

Discriminação e Viés de seletividade: uma análise da Indústria Financeira Brasileira

RESUMO: Este trabalho verifica a existência de discriminação de gênero e de raça no mercado brasileiro, mais especificamente, na indústria financeira brasileira utilizando dados da PNAD 1999. O método utilizado na verificação da discriminação foi o de Blinder-Oaxaca. Apuramos que da diferença salarial observada entre homens e mulheres, 56,4% é atribuída à discriminação, enquanto que no caso dos brancos e não brancos, 67,5% é atribuída à discriminação.

PALAVRAS-CHAVE: discriminação, viés de seletividade, razão de Mills

CLASSIFICAÇÃO JEL: J71

ABSTRACT: This work verifies the existence of gender and race discrimination in Brazilian market, specifically, in Brazilian financial industry using data of PNAD 1999. We use the Blinder-Oaxaca method to verify this discrimination. We note that men earn 56,4% more than women and whites earn 67,5% more than non whites. These differences should be explained by the discrimination.

KEY-WORDS: discrimination, selectivity bias, Mills' ratio

CLASSIFICATION JEL: J71

Marcelo de Oliveira Souza *

Odilon Roberto Arruda Câmara *

* Universidade Católica de Brasília e Banco do Brasil. E-mail para correspondência: maresol@solar.com.br

Introdução

A discriminação no mercado de trabalho é um tema que vem sendo bastante estudado por economistas e profissionais de diversas áreas. A discriminação entre os sexos e as raças pode afetar a distribuição de renda, a taxa de desemprego e a alocação eficiente de recursos na economia. Por isso, o estudo e a mensuração da discriminação pode contribuir para a formulação de políticas públicas que visem minimizar seus efeitos negativos.

A partir dos trabalhos de Becker (1957), os estudos sobre a discriminação foram intensificados e seguiram diversas linhas de pesquisa. Uma das abordagens é a de Blinder-Oaxaca, que procura mostrar quanto do diferencial salarial médio entre sexos e raças é explicado por diferenças no estoque médio de capital humano, e quanto é atribuído à discriminação. Complementando essa abordagem, outros autores [Madden (2000), Heckman (1979), Newman e Oaxaca (1998)] incluíram no modelo o problema do vies de seletividade, ou seja, tentaram mensurar a discriminação decorrente de barreiras de acesso aos melhores empregos e ocupações disponíveis no mercado de trabalho.

Seguindo esta abordagem complementar, o presente trabalho busca aplicar a metodologia de Blinder-Oaxaca ao caso brasileiro, mais especificamente à indústria financeira, procurando verificar se existe discriminação entre homens e mulheres e entre brancos e não brancos. Verificaremos, ainda, se existem ou não barreiras à entrada de mulheres e não brancos nas empresas públicas do setor financeiro.

O trabalho está estruturado da seguinte forma: além desta introdução, na segunda seção é feita uma revisão da bibliografia disponível sobre o assunto; na terceira seção apresentamos a metodologia utilizada; na quarta seção analisamos as variáveis encontradas na amostra; em seguida, são relacionados e discutidos os resultados obtidos; e a última seção é destinada à conclusão do trabalho.

Referencial Teórico

A discriminação se dá quando um grupo de indivíduos com capital humano e produtividade iguais recebem salários e/ou tratamento diferenciado por causa de alguma característica exógena (como raça e sexo), sem

que essas características tenham efeito sobre sua produtividade [Becker (1957), Phelps (1972), Arrow (1973), Cain (1986), *inter alia*].

A partir do trabalho seminal de Becker (1957), proliferaram estudos sobre a discriminação, tentando identificar suas causas e mensurar seus efeitos. Na linha dos trabalhos que tentaram mensurar a discriminação, Blinder (1973) e Oaxaca (1973) introduziram uma nova metodologia, verificando o quanto do diferencial salarial médio entre homens/mulheres e negros/brancos era devido a diferenciais nas características médias de capital humano (que refletem a produtividade) e o quanto era atribuído à discriminação.

Blinder (1973), utilizando dados de 1967 do “Panel Study of Income Dynamics” do Michigan Survey Research Center, concluiu que 60% da diferença no salário médio observado entre negros e brancos era explicada pela diferença nas características médias de capital humano entre os grupos, enquanto que os outros 40% foram atribuídos à discriminação. No que diz respeito a homens e mulheres, o autor observou que os percentuais correspondiam a 34% e 66%, respectivamente.

Oaxaca (1973), utilizando dados dos Estados Unidos de 1967 do “Survey of Economic Opportunity”, concluiu que 77,7% da diferença no salário médio observado entre homens e mulheres brancos era devida à discriminação e entre homens e mulheres negros esse percentual correspondia a 93,6%.

A partir do trabalho de Heckman (1979), vários estudos passaram a considerar o vies de seletividade, proveniente de barreiras à participação no mercado de trabalho. Seguindo este procedimento, Reimers (1983) utilizou dados do “Survey of Income and Education” de 1976 para estudar a discriminação contra hispânicos e homens negros nos Estados Unidos. O seu trabalho mostrou que do total do diferencial salarial médio entre mexicanos, porto-riquenhos, centro e sul americanos, e negros com relação aos brancos não hispânicos, 18,9%, 53,3%, 86,3% e 59,8% era devido à discriminação, respectivamente.

Oaxaca e Ransom (1994), utilizando dados de março de 1988 da “Current Population Survey” dos Estados Unidos, aplicam quatro diferentes métodos de decomposição dos diferenciais salariais brutos. Os autores mostram que a discriminação responde por algo entre 55,3% e 61,4% do diferencial salarial entre homens negros e brancos. No caso de homens e mulheres brancos, esse número fica entre 66,5% e 92,8%.

Madden (2000), utilizando dados dos Estados Unidos de 1995 do “Family Resources Survey”, concluiu que 83,5% do diferencial salarial médio entre homens e mulheres é devido à discriminação.

Alguns estudos verificam a discriminação em uma indústria ou profissão específica no mercado de trabalho. Loureiro, Sachsida e Carneiro (2001) estudaram a discriminação entre advogados homens e mulheres no Brasil. Usando dados da PNAD de 1992 a 1999, os autores segmentaram os advogados por faixa etária e verificaram que, na faixa de 24 a 32 anos, 64,03% do diferencial no salário médio correspondia à discriminação. Na faixa de 33 a 41 anos, esse percentual caía para 61,13%, enquanto que na faixa de 42 a 50 anos, o número caía ainda mais, chegando a 57,04%.

No presente trabalho, analisamos a discriminação na indústria financeira brasileira. Escolhemos esta indústria pois ela representa um importante setor da economia, seus empregados possuem elevada média de educação e de renda, e apesar disso as características de seu mercado de trabalho ainda não foram completamente abordadas.

Metodologia

Os trabalhos de Blinder (1973) e Oaxaca (1973) introduziram uma nova metodologia de mensuração da discriminação, que ficou conhecida como abordagem Blinder-Oaxaca. Os autores apresentaram um modelo onde a explicação para os diferenciais salariais observados entre as diversas categorias de trabalhadores (como homens/mulheres, negros/brancos) poderia ser decomposta em duas partes: uma relativa às diferenças nas características médias de capital humano de cada grupo, e outra referente às diferenças nos retornos dessas características, que podem ser atribuídas à discriminação.

Seguindo o modelo Blinder-Oaxaca, podemos estimar as seguintes equações que representam os salários de homens e mulheres:

$$(1) \ln(\bar{W}_m) = \bar{X}_m \hat{\beta}_m,$$

$$(2) \ln(\bar{W}_f) = \bar{X}_f \hat{\beta}_f$$

onde $\bar{W}_m$ e $\bar{W}_f$ são os salários horários médios de homens e mulheres, respectivamente, $\bar{X}_m$ e $\bar{X}_f$ são os vetores dos valores médios dos regressores (variáveis que representam o capital humano, determinante do salário) de homens e mulheres, $\hat{\beta}_m$ e $\hat{\beta}_f$ são os vetores dos retornos estimados dos regressores de homens e mulheres.

Subtraindo 2 de 1, temos:

$$(3) \ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) = \bar{X}_m \hat{\beta}_m - \bar{X}_f \hat{\beta}_f$$

Rearranjando a equação, encontramos:

$$(4) \ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) = (\bar{X}_m - \bar{X}_f) \hat{\beta}_m + \bar{X}_f (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)$$

A equação (4) mostra que a diferença no logaritmo dos salários médios de homens e mulheres pode ser explicada por dois componentes: (i) as diferenças nas médias das variáveis de capital humano de homens e mulheres, e (ii) as diferenças nos retornos dessas variáveis. O segundo componente pode ser interpretado como a discriminação na determinação dos salários das mulheres.

Conforme observado por Madden (2000), uma das críticas ao modelo de Blinder-Oaxaca é que ele somente captura a discriminação dentro do mercado de trabalho, ou seja, ele não observa a discriminação com relação ao acesso ao mercado de trabalho. Se a participação dos trabalhadores nos setores e ocupações é afetada por barreiras não aleatórias (dependentes do sexo ou raça), isso vai causar um viés de seletividade, tornando a esperança do erro diferente de zero e viesando os betas estimados (Reimers, 1983).

Para introduzirmos no modelo os efeitos das barreiras à entrada, Reimers (1983) aponta que podemos seguir o procedimento utilizado por Heckman (1979). Podemos estimar um probit para prever a probabilidade do

indivíduo estar empregado e, calculando o inverso da razão de Mills (IMR), introduzir o IMR como novo termo no modelo de Blinder-Oaxaca. Esse termo irá corrigir a esperança dos salários observados. Neuman e Oaxaca (1998) mostram que o termo também pode ser decomposto, medindo o quanto da discriminação se deve ao vies de seletividade¹.

Com a introdução do IMR, o modelo de Blinder-Oaxaca fica da seguinte forma:

$$(5) \quad \ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)\hat{\beta}_m + \bar{X}_f(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) + (\hat{\theta}_m\hat{\lambda}_m - \hat{\theta}_f\hat{\lambda}_f)$$

onde $\bar{e}$ e $\bar{f}$ são os IMR médios estimados. Esse modelo é o que será utilizado em nossa análise da discriminação.

A metodologia a ser utilizada no trabalho seguirá a empregada por Oaxaca e Ransom (1994) e por Madden (2000), que aplicam o modelo de Blinder-Oaxaca com a correção do vies de seletividade. A interpretação dos coeficientes relacionados ao IMR seguirá Neuman e Oaxaca (1998).

A amostra utilizada será retirada da PNAD 1999. Analisaremos as pessoas empregadas em instituições públicas e privadas da indústria financeira brasileira.

Análise Descritiva das Variáveis

A Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar de 1999 possui 352.393 indivíduos em sua amostra. Se considerarmos apenas as pessoas com idade entre 15 e 70 anos, que declararam o valor recebido como salário proveniente do trabalho único ou principal na semana de referência (semana de 19 a 25 de setembro de 1999), esse número cai para 129.402. Analisando essa amostra reduzida, encontramos as seguintes informações: a média de idade é de 35,7 anos; 62% da amostra é formada por homens; a média de anos de estudo é de 6,8 anos; 53% da amostra é formada por brancos; 17% dos trabalhadores é sindicalizado e 25% trabalham em empresas do setor público. O salário médio do emprego principal é de R\$ 13,01 por hora trabalhada (salário mensal

médio de R\$ 507,37), com desvio padrão de 29,74. 75,8% dos trabalhadores recebe salário mensal (do emprego principal) de até R\$ 500, enquanto que 9,9% recebe mais de R\$ 1.000 e apenas 2,5% recebe mais de R\$ 2.500.

Do total de 129.402 indivíduos da amostra reduzida, selecionamos 1.204 pessoas (0,93% desse total) que trabalham em sua atividade principal na semana de referência. Foram escolhidas as atividades referentes a empreendimentos ligados à indústria financeira, como bancos, financeiras e cooperativas de crédito. Para essa amostra reduzida², encontramos que: a média de idade é de 34,7 anos; 55% da amostra é formada por homens; a média de anos de estudo é de 12,4 anos (quase o dobro dos 6,8 anos médios encontrados para toda a amostra); 78% da amostra é formada por brancos; 58% dos trabalhadores é sindicalizado (mais de 3 vezes a percentagem na amostra anterior) e 47% trabalham para empresas do setor público. O salário médio do emprego principal é de R\$ 38,49 por hora trabalhada (quase três vezes a média da amostra anterior), com desvio padrão de 29,32 e salário mensal médio de R\$ 1.450,73. Cerca de 22,2% dos trabalhadores recebem salário mensal (do emprego principal) de até R\$ 500, enquanto que 50,5% recebem mais de R\$ 1.000 e apenas 14% recebem mais de R\$ 2.500.

Podemos verificar assim que a escolaridade e a taxa de sindicalização são bem maiores na indústria financeira. Esses fatores devem explicar, em parte, porque o salário nesta indústria é tão superior à média brasileira encontrada na amostra. Os trabalhadores da indústria financeira estão concentrados nos estados de São Paulo (20,9%), Rio Grande do Sul (10,5%), Rio de Janeiro (9,8%) e Distrito Federal (8,6%). Desses quatro estados, o DF aparece com o maior salário mensal médio: R\$ 2.216,14. Essa colocação do DF se deve ao fato de que, em Brasília, estão concentradas as diretorias de grandes instituições como o Banco do Brasil, Caixa Econômica Federal e

¹ Uma apresentação técnica detalhada desse procedimento pode ser encontrada em Loureiro, Sachsida, e Carneiro (2001).

² A Tabela 10, encontrada no apêndice do trabalho, apresenta as médias e percentuais das variáveis mais importantes retiradas da amostra.

Banco Central. Isso faz com que a participação proporcional dos altos funcionários dessas empresas seja relevante no DF, elevando a média salarial da região.

Se considerarmos apenas os homens na indústria financeira, encontramos que: o salário horário médio para o emprego principal ou único é de R\$ 43,79 (média mensal de R\$ 1.694,54); 60% dos homens são sindicalizados; 49% trabalham em empresas do setor público; a média de educação é de 12,5 anos de estudo e a média de horas trabalhadas por semana é de 39,4.

Considerando apenas as mulheres, encontramos que: o salário horário médio para o emprego principal ou único é de R\$ 32,05 (média mensal de R\$ 1.153,92); 56% das mulheres são sindicalizadas; 45% trabalham em empresas do setor público; a média de educação é de 12,4 anos de estudo e a média de horas trabalhadas por semana é de 36,9.

Como se pode observar, o salário horário médio dos homens é 36,6% maior que o das mulheres na indústria financeira. Se considerarmos todas as indústrias, esta a diferença salarial cai para 18,0%.

Se considerarmos apenas os brancos (homens e mulheres) na indústria financeira, encontramos que: o salário horário médio para o emprego principal ou único é de R\$ 40,24 (média mensal de R\$ 1.522,42); 58% dos

brancos são sindicalizados; 46% trabalham em empresas do setor público; a média de educação é de 12,6 anos de estudo e a média de horas trabalhadas por semana é de 38,3.

Considerando apenas os não brancos (homens e mulheres), encontramos que: o salário horário médio para o emprego principal ou único é de R\$ 32,25 (média mensal de R\$ 1.194,20); 58% dos não brancos são sindicalizados; 51% trabalham em empresas do setor público; a média de educação é de 11,7 anos de estudo e a média de horas trabalhadas por semana é de 38,1.

Como se pode observar, o salário horário médio dos brancos é 24,8% maior que o dos não brancos na indústria financeira. Se considerarmos todas as indústrias, a diferença salarial sobe para 90,4%.

Os diferenciais salariais observados nos casos acima podem, em parte, ser explicados pelas diferenças nas características médias de cada grupo. A parte do diferencial atribuída à discriminação será calculada na seção seguinte do trabalho, aplicando o método de Blinder-Oaxaca conforme descrito na metodologia.

Resultados Empíricos

Para as regressões estimadas, utilizamos as variáveis descritas na Tabela 1:

Tabela 1 - Descrição das Variáveis Utilizadas

Variável	Descrição
lnrendah	logaritimo do salário horário do trabalho principal
sexo	1 para homens e 0 para mulheres
raca	1 para brancos e 0 para não brancos
idade	anos de idade
educação	anos de estudo
setor	1 se trabalha em empresa pública e 0 para privada
sindicato	1 se é sindicalizado e 0 se não
sudeste	1 se trabalha na região sudeste e 0 se não
df	1 se trabalha no DF e 0 se não
vertime	1 se trabalha 40 ou mais horas semanais e 0 se não
diretor	1 se possui cargo diretivo, administrativo ou gerencial, e 0 se não

Estimando a regressão para homens e para mulheres, encontramos os seguintes valores para os betas dos regressores, conforme tabela 2 a seguir:

Os sinais das variáveis estão de acordo com o esperado pela teoria do capital humano. A idade e a educação possuem retorno positivo sobre os salários, os brancos ganham

Tabela 2 - Regressão para Homens e Mulheres

	Homens		Mulheres	
	beta	t-prob	beta	t-prob
raça	0,227	0,000	0,161	0,019
idade	0,037	0,000	0,033	0,000
educação	0,110	0,000	0,114	0,000
setor	0,133	0,014	0,181	0,003
sindicato	0,028	0,585	0,266	0,000
sudeste	0,079	0,149	0,165	0,005
df	0,371	0,000	0,415	0,000
vertime	-0,179	0,003	-0,260	0,000
diretor	0,536	0,000	0,526	0,000
constante	0,472	0,003	0,265	0,095
F prob	0,000		0,000	
R2	0,470		0,482	
No.Observações	661		543	

mais que os não brancos, os sindicalizados ganham mais, quem trabalha no sudeste e no DF ganha mais e quem ocupa cargos mais elevados (variável diretor) possui melhores salários. A variávelvertime se mostrou negativa enquanto a variável setor foi positiva, apesar de alguns autores considerarem que elas poderiam ter outro sinal (ver Polachek e Siebert, 1993). Se o sinal da variávelvertime fosse positivo, indicaria que o diferencial compensatório positivo exigido pelos trabalhadores para trabalharem mais horas seria maior que o diferencial compensatório negativo exigido pelos empregadores, devido ao retorno decrescente na produtividade do trabalho do

indivíduo com relação ao tempo. Como o sinal encontrado é negativo, indica que o segundo efeito, neste caso, deve ser maior. Se o sinal da variável setor fosse negativo, indicaria que as empresas públicas estariam aplicando um diferencial compensatório negativo devido à maior estabilidade no emprego e outros benefícios dados aos trabalhadores. Como o sinal é positivo, pode estar indicando a prática de um salário de eficiência por parte do setor público.

Decompondo o diferencial de salários observados entre homens e mulheres pelo método Blinder-Oaxaca, construímos a Tabela 3 conforme abaixo:

Tabela 3 - Decomposição Blinder-Oaxaca Homens/Mulheres

	Beta Estimado		Média da Amostra	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
constante	0,472	0,265		
raca	0,227	0,161	0,767	0,799
idade	0,037	0,033	36,029	33,022
educacao	0,110	0,114	12,478	12,363
setor	0,133	0,181	0,481	0,444
sindicato	0,028	0,266	0,596	0,560
sudeste	0,079	0,165	0,372	0,436
df	0,371	0,415	0,088	0,085
vertime	-0,179	-0,260	0,747	0,597
diretor	0,536	0,526	0,207	0,092
Discriminação [Xm (Bh-Bm)]			0,199	56,4%
Explicado [Bh (Xh-Xm)]			0,154	43,6%
Total [LNWh - LNWm]			0,354	100,0%

Conforme observamos na Tabela 3, da diferença de 35,4% entre os salários de homens e mulheres, 19,9% (ou 56,4% da diferença total) é atribuída à discriminação. Os outros 15,4% (ou 43,6% da diferença total) podem ser explicados por diferenças nas médias observadas entre os dois grupos, ou seja, pela melhor qualificação e demais características dos homens.

Os retornos (betas observados) para as variáveis idade, educação e diretor são bastante próximos entre os grupos. A constante e os retornos das variáveis fultime e raça são melhores para os homens, enquanto que os retornos das variáveis setor, sindicato, sudeste e df são melhores para as mulheres.

Também podemos observar que o que está impactando mais a discriminação é a constante, que eleva o salário dos homens em 20%, em média.

Para verificarmos se existe viés de seletividade na entrada de homens e mulheres no setor público, ou seja, verificarmos se existe discriminação contra mulheres na entrada em empresas do setor público, adaptamos o procedimento sugerido por Heckman (1979). Calculamos, pelo método probit, a probabilidade dos homens e das mulheres que trabalham na indústria financeira estarem empregados numa empresa do setor público. Os resultados estão descritos na Tabela 4.

	Homens		Mulheres	
	beta	t-prob	beta	t-prob
idade	0,038	0,000	0,038	0,000
educação	0,071	0,001	0,028	0,148
sudeste	-0,747	0,000	-0,572	0,000
df	0,465	0,017	0,729	0,001
fultime	-0,406	0,001	-0,684	0,000
constante	-1,779	0,000	-1,167	0,000
Prob Chi2	0,000		0,000	
Pseudo R2	0,139		0,143	

Através dos erros dos modelos probit estimados, calculamos as razões inversas de Mill e as introduzimos nas regressões originais, encontrando os resultados descritos na Tabela 5:

A Tabela 5 mostra que o coeficiente relacionado à razão de Mill foi estatisticamente insignificante para os dois grupos. Portanto, não podemos afirmar se existe ou não viés de seletividade na amostra.

	Homens		Mulheres	
	beta	t-prob	beta	t-prob
raça	0,228	0,000	0,160	0,020
idade	0,049	0,001	0,043	0,006
educação	0,133	0,000	0,122	0,000
setor	0,136	0,013	0,179	0,003
sindicato	0,030	0,563	0,266	0,000
sudeste	-0,159	0,592	0,011	0,965
df	0,488	0,004	0,576	0,034
fultime	-0,301	0,062	-0,436	0,119
diretor	0,540	0,000	0,527	0,000
mills	0,473	0,415	0,395	0,521
constante	-0,468	0,687	-0,358	0,715
F prob	0,000		0,000	
R2	0,471		0,482	
No. Observações	661		543	

Elaborando agora a regressão para brancos e não brancos, encontramos os seguintes valores para os betas dos regressores, conforme Tabela 6:

Os sinais das variáveis são iguais aos obtidos nas regressões de homens e mulheres, incluindo agora a variável sexo, que indica que os homens ganham em média mais que

Tabela 6 - Regressão para Brancos e não Brancos

	Brancos		Não Brancos	
	beta	t-prob	beta	t-prob
sexo	0,214	0,000	0,169	0,041
idade	0,037	0,000	0,031	0,000
educação	0,112	0,000	0,112	0,000
setor	0,105	0,022	0,276	0,001
sindicato	0,089	0,038	0,291	0,001
sudeste	0,084	0,059	0,232	0,010
df	0,456	0,000	0,199	0,121
fulltime	-0,195	0,000	-0,315	0,000
diretor	0,511	0,000	0,612	0,000
constante	0,452	0,001	0,329	0,104
F prob	0,000		0,000	
R2	0,458		0,574	
No. Observações	941		263	

as mulheres, conforme esperávamos. Efetuando a decomposição de Blinder-Oaxaca, encontramos os resultados presentes na Tabela 7:

Da diferença de 30,6% entre os salários de brancos e não brancos, 20,7% (ou 67,5% da diferença total) é atribuída à discriminação. Os outros 10,0% (ou 32,5% da diferença

Tabela 7 - Decomposição Blinder-Oaxaca Brancos/Não Brancos

	Beta Estimado		Média da Amostra	
	Brancos	Não Brancos	Brancos	Não Brancos
constante	0,452	0,329		
sexo	0,214	0,169	0,539	0,586
idade	0,037	0,031	34,641	34,787
educação	0,112	0,112	12,639	11,665
setor	0,105	0,276	0,453	0,506
sindicato	0,089	0,291	0,580	0,578
sudeste	0,084	0,232	0,430	0,297
df	0,456	0,199	0,080	0,110
fulltime	-0,195	-0,315	0,689	0,646
diretor	0,511	0,612	0,165	0,122
Discriminação [$X_n (B_b - B_n)$]			0,207	67,5%
Explicado [$B_b (X_b - X_n)$]			0,100	32,5%
Total [$LNW_b - LNW_n$]			0,306	100,0%

total) podem ser explicados por diferenças nas médias observadas entre os dois grupos. Os coeficientes que estão tendo maior impacto a favor dos brancos na determinação da discriminação são a constante e a idade.

Para verificarmos se existe vies de seletividade na entrada de brancos e não brancos no setor publico, repetimos o procedimento adotado no caso de homens e mulheres. Os resultados obtidos no modelo probit estão descritos na Tabela 8:

Tabela 8 - Probit para Brancos e Não Brancos

	Brancos		Não Brancos	
	beta	t-prob	beta	t-prob
idade	0,042	0,000	0,028	0,001
educação	0,037	0,034	0,075	0,004
sudeste	-0,683	0,000	-0,571	0,002
df	0,697	0,000	0,300	0,271
vertime	-0,559	0,000	-0,496	0,005
constante	-1,451	0,000	-1,385	0,001
Prob Chi2	0,000		0,000	
Pseudo R2	0,151		0,101	

Através dos erros dos modelos probit estimados, calculamos as razões inversas de Mill e as introduzimos nas regressões originais, encontrando os resultados descritos na Tabela 9:

A Tabela 9 mostra que, da mesma forma que no caso de homens e mulheres, o coeficiente relacionado à razão de Mill foi estatisticamente insignificante para os dois grupos. Portanto, também não podemos afirmar se existe ou não viés de seletividade para brancos e não brancos na amostra.

Tabela 9 - Regressão para Brancos e Não Brancos com Razão de Mill

	Brancos		Não Brancos	
	beta	t-prob	beta	t-prob
sexo	0,216	0,000	0,169	0,042
idade	0,052	0,000	0,044	0,038
educação	0,126	0,000	0,149	0,014
setor	0,106	0,021	0,277	0,001
sindicato	0,090	0,036	0,293	0,001
sudeste	-0,171	0,423	-0,053	0,909
df	0,665	0,000	0,319	0,165
vertime	-0,394	0,020	-0,547	0,150
diretor	0,517	0,000	0,614	0,000
mills	0,550	0,221	0,747	0,529
constante	-0,523	0,517	-0,946	0,642
F prob	0,000		0,000	
R2	0,459		0,574	
No. Observações	941		263	

Conclusão

Identificamos que, na indústria financeira brasileira, o logaritmo do salário horário dos homens é 35,4% maior que o das mulheres, e o dos brancos é 30,6% maior que o dos não brancos. Da diferença salarial observada entre homens e mulheres, 56,4% é atribuída à discriminação, enquanto que no caso dos brancos e não brancos, 67,5% é atribuída à discriminação.

Comparando esses números com os resultados obtidos por Loureiro, Sachsida e Carneiro (2001), observamos que o percentual da diferença salarial entre homens e mulheres explicado pela discriminação, na indústria financeira, é menor do que o apurado em todas as faixas etárias no caso dos advogados. O resultado é interessante, pois *a priori* esperaríamos que a discriminação para as advogadas fosse menor, devido ao seu maior acesso às leis e a justiça. Novos estudos se fazem necessários para identificarmos as possíveis causas dessa aparente contradição.

Se compararmos os resultados da discriminação na indústria financeira com os demais resultados discutidos na segunda seção do presente trabalho, observamos que, de maneira geral, a discriminação na indústria financeira explica relativamente uma menor parte da diferença salarial entre homens e mulheres e entre brancos e não brancos. Portanto, identificamos um peso menor da

discriminação na determinação dos salários na indústria financeira. Uma das possíveis explicações poderia ser o elevado nível educacional nessa indústria.

Com relação às barreiras à entrada no setor público, os resultados não foram conclusivos. Novas pesquisas podem ser feitas no intuito de verificar se essas barreiras realmente existem neste mercado.

Referências Bibliográficas

- Arrow, K. (1973) The Theory of Discrimination, *Princeton University Press*, Princeton.
- Becker, G. S. (1957) The Economics of Discrimination, *The University of Chicago Press*, Chicago.
- Blinder, A. S. (1973) "Wage Discrimination: Reduced form and Structural Estimates", *Journal of Human Resources*, **8**, 436-455.
- Cain, Glen (1986) The Economics Analysis of Labor Market Discrimination: A Survey, *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1.
- Carneiro, F. G. (2000) Manual para Elaboração de Projetos de Dissertação, *Editora Universa*, Brasília.
- Heckman, J. J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, **47**, 143-161.
- Loureiro, P. R. A., Sachsida, A., e Carneiro, F. G. (2001) Existe Discriminação entre os Advogados Brasileiros? Uma Abordagem com Efeitos Fixos, *Editora Universa*, Brasília.
- Madden, D. (2000) "Towards a Broader Explanation of Male-Female Wage Differences", *Applied Economic Letters*, **7**, 765-770.
- Neumann, S. and Oaxaca, R. L. (1998) "Estimating Labor Market Discrimination with Selectivity Corrected Wage Equations: Methodological Considerations and an Illustration from Israel", *CEPR Discussion Paper No. 1915*.
- Oaxaca, R. L. (1973) "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, **14**, 693-709.
- Oaxaca, R. L. and Ransom, M. R. (1994) "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials", *Journal of Econometrics*, **61**, 5-21.
- Phelps, Edmund S. (1972) "The Statistical Theory of Racism and Sexism", *American Economic Review*, **LXII**, 659-661.
- Polachek, S. W., and Siebert, W.S. (1993) "The Economics of Earnings", Cambridge University Press, Cambridge.
- Reimers, C. (1983) "Labour Market Discrimination Against Hispanic and Black Men", *Review of Economics and Statistics*, **65**, 570-579.