



ブラジルにおける男女間賃金格差の要因について

野村, 友和

田中, 康秀

(Citation)

国民経済雑誌, 196(5):33-45

(Issue Date)

2007-11

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/00056188>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/00056188>



ブラジルにおける男女間賃金格差の要因について

野 村 友 和
田 中 康 秀

本稿ではブラジルの男女間賃金格差の要因について分析する。Blinder-Oaxaca 分解を拡張した分析方法が用いられるが、その際賃金関数の推定に学歴・賃金プロフィールの非連続性や傾きの変化が考慮される。現実には、ブラジルにおいて賃金労働者の平均的な賃金には男女間で大きな差はないが、分析の結果、それが男女間に差別がないことを意味するわけではなく、女性の方が教育水準が高く、属性要因では高い賃金を受け取るべきところを、差別要因によりそれが相殺される形となっていることが明らかとなった。

キーワード ブラジル、男女間賃金格差, sheepskin effect

1 は じ め に

本稿では、ブラジルにおける男女間の賃金格差について考察する。ブラジルは世界でも最も所得分配の不平等な国の一つといわれ、上位20%と下位20%のそれぞれの所得階級の所得の比率が23.7倍にも上り、ジニ係数も0.58と高い値になっている¹⁾。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。しかし、近年の実証分析からは、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。

それでは、ブラジルの労働市場における男女間の差別はどのような状況にあるだろうか。本稿では、ブラジルの労働市場における男女間の賃金格差を、男女の教育水準や労働市場における経験年数といった属性の差から説明される部分と、そうではない部分、すなわち差別によると考えられる部分とに分解して分析することを試みる。

ブラジルの男女間賃金格差に関する先行研究には、Lovell (2000) や Loureiro et al. (2004) などがあり、前者は1991年のセンサスを用いて São Paulo 州および Bahia 州について、後者は本稿で用いるものと同じ PNAD と呼ばれる家計調査の1992年版と1998年版を用いて全国についての分析を行っている。Loureiro et al. (2004) の分析の意図は、いうまでもなく1994年のリアル・プランによるマクロ経済の安定化前後でどのように状況が変化したかを探ることにあつたが、1992年のブラジル経済はハイパーインフレの中にあり、この時期の家計調査

による所得のデータが信頼に足るものであるかどうかに疑問が残る。同様の疑問は Lovell (2000) が用いた1991年のデータに関してもいえるであろう。本稿の第一の目的は、分析の期間をリアル・プラン後十分に物価や賃金が安定したと考えられる1996年と、データが入手可能な最近の年である2005年を選び、「新自由主義的構造改革」のもとでの10年間の動向を分析することである。

また、1990年代のブラジルは重要な教育改革を行っている。1993年から2003年までは「万人のための教育10ヶ年計画」が実施され、1996年には「教育の方針と基礎に関する法律」が施行された。²⁾これに伴い、ブラジルの労働者の教育水準はこの10年間に大きく上昇し、特に初等・中等教育の普及度は飛躍的に高まった。本稿の第二の目的は、賃金関数の推定に Hungerford and Solon (1987) タイプのモデルを用い、学校教育の各段階（初等・中等・高等）の収益率を別個に推定し、それぞれの収益率にどのような特徴、変化がみられたか、およびそれが男女間でどのように異なるかを分析することである。

本稿の構成は以下の通りである。まず、次節では賃金格差の要因分解を行うために必要な賃金関数の推定方法について述べる。第3節では賃金格差の要因分解モデルを解説する。第4節では推定に用いたデータについて紹介し、第5節では分析結果を述べる。最後に、第6節で結論を述べる。

2 賃金関数の推定方法

ブラジルの男女間賃金格差を分析した研究には、Lovell (2000) や Loureiro et al. (2004) などがあるが、これらの研究ではいずれも賃金関数として、対数賃金が修学年数に対して連続かつ線形である標準的な Mincer 流賃金関数が用いられている。

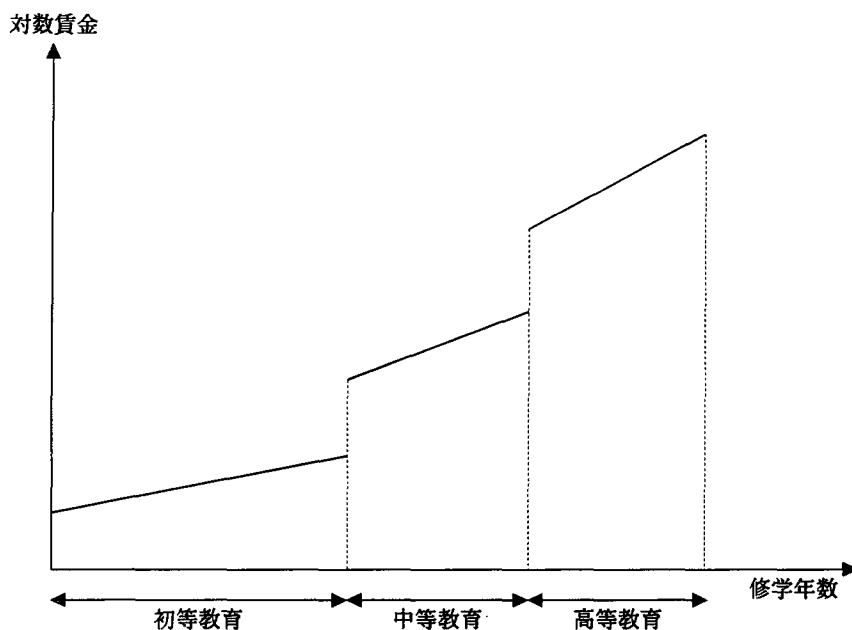
標準的な Mincer 流賃金関数においては、初等教育から高等教育まですべての段階において学校教育に対する1年あたりの収益率が一定であると仮定されている。しかし、現実には初等教育と中等教育、高等教育ではそれぞれ1年あたりの収益率は異なるであろうし、また Spence (1973) のモデルのように教育がシグナルとして機能しているなら、学校を卒業した時点で賃金が非連続的に上昇するはずである。

したがって、このような賃金プロファイルの傾きの変化や、非連続的な上昇に対応した賃金関数を想定する方がより現実的である。このことにより、どの段階の学校教育が賃金を決定する要因として重要であるかということに加え、各段階の学校教育を卒業したというシグナル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を明らかにすることができる。

本稿では、Hungerford and Solon (1987) に従い、図1で表されるような、傾きの変化と非連続性を考慮した学歴・賃金プロファイルを想定し、賃金関数を推定する。

具体的には以下のモデルを用いる。

図1 学歴・賃金プロフィール



$$\ln w = \beta_0 S + \beta_{11} d_1 + \beta_{12} d_1 (S-8) + \beta_{21} d_2 + \beta_{22} d_2 (S-11) + \beta_{31} d_3 + \beta_4 d_4 + X\beta + u \quad (1)$$

ここで、 S は年数で表された学業達成度のインデックスを表し、 d_1 , d_2 , d_3 はそれぞれ初等、中等、高等教育を卒業した場合に 1 となるダミー変数、 d_4 は大学院以上の教育を受けた場合に 1 となるダミー変数である。また、 X はその他の賃金に影響を与える説明変数のベクトル、 β はその係数ベクトルであり、 u は誤差項である。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、ここでは学校教育の 8 年目および 11 年目において学歴・賃金プロフィールの非連続な上昇と傾きの変化が生じると仮定している。

(1) 式により推定される β_0 の値は、初等教育 1 年あたりの収益率を表している。係数 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増加するかを表しており、sheepskin effect と呼ばれる。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いる。

3 賃金格差の要因分解モデル

前述の Lovell (2000) や Loureiro et al. (2004) による男女間賃金格差の要因分解は、Blinder (1973) および Oaxaca (1973) による分解方法を用いたものである。これは賃金格差の要因を属性の差異による効果と差別要因による効果との 2 つに分解する方法である。この

方法が前提としているのは、男性（女性）が限界生産力に等しい賃金を受け取り、女性（男性）が差別により限界生産力を下回る（上回る）賃金を受け取るという仮定である。一方、Neumark (1988) や Oaxaca and Ransom (1994) は、労働市場の差別は、それにより単に差別を受けるグループのみならず、逆に優遇されるグループも同時に存在するという観点を導入することによって、賃金格差を 3 つの要因、即ち属性による格差、差別による男性への過大な支払い、差別による女性への過小な支払いに分解してその含意を探ることを提唱した。本稿では Neumark (1988) や Oaxaca and Ransom (1994) による分解方法を用い、ブラジルの労働市場において差別により女性に対する支払いが過小になっているだけでなく、男性に対する支払いが過大になっているという観点から分析を行う。そこで本節では、まずその分解方法についてみておくことにする。³⁾

Blinder (1973) や Oaxaca (1973) による提案は、男女間賃金格差を観察可能な男女それぞれの属性の差異による効果（「要素量差要因」）と、それらの属性に対する男女それぞれの評価の差異による効果（「要素価格差要因」）とに分解する方法である。そして、後者の効果は男女間の差別要因に基づくものと解釈される。

この方法による賃金格差の要因分解を行うために男女それぞれの賃金関数を推定することが必要であるが、その方法については第 2 節で述べた。

いま、推定された賃金関数のパラメータと、非説明変数および説明変数の平均値について以下の関係が成立する。即ち、

$$\ln(\bar{w}_m) = \bar{X}'_m \hat{\beta}_m \quad (2)$$

$$\ln(\bar{w}_f) = \bar{X}'_f \hat{\beta}_f \quad (3)$$

である。ここで添え字の m は男性、 f は女性を表す。 $\bar{w}$ は幾何平均賃金を、 $\bar{X}'$ は説明変数の平均値のベクトルを表し、 $\hat{\beta}$ は推定された係数のベクトルである。

ところで、男女間の粗（調整されない）賃金格差 (G_{mf}) を、

$$G_{mf} = (\bar{w}_m / \bar{w}_f) - 1 \quad (4)$$

と定義すれば、対数表示の賃金格差は、

$$\ln(G_{mf} + 1) = \ln(\bar{w}_m / \bar{w}_f) = \ln(\bar{w}_m) - \ln(\bar{w}_f) = \bar{X}'_m \hat{\beta}_m - \bar{X}'_f \hat{\beta}_f \quad (5)$$

となる。また、もし労働市場で男女間差別がない場合には男性と女性の賃金格差は純粋に生産性格差 (Q_{mf}) を反映するので、差別がない場合における格差は次のように表すことができる。

$$Q_{mf} = (w_m^0 / w_f^0) - 1 \quad (6)$$

ここで記号 0 は労働市場に差別がない場合における男女の賃金を表す。一方、労働市場に差別が存在する場合には、「男性の相対賃金が、もし男性と女性が同一の基準にしたがって支

払われるならば成立したであろう相対賃金を超えるときはいつでも女性に対する差別が存在する」(Oaxaca, 1973, p. 694) という差別の定義から、市場差別の係数 (D_{mf}) が次のように定義される。即ち、

$$D_{mf} = (\tilde{w}_m/\tilde{w}_f - w_m^0/w_f^0)(w_m^0/w_f^0) \quad (7)$$

である。そこで、方程式(4)、(6)、(7)から、対数表示の賃金格差 ($\ln(G_{mf}+1)$) は以下のように要因分解できる。

$$\ln(G_{mf}+1) = \ln(D_{mf}+1) + \ln(Q_{mf}+1) \quad (8)$$

右辺の第1項は差別要因(「要素価格差要因」)を表し、第2項は属性要因(「要素量差要因」)を表す。しかしながら、差別要因については2つの側面、即ち、労働市場の差別は単に差別を受けるグループ(女性)の賃金を低めるだけではなく、それ以外のグループ(男性)に対するより高い支払いをもたらすという側面も存在する(Oaxaca and Ransom, 1994)。そこで、この点を考慮すれば、(8)式の右辺第1項はさらに、

$$\begin{aligned} \ln(D_{mf}+1) &= \ln(\tilde{w}_m/\tilde{w}_f) - \ln(w_m^0/w_f^0) \\ &= \ln(\tilde{w}_m/w_m^0) + \ln(w_f^0/\tilde{w}_f) \\ &= \ln(\delta_{m0}+1) + \ln(\delta_{0f}+1) \end{aligned} \quad (9)$$

と分解できる。ここで $\delta_{m0} = (\tilde{w}_m/w_m^0) - 1$ は男性の現行賃金と男性が差別がない場合に受け取ったであろう賃金との間の格差(即ち、「男性への過大支払いとみなされる部分」)であり、 $\delta_{0f} = (w_f^0/\tilde{w}_f) - 1$ は、差別がない場合に女性が受け取ったであろう賃金と女性の現行賃金との間の格差(即ち、「女性への過小支払いとみなされる部分」)である。従って、最終的に対数表示の賃金格差は以下のように3つの要因に分解することができる。即ち、

$$\ln(G_{mf}+1) = \ln(\delta_{m0}+1) + \ln(\delta_{0f}+1) + \ln(Q_{mf}+1) \quad (10)$$

である。いま賃金関数を用いてそれを表せば、

$$\ln(G_{mf}+1) = \bar{X}'_m(\hat{\beta}_m - \beta^*) + \bar{X}'_f(\beta^* - \hat{\beta}_f) + (\bar{X}_m - \bar{X}_f)'\beta^* \quad (11)$$

となる。ここで、 β^* は差別がない場合における賃金構造の推定値である。また、(11)式の右辺の第1項は「男性への過大支払いとみなされる部分」であり、第2項は「女性への過小支払いとみなされる部分」、そして、第3項は「男女間の生産性格差を反映する部分」である。

このモデルに基づいて賃金格差の要因分解を行うためには、差別のない場合における賃金構造 β^* についての仮定が必要である。本稿では、Neumark (1988) および Oaxaca and Ransom (1994) に従って、男性と女性の各標本をプールし、プール標本に対する賃金関数の推定値を差別のない場合における賃金構造 β^* の推定値として用いる。

4 データ

本稿での推定に用いるデータは、Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE：ブラジル地理統計院) による PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) の1996年度版および2005年度版である。PNAD は国勢調査の行われている年を除き毎年実施されている家計調査であり、1996年版ではおよそ10万5千世帯33万人、2005年版ではおよそ14万2千世帯40万人のサンプルが利用可能となっている。

我々の関心は男女間の賃金格差にあるため、サンプルは非農業部門における賃金労働者に限定する。また、賃金や労働時間など分析に必要な項目が報告されていないサンプルを除去することにより、1996年で67,327件、2005年で91,045件が利用可能なサンプルとして残った。

この家計調査の特徴は各サンプルの最終学歴に関して、どの学年まで進級したか、および卒業したかどうか報告されていることである。教育の私的収益率、とりわけ sheepskin effect に関する多くの研究が、アメリカの CPS (Current Population Survey) を利用したものであるが、CPS では1991年以前は修学年数のみが、1992年以降は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、各教育段階の卒業に要する標準的な年数の教育を受けていたとしても、留年などの可能性も考えられるため、そのサンプルが最終学歴を卒業して学位を取得しているかを判断することができない。また、学位に関する情報のみが利用可能な場合には、最終学歴が中退であるサンプルについて最終学歴での教育がデータに反映されないというバイアスが生じる。Hungerford and Solon (1987) による分析では、1978年の CPS が用いられており、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の8、12、16年以上となっているサンプルはすべて対応する学位を取得したと見なされている。これに対し、Jaeger and Page (1996) は1991年および1992年の両方の調査に登場するサンプルを利用して修学年数と学位の両方のデータを用いた推定を行い、Hungerford and Solon (1987) の結果が一年あたりの教育の収益率を過大に評価し、学位の効果を過小に評価している可能性を示している。⁴⁾

ブラジルの場合、他のラテン・アメリカ諸国と同様、義務教育とされている初等教育においても進級試験が課され、これに合格しない場合は留年となる。そのため初等教育においても留年や中途退学が多く見られ、どの学年まで進級したのか、あるいは卒業したかどうかということが、何年間学校に通ったかということよりも重要な意味を持つと考えられる。ここでは、PNAD で報告されている各サンプルの最終学歴(段階および学年)を利用し、それを達成するのに必要となる標準的な修学年数を学業達成度を示すインデックスとして用いることにする。

表1には、各年の賃金関数の推定に用いたデータの記述統計量が示されている。推定には、

表1 データの記述統計量

	1996年			2005年		
	全体	男性	女性	全体	男性	女性
サンプル数	67327	42642	24685	91045	55265	35780
時間あたり賃金	3.15 (5.44)	3.24 (5.89)	2.99 (4.56)	5.45 (12.54)	5.51 (13.38)	5.35 (11.12)
潜在的経験年数	17.71 (12.58)	18.38 (12.92)	16.55 (11.88)	17.16 (12.67)	17.76 (12.93)	16.24 (12.20)
勤続年数	5.19 (6.70)	5.07 (6.73)	5.39 (6.64)	5.34 (7.05)	5.21 (7.02)	5.53 (7.08)
修学年数	7.87 (4.20)	7.10 (4.06)	9.20 (4.09)	9.38 (3.95)	8.61 (3.96)	10.57 (3.63)
初等教育卒業ダミー	0.53	0.45	0.68	0.71	0.63	0.82
中等教育卒業ダミー	0.34	0.26	0.49	0.52	0.43	0.66
大学卒業ダミー	0.09	0.06	0.14	0.12	0.08	0.19
大学院ダミー	0.01	0.00	0.01	0.01	0.01	0.02
白人ダミー	0.56	0.54	0.61	0.51	0.48	0.55
都市ダミー	0.49	0.49	0.50	0.45	0.45	0.45
労働組合ダミー	0.24	0.23	0.24	0.23	0.23	0.24
正規労働ダミー	0.57	0.59	0.54	0.57	0.59	0.54

数値は各変数の平均値で、()内は標準偏差

(1)式で用いられている教育水準に関わる変数の他に、労働市場における潜在的経験年数(年齢 $-S-6$)およびその自乗項、現在の職業における勤続年数およびその自乗項、白人であるかどうかのダミー変数、都市部に居住しているかどうかのダミー変数、労働組合に加入しているかどうかのダミー変数、正規雇用労働者であるかどうかのダミー変数を説明変数に用いた。この表から示唆される大きな特徴は、1996年から2005年の間に平均修学年数がおおよそ1.5年間上昇した点である。これは前述のように1990年代のブラジルの教育政策が成果を上げたことを示すものと考えられる。また、平均修学年数や各段階の学校教育を卒業した人の割合は男性よりも女性の方が高くなっており、教育の機会に関して女性が差別を受けているということにはならないといえる。

5 分析結果

まず、賃金関数の推定結果から見ていこう。表2は、男女別およびプール・データを用いて1996年および2005年に関するそれぞれの賃金関数の係数を推定した結果である。ほぼすべ

表2 賃金関数の推定結果

	1996年			2005年		
	全体	男性	女性	全体	男性	女性
修学年数	0.05* (0.002)	0.07* (0.002)	0.03* (0.004)	0.05* (0.002)	0.06* (0.002)	0.02* (0.004)
初等教育卒業ダミー	0.11* (0.011)	0.10* (0.013)	0.16* (0.018)	0.07* (0.009)	0.06* (0.011)	0.11* (0.017)
初等教育卒業ダミー ×(修学年数-8)	0.005 (0.006)	0.002 (0.007)	0.038* (0.009)	0.001 (0.004)	0.002 (0.005)	0.019* (0.007)
中等教育卒業ダミー	0.19* (0.014)	0.23* (0.018)	0.20* (0.020)	0.15* (0.009)	0.17* (0.012)	0.16* (0.014)
中等教育卒業ダミー ×(修学年数-11)	0.11* (0.007)	0.09* (0.010)	0.10* (0.010)	0.13* (0.005)	0.13* (0.006)	0.13* (0.007)
大学卒業ダミー	0.13* (0.020)	0.20* (0.030)	0.15* (0.026)	0.18* (0.013)	0.24* (0.020)	0.20* (0.017)
大学院ダミー	0.31* (0.044)	0.25* (0.062)	0.29* (0.060)	0.47* (0.022)	0.39* (0.031)	0.47* (0.031)
潜在的経験年数	0.04* (0.001)	0.05* (0.001)	0.03* (0.001)	0.03* (0.001)	0.04* (0.001)	0.02* (0.001)
(潜在的経験年数) ²	-0.0006* (0.00001)	-0.0007* (0.00002)	-0.0004* (0.00003)	-0.0004* (0.00001)	-0.0005* (0.00001)	-0.0003* (0.00002)
勤続年数	0.03* (0.001)	0.03* (0.001)	0.02* (0.001)	0.03* (0.001)	0.03* (0.001)	0.03* (0.001)
(勤続年数) ²	-0.0003* (0.00003)	-0.0004* (0.00005)	-0.0003* (0.00003)	-0.0003* (0.00002)	-0.0003* (0.00003)	-0.0003* (0.00006)
白人ダミー	0.23* (0.005)	0.24* (0.006)	0.23* (0.008)	0.15* (0.004)	0.16* (0.005)	0.14* (0.006)
都市ダミー	0.18* (0.005)	0.14* (0.006)	0.23* (0.008)	0.09* (0.004)	0.06* (0.005)	0.14* (0.006)
労働組合ダミー	0.21* (0.006)	0.18* (0.008)	0.22* (0.010)	0.16* (0.005)	0.15* (0.006)	0.15* (0.008)
正規労働ダミー	0.12* (0.005)	0.12* (0.007)	0.06* (0.009)	0.11* (0.004)	0.13* (0.006)	0.04* (0.007)
定数項	-0.87* (0.013)	-0.97* (0.015)	-0.75* (0.025)	-0.12* (0.011)	-0.23* (0.013)	0.00 (0.022)
サンプル数	67327	42642	24685	91045	55265	35780
自由度修正済み R^2	0.49	0.52	0.50	0.49	0.50	0.52

()内は White による修正を施した頑健な標準誤差

*は係数が1%の水準で有意であることを示す

での説明変数の係数が予想される符号で有意に推定された。

学校教育を卒業することによる賃金の非連続的な上昇、すなわち *sheepskin effect* は初等・中等・高等のすべての段階で有意となっており、高等・中等・初等教育の順で大きい。また、初等教育と中等教育の一年あたりの限界的な収益率の差は、女性のデータを用いた推定における係数のみが有意に推定されており、男性のデータおよびプール・データでは有意な差がみられなかった。中等教育と高等教育の収益率の差は男女ともに有意となっている。

1996年から2005年までの9年間では、初等教育および中等教育の収益率が低下しており、特に中等教育卒業による収益率の低下が顕著である。それに対して、大学入学以降の収益率は上昇しており、大学未入学者と大学卒業者の賃金格差は、その他の賃金決定要因を一定とすれば、60%から72%へと拡大している。また、白人ダミー、都市ダミー、労働組合ダミー、正規雇用ダミーの係数はそれぞれ減少しており、これらの要因による賃金格差は縮小の傾向にあることが見て取れる。

賃金関数の推定結果から、第3節の手法を用いて賃金格差の要因分解を行った結果が表3である。まず特筆すべき点は、もし男女間差別がなければ、男女それぞれのグループの属性、特に教育水準（修学年数、ダミー変数、およびそれらの交差項）において女性の要素量が男性のそれを上回っているため、女性の方が高い賃金を受け取るということである。しかし、現実には観察される賃金には男女間で要素量の格差から予想されるほどの差はなく、男性（女性）に有利（不利）に働いている差別要因、すなわち要素価格の格差によって要素量の格差が相殺される形となっている。

男性（女性）に有利（不利）に働いている差別要因の中で絶対値が大きいのは教育水準（修学年数、ダミー変数、およびそれらの交差項）と潜在的経験年数であり、もしこれらが男女間で同等に評価されておれば、女性の賃金はその属性を反映して男性よりも高くなるはずである。

教育に対する収益では、女性が男性を上回っているのは初等教育の卒業による収益のみとなっており、労働市場で女性の教育水準に対する評価が低いことが示唆される。この点に関しては、Loureiro et al. (2004) と整合的な結果となっている。女性の方が教育水準は高いが、1996年、2005年ともに要素量による格差のうち51%が女性に対する過小な支払いで、45%が男性に対する過大な支払いで相殺される形となっている。

また、潜在的経験年数の係数が男女間で大きく異なっており、女性の係数が男性に比べて低くなっている。その一方で、勤続年数の係数には大きな差がみられないことから、これは女性の方が出産や育児などによる離職率が高く、同じ潜在的経験年数であっても実際の経験年数は男性の方が長いため、あるいは、より離職率の低い男性の方が雇用主により多くの訓練機会を与えられているという統計的差別によると考えられる。

表 3 男女間賃金格差の要因分解

	1996				2005			
	$\ln(G_{mf}+1)$	$\hat{X}_m'(\hat{\beta}_m - \beta^*)$	$\hat{X}_f'(\beta^* - \hat{\beta}_f)$	$(\hat{X}_m - \hat{X}_f)/\beta^*$	$\ln(G_{mf}+1)$	$\hat{X}_m'(\hat{\beta}_m - \beta^*)$	$\hat{X}_f'(\beta^* - \hat{\beta}_f)$	$(\hat{X}_m - \hat{X}_f)/\beta^*$
修学年数	0.231	0.112	0.231	-0.112	0.225	0.098	0.217	-0.089
初等教育卒業ダミー	-0.063	-0.005	-0.033	-0.026	-0.057	-0.007	-0.038	-0.013
初等教育卒業ダミー ×(修学年数-8)	-0.089	-0.005	-0.079	-0.006	-0.057	0.002	-0.059	-0.001
中等教育卒業ダミー	-0.040	0.009	-0.005	-0.044	-0.033	0.008	-0.006	-0.035
中等教育卒業ダミー ×(修学年数-11)	-0.041	-0.006	0.009	-0.044	-0.064	0.001	0.007	-0.073
大学卒業ダミー	-0.008	0.004	-0.002	-0.010	-0.017	0.005	-0.003	-0.019
大学院ダミー	-0.001	0.000	0.000	-0.001	-0.004	-0.001	0.000	-0.003
小計	-0.011	0.109	0.122	-0.242	-0.008	0.106	0.119	-0.233
潜在的経験年数	0.451	0.174	0.204	0.073	0.328	0.129	0.152	0.047
(潜在的経験年数) ²	-0.176	-0.065	-0.058	-0.052	-0.134	-0.051	-0.056	-0.028
勤続年数	0.025	0.013	0.020	-0.009	0.002	0.006	0.005	-0.009
(勤続年数) ²	-0.009	-0.006	-0.004	0.001	0.003	-0.001	0.003	0.001
白人ダミー	-0.012	0.003	0.000	-0.015	-0.001	0.005	0.004	-0.010
都市ダミー	-0.048	-0.019	-0.028	-0.002	-0.036	-0.016	-0.019	0.000
労働組合ダミー	-0.013	-0.006	-0.004	-0.003	-0.001	-0.001	0.002	-0.002
正規雇用ダミー	0.042	-0.001	0.037	0.006	0.054	0.008	0.040	0.006
定数項	-0.214	-0.100	-0.113	0.000	-0.227	-0.103	-0.124	0.000
合計	0.034	0.102	0.176	-0.243	-0.019	0.082	0.127	-0.228

その他のダミー変数については、まず白人であるかどうかに対する評価は男女でそれほど差はない。都市ダミーについては、女性の係数が男性に比べてかなり大きい値を示しており、地域間の賃金格差は男性よりも女性の方が大きいことが示唆される。労働組合ダミーは、1996年では女性の方が高く評価されていたが、2005年では男女で係数が同じとなっている。正規労働に関しては、どちらの時点においても男性の方が高く評価されている。いずれのダミー変数もその係数は1996年から2005年の間に小さくなっており、これらの要因による賃金格差は縮小傾向にあることがわかる。

1996年と2005年を比較すると男女間賃金格差は若干縮小しており、2005年では賃金の幾何平均で女性が男性を上回っている。属性格差についてはそれほどの変化はなく、賃金格差の縮小の大部分が評価格差、すなわち男女差別の縮小によるものであることがわかる。このうち、男性に対する過大な支払いが約20%縮小したのに対し、女性に対する過小な支払いは約28%縮小している。

6 結 論

本稿において、我々はブラジルにおける男女間の賃金格差がどのような要因によって説明されるかについて分析を行った。

本稿における分析の特徴の1つは、ブラジルの教育水準と社会問題となっている学校中退に鑑みて、賃金関数の推定において学校教育に関する *sheepskin effect* を考慮したことである。その結果、1996年と2005年のいずれにおいても各教育段階での *sheepskin effect* が有意に推定された。また、その大きさは高等・中等・初等教育の順となっていることが明らかとなった。

男女間賃金格差の要因分解においては、以下のような点が明らかとなった。第1に、ブラジルにおいては女性の教育水準が男性を上回っていることから、要素量から予想される賃金は女性の方が高くなるということである。一方、それを相殺する形で差別要因（「要素価格差要因」）が男性に有利に作用しており、結果としてブラジルの労働市場における平均的な賃金は男女間で大きな差が観察されない。本稿で得られたブラジルにおける男女間賃金格差の要因分解の結果は、国際的な比較において1つの特異なケースを表しているといえよう。なぜなら、例えば Johnes and Tanaka (forthcoming) は日本、米国、ロシアの男女間賃金格差の要因分解を行っているが、それぞれの国によって大きさに差異があるとはいえ、属性要因（「要素量差要因」）と差別要因（「要素価格差要因」）は、賃金格差に対する説明要因として補完関係となっているからである。

第2に、男性（女性）に有利（不利）に働いている差別要因の中では、教育水準（修学年数、ダミー変数、およびそれらの交差項）と潜在的経験年数がもっとも寄与度が大きいが、

潜在的経験年数に関しては、一方で勤続年数に対する評価に男女間でほとんど差異が見られないことから、Phelps (1972) のいう統計的差別の存在が示唆される。

第3に、1996年と2005年を比較すれば男女間賃金格差は若干縮小しており、2005年では賃金の幾何平均で女性が男性を上回っている。属性要因については大きな変化がないことから、差別要因の縮小によって賃金格差の縮小が生じたことがわかる。なかでも、男性に対する過大な支払いが約20%縮小したのに対し、女性に対する過小な支払いは約28%縮小しており、女性の労働参加率の上昇とともに、女性に対する差別も縮小傾向にあることが示唆される。このような変化は、Johnes and Tanaka (forthcoming) による日本の事例とも整合的である。

こうした要因分解による分析では、定数項の解釈に留意が必要である。本稿の推定においても、労働市場における教育水準や経験年数に対する評価が男女間で異なることは確認されたが、男女それぞれの賃金関数における定数項の差が全体の賃金格差と同程度の大きさになっており、この定数項の差について本稿で用いた分析方法では説明を与えることができない。ここで考えられる一つの仮説は、賃金労働者として働いている女性はそもそも働いていない女性に比べて教育水準など賃金にプラスの影響を持つ要素を多く持っており、このようなグループからなるサンプルで推定された賃金関数にはサンプル・セレクション・バイアスが生じているということである。その場合、労働市場に参加するかどうかの決定を考慮した Heckman (1979) タイプの分析を行う必要があるが、これは今後の課題である。

最後に、本稿では産業や職種を考慮した分析は行わなかったが、男女間賃金格差を産業や職種の違いから説明できる部分と、同じ産業内や職種内での賃金格差に分解し分析することは興味深い。なぜなら、賃金の格差以前に職業選択の機会に男女差別が存在する可能性が考えられるからである。また、ブラジルは国土が広く、地域によって人種構成なども異なるため、女性に対する差別も地域間で異なる可能性がある。しかしながら、これらの点を踏まえた分析は今後の課題である。

注

本稿の執筆に当たり、神戸大学経済経営研究所の西島章次教授、浜口伸明准教授から大変有益なコメントをいただいた。ここに記して、感謝の意を表する次第である。また、資料の翻訳をお願いし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もあわせて感謝したい。なお、いうまでもなく、ありうべき誤りはすべて筆者の責任である。

- 1) データの出所は、UNDP, "Human Development Report 2006" である。
- 2) ブラジルの1990年代の教育改革については江原 (2004) に詳しい。
- 3) 本節は、Oaxaca and Ransom (1994) および田中 (2002) の第3節に負う所が大きい。
- 4) その他にも Park (1999) は、1990年の CPS が試験的に新旧の質問を同時に行っていることを利用して、より正確な Sheepskin effect の推定を試みている。

- 5) 人種に関しては自己申告に基づくデータであり、特に肌が黒色か茶色かを識別する明確な基準が存在しないため、データから人種を区別することには問題がある。本稿の関心は男女間賃金格差にあるため、ここでは白人である場合のみをダミー変数を用いてコントロールした。
- 6) 現在就いている職で、雇用証 (carteira de trabalho assinada) が発行されていると答えた労働者。

参 考 文 献

- Blinder, A. S. (1973) "Wage discrimination: Reduced form and structural estimates," *Journal of Human Resources*, Vol. 8, No. 4, pp. 436-455.
- Heckman, J. J. (1979) "Sample selection bias as a specification error," *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, pp. 153-161.
- 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.
- Johnes, G. and Y. Tanaka (forthcoming) "Changes in gender wage discrimination in the 1990s: A tale of three very different economies," *Japan and the World Economy*.
- Loureiro, P. R., F. G. Carneiro, and A. 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, pp. 129-143.
- Lovell, P. A. (2000) "Race, gender and regional labor market inequalities in brazil," *Review of Social Economy*, Vol. 13, No. 3, pp. 277-293.
- Neumark, D. (1988) "Employers' discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination," *Journal of Human Resources*, Vol. 23, No. 3, pp. 279-295.
- Oaxaca, R. (1973) "Male-female wage differentials in urban labor markets," *International Economic Review*, Vol. 14, No. 3, pp. 693-709.
- Oaxaca, R. L. and M. R. Ransom (1994) "On discrimination and the decomposition of wage differentials," *Journal of Econometrics*, Vol. 61, pp. 5-21.
- 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, pp. 237-240.
- Phelps, E. S. (1972) "The statistical theory of racism and sexism," *American Economic Review*, Vol. 62, No. 4, pp. 659-661.
- Spence, M. (1973) "Job market signaling," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 87, No. 3, pp. 355-374.
- 江原裕美 (2004) 「1990年代ブラジルの初等教育改革政策」, 『帝京大学外国語外国文学論集』, 第10巻, 65-98頁.
- 田中康秀 (2002) 「わが国における男女間賃金格差の再検討—差別要因と期待要因に関連して」, 『日本経済研究』, 第45号, 176-200頁.