



Tokyo Gakugei University Repository

東京学芸大学リポジトリ

<http://ir.u-gakugei.ac.jp/>

| | |
|------------|---|
| Title | 所得格差と教育格差：「家計調査」を中心に(fulltext) |
| Author(s) | 牧野, 文夫 |
| Citation | 東京学芸大学紀要. 人文社会科学系. II, 59: 107-123 |
| Issue Date | 2008-01-00 |
| URL | http://hdl.handle.net/2309/87651 |
| Publisher | 東京学芸大学紀要出版委員会 |
| Rights | |

所得格差と教育格差：「家計調査」を中心に*

牧野 文夫

経済学**

(2007年8月31日受理)

1. はじめに

所得不平等の拡大が社会的に大きな問題となっているが、これと教育との関連も近年大きな関心が払われるようになった。もしも所得格差が何らかの形で教育格差の原因となっているのであれば、それは現在における格差を世代を超えて固定させる原因となるであろうから、社会にとって非常に由々しき問題となることは明らかである。この問題については早くから社会階層を研究している社会学者を中心に研究が進んでいるが¹、他方経済学者の側からは所得格差と消費支出の問題についてこれまでいくつかの研究がある²。そこで本稿では総務省が調査・公表している「家計調査」を利用して、所得格差と教育に関するいくつかの問題を分析課題として取り上げる。またそれに関連し、東京都が毎年実施している学力試験の成績の地域格差と所得の格差の問題についても論じる。

2節では「家計調査」を使って長期的視点から教育支出や所得階層別の教育支出の動向を概観する。そして最近の家計部門における教育支出の特徴を国際比較しその特徴を明らかにする。

3節では「家計調査」を使って、教育支出額や高等教育在学率と所得水準についての計量分析とその結果を補強する具体的な事例を紹介する。

4節は本稿のまとめである。

2. 「家計調査」にみる所得格差と教育支出

2.1 長期時系列変化

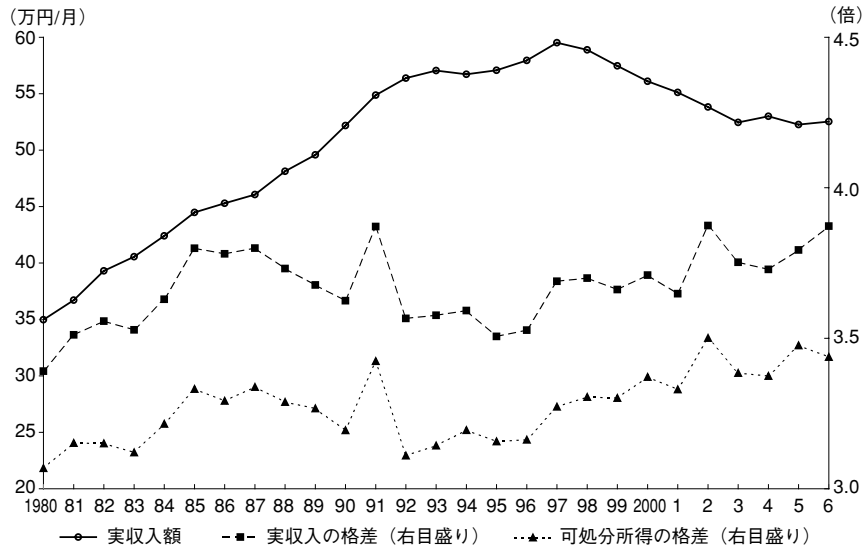
まず世帯³の所得の推移とその格差の動向を確認しておく。図1の3本の線の一番上は1980年以降の「農林漁家を除く勤労者世帯」⁴の実収入（税込み収入に相当）の推移である。実収入は長期にわたって毎年増加を続けたが、消費税の税率アップ、大手金融機関が経営破綻した1997年をピークに2003年まで低下を続けた。それ以降の最近数年間はほぼ同額で推移しているが、現在の水準は15年前の1990年にとどまっている。また図には示していないが、消費者物価指数でデフレートした実質額を計算してみると、2006年の実収入は20年前の87年頃の水準に戻ってしまう。

勤労者以外の世帯（個人営業世帯、経営者世帯、無職世帯）も含めた「全世帯」（単身者世帯および農林漁家を除く）について、すぐ後で示すことになる所得格差の拡大が始まる1995年と2006年の年間収入階級別の世帯分布を計算してみると⁵、1995年は世帯分布のモードは1000~1250万円未満の階級にあり、1000万円以上の世帯は全体の20.0%を占めた。これに対し2006年ではモードの階級は350~400万円未満へと大幅に低下し、1000万円以上世帯の割合も13.2%に低下した。また、夫婦と子供2人からなる標準世帯の所得税（給与所得分）の課税最低限の年収⁶にあたる350万円未満の世帯が占める割合は、1995年の13.2%から2006年には19.4%へと6ポイント近く上昇している。「全世帯」でも世帯の分布は低所得の部分にシフトしている。

* Income Inequality, Household Expenditure and Education in Contemporary Japan / MAKINO Fumio

** 東京学芸大学（184-8501 小金井市貫井北町4-1-1）

図1 実収入額と所得格差の推移



- (注) 1) 対象は農林漁家を除く勤労者世帯で単身世帯は含まない。
 2) 実収入額は当年価格表示。
 3) 所得格差は第X十分位の実収入の第I十分位の実収入に対する倍率。

(資料) 総務省「家計調査」各年版。

(<http://www.stat.go.jp/data/kakei/longtime/zuhyou/j1602000.xls>)

最近の平均的な所得低下傾向は所得格差の拡大をともなっている。所得格差を表す指標はいくつかあるが(たとえば青木(1979)第2章),ここでは単に高所得グループと低所得グループの所得倍率を指標にする。具体的には「家計調査」の実収入を基準にして世帯を所得の順に並べ,その最高10%のグループ(第X十分位)と最低10%のグループ(第I十分位)の倍率をその指標にとる。図1には実収入と可処分所得(実収入から税,社会保険料などを控除)の2つの所得カテゴリーについての格差も加えた。格差は1980年代前半に拡大,80年代半ばから90年代半ばまでは縮小,それ以降現在までは拡大傾向が続いている⁷。ただし80年代前半の格差拡大は平均所得上昇の過程での出来事であったが,現在のそれは平均所得の低下局面での現象という点で異なっている。格差の水準は80年以降では最高といってよいだろう。

次に支出面に移ろう。「家計調査」において教育費は,授業料等,教科書・学習参考教材,補習教育(塾・予備校等の費用)の3分類から構成されている。また教育に関連したその他の費用(制服,給食,通学交通費,仕送りなど)を教育費に加えた「教育関係費」という系列が1970年以降から公表されている。

図2は,勤労者世帯を対象とした1960年代前半から現在までの期間の実質教育費(名目教育費を教育消費者物価指数でデフレートした)と,75年以降の実質教育関係費(名目教育関係費を教育関係費消費者物価指

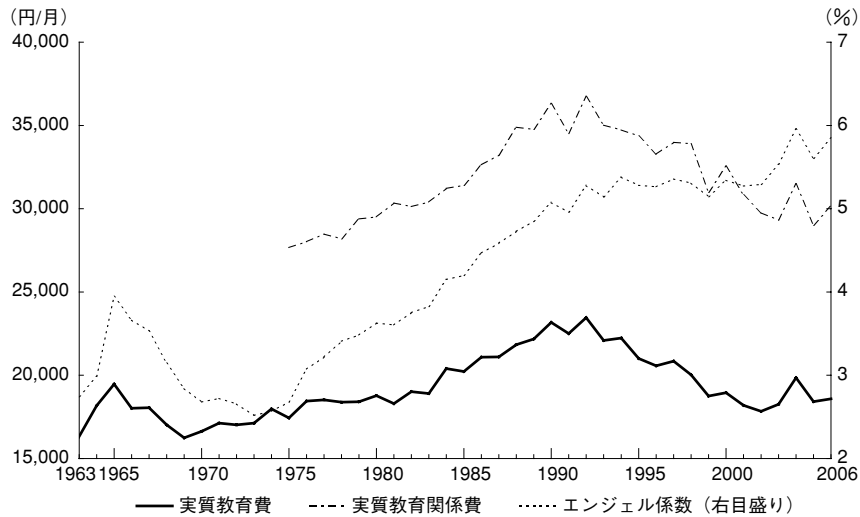
数でデフレートした)の推移である。実質教育費は70年代から90年前後まで上昇し続けたが,その後90年代から02年まで低下に向かい,03年からは再び増加傾向にある。実質教育関係費は実質教育費よりも月額で1万円以上高いが,両者の変化はほぼ平行している。

教育支出額の消費支出額全体に占める割合をエンジェル係数とよぶことにし,その系列も図2に加えた。それは高度成長末期の60年代後半から第1次石油危機が発生した70年代初めの頃までは低下傾向にあったが,それ以降現在に至る30年間は上昇傾向が続いている。

本節の最後に日本の家計部門の教育支出額の特徴を国際比較してみる。OECD加盟国について国民経済計算ベースの民間消費支出額に占める教育費の割合を計算し,それを「家計調査」ベースのエンジェル係数と区別するために「マクロ・エンジェル係数」とよぶ。図3はそれと1人当たりGDPとの関係を描いたものである。

全体として1人当たりGDPが大きくなるとマクロ・エンジェル係数の値は小さくなる傾向にあるが,日本,アメリカ,韓国などは,図中に描いた両変数の平均的な関係を示す近似曲線よりかなり上方に位置している。そこでマクロ・エンジェル係数の決定要因として「1国の総教育支出に占める公的部門の割合」も加え,それを説明するモデル, $MANG_i=f(GDP_i, PUB_i)$ を想定する。この式でMANGはマクロ・エンジェル

図2 実質教育支出額とエンジェル係数



(注) 1) 実質教育関係費が1975年以降であるのは、教育関係費消費者物価指数の公表が同年から始まったことによる。

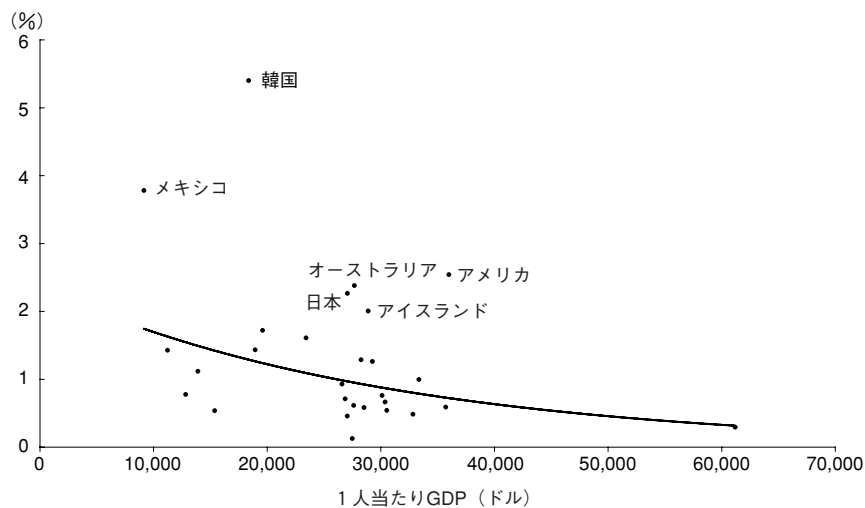
2) エンジェル係数は当年価格表示の教育費の消費支出総額に対する割合。

(資料) 教育費，教育関係費：総務省「家計調査」(<http://www.stat.go.jp/data/kakei/longtime/zuhyou/a18-2.xls>，および2000年以降の各年の web 上のダウンロード用データ)。

消費者物価指数：総務省「消費者物価指数」

(<http://www.stat.go.jp/data/cpi/longtime/zuhyou/a001-1.xls>)。

図3 マクロ・エンジェル係数と1人当たりGDPの国際比較(2002年)



(注) 1) マクロ・エンジェル係数は国民経済計算ベースの教育支出額の民間消費支出額に占める割合。

2) 1人当たりGDPは購買力平価(PPP)による換算値。

(資料) マクロ・エンジェル係数：OECD (2004)。

1人当たりGDP：World Development Indicators 2006 (CDROM版)。

係数, GDP は1人当たり GDP , PUB は1国の教育支出に占める公的支出の割合⁸, 下付の i は国を表す。2つの説明変数のうち PUB の理論的符号条件はマイナスすなわち公的教育支出の割合が高いほどマクロ・エンジェル係数は小さいと考えられる。 GDP と $MANG$ の関係については, PUB と $MANG$ との関係のような理論的符号条件を先見的に想定できない。

3つの変数が利用できる26カ国のデータ (2002年) を使ってパラメータを推定すると,

$$MANG = 19.292 - 1.006 * \ln(GDP) - 0.087 * PUB$$

$$AdjR^2 = 0.682 \quad (2.89)** \quad (6.61)**$$

となる⁹。パラメータは統計的に有意で, PUB は理論的符号条件も満たしている。また GDP のパラメータには図3に見られた負の関係が確かに認められた。要するに1人当たり GDP が大きいほど, そして公的教育支出の割合が大きいほどマクロ・エンジェル係数は小さいということになる。この推定結果を使って, 日本の GDP と PUB の値を上式に代入してマクロ・エンジェル係数の予測値を計算すると2.49%となる。これは実際値の2.26%と大きく乖離していないから, 国際平均からみて日本のマクロ・エンジェル係数がその1人当たり GDP の水準に比べて高い理由は, 公的教育支出の割合が低いことに原因があるといえよう。

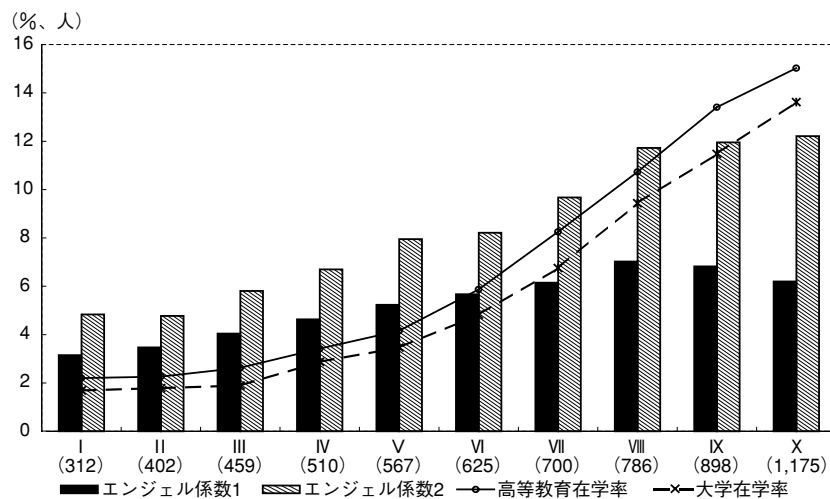
2.2 所得階層別教育支出

次に所得階層別に教育支出の特徴を検討してみよう。図4は勤労者世帯の所得十分位階級別のエンジェル係数である。第1に, 全体的にみて所得が高くなるにつれてエンジェル係数は上昇している。このことは教育支出が所得弾力的であり, 奢侈財 (サービス) 的な性格が強いことを意味している。第2に, 教育費を分子としたエンジェル係数1は, 第Ⅷ十分位をピークにしてそれ以上の所得階層ではやや低下するが, 教育関係費を分子としたエンジェル係数2は第Ⅷ十分位以降も低下することはない。高所得階層で間接的な教育支出特に子供への仕送り額が増えているからである。

また第Ⅰ十分位と第Ⅹ十分位のエンジェル係数の格差は時間と共に拡大しつつあり, たとえばエンジェル係数2を指標にすると, 1980年では両者の差は3.98ポイントであったのに対し, 90年にはそれが5.94ポイントに上昇し, さらに2000年には7.88ポイントに拡大した。06年には7.95ポイントと格差拡大の傾向は依然として続いている。このような格差拡大の原因は, 基本的には所得の高い第Ⅹ十分位のエンジェル係数の上昇が速かったことにある。

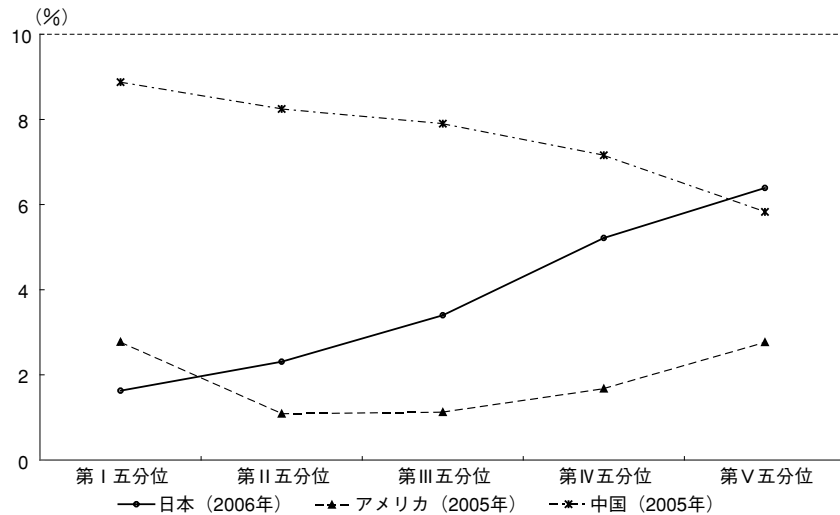
先の図3では国をサンプルとして所得水準とエンジェル係数とが逆相関にあることが示されたが, 各国の家計調査では所得水準とエンジェル係数とはどのよ

図4 所得十分位階級別エンジェル係数と在学率



- (注) 1) 対象は農林漁家を除く勤労者世帯。
 2) エンジェル係数1は教育費, 同2は教育関係費の消費支出計に対する割合。高等教育在学率と大学在学率は, それぞれ100世帯当たりの高等教育機関 (高専・短大・大学) と大学の在学者数。
 3) ローマ数字は十分位所得階級を表しそれが大きいほど所得は高い。その下の () の数字は年間実収入額 (万円)。
 4) すべての系列は2000年~2006年の平均値。
 (資料) 「家計調査」各年版。

図5 五分位階級別エンジェル係数（国際比較）



(注) 日本は農林漁家を含む全世帯，中国は都市世帯，アメリカは全世帯が対象。

(資料) 日本：「家計調査」平成18年版

(<http://www.stat.go.jp/data/kakei/2006n/zuhyou/a207-1.xls>)。

中国：国家統計局城市社会経済調査司(2007)42-43頁。

アメリカ：Bureau of Labor Statistics, Department of Labor : *Consumer Expenditure Survey* (<http://www.bls.gov/cex/2005/Aggregate/quintile.pdf>)。

うな関係があるだろうか。図5はデータが入手できたアメリカと中国を日本と比較したもので、基準を統一するため所得は五分位階級別に分類してある。

それによると3カ国のパターンは等しくない。日本のエンジェル係数は、外国との比較のために農林漁家を含む全世帯を対象としたものであるが、勤労者世帯と同様に所得水準が高くなるとエンジェル係数は上昇している。これとは正反対の関係が存在するのが中国で、所得水準が高くなるとエンジェル係数は低下する。すなわち教育支出は必需財的性格が強い¹⁰。またアメリカは日中両国とも異なり、第I五分位から第II五分位にかけては低下、第II五分位から第V五分位までは上昇というJ字型のパターンを示しているが、所得水準の上昇にともなうエンジェル係数の上昇の程度は日本ほどではない。3カ国のみの限定された比較であるが、日本の教育支出は、外国に比べて所得弾力的であることが認められよう。

日本の「家計調査」に戻る。教育費の内訳は所得階級によって異なっている。たとえば2006年の場合、所得が最も低い10%のグループである第I十分位の世帯では、授業料等の割合は82.1%，教科書・学習参考教材費は3.3%，補習教育は14.6%であるのに対し、最も高い10%の第X十分位ではそれぞれは72.1%，1.8%，26.1%となり所得が高くなるにしたがって補

習教育の割合が増加していく。

他の費目と比べて教育支出が所得階層別にみた消費支出額の不平等度にどの程度寄与しているか、年間収入階級ジニ（準ジニ）係数を計算してみよう（表1）。消費支出額全体のジニ係数は0.162と不平等度は低いが、その内訳ごとに準ジニ係数¹¹を計算すると、費目ごとのバラツキは顕著で、特に教育費、教育関係費の準ジニ係数は他の費目に比べて高い。これは図4に示した所得階層別エンジェル係数の値から想定できるが、要するに消費支出総額が大きい階級ほど教育により多くを支出しているからである。さらにまた教育費の内訳ごとの準ジニ係数を最下段の3行に示したが、補習教育のそれが0.371で最も不平等度が大きい。なお教育支出と正反対なのが住居費で、その準ジニ係数がマイナスとなっているのは、消費支出総額が大きい階級ほど持家が長く住居費が少ないためである。

準ジニ係数に支出構成比を乗じて各費目の消費全体の不平等度に対する寄与率を計算すると、最も大きい費目は「その他支出」の37%であるが、教育関係費の寄与率はおよそ20%に達し、教育に関係した支出項目の消費全体の不平等に及ぼす影響はかなり大きいことがわかる。

表1 支出の不平等度とその要因 (2006年)

| | ジニ(準ジニ)係数 | 支出構成比 | 寄与率 |
|------------|-----------|-------|-------|
| 消費支出計 | 0.162 | 100.0 | 100.0 |
| 食料品 | 0.111 | 21.7 | 14.9 |
| 住居 | -0.030 | 6.4 | -1.2 |
| 光熱・水道 | 0.071 | 6.8 | 3.0 |
| 家具・家事用品 | 0.163 | 3.1 | 3.1 |
| 被服・履物 | 0.215 | 4.5 | 6.0 |
| 保健医療 | 0.114 | 3.6 | 2.5 |
| 交通・通信 | 0.130 | 14.2 | 11.4 |
| 教育 | 0.292 | 5.8 | 10.5 |
| 教養娯楽 | 0.210 | 9.9 | 12.8 |
| その他 | 0.251 | 23.9 | 37.0 |
| ----- | | | |
| 教育関係費 | 0.340 | 9.5 | 19.9 |
| 授業料 | 0.269 | 4.4 | 7.3 |
| 教科書・学習参考教材 | 0.265 | 0.1 | 0.2 |
| 補習教育 | 0.371 | 1.3 | 3.0 |

(注) 対象は農林漁家を除く勤労者世帯。

(資料) 「家計調査」平成18年版 (<http://www.stat.go.jp/data/kakei/2006nn/zuhyou/a208.xls>)。

2.3 教育支出に関する計量分析

それでは所得水準と教育支出との間には本当に関係があるのだろうか。まず教育支出額が他の支出項目と異なり特に世帯のライフステージの影響が大きい点に留意する必要がある。すなわちそもそも在学中の世帯構成員がいなければ、教育費はゼロないしはそれに近い水準になるはずであるし、また在学者が小学生と大学生とでは当然支出額は異なるはずである。

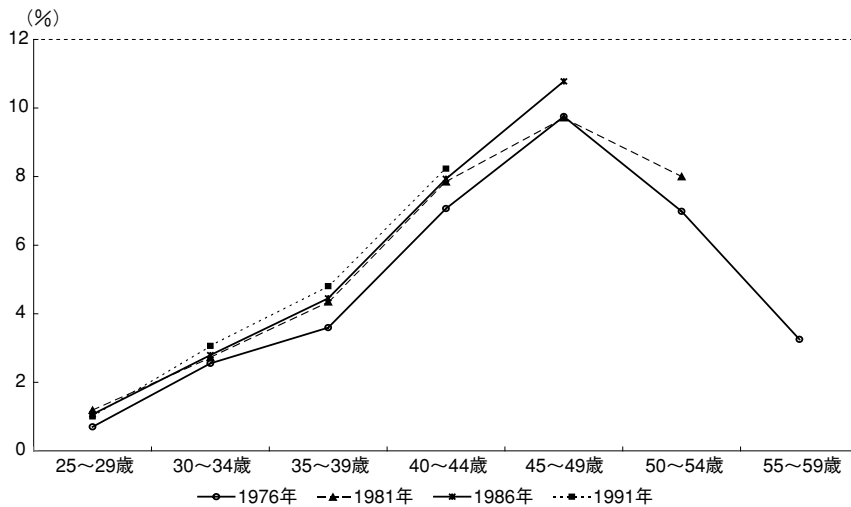
「家計調査」には5歳間隔の世帯主平均年齢別の集

計表があるので、世帯主の平均年齢別の消費動向を観察することができる。また5年ごとに「家計調査」を比較すれば、コーホート別に過去に遡った変化をとらえることができる。そこで最新の2006年「家計調査」で世帯主の年齢が40歳～59歳の範囲の勤労者世帯について、5歳年齢階級別にエンジェル係数が2006年から過去に遡ってどのように変化してきたかを図6に描いた。同図ではコーホートは世帯主の年齢が25～29歳の時の年次を基準にして区別しているの、たとえば1976年に25～29歳であった世帯主が30年後の2006年には55～59歳に達している。これによればエンジェル係数のピークは45～49歳の年代にあること、そして年齢階級層別にみても時間の経過と共にそれが上昇していることが確認できる。

さらに日本の勤労者の賃金体系には年齢的要素が強いから、「家計調査」の集計データから所得の高い世帯で教育費の支出が多い事実が見いだせたとしても、それが果たして所得の影響によるものか、あるいは子供の年齢(学校段階)の相違によるものか必ずしも識別できない。

幸いなことに「家計調査」からは、世帯主の平均年齢、世帯人員の在学構成などの世帯属性に関する追加情報が入手できるので、家計の教育需要関数を推定して所得格差と教育格差がどのように関係しているか検証してみる必要がある。家計需要関数を推定する場合、世帯規模を考慮し通常はモデルに投入される変数は1人当たりに換算される。ところが「家計調査」における世帯の定義によって自宅外通学の子供は世帯員

図6 コーホート別エンジェル係数



(注) コーホートは世帯主の年齢が25～29歳の時の年次によって区別している。

(資料) 「家計調査」平成3年、8年、13年、18年版。

構成員からは除外されている。特に大学生の場合、(独)日本学生支援機構が2004年11月に実施した「平成16年度学生生活調査」の結果によれば(サンプル51,205人)、大学昼間部に在籍する学生の49.0%が自宅外に居住している¹²、「家計調査」において大学生が多い世帯の1人当たり支出額は、大学生が少ない世帯に比べて過大に評価される傾向が強くなる。自宅外の子供の授業料を親が負担していればそれは当該世帯の家計支出に含まれるが、その子供自体は別居しているので世帯人員には含まれていないからである。これは教育支出をテーマに取り上げるときかなり深刻な問題となる。この問題を回避するために本稿では教育支出額と収入の2つの変数は「1人当たり」と「世帯当たり」の2通りを想定する。

そこで以下のようにモデルを設定する。

$$EDEXP_{ijk} = f(DY_{ij}, P_{jk}, RHE_{ij}, OCU_{ij}, AGE_{ij})$$

記号 $EDEXP_{ijk}$ ：世帯当たりあるいは在学者¹³1人当たり実質教育支出額

DY_{ij} ：世帯当たりあるいは1人当たり実質可処分所得額

P_{jk} ：教育相対価格(教育支出に関する消費者物価指数の消費者物価総合指数に対する比率)

RHE_{ij} ：世帯人員の在学者全体に占める高等教育在学者の比率(高等教育在学者比率)

OCU_{ij} ：世帯主の職業に占めるホワイトカラー職種の比率

AGE_{ij} ：世帯主の平均年齢

下付記号の i, j, k は、 i ：所得分位 ($i = 1 \sim 10$)、 j ：年次 ($j = 2000 \sim 2006$)、 k ：教育支出(1は教育費、2は教育関係費)を表す。

被説明変数の $EDEXP$ は世帯当たりあるいは在学者(幼稚園児から大学生まで、専修学校在学者も含む)1人当たりの実質教育支出額で、教育費、教育関係費ともにそれぞれの消費者物価指数(2005年基準)で実質化してある。説明変数 DY は世帯当たりあるいは世帯1人当たりの実質可処分所得で、消費者物価総合指数で実質化した。所得水準が高いほど教育支出は多くなるので符号条件 ($\partial EDEXP / \partial DY$) は正となることが予想される。また教育相対価格 P は教育支出に関する消費者物価指数の消費者物価総合指数に対する比率で、 $\partial EDEXP / \partial P$ は負、すなわち教育支出の価格の上昇が消費者物価全体のそれよりも大きければ教育支出は減少する。 RHE は、全在学者に占める高等教育(大学、短大、高等専門学校)在学者の比率で、それによって世帯の在学構成の違いを反映させた。すなわち授業料が高い高等教育在学者の比率が高くなれば、

当然教育費は増加するであろうから、 $\partial EDEXP / \partial RHE$ は正の符号をとることが予想される。 OCU は世帯主の職業に占めるホワイトカラー職種の比率で、「家計調査」では勤労者の世帯主の職業は、常用労務作業員、臨時及び日々雇労務作業員、民間職員、官公職員の4種類に分かれており、ここでは、民間職員と官公職員をホワイトカラーとみなした。ホワイトカラーはブルーカラーよりも学歴が高く、教育に対し高い関心をもっているであろうから $\partial EDEXP / \partial OCU$ は正の値をとると想定される。 AGE は世帯主の平均年齢で、図6に示したように世帯主がある年齢に達するまでは教育費は増えるが、子供が学校を卒業すると教育費は不要となるので、世帯主の年齢と教育支出額とは非線形の関係にあると想定される。

問題は「家計調査」では、教育相対価格(P)を除く4つの説明変数の間の相関が非常に高く、先のモデルをそのまま使ってパラメータを推定すると多重共線性の問題が発生する。最も VIF (分散拡大要因)が大きい変数は世帯1人当たり実質可処分所得(DY)なのだが、本稿のテーマ上それを説明変数から除外することはできないので、次善の策として2番目に VIF の高いホワイトカラー職種の比率(OCU)を除外した。したがって実際に推定するモデルは、

$$EDEXP_{ijk} = f(DY_{ij}, P_{jk}, RHE_{ij}, AGE_{ij})$$

となる。

推定にあたっては2000年から2006年の「家計調査」の10の所得階層をプールし、各階層を固定して擬似パネルデータとして扱い、OLS推定とパネル推定を試みた¹⁴。また値域が0から1(あるいは100)までに限定されている比率変数 RHE はロジット変換¹⁵して使用した。推定結果は表2の左2列のモデル(AとB)に示した。

まず世帯当たり教育費を被説明変数としたモデルAの推定結果を検討してみる。すべてのサンプルデータを独立データとみなして推定したOLS推定と各所得階級を固定したパネル推定の結果のどちらを採択すべきかは、表2の最下段のF検定量を使って判定する。推定されたF値は1.66で判定のための臨界F値4.44を下回っている。これはOLS推定の結果を棄却できないことを意味しているため、表2ではパネル推定による結果は示していない。

推定結果をみると、第1に相対価格のパラメータ以外は理論的符号条件を満たし、統計的にも有意な値となっている。可処分所得のパラメータ(所得弾力性)は1.513で1を上回っているから、所得階層間における子供の学校段階別構成の差異や世帯主の年齢の違い

表2 教育支出、在学率に関するパラメータの推定結果

| 説明変数 | 教育費 | | 教育関係費 | | 在学率 | |
|-----------------------------------|--------------------------|------------------------------------|--|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | A: 世帯当たり | B: 在学者1人 当たり | C: 世帯当たり | D: 在学者1人 当たり | E: 高等教育 機関 | F: 大学 |
| 定数項 | -49.229 (11.45)** | -6.958 (1.82) | -29.955 (4.37)** | -3.251 (1.91) | -63.207 (6.24)** | -66.390 (5.96)** |
| 可処分所得 (DY) | 1.513 (20.34)** | 1.017 (12.01)** | 1.594 (13.27)** | 0.942 (9.43)** | 1.387 (6.06)** | 1.420 (5.64)** |
| 教育相対価格 (P) | 0.324 (0.64) | -0.401 (0.95) | -0.349 (0.60) | -2.058 (3.60)** | | |
| 高等教育機関在学者比率 (RHE) | 0.156 (3.22)** | 0.181 (4.46)** | 0.023 (0.48) | 0.106 (2.20)* | | |
| 世帯主平均年齢 (AGE) | 1.674 (10.02)** | 0.307 (2.19)* | 0.885 (3.22)** | 3.188 (4.63)** | 1.951 (4.79)** | 2.045 (4.56)** |
| 世帯主平均年齢の二乗 (AGE ²) | -0.018 (10.24)** | -3.256*10 ⁻³ (2.17)* | -9.236*10 ⁻³ (3.11)** | | -0.019 (4.44)** | -0.020 (4.02)** |
| AdjR ² | 0.975 | 0.971 | 0.972 | 0.973 | 0.917 | 0.913 |
| 検定量 | F=1.66<4.44 [#] | F=1.66<4.44 [#] | F=5.17>4.44 [#] , $\chi^2=7.36$ | F=3.86<4.52 [#] | F=2.86<4.60 [#] | F=2.14<4.60 [#] |

(注) 1) サンプルは農林漁家を除く勤労者世帯の十分位所得階級別(2000~06年)集計値。

2) モデルA, B, CではRHEはロジット変換値, AGEは原数値, 他の変数はすべての変数を対数変換した。モデルDではRHEはロジット変換値, 他の変数は対数変換した。モデルE, FではAGE以外の変数を対数変換した。

3) モデルCの推定結果はパネル推定の変量効果モデルで, 他はすべてOLS推定。

4) AdjR²は自由度調整済みの決定係数, ()はt値, ***, **はそれぞれ1%, 5%の水準で有意であることを表す。#はF検定の臨界値であることを表す。

(資料) 「家計調査」平成12~18年版。

をコントロールしても, 所得水準が上昇すると所得の増加率以上に教育費は増加するので, 教育費は奢侈財(サービス)であることがあらためて確かめられる。2次関数の形でモデルに組み込んだ世帯主の年齢変数の2次項(AGE²)のパラメータはマイナスであるから, 教育費は世帯主の年齢に対し上に凸の形状をしている。推定結果によれば, 他の条件を一定とすれば在学者1人当たり教育費が最も多くなる世帯主の年齢は46.5歳で, 1980年代後半より第1子出生時の父親の平均年齢がほぼ30歳で一定であることを考慮すると¹⁶, 平均的な世帯においてはモデル上は第1子が高校2~3年生の時に教育費が最大となる。相対価格のパラメータが有意でないことはモデルD以外共通しており, 教育サービスに対する代替財が存在しないことがその理由と思われる。

世帯当たり教育関係費を被説明変数としたモデルCでは, F値が検定臨界値を上回っておりOLS推定ではなくパネル推定を推奨している。パネル推定の中で固定効果モデル, 変量効果モデルのどちらかを選択すべきはハウスマン検定を用いて決める。そのための検定量 χ^2 値(7.36)は5%の水準では帰無仮説(変量効果モデルと固定効果モデルが等しい)を棄却しないので変量効果モデルを採用する。

推定された所得弾力性の値はモデルAよりわずかではあるが大きく, 間接経費を含んだ教育関係費の方が教育費より所得弾力的である可能性を示唆している¹⁷。世帯主の平均年齢も有意で, モデルAと同様に推定されたパラメータを使って教育支出が最大となる年齢を計算すると47.9歳となりモデルAよりも若干高めになる。

被説明変数を在学者1人当たり, 所得を世帯人員1人当たりで換算したモデルBの推定結果はおおむねモデルAと同じであるが, 世帯規模を考慮しているので所得弾力性は1を上回っているもののややAより低い値である。在学者1人当たり教育関係費を被説明変数としたモデルDはCと結果が少し異なる。まず所得弾力性は1より小さく, また年齢変数は2次項ではなく単調増加の対数変換値を採用した特定化でないと良好な推定結果が得られない。これは図4に示したように所得水準が増加すると教育仕送り費の教育費に対する割合が増えるにもかかわらず, 仕送り費の対象となる子供は世帯主と同居していないので「家計調査」の世帯人員には含まれないから, 仕送り費が増加する世帯主の平均年齢が高い高所得階層ほど「在学者1人当たり教育関係費」が見かけ上大きくなってしまふことと関係がありそうである。モデルDで, 世帯

主の平均年齢に単調増加の対数変換値を採用した特定化のモデルで良好な推定結果が得られたのはこのことと関連があると思われる。

モデル A の推定結果を使って、所得階級間の教育費の格差の要因を探ってみよう。モデルを簡単に $\hat{y} = a_0 + \sum b_i x_i$ と書く。ここで \hat{y} はパラメータの推定結果を使って計算できる被説明変数の理論値で、 x_i は説明変数、 a_0 、 b_i はそれぞれモデルの定数項と説明変数のパラメータである。第 i 説明変数の高所得グループの平均値を x_{ih} 、低所得グループの平均値を x_{il} とし、それらを使って計算される \hat{y} をそれぞれ \hat{y}_h 、 \hat{y}_l とすれば、被説明変数の格差に対する第 i 説明変数の差の寄与率は $b_i (x_{ih} - x_{il}) / (\hat{y}_h - \hat{y}_l)$ となる。

低所得グループとして十分位階級の下位20%（第 I・II 十分位）、高所得グループとして上位20%（第 IX・X 十分位）をとる。両グループの可処分所得の差に起因する教育費の差は、モデル A では両グループの教育費格差全体の103%、B では73%、C では93%、D では56%に相当するという試算結果が得られる。いずれのモデルを使っても所得格差自体が教育支出の格差の最も大きな要因となっている。

3. 所得格差と教育成果

3.1 「家計調査」による検証

前節までの分析により、子供の在学する学校段階の構成や世帯主の年齢の違いを調整しても、所得の差が教育支出の差の最も大きな要因であることが確認できた。それでは所得水準に応じた教育的成果の格差は発生しているだろうか。現在の日本では高校進学率はほぼ100%に達しているので、ここでは高等教育機関での在学に関する指標を使ってこの問題を検討してみる。

まず「家計調査」の勤労者世帯の所得水準と100世帯当たりの高等教育（高専、短大、大学）在学者数（以下高等教育機関在学率）および大学在学者数（大学在学率）との関係を吟味してみる（図4）。ただし既にしばしば述べてきたが、「家計調査」では同居している世帯人員のみがカウントされているので、別居通学している子供はその数に含まれていない。同図のエンジェル係数1と同2の所得階級別ギャップから推測すると高所得階級ほど在学率が過小評価されている可能性が高いと思われる。

2000～2006年の平均値でみると、高等教育在学率と大学在学率は所得が最も低い第 I 十分位ではそれぞれ2.20人、1.69人に過ぎないが、それは所得とともに高

まり第 X 十分位ではそれぞれ15.02人、13.62人に達する。

また1980年以降の大学在学率の経年変化を所得階級別に分けてみると、所得水準下位20%（第 I 五分位）では1980年から2006年の期間にわずか0.24人しか増加しなかったが、所得の高い第 IV 五分位と第 V 五分位では同じ期間にそれぞれ1.72人、1.17人増加した¹⁸。

所得水準と高等教育在学率との正の相関が果たして見かけ上のものか否かを前節と同様にモデルを使って検証してみよう。以下のような簡単なモデルを作る。

$$EHE_{ij} = g(DY_{ij}, AGE_{ij})$$

ここで EHE_{ij} は j 年における第 i 所得階層の高等教育機関あるいは大学在学率で、 DY_{ij} は、被説明変数の在学者が世帯人員に限られているので、世帯人員1人当たりの実質可処分所得とし、 AGE_{ij} は世帯主の平均年齢である。このモデルでは所得以外の要因として世帯主の平均年齢を使っている。教育費に関する分析と同様に世帯主の年齢が高くなれば子供の年齢も高くなり、したがって高等教育機関在学率は上昇することが予想されるが、子供が高等教育機関を卒業するとそれは逆に低下するので、 AGE は2次式でモデルに組み込んだ。先の教育支出関数と同様に2000年から2006年の勤労者世帯の十分位別所得階層データをプールし擬似パネルデータとしてパラメータを推定した。

本節でも OLS 推定とパネル推定の両方を試みたが、その F 検定をみると教育費の場合と同様に OLS 推定の結果で説明可能であるので OLS 推定の結果のみを表2のモデル E と F に掲げた。変数の推定値はすべて統計的に有意であって、世帯主の平均年齢を調整しても（あるいはそれが等しい場合でも）、所得水準と高等教育・大学在学率との間に正の相関を見いだすことができる。また所得のパラメータをモデル E と F とで比べると後者の方が大きく、4年生大学への進学の方が高専・短大への進学よりも所得に敏感であることがわかる。

世帯主平均年齢のパラメータの推定結果によれば、モデル E、F ともに在学率は世帯主の平均年齢に対し上に凸の形状をなり、在学率が最大となる平均年齢は高等教育機関全体では50.3歳、大学の場合はそれより若干遅れて51.1歳となる。前節でも紹介したように、父親がその年齢であれば第1子の平均年齢はおおよそ20～21歳ということになるので、推定結果は実態と整合していると判断できる。また前節で紹介した同様の方法を使って所得の低いグループ（下位20%）と高いグループ（上位20%）との間の在学者の格差の要因を計算すると、所得格差の寄与率は高等教育機関在学率の

場合は61%, 大学在学率の場合は57%となる。

前段の分析結果を「家計調査」の全世帯集計表を使って再確認してみよう。大学生の子供をもつ世帯主の年齢階級を45~54歳とみなし, その世帯数と大学生数の年間収入階級別の分布とを2006年について比較したのが図7である。「家計調査」の対象外の自宅外居住の大学生が低所得層に偏っていない限りは, 明らかに大学生の分布の方が, その親世代の世帯主全体の分布よりも所得が高い方に偏っている¹⁹。

3.2 東京大学の事例

このような関係は特定の大学についても認められる。たとえば東京大学の学生の主たる家計支持者の年収や職業などについて同大学では定期的に調査している。図8は2005年における東京大学の学生の主たる家計支持者と同年の「家計調査」による世帯主の年齢が45~54歳の一般世帯の年収階級別の分布の比較である。これからわかるように東大生の主たる家計支持者の方が, 同世代の世帯主の一般世帯に比べて750万円を超える高所得階級に明らかに多く分布し, 特に1,250万円以上の階級では一般世帯との間の格差が大きい。

東京大学の学生の主たる家計支持者についてはその職業分布も一般家庭とかなり異なっている。東大生の家計支持者の88.5%が父親であることを考慮し, 2005年の「国勢調査」1%抽出結果から45~54歳の男子就業者を選びその職業分布と比較してみる(表3)。東

大生の家計支持者の職業が, ホワイトカラー職種特に教員を含む専門的・技術的職業従事者と管理的職業従事者に極端に集中しており, 同世代の一般男子就業者の職業分布と著しく乖離していることは一目瞭然である。

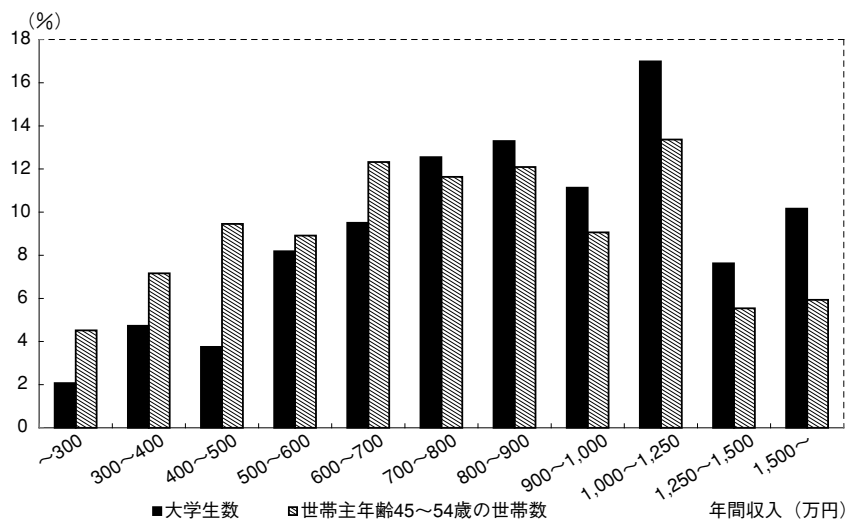
表3 東京大学在学生の主たる家計支持者と一般男子労働者の職業分布の比較 (2005年) (%)

| | 東大生の主たる家計支持者 | 一般男子就業者 |
|-------------------|--------------|---------|
| 専門的・技術的職業従事者(含教員) | 40.9 | 14.5 |
| 管理的職業従事者 | 28.3 | 5.6 |
| 事務従事者 | 10.0 | 15.8 |
| 販売従事者 | 5.3 | 14.9 |
| 農林漁業作業 | 1.1 | 3.2 |
| 生産工程・労務作業 | 1.9 | 31.6 |
| 運輸通信・保安・サービス | 10.5 | 13.2 |
| 分類不能 | 2.1 | 1.3 |

(注) 一般男子就業者は45~54歳の年齢層。
 (資料) 一般男子就業者: 「平成17年国勢調査抽出速報集計結果」
 (<http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2005/sokuhou/zuhyou/a009-1.xls>)。
 東京大学: 図8に同じ。

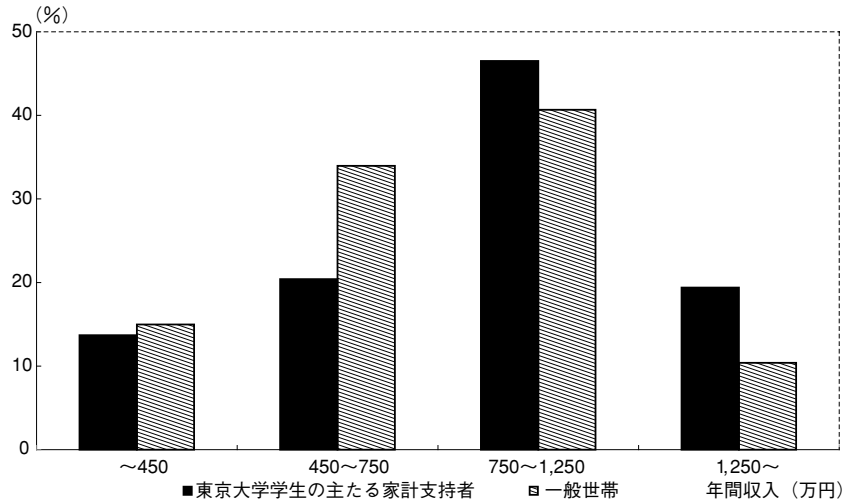
以上の資料などからわかるように東京大学の学生の出身世帯は, 職業や所得の面で一般世帯とはかなり異なる階層に集中している。

図7 年間収入階級別分布 (2006年)



(注) 1) 対象は農林漁家を除く全世帯。
 2) 自宅外居住の大学生は含まれていない。
 (資料) 「家計調査」平成18年版
 (<http://www.stat.go.jp/data/kakei/2006nn/zuhyou/a506.xls>)。

図8 東京大学の主たる家計支持者と一般世帯の年間収入の分布（2005年）



(注) 1) 一般世帯は、世帯主年齢が45～54歳の農林漁家を除く全世帯。

2) 東京大学在学学生は学部学生。

(資料) 一般世帯：「家計調査」(平成17年版)

(<http://www.stat.go.jp/data/kakei/2005n/zuhyou/a506.xls>)。

東京大学：東大広報委員会『2005年(第55回)学生生活実態調査』

(<http://www.u-tokyo.ac.jp/gen03/kouhou/1348/6.html>)。

3.3 東京都公立学校の事例

学力と所得水準との間には関係があるのだろうか。またあるとすれば、子供のどの成長段階において現れてくるのであろうか。興味深いデータを示す。東京都教育委員会が毎年1月に公立小学校5年生全員と公立中学校2年生全員を対象に一斉学力試験を行いその結果を区・市別の平均値として公表している（web上で入手できる資料として東京都教育委員会（2005；2006；2007））。受験した児童・生徒自身の家計の所得はもちろん不明だから、別途資料から判明する各区・市の1人当たり平均所得（2005年度の市民税所得割の区・市別「課税対象所得」²⁰総額を当該区・市の全人口で除した）を親の所得水準の代理変数に使用して、区・市別の平均点と所得水準との関係を図9と図10に示した。学力試験の対象は公立学校であるから、ほとんどの児童・生徒は居住する区・市内の学校に通学しているはずだから²¹、学力試験成績と所得水準の2つの変数の間に整合性はとれているとみなしてよい。同図の学力成績は具体的には、2005年と2006年に実施され試験結果から²²、中学2年生の場合は国・数・英・社・理5科目計の正答率、小学5年生は国・算・社・理4科目計の正答率を偏差値に換算して両年の平均値をとった。

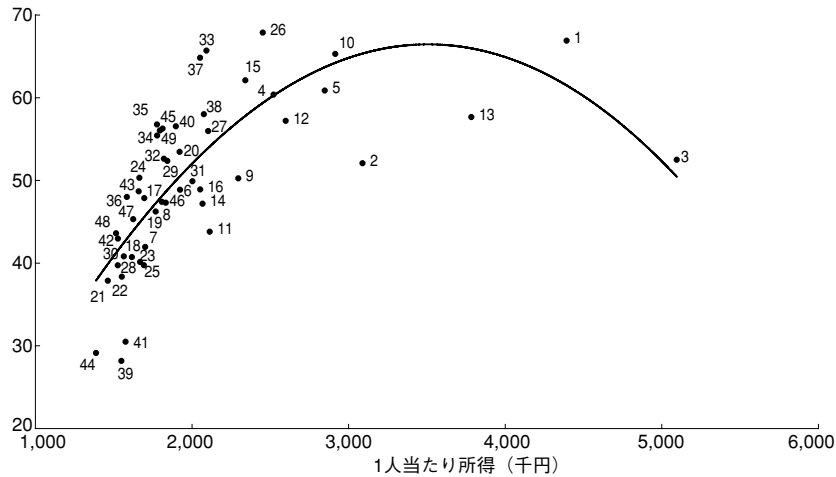
図9、図10ともに所得水準が際だって高い港区（3）、千代田区（1）、渋谷区（13）を除くと学力試

験の成績と所得水準とがきれいな相関を見せている²³。既に小学校高学年の段階で地域の所得水準と子供の学力との間に密接な対応関係が存在しているようである。

東大生の親の職業が一般世帯の父親に比べて異なることは既に述べたが、東京都の公立学校の場合では親の職業と学力試験の成績とはどのような関係があるだろうか。所得と同様に学力試験を受けた子供の親の職業の情報を直接入手できないので、2000年に実施された「国勢調査」の結果を用いて²⁴、区・市別の就業人口（15歳以上人口から家事従事者、学生・生徒、その他非就業者を除いた）に占めるホワイトカラー（会社団体役員、専門職、技術者、教員・宗教家、管理職）の比率を職業構成の指標とした。それと所得データとを併せて区・市別の学力試験の成績を説明するモデルを以下のように作った²⁵。すなわち、学力試験の偏差値（ S_j ）を被説明変数、1人当たり課税対象所得（ R_i ）とホワイトカラー比率（ WC_i ）を説明変数とし、 $S_j = a_0 + b_1 \times \ln(R_i) + b_2 \times WC_i$ （下付の*i*は区・市、*j*は試験科目）と特定化してパラメータを推定した（表4）。

決定係数の値をみると、学力試験の地域間の成績は所得と職業によって60～70%が説明可能で、また中学校より小学校において説明力がより高いといえそうである。科目別の決定係数の値を比較すると、所得・職業が成績に対し与える影響力は、理系科目（数学・算

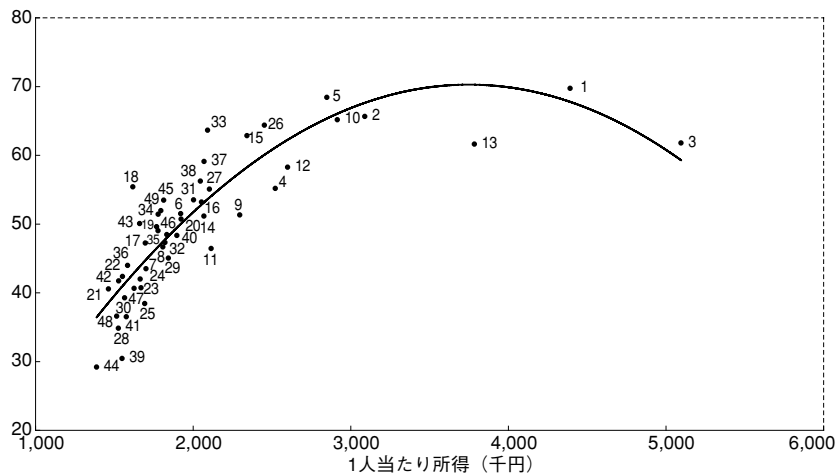
図9 東京都公立中学校の学力試験成績と所得水準の関係 (5科目計)



- (注) 1) 縦軸は国語, 数学, 英語, 社会, 理科各科目の正答率の合計値を偏差値換算したもので, 2005年1月と2006年1月に実施した試験結果の平均値。
 2) 横軸は1人当たり課税対象所得で2004年中に得た所得。
 3) 区市名番号は以下の通り。1:千代田, 2:中央, 3:港, 4:新宿, 5:文京, 6:台東, 7:墨田, 8:江東, 9:品川, 10:目黒, 11:大田, 12:世田谷, 13:渋谷, 14:中野, 15:杉並, 16:豊島, 17:北, 18:荒川, 19:板橋, 20:練馬, 21:足立, 22:葛飾, 23:江戸川, 24:八王子, 25:立川, 26:武蔵野, 27:三鷹, 28:青梅, 29:府中, 30:昭島, 31:調布, 32:町田, 33:小金井, 34:小平, 35:日野, 36:東村山, 37:国分寺, 38:国立, 39:福生, 40:狛江, 41:東大和, 42:清瀬, 43:東久留米, 44:武蔵村山, 45:多摩, 46:稲城, 47:羽村, 48:あきる野, 49:西東京。

(資料) 学力試験成績:東京都教育委員会 (2005;2006)。
 課税対象所得:JPS (2006) 74ページ。

図10 東京都公立小学校の学力試験成績と所得水準の関係 (4科目計)



- (注) 縦軸は国語, 算数, 社会, 理科各科目の正答率の合計値を偏差値換算したもので, 2005年1月と2006年1月に実施した試験結果の平均値。

そのほかは資料も含めすべて図9に同じ。

数, 理科) より文系科目 (国語, 社会, 英語) においてより大きい。推定されたパラメータの値によれば, 所得の変化による成績の変化は中学校よりも小学校の

方が大きく, 職業の変化による成績の変化はその逆である。言い換えると小学校の学力成績の方が中学校に比べて所得水準に敏感で, 逆に中学校の成績の方が職

表4 東京都学力試験成績に関するパラメーターの推定

| | 小学校5年生 | | | 中学校2年生 | | |
|-------|---------------|---------------|-------------------|---------------|---------------|-------------------|
| | 所得水準(b_1) | WC比率(b_2) | AdjR ² | 所得水準(b_1) | WC比率(b_2) | AdjR ² |
| 科目計 | 23.427** | 0.774* | 0.678 | 10.368** | 1.783** | 0.608 |
| 国語 | 22.754** | 0.852** | 0.685 | 15.182** | 1.117** | 0.552 |
| 算数・数学 | 26.286** | 0.270 | 0.626 | 10.608** | 1.716** | 0.585 |
| 社会 | 17.760** | 1.282** | 0.658 | 5.394** | 2.109** | 0.643 |
| 理科 | 22.008** | 0.796* | 0.651 | 2.462 | 1.811** | 0.412 |
| 英語 | — | — | — | 13.405** | 1.650** | 0.658 |

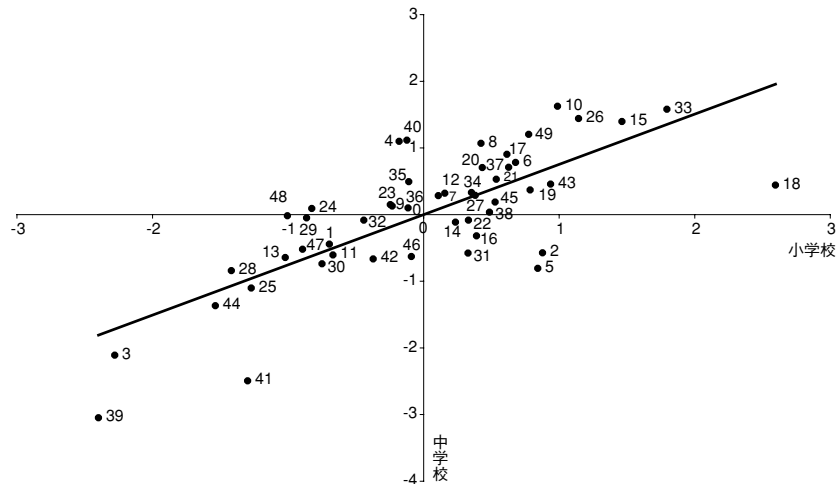
(注) 1) 表の数字はパラメータ b_1 と b_2 の推定値で、**、* は推定値がそれぞれ 1%、5% の水準で有意であることを意味する。AdjR² は自由度調整済みの決定係数。

2) 被説明変数は正答率 (2005, 06年実施調査の平均値) で偏差値換算した。説明変数は 1 人当たり課税対象所得とホワイトカラー比率。

3) サンプルは 49 区・市。

(資料) 学力試験成績, 1 人当たり所得は図 9 に同じ。ホワイトカラー (WC) 比率は「平成 12 年国勢調査 抽出詳細集計 就業者の産業 (小分類), 職業 (小分類) 13 東京都 報告書掲載表」第 13 表 (<http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2000/shosai/13/zuhyou/13a019.xls>)。

図 11 学力成績の所得・職業モデルからの乖離



(注) 計数は「科目計」の偏差値の実際値と表 4 の「科目計」のパラメータを使って計算した予測値との残差。

(資料) 図 9 に同じ。

業に敏感であるといえる。また社会科については小・中学校ともに、職業パラメータの値が他の科目と比べ最大で、社会科の成績には親の職業が強い影響を与えているようである。

しかしながら、所得や職業だけによって成績が影響されるわけではない。図 11 は表 4 の推定結果を使って、各区・市の所得、ホワイトカラー比率から求められる成績の予測値と実際値の比較を行ったものである。横軸は小学校 4 科目計、縦軸は中学校 5 科目計についての実績値から予測値を控除した残差で、これが 0 に近ければその地域の成績は所得、ホワイトカラー比率の水準に見合ったもので、プラス (マイナス) であればそれら以外の要因によってその地域の成績が予

測値よりも高く (低く) なっていることを表している。

全体として右上がりの直線の周辺に分布しているので、学力成績の実際値と予測値との乖離は小学校でも中学校でもほぼ同程度ということになる。第 1 象限内で原点から遠く離れている小金井 (33)、杉並 (15)、武蔵野 (26)、目黒 (10)、西東京 (49) などは、小学校、中学校ともに予測値よりも実際の成績が良好で、それらの地域では所得・職業以外に成績を向上させる要因が存在している。逆に第 3 象限内にあって原点から遠い福生 (39)、港 (3)、武蔵村山 (44)、東大和 (41) などでは、第 3 の要因によって所得、職業から予想される成績よりも実際の成績の方が低くなって

る。荒川 (18) は小学校については所得・職業水準に比して成績は良好だが、中学校の成績はモデルの予測値と変わらないので、横軸に沿って原点から離れた場所にある。

北東に位置している西東京市の1人あたり課税所得179.5万円は49の区・市の単純平均値206.9万円よりも15%程度低く、また小金井市の所得水準209.2万円はほぼ都の平均値に等しい。決して所得が高いとはいえないこれら地域で、試験の成績が良好なのはなぜなのか。また荒川区では小学校の成績は相対的に良好なのになぜ中学校にそれが引き継がれないか。これらは今後検討を必要とする課題だろう。

以上はあくまでも地域の平均値データを使った分析でありまた使用したデータにも制約があり、その結果がそのまま個人について当てはまると即断してはならないし、成績を決める要因は親の所得や職業の他にも多いから、本分析の結果の解釈については慎重でなければならない。しかしながら、少なくとも地域の平均的な学力水準がその地域の所得水準や職業特性から強い影響を受けるといふ仮説を棄却することができないことは確かである。

4. おわりに

本稿では、教育支出の長期的動向やそれと所得格差の関係について「家計調査」を用いて分析した。また国際比較データを用いて日本の教育支出の特徴を明らかにした。さらに所得水準が世帯の年齢構成などのライフサイクルの差異を調整してもなお教育支出、高等教育在学率に影響を与えているのか分析した。最後に東京都教育委員会が実施した学力試験の結果にもとづいて、地域の学力成績と所得水準、職業特性との関係について分析した。得られたおもな結論は以下の通りである。

- 1) エンジェル係数 (教育支出額の消費支出額全体に占める割合) は、高度成長末期の60年代後半から第1次石油危機が発生した70年代初めの頃までは低下傾向にあったが、それ以降現在に至る30年間は上昇傾向が続いている。
- 2) OECD加盟国の中では、日本のエンジェル係数はその1人当たりGDPの水準に比べて高いが、その理由は、公的教育支出の割合が低いことに原因がある。
- 3) 勤労者世帯では所得水準が高まるにつれてエンジェル係数と教育仕送り費は上昇する。また教育支出は支出項目の中でも特に不平等度が高

い費目である。

- 4) 重回帰モデルを使うと、世帯主の年齢、子供が通う学校段階等の違いを考慮しても、所得と教育支出額あるいは高等教育機関や大学での在学率との間には正の相関が認められる。
- 5) 東京都が毎年実施している学力試験の結果によると、所得水準、ホワイトカラー比率の高い地域ほどより高い成績をあげている。

以上分析したように、現在では所得水準が高等教育への進学あるいは学力にかなりの影響を与えている。そうであれば高所得世帯の子供にはより多くの教育支出がなされ、その結果として、より高い教育を受けられあるいは社会的に権威のある大学に進むことができ、さらには高収入あるいは社会的評価の高い職業を選ぶことができる。そしてその子供にもそれが繰り返されることになるであろう。所得と教育の格差が再生産され社会階層の固定化が一層進むことが懸念される。根本的には所得格差をこれ以上拡大させないあるいは縮小させる必要があるのだがそれは簡単ではない。とりあえずは2.1節で述べたように、OECD諸国の中で平均より低い公的部門の教育負担比率を引き上げることが必要ではないか。また東京都の分析で明らかになったように、必ずしも所得水準は高くないが学力試験の成績で健闘している地域がいくつかある。それらの地域についてのさらなる研究の中に、所得と教育の負の連鎖を断ち切るためのヒントがあるように思える。

文献目録

〔日本語〕

- 青木昌彦 (1979) 『分配理論』筑摩書房。
- 独立行政法人日本学生支援機構 (2006) 「平成16年度学生生活調査報告」『大学と学生』31号, 7月 (臨時増刊)。
- JPS (編) (2006) 『個人所得指標 (2007年版)』JPS。
- 荻谷剛彦 (2001) 『階層化日本と教育危機: 不平等再生産から意欲格差社会へ』有信堂高文社。
- (2003) 「教育における階層格差は拡大しているか」(樋口美雄・財務省財務総合研究所 (編) 『日本の所得格差と社会階層』日本評論社, 所収)。
- 菊池城司 (編) (1990) 『現代日本の階層構造 3 教育と社会移動』東京大学出版会。
- (2003) 『近代日本の教育機会と社会階層』東京大学出版会。
- 南亮進・牧野文夫・羅歆鎮 (2008) 『中国の経済発展と教育』東洋経済新報社 (近刊)。

橋本俊詔（2004）『家計からみる日本経済』岩波書店。

東京都教育委員会（2005）『平成16年度児童・生徒の学力向上を図るための調査報告書』6月（http://www.kyoiku.metro.tokyo.jp/press/pr050609s/pr050609s_2.htm）。

—（2006）『平成17年度児童・生徒の学力向上を図るための調査報告書』6月（<http://www.metro.tokyo.jp/INET/CHOUSA/2006/06/60g69100.htm>）。

—（2007）『平成18年度児童・生徒の学力向上を図るための調査報告書』6月（<http://www.metro.tokyo.jp/INET/CHOUSA/2007/06/60h6e100.htm>）。

[中国語]

国家統計局城市社会経済調査司（編）（2007）『中国城市（鎮）生活与価格年鑑 2006』中国統計出版社。

[英語]

OECD（2004）*National Accounts of OECD Countries Detailed Tables Vol.IIa,b 1991–2002*, Paris, OECD.

注

- 1 代表的なものは菊池（1990），菊谷（2001）など。また歴史的視点からは菊池（2003）。
- 2 たとえば最近のものでは橋本（2004）。
- 3 世帯は住居及び生計を共にする者の集まりで，別居中の家族は世帯には含まれない。したがって家計支出の教育費を分析する場合，自宅外通学の子供の取り扱いが問題になる。
- 4 勤労者世帯とは，世帯主が会社，官公庁，学校，工場，商店などに勤務している世帯である。また本稿では単身者世帯は除外してある。以下勤労者世帯という用語は，特にことわりがない限りこの意味で使われる。
- 5 「家計調査」平成7年，18年版。
- 6 厳密には課税最低所得は，1995年は352万円，2006年は325万円である（『財政金融統計月報』660号，2007年4月；http://www.mof.go.jp/kankou/hyou/g660/660_15.xls）。
- 7 1991年の格差急拡大は所得が最も高い第X十分位における所得の急増に原因がある。
- 8 資料はOECD統計（<http://dx.doi.org/10.1787/650383071321>）。ちなみにデータが利用できる26カ国のPUBの平均値は88.8%であるが，日本の計数は75.0%である。
- 9 $AdjR^2$ は自由度調整済みの決定係数，（ ）はt値で** は1%の水準で有意であることを表す。

- 10 詳しくは，南・牧野・羅（2008）第4章を参照。
- 11 消費支出総額の順位に世帯を並べて各費目のジニ係数を計算したので「準ジニ係数」とよぶ。
- 12 （独）日本学生支援機構（2006）50–51ページ。
- 13 幼稚園児，専修学校在学者も含む。
- 14 使用した統計ソフトはTSP（v.4.5）である。
- 15 ロジット変換とは，比率変数 p をロジット関数 $y = \ln(p) - \ln(1 - p)$ によって y に変換することである。
- 16 「平成17年 人口動態調査」（<http://www.dobk.mhlw.go.jp/toukei/data/010/2005/toukeihyou/0005626/t0124407/MB200000.zip>）。
- 17 なお世帯規模を調整するために，世帯人員を説明変数に加えて推定してみると，所得弾力性はモデルAでは1.478と若干低下するが，モデルCでは1.618と逆に上昇する。
- 18 なお第Ⅱ五分位では0.30人減少した。
- 19 ただし「家計調査」における大学生の家庭の年収分布には高めのバイアスがある可能性がある。すなわち（独）日本学生支援機構が実施している大学生を調査対象とした「平成16年学生生活調査報告」と同じ年次の「家計調査」双方の大学生の家庭年収別分布比比べると，たとえば家庭の年収が400万円未満の学生の割合は「家計調査（農林漁家世帯を除く全世帯）」では3.7%であるのに対し，「学生生活調査」では13.5%（大学昼間部に在籍する学生が対象）となる。他方年収1,000万円以上の割合は前者では40.1%なのに対し，後者では27.6%である。要するに「家計調査」の方が高収入世帯の割合が相対的に大きく，「学生生活調査」の方が逆に低所得の割合が大きい。この傾向は両調査ともに主たる家計支持者が「勤労者世帯」の学生を対象を限定してもみられる。両調査とも収入は「税込み」であるから定義に大きな違いはない。確かに「家計調査」における大学生の家庭の年収分布はやや高い方に偏っている傾向があると思うが，他方推測ではあるが，「学生生活調査」については，学生自身が回答しているため家庭の年収の捕捉が不正確であったり，調査の実施主体である学生支援機構が奨学金貸与を業務としている関係上，本調査の回答自体が貸与審査とは無関係ではあるものの，無意識にせよ年収を過小に回答した可能性もあつたりしたのではないだろうか。以上のデータの出所は「家計調査」は<http://www.stat.go.jp/data/kakei/2004n/zuhyou/a506.xls>，「学生生活調査」は（独）日本学生支援機構（2006）58ページ。

- 20 「家計調査」における実収入と可処分所得の中間にあたるとみなしてよい。
- 21 ちなみに2006年3月の東京都公立小学校卒業生の96.8%は、同一区市内の中学校に進学した (<http://www.kyoiku.metro.tokyo.jp/toukei/18sotsugo/sotsugo2.xls>)。したがって通学する小学校が居住する区・市外でない限り地元の小中学校に在学しているとみなしてよい。
- 22 本稿執筆時点での最新の結果は2007年1月に実施された東京都教育委員会(2007)であるのだが、その結果は少なくとも過去2カ年の結果と大幅に異なっている。たとえば、中学・国語を例にあげると、2005年1月実施試験と2006年1月実施試験との間の区・市別の正答率の相関係数が0.648であるのに対し、05年と07年の相関係数は -0.041 、06年と07年のそれは -0.074 である。このような傾向は小・中学校全ての科目を通じて共通にみられる。こうなった結果の理由は不明だが、とりあえずは07年実施の調査結果の使用を見合わせておく。
- 23 3つの区が離れているのは所得の計算方法に原因あると考えられる。たとえば課税対象所得の中央値が利用できればこれら3区の位置はかなり違っているだろう。
- 24 <http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2000/shosai/13/zuhyou/13a019.xls>。2005年の「国勢調査」の結果はまだ利用できない。
- 25 高校生を対象にした個票を使ったこの種の分析として荻谷(2003)を参照。

Income Inequality, Household Expenditure and Education in Contemporary Japan

MAKINO Fumio

Department of Economics

Abstract

The author examines two areas. The first is the changing shape of income distribution and household expenditure on education. The second is its effect on education inequality.

The rich spent more and more on education during the recent period of growing income inequality. It resulted in the higher probability in advancing to university in the rich households than in poor households. Regional correlation between educational achievements of primary and junior high school pupils and income level in Tokyo Metropolitan Area also will show that the Japanese society is now on the way to the stratified society.