質で大きく高まったこと、②教育費負担は高校生のいる世帯で最も高いこと、③地域差が拡大し地方の負担が高まったこと等を明らかにしている。

また、平尾・永井・坂本(2007)は、1989年、1994年、1999年における総務省統計局「全国消費

実態調査」のミクロのリサンプリングデータを用い、教育関連費と補習教育費が総支出に占める割合を被説明変数とするモデルを推定することにより、教育費負担の決定要因の分析を行なっている。その結果、①1989年から1999年までの間において教育関連費割合、補習教育費割合はともに増えている点、②豊かな家計ほど子どもの教育にお金をかける傾向が強化された点、③教育関連費割合は高校生のいる世帯、中学生のいる世帯の順に高い点、④補習教育費割合は中学生のいる世帯で最も高い点、⑤女子よりも男子に多く投資する傾向は特に1990年代後半において改善されている点を明らかにしている。

第四は、等価尺度の方法を用いて子どもの教育費負担を明らかにするものである。ここにおける等価尺度とは、基準世帯に子どもが加わったときに、元の厚生水準に戻るためにはどれだけ追加費用が必要かを推計したものである。例えば、駿河(1995)、Oyama(2006)の推計結果をまとめると、子育てコストにかかる家計支出は15~45%程度となっている。

第一の研究では、所得階級別、子どもの年齢別に子ども数と教育費負担との関係を明らかにしているが、教育支出の種類別に負担を明らかにしていないし、記述統計の枠を出ていない。また、第二の研究においては、子ども数を説明変数に加えているものの、教育支出の種類別、所得階級別に子どもの増加が教育費負担に及ぼす影響を明らかにしていない。また、第三の研究における方法では、モデルの構造上、年齢階級別の子ども数を説明変数に組み入れるのではなく、世帯人員に占める当該年齢階級の子ども数の割合を説明変数としているため、子どもの数そのものの効果を明らかにできていない。また、第四の等価尺度の分析も、子どもの数そのものの効果から教育費負担を捉えるものではない。

本研究の目的および特色は、追加的に子どもが増加した際に生じる教育費負担を推計することに焦点を当て、これを教育支出の種類別、所得階級別に明らかにすることである。第一の方法では他の要因の影響をコントロールできないし、第三、

第四の方法では子ども数そのものの効果を明らかにすることは難しい。この意味において、第二の方法に基づき、これらの点を明らかにすることとした。

Ⅲ データと分析枠組

1 使用データ

本研究では、総務省統計局「全国消費実態調査」のマイクロデータ（匿名データ）を利用する。本データは、総務省統計局が5年ごとに全国の家計を標本調査したものを、独立行政法人統計センターが研究用に匿名化したものである。この調査では、世帯人員の様々な世帯属性、年間所得、貯蓄・負債等のストック、調査月9月から11月における収入等のフローの月額平均値を把握することができる。この調査の利点は、サンプル数が55,000世帯程度と多く、日本における家計消費・貯蓄に関する標本調査としては最大規模である点である。

ただし、当データは匿名化処理が施された匿名データであるため、以下の点について留意が必要である。第一に、年間収入、貯蓄現在高、負債現在高などがきわめて高額な世帯については、その値から調査世帯が特定される懸念があるため、上限値を丸めこむ処理が行われている点である。具体的には、年間収入は2,500万円、貯蓄現在高は9,500万円、負債現在高は4,500万円である。第二

に、地域属性は3大都市圏（関東、中京、京阪神の特定地域）に居住しているか否かの区分しなく、これ以上の詳細な地域属性は把握することができない点である（出島2011）。第三に、世帯人員が8人以上の世帯、および同一年齢の15歳未満の世帯人員が3人以上存在する世帯については、当該世帯を削除している点である。したがって、世帯人員は7人しかカウントされないため、例えば親2人と子どもで構成される世帯の場合、子どもが6人以上いる世帯は削除されることになる。

また、「全国消費実態調査」特有の問題点として、以下の点に留意が必要である。「全国消費実態調査」では9月から11月の3ヶ月のみを調査対象としているため、支払が年度末や年度初めの1回であるような入学金・授業料は把握できないという点である。このため、月払が一般的な塾や予備校等の費用負担が、教育費支出の中で過大に評価されている懸念もある（出島2011）。

以上のように、「全国消費実態調査」の匿名データには制約があるものの、大規模データであることや、教育支出の決定要因を詳細な世帯属性別に表すことのできる利点は大きい。

2 分析枠組

本研究で使用する変数の記述統計量は表1の通りである。先に示したように、教育支出は授業料等と補習教育の二つを取り上げている。また、これらの教育支出を決定する要因としては、0~4

表1 記述統計量（2004年）

	観測値数	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値
授業料等	43,861	12,526	41,524	0	0	1,577,287
補習教育	43,861	2,581	10,120	0	0	408,717
(同居している未婚の) 子ども数_0~4歳	43,861	0.15	0.44	0	0	4
(同居している未婚の) 子ども数_5~9歳	43,861	0.19	0.49	0	0	4
(同居している未婚の) 子ども数_10~14歳	43,861	0.19	0.49	0	0	4
(同居している未婚の) 子ども数_15~19歳	43,861	0.18	0.47	0	0	3
負債現在額	43,861	487	911	0	0	4,500
3大都市圏か否か (都市圏=1, 非都市圏=0)	43,861	0.40	0.49	0	0	1
貯蓄現在高	43,861	1,389	1,709	0	800	9,500
学業の理由で別居している家族の有無 (有=1, 無=0)	43,349	0.05	0.22	0	0	1
持ち家の有無 (有=1, 無=0)	43,861	0.78	0.42	0	1	1

注：負債現在額、貯蓄現在額の単位は万円。
教育支出は月額で単位は円。

歳、5～9歳、10～14歳、15～19歳それぞれの年齢階級の（同居している未婚の）子ども数、負債現在額（負債額）、居住地が3大都市圏か否か（都市圏=1、非都市圏=0）、貯蓄現在高（貯蓄額）、学業を目的に別居している子どもの有無（有=1、無=0）、持ち家の有無（持ち家有り=1、持ち家無し=0）を用いた。ここでは、授業料等と補習教育の最大値が大きいことから、分析を行う際には平均値+（標準偏差×3）を上限とする外れ値の処理を行った。

また、授業料等とは、幼稚園から大学までの授業料のことであり、補習教育とは、幼稚園・小学校・中学校・高校の補習教育、および予備校に対する支出のことである。これらを取り上げたのは、授業料等と補習教育は教育支出項目の中にあって異なる性格を示しているため、比較する意味において有用だと考えたからである。

田中（2010）は、総務省統計局「家計調査」の集計された時系列データを用いることにより、授業料等や補習教育といった支出項目別に財としての性格を検証している。その結果、授業料等は景気動向にあまり影響を受けないのに対して、補習教育は景気動向により影響を受けるとしている。すなわち、景気が悪くなくても、授業料等の支出は変わらないが、補習教育は景気が悪くなると節約の対象となる（すなわち、この財の支出は必須でない）のである。したがって、この点から、授業料等は奢侈財の性格が弱い、補習教育は奢侈財の性格が強いと考えることができる。

ここではまた、本データを用いて所得弾力性を推計することにより、授業料等と補習教育の財としての性質を検証してみる。表2は、授業料等、補習教育の自然対数を可処分所得の自然対数に回帰した結果（OLSで推定）を示したものである（ここでも以下の分析と同様に外れ値の処理を行っている）。この結果、すべてのパラメータは1を下回っており、いずれも奢侈財ではない、すなわち義務的支出の性格が強いことが示されている。ただし、授業料等よりも補習教育の方がパラメータは大きく、相対的には補習教育の方が授業料等よりも義務的支出の性格が弱いとは言える。した

表2 教育支出の所得弾力性

	授業料等 (自然対数)	補習教育 (自然対数)
可処分所得（自然対数）	0.3923 (0.00)	0.4478 (0.00)
定数項	4.3434 (0.00)	3.0950 (0.00)
サンプル数	11,955	4,253

注：授業料等、補習教育については、上限が平均値+（標準偏差×3）に収まるように外れ値の処理を行った。括弧内はP値。

がって、本稿において奢侈財の性格（義務的支出の性格）の強弱を論じる場合、あくまで相対的な意味であることには注意を要する。

モデルにおいて貯蓄額を説明変数に組み入れたのは、世帯が豊かであるかどうか教育支出に及ぼす影響をコントロールするためである。また、子ども数については、それぞれの年齢の効果を見るため0～4歳、5～9歳、10～14歳、15～19歳の四つの年齢階級を説明変数としている。19歳までとしたのは、主に大学生頃の年齢の子どもまでを対象とするためである⁵⁾。また、学業が理由で別居している家族がいるか否かを説明変数に組み入れたのは、この家族がいるか否かが、同居している子どもの教育支出に影響が及ぶのかどうかを検証するためである。また、持ち家の有無を説明変数に組み入れたのは、負債の多くが住宅ローンであるため、負債の多い世帯ほど持ち家の資産価値が高く、その結果教育支出に対する需要を高める可能性があり、負債からこの効果を除くためである。

モデルの推定では、授業料等と補習教育それぞれの支出を被説明変数、様々な決定要因を説明変数とするモデルを、2004年について所得階級別にTOBITモデルにより推定する⁶⁾。なお、所得階級別とは、世帯の可処分所得（社会保障給付額を含む実収入額から直接税と社会保険料を差し引いたもの）を3階級別⁷⁾に見たものである。

本研究においては、留意すべき点があくつかある。第一は、授業料等を被説明変数とする方程式の誤差項と補習教育を被説明変数とする方程式の誤差項が相関している可能性があるということである。本研究で用いているような、被説明変数に

ゼロを有するデータを用いて方程式間における誤差項の相関を考慮に入れる推定方法として、Seemingly Unrelated Tobit Regression (SUR Tobit) を考えることができる。この推定方法は、近年では応用ミクロ計量経済学の分野において主に理論的に検証されており、①最大シミュレーション尤度、②ヘックマンの2段階推定、③EMアルゴリズム (The Expectation Maximization)、④ベイズの事後確率といった四つの方法が提案されている (Qian 2009)。ただし、実証分析において利用するにはまだ技術的に難しい面がある。

第二は、子ども数が教育支出を決定すると同時に、教育支出も子ども数を決定するという逆因果が存在している点である。これは、教育費の支出が高まると、子育て負担の増大を通じて出生率を低下させるというメカニズムである。したがって、この点を考えれば、内生性の問題を考慮に入れる必要がある⁸⁾。内生性に対処する一つの方法として、操作変数法を用いることが考えられるが、クロスセクションデータであるため、操作変数を特定化することは難しい⁹⁾。また、操作変数を特定化することが難いため、OLSと操作変数法を用いた場合に推定パラメータが有意に異なるかどうかを通じて、内生性をハウスマン検定により検定することも難しい。

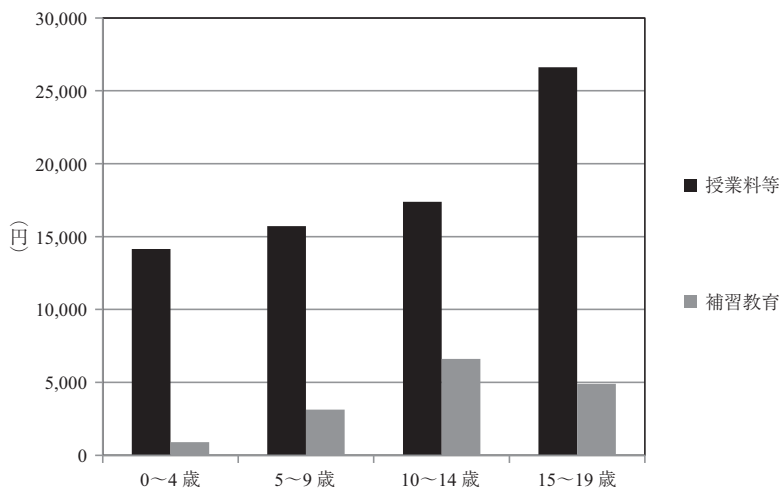
第三に、教育支出が、他の財の支出から影響を受けている点も考慮に入れる必要がある。この点に関しては、同時方程式体系においてAlmost Ideal Demand System (AIDS) を推定することが考えられる。この手法は、特定の財に対する支出のシェアを、他の各財の価格と支出の関数として特定化するものである。ただし、この手法による推定が、実証分析において利用する上で技術的に複雑であることに加えて、内生変数の可能性がある子ども数を内生性バイアスが発生しない形で同じ同時方程式体系に組み入れ、さらに誤差項間の相関を考慮に入れるためSUR Tobitモデルで推定することは、技術的に難しい面がある。

したがって、以上の内生性の問題、誤差項間の相関の問題、教育支出が他の財の支出から影響を受ける点については留意する必要がある。これらは今後の課題としたい。

Ⅳ 教育負担に及ぼす子ども数の影響

1 子どもの年齢階級別にみた教育支出

モデルの推定を行う前に、子どもの年齢階級別に教育支出の水準を確認してみる。図1は、2004年において、子どもの年齢階級別に授業料等と補習教育の教育支出 (世帯における教育支出の月



注：上限が平均値 + (標準偏差 × 3) に収まるように外れ値の処理を行ったもの。

図1 子どもの年齢階級別にみた月額教育支出 (2004年)

額)の世帯平均値(外れ値調整後)を見たものである。

まず、補習教育に比べると授業料等の支出の方が大きいことが分かる。また、授業料等では、15～19歳の子どもを持つ世帯において教育支出が相対的に大きくなっている。一方、補習教育を見ると、10～14歳、15～19歳において教育支出が大きくなっている。このように、授業料等では15～19歳、補習教育では10～14歳と15～19歳で支出額が相対的に大きいことから、これらの年齢階級において教育費負担が大きくなることが予想される。

2 授業料等についての検証

授業料等について、所得階級別に推定した2004年の結果を示す(表3)。ここでは、どの年齢階級の子ども数も正で有意となっており、子ども数の増加は教育支出の負担を強めていることが分かる。また、15～19歳のパラメータが大きく、子どもが当年齢階級である場合に負担が強いことが示唆される。この結果は、15～19歳では授業料等の教育支出が多いため(図1)、結果として子どもを追加的に持つことによる負担が有意でかつ大きくなるものと推察できる。

また、負担の大きい15～19歳について所得階級別に子ども数のパラメータを見ると、所得階級2分位、3分位世帯と比べて所得階級1分位世帯の負担が大きいことが分かる。この結果は、経済的制約の強い低所得層において教育費負担が強いことを示していると考えられる。なお、他の年齢階級の子ども数についてはおおむね同じ結果となっているが、0-4歳では所得階級3分位の値が1分位の値を若干上回る結果となっている。

他の変数を見ると、居住地が首都圏か否かについては、所得階級3分位世帯のみ有意であり、符号は正となっている。このことは、所得水準が高い世帯では、首都圏においてより多く教育支出を行おうとする傾向があることを示していると考えられる。また貯蓄額は所得1分位世帯においては符号は正であるが有意でなく、所得水準の低い世帯においては、豊かさや授業料等の支出はあまり関

係がないようである。それ以外の所得階級においてはいずれも符号は負であるが、これは、所得の多い豊かな世帯においては、貯蓄額が多いほど(豊かになるほど)授業料に対して支出をしていないという結果を示していると考えられる。このことは、豊かになるほど、他の奢侈財に対する支出が強まっていると推察することが可能かもしれない。ただし、所得3分位世帯では符号は負であるが有意でないため、この効果は十分に作用していないようである。学業が理由で別居している家族の有無は有意に正となっている。このことは、当世帯員がいる世帯ほど、多く支出する傾向があることを示していると考えられる。

負債額のパラメータは、持ち家の有無でコントロールしても有意に正となっている(持ち家の有無は有意でない)。負債額が大きいほど、当期の純資産の減少、延いては生涯の予算制約の縮小を通じて消費を抑制すると考えられるので、理論的には負債と授業料等、補習教育との関係は負であると考えられるが、推定結果では逆に正となっている。ただし、先行研究の結果を見ても、負債額と消費の関係は必ずしも安定していない。例えば、前述の出島(2011)では、被説明変数が教育費の場合は有意に負だが、教育関連費の場合は負であるが有意でない。また、小川・万(2007)は、「全国消費実態調査」の1989、94、99年のミクロのリサンプリングデータを用いることにより、総消費支出を可処分所得で除した計数を被説明変数とするモデルを推定し、負債が消費に及ぼす影響を検証している。ここでは、負債残高を総資産で除した比率と、住宅・土地購入関連負債を住宅・土地資産で除した比率の二つを負債の変数として別々に説明変数に組み入れている。また、資産変数についても、流動資産、総資産、純資産の三つの変数を別々に説明変数に組み入れている。その結果、持ち家の有無でコントロールしても、資産変数や負債比率の種類、対象年によっては、負債比率のパラメータは有意もしくは有意でない状態で正であるか、負であるが有意でないという結果となっていた。また、住宅・土地購入関連負債を住宅・土地資産で除した比率のケースでは、消費

表3 授業料等の決定要因についての検証

2004年、被説明変数：授業料等

	可処分所得 階級1分位	可処分所得 階級2分位	可処分所得 階級3分位
(同居している未婚の) 子ども数0~4歳	21,431 (0.00)	17,970 (0.00)	21,780 (0.00)
(同居している未婚の) 子ども数5~9歳	24,095 (0.00)	21,248 (0.00)	19,961 (0.00)
(同居している未婚の) 子ども数10~14歳	21,185 (0.00)	17,329 (0.00)	16,730 (0.00)
(同居している未婚の) 子ども数15~19歳	37,234 (0.00)	31,348 (0.00)	34,168 (0.00)
負債現在額 (負債額)	3.37 (0.00)	2.12 (0.00)	1.69 (0.00)
居住地が3大都市圏か否か (都市圏=1, 非都市圏=0)	-1,443 (0.10)	433 (0.43)	1,909 (0.00)
貯蓄現在高 (貯蓄額)	0.18 (0.46)	-1.37 (0.00)	-0.28 (0.17)
学業の理由で別居している家族の有無 (有=1, 無=0)	15,317 (0.00)	16,308 (0.00)	7,339 (0.00)
持ち家の有無 (有=1, 無=0)	-1,430 (0.18)	-994 (0.13)	-491 (0.54)
定数項	-45,493 (0.00)	-32,135 (0.00)	-30,942 (0.00)
サンプル数	14,220	14,363	13,736

注：TOBITモデルで推定。

上限が平均値 + (標準偏差×3) に収まるように外れ値の処理を行ったもの。

括弧内はp値。

支出を形態別 (耐久財, 半耐久財, 非耐久財, サービス), 目的別 (10大費目別) (このケースでは資産変数は総資産のみ) に推定した結果も示されているが, 資産変数, 対象年によっては, 有意もしくは有意でない状態かで正であるか, 負であるが有意でないという結果となっていた。また, 10大費目のうちの教育について見てみると, 対象年によっては, 負であるが有意でないか, 有意ではないが正であるという結果となっていた。

このように, 資産変数, 負債比率, 消費の種類, 対象年如何によって, 負債が消費に及ぼす影響は異なるようである。このことを踏まえた上で, 負債と授業料等, 補習教育の支出との関係については更なる検証が必要だと考えられる。この点は今後の課題としたい。

3 補習教育についての検証

次に, 補習教育について, 所得階級別に推定した2004年の結果を示す (表4)。ここでも, どの年齢階級の子ども数も正で有意となっており, 子

も数の増加は教育支出の負担を強めていることが分かる。ただし, 授業料等のパラメータと比較すると値は小さく, この理由は補習教育が奢侈財の性格が強いためと考えられる。すなわち, 補習教育はその性質上必要以上に支出する性格が強いため, 子どもを追加的に持つことによる負担は小さいと考えられるのである。

また, 10~14歳と15~19歳のパラメータが大きく, 子どもが当年齢階級である場合に負担が強いことが示唆される。この結果は, これらの年齢階級において補習教育の教育支出が多いため (図1), 結果として子どもを追加的に持つことによる負担が有意でかつ大きくなるものと推察できる。

また, 負担の大きい10~14歳と15~19歳について所得階級別に子ども数のパラメータを見ると, 授業料等と同じく所得階級2分位, 3分位世帯と比べて所得階級1分位世帯の負担が大きいことが分かる。他の年齢階級についても結果は同じとなっている。この結果も, 経済的制約の強い低所得層において教育費負担が強いことを示していると考え

表4 補習教育の決定要因についての検証

2004年、被説明変数：補習教育

	可処分所得 階級1分位	可処分所得 階級2分位	可処分所得 階級3分位
(同居している未婚の) 子ども数0~4歳	6,406 (0.00)	4,105 (0.00)	2,937 (0.00)
(同居している未婚の) 子ども数5~9歳	11,005 (0.00)	9,109 (0.00)	8,458 (0.00)
(同居している未婚の) 子ども数10~14歳	16,761 (0.00)	14,695 (0.00)	15,471 (0.00)
(同居している未婚の) 子ども数15~19歳	15,280 (0.00)	11,546 (0.00)	12,544 (0.00)
負債現在額 (負債額)	1.82 (0.00)	1.05 (0.00)	0.80 (0.00)
居住地が3大都市圏か否か (都市圏=1, 非都市圏=0)	2,466 (0.00)	1,368 (0.01)	1,686 (0.00)
貯蓄現在高 (貯蓄額)	0.41 (0.08)	0.11 (0.60)	0.05 (0.76)
学業の理由で別居している家族の有無 (有=1, 無=0)	9,161 (0.00)	6,545 (0.00)	5,233 (0.00)
持ち家の有無 (有=1, 無=0)	1,071 (0.31)	184 (0.77)	148 (0.81)
定数項	-45,890 (0.00)	-32,604 (0.00)	-30,335 (0.00)
サンプル数	14,263	14,359	13,725

注：TOBITモデルで推定。

上限が平均値+ (標準偏差×3) に収まるように外れ値の処理を行ったもの。

括弧内はp値。

えられる。ただし、先に示したように奢侈財の性格が強いと考えられるため、授業料等と比較するといずれの所得階級についてもパラメータは小さい。

他の変数を見ると、負債額のパラメータは授業料等と同様に有意に正となっている（持ち家の有無も同様に有意でない）。居住地が首都圏か否かについては、補習教育ではすべての所得階級で有意に正となっている。また、貯蓄額については、所得階級1分位世帯においてのみ有意に正となっている。低所得層では、豊かでなければ補習教育の支出を増やすことが難しい一方、高所得層では、豊かさと補習教育支出の間にあまり関係はなさそうだと解釈できる。学業が理由で別居している家族がいるかどうかについては、授業料等と同様に有意に正となっている。

V おわりに

本研究は、教育費負担に影響を及ぼす要因のう

ち子ども数に焦点を当て、そのパラメータを所得階級別、教育支出の種類別に示した。この結果、以下の点が明らかになった。

第一に、子どもを追加的に持つことによる負担は、授業料等の方が補習教育よりも大きく、このことから授業料等は奢侈財の性格が弱い一方、補習教育は奢侈財の性格が強い可能性が示唆された。第二に、子どもの年齢階級別に、子どもを追加的に持つことによる負担を見ると、授業料等については子どもが15~19歳の場合に、補習教育については子どもが10~14歳、15~19歳の場合に強く現れていた。第三に、子どもを追加的に持つことによる負担が強く現れた子どもの年齢階級について、所得階級別に負担を比較してみると、授業料等、補習教育いずれについても、所得階級1分位世帯で負担が強く表れていた。

また以上の点から、以下の点が示唆される。第一に、補習教育よりも授業料等の負担の方が強いことから、義務的支出の性格の強い教育支出に対しては教育支援策を拡充していく必要がある。第

二に、所得階級の低い世帯において負担が強かったことから、所得再分配の観点も含め、低所得世帯に対する教育支援策を拡充していく必要がある。第三に、負担が強く表れた10～14歳には小学校高学年と中学生の子どもが含まれ、15～19歳には高校生と大学生の前半の子どもが含まれていることから、授業料等の負担は義務教育より上の段階において強く、補習教育の負担は義務教育より上の段階に加えて、義務教育のうち子どもが高年齢の場合にも強く表れると考えることができる。したがって、教育支出の種類に応じて、重点的に行う教育支援の対象を変える必要がある。

冒頭で示したように、わが国の出生率が低水準である原因の一つには教育費負担の高さを挙げることができる。教育費負担に直面している世帯に対する政策支援を拡充することにより、もしも出産に対する制約を除去することができるのであれば、結果としてミクロ、マクロの両方の視点から望ましい結果となるであろう。

(平成26年1月投稿受理)

(平成27年3月採用決定)

注

- 1) 国立社会保障・人口問題研究所(2010)によると、理想子ども数に比べて予定子ども数が少ない理由として最も多いのは、「子育てや教育にお金がかかりすぎるから」となっている。
- 2) 本研究において階級別といった場合、最も値の小さなサンプルから最も値の大きなサンプルまでの間を、階級数で区切った階級のことである。
- 3) 教育関連費とは、教育費(入学金、授業料、学校寄付金、教科書・学習参考教材、補習教育)のほか、学校給食、男子学生服、女子学生服、通学電車・汽車定期代、事務学習用机・いす、耐久性文房具、消耗性文房具、遊学仕送り金など、教育に直接的・間接的に必要な経費を再集計したものである。後述の永瀬・長町(2002)における教育関係費、平尾・永井・坂本(2007)における教育関連費と同じである。
- 4) ここにおける支出に占める割合を被説明変数とする分析については、後述の第三の分析と同様である。
- 5) 「全国消費実態調査」の匿名データでは、15歳以上については5歳階級別でしかデータを得ることができないため、本研究では15歳以上と同じ次元

で比較するため、すべての年齢について5歳階級別で子どもの年齢を捉えることとした。また、20～24歳の年齢階級の子どもには大学生も含まれているが、他方、大学を卒業した子どもも含まれているため、当年齢階級の子どもは対象としなかった。なお、ここでは、対象外の年齢階級の子どもがいても子ども数はゼロとカウントされる。そのため、20～24歳の子どもがいても子ども数はゼロとカウントされ、他の年齢階級の子ども数のパラメータを歪ませる可能性もあったが、試験的に20～24歳の子ども数を説明変数に加えても、加えない当ケースと比べて他の年齢階級の子ども数のパラメータに大きな変化はなかった。

- 6) 被説明変数にゼロを含むケースもあるので、TOBITモデルで推定を行った。
- 7) ここにおける所得階級は、階級が上になるほど所得額が大きい。
- 8) 教育支出が多いほど子ども数が少なくなるという逆因果は、子ども数が教育支出を増やす効果を弱める可能性もある。例えば、観測されない誤差項は子ども数と教育支出に影響を及ぼしている可能性があるが、この影響の方向が正であった場合、上述の教育支出の増加が子ども数を減らす効果を通じて、子ども数が教育支出を増やす効果を過小評価する可能性がある。
- 9) 他にも、傾向スコア(Propensity Score)を用いた方法も考えられる。この方法は、共変量の情報を用いた処理変数の調整を通じて内生性の問題に対処することのできる有用な方法である。ただし、共変量の選択が難しく、また傾向スコアを用いた分析自体一つの研究になり得るため、傾向スコアを用いた分析は本研究の範囲を超えると考えられる。この点については今後の課題としたい。

参考文献

- Oyama, Masako, 2006, "Measuring cost of children using equivalence scale on Japanese panel data," *Applied Economic Letters*, 13(7): pp.409-415.
- Qian, Hang, 2009, "Estimating SUR Tobit Model while errors are gaussian scale mixtures: with an application to high frequency financial data," *MPRA Paper*, No.31509.
- 小川一夫・万軍民, 2007, 「過剰債務と消費行動: ミクロデータに基づく実証分析」林文夫編『金融の機能不全』(経済制度の実証分析と設計 第2巻)勁草書房, pp.151-186.
- 国立社会保障・人口問題研究所(2010)『第14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—』。
- 駿河輝和, 1995, 「Equivalence Scaleによる子供の費用の計測」『日本統計学会誌』Vol.25(3): pp.223-

- 231。
- 田中敬文, 2010, 「家計教育費負担の動向と負担軽減の公共政策」『日本教育行政学会年報』36: 60-71。
- 都村聞人, 2006a, 「子育て世帯の教育費負担: 子ども数・子どもの教育段階・家計所得別の分析」『京都大学大学院教育学研究科紀要』52: 65-78。
- , 2006b, 「教育費負担に影響を及ぼす諸要因—JGSS-2002データによる分析」『JGSSで見た日本人の意識と行動: 日本版General Social Surveys 研究論文集5 (JGSS Research Series No.2)』135-148。
- 出島敬久, 2011, 「教育費・保育支出と家計の経済状況, 母親の就業の関係」『上智経済論集』56(1・2): 65-80。
- 永瀬伸子・長町理恵子, 2002, 「教育コストの変化と家計構造」『社会科学研究』53(5): 179-193。
- 平尾桂子・永井暁子・坂本和靖, 2006, 「家計における教育関連費支出に関する分析」『家計研究へのアプローチ: 家計調査の理論と方法』ミネルヴァ書房, pp.231-245。
- (ますだ・みきと 駒沢大学講師)