

Discriminação no mercado de trabalho: uma análise dos setores rural e urbano no Brasil*

Paulo R. A. Loureiro[§]
Francisco Galvão Carneiro[§]

RESUMO

O artigo investiga a existência de discriminação nos mercados de trabalho urbano e rural no Brasil. Utilizando o procedimento de Heckman (1970) para estimar equações de participação e rendimentos e o método de decomposição de Blinder (1973) e Oaxaca (1973), testamos a hipótese de que os retornos à educação são diferenciados para trabalhadores urbanos e rurais no Brasil. A metodologia de análise utilizada no artigo permite decompor a diferença entre os salários médios masculinos e femininos, urbanos e rurais, na parcela que resulta das características pessoais consideradas como explicativas, tais como educação, horas de trabalho e experiência, e outra parcela, que caracteriza a existência de discriminação. A análise é feita com microdados da Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar (PNAD) para o ano 1998. Os resultados encontrados sugerem a existência de forte discriminação por raça e gênero, além de substanciais diferenciais de salários entre trabalhadores urbanos e rurais.

Palavras-chave: discriminação, determinação de salários, capital humano, setores rural e urbano.

ABSTRACT

The article investigates the existence of discrimination in the urban and rural labor markets in Brazil. Using the procedure proposed by Heckman (1970) to estimate participation and earnings equations and the method of decomposition proposed by Blinder (1973) and Oaxaca (1973), we test the hypothesis that returns to education are different for urban and rural workers in Brazil. The methodology we use allows for the decomposition of the difference in the average wages of male and female workers in the urban and rural sectors in a share that can be explained by characteristics such as education, hours of work and experience, and in another share that reflects the existence of discrimination. The analysis is carried out with microdata from the National Household Surveys (PNADs) of 1998. The results we obtained suggest the existence of strong discrimination by gender and race, besides the presence of substantial wage differentials between urban and rural workers.

Key words: discrimination, wage determination, human capital, rural and urban sectors.

JEL classification: J31, J71, D32.

* Os autores agradecem os comentários e sugestões de Joaquim Pinto de Andrade, Jorge Saba Arbache, Carlos Alberto Ramos, Adolfo Sachsida e de dois pareceristas anônimos, isentando-os de quaisquer erros remanescentes. Carneiro agradece o apoio financeiro do CNPq.

§ Os autores são professores do Mestrado em Economia de Empresas da Universidade Católica de Brasília.

1 Introdução

A contribuição seminal no estudo da discriminação é atribuída a Becker (1957), que apresentou fundamentação microeconômica para explicar a existência de discriminação no mercado de trabalho. De acordo com Becker (1957), a existência de discriminação se dá quando um grupo de indivíduos que têm habilidades, educação, treinamento, experiência e produtividades iguais recebem salários diferentes ou tratamento diferenciado em função de sua raça, sexo, religião ou outras características pessoais, que não têm efeito sobre sua produtividade (veja ainda Phelps, 1972 e Arrow, 1972). O modelo original de Becker assume que se o indivíduo tem preferência por discriminar, ele tem que agir como se estivesse disposto a pagar alguma coisa, direta ou indiretamente, na forma de uma redução de renda, por ser associado a algum grupo ao invés de outro. Ou seja, discriminação consistiria, basicamente, em reduzir lucros, salários ou renda para manter preconceito de algum tipo.

Uma das questões levantadas na literatura sobre discriminação no mercado de trabalho é que se a mesma é ineficiente, então porque persistiria numa economia competitiva? A ineficiência decorreria da má alocação dos indivíduos no mercado de trabalho, em função da discriminação, uma vez que alguns trabalhadores receberiam uma remuneração menor que sua produtividade marginal. Tal situação geraria salários desiguais, tratamento diferenciado, segregação e discriminação. Uma das possíveis explicações para a existência de salários desiguais seria a existência de retornos diferenciados à educação e treinamento de um determinado indivíduo. Spence (1973) procura explicar a persistência de discriminação em mercados competitivos argumentando que pode haver incertezas sobre a produtividade dos trabalhadores por parte do empregador. Assim, se os sinais sobre educação e experiência não informam perfeitamente sobre a produtividade dos trabalhadores, informações sobre raça e sexo, por exemplo, poderiam ser usadas pelo empregador para diferenciar indivíduos com produtividades semelhantes (veja ainda Aigner e Cain, 1977).

Becker (1962) e Mincer (1974), entre outros, investigaram a questão dos retornos à educação e treinamento. Becker (1962) argumenta que investimentos em capital humano contribuem para o desenvolvimento de habilidades físicas e mentais dos indivíduos, além de possibilitar um aumento de sua renda. Ou seja, o treinamento realizado hoje elevaria a produtividade futura, cujo custo envolvido, no entanto, refletiria o custo incorrido com o tempo gasto em treinamento, que teria impossibilitado a produção no período de estudos. Os custos com a educação, por outro lado, incluem não apenas os custos diretos (livros, matrículas, materiais etc.), mas também o custo de oportunidade de não se estar trabalhando para se poder estudar. Assim, todos os que incorrem nesses custos esperam um retorno na forma de uma remuneração mais elevada.

Para o caso do Brasil, Stelcner *et al.* (1994), Tiefenthaler (1994), Kassouf (1997; 1998), e Silva e Kassouf (2000), *inter alia*, investigaram a existência de retornos diferenciados à educação e treinamento. Em geral, a abordagem utilizada por esses estudos foi a de verificar a existência de discriminação na presença de segmentação no mercado de trabalho. Em todos os casos foi possível constatar importantes diferenciais de salários em função tanto da discriminação quanto da segmentação no mercado de trabalho (c.f., Silva e Kassouf, 2000).

Neste artigo, procura-se analisar a presença ou não de discriminação associada a sexo e a raça dentro do setor rural e do setor urbano e se a existência de discriminação afeta o diferencial de salários em cada um desses setores no Brasil. De fato, Kassouf (1997) aponta que os salários médios dos trabalhadores rurais representavam, em 1989, apenas 40% dos salários dos trabalhadores urbanos. Ao estudar os diferenciais de salários para os dois setores, Kassouf (1997) constatou que os retornos à escolaridade e ao treinamento foram bem superiores no setor urbano do que no setor rural. Além disso, a autora concluiu que os trabalhadores urbanos atingiram o pico de rendimento mais cedo do que os do setor rural, o que sugere que os residentes no setor urbano têm maiores incentivos em investir em educação e treinamento do que no setor rural.

Diferentemente de Kassouf (1997), estaremos utilizando a metodologia de decomposição de Blinder-Oaxaca (1973), além do procedimento de Heckman (1974), e dados da Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar (PNAD-IBGE). Kassouf (1997) utilizou dados da Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição, realizada em 1989 pelo Instituto Nacional de Alimentação e Nutrição (INAN), pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e pelo Instituto de Planejamento Econômico e Social (IPEA). Dessa forma, o artigo apresenta uma contribuição original, que pode ser traduzida pela utilização de uma metodologia alternativa de análise e uma base de dados distinta da utilizada por trabalhos anteriores para estudar a existência de discriminação entre trabalhadores urbanos e rurais no Brasil.

O artigo está organizado da seguinte forma. Na seção 2, discutimos a metodologia de análise, que consiste em estimar uma equação de participação no mercado de trabalho e, posteriormente, equações de rendimento que permitiram a decomposição dos diferenciais de salários por gênero. Na seção 3, discutimos os dados e analisamos os resultados estimados. Por fim, na seção 4, apresentamos nossas conclusões, que apontam para a forte presença de discriminação salarial por sexo e gênero, nos setores rural e urbano.

2 Metodologia

Para testar a hipótese de retornos diferenciados à educação entre os setores rural e urbano no Brasil ajustamos, inicialmente, um modelo Probit para estimar uma equação de participação no mercado de trabalho. Tal procedimento permite verificar os fatores que afetam a decisão dos trabalhadores de participar ou não do mercado de trabalho. Adicionalmente, utilizamos o método de decomposição de Blinder-Oaxaca (1973) para estimar equações de rendimento por gênero e por setor ocupacional. Tal procedimento permite decompor a diferença entre os salários médios masculinos e femininos - urbanos e rurais - na parcela que resulta das características pessoais consideradas como explicativas, tais como educação, horas de trabalho e experiência, e na outra parcela, que caracteriza a existência de discriminação.

2.1 O modelo Probit

Por meio do modelo Probit, pode-se verificar a probabilidade de que um trabalhador, dado um conjunto de características pessoais e familiares, venha a participar ou não do mercado de trabalho. Na análise Probit, a variável a ser explicada é a escolha dicotômica: trabalhar ou não trabalhar. Na tomada de decisão de aceitar trabalhar ou não trabalhar, admite-se que o empregado avalie os ganhos e/ou perdas do emprego. As variáveis que incorporam essa tomada de decisão geralmente não são diretamente observáveis para cada indivíduo i . Pode-se, então, definir y_i^* como uma preferência (não-observável) latente, tal como:

$$y_i^* = \beta_i X_{ik} + \mu_i \quad (1)$$

onde X_i representa um conjunto de variáveis explicativas relacionadas ao trabalhador i . A decisão de trabalhar pode ser descrita em termos de uma variável *dummy*, y , de forma que $y_i = 1$ se a pessoa aceitou trabalhar, e $y_i = 0$ se não aceitou trabalhar. O parâmetro β_i mede o efeito de uma mudança em X_{ik} sobre a variável latente (não-observável) y_i^* . A importância desses efeitos em termos de interpretação é que a variável latente e os efeitos marginais têm somente significado ordinal e não cardinal. O sinal de β_k determina a direção do efeito, e o efeito tende a ser maior quanto maior for β_k . Quanto maior o valor de y_i^* , maior a probabilidade de o indivíduo aceitar trabalhar. Não podemos observar y_i^* , mas podemos atribuir os valores 0 ou 1 à variável y .

O procedimento de Heckman

A equação de rendimento é a seguinte:

$$W_i = \delta Z_i + \varepsilon_{1i} \quad (2)$$

onde W é o logaritmo do salário, Z é um vetor de características pessoais, δ é um conjunto de parâmetros e μ é vetor de erros aleatórios e que assume as pressuposições estatísticas usuais. Deve-se observar, no entanto, que dado que a amostra sobre a participação do trabalhador no mercado de trabalho não é aleatória, pode ocorrer viés de seletividade amostral. O viés de seletividade pode ser ilustrado da seguinte forma:

$$E[W_i | Z_i, y_i = 1] = \delta Z_i + E[\varepsilon_i | \mu_i > -\beta X_i] \quad (3)$$

e, supondo-se que ε e $\mu \sim N(0, \sigma^2)$

$$\mu_i = \frac{\text{cov}(\mu_i, \varepsilon_i)}{\sigma_\mu^2} \mu_i + \nu, \text{ onde } \nu(\mu_i, \nu) = 0 \quad (4)$$

Assim,

$$\begin{aligned} E[\varepsilon_i | \mu_i > -\beta X_i] &= \frac{\text{cov}(\mu_i, \varepsilon_i)}{\sigma_\mu} E\left[\frac{\mu_i}{\sigma_\mu} \middle| \frac{\mu_i}{\sigma_\mu} - \frac{-\beta X_i}{\sigma_\mu}\right] \\ &= \frac{\text{cov}(\mu_i, \varepsilon_i)}{\sigma_\mu} \frac{\phi(\beta X_i)}{\Phi(\beta X_i)} \end{aligned} \quad (5)$$

onde $\phi(\cdot)$ é a função de densidade de probabilidade e $\Phi(\cdot)$ sua função de distribuição cumulativa. Observando-se a equação (2), verificamos que os parâmetros são viesados, dado que a expectância na equação (3) não pode ser zero. O viés de seletividade ocorre quando $\text{Cov}(\mu, \varepsilon) \neq 0$.

De acordo com Heckman (1974), se a equação (2) de rendimentos for estimada utilizando o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), os parâmetros δ seriam viesados. No entanto, se a equação de rendimentos usasse uma função lambda $\lambda(.)$ como variável explicativa adicional, conhecida como o inverso da razão de Mill [equação (6)], produziria estimadores consistentes de δ .

$$\lambda(.) = \frac{\phi(\beta X_i / \sigma_\mu)}{\Phi(\beta X_i / \sigma_\mu)} \quad (6)$$

Heckman (1974) observou que o modelo poderia ser facilmente estimado utilizando o seguinte procedimento: estimar a equação de participação do trabalhador no mercado de trabalho sobre o vetor X usando um modelo Probit para obter estimativas de δ / μ_i . Com base nessas estimativas, constrói-se o inverso da razão de Mill. Após isso, estima-se a equação de rendimentos sobre Z , usando o inverso da razão de Mill como variável explicativa.

Assim, o procedimento de Heckman (1974, 1990) deve ser utilizado para a obtenção de estimadores consistentes dos parâmetros nas equações de rendimentos estimados por mínimos quadrados ordinários, da seguinte forma:

$$W_i = \delta Z_i + \frac{\phi(\beta X_i / \sigma_\mu)}{\Phi(\beta X_i / \sigma_\mu)} \Theta \quad (7)$$

ou

$$W_i = \delta Z_i + \lambda_i \Theta \quad (7')$$

2.2 A decomposição de Blinder-Oaxaca

O procedimento descrito acima permite que se obtenham estimativas consistentes sobre o rendimento dos trabalhadores urbanos e rurais, controlando-se por características individuais. A partir daí, pode-se verificar se existem ou não diferenciais de salários por sexo, gênero e setor de atividade, por exemplo. A confirmação da existência de diferenciais de salários para trabalhadores com igual produtividade caracterizaria a presença de discriminação. No entanto, o procedimento utilizado para identificar a existência ou não de discriminação no mercado de

trabalho não permite distinguir qual a parte do diferencial de rendimentos atribuída a variações nas características produtivas individuais, como educação, experiência e idade, e qual a parte do diferencial de salários que se deve à discriminação.

Para responder a essa questão, utilizamos o procedimento de decomposição proposto originalmente por Blinder (1973) e Oaxaca (1973). Para tanto, a amostra é dividida em dois grupos e estima-se o seguinte modelo:

$$\ln W_M = \alpha_M + \beta_M X_M + \varepsilon_M \quad (8)$$

$$\ln W_F = \alpha_F + \beta_F X_F + \varepsilon_F \quad (9)$$

$$\ln W_B = \alpha_B + \beta_B X_B + \varepsilon_B \quad (10)$$

$$\ln W_P = \alpha_P + \beta_P X_P + \varepsilon_P \quad (11)$$

onde $\ln W$ é o logaritmo dos salários, X_i é o vetor das características individuais, tais como educação, experiência, etc., β é o parâmetro a ser estimado, e ε é o erro aleatório - independente e identicamente distribuído. Os subíndices M , F , B , P referem-se, respectivamente, às categorias masculino, feminino, branco e pardo.

O modelo de regressão implica que o diferencial de salário pode ser escrito em termos de decomposição. A análise de decomposição de Blinder (1973) e Oaxaca (1973) explica o diferencial de salário por gênero e por raça em termos de características produtivas e discriminação:

$$\overline{\ln wage_M} - \overline{\ln wage_F} = (b_M - b_F) \overline{X_M} + b_F (\overline{X_M} - \overline{X_F}) \quad (12)$$

$$\overline{\ln wage_B} - \overline{\ln wage_P} = (b_B - b_P) \overline{X_B} + b_P (\overline{X_B} - \overline{X_P}) \quad (13)$$

onde a equação (12) é a diferença média dos logaritmos dos salários entre o sexo masculino e o feminino e a equação (13) representa a diferença média dos logaritmos dos salários entre as raças branca e parda.

A expressão $b_F (\overline{X_M} - \overline{X_F})$ é a parte do diferencial dos salários entre homens e mulheres atribuído à diferença das características produtivas, enquanto $(b_M - b_F) \overline{X_M}$ é a parte do diferencial do salário que é atribuído à diferença nos retornos a características entre gênero ou raça. Na ausência da discriminação, o diferencial é explicado pelo capital humano e outras variáveis mensuráveis. A diferença entre o primeiro termo da equação (12) ou (13) do lado esquerdo menos a soma dos dois termos da equação (12) ou (13) do lado direito é a medida da discriminação do salário.

3 Análise empírica

3.1 Os dados

Como afirmado anteriormente, a amostra utilizada neste artigo provém da PNAD de 1998. Os dados da PNAD incluem 338.355 entrevistados, sendo 273.432 para o setor urbano e 61.157 para o setor rural. A amostra que usamos contém informações para todos aqueles com mais de 18 anos. As Tabelas 1 e 2 mostram as variáveis utilizadas nas equações de participação no mercado de trabalho e de rendimento, enquanto suas médias e desvios padrões aparecem na Tabela 3. As variáveis em nossa análise são: raça, sexo, salários, anos de estudos, horas trabalhadas, mercado formal e informal, experiência (que é definida como idade menos anos de estudos menos 6), experiência ao quadrado, $\text{expeduc} - \text{experiência vezes educação}$, chefe, experiência do chefe, educação do chefe, cônjuge, idade, trabalhadores urbanos e rurais, filhos de todas as faixas de idades e as demais atividades: administração pública, agricultura, comércio, construção, serviços e transformação.

Tabela 1**Descrição das Variáveis Utilizadas na Equação de Participação no Mercado de Trabalho**

Variáveis dependentes:
Flph = participação masculina ou não no mercado de trabalho. Flpm = participação feminina ou não no mercado de trabalho.
Variáveis explicativas:
Branco = 1 se a pessoa é branca e 0 caso contrário. Chefe = 1 se a pessoa é o chefe da família e 0 caso contrário. Cônjuge = 1 se a pessoa é o cônjuge na família e 0 caso contrário. Parda = 1 se a pessoa é parda e 0 caso contrário. Exper = Experiência = idade – educação – 6. –2 Exper2 = Experiência ao quadrado. Educação = números de anos de estudo. Expeduc = anos de experiência vezes anos de educação. Expchf = anos de experiência vezes chefe. Educhf = anos de educação vezes chefe. Renda = renda da família. Homem = 1 se a pessoa é do sexo masculino e 0 caso contrário. Mulher = 1 se a pessoa é do sexo feminino e 0 caso contrário. Agrícola =1 se a Atividade é Agrícola e 0 caso contrário. Administração Pública =1 se a Atividade é a Administração Pública e 0 caso contrário. Comércio =1 se a Atividade é a indústria de comércio e 0 caso contrário. Construção =1 se a Atividade é a indústria construção e 0 caso contrário. Serviços =1 se a Atividade é a indústria de serviços. Transformação=1 se a Atividade é a indústria de transformação e 0 caso contrário. Indústria de prestações de serviços: Filh02 = números de filhos de até 2 anos de idade. Filh35 = números de filhos de 3 a 5 anos de idade. Filh612 = números de filhos de 6 a 12 anos de idade. Filhos13 = números de filhos (masculino) com mais de 13 anos de idade ou mais. Filhas13 = números de filhas (feminino) com mais de 13 anos de idade ou mais Filhos = números de filhos de todas as idades. Idade = idade das pessoas em anos.

Tabela 2
Descrição das Variáveis Utilizadas nas Equações de
Rendimento no Mercado de Trabalho

Variáveis
Lnw = logaritmo natural do salário, por hora de trabalho (variável dependente).
Mercado Formal = 1 se a pessoa tem carteira assinada.
Mercado Informal = 1 se a pessoa não tem carteira assinada.
Exper = Experiência = idade – educação – 6.
Exper2 = Experiência ao quadrado.
Educação = números de anos de estudo.
Expeduc = anos de experiência vezes anos de educação.
Lambda = Inverso da razão de Mill.

A Tabela 3 registra as diferenças básicas das dotações entre o sexo masculino e feminino como também entre brancos e pardos nos setores urbano e rural. No setor urbano, os dados mostram que no ano de 1998 o log do salário médio horário semanal para trabalhadores do sexo masculino era de 1,9427 (o que equivale a um salário médio semanal de R\$ 307,00),¹ contra 1,643 para trabalhadores do sexo feminino (ou um salário médio semanal de R\$ 227,00). Em termos de experiência, os homens possuem cerca de 21 anos e as mulheres 19 anos, ao passo que taxa de formalização era de 35% para homens e 31% para as mulheres. Pode-se observar que, nesse setor, as médias das variáveis educação (8,80) e mercado informal (0,25) das mulheres são superiores comparativamente às dos homens, que apresentaram as seguintes médias: educação (7,80) e mercado informal (0,20).

Ainda no setor urbano, verifica-se que o trabalhador branco ganha salário médio semanal (log do salário horário semanal de 2,0666, correspondendo a um salário médio semanal de R\$ 347) mais alto do que o trabalhador pardo (log do salário horário semanal de 1,5203, ou um salário médio semanal de R\$ 201), em grande parte pelo fato de os mesmos terem anos de estudo (9,17) superiores às dos trabalhadores pardos (7,12), no ano de 1998. Observa-se que para os trabalhadores brancos a variável mercado formal (0,36) é maior do que para os trabalhadores pardos (0,29), ao contrário da variável mercado informal, que apresenta valor menor para os empregados brancos em relação aos empregados pardos, (0,19) e (0,27), respectivamente.

¹ Grosso modo, o salário médio semanal é calculado tomando por base uma jornada de trabalho de 44 horas semanais. Assim, calcula-se o antilog dos valores reportados e multiplica-se por 44 para obter os valores em reais para o salário médio semanal.

Tabela 3
Médias e Desvios-Padrão das Estatísticas Descritivas do Sexo Masculino (M),
Sexo Feminino (F), da Raça Branca (B), e da Raça Pardo(P),
nos Setores Urbano e Rural no Ano de 1998

Variáveis	Urbano				Rural			
	Homem	Mulher	Branco	Pardo	Homem	Mulher	Branco	Pardo
Hora/semana								
média	40,82	32,45	37,79	36,74	46,70	35,72	45,50	42,76
D.P.	18,59	19,74	19,02	20,14	12,99	14,88	14,69	13,88
Ln do								
Salário/semana								
média	1,9427	1,6403	2,0666	1,5203	1,4964	1,4776	1,5461	1,4466
D.P.	1,1395	1,1333	1,1828	1,0279	0,2140	0,2261	0,2231	0,2024
Exper								
média	20,97	18,70	19,77	20,10	29,23	24,43	27,75	28,22
D.P.	14,29	13,36	13,88	13,96	15,45	14,39	15,50	15,16
Expsq								
média	643,97	528,00	583,28	598,94	1093,07	804,00	1010,55	1026,19
D. P.	785,18	669,43	727,76	748,50	1065,42	871,61	1029,95	1024,22
Educ								
média	7,80	8,80	9,17	7,12	4,14	5,70	5,39	3,81
D.P.	4,18	4,24	4,22	3,96	3,20	4,03	3,61	3,19
Expeduc								
média	140,13	139,10	157,13	118,10	98,12	106,30	120,10	83,58
D.P.	115,32	110,37	122,79	96,27	77,87	82,20	85,03	68,78
Formal								
média	0,35	0,31	0,36	0,29	0,21	0,18	0,24	0,18
D.P.	0,48	0,46	0,48	0,45	0,41	0,41	0,43	0,39
Informal								
média	0,20	0,25	0,19	0,27	0,31	0,40	0,26	0,38
D.P.	0,40	0,44	0,39	0,44	0,46	0,49	0,44	0,49
Lambda								
média	0,1870	0,1750	0,4664	0,2899	0,1035	0,3872	0,5505	0,5414
D.P.	0,3331	0,3635	0,2768	0,4272	0,1178	0,3377	0,1853	0,1687

Nota: Os salários estão deflacionados pelo IPC da FGV/RJ.

Deve-se destacar que a média salarial horária semanal, no setor rural, no ano de 1998, para os homens e trabalhadores brancos (em logs, 1,4964 e 1,5461, correspondendo a um salário médio semanal de R\$ 196 e R\$ 206, respectivamente) foi superior à das mulheres e trabalhadores pardos (em logs, 1,4776 e 1,4466, correspondendo a um salário médio semanal de R\$ 192 e R\$ 187, respectivamente). É importante assinalar ainda que as médias das variáveis experiência (29,23), experiência ao quadrado (1093,07) e mercado formal (0,21) dos homens são superiores às das mulheres: experiência (24,43), experiência ao quadrado (804,00) e mercado formal (0,18). Observamos também que as médias da educação, expeduc e mercado informal das mulheres [(5,70), (106,30) e (0,40)] no setor rural são maiores do que as dos homens [(4,14), (98,12) e (0,31)]. Isto sugere que a mulher possui melhor formação educacional e uma tendência maior a participar do mercado de trabalho.

No tocante ao setor rural para raça branca, as médias da educação (5,39), expeduc (120,10) e mercado formal (0,26) são superiores às dos trabalhadores da raça parda, que apresentaram as seguintes médias: educação (3,81), expeduc (83,58) e mercado formal (0,18), respectivamente, no ano de 1998.

No período considerado, no setor urbano a participação masculina e branca (57,6% e 64%) na força de trabalho foi superior à participação feminina e parda (42,4% e 36%), respectivamente. Por sua vez, no setor rural o nível de participação da população masculina e parda (62,1% e 52,5%) na força de trabalho foi maior do que a população feminina e branca: 37,9% e 47,5%, respectivamente.

3.2 Resultados estimados

Os coeficientes das equações de participação no mercado de trabalho foram estimados pelo modelo Probit (Tabela 4). Todos os sinais das estimativas para as variáveis experiência, experiência ao quadrado, educação e experiência vezes educação, administração pública, agrícola, comércio, construção, serviços e transformação apresentaram-se conforme o esperado e foram significativamente diferentes de zero nas equações de taxa de participação da força de trabalho masculina e feminina, tanto no setor urbano como no setor rural. Os resultados indicam que quanto maior o número de anos de educação e experiência, maior a probabilidade de participação no mercado de trabalho. Além disso, o efeito marginal deve aumentar com a educação e experiência até certo ponto, e diminuir com o quadrado da experiência e com a interação entre experiência e a educação. Os parâmetros são consistentes com os princípios da teoria do capital humano (ver Becker, 1962).

Tabela 4
Equação de Participação no Mercado de Trabalho no Período de 1998

Variáveis	Urbano				Rural			
	Homens	Mulheres	Branco	Pardos	Homens	Mulheres	Branco	Pardos
Constante	-0,843 -3,373 (0,026)	-0,703 -3,817 (0,029)	-0,771 -3,294 (0,022)	-0,380 -2,259 (0,021)	-1,201 -4,415 (0,064)	-0,804 -4,829 (0,076)	-0,641 -3,281 (0,05)	-0,874 -4,045 (0,078)
Agrícola	0,344 1,375 (0,018)	0,193 1,045 (0,011)	0,208 0,888 (0,016)	0,160 0,957 (0,016)	0,403 1,483 (0,024)	0,331 1,986 (0,026)	0,241 1,236 (0,02)	0,391 1,810 (0,034)
AdmPub	0,235 0,942 (0,019)	0,130 0,706 (0,02)	0,124 0,530 (0,017)	0,121 0,717 (0,017)	0,314 1,156 (0,083)	0,314 1,888 (0,087)	0,160 0,818 (0,065)	0,457 2,117 (0,107)
Comércio	0,245 0,980 (0,012)	0,190 1,031 (0,013)	0,207 0,886 (0,011)	0,109 0,650 (0,011)	0,363 1,337 (0,055)	0,326 1,9612 (0,060)	0,215 1,099 (0,043)	0,396 1,834 (0,071)
Construção	0,550 0,199 0,024	-0,074 -0,403 (0,034)	0,173 0,741 (0,015)	0,135 0,801 (0,014)	0,567 2,085 (0,057)	0,240 1,443 (0,066)	0,205 1,051 (0,04)	0,447 2,069 (0,064)
Serviços	0,139 0,556 (0,011)	0,298 1,620 (0,011)	0,192 0,818 (0,009)	0,131 0,782 (0,009)	0,220 0,808 (0,0499)	0,412 2,476 (0,0411)	0,217 1,109 (0,032)	0,411 1,905 (0,053)
Transformação	0,311 1,242 (0,014)	0,147 0,803 (0,015)	0,227 0,970 (0,012)	0,091 0,542 (0,012)	0,468 1,719 (0,05)	0,300 1,801 (0,054)	0,241 1,234 (0,038)	0,373 1,728 (0,062)
Educ	0,030 0,120 (0,002)	0,045 0,246 (0,002)	0,046 0,199 (0,002)	0,014 0,085 (0,002)	0,037 0,136 (0,006)	0,043 0,259 (0,007)	0,035 0,179 (0,005)	0,003 0,146 (0,008)
Exp	0,024 0,096 (0,001)	0,024 0,136 (0,002)	0,023 0,097 (0,001)	0,015 0,089 (0,001)	0,028 0,103 (0,003)	0,0187 0,113 (0,003)	0,014 0,070 (0,002)	0,031 0,145 (0,004)
Expsq	-0,0004 -0,0014 (1,6E-05)	-0,0003 -0,0017 (2,0E-05)	-0,0003 -0,0012 (1,5E-05)	-0,0002 -0,0012 (7,4E-05)	-0,0004 -0,0014 (3,3E-05)	-0,0002 -0,0011 (4,0E-05)	-0,0002 -0,001 (2,8E-05)	-0,0004 -0,0018 (4,8E-05)
Expeduc	-0,001 -0,004 (7,3E-05)	-0,001 -0,006 (8,4E-05)	-0,001 -0,004 (6,4E-05)	-0,0006 -0,004 (7,4E-05)	-0,001 -0,0037 (0,0002)	-0,001 -0,0053 (0,0001)	-0,0002 -0,001 (0,0002)	-0,002 -0,009 (0,0003)
Educhf		-0,003 -0,017 (0,002)				-0,004 -0,023 (0,006)		
Expchf	-0,0029 0,016 (0,001)					0,002 0,009 (0,001)		
Chefe	0,432 1,731 (0,01)	-0,212 -1,152 (0,031)	0,064 0,2749 (0,008)	0,036 0,212 (0,008)	0,704 2,591 (0,024)	-0,213 -1,281 (0,063)	0,016 0,080 (0,017)	0,052 0,24 (0,028)
Conjuge		0,086 0,466 (0,015)				0,043 1,577 (0,043)		
Real	-7,5E-08 -3,0E-07 (2,6E-08)	-1,1E-07 -5,8E-07 (2,6E-08)	-1,4E-07 -5,9E-07 (2,4E-08)	-2,3E-07 -1,4E-08 (3,3E-08)	-2,8E-07 -1,0E-06 (1,2E-07)	-1,3E-07 -8,2E-07 (1,3E-07)	-1,6E-07 -8,1E-07 (9,8E-08)	-6,0E-07 -2,8E-06 (2,8E-07)
Filho02	-1,090 -4,358 (156)	-0,061 -0,334 (0,041)	-1,160 -4,955 (104)	-0,859 -5,116 (143)	-1,415 -5,202 (251)	-0,629 -3,761 (463)	-0,954 -4,887 (423)	6,898 -31,938 (937)
Filho35	-1,093 -4,372 (156)	-0,986 -5,353 (416)	-1,132 -4,834 (1018)	-0,862 -5,131 (1434)	-1,554 -5,713 (261)	-0,629 -3,781 (467)	-0,995 -5,092 (437)	-6,909 -31,99 (849)
Filho612	-1,528 -6,11 (137)	-1,387 -7,531 (492)	-1,506 -6,431 (133)	-1,005 -5,983 (188)	-1,921 -7,062 (262)	-1,125 -6,759 (492)	-1,295 -6,629 (449)	-7,219 -33,38 (673)
Filhos13	0,259 1,034 (0,022)	-1,844 -10,01 (4628)	-0,009 -0,038 (0,02)	-0,021 -0,125 (0,02)	0,218 0,800 (0,056)	-1,480 -8,893 (529)	-0,040 -0,204 (0,053)	-0,044 -0,205 (0,084)
Filhas13	-1,879 -7,516 (146)	0,065 0,354 (0,028)	-0,045 -0,191 (0,021)	-0,043 -0,259 (0,021)	-2,322 -8,538 (263)	0,065 0,390 (0,07)	-0,067 -0,341 (0,057)	-0,142 -0,656 (0,092)
Filhos(a)	0,124 0,495 (0,012)	0,179 0,973 (0,027)	0,029 0,122 (0,019)	0,050 0,300 (0,019)	0,300 1,017 (0,054)	0,085 0,512 (0,066)	0,023 0,120 (0,051)	0,059 0,272 (0,081)
Razão Verossim. N	165496 68363	118834 50374	97827 64037	20240 45934	47498 16638	33206 10177	20280 11944	20061 13209

Com relação à variável educação do chefe, tanto para o setor urbano como para o setor rural os sinais dos parâmetros foram os esperados. Por exemplo, quanto maior o valor do coeficiente para esta variável, menor a probabilidade de participação feminina no mercado de trabalho. Como a decisão de participação da mulher no mercado de trabalho é geralmente influenciada pelo salário do homem, usamos as variáveis explicativas educação vezes chefe e experiência vezes chefe apenas nas equações de participação das mulheres no mercado de trabalho.² Assim, a lógica econômica nos diz que quanto maior o salário e o nível de escolaridade da mulher, maior sua tendência em participar da força de trabalho.

No que tange à condição do indivíduo na família (chefe e cônjuge), os coeficientes estimados também apresentaram os sinais esperados. Isto é, para o caso dos homens, a decisão de participar no mercado de trabalho foi positivamente relacionada com o *status* de chefe e cônjuge. Para o caso das mulheres, no entanto, essa associação foi negativa.

Os sinais dos coeficientes estimados sugerem que a participação da força de trabalho masculina relaciona-se positivamente com o número de filhos nas diversas idades e negativamente para o caso das filhas de 13 ou mais anos de idade. Por outro lado, diminui a probabilidade de participação feminina no mercado de trabalho quanto maior for o número de filhos em função dos cuidados maternos para com as crianças. O resultado acima faz sentido, pois é de se esperar que mães com filhos menores de 6 anos participem menos da força de trabalho, bem como que aquelas com filhos em idade escolar estejam mais liberadas para trabalhar. Portanto, o salário de reserva destas mulheres deve ser maior. No entanto, aumenta a probabilidade de participação feminina no mercado de trabalho quanto maior o número de filhas com mais de 13 anos de idade, situação comum em muitas famílias, onde as meninas nessa idade substituem e/ou ajudam as mães nos trabalhos domésticos.

Estimação das equações de salários

A variável dependente é o logaritmo do salário-hora de cada indivíduo que participa do mercado de trabalho. As variáveis explicativas educação, experiência, experiência ao quadrado e experiência vezes educação obtiveram os sinais esperados nos dois modelos e estão de acordo com a teoria do capital humano. A interpretação desses parâmetros pode ser feita como a de taxas de retorno à escolaridade, pois a função é log-linear.

2 Geralmente, supõe-se que o salário do chefe influencie a decisão da mulher em participar ou não no mercado de trabalho; assim, quanto maior a educação do chefe, maior seu salário e menor a participação da mulher no mercado de trabalho (veja Lima, 1997 e Kassouf, 1997).

Com base nos coeficientes estimados para as equações de participação no mercado de trabalho, calcularam-se as variáveis lambda (ou inverso da razão de Mill), que são utilizadas nas equações de salários. Essas equações são estimadas, então, por mínimos quadrados generalizados, ponderando-se pelo fator de expansão da amostra, e seus resultados estão nas Tabelas 5 e 6. A técnica de Heckman usa um estimador consistente de dois-passos, que torna possível utilizar métodos de regressão simples para corrigir o viés introduzido pelas diferenças entre os dois grupos.

A variável lambda (ou inverso da razão de Mill) foi significativa e negativa em todas as equações estimadas, tanto no setor urbano como no setor rural, indicando que sua inclusão foi necessária para evitar problemas de tendenciosidade provocados pelo viés de seletividade amostral. Em estudos recentes, Kassouf (1994) encontra valores de lambda igualmente significativos, mas com sinal negativo para homens e positivo para mulheres. Entretanto, a mesma autora num outro estudo (Kassouf, 1998) encontra a variável lambda significativamente diferente de zero e positiva tanto para homens como para mulheres no mercado de trabalho, o que sugere que o valor do parâmetro lambda pode se situar numa faixa ampla de valores.

Os coeficientes das variáveis “mercado formal” e “mercado informal” foram significativamente diferentes de zero em todos os modelos estimados. Por exemplo, analisando a variável “mercado formal”, no setor urbano, os coeficientes estimados pela técnica de Heckman, apesar de significativos, têm efeito menor sobre os salários dos trabalhadores masculinos (38,1%) e trabalhadores brancos (40,12%) do que sobre os trabalhadores femininos e trabalhadores pardos (66,98% e 56,63%, respectivamente). Cabe ressaltar que tal padrão de comportamento se manteve, mesmo para os coeficientes estimados sem a técnica de Heckman (Tabela 5). Isso poderia estar sugerindo que as mulheres tendem a participar do mercado de trabalho se os salários são crescentes e o emprego formal.

Tabela 5
Estimativas de Equações de Rendimentos no Ano de 1998
Setor Urbano com Correção e Setor Urbano sem Correção

Variáveis	Setor Urbano com Correção				Setor Urbano sem Correção			
	Homens	Mulheres	Branco	Pardos	Homens	Mulheres	Branco	Pardos
Constante	2,9643 (0,0267)	1,9047 (0,0335)	4,1954 (0,0395)	2,6493 (0,0319)	2,5779 (0,0258)	1,7593 (0,0330)	2,3589 (0,0302)	2,6131 (0,0317)
Lambda	-0,5419 (0,0115)	-0,2595 (0,0118)	-1,3806 (0,0201)	-0,0971 (0,0099)				
Formal	0,3231 (0,0078)	0,5127 (0,0098)	0,3373 (0,0085)	0,4551 (0,0099)	0,3400 (0,0079)	0,5318 (0,0099)	0,3930 (0,0087)	0,4630 (0,0099)
Informal	0,0825 (0,0099)	0,3287 (0,0110)	0,0839 (0,0109)	0,1916 (0,0108)	0,1036	0,3476	0,1367 (0,0112)	0,1945 (0,0108)
Educ	0,1684 (0,0021)	0,2088 (0,0025)	0,1138 (0,0025)	0,1471 (0,0027)	0,1846 (0,0021)	0,2151 (0,0025)	0,1963 (0,0022)	0,1468 (0,0027)
Exp	0,0671 (0,0014)	0,0868 (0,0019)	0,0398 (0,0017)	0,0733 (0,0018)	0,0834 (0,0014)	0,0908 (0,0019)	0,0855 (0,0016)	0,0739 (0,0018)
Expsq	-0,0007 (1,9E-005)	-0,0008 (2,5E-005)	-0,0003 (2,2E-005)	-0,0008 (2,4E-005)	-0,0009 (1,9E-005)	-0,0009 (2,5E-005)	-0,0009 (2,1E-005)	-0,0008 (2,4E-005)
Expeduc	-0,0005 (7,9E-005)	-0,0020 (0,0001)	-0,0002 (8,8E-005)	-0,0008 (0,0001)	-0,0010 (7,9E-005)	-0,0022 (0,0001)	-0,0014 (8,7E-005)	-0,0008 (0,0001)
N	66545	47171	61500	43769	66545	47171	61500	43769
R ²	0,365	0,354	0,372	0,254	0,344	0,347	0,323	0,253
F	5445	3654	5150	2123	5789	4140	4844	2456
ssr	52398	37953	51649	33338	54155	38344	55662	33412

Notas: Os números entre parênteses são os valores dos erros-padrão. A estatística "F" em todos modelos estimados é significativa. SSR significa soma dos quadrados dos resíduos.

A Tabela 5 mostra, ainda, para o setor urbano, por sexo e por raça, os dois resultados básicos da regressão de salários quando o lambda está incluído e quando o lambda não está incluído. Como era de se esperar, as estimativas ajustadas pela técnica de Heckman são menores (à exceção das constantes das equações) do que as que são simplesmente baseadas nos coeficientes de regressão, indicando a presença de viés de seletividade amostral. Observe que a variável experiência tende a ser estatisticamente mais significativa se a variável lambda não estiver incluída.³ No caso do setor urbano, o ajustamento de Heckman modifica (reduzindo) relativamente o coeficiente estimado da variável educação dos trabalhadores brancos em relação aos trabalhadores pardos.

3 Em todos os casos o teste t foi estatisticamente significativo.

Tabela 6
Estimativas de Equações de Rendimentos no Ano de 1998
Setor Rural com Correção e Setor Rural sem Correção

Variáveis	Setor Rural com Correção				Setor Rural sem Correção			
	Homens	Mulheres	Branco	Pardos	Homens	Mulheres	Branco	Pardos
Constante	3,5088 (0,0467)	2,7473 (0,0847)	3,5520 (0,1033)	2,7469 (0,0833)	3,6141 (0,0459)	2,8943 (0,0829)	3,6260 (0,0664)	3,4238 (0,0536)
Lambda	0,6322 (0,0590)	0,2517 (0,0337)	0,0671 (0,0718)	0,7361 (0,0698)				
Formal	0,2883 (0,0172)	0,2524 (0,0312)	0,2029 (0,0228)	0,3665 (0,0219)	0,2925 (0,0172)	0,2495 (0,0314)	0,2051 (0,0226)	0,3759 (0,0219)
Informal	-0,0875 (0,0156)	0,0575 (0,0267)	-0,1617 (0,0226)	0,0138 (0,0178)	-0,0877 (0,0156)	0,0517 (0,0268)	-0,1595 (0,0224)	0,0198 (0,0179)
Educ	0,1275 (0,0049)	0,1636 (0,0070)	0,1252 (0,0066)	0,1167 (0,0058)	0,1334 (0,0048)	0,1603 (0,0071)	0,1225 (0,0059)	0,1084 (0,0057)
Exp	0,0302 (0,0024)	0,0476 (0,0045)	0,0273 (0,0036)	0,0486 (0,0035)	0,0228 (0,0023)	0,0436 (0,0045)	0,0259 (0,0034)	0,0263 (0,0028)
Expsq	-0,0003 (2,9E-005)	-0,0005 (5,7E-005)	-0,0003 (4,3E-005)	-0,0006 (4E-005)	-0,0002 (2,8E-005)	-0,0005 (5,7E-005)	-0,0003 (4E-005)	-0,0003 (3,5E-005)
Expeduc	0,0005 (0,0002)	-0,0006 (0,0003)	0,0003 (0,0002)	-0,0006 (0,0003)	0,0008 (0,0002)	-0,0004 (0,0003)	0,0003 (0,0002)	0,0006 (0,0002)
N	13652	4282	7926	8821	13652	4282	7926	8821
R ²	0,251	0,351	0,244	0,226	0,244	0,343	0,244	0,217
F	654	332	370		737	373	427	408
ssr	7488	2269	4770	4469	7551	2298	4770	4526

Notas: Os números entre parênteses são os valores dos erros padrão. A estatística "F" em todos modelos estimados é significativa. SSR significa soma dos quadrados dos resíduos.

No setor rural, podemos observar que a técnica de Heckman garante que todos os coeficientes estimados sejam maiores do que os dos estimados com ajustamento de Heckman. Os R² baixos, nas quatro equações do setor rural, podem estar indicando situações onde as informações sobre a qualidade dos trabalhadores e oportunidades de emprego estão incompletas.

Na Tabela 7, por exemplo, no setor urbano, nas equações estimadas com e sem a variável lambda as taxas de retorno à escolaridade para os homens foram de 18,58% e 20,76%, respectivamente (levando em consideração 4 anos de experiência),⁴ enquanto as taxas de re-

4 Dada a seguinte equação: $\ln w = \beta_0 + \beta_1 educ + \beta_2 expeduc + \mu$, para obter o retorno à escolaridade calculamos a

$$\text{derivada parcial } \frac{\partial \ln w}{\partial educ} = \beta_1 + \beta_2 \exp e$$

torno à escolaridade das mulheres foram de 23,32% e 25,09%, respectivamente (para os mesmos anos de experiência). A relevância econômica da variável educação nos dois modelos estimados (urbanos e rurais) está relacionada ao fato de que essa variável consegue captar a influência do capital humano dos trabalhadores urbanos e rurais.

Tabela 7

Taxas de Retornos da Educação Sobre os Salários dos Trabalhadores Urbanos por Gênero e por Raça no Ano de 1998 Com Correção e Sem Correção

Especificações	Urbano		Rural	
Homem	18,58%	(20,76%)	11,35%	(14,64%)
Mulher	23,32%	(25,09%)	18,06%	(17,57%)
Branco	12,14%	(22,37%)	13,20%	(13,17%)
Pardo	16,22%	(16,18%)	5,23%	(11,72%)

Notas: Considerando 4 anos de experiência.

Os números entre parênteses são os valores não corrigidos pela técnica de Heckman (lambda).

As equações estimadas corrigidas pela técnica de Heckman apontam que os retornos à escolaridade dos trabalhadores brancos (12,14%) são inferiores aos retornos à escolaridade dos trabalhadores pardos (16,22%), no setor urbano. Entretanto, nas equações estimadas sem a técnica de Heckman, nesse mesmo setor, os trabalhadores brancos apresentam uma taxa de retorno de escolaridade de 22,37% (considerando 4 anos de experiência), contra uma taxa de 16,18% para os trabalhadores pardos (para o mesmo período de experiência). No setor rural, essas taxas foram de 13,20% e 13,17% para os trabalhadores brancos, contra 5,23% e 11,72% para os trabalhadores pardos, respectivamente (Tabela 7).

Análise de sensibilidade

Agora, examinamos a sensibilidade dos modelos estimados com a manutenção do procedimento de Heckman, relaxando as variáveis *exper* (experiência) e *expsq* (experiência ao quadrado) usadas para identificar a equação dos salários. Para o caso do setor urbano, a não inclusão das variáveis *exper* e *expsq* no modelo alterou a sensibilidade do parâmetro

estimado da variável “mercado informal”, alterando a sua significância estatística, tornando-a estatisticamente igual a zero. Observamos, também, que a variável “mercado formal” tem o seu efeito de 0,3089 aumentado para 0,3322 sobre o logaritmo do salário dos trabalhadores do sexo masculino.

No caso dos trabalhadores do sexo feminino, a equação estimada apresentou pouca alteração nos resultados, a não ser a variável “mercado informal”, que teve seu impacto alterado de 0,2787 para 0,3000 sobre os salários dos trabalhadores femininos. A variável “mercado informal” nas duas equações estimadas, nos modelos para trabalhadores brancos e pardos, seguem os mesmos resultados do modelo para mulheres, ou seja, tiveram os seus efeitos aumentados de 0,0452 para 0,0750 e de 0,1374 para 0,1406, respectivamente, enquanto a variável educação, na equação estimada para os trabalhadores brancos sem o procedimento de Heckman, cresce de 0,0490 para 0,0875 (Tabela 8).

Pelos testes de sensibilidade, podemos verificar que a variável lambda desempenha importante papel nas estimativas, validando, assim, a inclusão do procedimento de Heckman. Entretanto, cabe notar que a inclusão de lambda pouco altera os coeficientes estimados da regressão. Tal comportamento é um indicativo de que o valor de lambda não está incorretamente captando o valor de variáveis omissas ao modelo.

Tabela 8
Estimativas de Equações de Salários dos Trabalhadores Brancos e Pardos por Gênero e por Setores
Econômicos em 1998: Análise de Sensibilidade dos Parâmetros
Setor Urbano

Variáveis	Homens (1)	Homens (2)	Homens (3)	Mulheres (4)	Mulheres (5)	Mulheres (6)	Branco (7)	Branco (8)	Branco (9)	Pardo (10)	Pardo (11)	Pardo (12)
Constante	2,9643 (0,0267)	4,2022 (0,0094)	2,5779 (0,0258)	1,9047 (0,0335)	3,5569 (0,0128)	1,7593 (0,030)	4,1954 (0,0395)	5,1495 (0,0182)	2,3589 (0,0302)	2,6493 (0,0319)	3,922 (0,0111)	2,6131 (0,0317)
Formal	0,3231 (0,0078)	0,3089 (0,0079)	0,3400 (0,0079)	0,5127 (0,0098)	0,5063 (0,0101)	0,5318 (0,0099)	0,3373 (0,0085)	0,3149 (0,0085)	0,3930 (0,0087)	0,4551 (0,0099)	0,4538 (0,0101)	0,4630 (0,0099)
Informal	0,0825 (0,0099)	0,0120 (0,0099)	0,1036 (0,0100)	0,3287 (0,0110)	0,2787 (0,0113)	0,3476 (0,0110)	0,0839 (0,0109)	0,0452 (0,0108)	0,1367 (0,0112)	0,1916 (0,0108)	0,1374 (0,0109)	0,1945 (0,0108)
Educação	0,1684 (0,0021)	0,0792 (0,0049)	0,1846 (0,0021)	0,2088 (0,0025)	0,0843 (0,0011)	0,2151 (0,0025)	0,1138 (0,0025)	0,0490 (0,0011)	0,1963 (0,0022)	0,1471 (0,0027)	0,0466 (0,0012)	0,1468 (0,0027)
Experiência vezes Educação	-0,0005 (8E-005)	0,0030 (4E-005)	-0,0010 (8E-005)	-0,0020 (0,0001)	-0,0031 (4E-005)	-0,0022 (0,0001)	-0,0002 (9E-005)	0,0030 (4E-005)	-0,0014 (9E-005)	-0,0008 (0,0001)	-0,0033 (5E-005)	-0,0008 (0,0001)
Experiência	0,0671 (0,0014)		0,0671 (0,0014)	0,0868 (0,0019)		0,0868 (0,0019)	0,0398 (0,0017)		0,0398 (0,0017)	0,0733 (0,0018)		0,0733 (0,0018)
Experiência ao Quadrado	0,0005 (8E-005)		0,0007 (2E-005)	0,0020 (0,0001)		0,0008 (2E-005)	0,0002 (9E-005)		0,0003 (2E-005)	0,0008 (0,0001)		0,0008 (2E-005)
Lambda	-0,5419 (0,0115)	-0,6589 (0,0113)		-0,2595 (0,0118)	-0,3104 (0,0337)		-1,3806 (0,0201)	-1,5628 (0,0186)		-0,0971 (0,0099)	0,1053 (0,0101)	
N	66545	66545	66545	47171	47171	47171	61500	61500	61500	43769	43769	43769
R ²	0,365	0,342	0,344	0,354	0,312	0,347	0,363	0,350	0,323	0,254	0,223	0,253
F	5445	6877	5789	3654	4241	4140	6934	5466	4844	2123	2509	2456
SSR	52398	54341	54155	37953	40398	38344	32623	53442	55662	33338	34716	33412

Fonte: PNAD/1998.

Notas: A estatística "F" em todos modelos estimados é significativa. Os números entre parênteses são os valores dos erros padrões.
 SSR = soma dos quadrados dos resíduos.

Decomposição dos diferenciais

As Tabelas 9 e 10 mostram a diferença média dos salários medidos em logaritmo natural entre os trabalhadores urbanos e rurais por sexo e por raça, no mercado de trabalho, para o ano de 1998. Pode-se observar que quando as equações são estimadas pelo procedimento de Heckman (λ), as variações derivadas da parte não-explicada da decomposição de Blinder-Oaxaca são menores em relação à parte explicada da decomposição. O procedimento de Heckman reduz a presença de discriminação entre os trabalhadores masculinos e femininos, brancos e pardos nos setores urbano e rural.

No mercado de trabalho urbano, o diferencial médio dos salários, em logaritmo natural, entre trabalhadores masculinos e femininos, é de 0,3024. Desse valor, 36% do diferencial médio de salários entre homens e mulheres é atribuído às dotações individuais (educação, experiência etc.), quando a regressão estimada inclui o λ , contra 35% da regressão estimada que não inclui o λ . Os restantes 64% representam a parte não explicada, enquanto, sem incluir o λ , chega a 65%, sugerindo a existência de forte discriminação contra as mulheres.

No grupo de trabalhadores referente à raça, o mercado de trabalho urbano aponta um diferencial médio dos salários (em logaritmo natural) entre trabalhadores brancos e pardos de 0,5463. A parcela desse diferencial atribuída às dotações individuais foi de 52% contra 36,5% quando incluída e não incluída a variável λ , respectivamente. Os restantes 48% (com a inclusão de λ) e 63,5% (sem a inclusão de λ) correspondem à parte não-explicada atribuída à discriminação. Para o setor rural, o padrão de discriminação contra as mulheres e trabalhadores pardos apresentou, basicamente, o mesmo padrão observado para o setor urbano.

Tabela 9
Estimativas de Equações de Salários dos Trabalhadores Brancos e Pardos por Gênero e por Setores
Econômicos em 1998: Análise de Sensibilidade dos Parâmetros

Setor Rural

Variáveis	Homens (1)	Homens (2)	Homens (3)	Mulheres (4)	Mulheres (5)	Mulheres (6)	Branco (7)	Branco (8)	Branco (9)	Pardos (10)	Pardos (11)	Pardos (12)
Constante	3,5088 (0,0467)	3,9911 (0,0145)	3,6141 (0,0459)	2,7473 (0,0847)	3,5332 (0,0317)	2,8943 (0,0829)	3,5520 (0,1033)	4,7765 (0,0514)	3,6260 (0,0664)	2,7469 (0,0833)	4,0266 (0,0280)	3,423 (0,053)
Formal	0,2883 (0,0172)	0,3822 (0,0174)	0,2925 (0,0172)	0,2524 (0,0312)	0,5161 (0,0324)	0,2495 (0,0314)	0,2029 (0,0228)	0,5161 (0,0324)	0,2051 (0,0226)	0,3665 (0,0219)	0,5001 (0,0220)	0,371 (0,021)
Informal	-0,0875 (0,0156)	-0,0274 (0,0154)	-0,0877 (0,0156)	0,0575 (0,0267)	0,2590 (0,0266)	0,0517 (0,0268)	-0,1617 (0,0226)	0,2590 (0,0266)	-0,1595 (0,0224)	0,0138 (0,0178)	0,1182 (0,0174)	0,011 (0,017)
Educação	0,1275 (0,0049)	0,0575 (0,0026)	0,1334 (0,0048)	0,1636 (0,0070)	0,0729 (0,0033)	0,1603 (0,0071)	0,1252 (0,0066)	0,0729 (0,0035)	0,1225 (0,0059)	0,1167 (0,0058)	0,0600 (0,0035)	0,101 (0,005)
Experiência vezes	0,0005 (0,0002)	0,0028 (0,0001)	0,0008 (0,0002)	-0,0006 (0,0003)	-0,0029 (0,0002)	-0,0004 (0,0003)	0,0003 (0,0002)	0,0015 (0,0001)	0,0003 (0,0002)	-0,0006 (0,0003)	0,0027 (0,0001)	0,000 (0,000)
Educação Experiência	0,0302 (0,0024)		0,0228 (0,0023)	0,076 (0,0045)		0,0436 (0,0045)	0,0273 (0,0036)		0,0259 (0,0034)	0,0486 (0,0035)		0,021 (0,002)
Experiência ao Quadrado	0,0003 (2,9E-005)		0,0002 (3E-005)	0,0005 (6E-005)		0,0005 (6E-005)	0,0003 (4E-005)		0,0003 (4E-005)	0,0006 (4E-005)		0,001 (4E-00)
Lambda	0,6322 (0,0590)	0,1463 (0,0572)		0,2517 (0,0337)	-0,1013 (0,0337)		0,0671 (0,0718)	-0,9886		0,7361 (0,0698)	-0,4816 (0,0523)	
N	13652	13652	13652	4282	4282	4282	7926	7926	7926	8821	8821	8821
R ²	0,251	0,221	0,244	0,351	0,343	0,432	0,244	0,232	0,244	0,226	0,197	0,241
F	654	795	737	332	386	373	366	497	427	370	451	451
SSR	7488	8287	7551	2269	2946	2298	4770	5409	4770	4469	5703	451

Fonte: PNAD/1998.

Notas: A estatística "F" em todos modelos estimados é significativa. Os números entre parênteses são os valores dos erros padrões.

Tabela 10
Decomposição do procedimento de Blinder-Oaxaca dos Salários dos
Trabalhadores Urbanos por Gênero e por Raça no Ano de 1998

Especificações	Homem-Mulher		Branco-Pardo	
$\Delta \ln \text{wage}$	0,3024		0,5463	
(1) % Atribuída às dotações-gênero	36%	(35%)	52%	(36,5%)
(2) % Atribuída à Discriminação	64%	(65%)	48%	(63,5%)
(3) % Atribuída à Educação + Experiência	62,1%	(35,9%)	40,1%	(36,1%)
(4) % Atribuído à Lambda	23,0%		30,2%	

Notas: $\Delta \ln \text{wage}$ = diferencial de salário em logaritmo natural.

Os números entre parênteses são os valores não corrigidos pela técnica de Heckman.

Observa-se que no setor urbano a contribuição isolada das variáveis educação e experiência responde por cerca de 62% da parte explicada da decomposição quando a variável lambda é incluída, contra 47,9% da regressão estimada que não inclui lambda. Nesse caso, o procedimento de Heckman (lambda), na maioria das vezes, tem o efeito de reduzir a presença da discriminação nos dois setores.

No setor rural, por exemplo, com a abordagem do procedimento de Heckman, usando os coeficientes da educação e experiência para trabalhadores brancos e pardos, observa-se que estes explicam cerca de 56,9% do diferencial médio dos salários entre esses trabalhadores. Por outro lado, sem o procedimento de Heckman, os coeficientes estimados para as variáveis educação e experiência respondem por cerca de 46,2% do diferencial médio dos salários entre trabalhadores brancos e pardos no mercado de trabalho.

Para o setor rural, o diferencial médio dos salários entre trabalhadores brancos e pardos é de 0,1001. Desse valor, 48% está relacionada à parte não-explicada da decomposição atribuída à discriminação quando a regressão estimada inclui o lambda. Já para a equação sem lambda, esse valor aumenta para 49,1%. As regressões estimadas com e sem a presença de lambda representam cerca de 52% e 50,9%, respectivamente, da parte explicada da decomposição Blinder-Oaxaca.

Tabela 11
Decomposição do Procedimento de Blinder-Oaxaca dos Salários dos
Trabalhadores Rurais por Gênero e por Raça no Ano de 1998

Especificações	Homem-Mulher		Branco-Pardo	
$\Delta \ln \text{wage}$	0,0188		0,1001	
(1) % Atribuída às dotações-gênero	67,5%	(35,2%)	52%	(50,9%)
(2) % Atribuída à Discriminação	32,5%	(64,8%)	48%	(49,1%)
(3) % Atribuída à Educação + Experiência	44%	(39,3%)	56,9%	(46,2%)
(4) % Atribuído à Lambda	29%		39,5%	

Notas: $\Delta \ln \text{wage}$ = diferencial de salário em logaritmo natural.

Os números entre parênteses são os valores não corrigidos pela técnica de Heckman.

4 Conclusões

Neste artigo utilizamos dados da Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar (PNAD), para o ano de 1998, para estimar equações de participação no mercado de trabalho e rendimentos, diferenciando-se homens de mulheres e brancos de pardos, tanto no setor urbano como no rural. Adotamos o procedimento de Heckman (1974) para obter estimativas consistentes dos parâmetros para a equação de participação no mercado de trabalho, na presença de seletividade amostral. Além disso, foi adotado o método da decomposição de Blinder-Oaxaca (1973) para obter os diferenciais de salários para homens e mulheres, nos dois setores.

As equações de participação foram estimadas pelo método de máxima verossimilhança, utilizando-se o modelo Probit. Os coeficientes estimados apresentaram os sinais esperados e indicam que quanto maior o número de anos de educação e experiência maior a probabilidade de participação no mercado de trabalho. Os resultados sugerem ainda que a participação da força de trabalho masculina relaciona-se positivamente com o número de filhos nas diversas idades e negativamente para o caso das filhas de 13 ou mais anos de idade. Por outro lado, diminui a probabilidade de participação feminina no mercado de trabalho quanto maior for o número de filhos, mas esta probabilidade aumenta com o número de filhas de 13 ou mais anos de idade. Esses resultados fazem sentido, pois é de se esperar que mães com filhos menores de 6 anos participem menos da força de trabalho, bem como que aquelas com filhos em idade escolar estejam mais liberadas para trabalhar.

Para o caso do setor urbano, as equações estimadas com e sem a variável lambda geraram taxas de retorno à escolaridade para os homens de 18,58% e 20,76%, respectivamente (levando em consideração 4 anos de experiência). Já para o caso das mulheres, as taxas de retorno à escolaridade foram de 23,32% e 25,09%, respectivamente (para os mesmos anos de experiência). A relevância econômica da variável educação nos dois modelos estimados (urbanos e rurais) está relacionada ao fato que essa variável conseguir captar a influência do capital humano dos trabalhadores urbanos e rurais. Os coeficientes estimados indicam ainda que o retorno à escolaridade dos trabalhadores brancos, no setor urbano, é superior ao retorno à escolaridade dos trabalhadores pardos, configurando discriminação por raça.

As equações estimadas corrigidas pela técnica de Heckman apontam que os retornos à escolaridade dos trabalhadores brancos (12,14%) são inferiores aos retornos à escolaridade dos trabalhadores pardos (16,22%), no setor urbano. Entretanto, nas equações estimadas sem a técnica de Heckman, nesse mesmo setor, os trabalhadores brancos apresentam uma taxa de retorno de escolaridade de 22,37%, contra uma taxa de 16,18% para os trabalhadores pardos (considerando-se 4 anos de experiência).

Constatou-se, ainda, que no setor urbano a contribuição isolada das variáveis educação e experiência respondem por cerca de 62% da parte explicada da decomposição quando a regressão estimada inclui o lambda contra 47,9% da regressão estimada que não inclui o lambda. Nesse caso, o procedimento de Heckman, na maioria das vezes, tem o efeito de reduzir fortemente a presença da discriminação nos dois setores. A decomposição dos salários entre homens e mulheres pelo método de Blinder-Oaxaca também sugere a existência de forte discriminação por gênero no Brasil, tanto no setor urbano como no rural.

Referências

- Aigner, Dennis J., Cain, Glen G. Statistical theories of discrimination in labor markets. *Industrial and Labor Relations Review*, 30, p. 175-187, 1977
- Arrow, Kenneth J. The models of job discrimination. In: Pascal, A. H. (org.), *Racial discrimination in economic life*. Lexington Books, 1972.
- Becker, Gary. *The economics of discrimination*. Chicago: Chicago University Press, 1957
- _____. Investment in human capital: a theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, 70, p. 9-49, 1962.

- Blinder, Alan S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 8, p. 436-455, 1973.
- Berndt, Ernst R. *The practice of econometrics: classic and contemporary*. Addison-Wesley Publishing Company, Inc., 1991.
- Frijters, P. Discrimination and job uncertainty. *Journal of Economic Behaviour and Organization*, 36, p. 433-446, 1998.
- Gottschalk, Peter. Inequalities, income growth and mobility. The basic facts. *Journal of Economic Perspectives*, 11, p. 21-40, 1997
- Heckman, James. Shadow prices, market wages, and labor supply. *Econometrica*, 1, p. 679-694, 1974.
- _____. Varieties of selection bias. *American Economic Review*, Papers and Proceedings v. 80, n. 2, p. 313-318, 1990.
- Kassouf, Ana L. Retornos à escolaridade e ao treinamento nos setores urbano e Rural. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 35, p. 59-76, 1997
- _____. Wage gender discrimination and segmentation in the Brazilian labor market. *Economia Aplicada*, v. 2, n. 2, p. 243-269, abr./jun. 1998.
- Lima, Roberto A. Participação das mulheres casadas no mercado de trabalho: um estudo com base nos mercados das PNADs. *Nova Economia*, 7, p. 203-234, 1997.
- Lovell, Peggy. Development and discrimination in Brazil. *Development and Change*, 24, p. 83-101, 1993.
- Mincer, Jacob. *Schooling, experience and earnings*. New York: Columbia University Press, 1994.
- Oaxaca, Ronald. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14, p. 693-709, 1973.
- Phelps, Edmund S. The statistical theory of racism and sexism. *American Economic Review*, 62, p. 659-661, 1972.
- Silva, Nancy D V., Kassouf, Ana L. Mercados de trabalho formal e informal: uma análise da discriminação e da segmentação. *Nova Economia*, 10, p. 41-78, 2000.

Spence, M. Job market signalling. *Quarterly Journal of Economics*, 87, p. 355-74, 1973.

Stelcner, M., Smith, J. B., Breslaw, J. A., Monette, G. Labor force behavior and earnings of Brazilian women and men, 1980. In: Psacharopoulos, George; Tzannatos, Zafiris (orgs.), *Case studies on women's employment and pay in Latin America*. Washington: The World Bank, 1994.

Tifenthaler, Jill. Female labor force participation and wage determination in Brazil, 1989. In: Psacharopoulos, George; Tzannatos, Zafiris (orgs.), *Case studies on women's employment and pay in Latin America*. Washington: The World Bank, 1994.

