

階層・学歴・学力が所得に与える影響について

松 浦 司

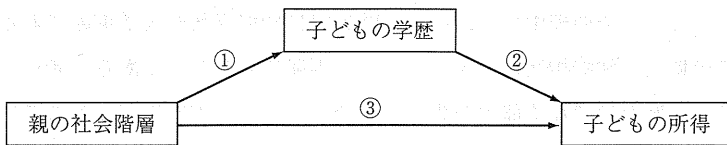
I は じ め に

本稿の目的は、教育を通じた階層の固定化の問題を分析することにある。階層の固定化と教育の関係については、社会学や教育学の分野でしばしば議論されてきた。ただし、主に親の階層と子どもの学力の関係に対する分析が中心であり、以下のような視点に欠けている。第 1 に、親子間での社会階層の継承がどのような原因で引き起こされているのかという視点が欠けている。第 2 に、学歴を中卒、高卒、大卒で区分して大学間の差を考慮していない。第 3 に能力の問題を回避している。経済学の分野においては、学歴の効果として人的資本理論やシグナリング理論が存在するが、階層、学歴、能力を包括的に関連づけた研究は少ない。

そこで、本稿では本人所得に与える要因について 3 つの仮説を設定し、それらの仮説に基づいて、学歴を経由した世代間の階層固定化の問題を考察したい。第 1 の仮説は「親の階層が子どもの学歴に影響を与え、子どもの学歴が将来所得に影響するという間接的効果だけでなく、親の階層が子どもの階層に直接影響する」という仮説である。第 2 の仮説は「中卒、高卒、大卒といった学歴だけでなく、どの大学出身であるかという学校歴によって所得が変化する」という仮説である。第 3 の仮説は「学歴や学校歴によって所得が影響されるだけでなく、その人が有する能力が学歴、学校歴に影響を与え、さらに能力自体がその後の所得にも影響する」という仮説である。

第 1 の仮説とは次のようなことである。子どもの学歴は子どもの所得に影響

第1図



せず、むしろ子どもの所得に影響するのは、親の社会階層だけであるかもしれない。例えば、同族企業の社長である親が、子どもに多くの教育投資を行い、高学歴を得られるようにして、そのまま同族企業に重役となる場合を考えてみると、子どもの収入が高い原因は学歴によるというよりも、親の社会階層であると考えるべきであろう。第1図を使ってより具体的に説明したい。学歴を介した階層の世代間移転を示すためには、①と②の因果関係を見る必要がある。さらに、学歴を介して親の社会階層が子どもの階層に影響するという①と②の因果関係だけでなく、親の社会階層が直接的に子どもの所得に与える③の影響も併せて考察したい。

ただし、本稿では②の経路と③の経路を分析の対象とする。理由は、子どもの所得に影響するのはどのような要因であるかということを分析対象とするからである。また、①の経路に関しては、教育社会学の分野でしばしば検証されている。

第2の仮説は次のことを意味する。従来の学歴分析では、学歴を中卒・高卒・大卒で分類していた。大卒が全体の10%ぐらいの状況ならばともかく、現在では大学進学率も上昇し大学も千差万別であるために、大学間の差を考慮する必要がある。しかしながら、大学間の違いを区別した研究はあまり存在しない。そこで、本稿では大学間で賃金格差が存在することを検証したい。

第3の仮説の具体的説明は以下の通りである。学歴の違いによって所得が異なるということは頑健な形で実証されている¹⁾。しかし、同じ学歴の差によって異なるというのは、学歴が原因ではなく元々の能力の差が原因であるとも考

1) 多くの Mincer 型賃金関数の推定において、大卒ダミーは正に有意である。

えられる。それにも関わらず、従来の日本の研究では能力のコントロールを行っていない。その理由は、おそらく欧米では知能指数が入手可能であるが、日本では個人の知能指数値を入手するのが困難であるからであると考えられる。そこで、学歴だけでなく能力が異なる場合にも所得に差が出てくるのであろうかという疑問を解決する必要がある。

第1の仮説が実証された場合、社会階層がどのような経由で賃金に反映しているのかという疑問が当然生じると考えられる。通常想定されるのは、親の階層が高ければ、親の職業上の地位を継承することによって子どもの所得が高くなるという経路である。そこで、「親から子どもへ職業上の地位が委譲されることによって、世代間の階層固定化が図られている」という仮説を検証したい。これらの仮説を検証するために、本人の年齢、経験年数、性別、就業上の地位、居住地区等といったものを説明変数にしたミンサー型の賃金関数に、① 親の所得階層、② 大学のランクを含めた学歴、③ 学歴以外の能力を説明変数に加える。そして、仮説1の検証の結果、階層の固定化があるならば、親から子どもの階層の移転がどのようなかたちで行われているのかをみるために、④ 親から子どもへ職業の地位継承が所得格差の原因になっているという仮説を検証したい。

II 先行研究

仮説1に関して、親の階層と子どもの階層の関係を分析するという社会変動に関する研究は、社会学・教育社会学では一般的に行われており、膨大な先行研究がある。それらを網羅することは不可能であるが、代表例としては、「社会階層と社会移動全国調査」（以下ではSSM調査と呼ぶ）による分析が挙げられる。この調査は1955年以降、10年に1度、社会階層と社会変動を分析するために行われている活動であり、1995年調査の分析結果の一例としては、『1995年SSM調査シリーズ』や盛山他編『日本の階層システム』といった書籍が刊行されている。ただし、本稿で扱う仮説を検証した先行研究はあまり存

在しない。そこで、本稿の仮説に関する先行研究をサーベイする。

仮説2に関して、学校歴と階層の関係を扱った先行研究として、以下のものが存在する。樋口 [1992] は『第26回大学生の消費生活に関する実態調査』のデータを使い、家計支持者の年収を偏差値で回帰して、偏差値が親の年収と有意な相関があることを示した。また、学歴による所得格差について実証し、その結果、大企業に就職できる人とできない人の学歴の差が拡大しているとした。さらに、大学の偏差値と期待生涯所得に正の相関があることも実証している。つまり、仮説2の大学間の差がその後の賃金に影響するという仮説を検証している。しかし、大学と賃金の関係はマクロデータを用いており、個票データを用いる本稿と異なる。また、階層と教育、教育と賃金に関係するかという検証を別々のデータを用いて行っているために、本稿では、仮説3で扱う学力が学歴の経路以外でも賃金に反映しているという仮説や、仮説1で扱う親の階層が直接子どもの賃金に影響するという経路については考慮されていない。岩村 [1996] では、一橋、横浜国立、千葉、慶応、立教、青山学院、学習院、成城、駒沢、武蔵の10大学、33学部の実収率を計算している。その結果、有名校（伝統や偏差値の観点から）の実収率は高く、分散は小さいことが示された。言い換えると、有名校は非有名校よりも安定的に高実収率を得られる。また、学部別の分析では、理工系の学部は実収率が高く分散が小さいという結果となった。本稿では大学ごとのサンプルは限られており、個別の大学の実収率を計算するというアプローチは行わず、大学をグループ化して賃金の差を計算する。また、本稿と異なり、岩村では個人の属性の違いを考慮していない。安部 [1997] は、国公立と私立にサンプルを分割したうえで、人気企業100社への就職確率と偏差値の関係を分析している。その結果、偏差値の変動と人気企業100社への就職確率は関係があるが、むしろ大学固有の教育やOBネットワークの方が重要な役割を果たすとしている。島 [1999] は、ミンサー型の所得関数を用い、高度成長期以降の30年間にわたる学歴、キャリア、所得の関係を見る。さらに、学歴だけではなく、学校歴の分析も行い、ミンサー型の賃金関数に以下の3つ

のダミー変数を加えて、重回帰分析を行っている。3つのダミーとは、学校歴ダミー1は旧七帝大で、学校歴ダミー2は旧七帝大+慶應、早稲田、東京工業、一橋、神戸で、学校歴ダミー3は学校歴ダミー2+中央、立教、明治、法政大学である。この結果、1965年はいずれのダミー変数も有意ではなく、1975年は学校歴1のみが有意であり、1985年と1995年はいずれのダミー変数も有意となる。学校歴に注目する点では本稿と類似するが、本稿は学校歴にも反映されない義務教育期の能力に注目する点や親の階層→学校歴→子どもの賃金といった間接的経路だけでなく、親の階層→子どもの賃金といった直接的経路を考慮したモデルである点が異なる。

仮説3に関する先行研究としては、以下のものが挙げられる。浦坂等 [2002] では、同じ大学出身でも大学入試の時に、数学選択者と数学非選択者では、数学選択者の方が学業成績は高く、その後の所得も数学受験者の方が多いことを実証している。このような結果から、大学入試で数学を受験することが、「数的処理能力・データ解析能力」「コンピューターに関する能力」を身に付け、それが仕事をする上で（所得を得る上で）特に役に立っていると回答する確率を高めていると結論づける。松繁 [2002] は、英語能力と経済的地位の関係の分析をしている。野崎 [2006] は、中学3年時の成績を潜在能力の代理変数として、ミンサー型の賃金関数を計測している。Paglin and Rufolo [1990] は、男女の賃金格差を数学の能力で説明し、男女間の賃金格差のなかに男女間の数学能力差が存在することを指摘している。

III モデルと実証分析の手法について

本稿は、先ほど述べた4つ仮説を検証することを目的とするが、これらの仮説は相互に独立した別々の仮説ではなく、密接に関連し合っている。そこで、検証する仮説の相互関係を平易なかたちでモデル化する。まず、これらの仮説を検証するためのデータと実証手法について簡単な説明を行いたい。

データは、平成16年度科学研究費補助金（基盤研究(A)「格差の世代間移転

と意欲促進型社会システムの研究」において実施された「階層化する日本社会に関するアンケート調査」の個票データを使用する。アンケートはネット調査会社²⁾に依頼し、調査会社と提携するモニターを対象にしてインターネットを通じて行われた。調査配信数は、6656件、回収数は5473件であり、回収率は82.2%であった。本データは、本人の学歴、職種、年収、文化的経験などが尋ねられているだけでなく、さらに本人の小中学生時の成績、高校や大学名、両親や配偶者の学歴、職種に関する設問が含まれている点が特徴である。したがって、世代間のモビリティ、本人の学力、学校歴に関して多面的な分析を行うことが可能である。

このデータを用いて仮説を検証する。目的は本人収入が何によって決定されるかであるため、被説明変数を本人所得とする。しかしながら、この方法には重要な問題がある。例えば、ある賃金水準以下であると、人は働くことよりも余暇を選択する。このような場合は、本人収入は0となり、サンプルセクションバイアスが生ずる。そこで、Heckman [1979] に従い2段階推定法とよばれる手法を用いて、以下のようなモデルを特定化する。

$$y_i = x_i' \beta + \sigma \lambda (x_i' \alpha) + \varepsilon_i \quad \text{if } y_i > 0$$

ここで、 $\alpha = \beta / \sigma$ 、 $E(\varepsilon_i) = 0$ 、 $\lambda = f(x) / F(x)$ は逆ミルズ比である。

第1段階に就業関数の推定を行うため、被説明変数は有職を1として、無職を0とするプロビット推定を行う。そこで得られた逆ミルズ比 λ を用いて、第2段階の式を推定する。第2段階として、被説明変数を本人年収とし、第1段階で得られた λ を使用して、年齢、性別、家族形態、学歴、職業上の地位、仕事の種類、勤務先の企業規模、労働時間、居住地区に加え、先ほど述べた3つの仮説を検証するための変数を加える。職業上の地位は、「1.経営者、2.正規雇用、3.契約社員、4.派遣社員、5.パート・アルバイト、6.自営業主、7.内

2) 本調査は、三菱総研とNTT レゾナントが運営するインターネットアンケート「goo リサーチ」を使用している。(2005年11月9日から11月22日において実施) なお、我々が委託した調査会社を利用して調査を行った先行研究としては、有田 [2002]、吉田・水落 [2005] がある。

職、在宅、8.学生、9.無職（家事手伝いを含む）、10.その他」である。このうち、学生サンプルとその他を分析対象外とした。仕事の種類は「1.専門職、2.技術系の職業、3.管理的職業、4.事務・営業職、5.販売職、6.サービス職業、7.技能・労務、8.芸術家、9.農林漁業、10.その他」のうち、1から3を上層ホワイトカラーとしたダミー変数を用いる³⁾。仮説1を検証するために「15歳の時の社会階層」を説明変数に加える。「あなたが15歳の頃のあなたの世帯の収入は、当時の平均的な世帯と比べて、どうでしたか」の質問に「1.平均よりもかなり少ない、2.平均より少ない、3.ほぼ平均、4.平均よりも多い、5.平均よりもかなり多い」⁴⁾の項目を使用する。このため、符号が有意に正であれば、「階層が高いことが所得を高めている」という仮説を検証することができる。仮説2を検証するために、「銘柄大学ダミー」変数を用いる。銘柄大学ダミーは、島[1999]の学校歴ダミー2に依拠し、旧七帝大+慶應、早稲田、東京工業、一橋、神戸を「銘柄大学」と定義する。これらの大学の卒業生であることが収入を増加させるならば、係数は有意に正となる。仮説3の検証のために「小学校5-6年の頃-あなたは子どもの頃、算数は好きでしたか」という質問に対して、「1.非常に好き、2.まあまあ好き、3.どちらともいえない、4.あまり好きではない、5.嫌いだった」の質問を用いる。この変数の数値を逆にして、「5.非常に好き、4.まあまあ好き、3.どちらともいえない、2.あまり好きではない、1.嫌いだった」とする。仮説3が妥当であれば有意に正となると考えられる。

仮説3に対する問題設定は、次のような批判があると考えられる。第1に好きであることと得意であることは違う、第2に小学校時の算数の好感度にも階層差があり得る、第3に native ability の差を正当化する議論につながるなどである。第1に好きであることと得意であることは必ずしも一致しないが、算

3) この分類は佐藤[2000]を参考にした。ただし、佐藤は上層ホワイトカラーの自営業を自営業に区分したが、本稿では自営業は別に職業上の地位でコントロールしているため、上層ホワイトカラーには自営業の場合も含んでいる。

4) 「6.わからない」のサンプルを除外した。

数や数学のような論理的思考が好きであることは1つの能力であり、この能力が学歴以外で将来の所得に影響することもありうる。第2の批判に対しては、確かに小学校時の好感度にも階層差はあると思われるが、15歳時の階層によってある程度はコントロールが可能である。第3の批判に対しては、算数が好きであることは遺伝的要素が全くないとは言えないが、それによって全て決定されるわけではない。遺伝、環境等複合的要因によって決まると思われる。好きかどうかは環境にも大きく左右される。

IV 推定結果

第1表、第2表で示されるのが Heckman 2 段階推定法による推定結果である。Heckman の λ は、男女計では有意水準 1 % の範囲で、女性サンプルでは有意水準 5 % の範囲で有意である。このことから、Heckman 2 段階推定法を用いることが妥当であることが分かる⁵⁾。

1 就業関数の推定

最初に Heckman 2 段階推定の第1段階である、働いているか働いていないかというプロビットの結果について考察する。この結果は、第2表に記されている。男性に関しては、有意水準 5 % の範囲で有意であるのは、有配偶者ダミー (+)⁶⁾、年齢 (+)、年齢の2乗 (-)、子どもダミー (+) である。この結果から、年齢が高くなるほど職業に就いている確率は高まるが、その効果は年齢上昇につれて弱まる。男性の場合、結婚や子どもがいることは職業に就いている確率を高める。

女性の実証結果は以下の通りである。有意水準 5 % の範囲で有意であるのは、有配偶者ダミー (-)、年齢 (+)、年齢の2乗 (-)、配偶者の所得 (-)、子

5) 男性サンプルでは、 λ が有意とならなかった。この場合は、OLS 推定を行ってもバイアスが生じない。ただし、今回のデータでは、男性サンプルの OLS と Heckman 推定にほとんど違いがない。

6) 符号条件が正であれば (+)、負であれば (-) とする。以下も同様である。

第1表 記述統計量

		平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
	本人収入 (対数値)	1.051	0.79	1.523	0.651	0.616	0.642
	年齢	38.249	9.709	38.183	9.266	38.31	10.101
	経験年数	6.725	8.608	10.079	9.515	3.634	6.251
	有子ダミー	0.57	0.495	0.476	0.5	0.658	0.475
	有配偶者ダミー	0.664	0.472	0.565	0.496	0.755	0.43
学 歴	中高卒ダミー	0.574	0.494	0.551	0.497	0.596	0.491
	短大・高専卒ダミー	0.144	0.351	0.085	0.279	0.198	0.398
	大卒ダミー	0.247	0.431	0.302	0.459	0.197	0.398
	大学院ダミー	0.033	0.178	0.059	0.236	0.009	0.094
職 種	銘柄大学ダミー	0.04	0.196	0.063	0.242	0.019	0.137
	労働時間 (対数値)	2.674	1.665	3.553	1.004	1.864	1.741
	経営者ダミー	0.026	0.159	0.046	0.21	0.007	0.083
	正規労働者ダミー	0.394	0.489	0.611	0.488	0.194	0.395
	パートダミー	0.207	0.405	0.129	0.335	0.279	0.449
	内職ダミー	0.021	0.142	0.009	0.092	0.032	0.175
	自営業ダミー	0.088	0.283	0.143	0.351	0.037	0.189
	無職ダミー	0.265	0.441	0.062	0.241	0.451	0.498
	上層ホワイトカラー	0.228	0.42	0.392	0.488	0.077	0.267
	企業規模 (1-9人)	0.198	0.398	0.259	0.438	0.141	0.349
企 業 規 模	企業規模 (9-99人)	0.181	0.385	0.215	0.411	0.15	0.357
	企業規模 (100-999人)	0.159	0.366	0.204	0.403	0.118	0.322
	企業規模 (1000人以上)	0.131	0.338	0.189	0.392	0.078	0.268
	公務員ダミー	0.038	0.19	0.056	0.23	0.02	0.142
	首都圏居住ダミー	0.256	0.437	0.246	0.431	0.265	0.441
	15歳時社会階層	2.813	0.971	2.754	0.978	2.867	0.961
	小学校時算数好感度	3.426	1.321	3.585	1.259	3.28	1.361
現 職 へ の 入 職 経 路	求人情報経由	0.226	0.418	0.254	0.436	0.2	0.4
	卒業した学校紹介	0.074	0.262	0.126	0.332	0.026	0.159
	上記以外の紹介	0.084	0.278	0.091	0.288	0.078	0.268
	家族・親類紹介	0.049	0.215	0.064	0.245	0.034	0.182
	職業安定所	0.061	0.24	0.064	0.244	0.059	0.236
	民間の就職斡旋所	0.016	0.125	0.019	0.137	0.013	0.113
	専門試験合格	0.031	0.174	0.047	0.213	0.016	0.127
	家業を継ぐ	0.046	0.208	0.071	0.256	0.022	0.148
	自分で始める	0.092	0.29	0.144	0.352	0.045	0.207
	従業先から誘われて	0.053	0.225	0.067	0.25	0.04	0.197
	その他	0.035	0.185	0.034	0.182	0.036	0.187
標 本 数		4,131		1,981		2,150	

第2表 就業関数 (Heckman 2 段階推定の第1段階)

	全 体		男 性		女 性	
	係 数	標準誤差	係 数	標準誤差	係 数	標準誤差
男性ダミー	0.709**	0.067				
有配偶者ダミー	0.415**	0.104	0.591**	0.185	-0.365*	0.158
年齢	0.133**	0.020	0.151**	0.035	0.127**	0.025
年齢 (2 乗)	-0.002**	0.000	-0.002**	0.000	-0.002**	0.000
配偶者所得 (対数値)	-0.682**	0.051	-0.221†	0.115	-0.473**	0.074
短大・高専卒ダミー	-0.064	0.068	-0.101	0.167	-0.057	0.077
大卒ダミー	0.029	0.065	-0.110	0.109	0.037	0.084
院卒ダミー	0.363†	0.210	0.213	0.251	0.805*	0.405
銘柄大学出身ダミー	0.288†	0.167	0.277	0.248	0.197	0.233
子どもダミー	-0.128†	0.067	0.376*	0.169	-0.286**	0.076
首都圏居住ダミー	-0.030	0.055	-0.050	0.108	-0.037	0.066
持ち家ダミー	0.144**	0.053	-0.012	0.101	0.176**	0.065
15歳時社会階層	0.010	0.026	0.055	0.050	-0.016	0.032
小学校時算数好感度	0.069**	0.018	0.026	0.037	0.092**	0.022
censored obs	1,093		123		970	
uncensored obs	3,038		1,858		1,180	
対数尤度	-1,755.26		-416.84		-1,258.67	
疑似 R ²	0.265		0.096		0.150	

注 1): 有意水準: ** 1% * 5% †10%

2): 学歴は中高卒を基準とする。

3): 所得は100万円単位とする。

どもダミー (-), 持ち家ダミー (+), 小学校の算数の好感度 (+) である。年齢は男性と同様の結果であるが, 有配偶者ダミーと子どもダミーは男性と正反対の結果となる。男性は結婚や子供が生まれるというライフステージを経ると就業する確率を高めるが, 女性は反対にこれらのライフステージが無職となる結果を生じさせる原因となっている。また, 女性は家を所有することや小学校の算数の好感度が高いことが就業する確率を有意に高くしている。家の購入に際してのローンの負担が女性を就業する方向に向かわせているとの解釈が可

能であるし、別の因果関係もありうる。学歴でコントロールしても、小学校時の算数の好感度が就業の確率を高めるという結果は、小学校の算数の好感度は学歴だけでなく、就業する確率への直接的な関係も存在する。数学的思考能力が高いと、論理的思考能力を得ることやIT活用能力等の専門技術取得を容易にすることで就業確率を高めていると解釈できる。能力の性差を過度に強調することは危険であるが、一般には女性は言語能力に優れ、男性の方が数学・空間把握能力に恵まれているとされている。そのため、女性で数学・空間把握能力に優れている人材は相対的に稀少であり、社会のニーズが高いために有意に就業確率を高めていると推測できる。

2 収入関数の推定

次に年収について考察したい。収入関数の推定は第3表に示されている。男性の場合、有意水準5%の範囲で有意であるのは、年齢(+), 年齢の2乗(-), 経験年数(+), 経験年数の2乗(-), 有配偶者ダミー(+), 大学院卒ダミー(-), 銘柄大学出身ダミー(+), 労働時間の対数値(+), 経営者ダミー(+), パートダミー(-), 内職ダミー(-), 上層ホワイトカラーダミー(+), 従業員規模10人未満ダミー(-), 100人未満ダミー(-), 1000人未満ダミー(-), 首都圏居住ダミー(+), 15歳時社会階層(+)である。年齢が上昇するほど年収は上昇するが、上昇率は徐々に低くなっていく。経験年数が高くなると年収は上昇する。日本の年功序列型賃金を考えれば、妥当な結果である。企業規模が大きくなるにつれて年収が上昇するのは、ミンサー型の収入関数を推定した先行研究と一致する。労働時間が長いほど年収が増加するのは当然の結果であり、経営者の年収が高く、パートや内職の人の年収が低く、首都圏に居住している人の方がそうでない人よりも年収が高いというのは集計データと一致し、想定された結果といえる。大学院出身者の賃金が有意に低いのはやや直観に反するが、年功序列型の制度が今も存在することで若年期の年収が低くなることや、OD(オーバードクター)や非常勤講師という職業の実

第3表 収入関数 (Heckman 2段階推定の第2段階)

	全 体		男 性		女 性	
	係 数	標準誤差	係 数	標準誤差	係 数	標準誤差
男性ダミー	0.040	0.030				
年齢	0.050**	0.008	0.071**	0.015	0.090**	0.011
年齢 (2乗)	-0.001**	0.000	-0.001**	0.000	-0.001**	0.000
経験年数	0.032**	0.003	0.027**	0.004	0.035**	0.005
経験年数 (2乗)	-0.001**	0.000	0.000**	0.000	-0.001**	0.000
子どもダミー	-0.034	0.023	0.041	0.039	-0.194**	0.033
有配偶者ダミー	0.100**	0.025	0.177**	0.043	-0.260**	0.061
短大・高専卒ダミー	-0.003	0.025	-0.066†	0.037	0.007	0.031
大卒ダミー	-0.017	0.021	-0.040	0.025	-0.020	0.032
院卒ダミー	-0.163**	0.047	-0.176**	0.050	0.197†	0.109
銘柄大学出身ダミー	0.156**	0.043	0.164**	0.047	0.207*	0.083
労働時間 (対数値)	0.190**	0.017	0.112**	0.024	0.222**	0.022
経営者ダミー	0.212**	0.045	0.250**	0.050	0.021	0.101
パートダミー	-0.413**	0.023	-0.349**	0.033	-0.392**	0.030
内職ダミー	-0.552**	0.048	-0.300**	0.106	-0.537**	0.053
自営業ダミー	-0.111**	0.031	-0.064	0.040	-0.116*	0.052
上層ホワイトカラーダミー	0.194**	0.019	0.173**	0.021	0.233**	0.034
企業規模 (1-9人)	-0.230**	0.027	-0.325**	0.038	-0.128**	0.035
企業規模 (10-99人)	-0.120**	0.023	-0.151**	0.030	-0.070*	0.031
企業規模 (100-999人)	-0.040†	0.023	-0.078**	0.030	0.007	0.033
公務員ダミー	0.027	0.038	-0.026	0.045	0.092	0.061
首都圏居住ダミー	0.085**	0.019	0.065**	0.023	0.080**	0.026
15歳時社会階層	0.029**	0.009	0.046**	0.011	0.011	0.012
小学校時算数好感度	0.012†	0.006	0.012	0.008	0.048**	0.009
Heckman's λ	-0.337**	0.052	0.071	0.353	0.219*	0.096
Prob>chi2	0.00		0.00		0.00	
censored obs	1,093		123		970	
uncensored obs	3,038		1,858		1,180	

注1): 有意水準: ** 1% * 5% †10%

2): 学歴は中高卒を基準とし, 職種は正規労働者を基準とし, 企業規模は1000人以上を基準とする。

3): 所得は100万円単位とする。

態を考慮すると、本稿で用いたデータがあながち実態と反するとは言えない⁷⁾。

今まで男性の年収要因の分析をしてきたが、以下では女性の年収の分析を行いたい。有意水準5%の範囲で有意なのは、年齢(+), 年齢の2乗(-), 経験年数(+), 経験年数の2乗(-), 子どもダミー(-), 有配偶者ダミー(-), 銘柄大学出身ダミー(+), 労働時間対数値(+), 内職ダミー(-), パートダミー(-), 自営業ダミー(-), 上層ホワイトカラーダミー(+), 企業規模10人以下ダミー(-), 企業規模100人以下ダミー(-), 首都圏居住ダミー(+), 小学校の算数(+)という結果となる。

男性との比較で注目すべき点は、子どもダミーと有配偶者ダミーが負となる点である。女性にとって結婚や出産というライフステージは、男性と異なり無職となる率を上げるだけでなく、年収を下げる効果を持つ。川口[2001]は、結婚や出産ではなく、結婚期間や長子年齢が負の効果を持ち、本稿は有配偶者ダミーや出産ダミーが有意となったという違いがあるもののこれらのライフステージが就業・収入に対して負に影響するという結果は同様である。

V 3つの仮説の検証

1 男性のケース

本稿の仮説に関する変数とその結果を以下で述べたい。仮説1に関しては、15歳の時の社会階層は現在の年収に直接的に影響することが示された。仮説2の大学のランクによって年収差が存在するという仮説に関しては、銘柄大学出身ダミーが有意に正であることから、銘柄大学出身者は年収が高くなることが示された。年齢、経験年数、職種、企業規模、出身階層、労働時間、生活状況等が同じ場合、銘柄大学出身者は、それ以外の層と比較して、15%程度年収が高くなる。仮説3に関しては、小学校の算数の好感度が有意水準を10%とするとき有意に正であることから、学歴でコントロールしても小学校の算数の好感度

7) サンプルを30歳以上60歳未満に限定すると、大卒ダミーは有意水準10%の範囲で有意に正となる。また、院卒ダミーが負となるものの有意とならない。

がその後の年収を高くする効果が確認された。ただし、算数の好感度の効果はあまり大きくなく、5段階のうち1段階上がるごとに1.5%程度上昇する。

ブルデューなどによる階層の固定化の議論では、親の階層が高いと子どもに文化資本が伝えられ、それが子どもの高学歴化を介して子どもの階層も高くなるという説明がなされている。日本においては、文化資本の相続という概念を直接的に適用する論者は多くないが、親の階層→子どもの学歴→子どもの年収という因果関係を想定した実証結果は数多く見られる（例えば、樋口 [1992]）。本稿の結果は、このような因果関係だけでなく、親の階層は子どもの年収に子どもの学歴や小学校の算数といった能力でコントロールしても有意に影響することを示しており、両者の間には学歴以外の要因によっても関係があることが理解できる。そこで、次節で親の階層と子どもの年収を直接的につなぐ因果関係として、職業上の地位の承継があると考え、実証分析を行いたい。具体的には、親が会社の社長であれば、子どもはその会社を引き継ぐことにより親と同じ階層に到達できる。このような地位の継承があるために、親の階層と子どもの年収が正に相関すると考え、その仮説を検証する。

2 女性のケース

仮説1に関しては、15歳時の親の階層と本人の年収には有意な関係が見られなかった。ただ、この実証結果から、女性に関しては親の階層と子どもの階層には関係がないと判断するのは早計である。例えば、高階層出身の女性が高階層の男性と結婚して専業主婦となる場合を考えたい。確かに本人の年収は0であるが家計全体で見たら低階層とは言えない。もっとも、Heckman 2段階推定の第1段階の結果から、15歳時の親の社会階層は女性の就業を低くしているが有意ではない。このため、ダグラス＝有沢の定理により、15歳時の親の階層が女性の年収に反映していないと結論づけることはできない。本稿の結果から言えることは、男性とは異なり女性の場合は、親の階層と子どもの階層の関係が直接的な関係で示すことができず、複雑に入り組んでいるということである。

その要因には、男女差に関する制度的な要因、出産・結婚というライフステージとそれに関係する意識などが挙げられるであろう。

仮説2に関しては、銘柄大学出身ダミーは有意で正であり、男性と同様に銘柄大学出身者はそうでない層と比べて年収が20.7%程度高いということが示された。女性の銘柄大学に対する進学は年収を高める効果が期待できることが、近年では親が娘も息子も同じように銘柄大学に進学させようと努力する原因の1つと解釈できる。

仮説3に関しては、小学校の算数の好感度は有意水準1%でも有意に正であり、小学校の算数の好感度が1段階上昇することにより、4.8%程度上昇する。男性の場合は有意でないことを比較すると、女性の方が算数の好感度が年収に与える影響は遙かに大きいことが分かる。女性の場合、小学校の算数の好感度が就職する確率も有意に高くするだけでなく、年収も高くする。女性の算数・数学能力は稀少資源であり、算数・数学能力に付随する計算能力や論理的思考能力を有する女性は労働市場で非常に高く評価され、その結果が就業率や年収に反映される⁸⁾。女性の数学能力と年収の関係について、興味深いことが分かる。Paglin and Rufolo [1990] は、男女間の賃金格差の原因が、男女間の数学能力差で説明できることを実証した。男女計の年収関数の推定結果を見ると、小学校の算数への好感度は有意水準10%で有意に正であるが、様々な要因でコントロールした後の男女の年収差には有意な関係が見られなかった。従来日本で行われている男女間の賃金格差の実証では、数学能力をコントロール変数として考慮していなかった。それらの賃金関数の推定において、数学能力の差を考慮していない。そのため従来の推定はバイアスが生じている可能性がある。

8) 中学校の数学の好感度で分析しても、符号条件と有意性の両方ともに本稿の結果と変わらなかった。

VI 職業上の地位の移転と所得格差

前節では仮説1により、親の階層が子どもの所得に教育以外の経路を通じて有意に影響するかということを検証した。その結果、少なくとも男性の場合、親の階層が子どもの所得に直接的に影響を与えていることが示された。そこで問題となるのは、親の階層と子どもの所得はどのような因果関係を通じて影響を及ぼしているのかということが問題となる。考えられる因果関係として、親の有利な職業上の地位を子どもが承継することで親と子どもの階層が関連する可能性がある。具体的には、親がオーナーである会社を子どもに承継させるような就業経路が存在するために親の階層と子どもの階層が一致するという可能性が考えられる。そこで、現職への就業経路を所得関数に入れて分析を行いたい。現職への就業経路のうち、親の地位の承継や、親や親類の紹介といった項目が子どもの所得を有意に高くしているならば、コネクションが現在の所得の差を説明できる。

推定結果は第4表で示すとおりである。前節で検証した仮説1から仮説3に関しては、就職経路という変数を入れても結果は大きく変化しない。このため、先ほど提示した仮説は頑健であるといえる。就職経路と所得関数の関係を見ることにする。男女の合計の推定に関して有意水準5%の範囲で有意であるのは、上記以外の幹旋(+), 民間の職業幹旋所による幹旋(+), 家業を継いだ(-), 従業先から誘われた(+)である。現職の就職経路でコネクションが考えられるものは、家族・親戚による幹旋と家業を継いだという2つであるがいずれも正に有意ではなく、特に家業を継いだ人は他の就職経路を経た人に比べて有意に賃金は低くなっている。おそらく、家業を継いだ人たちの多くは、ある程度大きな規模の会社社長というよりも零細自営業を引き継ぎ、一般企業に勤務する人たちよりも必ずしも収入の面で恵まれているというわけではない。ただ、上記以外の幹旋や従業先から誘われるといったケースは何らかの人脈による結果であり、階層要因が存在する可能性はあり得る。男女でサンプルを分

第4表 現職への経路に関する分析 (Heckman 2 段階推定の第2 段階)

	全 体		男 性		女 性	
	係 数	標準誤差	係 数	標準誤差	係 数	標準誤差
卒業した学校紹介	0.024	0.030	0.032	0.035	-0.015	0.056
上記以外の紹介	0.065**	0.026	0.089*	0.036	0.023	0.033
家族・親類紹介	-0.006	0.033	0.011	0.042	-0.073	0.048
職業安定所	-0.034	0.029	-0.055	0.043	-0.051	0.037
民間の就職斡旋所	0.204**	0.053	0.125†	0.071	0.247**	0.073
専門試験合格	0.030	0.044	0.025	0.052	0.017	0.074
家業を継ぐ	-0.080†	0.042	-0.053	0.055	-0.148*	0.062
自分で始める	0.060	0.039	-0.003	0.053	0.139*	0.056
従業員から誘われて	0.071*	0.031	0.029	0.041	0.092*	0.042
その他	0.065†	0.036	0.069	0.054	0.029	0.045
Heckman's λ	-0.306**	0.052	0.289	0.351	0.244*	0.096
性別	yes		yes		yes	
年齢, 経験年数	yes		yes		yes	
家族属性	yes		yes		yes	
学歴	yes		yes		yes	
企業規模	yes		yes		yes	
職種, 業種	yes		yes		yes	
居住地	yes		yes		yes	
階層	yes		yes		yes	
学力	yes		yes		yes	
Prob>chi2	0.00		0.00		0.00	
censored obs	1,093		123		970	
uncensored obs	3,038		1,858		1,180	

注：有意水準：** 1% * 5% †10%

けて推定した結果でも同じ推定を行ったが、コネクションが想定される就職経路を辿った人がそうでない人よりも所得が高くなっているという仮説は検証できなかった。また女性の場合、自分ではじめたという人の所得はそれ以外の就職経路を辿った人と比べて有意に所得が高くなっている。係数が0.139であることから、他の条件を全て同じとすると、自分で仕事をはじめた人はそうでない就職経路を辿った人よりも13.9%程度高くなっている。

本稿の結果、家業を引き継いだ人の多くは必ずしも高い所得を得ていないという結果が導かれたが、家業や就業上の地位を引き継ぐ層の全てが平均所得よりも低いというわけではなく、二極分化が進んでいる。高所得層における就業上の地位の継承に関する典型的例として、開業医が挙げられる。森・松浦[2006]は、医師に対するアンケート調査により、次のことを示した。まず、本人が医師である場合、父親も医師である確率が25%を超えている。この確率は他の職業と比較すると際立っている。つまり、医師は親子間の地位継承が非常に顕著な職業である。さらに、医師のなかでも開業医に注目して、父親が開業医であれば、本人も開業医である確率や父親や同一診療科を選択する確率が有意に高くなることを示した。このように、一般的には親の職業を引き継ぐ層の所得は他と比較すると高いわけではないが、職種によっては高所得層の地位継承が存在する。

VII 結 論

本稿では階層の固定化と教育の関係を分析するために、学歴だけではなく学校歴と所得との関係、学歴・学校歴に反映されない学力（数学能力）の影響、学歴・学校歴に反映されない階層の影響を検証した。その結果、小中学校時の算数数学能力は当然学歴にも影響すると考えられるが、それだけではなく学校卒業後の年収にも影響することが示された。小中学校時の算数数学に対する好感度の年収への直接的影響は男性よりも女性の方が強い。小中学校時の算数数学能力の高い女性は就業する確率を有意に高めるだけでなく、就業後の収入を高める効果を持つ。他の要因を全て同じにした場合、小学校の算数の好感度が1段階上がるにつれて4.8%年収が上昇する。この効果には、算数の好感度が学歴に反映される部分は除外しているので、それを考慮すると小中学校時の算数数学能力の効果はさらに大きくなる。そして小学校の算数の好感度でコントロールすると、男女間の年収差は有意でなくなる。男性と女性ともに学校歴が所得に対して有意に影響することが実証された。

また、従来は階層が子どもの学歴に反映して、その結果、子どもの所得階層に影響するということは、多くの教育社会学者によって検証されたが、今回の結果では、そのような要因だけでなく階層が直接的に子どもの年収に影響することが示された。特に男性サンプルではその影響が明確に指摘できる。

学歴を介しての階層の固定化ということと異なる階層の固定化要因として、職業上の地位の継承による階層の固定化があるという仮説を検証した。そこで注目したのが現職への就業経路と現在の所得の関係である。コネクションを用いて現職に就いている人の年収が高いならば、職業上の地位の継承によって階層が固定化していると考えられる。結果はむしろ逆であり、親の職業を継いでいる人の年収は他の就業経路を辿る人よりも年収が低い。つまり、親の階層が子どもの年収へ直接的に影響するが、その要因は必ずしも親の地位の継承によるわけではない。ただし、地位の継承と本人所得の関係は二極化しており、平均だけを見る分析は妥当ではない。具体的には、医師のケースがそうである。

階層のいかなる要因が子どもの年収に影響するかを特定することは今後の課題となるが、階層間で家庭内教育に差異が見られるのかもしれない。単に高学歴を得るための教育投資の差だけでなく、日常教育のなかに存在するのかもしれない。荻谷 [2004] は学習時間を通じて努力の階層間の違い (=インセンティブデバイド) が近年強まっていることを実証している。山田 [2004] は「希望格差」という概念によって、「負け組」層が希望を持てなくなっていると主張する。これらの結果は、階層差の拡大が地位の移転といった問題以前に将来の見通しの階層差があり、それが勉強などの行動に反映していることを意味する。本稿で示された親の階層が子どもの階層に与える直接的効果がどのようなメカニズムで生じているか——荻谷や山田の仮説が正しいかどうかを含めて——検証する必要がある。

参考文献

有田富美子 [2002] 「少子化と女性の就業観——インターネットアンケートを基にし

- て」『一橋大学経済研究所 Discussion Paper』一橋大学経済研究所, No. 113。
- 安部由起子 [1997] 「就職市場における大学の銘柄効果」(中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会) 151-170ページ。
- 岩村美智恵 [1996] 「高等教育の私的収益率——教育経済学の展開——」『教育社会学研究』第58集, 5-28ページ。
- 浦坂純子・西村和雄・平田純一・八木匡 [2002] 「数学学習と大学教育・所得・昇進——「経済学部出身者の大学教育とキャリア形成に関する実態調査」に基づく実証分析」『日本経済研究』No. 46。
- 荻谷剛彦 [2004] 「「学力」の階層差は拡大したか」(荻谷剛彦・志水宏吉編『学力の社会学』岩波書店) 127-151ページ。
- 川口 章 [2001] 「女性のマリッジ・プレミアム:結婚・出産が就業・賃金に与える影響」『季刊家計経済研究』51号, 63-71ページ。
- 北村行伸 [2005] 『パネルデータ分析』岩波書店。
- 佐藤俊樹 [2000] 『不平等社会日本——さよなら総中流』中公新書。
- 島 一則 [1999] 「大学進学行動の経済分析——収益率研究の成果・現状・課題——」『教育社会学研究』第64集, 101-121ページ。
- 盛山和夫他編 [2000] 『日本の階層システム全六巻』東京大学出版会。
- 野崎祐子 [2006] 「男女間賃金格差の要因分解」『生活経済学研究』151-166ページ。
- 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. 22, 137-165ページ。
- 松繁寿和 [2002] 「社会科学系大卒者の英語能力と経済的地位」『教育社会学研究』第71集, 111-129ページ。
- 山田昌弘 [2004] 『希望格差社会』筑摩書房。
- 吉田 浩・水落正明 [2005] 「育児資源の利用可能性が出生力および女性の就業に与える影響」『日本経済研究』No. 56, 76-95ページ。
- 森 剛志・松浦 司 [2006] 「開業医の地位継承に関する実証分析」mimeo。
- Heckman, J. J. [1979] "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, Vol. 47, No. 1.
- Hsiao, C. [1986] *Analysis of Panel Data*, Cambridge Univ. Press.
- Paglin, M. and Rufolo, A. M. [1990] "Heterogeneous Human Capital, Occupation Choice, and Male-Female Earning Difference," *Journal of Labor Economics*, Vol. 8, No. 1.
- Wooldridge, J. M. [2002] *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press.