

教育が賃金にもたらす因果的な効果について

——手法のサーヴェイと新たな推定

安井 健悟

(立命館大学准教授)

佐野 晋平

(神戸大学講師)

本稿の目的は、第1に賃金に対する教育の因果的な効果を推定するための手法をサーヴェイすること、第2に関連する欧米と日本の実証研究を紹介すること、第3に日本のマイクロデータを用いて教育による賃金への効果をいくつかの方法で推定することである。Mincer モデルにおける教育年数の係数を推定することにより因果的な効果を計測するためには、欠落変数バイアス、セレクションバイアス、測定誤差バイアスを除去する必要がある。そのための手法である、教育の制度的要因の変動や家庭環境を操作変数として用いる手法、家庭環境変数や能力についての変数を制御する手法、兄弟固定効果モデル・双子固定効果モデルとそれらを用いた既存研究の結果を紹介した。また、本稿の実証分析の結果、欧米の既存研究の結果と同様に日本においても家庭環境変数や能力変数が欠落変数として重要であり、家庭環境変数が操作変数として適切ではない可能性を指摘した。最後に、Mincer モデルにおける教育年数の係数を教育の収益率として解釈することには問題があるという Heckman, Lochner and Todd (2006) の批判も紹介した。

目次

- I はじめに
- II 教育による賃金への因果的な効果を推定する手法と問題点
- III 欧米の既存研究
- IV 日本の既存研究
- V 実証分析
- VI Heckman, Lochner and Todd (2006) による批判
- VII おわりに

I はじめに

教育が果たす役割のひとつは、人的資本の蓄積を通じて生産性を上昇させることにより所得獲得能力を高めることにある。教育は人的資本への投資と考えられ、最適教育投資水準の決定式は最適な教育水準において教育収益率が利子率に等し

くなることを示す。教育に対する投資が過小であるか過大であるかを判断するために、Becker (1964) 以降、欧米を中心とする多くの経済学者は教育の収益率を推定してきた。一般的には、賃金の対数値を教育年数に回帰した教育年数の係数が収益率であると解釈されている。この解釈は、Becker and Chiswick (1966) に始まり、Mincer (1974) が提案した人的資本賃金関数により有名となった。教育の収益率に関する多くの研究は、Mincer モデルをベースとした推定を行っており、その後の研究に多大な影響を与えた Angrist and Krueger (1991) による画期的な操作変数 (以下、IV) を用いた研究から現在に至る約 20 年間で分析手法の発展は急速に進んだ。Heckman, Lochner and Todd (2006) の表現を借りれば、最小二乗法 (以下、OLS) や様々な IV を用いて、ほとんど毎日のように教育の収益率が報告されて

いる状況にある。

賃金と教育の間には正の関係があるという膨大な数の証拠があるにもかかわらず、容易には教育が因果的な効果をもつと断定できないところに、この研究分野が発展した理由がある。通常、教育の効果を計測するための実験の実施は困難であり、教育を受けた人が仮に受けなかった場合の賃金と、実際に受けた場合の賃金を比較することができない。そのため、高学歴者の高賃金が、高い教育水準によるものか、そもそも高い潜在能力を反映したものなのかが容易には識別できないという問題が生じる。その問題を克服すべく多くの研究者がこのテーマに取り組んだのである。教育がもたらす因果的な効果を推定する上で上述の問題が引き起こすバイアスが能力バイアス (ability bias) と呼ばれるものである。

Griliches (1977) のサーヴェイが能力バイアスはかなり小さいと結論づけたものの、賃金を教育に回帰させたときの偏相関は因果的な効果を過大評価していると考えた (考えている) 研究者が多く、当然のことだが、頑健な実証結果により結論づけられるべきである。さらに、バイアスをもたらす要因は能力バイアスのみではなく、様々なバイアスの可能性を考えなければ、真の因果的な効果は計測できず、近年の多くの研究者はこの課題に取り組んできた。

日本においても、教育投資が過小か過大かを知るため、また高等教育に対する財政的な支出をどの程度行うべきかを含む教育政策のあり方を議論するためにも、教育の収益率の推定が必要であるが、この分野の研究は必ずしも多くない。

ただし、Heckman, Lochner and Todd (2006) の批判によれば、近年まで欧米で計測されてきた教育の収益率と呼ばれるもののほとんどは利子率との関係で議論されるべき内部収益率ではなく、教育による市場賃金の成長率であるということである。別の言い方をすれば、ヘドニック市場賃金式における教育の価格ということだ。簡潔に言うと、Mincer のモデルにおける教育年数の係数を内部収益率として解釈するためには強い仮定を置いており、近年のデータはその仮定を満たしていないということである。この点以外にも

Heckman, Lochner and Todd (2006) は現時点で Mincer モデルを用いることへの批判をしており、後の節で紹介する。

これまでの欧米で計測されてきたものが真の収益率ではないとしても、因果関係の意味での教育が与える賃金への効果を推定することは、人的資本の蓄積、経済成長、賃金格差、労働市場への影響などを考える上でも重要だと我々は考えており、日本においても厳密に推定されるべきである。

本稿の目的は、賃金に対する教育の因果的な効果を推定する上で、欧米の既存研究により発展してきた手法とその問題点を Card (1999) と Heckman, Lochner and Todd (2006) をもとにまとめた上で、関連する欧米と日本の実証研究を紹介し、日本のマイクロデータを用いて教育による賃金への効果をいくつかの方法で推定することである。

本稿の構成は以下の通りである。次節において、Card (1999) までの欧米の既存研究により発展してきた手法とその問題点をまとめる。ⅢとⅣでは、欧米の既存研究と日本の既存研究を紹介し、Ⅴでは、日本のデータを用いて教育による賃金への効果を推定した結果を示す。Ⅵでは、Heckman, Lochner and Todd (2006) による批判を紹介し、Ⅶでまとめと今後の展望を述べる。

Ⅱ 教育による賃金への因果的な効果を推定する手法と問題点

広く経済学者に用いられている以下の Mincer の人的資本賃金関数の推定式を出発点として考える。

$$\log Y_i = \alpha + \beta S_i + \gamma_1 X_i + \gamma_2 X_i^2 + \varepsilon_i \quad (1)$$

被説明変数は賃金 Y の自然対数であり¹⁾、説明変数には定数項 α と教育年数 S 、経験年数 X と経験年数の二乗 X^2 が含まれる。 ε は誤差項である。注目すべきパラメーターは β であり、教育がもたらす賃金への因果的な効果を知るためにはバイアスを含まない β を推定する必要がある。この推定式を OLS で推定した場合に、 β にバイアスがもたらされる主な要因としては、能力バイア

ス、セレクションバイアス、測定誤差 (measurement error) の3つが挙げられる。

第1の能力バイアスとは、研究者は観察できないが賃金には影響を与える観察されない能力 (unobserved ability) が誤差項に含まれ、説明変数である教育年数 S_i と相関をもつために、推定される β がバイアスを持つことを意味する。(1)式において表現すると、定数項 α に異質性 (heterogeneity) があり、その α_i が誤差項 ε_i に含まれ、 α_i が S_i と相関をもつことにより引き起こされるバイアスである。欠落変数 (omitted variable) の問題としても捉えられる。一般的には、観察されない能力 α_i が大きいと、教育年数 S_i が長くなると考えられるので、上方バイアスがもたらされると考えられる。 α_i は観察不可能だが時間を通じて変化しない要因と考えられるので、パネルデータを用いて固定効果モデルもしくは階差モデルを推定することによりこの問題を回避することが可能だと考えるかもしれない。しかし、一般的には労働者が労働市場に出て賃金を得る前に教育を受け終えているので、賃金の情報を含むデータセットには時間を通じた教育年数の変動はほとんどないので、そのような推定方法で β を推定することは困難である。

第2のセレクションバイアスは、教育を受けることによる効果大きい、つまり賃金の上昇率が大きい人が教育年数を長くする傾向にある場合に、クロスセクション・データによる OLS 推定量が真の β_i の平均値よりも大きくなることを意味する。(1)式でいえば、 β に異質性があり、その β_i と S_i の相関が大きくなるほど、この上方バイアスは大きくなる。

第3の測定誤差の問題とは、観察される教育年数が何らかの誤差をもつために真の教育年数とは異なり、観察される変数と測定誤差が相関をもつ場合に β の OLS 推定量が下方バイアスをもつ²⁾ことを指す。いわゆる古典的測定誤差 (classical measurement error) の問題である³⁾。

これらの内生性の問題を解決するために、多くの研究が IV を用いた実証分析を行ってきた。つまり、教育年数の選択には影響を与えるが、 α_i や β_i などを含む誤差項 ε_i とは相関しない外生的

な変動を用いて教育年数の因果的な効果を特定化する試みである。IV 推定量が一致性を得るためには、IV が教育年数 (内生変数) と偏相関することを意味する妥当性の条件と、IV と誤差項 ε_i が相関しないことを意味する外生性の条件を満たさなければならない。IV としては、教育年数を変動させるような教育の制度的な要因の変動を用いるタイプの研究と家庭環境を用いるタイプの研究がある。

上述した IV としての条件を満たした上でも、 β に異質性がある場合には IV 推定量がバイアスをもたないために次の条件を満たさなければならない。それは、第1段階の教育年数の決定の推定における誤差項を ξ_i としたときに、(2)式のように ξ_i を β_i と IV で条件づけた期待値が β_i について線形の形で表せるという条件である。

$$E(\xi_i | \beta_i, IV_i) = \rho(\beta_i - \bar{\beta}) \quad (2)$$

$\bar{\beta}$ は β_i の平均値であり、(2)式は β_i の係数 ρ は IV と相関しないことを意味する。教育年数の推定式の誤差項 ξ_i における β_i の係数 ρ とは個人により異なる教育の効果の大きさと教育年数の偏相関の大きさのことであり、この ρ と IV は相関してはならない。しかしながら、理論的には ρ は限界費用に依存している。授業料、大学からの距離などの IV は限界費用を変化させることにより教育年数を変動させるのだが、同時に教育年数の決定式の誤差項 ξ_i と β_i の関係 ρ にも影響を与えてしまい、仮定が満たされなくなる。ただし、 β に異質性がない場合や、 β_i と教育年数の相関がない場合には問題ない。

また、家庭環境を IV として用いる場合には、父親や母親の教育年数、もしくはそれらの平均値などが利用されるが、それらは本人の教育年数と強い相関をもつが、(1)式における α_i や β_i などを含む誤差項 ε_i とも相関をもつ可能性が高く、その場合には外生性の条件を満たさずに IV 推定量は上方バイアスをもつことになる。そのため、家庭環境変数を IV として用いるのではなく、(1)式の説明変数として家庭環境変数を直接含めることにより、教育の効果についての OLS 推定量がもつ上方バイアスを減少させる手法をとる研

究も多く存在する。

教育の因果的効果を推定するためのその他の推定モデルに兄弟固定効果モデルや双子固定効果モデルがある。兄弟固定効果モデルとは、同じ家庭環境をもつ兄弟に対して同じ固定効果を制御することで、賃金と教育の両方に相関する家庭環境の効果を除去するという推定モデルである。双子固定効果モデルも同じ目的だが、一卵性双生児のデータセットを用いることができる場合には、固定効果には家庭環境のみならず遺伝的要因までも制御できるために、教育年数と相関すると考えられる観察されない能力や嗜好などの多くの情報を除去できるので、バイアスもかなり小さくなると考えられる。ただし、同一能力で同一の嗜好をもつはずの一卵性双生児が異なる教育年数を選択したということは、そのふたりの教育年数の差はランダムであるというよりも、成長の過程での経験の違いがもたらす後天的に獲得した能力等の違いによりもたらされている可能性があるという批判もある。特に、兄弟や二卵性双生児の差を用いて分析する場合には、それらの差がランダムであるとは考えにくいので、能力バイアスは深刻である可能性が高い。

III 欧米の既存研究

因果関係の意味での賃金に対する教育の効果を推定する際に、OLSはバイアスをもたらすという認識から、IVという外生的な変動を利用して教育による因果的な効果を推定するという方向に多くの欧米の労働経済学者が注力した。その際に、IVの選択のひとつの大きな潮流は教育の制度に関する外生的な変動を用いることであった。この流れを作った画期的な研究としては Angrist and Krueger (1991) が有名である。日本と同様にアメリカでは同じ年度に生まれた人は同じ時点から教育を受け始めるが、日本と異なる点は、ある年齢の誕生日を迎えるとその時点で義務教育が終了することになり、年度が終了する前に教育を受け終えることができることである。つまり、同じ学年において早く生まれた人ほど教育期間が短いうちに学校を離れることができるのである。Angrist and Krueger (1991) は生まれた時期(四半期ダミー)をIVとして用いた。この変数と生まれた年もしくは生まれた州との交差項をIVとして用いる特定化による推定もしている。このIVは教育年数に影響を与え、嗜好や能力と関連しないと考えられるので、IV推定量はバイアス

表1 教育の制度に関する変数をIVに用いた研究

著者	データ・変数の特徴	教育年数の係数	
		OLS	IV
Angrist and Krueger (1991)	1920-1929 コホート	0.070	0.101
	1970年データ	(0.000)	(0.033)
	1930-1939 コホート	0.063	0.060
	1980年データ	(0.000)	(0.030)
	1940-1949 コホート	0.052	0.078
	1980年データ	(0.000)	(0.030)
Kane and Rouse (1993)	試験の得点と親の教育年数を説明変数から外した場合	0.080	0.091
	試験の得点と親の教育年数を説明変数に入れた場合	(0.005)	(0.033)
		0.063	0.094
		(0.005)	(0.042)
Card (1995)		0.073	0.132
		(0.004)	(0.049)
Kane and Rouse (1993)	親の教育年数と所得を説明変数から外した場合	0.085	0.110
	親の教育年数と所得を説明変数に入れた場合	(0.001)	(0.024)
		0.083	0.098
		(0.001)	(0.035)

注：Card (1999) の p. 1835 の Table4 を元に作成した。括弧内は標準誤差である。

をもたないと考えられる。OLSとIVによる教育年数の係数の推定値は表1に示した通りである。その結果、IV推定量の方がOLS推定量よりも大きい傾向があることがわかる。

Kane and Rouse (1993)は教育年数ではなく大学の取得単位の効果を分析しており、大学からの距離と州の授業料をIVとして用いた。Card (1995)とConneely and Uusitalo (1997)は、大学の近くで育ったかどうかをIVとして用いて、教育年数の効果を分析した。これらの結果からも、IV推定量はOLS推定量よりも大きいことが確認される。

Angrist and Krueger (1992)は1970～73年の間にベトナム戦争の派兵候補者にランダムに割り当てられたくじの番号をIVとして用いた。学生であれば派兵を免除されたので、派兵のリスクの高い番号を割り当てられると、派兵から逃れるために大学進学するインセンティブが生じた。くじの番号はランダムであるため賃金に影響を与えないが、教育年数に影響を与えるために理想的なIVであるように思えた。しかし、Angrist and Krueger (1995)はIVと教育年数の相関が非常に弱いことを示し、そのような場合にはIV推定量はバイアスを含む。Bound, Jaeger and Baker (1995)が指摘したWeak Instrumentsの問題である⁴⁾。

これらのIVを用いた既存研究の結果をまとめると、IV推定量はおおむねOLS推定量よりも大きい。古くから多くの研究者が考えたように能力バイアスやセレクションバイアスを重視するならば、OLS推定量は上方バイアスを持つことになり、IV推定量の方が大きいことはパズルである。このパズルの説明をCard (1999)は次の4つに整理している。

第1に、Bound and Jaeger (1996)などが指摘したように、トリートメント・グループとコントロール・グループの間に観察されない能力の差が存在するために、IV推定において満たされるべき仮定が成立せずに、IV推定量はより大きな上方バイアスをもつという説明である。Bound and Jaeger (1996)はAngrist and Krueger (1991)のIVに対して批判しており、教育の成果

が生まれた季節と関係していることをある程度確認している。また、生まれた季節と家庭環境やメンタルヘルスが関係しているという社会学や心理学による研究成果を示し、外生性の条件を満たしていないのではないかと批判をしている。Kawaguchi (2009)も同じ学年の中で早く生まれた人は遅く生まれた人よりも成績がいいことを確認しており、生まれた季節は誤差項に含まれる能力と相関している可能性は十分に考えられる。ただし、Card (1999)がAngrist and Krueger (1991)のデータを用いて誤差項に含まれると思われる家庭環境変数としての両親の教育年数と生まれた季節との関係を調べたところ、その関係は認められなかった。

第2に、本当はOLSにおける能力バイアスは小さく、OLSには測定誤差による下方バイアスがあるために、IV推定量はOLS推定量よりも大きいという説明である。この点については、Griliches (1977)やAngrist and Krueger (1991)が指摘している。ただし、測定誤差で説明できる差はせいぜい10%程度であり、推定されるOLSとIVの差は大きすぎる。

第3の説明は、Ashenfelter, Harmon and Oosterbeek (1999)が指摘した有名な「公刊バイアス (publication bias)」の可能性である。研究者は最も大きい点推定値を得る特定化を選択する傾向があるために、IV推定量とOLS推定量の差が大きくなるという説明である。

最後に、Card (1999)が最も強く支持している説明が、教育年数の効果に異質性があり、IVと相関しているためにIV推定量が上方バイアスをもつという説明である。つまり、トリートメントを受けるグループにはそもそも教育の効果が大きい人が多いために、IV推定量が上方バイアスをもつということである。学校からの距離をIVとして用いる例で考えよう。学校からの距離が教育年数の意思決定に影響するような人たちは比較的教育年数が低い人たちだと考えられる。これらの人たちの教育による限界的な効果が母集団全体の平均的な限界効果よりも大きければ、IV推定量はOLS推定量よりも大きくなると考えられる。

ここまで見てきたように、教育制度の変動という IV を用いたとしても、その推定量がバイアスをもたないためには強い仮定が満たされなければならない。母集団全体の平均的な限界効果として解釈することは難しい場合が多い。

IV として親の教育年数などの家庭環境を用いる研究も存在する。ただし、上述したようなかたちで IV が外生性の条件を満たさない場合には、IV 推定量は OLS 推定量より大きくなり、家庭環境変数を制御した OLS 推定量は制御していない場合より小さくなる。

IV として親の教育年数を用いた研究としては、Conneely and Uusitalo (1997), Ashenfelter and Zimmerman (1997), Card (1999) が挙げられる。Ashenfelter and Zimmerman (1997) は兄弟の教育年数を IV とした推定も行っている。表 2 は、それぞれの研究の IV 推定量と、家庭環境変数を制御しない場合と制御した場合の OLS 推定量を示している。おおむね、予測通りに IV 推定量は

OLS 推定量よりも大きく、家庭環境を制御した方がしない場合よりも OLS 推定量が小さくなることが確認できる。やはり、家庭環境変数は IV としての外生性の条件を満たさないために IV 推定量は上方バイアスをもつと考えられ、推定式に直接含めた方がバイアスは小さくなるように思われる。

Miller, Mulvey and Martin (1995), Ashenfelter and Rouse (1998), Isacsson (1999) は双子のデータセットを用い、家庭環境変数として双子のうちの本人以外の方の教育年数を用いている。その結果、親の教育年数を用いた時と同様に、家庭環境変数を制御すると教育の効果は低下する。さらに、Miller, Mulvey and Martin (1995) と Ashenfelter and Rouse (1998) は計測誤差に対処するために、被説明変数の賃金に対応する本人が回答した双子それぞれの教育年数という説明変数に対して、双子の本人以外の方が回答した二人の教育年数を操作変数とする推定も行っている。

表 2 家庭環境変数を制御変数もしくは IV として用いた研究

著者	データ・変数の特徴	教育年数の係数		
		OLS		IV
		家庭環境 制御せず	家庭環境 制御	
Conneely and Uusitalo (1997)		0.085 (0.001)	0.082 (0.001)	0.114 (0.006)
Ashenfelter and Zimmerman (1997)	IV: 兄弟教育	0.059 (0.014)	0.052 (0.015)	0.080 (0.027)
	IV: 父親の教育	0.057 (0.009)	0.049 (0.009)	0.109 (0.025)
Kane and Rouse (1993)	サンプル：男性	0.073 (0.003)	0.067 (0.003)	0.106 (0.007)
	サンプル：女性	0.112 (0.004)	0.113 (0.004)	0.110 (0.025)
Miller, Mulvey and Martin (1995)	計測誤差への対処なし	0.064 (0.002)	0.048 (0.003)	
	双子の本人以外の方の回答を IV として計測誤差に対処	0.073 (0.003)	0.078 (0.009)	
Ashenfelter and Rouse (1998)	計測誤差への対処なし	0.102 (0.001)	0.092 —	
	双子の本人以外の方の回答を IV として計測誤差に対処	0.112 —	0.108 —	
Isacsson (1999)	一卵性双生児	0.046 (0.001)	0.040 —	0.055 (0.002)
	二卵性双生児	0.047 (0.001)	0.046 —	0.054 (0.002)

注: Card (1999) の p.1843 の Table5 を元に作成した。括弧内は標準誤差である。

その結果、家庭環境変数を制御した場合としない場合の教育の効果はほとんど変わらないことが確認され、測定誤差に対処しない場合には、家庭環境を制御した場合の方が測定誤差バイアスが大きい可能性も考えられる。

次に、双子固定効果モデルを用いた代表的な研究である Ashenfelter and Rouse (1998) を紹介する⁹⁾。Ashenfelter and Rouse (1998) は一卵性双生児の賃金と教育などの説明変数の階差をとって OLS 推定することにより、双子固定効果を除去している。さらに、双子の教育の差についての回答を双子のもう片方の回答の IV として用いて、測定誤差に対処した推定も行っている。OLS、階差 OLS、階差 IV のそれぞれの推定量は、0.110, 0.070, 0.088 となり、OLS に上方バイアスをもたらすと考えられる双子固定効果を制御すると予想通り推定量は低下し、下方バイアスをもたらすと考えられる測定誤差に対処すると予想通り推定量が上昇するという結果となった。この結果は、これまでに紹介したその他の分析手法による結果と整合的である。ただし、前節でも紹介したように、一卵性双生児が同一の能力を持たないと考えれば、能力バイアスをもつことになり、そのように考えている研究者も存在する。

近年、賃金関数の誤差項に含まれるような異質性もたらす効果を、直接計測するタイプの研究も増えてきている。異質性としては、教育の質、家庭環境、IQ などの認知能力 (cognitive skills)、社交性などの非認知能力 (noncognitive skills) などである。

Card and Krueger (1992a, 1992b) は州レベルの生徒教師比率という教育の質が教育年数と関係し、教育の効果に影響を与えることを明らかにしている。Altonji and Dunn (1995, 1996a, 1996b) は教育年数と両親の教育、IQ、教育の質のそれぞれの交差項の効果を推定している。教育の質としての一人あたりの教育支出、教師の平均給料は教育の効果を高める。また特定化によっては、母の教育水準や IQ は教育の効果を高める。Ashenfelter and Rouse (1998) も親の教育年数が教育の効果を高めることを確認している。また、教育水準が上がるにつれて限界効果が低下するこ

とも確認している。

Cunha and Heckman (2008b) は、認知能力と非認知能力の形成過程とその影響についての実証分析をしている。認知能力としては大規模学力試験の算数と読解力の点数を用い、非認知能力としては、反社会的な行動をとっていないかどうかの評価などの問題行動に関する指標を用いている。認知能力と非認知能力は相互依存的に発達し、子供に対する投資 (本の所持数、稽古事や塾通いをしているか、美術館や映画館に行く頻度など) は両方の発達を促すことを明らかにした。また、それらの投資はそれぞれの能力の発達を通じて賃金や高校中退率に影響を与えることも示している。この研究は教育年数の因果的効果を計測するものではないが、得られた結果を解釈すると、認知能力だけではなく、非認知能力も教育と相関するとともに賃金にも影響を与えるために、教育年数の効果にバイアスをもたらす要因であると考えられる。また、母親の能力に関する指標 (最終学歴、数的論理力や語彙力などの点数) は子供の認知能力に影響することも確認している。

Borghans *et al.* (2008) は認知能力、個性 (personality traits) と社会経済的成果の関係についてのサーヴェイをしており、認知能力、個性はともに教育水準、賃金、犯罪、10 代の妊娠、寿命などを予測する要因であるとしている。よって、個性も教育の効果にバイアスをもたらす要因として重要であるかもしれない。

IV 日本の既存研究

日本においても教育が投資の対象として見合うものなのかを判断するために、数多くの研究が内部収益率を計算してきた。大学教育についての計算方法の場合は、(3)式で示されるように、19歳で大学に入学し、23歳から60歳まで労働すると仮定し、 t 歳時点の教育の費用 E_t と便益の B_t の割引現在価値の生涯合計が一致するような割引率 ρ として計算される。

$$\sum_{t=19}^{22} \frac{E_t}{(1+\rho)^{t-19}} = \sum_{t=23}^{60} \frac{B_t}{(1+\rho)^{t-19}} \quad (3)$$

この収益率についてのサーヴェイは小塩・妹尾(2005)、田中(1998)などに譲るが、この計算方法にも問題がある。大学進学を選択した人のデータを用いて計算している以上、教育の効果が大きい人ほど大学進学するというセレクションバイアスの影響が大きい。大学進学を考える人を母集団全体とした場合の収益率よりも過大に計測されている可能性が高く、投資判断に用いる収益率の指標としては適当ではないだろう。

日本にも Mincer モデルを推定した研究の蓄積は膨大だが、教育の効果に注意を払った研究は多くない。Hashimoto and Raisian (1985) は 1980 年の『就業構造基本調査』を用いて OLS 推定している。ここでは、教育年数の効果ではなく、学位のダミー変数の係数を企業規模別に推定している。例えば、大企業の場合、中卒に対して、高卒、短大卒、大卒のそれぞれの効果は、10.48%、28.22%、45.79%の賃金の上昇として確認されている。

Tachibanaki (1988) は、1975 年の SSM 調査を用いて、教育年数の効果を推定しており、教育年数の係数の OLS 推定量は 0.111 であった。また教育年数に対する両親の教育年数の影響も推定しており、父親の教育年数が 1 年長いと本人の教育年数が 0.241 年長くなり、母親の教育年数が 1 年長いと 0.243 年長くなることも確認している。

矢野・島(2000)は SSM 調査と賃金センサスを用いて、教育の効果を推定している⁶⁾。1995 年の SSM 調査(企業規模は従業員 10 人以上)を用いて、(1)式を推定した結果、教育年数の係数は 0.085 であり、1965 年調査(企業規模計)の 0.102 よりも小さい。また、1995 年の賃金センサス(企業規模は従業員 10 人以上)を用いた場合、係数は 0.070 であった。

Trostel *et al.* (2002) は、エセックス大学の ESRC データアーカイブが提供する 1985~1995 年の 28 カ国のマイクロデータを用いて国際比較をしている。データセットに含まれる日本の 3 年分のクロスセクション・データを用いた OLS 推定の結果、教育年数の係数は、男性が 0.075、女性が 0.094 であった。

Ono (2004) は 1995 年の SSM 調査を用い、大学のみの教育年数の効果とその効果が教育の質に

より変化するかについて分析している。ベンチマークの推定式は II の(1)式と同じであり、(1)式の S に大学の教育年数を用い、高卒以下の場合には S をゼロとしている。その教育年数の係数は 0.087 であり、勤続年数も制御すると 0.084 になる(Ono 2004 におけるモデル 2)。そして、その教育年数の効果が教育の質の代理変数である在学した大学の偏差値により変化することを報告している。さらに、能力バイアスを除去するために中学 3 年時の成績を Ono (2004) におけるモデル 2 の説明変数に追加したところ、教育年数の係数は 0.084 から 0.069 へと低下しており、能力バイアスの重要性を示している。このように、Mincer モデルを日本のデータによって推定することで教育の効果を推定した研究は存在するが、様々なバイアスを考慮した研究はほとんどなく、Ono (2004) が欠落変数バイアスの一部である能力バイアスを考慮したぐらいだと思われる。よって、因果的効果に注意を払う更なる研究が日本においても必要だと思われる⁷⁾。

V 実証分析

本節では、『くらしの好みと満足度に関するアンケート』(以下、阪大パネル)を用いて、教育による賃金への効果をいくつかの方法で推定した結果を示す。

1 データの概要

阪大パネルは大阪大学 21 世紀 COE プログラム「アンケート調査と実験による行動マクロ動学」により 2004 年から継続調査されたデータである。2004 年調査は、2004 年 2 月に 20 歳以上の 6000 人を全国から二段階抽出、訪問留め置き法にて実施し、4224 人からの回答を得た(回答率 70.4%)。2005 年調査は、前年度の回答者を調査し、2987 人の回答を得た。2006 年調査は、新たに二段階抽出した 2000 人を前年の回答者に加え、3767 人の回答を得た。2007 年調査は前年回答者を調査し 3312 人の回答を得ている。

賃金関数を推計するため、対象を 20 歳から 64 歳に限定した。2004 年調査には労働時間の情報

がないため 2005 年から 2007 年調査をプールして用いた。また勤続年数や企業規模の変数が得られないためにパートタイム労働者はサンプルから除外している。

被説明変数である時間あたり賃金は以下のように算出した。回答者が時間給を記入している場合はその数値を利用し、月収や年収の数値を記入している場合には、労働時間で除して時間あたり賃金を計算した。それら以外の回答者で範囲をもつ年収の選択肢での回答については、各階級の中央値を労働時間で除して時間あたり賃金を算出した。極値の影響を避けるために時間あたり賃金が 350 円以上かつ 3 万円以下である標本に限定した。

教育年数については、回答された最終学歴の選択肢に標準修学年数をあてはめた。学歴は本人だけでなく本人および配偶者の両親についても調査されている。

教育年数および賃金の両方に影響を与える可能性がある能力についての変数と家庭環境変数として「中三時点の成績」と「15 歳時点の生活水準」を利用した。「中三時点の成績」は、2007 年調査に含まれる中学 3 年生の頃の「成績全般の平均」がどれくらいかという質問に対する、5 段階の選択肢の回答を用いた。この変数は回顧変数であるため、同一回答者の 2006 年以前の情報としても利用した。「15 歳時点の生活水準」は、自分が育った家庭の 15 歳時点の生活水準がどの程度かという 11 段階の選択肢の数値を用いた。

労働市場での経験年数は「年齢 - 教育年数 - 5」という計算方法により求めた。経験についての直接の情報がないときには潜在的な経験を使うことを Mincer (1974) は提案しており、一般的な作成方法である。一般的には、「年齢 - 教育年数 - 6」と計算するが、阪大パネルの調査時期が毎年 2 月であるため、このような計算方法を用いた。ただし、計算方法の違いによる推定結果への影響はない。その他の説明変数は、男性ダミー、結婚ダミー、経験年数の二乗、3 種類の雇用形態ダミー（正社員、公務員、自営業・経営者）、7 種類の勤続年数ダミー、11 種類の産業ダミー、8 種類の企業規模ダミー、10 種類の地域ブロックダミー、4 種類の都市規模ダミー、調査年ダミー、新規サンプルダ

ミーである。

欠損値を除いたサンプルサイズは、男女計が 3751、男性が 2458、女性が 1293 である。記述統計量は表 3 に示している。

2 推計結果

Mincer モデルの推定結果を示す前に、本人の教育年数を両親の教育年数に回帰した結果を示す（表 4）。父親と母親の教育年数のそれぞれの係数は 0.228、0.176 である。両親の平均教育年数に回帰すると、その係数は 0.409 である。本人の教育年数は家庭環境変数である両親の教育年数と関連している。Card (1999) も 1972~1996 年の GSS (General Social Survey) を用いて同様の推定をしており、どちらの親についても係数は約 0.2 で、両親の平均教育年数の係数は約 0.4 であり、本稿の結果と極めて近い。

表 5 は Mincer モデルを推計した結果である。説明変数として教育年数、経験年数、経験年数の二乗、性別ダミー、調査年ダミーのみを用いている。列(1)から列(3)は男女計の結果である。列(1)によると教育年数の係数は 0.0904 であり 1%水準で統計的に有意である。すなわち、教育年数の 1 年の追加は賃金を約 9%上昇させる。列(2)は列(1)に家庭環境変数である両親の教育年数を含めたモデルである。本人の教育年数の係数は 0.0858 であり、両親の教育年数を含めないときよりも小さくなった。よって、教育年数と賃金の両方に影響を与える両親の教育年数を回帰式に含めないと欠落変数バイアスが生じて、教育の効果が過大に推定されると考えられる。列(2)の両親の教育年数の係数はそれぞれ統計的に 0 と等しいことを棄却できないが、両方とも教育年数に影響を与えないという帰無仮説は 5%水準で棄却している。列(3)は、教育年数を内生変数として扱い、両親の教育年数を IV として推計した結果であり、教育年数の係数は 0.138 である。測定誤差がもたらした OLS 推定量への下方バイアスを修正したとも考えられるが、Card (1999) が指摘するように測定誤差バイアスの修正としては大きすぎると考えられ、ここでの IV 推定量にも上方バイアスがあることが予測される。これらの結果は、

表3 記述統計量

	男女計 (N=3751)		男性 (N=2458)		女性 (N=1293)	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
時間当たり賃金	2375.60	2347.03	2675.30	2342.39	1805.85	2249.08
教育年数	13.23	2.28	13.36	2.42	12.98	1.96
父親の教育年数	10.87	2.51	10.79	2.48	11.03	2.56
母親の教育年数	10.67	2.16	10.60	2.14	10.80	2.18
年齢	46.19	10.71	47.32	10.36	44.05	11.05
経験年数	27.96	11.39	28.96	11.04	26.07	11.80
経験年数2乗/100	9.12	6.24	9.60	6.21	8.19	6.19
男性	0.66	0.48	1.00	0.00	0.00	0.00
現在結婚している	0.76	0.42	0.82	0.38	0.66	0.47
会社員	0.72	0.45	0.73	0.45	0.69	0.46
自営業	0.10	0.31	0.11	0.31	0.10	0.30
役員・経営者	0.18	0.38	0.17	0.37	0.21	0.40
1年未満 (ベース)	0.06	0.24	0.04	0.20	0.10	0.29
1-5年	0.20	0.40	0.17	0.38	0.25	0.44
5-10年	0.15	0.36	0.12	0.33	0.19	0.40
10-20年	0.24	0.43	0.24	0.43	0.24	0.42
20-30年	0.20	0.40	0.23	0.42	0.14	0.34
30-40年	0.14	0.34	0.17	0.37	0.08	0.26
40年以上	0.02	0.14	0.02	0.15	0.01	0.10
農林業 (ベース)	0.02	0.13	0.02	0.14	0.01	0.11
鉱業	0.00	0.06	0.00	0.07	0.00	0.03
建設業	0.11	0.32	0.14	0.35	0.05	0.23
製造業	0.19	0.39	0.23	0.42	0.13	0.33
卸売・小売業	0.13	0.33	0.11	0.31	0.16	0.36
金融・保険業	0.04	0.18	0.04	0.19	0.03	0.18
不動産業	0.01	0.10	0.01	0.10	0.01	0.10
運輸通信業	0.05	0.23	0.07	0.26	0.02	0.15
電気ガス業	0.02	0.15	0.03	0.17	0.01	0.12
サービス業	0.22	0.42	0.18	0.39	0.30	0.46
その他	0.20	0.40	0.16	0.37	0.27	0.45
1-5人 (ベース)	0.21	0.41	0.20	0.40	0.22	0.41
6-29人	0.17	0.38	0.16	0.36	0.21	0.41
30-99人	0.13	0.34	0.13	0.34	0.13	0.34
100-299人	0.11	0.31	0.10	0.30	0.12	0.32
300-499人	0.06	0.23	0.06	0.24	0.05	0.21
500-999人	0.06	0.23	0.06	0.24	0.04	0.21
1000-4999人	0.08	0.26	0.08	0.27	0.07	0.25
5000人以上	0.09	0.28	0.10	0.30	0.06	0.24
北海道 (ベース)	0.04	0.19	0.04	0.19	0.05	0.21
東北	0.08	0.27	0.08	0.27	0.08	0.26
南関東	0.32	0.47	0.34	0.47	0.29	0.45
北関東	0.05	0.22	0.04	0.21	0.07	0.25
北陸	0.03	0.18	0.04	0.19	0.03	0.17
東海	0.12	0.32	0.12	0.32	0.12	0.33
近畿	0.14	0.35	0.15	0.36	0.13	0.33
中国	0.06	0.24	0.05	0.22	0.08	0.27
四国	0.04	0.19	0.04	0.19	0.04	0.19
九州	0.12	0.32	0.11	0.31	0.13	0.34
政令指定都市 (ベース)	0.23	0.42	0.24	0.43	0.21	0.41
大都市	0.43	0.50	0.43	0.49	0.44	0.50
市	0.21	0.41	0.21	0.41	0.21	0.41
町村	0.13	0.33	0.12	0.33	0.14	0.34
2005年	0.30	0.46	0.30	0.46	0.30	0.46
2006年	0.38	0.49	0.38	0.49	0.38	0.49
2007年	0.32	0.47	0.32	0.47	0.32	0.47
新規サンプル	0.26	0.44	0.27	0.44	0.23	0.42
中三時の成績	3.37	1.09	3.36	1.12	3.39	1.03
15歳時点での生活水準	4.76	1.76	4.63	1.76	5.00	1.73

注：「中三時の成績」と「15歳時点での生活水準」は欠損値があるため、観測値は男女計、男女それぞれ 3113, 2034, 1079 である。

表4 本人の教育年数と両親の教育年数

	父親の教育年数	母親の教育年数	決定係数
男女計 (N = 3751)	0.228*** (0.0312)	0.176*** (0.0319)	0.160
男性 (N = 2458)	0.253*** (0.0388)	0.150*** (0.0409)	0.142
女性 (N = 1293)	0.198*** (0.0494)	0.223*** (0.0487)	0.232

	両親の平均教育年数	決定係数	
男女計 (N = 3751)	0.409*** (0.0198)	0.160	
男性 (N = 2458)	0.411*** (0.0263)	0.141	
女性 (N = 1293)	0.418*** (0.0279)	0.232	

注：括弧の中は同一個人内での相関を許した clustering robust standard error である。***, **, *はそれぞれ1, 5, 10%で統計的に有意であることを示す。上段下段ともに被説明変数は本人の教育年数である。

表5 教育のリターンの推計 (ベースモデル)

被説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	男女計			男性			女性		
	OLS No Control	OLS Control	IV	OLS No Control	OLS Control	IV	OLS No Control	OLS Control	IV
対数賃金									
教育年数	0.0904*** (0.00633)	0.0858*** (0.00644)	0.138*** (0.0213)	0.0855*** (0.00739)	0.0815*** (0.00751)	0.137*** (0.0274)	0.102*** (0.0122)	0.0958*** (0.0124)	0.146*** (0.0325)
父親の教育年数		0.00556 (0.00793)			0.0107 (0.00952)			-0.00385 (0.0134)	
母親の教育年数		0.0113 (0.00887)			0.00533 (0.0107)			0.0231 (0.0153)	
経験年数	0.0398*** (0.00447)	0.0424*** (0.00458)	0.0366*** (0.00473)	0.0552*** (0.00590)	0.0578*** (0.00607)	0.0500*** (0.00651)	0.0247*** (0.00681)	0.0272*** (0.00688)	0.0238*** (0.00697)
経験年数2乗/100	-0.0459*** (0.00872)	-0.0488*** (0.00879)	-0.0327*** (0.0104)	-0.0695*** (0.0112)	-0.0722*** (0.0113)	-0.0520*** (0.0142)	-0.0237* (0.0143)	-0.0266* (0.0142)	-0.0155 (0.0157)
男性	0.368*** (0.0279)	0.370*** (0.0279)	0.341*** (0.0300)	—	—	—	—	—	—
個人属性	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ	3751	3751	3751	2458	2458	2458	1293	1293	1293
決定係数	0.197	0.199	0.178	0.142	0.144	0.113	0.087	0.090	0.075
F検定		3.31			2.08			1.89	
[p値]		[0.037]			[0.126]			[0.151]	
1段階目推計F値			95.64			50.19			60.35
外生性の検定			5.9			4.019			2.549
[p値]			[0.015]			[0.045]			[0.110]
過剰識別制約検定			0.599			0.03			1.196
[p値]			[0.439]			[0.863]			[0.274]

注：括弧の中は同一個人内での相関を許した clustering robust standard error である。***, **, *はそれぞれ1, 5, 10%で統計的に有意であることを示す。被説明変数は対数時間当たり賃金である。説明変数は経験年数、経験年数の2乗、性別のほか、調査年ダミー、新規サンプルダミーを含む。F検定は、父親・母親両方の教育年数の係数がともに0であるという帰無仮説の検定統計量を示す。(3), (6), (9)で用いたIVは両親の教育年数である。1段階目F検定はIVと内生変数の偏相関を示す。外生性の検定はHausmanタイプの統計量である。過剰識別制約検定はHansenのJ統計量を示す。(なお紙面の節約のためIVの1段階目の推計結果は省略した。)

欧米における同様の推定方法の結果と整合的である。

表5の列(4)から列(6)は男性のみのサンプル、列(7)から列(9)は女性のみのサンプルを用いた推定結果である。両親の教育年数を制御すると制御しない場合よりも教育年数の係数が小さくなる点、

IV推定での係数が大きくなる点は男女とも共通した結果である。すべての推定モデルにおいて男性よりも女性の方が教育の効果が大きいことが確認される。この点も既存研究の結果と整合的である。

教育の効果を正しく推定するためには経験年数

だけではなく企業規模や産業を制御する必要がある。例えば、企業規模が大きいほど賃金が高く、教育年数の長い個人は大企業に就業しやすい場合には、これらの属性を含めず推定すると教育年数の係数を過大に推定する可能性がある。表6は個人属性をできるだけ制御した結果を示している。表5とくらべて教育年数の係数は小さくなる。例えば、表5列(1)の教育年数の係数が0.0904であるのに対し、表6の列(1)の係数は0.0627である。両親の教育年数を制御すると係数が小さくなり、IV推定の結果が大きくなることは表5と共通した結果である。結果の詳細は割愛するが、勤続年数が長いと賃金が高く、企業規模が大きいと賃金が高い点などは、既存研究結果と整合的である。

両親の教育年数を制御すると、制御しない場合とくらべて教育年数の係数が小さくなる点は、欠落変数の問題の重要性を示す。ただし、両親の教育年数は家庭環境などの欠落変数の一部にしか過ぎず、その他の家庭環境変数や計測できる能力変数を制御することで、さらに欠落変数バイアスを解消できる可能性がある。我々が用いるデータセットには、中三時点の成績や15歳時点の生活水準

を示す変数を含み、これらは欠落変数として重要だと考えられるので、制御によりバイアスが少くない教育の効果を推定できるだろう。表7が中三時点の成績と15歳時点の生活水準を示す変数を加えた推定結果である。表7の上段は表5と同様に勤続年数や企業規模などの個人属性を制御しない場合の推定結果、下段は制御した場合の結果である。表7の上段の列(1)は表5の列(1)と同じ推定モデルで、表7の下段の列(1)は表6の列(1)と同じ推定モデルであるが、推定値が若干異なる理由は、表7では中三時点の成績の情報が使えない標本だけにサンプルを限定したためである。男女計、男性、女性のすべてのサンプルにおいて、制御する家庭環境変数、能力変数が多いほど教育年数の係数が小さくなることが確認される。例えば、表7下段の列(2)で両親の教育年数を制御した場合、列(1)と比較して、教育年数の係数が4.4% (= $(0.0701 - 0.0670) / 0.0701$) 低下する程度であるのに対し、列(3)で中三時点の成績と15歳時点の生活水準も制御した場合、列(2)と比較して、教育年数の係数は25.7% (= $(0.0670 - 0.0498) / 0.0670$) も低下する。中三時点の成績という能力変数や、

表6 教育のリターンの推計（個人属性を含めた場合）

被説明変数 対数賃金	(1)			(2)			(3)			(4)			(5)			(6)			(7)			(8)			(9)			
	男女計			男性			女性			男女計			男性			女性			男女計			男性			女性			
	OLS No Control	OLS Control	IV	OLS No Control	OLS Control	IV	OLS No Control	OLS Control	IV	OLS No Control	OLS Control	IV	OLS No Control	OLS Control	IV	OLS No Control	OLS Control	IV	OLS No Control	OLS Control	IV	OLS No Control	OLS Control	IV	OLS No Control	OLS Control	IV	
教育年数	0.0627*** (0.00617)	0.0604*** (0.00626)	0.0960*** (0.0231)	0.0602*** (0.00731)	0.0578*** (0.00742)	0.104*** (0.0308)	0.0569*** (0.0118)	0.0541*** (0.0118)	0.0831*** (0.0364)	0.0627*** (0.00617)	0.0604*** (0.00626)	0.0960*** (0.0231)	0.0602*** (0.00731)	0.0578*** (0.00742)	0.104*** (0.0308)	0.0569*** (0.0118)	0.0541*** (0.0118)	0.0831*** (0.0364)	0.0627*** (0.00617)	0.0604*** (0.00626)	0.0960*** (0.0231)	0.0602*** (0.00731)	0.0578*** (0.00742)	0.104*** (0.0308)	0.0569*** (0.0118)	0.0541*** (0.0118)	0.0831*** (0.0364)	
父親の教育年数		0.000193 (0.00721)			0.00984 (0.00859)					-0.0116 (0.0122)																		
母親の教育年数		0.0105 (0.00800)			0.00012 (0.00947)					0.0230 (0.0142)																		
経験年数	0.0224*** (0.00491)	0.0239*** (0.00500)	0.0217*** (0.00493)	0.0300*** (0.00657)	0.0313*** (0.00668)	0.0279*** (0.00666)	0.0206*** (0.00761)	0.0215*** (0.00774)	0.0204*** (0.00750)	0.0224*** (0.00491)	0.0239*** (0.00500)	0.0217*** (0.00493)	0.0300*** (0.00657)	0.0313*** (0.00668)	0.0279*** (0.00666)	0.0206*** (0.00761)	0.0215*** (0.00774)	0.0204*** (0.00750)	0.0224*** (0.00491)	0.0239*** (0.00500)	0.0217*** (0.00493)	0.0300*** (0.00657)	0.0313*** (0.00668)	0.0279*** (0.00666)	0.0206*** (0.00761)	0.0215*** (0.00774)	0.0204*** (0.00750)	
経験年数2乗/100	-0.0277*** (0.00924)	-0.0293*** (0.00930)	-0.0209** (0.0102)	-0.0387*** (0.0120)	-0.0401*** (0.0120)	-0.0276** (0.0137)	-0.0295** (0.0148)	-0.0302** (0.0149)	-0.0250 (0.0156)	-0.0277*** (0.00924)	-0.0293*** (0.00930)	-0.0209** (0.0102)	-0.0387*** (0.0120)	-0.0401*** (0.0120)	-0.0276** (0.0137)	-0.0295** (0.0148)	-0.0302** (0.0149)	-0.0250 (0.0156)	-0.0277*** (0.00924)	-0.0293*** (0.00930)	-0.0209** (0.0102)	-0.0387*** (0.0120)	-0.0401*** (0.0120)	-0.0276** (0.0137)	-0.0295** (0.0148)	-0.0302** (0.0149)	-0.0250 (0.0156)	
男性	0.269*** (0.0278)	0.270*** (0.0279)	0.252*** (0.0293)	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
個人属性	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ	3751	3751	3751	2458	2458	2458	1293	1293	1293	3751	3751	3751	2458	2458	2458	1293	1293	1293	3751	3751	3751	2458	2458	2458	1293	1293	1293	1293
決定係数	0.323	0.324	0.315	0.287	0.288	0.269	0.241	0.243	0.237	0.323	0.324	0.315	0.287	0.288	0.269	0.241	0.243	0.237	0.323	0.324	0.315	0.287	0.288	0.269	0.241	0.243	0.237	0.237
F検定		1.75			1.19			1.37						1.19				1.37										
[p値]		[0.175]			[0.305]			[0.255]						[0.305]				[0.255]										
1段階目推計F値			70.55			36.09																						
外生性の検定			2.441			2.351																						
[p値]			[0.118]			[0.125]																						
過剰識別制約検定			1.052			0.025																						
[p値]			[0.305]			[0.875]																						

注：括弧の中は同一個人内での相関を許した clustering robust standard error である。***, **, *はそれぞれ1, 5, 10%で統計的に有意であることを示す。被説明変数は対数時間当たり賃金である。説明変数は経験年数、経験年数の2乗、性別のほかに、婚姻ダミー、2種類の雇用形態ダミー、6種類の勤続年数ダミー、10種類の産業ダミー、7種類の企業規模ダミー、9種類の地域ブロックダミー、3種類の都市規模ダミー、調査年ダミー、新規サンプルダミーを含む。検定統計量の意味は表5と同じである。(なお紙面の節約のためIVの1段階目の推計結果は省略した。)

表7 中三時点の成績・15歳時点の生活水準の効果

被説明変数 対数賃金	(1) (2) (3)			(4) (5) (6)			(7) (8) (9)		
	男女計			男性			女性		
	OLS No Control	OLS Control	OLS Control	OLS No Control	OLS Control	OLS Control	OLS No Control	OLS Control	OLS Control
教育年数	0.0983*** (0.00708)	0.0926*** (0.00726)	0.0703*** (0.00806)	0.0929*** (0.00819)	0.0873*** (0.00836)	0.0677*** (0.00941)	0.112*** (0.0141)	0.105*** (0.0146)	0.0775*** (0.0155)
父親の教育年数		0.00572 (0.00932)	0.00415 (0.00931)		0.0134 (0.0109)	0.0111 (0.0109)		-0.00770 (0.0162)	-0.00861 (0.0163)
母親の教育年数		0.0146 (0.0103)	0.0101 (0.0102)		0.00824 (0.0122)	0.00487 (0.0121)		0.0261 (0.0181)	0.0202 (0.0176)
中三時の成績			0.0924*** (0.0146)			0.0773*** (0.0175)			0.121*** (0.0263)
15歳時点での生活水準			0.0155* (0.00846)			0.0226** (0.0104)			0.00487 (0.0140)
個人属性	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ	3113	3113	3113	2034	2034	2034	1079	1079	1079
決定係数	0.205	0.208	0.225	0.153	0.156	0.173	0.092	0.095	0.122
F検定		3.69	13.42		2.75	7.86		1.51	6.07
[p値]		[0.025]	[0.000]		[0.064]	[0.000]		[0.221]	[0.0001]

被説明変数 対数賃金	(1) (2) (3)			(4) (5) (6)			(7) (8) (9)		
	男女計			男性			女性		
	OLS No Control	OLS Control	OLS Control	OLS No Control	OLS Control	OLS Control	OLS No Control	OLS Control	OLS Control
教育年数	0.0701*** (0.00689)	0.0670*** (0.00704)	0.0498*** (0.00766)	0.0678*** (0.00807)	0.0642*** (0.00821)	0.0506*** (0.00895)	0.0610*** (0.0140)	0.0583*** (0.0142)	0.0367** (0.0153)
父親の教育年数		-0.000932 (0.00859)	-0.00266 (0.00857)		0.0104 (0.0101)	0.00694 (0.0101)		-0.0150 (0.0145)	-0.0145 (0.0146)
母親の教育年数		0.0146 (0.00927)	0.0106 (0.00916)		0.00526 (0.0109)	0.00311 (0.0108)		0.0265 (0.0167)	0.0214 (0.0164)
中三時の成績			0.0682*** (0.0133)			0.0494*** (0.0160)			0.0962*** (0.0242)
15歳時点での生活水準			0.0209*** (0.00754)			0.0288*** (0.00913)			0.00793 (0.0134)
個人属性	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ	3113	3113	3113	2034	2034	2034	1079	1079	1079
決定係数	0.331	0.332	0.343	0.299	0.301	0.311	0.248	0.251	0.266
F検定		2.25	10.33		1.73	5.97		1.29	4.57
[p値]		[0.105]	[0.000]		[0.177]	[0.0001]		[0.277]	[0.001]

注：括弧の中は同一個人内での相関を許した clustering robust standard error である。***, **, *はそれぞれ1, 5, 10%で統計的に有意であることを示す。被説明変数は対数時間当たり賃金である。上段は説明変数として経験年数、経験年数の2乗、性別のほかに、調査年ダミー、新規サンプルダミーを含む。下段は説明変数として経験年数、経験年数の2乗、性別のほかに、婚姻ダミー、2種類の雇用形態ダミー、6種類の勤続年数ダミー、10種類の産業ダミー、7種類の企業規模ダミー、9種類の地域ブロックダミー、3種類の都市規模ダミー、調査年ダミー、新規サンプルダミーを含む。F検定は、父親・母親両方の教育年数（上下段とも(2)(5)(8)）、または両親の教育年数および成績、生活水準（上下段とも(3)(6)(9)）の係数がすべて0であるという帰無仮説の検定統計量を示す。「中三時の成績」に欠損値があるため表5、6と比べサンプルサイズは小さい。

15歳時点の生活水準という家庭環境変数が欠落変数として重要だということであり、このような変数を制御しない場合には教育の効果が過大推定されるといえる。

VI Heckman, Lochner and Todd (2006) による批判

Heckman, Lochner and Todd (2006) は、Mincer モデルを用いて教育が賃金にもたらす因果的効果を推定する既存研究について様々な点で批判している。

まず、多くの研究が Mincer モデルにおける教育年数の係数を内部収益率と解釈しているが、内部収益率として解釈するためには強い仮定を置いており、近年のデータはその仮定を満たしていないことを指摘している。よって、近年まで欧米で計測されてきた教育の収益率と呼ばれるもののほとんどは利子率との関係で議論されるべき内部収益率ではなく、教育による市場賃金の成長率であり、ヘドニック市場賃金式における教育の価格ということである。Card (1999) も Mincer モデルにおける教育年数の係数を内部収益率とは表現せず、教育の限界収益 (marginal return to educa-

tion) と表現している。限界収益という表現が内部収益率と混同されるという危険を回避するため、本稿では教育の効果という表現を用いている。

内部収益率として解釈するための強い仮定を挙げると、1) 賃金に対する教育年数と経験年数の効果が分離可能だという関数を用いている点、2) 賃金に対する教育の効果が線形であるという点、3) 教育の費用（授業料や精神的コストなど⁸⁾）がゼロということ、4) 教育を受けても引退までの労働年数が変化しないこと、である。

第1の仮定については、1940年代から1990年代のアメリカのデータを用いて、経験年数についての賃金プロフィールをノンパラメトリックに推定して、教育水準ごとに並べたときに賃金プロフィールが平行になるかを検定する形で統計的に確認したところ、近年になって平行ではなくなったことが確認された⁹⁾。また、第2の線形性の仮定についても棄却された。生涯所得に対して授業料は非常に低いので無視しようとして第3の仮定が置かれてきたが、Carneiro, Hansen and Heckman (2003), Cunha, Heckman and Navarro (2005, 2006), Cunha and Heckman (2007, 2008a) の実証研究によると精神的コストが大きいことが明らかにされており、費用全体がないという仮定は強すぎるということである。第4の仮定は計算の簡単化のために置かれているが、必ずしも現実的ではない。そこで、Heckman, Lochner and Todd (2006) は、内部収益率を推定するために、これらの仮定を置かない Heckman and Vytlačil (2005, 2007), Heckman, Urzua and Vytlačil (2006), Carneiro, Heckman and Vytlačil (2006) に基づいたノンパラメトリックな推定方法を提案した。Mincer モデルをその代替的なアプローチの特殊なケースと位置づけた上で推定結果を比較し、Mincer モデルが近年においては適当ではないことを示している。

次に、Mincer モデルを用いる多くの研究がクロスセクション・データを利用する点についても議論している。この点については、教育の効果について、教育を受ける事前 (*ex ante*) と事後 (*ex post*) に分けて考えている。進学を考える若者にとっての判断材料としての事前の教育の効果が、

クロスセクションの情報を用いていると、自分よりも上の世代が経験した情報により計測されていることになる。過去の情報をもとに意思決定をしているのならば問題ないが、将来の変化を考えて意思決定している場合には問題である。具体的には、スキルの価格が大きく変化する環境にいる場合に、将来の価格を考えているとすると、その場合の事前の教育の効果はクロスセクションからは計測できず、repeated cross section かパネルデータによる同じコホートの情報を用いた分析をしなければならぬ。また、コホート間で受ける教育の質が異なる場合にも、クロスセクション分析とコホート分析は異なる結果をもたらす。よって、事前の分析については、どのように期待が形成されているかが鍵となる。

また、教育を受け終わってから、実際の教育の効果がどの程度であったかを知りたい場合には、クロスセクションの情報を用いていると、他のコホートの情報を用いているためにスキルの価格変化や教育の質の変化の影響を受けて正確な効果が計測されないことになる。

最後に、Heckman, Lochner and Todd (2006) は、既存研究によるIV推定量が持つ意味合いについても疑問を呈している。単純化して大学に進学するかしないかという二値選択で考えよう。大卒の所得の現在価値を Y_1 とし、高卒の所得の現在価値を Y_0 とする。大学に進学することの利得 $G = Y_1 - Y_0$ の母集団における分布を考える。ここでは全員が同じ進学のコスト C に直面するものとする。 G が C よりも大きければ進学するという意思決定をすることになる。母集団全体にとっての平均的な利得は $E(G)$ で表され、大学に行っている人、もしくは卒業した人の平均的な利得は $E(G|G \geq C)$ で表されるが、政策的な関心は、大学に行っていない人を大学に行かせたときの効果 $E(G|G \leq C)$ かもしれないし、補助金により進学のコストを C' に引き下げた時に関係する人のみの効果 $E(G|C' \leq G \leq C)$ かもしれない。

しかしながら、Card (1999) などでもサーヴェイされているほとんどの教育の効果に関する研究は政策に対応したパラメーターを推定していない。政策的な、もしくは経済学的な疑問を明示的に提

示した上で推定している研究は一般的ではない。推定された IV 推定量も Imbens and Angrist (1994) に代表される一般的な解釈によると、IV の変化した部分に応じた教育の変化により引き起こされた賃金の変化を意味する LATE (Local Average Treatment Effect) を推定しているに過ぎず、異なる IV は異なる IV 推定量を定義する。つまり、暗黙のうちに、IV 推定量は異なる政策的・経済学的疑問に答えているのであり、単純な比較はできない。また、LATE の推定は IV の変化に対して標本は同じ方向に変動しなければならないというかなり強い仮定を置いている。例えば、IV の変化に対応して全員が教育年数を増やすか、全員が減らすという仮定である。

Heckman, Lochner and Todd (2006) は、特定の政策の効果を計測するのに適した Heckman and Vytlacil (2005, 2007), Heckman, Urzua and Vytlacil (2006), Carneiro, Heckman and Vytlacil (2005) に基づいた推定方法を提示している。政策に関連するトリートメント効果 PRTE (Policy Relevant Treatment Effect), OLS, IV, E(G) に対応する母集団全体に対する平均的なトリートメント効果 ATE (Average Treatment Effect), $E(G|G \geq C)$ に対応するトリートメント・グループに対する効果 TT (Treatment on the Treated), $E(G|G \leq C)$ に対応する非トリートメント・グループに対するトリートメントの効果 TUT (Treatment on the Untreated) のすべての推定量を限界的なトリートメント効果 MTE (Marginal Treatment Effect) に異なるウェイトを付けた形で一般化できることを示した上で、それぞれの推定量が異なることと、それら推定量の関連を明らかにしている。MTE はプロペンシティブ・スコア (propensity score) を用いてノンパラメトリックに計算している。多くの IV をひとつのスカラールの IV にすることでサポートを広げることにより、サンプルの外側での予測が可能になるのである¹⁰⁾。

また、そもそも多くの研究の IV が外生性の条件を満たさない点についても言及している。例えば、大学からの距離は賃金に影響を与える計測された能力と相関していること、州の平均授業料も

州の平均的な大学の質と相関していることを Carneiro and Heckman (2002) が実証的に示している。

VII おわりに

本稿は、賃金に対する教育の因果的な効果を推定する上で、欧米の既存研究により発展してきた手法とそれらの問題点について、Card (1999) と Heckman, Lochner and Todd (2006) をもとにまとめた。既存研究のほとんどが用いている Mincer の人的資本賃金関数を OLS により推定した場合には、能力バイアス、セレクションバイアス、測定誤差バイアスがもたらされる可能性を示し、その対応策としての IV 推定、家庭環境をコントロールする OLS 推定、兄弟固定効果モデル、双子固定効果モデルとその問題点についても紹介した。

また、関連する欧米と日本の実証研究を紹介し、実際に日本のデータを用いて教育による賃金への効果をいくつかの方法で推定した。その結果、Mincer モデルの OLS 推定量に対して、家庭環境変数や能力についての変数をコントロールした OLS 推定量は小さくなった。よって、家庭環境変数や能力についての変数をコントロールしない OLS 推定量には上方バイアスが存在すると考えられる。また、親の教育年数という家庭環境変数を IV にした推定量は OLS 推定量よりもかなり大きくなるが、この大きくなる程度が測定誤差による下方バイアスを修正すると考えられる大きさよりもかなり大きいことから、IV 推定量にも上方バイアスがあることが予測される。これらの結果は、欧米における同様の推定方法の結果と整合的である。

最後に、Heckman, Lochner and Todd (2006) による批判を紹介した。第 1 に、クロスセクションを用いた推定は、環境の変化が大きいときに教育の効果をj知る上では問題があることである。第 2 に、ほとんどの教育の効果に関する研究は、政策的・経済学的な疑問を明示的に提示した上で推定していないという点である。IV 推定量も Imbens and Angrist (1994) に代表される一般

的な解釈によると、IV の変化した部分に応じた教育の変化により引き起こされた賃金の変化を意味する LATE (Local Average Treatment Effect) を推定しているに過ぎず、異なる IV は異なる IV 推定量を定義し、異なる政策的・経済学的疑問に答えていることになる。第 3 に、Mincer モデルにおける教育年数の係数を内部収益率と解釈するためには仮定が非常に強く、近年のアメリカでは満たされていないという点である。Heckman, Lochner and Todd (2006) は代替的なアプローチを提案している。

それでは、今後、日本において賃金に対する教育の効果に関する実証研究は、どのような課題に取り組むべきかについて考えてみたい。まず、単純な賃金への効果と内部収益率を分けて考える必要がある。日本においては、前者についてできえ厳密に因果的効果を推定する研究はほとんどないと思われる。本稿が示したように、Mincer モデルの単純な OLS 推定では、バイアスをもつと考えられるので、バイアスのない頑健な推定量を得る必要がある。その際に、IV を用いる場合には、外生性の条件を満たし、weak ではない変数を見つけさなければならぬ。さらに、IV 推定をする際には、Heckman, Lochner and Todd (2006) が指摘するように、どのような疑問に答えるための推定であるのかを明示的に示す必要がある。つまり、母集団全体についての効果なのか、特定の一部についての効果なのかなどを明確にする必要がある。また、利用するデータについては、クロスセクション・データではなく、repeated cross section かパネルデータによる同じコホートの情報をを用いた分析をすることが望ましいと思われる。

内部収益率を推定する際には、Mincer モデルが置く強い仮定である、賃金に対する教育年数と経験年数の効果が分離可能だという関数を用いるという仮定と、賃金に対する教育の効果が線形であるという仮定が満たされるかについて、近年の日本のデータを用いてチェックする必要がある。仮定が満たされている上で、Carneiro, Hansen and Heckman (2003) などが示す教育を受けることによる精神的コストの重要性を軽視するなら

ば、Mincer モデルを推定することになるが、重視するのであれば Mincer モデルを推定することは問題であり、Heckman, Lochner and Todd (2006) による手法を用いるべきである。Mincer モデルの仮定が満たされない場合にも、同様に Heckman, Lochner and Todd (2006) による手法を用いるべきである。

Heckman, Lochner and Todd (2006) は、内部収益率が学生が直面する利子率よりも高いどころか、クレジットカードの負債の利子率よりも高いことを説明する要因として、これまでに紹介した様々なバイアスと精神的コスト以外にも、不確実性を挙げている。静学モデルにおいても、教育投資の収益にリスクが伴えば内部収益率は大きくなるし、動学モデルにおける不確実性が解消していく設定でも、教育投資はオプション・バリューを伴い内部収益率が大きくなる。高い内部収益率をもたらす仮説の検証については、世界的にも始まったばかりであり、日本の研究者もパネルデータなどを用いて新しい分析手法による研究をする価値があるのではないだろうか。

*本稿の執筆にあたって、大阪大学 21 世紀 COE プログラム「アンケート調査と実験による行動マクロ動学」から『くらしの好みと満足度に関するアンケート』の個票データの提供を受けた。なお、安井は文部科学省科学研究費補助金(若手研究(B)課題番号 21730220)を、佐野は文部科学省科学研究費補助金(基盤研究(A)課題番号 20243020)を受けている。ここに謝意を表します。

- 1) 労働収入を労働時間で除した時間あたり賃金ではなく、労働収入全体を被説明変数とする方法もある。Card (1999) が示したように、一般的には、高学歴者が長時間労働を行う傾向にあるので、労働収入全体を用いた場合の教育の効果は、時間あたり賃金を用いた場合よりも大きく推定される。
- 2) より正確に表現すると、推定される係数が 0 に近づく attenuation bias である。
- 3) これらのバイアスをもたらす 3 つの要因についての厳密な計量経済学的な議論については、Card (1999)、もしくは Wooldridge (2001) などを参考にされたい。大森 (2008) の解説も分かりやすい。
- 4) Weak Instruments については Cameron and Trivedi (2005) を参考にされたい。
- 5) Ashenfelter and Krueger (1994) も Ashenfelter and Rouse (1998) と同じデータセットを用いて分析しているが、1 年分のクロスセクションしか用いていないためにサンプルサイズが非常に小さく、バイアスが大きいと Rouse (1997) は指摘している。Ashenfelter and Rouse (1998) は 3 年分のクロスセクションを用いている。
- 6) 推定方法については論文中に明記されていないが、OLS 推定だと思われる。

- 7) 教育年数の効果についての研究ではないが、教育の因果的効果を検証する上で優れたアイデアを用いた研究として Kawaguchi and Ma (2008) がある。東大生がその後に出世をするのはそもそも本人の能力が高いためなのか東大卒の効果なのかを、1969年の東大の大学紛争による入試凍結という自然実験により検証している。本来であれば東大に進学するはずであった人が他大学に行くという外生的な進学の変更があったことにより初めて検証可能となる分析である。
- 8) ここでは私的収益率の推定を念頭に置いているが、社会的収益率を推定する場合には教育に対する政府支出が費用に含まれることになる。
- 9) Ono (2004) の Mincer モデルの推定において、教育年数と経験年数の交差項を制御した場合にその係数が有意に正であった。Mincer モデルが満たすべき条件の検証のためではなく、大学の教育年数に限定した分析ではあるが、日本でも第1の仮定が成立していない可能性が高い。
- 10) 計算の詳細については、Heckman, Lochner and Todd (2006)などを参考にされたい。

参考文献

- Altonji, Joseph G. and Thomas A. Dunn (1995) "The Effects of School and Family Characteristics on the Return to Education," Working Paper no. 5072 (NBER, Cambridge, MA).
- Altonji, Joseph G. and Thomas A. Dunn (1996a) "Using Siblings to Estimate the Effect of School Quality on Wages," *Review of Economics and Statistics* 78: 665-671.
- Altonji, Joseph G. and Thomas A. Dunn (1996b) "The Effects of Family Characteristics on the Return to Schooling," *Review of Economics and Statistics* 78: 692-704.
- Angrist, Joshua D. and Alan B. Krueger (1991) "Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?" *Quarterly Journal of Economics* 106: 979-1014.
- Angrist, Joshua D. and Alan B. Krueger (1992) "Estimating the Payoff to Schooling Using the Vietnam-era Draft Lottery," Working Paper no. 4067 (NBER, Cambridge, MA).
- Angrist, Joshua D. and Alan B. Krueger (1995) "Split Sample Instrumental Variables Estimates of the Return to Schooling," *Journal of Business and Statistics* 13: 25-235.
- Ashenfelter, Orley and Alan B. Krueger (1994) "Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins," *American Economic Review* 84: 1157-1173.
- Ashenfelter, Orley and Cecilia E. Rouse (1998) "Income, Schooling and Ability: Evidence from a New Sample of Identical Twins," *Quarterly Journal of Economics* 113: 253-284.
- Ashenfelter, Orley and David Zimmerman (1997) "Estimates of the Return to Schooling from Sibling Data: Fathers, Sons and Brothers," *Review of Economics and Statistics* 79: 1-9.
- Ashenfelter, Orley, Colm Harmon and Hessel Oosterbeek (1999) "A Review of Estimates of the Schooling/Earnings Relationship, with Tests for Publication Bias," *Labour Economics* 6(4): 453-470.
- Becker, Gary S. (1964) *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education* (Columbia University Press, New York).
- Becker, G. S. and B. R. Chiswick (1966) "Education and the Distribution of Earnings," *American Economic Review* 56 (1/2), 358-369.
- Borghans, Lex, Angela L. Duckworth, James J. Heckman and Bas ter Weel (2008) "The Economics and Psychology of Personality Traits," *Journal of Human Resources* 43(4): 927-1059.
- Bound, John and David A. Jaeger (1996) "On the Validity of Season of Birth as an Instrument in Wage Equations: A Comment on Angrist and Krueger's 'Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?'" Working Paper no. 5835 (NBER, Cambridge, MA).
- Bound, John, David A. Jaeger and Regina M. Baker (1995) "Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variables Is Weak," *Journal of the American Statistical Association* 90: 443-450.
- Cameron, A. C. and P. K. Trivedi (2005) *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press, New York.
- Card, David (1995) "Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling," in: Louis N. Christofides, E. Kenneth Grant and Robert Swidinsky, eds., *Aspects of Labour Market Behaviour: Essays in Honour of John Vanderkamp* (University of Toronto Press, Toronto, Canada) pp. 201-222.
- Card, David. (1999) "The Causal Effect of Education on Earnings": in O. Ashenfelter and D. Card eds., *Handbook of Labor Economics* 5: 1801-1863. New York: North-Holland.
- Card, David and Alan B. Krueger (1992a) "Does School Quality Matter? Returns to Education and the Characteristics of Public Schools in the United States," *Journal of Political Economy* 100: 1-40.
- Card, David and Alan B. Krueger (1992b) "School Quality and Black-White Relative Earnings: A Direct Assessment," *Quarterly Journal of Economics* 107: 151-200.
- Carneiro, P. and J. J. Heckman (2002) "The Evidence on Credit Constraints in Post-Secondary Schooling," *Economic Journal* 112 (482), 705-734.
- Carneiro, P., K. Hansen, and J. J. Heckman (2003) "Estimating Distributions of Treatment Effects with an Application to the Returns to Schooling and Measurement of the Effects of Uncertainty on College Choice," *International Economic Review* 44(2), 361-422.
- Carneiro, P., J. J. Heckman, and E. J. Vytlačil (2006) "Estimating Marginal and Average Returns to Education." Unpublished manuscript, University of Chicago. Under revision.
- Conneely, Karen and Roope Uusitalo (1997) "Estimating Heterogeneous Treatment Effects in the Becker Schooling Model," Unpublished Discussion Paper (Industrial Relations Section, Princeton University).
- Cunha, Flavio and Heckman, James J. (2007) "Identifying and Estimating the Distributions of Ex Post and Ex Ante Returns to Schooling," *Labour Economics* 14(6), 870-893.

- Cunha, Flavio and Heckman, James (2008a) "A New Framework for the Analysis of Inequality," *Macroeconomic Dynamics* 12(S2), 315-354.
- Cunha, Flavio, and James J. Heckman (2008b) "Formulating, Identifying and Estimating the Technology of Cognitive and Noncognitive Skill Formation," *Journal of Human Resources* 43(4): 738-782.
- Cunha, Flavio, James Heckman and Salvador Navarro (2005) "Separating Uncertainty from Heterogeneity in Life Cycle Earnings," *Oxford Economic Papers* 57(2), 191-261.
- Cunha, Flavio, James Heckman and Salvador Navarro (2006) "Counterfactual Analysis of Inequality and Social Mobility," in: S. Morgan, D. Grusky, and G. Fields eds., *Mobility and Inequality: Frontiers of Research from Sociology and Economics*, Stanford University Press.
- Griliches, Z. (1977) "Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems," *Econometrica* 45(1), 1-22.
- Hashimoto, M. and J. Raisian (1985) "Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States," *American Economic Review*, Vol. 75, No. 4, pp. 721-735.
- Heckman, J. J. and E. J. Vytlačil (2005) "Structural Equations, Treatment Effects and Econometric Policy Evaluation," *Econometrica*, 73(3): 669-738.
- Heckman, J. J. and E. J. Vytlačil (2007) "Econometric Evaluation of Social Programs," in: *Handbook of Econometrics* 6 ed J. Heckman and E. Leamer eds., North-Holland: Amsterdam.
- Heckman, J. J., L. J. Lochner, and P. E. Todd (2006) "Earnings Equations and Rates of Return: The Mincer Equation and beyond," in: E. Hanushek and F. Welch eds., *Handbook of the Economics of Education*, Amsterdam: North-Holland.
- Heckman, J. J., S. Urzua and E. J. Vytlačil (2006) "Understanding Instrumental Variables in Models with Essential Heterogeneity," *Review of Economics and Statistics*, 88(3): 389-432.
- Imbens, Guido, and Joshua D. Angrist (1994) "Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects," *Econometrica* 62: 467-476.
- Isacsson, Gunnar (1999) "Estimates of the Return to Schooling in Sweden from a Large Sample of Twins," *Labour Economics* 6(4): 471-489.
- Kane, Thomas J. and Cecilia E. Rouse (1993) "Labor Market Returns to Two- and Four-year Colleges: Is a Credit a Credit and Do Degrees Matter?" Working paper no. 4268 (NBER, Cambridge, MA).
- Kawaguchi, D. (2009) "Actual Age at School Entry, Educational Outcomes, and Earnings," forthcoming in *Journal of the Japanese and International Economies*.
- Kawaguchi, D. and W. Ma (2008) "The Causal Effect of Graduating from a Top University on Promotion: Evidence from the University of Tokyo's 1969 Admission Freeze," *Economics of Education Review*, 27(2): pp. 184-196.
- Miller, Paul, Charles Mulvey and Nick Martin (1995) "What Do Twins Studies Reveal about the Economic Returns to Education? A Comparison of Australian and U.S. Findings," *American Economic Review* 85: 586-599.
- Mincer, J. (1974) *Schooling, Experience and Earnings*. New York: Columbia University Press for National Bureau of Economic Research.
- Ono, H. (2004) "College Quality and Earnings in the Japanese Labor Market," *Industrial Relations*, 43(3): 595-617.
- Rouse, Cecilia E. (1997) "Further Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins," Unpublished discussion paper (Industrial Relations Section, Princeton University).
- Tachibanaki, T. (1988) "Education, Occupation, Hierarchy and Earnings," *Economics of Education Review* 7(2): 221-229.
- Trostel, P., I. Walker and P. Woolley (2002) "Estimates of the Economic Return to Schooling for 28 Countries," *Labour Economics* 9: 1-16.
- Wooldridge, J. M. (2001) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press.
- 大森義明 (2008) 『労働経済学』日本評論社。
- 小塩隆士・妹尾渉 (2005) 「日本の教育経済学——実証分析の展望課題」『経済分析』175, pp. 105-139.
- 田中敬文 (1998) 「投資としての教育を考える」『経済セミナー』1月号, pp. 32-35.
- 矢野真和・鳥一則 (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『日本の階層システム3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会, pp. 105-126.

やすい・けんご 立命館大学経済学部准教授。最近の主な著作に「労働時間の決定要因」(戸田淳仁氏との共著)、内閣府経済社会総合研究所平成20年度「ワーク・ライフ・バランス社会の実現と生産性の関係に関する研究」研究報告書、第2部第4章, p. 231-246, 2009年5月。労働経済学専攻。

さの・しんべい 神戸大学大学院経済学研究科講師。最近の主な著作に「The Effect of Demographic Change on Public Education in Japan」(Fumio Ohtakeと共著) in *The Demographic Transition in the Pacific Rim*, NBER-EASE, Vol. 19, forthcoming. 労働経済学専攻。