



G-COE GLOPE II Working Paper Series

教育と世代間所得連関の実証分析

早稲田大学政治経済学術院

上田貴子

(e-mail: aueda@waseda.jp)

2010 年 7 月

Working Paper No. 40

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 II Web Site: <http://globalcoe-glope2.jp/>

教育と世代間所得連関の実証分析

2010 年 7 月

早稲田大学政治経済学術院

上田貴子¹

〔 概要 〕

本論文は、「消費生活に関するパネル調査」個票データを用いて、世代（親子）間の所得連関に対する教育の関与の程度を推定することを目的とする。親の所得が本人の教育選択に与える影響と、本人の教育選択から学卒後の所得への影響の推定から、教育水準、塾・予備校通学、短大・大学の種別が教育を媒介とした所得連関に関与していると考えられる。親の所得の子の所得に対する弾力性は、有配偶男性で 0.4 強、女性で 0.3 前後と推定される。一方、教育を媒介とした弾力性は 0.10 から 0.17 と推計され、有配偶男性の本人所得の場合で所得連関の 3 分の 1 程度、女性の本人所得の場合で約半分、有配偶女性の世帯所得の場合で 3 割程度が教育により説明される。また、教育の関与のうち、少なくとも 3 分の 2 は短大・大学教育が媒介となっている。

1. はじめに

近年、経済学分野において経済格差関連の研究がすすめられている。経済格差の議論には様々な側面があるが、そのひとつとして、世代間での所得格差の連関とその要因が新たな研究対象となっている。本論文は、世代間の所得連関に対する教育選択の関与の程度について検証を行うことを目的とする。

世代間での経済状況移動 (intergenerational economic mobility) に関しては、Solon (1992) や Zimmerman (1992) が新たな推定手法を提示して以降、先進諸外国での実証研究が進んでいる（サーベイとして Solon (2002) など）。親の所得の子の所得に対する弾力性は、アメリカ・イギリス・イタリアなどで 0.4 - 0.6 (Solon, 1992; Dearden et al., 1997; Mocetti, 2007; Piraino, 2007) 程度と推定される一方、北欧諸国等では 0.3 以下の推定値が示されている (Björklund and Jäntti, 1997 など)。日本はこの中間程度で、有配偶男性で 0.41-0.46、有配偶女性で 0.30-0.38、独身女性で 0.3 以下の推定値が示されている (Ueda, 2009)。

¹ 本研究は文部科学省科学研究費補助金（基盤研究(C)）から助成を受けている。また、「消費生活に関するパネル調査」個票データを（財）家計経済研究所から許可を受けて使用している。ここに感謝の意を表したい。

これらの研究では世代間での所得の継承経路はブラック・ボックスとして推定がなされている。一方で、所得連関の背景を分析する研究もすすめられている。所得連関の経路としては、遺伝による所得獲得能力の継承、子の生育環境、子への教育投資等が考えられる。Bowles and Gintis (2002)は、アメリカの労働所得を用いて、教育で 0.1、IQ や性格で 0.08 の関与との推計を示している。Restuccia and Urrutia (2004)は、シミュレーションにより、世代間所得相関の約半分は教育投資によるとしている。また、Blanden, Gregg, and Macmillan (2007)はイギリスのデータを用いて、0.320 の弾力性の内教育で 31%にあたる 0.098、知的その他の能力で 15%にあたる 0.049 が説明されると推定している。

教育投資に関しては、教育の経済学分野での実証分析から、教育選択に世帯所得や親の属性が影響していることが示されている（サーベイとして、米国については山内 (2000)、日本については小塩・妹尾 (2003)）。日本での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分析が挙げられる。ただし、これらの研究は教育投資から将来の所得への関連を示したものではない。日本においては、樋口 (1994)が親の所得と大学進学、さらに学歴と就職・昇進に強い関連があることを集計データから示している。

本論文では、「消費生活に関するパネル調査」個票データを用いて、親の所得が子の教育選択に与える影響と、子の教育選択から学卒後の所得への影響を推定し、世代間所得連関における教育の関与の程度を推計する。教育選択については、通常教育水準に加え、家計にとって教育費負担となる私立学校選択や塾・予備校通学も分析の対象に加える。

所得に対する教育効果の推定では、男女とも教育水準の影響が示されている。また、高校時代の塾・大学進学予備校通学は所得を高めることが示されている。一方、私立の中学・普通高校の選択には少なくとも本人所得への効果は示されていない。

子の教育選択に対する親の所得の影響の推定では、親の所得から子の教育水準への影響が示されている。また、高校での塾・予備校通学や、高等教育（短大・大学）における私学選択について、親の所得の影響が示されている。

以上の分析から、教育水準、高校での塾・予備校通学、短大・大学の種別が、教育を媒介とした所得連関の主要経路と考えられる。親の所得の子の所得に対する弾力性は、男性で 0.4 強、女性で 0.3 前後と推定される一方、所得関数と教育選択関数の推定から、教育を媒介とした弾力性は 0.10 から 0.17 と推計される。これは、世代間の所得の弾力性において、有配偶男性本人所得の場合で 3 分の 1 程度、女性本人所得の場合で約半分、有配偶女性の世帯所得の場合で 3 割程度にあたる。また、教育の関与のうち、3 分の 2 以上は高等教育の関与であることが示されている。短大・大学に関して国公立、私立大学文系、私立大学理系を区別すると教育の関与が 1 割程度緩和されるが、高校時での塾・予備校通学の関与はこの緩和の効果を上回って教育の関与を強めることが示唆されている。

本論文の構成は以下のとおりである。第2節では分析の枠組みを提示する。第3節では、データと使用する変数について記述する。第4節では推定結果を示す。第5節では推定結果から教育による所得連関の検証を行う。第6節は結びである。

2. 分析の枠組み

2. 1 世代間所得連関モデル

世代間経済状況連関の実証分析の多くは、Solon (1992)による分析方法を基本としている。また、経済状況については収入または労働所得が考慮されている。今、家族*i*における親の生涯所得を y_{0i} 、子の生涯所得を y_{1i} とし、両者の連関を

$$y_{1i} = a_0 + \rho y_{0i} + \varepsilon_i \quad \dots(1)$$

で表わす。ただし、 a_0 は定数項、 ρ は係数、 ε_i は観察されない誤差項である。

通常の調査データでは、年収など一時点 $\{s, t\}$ での所得 $\{y_{0is}, y_{1it}\}$ しか観察されない。このため、調査時点での年齢 $\{A_{0is}, A_{1it}\}$ と観察されない誤差項 $\{u_{0is}, u_{1it}\}$ の影響を考慮し、以下のようにおく。

$$y_{0is} = y_{0i} + b_1 A_{0is} + b_2 A_{0is}^2 + u_{0is} \quad \dots(2)$$

$$y_{1it} = y_{1i} + a_1 A_{1it} + a_2 A_{1it}^2 + u_{1it} \quad \dots(3)$$

$\{b_1, b_2, a_1, a_2\}$ は係数である。(2)(3)式を(1)式に代入することにより、一時点での所得を使用した以下の推定式が得られる。

$$\begin{aligned} y_{1it} &= a_0 + \rho y_{0is} + a_1 A_{1it} + a_2 A_{1it}^2 - \rho b_1 A_{0is} - \rho b_2 A_{0is}^2 + \{\varepsilon_i + u_{1it} - \rho u_{0is}\} \\ &\equiv a_0 + \rho y_{0is} + a_1 A_{1it} + a_2 A_{1it}^2 + \tilde{b}_1 A_{0is} + \tilde{b}_2 A_{0is}^2 + \tilde{\varepsilon}_i. \end{aligned} \quad \dots(4)$$

所得に対数所得を用いると、 ρ は親の所得の子の所得に対する弾力性を示す。この弾力性が高いほど、世代間における所得連関が高いと考えられる。ただし、親の一時点での所得水準の観測誤差(u_{0is})により親の一時点での所得と(4)式の誤差項に相関が生じるため、OLS 推定では弾力性の推定値が下方バイアスを持つ。そこで、Solon (1992)は2つの推定方法を提示している。1つは、親の所得に数年間の平均を用いる方法で、下方バイアスは改善されるが完全には修正されない。もう1つは、親の教育や社会的地位などを操作変数に用いる推定法であるが、(1)式の誤差項と操作変数が正の相関をもつ場合には推定値は上方バイアスを持つ。このため、真の弾力性は両推定値の間であると考えられる。Solon (1992)はアメリカでの父と息子の所得弾力性を、前者で 0.41、後者で 0.53

との推定値を示している。ただし、Mazumder (2005)は 15 年間というかなり長期の平均所得を用いた場合には、操作変数法と同程度の推定値が得られることを示している。

以上の推定においては、子の所得と数年間にわたる親の所得を含む、長期にわたる追跡調査が必要であるが、このような調査は限られている。そこで、Björklund and Jäntti (1997)は、親の教育や職業などの属性は含むが所得データを含まない一時点の調査データによる弾力性の 2 段階推定方法を提示している。第 1 段階では、所得 (y_i) と属性 (q_i) や年齢 (A_i) の情報を含むデータから以下の所得関数の推定を行う。

$$y_i = q_i \alpha' + b_1 A_i + b_2 A_i^2 + u_i \quad \dots(5)$$

ただし α は属性に対する係数ベクトルである。ここから、親の属性ベクトル q_{0i} を使用して親の長期的所得水準の予測値として $\hat{y}_{0i} = q_{0i} \hat{\alpha}'$ を得る。第 2 段階として、以下のモデルを推定する。

$$y_{1it} = a_0 + \rho \cdot \hat{y}_{0i} + a_1 A_{1it} + a_2 A_{1it}^2 + \{\varepsilon_i + u_{1it}\} \quad \dots(6)$$

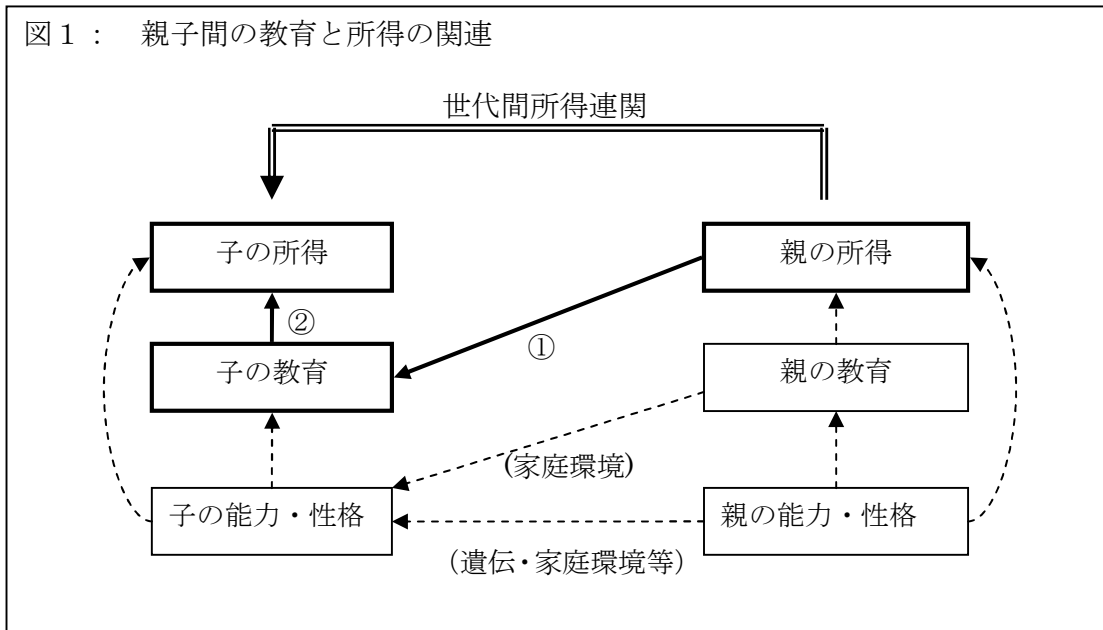
本論文では、世代間所得連関の推定には、データの制約からこの 2 段階推定方法を応用した手法を適用する。

2. 2 教育を通じた世代間所得連関

世代間所得連関の実証分析では、子の所得から親の所得への投影としての ρ の推定を目的とするため、親の所得には背景となる親の教育や（所得を得るための）能力・性格等が含まれている。図 1 は、親の所得から子の所得への連関の背景となる、親子それぞれの教育や能力・性格等の関連の概略図である。

本論文では、図 1 の実線で示される①親の所得から子の教育へ、さらに②子の教育から子の所得への経路の弾力性への関与を推定する。親の教育水準を edu_0 、子の教育水準を edu_1 、その他の子の所得獲得能力を g_1 とする。子の所得関数を $y_1 = f(edu_1; g_1)$ 、子の教育選択関数を $edu_1 = edu(y_0; g_1)$ とおくと、子の所得は $y_1 = f(edu(y_0; g_1); g_1)$ として表すことができる。この時、子の教育を通じた世代間所得連関の弾力性は、 $dy_1 / dy_0 = (dy_1 / dedu_1)(dedu_1 / dy_0)$ により示される。親の所得から子の教育への影響、さらに子の教育から子の所得への影響が認められれば、教育投資を通じた親から子への所得連関の経路が存在すると考えられる。一方、どちらか片方でも経路が断たれていれば継承経路ではないと考えられる。

図 1： 親子間の教育と所得の関連



2. 3 子の教育と子の所得

第1段階として、子の所得関数を用いて教育のリターンを推定する。子の所得関数には以下のミンサー型の関数を仮定する。

$$y_{lit} = \beta_0 + \beta_1 A_{lit} + \beta_2 A_{lit}^2 + \beta_3 edu_{lit} + v_{lit} \quad \dots(7)$$

$\{\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3\}$ は定数項及び係数、 v_{lit} は観察されない誤差項である。

Card (1999) は教育のリターン (β_3) の推定上の問題点を二点指摘している。第一は、観察されない「能力」と教育水準の相関関係である。第二は、教育効果 β_3 が個別に異なるため、教育効果の高い場合により高い教育を選択するという内生性の問題である。これらの問題により、教育の平均リターン (β_3 の平均) が実際よりも高く推定されることが懸念される。しかしながら、以上の問題を考慮にいった操作変数法による推定では、一般にさらに高い推定値となることが多い。Card は、双子による分析を含む様々な実証分析結果から、クロスセクション・データによる OLS 推定で 1 割程度の上方バイアスにとどまるのではないかと推測している。また、説明変数に家族属性 (多くは両親の教育水準) を加えることにより、上方バイアスを抑えることができると指摘している。両親の教育属性 (edu_0) は、本人の観察されない能力 (g_1) の代替となると考えられるためである。以上を考慮し、(7) 式に両親の教育水準を説明変数に加えて教育の平均的リターンの推定を行う。

2. 4 親の所得と子の教育

第二段階として、子の所得に影響するような教育の選択に親の所得が影響しているかどうか、検証を行う。教育選択には、親の経済状況、本人の能力・性格、さらには親の教育に関する考え方の影響が考えられる。本人の能力・性格、親の考え方については、親の教育水準により代表されると仮定する。子の教育選択関数： $edu_1 = edu(y_0; g_1)$ について、親の教育属性(edu_0)が本人の観察されない能力(g_1)の代理変数となるならば、 $edu_1 = edu(y_0; edu_0)$ として表わされる。子の教育選択関数は順序プロビット推定及びプロビット推定等の離散選択モデルとして推定を行う。

3. データと実証モデル

3. 1 「消費生活に関するパネル調査」

本論文では（財）家計経済研究所が実施している「消費生活に関するパネル調査」1993-2004年調査の個票を使用する。同調査は、1993年から調査開始時に24-34歳であった女性1500名（コーホートA）、1997年から当時24-27歳であった女性500名（コーホートB）、2003年から当時24-29歳であった女性836名（コーホートC）について毎年追跡調査を行っている。合計サンプル数は2836である。

同調査では、女性本人ならびに家族員、特に夫についての詳細な調査項目が設定されており、女性と夫の所得、及び両者の両親の教育や所得階級が調査されている。また、各コーホートの初年度に、女性本人及び夫の詳細な教育履歴が調査されている。調査途中で対象女性が結婚した場合には、その直後の調査で夫の教育歴や夫の両親の情報が調査されている。このため、女性とその親、有配偶男性とその親のペアについての分析が可能である。ただし、IQや学校での成績など直接的な勉学能力に関する指標は含まれていない。最終的に分析に使用するサンプル数は、有配偶男性が1662、女性が2738である。

3. 2 教育変数

教育選択については、教育費負担が発生し、かつ教育のリターンがあると予想される調査項目を選択する。高校、専門学校、短大・大学等のいずれの教育水準でも授業料並びに労働所得を失うことによる機会費用が発生する他、私立学校を選択すると国公立学校よりも高い授業料が必要となろう。このため、中等教育段階では、私立中学校及び私立高校通学を考慮する。また、高校進学段階では、家計の制約から大学進学を断念するために職業高校の選択確率が高くなる可能性を考慮し、職業高校も検討対象とする。高等教育段階では、国公立か私立かの別について考慮する。私立大学では文系よりも理系

の授業料が高くなるため、文科系・理科系の別も考慮する。大学院卒は大卒に含めている。塾や予備校通いも考慮するが、夫については調査されていないので女性のみとなる。

3. 3 子の所得変数

子の所得は、年間労働所得を使用する。若い時点では所得差が小さい可能性が高いことから、パネル調査から取得できるなるべく新しい年の所得を使用する。在学中や所得がゼロである調査年は除外する。追跡調査途中で脱落している場合や配偶状況の変化がある場合には、直前の調査年のデータを使用する。

大多数の男性は、学校卒業後から定年退職まで労働所得を得ていることが常態であると推測される。一方、女性に関しては、結婚や出産・育児のための離職などにより、本人所得がかならずしも本人の経済状況を表わさない。特に、同調査は出産・育児期の女性を調査対象としているため、有配偶女性については専業主婦あるいは低所得のパート勤務の割合が高い。このため、女性の所得については、女性本人の所得と、有配偶女性の世帯所得の両方を考慮する。本人所得については、未婚時の所得、有配偶で年収 130 万円以上の所得、またはその両方が観察される場合は高い方の所得を用いる。² 有配偶女性については、夫の所得を世帯所得として用いる。³

3. 4 親の所得の予測値

親の所得は、年収 250 万円未満、250 万円以上 500 万円未満、500 万円以上 750 万円未満、750 万円以上 1000 万円未満、1000 万円以上 1250 万円未満、1250 万円以上 1500 万円未満、1500 万円以上の 7 段階の選択回答として、1 年おきに調査されている。両親の平均年齢が 50 歳台であり、なるべく定年前の所得を把握するため、女性の両親については各コーホートの初年度の調査、有配偶男性については初年度または新婚年の調査の所得階級を用いる。

親の所得が所得階級値としてしか観察されないことから、本論文では Björklund and Jäntti (1997) に類する手法として、親の所得階級と教育・職業属性から親の所得の予測値を得て使用する 2 段階推定を行う（親の所得階級の情報を利用した分析としては、Dearden et al., 1997）。また、調査から取得できる親の年齢が定年後であるケースも含まれることを考慮し、(5) 式を以下のように変形する。

² 離死別のケースは調査途中の脱落と同様の扱いとした。これは、未婚女性や有配偶女性とは経済状況が異なる可能性を考慮したためである。

³ 夫婦の所得を用いた推定も試みたが、無職やパート勤務の妻が多く、一般に夫の所得を用いた場合と類似の推定結果である。また、ライフステージにより妻の就業状況が変化する可能性があるため、より安定した世帯所得の指標として夫の所得を用いている。

$$y^*_{0is} = q_{0i} \alpha' + (1 - Dr_{is})(b_1 A_{0is} + b_2 A_{0is}^2 + b_3 Dw_{is}) + b_4 Dr_{is} + u_{0is} \quad \dots(5')$$

ただし、 y^*_{0is} は観察されない所得、 Dw_{is} は 60 歳以上で有職のダミー変数、 Dr_{is} は 60 歳以上で無職のダミー変数である。前者は定年後の再就職や再雇用で所得が低くなっている場合を、後者は現役時の所得に応じた水準の年金生活であることを考慮している。親の属性としては、父親の教育と職種を適用した。⁴ 親の所得は階級値として以下のように観察される。

$$\begin{aligned} y_{0is} &= 1, & \text{if } y^*_{0is} < \log(250) \\ y_{0is} &= 2, & \text{if } \log(250) \leq y^*_{0is} < \log(500) \\ &\vdots \\ y_{0is} &= 7, & \text{if } y^*_{0is} \geq \log(1500) \end{aligned}$$

推定はインターバル回帰分析 (interval censored regression) を用いる。

表 1 に、変数の記述統計を示した。女性の平均年収は独身時で約 270 万円、有配偶の場合には約 180 万円に対し、有配偶男性は約 530 万円となっている。男女とも約半数が高校卒であるが、男性は約 3 分の 1 が大卒であるのに対し、女性の約 2 割は短大卒で大卒は 16%にとどまる。専門学校終了は高卒に多いが他の教育水準の場合も含まれる。親の平均教育年数は 11－12 年である。

4. 推定結果

4. 1 世代間の所得弾力性の推定結果

表 2 に、親の所得から子の所得への弾力性の推定結果をまとめた。⁵ 弾力性の推定にあたっては、所得が観察された時の年齢によって弾力性の推定値に差異が生じることが知られている (Solon, 2002; Grawe, 2006; Haider and Solon, 2006)。子の年齢が低い場合、例えば 20 歳台前半であるような場合には弾力性が低く推定される。このため、多くの

⁴ 職種は技術職・事務職その他を基準として、管理職、技能職・販売職の各ダミー変数を採用した。企業規模は、100-499 人の規模を基準として、小規模(100 人未満)、中規模 (500-999 人)、大規模 (1000 人以上)、官公庁の各ダミー変数を採用した。その他の職種のダミー変数も試したが、係数が小さく統計的に有意でないものは採用せず、上記の種類に絞っている。父親が退職後であっても現役時の職業が尋ねられているが、父親が調査時に死亡している場合には職業に関する回答がなされていないので、調査開始時に父親が死亡しているサンプルは除外される。

⁵ 親の所得の予測値を用いる場合には、Murphy and Topel (1985)に従って推定係数の標準誤差の修正を行っている。

関連研究では、可能であれば 30 歳前後、あるいは 30 歳台から 40 歳前後にかけての年齢層をサンプルとして使用している。しかしながら、女性の場合には 20 歳台後半から結婚・出産による離職が多くなる。このため、労働所得のある女性については 26～28 歳以上のサブサンプル、夫や有配偶男性については 30～49 歳のサブサンプルの推定結果も合わせて示している。女性の場合、例えば調査途中で結婚した場合には、女性本人所得と有配偶女性の世帯所得の両方のサンプルに含まれる。表から、有配偶男性の場合の弾力性は 0.4 強、女性の場合は本人所得、夫の所得ともに 0.3 前後であると推測される。

4. 2 子の所得への教育の影響

表 3 から表 5 に、有配偶男性本人所得、女性本人所得、有配偶女性の世帯所得の所得関数の推定結果をまとめた。⁶

教育の基準は普通高校卒である。私立中学ダミーと私立普通高校ダミーは最終学歴ではなく通学した学校の種類である。職業高校卒ダミー変数は最終学歴であり、短大・大学を卒業している場合は含まない。小中学校での塾や習い事の経験から所得への影響は見られなかったため、塾・予備校は高校の時の塾通いと大学進学予備校通学に限定している。専門学校は終了した場合であり、例えば高校卒業後に専門学校を終了した場合には、高校卒と専門学校終了の両方が適用される。短大・高専卒については、女性は短大卒、男性は高専卒と表記している。

まず、全変数を使用したモデルにより、係数の推定値から所得に及ぼす影響が無視できないと見受けられる教育を選別する。被説明変数が対数値であるので、ダミー変数の係数は所得の変化率に近似される。例えば、中卒ダミー変数の係数が -0.2 であれば、中卒者の所得は高卒者の所得よりも約 2 割低いと予測される。推定結果から、男女とも、中卒、高卒、大学卒といった教育水準の影響は明らかである。短大・高専卒は女性では影響があるが、男性では影響は小さい。また、男女とも大学で私立文系、国公立、私立理系の順に、女性では短大で私立より国公立に、所得により大きい正の影響がある。国公立理系については、国公立文系と同じ授業料であること、男性では影響が小さいこと、女性では割合が小さいことから説明変数に加えない推定モデルを示した。その他、女性では塾・予備校通学や専門学校を終了している場合には所得に正の影響がある。

これらの教育水準の効果については、人的資本とシグナリングの両方の効果が考えら

⁶ 女性本人所得の場合、未婚女性に限定した場合でもほぼ同様の推定結果となるが、年齢が若干低くなり、年齢や一部の教育の効果が若干低めに推定される。女性に関しては、年齢、年齢の 2 乗、調査コーホートダミー、教育水準ダミーを用いた自己選択バイアスの 2 段階修正を試みたが、本人所得の場合は自己選択が統計的に有意でなく推定値もほぼ類似であるため修正を行っていない。有配偶の場合は修正を行った結果を表に示したが、やはり修正しない場合とほぼ同様の推定結果となっている。

れる。ただし、塾・予備校通学についてはシグナリングの効果とは考えられないので、より高い所得の得られるような大学や専門分野への進学を通して所得を高める効果があるのではないか。

一方で、男女とも私立の中学・普通高校通学から本人所得への影響は統計的に有意ではなく、むしろ負に推定されている。中学や普通高校で授業料の高い私立学校を選択する理由は、その後の進学や就職以外の、例えば私立学校独自の教育方針や宗教教育、高校や短大・大学までの一貫教育を希望する場合などにも求められるのであろう。⁷

また、女性では統計的に有意ではないが、男女とも私立職業高校卒では若干の負の影響が見受けられる。これは、公立学校よりも私立学校の授業料が高いことを考えると矛盾する結果であるが、公立高校に入学できる生徒数が限られるため、中卒よりは高い所得が得られることを期待して私立職業高校に進学することは考えられる。

以上の結果を受けて、次節の教育選択モデルも考慮した上で、教育変数を整理した推定がモデル[A]とモデル[B]である。モデル[A]は教育水準、モデル[B]は教育水準と大学種別を基本とするモデルである。私立普通高校通学と公立職業高校卒は普通高校卒と区別せず、さらに男性では私立中学、専門学校、高専卒の区別をしていない。これらの制約は最終的な結果にはほとんど影響を及ぼさない。

4. 3 教育選択への親の所得の影響

教育選択関数の推定結果を表6から表8にまとめた。説明変数はいずれも両親の教育年数と親の所得の予測値である。表6は有配偶男性の教育水準選択の順序プロビットモデルの推定結果、表7は女性の場合、表8は女性の場合に順序プロビット推定に含むことのできなかつた私立中学校通学と高校での塾・予備校通学をそれぞれプロビットモデルで推定を行った結果である。

順序プロビットモデルの被説明変数は、男性の場合、中卒を0、私立職業高校卒を1、その他高卒・高専卒を2、大学卒を3としている。大学種別を考慮する場合には、国公立大学卒3を、私立大学文系卒4を、私立大学理系卒を5としている。女性の場合、中卒を0、中卒で専門学校終了を1、私立職業高校卒を2、その他高卒を3、高卒で専門学校終了を4、短大卒を5、大学卒を6とし、0と1の閾値（threshold）を0としている。また、大学種別を考慮する場合には、閾値の順番に従って、国公立短大卒を5、国公立大学卒6を、私立短大卒7を、私立大学文系卒8を、私立大学理系卒を9としている。この順序は主として教育費用に依拠しているものと考えられる。

⁷ 私立中学・高校選択によりその後の大学進学が有利になる可能性も考慮して、私立中学・高校のみを説明変数に適用した推定も試みたが、統計的に有意な結果は得られなかった。なお、本人の能力は両親の教育水準によって代理しているが、兄弟姉妹の中でも能力や性格は同一ではないことから、将来の所得獲得に心配がある場合に私立学校を選ぶ傾向があることも考えられ、私立学校通学によって能力が向上している可能性も否定できない。

推定結果から、男女ともに親の所得が高いほど高い教育水準が選択される確率が高くなることが示されている。大学種別については親の所得とともに4年制私立大学への進学確率も高くなり、文科系、理科系と閾値が高くなる。また、親の所得の影響とともに、両親の教育の影響が認められる。父親よりも母親の教育の影響が大きく推定されているが、親の所得の予測値に父親の教育年数が使用されていることや、家庭での子の教育選択に母親の方の関与が強いことなどが影響していると考えられる。女性の場合の私立中学通学に対する親の所得の影響はあまり大きくない。一方、塾・予備校通学については親の所得の影響が認められる。

5. 教育を媒介とする世代間の所得連関

以上の推定結果を使用し、各教育選択を媒介とする所得連関の弾力性 $dy_1/dy_0 = (dy_1/dedu_1)(dedu_1/dy_0)$ の合計値を計算する。 $(dy_1/dedu_1)$ は所得関数における教育ダミー変数に対する係数であり、表3から表5の推定値を適用する。 $(dedu_1/dy_0)$ は表6から表8の親の所得の限界効果を適用する。例えば、有配偶男性でモデル[A]の教育水準のみのケースであれば、中卒、私立職業高校卒、大学卒のそれぞれについて、教育ダミーの係数と限界効果を乗じ、合計した値となる。

表9は推計結果である。「教育水準」には私立職業高校選択と、女性の場合には私立中学通学を含み、短大や大学の種別を含まない。なお、私立職業高校による影響は0.007-9、私立中学は-0.002となっている。

教育を媒介とする所得連関の弾力性は、有配偶男性で0.145、女性本人所得の場合で0.152と推計される。有配偶女性の場合、0.069と本人所得の約半分の値となっており、配偶者の選択を通して教育の関与が弱まっている。教育の内訳としては、高等教育の関与が男性で3分の2程度、女性では7割を超える。

教育水準に加えて大学種別を考慮すると、女性本人所得で0.011、有配偶男性で0.015、教育の関与が低く推計される。また、教育の所得連関への関与を1割程度低下させる効果がある。これは国公立大学（及び国公立短大）進学は所得を高めるが授業料が比較的安く抑えられているためであると考えられる。一方で、塾・予備校通学により弾力性は0.02程度高くなる。これは、大学種別による緩和効果を上回るものであり、塾・予備校の影響を加えると女性本人所得の場合で教育の関与は0.171と推計される。

なお、Card (1999)の推測のように教育のリターンに1割程度の上方バイアスが見込まれるとしても、塾・予備校の影響を加えるならば、女性本人所得で0.15、有配偶男性で0.14、有配偶女性で0.09程度が教育を通じた弾力性と考えられる。表2に示した世代間の所得の弾力性は、男性で0.4強、女性の場合で0.3前後であることから、有配偶男性の本人所得で3分の1程度、女性の本人所得で弾力性の半分程度、有配偶女性の世帯所得で3割程度は教育によって説明されると推測できる。英米における関連研究では、教

育の関与が 0.1 程度 (Bowles and Gintis, 2002; Blanden, Gregg, and Macmillan, 2007)、あるいは所得相関の約 3 割から半分は教育投資によるもの (Restuccia and Urrutia, 2004; Blanden, Gregg, and Macmillan, 2007) と推計されており、これらと同程度の推計結果となっている。

仮に塾や予備校、専門学校以外の通常の学校教育の無料化や、十分な奨学金制度が整備され、親の所得と学校教育選択が無関係となるなら、世代間の所得弾力性が男性で 0.4 強から 0.3 以下に、女性で 0.3 から 0.25 以下に低下し、北欧諸国と同程度の高い世代間所得の移動性が見込まれる。ただし、家計の教育費に対する余裕が塾や予備校への支出に向かうなら、この効果は減殺されると予想される。

6. 結びにかえて

本論文では、教育を通じた世代間所得連関について、親の所得水準から子の教育選択へ、子の教育選択から子の所得への二段階に分けて推定を行い、世代間所得連関の 3 割から半分程度は子への教育支出により説明されることを示した。

しかしながら、データの制約により、以下の点に注意する必要がある。まず、本研究では本人の IQ や成績など本人の能力を直接示すデータが得られないため、両親の教育水準で代替しており、親の教育水準と本人の能力の区別が完全とはいえない。第二に、親の所得水準の情報が限られたものであることから、親の所得の予測値を使用しているが、可能ならば親が 40 歳頃の複数年の所得情報の使用が望ましい。第三に、子世代の平均年齢が有配偶男性で 30 歳代、女性では 30 歳前であり、今後の昇給や管理職昇進等が見込まれるため、特に大学教育について文理の別や国公立・私立の別による今後のリターンの推定が十分でない可能性が考えられる。女性の場合、出産育児による離職・再就職の時期にあり、生涯所得との関連づけはさらに難しい。第四に、男性サンプルに無配偶男性が含まれておらず、有配偶男性のケースに限定されている。また、塾・予備校の情報は女性に限られている。結果の解釈には以上の制約に留意が必要であろう。

なお、世代間所得連関の分析には子世代について少なくとも 30 歳頃の所得の情報が必要である。このため、分析の対象となるのは、現在子育てをしている世代とその親の世代との関連である。現在就学中の子供とその親とは異なる世代における所得連関であることに留意する必要がある。

参考文献

Blanden, Jo, Paul Gregg, and Lindsey Macmillan (2007), “Accounting for Intergenerational Income Persistence: Noncognitive Skills, Ability and Education,” *Economic Journal* 117,

C43-C60.

- Bowles, Samuel, and Herbert Gintis (2002), "The Inheritance of Inequality," *Journal of Economic Perspectives* 16-3, 3-30
- Björklund, Anders, and Markus Jäntti (1997), "Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States," *American Economic Review* 87-5, 1009-1018.
- Card, David (1999), "The Causal Effect of Education on Earnings," in: Orley C. Ashenfelter and David Card (eds.), *Handbook of Labor Economics* Vol. 3A Chapter 30, North-Holland.
- Dearden, Lorraine, Stephen Machin and Howard Reed (1997), "Intergenerational Mobility in Britain," *Economic Journal*, 107, 47-66.
- Grawe, Nathan (2006), "Lifecycle Bias in Estimates of Intergenerational Earnings Persistence," *Labour Economics* 13, 551-570.
- Haider, Steven, and Gary Solon (2006), "Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings," *American Economic Review* 96-4, 1308-1320.
- Mazumder, Bhashkar (2005), "Fortunate Sons: New Estimates of Intergenerational Mobility in the United States using Social Security Earnings Data," *Review of Economics and Statistics* 87-2, 235-255.
- Mocetti, Sauro (2007), "Intergenerational Earnings Mobility in Italy," *B.E. Journal of Economic Analysis & Policy* 7-2, Article 5.
- Murphy, Kevin M. and Robert H. Topel (1985), "Estimation and Inference in Two-Step Econometric Models," *Journal of Business & Economic Statistics* 3-4, 370-379.
- Piraino, Pastrizio (2007), "Comparable Estimates of Intergenerational Income Mobility in Italy," *B.E. Journal of Economic Analysis & Policy* 7-2, Article 1.
- Restuccia, Diego, and Carlos Urrutia (2004), "Intergenerational Persistence of Earnings: The Role of Early and College Education," *American Economic Review* 94-5, 1354-1378.
- Solon, Gary (2002), "Cross-Country Differences in Intergenerational Earnings Mobility," *Journal of Economic Perspectives*, 16-3, 59-66.
- Solon, Gary (1992), "Intergenerational Income Mobility in the United States," *American Economic Review*, 82-3, 393-408.
- Zimmerman, David (1992), "Regression Toward Mediocrity in Economic Stature," *American Economic Review*, 82-3, 409-429.
- Ueda, Atsuko (2009), "Intergenerational Mobility of Earnings and Income in Japan," *B.E. Journal of Economic Analysis & Policy* 9-1 (Contributions), Article 54.
- 小塩・妹尾(2003), 「日本の教育経済学: 実証分析の展望と課題」, ESRI Discussion Paper Series 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*, 44:3, 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』, 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 1 : サンプルの特性

	有配偶男性		女性	
	平均 (標準偏差)		平均 (標準偏差)	
サンプル数	1656		2738	
年齢	36.8	(6.9)	29.2	(4.6)
労働所得 (独身で所得あり)	—		273.7	(130.7)
労働所得 (有配偶で所得あり)	530.0	(364.5)	183.1	(155.0)
中卒 (割合)	0.120		0.062	
高卒 (割合)	0.512		0.558	
公立職業高校卒 (割合)	0.193		0.151	
私立職業高校卒 (割合)	0.050		0.064	
専門学校 (割合)	0.135		0.200	
短大・高専卒 (割合)	0.042		0.217	
私立短大 (割合)	—		0.198	
大卒以上 (割合)	0.327		0.162	
私立大学文系 (割合)	0.159		0.104	
私立大学理系 (割合)	0.076		0.019	
私立中学 (割合)	0.086		0.087	
私立普通高校 (割合)	0.190		0.211	
塾予備校通学 (割合)	—		0.210	
父の年齢(有効回答のみ)	60.0	(6.3)	56.8	(5.3)
父の教育年数	11.41	(2.35)	11.74	(2.45)
母の教育年数	11.11	(1.89)	11.35	(1.88)
親の所得階級(有効回答のみ)				
250万円未満	27.7%		22.2%	
250-499万円	27.8%		26.0%	
500-749万円	20.9%		20.6%	
750-999万円	10.0%		13.6%	
1000-1249万円	7.6%		9.6%	
1250-1499万円	2.1%		3.4%	
1500万円以上	3.9%		4.8%	

表 2 : 世代間の所得弾力性推定結果

	推定値		サンプル数
有配偶男性	0.412	(0.054)	1114
30-49歳	0.428	(0.064)	868
所得のある女性（本人所得）	0.210	(0.056)	1178
26歳以上	0.267	(0.064)	890
27歳以上	0.257	(0.072)	746
28歳以上	0.294	(0.080)	626
有配偶女性（夫の所得）	0.295	(0.045)	1392
夫30-49歳	0.320	(0.054)	1094

注：カッコ内は修正済み標準誤差。調査対象女性の年齢は24歳以上である。

表 3 : 所得関数の推定結果: 有配偶男性 (本人所得)

	全変数モデル			モデル[A]			モデル[B]		
定数項	3.694	(0.283)	**	3.684	(0.282)	**	3.657	(0.281)	**
年齢	0.102	(0.014)	**	0.102	(0.014)	**	0.103	(0.014)	**
年齢 2 乗/100	-0.111	(0.019)	**	-0.111	(0.019)	**	-0.112	(0.019)	**
中卒ダミー	-0.226	(0.039)	**	-0.219	(0.035)	**	-0.218	(0.035)	**
私立中学ダミー	-0.043	(0.041)							
私立普通高校ダミー	-0.016	(0.031)							
公立職業高校卒ダミー	-0.028	(0.034)							
私立職業高校卒ダミー	-0.148	(0.054)	**	-0.1377	(0.051)	**	-0.138	(0.051)	**
専門学校ダミー	-0.024	(0.033)							
高専卒ダミー	0.017	(0.057)							
大卒以上ダミー	0.281	(0.044)	**	0.237	(0.026)	**	0.294	(0.040)	**
私立文系ダミー	-0.129	(0.045)	**				-0.130	(0.045)	**
私立理系ダミー	0.030	(0.053)					0.028	(0.053)	
父の教育年数	0.011	(0.006)		0.011	(0.006)		0.011	(0.006)	
母の教育年数	0.008	(0.007)		0.007	(0.007)		0.008	(0.007)	
Adj. R ²	0.216			0.211			0.217		

注) サンプル数は1656. カッコ内は標準誤差.

*は5%, **は1%の各水準で有意であることを示す.

表 4 : 所得関数の推定結果: 女性 (本人所得)

	全変数モデル			モデル[A]			モデル[B]		
定数項	4.150	(0.498)	**	4.058	(0.497)	**	4.170	(0.496)	**
年齢	0.066	(0.031)	*	0.073	(0.031)	*	0.066	(0.031)	*
年齢 2 乗/100	-0.072	(0.047)		-0.081	(0.047)		-0.070	(0.047)	
中卒ダミー	-0.412	(0.087)	**	-0.417	(0.086)	**	-0.417	(0.085)	**
私立中学ダミー	-0.044	(0.058)		-0.070	(0.055)		-0.061	(0.055)	
私立普通高校ダミー	-0.033	(0.038)							
公立職業高校卒ダミー	0.019	(0.048)							
私立職業高校卒ダミー	-0.101	(0.066)		-0.099	(0.064)		-0.100	(0.063)	
塾予備校ダミー	0.083	(0.037)	*	0.065	(0.036)		0.083	(0.037)	*
専門学校ダミー	0.084	(0.039)	*	0.087	(0.038)	*	0.082	(0.038)	*
短大卒ダミー	0.431	(0.095)	**	0.187	(0.041)	**	0.427	(0.094)	**
私立短大ダミー	-0.269	(0.097)	**				-0.276	(0.096)	**
大卒以上ダミー	0.374	(0.071)	**	0.322	(0.046)	**	0.371	(0.069)	**
私立文系ダミー	-0.102	(0.073)					-0.110	(0.073)	
私立理系ダミー	0.096	(0.108)					0.090	(0.108)	
父の教育年数	0.003	(0.008)		0.002	(0.008)		0.003	(0.008)	
母の教育年数	-0.011	(0.010)		-0.011	(0.010)		-0.011	(0.010)	
Adj. R ²	0.114			0.108			0.114		

注) サンプル数は1453. カッコ内は標準誤差.

*は5%, **は1%の各水準で有意であることを示す.

表 5 : 所得関数の推定結果: 有配偶女性 (夫の所得)

	全変数モデル			モデル[A]			モデル[B]		
定数項	3.876	(0.308)	**	3.875	(0.307)	**	3.872	(0.307)	**
年齢	0.099	(0.015)	**	0.099	(0.015)	**	0.099	(0.015)	**
年齢 2 乗/100	-0.111	(0.019)	**	-0.111	(0.019)	**	-0.111	(0.019)	**
中卒ダミー	-0.150	(0.047)	**	-0.148	(0.046)	**	-0.148	(0.046)	**
私立中学ダミー	-0.104	(0.039)	**	-0.096	(0.038)	*	-0.094	(0.038)	*
私立普通高校ダミー	0.029	(0.028)							
公立職業高校卒ダミー	-0.004	(0.033)							
私立職業高校卒ダミー	-0.056	(0.045)		-0.061	(0.043)		-0.061	(0.043)	
塾予備校ダミー	0.119	(0.031)	**	0.122	(0.031)	**	0.120	(0.031)	**
専門学校ダミー	0.012	(0.028)		0.017	(0.028)		0.013	(0.028)	
短大卒ダミー	0.132	(0.087)		0.044	(0.031)		0.133	(0.086)	
私立短大ダミー	-0.101	(0.088)					-0.097	(0.088)	
大卒以上ダミー	0.181	(0.068)	**	0.192	(0.044)	**	0.182	(0.067)	**
私立文系ダミー	-0.009	(0.073)					-0.003	(0.073)	
私立理系ダミー	0.085	(0.107)					0.087	(0.107)	
父の教育年数	0.013	(0.006)	*	0.013	(0.006)	*	0.014	(0.006)	*
母の教育年数	0.010	(0.008)		0.010	(0.008)		0.011	(0.008)	
λ	-0.227	(0.065)	**	-0.231	(0.065)	**	-0.229	(0.065)	**
Adj. R ²	0.152			0.153			0.153		

注) サンプルセクション修正を行った場合. サンプル数は1792, セクション修正に使用したサンプル数は2738. カッコ内は標準誤差. *は5%, **は1%の各水準で有意であることを示す.

表6： 教育水準選択の順序プロビット推定結果（有配偶男性）

被説明変数	モデル[A]		モデル[B]	
定数項	-1.080	(0.235) **	-0.716	(0.228) **
父の教育年数	0.038	(0.029)	0.036	(0.029)
母の教育年数	0.105	(0.022) **	0.080	(0.022) **
親の所得（対数予測値）	1.138	(0.250) **	1.021	(0.240) **
Threshold (1-2)	0.233	(0.056) **	0.232	(0.055) **
Threshold (2-3)	1.801	(0.068) **	1.783	(0.042) **
Threshold (3-4)			2.091	(0.044) **
Threshold (4-5)			2.929	(0.063) **
親の所得の限界効果				
中学	-0.178		-0.164	
私立職業高校	-0.060		-0.054	
高校	-0.176		-0.152	
大学	0.414			
国公立大学			0.062	
私立大学（文系）			0.192	
私立大学（理系）			0.117	
サンプル数	1106		1106	
McFadden Pseudo R ²	0.076		0.051	

注： カッコ内は修正済み標準誤差。*は5%，**は1%の各水準で有意であることを示す。

表8： その他の教育選択の順序プロビット推定結果（女性）

被説明変数	私立中学		塾・予備校	
定数項	-0.226	(0.251) **	-0.855	(0.221) **
父の教育年数	0.002	(0.026)	0.008	(0.022)
母の教育年数	-0.003	(0.026)	0.028	(0.022) **
親の所得（対数予測値）	0.035	(0.195)	0.296	(0.171) **
サンプル数	2161		2161	
McFadden Pseudo R ²	0.004		0.114	

注： 限界効果。カッコ内は修正済み標準誤差。*は10%，**は5%，***は1%の各水準で有意であることを示す。

表7： 教育水準選択の順序プロビット推定結果（女性）

被説明変数	モデル[A]		モデル[B]	
定数項	-0.666	(0.157) **	-0.439	(0.158) **
父の教育年数	0.047	(0.018) **	0.042	(0.018) **
母の教育年数	0.115	(0.016) **	0.099	(0.015) **
親の所得（対数予測値）	1.102	(0.144) **	1.113	(0.140) **
Threshold (1-2)	0.121	(0.050) **	0.121	(0.057) **
Threshold (2-3)	0.588	(0.050) **	0.587	(0.034) **
Threshold (3-4)	1.769	(0.029) **	1.761	(0.084) **
Threshold (4-5)	2.243	(0.029) **	2.233	(0.124) **
Threshold (5-6)	3.047	(0.037) **	2.293	(0.132) **
Threshold (6-7)			2.423	(0.148) **
Threshold (7-8)			3.227	(0.120) **
Threshold (8-9)			4.271	(0.098) **
親の所得の限界効果				
中学	-0.065		-0.067	
中学+専門学校	-0.017		-0.017	
私立職業高校	-0.091		-0.093	
高校	-0.260		-0.260	
高校+専門学校	0.009		0.011	
短大	0.179			
大学	0.243			
国公立短大			0.008	
国公立大学			0.022	
私立短大			0.201	
私立大学（文系）			0.166	
私立大学（理系）			0.030	
サンプル数	2161		2161	
McFadden Pseudo R ²	0.074		0.062	

注： カッコ内は修正済み標準誤差。*は5%，**は1%の各水準で有意であることを示す。

表 9 : 教育を通じた世代間所得連関

	有配偶男性 (本人所得)	女性 (本人所得)	有配偶女性 (夫所得)
教育水準	0.145	0.152	0.069
うち、短大・大学	0.098	0.112	0.055
教育水準と大学種別	0.130	0.141	0.065
うち、短大・大学	0.087	0.099	0.050
教育水準・塾予備校	-	0.171	0.105
教育水準と大学種別・塾予備校	-	0.165	0.100
大学種別の影響	-0.015	-0.011	-0.004
塾予備校の影響	-	0.019 - 0.025	0.036