



21COE-GLOPE

## 21COE-GLOPE Working Paper Series

家計における教育支出の決定要因分析  
— 「消費生活に関するパネル調査」 個票データを用いて —

出島敬久(上智大学経済学部)

竹田陽介(上智大学経済学部)

上田貴子(早稲田大学政治経済学術院)

Working Paper No. 26

---

If you have any comment or question on the working paper series, please contact each author.

When making a copy or reproduction of the content, please contact us in advance to request permission. The source should explicitly be credited.

GLOPE Web Site: <http://www.waseda.jp/prj-GLOPE/en/index.html>

# 家計における教育支出の決定要因分析 — 「消費生活に関するパネル調査」 個票データを用いて —<sup>1</sup>

出島敬久(上智大学経済学部)

竹田陽介(上智大学経済学部)

上田貴子(早稲田大学政治経済学術院)

2007年6月

## 要旨

本論文は、日本の家計における子供への教育支出に対して、親の教育、所得や資産が影響しているかどうかについて、「消費生活に関するパネル調査」の個票データを用いて分析することを目的とする。推定からは次のような結果が示された。第一に、両親の教育水準から子供の教育費への影響は有意ではないが、借り入れ制約に直面していないと考えられる世帯については有意に正と推定される。第二に、所得の影響は有意に正と推定されるが、借り入れ制約に直面していない世帯では所得の影響が小さくなる。以上の結果は、借り入れ制約のない人的資本モデルとは整合的であるとは言えないが、借り入れ制約のある人的資本モデルや消費としての教育モデルとは矛盾しない。母親の就業選択の内生性を考慮しても、以上の結果は支持される他、母親のパート勤務は子供の教育費を増加させることが示された。

---

<sup>1</sup> 本研究は、文科省科学研究費補助金(課題番号 15330044)を受けている。また、(財)家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」各年の個票データを利用することができた。ともに、ここに記して御礼申し上げたい。

## 1. はじめに

近年の日本社会においては所得格差の拡大への関心が高まり、経済学においても所得格差拡大の要因について広範な議論や分析が行われている（サーベイとして大竹（2003））。所得格差については、格差の要因やその推移とともに、世代（親子）間での格差の継承による格差の固定化についても分析が行われている（例えば、Corak（2004））。このような格差の継承の経路については、樋口（1994）が指摘するように、親から子への所得や資産の継承とともに、学校教育への支出を通じて子供の人的資本を蓄積することにより子供の職業能力を高める経路が考えられる。寿命の伸長とともに遺産相続の時期が遅くなっているとすれば、現役世代における格差の要因として、後者の重要性が増していると考えられる。

教育の経済学の実証分析に関しては、特に米国の動向については山内（2000）、日本に関しては小塩・妹尾（2003）が包括的なサーベイを行っている。日本での教育需要の実証分析には集計データによる分析が多く含まれるが、個票データによる分析としては、中村（1993）による大学進学選択や、松浦・滋野（1996）による私立小中学校や塾に通うかどうかの選択に関する実証分析が挙げられる。小塩・妹尾（2003）は、これら一連の教育需要の分析結果から、人的資本論の説明力は限定的である一方で世帯所得や親の属性の影響が大きいことを指摘し、「消費」としての教育需要の可能性に言及している。

確かに、教育を受ける本人が市場を通じて教育費用を調達するような経済においては、人的資本投資を通じた格差継承の経路は成立しない。しかしながら、人的資本投資の成果が体化する人身には抵当権が設定できないという問題があり、家計の教育支出に対して借り入れ制約の影響が想定される。Heckman and Krueger（2003）が指摘するように、家計が借り入れ制約に直面している場合、人的資本投資は世帯所得に影響される可能性が考えられる。その場合には、人的資本投資を通じた格差継承が生じ得る。

本論文は、日本の家計における子供への教育支出に、親の教育、所得や資産が影響しているかどうかに関して、家計の個票データを用いて教育支出の決定要因を分析することを目的とする。実証分析に先立ち、簡単な家計の2期間モデルを導入し、教育費が人的資本投資である場合と消費である場合それぞれについて、借り入れ制約が適用される場合とされない場合を考え、両親の教育レベルにより代理される子供の生来の職業能力、および親の所得・所有資産が教育支出に及ぼす影響について確認する。その上で教育支出の決定要因の推定を行い、推定結果がこれらのモデルと整合的であるかどうか検証す

る。

日本における教育需要の推定では、たとえば「家計調査」と「貯蓄動向調査」の個票データを使用した松浦・滋野 (1996)では、データの制約から、子供の両親の教育水準はコントロールされていない。また、中村 (1993)は「就業構造基本調査」を使用しており、親の教育水準と子供の教育状況は把握されているが、同データには教育支出額や私立・公立の学校の種別は含まれていない。本論文では、「消費生活に関するパネル調査」を使用し、パネルデータの特性を考慮しつつ、両親の所得や資産、及び教育水準から子供への教育費支出への影響を分析する。

推定からは、次のような結果が示される。第一に、所得をコントロールした上では、両親の教育水準から子供の教育費への影響は小さく統計的に有意ではない。ただし、借り入れ制約に直面していないと考えられる世帯については、両親の教育水準の影響は有意に正と推定されている。第二に、教育支出への所得の影響は有意に正と推定されたが、借り入れ制約に直面していない世帯では所得の影響がと小さくなる。以上の結果は、借り入れ制約のない人的資本モデルとは整合的であるとは言えないが、借り入れ制約のある人的資本モデルや消費としての教育モデルとは矛盾しない。母親の就業選択の内生性を考慮しても、以上の結果は支持される他、母親のパート勤務は専業主婦の場合に比べて子供の教育費を増加させることが示唆される。

以下、本論文は次のように構成されている。まず第2節では、家計の2期間モデルを導入し、親の教育水準、および所得・所有資産が教育支出に及ぼす影響について確認し、教育支出関数を導出する。第3節では、分析に用いるデータと使用する変数について説明する。第4節では推定結果を示し、理論モデルとの整合性について議論する。第5節は結びである。

## 2. 教育需要と借り入れ制約

### 2. 1 教育需要の2期間モデル

教育需要に関する主な経済学理論には、人的資本論(Becker (1962))、シグナリング理論(Spence (1973))、消費としての教育需要(Lazear (1977))の三つを挙げることができる(例えば、小塩 (2002))。人的資本論では教育は労働生産性を高めるための投資としてとらえられるが、シグナリング理論では労働者の能力に関する非対称情報の下で、

高い能力をもつ労働者がその能力を企業に顕示する手段として教育を需要する。以上の2つの理論では教育は労働者の能力を高める、あるいは高いことを企業に知らせるための投資として需要される。一方、消費としての教育需要論では、労働者の生産性とは関係なく、購入者の効用を直接高める目的で教育が需要されると考える。

ここでは、小塩(2002, 第3章)に子の生来の職業能力を組み込んだ簡単な2期間モデルを導入する。このモデルにより、投資としての教育需要の場合と消費としての教育需要<sup>2</sup>の場合について、それぞれ借り入れ制約の有無により、親の所得や保有資産、子の能力が教育需要にどのような影響を与えるか、確認する。

まず、投資としての教育需要と消費としての教育需要を含む一般的なモデルを考える。親と子からなる家計が、1期目と2期目のそれぞれの消費 $C_1, C_2$ 、及び1期目の教育支出 $X$ に対し、効用関数 $U(C_1, C_2, X)$ をもつ。ただし、 $U_1 > 0, U_2 > 0, U_x > 0, U_{11} < 0, U_{22} < 0, U_{xx} < 0, U_{12} \geq 0$ と仮定する。1期目には、親の所得 $Y$ と純資産 $A$ が外生的に与えられる。2期目の所得は子の就業により生産関数 $f(X, I)$ で与えられ、教育投資によって左右されない生来の子の職業能力 $I$ と1期目の教育投資 $X$ に依存すると仮定する。ただし、 $f_x > 0, f_I > 0, f_{xx} < 0, f_{II} < 0, f_{XI} > 0$ である。この家計の効用最大化問題は、以下のようなになる。

$$\max_{\{C_1, C_2, X\}} U(C_1, C_2, X) \quad \dots (1)$$

$$\text{s.t. } C_1 + X + \frac{C_2}{1+r} = Y + A + \frac{f(X, I)}{1+r} \quad \dots (2)$$

$r$ は利子率である。ここでは、生産関数 $f(X, I)$ を通じて、親から子への生来の職業能力 $I$ の伝達と教育投資 $X$ が、所得格差の継承の経路となり得ると想定する。さらに、第1期に借り入れ制約が適用される場合、すなわち第2期の子の所得をあてにして第1期に借り入れを行うことはできないならば、以下の制約が追加される。

$$C_1 + X \leq Y + A \quad \dots (3)$$

すなわち、このモデルにおける借り入れ制約とは、将来の子の所得からの返済をあてにして、親の消費や子の教育費にあてることができないことを意味している。この制約に直面していない場合には $C_1 + X < Y + A$ となり、親の所得 $Y$ や資産 $A$ の一部を第2期に残すことが可能である。そこで、

<sup>2</sup> 本研究の目的に人的資本論とシグナリング理論の識別は含まれない。シグナリングを考慮した実証分析には、たとえば、Arai(1989)やAbe(2002)が挙げられる。

$$L \equiv u(C_1, C_2, X) + \lambda \left\{ Y + A + \frac{f(X, I)}{1+r} - C_1 - X - \frac{C_2}{1+r} \right\} + \delta \{ Y + A - C_1 - X \}$$

とおくと、1階の条件は、以下のとおりとなる。

$$\frac{\partial L}{\partial C_1} \equiv u_1 - \lambda - \delta = 0 \quad \dots (4)$$

$$\frac{\partial L}{\partial C_2} \equiv u_2 - \frac{\lambda}{1+r} = 0 \quad \dots (5)$$

$$\frac{\partial L}{\partial X} \equiv u_x + \lambda \left\{ \frac{f_x}{1+r} - 1 \right\} - \delta = 0 \quad \dots (6)$$

家計の教育需要は以下のような関数形として考えられる。

$$X = g(Y, A, I, r)$$

$g(\ )$ は関数を示す。

## 2. 2 投資としての教育需要

以上のモデルから、まず、教育需要が投資目的のみである特殊なケースについて考える。この場合、(1)は以下におきかえられる。

$$\max_{\{C_1, C_2, X\}} U(C_1, C_2) \quad \dots (1)'$$

この時、(6)式については $U_x = 0$ となる。この家計が借入れ制約に直面していない場合には $\delta = 0$ となり、(6)式より $f_x = 1+r$ から最適な教育投資 $X^*$ は利子率と子の職業能力によって決定する。つまり、 $dX^*/dY = 0$ 、 $dX^*/dA = 0$ であり、教育需要は親の所得や資産によらないと予測される。また、 $dX^*/dI = -f_{XI}/f_{XX}$ であるから、生産関数の仮定 $f_{XX} < 0, f_{XI} > 0$ より、 $dX^*/dI > 0$ が導かれる、つまり、子の生来の能力が高いと教育需要は高くなると予測される。

一方、家計が借入れ制約に直面している場合には、条件式(4)(5)(6)より、 $u_1 = f_x \cdot u_2$ が求められる。第1期の予算制約式： $C_1 + X = Y + A$ 、第2期の予算制約： $C_2 = f(X, I)$ を用いて、

$$dX^*/dY = \{u_{21}f_x - u_{11}\} / \{-u_{11} + u_{12}f_x - u_{22}f_{XX} + u_{21}f_x - u_{22}f_x^2\}$$

より、 $dX^*/dY > 0$ 、同様に $dX^*/dA > 0$ と予測される。しかしながら、子の能力については、

$$dX^*/dI = \{u_{12}f_I - u_2f_{XI} - u_{22}f_Xf_{XI}\} / \{-u_{11} + u_{12}f_X - u_2f_{XX} + u_{21}f_X - u_{22}f_X^2\}$$

となり、 $dX^*/dI$ の符号は一意的に決まらない<sup>3</sup>。

## 2. 3 消費としての教育需要

次の特殊なケースとして、教育に投資としての側面のない、純粋な消費としての教育需要の場合を考える。この場合、第2期の所得は $f(X, I) = f(I)$ として外生的に与えられると仮定される。つまり、 $f_X = 0$ であるから、条件(4)(6)式より、 $u_1 = u_X$ である。

家計が借入れ制約に直面していない場合には $\delta = 0$ であり、予算制約式(2)と、1階の条件より、 $u_1 = (1+r)u_2 = u_X$ が成立するように、最適な消費と教育需要 $\{C_1^*, C_2^*, X^*\}$ が決定される。3財が全て正常財であれば、 $Y, A, I$ のいずれの増加も予算制約を緩和させ、 $dX^*/dY > 0, dX^*/dA > 0, dX^*/dI > 0$ と予測される。

一方、家計が借入れ制約に直面している場合には、第1期の予算制約が $C_1 + X = Y + A$ 、第2期の予算制約が $C_2 = f(I)$ となり、 $\{C_1^*, X^*\}$ は第1期の予算制約によって、 $C_2^*$ は第2期の予算制約によって独立に決定される。借入れ制約に直面していない場合と同様、 $dX^*/dY > 0, dX^*/dA > 0$ と予測されるが、第1期の教育需要は第2期とは独立であるため、 $dX^*/dI = 0$ と予測される。

以上の議論から、表1に、利子率以外の、子の生来の職業能力や両親の所得・資産の効果についてまとめた。このモデルからの予想では、借入れ制約のある投資モデルは、消費モデル、あるいは借入れ制約のある消費モデルと判別されない可能性が残されている。

表1：子の能力や両親の所得・資産の影響

モデル	子の能力の影響	親の所得・資産の影響
投資モデル	正	無し
投資モデル+借入れ制約	正/負	正
消費モデル	正	正
消費モデル+借入れ制約	無し	正

<sup>3</sup> 直感的解釈としては、 $I$ の上昇により教育の成果も上昇するため、教育投資を増額するような行動の変化と、逆に教育費の支出を抑えつつも第2期の消費を減少させることなく第1期の消費を増加させるような行動の変化の両方が考えられる。 $dX^*/dI$ の符号はそれらの相対的な大きさに依存する。

---

### 3. データ

#### 3. 1 「消費生活に関するパネル調査」

本論文では、(財)家計経済研究所が1993年度から継続して調査している「消費生活に関するパネル調査」の個票データを用いる。この調査は、1993年に24歳から34歳であった女性1500人を全国から層化2段無作為抽出法で抽出し、以後毎年継続して当該女性が属する家計の就業・消費・貯蓄状況等を調査しているものである。また、第5年度(1997年)に24~27歳の500人、第11年度(2003年)に24~29歳の836人を加えている。この調査は、教育費を含む消費項目の詳細に加えて、家計の所得・資産・負債など、世帯・世帯員の詳細な属性を含んでいる。

分析には第9年度(2001年)までの個票データを用いているが、教育費支出を実額で調査しているのは、第6年度(1998年度)以降に限られている。そこで推定には、この4ヶ年分のデータを用いる。また、子に対する教育を考えるため、子のいる夫婦世帯にサンプルを限定している。サンプル数は4年間の合計で3418である。

なお、本論文では、教育サービスの価格もしくは数量に関する情報を扱えないため、教育の需要関数ではなく、教育費支出関数として上記モデルの推定を行う。同様に、個々の家計が直面する利子率は観察できないため、関数には利子率を含まない。

#### 3. 2 変数

教育支出については、「調査月(9月)1ヶ月間の支出額」の中の「教育(授業料・受験や補習用の塾・教科書・参考書など)」という回答欄に、回答者が記入した金額を用いた。受験や補習塾以外の習い事は他の支出項目として扱われている。この支出は、9月1ヶ月に限定されているため、私立学校や塾の授業料などが調査月の9月以外の月にまとめて納付されている場合、教育費に計上されないという問題がある。逆に9月に半年分などをまとめて納めている場合も考えられる。前者のケースでは教育費の少ない家計と判別できないため、回帰係数にバイアスが生じる可能性がある。ただし、本調査では子供の年齢が低く私立学校への通学率が2%程度に限られるため、塾等への支払いが月



単位であれば影響は大きくはないと考えられる。後者の場合については、調査月に 10 万円を超える教育費を支払っている世帯が 1%弱存在するが、これら世帯を除外した推定でも係数の推定値や有意性については同様の結果が得られることを確認している。また、世帯全体の教育支出であるため、子供以外の世帯員への教育費も含まれるが、子のいない有配偶世帯の約 95%は教育費支出がゼロとなっており、多くは子供の教育費であると考えられる。

次に、「子の生来の職業能力」についてであるが、子の能力を直接的に測定した IQ などの変数は調査に含まれていない。そこで、子供の能力について利用できる代理指標として、夫と妻それぞれの教育水準を用いることにする。両親の教育水準については、両親から子へ継承される先天的能力とともに、家庭の生育環境も含まれるが、いずれにしても、家庭外での教育投資に依拠しないところでの子の職業能力に影響すると考える。両親の教育水準としては教育年数を用いるが、中学、高校、専門学校、高専・短大、大学以上の最終学歴から教育年数を換算する。ただし、専門学校卒は、修学年限に関する情報がないために、一律に 13 年としている。

親の所得については母親と父親それぞれの昨年 1 年間の所得を用いている。家計所得が消費需要に与える影響については、家計単位で所得をプールしてから需要が決められるという仮説 (income pooling) が成立しているかどうかをめぐって論争がある (例えば、Browning, Bourguignon, Chiappori, and Lechène (1994))。そこで、夫婦合計の所得を使用した推定と、別々に用いた場合の推定を行った。

世帯の純資産については、資産の形態によって流動性や安全性が異なるため、種類別そのまま使用している。金融資産・負債については、預貯金、有価証券類保有額、住宅ローン、住宅ローン以外の借入額を導入する。不動産については、保有額が必ずしも明らかでないため、家屋・敷地とも保有の場合を 1 とする持ち家ダミーを導入する。持ち家には夫婦の両親等の持ち家も含まれる。

以上の他に、教育支出をシフトさせる要因として、子供の構成や特性が考えられる。ここでは、子の人数と年齢、未就学児かどうか、(公立学校を基準に) 私立学校や国立学校への通学を考慮している。また、子の祖父母からの教育費支出の援助を想定して、祖父母との同居ダミーも用いる。子の祖父母を含む夫婦以外の世帯員の所得については考慮していない<sup>4</sup>。

---

<sup>4</sup> ほぼ 3 分の 2 の世帯でその他の世帯員の所得がゼロであり、また 1 割近い世帯で所得額の回答がなく、仮にこれらの世帯員所得が不明な世帯の所得をゼロとして説明変数に試験的に採用してみても教育費支出に与える効果は統計的に有意ではなかった。

最後に、教育サービスの供給側の要因によって、教育需要を満たす教育サービスが提供されず、結果として教育支出が低くなる事態が想定される。例えば、塾・予備校などが都市部に集中し、地方では十分に供給されていないかもしれない。こうした供給側の要因での教育支出額の変動を考慮するために、地域ダミーを用いて教育の供給制約要因を取り込むこととする。

### 3. 3 教育支出と家計の特性

表2は、これら変数の基本統計量である。収入や資産についてはゼロ回答の世帯が相当数にのぼる変数があるため、その割合とともに、ゼロである標本を除いた場合の統計量も付記した。なお、推定では収入や資産に1を加えた対数値を用いている。

サンプル世帯では平均ふたりの子供がいるが、妻が20代から30代と若い夫婦であるため、低年齢の子供が中心であり、長子の平均年齢は8歳、長子の3分の1が未就学である。このように低年齢の子供が多いサンプルであるにも関わらず、8割近い家計がなんらかの（おけいこ事などを含まない）教育費を支出している。

家計の状況については、夫の平均年収が約550万円、妻のほぼ半数は専業主婦であり、残り半数の有業主婦の所得は夫の所得の3分の1程度である。貯蓄は約370万円、有価証券は約1割の家計のみが保有しており、保有世帯の平均で265万円、中央値では110万円程度である。さらに、約6割の家計が持ち家に居住しており、約4割の家計は住宅ローンを、約3割の家計は住宅ローン以外のローンを抱えている。また、3組に1組強の夫婦が親と同居している。居住地域については、地方市部を基準として、13大都市、町村部がそれぞれ約2割となっている。

## 4. 推定結果

### 4. 1 教育支出の決定要因

表3は教育支出関数の推定結果である。4年間のサンプルをすべてプールした場合の最小2乗法推定、変量効果モデル(random effects model)<sup>5</sup>を使用したパネル推定、変

---

<sup>5</sup> 説明変数である父親と母親の教育年数がほとんどすべての標本で変動しないため、家計間の教育の影響を示すため、パネル推定に当たっては変量効果モデルで推定している。

量効果モデルによる Tobit 推定の結果を示している。被説明変数である教育費がゼロの標本が全体の 22.3%を占めることから、Tobit 推定も試みた。しかしながら、Tobit 推定において各係数の推定値が大きくなる傾向があるものの、いずれの手法を用いても推定結果が示すところに大差がないように見受けられる。このため、夫婦の所得を別々に説明変数に用いたケースについては、変量効果モデルによる Tobit 推定の結果のみを示した。決定係数は 0.3 前後であり、世帯個票データによる推定としてはある程度の決定係数が示されている。

推定結果から示唆されている教育支出の要因は以下のとおりである。

第一に、夫婦の教育年数の影響は正と推定されているものの統計的に有意ではない。教育年数ではなく教育レベルのダミー変数（大卒ダミーなど）を用いても同様に有意ではない。

第二に、予算制約にかかわる変数である夫婦の所得は、教育費支出に有意に正の影響が見られる。教育費の所得弾力性は 0.25 から 0.3 程度と推定されている。

この推定結果は、家計の教育支出は、親の教育水準そのものではなく、親の所得に左右されることを示唆している。もちろん、一般的には教育水準が所得に影響するが、親の教育水準の子の教育投資への影響は、所得という経路を通じたものと解釈できる。また、親の教育水準が子の教育に依らないところの将来の職業能力の適切な代理変数であるという仮定のもとでは、表 1 に照らして、借り入れ制約のあるモデルから予想される結果と整合的である。ただし、投資モデルと消費モデルのどちらとより整合的であるかは判別されない。

夫婦の所得を別々に用いた場合、夫の所得の弾性値は妻の所得の弾性値の 2 倍以上と推定されている。子の教育の意思決定に関して、夫の所得が妻の所得より大きな効果をもつことを示唆しており、中村(1993)が進学先の選択で得た分析結果と同様である。しかしながら、夫と妻の所得に関しては以下のような差異がある。まず、夫が非就業である確率は 0.4%とたいへん小さいが、妻の半数近くは専業主婦である。子の教育費のために妻が就業するような意思決定の同時性が疑われるため、母親の就業選択による所得の内生性についてのちほど検証を行う。次に、妻が就業している場合でも妻の平均所得は夫の 3 分の 1 程度であり、このような所得格差が推定値の差に反映されている可能性が考えられる。あるいは、夫の所得は家計にとって恒常的な所得として考えられるのに対し、妻の所得についてはパート・アルバイトなど将来も継続的に所得があるかどうか

わからないために、効果が小さく推定されているという解釈も可能であろう。

第三に、資産（負債）は総じて正（負）の効果を与えているが、統計的に有意とは言えない場合が多く、所得ほど影響が明確ではない。金融資産・負債の中では、流動性の高い預貯金の影響が有意でない。この理由として、預貯金は理論モデルで仮定したような期初に与えられた資産ではなく、持ち家の取得や子の進学費用に向けての準備資金が相当数混在していることが疑われる。一方、有価証券保有額の影響は有意に正であり、他の金融資産の係数が0.02前後（負債は-0.02）と推定されているのに比べ、有価証券保有額の係数のみ0.08と高く推定されている。表2のとおり9割近い世帯は有価証券を保有しておらず、有価証券保有世帯の異質性が要因となっている可能性が考えられる。不動産については、持ち家ダミーの影響は正と推定されているが、推定方法や定式化によっては必ずしも有意ではなく、持ち家の資産価値の違い、所有者が誰であるか、持ち家を金融資産と同様の資産と考えるかどうかなど、家計によるばらつきの影響があることが考えられる。

第四に、子供の特性についてであるが、子供の人数が多くなるほど、また子供の年齢が高くなるとともに教育費も上昇することが示されている。ただし、子供の年齢の限界効果は年齢とともに減少する。また、未就学ダミーが有意に正であることから、就学前の教育支出が高くなっていることが示唆されている。教育費の内訳は不明であるため、ここでは理由はわからないが、就学前教育として幼稚園等の費用等が含まれている可能性が考えられる。子の祖父母との同居の影響は正であるが有意ではない。

第五に、私立校通学ダミーの係数は強い有意性を持ち、教育支出を増加させることが示されている。ただし、私立校への通学の選択も家計の内生的な意思決定である以上、教育費支出の推定にあたっては、学校選択のメカニズムを同時に考慮する必要があるかもしれない。しかしながら、プロビット・モデルにより私立学校の選択行動を探索的に推定したものの、5%水準で判断しても、安定して有意な説明変数は見出せなかった<sup>6</sup>。

最後に、居住地ダミーは、13大都市圏で正、町村部において負の影響を与えている。ただし、13大都市圏とその他都市部との違いは有意ではない。町村部で教育支出が少ない理由は定かではないが、その一因として学習塾等の供給が限られている可能性が考えられる。

#### 4. 2 借り入れ制約と教育支出

<sup>6</sup> 本論文で使用しているデータでは比較的低年齢の子供が多いため私立学校の割合が2%程度しかないことが一因であると考えられる。

これまでの分析から、子の教育費の決定要因として、親の所得の影響が認められる一方、親の教育水準の影響は認められない。この結果から、投資としての教育か消費としての教育かは判別できないが、理論モデルに照らして、家計が教育費の借り入れ制約下にあることが疑われる。ただし、子の生来の職業能力を代理指標としては、親の教育水準では不正確であるために親の教育レベルの影響が有意ではない可能性が疑われる。

そこで、借り入れ制約に直面していないと推測される家計に限定したサブサンプルによる推定を試みる。もし、親の教育水準が子の能力の適切な指標であれば、親の教育水準が教育支出に影響を与えると予測され、適切な指標でなければ先の推定と変化はないと予測される。また、所得の影響が有意でなくなれば投資としての教育、有意であれば消費としての教育の側面が強いと考えることができる。

ここでの借り入れ制約とは、子の生育期に親の所得・資産が不足するが、子の将来の収入をあてにした借り入れができないことを意味している。こうした制約に直面していない世帯とは、親の所得・資産から子の生育期の教育支出とその他の消費をまかなった上で、さらにいくらかの資産を将来に持ち越すことのできる世帯を意味する。ここでは、土地・家屋を所有している持ち家世帯で、かつ住宅ローンがない世帯を想定した。このような家計では、持ち家の土地・住宅価格にもよるものの、子供の生育期間中の教育費をまかなうために、保有不動産を売却したり、あるいは担保として資金調達を行ったりすることによって不動産を活用することが可能と考えられるためである。ただし、こうした特定の条件で標本を絞り込むことで、新しくサンプル・セレクション・バイアスが発生することは免れない。さらに、こうしたサブサンプルは先の分析に採用したサンプルの26.2%に限定されてしまい、係数の標準誤差が大きくなる可能性がある。

表4は、持ち家・住宅ローンなしの世帯に標本を限定した推定結果である。第一に、夫婦の教育年数の効果が先の推定に比較して大きく推定されており、有意に正と推定されている。親の教育水準を子の生来の職業能力の指標と考えると、表1に示されている借り入れ制約のない投資モデル・消費モデルとも整合的な結果である。

また、夫婦の教育水準が子の遺伝的特質の代理指標であれば、夫婦の影響は同程度のはずであるが、推定値の差が有意であるとは言えないものの夫の教育水準よりも妻の教育水準の影響が大きく推定されている。このことから、子育てにより深く関わる母親の関与が父親よりも強いことが示唆されている。これは、投資としての教育であれば、教育水準の高い母親は子供の職業能力をより高く育成し、教育投資のインセンティブを高

めるためと考えられる。また、消費としての教育であれば、教育水準の高い母親ほど子供への教育支出への満足感が高くなると解釈できる。

第二に、所得が教育費支出に対し依然として有意に正の影響を与えていることから、消費としての教育モデルと整合的ではあるものの、借り入れ制約のない人的資本モデルと整合的とは言えない。ただし、推定値は3分の2程度に小さくなっており、サブサンプルが必ずしも借り入れ制約に直面していない世帯ばかりでない場合や、消費としての側面と投資としての側面の両方が混在する場合には、人的資本モデルが完全に否定されるものとも言い切れない。

その他、資産の影響としては、預貯金の影響が10%水準で有意に正である一方、有価証券保有額の係数が小さく推定されている。預貯金については、持ち家取得のための準備としての性格が除外されていることが一因ではないか。

#### 4. 3 母親の労働供給の内生性

ここまで、夫婦の所得は子の教育支出に対して外生的であるとの仮定で分析を行ってきた。しかしながら、家計の教育費の決定要因を考える場合、子供の教育費を調達するために母親の労働供給が促進され、このことが母親ひいては家計の所得水準を高めているという因果関係も疑われる。このような場合には所得の内生性をもたらす推定値のバイアスが懸念される。特に日本においては、子供のいる有配偶女性の労働供給について、他の世帯員の所得の影響などに対し弾力的であることが予想される。

そこで、教育支出と妻の就業選択の同時決定を考慮した推定を試みた。教育支出関数については、夫婦所得とともに、妻の就業状況のダミー変数を導入する。妻の就業選択行動については、妻の就業状況を離散選択とするモデルを考える。妻の就業状況については、非就業を基準として、フルタイム（常勤の雇用と自営業）とパートタイム（パート・アルバイト、嘱託等）の選択を考慮した。約半数が専業主婦、22%がフルタイム就業、28%がパートタイム就業となっている。

推定方法に関しては、教育支出関数と妻の就業選択多項ロジット式の同時決定となるため、Lee(1982)による二段階推定を援用している。教育費支出の決定要因以外で母親の就業選択関数には母親の年齢が導入されている。データはプール・データを使用している。

表5の1列目は妻の就業状況を考慮しない場合、2列目は妻の就業状況を外生変数と

して導入した場合、3列目が内生性を考慮した場合の推定結果である。いずれの場合も係数の推定値に大きな変動はみられないことから、妻の就業状況の内生性によって生じるバイアスは限定的なものとして捉えることが可能で、これまでの議論は支持される。しかしながら、妻の就業の内生性を考慮すると、夫婦の所得をコントロールした上でも妻の就業は教育支出に正の影響を与え、特にパートタイムの影響はフルタイムの影響を大きく上回り、有意に推定されている。つまり、世帯所得が同じでも、妻がパート勤めの場合には専業主婦の場合より、子の教育支出が約15%増加することが示されている。

## 5. 結び

本論文では、(財)家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」個票データを使用して、子供への教育支出の決定要因の推定を行った。推定結果から、家計の教育支出額には、親の所得や一部の資産が影響を与えていること、さらに、借り入れ制約に直面していないと考えられる家計では親の教育水準も影響を与えていることが示された。これらの結果は、借り入れ制約のない人的資本モデルとは整合的であるとは言えないが、借り入れ制約のある人的資本モデルや消費モデルとは矛盾しない。

子への教育支出は親の所得や資産に依存することから、借り入れ制約に直面している世帯が少なからず存在することが示唆されている。人的資本論の立場からは、子への教育投資を通じた親から子への所得格差継承につながる可能性があると解釈される。また、親の教育水準は、借り入れ制約に直面していない場合、つまり親の経済状況に余裕がある場合にのみ教育支出に影響する結果となっている。親の教育水準は親の所得にも影響があるため、親の所得を通じた格差継承の経路にもなり得るが、このような経路の外に、親の経済状況に余裕がある場合には親の教育水準が子への教育投資を通じて継承される経路が現れることを示唆している。

本論文での実証分析にはいくつかの課題を残している。まず、子の能力を直接的に示すIQ等の指標がデータに含まれないため、親の教育水準を子の能力の代理変数として使用しているが、子の能力の指標としてはおおまかに過ぎるとも考えられる。次に、借り入れ制約に直面している、つまり教育資金の不足している世帯が正確には判別できていないことも課題として残されている。さらに、分析に使用したデータでは、子供の年齢が低く未就学児や小学生が中心になっている。大学進学を控えた中学生や高校生を持つ家計でも同様の結果が得られるかどうか、将来の分析課題であろう。

## 参考文献

- Abe, Y. (2002), "Universities and the Entry-level Job Market: Evidence from Japanese Panel Data," *Labour Economics*, 9, pp.699-715
- Arai, K. (1989), "A Cross-sectional Analysis of the Determinants of Enrollment in Higher Education in Japan," *Hitotsubashi Journal of Economics*, 30:2, pp.101-120
- Becker, G.S. (1962), "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis," *Journal of Political Economy*, 70, pp. S9-S49
- Browning, M., F. Bourguignon, P.-A. Chiappori, and V. Lechène (1994), "Income and Outcomes: A Structural Model of Intrahousehold Allocation," *Journal of Political Economy*, 102:6, pp. 1067-1096
- Corak, M. (2004), "Generational income mobility in North America and Europe: an introduction," Corak (ed.), *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge University Press
- Heckman, James J., and Alan B. Krueger (2003), *Inequality in America: What Role for Human Capital Policies?* Alvin Hansen Symposium on Public Policy, Harvard University; edited and with an introduction by Benjamin M. Friedman, The MIT Press.
- Lazear E. P. (1977), "Education: Consumption or Production?," *Journal of Political Economy*, 85:3, pp. 569-598
- Lee L. (1982), "Health and Wage A Simultaneous Equation Model with Multiple Discrete Indicators," *International Economic Review*, 23:1, pp. 199-221
- Spence, M. (1973), "Job Market Signaling," *Quarterly Journal of Economics*, 87:3, pp. 355-374
- 大竹文雄 (2003), 「所得格差の拡大はあったのか」, 樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『日本の所得格差と社会階層』日本評論社
- 小塩隆士 (2002), 『教育の経済分析』, 日本評論社
- 小塩隆士・妹尾渉 (2003), 『日本の教育経済学：実証分析の展望と課題』, 内閣府経済社会総合研究所ディスカッション・ペーパー, No.69
- 中村二郎 (1993), 「家計属性と進学行動に関する実証分析」, 『経済研究』第 44 巻第 3 号, pp. 212-220
- 樋口美雄 (1994), 「大学教育と所得分配」, 石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会



松浦克己・滋野由紀子 (1996), 「私立校と公立校の選択：塾との関係を考慮した小中学校段階での学校選択」, 『女性の就業と富の分配：家計の経済学』所収, 日本評論社

山内太 (2000), 「教育の経済分析—その現状と課題」, 『エコノミックス』, 第 2 号, 東洋経済, pp.144-155

表2： 変数の基本統計量

	全サンプル 平均(標準偏差)		ゼロ回答を除外した 平均(標準偏差)		ゼロ回答の 標本の割合(%)
9月の教育支出 (千円)	21.9	(30.3)	28.2	(31.7)	22.3
夫の教育年数	13.1	(2.3)	-		-
妻の教育年数	12.8	(1.6)	-		-
夫の年間所得 (万円)	549.3	(264.9)	551.2	(263.3)	0.4
妻の年間所得 (万円)	85.3	(142.1)	163.0	(160.9)	47.6
世帯の預貯金 (万円)	367.0	(542.3)	439.2	(565.9)	16.4
世帯の有価証券類保有額 (万円)	28.4	(160.8)	265.1	(423.2)	89.3
世帯の借入残高(住宅ローン) (万円)	757.3	(1156.6)	1882.6	(1098.4)	59.8
世帯の借入残高(住宅ローン以外) (万円)	58.1	(187.0)	182.6	(295.5)	68.2
持ち家ダミー	0.625		-		-
13大都市居住ダミー	0.214		-		-
町村居住ダミー	0.204		-		-
子供の人数	2.02	(0.8)	-		-
長子年齢	8.44	(4.8)	-		-
子の祖父母との同居ダミー	0.363		-		-
長子未就学(小学校就学前)ダミー	0.329		-		-
長子私立校通学ダミー	0.020		-		-
長子国立校通学ダミー	0.004		-		-

注： サンプル数は3418。( )内は標準偏差を示す。

表3: 推定結果

	OLS (プール)	変量効果モデル (パネル)	Tobit変量効果 (パネル)	Tobit変量効果 (パネル)
夫の教育年数	0.006 (0.005)	0.005 (0.006)	0.010 (0.008)	0.012 (0.008)
妻の教育年数	0.013 (0.007)	0.012 (0.009)	0.007 (0.012)	0.007 (0.012)
世帯所得(対数)	0.284 *** (0.032)	0.251 *** (0.036)	0.290 *** (0.045)	-
夫の所得(対数)	-	-	-	0.235 *** (0.044)
妻の所得(対数)	-	-	-	0.109 *** (0.029)
預貯金(対数)	0.013 (0.014)	0.020 (0.015)	0.018 (0.020)	0.020 (0.020)
証券(対数)	0.082 *** (0.027)	0.086 *** (0.030)	0.095 ** (0.038)	0.097 ** (0.038)
住宅ローン(対数)	-0.015 * (0.009)	-0.012 (0.010)	-0.018 (0.013)	-0.016 (0.013)
その他のローン(対数)	-0.019 (0.021)	-0.027 (0.022)	-0.033 (0.028)	-0.033 (0.028)
持ち家ダミー	0.057 ** (0.028)	0.053 * (0.032)	0.067 (0.041)	0.066 (0.041)
大都市ダミー	0.027 (0.025)	0.025 (0.031)	0.027 (0.040)	0.028 (0.040)
町村部ダミー	-0.144 *** (0.026)	-0.147 *** (0.032)	-0.188 *** (0.042)	-0.191 *** (0.042)
子供の人数	0.148 *** (0.015)	0.145 *** (0.018)	0.172 *** (0.023)	0.176 *** (0.024)
長子の年齢	0.163 *** (0.011)	0.170 *** (0.011)	0.295 *** (0.016)	0.296 *** (0.016)
長子の年齢 <sup>2</sup> /100	-0.457 *** (0.046)	-0.491 *** (0.050)	-0.995 *** (0.070)	-1.000 *** (0.070)
長子未就学ダミー	0.424 *** (0.040)	0.429 *** (0.039)	0.570 *** (0.049)	0.572 *** (0.049)
夫婦の親との同居ダミー	0.012 (0.025)	0.019 (0.030)	0.019 (0.039)	0.013 (0.039)
私立学校ダミー	0.336 *** (0.071)	0.295 *** (0.067)	0.337 *** (0.080)	0.340 *** (0.080)
国立学校ダミー	0.092 (0.159)	0.051 (0.150)	0.057 (0.180)	0.057 (0.180)
定数項	-0.561 ** (0.235)	-0.385 (0.266)	-1.42 *** (0.34)	-1.63 *** (0.37)
R <sup>2</sup> / log-Likelihood	adj.R <sup>2</sup> =0.301	R <sup>2</sup> = 0.304	log-L= -3322	log-L= -3323
F / <sup>2</sup>	F=87.55 ***	<sup>2</sup> =1117.8 ***	<sup>2</sup> =1093.6 ***	<sup>2</sup> =1088.5 ***

注: サンプル数は3418。( )内は, 各係数の標準誤差である。

\*\*\*は1%水準で, \*\*5%水準で, \*10%水準で有意であることを示す。

表4: 持家で住宅ローンのない世帯に限定した推定結果

	変量効果モデル		Tobit変量効果モデル	
夫の教育年数	0.024	(0.012) *	0.029	(0.015) *
妻の教育年数	0.040	(0.018) ***	0.045	(0.022) **
世帯所得(対数)	0.165	(0.059) ***	0.173	(0.071) **
預貯金(対数)	0.048	(0.028) *	0.059	(0.033) *
証券(対数)	0.029	(0.054)	0.013	(0.064)
その他のローン(対数)	0.001	(0.039)	-0.010	(0.048)
大都市ダミー	0.061	(0.066)	0.073	(0.080)
町村部ダミー	-0.135	(0.053) **	-0.160	(0.065) **
子供の人数	0.114	(0.035) ***	0.134	(0.042) ***
長子の年齢	0.167	(0.024) ***	0.279	(0.032) ***
長子の年齢 <sup>2</sup> 乗/100	-0.528	(0.109) ***	-0.990	(0.142) ***
長子未就学ダミー	0.358	(0.076) ***	0.478	(0.091) ***
夫婦の親との同居ダミー	-0.039	(0.053)	-0.024	(0.065)
私立学校ダミー	0.215	(0.125) *	0.270	(0.145) *
国立学校ダミー	0.292	(0.385)	0.269	(0.446)
定数項	-0.303	(0.457)	-1.11	(0.56) **
R <sup>2</sup> / log-Likelihood	R <sup>2</sup> = 0.278		log-L = -869	
	<sup>2</sup> =260.8 ***		<sup>2</sup> =265.1 ***	

注: サンプル数は896。( )内は, 各係数の標準誤差である。

\*\*\*は1%水準で, \*\*5%水準で, \*10%水準で有意であることを示す。

表5: 妻の就業状況を考慮した推定結果

	妻の就業状況を 考慮しないOLS (表3の再掲)	妻の就業状況ダ ミーを用いた OLS	妻の就業状況と 同時推定
夫の教育年数	0.006 (0.005)	0.007 (0.005)	0.008 (0.005)
妻の教育年数	0.013 (0.007)	0.012 (0.007)	0.011 (0.007)
世帯所得(対数)	0.284 *** (0.032)	0.275 *** (0.034)	0.279 *** (0.035)
預貯金(対数)	0.013 (0.014)	0.014 (0.014)	0.019 (0.014)
証券(対数)	0.082 *** (0.027)	0.082 *** (0.027)	0.083 *** (0.027)
住宅ローン(対数)	-0.015 * (0.009)	-0.015 * (0.014)	-0.016 * (0.009)
その他のローン(対数)	-0.019 (0.021)	-0.022 (0.021)	-0.021 (0.021)
持ち家ダミー	0.057 ** (0.028)	0.056 ** (0.028)	0.055 ** (0.028)
大都市ダミー	0.027 (0.025)	0.026 (0.025)	0.023 (0.035)
町村部ダミー	-0.144 *** (0.026)	-0.148 *** (0.026)	-0.155 *** (0.027)
子供の人数	0.148 *** (0.015)	0.151 *** (0.015)	0.160 *** (0.016)
長子の年齢	0.163 *** (0.011)	0.162 *** (0.011)	0.156 *** (0.011)
長子の年齢 <sup>2</sup> /100	-0.457 *** (0.046)	-0.454 *** (0.046)	-0.440 *** (0.046)
長子未就学ダミー	0.424 *** (0.040)	0.425 *** (0.040)	0.428 *** (0.040)
夫婦の親との同居ダミー	0.012 (0.025)	0.008 (0.025)	0.003 (0.026)
私立学校ダミー	0.336 *** (0.071)	0.339 *** (0.071)	0.342 *** (0.071)
国立学校ダミー	0.092 (0.159)	0.096 (0.159)	0.112 (0.160)
妻のフルタイム就業	-	0.032 (0.027)	0.046 (0.040)
妻のパートタイム就業	-	0.031 (0.025)	0.145 ** (0.063)
定数項	-0.561 ** (0.235)	-0.510 *** (0.244)	-0.589 ** (0.263)
adj.R <sup>2</sup>	0.301	0.305	0.302

注: サンプル数は3418。( )内は、各係数の標準誤差である。

\*\*\*は1%水準で、\*\*5%水準で、\*10%水準で有意であることを示す。