



Guilherme Issamu Hirata

**Discriminação Racial no Brasil: preferências, concorrência
e profecias**

Tese de Doutorado

Tese apresentada ao programa de Pós-Graduação em Economia do Departamento de Economia da PUC-Rio como parte dos requisitos parciais para obtenção do título de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Rodrigo Reis Soares

Rio de Janeiro
Março de 2014



Guilherme Issamu Hirata

**Discriminação Racial no Brasil: preferências, concorrência
e profecias**

Tese apresentada como requisito parcial para obtenção do título de Doutor pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da PUC-Rio. Aprovada pela Comissão Examinadora abaixo assinada.

Prof. Rodrigo Reis Soares

Orientador
EESP – FGV

Prof. Gabriel Lopes de Ulyseia

IPEA

Prof. Naercio Menezes Filho

Inspere Instituto de Ensino e Pesquisa

Prof. Claudio Ferraz

Departamento de Economia – PUC-Rio

Prof. Gustavo Maurício Gonzaga

Departamento de Economia – PUC-Rio

Prof. Monica Herz

Coordenador(a) Setorial do Centro de Ciências Sociais – PUC-Rio

Rio de Janeiro, 31 de março de 2014

Todos os direitos reservados. É proibida a reprodução total ou parcial do trabalho sem a autorização da universidade, da autora e do orientador.

Guilherme Issamu Hirata

Graduou-se em Economia na Universidade de São Paulo (USP) em 2004 e obteve o título de Mestre em Economia pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG) em 2007. Foi Pesquisador Associado do Centro Internacional de Políticas para o Crescimento Inclusivo (IPC-IG), atuando principalmente em projetos de avaliação de impacto. É Pós-Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Economia da PUC-Rio.

Ficha Catalográfica

Hirata, Guilherme Issamu

Discriminação racial no Brasil: preferências, concorrência e profecias / Guilherme Issamu Hirata; orientador: Rodrigo Reis Soares. – 2014.

119 f. ; 30 cm

Tese (doutorado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Economia, 2014.

Inclui bibliografia

1. Economia – Teses. 2. Discriminação racial. 3. Discriminação por preferência. 4. Diferencial de salários. 5. Mercados locais. 6. Abertura comercial. 7. Discriminação antecipada. I. Soares, Rodrigo Reis. II. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Economia. III. Título.

CDD: 330

Agradecimentos

Em primeiro lugar, meus mais sinceros agradecimentos ao meu orientador Rodrigo Soares, pelo estímulo, paciência, disponibilidade e precisão da orientação. Aprendi demais nesse período de convivência. Muito obrigado!

Gostaria de agradecer aos membros da banca, Gabriel Ulysea, Naercio Menezes-Filho, Claudio Ferraz e Gustavo Gonzaga, por aceitarem participar da defesa e pelas críticas e sugestões muito proveitosas e enriquecedoras para esta tese.

Agradeço aos professores da PUC-Rio pelo belo curso de pós-graduação que oferecem.

Agradeço também aos funcionários do departamento, principalmente à Graça, sempre atenciosa com os meus pedidos.

Pelo suporte financeiro, agradeço à CAPES e ao CNPq.

Muito obrigado aos meus companheiros de jornada do mestrado e doutorado. Especialmente, Nilda, Cayres e madrinha Joana, pela amizade que extrapola os portões da PUC-Rio.

Muito obrigado ao Fabio Veras, à Ana Flavia Machado e à Maria Cristina Cacciamali por terem contribuído para o meu crescimento pessoal e profissional ao longo dos anos.

Correndo o risco de esquecer alguém, envio um abraço especial aos amigos de vários cantos que, de uma forma ou de outra, acabaram me ajudando nessa jornada: Bombadia, Confessor, Daniel Jovem, Ribas, Tatei, Victor e Vivian.

Aos meus familiares, de olhos puxados, e aos mais recentes, gaijins, obrigado pelos momentos de descontração e refúgio. Dona Lucia, Seu Antonio, Manoel e Patricia, muito obrigado pela torcida e apoio, e minhas sinceras desculpas pelas inúmeras ausências.

Aos meus irmãos, Fabiana e Arthur, simplesmente sem palavras. Família é sempre família!

Aos meus pais, Satomi e Tamotsu, a quem dedico essa tese, minha profunda gratidão por tudo, por todo o esforço despendido em minha criação e educação, desde os tempos da Vila Remo, em São Paulo.

E, por fim, por ser a motivação de tudo e não somente desta jornada, meu muito obrigado e meu pedido de perdão à Elydia, que sempre foi meu pilar de sustentação, e que, pacientemente, com muito carinho, suporta meu mau humor matinal, meu estresse e minha ausência.

“... and how many years can some people exist,
Before they're allowed to be free?
Yes, and how many times can a man turn his head,
And pretend that he just doesn't see?
The answer, my friend, is blowin' in the wind”

Bob Dylan

Resumo

Hirata, Guilherme Issamu; Soares, Rodrigo Reis (Orientador). **Discriminação Racial no Brasil: preferências, concorrência e profecias**. Rio de Janeiro, 2014. 119p. Tese de Doutorado - Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

Esta tese é composta por três artigos empíricos sobre discriminação racial no Brasil. O primeiro testa duas implicações do modelo de discriminação por preferência (BECKER, 1957), utilizando dados do Censo 2010 e da pesquisa Ações Discriminatórias no Âmbito Escolar (2008). Analisando o diferencial de salários entre brancos e negros no mercado de trabalho brasileiro, os resultados corroboram as previsões do modelo, indicando que i) o que determina o hiato salarial entre uma maioria e uma minoria não é a discriminação média na população, mas o grau de discriminação do empregador marginal, isto é, o empregador que mais discrimina entre os que contratam indivíduos da minoria; e ii) dada a distribuição das preferências por discriminação, quanto maior a proporção da minoria relativamente à maioria, maior tende a ser o hiato salarial. O segundo artigo utiliza a abertura comercial ocorrida no Brasil no início dos anos 1990 para analisar o efeito de um aumento da concorrência sobre a discriminação. De acordo com Becker (1957), um aumento da concorrência no mercado de produto deve diminuir o hiato salarial entre maioria e minoria no mercado de trabalho porque reduz as oportunidades de obtenção de renda econômica pura por parte dos empregadores. Utilizando os dados dos Censos 1991 e 2000, os resultados indicam que houve maior queda do hiato salarial entre brancos e negros nas microrregiões associadas a maiores reduções nas tarifas de importação, isto é, em mercados onde houve maior aumento da concorrência devido à abertura. Além disso, há evidências de que lugares com maior porcentagem de negros, maior propensão à discriminação e com maior porcentagem de trabalhadores empregados em indústrias concentradas tendem a experimentar maiores reduções no hiato, conforme previsto pela teoria. O terceiro artigo investiga a possibilidade de haver antecipação da discriminação por parte dos negros, em um mecanismo denominado “profecia autorrealizável”. Dada a crença dos empregadores de que a minoria é menos qualificada em média, o fenômeno ocorre quando indivíduos da minoria decidem investir menos em capital humano ao anteciparem que não terão as mesmas oportunidades e/ou salários que indivíduos da maioria no mercado de trabalho. Se este menor investimento realmente ocorrer, a crença dos empregadores é confirmada. Usando dados do Saeb 2011 e Censo 2010, testa-se a hipótese de que, em lugares com maior diferencial de salários, há menor investimento em educação por parte dos negros relativamente aos brancos. De acordo com os resultados, há poucas evidências deste fenômeno no Brasil.

Palavras-chave

Discriminação racial; discriminação por preferência; diferencial de salários; mercados locais; abertura comercial; discriminação antecipada.

Abstract

Hirata, Guilherme Issamu; Soares, Rodrigo Reis (Orientador). **Racial Discrimination in Brazil: preference, competition and prophecy**. Rio de Janeiro, 2014. 119p. PhD Thesis - Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

This dissertation consists of three empirical papers on racial discrimination in Brazil. The first one tests two implications of the employer's discrimination model (Becker, 1957), using 2010 Census data and the Ações Discriminatórias no Âmbito Escolar Survey (2008). Analyzing the wage differential between blacks and whites in the Brazilian labor market, the results support the model predictions, indicating that i) what determines the wage gap between a majority and a minority is not the population average discrimination, but the discrimination of the marginal employer, i.e. the employer who discriminates more among those that hire minority; and ii) given the distribution of preferences for discrimination, the higher the proportion of the minority to the majority, the greater will be the wage gap. The second paper explores trade liberalization occurred in Brazil in early 1990s to analyze the effect of increased competition on discrimination. According to Becker (1957), increased competition in the product market should reduce the wage gap between majority and minority in the labor market because it reduces the chances of obtaining a pure economic rent by employers. Using data from Census 1991 and 2000, the results indicate that there was a greater fall in the wage gap between whites and blacks in the regions associated with greater reductions in import tariffs, i.e. in markets where there was a greater increase in competition due to the trade liberalization. Furthermore, there is evidence that places with higher percentage of blacks, more prone to discrimination, and greater percentage of workers employed in concentrated industries tend to experience greater reductions in the wage gap, as predicted by theory. The third paper investigates the possibility of anticipation of discrimination by blacks, in a mechanism called self-fulfilling prophecy. Given the employers' belief that the minority is less qualified on average, the phenomenon occurs when minority individuals decide to invest less in human capital because they anticipate they will not have the same opportunities and/or wages of individuals from a majority group in the labor market. If this lower investment does occur, the belief of employers is confirmed. Using data from the Saeb 2011 and Census 2010, we test the hypothesis that, in places with greater wage differential, there is less investment in education by blacks relative to whites. According to the results, there is little evidence of this phenomenon in Brazil.

Keywords

Racial discrimination; discrimination by preferences; wage gap; local markets; trade liberalization; anticipated discrimination.

Sumário

INTRODUÇÃO.....	10
PRIMEIRO ARTIGO	12
1 Introdução.....	12
2 Aspectos da questão racial no Brasil	16
3 O Modelo de Discriminação pelo Empregador	19
4 Dados e Análise Descritiva.....	22
4.1 Fonte de Dados.....	22
4.2 Características das Amostras.....	24
4.3 Índice de Discriminação	25
4.4 O Discriminador Marginal	28
4.5 Análise Descritiva	28
5 Estratégia Empírica.....	30
6 Resultados.....	32
6.1 Bens Públicos	34
6.2 Momentos da Distribuição	38
6.3 Robustez	39
7 Considerações Finais	42
Referências.....	43
Anexo.....	44
SEGUNDO ARTIGO	46
1 Introdução.....	46
2 O Processo de Abertura Comercial	50
3 Estratégia Empírica.....	52
3.1 Identificação: timing	52
3.2 Identificação: exogeneidade da redução tarifária.....	54
3.3 Especificação.....	55
3.3.1 Primeiro Estágio	56
3.3.2 Segundo Estágio	56
3.4 Cálculo da Variação Tarifária	58
4 Dados e Estatística Descritiva	62
4.1 Fonte de Dados.....	62
4.2 Análise Descritiva	63
5 Resultados.....	65
5.1 Medidas alternativas de abertura comercial	70
5.2 Diferentes amostras	73
5.3 Heterogeneidade.....	77
5.3.1 Impactos por nível de escolaridade	77
5.3.2 Testando previsões do modelo de discriminação	78
6 Considerações Finais	82
Referências.....	83
Anexos	85
TERCEIRO ARTIGO	89
1 Introdução.....	89
2 Referencial teórico.....	94
3 Estratégia empírica	95

4	Dados, variáveis e análise descritiva	98
4.1	Saeb 2011	98
4.2	Censo Demográfico 2010 e Censo Escolar 2011	102
4.3	Investimento em educação e diferencial de salários	103
5	Resultados.....	104
5.1	Diferencial de ocupações	113
5.2	Usando o Censo.....	114
6	Considerações Finais	117
	Referências.....	118
CONCLUSÃO.....		119

INTRODUÇÃO

De acordo com os dados da Pnad, apesar da inclusão social e redução da desigualdade ocorrida nas duas últimas décadas, o diferencial de salários entre brancos e negros aumentou entre 1992 e 2012. Em 1992, negros ganhavam, em média, cerca de R\$ 700 (a preços de 2012) a menos que os brancos; em 2012, R\$ 940.¹

A evolução do diferencial de salários reflete, em parte, outros indicadores do mercado de trabalho. Os principais são a escolaridade e o retorno à educação. Os anos de escolaridade média vêm crescendo no Brasil, atingindo 7,6 anos em 2012. Um dos resultados desse crescimento foi a queda no retorno à educação². Porém, essa queda não foi uniforme. Para os negros, a redução foi de aproximadamente 26%. Já para os brancos, de 14%. Esse cenário pode ter contribuído para reduzir o incentivo ao investimento em educação por parte dos negros relativamente aos brancos. A proporção de negros que possui ensino médio ou superior triplicou nos últimos 20 anos (11% para 36%); porém, a diferença dessa proporção em relação aos brancos também vem crescendo: entre 1992 e 2012, aumentou de 22 para 28 pontos percentuais.

A situação desfavorável aos negros tem início já na entrada mais precoce no mercado de trabalho e passa por maior taxa de desemprego, maior parcela de trabalhadores sem carteira de trabalho (ou mesmo sem remuneração) e maior inserção em atividades com carga horária de até 30 horas por semana (resultando em menos horas trabalhadas por ano). Isso pode ter relação com a baixa expectativa e/ou retorno esperado no mercado de trabalho, que levaria os negros a optarem por trabalhos com custos de oportunidade menores, gerando maior rotatividade e menor tempo de permanência em um mesmo emprego.

A distribuição por setor de atividade, por sua vez, indica uma parcela maior dos trabalhadores negros na agropecuária, o que está associado a rendimentos mais baixos e voláteis que nos demais setores. Para completar o

¹ Válido para homens com 25 anos ou mais de idade, condicional à idade, área e estado de residência.

² Retorno estimado separadamente para brancos e negros por meio de regressão do salário-hora nos anos de escolaridade, idade, idade ao quadrado, e dummies para área urbana e estados.

quadro, entre os negros, a porcentagem de profissionais liberais e trabalhadores ocupados em posições de direção e gerência, denominados *white collars*, é menor que a metade da observada para os brancos (19% vs. 8%). Além disso, o crescimento dessa porcentagem verificado nos últimos 20 anos foi maior para os brancos, mesmo partindo de um patamar mais elevado.

Tendo em vista o contexto de persistência desse quadro desfavorável aos negros, esta tese analisa, em três artigos, aspectos da discriminação racial no Brasil relacionados a preferências, concorrência e profecias. O primeiro artigo testa duas previsões do clássico modelo de discriminação por preferência de Becker (1957). Entre outros resultados, aponta que o diferencial de salário entre brancos e negros é 21% maior (favorável aos brancos) em uma localidade com 10 pontos percentuais a mais na proporção de negros. Assim, contraintuitivamente, lugares com potencialmente maior interação social entre raças são aquelas que apresentam maior discriminação. O segundo artigo utiliza a abertura comercial ocorrida no final do século XX no Brasil para testar se um aumento da concorrência no mercado de produto reduz discriminação no mercado de trabalho, uma implicação também derivada do modelo de Becker. Os resultados sugerem que a abertura reduziu o diferencial de salários em 14%. Finalmente, o terceiro artigo busca evidências de uma profecia autorrealizável, segundo a qual a minoria investiria menos em educação justamente porque empregadores acreditam que membros deste grupo são menos qualificados em média. Felizmente, há poucos indícios de que este fenômeno seja recorrente no Brasil.

Espera-se que as próximas páginas contribuam para enriquecer entendimento da discriminação racial no Brasil e municie o debate sobre o tema, sempre presente no dia a dia do brasileiro.

PRIMEIRO ARTIGO

Discriminação por Preferência e o Hiato Salarial entre Raças no Brasil

Abstract

Este artigo testa implicações do modelo de discriminação por preferência (Becker, 1957) no mercado de trabalho brasileiro. De acordo com o modelo: i) o que determina o hiato salarial entre uma maioria e uma minoria não é a discriminação média na população, mas o grau de discriminação do empregador marginal, isto é, o empregador que mais discrimina entre os que contratam indivíduos da minoria; e ii) dada a distribuição das preferências por discriminação, quanto maior a proporção da minoria relativamente à maioria, maior será o hiato salarial. Utilizando dados do Censo 2010 e da pesquisa Ações Discriminatórias no Âmbito Escolar (2008), são analisados os diferenciais de salários entre homens brancos e negros. Os resultados confirmam ambas as previsões: um aumento de um desvio-padrão no grau de discriminação do empregador marginal aumenta em 43% o diferencial de salários entre brancos e negros; já um aumento de 10 pontos percentuais na proporção de negros resulta em aumento de 21% no hiato.

1 Introdução

Uma pesquisa realizada pelo IBGE no Brasil em 2008 aponta que 71% dos entrevistados acreditam que a raça influencia as relações de trabalho, ao passo que essa porcentagem é de 68% para a relação com a justiça e/ou polícia e não alcança 40% para o casamento (Pesquisa das Características Étnico-Raciais da População, 2008). Apesar de ser específica ao contexto brasileiro, essa constatação, ao mesmo tempo em que reflete a percepção dos indivíduos, revela que atributos pessoais, a princípio, não relacionados a produtividade, podem ser determinantes da persistência do diferencial de salários entre raças ainda neste início de século XXI.

O diferencial de salários entre raças condicional a características observáveis tem sido atribuído à discriminação há décadas. Mesmo com a

disponibilização de informações cada vez mais precisas, passando por métodos de decomposição que remontam a Oaxaca-Blinder e por correções para seleção amostral, o termo relacionado a efeitos fixos de raça em equações mincerianas, apesar de ser cada vez mais bem estudado e entendido, permanece relevante nas estimativas. Por conta disso, ainda há debate na literatura sobre em que medida esses termos refletem discriminação no mercado de trabalho.

Após inúmeros artigos constatarem a existência e persistência dos diferenciais de salário sem, contudo, uma análise mais profunda da origem desse diferencial, nos últimos anos a literatura tem focado no estudo das características tipicamente excluídas das equações salariais que resultam em diferenças observadas no mercado de trabalho (FRYER JR., 2011; BERTRAND, 2011). Essa abordagem busca revelar a parcela do diferencial de salário que se deve a características produtivas não observáveis, não podendo assim ser atribuída à discriminação. Qualidade da educação, experiência efetiva de mercado, propensão ao risco e investimentos na primeira infância em habilidades cognitivas e não-cognitivas são alguns dos principais fatores considerados responsáveis pela diferença de remuneração e de outros resultados – como a taxa de desemprego, por exemplo – entre brancos e negros e entre homens e mulheres (NEAL; JOHNSON, 1996; CARD; KRUEGER, 1992; CARNEIRO; HECKMAN; MASTEROV, 2003).

Por outro lado, há escassa evidência direta de que o mercado estaria gerando parte desses diferenciais via preconceito. Praticamente inexistem estudos que documentem os efeitos da preferência por indivíduos da maioria (homens e brancos) em detrimento da minoria (mulheres e negros), seja por parte do empregador, seja por parte do empregado ou mesmo do consumidor. List (2004) encontra evidência de discriminação contra minorias (negros e mulheres) em um experimento no mercado de compra e venda de cartões de esportes, no qual a minoria recebe ofertas menores quando tenta vender seus cartões e maiores quando deseja comprar. Bertrand e Mullainathan (2004) documentam que, após o envio de falsos currículos praticamente idênticos a empresas de comunicação, aqueles com nomes mais associados a brancos recebem mais chamadas para entrevistas do que currículos com nomes mais associados a negros nos EUA.

Esses indícios, no entanto, são consistentes também com o modelo de discriminação estatística (PHELPS, 1972). Evidências mais próximas de

discriminação por preferência são apresentadas por Goldin e Rouse (2000) e Anwar, Bayer e Hjamarsson (2012). Goldin e Rouse mostram que a probabilidade de sucesso das mulheres em cada etapa de seleção de músicos para cinco das maiores orquestras sinfônicas dos EUA aumentou substancialmente após a introdução de um processo no qual os juízes não tinham contato visual com os candidatos. Anwar et al. (2012), analisando julgamentos criminais nos EUA, encontram que júris compostos apenas por brancos condenam negros com maior frequência do que brancos e que tal diferença é eliminada quando há ao menos um negro entre os membros do júri. Porém, ainda que tais estudos reportem resultados alinhados com a discriminação por preferência, os mesmos não têm relação direta com o mercado de trabalho em geral, e com diferencial de salários em particular.

O modelo de discriminação por preferência elaborado por Becker (1957) expõe o mecanismo por meio do qual o preconceito do empregador contra minorias resulta em diferenciais de salário. Apesar de seu impacto na teoria econômica, os estudos empíricos caminharam na direção da análise das características não-observáveis, conforme evidenciado acima. Somente há alguns anos houve a primeira tentativa de se testar empiricamente as previsões especiais do modelo, por Charles e Guryan (2008). Os autores encontram evidências de que a discriminação racial por preferência dos empregadores é responsável por cerca de um quarto do diferencial de salário observado entre homens brancos e negros nos EUA. Hjort (2014), por sua vez, analisa uma produção de empacotamento de flores no Quênia, onde há diversas equipes com três trabalhadores cada uma, em que um fornecedor (*upstream worker*) distribui material para dois processadores (*downstream workers*). O autor encontra que, quando o fornecedor e ao menos um dos processadores são de etnias diferentes, o fornecedor distribui menos trabalho ao(s) processador(es), mesmo sabendo que sua remuneração depende do resultado do trabalho de toda a equipe, ou seja, mesmo que essa atitude cause perda de dinheiro ao final do mês, uma vez que a produção diminui com essa distribuição assimétrica.

Este artigo testa implicações do modelo de discriminação por preferência no mercado de trabalho brasileiro. De acordo com o modelo: i) o que determina o hiato salarial entre uma maioria e uma minoria não é a discriminação média na população, mas o grau de discriminação do empregador marginal, isto é, o empregador que mais discrimina entre os que contratam indivíduos da minoria; e

ii) dada a distribuição das preferências por discriminação, quanto maior a proporção da minoria relativamente à maioria, maior será o hiato salarial.

Com essas previsões em mente, adotando metodologia semelhante à de Charles e Guryan (2008), o exercício empírico consiste na análise do hiato salarial entre homens brancos e negros. A partir dos dados do Censo 2010, estima-se o diferencial de salário médio em cada conjunto de municípios próximos geograficamente – conjunto denominado de microrregião pelo IBGE – por meio de uma equação minceriana ao nível individual. Em um segundo estágio, ao nível da microrregião, os diferenciais de salário estimados são regredidos na proporção da minoria e em medidas de preferência por discriminação. Ao utilizar microrregiões como unidades de análise, é possível obter um número maior de observações relativamente a Charles e Guryan (2008), que utilizam os estados dos EUA, de tal forma que mais hipóteses alternativas podem ser testadas. Além disso, por ser um país em desenvolvimento com um mercado altamente regulado, os efeitos para o Brasil são potencialmente diferentes.

As medidas de preferência por discriminação são obtidas a partir da distribuição de preconceito estimada para a população de cada microrregião. A pesquisa Ações Discriminatórias no Âmbito Escolar (2008) fornece informação necessária para a construção de índices individuais de preconceito que, por sua vez, são utilizados para recuperar a distribuição da preferência por discriminação na população e, conseqüentemente, quaisquer de seus momentos. Supõe-se que a distribuição recuperada a partir da pesquisa mencionada é representativa da propensão à discriminação dos empregadores de cada microrregião. Dessa forma, na contramão da maior parte da literatura, avalia-se a importância da discriminação por preferência na determinação do hiato salarial.

Os resultados, em geral, corroboram as previsões teóricas testadas. Em particular, um aumento de um desvio-padrão na discriminação do empregador marginal aumenta o diferencial de salário em um valor equivalente a 43% do hiato condicional estimado. Por sua vez, um aumento de 10 pontos percentuais na proporção de negros resulta em aumento de 21% no diferencial. Dessa forma, a discriminação por preferência encontra-se mais relevante em localidades onde há maior interação entre maioria e minoria, uma evidência contrária ao senso comum de que mais interação social resulta em menor discriminação. Além disso, a partir de nossa especificação preferida, o mecanismo evidenciado por Becker indica que

a discriminação por preferência explica 70% da variação do hiato condicional. Destaca-se ainda que o efeito estimado é maior quando se controla para o acesso a bens públicos. Especificamente, estima-se uma correlação negativa entre o número de escolas públicas e a discriminação do empregador marginal, isto é, lugares com maior oferta de escolas são aqueles cujo empregador marginal é menos preconceituoso.

Este artigo está dividido em mais cinco seções além desta introdução e das considerações finais. A próxima seção discute alguns aspectos da questão racial no Brasil. Na seção seguinte, o modelo de discriminação por preferência é apresentado. A seção 4 traz informações sobre as fontes de dados e uma análise descritiva da amostra, além de discorrer sobre os métodos aplicados para recuperar a distribuição de preconceito racial. A estratégia empírica é o tema da seção 5, enquanto a seção seguinte discute os resultados.

2 Aspectos da questão racial no Brasil

Abordar o tema da discriminação racial no Brasil é tão delicado quanto desafiador. O debate tem início já na definição de cor ou raça. O IBGE tem adotado a autodeclaração induzida em suas pesquisas, onde os entrevistados escolhem uma entre cinco alternativas possíveis: branco, preto, amarelo, pardo e indígena. Dentre essas categorias, é necessário definir quem faz parte da minoria potencialmente discriminada, sendo “minorias” um termo utilizado para designar indivíduos em desvantagem socioeconômica, não havendo necessariamente conexão com o tamanho populacional do grupo em questão.

De acordo com Osorio (2003), a PNAD 1976, que inclui uma resposta espontânea do entrevistado a respeito de sua cor ou raça, aponta que a utilização daquelas alternativas é surpreendentemente adequada. Cerca de 57% das respostas espontâneas são justamente quatro delas (indígena não constava no quadro naquele ano), ao passo que 38% concentram-se em outras três: morena, morena-clara e clara. Assim, 95% das respostas espontâneas enquadram-se em apenas sete alternativas. Por outro lado, a categoria parda foi a mais rejeitada entre as alternativas oficiais: 14% dos brancos (cor induzida) se autodeclararam morenos na resposta espontânea, enquanto 66% dos pardos e 33% dos negros fizeram o mesmo. Nesse sentido, para qualquer definição de minoria que se utilize haverá

alguma margem para questionamento. Neste artigo, as palavras “negro” e “minorias” referem-se aos indivíduos que se autodeclararam pretos, pardos, indígenas, morenos e mulatos nas pesquisas utilizadas.

Apesar de a mesma classificação ser adotada há várias edições nas pesquisas do IBGE, Schwartzman (1999) observa que as coortes mais velhas tendem mais a se autodeclarar brancas do que as coortes mais jovens. O mais interessante nessa questão é o aumento justamente na porcentagem de pardos, com queda proporcional na porcentagem de brancos e manutenção da porcentagem de negros. Isso indica que essa mudança tem mais a ver com identidade do que com miscigenação da população, já que, neste último caso, seria observada também uma queda na proporção de pretos. Esse fato gera uma preocupação com a consistência da classificação oficial ao longo do tempo. Nesse sentido, estudos que utilizem um período temporal mais extenso devem ter em mente a possibilidade de haver algum efeito relacionado à composição da minoria.

A autodeclaração da cor ou raça das pessoas certamente reflete o passado histórico, muito debatido na literatura sociológica, a respeito de racismo e preconceito após a abolição da escravatura. Osório (2008), analisando as teorias de preconceito e discriminação no campo da sociologia, identifica três “ondas” de pensamento sobre o tema. Em uma primeira onda, a ideia de existência de preconceito contra negros é rechaçada. Autores como Gilberto Freyre e Silvio Romero defendiam que a mobilidade ascendente dos mulatos era a prova dessa inexistência. Os mulatos que ascenderam socialmente estavam há tempos afastados da escravidão e, devido ao desenvolvimento econômico do país, era apenas uma questão de tempo para que ocorresse o mesmo com os “negros mais escuros”, que tinham antepassados recentes na escravidão. A ideia de “preconceito de classe sem preconceito racial” reside no fato de que classe social e raça definiam praticamente os mesmos grupos na época, não havendo concorrência entre brancos e negros por posições no mercado de trabalho, por exemplo. A expressão Democracia Racial surge em meio a esse contexto e continua vinculada ao Brasil, mesmo no século XXI.

A segunda onda, representada por autores como Florestan Fernandes e Oracy Nogueira, apesar de bastante heterogênea quanto às teorias a respeito das origens e evolução do preconceito, inverte o raciocínio da primeira onda, combatendo a visão de inexistência de preconceito racial. Argumenta-se que havia

preconceito antes da abolição, utilizado para justificar a sociedade escravagista, e que isso foi transportado para o período republicano, quando é utilizado para validar a manutenção de privilégios. O sucesso dos migrantes italianos vis-à-vis a estagnação dos negros, por exemplo, é considerado um exemplo de como a discriminação impede a ascensão dos negros, uma vez que os italianos conseguiram integrar-se à sociedade, seja via aceitação em clubes restritos a brancos, seja via casamentos com brasileiros, mesmo sendo pobres. Isso caracterizaria o chamado preconceito de “marca”, em que o fenótipo, a cor da pele, a aparência externa da pessoa são responsáveis pela discriminação sofrida. Essa situação contrasta-se com o preconceito de “origem”, evidente nos EUA, em que o traço genético caracteriza a identidade do indivíduo, levando à sua exclusão incondicional. Nesse sentido, de acordo com a primeira onda, haveria apenas preconceito de classe no Brasil porque a miscigenação branqueadora seria capaz de eliminar as barreiras à ascensão social.

Finalmente, Osorio (2008) destaca uma terceira onda teórica, responsável pela cunhagem do termo "desvantagem cumulativa", cujas referências são Carlos Hasenbalg e Nelson do Valle Silva. Por serem sobre-representados nas camadas inferiores da pirâmide social, negros têm maior probabilidade de nascerem pobres, o que influenciaria a fase de estudos e aquisição de habilidades, cuja decorrente desvantagem a escola não seria capaz de reverter. Se o desenvolvimento econômico era a chave para a redução da desigualdade para as duas primeiras ondas, na terceira, mesmo em uma sociedade com mais mobilidade social na década de 1970, a persistência da desigualdade levou à conclusão de que a discriminação era mais forte do que se pensava e apenas a ação política dos negros seria capaz de levar a uma equalização.

Talvez a observação de Schwartzman (1999), de que as coortes mais novas são “mais pardas”, seja um reflexo (ou, quem sabe, a origem) dessa avaliação da terceira onda a respeito do movimento negro (talvez não tanto político, mas, também, social) de afirmação da identidade negra. Concomitante a esse fenômeno, a evolução do debate na sociologia é acompanhada pela melhora da qualidade dos dados e das técnicas estatísticas, que permitiu a produção de estudos corroborando a pior condição socioeconômica dos negros no Brasil e evidenciando uma possível estagnação na redução desse diferencial nos últimos anos (SOARES, 2000; CACCIAMALI et. al. 2009).

Vale destacar ainda que a ideia de desvantagem cumulativa se assemelha ao conceito de acumulação de capital humano utilizado pelos economistas e que, ao contrário do pensamento sociológico, foi a justamente atenção dedicada a esse fenômeno que, em parte, fez com que a ideia do preconceito impedindo a ascensão social do negro perdesse fôlego, uma vez que o mercado apenas reproduziria desigualdade, ao invés de gerá-la. Certamente, isso tem a ver com a diferença conceitual do termo “discriminação” utilizado nas diferentes áreas de pesquisa. A próxima seção apresenta o que se entende por discriminação e o contexto teórico em que este artigo está inserido.

3 O Modelo de Discriminação pelo Empregador

O arcabouço teórico utilizado para dar suporte à análise empírica é o modelo de discriminação por preferência do empregador desenvolvido por Becker (1957). O modelo pressupõe a existência de dois grupos na população, um composto pela maioria (azuis A) e outro pela minoria (verdes V). Somente membros da maioria podem ser empregadores. Azuis e verdes são substitutos perfeitos em uma função de produção que depende apenas do trabalho. Cada empregador possui um coeficiente de discriminação, $d \geq 0$, que indica o valor monetário da desutilidade de interagir com os verdes. Vamos supor que d distribui-se de acordo com $H(d)$.

O problema do empregador é escolher o número de empregados de cada grupo, L_A e L_V , que maximiza sua utilidade, dada por uma combinação do lucro e da desutilidade de interagir com a minoria:

$$U_E = F(L_A + L_V) - w_A L_A - w_V L_V - w_V d L_V \quad (1)$$

onde w_k é o salário de $k = A, V$.

As condições de primeira ordem indicam que o número de trabalhadores de cada grupo que o empregador contrata em equilíbrio, L_A^* e L_V^* , deve ser tal que

$$F_{L_A^*} \leq w_A, \text{ com igualdade se } L_A^* > 0 \quad (2)$$

$$F_{L_V^*} \leq w_V(1 + d), \text{ com igualdade se } L_V^* > 0. \quad (3)$$

Isto é, se a desutilidade do empregador for tal que $w_A < w_V(1 + d)$, o empregador contrata somente azuis. Se, por outro lado, tivermos $w_A > w_V(1 + d)$, somente verdes são contratados. Nesse sentido, as forças de mercado induzem verdes a serem contratados por empregadores que não discriminam ou discriminam menos, ao passo que os azuis são contratados pelos empregadores com coeficientes de discriminação maiores. Para algum empregador, o empregador “marginal”, deve valer a seguinte condição:

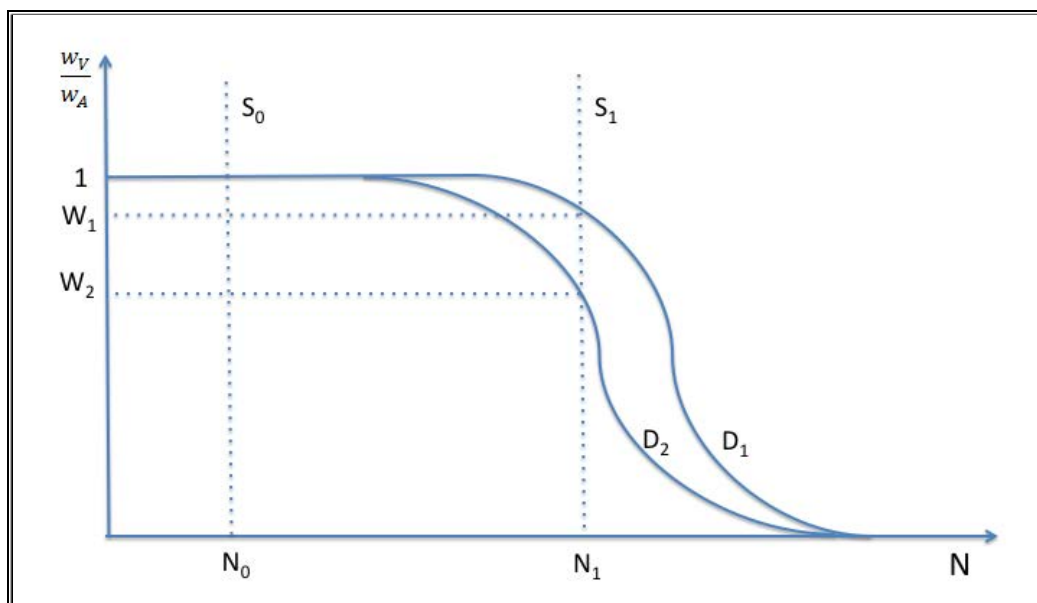
$$w_A^* = w_V^*(1 + d^*). \quad (4)$$

O empregador marginal, portanto, é aquele com o maior coeficiente de discriminação que contrata trabalhadores da minoria, ou seja, é aquele indiferente entre contratar trabalhadores da minoria ou da maioria.

Assim, d^* , isto é, o coeficiente de discriminação do empregador marginal, corresponde ao hiato salarial entre azuis e verdes em equilíbrio. Se $d^* = 0$, não haverá diferencial, mesmo se existirem empregadores com $d > 0$. Isso implica, contraintuitivamente, que a média de discriminação dos empregadores não é relevante para a determinação do hiato. Ou seja, mesmo que 90% dos empregadores discriminem os verdes, se esses forem todos contratados por empregadores que não discriminam, não haverá diferencial de salários entre verdes e azuis nessa economia. Esta é a principal previsão do modelo de Becker.

O mecanismo de *sorting* mencionado acima é o meio pelo qual se define quem será o empregador marginal. Dessa forma, a identidade do empregador marginal depende do tamanho populacional relativo dos verdes em relação aos azuis e da distribuição de d entre empregadores. A figura 1.1 ilustra como essas variáveis se relacionam. O eixo vertical representa o hiato salarial (w_V/w_A) e o horizontal, o número de verdes na população (suponha o número de azuis constante). A distribuição de d entre empregadores e o número de vagas que cada um oferece determina o formato das curvas de demanda D_1 e D_2 . Note que o número de verdes máximo é o mesmo para as duas curvas; porém, D_1 resulta de

uma média menor de discriminação entre empregadores. Repare ainda que o hiato salarial é no máximo igual a um, ou seja, não existe discriminação a favor da minoria. A parte horizontal da curva de demanda indica que há uma porcentagem de empregadores com $d = 0$, de tal modo que $w_V = w_A$. A partir do momento em que $d > 0$, devemos ter $w_V(1 + d) = w_A$, ou seja, $w_V < w_A$, e a curva de demanda passa a ter inclinação negativa.



Fonte: Elaboração própria, baseado em Charles e Guryan (2008).

Figura 1.1 – Arcabouço teórico

Suponha que a oferta de trabalho dos verdes seja inelástica e que a demanda seja representada por D_1 . Se a oferta for S_0 , o hiato salarial será zero em equilíbrio, pois os verdes serão todos contratados por empregadores que não discriminam. Mesmo que a demanda seja dada por D_2 , isto é, mesmo que haja, na média, mais preconceito entre empregadores, o hiato salarial ainda seria zero, uma vez que o coeficiente de discriminação do empregador marginal seria $d = 0$.

Suponha agora que a demanda seja dada por D_1 e que a oferta seja S_1 . Nesse caso, a quantidade de verdes é maior que o número de vagas disponibilizadas pelos empregadores que não discriminam, fazendo com que parte dos verdes seja contratada por empregadores com $d > 0$. O hiato é dado pelo empregador que mais discrimina entre aqueles que contratam indivíduos verdes. A razão entre os salários de azuis e verdes é indicada por W_1 . Portanto, dada a distribuição de preconceito entre empregadores, quanto maior for a proporção de

verdes, maior tenderá a ser o hiato salarial. Visto de outro modo, uma redução no número de verdes nunca resulta em aumento do hiato, dada a quantidade de azuis.

A distribuição de preconceito também pode ser relevante para a determinação do hiato, via empregador marginal. Para uma oferta S_1 , um aumento do preconceito entre os mais preconceituosos, isto é, uma alteração da demanda de D_1 para D_2 , resulta em aumento do hiato, de W_1 para W_2 . Isso porque o empregador marginal, apesar de ocupar a mesma posição na distribuição, possui um coeficiente de discriminação maior em D_2 do que em D_1 . Por outro lado, um aumento do preconceito entre os que menos discriminam não altera o hiato, já que nenhum deles é o empregador marginal quando a oferta é S_1 .

Em resumo, o modelo gera duas previsões principais a serem testadas empiricamente neste artigo: a hipótese de que é o grau de preconceito do empregador marginal, em detrimento da média de discriminação, o fator relevante na determinação do diferencial de salários; e a hipótese de que, dada a distribuição de preconceito, quanto maior a proporção da minoria no mercado, maior tende a ser o hiato entre maioria e minoria.

4 Dados e Análise Descritiva

4.1 Fonte de Dados

Este artigo possui duas principais fontes de dados. A primeira consiste na pesquisa Ações Discriminatórias no Âmbito Escolar (daqui em diante denominada ADAE), realizada conjuntamente em 2008 pelo Instituto Nacional de Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), órgão vinculado ao Ministério da Educação e Cultura (MEC), e pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas da Universidade de São Paulo (FIPE-USP). O principal objetivo da ADAE é verificar a incidência de preconceito e discriminação - de raça, gênero e socioeconômico, entre outros - nas escolas públicas municipais e estaduais brasileiras. Foram sorteadas 501 escolas em todo o país, com probabilidade de seleção proporcional ao número de matrículas da escola, obedecendo três estratificações: regiões do país (N, NE, S, SE e CO), área de localização (urbana ou rural) e modalidade de ensino (normal ou Educação de Jovens e Adultos). Em cada escola sorteada foram entrevistados o diretor, dois professores, dois funcionários, dois pais de alunos, e

uma turma de alunos sorteada entre as existentes do público alvo (7^a ou 8^a série do Ensino Fundamental, e/ou 3^a ou 4^a série do Ensino Médio). A amostra contém 18599 observações distribuídas em 353 municípios.

O questionário da ADAE possui entre suas perguntas 18 afirmações (listadas no apêndice) relacionadas a preferência por discriminação de raça, seja diretamente comparando brancos e negros, seja qualificando algum aspecto sobre os negros. Os indivíduos são orientados a escolher uma qualificação dentre quatro níveis de concordância a respeito das afirmações propostas: discorda muito, discorda pouco, concorda pouco, ou concorda muito. Por exemplo, o respondente deve assinalar a alternativa que indica seu grau de concordância em relação à afirmação “Os brancos, em geral, são mais estudiosos que os negros”.

A ADAE é utilizada para construir a distribuição de preconceito de cada localidade. Por conta da quantidade reduzida de observações em um grande número de municípios da amostra, uma localidade é aqui definida como um conjunto de municípios próximos territorialmente, conjunto este denominado de microrregião pelo IBGE. No total, os 353 municípios distribuem-se em 230 microrregiões. Esta será a principal unidade de análise do artigo.

A segunda fonte de dados é o Censo Demográfico 2010, realizado pelo IBGE. Este é utilizado para estimar os diferenciais de salários entre brancos (brancos e amarelos) e negros (pretos, pardos e indígenas). A amostra do Censo é composta por homens entre 25 e 60 anos de idade, residentes nas 230 microrregiões presentes na amostra da ADAE, que não sejam trabalhadores por conta-própria nem empregadores, que trabalham ao menos 30 horas por semana e recebem salário positivo.

Outras fontes são utilizadas para a construção de variáveis de controle, dada a preocupação em isolar efeitos locais (da microrregião) potencialmente associados às variáveis de interesse. Assim, são utilizados o Censo Escolar (para contabilizar o número de escolas), o Ideb³ (para medir a qualidade das escolas) e o DATASUS⁴ (para informações sobre leitos para internação e estabelecimentos de saúde), além dos índices de desenvolvimento municipal elaborados pela Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (FIRJAN) a partir de

³ Índice de Desenvolvimento da Educação Básica, elaborado pelo INEP.

⁴ Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde.

informações públicas. Por fim, o Censo também é utilizado nessa etapa, para a construção do índice de Gini.

4.2 Características das Amostras

Neste artigo, supõe-se que a amostra da ADAE é representativa dos empregadores em cada microrregião. Por ser constituída de indivíduos associados a escolas públicas, é provável que haja diferenças socioeconômicas entre as duas populações, uma vez que empregadores possuem os maiores níveis médios de escolaridade e renda dentre todas as posições na ocupação. De fato, a tabela 1.1 evidencia essas disparidades nos atributos observáveis, sendo possível que tais diferenças estejam associadas a diferenças na preferência por discriminação.

Tabela 1.1 – Amostra ADAE vs. Amostra de Empregadores no Censo 2010

	ADAE		Censo-Empregadores	
	média	d.p.	média	d.p.
Urbano	0.915	0.278	0.99	0.098
Mulher	0.57	0.495	0.334	0.471
Idade	21.1	9.9	44.3	12.6
Anos de escolaridade	6.8	2.1	11.8	3.9
Branco	0.343	0.475	0.781	0.414
Pardo	0.219	0.414	0.192	0.394
Preto	0.042	0.201	0.028	0.164
Moreno	0.357	0.479		
Mulato	0.038	0.191		
Observações	18114		50010	

Fonte: Elaboração própria a partir da ADAE e Censo 2010.

Entretanto, não é estritamente necessário que haja essa representatividade. A princípio, basta que os indivíduos da amostra apresentem comportamento discriminatório correlacionado com o que se esperaria dos empregadores. Além de erros de medida que atuam contra a obtenção de resultados significantes, se a amostra for inadequada para os exercícios realizados, são esperados resultados inconsistentes com a teoria.

4.3 Índice de Discriminação

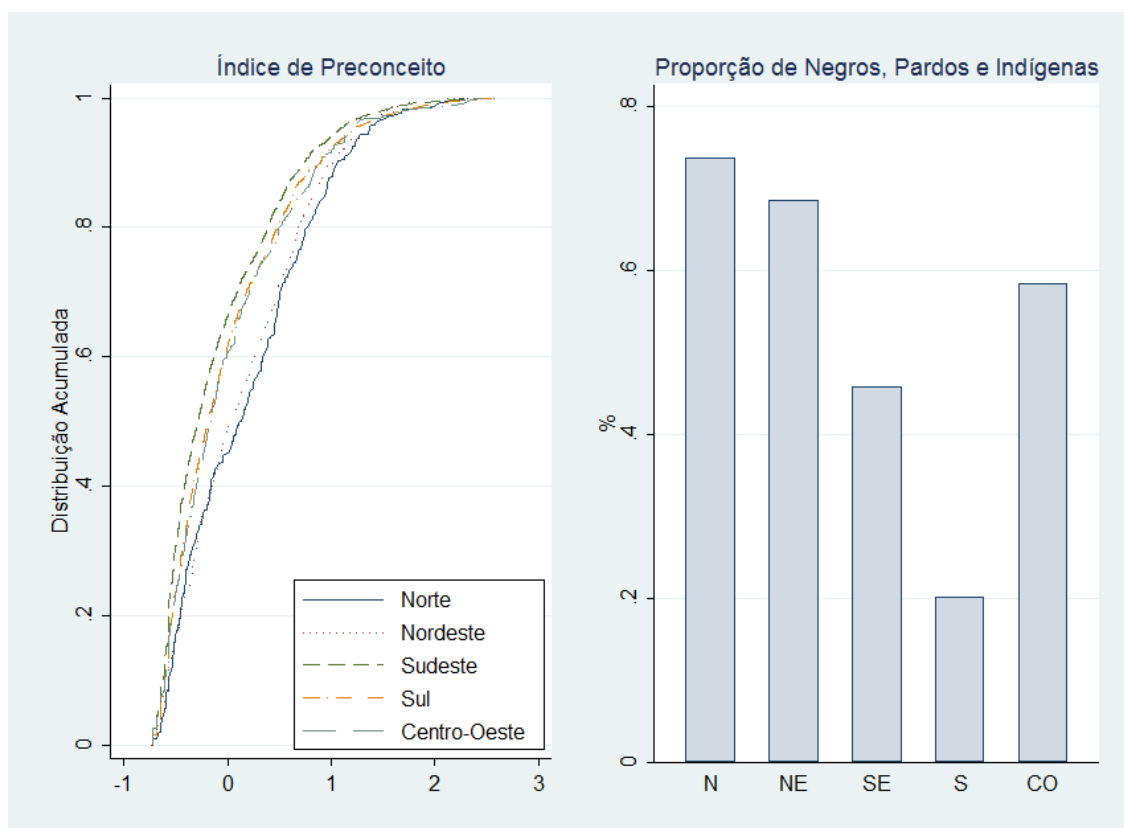
Conforme discutido na seção 3, para testar o modelo é necessário recuperar diversos momentos da distribuição de preconceito do empregador. O primeiro passo nessa direção é obter um índice individual de preconceito. A partir deste, podemos construir a distribuição de preconceito para cada microrregião e, consequentemente, obter quaisquer de seus momentos.

O Índice de Discriminação individual, ID_i , inspirado em Charles e Guryan (2008), é gerado a partir das questões mencionadas anteriormente, de natureza qualitativa. Para transformar questões qualitativas em variáveis quantitativas de discriminação, emprega-se a forma mais simples possível: para cada questão, valores de 1 a 4 são atribuídos a cada resposta de forma gradativa, sendo 1 para “discorda muito” e 4 para “concorda muito”, com valores mais altos associados a mais discriminação. O ID_i é igual à soma das variáveis normalizadas, isto é,

$$ID_i = \frac{1}{N_i} \sum_{q=1}^Q \frac{X_{iq} - \bar{X}_q}{sd(X_q)} \quad (5)$$

onde Q é o número de afirmações a serem qualificadas pelo respondente, $N_i \leq Q$ é o número de afirmações efetivamente qualificadas pelo respondente, X_{iq} é a resposta observada do indivíduo i à afirmação q , e \bar{X}_q e $sd(X_q)$ são a média de X_{iq} e seu desvio-padrão para a afirmação q . O índice não possui uma interpretação quantitativa direta; apenas indica que quanto maior seu valor, mais discriminador é o indivíduo. A ordenação deste índice dentro de cada microrregião recupera a distribuição de preconceito.

A Figura 1.2 evidencia as diferenças regionais de preconceito de raça por meio da distribuição acumulada do índice de discriminação. No lado esquerdo da figura, observa-se que a região Norte aparece com maior propensão à discriminação contra negros, seguida pelo Nordeste. O Sudeste, por sua vez, é a região menos propensa a discriminar. No lado direito, tem-se a proporção de pretos, pardos e indígenas por região. Desconsiderando a região Sul, lugares com maior proporção de negros são os que apresentam maior preconceito.



Fonte: Elaboração própria, baseada em Charles e Guryan (2008)

Figura 1.2 – Distribuição acumulada do Índice de Discriminação e Proporção de negros por Grandes Regiões

A tabela 1.2 investiga a relação entre atributos pessoais e preconceito. A coluna (1) apresenta uma regressão do índice de discriminação nas características individuais. Observa-se que pretos e pardos discriminam menos que os brancos, mas é interessante notar que há diferença entre pretos e pardos. As mulheres e os mais escolarizados discriminam menos, embora a escolaridade não esteja consolidada por se tratar de uma amostra majoritariamente de alunos (o mesmo vale para a idade). Nos EUA, os mais educados também discriminam menos (CHARLES; GURYAN, 2008); por outro lado, há diferença entre Brasil e EUA no comportamento de homens e mulheres. Dependendo da questão, homens podem discriminar mais ou menos que mulheres nos EUA; porém, no Brasil, homens sempre discriminam mais. Isso pode ser visto nas demais colunas da tabela 1.2. Cada uma delas apresenta os coeficientes para uma regressão cuja variável dependente resulta de uma afirmação específica. Na coluna (5), por exemplo, a afirmação é “Os negros têm conseguido mais do que merecem”. De acordo com os resultados, mulheres concordam menos com essa afirmação do que

os homens. O mesmo vale para “Os brancos são mais evoluídos” na coluna (3). Afirmações distintas em cada pesquisa e a composição da amostra podem ser responsáveis pelas diferenças observadas nas preferências entre os países. Mas o fato é que, assim como nos EUA, onde a segregação racial existia abertamente há poucas décadas, no Brasil existe um padrão nas preferências por discriminação.

Tabela 1.2 – Características Individuais e Discriminação

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Índice de Discriminação	Os brancos gostam mais de estudar que os negros	Os brancos são mais evoluídos que os negros	Os brancos são superiores aos negros	Os negros têm conseguido mais do que merecem	Os negros deveriam tentar ser como os brancos
Pardo	-0.030*** (0.011)	-0.076*** (0.021)	-0.054*** (0.020)	-0.002 (0.020)	-0.004 (0.019)	-0.042** (0.020)
Preto	-0.132*** (0.027)	-0.227*** (0.043)	-0.184*** (0.044)	-0.088* (0.049)	-0.106** (0.047)	-0.183*** (0.047)
Mulher	-0.176*** (0.011)	-0.223*** (0.019)	-0.186*** (0.019)	-0.154*** (0.019)	-0.178*** (0.019)	-0.206*** (0.019)
Idade	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.002* (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.003** (0.001)	0.005*** (0.001)
Escolaridade	-0.030*** (0.004)	-0.031*** (0.007)	-0.033*** (0.007)	-0.028*** (0.006)	-0.034*** (0.007)	-0.037*** (0.007)
Urbano	-0.066** (0.029)	-0.081 (0.054)	-0.007 (0.054)	-0.091 (0.058)	-0.086* (0.052)	-0.092* (0.052)
Observações	18,114	18,054	18,059	17,980	18,023	18,027
R-2	0.109	0.040	0.046	0.059	0.051	0.048

Erros-padrão entre parênteses. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

Como mencionado anteriormente, não é adequado inferir que a amostra da ADAE é mais ou menos representativa dos empregadores a partir das tabelas 1.1 e 1.2. O fato de os mais educados serem menos propensos a discriminar não implica que a discriminação captada pela ADAE seja maior que a existente entre empregadores por se tratar de uma amostra com educação média menor. Além de ser um resultado específico da ADAE, nesta amostra há uma relação intrínseca entre idade e escolaridade, uma vez que os alunos ainda não concluíram o ciclo escolar, ou seja, idade determina escolaridade neste caso. Por sua vez, como gênero é uma variável independente, pode ser que a ADAE tenda a apresentar menos discriminação, já que mulheres são menos preconceituosas que homens, e estes são a maioria entre empregadores.

4.4 O Discriminador Marginal

De acordo com o modelo de Becker, não é o discriminador médio que determina o hiato salarial, mas, sim, o marginal. Desse modo, para testar o modelo é necessário obter o coeficiente de discriminação do empregador marginal para cada microrregião. Seguindo Charles e Guryan (2008), define-se o discriminador marginal como aquele que está posicionado no percentil da distribuição do índice de discriminação igual à proporção de negros na amostra utilizada. Em outras palavras, se na cidade de São Paulo foi estimado que 15% dos indivíduos da amostra são negros, então o coeficiente associado ao indivíduo localizado no 15º percentil da distribuição do índice de discriminação para São Paulo é considerado o coeficiente do discriminador marginal. A rigor, para que este procedimento identifique o empregador marginal, seria necessário que os empregadores fossem uma amostra aleatória da população em geral em termos de discriminação e que cada um contratasse o mesmo número de trabalhadores. De qualquer forma, o erro de medida causado por essa simplificação tende a viesar os resultados para zero.

Além do índice para o empregador marginal, a média e outros momentos da distribuição também são necessários, não somente para efeitos de controle como também para avaliar robustez dos resultados e hipóteses alternativas. Em particular, são utilizadas variáveis que indicam os coeficientes de discriminação dos indivíduos posicionados no 10º, 50º e 90º percentis da distribuição de preconceito de cada microrregião.

4.5 Análise Descritiva

A tabela 1.3 apresenta estatísticas descritivas, ao nível da microrregião, para as principais variáveis utilizadas. Do lado esquerdo, observa-se que o hiato salarial não-condicional médio entre brancos e negros é de $-0,274$ pontos de log, ou seja, negros ganham em média cerca de 73% do salário dos brancos. O hiato condicional à idade, educação e efeito fixo de microrregião é estimado em 10%.

A variável Negro indica a porcentagem de pretos, pardos e indígenas em cada microrregião. Pretos, por sua vez, exclui indígenas do total e considera pardos como maioria. Essa é uma segunda definição de minoria levada aos dados.

A variável Média indica os valores médios do índice de discriminação ID_i calculado. A variável Marginal é composta pelos índices de discriminação associados ao empregador marginal, ou seja, ao índice do indivíduo posicionado no percentil associado à proporção de negros na microrregião. O valor negativo da Marginal indica que os “empregadores marginais” são menos preconceituosos que a média da população. As três últimas variáveis do lado esquerdo contêm os índices de discriminação em cada percentil indicado. Assim, tanto a média de discriminação quanto o nível de discriminação do empregador marginal estão à direita da mediana da distribuição de preconceito.

Tabela 1.3 – Estatística Descritiva das Principais Variáveis

	média	d.p.		média	d.p.
Hiato não condicional	-0.266	0.123	ADAE-Obs./microrregião	80.7	112.3
Hiato condicional	-0.100	0.096	Censo-Obs./microrregião	2851	8217
Negro	0.538	0.207	Nº escolas públicas p/10mil hab.	12.8	12.5
Pretos	0.091	0.052	Ideb 2007	3.54	0.59
Pardos	0.448	0.186	Leitos públicos (x10000)	8.5	9.2
			Estabelecimentos de saúde (x10000)	3.3	2.7
Média	0.003	0.180	IDH-M	0.733	0.082
Marginal	-0.022	0.439	IFDM-Educação	0.702	0.103
p10	-0.587	0.075	IFDM-Saúde	0.772	0.100
p50	-0.124	0.230	Gini	0.553	0.062
p90	0.775	0.291	Observações	230	

Nota: amostra do Censo 2010 contém homens, com idade entre 25 e 60 anos, que não são empregadores ou trabalhadores por conta-própria, trabalham 30 horas ou mais na semana de referência e recebem salário positivo. As médias são ponderadas pela raiz quadrada do número de observações utilizado para construir a distribuição de preconceito a partir da amostra da ADAE.

Do lado direito da tabela 1.3 pode-se verificar que o número de observações médio por microrregião na amostra da ADAE, utilizado para calcular o índice de discriminação, é de aproximadamente 81. No caso do Censo, tem-se quase 3000 observações por microrregião em média para estimar o diferencial de salários.

As proxies para oferta de bens públicos são o (log do) número de escolas públicas per capita (em torno de 13 para cada 10 mil habitantes em média) e o

número de leitos e estabelecimentos⁵ públicos por 10 mil habitantes. Para controlar para qualidade da educação, o Ideb para 2007 é utilizado. Por fim, além de uma medida para desigualdade local (o índice de Gini para desigualdade de renda), como proxies para desenvolvimento local têm-se o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDH-M) e os índices elaborados pela FIRJAN⁶, um relacionado à educação e outro à saúde⁷. De certa forma, os índices FIRJAN capturam também a qualidade da educação e da saúde nas microrregiões.

5 Estratégia Empírica

Com o intuito de testar as previsões discutidas na seção 3, o exercício empírico consiste em analisar a relação entre medidas de preconceito e o diferencial de salários. Seguindo Charles e Guryan (2008), adota-se um procedimento em dois estágios por MQO. Como as medidas de discriminação existem somente ao nível da microrregião, primeiramente estima-se o diferencial condicional para cada localidade utilizando uma regressão ao nível individual. Em seguida, esse diferencial torna-se a variável dependente no segundo estágio, estimado ao nível da microrregião. Esta segunda regressão é ponderada pela raiz quadrada do número de observações utilizado na construção da distribuição de preconceito.⁸ Cada microrregião é interpretada como um mercado local, com características socioeconômicas e produtivas relativamente homogêneas.

Para estimar o diferencial de salários em cada microrregião, utiliza-se a equação minceriana abaixo:

$$\ln(\text{salario/hora}_i) = \alpha + \sum_j \delta_j \text{raça}_i \times \text{microrregião}_j + \gamma' X_i + v_i \quad (6)$$

⁵ Estabelecimentos com ou sem internação: inclui hospitais, postos de saúde, unidades de diagnose e terapia, entre outros.

⁶ Para calcular o índice para a microrregião, pondera-se o índice (originalmente calculado para o município) pela população dos municípios que compõem a microrregião.

⁷ O IFDM-Educação utiliza em sua composição a taxa de matrícula na educação infantil, taxa de abandono, taxa de distorção idade-série, percentual de docentes com ensino superior, média de horas-aula diárias e o resultado do IDEB. O IFDM-Saúde utiliza o número de consultas pré-natal, óbitos por causas mal definidas e óbitos infantis por causas evitáveis.

⁸ Charles e Guryan (2008) ponderam o segundo estágio pela precisão com que foram estimados os hiatos salariais. A escolha por outra ponderação foi baseada no fato de o primeiro estágio, por utilizar o Censo Demográfico e ser estimado em uma única equação contar com mais de 650 mil observações. A preocupação com o número de observações utilizado na construção da distribuição nos parece mais relevante, pois quanto menor for este número, maior é o erro de medida.

onde $salario/hora_i$ é o salário-hora do indivíduo i , $raça_i$ é uma dummy de raça (1 = negros), $microrregião_j$ é uma dummy referente à microrregião j , X_i é um vetor de controles que inclui dummies para faixas de idade, para cada ano de escolaridade e microrregiões, e v_i é o termo de erro. Note que a dummy de raça não entra de forma independente na equação (6), mas sempre interagida com as dummies de microrregião. Dessa forma, obtém-se um vetor de coeficientes com os diferenciais de salário estimados para cada microrregião.

Uma vez estimado o vetor δ , este se transforma na variável dependente no segundo estágio de acordo com a seguinte equação, estimada ao nível da microrregião:

$$\hat{\delta}_j = \mu + \beta'Z_j + \lambda'W_j + \epsilon_j \quad (7)$$

onde Z_j é um vetor que varia conforme o exercício realizado e pode incluir o índice de discriminação médio, a proporção de negros, o índice para o discriminador marginal, e os valores para percentis da distribuição do índice. Como $\hat{\delta}_j$ é composto por coeficientes da dummy de raça que assume valor 1 para negros, seus valores são, em geral, negativos: quanto mais próximo de zero, menor é o diferencial de salários estimado. Espera-se, portanto, que as principais variáveis de interesse incluídas em Z_j , a saber, a variável Marginal e a proporção de negros, sejam inversamente relacionadas a $\hat{\delta}_j$. Um aumento na proporção de negros, por exemplo, deve estar associado a um diferencial maior de salários entre brancos e negros, o que implica um coeficiente negativo.

O vetor W_j inclui, além de dummies para grandes regiões (S, SE, NE, CO), controles ao nível da microrregião. A ideia de incluir W_j na equação (7) é capturar primordialmente efeitos diretos não observáveis de oferta de bens públicos sobre o hiato salarial, que poderiam se confundir com as variáveis do vetor Z_j . Especificamente, há uma preocupação com uma possível associação entre os não observáveis e a qualidade da educação e mão-de-obra. Ou seja, a princípio, um coeficiente negativo em Z_j pode indicar que negros tem acesso a educação de pior qualidade e que o mercado de trabalho local reconhece isso, apesar de não ser observável pelo econometrista. O preconceito mensurado a nível local poderia

capturar em parte esse efeito. Controlar para provisão local de bens públicos minimizaria esse problema. Isso porque os negros relativamente aos brancos são tipicamente mais afetados e dependentes dos bens públicos, como escolas e hospitais, dadas as condições socioeconômicas de cada grupo. Desse modo, a presença de bens públicos poderia e deveria atenuar o hiato salarial por diminuir as diferenças nos atributos produtivos entre raças. São utilizados como proxies para presença de bens públicos o (log do) número de escolas públicas e o número de estabelecimentos de saúde, todos per capita. Também são utilizados controles não necessariamente associados a bens públicos e mais voltados para o desenvolvimento da microrregião: o IDH-M, os Índices Firjan de Desenvolvimento Municipal (IFDM) e o índice de Gini. Este último, apesar de potencialmente endógeno no segundo estágio, também deve capturar parcialmente diferenças no acesso a bens públicos e irá auxiliar na discussão dos resultados.

6 Resultados

A tabela 1.4 apresenta os resultados da estimação da equação (7), cuja variável dependente é o hiato salarial entre brancos e negros estimado em um primeiro estágio.⁹ Cada coluna representa uma regressão por MQO ao nível da microrregião.

Intuitivamente, esperar-se-ia uma relação positiva entre a média de discriminação e o diferencial de salários. A coluna (1) mostra, no entanto, que este não é o caso. Apesar de haver uma relação positiva (aumento da média de discriminação resulta em hiato “mais negativo”, ou seja, maior), o coeficiente estimado não é estatisticamente significativo. Por outro lado, observa-se na coluna (2) que, quanto maior o preconceito do empregador marginal, maior tende a ser o hiato, com coeficiente significativo a 5%. A coluna (3), por sua vez, contra o senso comum, mas de acordo com a teoria, indica que lugares com proporcionalmente mais negros são aqueles que apresentam maiores diferenciais de salários.

⁹ Todos os resultados discutidos nessa seção referem-se apenas ao segundo estágio. O primeiro estágio, disponibilizado a pedidos, apresenta resultados comumente encontrados na literatura para equações salariais.

Tabela 1.4 – Hiato Salarial e Discriminação de Raça

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Média	-0.050 (0.053)			0.042 (0.050)	-0.045 (0.050)	-0.010 (0.065)
Marginal		-0.067** (0.031)		-0.083*** (0.031)		-0.033 (0.058)
% Negros			-0.160*** (0.054)		-0.158*** (0.052)	-0.103 (0.096)
Observações	230	230	230	230	230	230
R-2	0.022	0.050	0.050	0.053	0.055	0.057

Erros-padrão entre parênteses; *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. Todas as regressões possuem dummies para regiões NE, SE, S e CO. Regressões ponderadas pela raiz quadrada do número de observações utilizado para estimar a distribuição de preconceito por microrregião.

A coluna (4) inclui a média de preconceito e o índice de preconceito do empregador marginal na mesma equação. Exatamente como previsto pelo modelo, o fato mais relevante para a formação do hiato salarial é o grau de preconceito do empregador marginal e não a média de preconceito existente na localidade. A média continua não significativa quando as duas variáveis entram na equação. Para se ter uma ideia quantitativa a respeito da importância da discriminação sobre o hiato salarial, de acordo com a coluna (4), um aumento de um desvio-padrão da variável Marginal aumenta o hiato em 0,036 pontos percentuais. Isso representa cerca de 13% do hiato médio não-condicional e 36% do hiato condicional, uma magnitude não negligenciável.

A outra previsão do modelo consiste no papel da proporção da minoria no mercado. A coluna (3) mostrou uma relação positiva entre a proporção de negros e o tamanho do hiato. Já a coluna (5) aponta que a relação se mantém após a inclusão da discriminação média na equação, como previsto. Quantitativamente, um aumento de 10 pontos percentuais na proporção de negros leva a um aumento referente a 16% do hiato condicional. Esse resultado é de certa forma contraintuitivo, uma vez que, quanto maior o tamanho relativo da minoria, maior tende a ser o contato entre os grupos, ampliando as chances de haver diminuição do preconceito por conta da interação social. Este é um raciocínio anedótico tipicamente repetido no Brasil, justificado por causa da miscigenação da população, mas que não está presente nos dados: lugares com maior proporção de

negros apresentam maior hiato salarial entre brancos e negros no mercado de trabalho.

Poder-se-ia pensar que o efeito do preconceito do empregador marginal seria mais bem capturado ao se controlar para a média de preconceito e a proporção de negros, já que a média é uma proxy para a distribuição de preconceito e a proporção de negros, para o tamanho do mercado. A coluna (6) indica que a inclusão das três variáveis que vimos discutindo resulta na ausência de efeito de todas elas. Na realidade, considerar as variáveis Marginal e proporção de negros na mesma regressão não é apropriado. Isso porque, na teoria, a proporção de negros é um dos determinantes do empregador marginal, ou seja, condicional à distribuição de preconceito, a proporção da minoria determina o empregador marginal. Em outras palavras, o índice de preconceito do empregador marginal e a proporção de negros determinam basicamente o mesmo movimento. Na prática, há uma relação mecânica entre proporção de negros e empregador marginal, já que a proporção determina o percentil associado ao empregador marginal. Isso é confirmado pela correlação entre as duas variáveis, de 0,86. Ao comparar o coeficiente da variável Marginal na coluna (4) e o da proporção de negros na coluna (5) com os coeficientes estimados na coluna (6), nota-se que ocorre tanto uma diminuição (em módulo) em ambos os coeficientes quanto um grande aumento nos erros-padrão, refletindo a correlação positiva entre as variáveis. Porém, os efeitos continuam negativos e o coeficiente da Média permanece próximo de zero.

6.1 Bens Públicos

A tabela 1.5 complementa e reforça os resultados até aqui discutidos ao apresentar as estimações com controles para bens públicos. Conforme discutido anteriormente, a inclusão desses controles tem o objetivo de minimizar a possibilidade de o preconceito mensurado a nível local capturar efeitos da qualidade da educação e mão-de-obra sobre o hiato salarial.

O painel A inclui na regressão o índice de preconceito do empregador marginal, ao passo que o painel B considera a proporção de negros. A coluna (1) recupera as colunas (4) e (5) da tabela 1.4. Ambos os painéis mostram que os efeitos tanto da variável Marginal quanto da proporção de negros mantêm a

direção esperada e a significância estatística após a introdução de controles adicionais.

A preocupação com correlações entre não observáveis, potencialmente capturadas pelas variáveis de interesse, e o diferencial de salários se justifica. As colunas (2) e (3) apresentam coeficientes positivos para o número de escolas públicas per capita em ambos os painéis. Um número maior de escolas alcança uma parcela maior dos negros que, como minoria, são os que mais delas necessitam e se beneficiam, fazendo com que lugares mais bem providos de escolas públicas apresentem hiatos menores. Ainda nessas colunas, por outro lado, não se verifica efeito da qualidade da educação nem de bens públicos relacionados à saúde. Neste último caso, a hipótese investigada é a de que mais acesso à saúde estaria associado a uma minoria mais produtiva, que poderia diminuir o hiato observado. Mas este parece não ser o caso. Quantitativamente, de acordo com a coluna (3), um aumento de um desvio-padrão da variável Marginal aumenta o hiato condicional em 43%. Já um aumento de 10 pontos percentuais na proporção de negros resulta em aumento de 21% no hiato.

Tabela 1.5 – Incorporando Efeito de Bens Públicos

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Painel A – Empregador Marginal							
Marginal	-0.083*** (0.031)	-0.093*** (0.033)	-0.098*** (0.028)	-0.098*** (0.029)	-0.099*** (0.033)	-0.081*** (0.029)	-0.082** (0.034)
Média	0.042 (0.050)	0.022 (0.054)	0.030 (0.048)	0.031 (0.050)	0.032 (0.051)	0.018 (0.050)	0.013 (0.056)
Escolas Públicas		0.029*** (0.008)	0.024** (0.011)	0.031** (0.013)	0.031*** (0.010)	0.013 (0.010)	0.021 (0.014)
Ideb 2007		0.010 (0.017)					0.013 (0.021)
Estab. Saúde Públicos			0.003 (0.003)				0.000 (0.003)
IDH-M				0.037 (0.180)			0.165 (0.196)
IFDM Educação					-0.098 (0.108)		-0.213* (0.128)
IFDM Saúde					0.102 (0.117)		0.071 (0.109)
Gini						-0.447*** (0.134)	-0.467*** (0.143)
Observações R-2	230 0.053	230 0.105	230 0.107	230 0.104	230 0.109	230 0.156	230 0.168
Painel B – Proporção de Negros							
% Negros	-0.158*** (0.052)	-0.207*** (0.062)	-0.210*** (0.049)	-0.213*** (0.048)	-0.226*** (0.058)	-0.167*** (0.048)	-0.183*** (0.061)
Média	-0.045 (0.050)	-0.075 (0.050)	-0.077 (0.049)	-0.074 (0.049)	-0.075 (0.049)	-0.070 (0.049)	-0.074 (0.051)
Escolas Públicas		0.032*** (0.008)	0.026** (0.011)	0.029** (0.013)	0.033*** (0.010)	0.016 (0.011)	0.020 (0.014)
Ideb 2007		0.001 (0.019)					0.007 (0.022)
Estab. Saúde Públicos			0.003 (0.003)				0.001 (0.003)
IDH-M				-0.047 (0.177)			0.123 (0.195)
IFDM Educação					-0.140 (0.110)		-0.213* (0.127)
IFDM Saúde					0.073 (0.112)		0.055 (0.107)
Gini						-0.426*** (0.137)	-0.445*** (0.145)
Observações R-2	230 0.055	230 0.115	230 0.120	230 0.115	230 0.121	230 0.162	230 0.173

Erros-padrão entre parênteses; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10. Todas as regressões incluem dummies para regiões geográficas.

As variáveis relacionadas ao desenvolvimento local também não são significantes estatisticamente (colunas 4 e 5). Essas variáveis refletem condições mais gerais de cada lugar e não necessariamente representam a provisão de bens públicos. Os coeficientes positivos do IDH-M e do índice FIRJAN de saúde indicam menor discriminação em lugares mais desenvolvidos. Por outro lado, o coeficiente negativo para o índice FIRJAN de educação não era esperado. Isso pode ser resultado da correlação entre quantidade e qualidade das escolas. De certa forma, a ausência de efeito desses indicadores de desenvolvimento reforça nossa interpretação sobre o papel das escolas.

As colunas (6) e (7) evidenciam que a desigualdade, medida pelo índice de Gini da renda domiciliar per capita, está associada a hiatos maiores. Essa correlação era esperada, pois o índice de Gini é potencialmente endógeno, uma vez que o hiato contribui para a desigualdade. Inclusive, por conta disso, o efeito das escolas desaparece. Entretanto, nota-se que controlar para a desigualdade altera pouco o efeito do índice de discriminação do empregador marginal e o da proporção de negros sobre o diferencial de salários: ambos os coeficientes permanecem negativos, com magnitudes semelhantes e significantes a 1%.

Vale ressaltar ainda nesta tabela que o coeficiente da variável Marginal torna-se maior em modulo quando se controla para o número de escolas (colunas 1 e 2 do painel A), indicando uma correlação negativa entre o grau de discriminação do empregador marginal e o número de escolas. Ou seja, lugares onde a oferta de escolas é menor são os mesmos em que o empregador marginal é mais preconceituoso. Isso indica que os negros são mais discriminados onde o acesso à educação é pior, sugerindo que, sem controlar para escolas, a variável Marginal estaria captando alguma discriminação estatística.

Por fim, uma análise quantitativa indica que a discriminação por preferência explica boa parcela do diferencial de salários condicional. Considerando nossa especificação preferida (coluna 3), se passarmos de uma localidade com índice de discriminação do empregador marginal próximo à média (0,022) para outra com índice próximo a um desvio-padrão acima da média (0,417), o hiato salarial aumenta 6,2 pontos percentuais (de 4,6 para 10,8%). Assim, o mecanismo evidenciado por Becker responderia por cerca de 70% ($0,098 \times 0,439 / 0,062$) da variação do hiato entre essas localidades.

6.2 Momentos da Distribuição

Uma preocupação potencial é que os resultados apresentados até agora estejam capturando, na realidade, momentos específicos da distribuição de preconceito e não o discriminador marginal. Para que algum momento específico represente o empregador marginal e os resultados continuem consistentes com o modelo, não pode haver muita variação na proporção de negros entre as localidades, ou seja, a proporção de negros deveria ser relativamente constante entre as microrregiões. Porém, este não é o caso do Brasil, onde essa proporção varia consideravelmente. Inspirado em Charles e Guryan (2008), uma forma de testar essa hipótese é incluir os percentis da distribuição de preconceito na regressão. Caso o efeito da proporção de negros ou do empregador marginal não sejam mitigados após essa inclusão, podemos rejeitar essa hipótese dos momentos.

A tabela 1.6 apresenta os coeficientes estimados da equação (7), com a média de preconceito substituída por índices de preconceito associados a três percentis da distribuição: 10º, 50º e 90º. As duas primeiras colunas incluem o índice do empregador marginal, enquanto as últimas incluem a proporção de negros.

Tabela 1.6 – Incluindo controles para os momentos da distribuição de preconceito

	(1)	(2)	(3)	(4)
Marginal	-0.104*** (0.029)	-0.087*** (0.029)		
% Negros			-0.206*** (0.048)	-0.167*** (0.047)
p10	0.183 (0.119)	0.175 (0.119)	0.155 (0.116)	0.151 (0.116)
p50	-0.112 (0.086)	-0.104 (0.084)	-0.146* (0.086)	-0.133 (0.084)
p90	0.059 (0.042)	0.046 (0.042)	0.021 (0.038)	0.015 (0.038)
Escolas Públicas	0.028*** (0.009)	0.012 (0.011)	0.031*** (0.009)	0.015 (0.011)
Gini		-0.436*** (0.130)		-0.418*** (0.134)
Observações	230	230	230	230
R-2	0.123	0.173	0.130	0.174

Erros-padrão entre parênteses; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10.
Todas as regressões incluem dummies para regiões geográficas.

No caso da variável Marginal, todos os coeficientes mantêm-se negativos e estatisticamente significantes nessa especificação alternativa, incluindo controles para bens públicos e desigualdade. Inclusive, nota-se que os coeficientes desses controles são bastante parecidos com os estimados na tabela 1.5, quando se controla apenas para a média de preconceito. Dessa forma, podemos rejeitar a hipótese de que determinados momentos da distribuição sejam a origem do efeito capturado pelo índice do empregador marginal. As estimações com a proporção de negros corroboram esse fato. Todos os coeficientes dessa proporção são significantes a 1%.

6.3 Robustez

Nesta seção, são realizados alguns exercícios com o intuito de verificar a robustez dos resultados apresentados até aqui. A ideia é variar a forma de ponderação do segundo estágio, especificação e amostra do primeiro estágio, e a definição de minoria. O benchmark é apresentado na linha (1) da tabela 1.7, que repete a coluna (3) da tabela 1.5.

De modo geral, observa-se que o grau de discriminação do empregador marginal mantém-se como a variável relevante na formação do hiato. As colunas (1) e (2) da tabela 1.7, que apresentam os coeficientes para as variáveis Marginal e Média, respectivamente, reportam esse fato (com exceção da linha 7, discutida em breve).

O primeiro exercício, apresentado na linha (2), ao invés de utilizar o número de observações para recuperar a distribuição de preconceito em cada microrregião, utiliza o inverso do erro-padrão de cada hiato estimado no primeiro estágio para ponderar a respectiva microrregião no segundo estágio. Isso faz com que a região para a qual o hiato foi estimado com maior precisão tenha um peso maior. Qualitativamente, não há alterações em relação ao benchmark. Quantitativamente, há apenas uma ligeira queda na magnitude do efeito. A variância dos pesos construídos a partir dos erros-padrão é semelhante à variância do peso construído com o número de observações da ADAE. Nesse sentido, a escolha da ponderação parece uma questão de segunda ordem.

A equação (6), que representa o primeiro estágio, não permite que efeitos de educação e idade variem por microrregião. Para tornar a estimação dos diferenciais de salário mais flexível, estimou-se uma equação para cada microrregião no primeiro estágio. Os resultados, na linha (3), apontam que as diferenças entre os mercados locais, refletidas nos retornos à educação e experiência, parecem ser de segunda ordem, dado que a alteração no coeficiente da variável Marginal é pequena.

Tabela 1.7 – Efeitos de ponderação, especificação, amostra e definição de minoria

Exercício	(1) Marginal (e.p)	(2) Média (e.p)	(3) Obs. R2
(1) Benchmark	-0.098*** (0.028)	0.030 (0.048)	230 0.107
(2) Ponderado pelo erro-padrão	-0.080** (0.034)	0.028 (0.054)	230 0.058
(3) Regressões por Microrregião	-0.075** (0.033)	-0.022 (0.050)	230 0.087
(4) Exclui Funcionários Públicos	-0.085*** (0.025)	0.035 (0.051)	230 0.082
(5) Inclui menos de 30 h/semana	-0.051* (0.027)	0.024 (0.048)	230 0.067
(6) Inclui 20 anos ou mais	-0.092*** (0.029)	0.048 (0.047)	230 0.110
(7) Minoria exclui pardos e indígenas	-0.060 (0.106)	0.118 (0.073)	230 0.039

Erros-padrão entre parênteses; *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. Todas as regressões incluem como controles o número de escolas e de estabelecimentos de saúde públicos per capita e dummies para regiões geográficas.

A especificação utilizada na linha (4) exclui funcionários públicos da amostra do primeiro estágio. Certamente, esta posição na ocupação possui uma peculiaridade na formação dos salários, determinados por regras e provavelmente independentes de características pessoais. Porém, o diferencial de salários pode surgir via discriminação em termos de favorecimento na promoção dos funcionários. De fato, essa hipótese parece mais factível à luz do resultado encontrado, que aponta para um efeito menor após a exclusão dessa categoria. Isto é, um efeito menor indica que no serviço público a discriminação tende a ser maior.

A linha (5) reporta as estimativas relativas a um primeiro estágio que inclui indivíduos que trabalham menos de 30 horas por semana. Isso representa um acréscimo de 9% na amostra do primeiro estágio. Observa-se que o efeito cai bastante em relação ao benchmark. Isso significa que nesses postos de trabalho em tempo parcial há pouca ou nenhuma discriminação, o que poderia ser resultado tanto da baixa qualificação em geral, por se tratar de uma inserção

associada a trabalhadores jovens, quanto de uma possível maior concorrência entre firmas que oferecem esse tipo de trabalho.

Já a linha (6) conta com homens de 20 anos ou mais de idade, o que aumenta a amostra do primeiro estágio em 23%. A expansão da idade praticamente não altera o coeficiente estimado, embora essa amostra inclua jovens que possivelmente ainda não completaram o ciclo escolar e adultos provavelmente já aposentados. Esse resultado indica que a oferta mais elástica não altera o mecanismo do modelo, desde que a proporção de negros se mantenha constante. Dada a oferta mais flexível, poder-se-ia esperar uma antecipação da discriminação por parte dos potenciais discriminados, com aumento da proporção de brancos no mercado. O resultado seria uma diminuição do diferencial, tudo o mais constante.

Por fim, o último exercício consiste em considerar como minoria apenas aqueles que se autodeclararam pretos no Censo. Pardos são tratados como maioria e indígenas são excluídos da amostra. Isso altera consideravelmente a proporção de negros na localidade, e, conseqüentemente, o empregador marginal. A média de negros por microrregião neste caso é de 9%, o que significa que o empregador marginal passa a ser aquele posicionado, em média, no 9º percentil da distribuição de preconceito. Os resultados deste exercício constam na linha (7) e apontam que o empregador marginal não influencia o hiato. Entretanto, deve-se ressaltar que isso resulta mais da queda na precisão da estimativa do que da diminuição do coeficiente.

7 Considerações Finais

Este artigo apresenta evidências de discriminação por preferências no mercado de trabalho brasileiro. Especificamente, utilizando os dados do Censo Demográfico 2010 e da pesquisa Ações Discriminatórias no Âmbito Escolar (2008), duas hipóteses derivadas do modelo de discriminação do empregador (BECKER, 1957) são testadas, seguindo metodologia semelhante a Charles e Guryan (2008). A primeira afirma que o hiato salarial é determinado pelo grau de discriminação do empregador marginal e não pela média de discriminação. E a segunda afirma que, dada a distribuição de preconceito, quanto maior a proporção da minoria, maior tende a ser o diferencial de salários.

As estimativas indicam que ambas as hipóteses são verdadeiras para o caso brasileiro. Em nossa especificação preferida, um aumento de um desvio-padrão no grau de preconceito do empregador marginal resulta em aumento de 43% no diferencial de salários condicional entre brancos e negros. Por sua vez, um aumento de 10 pontos percentuais na proporção de negros está associado a um aumento de 21% no hiato salarial.

Esses resultados têm uma importante consequência para as políticas públicas no Brasil. Se, de fato, estamos diante de diferenciais de salários causados por discriminação por preferências, ações afirmativas, como cotas para minorias em universidades, não eliminam o problema. Uma solução possível é via aumento de concorrência no mercado de produto. Isso forçaria empregadores que discriminam a sair do mercado ou a alterar suas preferências em relação aos negócios. Em todo caso, o hiato tenderia a diminuir.

Referências

- ANWAR, S.; BAYER, P.; HJAMARSSON, R. The impact of jury race on criminal trials. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 127, p. 1017–1055, 2012.
- BECKER, G. *The economics of discrimination*. University of Chicago press, 1957.
- BERTRAND, M. New perspectives on gender. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Eds.): Elsevier, 2011, (*Handbook of Labor Economics*, v. 4, Part B). p. 1543 – 1590.
- BERTRAND, M.; MULLAINATHAN, S. Are Emily and Greg more employable than Lakisha and Jamal? A field experiment on labor market discrimination. *The American Economic Review*, v. 94(4, Sep), p. 991–1013, 2004.
- CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F.; ROSALINO, J. W. Estreitamento dos diferenciais de salários e aumento do Grau de discriminação: limitações da mensuração padrão? *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 33, jul./dez., 2009.
- CARD, D.; KRUEGER, A. B. School quality and black-white relative earnings: a direct assessment. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 1, p. 151–200, 1992.
- CARNEIRO, P.; HECKMAN, J. J.; MASTEROV, D. V. Labor market discrimination and racial differences in premarket factors. *Journal of Law and Economics*, v. 48, n. 1, p. 1–39, 2003.
- CHARLES, K.; GURYAN, J. Prejudice and wages: an empirical assessment of Becker's the economics of discrimination. *Journal of Political Economy*, v. 116, n. 5, p. 773–809, 2008.

FRYER JR., R. G. Racial inequality in the 21st century: The declining significance of discrimination. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Eds.): Elsevier, 2011, (*Handbook of Labor Economics*, v. 4, Part B). p. 855 – 971.

GOLDIN, C.; ROUSE, C. Orchestrating impartiality: The impact of ‘blind’ auditions on female musicians. *American Economic Review*, v. 90(4), p. 715–741, 2000.

HJORT, J. Ethnic division and production in firms. *The Quarterly Journal of Economics*, 129:4, 2014.

LIST, J. The nature and extent of discrimination in the marketplace: Evidence from the field. *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford University Press, v. 119, n. 1, p. 49–89, 2004.

NEAL, D.; JOHNSON, W. The role of premarket factor in black-white differences. *Journal of Political Economy*, v. 104, n. 5, p. 869–895, 1996.

OSORIO, R. G. O sistema classificatório de “cor ou raça” do IBGE. Brasília: Ipea, 2003 (Texto para Discussão, n. 996).

OSORIO, R. G. Desigualdade racial e mobilidade social no Brasil: um balanço das teorias. IN: THEODORO, M (Org.). As políticas públicas e a desigualdade racial no Brasil 120 anos após a abolição. Brasília: Ipea, 2008.

PHELPS, E. S. The statistical theory of racism and sexism. *The American Economic Review*, v. 62, n. 4, p. 659–661, 1972.

SCHWARTZMAN, S. Fora de foco: diversidade e identidade étnicas no Brasil. *Novos Estudos CEBRAP*, 55, pp. 83-96, 1999.

SOARES, S. O Perfil da Discriminação no Mercado de Trabalho – Homens Negros, Mulheres Brancas e Mulheres Negras. Brasília: Ipea, 2000 (Texto para Discussão No. 769).

Anexo

Afirmações sobre questões raciais relacionadas a brancos e negros na pesquisa ADAE (2008):

1. Os brancos, em geral, são mais estudiosos que os negros.
2. Crianças brancas aprendem mais rápido que crianças negras.
3. Os negros são mais violentos que os brancos.
4. Negro tem corpo bom para trabalho braçal.
5. Os estudantes negros costumam fazer baderna na escola.
6. Os brancos merecem trabalhos mais valorizados do que os negros.
7. Brancos gostam mais de estudar do que os negros.
8. Os negros costumam se exhibir mais do que os brancos em ocasiões sociais.
9. As negras têm mais jeito para domésticas do que as brancas.

10. Os brancos são mais evoluídos que os negros.
11. Os estudantes brancos são mais comportados em sala de aula.
12. Os brancos são superiores aos negros.
13. Os negros têm conseguido mais do que merecem.
14. Os negros não devem se queixar, eles estão onde devem estar.
15. Os negros deveriam tentar ser como os brancos.
16. Atualmente os negros têm mais influência política do que merecem.
17. Os negros sabem cozinhar melhor.
18. Os negros têm mais habilidade em trabalhos manuais.

SEGUNDO ARTIGO

Concorrência e Discriminação Racial: Evidência a Partir da Abertura Comercial no Brasil

Abstract

De acordo com Becker (1957), a ocorrência de discriminação por preferência é condicional à existência de renda econômica pura no mercado de produto. Nesse sentido, um aumento da concorrência nesse mercado deve reduzir o hiato salarial entre maioria e minoria no mercado de trabalho. Este artigo utiliza a abertura comercial ocorrida no Brasil entre fins dos anos 1980 e início dos 1990 para analisar o efeito de um aumento da concorrência sobre a discriminação racial no mercado brasileiro. Especificamente, o artigo explora a variação regional da estrutura de emprego e a mudança discreta da estrutura tarifária para avaliar o efeito de reduções tarifárias sobre o hiato salarial entre raças. Utilizando os microdados dos Censos 1991 e 2000, os resultados indicam que houve maior queda do hiato salarial entre brancos e negros nas microrregiões associadas a maiores reduções tarifárias, isto é, em mercados onde houve maior aumento da concorrência. Além disso, há indícios de que lugares com maior porcentagem de negros, com maior propensão à discriminação e com maior porcentagem de trabalhadores empregados em indústrias concentradas tendem a experimentar maiores reduções no hiato, conforme previsto pela teoria.

1 Introdução

O clássico modelo de discriminação por preferência de Becker (1957) possui uma implicação tão clara quanto surpreendente. O modelo prediz que, quanto maior a concorrência entre firmas no mercado de produto, menor tende a ser a discriminação contra minorias no mercado de trabalho. Isso ocorre porque mercados com pouca concorrência permitem a existência de empregadores preconceituosos que não maximizam lucro, mas, sim, uma combinação de lucro e desutilidade, sendo esta última causada por contato com a minoria. Esse comportamento cria oportunidades para obtenção de renda econômica pura, por gerar ineficiência: empregadores que não discriminam e, portanto, maximizam

lucro, enfrentam custos menores. Sob concorrência perfeita e livre entrada, essa renda tende a ser eliminada conforme empregadores que não discriminam dominam o mercado, fazendo com que o hiato salarial deixe de existir. Nesse sentido, em termos empíricos, devemos observar diferenciais de salário menores em lugares onde a concorrência é maior.

Apesar desta previsão teórica ter sido estabelecida em meados do século XX, é apenas modesta a literatura empírica produzida nos últimos 60 anos a respeito da relação entre concorrência e discriminação. Este artigo utiliza a abertura comercial ocorrida no Brasil no início da década de 1990 para testar se um aumento da concorrência reduz o hiato salarial entre brancos e negros. Com esse intuito, o artigo explora a mudança discreta no tempo da estrutura tarifária e a variabilidade regional da estrutura de emprego.

A estratégia empírica é implementada em dois estágios. Primeiramente, com regressões ao nível do indivíduo, o hiato condicional entre brancos e negros é estimado para cada mercado local (microrregiões geográficas), em dois pontos no tempo, 1991 e 2000. Depois, no segundo estágio, por meio de uma regressão ao nível do mercado local, estima-se o impacto das reduções tarifárias sobre a variação dos hiatos estimados. Para cada mercado local, a variação da tarifa é uma média da variação das tarifas dos setores existentes no mercado, ponderada pela participação do emprego em cada setor e pela elasticidade da demanda por trabalho em cada setor e mercado, seguindo a metodologia proposta por Kovak (2013).

Por mercado local entende-se um aglomerado de municípios geograficamente próximos uns aos outros denominado “microrregião” pelo IBGE. Por razões metodológicas detalhadas nas próximas seções, a variação tarifária considera o período 1990-1995, ao passo que a variação do hiato é avaliada entre 1991 e 2000. As tarifas nominais foram retiradas de Kume et al. (2002), e as equações salariais são estimadas usando os microdados do Censo Demográfico.

Os resultados apontam para uma queda maior do diferencial de salários entre homens brancos e negros nas microrregiões associadas a maiores reduções tarifárias, isto é, em mercados onde houve maior aumento da concorrência, exatamente como previsto pelo modelo. De acordo com nossa especificação preferida, uma variação igual à média da redução tarifária observada, 5,5 pontos percentuais, diminui o hiato salarial inicial em 14%. Como o diferencial aumentou

no período, a abertura comercial ajudou a compensar a tendência de crescimento do hiato. Esse resultado é robusto à composição da amostra e não parece ser influenciado por mudanças nas estruturas educacional e ocupacional. Em particular, a queda do hiato frente à abertura comercial não está relacionada a um possível efeito Heckscher-Ohlin, que tenderia a beneficiar os menos qualificados, levando a uma redução no hiato, dado que os negros são menos qualificados em média.

Adicionalmente, uma análise da heterogeneidade do impacto reforça a interpretação causal dos resultados encontrados. Isso porque há evidências de que os efeitos da abertura são maiores justamente nos locais previstos pela teoria. Lugares com maior porcentagem de negros e com maior propensão à discriminação tendem a sofrer maior redução no hiato devido à abertura. Além disso, quanto maior a porcentagem de trabalhadores empregados em indústrias concentradas - as indústrias que mais deveriam sentir a concorrência externa -, maior é a redução no diferencial de salário entre raças.

Este artigo insere-se, principalmente, na vertente da literatura que procura testar a previsão inesperada do modelo de Becker (1957), de que a discriminação deveria ser negativamente correlacionada com o grau de concorrência. Em um estudo entre países, Zweimüller et al. (2008) reportam uma correlação negativa entre hiato salarial de gênero e um índice que leva em consideração, entre outros fatores, abertura de mercado, proteção aos direitos de propriedade, regulação da atividade econômica, estabilidade de preços e tarifas de comércio internacional.¹⁰ Assim, uma correlação negativa significa que, quanto maior a liberdade econômica do país, propiciando maior concorrência, menor tende a ser o diferencial de salários entre homens e mulheres.

Dentro do contexto do comércio internacional, Black e Brainerd (2004) e Jacob (2006) analisam o impacto do aumento da concorrência sobre o hiato salarial de gênero para os EUA e Índia, respectivamente. Jacob, que também analisa o impacto sobre castas, explora a abertura comercial por meio de tarifas e medidas de comércio. Black e Brainerd, apesar de não considerarem um período explícito de abertura, utilizam uma medida de intensidade de comércio para avaliar seu impacto sobre o hiato salarial em indústrias concentradas

¹⁰Index of Economic Freedom, elaborado pelo Fraser Institute, Vancouver.

relativamente a indústrias competitivas. Ambos encontram relação entre aumento de concorrência e queda no hiato salarial entre homens e mulheres. Por sua vez, Juhn et al. (2013) apresentam evidência que compete com a discriminação na explicação da melhoria percebida pelas mulheres no mercado de trabalho mexicano. Analisando os efeitos da implantação do NAFTA, os autores apontam que a redução das tarifas de exportação levou indústrias a adotarem novas tecnologias que diminuíram a necessidade de força física da mão-de-obra. Isso favoreceu mulheres em ocupações *blue collar*, levando à queda na desigualdade de gênero.

Fora do contexto de abertura, outros artigos analisam a discriminação também à luz do modelo de Becker, explorando ambientes econômicos diversos. Ashenfelter e Hannan (1986) utilizam dados do setor bancário nos EUA e concluem que mulheres apresentam menor taxa de emprego quando inseridas em mercados mais concentrados. Alguns artigos exploram o processo de desregulamentação pelo qual passaram o setor bancário (BLACK; STRAHAN, 2001; LEVINE et al., 2008) e o setor de transporte de cargas (PEOPLES; TALLEY, 2001) dos EUA como fator determinante do aumento da concorrência, encontrando resultados que corroboram a implicação do modelo de discriminação por preferências.

Este artigo também contribui para uma literatura mais abrangente que estuda o impacto de abertura comercial e globalização sobre desigualdade e pobreza em países em desenvolvimento, baseadas nos teoremas de Heckscher-Ohlin e Stolper-Samuelson. Goldberg e Pavcnik (2007), em sua revisão da literatura, não encontram muitas evidências corroborando os teoremas. Ao contrário, parece ter havido aumento da desigualdade com a globalização. Mesmo no Brasil, para o qual alguns autores encontram queda da desigualdade devido à abertura comercial (Gonzaga et al., 2006; Ferreira et al., 2007), não há consenso sobre o impacto, já que também há evidências contrárias às previsões dos teoremas mencionados (ARBACHE; MENEZES-FILHO, 2000) ou mesmo ausência de efeitos (ARBACHE; CORSEUIL, 2004).

Este artigo combina diversas estratégias encontradas na literatura que ainda não foram aplicadas conjuntamente em um mesmo trabalho. Alia abordagem empírica semelhante a Topalova (2010) e Kovak (2013) - adotando mercados locais como unidade de análise - ao modelo de discriminação por

preferências em um contexto de abertura comercial. Assim, por um lado, diferentemente de Black e Brainerd (2004), este artigo explora as condições geradas por um experimento natural – a abertura comercial brasileira – para implementar a estratégia empírica, considerando, portanto, um evento exógeno. Por outro lado, possui a vantagem de trabalhar com mercados locais em detrimento da estratégia adotada explicitamente por Black e Brainerd e implicitamente por Jacob (2006), que utilizam indústrias como unidade de análise. Enquanto mercados locais podem ser considerados relativamente independentes uns dos outros, uma indústria, por sua vez, faz parte de um sistema integrado, influenciando e sendo influenciada por outras indústrias. Conforme evidenciado por Kovak (2013), mudanças tarifárias que afetam indústrias geram efeitos também sobre o setor de serviços, interferindo na dinâmica do mercado local. Assim, para realizar uma análise ao nível da indústria, é necessário supor ausência de efeitos *spillover* entre setores. Nesse sentido, somando as qualidades de diferentes estratégias, a metodologia adotada neste artigo nos parece mais rigorosa e convincente.

Além desta introdução e das considerações finais, este artigo é dividido em mais quatro seções. A seção a seguir descreve o processo de abertura comercial ocorrido no Brasil entre 1988 e 1994. A seção 3 discute a estratégia de identificação, a metodologia de cálculo das tarifas por microrregião e o modelo estimado. Os dados são apresentados na seção 4 e os resultados são analisados na seção 5.

2 O Processo de Abertura Comercial¹¹

Até 1988, a estrutura tarifária em vigor no Brasil havia pouco se alterado desde 1957, quando foram fixadas as alíquotas de importação. Antes do processo de abertura comercial, havia ampla utilização de barreiras não tarifárias, tais como quotas de importação e listas de produtos importáveis. A redundância na incidência das tarifas e a existência de diversos tributos adicionais, como o adicional de frete para a renovação da marinha mercante, além de 42 regimes especiais que permitiam a isenção ou redução de impostos, geravam uma estrutura

¹¹ O relato do processo de abertura está baseado em Kume et al. (2002).

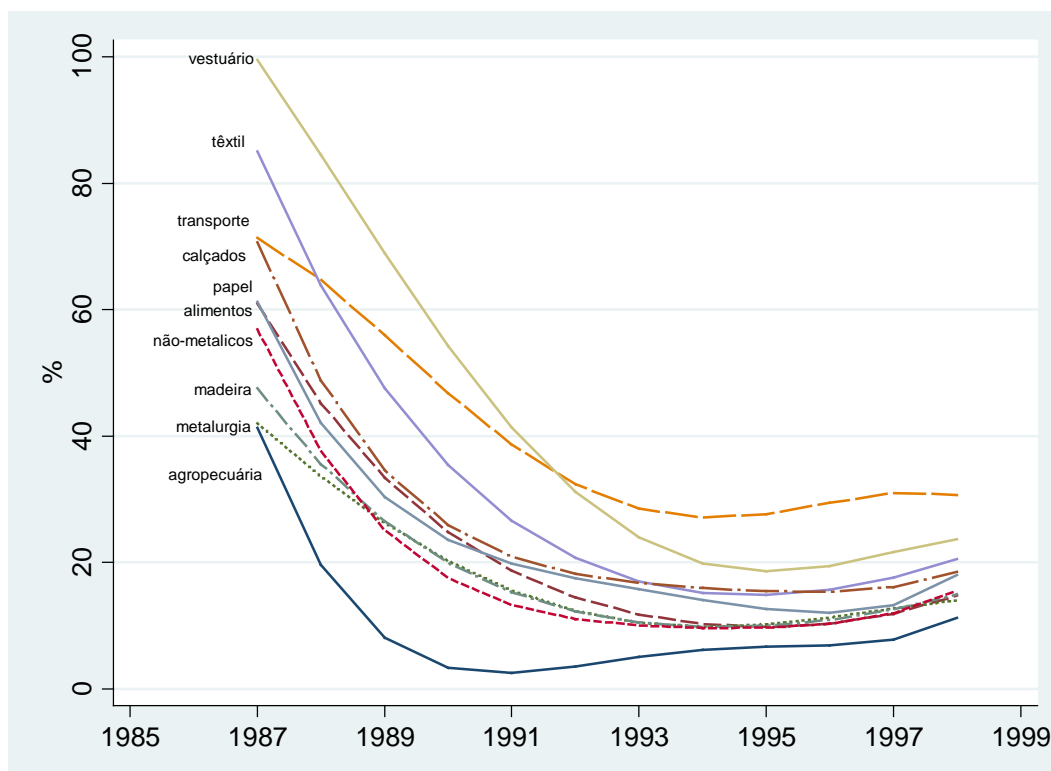
distorciva dos preços relativos. Somando-se a burocracia a esse cenário, o Brasil era um país fechado ao comércio internacional e, conseqüentemente, à concorrência de produtos estrangeiros.

O planejamento da abertura teve início em 1987, no governo José Sarney. Mas a implantação do projeto inicial foi abortada devido a pressões de grupos interessados em manter a proteção comercial de determinados setores. Assim, entre 1988 e 1989, o governo conseguiu apenas eliminar a parcela redundante das tarifas.

Sob os governos Fernando Collor de Mello e Itamar Franco, o processo de abertura foi retomado e acelerado. Entre 1991 e 1993, houve completa eliminação das barreiras não tarifárias e dos regimes especiais de importação. Adicionalmente, um cronograma de redução gradual das tarifas foi elaborado e implantado. Inicialmente planejado para durar até 1994, o cronograma foi antecipado e já no final de 1993 a estrutura de importação no Brasil era toda regulada apenas por tarifas. Para completar o processo de abertura, então sob o governo Fernando Henrique Cardoso, em 1994 houve reduções tarifárias adicionais visando disciplinar os preços domésticos como parte da estratégia de estabilização do Plano Real.

Entre 1995 e 1998, o governo inverteu o processo de abertura para lidar com as crises financeiras globais. Nesse sentido, o país experimentou certo retrocesso, já que nesse período houve aumento tanto de burocracia para importação quanto de tarifas para bens de consumo.

A figura 2.1 apresenta a evolução das tarifas nominais ano a ano como resultado do processo de abertura comercial. O quadro evidencia declínio generalizado até 1994, quando se atinge o menor nível para quase todos os setores. Em seguida, ocorre um leve aumento a partir de 1995 devido à etapa de contenção da crise externa. Entre 1987 e 1998, as tarifas nominais caíram, em média, 75% (43 pontos percentuais). Como veremos na seção 3.1, a queda observada entre 1987 e 1989 não foi acompanhada por efeitos práticos sobre as importações brasileiras.



Fonte: Elaboração própria, baseado em Kume et al. (2002) e Kovak (2013).

Figura 2.1 – Evolução das tarifas nominais para os 10 maiores setores em termos de emprego: 1987-1998.

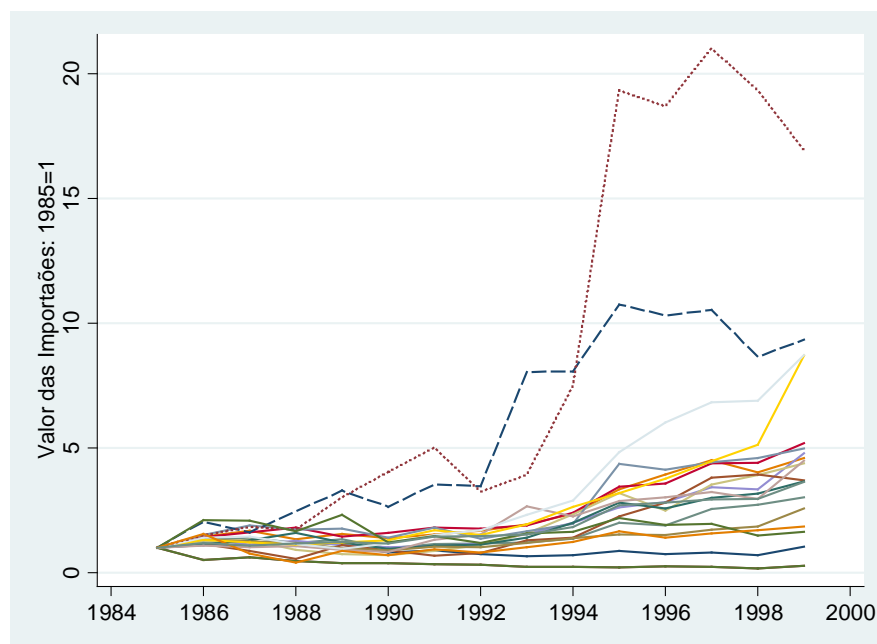
3 Estratégia Empírica

3.1 Identificação: timing

Para avaliar o impacto da concorrência sobre discriminação no mercado de trabalho, vamos utilizar o processo de abertura comercial como um experimento natural responsável por reduzir tarifas de importação de forma exógena. Vamos explorar também o fato de que a variabilidade regional da estrutura de emprego faz com que essa redução tenha impacto diferenciado no território nacional, embora todas as regiões do país enfrentem a mesma tarifa por setor.

Conforme discutido na seção anterior, o processo de abertura deu-se de forma bastante rápida. Embora seja observada uma grande queda nas tarifas entre 1987 e 1990, Kume et al. (2002) avaliam que as medidas tomadas até 1990 não surtiram efeitos práticos sobre a economia brasileira; houve apenas a racionalização da estrutura tributária. Para verificar se essa avaliação encontra suporte nos dados, a figura 2.2 mostra a evolução das importações brasileiras por

setor entre 1985 e 1999. Para cada setor, o valor total da importação é normalizado para 1 (um) em 1985. Observa-se que, antes de 1991, todos os setores apresentam estabilidade nas importações, exceto vestuário (linha tracejada) e têxtil (pontilhada). Para esses dois setores, embora o crescimento seja observado desde antes da implantação da abertura, somente em 1993 (têxtil) e 1994 (vestuário) verifica-se um aumento mais significativo das importações.



Fonte: elaboração própria a partir dos dados de Gonzaga et al. (2006).¹²

Figura 2.2 – Evolução do Valor das Importações 1985-1999: 1985 = 1.

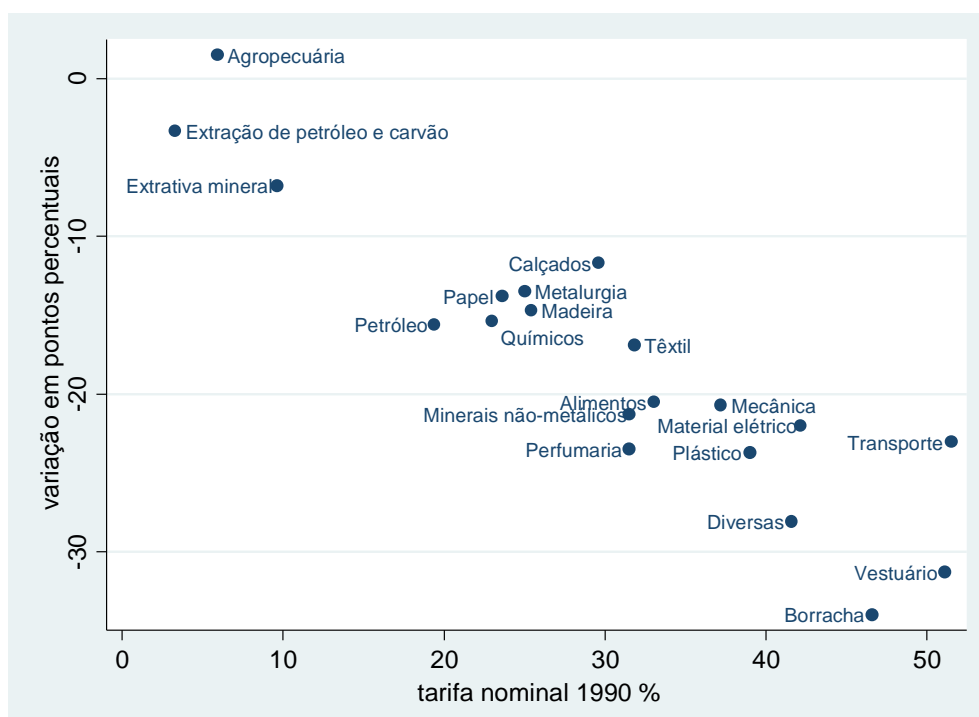
Dessa forma, antes de 1991, a abertura comercial não parece ter afetado a economia de forma substancial, de tal modo a possibilitar o uso do Censo 1991 como ponto inicial de nossa análise. Resta saber ainda se as reduções tarifárias foram de algum modo direcionadas para satisfazer grupos de interesse, o que resultaria em impactos regionais diferenciados endógenos causados por lobby. Se esse for o caso, nossa estratégia de identificação estará comprometida.

¹² Os autores agradecem Cristina Terra, Gustavo Gonzaga e Naercio Menezes-Filho pela cessão dos dados.

3.2 Identificação: exogeneidade da redução tarifária

Além da preocupação com o *timing* do processo de abertura, um fator que poderia ameaçar a estratégia de identificação adotada é a endogeneidade da redução tarifária. Poderia ser o caso de haver pressão para uma redução menor da tarifa em setores específicos, comandados por determinados grupos. Caso esses setores também fossem menos eficientes, uma redução tarifária maior poderia ser erroneamente associada a maiores ganhos de eficiência, o que poderia levar à interpretação de que houve queda na discriminação quando, na realidade, existe correlação entre desempenho da indústria e redução das tarifas.

A figura 2.3, entretanto, mostra que esse não é o caso. Entre 1990 e 1995 – período utilizado para o cálculo da variação tarifária –, observa-se que as maiores reduções ocorreram nas indústrias cujas tarifas eram inicialmente maiores, refletindo o objetivo da abertura comercial de racionalizar e homogeneizar a estrutura tarifária no país. Além de a queda ter sido proporcional ao nível inicial da tarifa de cada setor, com queda média em torno de 60% nesse período, isso fez com que, no final, a dispersão das tarifas entre setores tenha sido reduzida em 53%.



Fonte: elaboração própria, baseado em Kume et al. (2002).

Figura 2.3 – Variação tarifária entre 1990 e 1995, por indústria, como função da tarifa inicial.

3.3 Especificação

O impacto da variação tarifária no hiato salarial é estimado em dois estágios. Primeiramente, estima-se o hiato condicional entre brancos e negros para cada mercado local e ano em uma regressão ao nível individual. Esses hiatos são utilizados para construir a variável dependente do segundo estágio, que é então regredida na variação tarifária. Definimos mercados locais como microrregiões, onde cada microrregião (delimitada pelo IBGE) é constituída por um conjunto de municípios geograficamente próximos uns aos outros. A microrregião foi adotada em detrimento do município por conta do número reduzido de observações para muitos municípios brasileiros, o que afetaria a precisão da estimação do diferencial de salários por mercado local.

3.3.1 Primeiro Estágio

O objetivo do primeiro estágio é estimar o hiato salarial entre brancos e negros condicional a características observáveis, controlando da melhor forma possível para outros determinantes dos salários. Para cada ano t (1991 e 2000), estima-se por MQO uma equação salarial ao nível individual. Considerando o indivíduo i e a microrregião j , temos:

$$\ln(\text{salario/hora})_{ijt} = \alpha_t + \sum_j \delta_{jt} \text{branco}_{ijt} \times \text{microrregiao}_{jt} + \gamma' \mathbf{X}_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

onde *branco* é uma dummy indicadora de raça (1 = brancos e amarelos, 0 = negros e pardos), e \mathbf{X} é um vetor de controles contendo idade, idade ao quadrado, uma dummy para cada ano de escolaridade, dummy para área urbana e dummies para setor de atividade, além de dummies para microrregiões. O coeficiente δ_{jt} captura o hiato salarial condicional. Especificamente, δ_{jt} indica em porcentagem quanto o salário do branco é maior que o do negro na microrregião j no ano t , sendo, em geral, um valor positivo. Essa especificação permite que os controles variem de um ano para outro, capturando eventuais alterações no retorno de cada variável ao longo do tempo. Em algumas especificações, rodamos também uma regressão para cada microrregião com intuito de flexibilizar a equação (1), já que esta não permite que o efeito dos controles varie por microrregião. Por um lado, permitir essa variação ajuda a minimizar o efeito de outras mudanças associadas ao mercado local não controladas pela equação (1). Por outro, reduz o número de observações em cada regressão, afetando a precisão dos resultados.

3.3.2 Segundo Estágio

Após estimar as equações salariais, os diferenciais estimados, $\hat{\delta}_{jt}$, são utilizados para calcular a variação no hiato condicional ao longo do tempo para cada microrregião j : $\Delta(\hat{\delta}_j) = \hat{\delta}_{jt} - \hat{\delta}_{jt-1}$. Essa diferença torna-se a variável dependente no segundo estágio, estimado por MQO:

$$\Delta(\hat{\delta}_j) = \mu + \beta\Delta(tarifa_j) + \lambda'W_j + \varepsilon_j \quad (2)$$

onde $\Delta(tarifa_j)$ representa a variação tarifária por microrregião entre 1990 e 1995 e W_j é um vetor de controles, que pode incluir dummies de estados e regiões (Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste) e variáveis relacionadas à mudanças na estrutura de mercado. O parâmetro de interesse é β , que representa o impacto da abertura comercial sobre a evolução do diferencial de salários entre raças no período analisado. Espera-se $\beta > 0$, ou seja, que uma redução tarifária esteja associada a uma queda no hiato condicional entre brancos e negros. As observações neste segundo estágio são ponderadas pelo número de observações utilizado para estimar o hiato em cada microrregião, pois este afeta a precisão da estimativa de $\Delta(\hat{\delta}_j)$.¹³

A principal preocupação do segundo estágio é controlar para alterações na demanda por trabalho potencialmente causadas por mudanças tecnológicas e de preços relativos advindas do processo de abertura comercial. Se, por exemplo, em resposta à abertura, o Brasil se especializa na produção de bens intensivos em trabalho, a demanda por trabalhadores menos qualificados deveria aumentar, o que poderia levar a uma redução no hiato entre brancos e negros, uma vez que negros são menos qualificados em média. Isto é, se o teorema Heckscher-Ohlin (H-O) aplica-se ao Brasil, controlar para essas mudanças é fundamental para não interpretarmos erroneamente efeitos da estrutura de emprego como impactos da redução tarifária sobre a discriminação observada no mercado de trabalho.

Para nos certificarmos que o efeito da abertura comercial sobre a discriminação não se confunda com a evolução dos salários determinados por outros fatores, controlamos para variações salariais por nível de escolaridade: ensino fundamental incompleto (até 7 anos de estudo), ensino médio incompleto (entre 8 e 10 anos de estudo), ensino superior incompleto (entre 11 e 14 anos de estudo) e ensino superior completo (15 anos de estudo ou mais). É possível que em lugares onde houve maior redução tarifária também tenha havido maior redução da diferença salarial entre brancos e negros por conta de outros fatores, tais como o próprio efeito H-O. A construção dessas variáveis captura a diferença,

¹³ Mais precisamente, o peso de uma observação é dado por $\sqrt{(N_{jt} + N_{jt-1})/2}$, onde N_{jt} é o número de observações na microrregião j no ano t .

em dois pontos no tempo, do salário médio para cada nível educacional em cada microrregião.

Três variáveis são utilizadas para controlar mudanças na estrutura educacional, a saber, variações na porcentagem de trabalhadores com ensino médio incompleto, ensino superior incompleto e ensino superior completo. Com a universalização do ensino fundamental no Brasil e o crescimento da escolaridade média da população, é possível que essas mudanças tenham impacto direto no diferencial de salários, já que a distribuição da escolaridade é diferente entre raças.

Por fim, são definidas três variáveis relacionadas à dinâmica observável da estrutura ocupacional. A primeira é a variação na porcentagem de trabalhadores em atividades manuais e afins, os chamados *blue collar*. Se, de fato, ocorre uma mudança tecnológica em resposta à abertura, devemos observar uma variação nessa relação *blue* vs. *white collar*, que poderia interferir de forma independente no diferencial de salários. A segunda variável é a alteração na porcentagem de empregados sem carteira, considerando apenas o universo de empregados. Essa variável tem o objetivo de controlar para o efeito do aumento da informalidade observado na década de 1990, minimizando a possibilidade de que a redução da tarifa se confunda com a mudança no salário relativo de trabalhadores com e sem carteira. Finalmente, a terceira variável é a mudança na porcentagem de desempregados, que busca controlar para o efeito da abertura comercial na margem extensiva.

3.4 Cálculo da Variação Tarifária

A abertura comercial gerou queda nas tarifas de importação, definidas no nível federal. No entanto, devido à distribuição da estrutura produtiva no território nacional, o impacto de reduções tarifárias varia geograficamente. Para explorar esse fato, o cálculo da variação tarifária por microrregião segue o método proposto por Kovak (2013). Este método deriva de um modelo desenvolvido para analisar os efeitos de uma abertura comercial sobre o mercado de trabalho no nível regional. O modelo trata cada região de um país como uma economia com fatores específicos (*specific-factors economy*), cuja produção possui dois insumos. Um é o trabalho, ofertado inelasticamente, que pode se mover entre indústrias,

mas não entre regiões. O outro é um insumo imóvel entre indústrias e regiões, representando fatores locais que aumentam a produtividade do trabalho em uma dada indústria¹⁴. Neste artigo, vamos chamar esse segundo insumo de capital. O autor supõe ainda que a tecnologia pode diferir entre indústrias, mas não entre regiões, e que os preços dos bens produzidos com retornos constantes de escala são os mesmos em todas as regiões.

Este modelo justifica a utilização de uma medida de abertura comercial semelhante à comumente utilizada na literatura empírica, mas que não possuía embasamento teórico. Indexando os setores de atividade por $r = 1, \dots, R$ (onde R representa o setor não comercializável) em uma dada microrregião j , a variação tarifária derivada do modelo é determinada da seguinte forma:

$$\Delta(\text{tarifa}_j) = \sum_{r \neq R} \psi_{jr} \{ \ln(1 + \text{tarifa}_r^t) - \ln(1 + \text{tarifa}_r^{t-1}) \} \quad (3)$$

onde

$$\psi_{jr} = \frac{L_{jr} \epsilon_{jr}}{\sum_{r \neq R} L_{jr} \epsilon_{jr}}. \quad (4)$$

L_{jr} representa o emprego no setor r na microrregião j , e $\epsilon_{jr} = \frac{\sigma_{jr}}{\theta_{jr}}$ é a elasticidade da demanda por trabalho, onde σ_{jr} = elasticidade de substituição entre os insumos e θ_{jr} = parcela do custo total associada ao capital.

Assim, a variação tarifária enfrentada por uma dada microrregião j , $\Delta(\text{tarifa}_j)$, é uma média das variações tarifárias observadas para cada um dos setores existentes na microrregião, sendo que a variação de cada setor é ponderada pela elasticidade da demanda por trabalho e pela participação do emprego do respectivo setor no emprego total da microrregião. Note que o setor não comercializável é desconsiderado na média ponderada, um resultado direto do modelo.¹⁵ Vale notar ainda que a elasticidade e o emprego são endógenos, de tal forma que as tarifas são ponderadas apenas pelo período inicial.

¹⁴ Kovak (2013) dá alguns exemplos desse segundo insumo: recursos naturais, terras, aglomeração industrial e capital fixo específico à indústria.

¹⁵ Isso ocorre porque, de acordo com Kovak (2013), a variação nesse setor é proporcional à variação média verificada nos setores comercializáveis. A razão disso é que, do contrário, não

Em termos empíricos, devido à limitação de informações para o nível de desagregação necessário (microrregião e setor), algumas simplificações são adotadas. Seguindo Kovak (2013), primeiramente, supõe-se que a tecnologia das indústrias é Cobb-Douglas, o que implica uma elasticidade de substituição entre insumos constante para todo j e r : $\sigma_{jr} = 1$. Em segundo lugar, considera-se que θ_{jr} (a parcela do custo total associada ao capital) varia por setor r , mas não por microrregião j , de modo que $\theta_{jr} = \theta_r$. Este θ_r é calculado como a parcela do valor adicionado que não está associada a remunerações, ou seja,

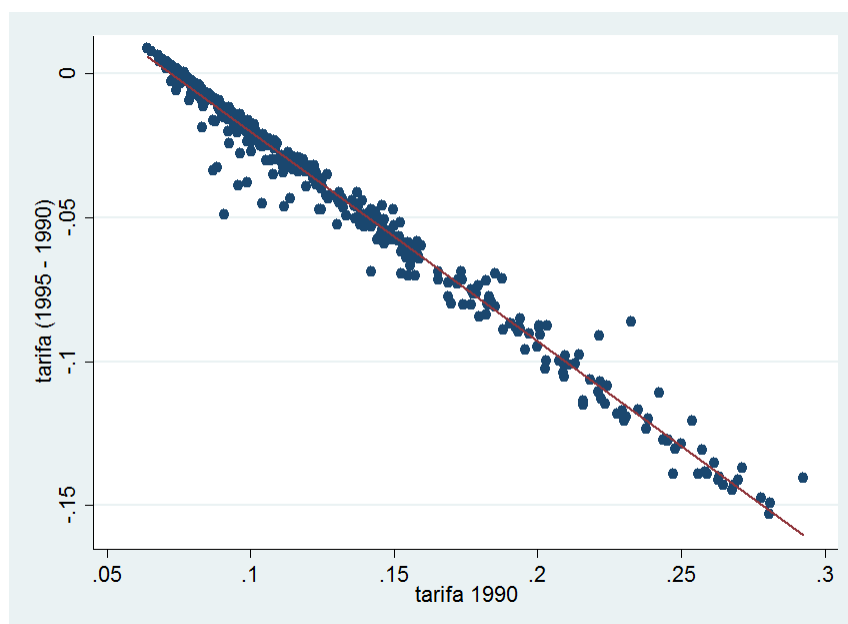
$$\theta_r = \frac{VA_r - Re_r}{VA_r}, \quad (5)$$

onde VA_r é o valor adicionado no setor r e Re_r é o valor da remuneração do trabalho. Com essas simplificações, na prática, incluir ou não a elasticidade no cálculo da tarifa em pouco altera o resultado final.¹⁶

A figura 2.4 mostra a variação da tarifa por microrregião como função da tarifa inicial. O padrão observado para a variação tarifária por indústria repete-se aqui, ou seja, lugares que apresentavam as maiores tarifas no ano inicial foram os que experimentaram as maiores quedas. No mapa em anexo, podemos verificar também a ausência de qualquer padrão em termos geográficos, o que indica ausência de políticas de favorecimento. Essas evidências reforçam o argumento da exogeneidade da abertura comercial. Observa-se ainda que, por ser uma média ponderada pela distribuição do emprego, a redução média por microrregião é menor que a redução média observada por indústria. Isso ocorre porque o setor agropecuário responde por cerca de metade do emprego (excluindo serviços), e foi justamente para este setor que houve aumento das tarifas no período analisado.

haveria equilíbrio. Suponha que existam apenas dois setores, um comercializável (indústria) e outro não comercializável (serviços). Se o preço da indústria aumentar e o dos serviços permanecer constante, o salário da indústria aumenta, atraindo trabalhadores, aumentando a produção da indústria e diminuindo a dos serviços. Os consumidores, por sua vez, trocam bens da indústria, que estão mais caros, por serviços. Mas isso não pode ser um equilíbrio, já que a produção fez o movimento contrário. A única maneira de conter esse desequilíbrio é aumentando o preço dos serviços na mesma proporção que o preço da indústria. Em termos empíricos, se o emprego no setor não comercializável for incluído na média ponderada, será necessária a inclusão de uma variação nula na tarifa desse setor que, por definição, apresenta tarifa igual a zero. Isso faria com que o efeito da abertura fosse subestimado, exatamente o caso descrito acima. Assim, como verificado por Kovak (2013), essa operação introduz um grande viés positivo na análise, aumentando em cerca de cinco vezes o efeito de uma redução tarifária.

¹⁶ Kovak (2013) reporta correlação de 0,996 entre as medidas com e sem ajuste para ϵ_{jr} .



Fonte: elaboração própria, baseado em Kovak(2013).

Figura 2.4 – Variação tarifária por microrregião como função da tarifa inicial: 1990-1995

Para testar a robustez dos resultados, duas medidas alternativas de abertura comercial comumente mencionadas na literatura são utilizadas na nossa análise empírica, além da variação tarifária: a razão entre importação e produção (MP) e o Coeficiente de Penetração das Importações (CPM)¹⁷. Essas variáveis também são mensuradas no nível federal por setor, de tal modo que o cálculo da variação por microrregião foi feito de modo análogo ao exposto nesta seção para as tarifas. Ou seja, para gerar duas variáveis dependentes alternativas, na equação (3), a tarifa nominal em cada setor foi substituída pelos valores da MP e do CPM, mantendo inalterado o restante da fórmula.

¹⁷ MP = Importações/Produção; CPM = Importações/(Importações + Produção – Exportações).

4 Dados e Estatística Descritiva

4.1 Fonte de Dados

Este artigo utiliza diversas fontes de dados. Os microdados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000 são utilizados para estimar os hiatos condicionais no primeiro estágio da estratégia empírica representado na equação (1).

As variações tarifárias por meio das quais se avalia o impacto da abertura comercial são calculadas a partir dos dados de Kume et al. (2002). Dado que os 32 setores reportados por esses autores não são completamente compatíveis com os existentes no Censo, alguns setores foram agregados de forma a compatibilizar as duas fontes de dados. Isso resultou em 20 setores, além do setor de serviços.¹⁸ A tarifa de cada agregação é uma média das tarifas dos setores, onde a tarifa de cada setor é ponderada pela participação relativa no valor adicionado total dos setores envolvidos.

O valor adicionado e o valor da remuneração por setor, utilizados para o cálculo da tarifa, são obtidos nas Contas Nacionais fornecidas pelo IBGE. As Contas Nacionais também fornecem o valor da produção para o cálculo da razão entre importações e produção (MP) e do Coeficiente de Penetração de Importações (CPM). Os dados de importações e exportações são os mesmos utilizados em Gonzaga et al. (2006). Por fim, a informação sobre concentração industrial no Brasil foi obtida em Ferreira e Fachini (2005).

Seguindo Kovak (2013), optamos por calcular a variação tarifária entre 1990 e 1995, pois, como visto anteriormente, o processo de redução das tarifas ocorreu nesse período, havendo leve inversão do processo a partir de 1995. Assim, considera-se o período mais significativo do processo de abertura. Como os salários são medidos em 2000, devemos supor que as alterações ocorridas após 1995, como a introdução de burocracia, não tenham impactado os salários de forma significativa. Especificamente, supõe-se que os empregadores encararam o processo de abertura como um fato permanente, de tal modo que a inversão do processo não tenha alterado o planejamento das firmas. De fato, como visto

¹⁸ A Tabela A2 no apêndice apresenta essa compatibilização.

anteriormente, as tarifas não sofreram grandes modificações até 1998, sendo que mudanças depois desse período não teriam efeito imediato.

As principais estimações são realizadas para homens entre 20 e 60 anos de idade, que possuem salário positivo. Com essa delimitação, há cerca de 3,4 milhões de observações no Censo 1991 e 3,6 milhões em 2000. Com o objetivo de avaliar o efeito da composição da amostra e a robustez dos resultados, algumas variações na amostra são testadas, alterando o número de observações. Entre as seleções realizadas estão a inclusão de mulheres e a exclusão de trabalhadores dos setores agropecuário, extrativista e de serviços.

Como mencionado anteriormente, considera-se como mercado local um conjunto de municípios vizinhos uns aos outros geograficamente, denominado microrregião. Dada a evolução geopolítica do Brasil entre 1991 e 2000, o número de microrregiões neste artigo é de 487.¹⁹ Ao longo da discussão dos resultados, é mencionado o número médio de observações por microrregião utilizado para a estimação do hiato condicional, uma vez que as observações do segundo estágio são ponderados por esse número.

4.2 Análise Descritiva

A tabela 2.1 traz as principais características das amostras dos Censos para 1991 e 2000. Além de apresentar o panorama geral no qual este artigo se insere, a tabela servirá de orientação para o leitor ter uma ideia das amostras utilizadas na seção 5.2, em que se discutem os efeitos da concorrência sobre o hiato em amostras selecionadas.

¹⁹ Os procedimentos adotados para obter esse número de observações são descritos no anexo.

Tabela 2.1 – Caracterização da Amostra: Censos 1991 e 2000
Homens entre 20 e 60 anos de idade

	1991		2000	
	Média	d.p.	Média	d.p.
Negros	0,465	0,499	0,454	0,498
Idade	35,4	11,0	36,0	11,1
Trabalha período integral (>34 horas)	0,923	0,267	0,899	0,301
Frequenta escola	0,042	0,201	0,087	0,281
Fundamental Incompleto (até 7 anos de estudo)	0,681	0,466	0,590	0,492
Médio Incompleto (entre 8 e 10)	0,128	0,334	0,158	0,364
Superior Incompleto (entre 11 e 14)	0,136	0,343	0,193	0,395
Superior Completo	0,055	0,227	0,059	0,236
Blue collar	0,809	0,393	0,825	0,38
Sem carteira*	0,197	0,398	0,333	0,471
Desempregados	0,033	0,179	0,099	0,299
Empregados (com ou sem carteira)	0,532	0,499	0,581	0,493
Conta-própria	0,356	0,479	0,287	0,452
Agropecuária	0,260	0,438	0,210	0,407
Extrativismo	0,013	0,111	0,006	0,076
Indústria	0,171	0,376	0,145	0,352
Serviços	0,557	0,497	0,639	0,48
Salário-hora	3,5	7,9	4,1	14,7
Salário-hora - fundamental incompleto	2,0	4,5	2,1	7,2
Salário-hora - médio incompleto	3,6	6,8	3,5	12,1
Salário-hora - superior incompleto	6,0	9,6	5,8	15,3
Salário-hora – superior incompleto	14,3	19,1	16,5	38,8
Tarifa média**	0.150	0.064	0.093	0.047
MP**	0.020	0.011	0.037	0.020
CPM**	0.021	0.012	0.038	0.019
Hiato condicional	0.132	0.077	0.140	0.059

*sem carteira no total de empregados. ** Calculado em 1990 e 1995. Número de observações: 1991: 3,4 milhões; 2000: 3,6 milhões. Inclui homens de 20 a 60 de idade. Salário em R\$ de 2000.

Vale destacar o aumento nas porcentagens de trabalhadores com ao menos o ensino fundamental completo, o aumento do número de trabalhadores que frequentam escola e a diminuição da porcentagem de trabalhadores na indústria. Observa-se também que o salário-hora aumentou cerca de 14% no período, fato ocorrido basicamente por conta do aumento do salário para indivíduos com ensino superior completo.

Nas últimas linhas da tabela encontram-se as médias da tarifa, do hiato estimado e das outras medidas de abertura. Nota-se que, apesar da queda acentuada das tarifas em quase todos os setores no período 1990-95, a redução

tarifária por microrregião é relativamente modesta após a ponderação pela participação do emprego em cada setor, devido a alta porcentagem de trabalhadores no setor agropecuário.²⁰ Nota-se também que o hiato salarial entre homens brancos e negros aumentou ligeiramente na década de 1990.

5 Resultados

Nesta seção, apresentamos e discutimos os resultados somente para o segundo estágio do modelo estimado, mas informações a respeito do primeiro estágio, como o número de observações e a especificação utilizada para estimar o hiato salarial, são brevemente mencionadas no texto e nas tabelas. No anexo, há ainda um mapa para a visualização da variação regional do hiato condicional estimada para a amostra da tabela 2.2 abaixo. Para estimar o primeiro estágio relacionado a esta tabela, foi utilizada uma amostra de homens entre 20 e 60 anos de idade. O Painel A utiliza os hiatos estimados a partir de uma única regressão no primeiro estágio, ao passo que o Painel B utiliza os hiatos estimados por meio de uma regressão separada para cada microrregião. As estimativas dessas equações salariais reproduzem os resultados comumente encontrados na literatura.

A coluna (1) mostra a correlação, sem a introdução de controles, entre a variação tarifária e a variação do hiato condicional entre brancos e negros entre 1991 e 2000. O coeficiente positivo indica que a redução observada nas tarifas de importação está associada à queda no hiato estimado (lembrando que na equação salarial, a dummy de raça indica brancos). As cinco colunas seguintes apontam que o efeito da abertura comercial mantém-se positivo e estatisticamente significativo após a introdução sucessiva de controles para regiões geográficas, variações nos salários por nível educacional, estrutura educacional e estrutura ocupacional, além de dummies para estados ao invés de regiões.

O conjunto de variáveis independentes na tabela 2.2 foi pensado com o objetivo de controlar para efeitos que também pudessem ser determinados pela dinâmica das tarifas de importação. Nesse sentido, destaca-se que o coeficiente de interesse aumenta entre as colunas (2) e (3), indicando que questões associadas ao

²⁰ A tabela A1 no anexo mostra a participação do emprego de cada setor na economia em 1991 e 2000. Como discutido acima, a participação dos setores em 1991 pondera o cálculo da variação tarifária em cada microrregião.

teorema Heckscher-Ohlin não parecem contribuir para o resultado. Isso porque a evolução dos salários por nível educacional representa uma espécie de síntese do ajuste ocorrido no mercado de trabalho devido a mudanças tecnológicas e de preços relativos. Note, inclusive, que um aumento dos salários para os trabalhadores menos qualificados (com até sete anos de escolaridade) também está associado a uma redução do hiato condicional, mas isso não descaracteriza o efeito da abertura.

Tabela 2.2 – Impacto da variação tarifária no hiato condicional entre brancos e negros.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Painel A - Regressão única no 1º Estágio						
$\Delta(\text{tarifa}_i)$	0.231*** (0.066)	0.192*** (0.071)	0.333*** (0.067)	0.279*** (0.071)	0.187** (0.077)	0.204** (0.086)
$\Delta(\text{salário} - \text{fund. incompleto}_i)$			-0.174*** (0.028)	-0.171*** (0.029)	-0.181*** (0.029)	-0.144*** (0.036)
$\Delta(\text{salário} - \text{médio incompleto}_i)$			0.025 (0.031)	0.029 (0.031)	0.019 (0.031)	0.020 (0.033)
$\Delta(\text{salário} - \text{sup. incompleto}_i)$			0.056** (0.027)	0.059** (0.028)	0.044 (0.028)	0.051* (0.029)
$\Delta(\text{salário} - \text{superior completo}_i)$			0.004 (0.012)	0.006 (0.012)	0.004 (0.012)	0.006 (0.014)
$\Delta(\% \text{ médio incompleto}_i)$				0.328 (0.229)	0.242 (0.228)	0.131 (0.252)
$\Delta(\% \text{ superior incompleto}_i)$				-0.053 (0.198)	-0.031 (0.193)	-0.269 (0.210)
$\Delta(\% \text{ superior completo}_i)$				1.890*** (0.637)	1.480** (0.653)	1.130 (0.698)
$\Delta(\% \text{ blue collar}_i)$					-0.289 (0.193)	-0.217 (0.221)
$\Delta(\% \text{ sem carteira}_i)$					-0.084** (0.042)	-0.065 (0.049)
$\Delta(\% \text{ desempregado}_i)$					-0.404*** (0.119)	-0.325** (0.135)
Dummies de regiões		X	X	X	X	
Dummies de estados						X
Observações	487	487	486	486	486	486
R-2	0.030	0.122	0.206	0.231	0.257	0.295
Painel B - Regressões por Microrregião						
$\Delta(\text{tarifa}_i)$	0.130** (0.051)	0.173*** (0.055)	0.235*** (0.062)	0.183*** (0.068)	0.125* (0.074)	0.139* (0.081)
Observações	487	487	486	486	486	486
R-2	0.011	0.080	0.096	0.123	0.136	0.174

Erros-padrão entre parênteses. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Regressões ponderadas pela raiz quadrada da média, entre os anos, do número de observações em cada microrregião. Número de observações por microrregião no 1º estágio: média=7160; mínimo=520; desvio-padrão=16643. Dummies de regiões: Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste. No Painel A, o primeiro estágio é uma regressão por MQO para homens entre 20 e 60 anos de idade com salário-hora positivo, incluindo todas as microrregiões. Variáveis dependentes: idade, idade ao quadrado, dummies para anos de escolaridade, dummy para área urbana, dummies para microrregiões e interações entre a dummy para brancos e as dummies para microrregiões. No Painel B, o primeiro estágio é um conjunto de regressões para cada microrregião. Variáveis dependentes: idade, idade ao quadrado, dummies para anos de escolaridade, dummy para área urbana e dummy para brancos.

Dada esta evidência consistente com a existência de um efeito H-O, é possível que o efeito positivo para a proporção de pessoas com ensino superior seja apenas reflexo da evolução da estrutura educacional e nada tenha a ver com a demanda por trabalhadores. A inclusão de controles para qualidade observável da mão-de-obra, coluna (4), em nada altera o impacto das tarifas. Além disso, sob a suposição de que a qualidade não observável da mão-de-obra seja positivamente correlacionada com a parte observável, os resultados indicam que não parece haver motivos para preocupações relacionadas à educação, mesmo no que diz respeito a características não observáveis.

A coluna (5) aponta que variações na estrutura ocupacional não alteram os resultados de forma relevante, apesar de terem contribuído para a redução do diferencial de salários. O efeito da porcentagem de trabalhadores *blue collar*, por exemplo, embora não significante estatisticamente, atua na mesma direção que as tarifas. Essa variável captura alteração observável na estrutura de emprego, ou seja, se houve mudança tecnológica favorecendo indústrias que exigem menos qualificação da mão-de-obra, devemos observar queda no hiato devido ao aumento da porcentagem relativa de trabalhadores *blue collar*. No mesmo sentido, um mecanismo semelhante poderia explicar porque aumentos no emprego sem carteira e no desemprego também atuam na direção de reduzir o hiato salarial entre brancos e negros, ou seja, brancos, em média, mais qualificados, tenderiam a ser menos favorecidos no processo de abertura. Quando as dummies de região são substituídas por dummies de estados (coluna 6), apenas o efeito do desemprego permanece estatisticamente significativo.

Apesar dessas evidências, mesmo na presença de mecanismos alternativos que explicariam a queda no hiato salarial, observa-se que o efeito da variação tarifária é pouco alterado após a introdução desses controles. Portanto, a preocupação com potenciais efeitos de mudanças na estrutura da economia em geral são de segunda ordem no que diz respeito ao impacto sobre o diferencial de salários entre raças. Mais importante, o efeito das reduções tarifárias sobre o hiato que estamos detectando parece ser ortogonal a possíveis mudanças na estrutura produtiva. Essa conclusão é ainda reforçada pela ausência de consenso na literatura em relação aos efeitos da abertura sobre a remuneração de fatores produtivos no Brasil (ARBACHE; MENEZES-FILHO, 2000; ARBACHE; CORSEUIL, 2004; GONZAGA et al., 2006; FERREIRA et al., 2007).

Quantitativamente, tomando o coeficiente de nossa especificação preferida (coluna 3), calcula-se que uma redução tarifária de 5,5 pontos percentuais (a redução média no período) resultaria em queda de 1,8 pontos percentuais, ou cerca de 14%, do hiato inicial entre homens, que era de 13,2% em 1991. Esse efeito não é particularmente alto, mas na medida em que o aumento do hiato no período foi de 0,9 pontos percentuais, isso significa que, na ausência da abertura, *coeteris paribus*, o hiato teria aumentado 2,7 pontos percentuais, de tal modo que o aumento da concorrência responde por cerca de 67% da variação que teria sido observada no hiato salarial. Para compararmos com medidas alternativas, uma redução tarifária de um desvio-padrão (4,6 pontos percentuais) resulta em queda de 11,6% do diferencial de salários.

Por fim, o Painel B reporta resultados relativos a um primeiro estágio mais flexível. A equação (1) não permite que os coeficientes das variáveis de controle da equação salarial variem por microrregião, isto é, o retorno à educação, por exemplo, é o mesmo em todos os lugares em um dado ano. Para relaxar essa restrição, estima-se uma equação salarial para cada microrregião em cada ano²¹. Esse é o modelo mais flexível que podemos estimar, com o objetivo de minimizar o efeito de outras mudanças no mercado de trabalho local. O problema ao estimar uma equação para cada microrregião é o tamanho da amostra em cada uma delas, o que resulta em menor precisão na estimação dos diferenciais.

Sob essa abordagem mais flexível, os coeficientes da variação tarifária continuam positivos e significantes estatisticamente sob as mesmas especificações utilizadas no Painel A. Além disso, as estimativas pontuais do efeito da abertura continuam semelhantes. Isso indica que fatores locais não observados, correlacionados com as variáveis de controle, não interferem de forma relevante na estimação do impacto da abertura comercial.

Dada a estratégia empírica adotada, esse conjunto de resultados, até onde sabemos, consiste na evidência mais clara do efeito causado por um aumento da concorrência sobre o diferencial de salários entre raças, confirmando a previsão do modelo de discriminação por preferência de Becker (1957). Nas próximas

²¹ A equação estimada é $\ln(\text{salario/hora})_{ijt} = \alpha_{jt} + \delta_{jt}\text{branco}_{ijt} + \gamma'Z_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$, onde o vetor Z inclui todas as variáveis do vetor X, com exceção das dummies de microrregião. Uma alternativa seria interagir Z com todas as dummies de microrregião na equação (1), mas essa especificação é mais complicada de estimar por exigir mais capacidade computacional e ser *time-consuming*.

subseções, consideramos alguns exercícios de robustez para corroborar essa conclusão.

5.1 Medidas alternativas de abertura comercial

A utilização do período 1990-95 para calcular a variação tarifária poderia gerar alguma controvérsia por conta da reversão da política comercial ocorrida na segunda metade da década de 1990, quando algumas tarifas foram elevadas. Nesse sentido, a redução tarifária é maior entre 1990-95 relativamente a um período que considere como ponto final qualquer ano entre 1996 e 2000. Isso poderia gerar uma medida de abertura incorreta, que favoreceria a obtenção dos resultados discutidos anteriormente. Entretanto, primeiramente, vale notar que 1994 foi o ano em que as tarifas atingiram os valores mais baixos de toda a década de 1990. Além disso, a coluna (2) da tabela 2.3 apresenta o impacto da abertura caso a variação tarifária seja calculada entre 1990 e 1998²² (o último ano para o qual Kume *et al.* (2000) disponibilizam seus cálculos). Ao comparar esse resultado com a coluna (1), que repete o coeficiente para nossa especificação preferida – coluna (3) da tabela 2.2 –, observa-se que não há diferenças entre as estimativas, o que nos permite confiar no período utilizado para o cálculo das tarifas.

Críticas ao uso da tarifa nominal como medida de abertura residem na hipótese de que a mesma não capta inteiramente a política comercial adotada, ignorando, por exemplo, variação cambial e barreiras não tarifárias. Assim, argumenta-se que variáveis de fluxo comercial seriam mais adequadas por refletirem o resultado da política comercial. De fato, o câmbio fixo vigorou no Brasil até 1999 e barreiras não tarifárias foram retiradas e introduzidas ao longo da década de 1990, como destacado na seção 2. Por outro lado, vale destacar que medidas de fluxo comercial são endógenas, no sentido de serem influenciadas pelo ambiente econômico; em particular, salários maiores tendem a aumentar importações.

²² Para 1998, não há informações disponíveis sobre as Contas Nacionais, o que impede a ponderação das tarifas pelo valor adicionado quando há a necessidade de agregar dois ou mais setores para compatibilizar os setores do Censo àqueles apresentados por Kume *et al.* (2000).

Tabela 2.3 – Efeito de Medidas Alternativas de Abertura Comercial
Variável dependente: Variação do Hiato Salarial entre 1991 e 2000

	$\Delta(\text{tarifa}_j)$ (1)	$\Delta(\text{tarifa } 1990-98)$ (2)	$\Delta(\text{MP}_j)$ (3)	$\Delta(\text{CPM}_j)$ (4)
Coefficiente	0.333***	0.331***	-1.467***	-1.483***
erro-padrão	(0.067)	(0.067)	(0.285)	(0.295)
Observações	486	486	486	486
R-2	0.206	0.206	0.207	0.204

*** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. Primeiro estágio: idêntico ao do Painel A da tabela 2.2. Segundo estágio: controles idênticos aos da tabela 2.2. A coluna (1) repete a coluna (3) do Painel A da tabela 2.2.

As colunas (3) e (4) da tabela 2.3 reportam resultados utilizando duas medidas alternativas de abertura comercial recorrentemente encontradas na literatura: a razão entre importação e produto (MP) e o coeficiente de penetração de importações (CPM). Vale lembrar que, ao contrário das tarifas, valores maiores de MP e CPM são associados a maior abertura comercial, de tal modo que um coeficiente negativo para essas variáveis é equivalente a um coeficiente positivo para as tarifas.

Um aumento em qualquer das duas medidas, condizentes com abertura comercial e aumento da concorrência, resulta em diminuição do hiato, ou seja, na mesma direção da variação na tarifa nominal. Em termos de uma variação de um desvio-padrão (0,011), um aumento no CPM reduz o hiato inicial em aproximadamente 12,6%, praticamente o mesmo valor para o efeito da MP. Inclusive, esse efeito é próximo daquele encontrado para as tarifas, calculado em 14%. É surpreendente que os efeitos quantitativos sejam tão próximos nos três casos.

Os resultados para essas medidas alternativas também minimizam a hipótese de estarmos capturando uma correlação espúria entre tarifas e hiato salarial. De acordo com Gonzaga *et al.* (2006), é possível que, para alguns setores, a variação tarifária não resulte em mudanças de preços relativos, uma vez que o *pass-through* das tarifas para os preços depende do *share* de importação de cada setor. Caso não haja importação em um determinado setor, o *pass-through* é naturalmente zero. Nesse sentido, a redução do hiato salarial não poderia ser causada pela abertura comercial, medida via tarifas, já que não haveria efeitos sobre salários. No entanto, as duas medidas alternativas são capazes de lidar com

essa questão justamente por considerarem o efeito das importações sobre o mercado local.

Outra preocupação relevante consiste na hipótese de que o impacto encontrado seja uma mera tendência temporal sendo capturada pela queda das tarifas no período. A tabela 2.4 apresenta um teste para verificar se o mesmo fenômeno ocorreu nos anos 1980. Infelizmente, para 1980, não temos as tarifas calculadas com a mesma metodologia de Kume *et al.* (2002). Por outro lado, podemos computar as medidas alternativas MP e CPM e utilizá-las como medidas de "abertura comercial" entre 1980 e 1990. O Censo 1980 é utilizado para estimar o hiato salarial para 1980 no primeiro estágio. Devido às mudanças geopolíticas do país ocorridas na década, o número de microrregiões comuns entre 1980 e 1990 reduz-se a 285. O segundo estágio é estimado da mesma forma, por meio da equação (2), incluindo os mesmos controles.

Tabela 2.4 – Efeito para anos 1980
Variável dependente: Variação no Hiato Salarial entre 1980 e 1990

	$\Delta(\text{MP } 1980-90)$	$\Delta(\text{CPM } 1980-90)$
	(1)	(2)
Coefficiente	-0.097	-0.785
erro-padrão	(0.106)	(0.566)
Observações	285	285
R-2	0.140	0.142

*** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. Primeiro estágio: idêntico ao do Painel A da tabela 2. Segundo estágio: controles idênticos aos da tabela 2.

Os resultados mostram que a relação entre as medidas de comércio e o diferencial de salários na década de 1980 não é significativa estatisticamente. Inclusive, se for considerado que a variação (em módulo) do *share* de importação para a década de 1980 (0.014) foi próxima àquela verificada na década de 1990 (0.017), a magnitude do coeficiente estimado é bastante modesta em comparação com a reportada na tabela 2.3. Desse modo, pode-se concluir que a redução do diferencial de salários entre brancos e negros está, de fato, associada ao contexto da abertura comercial ocorrida nos anos 1990, e não a algum outro fator que vem influenciando o hiato continuamente ao longo do tempo.

5.2 Diferentes amostras

Os resultados discutidos até aqui utilizam no primeiro estágio uma amostra de homens entre 20 e 60 anos de idade. Como o horizonte de tempo utilizado para medir a variação do hiato condicional é relativamente longo, muitos fatores não observáveis podem atuar na determinação do salário dos trabalhadores e dos custos das firmas. É possível, portanto, que o efeito estimado do impacto da abertura comercial esteja capturando, na realidade, algum outro fator omitido, levando-nos a atribuir a queda no hiato salarial à redução das tarifas quando este não é o caso.

Para avaliar a extensão de possíveis efeitos de composição da amostra, inserção no mercado de trabalho e setor de atividade, realizamos uma série de estimações com diferentes amostras no primeiro estágio. Em alguns casos, o limite dessa estratégia é o número de observações em cada microrregião depois de alguma restrição imposta à amostra, que pode afetar a precisão das estimativas. Assim, adota-se um número mínimo de observações para que a microrregião seja considerada na estimação.²³ Os impactos da abertura em diferentes amostras são reportados na tabela 2.5.

A coluna (1) repete o coeficiente da variação tarifária da nossa especificação preferida (coluna 3 da tabela 2.2) - homens entre 20 e 60 anos de idade -, e representa o ponto de partida da análise. Em termos gerais, o que as demais colunas apontam é que, apesar de alguma variação na magnitude dos coeficientes, o efeito da abertura comercial permanece relevante independentemente do caso considerado, atestando a robustez dos resultados.

A coluna (2) introduz as mulheres na amostra do primeiro estágio para a estimação do diferencial de salários, sendo que uma dummy para mulher é incluída na equação (1). A estimativa pontual é praticamente idêntica à do benchmark e sugere que questões relacionadas a oferta de trabalho, lembrando que a participação feminina tende a ser mais elástica, não parecem ser de primeira ordem no presente contexto.

²³ Limites mínimos de 200 observações por microrregião em cada ano e de 500 observações em média são estabelecidos. Esse número mínimo de observações foi escolhido de forma relativamente *ad hoc*: é próximo ao número mínimo de observações quando a amostra é restrita somente aos homens (520). Esse limite interfere de forma mais significativa no segundo estágio quando a amostra é restrita aos trabalhadores inseridos na indústria, excluindo os setores agropecuário, extrativista e de serviços.

A coluna (3) exclui da amostra do primeiro estágio os servidores públicos, empregadores e trabalhadores domésticos, ao passo que a coluna (4) exclui adicionalmente os trabalhadores por conta-própria. Com isso, temos duas amostras mais homogêneas no que diz respeito a posições na ocupação, e que nos aproxima dos trabalhadores para os quais o modelo de discriminação foi desenvolvido. Apesar disso, nenhuma das duas amostras produz resultados diferentes do obtido para o benchmark. Note que, devido à restrição do limite mínimo de observações no primeiro estágio, algumas microrregiões são excluídas do segundo estágio quando são mantidos apenas os empregados na amostra (coluna 4).

Tabela 2.5 – Impacto em Diferentes Amostras.

	Homens	Total	Empregados e Conta-Própria	Empregados	Indústria
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta_t(\text{tarifa}_j)$	0.333*** (0.067)	0.337*** (0.061)	0.339*** (0.062)	0.312*** (0.071)	0.285** (0.130)
Observações	486	486	486	466	233
R-2	0.206	0.276	0.213	0.201	0.132
Hiato em 1991	0,132	0,130	0,106	0,090	0,133
Variação do Hiato	0,009	0,005	0,011	0,002	-0,002
Primeiro Estágio: Observações					
Média	7150	10834	8996	6111	3006
Mínimo	520	712	629	512	501
desv.padrão	16628	27550	22775	18023	7926
	Homens, NãoFreqEsc, Integral	Homens, NãoFreqEsc, Integral, Empregados e CP	Homens, NãoFreqEsc, Integral, Empregados	Homens, NãoFreqEsc, Integral, Empregados e CP, Indústria	Homens, NãoFreqEsc, Integral, Empregados, Indústria
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
$\Delta_t(\text{tarifa}_j)$	0.295*** (0.069)	0.264*** (0.071)	0.234*** (0.074)	0.491*** (0.136)	0.456*** (0.166)
Observações	484	484	435	161	143
R-2	0.163	0.124	0.093	0.197	0.177
Hiato em 1991	0,129	0,104	0,090	0,122	0,124
Variação do Hiato	0,009	0,014	0,003	-0,005	-0,012
Primeiro Estágio: Observações					
Média	6262	5699	3930	2434	2456
Mínimo	604	549	502	505	502
desv.padrão	14523	13043	10491	5617	5567

Erro-padrão entre parênteses; *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. Amostra do primeiro estágio indicada em cada coluna.

A coluna (5) reporta os resultados para uma amostra que exclui do primeiro estágio os trabalhadores dos setores agropecuário, extrativista e de serviços. Novamente, o impacto é bastante semelhante ao do benchmark, fato que, de certa forma, surpreende, uma vez que é para os trabalhadores da indústria que se esperariam os maiores efeitos do aumento da concorrência. Isso indica que o modelo proposto por Kovak (2013), onde o efeito para o setor de serviços é proporcional ao efeito para os demais setores, encontra suporte nos dados.

Após verificar que os resultados são bastante robustos para diferentes amostras em termos de ocupação e setor de atividade, a coluna (6) retoma a amostra de homens no primeiro estágio e procura utilizar indivíduos com oferta de trabalho mais inelástica (se aproximando da suposição adotada no modelo de Kovak (2013)): inclui somente homens que não frequentam escola e trabalham ao menos 35 horas por semana. O efeito estimado é semelhante ao do benchmark, estatisticamente significativo a 1%, indicando que a concorrência reduz o hiato salarial mesmo em mercados que tendem a ser mais regulados. A ampliação da restrição utilizada na coluna (6), ao considerar amostras somente de empregados e trabalhadores por conta-própria (coluna 7), e somente de empregados (colunas 8), respectivamente, não alteram as conclusões. As estimativas pontuais ligeiramente menores eram esperadas, dada a natureza mais inelástica da oferta de trabalho da amostra considerada.

Por outro lado, quando, adicionalmente a essa amostra mais inelástica, restringimos a amostra a indivíduos inseridos apenas na indústria (colunas 9 e 10), obtêm-se os maiores impactos em termos quantitativos, dado que os hiatos iniciais são próximos ao estimado para a amostra de homens (coluna 1). Vale notar que o número de observações no segundo estágio reduz-se bastante em relação à amostra do benchmark. Isso sugere que o aumento na magnitude do coeficiente tenha alguma relação com as microrregiões mais populosas, uma vez que o efeito tende a ser menor utilizando tanto uma amostra de indivíduos inseridos somente na indústria (coluna 5) quanto uma amostra com indivíduos cuja oferta é mais inelástica (colunas 7 e 8).

Em resumo, apesar de variações no efeito da abertura comercial, os resultados do segundo estágio são bastante robustos a diversas alterações nas amostras utilizadas no primeiro estágio, que resultam também em mudanças amostrais no segundo estágio. Desvios em relação à nossa amostra preferida, a de homens entre 20 e 60 anos de idade, não incorrem em mudanças qualitativas na interpretação dos resultados.

5.3 Heterogeneidade

Nesta subseção são realizados alguns exercícios que contribuem tanto para corroborar as conclusões obtidas até aqui como também para atestar se os resultados estão em sintonia com o modelo de discriminação por preferências. Com esse intuito, vamos analisar a heterogeneidade do impacto da abertura comercial sobre o diferencial de salários.

5.3.1 Impactos por nível de escolaridade

Primeiramente, avalia-se o efeito da abertura comercial sobre o hiato salarial para diferentes níveis educacionais. Isso permite analisar indiretamente em que medida a abertura ampliou a concorrência em lugares com diferentes níveis de qualificação de mão-de-obra. É possível que, na presença de um efeito Heckscher-Ohlin, o efeito da abertura seja maior para indivíduos menos escolarizados, já que estes tenderiam a ser beneficiados pela mudança tecnológica e de preços relativos, conforme discutido anteriormente.

A tabela 2.6 reporta o efeito da variação tarifária sobre a variação do hiato salarial entre brancos e negros estimados para quatro níveis educacionais. Os hiatos foram estimados por meio de interações entre dummies de escolaridade e a dummy de raça, em uma adaptação do primeiro estágio (equação 1). O segundo estágio, reportado na tabela abaixo, é estimado da mesma forma que anteriormente (equação 2), incluindo os mesmos controles; a diferença é que uma regressão para cada nível educacional foi estimada.

Tabela 2.6 – Efeito da Abertura Comercial sobre o Hiato Salarial para diferentes Níveis de Escolaridade

Variação do Hiato Salarial para Indivíduos com:				
	Fundamental Incompleto	Médio Incompleto	Superior Incompleto	Superior Completo
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta(\text{tarifa}_j)$	0.221*** (0.069)	0.740*** (0.112)	0.484*** (0.115)	0.622** (0.261)
Observações	486	486	486	480
R-2	0.073	0.466	0.512	0.394
Hiato salarial em 1991	0.157	0.208	0.205	0.150
Variação do Hiato	-0.004	-0.005	0.015	0.034

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Controles idênticos aos da coluna (3) da tabela 2.2.

De acordo com os resultados, o efeito da redução tarifária sobre o hiato é generalizado, sendo significativo estatisticamente em todos os casos. Isso significa que os impactos discutidos até aqui não se devem a particularidades reservadas a algum nível educacional específico, sugerindo indiretamente que a abertura comercial aumentou a concorrência nos setores mais e menos intensivos em capital, que exigem maior ou menor qualificação de sua mão-de-obra.

Por sua vez, observa-se também que, relativamente ao hiato inicial em 1991, uma dada redução tarifária resulta em menor queda no hiato justamente para os menos escolarizados, com ensino fundamental incompleto (até sete anos de estudo). Apesar deste fato sugerir que há um efeito H-O atuando na economia brasileira no período, reduzindo a desigualdade salarial para este grupo, a redução do diferencial de salários entre brancos e negros devido ao aumento da concorrência permanece significativa, reforçando a conclusão de que questões associadas a H-O não contribuem para esse resultado.

5.3.2 Testando previsões do modelo de discriminação

Uma forma de revalidar a interpretação causal dos resultados apresentados até aqui é procurar por padrões que seriam previstos pela teoria de discriminação, mas que não seriam de outra forma esperados. Inspirados tanto na literatura

quanto no modelo de Becker, passamos agora a analisar outras formas de heterogeneidade do impacto da abertura. O modelo prevê que, dada a distribuição de preconceito entre empregadores, quanto maior a proporção da minoria na população, maior deve ser o diferencial de salários entre maioria e minoria. Portanto, podemos esperar que, para uma dada redução tarifária, quanto maior a proporção de negros em 1991, maior deve ser a redução no hiato.

Também a partir do modelo de discriminação do empregador, dada a proporção de negros, quanto maior o nível de preconceito, maior tende a ser o hiato. Assim, espera-se que o impacto em lugares mais preconceituosos seja maior. Essa hipótese é testada utilizando um índice de preconceito gerado a partir de casamentos inter-raciais (LEVINE et al., 2008). Nesse índice, construído a partir do Censo 1991, valores maiores indicam mais preconceito. Os valores do índice capturam fatores não observáveis relacionados aos casamentos inter-raciais, isto é, descontados os efeitos de idade e educação e, inclusive, da proporção de negros do local²⁴. Nesse sentido, interpreta-se que, quanto maior a probabilidade de fatores não observáveis explicarem a taxa de casamento inter-racial, maior será o preconceito na localidade. Erros de especificação e omissão de variáveis podem comprometer a construção do índice, mas vale notar que o importante para o exercício é a ordenação das localidades em termos de preconceito.

Finalmente, outra qualificação analisada refere-se à concentração industrial: quanto maior, menor tende a ser a concorrência, de tal modo que o efeito da abertura comercial deveria ser mais relevante nas indústrias mais concentradas. Seguindo a literatura, quando a participação das quatro maiores firmas na receita total da indústria (CR4) for maior que 40%, essa indústria é considerada concentrada. A variável utilizada para medir concentração em uma dada microrregião é a porcentagem de trabalhadores ocupados em indústrias concentradas.²⁵

²⁴ Em termos formais, primeiramente, estima-se uma regressão por OLS ao nível individual para pessoas com cônjuge, onde a variável dependente é uma dummy indicando casamento inter-racial, e os controles incluem idade, idade ao quadrado, dummies para anos de escolaridade, proporção de negros na microrregião, proporção de negros ao quadrado, dummy para área urbana e dummies para estados da federação. O resíduo médio por microrregião, Q , indica a probabilidade de casamento inter-racial não explicada por fatores sociodemográficos. Para termos um índice Q com interpretação mais conveniente, define-se $Q' = -Q + \max(Q)$.

²⁵ De acordo com Ferreira e Fachini (2005), as indústrias de transporte, borracha, químicos, perfumaria e tabaco são concentradas. Os autores não avaliam a indústria extrativista. Por serem

A tabela 2.7 reporta os resultados desta subseção. Para cada uma das três variáveis utilizadas na análise, quais sejam, porcentagem de negros, índice de preconceito e grau de concentração, a amostra de microrregiões foi dividida de acordo com o valor mediano da variável. O exercício é realizado para homens (no primeiro estágio), considerando, dentre as amostras analisadas na seção anterior, todas as que possuem mais de 400 microrregiões no segundo estágio, de modo a manter um número razoável de observações após a divisão da amostra. A coluna (1) da tabela 2.7, para cada amostra utilizada nesta subseção, repete os resultados da subseção anterior. Espera-se que o efeito da abertura comercial seja maior em lugares com maior porcentagem de negros, com maior preconceito e com indústrias mais concentradas, conforme discutido nos parágrafos anteriores.

As colunas (2) e (3) apresentam os resultados para porcentagem de negros. A coluna (2) utiliza a amostra de microrregiões que possuem uma porcentagem de negros acima da mediana, ao passo que a coluna (3) considera apenas as microrregiões que estão abaixo. De modo geral, embora as estimativas sejam pouco precisas e os testes de diferença entre coeficientes na coluna (4) indiquem que, em todos os casos, não se pode rejeitar que eles sejam iguais, há alguma evidência de que a previsão do modelo se confirma, ou seja, de que a redução do hiato por conta da maior concorrência ocorre nos lugares com mais negros, onde a discriminação tende a ser maior. Em todos os casos, os coeficientes estimados para as microrregiões acima da mediana são maiores, sendo estatisticamente significantes a 1% em todas as amostras.

Tabela 2.7 – Heterogeneidade do Impacto da Abertura Comercial

Total		% Negros			Preconceito			Concentração		
		> Med.	< Med.	Teste Chi2 P>Chi i	> Med.	< Med.	Teste Chi2 P>Chi i	> Med.	< Med.	Teste Chi2 P>Chi
(1)		(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Homens										
Coefficiente	0.333*** (0.065)	0.411** *	0.256** *	1,3 6 0,2 4	0.394** *	0.301** *	0,4 8 0,4 9	0.398** *	0.113 (0.190)	2,29 0,13
Obs.	486	271	215		249	237		200	286	
R-2	0.206	0.214	0.254		0.240	0.175		0.348	0.161	
Homens, NãoFreqEsc, Integral										
Coefficiente	0.295*** (0.069)	0.381** *	0.208** *	1,4 6 0,2 3	0.348** *	0.281** *	0,2 3 0,6 3	0.385** *	0.103 (0.200)	2,08 0,15
Obs.	484	273	211		248	236		199	285	
R-2	0.163	0.166	0.209		0.180	0.160		0.295	0.132	
Homens, NãoFreqEsc, Integral, Empregado/Conta-Própria										
Coefficiente	0.264*** (0.070)	0.271** *	0.255** *	0,0 1 0,9 1	0.327** *	0.248** *	0,3 2 0,5 7	0.411** *	-0.095 (0.202)	7,29 0,01
Obs.	484	273	211		248	236		200	284	
R-2	0.124	0.112	0.190		0.138	0.141		0.257	0.097	
Homens, NãoFreqEsc, Integral, Empregados										
Coefficiente	0.234*** (0.075)	0.283** *	0.218* *	0,2 1 0,6 5	0.302** *	0.198* *	0,4 9 0,4 8	0.403** *	-0.224 (0.184)	12,9 5 0,00
Obs.	435	245	190		218	217		162	273	
R-2	0.093	0.077	0.156		0.166	0.076		0.214	0.087	

Erro-padrão entre parênteses; *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

Os resultados para o índice de preconceito figuram nas colunas (5) a (7). Analogamente ao caso da composição racial, percebe-se que lugares mais propensos a discriminar são aqueles para os quais o impacto da abertura tende a ser mais relevante, já que, em todas as amostras, os coeficientes são significantes estatisticamente nesses casos. Por outro lado, os testes de diferença de médias novamente não rejeitam a hipótese de coeficientes iguais. Em todo caso, parece haver um indício de comprovação das previsões do modelo de Becker.

Por fim, nas colunas (8) a (10) são apresentados os resultados em relação à concentração industrial. Neste caso, há pouca margem para dúvidas: o impacto da variação tarifária tem origem nas microrregiões mais “concentradas”. Nas quatro amostras utilizadas, o coeficiente para essas microrregiões é significativo estatisticamente, e o teste de igualdade de coeficientes rejeita a hipótese nula em dois dos quatro casos. A ideia é que o aumento da concorrência força a diminuição das rendas (*rents*) existentes devido à concentração, levando à redução do hiato entre raças como forma de compensar as perdas via aumento de eficiência.

Assim, de forma geral, os resultados desta subseção indicam que, apesar da imprecisão, as estimativas pontuais do efeito da abertura são maiores nos locais previstos pela teoria. Isso reforça a ideia de que estamos efetivamente recuperando o efeito da concorrência sobre a discriminação no mercado de trabalho.

6 Considerações Finais

Este artigo utiliza a abertura comercial dos anos 1990 no Brasil para avaliar o efeito de um aumento da concorrência no mercado de produto sobre o hiato salarial condicional entre brancos e negros no mercado de trabalho. Em nossa especificação preferida, uma redução tarifária entre 1990 e 1995 de magnitude igual a da média observada, 5,5 pontos percentuais, resulta em uma queda de 14% do hiato inicial para homens entre 20 e 60 anos de idade, podendo atingir valores maiores dependendo da amostra utilizada. Além disso, há indícios de que o impacto da abertura tenha ocorrido de forma mais intensa em lugares com maior proporção de negros, mais propensos a discriminar e com grau de concentração industrial mais alto, justamente casos em que, de acordo com a teoria, se espera que um aumento da concorrência tenha mais efeito.

A suposição necessária para realizar este estudo, de que existe discriminação por preferência no Brasil, se confirma como verdadeira. Nesse sentido, como o hiato apresentou uma tendência de aumento, é possível concluir que se não fosse a queda da discriminação via aumento de concorrência, a desigualdade de salários entre brancos e negros teria aumentado no período analisado. Esse fato é raramente mencionado na literatura que avalia efeitos de

comércio internacional e globalização sobre indicadores de pobreza e distribuição de renda, isto é, que a discriminação pode ser um mecanismo de redução ou aumento de desigualdade.

Referências

- ANWAR, S.; BAYER, P.; HJAMARSSON, R. The impact of jury race on criminal trials. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 127, p. 1017–1055, 2012.
- ARBACHE, J. S.; CORSEUIL, C. H. Liberalização comercial e estruturas de emprego e salário. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 58, n. 4, p. 485–505, 2004.
- ARBACHE, J. S.; MENEZES-FILHO, N. A. Rent-sharing in Brazil: using trade liberalization as a natural experiment. *Rio de Janeiro: Annals of the V Annual Meeting of the Latin American and Caribbean Economic Association*, 2000.
- ASHENFELTER, O.; HANNAN, T. Sex discrimination and product market competition: The case of the banking industry. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 101, n. 1, p. 149–73, February 1986.
- BECKER, G. *The economics of discrimination*. University of Chicago press, 1957, 1971.
- BLACK, S. E.; BRAINERD, E. Importing equality? The impact of globalization on gender discrimination. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 57, n. 4, p. 540–559, 2004.
- BLACK, S. E.; STRAHAN, P. E. The division of spoils: rent-sharing and discrimination in a regulated industry. *American Economic Review*, v. 91, n. 4, p. 814–831, 2001.
- BERTRAND, M. New perspectives on gender. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.): *Handbook of Labor Economics*, v. 4, Part B, p. 1543 – 1590, 2011.
- BERTRAND, M.; MULLAINATHAN, S. Are Emily and Greg more employable than Lakisha and Jamal? A field experiment on labor market discrimination. *The American Economic Review*, v. 94(4, Sep), p. 991–1013, 2004.
- CHARLES, K.; GURYAN, J. Prejudice and wages: an empirical assessment of Becker's The economics of discrimination. *Journal of Political Economy*, v. 116, n. 5, p. 773–809, 2008.
- FERREIRA, F.; LEITE, P. G.; POI, M. W. *Trade Liberalization, Employment Flows and Wage Inequality in Brazil*. World Bank, 2010. (Policy research working papers).
- FERREIRA, P.C.; FACCHINI, G. Trade liberalization and industrial concentration: Evidence from Brazil. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, v. 45, n. 2, p. 432–446, 2005.

FRYER JR., R.G. Racial inequality in the 21st century: The declining significance of discrimination. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.): *Handbook of Labor Economics*, v. 4, Part B, p. 855 – 971, 2011.

GOLDBERG, P.K.; PAVCNIK, N. Distributional effects of globalization in developing countries. *Journal of Economic Literature*, v. 45, n. 1, p. 39–82, 2007.

GOLDIN, C.; ROUSE, C. Orchestrating impartiality: The impact of 'blind' auditions on female musicians. *American Economic Review*, v. 90(4), p. 715–741, 2000.

GONZAGA, G.; MENEZES-FILHO, N.; TERRA, C. Trade liberalization and the evolution of skill earnings differentials in Brazil. *Journal of International Economics*, v. 68, n. 2, p. 345–367, 2006.

JACOB, M. *The Impact of Trade Liberalization on Gender and Caste Groups in India*. Tese (Doutorado) — University of Maryland, 2006.

JUHN, C.; UJHELYI, G.; VILLEGAS-SANCHEZ, C. Trade liberalization and gender inequality. *American Economic Review*, v. 103, n. 3, p. 269–273, 2013.

KOVAK, B. K. Regional effects of trade reform: What is the correct measure of liberalization? *The American Economic Review*, v. 103(5), p. 1960–76, 2013.

KUME, H.; PIANI, G.; SOUZA, C. F. B. d. A política brasileira de importação no período 1987-98: descrição e avaliação. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

LEVINE, R.; LEVKOV, A.; RUBINSTEIN, Y. *Racial Discrimination and Competition*. NBER, 2008 (Working Paper Series, 14273).

LIST, J. The nature and extent of discrimination in the marketplace: Evidence from the field. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 119, n. 1, p. 49–89, 2004.

PEOPLES, J.; TALLEY, W. K. Black-white earnings differentials: privatization versus deregulation. *The American Economic Review*, v. 91, n. 2, p. 164–168, 2001.

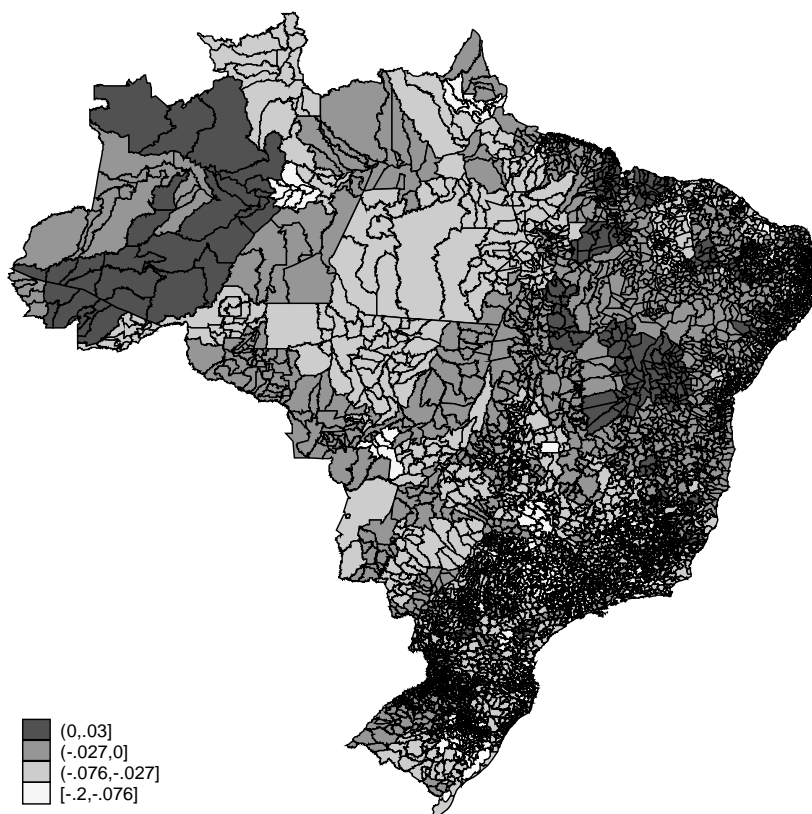
REIS, E. J.; PIMENTEL, M.; ALVARENGA, A. I.; HORÁCIO, M. C. Áreas mínimas comparáveis para os períodos intercensitários de 1872 a 2000. *Anais do I Simpósio Brasileiro de Cartografia Histórica*. Paraty, 2011.

TOPALOVA, P. Factor immobility and regional impacts of trade liberalization: Evidence on poverty from India. *American Economic Journal: Applied Economics*, v. 2, n. 4, p. 1–41, September 2010.

ZWEIMÜLLER, M.; WINTER-EBMER, R.; WEICHSELBAUMER, D. Market orientation and gender wage gaps: An international study. *Kyklos*, 61(4), 615–635, 2008.

Anexos

Variação da Tarifa Nominal



Variação do Hiato Condicional: 1991-2000

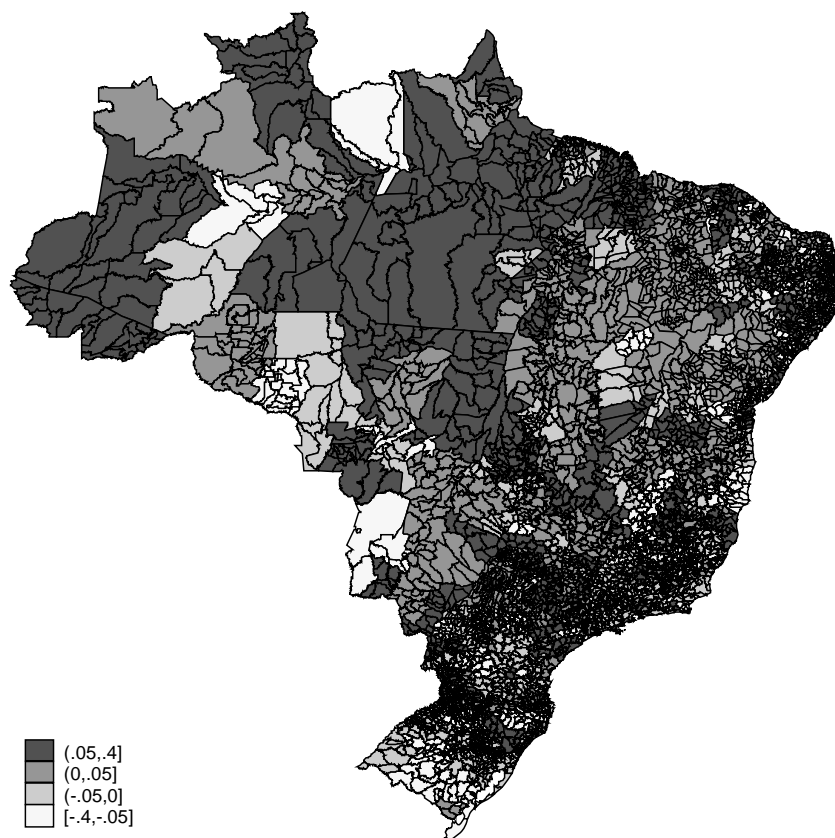


Tabela A1 – Participação dos setores no emprego (%)

	1991		2000	
	c/ setor serviços	sem serviços	com serviços	sem serviços
Agropecuária	25,97	58,58	21,00	58,19
Extrativa mineral	1,11	2,50	0,49	1,36
Extração petróleo/gás, carvão	0,15	0,34	0,08	0,22
Minerais não-metálicos	1,20	2,71	1,09	3,02
Metalurgia	3,68	8,30	2,24	6,21
Mecânica	0,66	1,49	0,70	1,94
Material elétrico	0,58	1,31	0,52	1,44
Transporte	0,81	1,83	0,90	2,49
Madeira	2,15	4,85	2,01	5,57
Papel	1,00	2,26	0,89	2,47
Borracha	0,20	0,45	0,14	0,39
Químicos	0,92	2,08	0,46	1,27
Petróleo	0,23	0,52	0,18	0,50
Perfumaria	0,20	0,45	0,22	0,61
Plástico	0,36	0,81	0,34	0,94
Têxtil	0,88	1,99	0,55	1,52
Vestuário	0,68	1,53	0,51	1,41
Calçados	0,64	1,44	0,54	1,50
Alimentos	2,60	5,87	2,76	7,65
Diversas	0,31	0,70	0,47	1,30
Serviços	55,69	-	63,90	-
Total	100	100	100	100

Tabela A2 – compatibilização dos setores de atividade

Kume et al. (2002)	Censo 1991 (códigos do setores)	Setores Compatibilizados
1 Agropecuária	11-37, 41, 42, 581	Agropecuária 1
2 Extrativa mineral	50, 53-59	Extrativa mineral 2
3 Extração de petróleo e carvão	51, 52	Extração de petróleo e carvão 3
4 Minerais não-metálicos	100	Minerais não-metálicos 4
5 Siderurgia	110	Metalurgia 5
6 Metalurgia dos não-ferrosos	110	Metalurgia 5
7 Outros produtos metalúrgicos	110	Metalurgia 5
8 Máquinas e tratores	120	Mecânica 6
10 Material elétrico	130	Material elétrico 7
11 Equipamentos eletrônicos	130	Material elétrico 7
12 Automóveis, caminhões e ônibus	140	Transporte 8
13 Peças e outros veículos	140	Transporte 8
14 Madeira e mobiliário	150, 151, 160	Madeira 9
15 Celulose, papel e gráfica	170, 290	Papel 10
16 Borracha	180	Borracha 11
17 Elementos químicos	200	Químicos 12
18 Refino do petróleo	201, 202, 352, 477	Petróleo 13
19 Produtos químicos diversos	200	Químicos 12
20 Farmacêutica e perfumaria	210, 220	Perfumaria 14
21 Artigos de plástico	230	Plástico 15
22 Têxtil	240, 241	Têxtil 16
23 Vestuário	250, 352	Vestuário 17
24 Calçados	190, 251	Calçados 18
25 Indústria do café	260, 261, 270, 280	Alimentos 19
Beneficiamento de produtos		
26 vegetais	260, 261, 270, 280	Alimentos 19
27 Abate de animais	260, 261, 270, 280	Alimentos 19
28 Indústria de laticínios	260, 261, 270, 280	Alimentos 19
29 Açúcar	260, 261, 270, 280	Alimentos 19
30 Óleos vegetais	260, 261, 270, 280	Alimentos 19
31 Outros produtos alimentares	260, 261, 270, 280	Alimentos 19
32 Indústrias diversas	300	Diversas 20

Microrregiões

Para obter as 487 microrregiões, primeiramente utilizamos as Áreas Mínimas Comparáveis (AMCs) (Reis et al., 2011) para lidar com o surgimento de 1015 novos municípios entre 1991 e 2000. Há casos em que um novo município foi delimitado a partir dos territórios de três municípios. Assim, os novos municípios em 2000 podiam pertencer ou não à mesma microrregião em 1991. Vale ressaltar ainda que o número que identifica uma microrregião no Censo 1991 pode não identificar a mesma microrregião no Censo 2000.

Após a uniformização dos municípios em 4492 AMCs, algumas delas faziam parte de mais de uma microrregião em 2000. Para todos os casos em que isso ocorreu, as microrregiões associadas à AMC foram agrupadas, de modo que as 558 microrregiões existentes em 2000 foram reduzidas a 494.

Considerando uma amostra de homens entre 20 e 60 anos de idade, que não se declaram indígenas, e que possuem informação para salário, escolaridade, ocupação, setor de atividade e área de residência, as microrregiões com menos de 500 observações em ao menos um Censo foram incorporadas às microrregiões vizinhas. Este foi o caso para seis microrregiões. Por fim, um limite mínimo de 2,5% de negros (pretos e pardos) ou brancos (brancos e amarelos) por microrregião foi estabelecido para, assim como no caso do limite no número de observações, evitar estimações muito imprecisas do diferencial de salários. Este foi o caso para uma microrregião. Assim, após todos esses procedimentos, obtém-se 487 microrregiões.

TERCEIRO ARTIGO

Profecia Autorrealizável e a Discriminação Antecipada no Brasil

Abstract

Este artigo investiga a possibilidade dos negros anteciparem discriminação no Brasil. De acordo com a ideia da profecia autorrealizável, a minoria investiria menos em educação justamente porque empregadores acreditam que membros deste grupo são menos qualificados em média. Usando dados do Saeb 2011 e Censo 2010, testa-se a hipótese de que, em lugares onde o diferencial de salários é maior, negros investem menos em educação que brancos relativamente a lugares que discriminam menos. De acordo com os resultados, há poucas evidências de que a discriminação antecipada é um fenômeno disseminado no Brasil. Enquanto a probabilidade de trabalhar é maior para os negros em lugares com hiatos maiores, o que reduz o tempo disponível para acumulação de capital humano, negros têm maior probabilidade que brancos de fazer o dever de casa de matemática. Isso sugere a existência de um mecanismo de compensação nos lugares que mais discriminam.

1 Introdução

“Profecia autorrealizável” (*self-fulfilling prophecy*) é o nome utilizado na literatura para caracterizar um fenômeno perverso: indivíduos de uma minoria investem menos em acumulação de capital humano devido à discriminação percebida no mercado de trabalho. O mecanismo ocorre da seguinte forma. Se empregadores possuem crenças negativas a respeito da produtividade média da minoria, há uma tendência a pagar salários mais baixos e a não alocar indivíduos da minoria em posições mais produtivas. Assim, existe a possibilidade da minoria (racionalmente) investir menos em educação porque ela antecipa um retorno menor. Se isso ocorrer, mesmo que maioria e minoria sejam idênticas ex-ante, a minoria será menos produtiva por acumular menos capital humano, confirmando a crença dos empregadores.

Embora importantes para dar suporte a questões relacionadas a políticas de ações afirmativas, por exemplo, análises empíricas a respeito dessa previsão teórica são raras na literatura. Este artigo busca evidências a respeito desse fenômeno no Brasil, analisando se o diferencial de salários entre brancos e negros está associado a menos investimento em educação por parte dos negros.

Nesse sentido, o ponto de maior interesse neste artigo não é a discriminação no mercado de trabalho propriamente dita, mas, sim, o efeito reverso da discriminação sobre os incentivos do indivíduo. A discriminação no mercado de trabalho, quando antecipada pelos trabalhadores, afeta os incentivos da minoria discriminada em termos de investimento em capital humano, esforço exercido na ocupação, ambição na carreira e outras tantas dimensões. Diferenças nas características observáveis e não observáveis entre maioria e minoria são resultados potenciais dessa antecipação. Neste caso, diferenças estimadas nos retornos aos atributos pessoais usualmente atribuídos à discriminação, na realidade, refletiriam diferenças de produtividade.

De acordo com Carneiro, Heckman e Masterov (2005), a escassez de artigos empíricos sobre discriminação antecipada reside no fato de que, em geral, os modelos teóricos sobre o tema possuem equilíbrios múltiplos e, portanto, são de difícil comprovação empírica. Acrescente-se a isso a escassez de dados sobre expectativas que possam ser utilizados para medir percepção de discriminação. Mesmo quando existem, Carneiro et al. (2005) argumentam que esse tipo de informação pode não ser muito confiável e/ou ter pouco significado por estarem muito distantes da realidade. A pesquisa National Longitudinal Survey of Youth 1997 (NLSY97) para os EUA seria um exemplo. Negros e brancos (de 17 a 18 anos) reportam probabilidades de 22% e 16%, respectivamente, de morrerem no próximo ano, probabilidades excessivamente altas, independentemente da raça. Outra estatística indica que estudantes brancos, negros e hispânicos superestimam as probabilidades de estarem matriculados no ano seguinte.

A evidência empírica mais clara de discriminação antecipada é apresentada pelos experimentos de Fryer, Goeree e Holt (2001), realizados por simulação em computador com alunos na Universidade de Virginia. Em uma primeira etapa do experimento, os alunos são separados em dois grupos para representar empregados e empregadores. Em seguida, os empregados são divididos em dois grupos, roxos e verdes. Os indivíduos roxos enfrentam custos

mais elevados de investimento em educação que os verdes. Por sua vez, para contratar um empregado, o empregador aplica um teste elaborado de tal forma que a probabilidade de um resultado azul (relativamente a um resultado vermelho) é maior para aqueles que investiram em educação. Após observar a cor e o resultado do teste de cada indivíduo, o empregador decide se o contrata ou não. Assim, em cada rodada, o empregado decide se investe ou não, faz o teste, e o empregador decide se o contrata ou não. Nas dez primeiras rodadas, a diferença de custo de investimento estabelecida inicialmente entre roxos e verdes é mantida, sendo eliminada nas 50 rodadas seguintes. As dez primeiras rodadas servem para estabelecer um estereótipo negativo para os roxos, já que, devido ao custo mais elevado, vão apresentar taxas menores de investimento. O experimento aponta que, mesmo após igualar os custos de investimento para roxos e verdes depois de dez rodadas, os roxos continuam a investir menos e a serem contratados com menor frequência que os verdes nas 50 rodadas seguintes. Note que no experimento não há disputa de vagas entre maioria e minoria. Dessa forma, o desempenho da minoria poderia ser ainda pior no mercado de trabalho real.

Em contraste com Fryer et al. (2001), a maioria dos artigos empíricos que faz referência à discriminação antecipada apenas discute a possibilidade de que a expectativa de discriminação tenha gerado o resultado encontrado. Isso ocorre em alguns artigos que analisam a endogeneidade dos controles incluídos na equação de salários, em geral, e de controles para ocupação, em particular. Blau e Farber (1987) e Gill (1994), por exemplo, consideram o efeito adverso sobre os negros causado pela antecipação da discriminação no mercado de trabalho, concluindo que a inclusão de ocupações como controle em equações salariais leva à subestimação da discriminação. Darity Jr. e Mason (1998) discutem a passagem de geração em geração da baixa expectativa de oportunidades de emprego, o que perpetua o baixo investimento em capital humano. Por outro lado, Carneiro et al. (2001) afirmam que o retorno à educação dos negros vem crescendo nos EUA, ultrapassando inclusive o retorno observado para os brancos. Esse fato contraria o argumento da discriminação antecipada, já que esse aumento deveria incentivar o investimento em educação dos negros.

A ideia deste artigo é analisar a associação entre percepção de discriminação em um dado mercado de trabalho e investimento em educação realizado por indivíduos entre 10 e 18 anos de idade vivendo na respectiva área.

Especificamente, medidas de investimento em educação, que variam ao nível do indivíduo, são regredidas na medida de percepção de discriminação, que varia ao nível do mercado de trabalho. Se houver antecipação da discriminação, espera-se que negros invistam menos em educação que brancos nos lugares onde o diferencial de salários é maior.

As medidas de investimento em educação refletem escolhas realizadas pelos indivíduos em relação à sua educação. Manter hábitos de leitura, por exemplo, é interpretado como mais investimento. Trabalhar enquanto estuda ou não frequentar bibliotecas é interpretado como menos investimento em educação. Por sua vez, na ausência de uma medida individual de percepção de discriminação, vamos utilizar o diferencial de salários entre brancos e negros observado para o mercado de trabalho associado ao local de residência do indivíduo. Esse diferencial é capturado por uma dummy de raça em uma equação salarial.

Os dados do Sistema de Avaliação da Educação Básica 2011 (Saeb 2011) são utilizados para construir as medidas de investimento em educação. O Saeb é um exame nacional aplicado a alunos do Ensino Fundamental (EF) e Médio (EM) de escolas públicas e particulares. Por meio do questionário preenchido pelos alunos que realizam os exames, é possível identificar, entre outras características, se o estudante trabalha fora de casa, se faz o dever de casa regularmente e (somente para os estudantes do 9º ano do EF) se pretende continuar apenas estudando após concluir o curso. É possível investigar também o comportamento dos pais por meio de questões que apontam o grau de incentivo ao estudo que oferecem aos filhos, configurando um possível indicador de quanto os próprios pais antecipam a discriminação.

Os dados do Censo Demográfico 2010 são utilizados para estimar o diferencial de salários para cada mercado de trabalho. Por mercado de trabalho entende-se um conjunto de municípios geograficamente próximos uns aos outros denominados de microrregião pelo IBGE. O diferencial de salários é estimado para uma amostra de homens com 25 anos ou mais de idade, que trabalham mais de 30 horas por semana, e que possuem salário positivo.

A maior preocupação da estratégia empírica é a possibilidade do diferencial de salários capturar, na realidade, diferenças socioeconômicas entre brancos e negros que também influenciam o investimento em educação. É

possível que, em lugares onde o diferencial é maior, a diferença de habilidade entre brancos e negros também seja maior. Nesse caso, o efeito do diferencial de salários pode ser erroneamente interpretado como discriminação antecipada quando o que se tem é um efeito do pior background familiar relativo dos negros e, não, um efeito de expectativas. Para minimizar essa possibilidade, com os dados do Saeb, pode-se controlar para habilidade utilizando tanto a educação da mãe quanto o desempenho dos alunos nas provas do Saeb.

Os resultados indicam certa ambiguidade. Por um lado, negros têm probabilidade maior de trabalhar nos lugares onde o hiato salarial é maior, o que diminui a alocação de tempo dedicado aos estudos. Por outro, há evidências de que negros tendem a fazer mais o dever de casa justamente onde a percepção de discriminação é maior. Assim, embora haja alguma evidência de discriminação antecipada, há evidências inclusive de um fenômeno inverso, a saber, de que nos lugares onde a discriminação é maior, negros tendem a investir mais em educação em determinados aspectos, talvez como forma de compensar a discriminação por vir. Em todo caso, as estimativas pontuais que dão suporte ou refutam a hipótese da profecia autorrealizável são bastante modestas. Uma variação de um desvio-padrão no diferencial de salários está associada, por um lado, a um aumento de 0,6 pontos percentuais na probabilidade de negros fazerem o dever de casa regularmente, e, por outro, a um aumento de 0,4 pontos percentuais na probabilidade de trabalhar fora de casa. Além disso, os resultados para o comportamento dos pais sugerem que pais de estudantes negros não antecipam discriminação. Nesse sentido, não se pode afirmar categoricamente que a antecipação da discriminação é um fenômeno recorrente no Brasil.

Este artigo está dividido em mais cinco seções além desta introdução. Na seção a seguir, discute-se brevemente o referencial teórico associado à profecia autorrealizável. A seção 3 discute a estratégia empírica, seguida da apresentação das fontes de dados, das variáveis utilizadas e de uma análise descritiva. Os resultados são reportados na seção 5, seguidos das considerações finais.

2 Referencial teórico

Para ilustrar o fenômeno da profecia autorrealizável, vamos nos basear em Coate e Loury (1993) e Cahuc e Zylberberg (2004)²⁶. Suponha que um empregador, para contratar funcionários para executar atividades avançada (que exige habilidade) e padrão (que pode ser executada por qualquer indivíduo), submete os candidatos a um teste de habilidade. Todos que possuem habilidade $h = h^+$ passam no teste, mas uma proporção p dos que não possuem habilidade, $h = 0$, também obtém sucesso. Para um determinado grupo, digamos, a minoria, o empregador acredita que uma porcentagem π é habilidosa. Assim, a probabilidade de sucesso no teste para a minoria é dada por $\pi + (1 - \pi)p$. Supondo que o produto marginal do indivíduo habilidoso na atividade avançada seja h^+ , e zero para o indivíduo não habilidoso, para o empregador, o retorno esperado dos indivíduos da minoria que passaram no teste é dado por

$$RE = \frac{\pi}{\text{Prob}(\text{sucesso})} h^+ + \frac{1-\pi}{\text{Prob}(\text{sucesso})} 0 = \frac{\pi h^+}{\pi + (1-\pi)p}. \quad (1)$$

Sob livre entrada, o retorno esperado é também o valor do salário pago a todos os trabalhadores que passam no teste, w^+ , sejam eles habilidosos ou não. O salário na atividade padrão também é igual à produtividade: zero. Sabendo disso, um indivíduo da minoria, antes de ingressar no mercado de trabalho, escolhe investir ou não em educação, a um custo e . Se investir, sua habilidade será h^+ e, portanto, obterá salário w^+ . Caso não invista, o indivíduo terá $h = 0$, com salário esperado de pw^+ . Assim, supondo que a utilidade do indivíduo seja linear, $U(\text{salario}, e) = \text{salario} - e$, o indivíduo decide investir em educação se o benefício de fazê-lo for maior que o salário esperado ao não investir: $w^+ - e > pw^+$. Rearranjando os termos e substituindo w^+ pelo retorno esperado obtém-se:

$$w^+ > \frac{e}{1-p} \Rightarrow \frac{\pi h^+}{\pi + (1-\pi)p} > \frac{e}{1-p} \Rightarrow \pi > \frac{p}{(1-p)(h^+ - e)}. \quad (2)$$

²⁶ Outros artigos teóricos relacionados à discriminação antecipada são Arrow (1973), Coate e Tennyson (1992) e Milgrom e Oster (1987). Fang e Moro (2010) apresentam uma revisão da literatura.

Ou seja, vale a pena investir apenas se a crença do empregador a respeito da proporção de indivíduos habilitados da minoria π for alta o suficiente. Assim, quando o empregador acredita que a proporção de indivíduos habilitados da minoria é baixa, aumenta a probabilidade da condição (2) não valer, induzindo indivíduos deste grupo a não investir em educação, o que confirmará a crença do empregador. Vale destacar ainda que, supondo a mesma distribuição de habilidade para dois grupos, maioria e minoria, por exemplo, não haveria desigualdade entre grupos se a crença a respeito da produtividade fosse a mesma para ambos. Nesse sentido, a crença dos empregadores, além de influenciar decisões individuais de investimento em educação, pode levar a desigualdades persistentes.

3 Estratégia empírica

Para investigar a existência de discriminação antecipada, analisa-se o efeito da percepção de discriminação em um dado mercado de trabalho sobre o investimento em educação realizado por indivíduos residentes na respectiva área.

A principal medida de percepção é o diferencial de salários entre brancos e negros. Desse modo, antes de definir a equação de interesse, é necessário estimar o hiato salarial por mercado de trabalho. Cada mercado é definido como um conjunto de municípios geograficamente próximos uns aos outros e delimitado pelo IBGE, denominado microrregião²⁷. Utilizando os dados do Censo 2010, a equação (3) é estimada por MQO, para uma amostra de homens com 25 anos ou mais de idade e que trabalham mais de 30 horas por semana:

$$y_i = \mu + \sum_j D_j \text{raça}_i \times \text{micro}_j + \gamma' X_i + v_i \quad (3)$$

onde raça_i é uma dummy de raça (1 = brancos, amarelos, 0 = negros, pardos, indígenas) para o indivíduo i , micro_j é uma dummy referente à microrregião j , X_i é um vetor de controles que inclui idade, idade ao quadrado, dummies para grupos de anos de escolaridade e microrregiões, e v_i é o termo de erro. A variável dependente y_i é o (log do) salário-hora, de tal modo que o parâmetro D_j referente

²⁷ Para a amostra utilizada, cerca de 18% dos municípios possuem menos de 200 observações. Por conta disso, o município foi descartado como mercado local em detrimento da microrregião.

à interação da dummy de raça com a dummy para a microrregião j captura o diferencial de salários na respectiva microrregião. Como a dummy de raça indica brancos, D_j deve ser positivo, sendo que valores maiores indicam maior diferencial de salário.

Alternativamente, vamos utilizar também um diferencial de ocupações como medida de percepção de discriminação: neste caso, y_i é uma dummy indicando que o indivíduo i trabalha em uma ocupação *white collar* (profissional liberal e cargos de direção e gerência).

Os parâmetros estimados \hat{D}_j são utilizados para construir uma variável independente a ser incluída nas equações de interesse: modelos de probabilidade linear, estimados ao nível do indivíduo com os dados do Saeb 2011:

$$\text{investimento}_i = \alpha + \beta_1 \text{negro}_i + \beta_2 \hat{D}_j + \beta_3 \text{negro}_i \times \hat{D}_j + \beta_4 \text{Educ.Mae}_i + \beta_5 \text{negro}_i \times \text{Educ.Mae}_i + \beta_6 \text{Nota MT}_i + \beta_7 \text{negro}_i \times \text{Nota MT}_i + \phi' Z_i + \epsilon_i \quad (4)$$

onde investimento_i é uma dummy indicando ocorrência do investimento para o indivíduo i , negro_i é uma dummy de raça (1 = negros, pardos, indígenas; 0 = brancos, amarelos), \hat{D}_j é a medida de percepção estimada para a microrregião j , Educ.Mae_i é uma dummy indicando que a mãe do aluno completou ao menos o Ensino Médio, Nota MT_i é a nota do aluno na prova de matemática do Saeb, e Z_i é um vetor de controles que inclui características do estudante, do domicílio em que mora, da escola em que estuda e da microrregião em que reside. O principal interesse recai sobre os coeficientes de interação entre a dummy de raça e o diferencial de salários (ou ocupações), β_3 . Note que, ao contrário do que ocorre na estimação dos hiatos, a dummy de raça na equação (4) indica negros, por conveniência. Assim, se houver discriminação antecipada, espera-se $\beta_3 < 0$, ou seja, que em lugares com maior discriminação (\hat{D}_j maior), negros apresentem menor probabilidade que brancos de investir em educação relativamente a lugares que discriminam menos. A interação entre a dummy de raça e a educação da mãe, β_5 , busca capturar se o investimento é diferente para alunos com mesmo background familiar. Finalmente, β_7 , o coeficiente para interação entre a nota do

aluno e a dummy de raça, é interpretado como a diferença de investimento entre brancos e negros com mesmo desempenho.

A equação (4) é estimada por MQO, com cluster para microrregiões. Há 558 microrregiões delimitadas pelo IBGE no Censo 2010. As observações são ponderadas pela raiz quadrada do número de observações utilizado para estimar o diferencial em questão, uma vez que este número afeta a precisão da estimativa \hat{D} .²⁸

O maior desafio dessa estratégia empírica é diferenciar o efeito do hiato salarial da própria desigualdade socioeconômica entre brancos e negros potencialmente associada com discriminação e que afeta o investimento em educação. É possível que o diferencial de salários seja maior em lugares onde a diferença de habilidade entre brancos e negros também seja maior. Nesses lugares, estudantes negros podem ter recebido menos incentivo de seus pais, acarretando em ambições educacionais mais baixas, resultando em menor investimento em educação. Nesse caso, o diferencial de salários estaria capturando simplesmente essa desvantagem de background familiar, sendo o menor investimento causado por diferenças socioeconômicas e não por expectativas. Assim, β_3 tenderia a ser maior (em módulo) do que o verdadeiro parâmetro, favorecendo a rejeição da hipótese nula ($\beta_3 = 0$). Para minimizar essa possibilidade, é possível controlar para habilidade dos estudantes, utilizando a escolaridade da mãe e o desempenho obtido na prova do Saeb.

Embora não exista a mesma riqueza de informação do Saeb no Censo, vamos realizar uma análise complementar para indivíduos entre 15 e 18 anos de idade, implementando a mesma estratégia empírica. Como veremos a seguir, essa é uma faixa etária relativamente ignorada na análise com os dados do Saeb. A grande desvantagem do Censo é a ausência de medidas de desempenho escolar individuais. Por outro lado, é possível obter uma variável de background familiar ao utilizar a escolaridade do chefe do domicílio como substituta para a escolaridade da mãe. Adicionalmente, os dados do Censo permitem incluir

²⁸ A rigor, como as observações do Saeb têm seu próprio peso, na estimação da equação (4), o peso de cada observação i contida na microrregião j é multiplicado por $p^j = \sqrt{n_j} / \sum_j \sqrt{n_j}$, onde n_j é número de observações no Censo referente à microrregião j utilizado para estimar o diferencial de salários (ou ocupações).

aqueles que não frequentam escola, aproximadamente 30% dos indivíduos na faixa etária mencionada.

4 Dados, variáveis e análise descritiva

4.1 Saeb 2011

A unidade de análise deste artigo são os estudantes que fizeram os exames do Sistema de Avaliação da Educação Básica 2011. Os microdados do Saeb 2011 são disponibilizados pelo Instituto Nacional de Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), órgão vinculado ao Ministério da Educação e Cultura (MEC). O Saeb é composto por duas avaliações complementares, uma censitária (a Prova Brasil) e outra amostral. As provas do Saeb são aplicadas de forma censitária a alunos do 5º e 9º anos do Ensino Fundamental (EF) de escolas públicas com, no mínimo, 20 alunos, e de forma amostral a i) alunos do 5º e 9º anos de escolas particulares com 10 alunos ou mais em turmas regulares, ii) alunos do 5º e 9º anos de escolas públicas com 10 a 19 alunos, e iii) alunos da 3ª série do Ensino Médio (EM), com 10 alunos ou mais em turmas regulares, de escolas públicas e particulares.

A todos os alunos participantes do Saeb é aplicado um questionário socioeconômico, contendo perguntas a respeito de características pessoais (idade, raça etc.), dos pais (se mora com pais, educação etc.) e do domicílio (se possui carro, computador, se trabalha empregada doméstica etc.). É possível ainda identificar as características das escolas, como dependência administrativa e localização (urbana ou rural).

Além disso, diversos itens do questionário revelam escolhas e perspectivas dos estudantes relacionadas à educação. Duas questões são mais objetivas no que se refere a investimento. Uma delas pergunta com que regularidade o aluno faz o dever de casa (português ou matemática). Constrói-se uma dummy que assume valor 1 se a resposta for “sempre ou quase sempre”, e zero para “de vez em quando” ou “nunca ou quase nunca”. A outra diz respeito à perspectiva do aluno quanto a seu futuro. Especificamente, pergunta-se o que ele pretende fazer depois de completar o curso em que está matriculado. As respostas possíveis são: i)

somente continuar estudando; ii) somente trabalhar; iii) continuar estudando e trabalhar; e iv) ainda não sabe. Uma dummy indicadora da opção (i) é construída. Infelizmente, essa questão só existe para os alunos do 9º ano do EF.

Três questões relacionam-se a hábitos de leitura: pergunta-se se o estudante tem o costume de ler de livros em geral e revistas em quadrinhos, e sobre a regularidade com que frequenta bibliotecas. As três perguntas têm como opções de resposta “sempre ou quase sempre”, “de vez em quando” e “nunca ou quase nunca”. Novamente, uma dummy indicando a primeira opção é construída a partir de cada questão. Essas cinco variáveis dummies são interpretadas como indicadoras de mais investimento em educação.

Como todos os alunos que fizeram as provas do Saeb estudam, o fato de o aluno trabalhar indica dupla jornada. Interpretando a situação de trabalho como desfavorável ao investimento em educação (ainda que se possa argumentar que essa experiência poderia se transformar em capital humano no longo prazo), a pergunta sobre trabalho, do tipo “sim/não”, é transformada em variável dummy (trabalha fora de casa = 1). Ao contrário das cinco variáveis definidas anteriormente, essa dummy indica menos investimento em educação.

Finalmente, obtêm-se três variáveis adicionais que se referem ao comportamento dos pais em relação a incentivos. Pergunta-se ao estudante se os pais conversam com ele sobre o que acontece na escola e se incentivam a leitura.²⁹ Essas questões também são do tipo “sim/não” transformadas em dummies (sim = 1). Além disso, há uma pergunta sobre a regularidade com que os pais frequentam a reunião de pais. Novamente, se a resposta for “frequentam sempre ou quase sempre”, a dummy para esta variável assume valor igual a 1. Por meio dessas variáveis, pretende-se analisar também quanto os próprios pais antecipam a discriminação.

Para evitar questões envolvendo gênero, apenas os meninos são mantidos na amostra. Além disso, a amostra para alunos da 3ª série do EM não foi considerada por conta do tamanho da amostra e diferenças no questionário em relação aos demais alunos.³⁰ A tabela 3.1 apresenta as variáveis utilizadas. Por se

²⁹ Há ainda mais três variáveis de incentivo: se os pais incentivam a estudar, a fazer o dever de casa e a frequentar a escola. Porém, essas variáveis não foram aproveitadas por haver pouca variação: nos três casos, mais de 95% dizem que os pais incentivam essas atividades.

³⁰ Há cerca de 50 observações por microrregião para o EM. Quanto ao questionário, três questões não existem para esses alunos: pretensão escolar, frequência a bibliotecas e frequência dos pais a

tratar de alunos do 5º e 9º anos do EF, a média de idade é de 12,8 anos (87% entre 10 e 15 anos). Em torno de 61% da amostra é de estudantes que se declaram negros, pardos ou indígenas. Destaca-se o baixo percentual de estudantes do 9º ano que pretende continuar apenas estudando, abaixo de 40%. Também são baixas as porcentagens de alunos que leem livros em geral sempre ou quase sempre e que costumam frequentar bibliotecas, embora 91,5% dos alunos dizem que seus pais incentivam a leitura.

Em termos de características das escolas, enquanto 93% têm salas de aula em boas condições, apenas 41% possuem laboratório. A maioria dos diretores tem curso superior (excluindo curso normal superior) e aproximadamente 28% atuam há pelo menos 10 anos como diretor (não necessariamente na mesma escola). É alta porcentagem de diretores que declararam ter tido problemas com falta de professores (48%), e pouco mais de um terço diz ter enfrentado problemas com a frequência dos professores (36%).

Tabela 3.1 – Características do Saeb 2011

	(1)	(2)	(3)		(4)	(5)	(6)
	Média	D.P.	% amostra não missing		Média	D.P.	% amostra não missing
Variáveis Dependentes				Características das escolas			
Pretende só estudar	0.340	0.474	44%	Salas em boas condições	0.932	0.252	98%
Trabalha fora	0.219	0.413	95%	Escola possui:			
Faz dever de MT	0.660	0.474	97%	Computadores	0.809	0.393	98%
Lê livros	0.279	0.449	91%	Biblioteca	0.736	0.441	97%
Lê revista em quadrinhos	0.382	0.486	90%	Laboratório	0.416	0.493	97%
Frequenta biblioteca	0.162	0.369	90%	Diretor			
Pais incentivam leitura	0.915	0.279	92%	Escolaridade (superior)	0.921	0.269	98%
Pais conversam s/dia-a-dia	0.780	0.414	97%	Experiência (10 anos ou +)	0.276	0.447	97%
Pais freq. reunião de pais	0.578	0.494	97%	Problemas na escola:			
				Financeiros	0.455	0.498	97%
Características dos alunos/domicílio				Falta de Professores	0.482	0.500	98%
Negro	0.608	0.488	89%	Professores faltosos	0.363	0.481	98%
Educ. Mãe (E.Médio ou +)	0.428	0.495	69%	Localização			
Idade	12.8	2.3	99%	Capital	0.229	0.420	100%
Mora com o pai	0.707	0.455	97%	Urbano	0.896	0.305	100%
Possui carro	0.509	0.500	98%	Dependência Administrativa			
Possui computador	0.594	0.491	99%	Municipal	0.488	0.500	100%
3 ou + Dormitórios	0.510	0.500	98%	Estadual/Federal	0.376	0.484	100%
Há Diarista/Emp.Dom.	0.151	0.358	99%	Particular	0.136	0.343	100%
9º ano do EF	0.476	0.499	100%				
Turno Matutino	0.592	0.491	100%	Observações			2066346

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Saeb 2011. Inclui meninos do 5º e 9º anos do Ensino Fundamental.

Vale ressaltar que, apesar de haver cerca de 2,1 milhão de observações na base original, a amostra final em cada regressão é de aproximadamente um milhão, com exceção da estimação para pretensão escolar, válida somente para o 9º ano do EF. As perdas ocorrem principalmente porque muitos estudantes declaram não saber sua raça nem informar qual é a escolaridade da mãe. As colunas (3) e (6) da tabela 3.1 indicam a porcentagem de observações com informação inexistente para cada variável.

4.2 Censo Demográfico 2010 e Censo Escolar 2011

Os microdados do Censo Demográfico 2010 são utilizados para estimar o diferencial de salários e de ocupações por microrregião. O diferencial de salários condicional entre brancos e negros é a principal variável escolhida para representar a percepção de discriminação. A ideia é que esse diferencial represente a perspectiva do aluno acerca de seu desempenho futuro no mercado de trabalho. O diferencial de ocupação é uma medida alternativa inspirada em Milgrom e Oster (1987), que analisam a discriminação via promoções na carreira. Trata-se da diferença na porcentagem de trabalhadores de cada grupo demográfico (brancos e negros) que estão ocupados como profissionais liberais e em cargos de direção e gerência (denominados *white collar*). A princípio, esta variável poderia até capturar melhor as impressões do aluno quanto ao mercado de trabalho, uma vez que bastaria realizar associações entre raça e ocupações. A interpretação tanto para o diferencial de salário quanto para o de ocupação é basicamente a mesma: quanto maior o diferencial, maior é a impressão de que o mercado não irá valorizar a educação obtida, diminuindo o incentivo a investir.

Com o intuito de controlar para efeitos locais, o Censo também é utilizado para construir outras variáveis no nível da microrregião, como a renda domiciliar per capita e o hiato de pobreza³¹. Analogamente, informações do Censo Escolar 2011 são utilizadas na construção de variáveis para controlar para efeitos da oferta local de educação: o número de escolas por 10 mil habitantes e a porcentagem de escolas públicas, ambas calculas para a microrregião. A tabela 3.2 apresenta as estatísticas descritivas. O diferencial de salário médio é de 13% e o de ocupação, de três pontos percentuais, ambos favoráveis aos brancos.

³¹ O hiato de pobreza é correlacionado com o índice de Gini e possui a vantagem de não ser muito correlacionado com o diferencial de salários. A linha de pobreza utilizada foi de US\$ 1.25 PPP por dia = R\$ 1,77 por dia, calculada pelo International Comparison Program do Banco Mundial.

Tabela 3.2 – Características das microrregiões

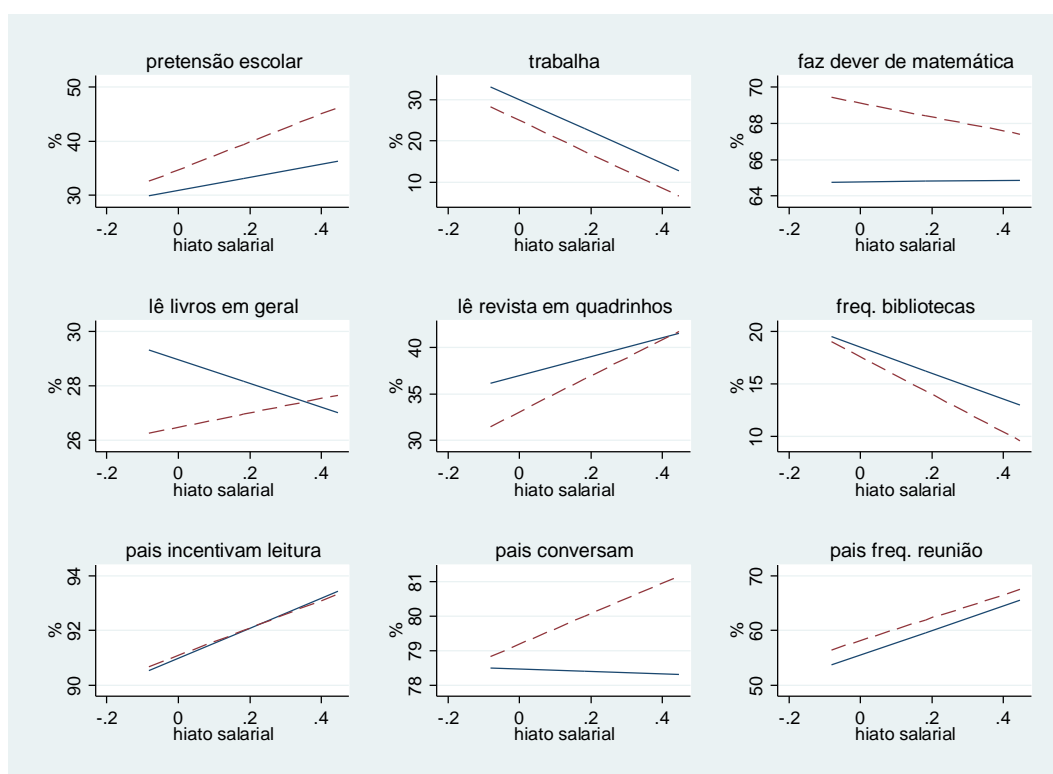
Censo 2010	Média	d.p.	Censo Escolar	Média	d.p.
Diferencial de salário	0.131	0.062	Nº escolas/10 mil hab.	14,5	7,66
Diferencial de ocupação	0.030	0.019	% de escolas públicas	85.5	10.9
Renda domiciliar pc	643,6	287,6			
Hiato de pobreza	6.36	4.41	Observações	558	

Diferencial de salário e ocupação estimados por meio da equação (3).

Linha de pobreza = US\$ 1.25 PPP por dia = R\$ 1,77 por dia.

4.3 Investimento em educação e diferencial de salários

Para termos uma ideia a respeito da diferença de investimento em educação por raça e grau de discriminação, a figura 3.1 apresenta a relação entre o diferencial de salários condicional, tal qual estimado pela equação (3), e cada variável de investimento. Como todas as variáveis de investimento são dummies, o eixo vertical de cada gráfico da figura representa porcentagens: são os valores preditos para o investimento a partir de uma regressão linear do investimento no diferencial de salários para brancos e negros, separadamente.



Fonte: elaboração própria a partir dos dados do Saeb (2011).

Figura 3.1 – Relação entre investimento em educação e hiato salarial condicional por raça

Linha contínua: negros – Linha tracejada: brancos

Sob a hipótese de discriminação antecipada, quando a porcentagem de indivíduos que realiza determinado investimento é maior para brancos, espera-se aumento da diferença conforme o hiato aumenta; quando a porcentagem é maior para negros, espera-se diminuição. Nesse sentido, observa-se a inexistência de um padrão na relação do hiato com os investimentos. Para alguns casos, como pretensão escolar e leitura de livros em geral, ocorre justamente o esperado na presença de discriminação antecipada. Por outro lado, nota-se que, nos lugares com maiores hiatos, a diferença entre brancos e negros quanto à probabilidade de fazer o dever de casa e de frequentar bibliotecas desfavorece a confirmação hipótese. Há também casos em que, aparentemente, não há diferenças relacionadas ao hiato, como sugere a probabilidade de trabalhar.

Um ponto interessante em seis dos nove gráficos é o aumento na probabilidade de investimento por parte dos negros na medida em que o hiato aumenta. Isso sugere correlação entre hiato salarial e variáveis que afetam o investimento em educação, uma vez que a probabilidade aumenta também para os brancos em cinco desses casos.

5 Resultados

Nesta seção são apresentados e discutidos os resultados para a equação (4), que estima a associação entre medidas de discriminação e investimento em educação com o intuito de analisar a discriminação antecipada no Brasil. O principal interesse recai sobre a interação entre a dummy para negros e a medida de discriminação. Vale lembrar que os diferenciais de salário e ocupação (as medidas de discriminação utilizadas) foram estimados utilizando uma dummy de raça indicadora de brancos, de tal modo que uma variação positiva na variável hiato indica aumento do diferencial³².

A tabela 3.3 reporta os resultados relacionados às variáveis de investimento “direto” em educação, que refletem tanto a perspectiva do estudante quanto atitudes mais diretas em relação a investimento. Para cada variável dependente, três especificações são apresentadas. A primeira inclui controle para

³² A equação (3) referente à estimação do hiato salarial apresenta resultados semelhantes aos encontrados na literatura. Já a equação para diferencial de ocupações indica que idade e educação são positivamente correlacionadas com a probabilidade de ser *white collar*, sendo o efeito quadrático da idade não significativo estatisticamente.

escolaridade da mãe (se possui ao menos o ensino médio completo); a segunda controla adicionalmente para a nota obtida na prova de matemática³³; e a terceira substitui a nota individual pela diferença no desempenho médio obtido por brancos e negros na microrregião (valores positivos indicam melhor desempenho dos brancos).

³³ Por conta da alta correlação com a nota em língua portuguesa, de 0.75, apenas a nota de matemática foi incluída.

Tabela 3.3 – Efeito do hiato salarial sobre investimento “direto” em educação

	Pretende só estudar			Trabalha fora de casa			Faz dever de MT regularmente		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Negro X Hiato	0.053 (0.044)	0.024 (0.040)	0.088 (0.066)	0.050 (0.031)	0.060** (0.026)	0.028 (0.033)	0.079** *	0.169** *	
Negro	- 0.025** *	- 0.202** *	- -0.012 (0.009)	- 0.010* (0.006)	- -0.005 (0.014)	- 0.003 (0.006)	- 0.046** *	- 0.037** *	- 0.029** *
Hiato	-0.023 (0.065)	0.013 (0.065)	-0.065 (0.075)	0.025 (0.039)	-0.004 (0.038)	0.046 (0.039)	-0.069 (0.045)	-0.018 (0.044)	0.102** (0.042)
Educ. Mãe	0.065** *	0.046** *	0.064** *	0.039** *	0.028** *	0.038** *	0.022** *	0.002 *	0.021** *
Negro X Educ. Mãe	- 0.048** *	- 0.024** *	- 0.046** *	- 0.011** (0.005)	- 0.007 (0.005)	- 0.011** (0.005)	- -0.001 (0.007)	- 0.006 (0.006)	- 0.001 (0.006)
Nota MT		0.094** *			0.085** *			0.157** *	
Negro X Nota MT		- 0.088** *			0.004 (0.005)			-0.000 (0.004)	
$\Delta(\text{Nota MT})^\#$			0.151* (0.083)			0.072** *			0.087** *
Negro X $\Delta(\text{Nota MT})^\#$			-0.120 (0.086)			0.065** (0.028)			0.189** *
Média									
Var.Dep.	0.352	0.352	0.352	0.189	0.189	0.189	0.658	0.658	0.658
Obs. (em mil)	577,5	577,5	577,5	1049,3	1049,3	1049,3	1065,8	1065,8	1065,8
R-2	0.079	0.083	0.079	0.082	0.091	0.082	0.072	0.094	0.072

Diferença no desempenho médio entre brancos e negros, por microrregião. Erros-padrão entre parênteses (cluster para microrregião).*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Demais controles incluídos na regressão, além de dummies para estados: 1) ao nível da microrregião: número de escolas públicas per capita, proporção de escolas públicas, renda domiciliar per capita e hiato de pobreza; 2) ao nível do indivíduo: série, turno, idade, se mora com o pai, características do domicílio (se tem carro, se tem computador, se trabalha empregada doméstica e número de dormitórios); 3) ao nível da escola: dependência administrativa, se está localizada na capital do estado, se está na área urbana, condição das salas de aula, se tem computadores, biblioteca e laboratório, escolaridade e experiência do diretor, se teve problemas financeiros, com falta de professor e com assiduidade dos professores. Diferencial de salários estimado por MQO com dados do Censo 2010. Equação salarial inclui controles para idade, idade ao quadrado e dummies para grupos de anos de escolaridade.

A terceira especificação exclui a nota do aluno por ser uma variável potencialmente endógena. Como argumentam Carneiro et al. (2005), o

desempenho pode ser endógeno por conta da possibilidade de já refletir o comportamento de um aluno que antecipou a discriminação e reduziu alocação de tempo e esforço no investimento em educação. Por exemplo, o aluno pode ter obtido baixo desempenho justamente porque não fez regularmente o dever de casa. Por outro lado, conforme discutido anteriormente, a ausência desse controle adicional para habilidade poderia viesar os coeficientes associados ao hiato salarial, favorecendo a obtenção de resultados que corroboram a profecia autorrealizável. Assim, optou-se por testar a inclusão dessa diferença de médias de desempenho entre raças no lugar da nota individual por ser menos suscetível à causalidade reversa.

De acordo com a tabela 3.3, não parece haver diferença de perspectivas entre raças devido ao diferencial de salários, já que o coeficiente da interação estimado para a pretensão de continuar somente estudando (válido apenas para o 9º ano do EF), além de ser positivo, não é significativo estatisticamente (colunas 1 a 3). Isso pode estar relacionado ao problema mencionado por Carneiro et al. (2005) a respeito de informações sobre expectativas, ou seja, elas não representariam bem a realidade de quem as reporta.

As colunas (4) a (6) indicam que, em geral, a probabilidade do aluno negro enfrentar dupla jornada não é maior que a do branco. Por outro lado, em lugares onde o diferencial de salários é maior, essa probabilidade tende a ser maior, embora o coeficiente da interação seja estatisticamente significativo apenas quando se controla para a nota na prova de matemática. A piora na percepção de discriminação parece desestimular ainda mais a alocação de tempo dedicado aos estudos.

Contrariando a hipótese da profecia, as colunas (7) a (9) apontam que negros têm maior probabilidade de fazer regularmente o dever de casa de matemática quando percebem maior discriminação no mercado de trabalho local. O efeito para o dever de português é praticamente o mesmo que o estimado para o de matemática e, por isso, não foi reportado³⁴. Note que, para um hiato suficientemente baixo, negros têm menor probabilidade de fazer o dever de casa que os brancos. Ou seja, parece haver um aumento do esforço na tentativa de

³⁴ A correlação entre fazer o dever de casa de matemática e de português é de 0.50.

compensar antecipadamente uma possível discriminação no futuro, dada a percepção atual.

O efeito da escolaridade da mãe é sempre favorável ao investimento “direto” em educação do aluno. A interação com a dummy de raça indica que a educação da mãe é mais importante que a percepção de discriminação tanto para a pretensão escolar quanto para a alocação de tempo do aluno: alunos negros tendem a investir relativamente menos que brancos, dada a escolaridade da mãe. Porém, isso não é válido para o dever de casa: os coeficientes da interação, muito próximos de zero, indicam que a educação da mãe influencia igualmente brancos e negros.

Apesar de potencialmente endógena, vale destacar que a nota na prova de matemática afeta brancos e negros de forma distinta apenas em relação à perspectiva quanto o futuro: o efeito da nota é maior para brancos, indicando que negros têm menor perspectiva de retorno para um dado desempenho. Os resultados incluindo a diferença no desempenho médio de brancos e negros em substituição à nota individual do aluno indica que existe diferença entre brancos e negros em lugares onde o desempenho dos brancos é maior relativamente aos lugares onde os negros conseguem reduzir a diferença. Vale ressaltar também que os resultados não são muito distintos nas três especificações, o que reduz a preocupação quanto a uma possível endogeneidade devido à causalidade reversa.

Dessa forma, até aqui não há evidências contundentes que corroborem a hipótese de discriminação antecipada, ao menos no que diz respeito a essas variáveis mais diretas de investimento em educação, em que a pretensão escolar mede a postura do aluno quanto ao futuro, a dupla jornada reflete o tempo dedicado aos estudos, e o dever de casa aponta acumulação de capital humano.

A tabela 3.4 reporta os resultados para variáveis dependentes que medem de forma menos precisa o investimento em educação, sendo, por isso, denominadas aqui de investimento “indireto” em educação. Apesar da maior imprecisão, de alguma forma, essas variáveis podem ser associadas à acumulação de capital humano. As três primeiras colunas, por exemplo, indicam que, relativamente a lugares que discriminam menos, nos lugares com hiatos maiores, negros têm menor probabilidade que brancos de ler revistas em quadrinhos. Essa evidência se destaca porque, para um hiato suficientemente baixo, negros tendem a ler mais revista em quadrinhos que brancos. A rigor, esse tipo de leitura pode

não ser um investimento em educação, mas talvez seja a porta de entrada para adquirir hábitos de leitura. Por outro lado, os resultados para leitura de livros em geral e frequência a bibliotecas não trazem evidências favoráveis à hipótese de discriminação antecipada.

A evidência para frequência a bibliotecas pode ser explicada pelo fato de não se saber exatamente a atividade desenvolvida pelo estudante na biblioteca. Adicionalmente, há escolas em que frequentar a sala de leitura da própria escola, que pode ter sido apontada pelo aluno como sendo a biblioteca que frequenta, é uma matéria obrigatória. Seria interessante se o resultado estivesse relacionado a atividades extracurriculares.

Novamente, a tabela 3.4 evidencia a importância do background familiar para os investimentos em educação. A educação da mãe está fortemente associada a todas as variáveis de investimento, havendo alguma diferença entre raças. O mesmo vale para a nota individual do aluno, embora os coeficientes negativos para frequência a bibliotecas sejam inesperados, o que reforça o argumento do parágrafo anterior.

Tabela 3.4 – Efeito do hiato salarial sobre investimento “indireto” em educação

	Lê revistas em quadrinhos			Lê livros em geral			Costuma frequentar bibliotecas		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Negro X Hiato	- 0.097** *	- 0.090** *	- 0.077** 0.031**	-0.023 (0.029)	-0.028 (0.028)	-0.009 (0.034)	0.041* (0.025)	0.043 (0.026)	0.036 (0.029)
Negro	0.027** *	-0.024* (0.013)	* (0.008)	0.007 (0.006)	0.036* (0.019)	0.010* (0.006)	-0.007 (0.004)	0.012 (0.015)	-0.008 (0.005)
Hiato	0.244** *	0.239** *	0.243** *	0.102** (0.040)	* (0.040)	0.096** (0.041)	-0.018 (0.045)	-0.030 (0.045)	-0.017 (0.046)
Educ. Mãe	0.021** *	0.024** *	0.020** *	0.022** *	0.018** *	0.022** *	0.013** *	-0.008** *	0.013** *
Negro X Educ. Mãe	-0.007 (0.010)	-0.012 (0.009)	-0.007 (0.010)	-0.019* (0.010)	-0.015* (0.008)	-0.018* (0.010)	0.006** (0.002)	0.007** (0.003)	0.006** (0.002)
Nota MT		-0.008 (0.006)			0.021** *			0.042** *	
Negro X Nota MT		0.022** *			-0.012* (0.007)			-0.009 (0.006)	
$\Delta(\text{Nota MT})^\#$			-0.006 (0.034)			0.015 (0.031)			-0.001 (0.032)
Negro X $\Delta(\text{Nota MT})^\#$			-0.045 (0.027)			-0.036 (0.038)			0.010 (0.027)
Média	0.375	0.375	0.375	0.264	0.264	0.264	0.144	0.144	0.144
Var.Dep.									
Obs. (em mil)	993,3	993,3	993,3	1004,9	1004,9	1004,9	997,5	997,5	997,5
R-2	0.104	0.104	0.104	0.072	0.073	0.072	0.060	0.063	0.060

Diferença no desempenho médio entre brancos e negros, por microrregião. Erros-padrão entre parênteses (cluster para microrregião).*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Apesar do efeito do background, a inclusão dessas variáveis pouco influencia os resultados principais a respeito do hiato salarial, ou seja, condicional ao background familiar, a análise qualitativa não se altera com a inclusão da nota do aluno. O mesmo vale para a inclusão do controle para a diferença de desempenho médio entre brancos e negros por microrregião.

Vale destacar também que os efeitos quantitativos são bastante modestos. Mesmo se considerarmos o maior efeito dentre os três apresentados para cada investimento, um aumento de um desvio-padrão no hiato salarial (6,2 pontos percentuais) levaria a um aumento de 0,4 pontos percentuais na probabilidade de trabalhar, sendo que 21% dos negros trabalham. Por sua vez, a mesma variação do

hiato salarial levaria a um aumento de um ponto percentual na probabilidade de fazer o dever de casa regularmente, sendo que 64% dos negros o fazem.

Ainda que os controles para habilidade não sejam suficientes para mitigar a possibilidade de o hiato salarial estar capturando diferenças socioeconômicas entre brancos e negros e não expectativas, a correção do problema de simultaneidade tenderia a reduzir (em módulo) o coeficiente de interesse se a correlação entre diferencial de salários e de habilidade for positiva, o que deve ser o caso. Nesse sentido, isso reforçaria o fato de que não há evidências suficientes para afirmar que a discriminação antecipada é um fenômeno recorrente no Brasil. Por outro lado, tenderia a diminuir também os indícios de mecanismos de compensação mencionados.

Outro ponto que deve ser levantado é a potencial subestimação dos erros-padrão relacionados às variáveis no nível da microrregião. De acordo com Angrist e Pischke (2009), quanto maior a correlação entre as observações de uma determinada localidade, maior tende a ser a subestimação do erro-padrão da variável medida no nível agregado (no caso, a medida de discriminação) em uma regressão no nível individual. Nesse sentido, deve-se ter em mente que a significância estatística pode ser menor que a reportada.

A tabela 3.5 apresenta os resultados para as variáveis de investimento relacionadas ao comportamento dos pais. De modo geral, é possível dizer que os resultados repetem o padrão obtido para as escolhas dos estudantes, ou seja, não parece haver antecipação da discriminação por parte dos pais de estudantes negros em lugares que discriminam mais. Além do efeito da interação não ser significativo em nenhum caso, a estimativa pontual é positiva para duas das três variáveis construídas.

Vale notar a semelhança desses resultados com os gráficos discutidos na seção 4. Visualmente, não havia diferenças entre brancos e negros no incentivo à leitura, mas havia maior probabilidade de incentivo onde o hiato era maior. Por sua vez, apesar de apresentar a mesma tendência no caso da frequência à reunião de pais, pais de alunos negros tinham média menor. Para os dois casos, é justamente isso que se verifica na tabela 3.4. Já a disparidade para o caso do interesse dos pais a respeito da rotina escolar dos filhos aparentemente não se mantém nas estimações.

Novamente, a educação da mãe parece ser o fator mais importante quando se trata de incentivar os filhos, seja diretamente, incentivando a leitura, seja indiretamente, ao se interessar pela vida escolar, conversando sobre a rotina do filho ou participando de reuniões. Além disso, controlar adicionalmente para desempenho também não altera os resultados.

Tabela 3.5 – Efeito do hiato salarial sobre incentivo dos pais

	Incentivam leitura			Conversam sobre dia-dia escolar			Frequentam reunião de pais		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Negro X Hiato	0.018 (0.019)	0.016 (0.019)	0.004 (0.022)	-0.015 (0.032)	-0.021 (0.035)	-0.014 (0.031)	0.013 (0.032)	0.008 (0.033)	0.003 (0.034)
Negro	0.000 (0.004)	0.013 (0.011)	-0.003 (0.005)	0.003 (0.005)	* (0.022)	0.003 (0.005)	-0.003 (0.006)	0.031* (0.018)	-0.005 (0.006)
Hiato	0.074** * (0.021)	0.077** * (0.021)	0.081** * (0.023)	0.039 (0.034)	0.039 (0.036)	0.037 (0.034)	0.034 (0.022)	0.040* (0.023)	0.039 (0.024)
Educ. Mãe	0.019** * (0.005)	0.018** * (0.005)	0.020** * (0.005)	0.041** * (0.006)	0.039** * (0.007)	0.041** * (0.006)	0.058** * (0.003)	0.055** * (0.003)	0.058** * (0.003)
Negro X Ed.Mãe	0.002 (0.007)	0.004 (0.006)	0.002 (0.007)	- 0.018** * (0.006)	- 0.013** * (0.005)	- 0.018** * (0.006)	0.004 (0.004)	0.008** (0.003)	0.003 (0.004)
Nota MT		0.006** (0.003)			-0.005 (0.008)			0.013** * (0.004)	
Negro X Nota MT		-0.005 (0.003)			- 0.025** * (0.008)			- 0.014** (0.006)	
$\Delta(\text{Nota MT})^\#$			-0.021 (0.026)			0.004 (0.022)			-0.013 (0.031)
Negro X $\Delta(\text{Nota MT})^\#$			0.035* (0.021)			-0.004 (0.022)			0.026 (0.028)
Média Var.Dep.	0.921	0.921	0.921	0.793	0.793	0.793	0.619	0.619	0.619
Obs. (em mil)	1013,0	1013,0	1013,0	1067,9	1067,9	1067,9	1069,0	1069,0	1069,0
R-2	0.013	0.013	0.013	0.023	0.023	0.023	0.043	0.044	0.043

Diferença no desempenho médio entre brancos e negros, por microrregião. Erros-padrão entre parênteses (cluster para microrregião).*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Controles idênticos aos da Tabela 3. Diferencial de salários estimado por MQO com dados do Censo 2010. Equação salarial inclui controles para idade, idade ao quadrado e dummies para grupos de anos de escolaridade.

De acordo com os resultados até aqui, negros não parecem mais desestimulados a acumular capital humano que os brancos nos lugares que discriminam mais relativamente aos lugares com diferenciais de salário mais baixos. As escolhas relatadas pelos alunos sugerem ainda que, ao contrário do que se esperaria, a percepção de discriminação parece reforçar a dedicação aos estudos por parte do aluno negro, talvez como forma de compensar a discriminação por vir.

5.1 Diferencial de ocupações

A tabela 3.6 apresenta as estimativas que utilizam o diferencial de ocupações como medida de percepção de discriminação. Em tese, o diferencial de ocupações tende a ser uma variável mais simples de ser observada pelos estudantes em seu dia-a-dia. Cada coluna refere-se aos resultados para uma variável de investimento em educação, utilizando a especificação que inclui a diferença de desempenho médio entre brancos e negros na prova de matemática.

Tabela 3.6 – Efeito do diferencial de ocupações sobre investimento em educação e incentivo dos pais

	Pretende só estudar (1)	Trabalha fora de casa (2)	Faz dever de MT (3)	Lê livros (4)	Lê revista em quad. (5)	Freq. biblioteca (6)	Pais incentivam. leitura (7)	Pais conversam (8)	Pais freq. reunião (9)
Negro X Hiato	0.200 (0.250)	0.233*** (0.084)	0.367*** (0.099)	-0.058 (0.108)	-0.199* (0.105)	0.157 (0.097)	0.035 (0.083)	-0.106 (0.080)	-0.001 (0.126)
Negro	-0.007 (0.007)	-0.001 (0.004)	-0.018*** (0.005)	0.011** (0.005)	0.027*** (0.008)	-0.008* (0.004)	-0.004 (0.004)	0.005 (0.005)	-0.005 (0.006)
Hiato	-0.569* (0.296)	0.025 (0.135)	-0.123 (0.161)	0.126 (0.173)	0.581*** (0.153)	-0.322** (0.156)	0.100 (0.099)	0.107 (0.121)	0.007 (0.109)
	-								
Educ. Mãe	0.064*** (0.007)	-0.038*** (0.003)	0.021*** (0.005)	0.022*** (0.007)	0.020*** (0.006)	0.012*** (0.003)	0.020*** (0.005)	0.041*** (0.006)	0.058*** (0.003)
Negro X Educ. Mãe	-0.046*** (0.008)	0.010* (0.005)	0.001 (0.006)	-0.018* (0.010)	-0.007 (0.010)	0.006** (0.002)	0.002 (0.007)	-0.018*** (0.006)	0.004 (0.004)
Δ (Nota MT) [#]	0.154* (0.090)	-0.059** (0.028)	0.088*** (0.030)	0.019 (0.032)	0.002 (0.035)	0.005 (0.035)	-0.015 (0.027)	0.002 (0.022)	-0.011 (0.033)
Negro X Δ (Nota MT) [#]	-0.117 (0.100)	0.044 (0.031)	-0.190*** (0.029)	-0.029 (0.042)	-0.039 (0.029)	0.002 (0.030)	0.034 (0.024)	0.007 (0.022)	0.028 (0.033)
Média Dep.Var	0.352	0.189	0.658	0.264	0.375	0.144	0.921	0.793	0.619
Obs. (em mil)	577,5	1049,3	1065,8	1004,9	993,3	997,5	1013,0	1067,9	1067,5
R-2	0.079	0.082	0.072	0.072	0.104	0.060	0.013	0.023	0.028

Erros-padrão entre parênteses (cluster para microrregião).*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Controles idênticos aos da tabela 3. Diferencial de ocupações estimado por MQO com dados do Censo 2010, e inclui controles para idade, idade ao quadrado e dummies para grupos de anos de escolaridade.

Ao utilizar essa medida alternativa, os resultados são bastante semelhantes aos estimados para o diferencial de salários, com todos os coeficientes de interação da dummy de raça com o diferencial de ocupações possuindo o mesmo sinal que os estimados anteriormente para o diferencial de salários. Neste caso, porém, os resultados para trabalho fora de casa é significativo estatisticamente, contrastando com o resultado para o dever de casa. Apesar disso, a tabela 3.6 também sugere que os negros não antecipam discriminação de forma evidente.

5.2 Usando o Censo

Esta subseção reporta os resultados de uma análise complementar utilizando os dados do Censo. A motivação para este exercício reside no fato de

que, conforme visto até aqui, condicional à educação da mãe, a inclusão do desempenho do aluno (variável inexistente no Censo) em pouco altera o efeito do diferencial de salários sobre o investimento em educação. Nesse caso, torna-se possível e interessante realizar uma análise para homens entre 15 e 18 anos de idade, uma vez que aproximadamente 30% deles não frequentam escola, e isso poderia estar associado à discriminação antecipada. Essa faixa etária foi relativamente ignorada anteriormente porque os dados do Saeb utilizados referiam-se majoritariamente a estudantes do ensino fundamental.

O exercício é o mesmo realizado para a amostra do Saeb. A diferença reside nas variáveis dependentes: dummies para frequência escolar e participação no mercado de trabalho (se trabalha ou procura trabalho). Novamente, estimam-se modelos de probabilidade linear para analisar o efeito do hiato salarial sobre o investimento em educação. Maior frequência e menor participação são interpretadas como mais investimento.

Não há medidas de desempenho escolar individuais, mas pode-se controlar para a diferença média de desempenho entre brancos e negros em cada microrregião. Além disso, podemos utilizar a escolaridade do chefe do domicílio no lugar da escolaridade da mãe como controle para background familiar. Por fim, a renda domiciliar per capita do indivíduo substitui as variáveis de riqueza incluídas na análise do Saeb.

A tabela 3.7 abaixo apresenta os resultados. A probabilidade de frequentar escola tende a ser menor para negros, mas o coeficiente positivo da interação indica que essa probabilidade tende a ser mais próxima à dos brancos em lugares onde o hiato é maior. Por outro lado, verifica-se novamente que os negros têm maior probabilidade de participar do mercado de trabalho nesses mesmos lugares, obrigando-os a alocar menos tempo à acumulação de capital humano. Infelizmente, não podemos avaliar se haveria maior dedicação aos estudos para esses indivíduos como forma de compensar a restrição de tempo disponível, como parece ser o caso para os estudantes do EF.

Tabela 3.7 – Efeito do hiato salarial sobre frequência à escola e participação no mercado de trabalho
Indivíduos entre 15 e 18 anos – Censo 2010

VARIABLES	Frequenta escola			Trabalha ou procura por trabalho		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Negro*Hiato	0.035 (0.032)	0.070** (0.034)	0.101*** (0.030)	0.237*** (0.042)	0.155*** (0.037)	0.103** (0.044)
Negro	-0.034*** (0.006)	-0.025*** (0.006)	-0.023*** (0.005)	0.015* (0.008)	-0.003 (0.007)	-0.007 (0.007)
Hiato	-0.025 (0.033)	-0.051 (0.033)	-0.071** (0.031)	-0.167*** (0.063)	-0.112** (0.056)	-0.091 (0.062)
Educ. Chefe		0.093*** (0.006)	0.093*** (0.006)		-0.181*** (0.007)	-0.181*** (0.007)
Negro X Educ. Chefe		-0.031*** (0.003)	-0.031*** (0.003)		0.076*** (0.007)	0.075*** (0.007)
$\Delta(\text{Nota MT})^{\#}$			0.043** (0.019)			-0.035 (0.038)
Nota X $\Delta(\text{Nota MT})$			-0.054*** (0.017)			0.087*** (0.025)
Média Dep.Var	0.760	0.760	0.760	0.396	0.396	0.396
Observações	736,080	735,281	735,281	736,080	735,281	735,281
R-2	0.127	0.142	0.142	0.209	0.215	0.215

Diferença na nota média entre brancos e negros, por microrregião. Erros-padrão entre parênteses (cluster para microrregião). *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Demais controles no nível individual: idade, escolaridade, renda domiciliar per capita, área de residência (urbana), dummies de estado. Demais controles no nível da microrregião: (log do) número de escolas per capita, proporção de escolas públicas e hiato de pobreza. Diferencial de salários estimado por MQO com dados do Censo 2010. Equação salarial inclui controles para idade, idade ao quadrado e dummies para grupos de anos de escolaridade.

Considerando a faixa etária analisada, a oferta de escolas pode ter uma importância maior relativamente ao caso do Saeb. Isso porque a maioria dos indivíduos entre 15 a 18 anos deveria frequentar o ensino médio (ou superior). Assim, se houver correlação entre oferta de escolas e diferencial de salários (em particular, se a oferta de escolas for menor em lugares com hiatos maiores), questões de acesso à educação podem fazer com que a única opção dos negros seja ingressar no mercado de trabalho nos lugares com maiores diferenciais.³⁵ A magnitude do efeito alcança apenas 0,6 pontos percentuais (usando a coluna 6) para uma variação de um desvio-padrão no hiato salarial, efeito modesto relativamente à porcentagem dos que trabalham, aproximadamente 40%.

³⁵ Vale notar que há 11,4 escolas de ensino fundamental para cada 10 mil habitantes em média por microrregião, enquanto há apenas 1,8 escolas que oferecem ensino médio.

Destaca-se também que, mesmo no Censo, a inclusão da diferença média de habilidade entre brancos e negros, condicional à escolaridade do chefe do domicílio, não altera os resultados. Por sua vez, a escolaridade do chefe é relevante para o investimento em educação mesmo controlando para renda domiciliar per capita. Nota-se que o efeito é menor para os negros do que para os brancos, fato que por ter relação com o incentivo do chefe ao investimento em educação. Desse modo, os resultados desta subseção reforçam mais a importância do background familiar nas escolhas do indivíduo do que a existência ou não de discriminação antecipada.

6 Considerações Finais

Este artigo analisa a relação entre percepção de discriminação e investimentos em educação no Brasil, buscando evidências de discriminação antecipada sob a hipótese da profecia autorrealizável. Utilizando dados do Saeb 2011 e Censo 2010, embora haja alguma evidência consistente com a hipótese, não se pode afirmar que negros investem menos em educação nos lugares com maior diferencial de salários por anteciparem discriminação no mercado de trabalho, conforme previsto pela profecia. Também não parece ser o caso de que pais de estudantes negros incentivem menos seus filhos a estudar por conta da discriminação antecipada.

Esse artigo contribui para municiar o debate sobre políticas de ações afirmativas; em particular, sobre a política de cotas no serviço público. Se não houver discriminação antecipada, perde-se um bom motivo para implantação dessas cotas. Os resultados deste artigo indicam que a profecia autorrealizável não é um fenômeno disseminado no Brasil. Inclusive, ao contrário, há alguns indícios de antecipação da discriminação no sentido de favorecer a existência de mecanismos de compensação, em que a expectativa de discriminação resulta em maior investimento por parte dos negros, via dedicação e esforço.

Referências

ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J. S. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University press, 2009.

ARROW, K. The theory of discrimination. *Discrimination in labor markets*, 3(10), 1973.

BERTRAND, M.; MULLAINATHAN, S. Are Emily and Greg more employable than Lakisha and Jamal? A field experiment on labor market discrimination. *The American Economic Review*, v. 94, p. 991–1013, 2004.

BLAU, F. D.; FERBER, M. A. Discrimination: Empirical Evidence from the United States. *The American Economic Review*, Vol. 77, No. 2, May, pp. 316-320, 1987.

CARNEIRO, P.; HECKMAN, J.J.; MASTEROV, D.V. Labor Market Discrimination and Racial Differences in Pre-Market Factors. *Journal of Law and Economics*, 47 (1), 1-39, 2005.

CAHUC, P.; ZYLBERBERG, A. *Labor economics*. MIT press, 2004.

CHARLES, K.; GURYAN, J. Prejudice and wages: an empirical assessment of Becker's the economics of discrimination. *Journal of Political Economy*, v. 116, n. 5, p. 773–809, 2008.

COATE, S.; LOURY, G. C. Will affirmative-action policies eliminate negative stereotypes? *The American Economic Review*, v. 83(5), p. 1220-1240, 1987.

COATE, S.; TENNYSON, S. Labor Market Discrimination, Imperfect Information and Self Employment. *Oxford Economic Papers*, New Series, Vol. 44, No. 2, pp. 272-288, 1992.

DARITY JR., W. A.; MASON, P. L. Evidence on Discrimination in Employment: Codes of Color, Codes of Gender. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, No. 2, Spring, pp. 63-90, 1998.

FANG, H.; MORO, A. Theories of statistical discrimination and affirmative action: a survey. In: BENHABIB, J.; BISIN, A.; JACKSON, M. *Handbook of Social Economics*, Vol. IA, chapter 5. North-Holland, 2010.

FRYER, JR., R. G.; GOEREE, J. K.; HOLT, C. A. Experience-Based Discrimination: Classroom Games. *Journal of Economic Education*, 36(2), 160-170, 2005.

GILL, A. M. Incorporating the Causes of Occupational Differences in Studies of Racial Wage Differentials. *The Journal of Human Resources*, Vol. 29, No. 1, Winter, pp. 20-41, 1994.

MILGROM, P.; OSTER, S. Job discrimination, market forces, and the invisibility hypothesis. *The Quarterly Journal of Economics*, 102, no. 3, p. 453-476, 1987.

CONCLUSÃO

Ao contrário do que uma visão romântica poderia argumentar, as diferenças não convivem tão harmoniosamente no Brasil. No que diz respeito à discriminação racial, tema desta tese, alguns passos já foram dados nessa direção. Fundamental para ajustar nosso rumo à maior igualdade racial é ter em mãos um diagnóstico correto, visando implantar as soluções mais pertinentes.

O primeiro artigo evidencia a existência de discriminação por preferências no mercado de trabalho brasileiro. Isso significa que empregadores “preferem” ser ineficientes, ou seja, perder dinheiro, a manter interações sociais com funcionários negros. Nesse caso, nem o melhor programa de capacitação de mão-de-obra seria suficiente para lidar com o problema. Políticas de conscientização seriam um pequeno primeiro passo, já que, como dizia Mandela, ninguém nasce odiando alguém por causa da cor de sua pele.

O segundo artigo vislumbra um possível caminho a ser percorrido. Bastaria “simplesmente” a redução do custo Brasil, do protecionismo comercial, da burocracia. Não por acaso, a baixa concorrência em nossos mercados tem consequências diretas para a desigualdade racial. Uma visão mais pessimista diria que, sem as devidas mudanças na estrutura econômica, sempre implantaremos políticas paliativas.

O terceiro artigo mostra um lado um tanto quanto otimista da história. A persistência da desigualdade entre raças não parece desestimular os negros a buscarem a ascensão social por meio da educação. Nesse sentido, talvez devêssemos refletir um pouco mais a respeito da eficiência de políticas públicas, tais como a implantação de cotas no serviço público, em um contexto no qual negros não antecipam discriminação.