

# 世代間における子供の所得水準を決定する要因 —マルチレベル・モデルでの実証分析—<sup>1</sup>

細 井 雅 代

## 要 約

本論文は、日本版ssm2005の調査データ及びマルチレベル順序ロジット・モデルを用いて、世代間における子供の所得の決定要因分析を行うことを目的とする。分析の結果、親が継承した財産は子供の所得水準に対しプラスの影響をもたらすことが示された。つまり、親の代だけではなく、それ以前の代からの影響を受けて子供の所得が決定される可能性がある。また、親の所得水準と子の所得水準とに正の相関が見られることより、所得階層の固定化が存在することが明らかとされた。そして、一人当たりの公的教育費が高い年代では、性別の差が所得水準に影響する度合いが低く、逆に一人当たりの公的教育費が低い年代においては性別の差が所得の差につながる度合いが高まることを明らかにした。以上の結果より、公教育及び累進課税制度の拡充が所得格差を縮小し、また所得階層の固定化を抑制する有効な政策であることを改めて再認識した。

## 1. はじめに

2013年6月、「子どもの貧困対策の推進に関する法律」が国会で成立し、2014年1月より施行されている。その第1条に「この法律は、子どもの将来がその生まれ育った環境によって左右されることのないよう、貧困の状況にある子どもが健やかに育成される環境を整備するとともに、教育の機会均等を図るため、子どもの貧困対策に関し、基本理念を定め、国等の責務を明らかにし、及び子どもの貧困対策の基本となる事項を定めることにより、子ど

---

1 本稿の分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから〔「2005年ssm日本調査」（2005ssm研究会データ管理委員会）〕の個票データの提供を受けた。

もの貧困対策を総合的に推進することを目的とする。」とある。

この法律が制定されたことにより、国は子供の未来は親次第という所得階層の固定化を解消するための政策を責務として行う必要がある。さて、どのような政策が有効であるか。それは、子供の未来を決定する重要な政策である。

先進国における所得階層の固定化の状況は数々の研究論文（Corak 2013a, b; Holter 2015）で明らかとされてきた。特に近年は、世代間所得移動（Intergenerational Income Mobility）の測定によって不平等が持続的か否かを明らかにすることが試みられている。経済的水準の高低が世代を横断してどの程度継承されているのかを解明し、どのような政策的対応が可能であるかを検討することは重要である。日本においても、不平等の拡大や所得階層の固定化は大きな社会問題として取り上げられており、機会均等の保障という社会的要請は根強い。先行研究による知見の蓄積がある中で、その状況が改善しない原因はどこにあるのか。不平等や所得階層の固定化を形成する複雑で入り組んだ原因を把握し、有効な政策を立案するには、さらなる研究が必要であると考ええる。

そこで、本研究は世代間における子供の所得水準を決定する要因をミクロ計量経済学的手法を用いて明らかにすることを目的としている。具体的には、「2005年仕事と暮らしに関する全国調査」（以下、「日本版ssm2005」とする）のデータを用いて、細井（2017）の理論モデルを参考に、子供の将来所得を決定する要因を検証する。

細井（2017）は、教育の流動性制約の有無が家計の私的な教育機会への投資行動及び子供の所得格差にどのような影響を与えるのかを理論モデル分析にて示している。そのモデル分析には、流動性制約がない場合において、親の賦存能力、資産、経済的ショックの分散が所得格差に影響を与えることが示されている。その他に、ある条件を満たした場合、先祖から継承された財産が所得分散を拡大させる要因として強く働くことが確認されている。

そこで本研究では、細井（2017）で示された子供の所得水準に影響を及ぼす要因とともに、私教育を受けた経験が将来所得にどれほど影響を与えるのかをマルチレベル順序ロジット・モデルを用いて検証する。

そのマルチレベル・モデルは、主に教育や医療分野などの実証研究で用いられてきたものであるが、本稿のような個人の所得を決定するモデルでの利用はこれまでほとんど見られず、分析により導出された結果から意味合い深い解釈ができる可能性があり、試行する意義は高いと考える。

以下、本稿の章立てを示す。第2章に、所得階層の固定化に関する先行研究の概要を説明する。第3章に、実証分析で用いる日本版ssm2005の調査データの説明と細井（2017）のモデルを参考に考案した推計モデルを紹介する。第4章はマルチレベル順序ロジット・モデルにて分析した結果を説明し、解釈を行う。最後に第5章では本稿のまとめ及び課題を述べる。

## 2. 先行研究の概要

世代間の所得階層の固定化に関する論文は数多く蓄積されている。まずは、海外論文を紹介する。

Corak（2013a,b）は、世代間所得移動と所得格差についての代表的な論文である。Corak（2013b）では、先進諸国のデータを用いて世代間所得弾力値と所得格差の関係を示し、所得階層の固定化があるほど、所得格差が高いことを明らかにしている。特にその傾向はアメリカでは強くその原因は複雑であることを強調する。所得格差は労働市場における価値観や技術の習得などといった様々な機会に影響することから、その状況が大きければ所得階層の固定化は高まると考えている。これに対する親の影響力は大きいと述べる。第一に、社会との繋がりが経済的なメリットをもたらすことを親が仕事や教育を通じて子に伝えることで、子供の将来所得を向上させるかもしれない。第二に人格、健康など遺伝的な要素が子の生涯で得ることのできる機会に影響を与える可能性がある。そして第三に、子が親から学び取る家族のあり方や信念、行動規範などが子供の生涯所得に影響を及ぼす可能性がある。家庭内での子供への投資格差を縮小するために、職業や教育へのアクセスを保障する政策も機会の平等を図るためには重要であることは間違いない。さらに重要な点は、政策によってどの状況を改善するか、どこをターゲットにするかであると強調する。つまり、上位1%の階層にいる所得分配に注目

してもその状況はほとんど変わらないが、上位50%に注目すればまた状況が変化すると言及しており、政策へのヒントを与えている。

Holter (2015) は、先進諸国のデータを用いて世代間の所得階層の固定化と累進課税制度及び高等教育に対する公的支出との間に強い負の関係があることを分析により明らかとした。さらに、その負の相関の原因をアメリカのデータを用いて世代間ライフサイクルモデルにより分析しており、所得階層の固定化の73%が人的資本投資によって説明されることを示している。さらにアメリカとその他10カ国の世代間所得弾力値の差異の50%の部分が税制によって説明されることも示した。

Irene (2012) は、2002年と2010年の2か年のシンガポール国家青少年調査データを用いて、世帯主の所得が青少年の所得に与える影響を推計した。世代間所得移動度は0.44と国際的にも高いことを示した。その結果の背景には、2009年の不況、セーフティーネットと移民の拡大による福祉政策の拡充が世代間所得移動を高めたことを示唆している。

Lucas and Kerr (2013) は、フィンランドの大規模なパネルデータを用いて、特に子供が教育を受ける時期の世帯収入は、子供の生涯収入を形成する上でより重要であることを明らかとした。彼らは、このような親の所得が子供の収入に及ぼす影響は、子供の年齢とともに上昇すると述べる。また、高福祉国家にも関わらず、所得階層の固定化が他国に比べてそれほど低くなく、教育などの人的資本の蓄積が次世代の生涯所得に与える影響が大きいことを示唆している。

以上の海外論文から得られた重要な視点を振り返ると以下の通りにまとめられる。第一に、所得格差は所得階層の固定化の始まりであり、所得格差を縮小することが重要である。第二に、所得階層の固定化の状況や原因は、国によって異なる。第三に、福祉政策も重要ではあるが、所得階層の固定化は教育などによる人的資本投資が大きく影響を与えることから、教育政策に重点を置く必要がある。また、税制を有効に使うことで、ある程度の所得階層の固定化の改善は図られる可能性がある。

次に、日本における個票データを用いた、世代間所得移動に係る分析を行った論文を紹介する。従来、この世代間所得移動に関する論文の多くは、

教育社会学の分野での功績であった。つまり、教育社会学の分野で社会階層と教育に関しての研究が盛んにされてきた。その中で出身階層による学力格差の存在が明らかとされ、学力形成における家庭背景の重要性が経済学者（北條 2011; 小塩 2012）により強調されてきた。そのような格差の生成メカニズムの解明がなされてきた過程で、親の所得階層が次世代の所得を形成するメカニズムに注目が集まってきた。<sup>2</sup>そのような流れから、近年は経済学者も世代間所得移動に係る研究を多数行っている。以下では、橘木・松浦（2009）や吉田（2011）を紹介する。

橘木・松浦（2009）は、独自に実施したインターネット調査から得たデータを用いて、「親の階層が子供の学歴に影響を与え、子供の学歴が将来収入に影響するという間接的な効果だけではなく、親の階層が子供の収入に直接に影響する」という仮説と、「学歴によって所得が影響されるだけではなく、比較的初期の段階での能力が学歴に影響を与え、さらに能力自体がその後の収入にも影響する」という仮説を検証している。その結果、男性に関しては親の階層が直接的に子供の年収に影響を与え、また小学生で算数が好きであれば学歴に良い影響を及ぼすだけでなく卒業後の年収にも影響を与えると結論付けている。

次に、日本における世代間所得移動の推計を行った吉田（2011）を紹介する。吉田（2011）は、日本版ssmの調査データ（1965, 1985, 1995, 2005）を用いて、これまで難しいと言われてきた父親の所得関数を間接的に推計することで世代間所得移動を測定した。その結果、日本における世代間所得弾力性は、国際的にみて中水準であることを明らかにした。また、子供の所得は本人が受けた教育に強く依存することを示した。ただ、本人が受けた教育を考慮しても、父親の所得が子供の所得に与える直接的効果は多少確認されており、影響がないとは言えない。それ以上に父親の所得が子の教育機会の格差に影響することが強調されている。また、移動表アプローチによれば、高層および低層という所得分布の両端で所得階層の固定化が強く、また低層

---

2 平沢・古田・藤原（2013）が社会階層に関する教育社会学分野の研究動向を詳しくまとめている。

から高層、高層から低層へとといった移動は起きにくいことを示した。

これらの先行研究を参考に、次章で推計モデルを考える。

### 3. データと推計モデル

#### 3. 1 日本版ssm2005

本研究で用いたデータは、東京大学社会科学研究所データアーカイブセンターから提供を受けた日本版ssm2005である。日本版ssm2005とは、「2005年仕事と暮らしに関する全国調査（調査企画；文部科学省特別推進研究プロジェクト 2005年社会階層と社会移動調査研究会、調査実施；社団法人 中央調査社）」の通称であり、この日本版ssmは1955年から10年ごとに調査が実施されている代表的な大規模社会調査である。これは、先進国の中で長期間にわたり繰り返し調査されてきた数少ない貴重な調査である。この調査では、回答者本人の職業経歴や親の学歴や職歴などの社会的地位、また階層帰属意識などについて尋ねている。

2005年11月に実施された本調査では、無作為に抽出された全国の20歳以上の男女約5,742名からの回答が得られた。

#### 3. 2 推計モデル

先行研究で明らかにされているように、一般的には、世代間における子供の所得は、親の賦存能力、彼ら自身の受けた教育水準、親の財産などに影響を受けるであろう。

細井（2017）は、子供の所得の決定要因を定式化し、教育の流動性制約の有無で場合分けをし、たとえば流動性制約のないケースとして、次式のような、子供の所得決定式を提示している。

$$y_{t+1}^i = z \sum_{l=0}^{\infty} \left( \frac{\beta^{l+1} - k^{l+1}}{\beta - k} \right) \omega_{t+1-l}^i + \frac{\alpha \bar{e}}{1 - \beta} + \alpha \sum_{l=0}^{\infty} \beta^l u_{t+1-l}^i + \alpha \sum_{l=0}^{\infty} \left( \frac{\beta^{l+1} - h^{l+1}}{\beta - h} \right) v_{t+1-l}^i \quad (1)$$

ここで、 $y_{t+1}^i$ はその子供の所得水準、 $\alpha$ は親が思う子供の所得の重要度を示すパラメータ、 $k$ は受け継がれる資産の割合、 $\omega_t^i$ は確率的に生じる運、 $\bar{e}_t$ は平均的な親の賦存能力、 $u_{t+1}^i$ は子供が経済市場で直面する様々な確率的

なショック（例えば、革命的な技術開発、景気変動による賃金の上昇など）、 $h$ は子供が親の賦存能力を引き継ぐ度合い、 $v_{t+1}^i$ は子供自身に起こる独立的な要因を示す。

以下で展開する検証プロセスにおいては、(1) 式を念頭に、親の賦存能力、親の教育熱心度（私教育の経験）、親が継承した財産、その他の所得決定要因について分析を進める。

### 3. 3 日本版ssm2005の調査票と変数データとの対応

子供の所得のデータとして、日本版ssm2005から「過去一年間のあなた個人の収入が税込みでいくらぐらいでしたか。」という問いの回答を用いる。選択肢は1（なし）から30（2,050万円以上）の30段階評価である。

説明変数は、上述した、親の賦存能力、私教育の経験、親が継承した財産の他、性別、親の所得水準、回答者の最終学歴、15歳時の一人当たり公的教育費の7つとする。以下、順に説明する。

**親の賦存能力**は回答者が15歳時の父親の職業で測る。賦存能力とは、親のステータスを指し、親の職業がその親の人格や考え方を直接示しているものとする。細井（2017）では、「親の信念や職業的知識、社会的つながりなどは子供に大きく影響を与え、好ましい生き方、働き方など人生を左右するものとなる。」と述べる。設問23（1）「あなたが15歳頃のお父さんのお仕事についてお聞きます。」とあり、選択肢に1（経営者、役員）など10項目のその頃の職業状況を聞いている。その回答を、経営者・役員＝4、自営業主＝3、一般従業員＝2、パート・派遣・契約＝1、無職など＝0と加工したものを使用する。

**私教育の経験**には、留置調査票Bの問14「あなたは小・中学生のころに、塾や予備校に通ったり、家庭教師についたりしたことがありますか。つぎのうち、半年以上の経験があるものにすべて○をつけてください。」という設問の回答を使用する。選択肢には1（塾・予備校）、2（家庭教師）、3（通信添削）、4（経験なし）とあり、選択肢1～3を「1」、選択肢4を「0」とデータを加工し、分析に用いる。

**親が継承した財産**とは、財産の額を示すデータを入手することはできな

かったため、その代理変数として「親の相続経験の可能性」を計算したものをを用いる。その変数は「15歳時の暮らし向き」と「15歳時の親の職業」の回答の差を取り、算出する。その差が正で大きいほど何らかの所得以外の収入及び資産が存在していたものと考ええる。

調査票の設問12に「中学3年生の時あなたのお宅のくらしむきは、この中のどれに当たるでしょうか。当時のふつうのくらしむきとくらべてお答えください。」とあり、選択肢には1（豊か）～5（貧しい）が準備されている。この数値を5（豊か）～1（貧しい）と並べ替える。

一方「15歳時の親の職業」を尋ねる問いには前述した設問23（1）の回答を、職業・経営者・役員＝4、自営業主＝3、一般従業員＝2、パート・派遣・契約＝1、無職など＝0とする。これらの2つの変数を用いて

親の相続経験の可能性＝「15歳時の暮らし向き」－「15歳時の親の職業」として、親の相続経験の可能性を示す変数とする。例えば、豊か（5）であったが、父親の職業は契約（1）であれば、4という数字が算出され、相続経験の可能性が当時あったのではないかと判断する。しかし、暮らし向きの回答は回答者の主観に依存することから、この方法はデータ制約もあり苦肉の策である。

**性別**（男性＝1、女性＝0）は調査票の回答からデータを得ることができる。

**親の所得水準**であるが、その金額は調査結果からは分からないため、質問項目にある15歳時の自宅の所有状況を親の所得水準の代理変数として使用する。面接調査票の問10に「あなたが15歳の頃（中学3年生の時）、お宅には次にあげるもののうち、どれがありましたか。あったものをすべてあげてください。」とあり、選択肢が19項目<sup>3</sup>ある。その具体的な所有物の回答数を足すことで当時の所有状況を示す変数を作り出し、親の所得水準を反映するデータとして利用する。当時の自宅の所有物の選択肢には耐用年数の短い白・黒物家電が多く含まれることより、耐用年数の比較的短い資産を購入す

---

3 19項目とは、持ち家、田畑（家庭菜園は除く）、風呂、子供部屋、学習机、応接セット、ピアノ、テレビ、ラジオ、ビデオデッキ、冷蔵庫、電子レンジ、電話（携帯電話・PHSを含む）、カメラ、文学全集・図鑑、パソコン・ワープロ、クーラー・エアコン、乗用車、美術品・骨董品、である。

ることができるか否かで、親の所得水準を測ることにする。

回答者の最終学歴は、設問17で「あなたがこれまで通ったことのある学校をすべて挙げてください。」と聞いているのに対して、選択肢が1 = 中学、2 = 高校、3 = 高等専門学校（高専）、4 = 短期大学、5 = 大学、6 = 大学院、7 = 専修学校（高等課程、専門課程）、8 = その他、9 = わからない、とある。これらの回答をもとに、データアーカイブ研究センターの方で「SSM学歴」という変数を新規に作成しているので、その数値を利用した。この数値は、設問17に対する回答に基づき、1 = 中学、2 = 高校、3 = 高専、4 = 短大、5 = 大学、6 = 大学院、8 = 学歴なし（未修了）、9 = わからない、と加工しており、この数値通りの学校が「最終学歴」になる回答者と、この学校を卒業後にさらに専修学校等に通った人があるものも混在しているデータとなっていることに注意が必要である。なお、分析には8 = 学歴なし（未修了）と9 = わからない、は使用していない。

15歳時の一人当たり公的教育費は物価調整後（2015年 = 100とする）の政府による一人当たりの教育支出額を用いる。このデータは「地方教育費調査」（文部科学省）より抽出したものであり、回答者が15歳の時の年度データを割り当てる。

表1には各変数の記述統計量が示される。分析では、回答者の年齢が59歳以下のものだけを使用、また欠損値の除外を行った結果、データのサンプル数は1,477となった。

表1 記述統計量

|                 | Sample | Min     | Max     | Mean    | Standard Deviation |
|-----------------|--------|---------|---------|---------|--------------------|
| 所得水準            | 1,477  | 1       | 29      | 9.12    | 5.53               |
| 親の賦存能力          | 1,477  | 0       | 2       | 0.83    | 0.92               |
| 私教育の経験          | 1,477  | 0       | 1       | 0.49    | 0.50               |
| 親が継承した財産        | 1,477  | -1      | 5       | 2.16    | 1.28               |
| 性別              | 1,477  | 0       | 1       | 0.46    | 0.50               |
| 親の所得水準          | 1,477  | 1       | 19      | 11.25   | 3.68               |
| 回答者の最終学歴        | 1,477  | 1       | 6       | 2.82    | 1.40               |
| 15歳時の一人当たり公的教育費 | 1,477  | 153,517 | 989,161 | 531,928 | 247,161            |
| 年齢              | 1,477  | 20      | 59      | 43.06   | 10.93              |

#### 4. マルチレベル順序ロジット・モデルによる分析結果

##### 4. 1 順序型ロジット・モデル

被説明変数の回答者の所得水準のデータは順序変数（Ordered Variable）であるため、順序型ロジット・モデル（Ordered Logit Model）や順序型プロビット・モデル（Ordered Probit Model）で推計する方法が望ましい。そこで、本稿は、誤差項の分布がロジスティック分布と仮定される順序型ロジット・モデルを採用する。

##### 4. 2 マルチレベル・モデル

マルチレベル・モデルは、固定効果（Fixed Effect）と変量効果（Random Effect）が混ざったモデルであることから混合効果モデル（Mixed Effects Model）や、階層線型モデル（Hierarchical Linear Model：HLM）とも呼ばれ、複数段階に組織されたデータ（グループ）に応用されるモデルであり、切片や係数に対してグループレベルにおける変量効果を入れることができるといった特徴を持っている。

この分析手法は、例えば生徒の成績を被説明変数とする場合、生徒は学級レベルさらに学校レベルで階層化されるといった、ある単体があるグループに所属している場合に有効とされる。階層別に組織されているデータをあたかも一つのレベルに属するように分析することは、解釈上の誤りのみならず、統計上の誤りをも引き起こす。（中西 2009）

今回の被説明変数である回答者の所得水準データは、男女の労働市場が異なる点から性別ごとに組織され、また職業選択は時代背景に依存することから年齢レベルに組織されると考える。このような性質を持つ被説明変数を用いてマルチレベル・モデルで分析することで、グループ間の差異を調整した個人のデータが得られ、またグループ内の個人間の違いを調整したグループの結果が得られる。（中西 2009）

##### 4. 3 マルチレベル順序ロジット・モデルでの推計のステップ

推計するにあたり、以下の5つのモデルをSTATAを用いて順番に推計し

ていく。<sup>4</sup>

まず、Model 0は、説明変数を投入せず切片に年齢レベルの分散を挿入した、ヌル・モデルと呼ばれるものである。この結果は後述のマルチレベル・モデルを採用すべきかの検定やモデル選択の検定において用いられる。

次に、Model 1は、説明変数（固定効果）を投入し、かつ切片に年齢レベルの分散を挿入したものである。このモデルは以下のように定義される。 $X'$ はその他の変数のベクトル、 $\alpha$ は係数ベクトル、 $r$ は誤差項である。

$$\text{所得水準} = \beta_0 + \beta_1 \text{性別} + X'\alpha + r$$

$$\beta_0 = \gamma_{00} + u_0$$

次に、Model 2は、切片だけではなく傾きにもランダム効果を導入したものである。そのモデルは以下のように定義される。

$$\text{所得水準} = \beta_0 + \beta_1 \text{性別} + X'\alpha + r$$

$$\beta_0 = \gamma_{00} + u_0$$

$$\beta_1 = \gamma_{10} + u_1$$

次に、Model 3は、切片のばらつきを説明するために、年齢レベルの変数を投入し、そのばらつきを説明できるかを検証するモデルである。その年齢レベルの変数として、15歳時の一人当たり公的教育費を採用する。そのモデルは以下のように定義される。

$$\text{所得水準} = \beta_0 + \beta_1 \text{性別} + X'\alpha + r$$

$$\beta_0 = \gamma_{00} + \gamma_{01} \text{15歳時の一人当たり公的教育費} + u_0$$

$$\beta_1 = \gamma_{10} + u_1$$

最後に、Model 4は傾きに年齢レベルの変数を導入したものである。その場合のモデルは以下となる。

$$\text{所得水準} = \beta_0 + \beta_1 \text{性別} + X'\alpha + r$$

$$\beta_0 = \gamma_{00} + \gamma_{01} \text{15歳時の一人当たり公的教育費} + u_0$$

$$\beta_1 = \gamma_{10} + \gamma_{11} \text{15歳時の一人当たり公的教育費} + u_1$$

---

4 STATAを利用した推計方法は、筒井・不破（2008）を参考にした。

#### 4. 4 推計結果

表2にはマルチレベル順序ロジット・モデルで推計した結果が示される。サンプルは回答者の年齢が59歳以下であるものに限定する。係数の有意水準は\*\*\*が1%有意、\*\*が5%有意、そして\*を10%有意として区別して示す(両側検定)。マルチレベル・モデルでかつ順序型ロジット・モデルの推計方法は、STATAの場合は完全情報最尤法(Full Information Maximum Likelihood)を採用する。この方法を採用する場合、尤度関数には係数と分散・共分散の両方が含まれることになり、一度にそれらを推計することになる。この方法を採用するメリットは、異なる2つのモデルの推計結果を比較する際に、カイ2乗検定の結果を用いて、モデルの選択を行うことが可能なことにある。

まずは、マルチレベル・モデルを使う必要があるのかを判断するために、級内相関係数(Intra-class Correlation Coefficient: ICC)を見る。級内相関とは、グループごとのまとまりのことを指す。例えばデータがグループ毎に採られている場合、級内相関が存在する可能性が高いと考えられる。通常の回帰分析においては標本間の独立性を前提とするが、もしその前提が成立していなければ、その結果は帰無仮説を誤って棄却するといった第I種の誤謬を生じさせてしまう危険がある。従って、級内相関があれば、マルチレベル・モデルを採用した推計を実施すべきである。

級内相関係数(ICC)は、全ての誤差分散に占めるグループ間分散の割合で求める。この数値が高ければグループ毎のまとまりが強いということである。マルチレベル順序ロジット・モデルにおける級内相関の数値は、説明変数を投入しない場合のモデルにおける誤差項部分の分散を $\frac{\pi^2}{3}$ と仮定することから、表2のヌルモデル(Model 0)の結果より、

$$ICC = 0.070 / \left( \frac{\pi^2}{3} + 0.070 \right) \cong 0.021$$

と計算される。つまり所得の分散は年齢レベルによって約2%説明されることになる。ICCの数値が0.1未満であればマルチレベル・モデルを採用した分析を行う必要がないと判定されるが、もう一つの判定基準として調査データのサンプルサイズの適正性を確認するデザインエフェクト(Design

世代間における子供の所得水準を決定する要因

表2 マルチレベル順序ロジット・モデルでの推計結果

|                            | Model 0    |       | Model 1    |       | Model 2    |       | Model 3   |       | Model 4    |       |
|----------------------------|------------|-------|------------|-------|------------|-------|-----------|-------|------------|-------|
|                            | 係数         | 標準誤差  | 係数         | 標準誤差  | 係数         | 標準誤差  | 係数        | 標準誤差  | 係数         | 標準誤差  |
| 固定効果                       |            |       |            |       |            |       |           |       |            |       |
| 親の賦存能力                     |            |       | 0.051      | 0.082 | 0.049      | 0.081 | 0.071     | 0.082 | 0.066      | 0.082 |
| 私教育の経験                     |            |       | 0.038      | 0.105 | 0.023      | 0.104 | 0.046     | 0.105 | 0.058      | 0.105 |
| 親が継承した財産                   |            |       | 0.121 *    | 0.064 | 0.108 *    | 0.063 | 0.124 *   | 0.064 | 0.120 *    | 0.064 |
| 性別                         |            |       | 2.599 ***  | 0.115 | 2.451 ***  | 0.198 | 2.480 *** | 0.192 | 17.075 *** | 3.800 |
| 親の所得水準                     |            |       | 0.038 **   | 0.019 | 0.047 ***  | 0.017 | 0.062 *** | 0.018 | 0.062 ***  | 0.018 |
| 回答者の最終学歴                   |            |       | 0.248 ***  | 0.038 | 0.228 ***  | 0.038 | 0.229 *** | 0.038 | 0.227 ***  | 0.038 |
| 15歳時の一人当たり<br>公的教育費(対数値)   |            |       |            |       |            |       | -0.242 *  | 0.128 | -0.129     | 0.129 |
| 15歳時の一人当たり<br>公的教育費(対数)×性別 |            |       |            |       |            |       |           |       | -1.107 *** | 0.288 |
| 閾値                         |            |       |            |       |            |       |           |       |            |       |
| 閾値1                        | -1.588 *** | 0.082 | 0.519      | 0.370 | 0.440      | 0.332 | -2.477    | 1.571 | -1.016     | 1.589 |
| 閾値2                        | -1.490 *** | 0.080 | 0.629 *    | 0.370 | 0.549 *    | 0.332 | -2.368    | 1.571 | -0.907     | 1.589 |
| 閾値3                        | -1.385 *** | 0.078 | 0.749 **   | 0.370 | 0.667 **   | 0.331 | -2.250    | 1.571 | -0.788     | 1.589 |
| 閾値4                        | -1.265 *** | 0.077 | 0.887 **   | 0.370 | 0.804 **   | 0.331 | -2.113    | 1.571 | -0.651     | 1.589 |
| 閾値5                        | -0.873 *** | 0.072 | 1.365 ***  | 0.370 | 1.280 ***  | 0.332 | -1.638    | 1.570 | -0.176     | 1.588 |
| 閾値6                        | -0.613 *** | 0.070 | 1.707 ***  | 0.371 | 1.625 ***  | 0.334 | -1.294    | 1.571 | 0.169      | 1.589 |
| 閾値7                        | -0.432 *** | 0.069 | 1.963 ***  | 0.372 | 1.884 ***  | 0.336 | -1.036    | 1.571 | 0.428      | 1.589 |
| 閾値8                        | -0.204 *** | 0.068 | 2.303 ***  | 0.374 | 2.230 ***  | 0.338 | -0.691    | 1.572 | 0.774      | 1.590 |
| 閾値9                        | 0.060      | 0.068 | 2.716 ***  | 0.376 | 2.653 ***  | 0.341 | -0.269    | 1.572 | 1.197      | 1.590 |
| 閾値10                       | 0.273 ***  | 0.069 | 3.048 ***  | 0.379 | 2.999 ***  | 0.344 | 0.077     | 1.572 | 1.542      | 1.590 |
| 閾値11                       | 0.545 ***  | 0.070 | 3.462 ***  | 0.382 | 3.435 ***  | 0.347 | 0.513     | 1.572 | 1.978      | 1.590 |
| 閾値12                       | 0.809 ***  | 0.072 | 3.852 ***  | 0.386 | 3.853 ***  | 0.351 | 0.931     | 1.573 | 2.396      | 1.590 |
| 閾値13                       | 1.191 ***  | 0.076 | 4.387 ***  | 0.392 | 4.428 ***  | 0.356 | 1.507     | 1.573 | 2.970 *    | 1.590 |
| 閾値14                       | 1.602 ***  | 0.083 | 4.916 ***  | 0.397 | 4.993 ***  | 0.361 | 2.073     | 1.574 | 3.536 **   | 1.590 |
| 閾値15                       | 2.007 ***  | 0.092 | 5.402 ***  | 0.402 | 5.507 ***  | 0.366 | 2.588 *   | 1.575 | 4.050 **   | 1.590 |
| 閾値16                       | 2.529 ***  | 0.109 | 6.004 ***  | 0.408 | 6.136 ***  | 0.373 | 3.218 **  | 1.576 | 4.681 ***  | 1.591 |
| 閾値17                       | 3.144 ***  | 0.137 | 6.679 ***  | 0.419 | 6.832 ***  | 0.385 | 3.915 **  | 1.578 | 5.382 ***  | 1.593 |
| 閾値18                       | 3.557 ***  | 0.162 | 7.115 ***  | 0.429 | 7.276 ***  | 0.395 | 4.359 *** | 1.580 | 5.828 ***  | 1.595 |
| 閾値19                       | 3.926 ***  | 0.191 | 7.498 ***  | 0.441 | 7.663 ***  | 0.409 | 4.747 *** | 1.583 | 6.218 ***  | 1.598 |
| 閾値20                       | 4.034 ***  | 0.200 | 7.609 ***  | 0.445 | 7.776 ***  | 0.413 | 4.860 *** | 1.584 | 6.331 ***  | 1.599 |
| 閾値21                       | 4.391 ***  | 0.236 | 7.977 ***  | 0.463 | 8.147 ***  | 0.432 | 5.231 *** | 1.589 | 6.703 ***  | 1.604 |
| 閾値22                       | 4.503 ***  | 0.249 | 8.092 ***  | 0.470 | 8.263 ***  | 0.440 | 5.348 *** | 1.591 | 6.819 ***  | 1.606 |
| 閾値23                       | 4.775 ***  | 0.283 | 8.370 ***  | 0.489 | 8.542 ***  | 0.460 | 5.628 *** | 1.597 | 7.099 ***  | 1.612 |
| 閾値24                       | 5.736 ***  | 0.451 | 9.342 ***  | 0.602 | 9.519 ***  | 0.579 | 6.604 *** | 1.635 | 8.076 ***  | 1.649 |
| 閾値25                       | 6.249 ***  | 0.580 | 9.857 ***  | 0.704 | 10.035 *** | 0.684 | 7.120 *** | 1.675 | 8.592 ***  | 1.689 |
| 閾値26                       | 6.655 ***  | 0.709 | 10.264 *** | 0.814 | 10.443 *** | 0.797 | 7.529 *** | 1.724 | 9.001 ***  | 1.738 |
| 閾値27                       | 7.349 ***  | 1.002 | 10.959 *** | 1.078 | 11.138 *** | 1.066 | 8.225 *** | 1.863 | 9.697 ***  | 1.876 |
| ランダム効果                     |            |       |            |       |            |       |           |       |            |       |
| 年齢レベル切片(u0)                | 0.070 *    | 0.040 | 0.220 **   | 0.101 | 0.015      | 0.038 | 0.015     | 0.037 | 0.014      | 0.036 |
| 年齢レベル傾き(性別)(u1)            |            |       |            |       | 1.025 ***  | 0.317 | 0.918 *** | 0.297 | 0.619 ***  | 0.211 |
| Log-likelihood             | -4168.386  |       | -3826.081  |       | -3801.253  |       | -3799.377 |       | -3792.589  |       |
| AIC                        | 8392.771   |       | 7720.161   |       | 7672.506   |       | 7670.753  |       | 7659.178   |       |
| BIC                        | 8541.109   |       | 7900.286   |       | 7857.928   |       | 7861.473  |       | 7855.195   |       |

Effect : DEFF) を用いて総合的に判断する。DEFFは以下の式で計算される。

$$\text{DEFF} = 1 + (k^* - 1) \times \text{ICC}$$

ここでの、 $k^*$ はグループ内のサンプル数の平均値を指し、今回は52.75である。従って、DEFFは2.09と計算される。このDEFFが2以上あればマルチレベル・モデルを採用することができると判断される。DEFFで基準を満たしたが、ICCでは基準を満たさなかったため、念のためAIC (Akaike's Information Criterion) やBIC (Bayesian Information Criterion) の値を確認する。切片や傾きにランダム効果を仮定したモデルでAICやBICの値に改善が見られたならば、マルチレベル・モデルを適用した方が良いと言われる。表2にある各推定式におけるAICはモデル拡大に従い数値が低下していることが分かる。従って、マルチレベル・モデルを採用することは適切であると判断する。

まず、Model 1の固定効果変数の係数は、年齢ごとに推計されたものの平均である。ランダム効果の切片の年齢レベルの分散は0.220であり、5%水準で有意である。これにより、年齢レベルでの切片のばらつきは無視できないと判断できる。

次に切片及び傾きにもランダム効果を投入したModel 2の結果を見る。Model 2の傾きの分散は1.025で有意である。この時点で年齢ごとの効果の差異を説明するには、性別は有効であると言える。

そして、年齢レベルでの切片の分散を15歳時の一人当たり公的教育費(対数値)で説明するModel 3の結果から、年齢レベルにおける切片は有意ではないことがわかる。このことより、所得における切片の年齢レベルでの分散は、15歳時の一人当たり公的教育費によっては説明されない。

最後に、傾きにも年齢レベル変数を導入した推計モデルがModel 4である。これは、固定効果の変数として性別と15歳時の一人当たり公的教育費の交互作用(交差項)を導入することで推計できる。その結果は、Model 3のランダム効果の年齢レベルの傾きに比べ小さくなっている。従って、年齢レベルの性別は、個人レベルの性別に対して持つ年齢レベルの分散を説明できていると言える。

これらの推計結果より、一人当たりの公的教育費が高い年代では、性別の

差が所得水準に影響する度合いが低く、逆に一人当たりの公的教育費が低い年代においては性別の差が所得の差につながる度合いが高まることが分かる。従って、公的教育費の高低は将来の子供の所得格差に大きく影響を与え、かつその差は性別により異なることが言える。この結果は同じ日本版ssm2005の調査データを用いて教育機会の均等化が図られたことによる教育達成の格差縮小を明らかにした近藤・古田（2011）の研究結果と繋がる。教育機会の保障は、男女共における就業機会を与え、その個人の将来を豊かなものにしてくれる重要な公共サービスであることが確認できる。

固定効果のその他の変数の係数の結果を見ていく。親の賦存能力は統計的に有効な要因として支持されていない。親の生き方、働き方などは子の所得に直接的に影響を与えないのかもしれない。子供のころの私教育の経験は、経験があれば所得水準が高くなるという予想が統計的には支持されなかった。また、親が継承した財産は正の係数でかつ統計的に有意な結果を示している。先祖から受け継がれる財産があれば、将来も高所得階層であることを約束される可能性があるということが確認された。ただし、変数データの作成上に問題を抱えているので、はっきりとした解釈を行うことはいささか危険である。性別では男性の方が所得水準は高い。女性に比べ男性の方が労働市場は開かれていた時代におけるデータからのある意味当然の結果である。また、親の所得水準は統計的に有意な結果が得られており、親の所得水準やその家柄は将来の所得水準を左右する重要な要素であることが示された。回答者の最終学歴は、全てのモデルにおいて正の1%水準で有意な結果が導出されている。そして最後に、15歳時の一人当たり公的教育費の係数はModel 3のみ負で統計的に有意な結果であった。

#### 4. 5 モデルの選択

最後に、モデル選択についての検定を行う。モデル間の比較は、逸脱度（deviance）の概念が用いられ、これは $-2 \times$ 対数尤度で計算され、その値が小さい方ほど尤度が大きく、あてはまりの良いモデルであると評価される。

表3に検定結果をまとめる。ヌルモデル（Model 0）に比べて切片にランダム効果を入れたModel 1では尤離度が小さくなっており、自由度の差に

よってカイ二乗検定を行うと有意である結果を示した。従って、Model 1の方が説明力は高い。次に、切片だけではなく傾きにもランダム効果を導入したModel 2においては尤離度の改善が見られた。切片のみに年齢レベル変数を入れたModel 3には、Model 2に比べてモデルの改善度が有意に見られ、より適したモデルであると判断できる。そして最後に、傾きに年齢レベル変数を入れたModel 4はモデルの改善が統計的に支持された。所得に与える性別による年齢レベルのばらつきを、15歳時の一人当たり公的教育費で説明するモデルは統計的に支持された。

表3 尤離度によるモデル選択

|         | 自由度 | 尤離度       | 自由度の差 | 尤離度の差  | p 値    |
|---------|-----|-----------|-------|--------|--------|
| Model 0 | 28  | -4168.386 | —     | —      | —      |
| Model 1 | 34  | -3826.081 | 6     | 342.31 | 0.0000 |
| Model 2 | 35  | -3801.253 | 1     | 24.828 | 0.0000 |
| Model 3 | 36  | -3799.377 | 1     | 1.876  | 0.0527 |
| Model 4 | 37  | -3792.589 | 1     | 6.788  | 0.0002 |

## 5. 最後に

本稿は、所得階層の固定化に対する政策立案にさらなる科学的検証による知見が必要であるとし、細井（2017）の理論モデルをヒントに、世代間における子供の所得水準の決定要因を日本版ssm2005の個票データを用いて検証した。本稿の最大の特徴は、マルチレベル順序ロジット・モデルを用いた推計を行った点にある。その実証分析の結果より明らかにされた点を以下にまとめる。

第一に、細井（2017）のモデルで描かれていた子供の所得に影響を与える要因のうち、親の賦存能力と私教育の経験は統計的には支持されなかった。唯一、親が継承した財産（遺産相続の可能性）は子供の所得水準に対しプラスの影響をもたらすという分析結果から、親の代だけではなく、それ以前の代からの影響も受けて子供の所得が決定される可能性があると言える。財産

が継承された家庭では、親の所得以上に消費額を増やすことができることから、子供に人的資本形成に繋がる多くの投資を行うことができると考えられる。このことから、所得階層の固定化は世代間の問題であり、次に世代が移る瞬間に課税により再分配の機会を設けるか、生前中に再分配を実施することでしか、先祖が寄与する子の所得への影響を低下させることはできない。

第二に、親の所得水準は子の所得水準と正の相関がある。これにより、先行研究でも確認された通り、所得階層の固定化が存在することが明らかとされた。

第三に、一人当たりの公的教育費が高い年代では、性別の差が所得水準に影響する度合いが低く、逆に一人当たりの公的教育費が低い年代においては性別の差が所得の差につながる度合いが高まる。公的教育の充実は教育機会の保障に繋がり、性別関係なく労働市場に参加する条件を形成する重要な政策ツールであることが改めて確認された。

細井（2017）で注目されていた私教育への投資が子供の所得水準を左右するという見方は、現実データでは支持されなかったが、その一方で公教育の重要性を改めて確認できる推計結果となった。つまりは私教育を受けなくても、まず公教育で十分な基礎学力を身につけることができる教育水準を提供することこそが、長期的な視点で見た際の有効な所得再分配政策となるのであろう。従って、世代内での所得格差を是正する所得税の累進課税の強化、さらに世代間での所得格差を是正する相続税・贈与税の累進課税のさらなる強化、そして公教育サービスの水準を上げることが、所得格差の縮小及び所得階層の固定化を抑制する有効な政策である。

本研究は、2005年に行われた調査のデータを使用している。今回の推計結果は、10年以上前の経済主体の経済的成果を用いたものである。その間、日本社会は大きく変化した。同様な分析を最新のデータで行えば、更なる現実的な知見が得られると期待される。

#### 先行研究

Corak, M., 2013a, “Inequality from Generation to Generation: the United States in Comparison”, *Economics of Inequality, Poverty, and Discrimination in the 21st Century*, Volume 1. Causes, 107–23.

- Corak, M., 2013b, “Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility”, *Journal of Economic Perspectives*, 27 (3), 79–102.
- Holter, H. S., 2015, “Accounting for Cross-country Differences in Intergenerational Earnings Persistence: The Impact of Taxation and Public Education Expenditure”, *Quantitative Economics*, 6 (2), 385–428.
- Irene Y. H. Ng, 2012, “The Political Economic of Intergenerational Income Mobility in Singapore”, *International Journal of Social Welfare*, 22 (2), 207–218.
- Lucas and Kerr, 2013, “Intergenerational Income Immobility in Finland: Contrasting Roles for Parental Earnings and Family Income”, *Journal of Population Economics*, 26 (3), 1057–1094.
- 安藤正人, 2011, 『マルチレベルモデル入門—実習：継時データ分析』ナカニシヤ出版
- 小塩隆士, 2012, 『効率と公平を問う』日本評論社
- 近藤博之・古田和久, 2011, 「教育達成における階層差の長期趨勢」, 石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 [2] 階層と移動の構造』東京大学出版会, 89–105.
- 橘木俊詔・松浦司, 2009, 『学歴格差の経済学』勤草書房
- 筒井淳也・不破麻紀子, 2008, 「マルチレベル・モデルの考え方と実践」『理論と方法』23 (2), 139–149.
- 中西一, 2009, 「公立病院の効率性：マルチレベル順序プロビットモデルによる要因分析」, 佐賀大学経済論集 41 (5), 1–42.
- 細井雅代, 2017, 「家計における私教育投資と所得格差への影響」追手門経済論集, 52 (1), 1–20.
- 樋口美雄, 1992, 「教育を通じた世代間所得移転」日本経済研究, No.2, 137–165.
- 平沢和司・古田和久・藤原翔, 2013, 「社会階層と教育研究の動向と課題—高学歴化社会における格差の構造—」教育社会学研究, 第93集, 151–191.
- 北條雅一, 2011, 「学力の決定要因：経済学の視点から」日本労働研究雑誌, 614, 16–27.
- 吉田崇, 2011, 「世代間所得移動からみた機会の不平等」, 石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 [2] 階層と移動の構造』東京大学出版会, 71–86

#### データ出典

東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータ  
アーカイブ「社会階層と社会移動に関する全国調査 2005」  
文部科学省「地方教育費調査」