**Área 12 - Economia Social e Demografia Econômica**

**Desempenho Escolar, aspirações educacionais e desigualdades por raça**

**Isabel Pessoa de Arruda Raposo[[1]](#footnote-1)**

**Felipe Resende Oliveira[[2]](#footnote-2)**

**José Lucas Barros Amâncio da Silva[[3]](#footnote-3)**

**Resumo**

O objetivo desse artigo é investigar em que medida as fontes de desigualdades do desempenho escolar e de expectativas educacionais por raça/cor são resultantes de desvantagens socioeconômicas, da heterogeneidade de estilos parentais ou se advêm de fatores residuais não observáveis. As análises utilizam dados da pesquisa Fundaj (2013) que disponibiliza informações relativas à raça/cor, aspirações educacionais futuras e uma avaliação longitudinal do desempenho escolar do estudante que possibilita um melhor controle de efeito fixo individual. Estimativas pelo método de Pareamento em Escores de Propensão revelam que as disparidades educacionais entre estudantes do 6º ano do ensino fundamental do Recife, que se declaram pretos (tratados) ou de outra etnia (controles), desaparecem após o condicionamento em um amplo controle de observáveis. Contudo, estimativas com pareamentos menos restritivos que não incluem as variáveis de *parenting*, mas que incluem as características do esforço individual do aluno e o background familiar, demonstram persistência das desigualdades educacionais. Nesse caso, os alunos pretos possuem maiores incidências de reprovação e revelam sistematicamente menores expectativas quanto ao ingresso no ensino superior que seus pares contrafactuais.

**Palavras-Chave:** Desigualdades Raciais, Desempenho Escolar, Pareamento em Escores de Propensão

JEL Classification: I24; C21

**Abstract**

The objective of this paper is to investigate the extent to which the sources of racial inequalities in school performance and educational expectations are the result of socioeconomic disadvantages, the heterogeneity of parental styles or are due to unobservable residual factors. The analyzes use data from an educational research (FUNDAJ, 2013) that provides information about student race, educational aspirations and a longitudinal evaluation of the student's school performance that allows a better control of individual fixed effect. Estimates of Propensity Scores Matching reveal that the educational disparities among students of the 6th year of elementary school in Recife, who declare themselves to be black (treated) or of another ethnic group (controls), disappear after conditioning in a broad control of observables. However, estimates with less restrictive pairings that do not include parenting variables, but which include student effort and family background, demonstrate persistence of educational inequalities. In this case, black pupils systematically have higher incidences of school failure and reveal lower expectations for higher education admission than their counterfactual peers.

**Keywords:** Racial Inequalities, School Achievement,Propensity Scores Matching

**Desempenho Escolar, aspirações educacionais e desigualdades por raça**

**1 Introdução**

Dados da pesquisa “Acompanhamento Longitudinal do Desempenho Escolar de Alunos da Rede Pública de Ensino Fundamental do Recife” (FUNDAJ, 2013) apontam que os alunos de 6º ano de escolas públicas do Recife que se declaram negros apresentam em média um desempenho em matemática inferior em 5% quando comparados àqueles estudantes que se declaram de outra raça/cor, como brancos, pardos, amarelos ou indígenas. Os dados revelam ainda que as aspirações educacionais de alunos autodeclarados negros são sistematicamente mais negativas do que as de estudantes autodeclarados brancos. Os percentuais de brancos e negros com crenças positivas a respeito da conclusão do ensino médio e do ingresso ao ensino superior se distribuem da seguinte forma: i) afirmam que irão concluir o ensino médio, 92% brancos e 89% negros e ii) desejam ingressar na faculdade, 86% brancos e 82% negros.

Há uma ampla literatura documentando existência de desigualdades educacionais por raça/cor e os estudos essencialmente oferecem três perspectivas para explicar as origens dessas disparidades. A primeira delas argumenta que as diferenças raciais em termos do background familiar, tais como escolaridade, emprego e renda dos pais, são responsáveis pelas desigualdades educacionais dos estudantes de diferentes raças (BROOKS-GUNN, SMITH, DUNCAN & LEE, 2003; FRYER & LEVITT, 2004; SPENNER, BUCHMANN & LANDERMAN, 2005; FRYER & LEVITT, 2006; HALLE, FORRY, HAIR ET AL, 2009; KIM, SHERRANDE & CLANCY, 2013). Uma segunda abordagem enfatiza a importância do estilo de educação parental (*parenting*), incluindo todo conjunto de atividades que os pais dedicam aos filhos, tais como orientações nas atividades escolares, acompanhamento e suporte emocional de suas crianças (PHILLIPS, BROOKS-GUN, DUNCAN ET AL, 1998; BROOKS-GUNN & MARKMAN, 2005; YEUNG & PFEIFFER, 2009). Finalmente, outros fatores não facilmente mensuráveis, tais como discriminação racial, esforço ou motivação pessoal também pode operar na geração de desigualdades educacionais por raça[[4]](#footnote-4).

O objetivo desse artigo é investigar em que medida as fontes de desigualdades do desempenho escolar e de expectativas educacionais por raça/cor são resultantes de desvantagens socioeconômicas, da heterogeneidade de estilos parentais ou se advêm de fatores residuais não observáveis. Nossa análise utiliza dados da pesquisa Fundaj (2013) que disponibiliza informações relativas à raça/cor, desempenho acadêmico e aspirações educacionais futuras. Destaca-se nessa base de dados o fato de que os estudantes pesquisados foram submetidos a duas provas de matemática aplicadas no início e final do ano letivo. Esse aspecto longitudinal do desempenho escolar permite controlar para heterogeneidades pré-existentes entre os alunos, um tipo de controle capaz de minimizar o viés de variáveis omitidas. A metodologia utilizada para identificação das fontes de desigualdades educacionais por raça se baseará no método *Propensity Score* M*atching (PSM)* ou Pareamento em Escores de Propensão. Diversos algoritmos de pareamento são aplicados, assim como o estimador ponderado de probabilidade inversa duplamente robusto (*Inverse Probability Weighted Regression Adjustment Estimator - IPWRA*). A robustez dos resultados é avaliada por meio de testes de balanceamento e de placebo para detectar a presença de variáveis endógenas não observáveis.

Além dessa introdução, o trabalho se desenvolve em mais três seções. A seção dois apresenta a base de dados e o modelo empírico a ser estimado. A terceira seção apresenta os resultados e oferece uma série de exercícios estatísticos para avaliar a robustez dos mesmos. Por fim, a última seção conclui o artigo em suas considerações finais.

**2 Dados e modelo empírico**

O artigo utiliza dados proveniente de uma pesquisa realizada pela Fundaj (2013) com uma amostra representativa de alunos do 6º ano de escolas públicas da cidade do Recife/Pernambuco. Intitulada *Acompanhamento Longitudinal do Desempenho Escolar de Alunos da Rede Pública de Ensino Fundamental do Recife,* a pesquisa avaliou o desempenho do aluno a partir de duas provas de matemática (elaboradas pela Fundaj e aplicadas ao início e final do ano letivo) e coletou uma série de informações acerca das escolas e da sua forma de interação na comunidade, hábitos familiares e individuais dos estudantes e elementos do comportamento educacional de cada aluno.

Ao todo a Pesquisa entrevistou 4.191 alunos, 3.670 pais ou responsáveis, 120 diretores e 131 professores de 120 escolas espacialmente distribuídas pelas 18 microrregiões da cidade do Recife (FUNDAJ, 2013)[[5]](#footnote-5). Excluindo indivíduos com informações inadequadas ou *missing*, a amostra final utilizada é constituída por 3.616 alunos.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis incluídas nas estimações deste artigo. A distribuição racial dos estudantes pesquisados, em termos de autodeclaração, dá-se seguinte forma: 18,77% brancos, 12,10% pretos, 61,88% pardos, 1,76% amarelos, 1,76% indígenas e 3,70% não declararam sua raça ou cor. As variáveis dependentes selecionadas em nossas análises para desempenho acadêmico são: as notas de matemática ao final do ano letivo (*nota final)*, a incidência de reprovação (*reprovação*) e a frequência do estudante à pré-escola (*pré-escola*). Para análise das desigualdades raciais em termos de aspirações educacionais, estão sendo utilizadas duas variáveis dependentes: a primeira é a percepção do aluno a respeito de suas chances de concluir o ensino médio (*ensino médio*) e a segunda a respeito de suas chances de ingresso à faculdade (*faculdade*).

**Tabela 1:** Estatísticas descritivas

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Variáveis |  |  |  |  |  |
| *Dependentes* | Obs | Média | Desvio padrão | Mínimo | Máximo |
| Segunda nota padronizada | 3616 | 0.00 | 0.97 | -3.90 | 3.70 |
| Reprovado | 3570 | 0.278 | 0.44 | 0 | 1 |
| Pré-escola | 3570 | 0.690 | 0.46 | 0 | 1 |
| Terminar Ens. Médio | 3546 | 0.922 | 0.26 | 0 | 1 |
| Fazer Faculdade | 3537 | 0.860 | 0.34 | 0 | 1 |
| *Controles* |  |  |  |  |  |
| Prof. lic. em matemática | 3570 | 0.33 | 0.47 | 0 | 1 |
| Nota média segunda prova | 3616 | 39.05 | 7.20 | 26.31 | 88.94 |
| Nota inicial | 3616 | 0.00 | 0.97 | -3.06 | 3.47 |
| Gênero | 3570 | 0.50 | 0.50 | 0 | 1 |
| Idade | 3570 | 11.35 | 1.03 | 9 | 23 |
| Frequência de estudo | 3543 | 2.67 | 1.55 | 1 | 6 |
| Faz lição de casa | 3570 | 0.69 | 0.46 | 0 | 1 |
| Percepção físico | 3570 | 0.28 | 0.44 | 0 | 1 |
| Percepção personalidade | 3570 | 0.25 | 0.43 | 0 | 1 |
| Popularidade | 3570 | 0.76 | 0.42 | 0 | 1 |
| Bullying | 3570 | 0.33 | 0.47 | 0 | 1 |
| Conselho escolar | 3183 | 0.56 | 0.49 | 0 | 1 |
| Conversa com professor | 3183 | 0.80 | 0.39 | 0 | 1 |
| Lição de casa pai | 3087 | 0.37 | 0.48 | 0 | 1 |
| Lição de casa mãe | 1302 | 0.26 | 0.44 | 0 | 1 |
| Responsável confere boletim | 3183 | 0.83 | 0.36 | 0 | 1 |
| Escolaridade do responsável | 3107 | 8.80 | 3.44 | 1 | 18 |
| Gênero do responsável | 3183 | 0.13 | 0.34 | 0 | 1 |
| Idade responsável | 3183 | 38.72 | 8.44 | 18 | 75 |
| Casado responsável | 3183 | 0.52 | 0.49 | 0 | 1 |
| Programa Social | 3162 | 0.61 | 0.48 | 0 | 1 |
| Trabalho remunerado | 3183 | 0.51 | 0.49 | 0 | 1 |

**Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Fundaj 2013.**

*2.1 Modelo empírico*

Suponha uma equação genérica para estimação do efeito da raça sobre algum *outcome* educacional de interesse do estudante *i* numa escola *s,* *Yi,s*:

|  |  |
| --- | --- |
| *Onde:* | (1) |

Em que *Ri* é uma variável *dummy* que assume o valor 1 quando o estudante se declara de cor preta e 0 quando se percebe de outra raça ou cor, incluindo branca, parda, amarela e indígena. O componente introduz a heterogeneidade exógena que captura as diferenças observáveis entre os indivíduos. Exemplos seriam o *background* familiar e algumas características individuais do estudante, tais como sexo, idade e outros aspectos relativos à sua autoestima[[6]](#footnote-6). O vetor *Ai* é composto por variáveis que capturam o grau de esforço e dedicação do aluno nas atividades escolares e o vetor *Pi* consiste de variáveis indicativas do estilo parental ou *parenting*, especificamente no que tange ao grau de acompanhamento escolar desses pais ou responsáveis. No vetor *Ei* se encontram as variáveis que buscam capturar a qualidade da escola, o qual é composto pela nota média da escola na prova aplicada ao final do ano e por uma *dummy* igual a 1 quando o professor do aluno *i* tem licenciatura em matemática. A descrição dessas variáveis se encontra na Tabela 1 apresentada anteriormente.

O coeficiente *β* captura o efeito da raça sobre algum resultado educacional e será estimado por pareamento em escores de propensão. No caso aqui investigado, o “tratamento” será a raça/cor do aluno, o grupo de tratados (*R = 1*) consiste de indivíduos de cor preta e o grupo de controle *(R = 0)* de estudantes de outra raça ou cor. O estimador PMS fornece o efeito médio de um tratamento sobre uma população tratada (*Average Treatment Effect on the Treated, ATT*) e pode ser definido como:

|  |  |
| --- | --- |
|  | (2) |

Onde *p(x)* é o escore de propensão, usualmente estimado por modelos logit, o qual denota a probabilidade de ser tratado, *Pr(R=1|X),* condicional ao vetor *X = (A,P,E,w)* que consiste das variáveis de esforço do aluno, *parenting* e demais observáveis.O termo *Yi(1)* é o *outcome* do aluno de cor preta e *Yi(0)* é o *outcome* potencial desse mesmo aluno caso ele fosse de outra etnia. Como não é possível observar ao mesmo tempo *Yi(1)* e *Yi(0)*, já que o indivíduo se declara com uma única raça ou cor, o PSM busca construir um grupo de controle (não pretos) semelhante ao grupo de tratamento (pretos) em termos de determinadas características observáveis do vetor *X*.

A estimação de por PSM exige que dois pressupostos fundamentais sejam atendidos. O primeiro deles é a condição de ignorabilidade ou não confundimento, a qual requer que ao se controlar por um vetor de variáveis observáveis *X*, o resultado potencial na ausência do tratamento *Y(0)* seja ortogonal a *R*, ou seja, o tratamentonão é capaz de mudar os valores *Y*. O segundo pressuposto, o da sobreposição, demanda que as informações disponíveis no vetor *X* para cada indivíduo tratado encontrem correspondência no grupo de controle. Para construir o contrafactual dos indivíduos tratados, diversos algoritmos de pareamento serão testados[[7]](#footnote-7), entre eles o de vizinho mais próximo (com e sem reposição), Kernel, IPW e IPWRA.

**3 Resultados**

A Tabela 2 trás as evidências iniciais de desigualdades educacionais entre os grupos raciais. O que se constata é que para todos os *outcomes* investigados nesse estudo, existem a priori diferenças estatisticamente significantes entre estudantes pretos e não pretos, quanto aos resultados acadêmicos e aspirações educacionais. Sistematicamente, observa-se que os alunos pretos têm notas mais baixas, maiores incidências de reprovação, frequentam menos à pré-escola e possuem expectativas mais baixas acerca da conclusão de ensino médio e ingresso na faculdade.

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Tabela 2:** Diferenças de *outcomes* educacionais entre alunos pretos e não pretos | | | | |
|  | **Pretos**  **(n0=432)** | **Não pretos (n1=3138)** | **Diferença** | **Erro padrão** |
| **Nota 2** | 37,16 | 39,40 | -2,24\*\*\* | 0,82 |
| **Reprovação** | 0,35 | 0,27 | 0,08\*\*\* | 0,02 |
| **Pré-escola** | 0,66 | 0,70 | -0,04\* | 0,02 |
| **Ensino médio** | 0,90 | 0,92 | -0,02\* | 0,01 |
| **Faculdade** | 0,83 | 0,87 | -0,04\*\* | 0,02 |
| Notas: A coluna “Diferença” reporta os testes de diferenças de média e de proporção entre amostras. Erro-padrão entre parênteses. \* significante a menos de 10%, \*\* significante a menos de 5% e \*\*\* significante a menos e 1%. | | | | |

A existência dessas desigualdades, tanto no desempenho escolar como na expectativa de futuro do estudante, pode, no entanto, estar encobrindo o efeito de outras estruturas sociais, que não somente o aspecto racial, tais como o grau de escolaridade ou o poder aquisitivo dos pais desses alunos, estilo parental ou esforço individual. É possível que essas variáveis sejam distintas entre os alunos pretos e não pretos, e essas estruturas sociais, por sua vez, também contribuam para os resultados educacionais do aluno independentemente do fator raça. De fato, quando operacionalizamos as estimativas de PSM e IPWRA que dão conta das demais estruturas sociais, o que se contata é que grande parte das disparidades educacionais são neutralizadas.

A Tabela 3 trás esses resultados tanto para os métodos de PSM e IPWRA, quanto para as estimativas OLS. Os demais algoritmos de pareamento são reportados no apêndice do artigo, mas as estimativas não diferem substancialmente entre eles. Os resultados revelam que, em qualquer das especificações adotadas, não há diferença estatisticamente significante entre os estudantes pretos e não pretos para a nota de matemática, frequência à pré-escola e desejo de concluir o ensino médio. Contudo, para a especificação 1 registram-se diferenças significantes entre os grupos de tratamento e controle quanto às variáveis de reprovação e de expectativa de ingresso ao ensino superior. No caso da reprovação, quando os grupos são emparelhados sem se controlar para estilo parental, o grupo de estudantes de cor preta apresenta uma diferença (significante a 5%) de 0,044 a mais na proporção de reprovação (pelo estimador de IPWRA), quando comparados àqueles alunos que se declaram de outra raça ou cor. Quando se considera a expectativa de ingresso ao ensino superior, a ausência das variáveis de *parenting* no pareamento dos grupos leva a um decréscimo nas expectativas de alunos tratados de 0,038 (pelo estimador de IPWRA) quando comparados aos de controle, também significante a 5%. O que diferencia o modelo 1 do modelo 2 é a ausência das variáveis de *parenting*. Este importante resultado revela como a estrutura de acompanhamento familiar dos pais pode neutralizar as desigualdades educacionais entre os grupos de tratamento e controle.

Note ainda que a inclusão ou não das variáveis de esforço individual (especificações 2 e 3 da Tabela 3), praticamente não altera as estimativas. Mesmo que a nota inicial seja um excelente controle para não observáveis individuais, as disparidades observadas no âmbito escolar não parecem estar sendo dirigidas por esse tipo de efeito fixo do estudante, reforçando a ideia de que o ambiente familiar, mais do que o ambiente da escola, parece ser o principal mecanismo reprodutor das desigualdades escolares por raça ou cor, no caso da amostra estudada[[8]](#footnote-8). É importante atentar aqui para a validade interna desses resultados, já que o número de observações do grupo de tratamento fica bastante reduzido quando são inseridas as variáveis de *parenting* (especificações 2 e 3 da Tabela 3). Seguramente, é possível afirmar que as desigualdades educacionais desaparecem após um amplo controle de observáveis, mas se esse resultado pode ser extrapolado para outras populações deve ser tema de pesquisas futuras. Todavia, os achados desse estudo são importantes na medida em que fornecem evidências da importância do ambiente familiar nas desigualdades educacionais por raça/cor; e de como as escolas devem procurar sensibilizar especialmente os pais de alunos que se declaram pretos na tarefa de acompanhamento da vida escolar de seus filhos.

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Tabela 3:** Efeito médio de tratamento entre grupos de alunos pretos e não pretos | | | |
|  | **1** | **2** | **3** |
| **Nota 2** | no=2692, n1=373 | no=856, n1=94 | no=852, n1=93 |
| Kernel | 0,043  (0,053) | 0,056  (0,101) | 0,090  (0,102) |
| IPWRA | 0,054  (0,050) | 0,066  (0,102) | 0,106  (0,096) |
| OLS | 0,057  (0,049) | 0,071  (0,101) | 0,112  (0,096) |
| **Reprovação** | no=2692, n1=373 | no=856, n1=94 | no=852, n1=93 |
| Kernel | 0,058\*\*  (0,026) | 0,043  (0,051) | 0.038  (0,052) |
| IPWRA | 0,044\*\*  (0,022) | 0,024  (0,044) | 0,031  (0,043) |
| OLS | 0,041\*\*  (0,021) | 0,029  (0,043) | 0,037  (0,042) |
| **Pré-escola** | no=2692, n1=373 | no=856, n1=94 | no=852, n1=93 |
| Kernel | -0,016  (0,026) | 0,047  (0,052) | 0,056  (0,052) |
| IPWRA | -0,012  (0,026) | 0,060  (0,051) | 0.062  (0,052) |
| OLS | -0,012  (0,026) | 0,058  (0,051) | 0,061  (0,051) |
| **Ensino Médio** | no=2675, n1=370 | no=851, n1=94 | no=847, n1=93 |
| Kernel | -0,017  (0,016) | -0,047  (0,035) | -0,054  (0,035) |
| IPWRA | -0,015  (0,016) | -0,049  (0,035) | -0,055  (0,035) |
| OLS | -0,018  (0,016) | -0,045  (0,034) | -0,049  (0,034) |
| **Faculdade** | no=2671, n1=370 | no=852, n1=94 | no=848, n1=93 |
| Kernel | -0,041\*\*  (0,021) | 0,043  (0,042) | -0,047  (0,043) |
| IPWRA | -0,038\*  (0,020) | -0,043  (0,043) | -0,039  (0,043) |
| OLS | -0,040\*\*  (0,020) | -0,038  (0,042) | -0,036  (0,041) |
| **Características da escola** | Sim | Sim | Sim |
| **Características individuais e familiares** | Sim | Sim | Sim |
| **Controles de *parenting*** | Não | Sim | Sim |
| **Controles de esforço do aluno** | Sim | Não | Sim |
| Notas: Erro-padrão robusto entre parênteses. \* significante a menos de 10%, \*\* significante a menos de 5% e \*\*\* significante a menos e 1%. n0 e n1 representam o número de observações nos grupos de controle e tratamento, respectivamente. Estimativas com outros algoritmos, incluindo o vizinho mais próximo com e sem reposição e IPW se encontram na Tabela A1 do Apêndice. | | | |

*3.1 Qualidade do pareamento e testes de placebo*

A seguir, apresentamos a qualidade dos modelos estimados a partir da hipótese de suporte comum e da qualidade do *matching.* A primeira é verificada por meio de análise gráfica, enquanto a qualidade é analisada com base nas distribuições das covariadas entre os grupos de tratamento e controle. A boa aderência do pareamento pode ser notada ao observar a distribuição do escore de propensão[[9]](#footnote-9) (Figura 1) após o pareamento para os *outcomes* escolares. A Figura 2 apresenta a distribuição do escore de propensão para as variáveis relacionada as aspirações educacionais futuras.

|  |
| --- |
| **Figura 1:** Densidade de Kernel do escore de propensão após pareamento dos estudantes para os *outcomes* escolares |
|  |
|  |
|  |

|  |
| --- |
| **Figura 2:** Densidade de Kernel do escore de propensão após pareamento dos estudantes para as aspirações educacionais |
|  |
|  |

Outro procedimento importante nesse tipo de metodologia é a checagem das condições de balanceamento. A Tabela 4 mostram as médias das variáveis nos grupos de tratamento e controle. Após o pareamento[[10]](#footnote-10), para todas as covariadas não foi possível rejeitar a hipótese nula de igualdade de médias e, portanto, tem-se um pareamento com um bom balanceamento.

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Tabela 4:** Diferença de médias, antes e após o matching, entre os grupos de tratamento e controle | | | | | | |
|  | Antes do matching | | | Depois do matching | | |
|  | Tratado | Controle | P-valor | Tratado | Controle | P-valor |
| Prof. lic. em matemática | 0.298 | 0.344 | 0.061 | 0.322 | 0.334 | 0.866 |
| Nota média segunda prova | 37.603 | 39.335 | 0.000 | 37.433 | 37.759 | 0.617 |
| Nota inicial | -0.120 | 0.016 | 0.006 | -0.092 | -0.062 | 0.835 |
| Gênero | 0.523 | 0.501 | 0.394 | 0.516 | 0.515 | 0.994 |
| Idade | 11.493 | 11.331 | 0.002 | 11.398 | 11.37 | 0.853 |
| Frequência de estudo | 2.747 | 2.662 | 0.290 | 2.741 | 2.717 | 0.915 |
| Faz lição de casa | 0.736 | 0.686 | 0.036 | 0.763 | 0.753 | 0.872 |
| Percepção físico | 0.310 | 0.276 | 0.142 | 0.301 | 0.299 | 0.984 |
| Percepção personalidade | 0.268 | 0.256 | 0.604 | 0.311 | 0.292 | 0.780 |
| Popularidade | 0.793 | 0.752 | 0.059 | 0.741 | 0.747 | 0.930 |
| Bullying | 0.368 | 0.325 | 0.079 | 0.376 | 0.362 | 0.847 |
| Conselho escolar (respons.) | 0.626 | 0.558 | 0.010 | 0.634 | 0.620 | 0.847 |
| Conversa com professor (respons.) | 0.803 | 0.800 | 0.892 | 0.838 | 0.832 | 0.909 |
| Lição de casa pai | 0.424 | 0.371 | 0.049 | 0.494 | 0.482 | 0.868 |
| Lição de casa mãe | 0.267 | 0.263 | 0.972 | 0.258 | 0.263 | 0.936 |
| Respons. confere boletim | 0.838 | 0.839 | 0.959 | 0.881 | 0.873 | 0.866 |
| Escolaridade do responsável | 8.403 | 8.857 | 0.016 | 8.419 | 8.499 | 0.873 |
| Gênero do responsável | 0.135 | 0.138 | 0.885 | 0.118 | 0.129 | 0.823 |
| Idade responsável | 38.716 | 38.721 | 0.991 | 28.269 | 38.221 | 0.965 |
| Responsável é casado | 0.470 | 0.536 | 0.014 | 0.774 | 0.750 | 0.947 |
| Programa Social (respons.) | 0.650 | 0.614 | 0.176 | 0.774 | 0.750 | 0.710 |
| Trabalho remunerado (respons.) | 0.491 | 0.518 | 0.301 | 0.462 | 0.468 | 0.939 |
| Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Fundaj 2013. Nota: Suporte comum satisfeito. *Kernel* é aplicado. | | | | | | |

Um dos requisitos necessários para o PSM é a hipótese ignorabilidade (conditional independence assumption[[11]](#footnote-11))*,* ou seja, o vetor de variáveis observáveis contém todas as informações sobre o resultado potencial na ausência do tratamento. O efeito placebo é utilizado para testar esta suposição. Para isso, selecionamos todas as variáveis usadas na estimação do *propensity score*, porém com uma nova variável dependente que assumimos ser ortogonal ao tratamento. Caso exista alguma variável omitida correlacionada com o tratamento, deve-se esperar que o coeficiente estimado da raça do estudante seja estatisticamente diferente de zero, caso contrário a hipótese de ignorabilidade é assegurada.

Testamos dois modelos para estimar o efeito placebo. No primeiro modelo utilizamos o tipo de instituição de ensino superior que o professor estudou (pública federal x não pública federal), uma vez que esta variável é independente à raça do estudante. O segundo modelo utiliza a idade do diretor da unidade escolar como variável dependente. A Tabela 5 revela os resultados das regressões placebo. Note que não foi possível rejeitar a hipótese nula da variável *preto*, sugerindo que não restam variáveis omitidas que estejam relacionadas com o tratamento.

**Tabela 5:** Resultados para efeito placebo estimados por PSM

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | (Formação Pública Federal) | (Idade do Diretor) |
| Preto | 0.010 | -0.053 |
|  | (0.069) | (0.127) |
| T-statistic |  |  |
| Observações | 945 | 945 |

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Fundaj 2013. Nota: Algoritmo vizinho mais próximo com reposição. Erro Padrão em parênteses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 indica o nível de significância estatística.

**4 Considerações finais**

Esse estudo busca investigar em que medida as fontes de desigualdades do desempenho escolar e de expectativas educacionais por raça/cor são resultantes de desvantagens socioeconômicas, da heterogeneidade de estilos parentais ou se advêm de fatores residuais não observáveis. As análises utilizam dados da pesquisa Fundaj (2013) que disponibiliza informações relativas à raça/cor, aspirações educacionais futuras e uma avaliação longitudinal do desempenho escolar do aluno que fornece às nossas especificações um excelente controle para diferenças individuais pré-existentes.

Estimativas de PSM e do estimador IPWRA demonstram que quando os grupos de tratamento (estudantes que se declaram pretos) e de controle (alunos que se percebem de outra raça ou cor) são emparelhados condicionando-se a um amplo conjunto de controles - incluindo variáveis do background familiar, qualidade da escola, esforço individual e estilo parental – as desigualdades educacionais por raça desaparecem. Contudo, condicionando-se o pareamento desses grupos a um conjunto de observáveis que não incluem as variáveis de *parenting*, revelam-se disparidades entre alunos pretos e não pretos. Nesses casos, o grupo de estudantes de cor preta apresenta uma diferença (significante a 5%) de 0,044 a mais na proporção de reprovação (pelo estimador de IPWRA), quando comparados àqueles alunos que se declaram de outra raça ou cor, e um decréscimo nas expectativas de ingresso à faculdade de 0,038, significante a 5%.

Os achados desse estudo revelam como a estrutura de acompanhamento familiar dos pais pode neutralizar as desigualdades educacionais entre os grupos de tratamento e controle e reforçam a ideia de que o ambiente familiar, mais do que o ambiente da escola, parece ser o principal mecanismo reprodutor das desigualdades escolares por raça ou cor, no caso da amostra estudada.

**Referências**

ANWAR, S.; BAYER, P. AND HJAMARSSON, R. The impact of jury race on criminal trials. *The Quartely Journal of Economics*, v.127, n.1, pp.1017-1055, 2012.

BERTRAND, M. AND 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, n.4, pp. 991-1013, 2004.

BROOKS-GUNN, J. AND MARKMAN, L. B. The Contribution of Parenting to Ethnic and Racial Gaps in School Readiness. *The Future of Children*, vol. 15 / no. 1 / spring 2005.

BROOKS-GUNN, J.; SMITH, J.; DUNCAN, G. J.; LEE, K. The BlackWhite Test Score Gap in Young Children: Contributions of Test and Family Characteristics. *Applied Developmental Science* 7(4): 239-252, 2003.

CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F. AND ROSALINO, J. W. Estreitamento dos diferenciais salariais e aumento do grau de discriminação: limitações da mensuração padrão? *Planejamento e Políticas Públicas*, n.33, jul/dez, 2009.

CARD, D. AND KRUEGER, A. B. School quality and black-white relative earnings: a direct assessment. *The Quartely Journal of Economics*, v.107, n.1, pp.151-200, 1992.

CARNEIRO, P.; HECKMAN, J. J. AND MASTEROV, D. V. Labor market discrimination and racial differences in premarket factors. *Journal of Law and Economics*, v.48, n.1, pp. 1-39, 2003.

CHARLES, K. AND GURYAN, J. Prejudice and wages: an empirical assessment of Becker’s the economics of discrimination. *Journal of Political Economy*, v.116, n.5, pp.773-809, 2008.

FRYER, R. G.; LEVITT, S. Understanding the Black-White Test Score Gap in the First Two Years of School. *The Review of Economics and Statistics* 86(2): 447-464, 2004.

FRYER, R. G.; LEVITT, S. The Black-White Test Score Gap through Third Grade. *American Law and Economics Review* 8(2): 249-281, 2006.

FUNDAÇÃO JOAQUIM NABUCO - FUNDAJ. Coordenação de Estudos Econômicos e Populacionais. “Acompanhamento Longitudinal do Desempenho Escolar de Alunos da Rede Pública de Ensino Fundamental do Recife”. Recife, 2013.

GOLDIN, C. AND ROUSE, C. Orchestrating impartiality: The impact of ‘blind’ auditions on female musicians. *The American Economic Review*, v.90, n.4, pp. 715-741, 2000.

HALLE, T.; FORRY, N.; HAIR, E., PERPER, K.; WANDNER, L.; WESSEL, J.; VICK, J. Disparities in Early Learning and Development: Lessons from the Early Childhood Longitudinal Study – Birth Cohort (ECLS-B). *Washington, DC: Child Trends*, 2009.

HIRATA, Guilherme Assumi. Discriminação racial no Brasil: preferências, concorrências e profecias. *Tese Doutorado - Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro- Departamento de economia*- 2014.

KIM, Y., SHERRADEN, M AND CLANCY, M. Do mothers’ educational expectations differ by race and ethnicity, or socioeconomic status? *Economics of Education Review*, Volume 33, April, Pages 82-94, 2013.

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

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

PHILLIPS, M.; BROOKS-GUNN, J.; DUNCAN, G. J.; KLEBANOV, P.; CRANE, J. Family Background, Parenting Practices and the Black-White Test Score Gap. In Jencks, C.; Phillips, M. (Eds.), *The Black-White Test Score Gap* (103-148). Washington, DC: Brookings Institution Press, 1998.

PNUD *ET AL*. - PREFEITURA DO RECIFE. Metodologia de divisão do território do recife adotada no atlas municipal do desenvolvimento humano.In: *Desenvolvimento humano no Recife – atlas municipal.* Recife, 2005.

SPENNER, K. I BUCHMANN, C. AND LANDERMAN, L. R. The black-white achievement gap in the first college year: evidence from a new longitudinal case study. *Research in Social Stratiﬁcation and Mobility*, Volume 22, 187–216, 2005.

YEUNG, W. J.; PFEIFFER, K. M. The Black-White Test Score Gap and Early Home Environment. *Social Science Research* 38(2): 412-437, 2009.

**Apêndice**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Tabela A1:** Efeito médio de tratamento entre grupos de alunos pretos e não pretos | | | |
|  | **1** | **2** | **3** |
| **Nota 2** | no=2692, n1=373 | no=856, n1=94 | no=852, n1=93 |
| Vizinho mais próximo (com reposição) | 0,043  (0,074) | 0,011  (0,148) | 0,060  (0,140) |
| Vizinho mais próximo (sem reposição) | 0,066  (0,070) | 0,020  (0,143) | 0,017  (0,134) |
| IPW | 0,055  (0,050) | 0,066  (0,102) | 0,103  (0,097) |
| **Reprovação** | no=2692, n1=373 | no=856, n1=94 | no=852, n1=93 |
| Vizinho mais próximo (com reposição) | 0,067\*  (0,034) | 0,064  (0,067) | -0,011  (0,072) |
| Vizinho mais próximo (sem reposição) | 0,075\*\*  (0,034) | 0,053  (0,067) | -0,000  (0,070) |
| IPW | 0,042\*\*  (0,021) | 0,022  (0,044) | 0,003  (0,043) |
| **Pré-escola** | no=2692, n1=373 | no=856, n1=94 | no=852, n1=93 |
| Vizinho mais próximo (com reposição) | -0,046  (0,036) | 0,170  (0,072) | 0,065  (0,075) |
| Vizinho mais próximo (sem reposição) | -0,043  (0,034) | 0,181  (0,071) | 0,075  (0,070) |
| IPW | -0,011  (0,026) | 0,061  (0,052) | 0,062  (0,052) |
| **Ensino Médio** | no=2675, n1=370 | no=851, n1=94 | no=847, n1=93 |
| Vizinho mais próximo (com reposição) | -0,014  (0,021) | -0,053  (0,043) | -0,065  (0,075) |
| Vizinho mais próximo (sem reposição) | -0,027  (0,020) | -0,064  (0,041) | -0,065  (0,041) |
| IPW | -0,015  (0,016) | -0,049  (0,035) | -0,054  (0,035) |
| **Faculdade** | no=2671, n1=370 | no=852, n1=94 | no=848, n1=93 |
| Vizinho mais próximo (com reposição) | 0,000  (0,029) | 0,011  (0,060) | -0,011  (0,057) |
| Vizinho mais próximo (sem reposição) | -0,011  (0,027) | -0,032  (0,054) | -0,022  (0,056) |
| IPW | -0,038\*  (0,020) | -0,043  (0,043) | -0,040  (0,043) |
| **Características da escola** | Sim | Sim | Sim |
| **Características individuais e familiares** | Sim | Sim | Sim |
| **Controles de *parenting*** | Não | Sim | Sim |
| **Controles de esforço do aluno** | Sim | Não | Sim |
| Notas: Erro-padrão robusto entre parênteses. \* significante a menos de 10%, \*\* significante a menos de 5% e \*\*\* significante a menos e 1%. n0 e n1 representam o número de observações nos grupos de controle e tratamento, respectivamente. | | | |

1. Pesquisadora da Fundação Joaquim Nabuco – Ministério da Educação. E-mail: i\_raposo@hotmail.com [↑](#footnote-ref-1)
2. Professor do departamento de Economia da UFMT. E-mail: [felipexresende@gmail.com](mailto:felipexresende@gmail.com) [↑](#footnote-ref-2)
3. Bolsista PIBIC/CNPq da Fundação Joaquim Nabuco – Ministério da Educação [↑](#footnote-ref-3)
4. Diversos estudos dedicados ao tema das desigualdades salariais atribuem a existência de hiatos por raça/cor às características não observáveis (CARD & KRUEGER, 1992; NEAL & JOHNSON, 1996; GOLDIN & ROUSE, 2000; CARNEIRO, HECKMAN & MASTEROV, 2003, BETRAND & MULLAINATHAN, 2004; LIST, 2004; CHARLES & GURYAN, 2008; CACCIAMALI, TATEI & ROSALINO, 2009; ANWAR, BAYER & HJAMARSSON, 2012; HIRATA, 2014) [↑](#footnote-ref-4)
5. Cada Região Político-Administrativa da cidade do Recife é dividida em três microrregiões “visando à definição das intervenções municipais em nível local e articulação com a população” e compostas por um ou mais dos 94 Bairros estabelecidos pelo Decreto Municipal 14.452, de 26 de outubro de 1988, para levantamento de informações para o IBGE e para o Sistema de Informações e Planejamento do Recife. As 18 Microrregiões correspondem à divisão das Regiões Político-Administrativas, que foi idealizada em 1995 pela Secretaria de Políticas Sociais, para organizar as reuniões do Orçamento Participativo inicialmente limitadas às associações e aos seus representantes (PNUD ET. AL, 2005). [↑](#footnote-ref-5)
6. Essas características incluem a percepção do aluno sobre sua aparência física, popularidade e personalidade e o relato de já ter sofrido bullying. [↑](#footnote-ref-6)
7. O método de PSM emparelha os indivíduos com menor valor de . Assim, ao se identificar os *M* pares mais próximos é possível calcular o análogo amostral do indivíduo *i* caso ele não fosse tratado, como: e . [↑](#footnote-ref-7)
8. As especificações 2 e 3 da Tabela 3 também foram testadas sem a inclusão das variáveis de características da escola e seus resultados permaneceram inalterados. Por parcimônia, essas estimativas não foram reportadas no artigo, porém se encontram disponíveis com os autores. [↑](#footnote-ref-8)
9. A distribuição do score de propensão é criada a partir do método do vizinho mais próximo com reposição. [↑](#footnote-ref-9)
10. Os resultados para *reprovação*, *pré-escola*, *ensino médio* e *faculdade* são semelhantes ao apresentado na Tabela 4. [↑](#footnote-ref-10)
11. é também conhecida como seleção nas observáveis. [↑](#footnote-ref-11)