The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

| | |
|---|---|
| Title | 親の所得と大学教育機会 : 関連の強さと変化に関する検証 |
| Author(s) | 近藤, 博之 |
| Citation | 大阪大学教育学年報. 2005, 10, p. 1-16 |
| Version Type | VoR |
| URL | https://doi.org/10.18910/6530 |
| rights | |
| Note | |

*The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA*

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

The University of Osaka

大阪大学教育学年報 第10号（2005年）
*Annals of Educational Studies* Vol .10


# 親の所得と大学教育機会
# －関連の強さと変化に関する検証－

近 藤 博 之

**【要旨】**

高等教育の拡大にともなう教育財政の逼迫から，多くの国で大学教育費の個人負担が増大している。日本の大学も例外ではなく，授業料と生活費を含めた大学教育の費用は家計所得の伸びを上回って上昇している。しかし文部科学省の「学生生活調査」によると，所得階層による大学就学の機会格差は全体として必ずしも広がっているわけではない。本稿では，そうした従来の傾向把握がどこまで支持できるかを，SSM調査とJGSS調査のデータを用いて検討している。そこでは，中高年サンプルの所得状況から若年サンプルの親の所得を間接的に推計し，各調査時点での親の予測所得と子の教育達成の関連を吟味するという方法が採られた。その結果，そうした間接的な推定が全体のみならず内部の格差についてもこれまでのトレンド理解と一致する理解をもたらすことが確認された。さらに，所得水準ごとの大学就学の確率を推定することにより，近年になるほど男女間の競合が進み，それが所得階層の影響を歪めている可能性のあることが示された。

## 1．本稿の目的

高等教育の拡大にともなう教育財政の逼迫から，1980年代以降，多くの国で大学教育費の個人負担が増大している（Eicher 2000）。家計収入に応じた授業料の減額や奨学金による直接的な援助，あるいは親の税負担の軽減といった間接的な措置を通して，それぞれに機会の平等化が図られているが，所得の伸びを上回る教育費の上昇はいかにも低所得層に対して犠牲を強いているかのように映り，各々の社会の制度的な文脈において機会不平等の拡大が懸念されている。

日本の大学も例外ではなく，国公立大学の授業料は1982年～2002年の期間に年平均5.4％，私立大学の授業料は年平均3.8％の割合で上昇している。文部科学省が隔年で実施している「学生生活調査」の結果から生活費を含めた大学教育費用全体の動きをみてみると，負担のもっとも大きい私立大学下宿生で1.65倍（158.8万円-261.4万円），負担のもっとも小さい国立大学自宅生で1.58倍（71.6万円-112.9万円）となり，この間の勤労者世帯の平均可処分所得の伸び率1.35倍を大きく上回っているのが分かる。私立大学下宿生のこの負担額は1982年の時点で平均可処分所得の39.4％に相当していたが，2002年にはその割合が48.1％にまで膨らんでいる[1]。

こうした事情を踏まえて，日本でも大学教育の費用負担が実証的な観点から詳しく検討されている（樋口 1994，矢野 1994, 1998, 2001a）。ただし，教育費の上昇がもたらした影響は就学率の時系列的な変動よりも，各大学の学生分布における所得階層の偏りといった形で問題とされることが多い。これは，日本では大学教育がすでに大衆化しており学歴差よりも学校差の方が重要であるとの認識によるものだが，たしかに「学生生活調査」データから時系列的な変化を追ってみると，所得階層による就学率格差が広がっているようにはみえない。もちろん，その背後には教育熱の高い低所得層の家庭が教育費の重荷に耐えて子どもを進学させてきたという事実があるが，格差傾向がはっきりしないのは従来の検討方法にも若干の原因を指摘することできる。そこで筆者は新たな検討方法を用いて，1990年代後半になり家庭の経済状態による就学率の格差が再び広がりつつあるとの結論を導いたのであった（近藤 2001, 2002）。「学生生活調査」データを用いた大学就学率の推計については，本稿の付録を参照していただきたい。

さて，2000年以降のデータを補充して改めて長期傾向を点検してみると，所得階層による格差は必ずしも直線的に広がっているわけではなく，全体としては長期縮小傾向に従っているのが明らかとなる（図A3，図A5，図A6）。教育費用の高騰にもかかわらず所得階層による格差が縮小しているとするこの結果

は意外なものであるが，外国にもそうした報告例が存在するのでデータの偏りとも限らない。ただし，現在でも少なからぬ格差を残しているのは確かであり（とりわけ女子の格差は四半世紀前の男子の水準にある），短期的には一部の所得階層が状態を悪化させたり，あるいはそれを改善したりといった変化が認められる。このような全体的傾向を事実として押さえ，内部の動きを整合的に解釈していくには一つの資料源に頼っていただけでは無理であり，もっと多くの情報を積極的に利用する必要がある。機会の平等・不平等というデリケートな問題であればこそ相互比較を可能とするたくさんの情報を手にすることが望ましいといえる。

本稿での取り組みは，こうした観点から大学教育機会について新たな資料開拓を図るのをねらいとしている。具体的には，全国規模の繰り返し調査に注目し，そのデータから大卒者の親の所得を間接的に推計することを通して，これまで把握された傾向がどこまで支持できるかについて検討してみる。市川（2001）が説得的に論じているように，今後の日本において教育財政が好転していく見通しはほとんどないといってよいだろう。それゆえ，ことあるごとに教育機会の問題が浮上し，それぞれの立場からさまざまな議論が交わされていくに違いない。そうしたときに中身のある議論を組み立ていくには，実証データに裏付けられた確かな洞察が必要不可欠となる。そのためには，時宜に適った調査を企画・実施するとともに，普段から既存のデータを有効に活用して実証研究の厚みを増しておくことが重要となる。本稿が目指しているのは後者の課題への貢献である。

## 2．予測所得からのアプローチ

親の所得と子の進学状況を同時に調べるのはパネル状況を必要とするので，もともと利用できるデータは限られている。しかし，工夫の余地がないわけではない。実際，親と子の所得を同時に把握するのはもっと難しいはずなのに，計量経済学者たちは1990年代になってから世代間所得移動を盛んに計測し，多くの論文を生産している。そうした研究でデータの不足を補うのにしばしば利用されている方法にTSIV（Two-Sample Instrumental Variables）法がある。それは，被説明変数$Y$に対する説明変数$X$の真の効果を，操作変数$Z$を用いてより正確に推定しようとするときに必要となる2つの構成素（$ZX$と$ZY$の共分散）を別々のサンプルから得てくるもので，データ制約が緩和されることから通常の調査データでも所得移動の検討が可能となるメリットがある[2)]。

そうした研究の延長線上で，最近，カナダの経済学者たちはTSIV法に似た方法を親の所得と子の教育達成の関係に転用し，近年のカナダでは出身家庭による就学率の差が縮まっているとの興味深い報告を行っている（Corak et al. 2003）。彼らの行った検討は，本稿の問題関心とも重なっている。もともと資料が不足し，教育機会の格差が広がっているのか縮まっているのか判然としない状況であれば，彼らが「新奇なやり方（novel way）」と呼ぶその方法を，日本のデータに適用してみる価値は大いにあるといえるだろう。

まず，方法の概略について説明する。最終的に，彼らはつぎの回帰式から高等教育進学に対する所得弾力性を推定し，1990年代には$\beta$の値がかなり上昇したものの，最新のデータでは1980年代よりもむしろ低い水準に低下したとするパターンを確認している。

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i \qquad (1)$$

$Y_i$は進学したなら1，そうでなければ0のダミー変数，$X_i$は親の所得の対数，$\varepsilon_i$は誤差を表わしている。2値の被説明変数に対して，プロビット・モデルやロジット・モデルではなく線形確率モデルが当てはめられたのは，著者たちによると2つの変数の関連が$\beta$によって単純明快に要約されるからである。たしかに，全体の傾向を要約的に捉えるのが目的であればこのモデルに不都合はなく[3)]，今日の時代状況を踏まえたタイムリーな分析がなされているとみなすことができる。

ただし，彼らがデータとして用いたGSS（General Social Survey）には変数$Y$についての情報はあるもの

の，変数$X$についての情報は含まれていない。通常の社会調査の形式で対象者に親の所得を尋ねても確かな情報が得られる見込みは低いだろう。ましてや回顧データの分析で，そうした曖昧な情報に重要な役割を与えることはできない。しかし，親の教育や職業については回顧データでも信頼できる情報が得られている可能性が高い。社会学の階層研究が所得ではなく親の教育や職業にこだわってきた理由もまさしくそこにある（Hauser and Warren 1997）。そこで，彼らはつぎの①～③の手続きからなる代替的なアプローチを採用し，上の式の検討に赴いている。

①GSS調査の中高年サンプルを親世代の代表とみなし，本人の教育（$Z_1$）と職業（$Z_2$）を説明変数とするつぎの所得関数を推計する。

$$X_i = \gamma_0 + \gamma_1 Z_{1i} + \gamma_2 Z_{2i} + \mu_i \qquad (2)$$

② 上で得られた$\hat{\gamma}$を，同じGSS調査の若年サンプルが報告している親の教育と職業の情報に当てはめ，彼ら自身の親の所得を予測する。
③予測所得$\hat{X}$を用いて先の式(1)の$\beta$を推定する。

行列を用いた代数式でこの過程を表現すると，$\beta$の推定値はつぎのように書くことができる。添字Ⅰは若年サンプル，添字Ⅱは中高年サンプルを表わしている[4]。

$$\begin{aligned}\hat{\beta} &= (\hat{\gamma}'Z_I'Z_I\hat{\gamma})^{-1}\hat{\gamma}'Z_I'Y_I \\ &= [X_{II}'Z_{II}(Z_{II}'Z_{II})^{-1}Z_I'Z_I(Z_{II}'Z_{II})^{-1}Z_{II}'X_{II}]X_{II}'Z_{II}(Z_{II}'Z_{II})^{-1}Z_I'Y_I \qquad (3)\end{aligned}$$

操作変数法の観点からすると，父親の教育や職業が（父親の所得を介さずに）子の教育達成に直接的に影響を及ぼす可能性を否定できないので，この方法は明らかに不完全なものである。よって，$\beta$の推定値は上方への偏りを免れないだろう。しかし，$\beta$そのものの大きさではなく，ここでのように時点間の変化を捉えるのが目的であれば，比較の条件を可能な限り同じにすることで，その欠点は薄められる。また，実際に観察された所得ではなく予測所得を用いることについては，世代間所得移動研究の文脈で，短期の変動的な（transitory）所得ではなく長期の安定的な（permanent）所得に対応するのでかえって好ましいとの理屈が与えられている。実際，一時点で測定された所得を用いると世代間所得移動が大きくなり，複数の時点で均せば非移動率が高まっていくことが知られている（Solon 1992，Zimmerman 1992）。貯蓄によって子どもの進学に備えるのが一般的であるのを考えれば，教育達成の場合もそれと同じことがいえるだろう。

## 3．比較の条件をそろえる

本稿で分析に用いるのは，1975年，1985年，1995年のSSM調査データと2000年及び2001年のJGSS調査データである。サンプル数の釣り合いから，ここでは2つのJGSS調査を合併して用いることにする（記述の便宜上，2つのJGSS調査を合併したものを2000JGSSと表わす）。これらのデータは，調査内容やコード体系が類似しているので時点間の変化を見るのに都合がよい。また各々の調査データを若年サンプル（20-25才）と中高年サンプル（45-59才）に分けて比較すると，表1に示すように中高年サンプルにおける本人の特徴と若年サンプルにおける親の特徴がまずまず似ていることが確認できる。

表1 データの比較（A: 45-59才層の本人の特徴／B: 20-25才層の親の特徴）

| | 1975SSM | | 1985SSM | | 1995SSM | | 2000JGSS | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | A | B | A | B | A | B | A | B |
| 年齢 | 50.9才 | — | 51.7才 | 54.0才 | 51.3才 | 53.4才 | 52.1才 | ? |
| 義務卒 | 59.2 % | 69.5 % | 45.0 % | 39.8 % | 28.4 % | 28.5 % | 20.3 % | 20.6 % |
| 中等卒 | 25.6 % | 18.0 % | 37.4 % | 39.1 % | 49.2 % | 43.8 % | 49.8 % | 48.2 % |
| 高等卒 | 15.1 % | 12.5 % | 17.7 % | 21.4 % | 22.4 % | 27.7 % | 30.0 % | 31.2 % |
| 常雇 | 49.4 % | 46.9 % | 62.2 % | 56.5 % | 63.7 % | 67.8 % | 69.9 % | 69.7 % |
| 専門管理 | 23.1 % | 15.5 % | 24.0 % | 24.0 % | 21.4 % | 21.5 % | 19.6 % | 19.6 % |
| 事務販売 | 19.3 % | 18.9 % | 22.8 % | 20.9 % | 31.0 % | 31.2 % | 32.0 % | 28.2 % |
| マニュアル | 57.6 % | 65.6 % | 53.3 % | 55.1 % | 47.6 % | 47.4 % | 48.5 % | 52.2 % |
| *n* | 680 | 378 | 726 | 366 | 815 | 440 | 670 | 419 |

なお，子世代を代表する若年サンプルを20～25才としたのは，いずれのデータも（調査上の制約により）20才以上のサンプルしか含んでいないこと，またこれよりも高い年齢層を含めると分析の対象時点がぼやけてしまうことによる。他方，親世代を代表する中高年サンプルは45～59才としている。この設定は，子世代サンプルの年齢が少し高めであることと，大学進学状況を検討する場合に50代後半を含めないとやや不正確な像がもたらされる可能性があることによる。1985年と1995年のSSM調査で実際に対象者の親の年齢を尋ねているので，その情報から確かめてみると，20～25才層の親の実年齢の約88％がこの年齢層に含まれることが分かる。ちなみにCorakらは，子世代を18～24才，親世代を40～60才とし，ここでの設定よりもいくぶん広めにしている。

つぎに，所得について比較の条件をそろえる必要がある。SSM調査は税込み年間個人収入，JGSS調査は税込み年間勤労収入を測定しているが，データ上の実質的な違いはほとんどないとみてよいだろう。ここでは，これらの所得データに対してつぎの操作を施している。

①1995年を100とする消費者物価指数で各調査年の収入階級の区分点を調整し，インフレーションの影響を除去した。

②階級数と度数分布をできるだけそろえるために，1995年の収入分布を基準として，他の年度の分布も可能な限りそれに近づくように区分を見直した。ちなみに，もともとの階級数は，1975SSMが21，1985SSMが36，1995SSMが17，2000JGSSが19である。容易に想像がつくように階級数が違えば回帰分析の結果も異なってくる。ここでの意図は，階級の区分を調整することで，各々のデータを1995SSMの形式で調査したならば得られたであろう結果に移し替えることにある。

③上でつくられた14～16個の新しい階級区分をもとに，各々のサンプルに収入階級の中央値を与えた。なお，選択肢の上限を越える高額収入については，本人の申告がある場合はその額を，それが不明の場合は判明者の平均値を与えている。他方，下限については，1975SSMで「収入なし」が区別されていない問題がある。そこで，すべての年度の調査データで条件を同じにするために，「収入なし」と「最低カテゴリー」を合併し，後者の階級中央値を一律に与えることにした。

他方，教育と職業はつぎのように扱っている。まず，教育については本人・父親とも戦前の教育体系を区別した学校分類を用い，それぞれに標準的な教育年数を割り当てている。職業は，1995年SSM調査の職業分類（国勢調査小項目レベルに対応）で統一し，各カテゴリーをダミー変数として扱うことにした。分

析に使用した職業カテゴリー数は全部で142個である。推計にはできるだけ多くのサンプル数を確保するのが望ましいので，所得関数の推計はすべてのデータを合併して行うことにした。したがって，この期間の職業別の所得状況は相対的に同じであったと仮定していることになる（調査年を変数として区別しているので平均は異なる）。なお，父親について教育と職業の情報が欠落しているケースが僅かながら存在する。これについてはサンプル数をできるだけ減らさない方針から，学歴不明の場合は欠損データとせずに全体の平均年数を与えることにした。しかし，職業が不明の場合に同様の操作をすると予測所得の分布を大きく歪めてしまうことが明らかとなったので，教育達成の分析では不明ケースとして除外することにした。

## 4. 分析の結果

### 4.1 所得関数の推計

親世代を代表する中高年のサンプルで本人の対数所得を教育年数に回帰させた結果がつぎの表2である。モデル（1）～（4）は各年度のデータを個別に検討したもの，モデル（5）～（7）はそれらをプールして検討したときの結果である。

この式は，Mincer（1974）の学校教育モデル（賃金差が学校教育によってのみもたらされ，経験年数に関わらず一律である）に対応しており，回帰係数$b$は教育投資の収益率を表わしているとみなすことができる。通常の回帰式の意味に即して，$b\times100$を1年の追加教育に対する所得のパーセント増と解釈してもよい。ここでは年齢や経験年数を考慮していないが，対象を中高年層に限定しているので年齢の影響は小さく，この単純な式にもある程度のリアリティを認めることができる[5]。表からは，最近のデータで教育投資の効果がやや低下しているものの，1975SSM～1995SSMでは0.1前後と非常に安定していた様子がうかがえる。（$\beta$）は標準化回帰係数を求めたもので，教育と所得のいわば相関係数に相当する。その値も，0.3～0.4で安定している。モデル（6）の結果からも，所得に対する教育効果の変化は小さいとみてよいだろう。

表 2　所得関数の推計　$\ln(X)=a+b\cdot S$　（$+\Sigma\gamma\cdot$Occ）

| モデル | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1975SSM | 1985SSM | 1995SSM | 2000JGSS | 1975 SSM－ 2000 JGSS | | |
| $a$ | 4.865 ** | 4.911 ** | 5.040 ** | 5.269 ** | 4.883 ** | 4.865 ** | 4.413 ** |
| $b$ | 0.103 ** | 0.106 ** | 0.106 ** | 0.087 ** | 0.102 ** | 0.103 ** | 0.051 ** |
| ($\beta$) | (0.356) | (0.390) | (0.363) | (0.333) | (0.383) | (0.390) | (0.193) |
| 85/75 | | | | | 0.076 * | 0.045 | 0.129 ** |
| 95/75 | | | | | 0.214 ** | 0.174 | 0.300 ** |
| 00/75 | | | | | 0.207 ** | 0.404 * | 0.351 ** |
| 85/75×$b$ | | | | | | 0.003 | |
| 95/75×$b$ | | | | | | 0.003 | |
| 00/75×$b$ | | | | | | -0.016 | |
| $\gamma$ | | | | | | | (省略) |
| $R^2$ | 0.127 | 0.152 | 0.132 | 0.111 | 0.197 | 0.198 | 0.385 |
| $F$ | | | | | 180.890** | 103.678** | 11.998** |
| $n$ | 696 | 738 | 819 | 693 | 2946 | 2946 | 2946 |

** $p<0.01$，* $p<0.05$

教育を投資の観点からとらえた場合，この値が小さければ家庭の経済力による教育機会の格差はそれほど重要な問題とはみなされないかもしれない。世代間の所得移動に教育が関与している可能性が小さいからである。職業に就いてからの本人の努力や経験，それに運といった要素が強ければ，それまでの家庭や学校の特徴は所得に対してそれほど大きな影響を与えないだろう。教育に投資したとしても期待外れとなる可能性が高く，そのような状況で教育機会の格差が議論されることはほとんどない。よって，1980年代以降，多くの国で教育機会の格差が世間の関心を集めてきたという事実は，明らかにこの間の教育投資の収益率が十分に大きかったことを物語っているのである[6]。

さらに，モデル（7）で職業ダミー変数を投入すると式全体の説明力が倍増する。もちろん，それは教育とは無関係の職業独自の効果が付け加わったためである。分散比による検討からも，職業ダミー変数を追加したモデルが有意であることが確認できる[7]。なお，このモデルで教育年数の効果が半減していることから，所得に対する効果の半分が具体的な職業を通した間接効果によって実現していることが分かる。教育が有利な就職に結びつき，それによって高収入が得られているといった関連である。それは教育の「就職効果」とみなしてよいだろう。そうした間接化の程度は，職業大分類で類似の検討を行った矢野・島（2000）の分析よりも，職業小分類を用いたここでの分析結果の方がずっと大きくなっている。

このモデル（7）の結果から，予測所得を導くための情報が引き出される。すでに説明したように，教育年数と職業ダミーの回帰係数を子世代サンプルが報告している父親の情報に結び付けて親の予測所得を作るわけだが，その操作は階層研究の文脈でいうと，所得を外的基準として社会経済的地位尺度をつくることに等しい。実際，国際比較研究でしばしば用いられている「標準国際社会経済的職業地位尺度（ISEI）」[8]は，本稿の分析と同様に教育年数と職業ダミー変数から所得関数を推計し（年齢を統制変数に含む），所得に対する教育の直接効果をできるだけ小さく，反対に職業を通じた間接効果はできるだけ大きくなるように調整し直したものである（Ganzeboom, Treiman, and Leeuw 1993）。

さらに，そうして作られた地位尺度（予測所得）は現在の労働市場から情報を得ているので，人々の職業評価（文化的要素を含む）からつくられた職業威信尺度よりも短期の変化をより敏感に捉えているとみなすことができる。それは、ここでの課題のように時代を特定して親の所得の影響をみようとするときに都合のよい性質であるといえる。ちなみに，所得関数における職業ダミーの回帰係数と職業威信尺度との相関は，1975年版職業威信スコアとの間で0.45，1995年版職業威信スコアとの間で0.52となる[9]。また，全サンプルに予測所得と職業威信尺度（1975年版と1995年版の平均）を割り当てて相関係数を求めた場合は0.51となる。それぞれの尺度が測定している内容は明らかに異なっているといえるだろう。ここでは，予測所得を市場から引き出された家庭の経済力を捉えたものと解釈しておくことにする。

### 4.2 進学動向の分析

以上の手続きから得られた父親の予測所得を説明変数として20～25才層の実際の進学結果を検討したのが表3である。ここに至るまでの方法は複雑だが，結果はいたってシンプルである。参考までに，Corakらの分析結果も表4に示しておこう。2つの表を比較すると，大変よく似ているのが分かる。もっとも，カナダの場合は中等後教育全体よりも大学教育の方で回帰係数の値が大きくなっており，その点が日本とは逆である。進学の経済的なハードルがカナダの場合は大学でやや高く，日本の場合は短大を含む中等後進学でやや高い（女子に限られるが）ということになる。

さて，表3によると男女とも1995SSMで所得の効果が減少し，2000JGSSで再び元の水準に復帰するという興味深いパターンを示している。20～25才層の結果であるので，前者は1980年代末から1990年代前半の状況，後者は1990年代中頃以降の進学状況を反映しているとみてよいだろう。「学生生活調査」から把握された長期的な傾向（付録）も，1980年代から1990年代前半までは差が抑えられ，1990年代後半になり低所得層を中心に差が再び広がりだすというものなので，その動きと符合する結果になっている。サンプル数が小さいので頼りない面はあるが，これまでの理解とも一致する推移が捉えられているとみなすことができる。

おおよその傾向が一致しているとして，それではその中身をどう解釈したらよいだろうか。解釈の手掛

表 3　大学進学に対する親所得の効果　$Y = a + b \cdot \ln(X)$　**日本**

| | 大学 | | | 大学・短大 | | | $n$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 切片$a$ | 効果$b$ | $R^2$ | 切片$a$ | 効果$b$ | $R^2$ | |
| 1. 全体 | | | | | | | |
| 1985SSM | -2.11 | 0.401 | 0.112 | -2.11 | 0.421 | 0.112 | 327 |
| 1995SSM | -1.46 | 0.273 | 0.042 | -1.94 | 0.374 | 0.064 | 381 |
| 2000JGSS | -1.71 | 0.321 | 0.069 | -2.05 | 0.409 | 0.101 | 409 |
| 2. 男子 | | | | | | | |
| 1975SSM | -2.37 | 0.460 | 0.152 | -2.27 | 0.451 | 0.136 | 356 |
| 1985SSM | -2.51 | 0.486 | 0.140 | -2.41 | 0.474 | 0.132 | 202 |
| 1995SSM | -1.17 | 0.244 | 0.029 | -1.42 | 0.293 | 0.041 | 179 |
| 2000JGSS | -2.21 | 0.409 | 0.101 | -1.95 | 0.385 | 0.085 | 200 |
| 2. 女子 | | | | | | | |
| 1985SSM | -1.67 | 0.300 | 0.111 | -1.73 | 0.351 | 0.088 | 124 |
| 1995SSM | -1.89 | 0.324 | 0.076 | -2.45 | 0.452 | 0.090 | 201 |
| 2000JGSS | -1.33 | 0.251 | 0.048 | -2.07 | 0.421 | 0.115 | 208 |

注）　回帰係数は，｛1995SSM，全体，大学｝を除いて，危険率5%で有意。

表 4　中等後進学に対する親所得の効果　**カナダ**

| | University | | | Post Secondary | | | Sample |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Intercept | *ln*(Father's income) | $R^2$ | Intercept | *ln*(Father's income) | $R^2$ | size |
| 1. Total | | | | | | | |
| 1986 GSS | -2.85 | 0.296 | 0.053 | -2.43 | 0.290 | 0.040 | 1,423 |
| 1994 GSS | -3.85 | 0.396 | 0.068 | -2.54 | 0.302 | 0.038 | 750 |
| 2001 GSS | -2.42 | 0.255 | 0.025 | -0.67 | 0.121 | 0.005 | 1,677 |
| 2. Men | | | | | | | |
| 1986 GSS | -3.07 | 0.319 | 0.055 | -2.84 | 0.329 | 0.048 | 669 |
| 1994 GSS | -3.60 | 0.369 | 0.064 | -1.86 | 0.234 | 0.023 | 344 |
| 2001 GSS | -2.67 | 0.275 | 0.031 | -0.94 | 0.141 | 0.006 | 735 |
| 3. Women | | | | | | | |
| 1986 GSS | -2.61 | 0.272 | 0.050 | -2.04 | 0.253 | 0.032 | 754 |
| 1994 GSS | -4.15 | 0.427 | 0.072 | -3.33 | 0.380 | 0.062 | 406 |
| 2001 GSS | -2.27 | 0.245 | 0.021 | -0.51 | 0.110 | 0.004 | 942 |

注）　回帰係数は，｛2001，女子，中等後｝を除いて，危険率5%で有意。
出所）Corak, et al., 2003, table 6

かりを得るために，つぎにわれわれのデータに対して核型回帰（kernel regression）を当てはめ[10]，所得水準ごとに大学就学の確率がどう変化するかを調べてみよう。核型回帰はノンパラメトリック回帰分析の手法の1つで，しばしば分布の様子を平滑グラフで捉えるのに利用されている。図1が，代表的な方法であるNadaraya-Watsonの推計をわれわれのデータに適用したもので，各々のグラフは予測所得の各水準において推定された大学就学の確率を表している。上の図は1975SSMと1985SSMのデータの様子，下の図は

1995SSMと2000JGSSのデータの様子を対比したものである。いずれも所得分布の両端5%を落とし，中央の90%の動向のみを図示している。こうした視覚的なアプローチは所得5分位を用いた従来の「学生生活調査」データの分析に近いといえるだろう。

グラフを一瞥して分かるのは，1985年までのパターンと1995年以降のパターンがかなり異なっている点である。まず1975男子と1985男子のグラフは形状がよく似ており，どちらもある程度の所得水準に達するとグラフの勾配が大きくなる様子が捉えられている。そのポイントを過ぎると，親の所得により進学傾向が加速されると考えればよいだろう。1975年と1985年の違いは全体の所得水準にあり，それが上昇することによって大学就学率が一様に高まったと解釈することができる。1985女子のグラフも形状は男子と似ている。全体の水準が低いのは，女子の場合は高所得層を除いて四年制大学に進学することが少ないからであり，短大に焦点を当てて同じグラフを描いてみれば，どの所得層でも男子とほぼ同じ水準になることが確認されている。

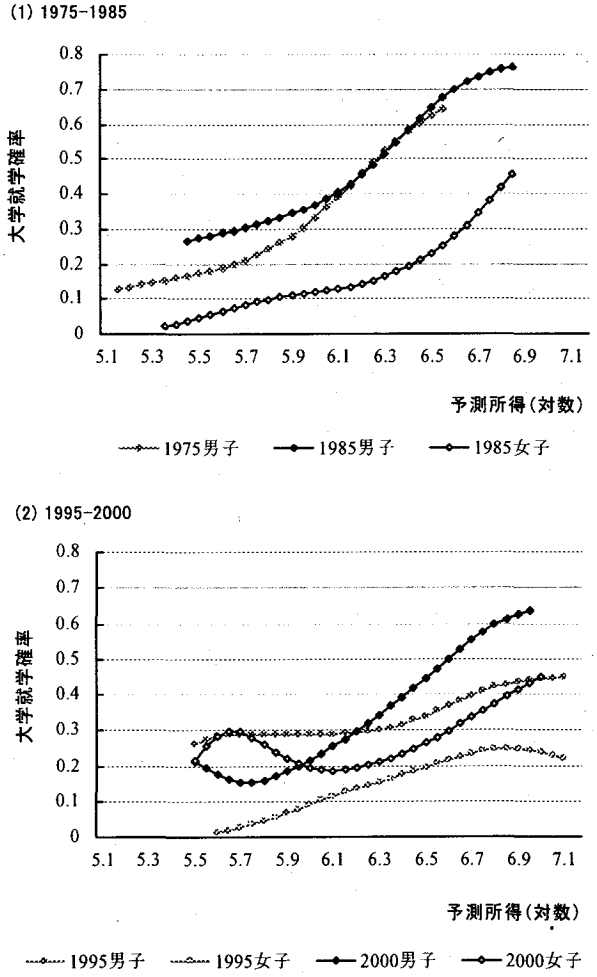



図1. 親の所得水準と大学就学率の関係についての核型回帰による推定

他方，1995年の様子はそれまでのものと大きく異なっている。とくに所得分布の上方で男子の就学率が低下し，グラフの勾配が全体に緩やかとなっている。1980年代末から1990年代の前半にかけて大学教育の機会格差が縮小しているとしたら，それはおそらく所得上位層の進学行動に原因が求められるだろう。そして，状況が進み2000年のグラフになると所得上位層の勾配は回復し，下位層と上位層の差が再び大きくなっている。また以前にはみられなかったパターンとして，所得下位層で男女の就学確率の逆転が現れている。サンプル数が少ないので誤差が拡大されている可能性もあるが，これらのパターンには有意味な変化が隠されているとみなして，さらに検討を進めることにしよう。

### 4.3 階層とジェンダー

1つの可能な解釈は階層要因とジェンダー要因の相互作用である。表2で男子の大学教育投資の内部収益率が安定していたことを示したが，女子の大学教育も同様であり，過去四半世紀を通じて男子よりも高い水準にあったとされる（矢野 2001b, 荒井 2002）。その状況は女子の進学を経済的な面から動機づけ，彼女たちの職場進出を促し，教育制度のなかの量的・質的な男女差を解消する方向に作用してきた。しかし，男女差はそのように縮小してきたものの階層差の方はそうではない。そこで女子の進学率が高まってくると，一定のキャパシティのなかで豊かな階層出身の女子が競争条件に劣る他の階層出身者と競合するという事態が生じてくる（Shavit and Blossfeld 1996）。上のグラフのパターンも，おそらくそのような観点から解釈が可能だろう。

それを確認するための資料として，「学校基本調査報告」から男女の大学合格率（現役大学入学者／現役高卒志願者）と大学入学率（大学入学者／現役高卒者）を求めてみたのが図2である。われわれの若年サンプルの年齢が20～25才であるのを考慮して，ここでは3つの時点について，それぞれ過去5年間の動向を平均している。これをみると1995年の前と後でそれぞれ特徴的な変化が起こっていたことが分かる。

まず，1985年から1995年にかけての変化は女子の高等教育進学の増加である。その影響により男子の現役合格率が低下し，男子は浪人を含めても大学入学率のシェアを拡大することができなかった。この時点で，所得上位層の女子進学者と競合していたのは，同じ所得上位層に位置する男子大学進学志望者だった（おそらく成績限界層であろう）。図1の1995年で，男子のグラフの勾配が低下したのは，そうした事情によると推測できる。

そして，1995年から2000年にかけての目立った変化は，合格率・入学率の全般的な上昇と，女子における短大から四年制大学への進学先のシフトである。ここにおいて短大から四年制大学へと進路を変えたのは，大部分が中位から下位の所得層出身者たちであった[11]。その競合相手は，今度は下位所得層の出身者たちである。そのようにみると，図1の2000年で男女の就学確率が逆転しているのも理解できる。上位層においては，同年齢人口の減少に起因するキャパシティの回復によって前期にはなかった合格率が確保されたのである。

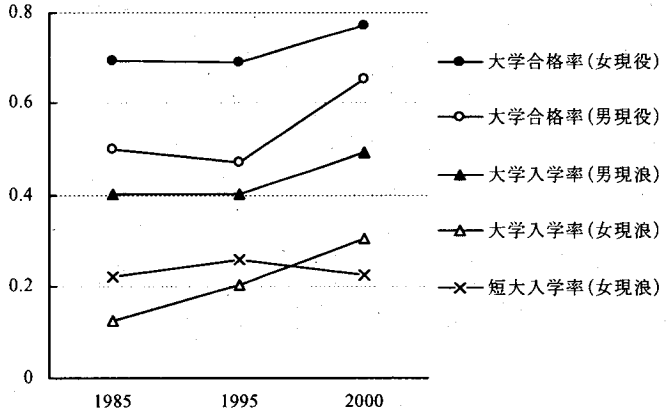



図2. 5年間の累積による進学動向の比較

このように，教育界におけるジェンダー・トラックが薄れ，男女の競合が進むにつれて大学就学機会には複雑なメカニズムが働くようになっている。1985年から1995年にかけて機会の平等化が進んだかといえば，現象としてはその通りだが階層システムの特徴としてそうした平等化が進んだわけではない。ジェンダー要因が階層要因の影響を歪めていたのである。また，1995年から2000年にかけて不平等化が進んだかといえば，ここでも表面的にはその通りだが階層システムの特徴としてそのような揺り戻しが起こったわけではない。ジェンダー要因が階層要因の影響を歪めることで，今度は一方の性における格差状況が強調されたのである。そうして男子だけをみると就学確率が所得水準の全域で単調に変化する結果となり，これまでよりも格差の見えやすい状況が生み出されたのである。

なお，2000年以降の低所得層の回復傾向はここでは捉えられていない。それについては，第6回のSSM調査が2005年に予定されているので，そのデータに対して本稿とまったく同じ分析を当てはめて検討することができるだろう。

## 5 まとめと議論

本稿では，「学生生活調査」から把握された大学教育機会のトレンドが別の調査データによってどこまで支持されるかを検討してきた。具体的にはSSM調査とJGSS調査の所得データに注目し，中高年サンプルの所得状況から若年サンプルの親の所得を間接的に推計する方法を用いて，各調査時点での親の予測所得と子の教育達成の関連について吟味した。その結果，そうした間接的な方法がとくに問題のない一貫した推計をもたらすこと，またそこで把握された結果がこれまでのトレンド理解とも一致することが確認できた。さらに，所得水準ごとの大学就学の確率をグラフで表わすことにより，近年になるほど男女間の競合が進み，それが所得階層の影響を歪めている可能性のあることが示された。

ところでCorakらは，カナダにおいて大学教育の機会格差が縮小したのは1990年代に入ってから学生ローンが飛躍的に増大したことと，費用面の圧迫を強く受けていた中所得層の子弟が大学よりも授業料の安いコミュニティ・カレッジに進路を変えたことが主な原因であると指摘している。同様の視点で日本の現状を眺めたとき，学生ローンについてはカナダと同じことが言えるかもしれない。実際，「学生生活調査」によると低所得層の状況は最近になって少しだけ盛り返している（付録）。古田（2004）は，その原因を探求すべく奨学金の受給状況を分析し，1999年以降，とりわけ低所得層出身層で受給者と受給額が急増したと報告している。

しかし，最近の機会格差の縮小が学生ローンによってもたらされているとするなら，現在の傾向がこのまま続いていく保証はない。借金返済の困難さが際立ってくれば，やがては後進の進学に必ず影響を及ぼすようになるからである。学生ローンを中心とした奨学金政策が機会格差の拡大を防ぐ有効な手段としてあり続けるのは，大学教育の収益率が高水準に保たれて借金の負担感が軽減されるか（1990年代のアメリカやイギリスの高等教育事情にあてはまる），あるいは教育費の負担を親ではなく明確に学生本人に負わせ，卒業後の収入状況に応じて返還する仕組みを積極的に導入した場合に限られるだろう（オーストラリアのHECSに代表される）。いずれにせよ，今後の機会格差の動向は教育界のみならず労働市場の見通しに依存していると予想される。

他方，Corakらが指摘するコミュニティ・カレッジへの代替進学は日本には当てはまらない。1990年代後半から短大や専修学校の進学は減少気味で，ますます四年制大学が選択されているからである。教育投資の内部収益率の計算でも短大は長期低落傾向にあるので（矢野 2001, 荒井 2002），この変化は合理的なものといえる。ただし，同じ四年制大学でも本人の成績や志望を二の次にして，費用負担の少ない地元の進学先が選ばれている可能性はある。「家計調査」による自宅通学生の動向（図A4）に，そうした動きを読み取ることができる。また，大学に進学してからも，アルバイト時間を増やして生活費を工面する，衣食住の経費を極限まで切り詰めるなどの現実があり得るので，学生や親の行動にもっと注意を向ける必要がある。さらに，生活難や学業上の困難から中途退学に陥ったり，借金を回避するために最初から進学しないといったケースもないではない（Callender 2003）。利用できる統計から全体の傾向を定期的に把握す

るとともに，親や子の実際の選択行動を注意深く観察していく必要があるだろう。

これらの問題と並行して，所得階層による格差をどう解釈したらよいかという教育社会学の古典的な問題も教育機会の重要な論点を構成している。つまり，ここで捉えられたような格差が本当に費用負担の困難さを意味しているのか，それとも当面の費用負担とは関係ない個々人の能力や意欲の違いを表しているのかという問題である。格差のメカニズムがどのようなものであるかによって政策的含意も，当然，違ってくる。前者の見方に立てば授業料の徴収や当座の資金援助の方法が議論の焦点となるし，後者の見方が正しければ低所得層の出身者に対して長期的な視野にたった学業支援が必要となる。

これについては，米国の経済学者たちの間に興味深い意見の対立がある。一方には，授業料の値上げや大学までの地理的な距離で進学行動が左右されるのだから，家計所得による進学率の格差は市場を通じた資金調達の不完全さを証拠立てるものだとの見方があり（Kane 2001），他方には，出身による進学率の違いは資金上の制約ではなく本人の能力や意欲を反映したもので，家庭や地域における長年の社会化の結果を表しているとする見方がある（Heckman 2000, Camerio and Heckman 2002）。教育費用の上昇と大学教育機会という文脈のなかで，環境の制約か，個人の選択かという教育社会学の古典的な問題が顕在化していると言える。少なくとも，そうした論争の意義を認めるなら，教育費の高騰により低所得層の出身者が大学の門前で締め出されているという単純なイメージでこの間の変化を片付けることはできないだろう。教育機会に関する議論の広がりとともに，実証研究の機運がさらに高まることを期待したい。

最後に，方法的な観点からも本稿で行った分析の意義を強調しておこう。

本稿と同様にSSM調査やJGSS調査を用いて教育達成を検討した例はこれまでにも多数存在している。そこでは，親の教育や職業から出身階層が区別され，それと子の教育達成との関連が繰り返し吟味されてきた。そうした検討が幅広い年齢層の回顧データに基づいてなされているとしても，全体社会の静態的な構造に照準が合わされている以上，さほどの不都合はなかった。だが，そうした巨視的（あるいは脱時間的）な関心ではなく，もう少し短いタイム･スパンで現象の動きや変化を捉えようとすると，従来の検討方法には明らかに無理があり隔靴掻痒の感を否めない。われわれが注目する目の前の現実と掌中にある確かなデータとの間に埋めがたいギャップがあるのを意識せざるをえないのである。本稿の分析は，同じデータを扱いながら，説明変数を教育や職業の伝統的な階層変数ではなく所得フローに求めたことで，このギャップをいくらか縮めるのに成功したといえる。既存調査データのこうした利用法は，教育達成の問題に限らずもっと広く研究されるべきだろう。

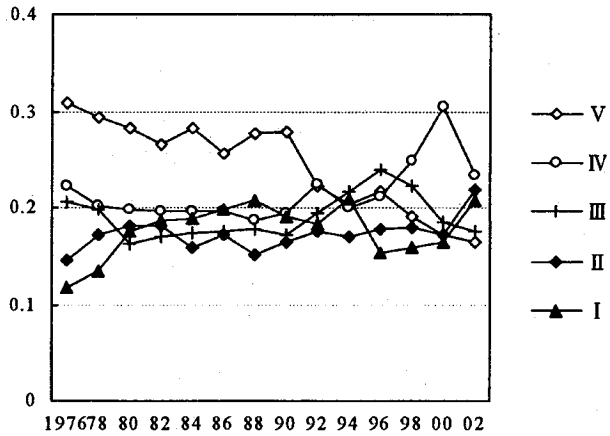
もちろん，ここでの分析には注意すべき点がたくさんある。まず，サンプル数の小さいことが最大の難点といえる。とくに調査時点での時代性をすくい取ろうとすると若年層の年齢幅を狭くとらざるを得ず，結果的に小さなサンプルとなってしまう。そこに，若年層における回収率の低さが何らかのバイアスを持ち込んでいる可能性がある。また，異なる調査データの比較可能性や中高年サンプルと若年サンプルの対応づけにも重大な問題が隠されているかもしれない。それらの疑問は，同じ分析をさまざまなテーマに適用することから経験的に判断していくしかない。その意味でもデータの共有化を進め，具体的な分析を通して他の分野の研究者とも広く交流していくことが望まれる。

## 付録　所得５分位による大学就学率格差の推計

家庭の経済状態と大学就学の関係について長期の傾向を把握しようとする場合，わが国では一般に「学生生活調査」（文部科学省）と「家計調査」（総務省）が資料として用いられている。前者は文部科学省が隔年に行っているもので，毎回，所得5分位による学生構成比が公表されている。図A1が，それをグラフにしたものである。

文部科学省は，大学生の親の年齢を45～54才と想定し，その年齢層の所得を5等分する区切りを同じ年

度の「家計調査」から求め，その区分点を学生の出身家庭の所得に当てはめて所得層ごとのシェアを推計している。世帯を5等分しているので，就学機会が平等なら学生の方も同じ階級区分で5つの層に均等に分かれると期待される。つまり，各々の所得階層が20%ずつのシェアをもつ状態である。実際のグラフは，そうした期待に反し0.2の水準から大なり小なり離れている。ただし，高所得層ほどシェアが大きいという常識的な解釈が通用するのは1970年代までで，とくに1990年代以降となると傾向は混乱している。




図A1　文部科学省の直接的な推計

混乱の原因は，おそらく大学生の親の年齢層を45～54才と限定している点にある。短期の傾向を把握するならそれでもよいが，長期の傾向に関してはその限定が微妙な影響をもたらすことがあり得る。実際，その年齢層の所得が（年功制の定着等によって）相対的に高くなれば，全体を5等分する金額も必然的に高くなる。その区分が大学生の親の所得に適用されたなら，低所得層の出身者が前よりも多く括りだされることになるだろう。データの誤差でないとすれば，そのような系統的バイアスの存在が考えられる。

そこで，ここでは大学生の親の年齢を40～59才と文部科学省のものよりも広めに設定し，推計の改善を図ってみよう。ただし，そのままでは大学生をもたない家庭が大量に紛れてしまうので，5才刻みで適当なウェイトを与えることにする。そのウェイトは，たとえば20年前の「人口動態統計」から引き出してくることができる。期間中のすべての年度を一律に扱うなら，出生時の父親の年齢階級｛20-24才，25-29才，30-34才，35-39才｝に対して，｛2，4，3，1｝のウェイトを与えるのが適当であろう。「家計調査」から基準となる世帯分布を取り出すときにこのウェイトを適用すれば，大学生の実際の親の年齢構成にかなり近い分布が得られると期待できる。

ただし，「家計調査」で公表されている5分位は全世帯についてのものであるので，上で取り出したウェイトつきの分布は等分とはならない。40～59才に焦点を当てているので，当然，高所得層に偏った分布となる。この問題を解決するにはJames and Benjamin（1988）の調整が簡便である。そこでは，全世帯を5等分する所得区分でとりあえず40～59才のウェイトつき世帯分布と大学生の分布を求めておき，そうした後に世帯を5等分に戻すのに必要となる移動量を求め，隣り合うカテゴリー間の世帯移動に合わせて，大学生の分布も比例配分で動かすという手続きが取られる。

つぎの図A2，図A3が，この方法による推計結果をグラフにしたものである。文部科学省の推計（図A1）と比べて改善の効果は明らかだろう。図A3は移動平均（3年）で均しを行ったものであるが，この程度の期間であると長期傾向がかなりもっともらしく把握できるのが分かる。

他方，「家計調査」にも世帯構成に関する情報があり，学校種別ごとの在学生が集計されている。同居に限られるので，大学生の場合は自宅通学生ということになる。図A4は，上と同じ方法を「家計調査」の自宅通学生に適用した場合である（ここでは毎年の調査であることを考慮して5年の移動平均を求めている）。

高所得層と低所得層のシェアの格差が「学生生活調査」よりも大きくなっているのは，自宅通学生ということから都市部の様子が強調されているためである。地方出身の都市遊学層はここにはカウントされていない。よって，所得水準に地域差があれば中位から下位の所得層で自宅生の相対的な比重が低下するということが起こり得る。1980年代から1990年代前半にかけて，「学生生活調査」で第Ⅰ5分位がやや高目の

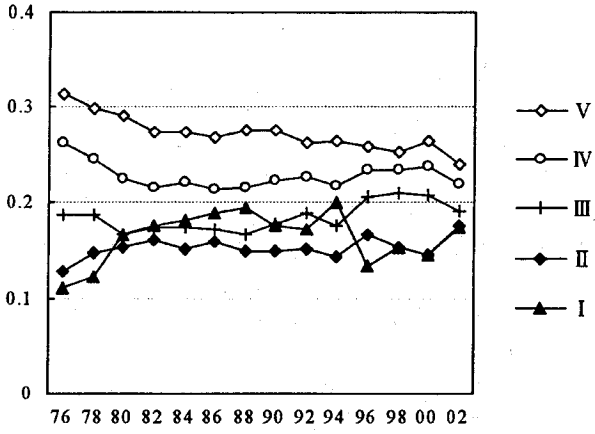



図 A2　年齢ウェイトを用いた間接的な推計

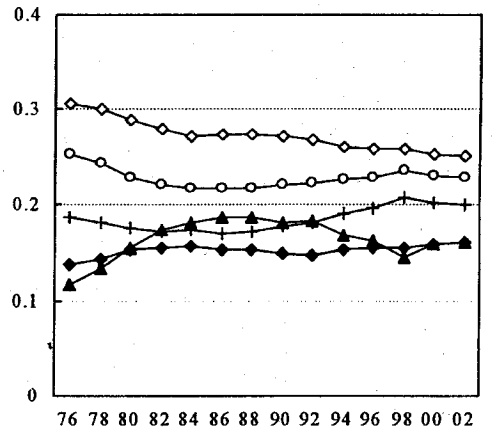
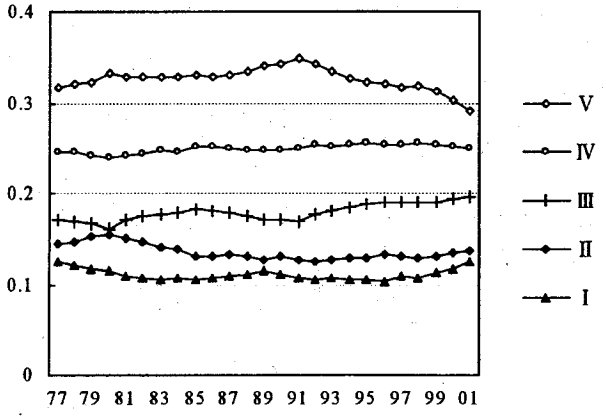



図 A3　移動平均（3 年幅）による均し




図A4　自宅通学生のシェアの推移

水準となっているのは，そうした地方からの遊学層の増加を表していると解釈できる。1990年代の後半になると，都市遊学が減り「学生生活調査」ではシェアが減少している。反対に，「家計調査」の自宅通学生では低所得層の地元進学が少し増え，高所得層のシェアを減らしている。そのように対応させてみれば，2つの資料から導かれた結果はかなり整合的であることが分かる。

最後に，男女の違いも見ておくことにしよう。「学生生活調査」では，学校設置者別に男女の集計を行っているので，ここでは私立大学の動向のみを取り出している（割合が大きいので，ここでの動きが全体の傾向を決めることになる）。また，全体の場合と同じく，3年の移動平均を求めている。グラフからは，出身家庭による就学率の格差が男子よりも女子で大きいこと，女子の大学進学が普及するにつれて格差が少しずつ縮小しているとはいえ，現在でも四半世紀前の男子の様子とほぼ同じ水準にあることがわかる。そして，1990年代以降，低所得層の状態が悪化しているのは男子と同じである。

以上，大学生の親の年齢層を考慮すれば，長期の傾向はずっとクリアに描くことができる。それにもとづくなら，高度成長期以降は全体として格差縮小の方向で進んできたといってよい。ただし，1990年代になると低所得層の状況は悪化している。データの誤差という可能性もあるが，ここでのように均しを行っても特異な傾向が残るようであれば，やはりそこには何らかの意味のある変化が存在していると読むべきだろう。もちろん，その見極めはこれらの統計情報だけでは不十分であり，本論で行ったように別の資料を補強材料として探索していく必要がある。

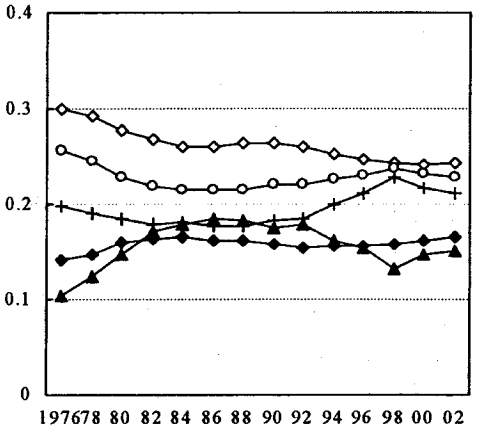
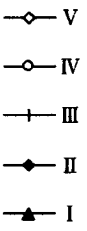



図 A5 私立大学男子の動向



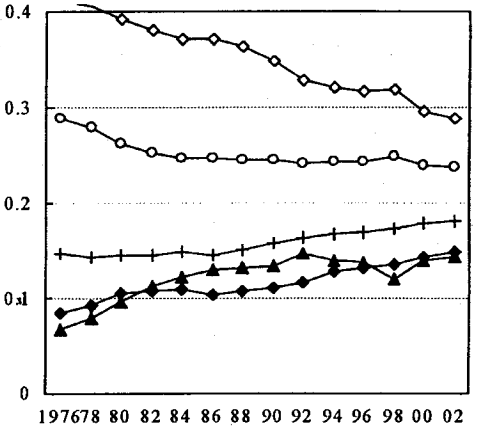




図 A6 私立大学女子の動向

## 付記

SSM調査データの利用に関して1995SSM研究会の許可を得ている。また，この研究のために東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJデータアーカイヴから「日本版General Social Surveys <JGSS-2000>及び<JGSS-2001>」（寄託者：大阪商業大学比較地域研究所，東京大学社会科学研究所）の個票データの提供を受けた。

＜注＞

1）『学生生活調査報告』及び『家計調査年報』（総務省）各年度版による。前者は，文部科学省高等教育局学生課の雑誌『大学と学生』の臨時増刊号として刊行されている。

2）世代間所得移動の分析にTSIV法を適用したものに，Dearden, Machin, and Reed (1997)，Björklund and Jäntti (1997)，Dunn (2004) などがある。また，Grawe (2004) は，Corak et al. (2003) と同様に同一の調査データから2つの年齢層を取り出して適用している。

3）Corak et al. (2003) は，Moffitt (1999) を援用して，予測値が0-1を越える心配はなく，構造パラメータよりも全体の関連に関心があり，問題となっている確率が分布の中央ではなく裾野の方にあるので非線形とのズレを気にしなくてよい，といった理由を挙げて線形確率モデルの使用を正当化している。

4）操作変数によるパラメータ推定は，2段階最小2乗法による推定と一致する（ウォナコット／ウォナコット 1975，316-321頁）。教育に関連して操作変数が用いられるのは，所得を目的変数として学校教育の効果を推定するという場合が多いが，Dee and Evans (2003) やMorgan (2004) など，教育達成を目的変数とした分析例も少なからずある。

5）説明変数に対象者の年齢を含めなかったのは，すべての年度の調査に父親の「生年」があるわけではなく，第2段階の推定に役立たないからである。しかし，年齢幅を限定しているので，「年齢」及び「年齢2乗」を変数に加えたとしても説明力はあまり変わらない。「労働経験年数」を区別して，SSM

調査データにMincerモデルを適用した例として，矢野・島（2000）がある。

6）OECDの報告（2002）によると，1999-2000年時点の高等教育の内部収益率は，日本の場合，男女とも7%前後で，他のOECD諸国よりも低い。教育機会に対する関心が非常に高い英米の場合は，男女とも15%前後で，日本のおよそ2倍の大きさとなっている。

7）追加変数の検定から，$M_1$と$M_3$を比較したときの$p$値は6.0となり1%水準で有意である。

8）ISEIは，OECDの学力調査PISAにも使用されている（OECD, 2003）。ただし，日本のデータでは親の職業に不明ケースが多いために適用されていない。日本の教育界における階層問題に対する関心の程度を象徴する1つのエピソードといえる。

9）SSM調査による1975年版及び1995年版職業威信スコアについては，都築（1998）を参照。

10）ウィンドウ幅を一律に0.22として，Nadaraya-Watson kernel regressionを当てはめた。大学就学率について同様の分析を行っているものにBlanden and Machin (2004) がある。方法の詳細は，Blundell and Duncan (1998) を参照のこと。

11）「家計調査」のデータから自宅通学生の動向を検討してみると，1990年代の中頃から下位所得層で中等教育後の進学先が短大や専修学校から四年制大学にシフトしているのが明らかとなる。勤労者世帯の自宅通学生で四年制大学に通う者の割合をみてみると，所得上位40%層では1995年から2002年の期間に高々6%増にとどまるが，所得下位40%層では同じ期間に21%も増えている。

＜参考文献＞

荒井一博, 2002,『教育の経済学・入門』勁草書房.

Björklund, A. and M. Jäntti, 1997, "Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States," *The American Economic Review* 87-5.

Blanden, J. and S. Machin, 2004, "Educational inequality and the expansion of UK higher education," *Scothish Journal of Political Economy* 51-2.

Blundell, R. and A. Duncan, 1998, "Kernel regression in empirical microeconomics," *Journal of Human Resources* 33-1.

Callender, C., 2003, "Student financial support in higher education: access and exclusion," *Access and Exclusion,* Volume 2.

Carneiro, P. And J. J. Heckman, 2002, "The evidence on credit constraints in post-secondary schooling," *The Economic Journal* 112 October.

Corak, M., G. Lipps and J. Zhao, 2003, "Family income and participation in post-secondary education," *Analytical Studies Branch Research Paper Series,* No. 210（Statistics Canada）.

Dearden, L., M. Machin, and H. Reed, 1997, "Intergenerational mobility in Britain," *The Economic Journal* 107 January.

Dee, T. S. and W. N. Evans, 2003, "Teen Drinking and Educational Attainment: Evidence From Two-Sample Instrumental Variables (TSIV) Estimates," *Journal of Labor Economics* 21-1.

Dunn, C. E., 2004, *The Intergenerational Transmission of Earnings: Evidence from Brazil,* Ph D. Dissertation, (Econimics), The University of Michigan.(http://www.umich.ed/～cdunn/dissertation)

Eicher, J. C., 2000, "The financing of education: an economic issue?" *European Journal of Education,* 35-1.

古田和久, 2004,「学生生活費から見た大学教育機会」, 日本教育社会学会第56回大会発表要旨収録.

Ganzeboom, H. B. G., D. Treiman, and J. De Leeuw, 1992, "A standard international socio-economic index of occupational status," *Social Science Research* 21.

Grawe, N., 2004, "Intergenerational mobility for whom? The experience of high-and low-earning sons in international perspective," in Miles Corak ed., *Generational Income Mobility in North America and Europe,* Cambridge U. P.

Hauser, R. M. and J. R. Warren, 1997, "Socioeconomic index for occupations: A review, update, and critique," *Sociological Methodology* 27.

Heckman, J. J., 2000, "Policies to foster human capital," *Research in Economics* 54.

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.

市川昭午, 2001,「高等教育費拡充の必要性と可能性」, 矢野編（2001）所収.

James, E. and G. Benjamin, 1988, *Public Policy and Private Education in Japan,* Macmillan.

Kane, T. J., 2001, "College-going and inequality: a literature review," working paper, Russell Sage Foundation.

近藤博之, 2001,「高度成長期以降の大学教育機会―家庭の経済状態からみた趨勢」,『大阪大学教育学年報』6.

近藤博之, 2002,「家庭の所得と大学教育機会」,『IDE』438.
Mincer, J., 1974, *Schooling, Experience, and Earnings,* National Bureau of Economic Research.
Moffitt, R. A., 1999, "New developments in econometric methods for labor market analysis," Ashenfelter, A. and D. Card ed., *Handbook of Labor Economics*, vol. 3.
Morgan, S. L., 2004, "Methodologist as arbitrator: five models for black-white differences in the causal effect of expectations on attainment," *Sociological Methods and Research,* 33-1.
OECD, 2002, *Education at a glance: OECD indicators 2002*, OECD.
OECD, 2003, *Literacy Skills for the World of Tomorrow - Further Results from PISA 2000.* (http://www.pisa.oecd.org/Docs/download/pisaplus_eng01.pdf)
Shavit, Y. and H. P. Blossfeld, 1996, "Equalizing educational opportunity: Do gender and class compete?" in *Can Education Be Equalized?: The Swedish Case in Comparative Perspective*, edited by R. Erikson and J. O. Jonsson, Westview Press.
Solon, G., 1992, "Intergenerational income mobility in the United States," *American Economic Review,* 82-3.
都築一治編, 1998,『職業評価の構造と職業威信スコア』1995年SSM調査研究会.
矢野眞和, 1994,『高等教育費の費用負担に関する政策化学的研究』文部省科学研究費補助金研究成果報告書.
矢野眞和, 1998,『高等教育のシステムと費用負担』文部省科学研究費補助金研究成果報告書.
矢野眞和, 2001a,『高等教育政策と費用負担－政府・私学・家計』文部省科学研究費補助金研究成果報告書.
矢野眞和, 2001b,『教育社会の設計』東京大学出版会.
矢野眞和・島一則, 2000,「学歴社会の未来像―所得からみた教育と職業」, 近藤博之編『戦後日本の教育社会』東京大学出版会.
ウォナコット, R. J.／ウォナコット, T. H., 1975,『計量経済学序説』培風館.
Zimmerman, D., 1992, "Regression towards mediocrity in economic status," *American Economic Review* 82-3.

# Parental Income and Access to Higher Education: Examining the Trend and Recent Changes

KONDO Hiroyuki

In advanced industrial societies, tuition fee of higher education has gradually increased because of the tightening financial resources resulting from the growth of university population. The expenditure in higher education born by parents, including tuition and living costs, has risen at the pace exceeding the rate of growth in family income. However, 'College and University Student Life Surveys' conducted every two years by the Ministry of Education show that access to university has not changed toward widening inequalities in Japan. In this paper, the author examined whether that trend is supported or not by another data set; SSM and JGSS data were used for this aim. The analysis similar to the 'two-sample instrumental variables' method was applied to these data, where at first parental incomes of younger aged samples were estimated indirectly from incomes of advanced aged samples by utilizing their education and occupation as mediating variables, and secondly the educational attainment of younger aged samples was examined with such estimated incomes for their parents. This indirect analysis of relationship between parental income and access to higher education confirmed the recent trend of unexpected equality, and revealed the mechanism of interplay between class and gender that suppressed and concealed the inequality brought about by the rise of educational costs.