

## **35º Encontro Anual da Anpocs**

GT30 - Relações raciais: desigualdades, identidades e políticas públicas.

Dia : 25 - GT30: 1ª Sessão - Análises quantitativas das desigualdades raciais

Local: Horário: 13h30

**O problema da estimação da discriminação racial: os efeitos da autosseleção e do erro de mensuração no Brasil.  
(PRIMEIRO ESBOÇO)**

Gustavo Andrey Almeida Lopes Fernandes (USP)  
Departamento de Economia

Denisard Cnéio de Oliveira Alves

## **O problema da multidimensionalidade da raça: viés de seleção e erro de mensuração.**

### **1. Introdução**

A mensuração da discriminação racial depende crucialmente da metodologia utilizada para a identificação de grupos populacionais, o que não ocorre quando o objeto de interesse são as diferenças nos resultados econômicos decorrentes de gênero, por exemplo. Um homem e uma mulher podem ser facilmente distinguidos pelas suas características físicas. No entanto, quando se realiza um levantamento estatístico sobre raça ou etnia, o recenseador não pode classificar objetivamente qualquer indivíduo: é preciso que um critério subjetivo seja traçado.

Em muitos países, a segmentação racial se deve a motivos étnicos. No entanto, mesmo assim, não há uma linha clara a definir quem pertence a cada grupo racial. Diferenças culturais e físicas são igualmente tênues, sendo muitas vezes compartilhados por mais de uma categoria de pessoas. Assim, quando se desagrega o dado ao nível individual, qualquer tipo de classificação se torna demasiadamente vaga. Wagley (1968), em um estudo sobre a formação de raças nas Américas, identificou três sistemas básicos de classificação: ancestralidade e origem, status socio-cultural e, por fim, aparência física. Com isto, na maioria dos países democráticos, a solução para este problema é simplesmente pedir para que o indivíduo declare o seu grupo racial, entre uma lista arbitrariamente definida. Atualmente, este é o critério utilizado no Brasil, conforme a Lei nº 12.288/ 2010.

No entanto, até mesmo do ponto de vista biológico, o conceito de raça é de difícil precisão. No clássico da zoologia “*Systematics and the Origin of Species*”, por exemplo, Ernst Mayr (1942) divide as espécies entre aquelas em que as mudanças genéticas são gradativas, alterando-se continuamente entre populações vizinhas, e aquelas em que as diferenças se alteram bruscamente, delimitando as fronteiras do que seriam raças. Na

genética clássica, por sua vez, define-se raça como uma grande população de indivíduos que evoluem juntos, compartilhando uma fração significativa de seus genes. Assim, uma determinada raça pode ser distinguida de outros grupos da espécie, pela similaridade genética de seus integrantes ou mesmo pelas diferenças em relação aos demais representantes da espécie (BARBUJANI, 2005). Tais dissimilaridades ocorrem em virtude da existência de barreiras reprodutivas entre conjuntos de indivíduos de uma mesma espécie que, com o passar do tempo, induzem a homogeneidade genética, aumentando porém as divergências existentes com os demais grupos.

Naturalmente, a ausência de raças biológicas não significa que a espécie humana seja homogênea. Pelo contrário, há grande diversidade de tipos. No entanto, a variação genética no ser humano é contínua e dissonante com as tipologias raciais existentes (COOPER et al, 2003, CAVALLI-SFORZA et al, 1994), além de que a própria variância clinal e as fronteiras genéticas são imprecisas geograficamente, inexistindo um grupo totalmente isolado que pudesse ser considerado uma raça (BARBUJANI e SOKAL, 1990). Ademais, as classificações usuais variam enormemente com o critério estabelecido, quer seja uma característica biológica evidente, como a cor da pele ou dos olhos ou mesmo um conjunto delimitando de genes. Deste modo, pode-se concluir que o conceito de raça no ser humano não possui embasamento biológico, sendo eminentemente uma construção social, refletindo um conjunto de relações que permitem posicionar o indivíduo e grupos na Sociedade, no que alude a atributos e competências. A raça, neste sentido, é um fenômeno multidimensional, sendo definida segundo aspectos físicos e também sociais.

Clivagens raciais, mais do que representar diferenças, reproduzem padrões de poder e de desigualdade existentes (GIDDENS, 2005). De fato, um dos elementos necessários para a discriminação racial é a existência de um segmento da população que se beneficia da ideia de superioridade, o que se relaciona intimamente com a noção weberiana de status (WEBER, 1978). Isso significa que aqueles que compartilham o mesmo estereótipo do grupo melhor posicionado na hierarquia social são vistos como os mais capacitados e, geralmente, usufruem das melhores oportunidades de emprego.

Neste sentido, o preconceito pode ser atribuído à discriminação estatística, um fenômeno que foi sugerido quase que simultaneamente por Arrow (1972a, 1972b, 1973) e Phelps (1972) e que decorre, em sua essência, da existência de assimetria de informação entre os agentes econômicos no mercado de trabalho, especialmente, no tocante ao investimento em qualificação. Mais recentemente, Coate e Loury (1993) e, Moro e Norman (2004) mostraram que as crenças negativas do empregador em relação a um grupo, podem ser confirmadas em equilíbrio mesmo quando todos os grupos são idênticos a priori. No último artigo, os autores também observam que o grupo dominante pode se beneficiar da discriminação, em decorrência das externalidades geradas pela especialização em atividades que se distinguem pelo grau de qualificação demandado. Nesta mesma direção, Fang (2001) demonstra a possibilidade de que grupos se formem endogenamente, em que a clivagem da população se dá pela realização de uma atividade<sup>1</sup> sem qualquer impacto com a produtividade do trabalhador.

A existência de discriminação racial, portanto, pode determinar uma tendência no comportamento humano em se declarar pertencente ao grupo mais favorecido, definindo um problema de autosseleção de raça. Caso isso aconteça, a seleção racial deve ser considerada de forma a evitar resultados viesados, uma vez que isto pode acarretar problemas na mensuração do grau discriminação que há na Sociedade.

Nos Estados Unidos, a ancestralidade é critério chave para definir a classificação racial de uma pessoa (TELLES, 2004). Em contraste, no Brasil, o histórico de grande miscigenação tornou as fronteiras raciais extremamente fluídas, possibilitando que indivíduos possam ser igualmente considerados pertencentes a um grupo ou outro, dependendo das circunstâncias de ocasião. Os milhões de imigrantes vindos de diversos países dos continentes Europeu e Africano em conjunto com os nativos brasileiros criaram uma mistura étnica muito complexa (TELLES, 2004, FAUSTO, 2009). Como resultado, as pessoas são classificadas por seus fenótipos, sendo a cor da pele o critério mais importante.

---

<sup>11</sup> Um exemplo seriam regras de etiqueta, cujo impacto na produtividade é obviamente nulo, sendo, porém um demarcador de pertencimento à elite.

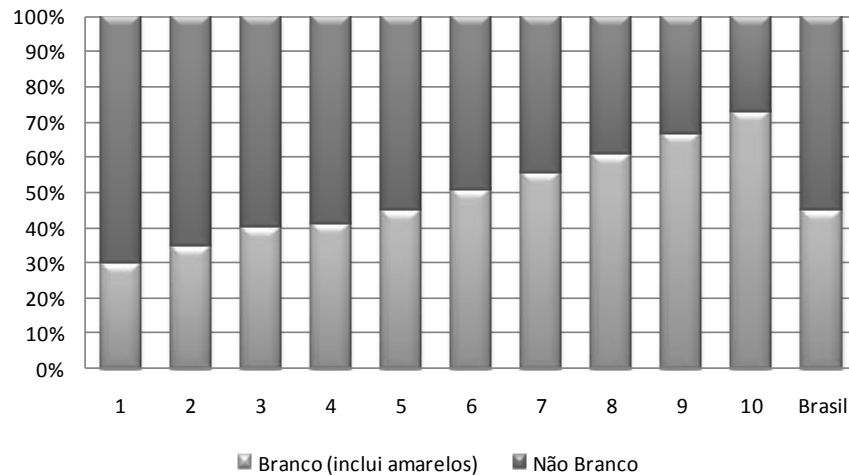
Pessoas com aparência de descendentes europeus são geralmente consideradas brancas pela classificação racial estabelecida pelo IBGE. Além disso, a miscigenação de raças resultou numa coloração especial para algumas pessoas, que são classificadas como pardas, ou seja, indivíduos mestiços. De acordo com o Estatuto da Igualdade Racial, pretos e pardos compõem a população negra brasileira, que geralmente se atribui ascendência africana.

A complexidade da população brasileira também é evidente no tocante à distribuição de riquezas. Desde 1976, o IBGE realiza um levantamento domiciliar anual, a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Na sua última edição, de 2009, os dados indicam que 44,91% da população brasileira se autodeclara branca enquanto os negros somam 54,82% dos 187 milhões de habitantes do país. Isto significa que o Brasil possui a maior população negra fora do continente africano.

No entanto, a despeito do relativo equilíbrio numérico, do ponto de vista socioeconômico, as diferenças são brutais. Se considerarmos a distribuição de renda brasileira, é chocante observar que os negros constituem apenas 26.96% da população no decil de renda mais alto, respondendo, porém, por 70.15% dos indivíduos que compõem o decil mais pobre de renda. A Figura 1 expõe a distribuição de renda de acordo com os dados da PNAD de 2009. Ela demonstra claramente que a população negra no Brasil tem uma forte presença entre os pobres, porém sendo sub-representada entre as faixas de alta renda.

No que concerne ao domínio da educação, a disparidade em relação aos anos de escolaridade entre negros e brancos é de 1,81 anos, de acordo com a PNAD de 2009. Apesar de a diferença parecer relativamente pequena, na realidade, ela é muito significativa quando comparada a média de oito anos de escolaridade para toda população com mais de 25 anos de idade. O quadro se torna mais claro quando olhamos a evolução da educação entre negros e brancos. Ao definir uma coorte composta por nascidos entre 1929 e 1974, a média de anos de escolaridade para toda a população aumentou de forma constante entre 1929 e 1974, porém, a diferença de anos escolares manteve-se constante entre negros e brancos ao longo deste período.

**Figura 1- Distribuição da população por decil e por cor**



A breve análise dos dados tem documentado a discriminação racial generalizada no Brasil e restam poucas dúvidas de que um tom de pele escura seja uma desvantagem para o avanço social. No entanto, a absoluta maioria dos artigos que avaliam os efeitos do preconceito tem usado dados oficiais fornecidos pelo IBGE, cuja metodologia é baseada apenas em diferenças de cor da cutis. No entanto, como ressalta Parra *et al*(2003), em um nível individual a cor da pele é um fraco indicativo de ancestralidade africana, ao menos geneticamente falando. Segundo Rangel (2007), a probabilidade de dois pais da mesma cor terem filhos de cutis mais clara ou escura do que a deles varia de 50% a 67,5%. Deste modo, muitas pessoas podem se classificar ora como brancos ora como negros.

A idéia da fluidez da classificação racial brasileira já foi documentada por diversos estudos. Degler (1971), por exemplo, ao sugerir que indivíduos pardos sofram menos o efeito da discriminação, no que seria o “a válvula de escape do mulato”, traz implicitamente uma visão de que os critérios raciais não são fixos. Assim, ao enriquecer, o pardo passaria ser aceito como um branco, num processo denominado de “embranquecimento”. Schwartzman (2007) explora esta dinâmica, mostrando que o próprio processo de autoclassificação racial é um subproduto de discriminação, estando intimamente ligada à condição socioeconômica da família. Neste sentido, não haveria

um erro de mensuração da raça decorrente da fluidez de classificação, mas um processo de “travessia de fronteira de raça”. Em outra perspectiva, Carvalho *et al* (2004) investiga a estabilidade do grupos raciais brasileiros, aproveitando-se do fato de que houve poucos fluxos migratórios no Brasil entre os anos 50 e 80. Com isto, os autores mostram uma intensa reclassificação de indivíduos em direção ao grupo pardo no período, sugerindo que muitos dos que se consideravam pretos em 1950, aproximadamente 38% do total, se declararam pardos no censo de 1980. Os resultados também mostraram uma manutenção desta tendência nos anos 90.

Evidentemente, a hipótese de viés como uma consequência da autosseleção deve ser testada, uma vez que os brasileiros considerados como negros, pelo potencial empregador, podem declarar-se como brancos no censo, rejeitando assim a visão do mercado de trabalho. Se este fenômeno ocorrer, os resultados da discriminação racial podem ser subestimados<sup>2</sup>. Este resultado já havia sido sugerido por Telles (1998), usando uma pesquisa especial realizada para comparar as diferenças causadas pela autoclassificação e a classificação do entrevistador.

Este estudo visa, portanto, investigar a hipótese de autosseleção racial utilizando dados brasileiros e, em seguida, desenvolver uma estratégia econométrica para estimar corretamente a discriminação racial. Para que isso seja feito, o método de Heckman será aplicado de forma a discutir as estratégias que devem ser utilizadas em função do erro de mensuração. Esta questão é de vital importância uma vez que a forma como as pesquisas coletam os dados podem levar a resultados seriamente distorcidos. Ao final, o efeito do preconceito será estimado no Brasil, orientado para ambos os problemas de seleção: participação no mercado de trabalho e raça. Na primeira seção, a abordagem econométrica é detalhada. Na seção seguinte, os dados são descritos. Os resultados serão apresentados na terceira seção.

---

<sup>2</sup> Certamente, o modo como uma pessoa se sente em relação aos grupos sociais existentes no Brasil é importante e deve ser respeitado. Contudo, considerando resultados econômicos, não se pode negar que a discriminação racial depende de como os outros classificam a raça de uma pessoa, especialmente no mercado de trabalho. Desta forma, embora o processo de autodeclaração seja evidentemente afetado pelo próprio processo discriminatório, no sentido exposto por Schwartzman (2007), o processo de autosseleção racial implica um erro de mensuração, visto que, a variável que gostaríamos de ter é a visão do mercado de trabalho e não a do próprio indivíduo.

## **2. Discriminação Estatística, Autosseleção e Erro de Mensuração.**

A metodologia utilizada para inferir a discriminação no mercado de trabalho se apoia no modelo de Mincer. O ponto de partida é a definição de uma função dos rendimentos (log do salário), obtida a partir de um conjunto de variáveis que reflitam sua geração de renda (basicamente seu capital humano), de acordo com a seguinte especificação:

$$\ln(w_i) = x_i\beta + v_i$$

Em que  $w_i$  corresponde ao salário auferido pelo trabalhador,  $x_i$  é um vetor-coluna das características dos trabalhadores, além de diferenças ocupacionais e regionais nos mercados de trabalho,  $\beta$  é um vetor de parâmetros associados a cada variável para logaritmo do salário potencial auferido pelo trabalhador, e  $v_i$  é o termo de erro. O vetor de características dos trabalhadores pode incluir sua escolaridade, experiência e idade.

### **Discriminação Estatística**

O modelo seminal desta literatura foi proposto por Coate e Loury (1993), em um artigo que investiga os efeitos da introdução de políticas de ação afirmativa sobre a capacidade de grupos de trabalhadores com menor produtividade. Os autores exploram as consequências da existência de assimetria informacional no mercado de trabalho, supondo que os empregadores observam apenas a identidade de grupo do indivíduo, desconhecendo, porém o quanto investiu na aquisição de qualificação.

O elemento chave é justamente a hipótese de que as firmas utilizam a raça do trabalhador com uma variável correlacionada com a qualificação. Assim, uma população



idêntica inicialmente, porém clivada étnica ou racialmente, pode acabar em equilíbrios distintos, Pareto ranqueáveis, caso exista um estereótipo negativo sobre um dos grupos, ou seja, um deles seja visto como menos produtivo, a priori. A intuição é simples: se os empregadores acreditam que indivíduos deste grupo possuam uma menor probabilidade de serem qualificados e aumentarem as exigências de contratação para um posto com maiores salários, conseqüentemente, os estímulos para trabalhadores deste grupo para qualificação serão minorados, levando assim à redução da fração dos qualificados no grupo e, com isto, a autorrealização da crença.

O modelo supõe a existência de duas ou mais empresas competitivas e de um contínuo de massa unitária de trabalhadores, segmentados em dois grupos. A única função da firma é alocar os indivíduos entre duas ocupações: “tarefa simples”, que não exige qualquer qualificação prévia, e “tarefa complexa” que demanda um preparo mínimo, compensado por uma remuneração definida por  $w$ .

O ponto crucial do modelo é que os empregadores não observam o investimento em capacitação dos trabalhadores, apenas a identidade relativa ao grupo e um sinal  $\theta \in [0,1]$  relativo à sua qualificação. Este sinal pode ser interpretado como o resultado de um período de experiência, de uma prova, por exemplo. Seja  $F_q(\theta)$  a probabilidade de que o sinal não exceda  $\theta$  para os trabalhadores qualificados e  $f_q(\theta)$  a função de densidade associada. Analogamente, definam-se  $F_u(\theta)$  e  $f_u(\theta)$  para os trabalhadores não qualificados. Assume-se que  $\varphi(\theta) = f_u(\theta) / f_q(\theta)$  é não decrescente e contínua em  $[0,1]$ , implicando que maiores valores do sinal são mais prováveis se o indivíduo é qualificado. Com isto, supondo que o empregador atribui a probabilidade  $\pi \in [0,1]$  para que o indivíduo de um determinado grupo seja qualificado<sup>3</sup>, dado o sinal observado, por meio da Regra de Bayes, a probabilidade a posterior é:

---

<sup>3</sup> Kim e Loury (2009), apresentando uma versão dinâmica do modelo de Coate e Loury (1993), investigam a formação das crenças iniciais sobre os grupos, até então exógena na literatura, ou seja, atribuída eminentemente a fatores históricos e não hipóteses do modelo. Para tal, é introduzida a distinção entre reputação individual e de grupo, em que a primeira corresponde à probabilidade de que um indivíduo seja

$$\varepsilon(\pi, \theta) \equiv \frac{\pi f_q(\theta)}{[\pi f_q(\theta) + (1 - \pi) f_u(\theta)]}$$

Moro e Norman (2003) mostram que os salários se igualam, em equilíbrio, à produtividade esperada do trabalhador, dado  $\theta$ , e uma regra de corte  $s_j$  definida pelo empregador para cada grupo<sup>4</sup>, ou seja:

$$w_j(\theta) = \begin{cases} x_u & \theta < s_j \\ x_q \cdot \varepsilon_j(\pi, \theta) & \theta \geq s_j \end{cases}$$

Em que a produtividade marginal do trabalhador qualificado na “tarefa complexa” é  $x_q > 0$ , sendo zero caso não seja qualificado, e a produtividade marginal de qualquer indivíduo, na tarefa simples, é  $x_u > 0$ .

De imediato, verifica-se que em um ambiente de assimetria informacional, a avaliação da qualificação de um determinado indivíduo depende da avaliação de todo o seu grupo. Logo, o investimento de um trabalhador além de majorar suas chances de obter sinais e salários esperados maiores, também aumenta a probabilidade *a priori* de todos os integrantes do seu grupo. Desta forma, buscando captar o efeito da discriminação estatística, iremos inserir na equação de salário a escolaridade média de brancos e de negros, calculada para cada uma das microrregiões brasileiras<sup>5</sup>.

---

qualificado para uma determinada atividade, em função de sua identidade grupal e de seu histórico pessoal, avaliado pelo contratante. Por sua vez, a segunda é definida como a média das características dos membros do grupo.

<sup>4</sup> Moro e Norman assumem que a função de produção é contínua e derivável, duas vezes em ambos os fatores de produção: trabalho simples e complexo, observando-se ainda retornos constantes de escala.

<sup>5</sup> O Brasil é dividido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística em 558 microrregiões, possuindo em média 3995,12 habitantes. Trata-se, até o censo de 2001, da menor divisão oficial do país, com dados publicados.

### **Autosseleção e Erro de Mensuração.**

No caso padrão de viés seleção, que é a participação no mercado de trabalho, faltam informações sobre a variável dependente de alguns dos entrevistados. Na equação de Mincer, por exemplo, se queremos estimar o efeito do capital humano sobre o salário, sabemos que muitos indivíduos não estão incluídos no mercado de trabalho e, portanto, não têm salário. Neste caso, a coleta de dados geralmente atribui zero para a observação ausente. Se uma parte substancial desses indivíduos não empregados não tiver emprego algum, rodar uma regressão do salário ou do seu logaritmo contra variáveis de capital humano<sup>6</sup>, como educação e experiência como covariadas, pode levar a estimativas inconsistentes da taxa de retorno do capital humano.

Um efeito análogo pode ocorrer devido à autosseleção racial. Por não haver uma linha objetiva para definir que pessoa pertence a qual grupo racial, a identificação é realizada subjetivamente. Contudo, para a avaliação dos efeitos discriminatórios sobre salários, é a visão do mercado de trabalho que realmente importa, apesar do sentimento de pertencimento do trabalhador. Assim, se um indivíduo se declara como pertencendo ao segmento mais favorecido da sociedade, a menos que ele seja assim tratado no mercado de trabalho, os resultados serão distorcidos devido ao erro de mensuração. Em um paralelo com o caso de participação de trabalhadores, para aquela observação, o valor da variável dummy seria um zero se não corrigido. Por conseguinte, o efeito da discriminação racial seria estimado viesadamente.

Uma característica comum do viés de seleção é o fato de haver um processo de seleção pelo qual os indivíduos são divididos em dois ou mais grupos (empregados e desempregados ou negros e brancos), de modo que a não aleatoriedade neste processo viesam a estimativa da função de Mincer. Em outras palavras, há dois processos (que

---

<sup>6</sup> Heckman (1979), Killingsworth and Heckman (1980) apresentam o viés de OLS quando este tipo de amostra de seleção está presente.

podem ser descritos por duas equações, chamadas de “equação de seleção” e “equação substancial” ou “equação de Mincer”), que são relacionados entre si. Esta relação será refletida em uma correlação não nula entre os termos de erro das equações. Se tal correlação está presente, não podemos estimar a equação de Mincer sem levar em consideração o processo de seleção.

No procedimento proposto por Heckman (1979), os resíduos da equação de seleção são usados para construir um fator de controle de viés de seleção, que é equivalente a razão inversa de Mills. Este fator é uma medida sumária que reflete os efeitos de todas as características não mensuradas relacionadas ao processo de decisão. O valor da razão inversa de Mills para cada um dos entrevistados é usado como uma variável independente na equação substancial. Se não podemos rejeitar a sua significância estatística, não podemos, também, rejeitar a hipótese de seleção.

### **A Questão da Multidimensionalidade.**

Antes de descrever a estimação prática do modelo de Heckman, é necessário apresentar, porém, uma ressalva. Apesar de o procedimento soar apropriado na teoria, aplicá-lo na prática não é tão simples. Uma importante condição para seu uso é de que a equação de seleção contenha ao menos uma variável que não esteja relacionada à variável dependente na equação substancial. Se tal variável não estiver presente (ou se, por vezes, ela estiver presente de fato), graves problemas de multicolinearidade podem surgir e o acréscimo do fator de correção à equação substancial pode levar a dificuldades na estimativa, e a coeficientes não confiáveis. E, quando se trata de raça, a falta de candidatos adequados por instrumentos pode aumentar drasticamente as dificuldades em

estimar a discriminação uma vez que, raramente, a coleta de dados é feita levando em consideração tal aspecto<sup>7</sup>.

Assim sendo, o então chamado modelo de seleção, retratando a decisão da pessoa em declarar-se como branco ou negro, é estudada na primeira etapa do procedimento de Heckman, permitindo comparar estes grupos a fim de descobrir quais são suas diferenças. Para este propósito, um modelo de declaração de raça será estimado por um Probit (pois o termo de erro deste modelo é normalmente distribuído, um dos pressupostos do modelo de Heckman). As variáveis independentes no modelo são as características disponíveis dos entrevistados no conjunto de dados, tais como educação, idade, empregos formais ou informais, número de filhos na faixa etária de até 10 anos de idade na família, papel desempenhado na família e dummies para localização geográfica no Brasil.

Para fins de identificação, será utilizada no modelo de seleção uma dummy para a religião com influência africana, que indica aqueles que são seguidores do Candomblé e da Umbanda<sup>8</sup>. De acordo com Telles (2005), a cultura africana é há tempos considerada como um elemento central da cultura nacional brasileira. No entanto, apesar de sua ampla aceitação, existe uma clivagem entre negros e não negros. De fato, segundo Telles (2005) há uma probabilidade duas vezes maior de que negros pratiquem a Umbanda, e uma probabilidade três ou quatro vezes maior de serem praticantes do Candomblé. Por outro lado, a literatura econômica ainda não documentou qualquer influência da religião sobre os salários no Brasil. Se existe qualquer efeito, este deve ser atribuído à raça e não à religião em si. Ademais, como resultado da forte miscigenação social, um grande número de líderes das religiões africanas é considerado branco, além de pertencer à classe média<sup>9</sup>. Assim, o instrumento não pode ser utilizado para dividir claramente as pessoas em grupos.

---

<sup>7</sup> Uma exceção foi uma pesquisa realizada pelo Data Folha em 1995, uma amostra com 5,014 observações utilizadas por Telles (1998). A raça de cada indivíduo foi classificada tanto pelo entrevistado quanto pelo entrevistador.

<sup>8</sup> Na realidade, a Umbanda tem uma raiz indígena muito forte. Contudo, ela é, muitas vezes, vista como uma religião Africana devido ao grande número de participantes não brancos.

<sup>9</sup> Telles (2005)

Outro aspecto importante para justificar o uso da religião africana relaciona-se ao aspecto multidimensional da raça. Inexistindo um critério objetivo biológico, fatores sócio, culturais e econômicos são decisivos para a formação dos estereótipos dos grupos. Por conseguinte, ao estimarmos a regressão dos salários tendo como instrumento, para raça declarada, a religião, iremos captar o efeito, *ceteris paribus*, nos rendimentos de ser negro e praticar uma religião de origem africana, o que nos parece corresponder mais precisamente à identificação racial de um afro-brasileiro.

Finalmente, na segunda etapa do procedimento de Heckman, o efeito do capital humano sobre os salários é realizado de forma a controlar a seleção de raça, usando, para isto, a razão inversa de Mills como uma variável independente adicional. Pelo fato deste fator refletir o efeito de todas as características não mensuráveis, que estão relacionadas ao erro de mensuração causado pela decisão de escolha de raça, os indicadores de capital humano na equação de Mincer ficam livres deste efeito.

### **Dois problemas de seleção: participação no mercado de trabalho e raça.**

A estimação de remuneração baixa causada por preconceito é um processo duplo. Se não for rejeitada, a hipótese de autoseleção de raça deve ser considerada em conjunto com a decisão de participação no mercado de trabalho, pois leva ao viés de erro de mensuração. Uma solução possível é corrigir a endogeneidade da dummy de raça no procedimento de Heckman. Então, se possuímos um instrumento válido, o uso do método do mínimo quadrado de dois estágios produziria estimativas consistentes, levando em consideração os dois problemas.

Seguindo a abordagem de Heckman, a variável dependente na análise probit é uma variável dummy que indica se o trabalhador está empregado ou não. Na equação de

seleção<sup>10</sup>, estimamos os efeitos dessas variáveis sobre a decisão do trabalhador, obtendo nos resíduos as informações necessárias sobre o efeito das características não mensuráveis na participação dos trabalhadores. Finalmente, estimamos a equação de Mincer com 2-SLS, utilizando como instrumento a dummy para a religião Africana. A razão de Mills é utilizada como seu próprio instrumento.

### 3. Os dados

Nossa análise empírica utiliza a amostra de uso público do Censo Brasileiro de 2000, uma vez que este é o levantamento mais recente disponível que possui a riqueza de informações necessárias para a obtenção do instrumento, no caso, informações sobre a religiosidade do brasileiro, assim como um nível de desagregação espacial suficiente para investigar a discriminação estatística. A amostra selecionada é composta por 592,914 unidades residenciais e 2.324.702 pessoas, aproximadamente, 1,34% do universo no Censo Demográfico de 2000.

Após a limpeza dos dados através da eliminação dos indivíduos com 25 anos ou menos<sup>11</sup>, a amostra foi reduzida para 1.158.770 observações. Fora isto, 53,80% trabalhavam, sendo 57,08% classificados como brancos e 42,04 % como negros, com base no relato de sua cor de pele. A Tabela I apresenta uma descrição sucinta de todas as variáveis utilizadas para a estimação do modelo. O salário médio mensal era de 390,485 reais e a média de 5,86 anos de estudo, o que significa que o brasileiro médio estava longe de terminar o Ensino Médio. Apenas 0,79% dos brasileiros tinham pelo menos 15 anos de escolaridade, tempo necessário para concluir algum estudo universitário. Em média, 17,10 % dos indivíduos viviam com uma criança com menos de 10 anos de idade.

---

<sup>10</sup> Na equação de seleção, podemos também considerar o caso de uma variável endógena. No entanto, os resultados para a equação de Mincer permaneceriam inalterados. Para simplificar a explicação, os resultados para endogeneidade no modelo probit não são mostradas.

<sup>11</sup> Considera-se que os indivíduos com 25 anos já tenham completado sua educação formal.

Em termos geográficos, a população brasileira não é distribuída homoganeamente. As regiões Norte e Centro-Oeste<sup>12</sup> são escassamente povoadas. As regiões Nordeste e Sudeste têm a maior concentração e somam cerca de 71,20 % das pessoas. No que concerne a raça, a maioria dos indivíduos que se declararam brancos estão localizados nas regiões Sul e Sudeste, 22,84% e 49,58%, respectivamente. Por outro lado, a maioria dos negros está situada no Nordeste, sendo estes 41,40%, e na região Sudeste, 34,34%.

Segundo a medição de renda per capita, o Nordeste é a região menos desenvolvida do Brasil, sendo o Sudeste a mais desenvolvida. Na primeira, a média de salário é de 210,65 reais, enquanto na segunda, de 476,21 reais. Disparidades salariais entre os grupos raciais são também muito importantes. A média de salário dos trabalhadores brancos era de 508,33 reais, enquanto para os trabalhadores negros era de 233,25 reais. Um funcionário branco recebe, em média, 2,18 vezes mais por mês do que um funcionário negro.

Se olharmos para educação, o número de anos de escolaridade dos brancos é 45,75 % maior do que o dos negros. O ensino superior, definido como mais de 15 anos de escolaridade, é observado em 1,20% dos brancos da amostra, contra apenas 0,22 % dos negros, colocando assim o indivíduo branco em uma posição relativamente vantajosa em termos de capital humano, muito embora o nível geral educacional do país seja indiscutivelmente baixo. De toda forma, se esta é uma possível explicação para o abismo salarial entre os trabalhadores brancos e negros, ainda há muito a ser feito e esperamos lançar alguma luz sobre este importante problema social.

Em síntese, o breve panorama reforça o que já foi dito na introdução. Os negros estão nos estratos mais baixos do mercado de trabalho brasileiro. Sua média salarial é mais baixa; seu nível educacional é menor, e há uma super-representação em empregos informais, que tendem a ter menor remuneração. Portanto, não se pode negar a hipótese de que muitos brasileiros, considerados como pertencentes ao grupo negro para o mercado de trabalho, se declarem como brancos. A ideia de superioridade da

---

<sup>12</sup> Divisão Territorial Oficial Brasileira segundo o IBGE. O Sudeste é a região base.



raça intrinsecamente ligada com o preconceito pode ser uma das razões pelas quais se deseje ser membro de um grupo racial diferente, na esperança de ter um salário mais elevado.

## **4. Resultados**

### **A hipótese de autoseleção da raça**

A primeira parte da análise procura testar a hipótese de autoseleção de raça. As estimativas da equação de Mincer são reportadas na Tabela 2. Imediatamente, observa-se que a correção para autoseleção de raça se faz necessária para evitar estimativas de mínimos quadrados inconsistentes em decorrência de erro na mensuração. A estatística de razão de probabilidades, LR, rejeita fortemente a independência do termo de erro do modelo de seleção do termo de erro da equação de salários. A restrição de identificação é a dummy para a religião Africana, que é estatisticamente significativa, apresentando um impacto positivo sobre a identificação dos negros na população brasileira, aproximadamente de 25,5%. No caso específico, podemos afastar os problemas decorrentes de um instrumento fraco.

A educação, em geral, possui um impacto negativo. O quão maior o nível educacional, tanto no nível individual como na média do grupo na microrregião, verifica-se uma menor probabilidade de uma pessoa considerar-se como negro. A educação superior também mostra um efeito significativo e negativo. Com isto, caso um indivíduo com as médias educacionais encontradas nos grupos dos negros alcance os respectivos valores dos brancos, sua probabilidade de se declarar negro é reduzida em 10,85%.

Diante deste quadro, atingir um nível mais elevado de escolaridade parece estar relacionado a um processo de clareamento, sugerindo um efeito similar ao proposto por Degler (1971) e revisto por Schwartzman (2007). Desta forma, a raça no Brasil é um

conceito extremamente fluido: uma pessoa que é negra na infância pode tornar-se branca ao longo de sua vida desde que seu status social mude, através de um nível maior de escolaridade. Neste sentido, parece encontrar respaldo nos dados o chavão racista de que “negro não enriquece, embranquece”.

Surpreendentemente, porém, ter um emprego formal aumenta as chances de uma pessoa declarar-se negra, num valor estimado em torno de 10,30%. No entanto, olhando apenas para os dados, observa-se que 21,67% dos brancos possuem carteira assinada, contra 17,62% dos negros, de sorte que, o efeito positivo de se ter uma relação formal de trabalho só pode ser atribuída a um comportamento mais consciente no sentido de exercer seus direitos de cidadania e, assim, declarar-se negro.

Por outro lado, morar no Norte, Nordeste e nas regiões Centro-Oeste também contribui para aumentar essa probabilidade, o que é consistente com a distribuição geográfica da população brasileira. As mulheres também têm uma maior probabilidade, muito embora o efeito seja pequeno, de apenas 3,20%. Note-se, contudo, que a maioria das mulheres se declarou branca.

O viés devido à autosseleção de raça na Equação Mincer pode ser avaliado pela comparação da quarta e da quinta colunas da Tabela 2. A terceira coluna, também sem correção para o efeito de autosseleção, adiciona como controle uma variável dummy para negro. Nota-se que, com exceção das variáveis geográficas, controlar para a raça altera pouco a estimativa dos coeficientes, dada a similitude das estimativas encontradas entre a terceira e a quarta coluna.

No entanto, já entre as duas últimas colunas existem importantes diferenças, justamente em decorrência da autosseleção. O impacto de um ano de educação sobre os salários diminui ligeiramente, aproximadamente 1,85%, enquanto o efeito de cursar uma graduação aumenta drasticamente de 43,10% para 71,00%. Comparando o retrato do Brasil de 2000, com o cenário quase dez anos mais tarde, retratado pela PNAD 2009, verifica-se que a média de anos de estudo da população como um todo subiu de 5,86 anos para 7,13 anos. Todavia, a fração de universitários apresentou uma taxa de

expansão muito maior, saindo de cerca de 0,80% para 10,06%, corroborando, portanto, o cenário desenhado de uma incrível rentabilidade para o diploma universitário.

A estimativa do coeficiente de carteira assinada aumenta em quase 8,00%, majorando ainda mais a vantagem dos brancos, tendo em vista o seu maior estoque de capital humano. Por sua vez, a experiência, mensurada como idade mantém seu formato convexo, reduzindo-se ligeiramente com a correção. A influência da localização do indivíduo muda apenas quantitativamente, perdendo intensidade, especialmente na dummy para o Norte. Ao final, os resultados mostram que a discriminação de gênero é ligeiramente menos pronunciada, a despeito de se manter extremamente elevada.

### **Participação no Mercado de Trabalho e Raça**

A Tabela 3 mostra as estimativas para a equação de Mincer corrigida para o viés seleção amostral, apresentadas da segunda a quarta coluna. Nesta última, os resultados também são corrigidos para a autosseleção de raça, enquanto na terceira, controla-se para o efeito da discriminação estatística, por meio da educação média dentro das microrregiões brasileiras. Ou seja, para cada indivíduo foi atribuído o número de anos de estudo médio do seu grupo racial declarado, calculado para aquela região. Por fim, a forma reduzida da estimativa 2SLS é apresentada na quinta coluna, ao passo que na primeira, expõem-se as estimativas para a participação no mercado de trabalho. Em consonância com os resultados até então apresentados, a hipótese de endogeneidade do dummy para os negros não foi rejeitada.

Na primeira etapa do procedimento de Heckman, a restrição de identificação é a presença de crianças no agregado familiar, o estado civil do indivíduo e, por último, seu papel na família – fatores que alteram a probabilidade de participação do indivíduo no mercado de trabalho. Nestas circunstâncias, pode haver uma maior probabilidade de o salário mínimo ser acima de mercado. De toda sorte, o coeficiente estimado para a razão inversa de Mills é altamente significativo. Isto sugere que a seleção amostral é um fator

importante que aponta erros por omissão de uma estrutura latente de uma seleção do tipo Heckman. Este resultado segue achados anteriores para o Brasil, analisados por Kassouf (1998), em paralelo com o padrão também verificado para outras economias, como demonstrado por Killingsworth e Heckman (1986), entre outros.

O principal resultado é que ser negro reduz a uma remuneração esperada em 55,30%. Se a autoseleção de raça fosse omitida, as estimativas mostrariam uma diminuição de 25,00% ou de 14,10%, controlando-se para efeito da educação do grupo. Evidentemente, tais valores não podem ser igualados à discriminação racial, visto que o impacto da discriminação estatística é estatisticamente significativa, variando entre 3,93%, quando se controla para a endogeneidade da dummy para raça, e 10,93% sem o controle. Em outras palavras, a média de educação do grupo racial, uma variável que está fora de controle de qualquer indivíduo, possui um efeito significativo sobre o seu salário. Trata-se, por conseguinte, de um canal adicional de discriminação.

Desta forma, tendo em vista a educação média entre os brancos ser maior do que a dos negros em 2,12 anos, de acordo com os dados do censo, o efeito da discriminação estatística, ou seja, o prejuízo de um indivíduo apenas por ser branco decorrente da assimetria informacional do mercado de trabalho, é de 23,23%, tomando-se a estimativa da terceira equação<sup>13</sup>. Para se estimar o valor global da desvantagem salarial é preciso, contudo, somar ainda o valor da dummy para negros, elevando “o custo de não ser branco” para 37,36%.

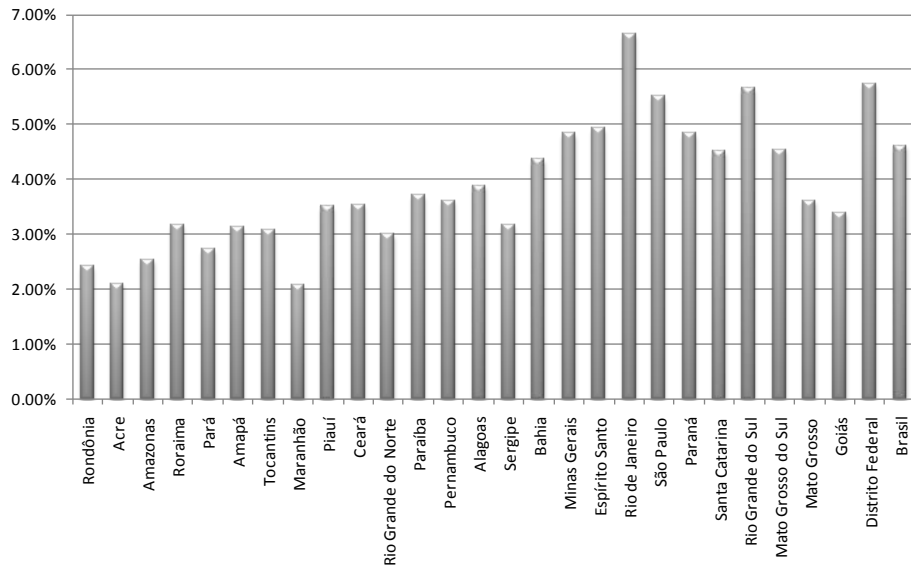
Adicionando a correção para viés de autoseleção de raça, o impacto é menor, porém, ainda importante. A título de ilustração, tomando a diferença das médias de educação entre brancos e negros em cada microrregião e computando a média por Unidade da Federação, podemos ter um panorama da discriminação estatística no caso dos *compliers*: negros praticantes de uma religião africana. A Figura 2 mostra seu efeito, em que os maiores valores estimados são encontrados para o Rio de Janeiro, com uma vantagem salarial dos brancos de 6,62%, seguido pelo Distrito Federal, com 5,73%, o

---

<sup>13</sup> Se estimarmos o valor para cada microrregião brasileira e depois tomarmos a média, “o custo de não ser branco” decorrente da assimetria informacional é de 13,18%.

Rio Grande do Sul, com 5,64% e São Paulo com 5,50%. De outro lado, Maranhão, com 2,06% e o Acre, com 2,09%, são os Estados com menor valor estimado, sendo 4,60% o percentual estimado para o Brasil<sup>14</sup>.

**Figura 2 - Discriminação Estatística Estimada - UF**



Em geral, as correções para participação no mercado de trabalho e autosseleção da raça também produziram diferenças importantes nas estimativas dos coeficientes. Um ano de controle da educação para a participação no mercado de trabalho, leva a um retorno de 10,20%, ao passo que se a correção para seleção de raças for incluído, o retorno é reduzido para 7,9%. Nesta mesma direção, o ensino de graduação também tem o seu impacto relativizado, levando a um menor crescimento do salário esperado. Na primeira equação de salários, isto iria resultar no retorno de cerca de 43,80%, caindo para 36,30% na terceira equação. Como a maioria da população brasileira não termina o Ensino Médio, a educação mantém como o obstáculo mais relevante para a ascensão

<sup>14</sup> Para a estimativa da discriminação estatística no Brasil, estimamos primeiramente o valor em cada microrregião, tirando-se depois a média. Este procedimento produz um número distinto do que simplesmente subtrair a educação média de brancos e negros, que gera um valor de 8,35%. A opção pela primeira forma de cálculo é decorrência da discriminação estatística ser um fenômeno local: o quão preciso pode ser a raça como proxy para revelar o capital humano esperado de um indivíduo.

socioeconômica, ainda que o papel da assimetria informacional, reduzindo os ganhos dos grupos menos favorecidos também não possa ser descartado.

O efeito de dummies regionais segue um padrão semelhante observado na Tabela 2. Novamente, o controle da autosseleção racial diminui tenuemente o impacto negativo de morar no Nordeste e no Centro-Oeste, enquanto viver no Sul passar a ter um efeito negativo maior. A informalidade praticamente não se altera, continuando a ser uma desvantagem em termos de salário. O efeito da idade conserva sua convexidade, muito embora, de modo menor pronunciado, tem em vista a redução do impacto de um ano a mais de 2,90% para 1,20%.

Para as trabalhadoras do sexo feminino, os resultados mostram que a discriminação de gênero é minorada, embora se mantendo em patamares excessivamente elevados. A respeito da questão, pode ser arguir que o procedimento de estimação leva a uma melhor decomposição do preconceito em gênero e raça. Inequivocamente, os resultados apontam que ambos os tipos de discriminação não são desprezíveis. Desta forma, as negras no Brasil estão em uma situação muito desfavorável já que seus salários são em média 12,6% menores do que os auferidos por homens negros. Se somarmos as respectivas estimativas, os seus rendimentos esperados são impressionantes 67,9% menores do que de homens brancos. Finalmente, trabalho em áreas urbanas mostram o mesmo impacto em ambas as equações.

De uma forma geral, a discriminação parece ser subestimada no Brasil. O uso de um critério complexo e subjetivo com base em um aspecto do fenótipo humano faz com que a diminuição salarial, que é causada por preconceito racial, seja de difícil mensuração, tendo em vista que a visão do mercado, decisiva para os perversos processos discriminatórios não é revelada. Uma mudança no impacto das variáveis geográficas mostra isso claramente. Portanto, nossos resultados mostram que a agenda de pesquisa deve investigar novas formas mensurar a discriminação, incorporando seus aspectos multidimensionais. Afinal, políticas públicas que visam à redução da discriminação racial podem ser muito ineficazes se baseadas em resultados incorretos.

## 5. Conclusões

O objetivo principal deste trabalho é testar a hipótese de autoseleção de raça, tendo em vista ao erro de mensuração acarretado pela dissonância entre a classificação pessoal e a do mercado de trabalho, gerando assim viés nas estimativas. Nossos resultados procuram também investigar os efeitos da discriminação estatística, que acreditamos devam ser de grande relevância no caso brasileiro, dado o histórico de profunda desigualdade socioeconômica. Ao nosso conhecimento, isto nunca foi investigado na literatura.

De fato, a mensuração da discriminação de resultados econômicos é uma tarefa extremamente complexa, que depende decisivamente da metodologia utilizada para a identificação de segmentos da população estudados. A solução adotada pelas democracias ocidentais é simplesmente perguntar a qual grupo o entrevistado considera pertencer, em uma lista arbitrariamente definida. No entanto, como a discriminação está sempre ligada à ideia de superioridade de um segmento da população, os entrevistados podem declarar-se parte de um grupo diferente do qual eles seriam classificados pelo entrevistador e, sobretudo, por empregadores em potencial no mercado de trabalho. A existência de um problema de autoseleção de raça pode prejudicar todas as equações de estimativa de salário devido a erro de mensuração. Este pode ser o caso do Brasil, onde a raça é definida com base especialmente na cor da pele, porém, sendo evidentemente multidimensional.

Neste ensaio, testamos a hipótese de seleção de raça e também estimamos uma equação de Mincer para controlar os dois problemas de seleção: raça e participação no mercado de trabalho. Para isso, usamos a microamostra do Censo brasileiro de 2000, uma vez que são os dados mais recentes disponíveis, com informações suficientes para estimar o efeito da autoseleção da raça, assim como da discriminação estatística. Quanto à primeira, a hipótese não é rejeitada, de sorte que estimamos em seguida uma equação de salário, por meio de um procedimento, que consideramos corrigi-la adequadamente. Para isso, usamos como instrumento a religiosidade do indivíduo, tendo em vista que as

principais religiões no Brasil possuem claras distinções quanto à sua origem histórica. Os resultados mostram que a discriminação racial é subestimada no Brasil, reduzindo salários em 55,3% se controlada a participação do trabalhador e a autosseleção de raça.

Ademais, nossos achados também mostram que o fenômeno da discriminação estatística não pode ser rejeitado. Para estimar seu efeito, usamos as médias de educação de brancos e negros nas microrregiões brasileiras. Desta forma, considerando que a educação média entre os brancos era maior do que a dos negros em 2,12 anos em 2001, o efeito da discriminação estatística, ou seja, o prejuízo de um indivíduo apenas por ser branco decorrente da assimetria informacional do mercado de trabalho, é de 23,23%. Deve-se frisar que esta estimativa não representa o eventual resultado de um comportamento racista dos agentes econômicos. Trata-se tão somente de uma decorrência da assimetria informacional existente no mercado de trabalho, cujas alocações iniciais entre grupos são extremamente discrepantes. Assim, para se estimar o valor global da desvantagem salarial é preciso, contudo, somar ainda o valor da dummy para negros, elevando “o custo de não ser branco” para 37,36%.

Por fim, cumpre lembrar o alerta elaborado por Heckman (1998). Resultados são condicionados ao banco de dados utilizados e, logo, é preciso considerar suas próprias fragilidades. Por exemplo, dois indivíduos com 10 anos de estudo, tudo ou mais constante, são equivalentes do ponto de vista educacional, o que provavelmente não é verdadeiro, pois, os dados dos Censos Demográficos e Pesquisas Nacionais de Amostragem por Domicílios não especificam a escola em que cada um estudou, a qualidade dos professores ou mesmos os livros, entre tantos outros fatores. No entanto, tais informações, ainda que não disponíveis para o pesquisador, são facilmente obtidas pelo empregador durante o processo seletivo.

Não obstante, no caso de nossos resultados, o efeito da discriminação estatística é relativamente livre desta dificuldade metodológica, de sorte que, podemos com certo grau de segurança estimar um valor mínimo para a discriminação racial no Brasil de aproximadamente 23,23%, com o máximo em torno de 37,36%. Caso consideremos o



caso dos compliers o valor é ainda mais elevado, embora o intervalo de valores perca consideravelmente sua precisão.

De todo modo, a conclusão final de nossa análise aponta para a necessidade dar atenção ao método utilizado para coletar informações a partir de uma amostra de indivíduos, porque, dependendo de como é feito, o uso de variáveis de raça pode prejudicar as conclusões. Além disso, fica claro que o preconceito de gênero e raça é uma questão importante a ser enfrentado pela sociedade brasileira, havendo um componente muito substantivo e de difícil mensuração: o efeito da reputação dos grupos. Incorporar tais conceitos é um imperativo para que sejam eliminadas as perversas formas de discriminação existentes no mercado de trabalho brasileiro.

## 6. References

Aigner, D., C. Lovell, P. Schmidt, (1977) “Formulation and Estimation of Stochastic Frontier reduction Models”, *Journal of Econometrics*, 6: 21-37.

Arcand, J. and B. d’Hombres (2004). “Racial Discrimination in the Brazilian Labour Market: Wage, Employment and Segregation Effects”, *Journal of International Development*, 16:1053-1066.

Arrow, Kenneth J. (1972a), “Models of Job Discrimination”, in Anthony H. Pascal, ed., *Racial Discrimination in Economic Life* (Lexington, MA: D.C. Health, 83-102).

Arrow, Kenneth J. (1972b), “Some Mathematical Models of Race Discrimination in the Labor Market”, in Anthony H. Pascal, ed., *Racial Discrimination in Economic Life* (Lexington, MA: D.C. Health, 187-204).

Arrow, Kenneth. J. (1973), “The Theory of Discrimination”, in. Orley Ashenfelter e Albert Rees, eds., *Discrimination in Labor Markets*, (Princeton, NJ: Princeton University Press, 3-33).

Arrow, Kenneth J. (1998), "What has economics to say about racial discrimination?", *The Journal of Economic Perspectives*, 12 (2): 91-100.

Barbuiani, Guido (2005). "Human Races: Classifying People vs Understanding Diversity", *Current Genomics*, 6: 1-12.

Barbuiani, Guido; Sokal, R. R. (1990). "Zones of sharp genetic change in Europe are also linguistic boundaries". *Proc. Natl. Acad. Sci. USA*, 87: 1816-1819.

Barros, R. P. de; Henriques, R.; Mendonça, R. (2000) "Desigualdade e Pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável". *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, 15: 123-142.

Blinder, Alan S. (1973): "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *Journal of Human Resources*, 8: 436-455.

Brasil. Lei nº 12.288, de 20 de julho de 2010. Institui o Estatuto da Igualdade Racial. *Lex*: legislação federal.

Carvalho, J. A. M. de; Wood, C. H.; Cristina, F.; Andrade, C. (2004). "Estimating the Stability of Census-Based Racial/Ethnic Classifications: The Case of Brazil". *Population Studies*, 58: 331-343.

Cavalli-Sforza, Luigi Luca; Menozzi, Paolo; Piazza, Alberto (1994). *The history and geography of human genes*. Princeton: Princeton University Press.

Coate, Stephen e Glenn Loury (1993b), "Will affirmative-action policies eliminate negative stereotypes?". *American Economic Review*, 83: 1220-1240.

Cooper, R. S.; Kaufman, J. S. e Ward, R. (2003). "Race and genomics". *New Engl. J. Med.*, 348: 1166-1170.

Dawson, P.; Hinks, T.; Watson, D. (2001) "German Wage Underpayment: An Investigation into Labor Market Inefficiency and Discrimination" *Vierteljahrshäfte zur Wirtschaftsforschung*, 70. Jahrgang, Heft 1:107–114.

Degler, Carl (1971). *Neither Black nor White: Slavery and Race Relations in Brazil and the United States*. Madison: University of Wisconsin.

Fang, Hanming (2001). "Social Culture and Economic Performance". *The American Economic Review*, 91: 924-937.

Fausto, Boris (2004). *História do Brasil*. São Paulo: USP.

Ferreira, F. H. G. (2000) "Os determinantes da Desigualdade de Renda no Brasil: Luta de Classes ou Heterogeneidade Educacional?" In: *Desigualdade e pobreza no Brasil*. ed R. Henriques. Rio de Janeiro : IPEA.

Freyre, G. (1933). *Casa-Grande & Senzala: Formação da Família Brasileira sob o Regime de Economia Patriarcal*. Rio de Janeiro: Maia & Schmidt.

Giddens, Anthony (2005). *Sociologia*. Artmed.

Greene, W. (2003). *Econometric Analysis*, 5<sup>th</sup> Edition, Prentice Hall, USA.

Heckman, J. (1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*. 47, No. 1.

Henriques, R. (2001). "Desigualdade Racial no Brasil: Evolução das Condições de Vida na Década de 90", *IPEA Discussion Paper* nº 807, Rio de Janeiro.

Hofler, R. A; Murphy, K. J. (1992). "Underpaid and Overworked: Measuring the Effect of Imperfect Information on Wages", *Economic Inquiry*, 30 (3):511-529.

Hofler, R. A; Murphy K., J. (1994). Estimating Reservation Wages of Employed Workers Using a Stochastic Frontier, *Southern Economic Journal*, 60, (4):.961-976.

Hoffman, R.; Kassouf, A. L. (2005). "Deriving Conditional and Unconditional Marginal Effects in log Earnings Equations Estimated by Heckman's Procedure", *Applied Economics*, 37(11): 1303-11.

- Jondrow, J.; Lovell, C. A. K.; Materov, I. S.; Schmidt, P. (1982). “On the estimation of technical inefficiency in the Stochastic Frontier production function model”, *Journal of Econometrics* 19: 233–238.
- Kassouf, A. L. (1998). “Wage Gender Discrimination and Segmentation in the Brazilian Labor Market”, *Revista de Economia Aplicada*, 2.
- Kassouf, A. L.; Silvia, N. D. V. (2000). “Mercados de trabalho formal e informal: Uma análise da discriminação e da segmentação”, *Nova Economia*, 10 (1): 41-77.
- Killingsworth, M.; Heckman, J. (1986). “Female Labor Supply: A Survey”, In: *Handbook of Labor Economics* ed. O. Ashenfelter and R. Layard (Eds), North-Holland: Amsterdam.
- Kim, Young Chul e Glenn C. Loury (2009), “Group reputation and the dynamics of statistical discrimination”, Working paper (Munich Personal RePEc Archive, Munique, Alemanha).
- Lang, G. (2005) “The difference between wages and wage potentials: Earnings disadvantages of immigrants in Germany”, *Journal of Economic Inequality*, 3: 21–42.
- Matos; Machado (2006) “Diferencial de rendimentos por cor e sexo no Brasil (1987-2001)”, *Econômica*, 8 (1): 5-27.
- Mayr, Ernst, (1947) *Systematics and the Origin of Species*, Columbia University Press.
- Meeusen, W.; Van den Broeck, J.: (1977) “Efficiency Estimation from Cobb–Douglas Production Functions with Composed Error Term”, *International Economic Review* 18:435–444.
- McClure, K. G.; Girma, P. B.; Hofler, R. A.. (1998) “International Labour Underpayment: a Stochastic Frontier Comparison of Canada and the United States”, *Canadian Journal of Regional-Science*, 21(1): 87.
- Mincer, J. (1970) “The Distribution of Labor Incomes: A Survey with Special Reference to the Human Capital Approach” *Journal of Economic Literature*, 8(1):1-26.

- Mincer, J. (1974) *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press, New York.
- Moro, A., Norman, P., (2004). “A General Equilibrium Model of Statistical Discrimination”. *J. Econ. Theory* 114 (1), 1–30.
- Mortensen, D. T. (1970) “Job Search, the Duration of Unemployment and the Phillips Curve”, *American Economic Review*, 60: 847-862.
- Murphy, K.; Topel, R. (1985) “Estimation and Inference in Two Step Econometric Models”, *Journal of Business and Economics Statistics*, 3: 370-379.
- Oaxaca, R. (1973). “Male Female Wage Differentials in Urban Labour Markets,” *International Economic Review*, 14:693–709.
- Parra, Flavia C.; Amado, Roberto C.; Lambertucci, José R.; Rocha, Jorge; Antunes, Carlos M.; Pena, Sérgio D. J. (2003). “Color and genomic ancestry in Brazilians”, *PNAS*, 100(1): 177-182.
- Phelps, Edmund S. (1972). “The Statistical Theory of Racism and Sexism”. *The American Economic Review*, 62: 659-661.
- Polachek, S. W.; Robst, J. (1998). “Employee labor market information: Comparing direct world of work measures of workers’ knowledge to Stochastic Frontier estimates”, *Labour Economics*, 5: 231–242.
- Prieto, C. G.; Román, A. M.; Domínguez, C. P. (2003) “Actual and Potential Returns to Schooling in Spain”, *Estudios Sobre La Economía Española*, EEE 157.
- Rangel, Marcos A. (2007). “Is Parental Love Colorblind? Allocation of Resources within Mixed Families”. *Harris School Working Paper Series*, University of Chicago.
- Robinson, M. D.; Wunnava, P. V. (1989). “Measuring Direct Discrimination in Labor Markets Using a Frontier Approach: Evidence from CPS Female Earnings Data,” *Southern Economic Journal*, 56: 212–218.

Schwartzman, Luisa Farah (2007). “Does Money Whiten? Intergenerational Changes in Racial Classification in Brazil”. *American Sociological Review*, 72: 940-963.

Telles, Edward E. (1998), “Does it matter who answer the question?”, *Demography*, 35 (4): 465-474.

Telles, Edward E. (2005), “Race in Another America: the significance of skin color in Brazil” Princeton University Press.

Wagley, Charles (1968), “The Latin American tradition: essays on the unity and the diversity of Latin American culture”, New York, NY: Columbia University Press.

Weber, Max (1978). *Economy and Society: an Outline of Interpretative Sociology*. Berkeley and Los Angeles, CA: University of California Press.

Zuchi, J. (2006). Desigualdade de Rendimentos entre Brancos e Negros nos Setores Público e Privado, Ms. diss., UNESP, Araraquara.

## Descrição dos Dados

Variável		Mercado de Trabalho Brasileiro			
		Média	Desv. Padrão	Min	Max
Salário <sup>(1)</sup>	Salário em reais	390.485	1260.017	0.000	140000.000
Empr	Estava trabalhando	0.538	0.499	0.000	1.000
Educ	Anos de educação formal	5.856	4.552	0.000	17.000
Grad	Indivíduo possui ao menos o ensino superior incompleto	0.008	0.0883	0.000	1.000
EducN	Média de anos de educação formal dos negros na microregião	4.179	0.953	1.245	5.621
EducB	Média de anos de educação formal dos brancos na microregião	5.385	1.300	1.460	7.282
SE	Indivíduo vive na região Sudeste	0.457	0.498	0.000	1.000
N	Indivíduo vive na região Norte	0.063	0.242	0.000	1.000
NE	Indivíduo vive na região Nordeste	0.256	0.436	0.000	1.000
S	Indivíduo vive na região Sul	0.158	0.365	0.000	1.000
CO	Indivíduo vive na região Centro Oeste	0.067	0.250	0.000	1.000
Urbano	Indivíduo vive no meio urbano	0.830	0.376	0.000	1.000
Casado	Indivíduo é casado	0.571	0.495	0.000	1.000
Negro	Indivíduo declarou ser preto ou negro	0.420	0.494	0.000	1.000
T. Formal	Relação de trabalho é formal	0.212	0.409	0.000	1.000
Idade	Idade informada	44.195	14.800	25.000	126.000
IdadeQd	Idade informada ao quadrado	2172.230	1510.353	625.000	15876.000
Filho<10	Mora com filho com menos de 10 anos de idade	0.171	0.377	0.000	1.000
Rel. Africana	Adepto de Candomblé ou Umbanda	0.003	0.055	0.000	1.000
Conjuge	É o cônjuge do chefe do domicílio	0.342	0.474	0.000	1.000
Filho	É filho do chefe do domicílio	0.088	0.284	0.000	1.000
Outros	Não é cônjuge nem filho do(a) chefe do domicílio	0.497	0.217	0.000	1.000
Observações		1,158,770			

<sup>(1)</sup>Em reais.

Tabela 02

	<i>Resultados para a Identificação da</i>		<i>Equação Salários (Mincer)</i>		
	<b>Negro</b>		<b>Log Salário</b>		
	<b>Coefficientes</b>	<b>Efeitos Marginais</b>	<b>Sem Correção</b>		<b>Com Correção</b>
EducB & EducaN	-0.103 (0,651)**	-0.039 (<0.001)**	-	-	-
Rel. Africana	0.651 (0.022)**	0.255 (0.008)**	-	-	-
Educ	-0.062 (0.001)**	-0.024 (0.007)**	0.120 (<0.001)**	0.126 (<0.001)**	0.107 (<0.001)**
Grad	-0.100 (0.021)**	-0.037 (0.007)**	0.434 (0.009)**	0.437 (0.009)**	0.710 (0.027)**
Idade	-0.001 (<0.001)**	0.002 (<0.001)**	0.058 (0.001)**	0.058 (0.001)**	0.046 (0.001)**
IdadeQd	-0.005 (<0.001)**	>-0,001 (<0.001)**	-0.001 (0.000)**	-0.001 (0.000)**	-0.001 (<0.001)**
N	0.732 (0.005)**	0.286 (0.001)**	-0.137 (0.004)**	-0.195 (0.004)**	-0.128 (0.014)**
NE	0.572 (0.003)**	0.222 (0.001)**	-0.429 (0.003)**	-0.481 (0.003)**	-0.458 (0.011)**
S	-0.671 (0.004)**	-0.229 (0.001)**	-0.115 (0.003)**	-0.075 (0.003)**	-0.065 (0.012)**
CO	0.286 (0.005)**	0.015 (0.002)**	-0.026 (0.004)**	-0.049 (0.004)**	-0.014 (0.008)**
Urbano	0.040 (0.003)**	0.018 (0.001)**	0.306 (0.003)**	0.298 (0.003)**	0.282 (0.003)**
Mulher	0.085 (0.004)**	0.032 (0.001)**	-0.550 (0.002)**	-0.551 (0.002)**	-0.481 (0.005)**
T. Formal	0.266 (0.004)**	0.103 (0.001)**	0.090 (0.002)**	0.084 (0.002)**	0.164 (0.009)**
Casado	0.072 (0.003)**	0.027 (0.001)**	-	-	-
Filho <10	0.089 (0.004)**	0.034 (0.001)**	-	-	-
Cônjuge	0.003 (0.004)	0.001 (0.001)	-	-	-
Filho	0.171 (0.005)**	0.066 (0.002)**	-	-	-
Outro	0.256 (0.006)**	0.100 (0.003)**	-	-	-
Millsratio	-	-	-	-	-0.125 (0.023)**
Negro	-	-	-0.196 (0.002)**	-	-
Constante	0.309 (0.013)**	-	3.791 (0.012)**	3.679 (0.012)**	4.046 (0.041)**
Observações	1,158,770	1,158,770	567,900	567,900	567,900
			Adj R-squared = 0.4666	Adj R-squared = 0.4596	LR test of indep. eqns.:
			F( 12,567887) =41401.11	F(11,567888) =43915.74	chi2(11) = 144758,45
			Prob > F = 0.000	Prob > F = 0.000	Prob > chi2 = 0.0000

Standard errors in parentheses

\* significant at 5%; \*\* significant at 1%



Tabela 03

## Equações de Salário (Mincer) Estimadas

	Empr	Log Salário			Negro
	Probit	OLS Part. mercado	OLS Part. mercado	2SLS Part. mercado e raça	2SLS forma reduzida
Educ	0.070 (<0.001)**	0.102 (<0.001)**	0.096 (<0.001)**	0.079 (0.005)**	-0.045 (0.001)**
Grad	0.324 (0.021)**	0.423 (0.011)**	0.415 (0.011)**	0.363 (0.013)**	-0.076 (0.004)**
EducB & EducaN	-	-	0.1093 (0.001)**	0.0393 (0,017)*	-0.1594 (0.001)**
Idade Qd	0.051 (0.001)**	0.031 (0.001)**	0.029 (0.001)**	0.012 (0.005)*	-0.048 (<0.001)**
Idade Qd	-0.001 (<0.001)**	>-0.001 (<0.001)**	>-0.001 (<0.001)**	<0.001 (<0.001)**	0.001 (<0.001)**
N	-0.009 (0.005)	-0.088 (0.004)**	0.034 (0.005)**	0.007 (0.009)	0.066 (0.003)**
NE	-0.089 (0.003)**	-0.406 (0.003)**	-0.268 (0.003)**	-0.258 (0.007)**	0.054 (0.002)**
S	0.169 (0.003)**	-0.147 (0.003)**	-0.112 (0.003)**	-0.238 (0.031)**	-0.289 (0.001)**
CO	0.087 (0.005)**	-0.034 (0.004)**	0.005 (0.004)	-0.020 (0.005)**	-0.011 (0.002)**
Urbano	0.009 (0.003)**	0.287 (0.003)**	0.227 (0.002)**	0.296 (0.015)**	0.136 (0.002)**
Mulher	-0.503 (0.004)**	-0.316 (0.005)**	-0.315 (0.005)**	-0.126 (0.050)*	0.469 (0.002)**
T. Formal	-	0.108 (0.002)**	0.085 (0.002)**	0.082 (0.005)**	0.041 (0.001)**
Casado	0.357 (0.003)**	-	-	-	-
Filho<10	-0.136 (0.004)**	-	-	-	-
Cônjuge	-0.580 (0.004)*	-	-	-	-
Filho	-0.260 (0.005)*	-	-	-	-
Outros	-0.226 (0.007)**	-	-	-	-
Negro	0.249 (0.003)**	-0.250 (0.003)**	-0.141 (0.003)**	-0.553 (0.106)**	-
Millsratio	-	-0.470 (0.007)**	-0.476 (0.007)**	-0.859 (0.099)**	-0.938 (0.004)**
Rel. Africana	-	-	-	-	0.174 (0.009)**
Constante	-0.608 (0.016)**	4.584 (0.018)**	4.098 (0.019)**	5.145 (0.278)**	2.627 (0.010)**
Observations	1,158,770	567,900	567,900		567,900
Censored observations	590,870				
Uncensored observations	567,900				
		LR test of indep. eqns.: chi2(12) = 292010,95 Prob > chi2 = 0.0000	LR test of indep. eqns.: Wald chi2(13) = 307605,39 Prob > chi2 = 0.0000	LR test of indep. eqns.: Wald chi2(13) = 307605,39 Prob > chi2 = 0.0000	Adj R-squared = 0.4103 F( 13, 567885) = 30978,52 Prob > F = 0.000

Standard errors in parentheses

\* significant at 5%; \*\* significant at 1%