

賃金に与える最終教育年数と本源的認知能力の効果 「金剛石」と「後の学び」

松浦克己

1 はじめに

賃金に本人の最終教育年数が影響を与えることは、繰り返し確認されてきた事実である。一見自明に見える最終教育年数の効果について、その程度については議論が分かれている。特に議論が分かれるの本源的認知能力あるいは本源的認知能力の効果をもとにみるかと言うことである。

具体的には最終教育年数の賃金に与える効果は、本源的認知能力や非認知能力を考慮すれば、それらを考慮しない場合に比べて著しく低下するのではないかと言うことである。近年「お受験」という言葉に代表されるように就学期以前の教育熱が高まっている。その背景には

幼児教育→本源的認知・非認知能力の開発→



高学歴→高い人的資本→高賃金

という構図が描かれていることは疑いない。

他方で伝統的な労働経済学は

最終学歴・最終教育年数→高い人的資本→賃金という構図を描いてきた。最終学歴がそれに先行する幼児教育や初等教育に依存するので、最終教育歴が幼児教育や初等教育の成果にある程度影響されることは間違いないであろう。しかし本源的認知能力や初等中等教育の効果は最終学歴・教育年数の効果に吸収される、あるいは本源的認知能力や初等中等教育の効果は最終教育歴を通じて間接的に影響するのみであるというのが、伝統的な労働経済学の立場と言えよう。

幼児教育や本源的認知能力が直接的に賃金に大きな影響を与える、少なくとも最終教育年数・学歴を通じて間接的にでも大きな影響を賃金に与えるならば、幼児教育に本源的認知能力や非認知能力を高めるための教育的要素を大きく加えることが考えられる。本人の将来における賃金を高めるのみならず、人々（子供）の労働生産性の向上を通じて社会全体も豊かになるであろうことが期待

されるからである。しかし直接的な効果が無い、あるいは間接効果も取るに足りないものならば早期教育を取り立てて重視する必要はないと考えられる。子供にとっては時間は一定の有限な資源であり、子供の教育投資を負担する親の資源に制約があり、社会も幼児に投資する資源には制約があるからである。早期教育よりも子供がある程度成長した段階の後期教育に当たる中等教育（高校教育や大学教育）により多くの資源を振り向けることが考えられるからである。

しかしこの二つの見方は、外見上得られる含意の差の大きさに比べてその内実の差は意外なまでに小さい可能性がある。伝統的労働経済学でも、最終教育はそれに先立つ幼児教育や初等教育、あるいは（大卒であれば）中等教育の成果に負うところが大きく、最終教育の成果はいわば幼児教育からの累積であるということは暗黙の仮定として置いているからである。幼児教育や初等教育という早期段階での成果と本人の最終段階（高校や大学）での成果を、研究者が区別できるだけのデータがあるか否か、あるいは利用可能であったか否かということが、見かけ上の結論の差につながった可能性を否定できできないのである。

すなわち

- ① 本源的認知・非認知能力を観察できるか否か
- ② 観察できるとして、それを繰り返し観察することができるか否か

ということが最初のポイントになる。①については言うまでもない。②については、本源的認知・非認知能力が人生を通じて一定（time invariant）なのか、それとも時間を通じて変化する（time variant）もので、先行する能力が蓄積して後の段階でその能力が増加するか否かをみるための鍵となるものである。②が観察可能であるならば

$$\text{賃金}_{it} = a_1 \text{本源的認知能力}_{i,T-t+1} + a_2 \text{本源的認知能力}_{i,T-t} + b_1 \text{本源的認知能力}_{i,T-t+1} + b_2 \text{本源的認知能力}_{i,T-t}$$

認知能力 $_{i,T-2} + c_1$ 初等教育段階の成果 $_{i,T-2}$ + c_2 最終教育段階の成果 + 誤差項 1) というような分析も可能となり、以上の問題を識別することは可能である。

本源的認知能力・非認知能力を知ることができず(分析者にとり観察不可能)、早期教育段階の成果と最終段階の教育成果を区別できないとして、

$$a_1 = a_2 = 0, b_1 = b_2 = 0, c_1 = c_2$$

の仮定を置いて分析したのが伝統的に労働経済学で取り上げられてきたMincer型の賃金関数である。早期教育段階の成果と最終段階の教育成果の区別は最終教育歴の学校種別ダミー(中卒、高卒、短大卒、大卒)を説明変数とすることで、 $c_1 = c_2$ の制約を外し可能となる。しかし本源的認知能力・非認知能力を観察できなければ、 $a_1 = a_2 = 0$ 、 $b_1 = b_2 = 0$ 、の制約を課すはかはない。

本稿では米国の資料により、成人時点での男子労働者の賃金率を用い、本源的な能力あるいは幼児段階での教育成果の指標としてIQ、KWW(knowledge of the world of work)を利用して、この問題を検討する。

2 先行研究

本源的な能力を直接観察することはできない。その代理変数としてIQが利用されることが多い。しかしIQ自体が調査されることが希であり、かつ研究者にとってIQの利用機会はさらに乏しい。日本では研究者に取りIQの利用可能性は皆無に等しい。IQなどの本源的な能力の代理変数として使用した研究は主に米国でなされてきた。

所得と本源的な能力の関係を最初に取り上げたのはGriliches and Mason[1972]である。1964年のCurrent Population Surveyの16～34歳男子を母集団にし、兵役経験者かつフルタイム労働者で兵役試験経験者を対象に取り上げた。兵役資格試験成績をIQ(本源的認知能力)の代理変数として扱うものである。それによれば兵役試験の成績は所得を有意に引き上げる効果を持ち、これを無視した

場合教育年数の効果は上方バイアスを持つ。しかしそのバイアスの程度は極めて低く10%前後に過ぎない(教育の係数0.05→0.042または0.038→0.033)。兵役資格試験成績と所得の相関は0.235であるが、パス分析によれば兵役資格試験成績の直接効果は0.1程度であり、その効果は極めて小さいと報告している。

Griliches[1976], [1977]はYoung Men's Cohort of the National Longitudinal Survey (NLS)を利用し、IQとKWWを説明変数に利用し所得を推計している。Griliches[1977]で①能力バイアス(本源的認知能力)が正の効果、あるいは直接モデルに入れた場合その係数が正となる理論的根拠は事前にはない、②その効果が小さいあるいは負となってもおかしくはない、③実際の実証でも、かなり低い効果しか示さない。IQやKWWを除いて推計した場合でも教育年数のバイアスは約0.01である、ことなどを報告している。Grilichesの一連の研究は本源的認知能力の賃金に与える影響が、教育年数を通じた間接効果を除くと、無視できる程度であることを示している¹⁾。

産業別、職種別賃金格差に注目したBlackburn and Neumark[1992]もその要因解明にNLS(1966年調査で14～24歳)の非黒人男性労働者の1973年以降と1980年の賃金関数の推計にIQとKWWを説明変数として利用している。IQやKWWは産業間賃金格差の変動の1/10程度、職種間賃金格差変動の1/4未満を説明できるに過ぎないと報告している。

先行研究はIQあるいはKWWで代理させた本源的認知能力の賃金(あるいは賃金格差変動)に与える影響が著しく低いか無視できるものであることを明らかにしている。

Blackburn and Neumark[1992]のデータセットを利用した北村[2009]は賃金関数の推定において教育年数が内生変数であることを検証した上で、IV法、GMMの推計で教育年数の操作変数としてIQ、KWW、父親教育年数、母親教育年数の組合せが過剰識別制約条件、弱操作変数の問題を満たし適切であることを報告している²⁾。ただしIQ、KWWの効果についてはそれ以上は触れていな

¹⁾ 1970年代までのサーベイについては石川経夫[1991]、『所得と富』岩波書店、も参照。

²⁾ 記述統計(表1)によれば父親教育年数を回答したサンプル数は741である。父親教育年数を説明変数に利用した教育年数関数のサンプル数(表3)、父親教育年数を操作変数に利用した賃金関数のサンプル数(表5)は共に772と報告されている。データ処理に何らかのミスがある。

い。これらが第1世代の研究というべきものである。それらは時間を通じて一定の本源的認知能力の効果に注目するものであったと言える。

1990年代以降Heckmanによって主導された一連の研究では、能力を認知能力 (cognitive ability) と生活態度に対する選好などの非認知能力 (noncognitive ability) に分け、その再生産性と動学的補完性に注目する (Cunha, Heckman, Lccher and Masteroc[2006], Cunha and Heckman[2007], Cunha and Heckman[2008]参照)。

Heckmanらは認知能力、非認知能力をファクターモデルで抽出した上で、①両親の子供に対する投資は多期間にわたり行われる。②子供に対する投資の認知能力、非認知能力に対する効果は、幼い段階とその後の段階では異なる。③親の早期の投資は子供の認知能力に強く影響し、後期の投資は非認知能力に強く影響する。この様に子供に対する投資はより効果的な時期 (sensitive periods) がある。④各期の投資とその成果は次期につながり、次期以降において利用される自己再生性 (self-productivity) を持つ。⑤スキル形成は、当期のスキル形成が次期の投資の効率を高めるといふ動学的補完性を持つ。⑥教育歴をコントロールしても、認知能力と非認知能力は賃金に影響を与えている。ということを報告している。それで子供の早期段階 (たとえば10歳以前) における投資の効率 (賃金に与える影響) が高く、後期での投資効率は著しく低いと主張している。これから早期教育への政策的支援の必要性を訴えている。

彼らはChildren of the National longitudinal Survey of Youth, 1979 (CNLSY/1979) の白人男性のサンプルを用い、23歳段階における賃金関数を推計している。いわば、高卒5年目、大卒初任給段階の推計である。Grilichesの推計に比べてもかなり若年での推計と言える。職業経験の賃金に与える影響を捉えることは困難であり、かつ能力の職業経験への影響を捉えることも困難であるという課題をHeckmanらの研究はその分析時点では抱えている³⁾。

GrilichesとHeckmanの研究は、煎じ詰めて言えば非入れ子型モデル (non-nested model) となっ

ている。お互いの研究の反証とはなっていない。

Heckmanらの研究が1)式によるとするならば、Grilichesらの研究は

$$\text{賃金}_{it} = a_1 \text{本源的認知能力}_i + c_2 \text{最終教育段階の成果}_i + d_1 \text{本源的認知能力労働市場での経験年数}_{it} + d_2 \text{勤務先での経験年数}_{it} + \text{誤差項} \quad (2)$$

であると考えられるからである。

この1)式と2)式の違いは、GrilichesとHeckmanの利用可能なデータセットの違いによってもたらされたものである。可能であれば、両モデルを包括した

$$\text{賃金}_{it} = a_1 \text{本源的認知能力}_{i,T-1} + a_2 \text{本源的認知能力}_{i,T-2} + b_1 \text{本源的認知能力}_{i,T-1} + b_2 \text{本源的認知能力}_{i,T-2} + c_1 \text{初等教育段階の成果}_i + c_2 \text{最終教育段階の成果}_i + d_1 \text{労働市場における経験年数}_{it} + d_2 \text{勤務先における経験年数}_{it} + \text{誤差項} \quad (3)$$

を検証することが望ましい。それは現段階ではデータセットの関係で不可能である。CNLSYが30代、40代に適用可能となる次期を待つしかない。

3 データ

本研究で取り上げるデータセットはBlackburn and Neumark[1992]で利用され、Wooldridge[2002]によって提供されたものである。その点で本研究はGrilichesの一連の研究の延長線上にたつものである。その記述統計は表1の通りである。

対象年齢は28～38歳である。メディアンは32歳である。比較的若い層や中堅層を対象にしていることが分かる。労働市場の経験年数も平均11.3年 (メディアン11年) であり、現職経験年数も平均7.2年 (メディアン7.0年) である。

教育年数は平均13.7年 (メディアン13年である)。調査時期の米国男性としては偏りはないように思われる。因みに、その分布と学校種別の対応は次の通りである。

IQとKWWの分布についてみたのが下図1,2である。IQ、KWWも正規分布に従ってはいない (ジャーク=ベラの統計量は各々12.28、14.24。p

³⁾ 労働市場での経験、勤務先企業での経験が賃金に影響を与えないと仮定しているのと同義である。勤務することで初めて取得され、企業で具体的な業務遂行に必要とされる技能が賃金に影響しないと仮定するもので、明らかに仮定としては強すぎる。

表1 記述統計

		平均	中位数	最大	最小	標準誤差
LWAGE	月給 (対数値)	6.800	6.828	8.032	4.745	0.4205
EDUC	教育年数	13.669	13	18	9	2.2373
EXPER	労働市場経験年数	11.327	11	22	1	4.2535
TENURE	現職経験年数	7.191	7	22	0	5.0281
SOUTH	南部居住ダミー	0.320	0	1	0	0.4669
URBAN	都市部居住ダミー	0.721	1	1	0	0.4486
BLACK	黒人ダミー	0.089	0	1	0	0.2851
MARRIED	結婚ダミー	0.887	1	1	0	0.3166
IQ	IQ成績	102.247	104	145	54	14.6680
KWW	KWW成績	35.914	37	56	12	7.6704
AGE	年齢	32.903	32	38	28	3.0871
FEDUC	父親の教育年数	10.288	11	18	2	3.2722
MEDUC	母親教育年数	10.858	12	18	1	2.7427
SIBS	兄弟数	2.837	2	14	0	2.2081
HOURS	週労働時間数	44.032	40	80	20	7.2867
WAGE	月給	977.703	923	3078	115	409.1379

注 feduc、meducが無回答、またはその値が0のものを除く

年数	学校種別	数	比率	累計比率
9	中卒	5	0.70	0.70
10	高校中退	23	3.20	3.90
11	ク	28	3.90	7.80
12	高卒	291	40.53	48.33
13	大学中退	62	8.64	56.96
14	短大卒	57	7.94	64.90
15	大学中退	36	5.01	69.92
16	大学卒	128	17.83	87.74
17	大卒超	37	5.15	92.90
18	ク	51	7.10	100.00
計		718	100.00	100.00

値は0.002と0.001)が、認知能力の分布としては、特段の偏りはないように見える。

黒人ダミーが0.09であり、米国男性のサンプルとしては黒人が過小となっていることがうかがわれる⁴⁾。

いずれにしてもこのデータセットは本源的認知能力に関するIQ、KWWの成績が一時点ではあるが知りうる(そのために認知能力は時間を通じて一定であると仮定されている)、かつ労働経験がある程度コントロールできるという点で、今日でも貴重である。

図1 IQの分布

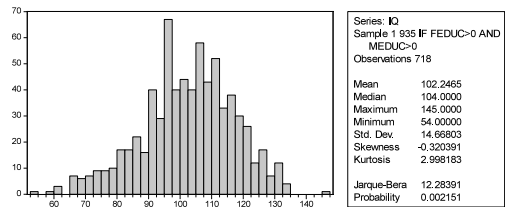
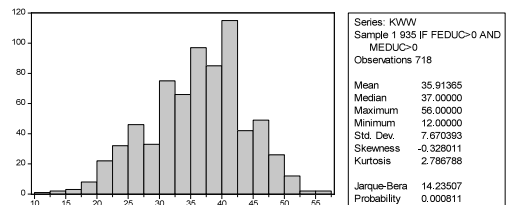


図2 KWWの分布



3 モデル

賃金関数は、教育年数(educ)が内生変数と仮定して、以下のように大別することができる。

$$\textcircled{1} \quad \ln wage_i = b_1 educ_i + b_2 z_i + b_3 w_i + e_i$$

z_i は労働市場での経験年数、在職年数に関する変数。 w_i は教育年数と経験年数、在職年数に関する変数、および認知能力に関する変数以外の説明変数である。

⁴⁾ただし以下の分析は、黒人を除いたとしても大きな差はない。

- A 操作変数：認知能力に関する変数以外の変数（具体的には $medu$ と $fedu$ ）
- B 操作変数：認知能力に関する変数（具体的には IQ と KWW ）
- C 操作変数：認知能力に関する変数以外の変数と認知能力に関する変数（具体的には $fedu$ 、 $medu$ 、 IQ と KWW ）

操作変数BとCの組合せは、 IQ と KWW の効果を間接的にでも考慮するものである。これに対してAは父親の教育年数と母親の教育年数に操作変数を限定しているの、 IQ と KWW で代理させた本源的認知能力の効果は、間接的にも考慮されていない。

② $lwage_i = b_1 educ_i + b_2 abil_i + b_3 z_i + b_4 w_i + u_i$

- ここで $abil_i$ は認知能力に関する変数（ IQ と KWW ）、
操作変数：認知能力に関する変数以外の変数（ $fedu$ と $medu$ ）

このパターンについては $educ$ を外生変数として扱ったOLS推計も比較のために行う。

③ $lwage_i = b_1 educ_i + b_2 w_i + u_i$

- A 操作変数：認知能力に関する変数以外の変数（具体的には $medu$ と $fedu$ ）
- B 操作変数：認知能力に関する変数（具体的には IQ と KWW ）
- C 操作変数：認知能力に関する変数以外の変数と認知能力に関する変数（具体的には $fedu$ 、 $medu$ 、 IQ と KWW ）

ここでは労働市場での経験年数、在職年数に関する変数を説明変数から除くことにする。

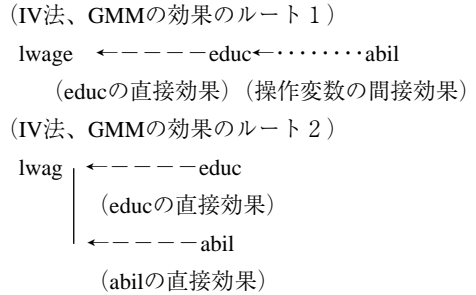
以上の3パターンに大別する。これらは

1) ①のパターンでは、操作変数の組合せをA, B, Cと認知能力に関する変数以外の変数と認知能力に関する変数で替えることによって認知能力の間接効果を測ろうというものである。それぞれの操作変数の組合せが適切であれば、結果は安定しているであろう。 IQ 、 KWW が操作変数として余り適切でなければ、①Aと①B、①Cの結果は乖離するであろう。

②のパターンは認知能力の直接的効果を測ろうというものである（下図3参照）。

認知能力に正の直接効果があれば $b_6 > 0$ 、 $b_7 > 0$ である。正の効果も負の効果も無いとすれば、 $b_6 = 0$ 、 $b_7 = 0$ である。

図3 操作変数の直接効果と間接効果のルート



③のパターンは、労働市場での経験年数、在職年数に関する変数を除いた推計式の問題を検討するためのものである。これらの変数を除くと賃金関数は過小定式化となる疑いがある。過小定式化の場合、その推計結果は一致性がないということになる。この推計式はHeckmanらの研究の問題点の初歩的な検討になるであろう。

これより基本的な定式化は $educ$ が内生変数と仮定して、

$lwage_i = a_0 + b_1 educ_i + b_2 exper_i + b_3 tenure_i + b_4 south_i + b_5 urban_i + b_6 black_i + b_7 married_i + e_{2i}$ 4)

操作変数： $meduc_i$, $feduc_i$ 4) A

操作変数： IQ_i , KWW_i 4) B

操作変数： $meduc_i$, $feduc_i$, IQ_i , KWW_i 4) C

$lwage_i = a_0 + b_1 educ_i + b_2 exper_i + b_3 tenure_i + b_4 south_i + b_5 urban_i + b_6 black_i + b_7 married_i + b_8 IQ_i + b_9 KWW_i + e_{2i}$ 5)

操作変数： $meduc_i$, $feduc_i$ 5) A

およびOLS 5) B

$lwage_i = a_0 + b_1 educ_i + b_2 south_i + b_3 urban_i + b_4 black_i + b_5 married_i + e_{2i}$ 6)

操作変数： $meduc_i$, $feduc_i$ 6) A

操作変数： IQ_i , KWW_i 6) B

操作変数： $meduc_i$, $feduc_i$, IQ_i , KWW_i 6) C

とする。

4 推計結果

1) 教育年数の形成とIQ、KWWの形成に関する予備的な推計

両親の教育年数およびIQとKWWが本人の教育年数に与える影響をみるために予備的に教育年数関数を推計した(表2参照)。いずれの係数も1%水準で有意に正であり、父親、母親の教育年数と共に、IQ、KWWも教育年数を引き上げる効果を持つことが示された。父親教育年数の係数が母親教育年数の係数を大きく上回ることが注目される(0.14と0.08)。IQとKWWの係数は大きな差はなく(0.0543と0.0547)、その係数値には統計的な有意な差がない⁵⁾。この結果は教育年数を通じてIQ、KWWが賃金に影響を与える可能性を示すものである。

表2 教育年数の推計結果

変数	係数	標準誤差	t値	p値
C	3.7996	0.488	7.784	0.000
FEDUC	0.1438	0.025	5.790	0.000
MEDUC	0.0801	0.030	2.712	0.007
IQ	0.0543	0.005	10.640	0.000
KWW	0.0547	0.009	5.807	0.000

IQ、KWWに与える両親の教育年数の効果をみた(表3参照)。いずれのケースも係数は1%水準で有意に正の結果となっている⁶⁾。ただし係数はIQの推計式の方がKWWの推計式よりも2~3倍近く高い。これは労働に関する知識調査という側面を持つKWWでは、両親の影響よりも学校教育など後からの教育の効果が大きいことを示している可能性がある。言い換えればKWWはIQがその後の教育で開発され、水準が増加した可能性がある。

表3 IQ、KWWの推計結果

変数	IQ				KWW			
	係数	標準誤差	t値	p値	係数	標準誤差	t値	p値
C	80.7914	2.150	37.572	0.000	27.4768	1.165	23.577	0.000
MEDUC	0.9917	0.227	4.375	0.000	0.3054	0.103	2.966	0.003
FEDUC	1.0388	0.190	5.468	0.000	0.4876	0.123	3.969	0.000

2) 賃金関数の推計結果1

4) A、B、C式の結果を最初に見たい(表4参照)。推計方法はGMMによった。いずれのケースもeducは外生変数であるという帰無仮説は棄却されている(p値は各々0.002、0.000、0.000)。これは北村[2009]で示された結果と同一である。

過剰識別制約条件も、A、B、Cのいずれも満たしている(J統計量とp値は、0.176と0.675、0.391と0.942、0.467と0.926)。各推計式の誤差項と操作変数が直交するという条件は満たされている。

弱操作変数の問題を検討するための

Cragg=Donald[1993]のF統計量はそれぞれ57.79、97.31、94.99である。いずれもStock and Yogo[1995]の臨界値を上回るので、弱操作変数によるバイアスやサイズの歪みはないことが分かる⁷⁾。

educにかかる係数はパネルA、B、Cいずれも1%水準で有意に正である。その差はかなり小さい(最大はパネルAの0.1149、最小はパネルCの0.1108)であり、結果はかなり安定している。IQ、KWWを操作変数に組み入れても(パネルB、C)、組み入れなくても(パネルA)その効果に大きな差はないと言える。

educの平均値の周りの限界効果は112.34(パネ

⁵⁾ ワールド検定の結果は、F統計量0.000966、p値0.9752であった。

⁶⁾ IQの推計式、KWWの推計式とも父親教育年数と母親教育年数にかかる係数は統計的には有意な差がない。ワールド検定の結果はIQ推計式ではF統計量0.01623、p値0.8987、KWW推計式ではF統計量0.8259、p値0.3638であった。

⁷⁾ Stock and Yogo[2005]の臨界値は次の通りである。

critical values (relative bias) : critical values (size) :

5%	13.91	10%	22.30
10%	9.08	15%	12.83
20%	6.46	20%	9.54
30%	5.39	25%	7.80

ルA)、108.82 (パネルB)、108.33 (パネルC)である。WAGE (月給) のサンプル平均が977.70 (メデリアン923) であるから、教育年数の賃金引き上げ効果はかなり高いと言えよう。これに対し労働市場経験年数の限界効果は平均値周りで27.18 (パネルA)、現職経験年数の限界効果は平均値周りで6.55 (パネルA) である。サンプルの

年齢が28～38歳、労働市場経験年数が1～22年、現職在職年数が0～22年であり、分析対象が若手中堅労働者にとどまっていることに留意する必要があるが、労働市場での経験年数、現職在職年数の効果は教育年数歴に比べれば低くなっている。この結果はパネルB、Cでも変わるところはない。

表4 賃金関数の推計結果1

変数	A				B				C			
	係数	標準誤差	t値	p値	係数	標準誤差	t値	p値	係数	標準誤差	t値	p値
C	4.5910	0.291	15.776	0.000	4.6487	0.195	23.795	0.000	4.6579	0.194	23.949	0.000
EDUC	0.1149	0.018	6.447	0.000	0.1113	0.012	9.679	0.000	0.1108	0.011	9.684	0.000
EXPER	0.0278	0.006	5.045	0.000	0.0269	0.004	6.056	0.000	0.0267	0.004	6.021	0.000
TENURE	0.0067	0.003	2.181	0.030	0.0067	0.003	2.222	0.027	0.0068	0.003	2.271	0.023
SOUTH	-0.0725	0.033	-2.224	0.027	-0.0739	0.032	-2.294	0.022	-0.0754	0.032	-2.354	0.019
URBAN	0.1768	0.032	5.509	0.000	0.1771	0.031	5.631	0.000	0.1746	0.031	5.568	0.000
BLACK	-0.1239	0.051	-2.428	0.015	-0.1260	0.050	-2.524	0.012	-0.1189	0.050	-2.402	0.017
MARRIED	0.2049	0.047	4.387	0.000	0.2080	0.046	4.532	0.000	0.2088	0.046	4.551	0.000

3) 賃金関数の推計結果2

次にIQとKWWが賃金に直接影響を与えるか否かを5) 式の推計結果から確認したい。ここではeducを外生変数としてOLSの結果も併せて掲載する。これは内生性のバイアスがどのように現れるかを比較検討するためである (表5参照)。

GMMによった推計結果 (パネルA) では、educの外生変数であるという帰無仮説は棄却され (p値0.016)、操作変数は過剰識別制約条件を満たし (J統計量0.275、p値0.600)、Craag=DonaldのF統計量は23.14で弱操作変数による問題もないことが分かる。educの係数は1%水準で有意に正である。その値は0.1185と表4に掲げた係数値より若干高くなっている。

注目されるIQとKWWの係数は統計的にはまったく有意ではない (p値はそれぞれ0.940と0.693)。IQの係数とKWWの係数が共にゼロであるという帰無仮説のワルド検定もF統計量0.176、p値0.675で、帰無仮説は棄却されない。このことから認知能力の代理変数としてIQとKWWは賃金に直接的な影響を持たないことが分かる。表4に掲げる結果と併せると認知能力は賃金に対して間接的な引き上げ効果を若干は持つが、直接的な引き上げ効果はないことが示唆される。

educの内生性を無視してOLSで推計した結果は驚くべきものとなっている (パネルB参照)。

GMMとOLSの係数を比較するとeduc (0.1185→0.0498) とexper (0.0284→0.0128) の値は約4割減少し、他方でtenure (0.0069→0.0109) の係数は約4割増加している。さらにIQの係数は1%水準で、KWWの係数は5%水準で有意に正となっている。この結果はeducの内生性を無視したOLS推計が一致性を無くし、致命的なエラーを生じていることを示している。

4) 賃金関数の推計3

さらにexperとtenureを説明変数より除いた場合の推計がどのような問題を生じるかを検討してみる (表6参照)。A、B、Cの3パターンいずれもがeducが内生変数であり、過剰識別制約条件と弱操作変数の問題をクリアーしていることには変わりはない。またいずれのパターンでもすべての変数のすべての係数が1%水準で有意である。

しかしeducの係数は、0.0824～0.0909と表4の結果に比べると0.0325～0.0147低くなっている。このeducにかかる係数が0.0325～0.0147ほど低下し、educの賃金に対する限界効果が平均の周りで80.56 (パネルA)、94.15 (パネルB)、88.87 (パネルC) となっている。表4から得られる結果に比べるとそれぞれ31.78、14.67、19.46低下している。exper、tenureという労働市場での経験や在職の効果を除いた過小定式化の影響が現れている。

表5 賃金関数の推計2

変数	A (GMM推計)				B (OLS推計)			
	係数	標準誤差	t値	p値	係数	標準誤差	t値	p値
C	4.5976	0.276	16.667	0.000	5.1756	0.128	40.506	0.000
EDUC	0.1185	0.033	3.628	0.000	0.0498	0.007	6.863	0.000
EXPER	0.0284	0.007	3.853	0.000	0.0128	0.003	3.947	0.000
TENURE	0.0069	0.003	2.266	0.024	0.0109	0.002	4.467	0.000
SOUTH	-0.0738	0.032	-2.273	0.023	-0.0820	0.026	-3.128	0.002
URBAN	0.1763	0.032	5.463	0.000	0.1758	0.027	6.534	0.000
BLACK	-0.1243	0.055	-2.244	0.025	-0.1304	0.040	-3.268	0.001
MARRIED	0.2085	0.047	4.456	0.000	0.1921	0.039	4.938	0.000
IQ	-0.0002	0.002	-0.075	0.940	0.0031	0.001	3.079	0.002
KWW	-0.0014	0.004	-0.395	0.693	0.0038	0.002	2.066	0.039

表6 賃金関数の推計の結果3

変数	A				B				C			
	係数	標準誤差	t値	p値	係数	標準誤差	t値	p値	係数	標準誤差	t値	p値
C	5.3666	0.200	26.769	0.00	5.1837	0.168	30.946	0.000	5.2512	0.153	34.412	0.000
EDUC	0.0824	0.014	5.856	0.000	0.0963	0.011	8.472	0.000	0.0909	0.010	8.842	0.000
SOUTH	-0.0927	0.033	-2.793	0.005	-0.0924	0.033	-2.762	0.006	-0.0909	0.033	-2.721	0.007
URBAN	0.1823	0.032	5.614	0.000	0.1764	0.033	5.353	0.000	0.1822	0.032	5.624	0.000
BLACK	-0.1530	0.049	-3.143	0.002	-0.1375	0.051	-2.691	0.007	-0.1391	0.051	-2.753	0.006
MARRIED	0.2465	0.045	5.514	0.000	0.2417	0.046	5.291	0.000	0.2418	0.045	5.353	0.000

5 まとめ

本研究では賃金に与える教育年数と本源的認知能力の効果をGrilichesやBluckburn and Neunarkの先行研究とデータによって検証した。同一のデータセットであるから、得られた結果もGrilichesの研究と類似している。教育年数の賃金（平均977）に与える効果は大きく（限界効果108~112）、IQやKWWで代理させた本源的認知能力の間接効果は乏しい。さらにIQとKWWの賃金に与える直接効果はないというものであった。しかしこの結果は認知能力と非認知能力を区別し、skillの再生産性と能力形成の動学的補完性を認めるHeckmanらの結果とは異なる。その差は利用したデータセットの内容の違いによるところが大きい。無論、労働市場での経験、企業における在職経験を欠いたHeckmanらの分析にも問題が大きい。ライフサイクル技術の形成や賃金に与える効果を考える上で、10歳以前の早期の教育による認知能力と非認知能力の形成が重要であり、後期の教育はさほど寄与しない。かつ本源的認知能力は再生産可能であり、教育により一層拡大されるというHeckmanらの主張は、ある意味で分かりやすい。

「金剛石も磨かずば、玉の光はそはざらん。人も学びて後にこそ、真の徳はあらわれ。時計の針の絶え間なし、まわるが如く時の間か日陰惜しみて 励みなば、如何なる技がならざらん」(昭憲皇太后)

という歌を想起させる。

本源的能力を持って生まれた才能と捉え直しても、早い段階での「金剛石の磨き」が後々の段階での「日陰惜しまぬ学び」よりも効果はるかに大きいというには、我々が利用可能なデータは決定的に不足している。

3) 式で示したように教育年数に加えて複数時点における本源的認知能力・非認知能力と労働市場（企業などの勤務経験）のデータセットにより問題を検証することが望まれる。もちろんそのデータセットの形成には数十年の長期間を要するであろうが、早期教育と後期教育のどちらをより重視するか（予算などの資源を投入するか）に関わるだけに、重要な課題と言えよう。

参考文献

北村[2009]『ミクロ計量経済学入門』、日本評論社

- Blackburn and Neumark[1992]' Unobserved Ability, Efficiency Wages and Interindustry Wage Differentials,' *The Quarterly Journal of Economics*, vol.107,pp.1421-1436)
- Cragg and Donald[1993]' Testing Identifiability and Specifications in Instrumental Variable Models,' *Econometric Theory*, vol.9, pp.222-240)
- Cunha, Heckman, Lccher and Masteroc[2006]" Interpreting the Evidence of Life Cycle Skill Formation ,"In *Handbooks of Economics of Education*, ed Hanushek and Welch,pp.697-812, North=Holand Elsevier) ,
- Cunha and Heckman[2007]' The Economics of Human Development : The Technology of Skill Formation, ' *American Economic Review*, vol.97,pp.31-47) ,
- Cunha and Heckman[2008]' Formulating, Identifying and Estimating the Technology of Congitive and Noncongitive Skill Formation,' *Journal of Human Resources*, vol.58,pp.738-782
- Griliches and Mason[1972]' Education,Income and Ability,' *Journal of Political Economy*, vol.80,pp.74-103)
- Griliches[1976]' Wage of Very Young Men,' *Journal of Political Economy*, vol.84, Part2,pp569-586) ,
- Griliches[1977]' Estimating the Return to Schooling : Some Econometric Prpblems,' *Econometrica*, vol.45, pp.1-22
- Stock and Yogo[1995]' Testing Weak Instruments in Linear IV Regressions,' In *Identification and Inferences for Econometric Models; Essays in Honor of Thomas Rosenberg*, Andrews and Stock (ed) , Cambridge University Press

* 本研究に当たり文部科学省科学研究費基盤
c - 番号21530224の助成を得た。