

ブラジルにおける教育の収益率 —賃金関数の非線型性に着目して—

神戸大学経済学研究科 野村友和

Abstract:

In this article we estimate the private returns to education in Brazil focusing on the non-linearity of the wage function. The Brazilian household survey called PNAD enables us to classify the labor force by very detailed educational level, and we can estimate the wage function flexibly. The results of OLS and quantile regression suggest that the return to education is non-linear and sheepskin effects are considered as the plausible source of the non-linearity.

1. はじめに

本稿では、ブラジルにおける教育の私的収益率を推定する。

ブラジルは周知のように所得分配が著しく不平等であり、UNDP (2006) によるとジニ係数は0.58と高い値を示している。また、教育に関しては、近年中等教育への進学率が急速に上昇しており、平均的な教育水準は上昇しているものの、依然として労働者の中にはまったくの無教育や初等教育を中退したものの割合が多く、教育の不平等も大きいというのが現状である。本稿の目的は、教育の不平等が所得の不平等にどのように結びついているかを明らかにすることにある。

教育が労働者の賃金に与える影響に関しては世界中のあらゆる国や地域において様々な研究の蓄積があるが、なかでもミンサー型賃金関数を用いた教育の収益率の推定は広く用いられており、Psacharopoulos and Patrinos (2002) では広範な国や地域における学校教育の収益率の計測結果が網羅的にまとめられている。ブラジルのデータを用いた研究としては、学校教育の質と収益率について分析した Behrman and Birdsall (1983) や、家族背景と教育の収益率について分析した Lam and

Schoeni (1993) などがあり、ブラジルに関する研究としてだけでなく、教育の収益率に関する研究への重要な貢献として認知されている。

本稿が着目するのは、初等・中等・高等教育といった学校教育の段階や学年によりどのように収益率が異なるかということや、卒業証書を取得することにより労働者の賃金が非連続的に上昇するかということである。特に、卒業証書を取得することにより賃金が非連続的に上昇する効果はsheepskin effect¹と呼ばれるが、sheepskin effectが存在することは、Spence (1973) が議論したように教育による賃金の上昇が卒業というシグナルによるものであることを示しており、人的資本仮説よりもシグナリング仮説を支持する根拠と見なされる²。

Sheepskin effectに着目した研究はアメリカに多く見られるが、ブラジルに関するものは現在までのところそれほど多くはない。Griffin and Cox Edwards (1993) は修学年数と対数賃金の間に特定の関数形を想定せず、それぞれの修学年数のダミー変数を用いて賃金関数を推定しており、特定の修学年数において収益率が高いことを確認しているが、それがsheepskin effectによるものであるかどうかは議論されていない。Lam and Schoeni (1993) も同様の方法で、学校教育4年目と8年目の収益率が高いことを示し、それがsheepskin effectによるものと考えられると述べているが、詳細な検証は行われていない。よりsheepskin effectに焦点を当てた研究としては、Arcand and d'Hombres (2005) やCrespo and Cortez (2005) がある。これらの研究ではいずれも修学年数を基準に労働者が学校を卒業したかどうか判断されている。しかし、ブラジルでは教育制度の変更や専攻の違いによって、必ずしも修学年数から卒業証書の有無を判断できない場合がある。そのため、これらの研究では純粋な卒業証書の効果を識別できているとはいえ、sheepskin effectの推定結果にはバイアスが伴っている可能性がある。

本稿では、教育水準の代理変数として修学年数を用いるのではなく、労働者を詳細な学歴（最終学歴・学年・卒業証書の有無）により分類してダミー変数を用いて賃金関数の推定を行う。これにより、修学年数が同じであっても卒業証書の有無が異なる労働者の賃金を比較でき、より純粋に卒業証書の効果を計測することが可能となる。特に、ブラジルの教育制度は1971年に従来の4-4-3-4制から8-3-4制に移行しており、従来の教育制度のもとでは4年の修学年数で前期初等教育の卒業証書を取得することができたが、新しい制度のもとでは4年間で卒業証書を取得することができない。このことを利用して、新旧の教育制度のもとでの第4学年修了の収益率を比較することにより、卒業証書がシグナルとして機能しているかどうかを検証することができる。

また、本稿では賃金関数の推定方法として、最小二乗法とともに分位点回帰を用いる。これにより、労働者の学歴が平均的な賃金にどのような影響を与えているかということだけでなく、学歴の賃金に対する影響が分位点によってどのように異なるかを明らかにすることができる。分位点回帰を用いてブラジルの教育の収益率を推定した研究としては、すでにStefani and Biderman (2009) があるが、彼らの推定では賃金関数の非線型性は考慮されていない。本稿の特徴は、労働者を学歴によって詳細に分類し、他の要因を一定とした上で学歴によって労働者の賃金分布がどのように異なるのかを詳細に記述する点である。

本稿の構成は以下の通りである。まず、第2節で分析方法を説明する。次に、第3節では分析に用いるデータについて紹介し、第4節では分析結果を述べる。最後に、結論と今後の課題について検討を行う。

2. 分析方法

2-1 賃金関数の定式化

教育の収益率を推定するためには、Mincer (1956) に基づき、以下のような賃金関数が一般的によく用いられる。

$$\ln wage = \alpha + \rho \cdot school + \mathbf{x}\beta + u \quad (1)$$

ここで、*wage* は労働者の時間あたり賃金、 α は定数項、*school* は修学年数、 \mathbf{x} は修学年数以外の賃金に影響を与える労働者の観察可能な属性のベクトルで労働市場における経験年数とその二乗項などが含まれる。また、 u は誤差項で、賃金に影響を与えるすべての観察されない要因である。

(1) 式はミンサー型賃金関数と呼ばれるが、この賃金関数において、 ρ は他の要因を一定として修学年数が1年増加したときの賃金の上昇率を表している。そのため、 ρ は学校教育1年間の限界的な収益率と見なされる。また、特定の条件の下ではこの ρ が教育投資の内部収益率を表すことが知られている³。

しかし、ミンサー型賃金関数で教育の収益率を推定することにはいくつかの問題点がある。第一にミンサー型賃金関数では対数賃金が修学年数に関して線型であると仮定されているため、限界的な1年間の学校教育に対する収益率が修学年数に依存せず一定となる。すなわち、初等教育の1年目であっても大学の最終学年であっても、1年間の学校教育による賃金の上昇率は一定である。先進国の場合は、

多くの労働者が中等教育卒業以上の学歴を有しているため、 ρ を高等教育1年あたりの収益率と考えることが可能である。しかし、ブラジルのように修学年数に大きなばらつきがある場合には、教育の限界収益率は学校教育の段階によって大きく異なると考えられるため、1年あたりの平均的な収益率を求めることは必ずしも適切ではない。

第二に、ミンサー型賃金関数では、非連続的な賃金の上昇を捉えることができない。学校教育による賃金の上昇率は必ずしも連続的ではなく、特定の段階において非連続的に賃金が上昇する可能性がある。なかでも、学校を卒業することにより賃金が非連続的に上昇するsheepskin effectは、幅広く観察される事象である。

このような問題点に対処するため、Hungerford and Solon (1987) は二つの賃金関数の定式化を提案している。第一はspline function型の賃金関数で、対数賃金は修学年数に対して線型であるが、学校教育の段階により傾き（収益率）が異なり、各段階の卒業により非連続的に賃金が上昇するということを考慮したものである。第二はstep function型の賃金関数で、特定の関数型を想定せず、修学年数によって労働者を分類して各グループのダミー変数を用いて推定を行うものである。

本稿では、修学年数ではなく、最終学歴の段階（小中学校・高等学校・大学など）とその学年、および卒業証書の有無で労働者を分類し、学歴と賃金の間に特定の関数型を想定せずダミー変数を用いて賃金関数を推定する。これにより、修学年数が同じであっても、より詳細な学歴の違いによって賃金がどのように異なるのかを計測することが可能となる。

2-2 分位点回帰

賃金関数の推定には、最小二乗法とあわせて分位点回帰（quantile regression）を用いる。学歴をはじめとする個人の属性が異なることにより、対数賃金の条件付き分布の形状がなることは十分に考えられるが、最小二乗法では対数賃金の条件付き期待値を推定することしかできない。それに対して、分位点回帰を用いれば対数賃金の任意の条件付き分位点を推定することが可能である。ここでは、分位点回帰の考え方と推定の方法の概略を説明する⁴。

従属変数 y のモデルによる予測値を $\hat{y}_i = \hat{y}(\mathbf{x}_i)$ とし、残差を $e_i = y_i - \hat{y}_i$ と定義する。モデルによる予測値と実際の従属変数の値との乖離による損失を $\sum e_i^2$ と設定すれば、これを最小とするような予測値は $E(y_i | \mathbf{x}_i)$ となる。すなわち、最小二乗法による予測値は従属変数の条件付き期待値ということになる。

また、損失関数を $\sum |e_i|$ と設定すれば、これを最小とするような予測値は

$Q_{0.50}(y_i | \mathbf{x}_i)$ となる。ただし、ここで Q_q は q 分位点を表す。すなわち、最小絶対偏差法による予測値は従属変数の条件付き中央値ということになる。

最小絶対偏差法は残差の正負にかかわらず均等なウェイトで絶対偏差を最小にするが、残差の正負に異なるウェイトをおいて絶対偏差を最小化することにより、従属変数の任意の条件付き分位点を推定することができる。すなわち、 q 分位点回帰のパラメータの推定量 $\hat{\boldsymbol{\beta}}_q$ は、以下の損失関数を最小にするような $\boldsymbol{\beta}_q$ で与えられる。

$$L(\boldsymbol{\beta}_q) = \sum_{y_i \geq \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}_q} q |y_i - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}_q| + \sum_{y_i < \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}_q} (1-q) |y_i - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}_q| \quad (2)$$

(2)式において $q=0.5$ とおけば、この損失関数は $\sum |e_i|$ となり、中央値回帰のパラメータの推定量が最小絶対偏差法により求められることが確認される。

実際に (2)式を最小にするようなパラメータは線型計画法によって、その標準誤差はブートストラップ法により計算される。

3. データ

本稿で用いるデータは、ブラジル地理統計院による全国家計調査（Pesquisa Nacional Por Amostra de Domicílios、以下PNADと表記する）の1996年調査である。PNADはセンサスの行われる年を除いて、原則として毎年行われている全国規模の家計調査であり、1996年は10万5千世帯、33万人に関するデータが利用可能となっている。1996年の調査を利用したのは、できるだけ古い時点における調査の方が旧制度のもとで教育を受けた労働者の割合を十分に確保できるためであり、また、1996年より前、特に「レアル計画」が導入された1994年以前のブラジル経済はハイパー・インフレの影響下にあり、賃金のデータに疑問があるためである。

賃金関数を用いた教育の私的収益率の推定、とりわけsheepskin effect に関する研究の多くは、アメリカのCPS（Current Population Survey）を利用したものである。CPSでは個人の学歴に関して1991年までは修学年数のみが報告されており、1992

年以降はデータの仕様の変更により最終的に取得した学位のみが報告されている。利用可能なデータが修学年数のみである場合、労働者の修学年数が学校教育の各段階を卒業するのに必要となる標準的な年数であったとしても、大学の医学部など卒業に通常よりも長い修学期間を要する学校に通っていた場合や、また留年の可能性も考えられるため、その労働者が最終学歴を卒業して学位を取得しているどうかを確実に判断することはできない。Hungerford and Solon (1987) や Belman and Heywood (1991) をはじめとする1991年以前のCPSを用いた研究では、修学年数が初等、中等、高等教育の卒業に必要な標準的な修学年数である8、12、16年以上の個人はすべて対応する学位を取得したと見なされており、そのためsheepskin effectが過小に推定されていることがその後の研究で指摘されている。たとえば、Jaeger and Page (1996) は1991年と1992年の両方に調査対象となったサンプルをマッチングさせて、またPark (1999) は1991年のCPS が試験的に新旧両方の質問を行っていることを利用して、修学年数と学位の両方の情報を用いた推定によりこのことを示している。

修学年数を用いた賃金関数の推計に関わる問題は、当然ブラジルにも当てはまる。ブラジルにおけるsheepskin effectを分析したArcand and d’Hombres (2005) や、Crespo and Cortez (2005) はいずれも修学年数に基づく推定を行っているため、結果にはHungerford and Solon (1987) やBelman and Heywood (1991) に対して指摘されたものと同様のバイアスが伴っている可能性がある⁵。

PNADの特徴は、個人の最終学歴について、初等・中等・高等教育といった段階だけではなく、修了した学年および卒業したかどうかということがわかるという点である。たとえば同じ初等教育中退の学歴であっても、第一学年を修了せずに中退した場合と、最終学年まで進級して中退した場合とを区別することができる。ブラジルでは初等教育であっても学年毎に修了試験が課され、これに合格しなければ留年が課せられる。そのため、在学した年数よりもどの段階まで進学・進級できたかということの方が、教育水準の代理変数として適切である。また、ブラジルでは高い初等教育の中退率、特に第一学年を未修了の中退者が多いことが問題視されているため、初等教育の第一学年を修了していることが賃金にどのような影響を与えているかを計測することは有用である。

また、ブラジルの学校教育は1971年にそれまでの4-4-3-4制から、8-3-4制へ制度が変更されたが、このデータでは労働者の最終学歴が新旧いずれの制度の学校教育であるかを区別することができる。

これらの情報を利用し、本稿では労働者を詳細な学歴により分類する。まず、

労働者は最終学歴の段階により旧制度の初等教育（4年制）、旧制度の中等教育前期（4年制）、旧制度の中等教育後期（3年制）、もしくは新制度の初等教育（8年制）、中等教育（3年制）、そして大学（4年制）の6グループに分類される。各グループの労働者は、最終的に修了した学年によってさらに細かく分類される。また、労働者は最終的に修了した学年が同じであっても、制度や専攻の違いなどにより最終学歴を卒業している場合とそうではない場合がある。そのため、卒業証書の有無によりさらに分類を行う。

本稿で焦点を当てるのは学歴と賃金の関係であるため、分析の対象は25歳以上の男性で、賃金労働者として働いているものに限定する。また、学歴など分析に必要な質問項目に未回答なものや、他の質問に対する回答と矛盾があるものは除外した。その結果、サンプル・サイズは28,401となった。分析対象の労働者を最終学歴の段階×学年×卒業証書の有無で分類した結果は表1に報告されている。ここで第一学年を修了していない場合は、学年をゼロと表記している。

4. 分析結果

まず、最小二乗法により賃金関数を推定する。従属変数は労働者の時間あたり賃金の対数値、独立変数は労働者の学歴（無教育の労働者をリファレンス・グループとして、各学歴グループのダミー変数）である。また、学歴以外の労働者の属性として、経験年数（現在の年齢から働き始めた年齢を引いたもの）およびその二乗項、勤続年数およびその二乗項、労働組合に加入しているか、正規労働であるか、家計主であるか、人種、居住地域をコントロールする。

最小二乗法による賃金関数の推定結果は、表1に報告されている。数値は各学歴グループのダミー変数の係数で、括弧内は標準誤差である。また、この結果をグラフに表したものが図1である。結果からまず明らかなのは、学歴が労働者の賃金を決定する上で重要な要因となっているということである。しかも、一部の例外を除き、同じ段階の最終学歴でも学年が上がるほどに平均賃金が高くなっていることが確認される。

なかでも特徴的なのは、大学の収益率が初等教育や中等教育に比べて極端に高いということである。しかも、大学の第1学年を修了していない労働者であっても、最終学歴が中等教育卒業である労働者に比べて非常に高い賃金を得ていることがわかる。このことは、Arrow（1973）が主張するように、大学が能力の高いものを

表1 学歴別労働者数と最小二乗法による賃金関数の推定結果

	学年	労働者数		OLS	
		未卒業	卒業	未卒業	卒業
無教育		1,663			
(旧)初等教育	0	502		0.040 (0.033)	
	1	372		0.103 (0.037)	
	2	790		0.158 (0.028)	
	3	1,094		0.201 (0.025)	
	4	463	2,213	0.196 (0.034)	0.347 (0.021)
	5	41	647	0.272 (0.101)	0.347 (0.030)
	6	1	10	0.526 (0.642)	0.265 (0.203)
(旧)中等教育前期	0	64		0.328 (0.082)	
	1	182		0.482 (0.050)	
	2	213		0.487 (0.047)	
	3	261		0.465 (0.043)	
	4	65	756	0.404 (0.081)	0.632 (0.029)
	不明		10		0.887 (0.203)
(旧)中等教育後期	0	11		0.687 (0.194)	
	1	50		0.714 (0.092)	
	2	97		0.853 (0.067)	
	3	13	608	0.669 (0.179)	1.063 (0.031)
	4	1	24	-0.369 (0.641)	0.926 (0.132)
	不明		1		0.607 (0.641)
初等教育	0	297		0.248 (0.041)	
	1	191		0.137 (0.049)	
	2	379		0.186 (0.037)	
	3	690		0.245 (0.030)	
	4	1,528		0.252 (0.024)	
	5	1,406		0.305 (0.024)	
	6	926		0.416 (0.027)	
	7	1,039		0.483 (0.026)	
	8	54	2,452	0.279 (0.089)	0.555 (0.022)
不明		46		0.506 (0.096)	
中等教育	0	104		0.714 (0.065)	
	1	490		0.647 (0.034)	
	2	615		0.729 (0.031)	
	3	49	4,170	0.784 (0.093)	0.940 (0.020)
	4	1	128	0.429 (0.641)	1.140 (0.059)
	不明		92		0.946 (0.069)
大学	0	72		1.239 (0.077)	
	1	124		1.331 (0.060)	
	2	224		1.376 (0.046)	
	3	147	117	1.438 (0.056)	1.486 (0.062)
	4	46	1,296	1.526 (0.096)	1.737 (0.025)
	5	9	831	1.418 (0.214)	1.916 (0.028)
	6	3	183	1.773 (0.370)	2.010 (0.051)
大学院		12	168	2.331 (0.186)	2.100 (0.053)

入学させ、さらにその中でも優秀なものを卒業させるというダブル・フィルターとしての機能を果たしていることを示唆している。

また、図1の棒グラフで濃く塗られた部分は、卒業証書を取得した労働者の賃金を表している。たとえば、大学の「4」と「4卒」の差は、ともに大学を第4学年まで修了しており修学年数は同じであるが、卒業証書を取得した労働者とそうでない労働者の賃金がどれだけ異なるかを表している。この図から、新制度の初等教育を除くすべての段階で、卒業による賃金の非連続的な上昇が確認される。

なかでも注目されるのは、新旧の初等教育4年目の収益率である。新制度の初等教育第4学年を修了することによる収益は、その周辺の学年を修了することによる収益と大きな差はない。それに対して旧制度の初等教育では、第4学年を修了して卒業証書を取得することによる収益が、第3学年やそれ以下の学年を修了することによる収益に比べて大きくなっており、卒業証書を取得することによる非連続的な賃金の上昇が見られる。

学歴に関して非連続的に賃金が増える現象が観察される理由については、sheepskin effectによるものであるという仮説や、学校教育がある年数を超えてはじめて効果を発揮するという閾値が存在によるものであるという仮説が考えられる。分析の結果、卒業証書を取得することができない新制度の初等教育第4学年を修了することによる収益に、第3学年やそれ以下の学年を修了することによる収益と比べて大きな差異が見られないことから、4年という修学年数が閾値であるということとはできない。加えて、旧制度の第4学年を修了し卒業証書を取得することにより非連続的な賃金の上昇が見られることから、sheepskin effect仮説の方が支持されるといえるであろう。

次に、分位点回帰による推定を行う。表2は、最小二乗法の場合と同様に労働者の属性をコントロールし、0.1, 0.25, 0.5, 0.75, 0.9分位点の回帰を行った推定結果である。また、この結果をグラフに表したものが図2である。この図は、労働者の学歴グループ別に対数賃金の分位点の推定値を示したものである。濃く塗られた部分が推定された対数賃金の四分位範囲を示しており、範囲内の白線が中央値を示している。また、薄く塗られた部分の上端が0.9分位点、下端が0.1分位点の推定値を示している。

分位点回帰の結果から、教育水準が賃金に与える効果は対数賃金の分位点によって異なっていることが明らかとなった。また、学歴ごとの賃金分布は大きく広がっており、学歴間の賃金格差と同様に同学歴内の賃金格差も大きいことがわかる。

表2 分位点回帰の結果

定数項	q10		q25		q50		q75		q90	
	未卒業	卒業	未卒業	卒業	未卒業	卒業	未卒業	卒業	未卒業	卒業
0	-1.145 (0.044)		-0.821 (0.032)		-0.562 (0.038)		-0.161 (0.048)		0.199 (0.063)	
1	0.015 (0.050)		0.064 (0.034)		0.042 (0.034)		0.042 (0.031)		0.101 (0.046)	
2	0.041 (0.045)		0.057 (0.049)		0.097 (0.036)		0.107 (0.048)		0.096 (0.071)	
3	0.109 (0.038)		0.133 (0.028)		0.153 (0.031)		0.204 (0.037)		0.195 (0.041)	
4	0.139 (0.038)		0.168 (0.027)		0.191 (0.029)		0.247 (0.033)		0.273 (0.043)	
5	0.078 (0.051)		0.144 (0.032)		0.188 (0.044)		0.342 (0.026)		0.295 (0.055)	
6	0.253 (0.131)		0.222 (0.050)		0.281 (0.041)		0.316 (0.034)		0.368 (0.114)	
7	1.370 (0.653)		0.159 (0.264)		0.223 (0.366)		0.203 (0.231)		0.290 (0.269)	
8	0.431 (0.105)		0.291 (0.036)		0.322 (0.124)		0.375 (0.107)		0.469 (0.153)	
9	0.332 (0.084)		0.397 (0.059)		0.484 (0.057)		0.585 (0.076)		0.595 (0.100)	
10	0.512 (0.051)		0.454 (0.036)		0.397 (0.053)		0.475 (0.076)		0.599 (0.068)	
11	0.342 (0.105)		0.465 (0.058)		0.474 (0.048)		0.542 (0.069)		0.583 (0.063)	
12	0.133 (0.188)		0.476 (0.057)		0.545 (0.038)		0.633 (0.030)		0.604 (0.191)	
13	0.813 (0.223)		0.430 (0.109)		0.684 (0.294)		0.814 (0.263)		0.883 (0.485)	
14	0		0.353 (0.307)		0.609 (0.263)		0.811 (0.336)		0.688 (0.353)	
15	0.515 (0.110)		0.538 (0.134)		0.756 (0.128)		0.856 (0.080)		0.835 (0.089)	
16	0.581 (0.095)		0.730 (0.109)		0.819 (0.082)		0.878 (0.117)		1.153 (0.210)	
17	0.539 (0.172)		0.798 (0.070)		0.926 (0.047)		1.031 (0.039)		1.249 (0.046)	
18	0.282 (0.138)		0.695 (0.334)		-0.011 (0.022)		0.929 (0.270)		0.812 (0.318)	
19	1.275 (0.602)		0.977 (0.463)		0.635 (0.300)		-0.692 (0.333)		-1.026 (0.498)	
20	0		0.187 (0.056)		0.227 (0.046)		0.212 (0.051)		0.260 (0.124)	
21	0.105 (0.074)		0.138 (0.062)		0.161 (0.046)		0.107 (0.060)		0.263 (0.089)	
22	0.174 (0.056)		0.162 (0.039)		0.176 (0.043)		0.214 (0.047)		0.221 (0.060)	
23	0.145 (0.040)		0.201 (0.032)		0.236 (0.032)		0.275 (0.035)		0.343 (0.046)	
24	0.154 (0.038)		0.203 (0.023)		0.256 (0.025)		0.297 (0.031)		0.331 (0.039)	
25	0.248 (0.030)		0.274 (0.025)		0.305 (0.027)		0.337 (0.028)		0.375 (0.040)	
26	0.380 (0.031)		0.388 (0.029)		0.412 (0.034)		0.455 (0.034)		0.450 (0.048)	
27	0.351 (0.040)		0.406 (0.031)		0.472 (0.030)		0.538 (0.034)		0.588 (0.045)	
28	0.142 (0.114)		0.423 (0.027)		0.468 (0.023)		0.539 (0.029)		0.607 (0.028)	
29	0.402 (0.169)		0.432 (0.105)		0.409 (0.066)		0.507 (0.163)		0.634 (0.089)	
30	0.485 (0.108)		0.649 (0.115)		0.728 (0.066)		0.773 (0.126)		0.921 (0.093)	
31	0.501 (0.037)		0.538 (0.050)		0.629 (0.041)		0.717 (0.042)		0.737 (0.069)	
32	0.550 (0.048)		0.644 (0.035)		0.744 (0.035)		0.809 (0.040)		0.865 (0.061)	
33	0.544 (0.168)		0.711 (0.028)		0.800 (0.022)		0.949 (0.028)		0.922 (0.232)	
34	0.971 (0.488)		0.987 (0.124)		0.942 (0.065)		1.054 (0.078)		1.235 (0.132)	
35	0.795 (0.081)		0.769 (0.104)		0.769 (0.104)		0.972 (0.083)		-0.130 (0.073)	
36	1.243 (0.126)		1.209 (0.098)		1.308 (0.118)		1.281 (0.072)		1.270 (0.116)	
37	1.154 (0.079)		1.198 (0.065)		1.296 (0.063)		1.373 (0.109)		1.565 (0.101)	
38	1.090 (0.105)		1.220 (0.052)		1.377 (0.079)		1.473 (0.071)		1.710 (0.126)	
39	1.042 (0.112)		1.351 (0.065)		1.285 (0.095)		1.497 (0.101)		1.619 (0.096)	
40	1.241 (0.250)		1.549 (0.031)		1.607 (0.026)		1.742 (0.036)		1.856 (0.038)	
41	1.431 (0.195)		1.632 (0.056)		1.794 (0.036)		1.942 (0.037)		1.484 (0.208)	
42	1.931 (0.454)		1.698 (0.087)		1.602 (0.452)		2.029 (0.075)		2.174 (0.082)	
43	2.174 (0.468)		1.900 (0.184)		2.388 (0.328)		2.155 (0.055)		2.199 (0.075)	
44					2.296 (0.233)		2.185 (0.085)		2.487 (0.199)	
45									2.328 (0.246)	
46									2.193 (0.086)	

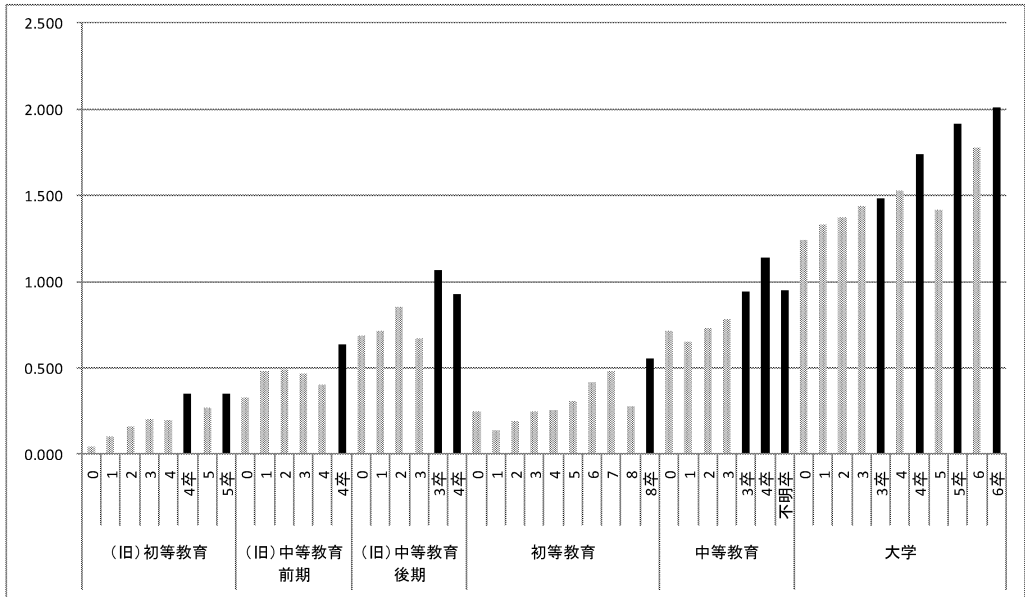


図1 OLSによる推定結果

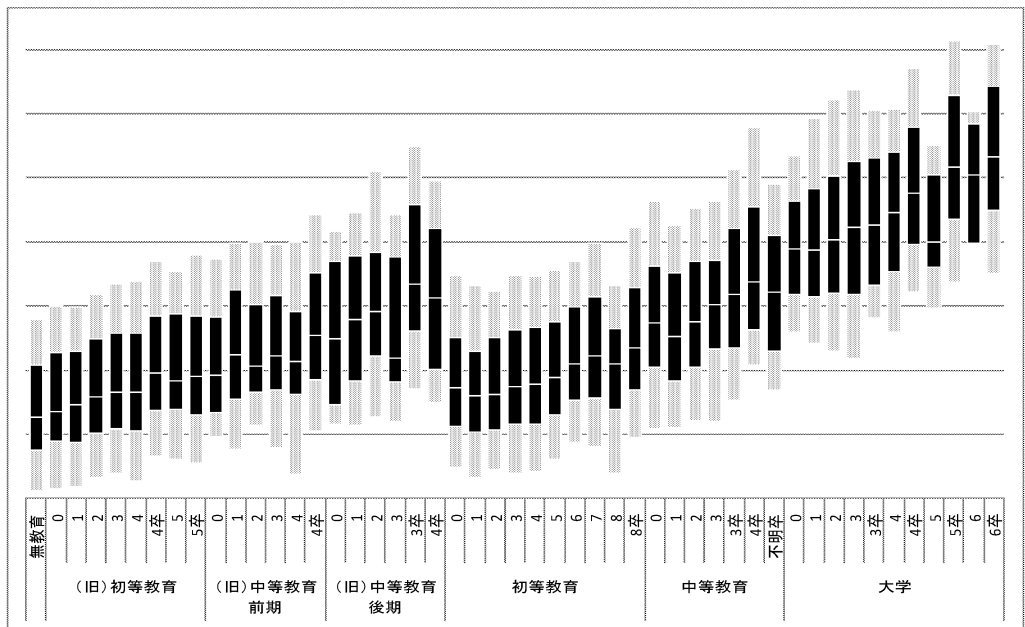


図2 Quantile regressionによる推定結果

最小二乗法による推定から、最終学歴の段階が同じでも修了した学年が上がるほど平均賃金が上昇するという結果が得られたが、分位点回帰の結果からは、修了した学年が上がるほど対数賃金の分布の上位10%や上位25%点は上昇するが、中央値や下位25%、下位10%点はそれほど大きく変化していないということがわかる。たとえば大学の場合では、大学中退の労働者の中には第1～第3学年を修了することにより高い収益を得ている労働者がいる一方で、大半の労働者は大学の第1～第3学年を修了しても大学1年目で中退した労働者と同程度の賃金しか得ていないということがわかる。ただし、第4学年を修了して大学を卒業した労働者については、分布の全体で大学を中退した労働者よりも高い賃金を得ている。これは、中等教育についても同様であり、卒業証書を取得することによる非連続的な賃金の上昇は賃金分布の全体で観測される。

5. 結論

本稿では、PNADを用いて、ブラジルにおける学校教育の私的収益率を計測した。その際に、データの特徴を利用して労働者を最終学歴により詳細に分類し、ダミー変数を用いて最小二乗法および分位点回帰により賃金関数を推定した。

推定の結果、労働者の教育水準と賃金の間には明確な関係があることが確認された。特に、同じ段階の最終学歴でも学年が上がるごとに平均賃金が高くなっていくことがわかった。また、修了した学年が同じでも、卒業証書の有無により労働者の賃金が大きく異なっていることが明らかとなった。

これまで賃金関数の非線型性を考慮してブラジルの教育の収益率を分析したGriffin and Cox Edwards (1993), Lam and Schoeni (1993), Arcand and d'Hombres (2005) およびCrespo and Cortez (2005) はいずれも学校教育4年目の収益が突出して高いことを確認しているが、Patrinos (1996) はGriffin and Cox Edwards (1993) の結果に関して、非連続的な賃金の上昇はsheepskin effectによるものというより人的資本の蓄積が生産性に反映される閾値が存在することによるものと考えられると主張している。しかし、本稿の分析では、修学年数が同じであっても教育制度や専攻の違いによって卒業証書の有無が異なることにより、労働者の賃金が大きく異なることが確認された。特に、旧制度の初等教育の4年目を修了して卒業証書を取得することにより非連続的に賃金が上昇するのに対して、卒業証書を取得できない新制度の初等教育の4年目を修了することによる収益はその周辺の学年を修了することによる収益と大きな差がないことから、学校教育4年目の収益が高いのは閾

値が存在するためではなく、sheepskin effectによるものであるということが出来る。したがって、今後旧制度の初等教育を受けた労働者の割合が減少していくにつれて、労働市場全体での学校教育4年目の収益率は低下していくと考えられる。

また、分位点回帰の結果からは、教育が賃金に与える影響は各分位点において異なっており、高学歴労働者であっても低学歴労働者と大差ない賃金しか受け取っていない場合が少なからずあるということがわかった。同学歴の労働者の賃金分布が大きく広がっていることについては、以下のような理由が考えられる。第一に、個人の生来の能力などのデータからは観察されない要因が労働者の賃金に影響を与えており、同学歴内での賃金格差はそのような労働者個人の観察されない属性の差を反映しているということである。第二に、同じ修学年数であっても受けた教育の質が異なっており、それによって収益が異なるということである。特に後者は教育政策に対して重要な意味を持つ。仮に賃金分布の低位で教育の収益率が低いことが教育の質の低さを反映しているのであれば、単に就学率を上昇させるような教育政策ではなく、質の高い教育を提供することが求められる。

本稿の分析で確認された学歴・賃金プロファイルの非線型性、特に高等教育の収益率が初等教育や中等教育に比べて極端に高いことは、所得格差の定着をもたらす。教育から高い収益を得るためには大学まで進学しなければならないが、教育の段階が上がるほど機会費用が高くなるため、低所得層が大学まで進学することは難しいからである。近年、ブラジルでは中等教育の普及が進んでいる。このことは、多くの人々が中等教育の収益を享受できるというだけではなく、中等教育終了後に大学に進学することを選択できる可能性が拡大することを意味しており、機会の平等を促進すると考えられる。ただし、中等教育や高等教育への需要の拡大に伴い、教育機関の不足や、教育の質の低下といった供給面での問題が生じることが考えられ、対処していく必要がある。

本稿の分析の問題点は、学歴の内生性を考慮できていない点である。仮に、観察されない労働者の属性が賃金に影響を与えており、そのような属性が学歴と相関していれば推定されたパラメータにはバイアスがある。また、労働者の受けた学校教育の質をコントロールすることも重要である。ただし、これらの問題点は本稿で用いたデータからは解決することが難しいため、今後の課題としたい。

付記

本稿の執筆に際して、神戸大学経済経営研究所の西島章次教授および本誌の匿名レフェリー2名から有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝する。

なお、残された誤りはすべて筆者の責任である。

注記

¹ Sheepskin effectの語源は、学位記に羊皮紙が用いられていたことによるといわれている。日本語の定訳は特にないので、本稿では原語のまま表記した。

² Frazis (2002) は、卒業による非連続的な賃金の上昇が人的資本仮説からも説明可能であることを示している。

³ 詳細は、Willis (1986)などを参考にされたい。

⁴ 分位点回帰については、Koenker and Hallock (2001) や Angrist and Pischke (2008) に詳しい。

⁵ ただし、これらの研究で用いられている修学年数は、在学していた年数ではなく、修了した学年に基づくものである。

参考文献

- Arrow, K. J. (1973) "Higher Education as a Filter," *Journal of Public Economics*, Vol. 2, No. 3, pp. 193-216.
- Angrist, J. D. and J. Pischke (2009) *Mostly Harmless Econometrics*: Princeton University Press.
- Arcand, J-L. and B. d'Hombres (2005) "Sheepskin Effects in the Returns to Education by Ethnic Group: Evidence from Northeastern Brazil," Labor and Demography, EconWPA0510014.
- Behrman, J. and N. Birdsall (1983) "The Quality of Schooling: Quality Alone is Misleading," *American Economic Review*, Vol.73, No.5, pp. 928-946.
- Belman, D. and J. S. Heywood (1991) "Sheepskin Effects in the Returns to Education: An Examination of Women and Minorities," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 73, No. 4, pp. 720-724.
- Crespo, A. and M. Cortez (2005) "The Sheepskin Effects Evolution from 1982 to 2002 in Brazil: The Roles of Labor Supply and Demand Changes," Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 33th Brazilian Economics Meeting], ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics.]
- Frazis, H. (2002) "Human Capital, Signaling, and the Pattern of Returns to Education," *Oxford Economic Papers*, Vol. 54, No. 2, pp. 298-320.
- Griffin, P. and A. Cox Edwards (1993) "Rates of Return to Education in Brazil: Do Labor Market Conditions Matter?" *Economics of Education Review*, Vol. 12, No. 3, pp.245-256.
- Hungerford, T. and G. Solon (1987) "Sheepskin Effects in the Returns to Education," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 69, No. 1, pp. 175-177.
- Jaeger, D. A. and M. E. Page (1996) "Degrees Matter: New Evidence on Sheepskin Effects in the Returns to Education," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, No. 4, pp. 733-740.

- Koenker, R. and K. F. Hallock (2001) “Quantile Regression”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol.15, No. 4, pp. 143–156.
- Lam, D. and R. F. Schoeni (1993) “Effects of Family Background on Earnings and Returns to Schooling: Evidence from Brazil,” *Journal of Political Economy*, Vol. 101, No. 4, pp. 710–740.
- Mincer, J. (1974) *Schooling, Experience and Earnings*: Columbia University Press.
- Park, J. H. (1999) “Estimation of Sheepskin Effects Using the Old and the New Measures of Educational Attainment in the Current Population Survey,” *Economics Letters*, Vol. 62, No. 2, pp. 237–240.
- Patrinos, H. A. (1996) “Non-Linearities in the Returns to Education: Sheepskin Effect or Threshold Level of Human Capital?” *Applied Economics Letters*, Vol. 3, pp.171–173.
- Psacharopoulos, G. and H. A. Patrinos (2002) “Returns to Investment in Education: A Further Update,” Policy Research Working Paper 2881, World Bank.
- Spence, M. (1973) “Job Market Signaling,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 87, No. 3, pp. 355–374.
- Stefani, P. C. and C. Biderman (2009) “The Evolution of the Returns to Education and Wage Differentials in Brazil: A Quantile Approach,” *Applied Economics*, Vol. 41, No. 11, pp. 1453–1460.
- Willis, R. J. (1986) “Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions,” in O. Ashenfelter and R. Layard eds. *Handbook of Labor Economics*, North-Holland, Vol. 1, Chap. 10, pp.525–602.
- UNDP (2006) *Beyond scarcity: power, poverty and the global water crisis*, Human Development Report: Palgrave Macmillan.