

親の所得が子どもの教育水準に与える影響[†]

窪田 康平

(山形大学地域教育文化学部 講師)

1. はじめに

本研究の目的は、親の所得が子どもの教育水準に与える影響を推定することである。子どもの教育水準を決定する一つの要因として親の所得に注目することには、政策的な観点から意義がある。なぜなら、教育水準が賃金を規定する要因の一つなので、親の低所得が子どもの教育水準を低下させているならば、貧困の世代間連鎖を引き起こす可能性があるからである¹⁾。親の所得の増加によって子どもの教育水準が向上するならば、直接的な経済支援の政策は貧困の世代間連鎖の抑制に対して有効である。逆に、子どもの教育水準に対して親の所得が影響しないならば、直接的な経済支援の政策は効率的でない。貧困の連鎖に対する対策を考える上で、子どもの教育水準に対する親の所得の弾性値は必要な情報である。

子どもの教育水準の決定要因は、大きく2つに分類される。第一は、教育費などの子どもに対する親の金銭的な投資による要因である。第二は、しつけや子どもの生まれつきの能力などの非金銭的な要因である。非金銭的な要因は観測が難しいだけでなく、親の所得と相関すると考えられ、計量分析の際に脱落変数の問題を引き起こし得る。さらに、分析に必要な子どもの在学時の親の所得は、入手が困難で、得られたとしても計測誤差の問題がある。

本研究は子どもに対する親の教育投資のモデルを利用することで上記の問題を克服する。モデルから3世代の教育水準と所得の決定式が導出される。モデルを用いる第一の利点は、恣意的に操作変数を選

択するのでなく、モデルから妥当な操作変数を選択できることである。第二は、推定結果から、教育水準の決定メカニズムを解釈できることである。操作変数は、(a) 両親の教育水準ダミー、(b) 祖父母の所得の代理変数、(c) 祖父の教育水準ダミーの3種類を使用する。操作変数法によって子どもの教育水準に対する親の所得の一致推定値を得ると同時に、過剰識別検定の結果からモデルの構造を検定し、どのように子どもの教育水準が決定されているかを調べる。

本研究は、「くらしの好みと満足度にかんするアンケート」を使用する。このアンケートは、大阪大学が2004年から継続して同一家計を追跡調査するパネルデータで、今回使用したのは2004年から2011年の8期のパネルデータである。8期という限られたパネルデータであるため、子どもの生まれ年が1986年から1991年という比較的若い子どもが分析の対象となる。本研究の分析結果は、直近の貧困政策の議論に貢献できると考えられる。

分析の結果、親の所得が10%増加すると、最小二乗法では子どもの教育年数が0.5%上昇するが、操作変数では1.3%上昇することが示される。この結果は、先行研究と同様、最小二乗法による推定値は操作変数よりも小さく、脱落変数や計測誤差の問題は深刻である。さらに、操作変数法の推定結果から、子どもの教育水準を決定する非金銭的な要因が2世代間で相関することが示される。

論文の構成は以下の通りである。2節は先行研究のサーベイをするとともに、先行研究の問題点を整理する。3節は、理論モデルから推定モデル

を導出し、仮説検定の方法を説明する。4節では、分析に用いるデータを説明する。5節は、推定結果を示す。論文のまとめを6節で行う。

2. 先行研究

親の所得が子どもの教育水準に与える影響を推定した研究は海外でいくつか存在するが、日本のデータを用いた研究は非常に少ない。その主な理由として、佐藤他（2007）が指摘しているように、親の所得の計測が困難であることが挙げられる。子どもの在学時の親の所得は、回顧的質問を用いることでクロスセクションデータでも得ることができるが、この方法では親の所得の計測誤差が大きくなる恐れがある。本研究は、8期のパネルデータを使用して、子どもが中学校または高校に在学していた時の親の所得の情報を得る。パネルデータを用いることで子どもの在学時の親の所得をより正確に把握できるという利点がある。

親の所得が子どもの教育水準に与える影響を推定するためには、2つの問題を解決する必要がある。第一は、親の所得の計測誤差の問題である。親の所得に関して計測誤差がある場合、最小二乗法による推定値にゼロ方向にバイアス（attenuation bias）が生じる恐れがある。計測誤差に対処するために、本研究は子どもの在学時の所得を使用するだけでなく、操作変数法を用いる。計測誤差に対処する操作変数の条件は、真の親の所得と相関し、親の所得の計測誤差と相関しないことである。

第二は、脱落変数の問題である。子どもの教育水準と親の所得の両方に相関する要因が存在する場合、この要因を制御せずに最小二乗法で推定すると、正確な弾性値を得られない。この要因として親のしつけの方針や家庭環境などが考えられるが、通常これらを観察することは困難である。そこで、先行研究では、操作変数法や固定効果モデルなどを用いて子どもの教育水準に対する親の所得の弾性値を推定してきた。本研究では操作変数法を用いて脱落変数の問題に対処する。

多くの先行研究は、脱落変数の問題を操作変数

法と固定効果モデルの推定の2つの方法で対処してきた。固定効果モデルを用いて分析した研究としてScarr and Weinberg（1978）がある。彼らは養子データを用いて、子どものIQテストスコアに対する親の所得の弾性値を推定した。最小二乗法による分析では親の所得の弾性値は有意に影響するが、遺伝子など子どもで共通する観察できない要因の影響を除去した固定効果モデルを推定した結果、弾性値が有意でないことを示した。この結果から、彼らは遺伝的な要因が子どものアウトカムに大きな影響を与えていることを指摘した。しかし、彼らのデータの観測数は150と非常に少ないこと、さらに、養子の親と通常の親の間で子どもの育て方が違う可能性といった観察できない要因を完全に除去できていないという批判がある。Blau（1999）は、NLSY（National Longitudinal Survey of Youth）を使用して、甥や姪の間で共通する観察できない要因を除去する固定効果モデルを用いて、子どものテストスコアに対する親の所得の影響を推定した。親の所得は1年ごとの変動なので、固定効果モデルは親の所得の一時的な変動の影響を推定している。推定の結果、子どもの教育水準に対する親の所得の一時的な影響は小さいことを明らかにした。彼は親の恒常的な所得の変動の影響を推定するために、12年間の親の所得の平均値を恒常所得と定義して、最小二乗法によって推定し、固定効果モデルの推定値よりも大きいことを示した。彼らの研究に対する主な批判は、恒常的な所得の影響を推定する際の脱落変数の問題である。また、固定効果モデルによる分析に対する一般的な批判として、固定効果モデルが制御できるのは時間で変化しない観察できない要因であり、時間で変化する要因については制御できないという点がある。

固定効果モデルの推定は脱落変数の問題に対処するが、計測誤差の問題を解決していない。操作変数法は両方に対処することができる。Mayer（1997）は、親の資産から得られる所得を操作変数として子どものテストスコアなどに対する親の所得の弾性値を推定し、その値は小さいことを明らかにした。しかし、資産所得は子どもの

アウトカムに直接影響しているという推定結果や、資産所得は親の教育水準と相関するという指摘から操作変数が妥当でないという批判がある。Shea(2000) はPSID (Panel Study of Income Dynamics) を用いて、父親の職場に労働組合があるかどうか、さらに、父親が解雇されたことがあるかどうかを操作変数にして子どもの賃金や教育年数に対する親の所得の影響を推定した。彼の操作変数が妥当である前提は、労働組合があるかないか、さらに解雇されたかどうかは運によって決定されていることである。しかし、これらの操作変数は親の能力と相関すると考えられ、操作変数の妥当性に対する疑問が残る。

より批判の少ない操作変数を用いた研究にDhal and Lochner (2012) と Maurin (2002) がある。Dhal and Lochner (2012) は、アメリカの再分配政策であるEITC (Earned Income Tax Credit) の変更に着目して、子どもの学力に対する親の所得の弾性値を推定した。アメリカのNLSYを用いて推定の結果、親の所得の増加は子どもの学力を増加させ、その影響は最小二乗法や固定効果モデルによる推定結果と比較して大きいことを明らかにした。ただし、EITCという政策の変化によって親の所得の影響を識別しているため、彼らが推定したのは低所得層の弾性値であることに注意が必要である。Maurin (2002) は、フランスの国勢調査を用いて、親の意思決定と子どもの教育アウトカムに関する生産関数をモデル化し、どのような経路で子どものアウトカムに親の所得が影響しているのかを特定するとともに、親の所得の弾性値を推定した。本研究は、Maurin (2002) のモデルを参考にして、子どもの教育水準に対する親の所得の影響を推定する。

3. モデルと推定方法

(1) モデル

本研究のモデルは基本的にMaurin (2002) のモデルを踏襲するが、Maurin (2002) の子どものアウトカムは小学校で留年したかどうかである。一方、本研究のアウトカムは子どもの教育年数を

使用する。本研究はこの点を修正したモデルを使用する。

一般的に、子どもの物質的豊かさは子どもの教育水準の重要な決定要因の一つとされる。親が子どものために購入する財やサービスとして、成長に必要な食物、医療サービス、学習塾の費用などが考えられる。さらに、この子どものために親が購入する財やサービスは、親の所得に対して弾力的であると考えられる。つまり、親の所得の増加は、子どもに対する親の支出も増加させ、子どもの教育水準を上昇させる。

この行動を描写するために、子どもの教育水準の生産関数、子どもの教育水準を含む親の効用関数、親の所得を決定する関数を特定化する。まず、子どもの教育水準の生産関数を考える。子どもの教育水準は2つの投入物によって決定されるとする。第一は、親が市場で購入できる財やサービスである。第二は、市場で購入できないものである。子ども(g+1)の教育水準 E_{g+1} の生産関数を、 $E_{g+1} = D_g^e \exp(u_g)$ とする。 D_g は親(g)の子どもに対する支出で、 u_g は親が購入できない子どもの教育水準 E_{g+1} の決定要因である。 u_g には子どもに対する親のしつけや家庭環境、遺伝的な学習能力といった観察できない要因が含まれる。

次に、子どもの教育水準を含む親の効用関数を特定し、親の効用最大化問題を考える。親は自身の効用 $U(C_g, E_{g+1})$ を最大化するように、自身の消費水準 C_g と子どもに対する支出水準 D_g を決定する。 R_g は親の所得で、予算制約式は $C_g + pD_g = R_g$ となる。 p は子どもの支出の相対価格である。親の効用関数をコブ=ダグラス型、 $U(C_g, E_{g+1}) = C_g^\alpha E_{g+1}^\beta$ とすると、 $D_g = (\alpha\gamma/p(\alpha\gamma + \beta)) \times R_g$ となり、子どもに対する親の最適な支出は親の所得 R_g の比例関係になる。

最後に、親の所得を決定する関数を特定する。所得の決定要因は、自身の教育水準とそれ以外とする。親の所得は自身の教育水準の対数線形関数とすると、親の所得は、 $R_g = R_0 + c \ln E_g + v_g$ と書ける。 R_0 は定数項で、 E_g は親の教育水準、 v_g は誤差項である。本研究は、この誤差項を観測できない稼働能力と呼ぶことにする。

以上から以下の推定式が得られる。

$$\begin{aligned}\ln E_{g+1} &= E_0 + a \ln R_g + u_g \\ \ln R_g &= R_0 + c \ln E_g + v_g \\ \ln E_g &= E_0 + a \ln R_{g-1} + u_{g-1} \\ \ln R_{g-1} &= R_0 + c \ln E_{g-1} + v_{g-1}\end{aligned}$$

本研究で推定すべきパラメータは、親の対数所得 $\ln R_g$ の係数 a である。パラメータ a の一致推定値を得るための条件は、上記の推定式の誤差項の構造に依存する。 u_g には、市場で購入できない子どもの教育水準の決定要因、さらに子どもの教育年数と親の所得の両方の計測に影響する誤差が含まれる。 v_g には、所得を決定する観察できない要因と所得の計測誤差が含まれる。

(2) 推定方法と仮説検定

以下では、パラメータ a の一致推定値を得るための条件を整理する。第一は、 u_g が u_{g-1} と v_g 、さらに、それぞれの前世代の u_{g-2} や v_{g-1} と独立という条件である。この場合、市場で購入できない子どもの教育水準の決定要因 u_g と親の稼得能力 v_g は独立で、さらに、両方に影響する観察できない要因とも独立である。また、市場で購入できない子どもの教育水準の決定要因 u_g は、市場で購入できない親の教育水準の決定要因 u_{g-1} と独立で、世代で受け継がれる教育水準の要因はない。つまり、誤差項 u_g と説明変数 $\ln R_g$ は独立なので、最小二乗法によってパラメータ a の一致推定値が得られる。

第二は、 u_g が u_{g-1} と v_{g-1} 、さらに、それぞれの前世代の u_{g-2} や v_{g-2} と独立という条件である。第一の条件と異なるのは、 u_g と v_g が相関する点である。つまり、親の所得の計測誤差が存在したり、市場で購入できない子どもの教育水準の決定要因 u_g と親の稼得能力 v_g が相関する場合である。このとき、誤差項 u_g と説明変数 $\ln R_g$ は相関するので、最小二乗法では一致推定値が得られない。この条件で一致推定値を得るための操作変数は、(a) 両親の教育水準、(b) 祖父母の所得、(c) 祖父の教育水準である。この条件を IV-(1) と呼ぶことにする。

第三は、 u_g が u_{g-2} と v_{g-1} 、さらに、それぞれの

前世代の u_{g-3} や v_{g-2} と独立という条件である。第二の条件と異なるのは、 u_g が v_g と相関するだけでなく、 u_{g-1} と相関する点である。つまり、市場で購入できない子どもの教育水準の決定要因が2世代にわたって相関する。このとき、第二の条件と同様に操作変数法を用いるが、 u_g が u_{g-1} と相関するので、この条件で一致推定値を得るための操作変数は、(b) 祖父母の所得、(c) 祖父の教育水準である。この条件を IV-(2) と呼ぶことにする。

第四は、市場で購入できない教育水準の決定要因 u_g に2世代にわたって受け継がれる要因が含まれる場合である。つまり、 u_g が u_{g-1} 、 v_{g-1} と相関する場合である。この条件で一致推定値を得るための操作変数は、(c) 祖父の教育水準である。この条件を IV-(3) と呼ぶことにする。

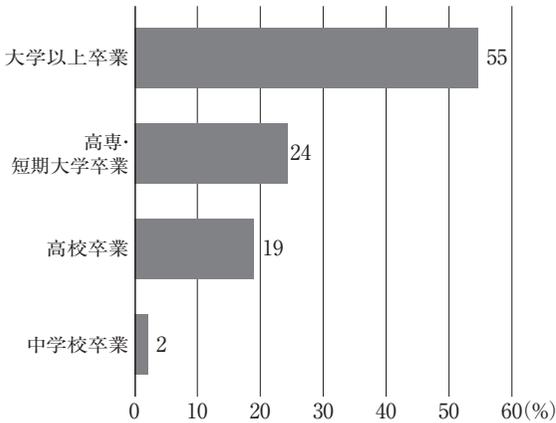
上記の条件ごとに推定することで、どの条件が妥当かを検証することができる。つまり、子どもの教育水準に対する親の所得の弾性値を求めただけでなく、子どもの教育水準の決定メカニズムを特定できる。第一の条件が正しいならば、最小二乗法で推定した結果と第二の条件 (IV-(1)) や第三の条件 (IV-(2)) の操作変数法で推定した結果は一致するはずである。第二の条件 (IV-(1)) が正しいならば、最小二乗法で推定した結果と第二の条件 (IV-(1)) の操作変数で推定した結果は異なり、さらに、第二の条件 (IV-(1)) の操作変数は外生なので、過剰識別検定を棄却しないはずである。第三の条件 (IV-(2)) が正しいならば、第二の条件 (IV-(1)) の操作変数は外生でなく、第三の条件 (IV-(2)) を満たす操作変数の過剰識別検定のみ棄却しないはずである。同様に、第四の条件 (IV-(3)) が正しいならば、第三の条件 (IV-(2)) の操作変数は外生でなく、第四の条件 (IV-(3)) を満たす操作変数の過剰識別検定のみ棄却しないはずである。

4. データ

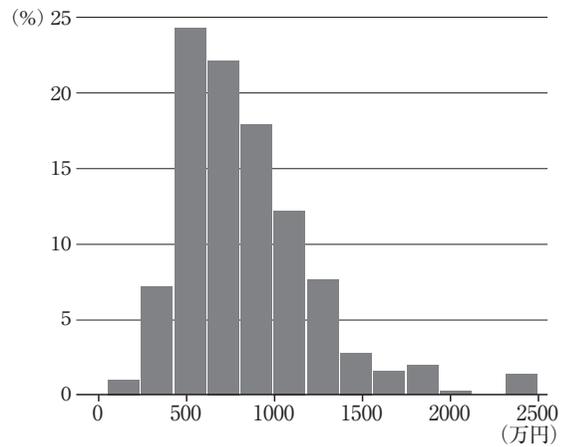
(1) データの概要

子どもの教育水準に対する親の所得の弾性値を推定するためには、子どもが中学校または高校在

図表-1 子どもの教育水準



図表-2 親の世帯所得



学中の親の所得、その数年後に分かる子どもの教育水準に関する情報、さらに、因果関係を推定するための追加的な情報が必要である。本研究は、これらの情報を含む「くらしの好みと満足度にかんするアンケート」を使用する²⁾。このアンケートは、大阪大学が2004年から継続して同一家計を追跡調査するパネルデータであり、今回使用したのは2004年から2011年の8期のパネルデータである。2004年の調査対象は全国から無作為に抽出された20歳以上の6,002人を対象に調査を行い、4,224人から回答を得ている。その後、2006年と2009年に2004年と同様の方法でそれぞれ2,000人と6,000人が追加された³⁾。

分析対象は、子どもが中学校や高校に在学していた時の世帯所得の情報があり、その子どもがその後20歳以上になったときの教育水準の情報がある標本である。具体的には、2004年の調査で子どもの年齢が13歳の親（回答者）の世帯所得が得られる家計が2011年の調査も引き続き回答している場合、2011年の調査では子どもは20歳になっており、その時点の教育年数を子どもの教育アウトカムとする。分析で使用する観測数は486である。この標本における子どもの生まれ年は、1986年から1991年で、比較的若い世代が分析対象となる。

(2) 変数

子どもの教育水準の分布は図表-1に掲載してい

る。子どもの教育水準として教育年数を用いる。最終学歴が中学卒業は9、高校卒業は12、高専卒業・短大卒業は14、大学以上卒業は16とする。子どもの年齢は20歳から25歳であり、大学や大学院に在籍中の子どもも含まれることに注意されたい。大学在籍は大学卒業とみなす。図表-1から大学卒業者の割合が最も高く55%である。次いで、高専・短大卒業が24%、高校卒業が19%である。

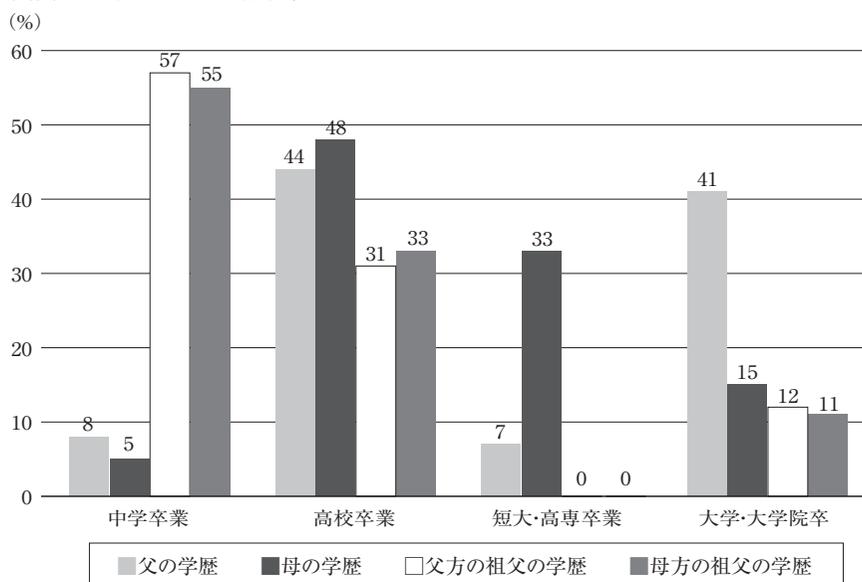
本研究の分析対象となる標本の代表性を確認するため、学校基本調査の近年の進学率の推移を確認する。2003年から2010年の大学と大学院の進学率を合計すると52%から64%である。学校基本調査の数値は、本研究で用いるデータの数値よりも若干高いが、学校基本調査には25歳以上で大学や大学院へ進学する人も含まれているので、集計データと本研究のデータとの乖離はそれほど大きくない。教育年数という側面だけであるが、本研究の標本は日本の母集団を大きく外れていないと判断できるだろう。

親（回答者）の所得について説明する。親の所得は世帯所得を用いる⁴⁾。世帯所得は以下の12のカテゴリーから選択するものである⁵⁾。各カテゴリーの中央の値を変数の値とする。具体的には、100万～200万円未満には150万円、200万～400万円未満には300万円といった具合である。端の値は、100万円未満は50万円、2,000万円以上は2,500万円とする。この端の値を変えても推定結果はほ

図表-3 両親と子供の属性

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
子供の属性					
教育年数	486	14.64	1.73	9.00	16.00
1人兄弟姉妹ダミー	486	0.06	0.24	0	1
2人兄弟姉妹ダミー	486	0.47	0.50	0	1
3人兄弟姉妹ダミー	486	0.38	0.49	0	1
4人以上兄弟姉妹ダミー	486	0.09	0.28	0	1
長子ダミー	486	0.38	0.49	0	1
生まれ年	486	1989	1.67	1986	1991
女性ダミー	486	0.50	0.50	0	1
親の属性					
対数世帯所得 (13～18歳時の平均)	486	6.62	0.49	3.91	7.82
母の生まれ年	486	1960	4.70	1937	1974
父と母の年齢差	486	-2.84	3.12	-17.00	8.00

図表-4 両親と祖父の教育水準



ほとんど変わらない。

子どもごとに得られる親の所得の数は異なることに注意されたい。例えば、2004年に13歳の子どもで2011年まで継続して回答した場合、子どもが13歳から18歳の6時点の親の世帯所得の情報が得られる。一方、2004年に17歳の子どもで、2011年まで継続して回答した場合、17歳から18

歳の2時点の親の世帯所得の情報が得られる。子どもごとに得られる親の世帯所得のデータ数が異なるので、本研究では、子どもの年齢が13歳時点から18歳時点の親の世帯所得の平均値を推定に使用する。つまり、子どもが中学校から高校在籍中の親の所得の子どもの教育年数に対する影響を推定する。親の世帯所得の分布は図表-2に掲載され

図表-5 操作変数の記述統計量

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
両親の教育年数					
父	457	13.54	2.27	9.00	16.00
母	458	13.10	1.69	9.00	16.00
祖父母の所得の代理変数					
15歳時の生活水準	484	4.69	1.72	0.00	10.00
現在の生活水準	478	5.06	1.41	0.00	9.00
対数等価消費	463	2.41	0.51	0.01	4.11
祖父母の相対生活水準	478	0.98	0.42	0.11	6.00
祖父母の相対生活水準× 対数等価消費	456	2.37	1.11	0.00	13.41
祖父の教育年数					
父方	448	10.80	2.38	9.00	16.00
母方	459	10.80	2.32	9.00	16.00

ている。世帯所得の分布は左に歪んでいる。図表-3に両親と子どもの属性の記述統計が記載されている。親の世帯所得の平均値は840万円である。

図表-3から子どもと親の属性を確認できる。子どもの兄弟構成で最も多いのは、2人兄弟姉妹である。子どもの生まれ年の平均値は1989年で、母親の生まれ年の平均値は1960年生まれである。父と母の年齢差は、父の生まれ年から母の生まれ年を引いたものである。その平均値が-2.84なので、平均的に父親が母親よりも2.84歳年上である。

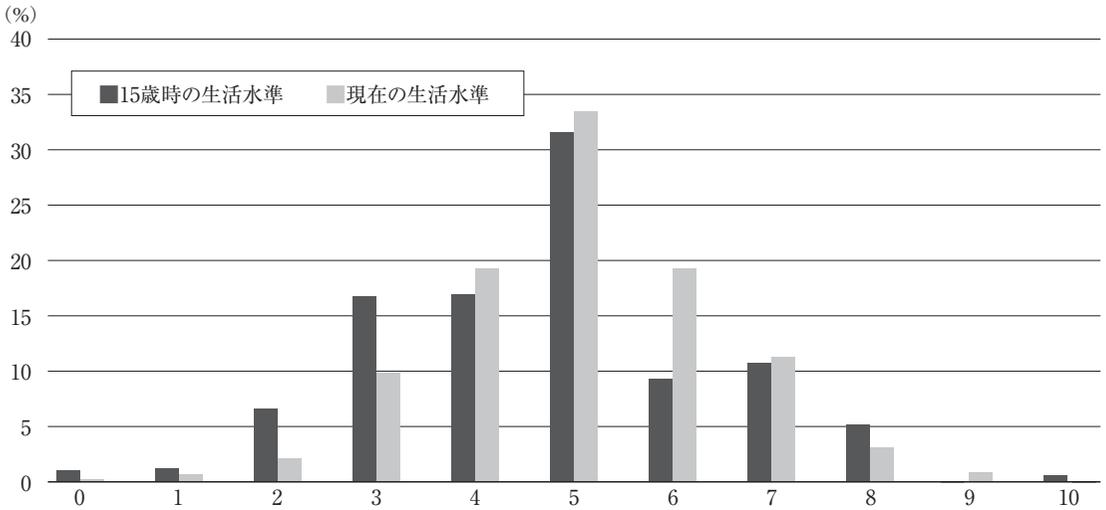
操作変数について説明する。3節で説明したように、3種類の操作変数を用いる。第一は両親の教育水準、第二は祖父母の所得の代理変数、第三は父方と母方両方の祖父の教育水準である。

図表-4に、両親の学歴に加えて、父方と母方の祖父の学歴の分布を掲載している。最終学歴が大学卒業または大学院修了の父親は41%で、最終学歴が高校卒業の父親は44%である。最終学歴が大学卒業または大学院修了の母親は15%と父親と比べて低い一方で、最終学歴が短大卒業または高専卒業は33%と父親と比べて高い。父方と母方の両方の祖父の学歴の分布は同様である。最終学歴が中学卒業の祖父が最も多く、次いで高校卒業が多い。最終学歴が短大卒業または高専卒業の祖父はほとんどいない⁶⁾。

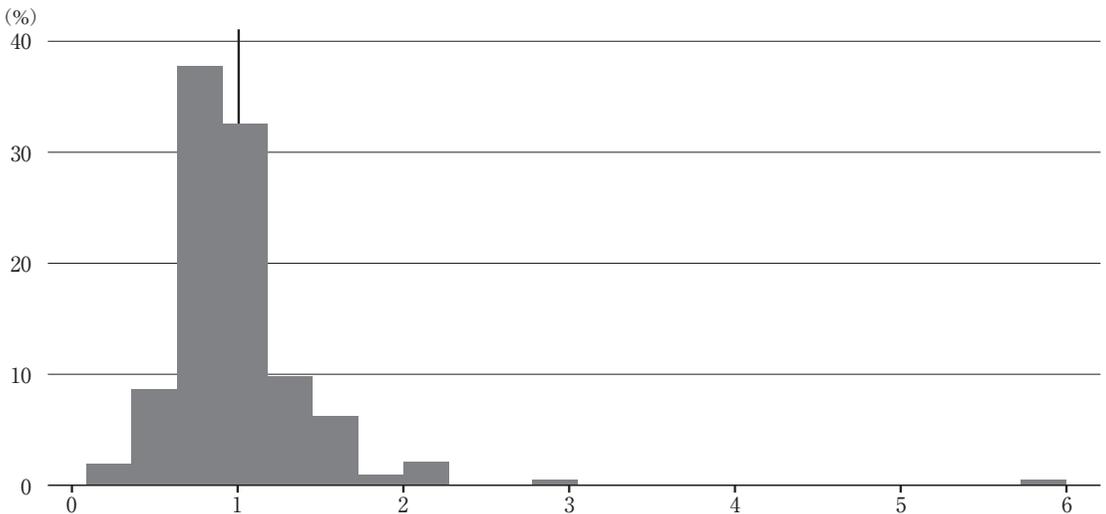
祖父母の所得の代理変数として2つの変数を用いている。第一は、親（回答者）の15歳時の生活水準を親（回答者）の現在の生活水準で割ったものである。15歳時の生活水準と現在の生活水準は0から10の11段階の値をとる。0が最も貧しく、10が最も豊かである。この両方の変数に1を加えて、15歳時の生活水準を現在の生活水準で割って作成した変数を「祖父母の相対生活水準」と呼ぶことにする。15歳時の生活水準を現在の生活水準で割る理由は、生活水準の主観的な回答による個人レベルの異質性をできるだけ除去するためである。

第二は、祖父母の相対生活水準と在学時の両親の世帯の1カ月の等価消費額の対数値の積の変数である。両親の所得水準に対する祖父母の相対生活水準の影響は、両親の現在の生活水準に依存する可能性がある。つまり、現在豊かな両親が貧しかった場合と現在貧しい両親がさらに貧しかった場合では、祖父母の相対生活水準は同じでも、現在の両親の所得に対する祖父母の相対生活水準の影響が異なると予想される。家計間で比較可能な両親の生活水準の代理変数として、両親の世帯の等価消費を用いる。消費は恒常所得の代理変数として解釈することができるからである。等価消費は、世帯の1カ月当たりの消費額を世帯人数の平方根で除したものである。祖父母の相対生活水準

図表-6 親の15歳時の生活水準と現在の生活水準



図表-7 祖父母の相対生活水準

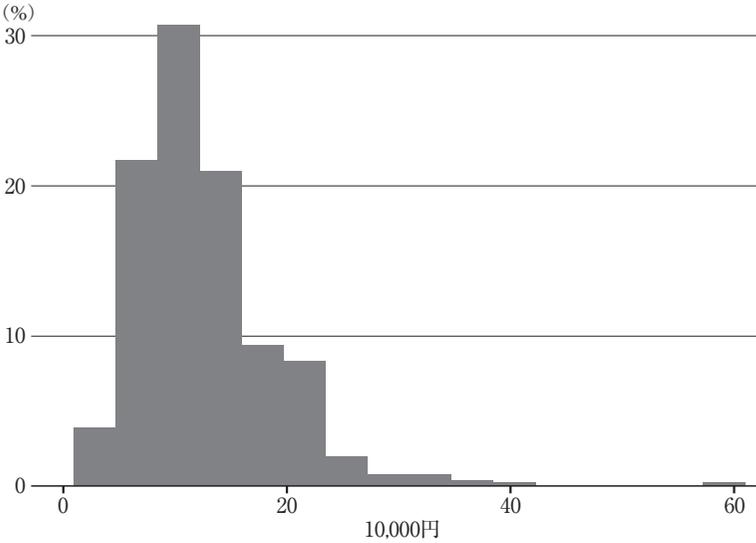


に等価消費の対数値を掛けることによって、個人間で比較可能な祖父母の所得代理変数を得る。

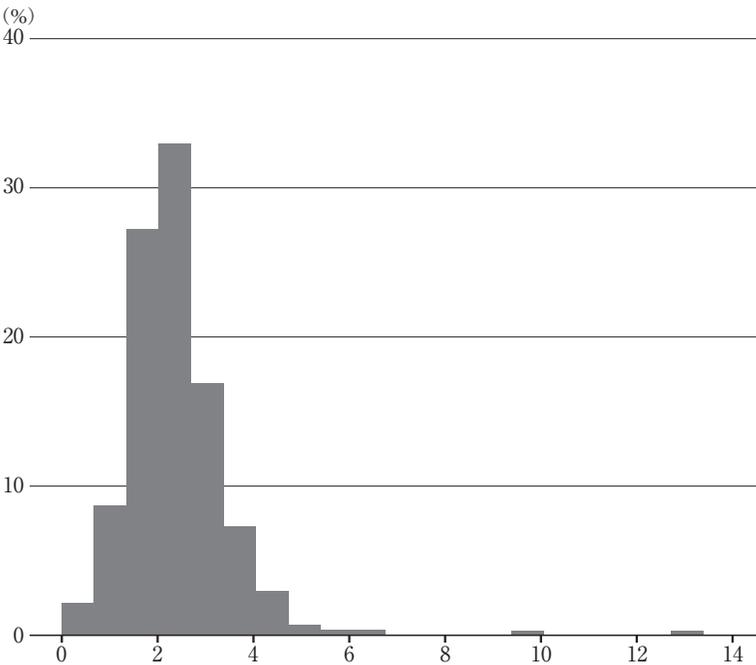
図表-5には操作変数の記述統計が掲載されている。15歳時の生活水準の平均値は4.69で、現在の生活水準は5.06である。回答者である親の15歳時の生活水準と現在の生活水準の分布は図表-6に示されている。現在の生活水準は正規分布に近いが、15歳時の生活水準は右に歪んでいる。つまり、平均的に15歳時の生活水準は現在の生活水準より

低い。個人レベルの生活水準の変化を確認するため、祖父母の相対生活水準の分布を確認する。祖父母の相対生活水準の分布は図表-7に示されている。図表-5より、祖父母の相対生活水準の平均値は0.98であり、15歳時の生活水準と現在の生活水準がほとんど変わらないことが確認できる。しかし、図表-7の祖父母の相対生活水準の分布が右に歪んでいることから、現在よりも15歳時の生活水準が低いと回答した割合は47%である。生活水

図表-8 等価消費(1カ月)



図表-9 祖父母の相対生活水準×対数等価消費



る。この消費は、耐久財の購入額や税金、社会保険料、住宅ローンの支払額を除いた1カ月の世帯の消費額である。1カ月の世帯の消費額を世帯人数の平方根で割って、等価消費を計算する。1カ月の1人当たりの世帯消費の平均値は12.6万円であり、平成21年全国消費実態調査の1カ月の1人当たりの世帯消費の平均値17.1万円と比べて低い。これは、本研究の消費額には耐久財の購入額が含まれないためと予想される。祖父母の相対生活水準と等価消費の対数値を掛け合わせた変数の分布は図表-9に示されている。十分に変動がある変数であることが確認できる。

5. 推定結果

(1) 操作変数法の1段階目の推定結果

本節では、親の所得が子どもの教育水準に与える影響の推定結果を示す。操作変数の妥当性を検討するために、まず、操作変数法の1段階目の推定結果を確認し、次に、2段階目の推定結果を見る。

操作変数法の1段階目の推定結果は、図表-10に掲載されている。被説明変数は親の対数世帯所得である。表には

準が変わらないと回答した割合は27%で、現在の生活水準より15歳時の生活水準が高いと回答した割合は26%である。

現在の両親の経済水準を捉えるための代理変数である等価消費の分布は図表-8に掲載されてい

掲載していないが、母の生まれ年、父と母の年齢差、兄弟姉妹人数ダミー、長子ダミー、子どもの生まれ年、子どもの女性ダミー、10地域ダミー、4段階の都市規模ダミー、さらに、定数項を加えて推定している。IV-(1)は、市場で購入できな

図表-10 操作変数法の1段階目の推定結果

被説明変数：親の対数世帯所得	IV-(1)	IV-(2)
父中学卒業ダミー	-0.30 [0.10]***	
父短大・高専卒業ダミー	0.12 [0.09]	
父大学・大学院卒業ダミー	0.08 [0.05]	
母中学卒業ダミー	0.22 [0.13]*	
母短大・高専卒業ダミー	0.08 [0.05]	
母大学・大学院卒業ダミー	0.28 [0.08]***	
祖父母の相対生活水準	-0.76 [0.12]***	-0.86 [0.13]***
祖父母の相対生活水準×対数等価消費	0.19 [0.05]***	0.24 [0.05]***
父方祖父 高校・短大・高専卒業ダミー	0.05 [0.05]	0.07 [0.05]
父方祖父 大学・大学院卒業ダミー	0.12 [0.07]	0.18 [0.07]**
母方祖父 高校・短大・高専卒業ダミー	-0.06 [0.05]	-0.02 [0.05]
母方祖父 大学・大学院卒業ダミー	0.00 [0.08]	0.14 [0.07]*
観測数	419	419
操作変数の数	12	6
Partial R squared	0.22	0.15
F 統計量 [p値]	9.33 [0.00]	11.63 [0.00]
Hansen J 統計量 [p値]	24.69 [0.01]	5.24 [0.39]

注：被説明変数は親の対数世帯所得である。表には掲載していないが、母の生まれ年、父と母の年齢差、兄弟姉妹人数ダミー、長子ダミー、子どもの生まれ年、子どもの女性ダミー、10地域ダミー、4段階の都市規模ダミー、定数項を加えて推定している。係数の右側にあるカッコ内は標準誤差である。***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%の有意であることを示す

い子どもの教育水準の決定要因 u_g と親のそれ u_{g-1} が独立という条件である。この条件を満たす操作変数は、(a) 両親の教育水準ダミー、(b) 祖父母の所得の代理変数、(c) 祖父の教育水準ダミー、の3つある。IV-(2)は、市場で購入できない子どもの教育水準の決定要因 u_g は親のそれ u_{g-1} と関連するが、祖父のそれ u_{g-2} と独立という条件である。この条件を満たす操作変数は、(b) 祖父母の所得の代理変数と(c) 祖父の教育水準ダミーである。

操作変数法に際して、次の2点に注意する。第一は、weak instrumentsの問題、つまり操作変数と内生変数の相関の強さに関するものである。相関が弱く観測数が有限の場合、操作変数法の推定値にバイアスが生じることが知られている⁷⁾。この点を確認するための検定がいくつか提案されているが、本研究はSheaのPartial R squaredを用いる⁸⁾。また、操作変数が多いと、推定値にバイアスが生じることが指摘されている。この点を

検定するために操作変数（識別変数）の係数が全てゼロの検定を行う。この統計量をF統計量として表に記載している。操作変数法を行うに際しての第二の問題は、操作変数の外生性である。この点を確認するために過剰識別検定を行う。この検定結果はHansen J 統計量として表に示している。

操作変数法による推定では、両親や祖父母の教育水準に関して教育年数ではなく、教育水準のダミー変数を用いる。この理由は、賃金に対する教育年数の影響が線形でないことが、川口(2011)で指摘されているからである。この点は過剰識別検定の妥当性とも関連する。内生変数と操作変数が非線形の関係である場合、操作変数を線形で近似すると近似誤差によって過剰識別検定を棄却する可能性がある。教育水準の賃金に対する非線形な影響を捉えるために、教育水準のダミー変数を用いる。

図表-10の2列目には、IV-(1)の条件を満たす操作変数法による推定結果の1段階目を掲載し

ている。操作変数は、両親の教育水準ダミーのほか、祖父母の相対生活水準、祖父母の相対生活水準と1人当たりの消費の対数値との交差項、さらに、父方と母方の祖父の教育水準ダミーの合計12個である。父親と母親の教育水準のダミー変数のベースは高校卒業である。祖父の最終学歴について、短大・高専卒業が非常に少ないので、高校卒業と短大・高専卒業をまとめる。祖父の教育水準のベースは中学卒業である。父親の教育水準について中学卒業ダミーの係数が-0.30で1%有意である。母親の教育水準については、大学・大学院卒業ダミーの係数が0.28で1%有意である。父親の最終学歴が中学卒業であると世帯所得は低く、母親の最終学歴が大学卒業だと世帯所得が高いことが確認できる。次に、祖父母の相対生活水準の係数を見ると、-0.76で1%有意である。祖父母の相対生活水準と対数等価消費の交差項の係数は0.19で1%有意である。つまり、両親（回答者）の生活水準に比べて祖父母の生活水準が高いと両親の所得は低いが、その影響は現在の両親の対数等価消費が高いほど小さくなる。最後に、祖父の教育水準の影響を見ると、父方の祖父の最終学歴が大卒以上の場合、親の世帯所得が高いことが確認できる。Hansen J 統計量をみると、操作変数が外生であるという帰無仮説を棄却する。したがって、操作変数は妥当でないで、IV-(1)の条件が満たされない。

図表-10の3列目にはIV-(2)の条件を満たす操作変数を用いた推定結果の1段階目の結果示している。操作変数は、祖父母の相対生活水準、祖父母の相対生活水準と対数等価消費の交差項、父方と母方の祖父の教育水準ダミーの合計6つである。父方と母方の祖父の大卒・大学院卒ダミーの係数がそれぞれ0.18と0.14で有意となっている以外、2列目のIV-(1)とほぼ同様である。F統計量は11.63で、IV-(1)のそれと比べて大きく、weak instrumentsの問題はない。Hansen J 統計量のp値は0.39で、操作変数が外生であると判断できる。

以上の結果から、IV-(1)の条件が満たされず、IV-(2)の条件が満たされることが確認できた。

これは、親の所得の計測誤差の存在や市場で購入できない子どもの教育水準の決定要因と親の稼働能力の相関の可能性を示している。

(2) 最小二乗法と操作変数法の推定結果

操作変数法の2段階目の推定結果を図表-11に掲載している。図表-11の被説明変数は子どもの対数教育年数である。図表-11には掲載していないが、図表-10と同様、10地域ダミー、4段階の都市規模ダミー、さらに、定数項を加えて推定している。まず、最小二乗法(OLS)の推定結果を見る。親の対数世帯所得の係数は0.05で1%有意である。そのほかの変数の係数を見ると、母親の年齢が若いと子どもの教育年数は有意に低い。兄弟姉妹数が4人以上いる子どもは分析対象サンプルの9%にすぎないが、兄弟姉妹数が1人の子どもと比べて教育年数が12%低い。子どもが長子だと教育年数が5%高い。子どもの生まれ年の係数が正で有意なのは、近年の大学進学率の上昇と整合的な結果である。さらに、子どもの女性ダミーが有意でない点も、近年男女で大学進学率がほとんど変わらない傾向と整合的である。

次に、操作変数法の推定結果を見る。IV-(1)はHansen J 検定結果より操作変数が妥当でないが、図表-11の3列目にIV-(1)の結果を掲載している。親の対数世帯所得の係数は0.17で1%有意である。IV-(2)の条件を満たす操作変数を用いた推定結果は図表-11の4列目に掲載している。親の対数世帯所得の係数は0.13で1%有意である。操作変数法による親の世帯所得の弾性値は0.13で、OLSの弾性値の2.6倍である⁹⁾。Maurin (2002)と本研究の被説明変数は異なるが、Maurin (2002)の操作変数法の係数も最小二乗法の約3倍であり、OLSの推定値がIVの推定値よりも小さい点で本研究と整合的である。

最小二乗法に下方バイアスが生じる原因を考えてみる。考えられる第一の原因は、親の所得の計測誤差によるattenuation biasである。この点は、多くの先行研究で指摘されており、本研究でも同様の解釈ができる。第二は、親の所得と負の関係があり、子どもの教育年数に正の関係がある観察

図表-11 親の所得が子どもの教育年数に与える影響

被説明変数: 子どもの対数教育年数	OLS	IV - (1)	IV - (2)
親の対数世帯所得	0.05 [0.01]***	0.17 [0.03]***	0.13 [0.03]***
母の生まれ年/100	-0.34 [0.15]**	-0.31 [0.16]*	-0.33 [0.16]**
兄弟姉妹人数 2人ダミー	-0.02 [0.02]	-0.02 [0.03]	-0.02 [0.03]
兄弟姉妹人数 3人ダミー	-0.05 [0.02]**	-0.07 [0.03]**	-0.06 [0.03]**
兄弟姉妹人数 4人以上ダミー	-0.12 [0.03]***	-0.12 [0.03]***	-0.12 [0.03]***
長子ダミー	0.05 [0.01]***	0.06 [0.02]***	0.06 [0.01]***
子どもの生まれ年/100	0.90 [0.36]**	1.03 [0.41]**	1.06 [0.40]***
子どもの女性ダミー	0.00 [0.01]	0.01 [0.01]	0.01 [0.01]
観測数	486	419	419
決定係数	0.24	-	-
操作変数の数	-	12	6
Partial R squared	-	0.22	0.15
F 統計量 [p値]	-	9.33 [0.00]	11.63 [0.00]
Hansen J 統計量 [p値]	-	24.69 [0.01]	5.24 [0.39]
操作変数			
両親の教育水準	-	Yes.	No.
祖父母の所得の代理変数	-	Yes.	Yes.
祖父の教育水準	-	Yes.	Yes.

注: 被説明変数は子どもの対数教育年数である。掲載していないが、10地域ダミー、4段階の都市規模ダミー、定数項を加えて推定している。OLSのカッコ内はWhiteの頑健標準誤差で、IVは標準誤差である。***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%の有意であることを示す

できない要因の存在である。この要因として、子どもと過ごす親の時間が考えられる。代替効果が所得効果を上回る場合、親の賃金が増加すると、親は労働時間を増やし子どもと過ごす時間を減らすことを選択する。同時に、親と子どもが接する時間と子どもの教育水準と正の相関があるならば、最小二乗法の下方向バイアスが説明できる。

6. 結論

本研究は、親の所得が子どもの教育年数に与える影響を推定した。子どもの在学時の親の所得を把握するために8期のパネルデータを用いた。推定の際に問題となるのは、脱落変数と計測誤差である。本研究は、操作変数法によってこれらの問題に対処した。操作変数は、(a) 父母の教育水準、(b) 祖父母の所得の代理変数、(c) 祖父母の教育水準、の3種類を用いた。分析の結果、親の所得

が10%増加すると子どもの教育年数が1.3%上昇することが明らかとなった。さらに、Hansen J検定の結果から、子どもの教育水準に影響する非金銭的な要因が2世代間で相関することが示された。

最後に、本研究の課題について触れておく。Belley and Lochner (2007) など、多くの研究が指摘しているように、親の低所得が子どもの教育水準を低下させるメカニズムを考える上で、親が借入制約に直面しているか否かも重要な問題である。しかし、本研究ではこの点を考慮していない。この点の分析は今後の課題としたい。

付記

本稿は、公益財団法人家計経済研究所の2011年度研究振興助成事業による助成を受けた研究成果である。

† 本稿の作成にあたって、大竹文雄教授（大阪大学）、佐々木勝教授（大阪大学）、宇南山卓准教授（一橋大学）、東北大学現代研究経済学研究会（於・東北大学）、六甲フォーラム（於・神戸大学）、社会保障の給付と財政の

あり方に関する研究会（於・国立社会保障・人口問題研究所）、大竹・佐々木ゼミの参加者より有益なコメントを頂いた。本研究は、大阪大学21世紀COEプロジェクト「アンケートと実験によるマクロ動学」およびグローバルCOEプロジェクト「人間行動と社会経済のダイナミクス」によって実施された「くらしの好みと満足度についてのアンケート」の結果を利用している。本アンケート調査の作成に寄与された、筒井義郎、大竹文雄、池田新介の各氏に感謝する。ここに記して感謝を申し上げたい。

注

- 1) 教育水準が賃金に与える影響を分析した研究は数多くある。Card (1999) や安井他 (2009) などのサーベイ論文を参照されたい。
- 2) 「くらしの好みと満足度にかんするアンケート」は大阪大学COEプログラム「アンケートと実験による行動マクロ動学」とグローバルCOEプログラム「人間行動と社会経済のダイナミクス」の一環で行われている。
- 3) 調査やサンプリング方法に関する詳しい情報は、大阪大学グローバルCOEプログラム「人間行動と社会経済のダイナミクス」のホームページを参照されたい。<http://www.iser.osaka-u.ac.jp/coe/journal/journal.html>
- 4) 本稿のデータセットには父親と母親、それぞれの所得が含まれている。父親と母親の所得の合計を親の所得として分析しても結果はほぼ同様である。
- 5) 世帯所得に関する質問票のカテゴリーは次の通りである。「1. 100万円未満」、「2. 100万～200万円未満」、「3. 200万～400万円未満」、「4. 400万～600万円未満」、「5. 600万～800万円未満」、「6. 800万～1,000万円未満」、「7. 1,000万～1,200万円未満」、「8. 1,200万～1,400万円未満」、「9. 1,400万～1,600万円未満」、「10. 1,600万～1,800万円未満」、「11. 1,800万～2,000万円未満」、「12. 2,000万円以上」。
- 6) 最終学歴が短大卒業または高専卒業の祖父の観測数は、父方と母方それぞれ2である。
- 7) weak instrumentsの問題に関する論文は、Murray (2006) など多数存在する。
- 8) SheaのPartial R squaredについてはShea (1997) を参照されたい。
- 9) これらの結果は、操作変数として用いた祖父母の相対生活水準や対数等価消費との交差項の異常値を除いてもほとんど変わらない。

文献

- 川口大司, 2011, 「ミンサー型賃金関数の日本の労働市場への適用」阿部顕三・大垣昌夫・小川一夫・田淵隆俊編『現代経済学の潮流2011』東洋経済新報社, 67-98.
- 佐藤嘉倫・吉田崇, 2007, 「貧困の世代間連鎖の実証研究」『日本労働研究雑誌』563: 75-83.

- 安井健悟・佐野晋平, 2009, 「教育が賃金にもたらす因果的な効果について——手法のサーヴェイと新たな推定」『日本労働研究雑誌』588: 16-33.
- Belley, Philippe and Lance Lochner, 2007, “The Changing Role of Family Income and Ability in Determining Educational Achievement,” *Journal of Human Capital*, 1 (1) : 37-89.
- Blau, David M., 1999, “The Effect of Income on Child Development,” *Review of Economics and Statistics*, 81 (2) : 261-276.
- Card, David, 1999, “The Causal Effect of Education on Earning,” O. Ashenfelter and D. Card eds., *Handbook of Labor Economics 5*, New York: North-Holland, 1801-1863.
- Dahl, Gordon B. and Lance Lochner, 2012, “The Impact of Family Income on Child Achievement: Evidence from the Earned Income Tax Credit,” *American Economic Review*, 102 (5) : 1927-1957.
- Maurin, Eric, 2002, “The Impact of Parental Income on Early Schooling Transitions: A Re-examination Using Data over Three Generations,” *Journal of Public Economics*, 85 (5) : 301-332.
- Mayer, Susan, 1997, *What Money Can't Buy: Family Income and Children's Life Chances*, Cambridge: Harvard University Press.
- Murray, Michael P., 2006, “Avoiding Invalid Instruments and Coping with Weak Instruments,” *Journal of Economic Perspectives*, 20 (4) : 111-132.
- Scarr, Sandra, and Richard A. Weinberg, 1978, “The Influence of ‘Family Background’ on Intellectual Attainment,” *American Sociological Review*, 43 (5) : 674-692.
- Shea, John, 1997, “Instrument Relevance in Multivariate Linear Models: A Simple Measure,” *Review of Economics and Statistics*, 79 (2) : 348-352.
- Shea, John, 2000, “Does Parents’ Money Matter?” *Journal of Public Economics*, 77 (2) : 155-184.

くぼた・こうへい 山形大学地域教育文化学部 講師。主な論文に、「母親の若年出産が子供の教育水準に与える影響——出産年齢が本当に問題なのか」（『日本労働研究雑誌』620, 2012）。労働経済学専攻。