

論文 ブラジルにおける男女間賃金格差に関する研究 職業内格差と職業機会格差

著者	野村 友和
権利	Copyrights 日本貿易振興機構（ジェトロ）アジア経済研究所 / Institute of Developing Economies, Japan External Trade Organization (IDE-JETRO) http://www.ide.go.jp
雑誌名	アジア経済
巻	51
号	12
ページ	2-21
発行年	2010-12
出版者	日本貿易振興機構アジア経済研究所
URL	http://hdl.handle.net/2344/00007074

ブラジルにおける男女間賃金格差に関する研究

——職業内格差と職業機会格差——

野村友和

《要 旨》

本稿では、ブラジルにおける男女間賃金格差を、労働市場における男女差別という観点から議論する。

ブラジルにおいては、女性の教育水準は男性よりも高く、教育機会に関する男女差別はないと考えられる。しかし、女性の高学歴が労働市場において職業決定や賃金に反映されているかは明らかではない。

本稿では一般に賃金格差の要因分解によく用いられる Blinder-Oaxaca 分解を拡張した Brown, Moon and Zoloth (1980) の方法に基づき、賃金格差を同一職業内での賃金格差と職業構成の差による賃金格差とに分解する。さらにこれらの賃金格差の要因から男女の属性の格差により説明される部分を取り出し、賃金格差のうち男女差別によると考えられる部分がどの程度であるかを計測する。

分析の結果、ブラジルにおいては女性の高学歴が賃金に反映されておらず、労働市場において男女差別が存在することが明らかとなった。また、女性は高い賃金を得られる職業に就ける機会において差別を受けているわけではなく、同一職業内の賃金において差別を受けているということが明らかとなった。

- I はじめに
- II 分析方法
- III データ
- IV 分析結果
- V 結 論

I はじめに

本稿では、ブラジルにおける男女間賃金格差を、労働市場における男女差別という観点から

議論する。

ブラジルは世界で最も所得分配の不平等な国の一つといわれ、UNDP (2006) によると上位 20 パーセントと下位 20 パーセントのそれぞれの所得階級が得ている所得の比率は 23.7 倍にも上り、ジニ係数も 0.58 と高い値を示している。その一方で、ブラジルは「差別のない国」として知られ、特に人種に関しては米国と異なり「混血」が肯定的に扱われてきたという歴史を有する^(註1)。しかし、男女差別に関する研究

には十分な蓄積がなく、実態が明らかにされていないのが現状である。

社会における差別の存在は、資源配分を歪めることにより経済パフォーマンスに悪影響を及ぼす可能性がある。World Bank (2001) は、男女差別は経済成長にとっての「足かせ」となり、また、それにより生じる社会的なコストは低所得国ほど大きいと述べている。

発展途上国における男女の不平等について取り上げる際、まず議論されるのが教育機会の不平等である。World Bank (2001) は、発展途上国においては多くの場合女性に対して男性と平等な教育機会が与えられておらず、それが男女の所得や地位の格差を生んでいると述べている。

しかしながら、ブラジルをはじめとする一部のラテン・アメリカ諸国においては、女性の教育水準は男性に比べて同程度かあるいは高い。実際 Inep/MEC (2004) によれば、1990 年代から 2000 年代にかけてブラジルの家計調査から算出した平均修学年数は、就業者だけで見た場合および非就業者を含めた場合のいずれにおいても女性の方が長くなっている。したがって、上述のような低所得国における男女の教育機会の不平等という問題はブラジルには当てはまらなないと考えられる。

それではブラジルにおいては男女の所得や地位に格差はないのであろうか。男女の教育機会が平等であっても、労働市場の教育に対する評価が異なり、同じ教育水準の男女が得られる職業機会や賃金が異なるという可能性がある。そのような労働市場における男女差別の存在はやはり経済成長の「足かせ」になるであろう。実際に、ブラジルにおける男女別の平均修学年数

は女性の方が長く、また、男女の労働者に教育水準以外の属性では大きな差が見られないことから、教育に対する評価に男女差別がなければ女性の方が男性よりも高い賃金を得ていてもおかしくない。しかし、現実には女性の平均賃金は男性を下回っており、そのことが労働市場における男女差別の存在を示唆している。

男女間や人種間などグループ間の賃金格差を分析する際には、Blinder (1973) や Oaxaca (1973) による要因分解が幅広く用いられている。Blinder-Oaxaca 分解は、男女別の賃金関数を推定し、推定されたパラメータや説明変数の平均値を比較することにより、賃金格差を修学年数や経験年数といった労働者の属性の違いにより説明される部分と、そのような属性の違いを考慮しても説明されない部分とに分解する方法で、後者が差別による賃金格差と見なされる。

Blinder-Oaxaca 分解を用いてブラジルにおける男女間賃金格差を分析した研究には Lovell (2000) があり、1980 年および 1991 年のセンサスを用いた分析を行っている。彼女は、人種および性別で分けられた 4 つのグループについて、各グループの属性の違いを考慮した上で賃金を比較し、人種にかかわらず女性が差別を受け、過小な賃金しか受け取っていないことを示している。また、彼女の結果によれば差別は 1980 年から 1991 年の分析期間中に拡大している。Loureiro, Carneiro and Sachsida (2004) は家計調査を用いて、1992 年から 1998 年までの期間においても引き続き男女差別は拡大していることを示している。さらに、野村・田中 (2007) はハイパー・インフレが収束した後の 1996 年と 2005 年の家計調査を用いて、こ

の間に男女差別が縮小傾向に転じていることを示している。

しかし、Blinder-Oaxaca 分解には、男女間賃金格差の要因が同一職業内の賃金格差であるのか、あるいは職業機会の格差による賃金格差であるのかを区別することができないという問題点が指摘されている。賃金の高い職業に就ける機会に男女差別があれば、それは賃金格差の重要な要因となる。上述の先行研究の中では、Lovell (2000) が男女や人種間の職業構成の違いについて述べているが、分析は記述的なものにとどまっている。

男女の職業構成の違いを考慮してブラジルにおける男女間賃金格差を分析した研究としては Birdsall and Fox (1985) があり、学校教員の男女間賃金格差を分析している。ブラジルにおいて女性教員の平均所得は男性教員の2分の1にも満たないが、その要因の一つとして、男性の方が初等教育の教員よりも所得の高い中等教育の教員の職に就いている割合が高いことがあげられている。しかし、彼女たちの分析では、男女の職業構成の違いの大部分は属性の違いから説明することが可能であり、中等教育の職に就くことができる機会に大きな男女差別は認められないという結果が得られている。

より一般的に賃金格差を職業機会の格差と同一職業内の格差とに分解する方法としては、Blinder-Oaxaca 分解を拡張した Brown, Moon and Zoloth (1980) の方法がある。この方法を用いた研究としては、Meng and Miller (1995) が中国、Brown, Pagan and Rodriguez-Oreggia (1999) がメキシコにおける男女間賃金格差についての分析を行っている。また、Liu, Zhang and Chong (2004) は香港における

香港生まれの労働者と移民との間の賃金格差について分析している。いずれの研究においても、差別による賃金格差と見なされる部分のうち、職業機会に関する差別はわずかであり、同一職業内の賃金評価に関する差別が大きいという分析結果が得られている。しかし、ブラジルに関して同様の研究は筆者の知る限り見られない。

教育機会に関して男女差別がないと考えられるブラジルにおいて、職業機会や賃金評価にどのような男女間の格差が見られるかを分析することは興味深い。そこで、本稿では Brown, Moon and Zoloth (1980) の方法により、男女の職業構成の違いを考慮した賃金格差の要因分解を行う。その際、賃金労働者全体を分析の対象とし、ISCO (International Statistical Classification of Occupations) に準拠して労働者の職業を分類する。これにより、ブラジルの労働市場における男女間賃金格差のうち、男女の属性の差からは説明されない部分、すなわち男女差別によると考えられる部分がどの程度であるかという既存研究の分析に加え、同一職業内での格差と職業機会の格差のいずれが重要であるのかということをはっきりとすることができると考えられる。

また、賃金関数の推定結果を用いて賃金格差の要因分解を行っている多くの既存研究の問題点として、対数賃金が修学年数に対して連続で、かつ線形である賃金関数が用いられているという点が挙げられる。このような賃金関数の定式化のもとでは、初等教育から高等教育までのすべての段階において、学校教育に対する1年あたりの収益率が一定である。しかし、現実には初等教育と中等教育、高等教育ではそれぞれ1年あたりの収益率は異なるであろうし、学校を

卒業した時点で賃金が非連続的に上昇する sheepskin effect が存在することも考えられる。既存研究で用いられているデータでは、労働者の教育に関して修学年数か最終学歴のいずれか一方しか報告されていないことが多いため、このような効果を正確に推定することは難しい。それに対し本稿で用いるブラジルの家計調査では、最終学歴に関して、学校教育のどの段階のどの学年までを修了したかということが報告されている。このデータの特徴を活用し、本稿では教育の段階ごとに傾きが異なり、学校を卒業することにより非連続的に賃金が上昇するような学歴・賃金プロファイルを想定して賃金関数の推定を行う。これにより、学校教育のどの段階が賃金に重要な影響を与えているかということや、それが男女でどのように異なるかといったことが明らかとなる。

本稿の構成は以下の通りである。まず、次節では分析方法について述べる。第Ⅲ節では分析に用いるデータについて解説し、第Ⅳ節では分析結果を述べる。第Ⅴ節では分析から得られた結論と、今後の課題について検討を加える。

II 分析方法

1. 賃金格差の要因分解

男女間や人種間など、グループ間の賃金格差を分析する方法として、Blinder (1973) や Oaxaca (1973) による賃金格差の要因分解が幅広く用いられている。Blinder-Oaxaca 分解はグループ間の平均賃金の格差を、各グループの労働者の学歴や職歴といった生産性を決定する属性の差によって説明される部分と、観察される属性の差からは説明することができない部

分とに分解する。そして、後者は労働市場における差別を反映した賃金格差であると見なされる。

Blinder-Oaxaca 分解の問題点として、グループ間の賃金格差が、平均的な賃金の高い(低い)職業に就いている労働者の割合がグループ間で異なることによるものであるのか、あるいは同一の職業に就いていながら受け取る賃金に格差があることによるものであるのかを区別できないということが指摘される。これに対して Brown, Moon and Zoloth (1980) は、賃金格差を職業構成の差による格差と同一職業内の格差とに分解し、さらに職業構成の差による格差も同一職業内の格差と同様に、各グループの労働者の属性により説明される部分とそれ以外の部分、すなわち職業機会の差別と見なされる部分とに分解する方法を提唱している。

まず、Blinder-Oaxaca 分解について説明しておこう。いま、男女それぞれの賃金関数が以下のような対数線形であると仮定する。

$$\ln w^M = X\beta^M + u^M \quad (1)$$

$$\ln w^F = X\beta^F + u^F \quad (2)$$

ここで、添え字の M , F はそれぞれ男性および女性を表すものとする。 w は時間あたり賃金、 X は賃金に影響を与える属性(説明変数)のベクトル、 β は賃金関数のパラメータ、 u は誤差項である。Blinder-Oaxaca 分解の基本的な考え方は、男女の属性が労働市場で平等に評価されていれば β^M と β^F は等しくなるはずであり、 β^M と β^F が異なるならば、その差が労働市場における賃金評価の男女差別を表しているというものである。

いま、最小自乗法により男女それぞれの賃金

関数のパラメータを推定し、得られた推定値を $\hat{\beta}^M$, $\hat{\beta}^F$ とする。回帰直線は被説明変数と説明変数の平均を通るという性質から、以下の式が成立する。

$$\overline{\ln w^M} = \bar{X}^M \hat{\beta}^M \quad (3)$$

$$\overline{\ln w^F} = \bar{X}^F \hat{\beta}^F \quad (4)$$

ここで、 $\overline{\ln w}$ は対数賃金の平均値、 \bar{X} は説明変数の平均値のベクトルである。

これを用いて、男女の対数賃金の平均値の差、すなわち男女間賃金格差を以下のように分解することが可能である。

$$\begin{aligned} \overline{\ln w^M} - \overline{\ln w^F} &= \bar{X}^M \hat{\beta}^M - \bar{X}^F \hat{\beta}^F \\ &= (\bar{X}^M - \bar{X}^F) \hat{\beta}^M + \\ &\quad \bar{X}^F (\hat{\beta}^M - \hat{\beta}^F) \end{aligned} \quad (5)$$

(5)式の右辺第一項は、仮に男女の属性が労働市場において $\hat{\beta}^M$ という賃金構造で平等に評価されていれば成立したであろう賃金格差であり、男女の属性の差 ($\bar{X}^M - \bar{X}^F$) を反映していることから「属性格差」と呼ばれる。一方、第二項は男女の属性に対する評価の差 ($\hat{\beta}^M - \hat{\beta}^F$)、すなわち男女差別により生じる賃金格差であり、「評価格差」と呼ばれる。

このような賃金格差の要因分解に、男女間の「職業の分断」(Occupational segregation) を取り入れた分析方法は、Brown, Moon and Zoloth (1980) により提唱されている。いま、職業が $j=1, \dots, J$ の J 種類あるとし、各職業についての男女別の賃金関数が以下のように表されているとする。

$$\ln w_j^M = X_j^M \beta_j^M + u_j^M, \quad j=1, \dots, J \quad (6)$$

$$\ln w_j^F = X_j^F \beta_j^F + u_j^F, \quad j=1, \dots, J \quad (7)$$

男女の職業 j に就いている労働者の割合をそれぞれ p_j^M , p_j^F ($j=1, \dots, J$) とすれば、男女間の平均賃金の格差は以下のように分解することが可能である。

$$\begin{aligned} \overline{\ln w^M} - \overline{\ln w^F} &= \sum_j (p_j^M \bar{X}_j^M \hat{\beta}_j^M - p_j^F \bar{X}_j^F \hat{\beta}_j^F) \\ &= \sum_j p_j^F (\bar{X}_j^M \hat{\beta}_j^M - \bar{X}_j^F \hat{\beta}_j^F) + \\ &\quad \sum_j \bar{X}_j^M \hat{\beta}_j^M (p_j^M - p_j^F) \end{aligned} \quad (8)$$

ここで、右辺第一項は同一職業内の賃金格差を表す部分、第二項は職業構成の差による賃金格差を表す部分と解釈することが可能である。

(8)式の右辺第一項、すなわち同一職業内の賃金格差は上の場合と同様に、男女の属性の差により説明される部分と、説明されない部分に分解することが可能である。

$$\begin{aligned} \sum_j p_j^F (\bar{X}_j^M \hat{\beta}_j^M - \bar{X}_j^F \hat{\beta}_j^F) &= \sum_j p_j^F \bar{X}_j^F (\hat{\beta}_j^M - \hat{\beta}_j^F) + \\ &\quad \sum_j p_j^F (\bar{X}_j^M - \bar{X}_j^F) \hat{\beta}_j^M \end{aligned} \quad (9)$$

次に、(8)式の右辺第二項、すなわち職業構成の差による賃金格差を表す部分も同様に、男女の属性の差により説明される部分と、説明されない部分とに分解することを考えよう。いま、女性の職業が男性と同様の構造によって決定されているとすれば成立したであろう女性の職業構成を p_j^F ($j=1, \dots, J$) と定義する。すると、(8)式の右辺第二項は以下のように分解することが可能である。

$$\begin{aligned} \sum_j \bar{X}_j^M \hat{\beta}_j^M (p_j^M - p_j^F) &= \sum_j \overline{\ln w_j^M} (p_j^M - p_j^F) + \\ &\quad \sum_j \overline{\ln w_j^F} (p_j^F - p_j^F) \end{aligned} \quad (10)$$

ここで、右辺第一項の $(p_j^M - p_j^F)$ は職業決定の構造が男女で同一であった場合、すなわち職業機会に男女差別がなかった場合における男女の職業構成の差を表す。したがって右辺第一

項は、男女間賃金格差のうちで、男女の属性の差から生じる職業構成の差によって説明される部分である。一方、右辺第二項は男女の属性の差からは説明されない職業構成の差から生じる賃金格差であり、この部分が男女の職業機会の差別を表しているものと見なされる。

以上をまとめると男女間の平均賃金の格差は、以下のように4つの部分に分解される。

$$\begin{aligned} \overline{\ln w^M} - \overline{\ln w^F} = & \sum_j p_j^F \bar{X}_j^F (\hat{\beta}_j^M - \hat{\beta}_j^F) + \\ & \sum_j p_j^F (\bar{X}_j^M - \bar{X}_j^F) \hat{\beta}_j^M + \\ & \sum_j \overline{\ln w_j^M} (p_j^M - p_j^F) + \\ & \sum_j \overline{\ln w_j^M} (p_j^F - p_j^F) \end{aligned} \quad (11)$$

(11)式の右辺の各項についての解釈は、表1のようにまとめられる^(註2)。

2. 職業決定の多項ロジット・モデル

(11)式による賃金格差の分解を行うためには $p_j^F (j=1, \dots, J)$ を知る必要がある。しかし、 $p_j^F (j=1, \dots, J)$ は女性の職業が男性と同様の構造によって決定されているとすれば成立したであろう女性の職業構成であり、データから観察することは不可能である。そこで、本稿では Brown, Moon and Zoloth (1980) に従って、まず男性の職業決定の構造を推定し、推定されたパラメータを女性のデータに当てはめることにより $p_j^F (j=1, \dots, J)$ を推定する。

労働者の職業は、需要と供給の双方の要因によって決定される。しかし、データの制約上労働需要関数と労働供給関数のそれぞれを推定することは困難である。ここでは Schmidt and Strauss (1975) に従い、需要関数と供給関数をそれぞれ特定化するのではなく、以下の多項ロジット・モデルを職業決定の誘導型モデルとして用いる。

$$\Pr(oc_i = j) = \frac{\exp(Z_i \gamma_j)}{\sum_{k=1}^J \exp(Z_i \gamma_k)}, \quad j=1, \dots, J \quad (12)$$

ここで、 oc_i は個人 i の職業を表し、 $\Pr(oc_i = j)$ は個人 i が職業 j に就いている確率である。また、 Z_i は労働の需要および供給に影響を及ぼす変数のベクトル、 γ_j は推定するパラメータである。

多項ロジット・モデルは、労働者が各職業に就いている確率に、それぞれの労働需要・供給要因がどのような影響を及ぼしているかを計測する。われわれはこの職業決定の多項ロジット・モデルを男性について推定し、得られたパラメータを女性のデータに当てはめることにより、女性の職業が男性と同様の構造で決定されていた場合にそれぞれの女性が職業 j に就いている確率を求める。この確率の女性全体での平均は、女性の職業決定の構造が男性と同じであった場合における女性の職業構成を表してい

表1 職業構成を考慮した賃金格差の分解

	同一職業内での格差	職業構成の差による格差
属性で説明される部分	「職業内属性格差」 $\sum_j p_j^F \hat{\beta}_j^M (\bar{X}_j - \bar{X}_j^F)$	「職業間属性格差」 $\sum_j (p_j^M - p_j^F) \overline{\ln w_j^M}$
属性で説明されない部分	「職業内評価格差」 $\sum_j p_j^F \bar{X}_j^F (\hat{\beta}_j^M - \hat{\beta}_j^F)$	「職業間評価格差」 $\sum_j (p_j^F - p_j^F) \overline{\ln w_j^M}$

ると考えることができ、これを $\beta_j^F (j=1, \dots, J)$ の推定値として用いる。

3. 賃金関数の推定

続いてわれわれは、職業別・男女別の賃金関数を推定する必要がある。

まず問題となるのは、前節で述べたように労働者の職業は労働需要・供給双方の要因によって決定されており、各職業に属する労働者は無作為に決定されているわけではないということである。したがって、職業別の賃金関数をそのまま推定すれば、推定されたパラメータにはサンプルセレクション・バイアスが生じる。

このようなサンプルセレクション・バイアスを修正する方法は、Lee (1983) によって一般化されている。職業決定の多項ロジット・モデルの推定結果を用いて、労働者 i が職業 j に就いているという条件の下での賃金関数を以下のように書くことができる。

$$\ln w_{j,i} = X_i \beta_j - \sigma_j \rho_j \frac{\phi[\tau(Z_i \gamma_j)]}{F(Z_i \gamma_j)} + u_i \quad (13)$$

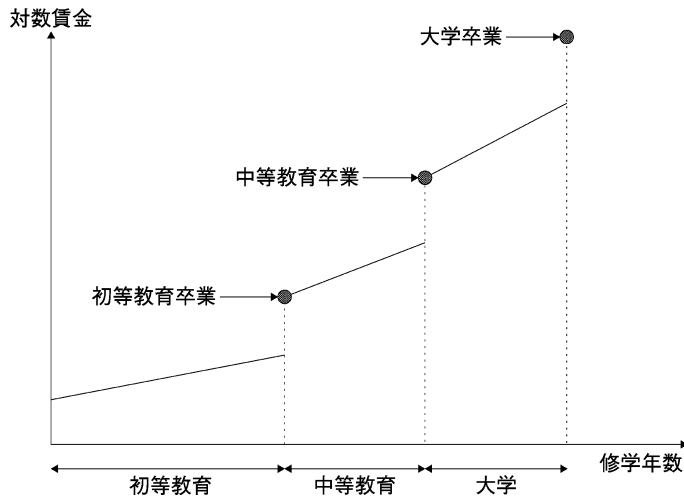
ここで、 X_i は賃金関数の説明変数、 β_j はそのパラメータである。 σ_j は賃金関数の誤差項の標準誤差、 ρ_j は賃金関数と職業決定の多項ロジット・モデルの誤差項の相関を表す。 F は(12)式により求められる労働者が職業 j に属する確率、 ϕ は標準正規分布の密度関数、 τ は $Z_i \gamma_j$ を標準正規分布に従う確率変数に変換する関数である。

さらに、本稿では教育の段階ごとの収益率の違いや非連続的な上昇を考慮し、図1のような学歴・賃金プロフィールを想定した賃金関数の定式化を用いる。このような賃金関数を推定するためには、ダミー変数を用いて賃金関数の学歴の部分を下のように定式化してやればよい。

$$\begin{aligned} \ln w = & \beta_0 S + \beta_{11} d_1 + \beta_{12} d_1 (S-8) + \\ & \beta_{21} d_2 + \beta_{22} d_2 (S-11) + \\ & \beta_3 d_3 + \beta_4 d_4 + \dots \end{aligned} \quad (14)$$

ここで、 S は修学年数、 d_1, d_2, d_3 はそれぞれ初等、中等、高等教育を卒業している場合に1となるダミー変数、 d_4 は大学院以上の教

図1 学歴・賃金プロフィール



育を受けた場合に1となるダミー変数である。ブラジルにおいては初等教育が8年間、中等教育が3年間であるので、学校教育の8年目および11年目において学歴・賃金プロファイルの非連続的な上昇と傾きの変化が生じると仮定している。

(14)式を推定して得られる β_0 の値は、初等教育1年あたりの収益率を表している。また、 β_{12} 、 β_{22} はそれぞれ初等教育と中等教育、中等教育と高等教育の1年あたりの収益率の差を表しており、中等教育1年あたりの収益率は $\beta_0 + \beta_{12}$ 、高等教育1年あたりの収益率は $\beta_0 + \beta_{12} + \beta_{22}$ となる。 β_{11} 、 β_{21} 、 β_{31} はそれぞれ初等、中等、高等教育を卒業した際に、どれだけ非連続的に賃金が上昇するかを表しており、sheepskin effectと呼ばれる。

このような賃金関数を推定することにより、学校教育のどの段階が賃金を決定する要因として重要であるか、そして各段階の学校教育に対する労働市場の評価が男女間でどのように異なるかが明らかになる。

III データ

本稿で用いるデータは、ブラジル地理統計院(Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística: IBGE)によるPNAD(Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios)の2006年版である。PNADは国勢調査の行われる年を除きほぼ毎年実施されている全国規模の家計調査であり、2006年版ではおよそ14万6000世帯41万人のデータが利用可能となっている。

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が、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、ある個人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、その個人が最終学歴を卒業して学位を取得しているか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可能性が指摘されている^(註3)。その一方で、利用可能なデータが最終的に取得した学位のみである場合には、修学年数で賃金を回帰することができないため、教育1年あたりの収益率を求めることができない。

バイアスを伴わないsheepskin effectを推定するためには、修学年数および学位に関するデータの両方が利用可能であることが望ましい。PNADの特徴は、個人の最終学歴に関して、どの段階(初等・中等・高等教育)のどの学年までを修了したかということと、その段階の学校教育を卒業したかどうかということが報告されていることである。

本稿では、PNADの特徴を活用し、実際に

学校に通った年数ではなく、最終学歴（段階および学年）を達成するために必要となる標準的な年数を算出し、これを修学年数として用いる。ブラジルにおいては、義務教育とされている初等教育においても学年ごとに修了試験が課せられ、留年や中退の割合が高い。長期にわたり在籍していても、ほとんど出席せずに初等教育の初年度を修了できない生徒が多くいることを考慮すれば、どの学年まで修了したのかということや、学校を卒業したのかどうかということが、何年間学校に在籍したかということよりも教育水準を表す指標として適切であると考えられる。

また、PNADでは職業はCBO (Classificação Brasileira de Ocupações) と呼ばれるISCO-88 (International Statistical Classification of Occupations) に倣ったコードで分類されている。CBOの大分類に基づき、職業は10のカテゴリーに分類される。そのうち農業部門、軍事関係および分類不可能を除外すれば、「管理職」、「専門職」、「技術職」、「事務職」、「サービス職」、「販売職」、「製造職」が残る。

われわれの関心は賃金格差にあるため、分析対象を生産年齢人口（15～64歳）で賃金を受け取っている労働者に限定し、自営業者や雇用主、自家消費のための生産を行う家計などは除外する。さらに、学歴や年齢など分析に必要な項目が欠損値となっているものを除外することにより、最終的に5万6758人の男性、5万1650人の女性が分析対象として残った。

このサンプルの記述統計は、職業別・男女別に表2に報告されている。

IV 分析結果

1. 職業決定モデル

男女それぞれについて、職業決定の多項ロジット・モデルを推定した結果は表3および表4に報告されている^(註4)。職業決定モデルの説明変数には、Schmidt and Strauss (1975) に代表される先行研究に従い、修学年数、経験年数^(註5)とその自乗項、勤続年数とその自乗項を用いた。加えて、正規雇用^(註6)であるかどうか、公務員であるかどうか、労働組合に加入しているかどうか、人種、結婚しているかどうか、居住地区^(註7)、産業をコントロールした。

多項ロジット・モデルの推定は、男性について観測数が最も大きい製造職を基準とした。また、男女それぞれについて、IIA (Independence from Irrelevant Alternatives) に関するHausman検定を行った結果、IIAは棄却されなかった。

推定された係数の符号は男女とも概ね理論から予想されるものと整合的であった。特に修学年数は、男女ともに職業決定に有意な影響を与えており、修学年数が長いほど管理職や専門職といった平均的な賃金の高い職業に就いている確率が高く、サービス職や製造職といった平均的な賃金の低い職業に就いている確率が低いということがわかった。

また、経験年数が長いほど管理職に就いている確率は高くなるが、管理職以外の職業については、必ずしも経験年数が長いほど平均的な賃金の高い職業に就いている確率が高くなっているというわけではないということがわかった。一方で、勤続年数については、修学年数と同様

表 2 職業・男女別記述統計

	全職業		管理職		専門職		技術職		事務職		サービス職		販売職		製造職	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
時間あたり賃金 (対数値)	1.24 (0.82)	1.09 (0.83)	2.16 (0.94)	2.01 (0.84)	2.44 (0.95)	2.10 (0.80)	1.72 (0.81)	1.49 (0.71)	1.34 (0.69)	1.22 (0.61)	0.93 (0.60)	0.66 (0.66)	0.98 (0.66)	0.84 (0.60)	1.03 (0.63)	0.80 (0.52)
修学年数	8.44 (3.98)	9.27 (4.08)	11.31 (3.74)	12.78 (2.55)	13.85 (2.64)	14.21 (1.95)	10.90 (2.87)	11.52 (2.20)	10.36 (2.88)	11.17 (2.27)	6.99 (3.73)	6.30 (3.52)	8.89 (3.15)	9.96 (2.53)	6.87 (3.48)	7.83 (3.22)
初等教育卒業D	0.64	0.71	0.87	0.97	0.96	0.99	0.90	0.97	0.87	0.95	0.51	0.41	0.73	0.87	0.48	0.61
中等教育卒業D	0.43	0.54	0.77	0.91	0.92	0.97	0.77	0.88	0.67	0.81	0.28	0.19	0.48	0.63	0.24	0.34
大学卒業D	0.08	0.13	0.28	0.42	0.67	0.70	0.12	0.13	0.08	0.11	0.01	0.00	0.02	0.03	0.00	0.01
修士・博士D	0.01	0.01	0.03	0.02	0.08	0.06	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
経験年数	19.15 (12.58)	18.47 (12.42)	23.56 (11.64)	20.44 (10.78)	20.39 (12.58)	18.98 (11.31)	18.55 (12.14)	17.98 (11.60)	15.59 (12.19)	14.02 (11.06)	20.51 (13.20)	21.59 (12.96)	14.88 (11.44)	11.97 (10.21)	19.76 (12.39)	17.98 (12.14)
勤続年数	5.38 (6.86)	5.45 (6.84)	8.25 (8.19)	8.06 (8.02)	8.36 (8.88)	8.85 (8.51)	6.68 (7.84)	7.14 (7.66)	5.79 (7.49)	5.07 (6.63)	4.78 (6.01)	4.79 (6.29)	3.83 (5.03)	2.86 (3.89)	4.82 (6.35)	3.85 (5.04)
正規雇用D	0.62	0.47	0.66	0.54	0.45	0.35	0.56	0.40	0.69	0.66	0.61	0.35	0.67	0.65	0.62	0.71
公務員D	0.08	0.14	0.11	0.25	0.28	0.43	0.17	0.32	0.11	0.12	0.10	0.06	0.00	0.01	0.03	0.01
労働組合D	0.23	0.18	0.31	0.34	0.37	0.38	0.28	0.29	0.26	0.21	0.22	0.08	0.16	0.14	0.20	0.22
白人D	0.47	0.50	0.65	0.67	0.66	0.67	0.56	0.52	0.54	0.59	0.38	0.39	0.49	0.55	0.43	0.54
黒人D	0.09	0.08	0.05	0.04	0.06	0.04	0.07	0.08	0.08	0.06	0.12	0.11	0.08	0.06	0.09	0.06
結婚D	0.61	0.49	0.74	0.57	0.61	0.54	0.58	0.52	0.48	0.40	0.62	0.52	0.49	0.39	0.65	0.54
観測数	56,758	51,650	2,557	1,770	3,399	5,779	5,531	5,850	6,101	9,143	10,951	21,212	4,589	4,208	23,630	3,688

(注) 数字は各変数の平均値で、かっこ内は標準偏差。Dはダミー変数であることを表す。

表3 職業決定モデルの推定結果（男性）

	管理職	専門職	技術職	事務職	サービス職	販売職
修学年数	0.461*** (0.009)	0.836*** (0.012)	0.332*** (0.006)	0.252*** (0.006)	-0.030*** (0.005)	0.150*** (0.007)
経験年数	0.049*** (0.008)	-0.040*** (0.008)	-0.013** (0.005)	-0.070*** (0.005)	-0.013*** (0.004)	-0.028*** (0.006)
(経験年数) ² (×100)	-0.022 (0.016)	0.100*** (0.017)	0.033*** (0.011)	0.116*** (0.011)	0.031*** (0.009)	0.061*** (0.013)
勤続年数	0.076*** (0.010)	0.026** (0.011)	0.032*** (0.007)	0.033*** (0.007)	-0.019*** (0.007)	0.008 (0.009)
(勤続年数) ² (×100)	-0.181*** (0.034)	-0.009 (0.036)	-0.035 (0.027)	0.004 (0.025)	-0.038 (0.025)	-0.031 (0.036)
正規雇用 D	-0.007 (0.061)	-0.493*** (0.064)	-0.203*** (0.043)	0.574*** (0.043)	0.390*** (0.036)	0.185*** (0.043)
公務員 D	-1.105*** (0.115)	-0.426*** (0.103)	-0.294*** (0.085)	0.282*** (0.089)	0.549*** (0.078)	-0.741** (0.325)
労働組合 D	-0.013 (0.054)	0.023 (0.057)	-0.002 (0.042)	-0.065 (0.040)	0.143*** (0.037)	-0.043 (0.053)
白人 D	0.430*** (0.051)	0.257*** (0.054)	0.244*** (0.036)	0.168*** (0.034)	-0.239*** (0.031)	0.051 (0.040)
黒人 D	-0.256** (0.108)	-0.088 (0.106)	-0.022 (0.066)	-0.028 (0.062)	0.126** (0.050)	-0.052 (0.071)
結婚 D	0.196*** (0.060)	0.030 (0.060)	-0.114*** (0.042)	-0.327*** (0.040)	-0.139*** (0.036)	-0.222*** (0.046)
定数項	-3.901*** (0.169)	-8.479*** (0.359)	-3.144*** (0.223)	-2.917*** (0.269)	-0.030*** (0.140)	-4.742*** (0.716)
その他	産業ダミー・居住地区ダミー					
観測数	56,758					
Pseudo R ²	0.310					

(注) 多項ロジット・モデルの推定は製造職を基準とした。

かっこ内の数値は標準誤差。

***は1%, **は5%, *は10%の水準で係数が統計的有意であることを示す。

に、平均的な賃金の高い職業に就いている確率に対して正の影響を与えている。

人種に関しては、白人であることと黒人であることがいずれの職業に就いている確率にも逆の影響を与えている。特に白人は学歴などの属性が他の人種と同じであったとしても、管理職や専門職、技術職といった平均的な賃金の高い職業に就いている確率が高いということがわかる。この結果から、ブラジルにおいては職業決定に少なからず人種差別があるということが示唆される。

2. 賃金関数

続いて、男女別・職業別に賃金関数の推定を行った結果が表5である。

前述のように、修学年数に関しては(14)式のような定式化を用いた。その他の説明変数としては、経験年数とその自乗項、勤続年数とその自乗項、正規雇用であるかどうか、公務員であるかどうか、労働組合に加入しているかどうか、人種、結婚しているかどうか、居住地区、居住地域^(注8)を用いた。また、サンプルセレクション・バイアスを修正するために、職業決定モデル

表 4 職業決定モデルの推定結果 (女性)

	管理職	専門職	技術職	事務職	サービス職	販売職
修学年数	0.663*** (0.016)	1.016*** (0.015)	0.361*** (0.012)	0.319*** (0.011)	-0.084*** (0.010)	0.183*** (0.012)
経験年数	0.058*** (0.012)	-0.031*** (0.010)	-0.002 (0.009)	-0.034*** (0.008)	0.043*** (0.008)	-0.029*** (0.009)
(経験年数) ² (×100)	-0.082*** (0.026)	0.000* (0.000)	-0.018 (0.020)	0.029 (0.019)	-0.060*** (0.018)	0.020 (0.022)
勤続年数	0.058*** (0.017)	0.032** (0.016)	0.026* (0.015)	0.021 (0.014)	-0.033** (0.015)	0.003 (0.017)
(勤続年数) ² (×100)	-0.099 (0.070)	0.000 (0.001)	-0.029 (0.063)	0.044 (0.060)	0.014 (0.063)	0.039 (0.076)
正規雇用 D	-0.126 (0.092)	-0.379*** (0.081)	-0.175** (0.073)	0.526*** (0.068)	0.270*** (0.070)	-0.207*** (0.074)
公務員 D	0.379 (0.285)	0.527* (0.276)	0.632** (0.273)	0.676** (0.273)	1.148*** (0.272)	0.075 (0.360)
労働組合 D	0.018 (0.086)	0.037 (0.079)	0.004 (0.074)	-0.249*** (0.070)	-0.188** (0.074)	-0.334*** (0.083)
白人 D	0.392*** (0.077)	0.315*** (0.068)	0.094 (0.062)	0.281*** (0.058)	-0.092 (0.061)	0.194*** (0.065)
黒人 D	-0.498*** (0.174)	-0.270* (0.142)	0.000 (0.122)	-0.127 (0.116)	0.181 (0.117)	-0.102 (0.132)
結婚 D	0.188** (0.075)	0.116* (0.067)	0.038 (0.062)	-0.216*** (0.058)	-0.010 (0.060)	-0.202*** (0.066)
定数項	-6.921*** (0.788)	-11.294*** (1.255)	-3.305*** (0.894)	-1.776*** (0.681)	2.336*** (0.546)	-26.900*** (0.513)
その他	産業ダミー・居住地区ダミー					
観測数	51,650					
Pseudo R ²	0.487					

(注) 多項ロジット・モデルの推定は製造職を基準とした。

かっこ内の数値は標準誤差。

***は 1%, **は 5%, *は 10%の水準で係数が統計的有意であることを示す。

ルの推定結果を用いて職業 j に就いている労働者について $\lambda_{j,i}$ を以下のように定義し、説明変数に加えて推定を行った。

$$\lambda_{j,i} = \frac{\phi[\tau(Z_i\gamma_j)]}{F(Z_i\gamma_j)} \quad (15)$$

なお、 $\lambda_{j,i}$ の値は、男女別に職業決定モデルの推定結果から求めた。

まず、全職業の労働者のサンプルを用いた推定結果を見ていこう。推定された修学年数の係数は男女とも統計的に有意であり、初等教育 1 年あたりの収益率は男性で 3.6 パーセント、女

性で 2.1 パーセントであった。初等教育を卒業することによる sheepskin effect は男女とも 3.8 パーセントとなっており、統計的にも有意である。

中等教育の 1 年あたりの収益率は、男性で 3.2 パーセント、女性で 4.3 パーセントであるが、男性については初等教育の 1 年あたりの収益率と統計的に有意な差はない。中等教育を卒業することによる sheepskin effect は男性で 19.0 パーセント、女性で 17.6 パーセントとなっている。したがって、中等教育卒業までは

表5 職業別賃金関数の推定結果

	全職業		管理職		専門職		技術職	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
修学年数	0.035*** (0.002)	0.020*** (0.002)	0.078*** (0.019)	-0.028 (0.043)	0.062** (0.031)	0.089* (0.049)	0.003 (0.014)	-0.008 (0.020)
初等教育卒業 D	0.037*** (0.009)	0.037*** (0.012)	0.065 (0.109)	0.041 (0.167)	0.101 (0.140)	0.122 (0.183)	0.114* (0.060)	0.115 (0.089)
初等教育卒業 D × (修学年数 - 8)	-0.003 (0.006)	0.022*** (0.007)	0.033 (0.054)	0.071 (0.097)	0.090 (0.076)	0.100 (0.096)	0.013 (0.028)	0.052 (0.034)
中等教育卒業 D	0.174*** (0.014)	0.162*** (0.016)	-0.038 (0.122)	-0.106 (0.209)	0.160 (0.174)	0.145 (0.192)	0.209*** (0.057)	0.117* (0.066)
中等教育卒業 D × (修学年数 - 11)	0.188*** (0.008)	0.146*** (0.008)	0.076 (0.053)	0.108 (0.089)	0.051 (0.072)	0.020 (0.085)	0.109*** (0.027)	0.073** (0.029)
大学卒業 D	0.118*** (0.024)	0.092*** (0.018)	0.035 (0.071)	-0.025 (0.067)	0.166*** (0.052)	0.185*** (0.033)	0.123** (0.048)	0.205*** (0.041)
修士・博士 D	0.038 (0.039)	0.092** (0.041)	0.096 (0.090)	0.144 (0.127)	0.006 (0.056)	0.134*** (0.051)	0.284** (0.137)	0.066 (0.158)
経過年数	0.023*** (0.001)	0.013*** (0.001)	0.041*** (0.005)	0.013** (0.006)	0.024*** (0.004)	0.012*** (0.003)	0.025*** (0.003)	0.016*** (0.002)
(経過年数) ²	-0.031*** (0.001)	-0.018*** (0.002)	-0.049*** (0.009)	-0.016 (0.013)	-0.033*** (0.008)	-0.024*** (0.007)	-0.033*** (0.006)	-0.033*** (0.005)
勤続年数	0.021*** (0.001)	0.024*** (0.001)	0.027*** (0.006)	0.017** (0.007)	0.016*** (0.005)	0.013*** (0.004)	0.027*** (0.004)	0.023*** (0.004)
(勤続年数) ²	-0.015*** (0.004)	-0.031*** (0.005)	-0.046** (0.018)	0.002 (0.023)	-0.012 (0.017)	0.003 (0.013)	-0.034*** (0.013)	-0.018 (0.013)
正規雇用 D	0.176*** (0.006)	0.156*** (0.006)	0.046 (0.038)	0.013 (0.046)	0.133*** (0.036)	0.060** (0.026)	0.063*** (0.024)	0.009 (0.020)
公務員 D	0.324*** (0.012)	0.389*** (0.010)	0.194*** (0.062)	0.226*** (0.056)	0.239*** (0.040)	0.183*** (0.027)	0.164*** (0.031)	0.232*** (0.022)
労働組合 D	0.131*** (0.006)	0.107*** (0.007)	0.075** (0.032)	0.085** (0.034)	0.151*** (0.027)	0.134*** (0.019)	0.147*** (0.020)	0.107*** (0.017)
白人 D	0.109*** (0.005)	0.100*** (0.006)	0.118*** (0.033)	0.110*** (0.037)	0.209*** (0.029)	0.176*** (0.020)	0.100*** (0.020)	0.081*** (0.016)
黒人 D	-0.021** (0.008)	0.008 (0.009)	-0.217*** (0.060)	-0.011 (0.096)	0.003 (0.054)	-0.011 (0.043)	-0.123*** (0.032)	-0.030 (0.028)
結婚 D	0.132*** (0.006)	0.097*** (0.005)	0.181*** (0.036)	0.028 (0.032)	0.188*** (0.030)	0.088 (0.019)	0.137*** (0.021)	0.059*** (0.015)
λ			0.131*** (0.038)	-0.332*** (0.060)	0.275*** (0.041)	0.311*** (0.042)	-0.119*** (0.038)	0.007 (0.024)
定数項	0.149*** (0.013)	0.233*** (0.015)	-0.148 (0.153)	2.050*** (0.386)	-0.531** (0.238)	-0.864** (0.345)	0.802*** (0.127)	0.770*** (0.119)
その他	居住地区ダミー・居住地域ダミー							
観測数	56,758	51,650	2,557	1,770	3,399	5,779	5,531	5,850
R ²	0.54	0.54	0.46	0.43	0.48	0.36	0.43	0.40

(注) かつこ内の数値は White による修正を施した頑健な標準誤差。

***は 1%, **は 5%, *は 10%の水準で係数が統計的有意であることを示す。

	事務職		サービス職		販売職		製造職	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
修学年数	0.028*** (0.010)	-0.014 (0.012)	0.017*** (0.003)	0.012*** (0.003)	0.040*** (0.008)	0.026** (0.013)	0.034*** (0.002)	0.041*** (0.007)
初等教育卒業 D	0.035 (0.038)	0.058 (0.045)	0.047*** (0.017)	-0.002 (0.015)	0.047 (0.035)	-0.003 (0.048)	0.017 (0.012)	-0.046 (0.028)
初等教育卒業 D × (修学年数 - 8)	-0.015 (0.018)	-0.004 (0.018)	0.007 (0.011)	-0.001 (0.009)	-0.005 (0.018)	0.016 (0.022)	-0.025*** (0.008)	-0.037** (0.016)
中等教育卒業 D	0.125*** (0.036)	0.132*** (0.028)	0.102*** (0.027)	0.059** (0.025)	0.087** (0.040)	0.010 (0.042)	0.149*** (0.020)	0.063 (0.039)
中等教育卒業 D × (修学年数 - 11)	0.145*** (0.018)	0.162*** (0.015)	0.178*** (0.024)	0.091*** (0.022)	0.132*** (0.028)	0.099*** (0.026)	0.155*** (0.020)	0.157*** (0.044)
大学卒業 D	0.033 (0.047)	0.026 (0.033)	0.075 (0.115)	0.239** (0.108)	0.087 (0.115)	-0.032 (0.089)	-0.073 (0.098)	0.282 (0.243)
修士・博士 D	0.431** (0.213)	0.064 (0.216)	0.500** (0.254)	0.907*** (0.290)	0.289*** (0.094)		0.262*** (0.078)	
経過年数	0.021*** (0.002)	0.017*** (0.002)	0.015*** (0.001)	0.018*** (0.001)	0.023*** (0.002)	0.010*** (0.003)	0.023*** (0.001)	0.005** (0.002)
(経過年数) ²	-0.026*** (0.005)	-0.021*** (0.004)	-0.025*** (0.003)	-0.024*** (0.002)	-0.033*** (0.006)	-0.016** (0.007)	-0.029*** (0.002)	-0.004 (0.005)
勤続年数	0.024*** (0.003)	0.025*** (0.003)	0.019*** (0.002)	0.021*** (0.002)	0.019*** (0.004)	0.030*** (0.006)	0.019*** (0.001)	0.027*** (0.004)
(勤続年数) ²	-0.006 (0.012)	-0.013 (0.012)	-0.017* (0.009)	-0.038*** (0.006)	-0.030 (0.019)	-0.062** (0.032)	-0.021*** (0.006)	-0.095*** (0.020)
正規雇用 D	0.077*** (0.019)	-0.012 (0.014)	0.190*** (0.012)	0.134*** (0.008)	0.169*** (0.019)	0.226*** (0.020)	0.280*** (0.008)	0.325*** (0.021)
公務員 D	0.188*** (0.033)	0.252*** (0.023)	0.452*** (0.022)	0.384*** (0.016)	0.041 (0.108)	0.668*** (0.126)	0.378*** (0.025)	0.850*** (0.117)
労働組合 D	0.131*** (0.016)	0.113*** (0.013)	0.128*** (0.011)	0.041*** (0.013)	0.117*** (0.021)	0.068*** (0.021)	0.136*** (0.008)	0.033** (0.015)
白人 D	0.083*** (0.015)	0.061*** (0.011)	0.047*** (0.011)	0.047*** (0.009)	0.093*** (0.017)	0.117*** (0.017)	0.089*** (0.007)	0.040** (0.016)
黒人 D	-0.015 (0.025)	0.011 (0.022)	0.025* (0.015)	0.041*** (0.012)	-0.084*** (0.027)	0.017 (0.039)	0.001 (0.012)	-0.030 (0.031)
結婚 D	0.132*** (0.017)	0.095*** (0.011)	0.095*** (0.011)	0.110*** (0.008)	0.154*** (0.018)	0.100*** (0.017)	0.111*** (0.008)	0.026* (0.015)
λ	-0.132*** (0.035)	-0.281*** (0.020)	-0.009 (0.009)	0.130*** (0.008)	0.059*** (0.019)	0.017 (0.015)	-0.016* (0.009)	0.047*** (0.014)
定数項	0.560*** (0.097)	1.095*** (0.080)	0.328*** (0.024)	0.175*** (0.021)	-0.049 (0.059)	0.175** (0.084)	0.134*** (0.018)	0.094* (0.054)
その他	居住地区ダミー・居住地域ダミー							
観測数	6,101	9,143	10,951	21,212	4,589	4,208	23,630	3,688
R ²	0.50	0.43	0.39	0.31	0.40	0.31	0.39	0.35

(注) かつこ内の数値は White による修正を施した頑健な標準誤差。

***は 1%, **は 5%, *は 10%の水準で係数が統計的に有意であることを示す。

学歴による賃金の上昇が緩やかであり、中等教育卒業により非連続的に賃金が上昇するということがわかる。

さらに、大学の1年あたりの収益率は、男性で24.6パーセント、女性で20.7パーセントと非常に大きい。また、大学を卒業することによる sheepskin effect は男性で12.5パーセント、女性で9.6パーセントであり、最終学歴が中等教育卒業と大学卒業の労働者の間では、男性で2.71倍、女性で2.32倍の賃金格差が生じることになる。

職業ごとの推定では、職業により教育の収益率に異なる傾向があることが明らかとなった。

まず、管理職においては、男性については修学年数の係数の推定値は統計的に有意であるが、学歴・賃金プロファイルの非連続性は確認されなかった。また、女性については、学歴が賃金に与える影響は統計的に有意ではない。

管理職以外の職業では、専門職においては大学卒業の sheepskin effect は統計的に有意であるが、それ以前の学歴は評価されていない。技術職においては中等教育卒業以降の収益率が高くなっている。これらの平均的な賃金の高い職業に対して、残りの比較的賃金が低い職業においては、中等教育卒業から大学の途中までの収益率が高くなっており、大学卒業の sheepskin effect は統計的に有意ではない。

また、 λ の係数の推定値は、概ねいずれの職業でも統計的に有意であり、職業と賃金の決定が独立ではないことを示している。

3. 賃金格差の要因分解

以上の結果を用いて、(11)式による賃金格差の要因分解を行った結果が表6である。

まず、職業決定モデルの結果を用いて、職業決定の構造が男女で同一であった場合、すなわち職業機会において男女間差別がなかった場合における女性の職業構成 β_j^f の推定値について見ておこう。この値は、男性の職業決定モデルを推定して得られたパラメータを、女性の属性に当てはめることにより求めた。

女性の実際の職業構成である p_j^f と β_j^f の推定値とを比較すると、女性はその属性から予想されるよりも製造職に就いている割合が10パーセント以上も小さく、その分事務職やサービス職に就いている割合が大きくなっていることがわかった。

続いて、男女間賃金格差について見ていく。いずれの職業においても平均的な賃金は女性よりも男性の方が高く、全職業での男女間賃金格差は0.156である。この賃金格差を要因分解した結果、職業内属性格差が0.022で14.44パーセントを、職業内評価格差が0.204で130.99パーセントを、職業間属性格差が-0.069で-44.32パーセントを、職業間評価格差が-0.002で-1.19パーセントを占めていることがわかった。

要因分解の結果から、ブラジルにおける男女間賃金格差のうち、職業構成の差による部分はマイナスとなっており、これは女性の方が平均的な賃金の高い職業に就いている割合が大きいことを意味する。一方で、同一職業内の賃金格差はプラスであり、これは同一職業内では男性の方が高い賃金を受け取っていることを意味する。

属性格差の合計が-0.047であるということは、もし仮に男女が平等にそれぞれの属性を反映した職業に就き、また職業内においても平等

にそれぞれの属性を反映した賃金を得ていたとすれば、男性の平均賃金は女性の平均賃金を0.047だけ下回るということを意味する。

実際の男女間賃金格差から、男女の属性の差を反映した部分を取り除いた残りの部分は労働市場における評価の格差、すなわち男女差別と見なすことができる。ブラジルにおいては、男女の属性の差からは、男性の平均賃金が0.047だけ女性の平均賃金を下回ることが予想されるが、実際には男性の平均賃金は0.156だけ女性の平均賃金を上回っており、この差の0.203が労働市場において女性が男性よりも低く評価されている部分であると解釈することができる。

男女差別と見なされる部分の内訳を見てみると、職業内評価格差、すなわち職業機会に関する差別の部分は値がマイナスであり、女性はわずかではあるがその属性から予想される以上に平均的な賃金が高い職業に多く就いていることがわかる。このことから、女性は職業機会に関して差別を受けているわけではないということがいえる。一方で、職業内評価格差、すなわち同一職業内での賃金差別の部分が0.204と非常に大きい値を示しており、同一職業内において女性はその属性から予想されるよりも低い賃金しか受け取っていないことがわかる。

同一職業内における賃金差別を理解するために、各職業における男女の実際の賃金分布と、各職業内で女性の賃金が男性と同じ構造で決定されていた場合における仮想的な女性の賃金(モデル値)分布のカーネル密度推定を行ったものが図2である。推定にはEpanechnikovカーネル関数を用いた。

この図において、男性の賃金分布と女性の仮想的な賃金分布の差は職業内属性格差を、女性

表6 男女の職業構成と賃金格差の要因分解

	職業構成 (%)		職業内属性格差				職業内評価格差	職業間属性格差	職業間評価格差	
	β^M	β^F	β^F (推定値)	$\ln w_j^M$	$\ln w_j^F$	$\ln w_j^M - \ln w_j^F$	$\beta^F \beta^M (\bar{X}_j^M - \bar{X}_j^F)$	$\beta^F \Sigma_j (\hat{\beta}_j^M - \hat{\beta}_j^F)$	$(\beta^M - \beta^F) \ln w_j^M$	
管理職	4.51	3.43	3.83	2.159	2.013	0.146	-0.006	0.011	0.009	
専門職	5.99	11.19	11.39	2.435	2.103	0.332	0.001	0.036	0.005	
技術職	9.74	11.33	12.49	1.721	1.494	0.227	-0.006	0.032	0.020	
事務職	10.75	17.70	10.64	1.342	1.221	0.121	-0.013	0.034	-0.095	
サービス職	19.29	41.07	37.73	0.927	0.662	0.265	0.049	0.060	-0.031	
販売職	8.09	8.15	5.82	0.980	0.838	0.142	0.000	0.012	-0.023	
製造職	41.63	7.14	18.12	1.031	0.797	0.233	-0.003	0.019	0.113	
全職業				1.242	1.087	0.156 (100.00%)	0.022 (14.44%)	0.204 (130.99%)	-0.069 (-44.32%)	-0.002 (-1.19%)

の実際の賃金分布と仮想的な賃金分布の差は職業内評価格差を表している。女性の賃金が男性と同じ構造で決定されていた場合の女性の仮想的な賃金分布は、実際の女性の賃金分布よりも右に位置しており、いずれの職業においても女性の賃金評価が男性よりも低いことが確認できる。

V 結 論

本稿において、われわれはブラジルにおける男女間賃金格差を、Brown, Moon and Zoloth (1980) の方法により、同一職業内での賃金格差と職業構成の差による賃金格差とに分解し、さらにそれらを男女の教育水準などの属性の差により説明される部分と、そのような属性の差からは説明されない部分とに分解した。

その結果、ブラジルにおいて女性は男性よりも平均的に高学歴であり、しかも経験年数や勤続年数などその他の賃金に影響を与える変数に

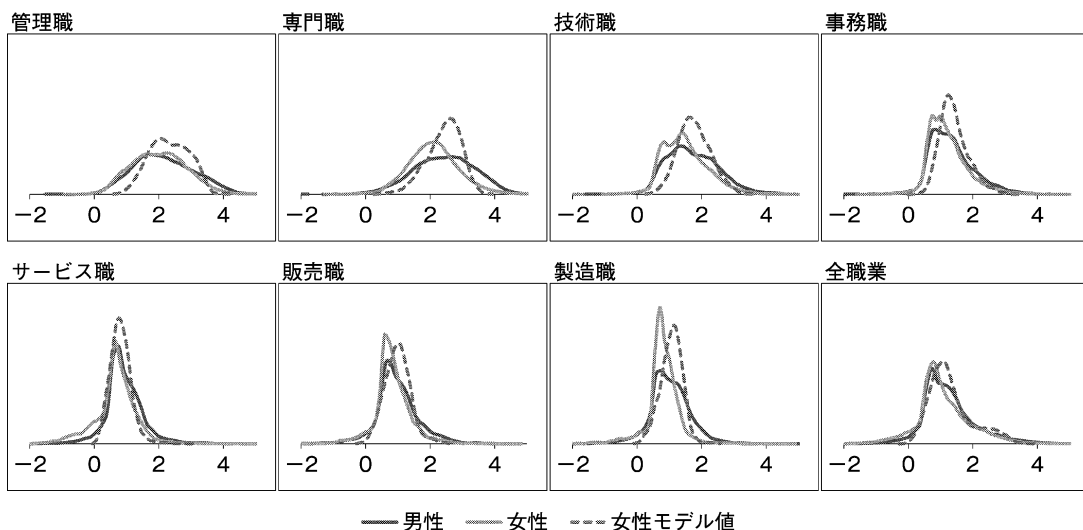
は大きな男女差がないにもかかわらず、男性の平均賃金が女性を上回っており、労働市場において女性に対する差別が存在することが明らかとなった。

男女差別の内訳を見ると、同一職業内での賃金決定において女性の高学歴が男性と同様には評価されておらず、属性から説明されない評価の格差、すなわち賃金差別と考えられる部分が大きいということがわかった。その一方で、職業構成については、同じ属性の男性に比べ女性は若干ではあるが平均的な賃金の高い職業に多く就いており、職業機会に関する男女差別は認められないことがわかった。

職業機会に関する差別よりも、同一職業内の賃金決定における差別が賃金格差の要因として大きいという結果は、先に述べた中国やメキシコ、香港などに関する先行研究で得られている結果と概ね整合的なものである。

ここで得られた分析結果から、以下の2点を指摘したい。第1に、発展途上国においては女

図2 職業別・男女の賃金分布の比較



性に対して男性と平等な教育機会が与えられておらず、それが男女の所得や地位の格差を生んでいると言われているが、女性に男性と同様かあるいはそれ以上の教育機会が与えられていると考えられるブラジルにおいても、労働市場の教育に対する評価に差別が存在することにより男女の賃金は平等ではない。すなわち、教育機会の平等は男女の平等を達成するための必要条件であるが、平等な教育機会が必ずしも平等な賃金を意味するわけではなく、労働市場における男女の平等を達成するためには教育機会の格差を縮小させるのと同時に、賃金評価における男女差別をなくさなければならない。

第2に、労働市場における男女の平等を実現するためには、職業の分断 (occupational segregation) よりも、同一職業内における評価の格差、すなわち賃金差別を是正することが求められる。発展途上国において効率的な労働資源の配分を達成するためには、男女を問わず生産性に見合った賃金が支払われる必要があり、同一価値の労働に対して男女を問わず同一の賃金が支払われるような制度の構築が課題となる。

ただし、この分析で計測された男女差別の一部は、データからは観察することができない男女の労働者の特徴を反映した賃金格差であるという可能性がある。たとえば、男性は理工系の大学、女性は文化系の大学に多く進学するなど、男性と女性とでは大学で受ける教育の質が異なっており、そのために教育に対する評価が異なっているのかもしれない。

また、本稿の分析では職業決定モデルを考慮したが、労働市場に参入するかどうかの決定については議論しなかった。現在働いていない女性が仮に労働市場に参入しても低い賃金しか得

られないなら、働いている女性が享受している教育の収益は観察されるよりも高くなる。あるいは、女性には職業決定以前に賃金労働者として労働市場に参入するということ自体に障壁があり、それ故に高学歴にならざるを得ないということも考えられる。

このような問題点は、ここで用いたデータからは解決することが困難であるため今後の研究の課題としたい。

(注1) 近年の実証研究の結果からは、ブラジルの労働市場においても少なからず人種差別が存在することが示唆されてきている。

(注2) ここでは、男性を基準とした分解を行ったが、女性を基準とした分解や、Neumark (1988) のように、男女をプールして推定したパラメータを用いた分解を行うことも可能である。ここで男性を基準としたのは、男性は労働市場において属性を正しく評価され、限界生産力に等しい賃金を得ており、女性が差別により限界生産力よりも低い賃金しか受け取っていないという仮定に基づいている。

(注3) 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、このことを示している。

(注4) 賃金格差の要因分解を行うために女性の職業決定モデルの推定結果は必要ないが、男性と女性の職業決定構造を比較できるように掲載した。

(注5) Mincer型賃金関数の推定においては、年齢から修学年数と初等教育に入学する標準的な年齢を引いた値が経験年数として用いられるのが一般的であるが、PNADでは働き始めた年齢に関する情報が入手可能であるため、現在の年齢から働き始めた年齢を引いたものを経験年数として用いた。

(注6) 労働手帳 (carteira de trabalho assinada) を持っている と答えた労働者を正規雇用労働者とした。

(注7) 都心部, 郊外部, それ以外に区分した。

(注8) 一般的な地域分類に従い, 5つの地域(北部, 北東部, 南東部, 南部, 中西部)に区分した。

文献リスト

〈日本語文献〉

野村友和・田中康秀 2007. 「ブラジルにおける男女間賃金格差の要因について」『国民経済雑誌』第196巻第5号: 33-45.

〈外国語文献〉

Belman, Dale and John 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: 720-724.

Birdsall, Nancy and M. Louise Fox 1985. "Why Males Earn More: Location and Training of Brazilian Schoolteachers." *Economic Development and Cultural Change* Vol. 33, No. 3: 533-556.

Blinder, Alan S. 1973. "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates." *Journal of Human Resources* Vol. 8, No. 4: 436-455.

Brown, Randall S., Marilyn Moon and Barbara S. Zoloth 1980. "Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male-Female Earnings Differentials." *Journal of Human Resources* Vol. 15, No. 1: 3-28.

Brown, Cynthia J., Jose A. Pagan and Eduardo Rodriguez-Oreggia 1999. "Occupational Attainment and Gender Earnings Differentials in Mexico." *Industrial and Labor Relations Review* Vol. 53, No. 1: 123-

135.

Hungerford, Thomas and Gary Solon 1987. "Sheepskin Effects in the Returns to Education." *Review of Economics and Statistics* Vol. 69, No. 1: 175-177.

Inep/MEC 2004. *O desafio de uma educação de qualidade para todos: educação no Brasil-1990-2000*. Brasília: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira/MEC.

Jaeger, David A. and Marianne E. Page 1996. "Degrees Matter: New Evidence on Sheepskin Effects in the Returns to Education." *Review of Economics and Statistics* Vol. 78, No. 4: 733-740.

Lee, Lung-Fei 1983. "Generalized Econometric Models with Selectivity." *Econometrica* Vol. 51, No. 2: 507-512.

Liu, Pak-Wai, Junsen Zhang and Shu-Chuen Chong 2004. "Occupational Segregation and Wage Differentials between Natives and Immigrants: Evidence from Hong Kong." *Journal of Development Economics* Vol. 73, No. 1: 395-413.

Loureiro, Paulo R. A., Francisco Galrao Carneiro and Adolfo Sachsida 2004. "Race and Gender Discrimination in the Labor Market: An Urban and Rural Sector Analysis for Brazil." *Journal of Economic Studies* Vol. 31, No. 2: 129-143.

Lovell, Peggy A. 2000. "Race, Gender and Regional Labor Market Inequalities in Brazil." *Review of Social Economy* Vol. 58, No. 3: 277-293.

Meng, Xin and Paul Miller 1995. "Occupational Segregation and Its Impact on Gender Wage Discrimination in China's Rural Industrial Sector." *Oxford Economic Papers* Vol. 47, No. 1: 136-155.

Neumark, David 1988. "Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage

- Discrimination.” *Journal of Human Resources* Vol. 23, No. 3: 279-295.
- Oaxaca, Ronald 1973. “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets.” *International Economic Review* Vol. 14, No. 3: 693-709.
- Park, Jin Heum 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: 237-240.
- Schmidt, Peter and Robert P. Strauss 1975. “The Prediction of Occupation Using Multiple Logit Models.” *International Economic Review* Vol. 16, No. 2: 471-486.
- UNDP 2006. *Beyond Scarcity: Power, Poverty and the Global Water Crisis*. Human Development Report. Palgrave Macmillan.
- World Bank 2001. *Engendering Development: through Gender Equality in Rights, Resources, and Voice*. A World Bank Policy Research Report. New York: Oxford University Press.
- [付記] 本稿の執筆に当たり、神戸大学大学院経済学研究科の田中康秀教授、神戸大学経済経営研究所の西島章次教授、浜口伸明教授、ブラジリア大学の Paulo Loureiro 教授から貴重なコメントをいただいた。神戸大学大学院国際協力研究科博士後期課程の河合沙織氏には資料の整理と翻訳をお手伝いいただいた。
- 本研究は兼松フェローシップに入賞して奨励金を受けており、兼松フェローシップの匿名のレフェリー3名からも非常に有益なコメントをいただいた。また、本研究は文部科学省・科学研究費補助金（課題番号 21730228）の助成を受けている。
- なお、あり得るべきすべての誤謬は筆者の責任である。
- （神戸大学大学院経済学研究科講師，2008年6月30日受領，2010年8月13日，レフェリーの審査を経て掲載決定）