

# EFEITO DA EDUCAÇÃO PRÉ-PRIMÁRIA NO DESEMPENHO ESCOLAR

Nathalia de Pinho Markus\*  
Felipe Resende Oliveira†  
Fábio Nobuo Nishimura‡

**Área Temática: 13. Desigualdade, pobreza e políticas sociais**

## Resumo

Este artigo buscou mensurar o efeito da educação pré-primária no desempenho, medido a partir das notas de matemática, dos alunos do 6º ano do ensino fundamental das escolas públicas da cidade do Recife, Pernambuco, Brasil, a partir de uma pesquisa realizada pela Fundação Joaquim Nabuco em 2013. A metodologia empregada foi o Propensity Score Matching (PSM) com o propósito de comparar os alunos que declaram ter frequentado o pré-primário com um grupo de controle, composto por alunos que iniciaram na escola mais tardiamente. Especificamente foi feita uma análise estratificada por meio do Quantile Treatment Effects (QTE). Os resultados revelam que frequentar pré-escola tem impacto positivo no desempenho, sendo ainda mais efetivo para as crianças de menor performance. Diversas técnicas econométricas foram utilizadas para contornar problemas de endogeneidade. A análise de sensibilidade de Oster (2019) indicou não haver problemas de variáveis omitidas.

**Palavras-chave:** Educação infantil, Avaliação de Impacto, Propensity Score Matching

## Abstract

This article sought to measure the effect of pre-primary education on performance, measured from the grades of mathematics, of students in the 6th year of elementary school in public schools in the city of Recife, Pernambuco, Brazil, based on a survey conducted by Joaquim Nabuco Foundation in 2013. The methodology used was the Propensity Score Matching (PSM) with the purpose of comparing students who claim to have attended pre-primary school with a control group, composed of students who started school later. Specifically, a stratification analysis was performed using Quantile Treatment Effects (QTE). The results reveal that attending preschool has a positive impact on performance, being even more effective for children with lower performance. Several econometric techniques were used

---

\*Mestranda em Economia pela UFMT. E-mail: nathimarkus@gmail.com

†Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia pela Universidade Federal de Mato Grosso. E-mail: felipexresende@gmail.com

‡Professor da Universidade Federal de Rondonópolis e do Programa de Pós-Graduação em Economia pela Universidade Federal de Mato Grosso. E-mail: f\_nobuo@yahoo.com.br

to circumvent endogeneity problems. Oster's sensitivity analysis (2019) indicated that there were no problems of omitted variables.

**Keywords:** Early Childhood Education, Impact Assessment, Propensity Score Matching

**JEL Classification:** I21, I28, J24, C14

## 1 Introdução

A educação, desde a básica até a mais especializada, é discutida como forma de desenvolvimento por ser garantia de capital humano, além de ser pautada como essencial e de elevado retorno em relação ao investimento (CUNHA et al., 2006; CUNHA; HECKMAN, 2007). O enfoque neste período se deve ao entendimento de que, são nos primeiros anos de vida, que as habilidades cognitivas e não cognitivas são formadas e absorvidas de forma mais intensa, sendo o período mais crítico para a aprendizagem (SANTOS; PORTO; LERNER, 2014; KNUDSEN, 2004).

A identificação de como as intervenções educacionais nos ciclos iniciais afetam a vida dos indivíduos foi feita para diversos segmentos, desde questões socioeconômicas, acadêmicas até financeiras (HECKMAN; MASTEROV, 2007; HECKMAN et al., 2010; CURRIE, 2001). Para essas investigações métodos contrafactuais, com experimentos aleatórios ou quase-experimentais passou a ser amplamente utilizado. Esse método consiste na divisão de dois grupos, onde um grupo que frequenta o pré-primário, recebe o tratamento, sendo então o grupo de tratados, e outro grupo não recebe o tratamento, sendo o grupo de controle.

Nos Estados Unidos o programa *Perry Preschool Program* beneficiou crianças de forma aleatória e constatou-se melhora no desempenho, além de melhores rendimentos e menor encarceramento depois de adultos dos participantes do programa (CURRIE, 2001), por sua vez, o *Carolina Abecedarian Project*, também nos EUA, apresentou resultados positivos, mesmo com sua interrupção. Programas na América Latina como *Proyecto Integral de Desarrollo Infantil* (PIDI), na Bolívia e o Oportunidades no México, também apresentaram resultados favoráveis a pré-escola (SCHADY, 2006). Ambos trabalhos citados utilizam-se de métodos contrafactuais para investigação dos efeitos.

Pode-se observar uma carência de estudos sobre a importância da educação nos primeiros anos de vida das crianças e seus impactos em *outcomes* futuros no Brasil. Por isso, é relevante averiguar se esses resultados positivos também podem ser encontrados aqui, já que a simples generalização de estudos internacionais pode não ser adequada para demonstrar a realidade brasileira, devido as particularidades do sistema educacional, regionalização desse estudo é de suma importância.

Salienta-se ainda que, mesmo que a importância teórica do ensino básico seja discutida, para que haja maior financiamento público são necessários dados concretos que demonstrem as possíveis vantagens desse investimento. E sendo assim, justifica-se a estimação de evidências que sirvam de suporte para estratégias de políticas públicas que visem o aumento de investimento e a melhoria do ensino infantil no Brasil.

Grande parte dos estudos desenvolvidos no Brasil, a princípio se baseou em uma rica análise qualitativa sobre a qualidade da educação infantil (CAMPOS, 1997; SANTOS; PORTO; LERNER, 2014). Dentre os incipientes trabalhos de impacto nessa temática desenvolvidos no Brasil, foram encontrados resultados positivos para as crianças que frequentaram a pré-escola, quando comparadas com as que não frequentaram (FELÍCIO; VASCONCELLOS, 2007; CURI; MENEZES-FILHO, 2009).

Deste modo, o objetivo deste artigo é estimar o impacto da participação do ensino infantil no desempenho escolar dos estudantes, para que maiores evidências sobre o tema sejam geradas. A análise do impacto da pré-escola foi feita utilizando o método *propensity score matching* (PSM), que assume que, controlando todas as características observáveis que afetam simultaneamente a decisão de participar

do tratamento e os resultados potenciais dos indivíduos, estaremos comparando indivíduos semelhantes, diferenciando-os apenas por uns terem frequentado o pré-primário (tratados) enquanto os outros iniciaram os estudos mais tardiamente (controle) (ROSENBAUM; RUBIN, 1983). E, para análise estratificada, foi feita a análise por quantis da amostra, utilizando o *quantile treatment effects* (QTE) proposto por Firpo (2007).

Para isso, foi utilizada a base de dados da pesquisa feita pela Fundação Joaquim Nabuco em 2013, que reúne informações dos alunos do 6º ano do ensino fundamental das escolas públicas de Recife, rica fonte de dados educacional e com entrevistas feitas com seus responsáveis, professores e escola o que permite identificar o entorno do aluno, garantindo uma gama extensa de observações para o modelo.

O fato de terem sido aplicados dois testes de matemática com os alunos, um no início e outro no final do ano letivo, permitiu que o estudo utilizasse a primeira nota como estratégia de controle do efeito fixo do aluno. Pois, de acordo com Ding e Lehrer (2007) a primeira nota captura as características não observáveis dos alunos (como habilidades não cognitivas, *background* familiar) invariantes durante o tempo, que são correlacionadas com o desempenho do aluno. Assim, utilizando a nota como uma espécie de efeito fixo retira-se a influência das variáveis não observáveis que poderiam deturpar a análise.

Isso ajuda a garantir o controle do modelo. Contudo, o *propensity score matching* ainda possui hipóteses fortes e que devem ser testadas para que haja maior evidência de que os resultados realmente são verdadeiros. Os trabalhos realizados no Brasil, citados anteriormente, não aplicaram teste de robustez para validação do método. Por isso, será feita devida atualização da evidência, utilizando dados de 2013, bem como a utilização de diversas especificações econométricas e aplicação de testes de robustez.

Além desta introdução, o artigo possui mais cinco seções. A segunda seção é composta por uma breve revisão de literatura acerca do tema, com exposição de programas internacionais e nacionais avaliados. Na terceira seção apresenta-se a base de dados utilizada para a elaboração e a estatística descritiva. Na quarta seção é abordada a metodologia utilizada. Os resultados e análises dos dados são feitas na quinta seção e por fim, as considerações finais.

## 2 Referencial Teórico

Há um consenso crescente de que as experiências de aprendizagem infantil na primeira infância influenciam significativamente, no curto e longo prazo, trazendo retornos positivos (HECKMAN; MASTEROV, 2007; SCHADY, 2006). Isso é ressaltado a partir de evidências que mostram que, frequentar o pré-primário resulta em maiores rendimentos ao longo da vida, maior chance de conclusão do ensino médio, menor propensão a se envolver com o crime e redução de gravidez na adolescência (CUNHA et al., 2006; CURTI; MENEZES-FILHO, 2009; TEMPLE; REYNOLDS, 2007).

Isso pode ser explicado, primeiramente, pelo fato de que são nos primeiros anos de vida, dos 0 aos 6 anos, que formam-se as habilidades cognitivas e não cognitivas<sup>1</sup> dos indivíduos (KNUDSEN, 2004). Por habilidade cognitiva entende-se o QI do indivíduo, enquanto que por habilidade não cognitiva, inclui-se a paciência, o auto controle, o temperamento, a aversão ao risco, e entre outros. Bem como, a habilidade é multidimensional, e ambas (cognitivas e não cognitivas) afetam o sucesso socioeconômico, por isso a importância de desenvolvê-las.

As habilidades por sua vez, podem ser adquiridas e não apenas herdadas, ou seja, pode ser influenciada por um componente genético e também pelo ambiente em si (CUNHA; HECKMAN, 2007; CARNEIRO; HECKMAN, 2003). Assim, a família tem um papel muito poderoso na formação dessas habilidades já que, além do fator genético, ela é responsável pelo investimento na criança e na escolha de seu ambiente infantil (CUNHA; HECKMAN, 2007; CARNEIRO; HECKMAN, 2003).

---

<sup>1</sup> Do 0 aos 6 anos de idade a criança passa pelo período sensível, no qual estruturas e circuitos cerebrais se desenvolvem, e as capacidades fundamentais passam a ser adquiridas, o que permitirá no futuro, o aprimoramento de suas habilidades. Sendo que, as experiências vividas se interagem e modificam as estruturas e as funções do cérebro em desenvolvimento, de tal forma que quanto melhor a qualidade das relações socioafetivas, melhor o desenvolvimento (FOX; LEVITT; III, 2010).

Uma vez que, é no período sensível (0 a 6 anos) que as crianças estão mais suscetíveis à influência externa e absorvem melhor as intervenções realizadas (KNUDSEN, 2004; SANTOS; PORTO; LERNER, 2014), frequentar um ambiente saudável e com acesso a educação nos primeiros anos de vida é essencial. A educação pré-primária<sup>2</sup> atua visando o desenvolvimento intelectual, físico, social e emocional da criança, sendo a escola o local onde muitos receberão estímulos para desenvolver essas habilidades.

No entanto, quando as oportunidades de formação dessas habilidades nos ciclos iniciais são perdidas, o desenvolvimento dessas habilidades podem se tornar irreversíveis, com uma onerosa reabilitação tardia (KNUDSEN, 2004; FOX; LEVITT; III, 2010). A perda dessa oportunidade pode se dar por falta de incentivos, não haver acesso à cuidados com a saúde e nutrição, ambiente familiar não afetivo e sem a oferta de educação de qualidade.

Sendo assim, o contato educacional nos primeiros anos de vida é determinante em diversas dimensões, tanto econômicas quanto sociais para o indivíduo no decorrer de sua vida. Considerando isso, os autores Cunha et al. (2006) desenvolveram um modelo teórico de formação da habilidade humana, este constata que, considerando um cenário de negligência educacional nos primeiros anos de vida, quanto mais tarde se der a remediação, menos eficaz ela se torna, pois, as habilidades são produzidas de forma mais eficiente em dado período da vida e se a formação não ocorrer no período correto, os déficits cognitivos são difíceis, e em muitos casos impossíveis, de serem recuperados.

Nesse mesmo estudo, os autores também concluem que, os retornos econômicos de se investir nas idades iniciais são altos, e esses mesmos retornos vão diminuindo conforme a idade vai se avançando. Temple e Reynolds (2007) fizeram análise de custo-benefício de diversos programas pré-escolares, dentre os quais o Centro de Pais e Filhos de Chicago (CPC), o High/Scope Perry Preschool Program (PPP) e Carolina Abecedarian Project (ABC) e todos obtiveram retorno econômico muito maior que o investimento inicial, de acordo com dados obtidos na idade adulta dos participantes, variando de um benefício social total de US\$ 4 por dólar investido a US\$ 10,15 por dólar investido.

Dito isso, duas coisas são importantes a serem observadas, a primeira é que de fato, as evidências confirmam a existência de retorno econômico, ao se investir em educação básica. A segunda observação seria que, como as habilidades são adquiridas nos anos iniciais, se crianças menos favorecidas tivessem acesso a educação o ambiente familiar adverso, ou boa parte dele, pode ser compensado garantindo melhores condições socioeconômicas futuras.

É importante ressaltar que, a discussão que exalta a formação de políticas de melhorias nos ambientes iniciais das crianças não significa que todas as habilidades e motivações são formadas nos primeiros anos, tampouco que os anos iniciais são os únicos determinantes para sucesso (HECKMAN; MASTEROV, 2007). Mas, como competências mais complexas necessitam de habilidades fundamentais, e estas, por sua vez, são formadas nos primeiros anos de vida, propiciar um ambiente saudável e de estímulos via investimento na pré-escola se faz fundamental. Para corroborar com essas ideias, programas educacionais foram desenvolvidos e analisados, muitos deles nos Estados Unidos, como o *Perry Preschool*, o *Abecedarian Program*, *Star Project* (CURRIE, 2001).

Indo ao encontro dos autores Heckman e Masterov (2007), que argumentam a favor de investimento de crianças que crescem em ambiente desfavorecidos, tem-se o programa Carolina Abecedarian Project, nos Estados Unidos, esse focado em crianças de baixa renda. Entre 1972 e 1977, um grupo de 111 crianças em desvantagem social foi escolhido aleatoriamente para receber o tratamento, que consistia em fortes estímulos ao idioma, desde seus primeiros meses de vidas até os cinco anos de idade. Ao entrar na escola, essas crianças foram novamente aleatorizadas e divididas em um grupo que recebia ensino domiciliar paralelo a escola e o outro grupo não recebia o tratamento.

No decorrer do tempo, os resultados começaram a surgir, e foi possível observar que aos 15 anos

---

<sup>2</sup> No Brasil a Educação Infantil é dividida em creche e pré-escola, sendo a primeira para crianças de 0 a 3 anos e a segunda para crianças de 4 até 5 anos. Entretanto, ao nos referirmos no artigo a pré-primário ou pré-escola estamos incluindo tanto creche quanto pré-escola, em compatibilidade com o termo norte americano *preschool* que indica ambas as fases.

de idade as crianças que receberam intervenção pré-escolar, tinham maiores notas (especialmente em leitura) e menores reprovações. Seis anos mais tarde, essas mesmas crianças possuíam um maior grau de escolaridade, com maior potencial a prosseguir com seus estudos. Por outro lado, o efeito do estímulo adicional em casa foi pequeno ou insignificante. Quanto ao benefício econômicos houve diminuição dos custos relacionados ao tabagismo e dos custos escolares do ensino fundamental e médio (CURRIE, 2001; SCHADY, 2006).

Outro programa conhecido, o *Perry Preschool* também apresentou resultados positivos, tais como: alto desempenho, rendimentos elevados, altas taxas de conclusão do colégio e baixa taxa de encarceramento para aqueles que frequentaram a escola pré-primária (CURRIE, 2001; CUNHA et al., 2006). O programa consistia em uma intervenção pré-escolar em crianças afro-americanas de baixa renda, com 3 ou 4 anos de idade, sendo escolhidas aleatoriamente e comparada com outro grupo selecionado que não recebeu o tratamento. (CARNEIRO; HECKMAN, 2003)

Estimativas mais recentes sobre o programa *Perry Preschool* foram feitas por Heckman et al. (2010) de forma mais robusta, eles estimaram taxas de retorno abaixo das anteriores relatadas na literatura, contudo ainda se apresentou superior ao retorno histórico ao patrimônio líquido, e com os demais benefícios como redução na taxa de criminalidade e desempenho, permanecendo.

Ambos os programas analisados acima se assemelham por serem intervenções modelo, de pequena escala e por funcionários mais bem treinados que programas de larga escala, por isso Schady (2006) pontuou a importância de analisar se os resultados positivos se repetem para programas de larga escala. Neste viés tem-se como exemplo o *Head Start*, programa norte-americano criado em 1965 que fornecia pré-escola para crianças em famílias pobres e que chegou a atender 800.000 criança em 1999. Garces, Thomas e Currie (2002) encontraram resultados positivos a longo prazo para o programa, dentre os brancos houve maior propensão de conclusão do ensino médio e de frequentar a faculdade, enquanto para os negros o programa incorreu em menor taxa de criminalidade.

Investir na primeira infância também apresentou resultados positivos em programas para Américas Latina, como o *Proyecto Integral de Desarrollo Infantil* (PIDI), realizado na Bolívia, o *Oportunidades*, do México (SCHADY, 2006). Behrman, Cheng e Todd (2004) identificaram que o resultado para as crianças participantes do programa variou conforme idade e tempo de exposição ao programa, resultados positivos foram observados em crianças que participaram por pelo menos 7 meses do PIDI, apresentando melhoria nos aspectos cognitivos e psicossocial quando comparado ao grupo de controle, o programa também apresentou vantagem quanto ao custo-benefício.

Já no Brasil, Curi e Menezes-Filho (2009) analisam o papel da pré-escola no desempenho escolar dos alunos, na conclusão dos ciclos escolares e nos salários futuros dos indivíduos, os resultados obtidos indicaram relação positiva com os três pontos de análise. Com desempenho entre 1% a 7,5% maior para quem iniciou os estudos mais cedo; que frequentar a creche tem relação positiva com a conclusão do ensino médio e da faculdade, enquanto a pré-escola tem relação positiva com a conclusão dos 4 ciclos; por fim, os indivíduos que iniciaram os estudos mais cedo possuem maior salário em média.

Para investigar os efeitos da pré escola Curi e Menezes-Filho (2009) utilizaram dados da SAEB, sobre o desempenho dos alunos da 4<sup>a</sup> e da 8<sup>a</sup> série do ensino fundamental e 3<sup>a</sup> série do ensino médio, como também da PPV (Pesquisa sobre Padrão de Vida), e a metodologia aplicada foi o MQO (Mínimos Quadrados Ordinários) e o *logit*, considerando também nas regressões um conjunto de variáveis com características individuais, *background* familiar e ambiente familiar, local e área familiar (CURI; MENEZES-FILHO, 2009).

Reforçando tal discussão, as autoras Felício e Vasconcellos (2007) e Junior e Gonçalves (2016) também analisaram o efeito da pré-escola no desempenho escolar e encontraram resultados positivos e significantes estatisticamente para frequência no ensino infantil. Ambos os trabalhos aplicaram métodos que tratam do problema de viés de seleção por variáveis não observáveis, como *propensity score matching*.

Felício e Vasconcellos (2007) utilizam dados da SAEB 2003 e prova Brasil 2005, e aplicam

além do PSM o método de Efeitos Fixos, o primeiro indicou um desempenho superior de 28% para os que frequentaram a pré-escola, enquanto o segundo apresentou melhora de até 39%. Enquanto Junior e Gonçalves (2016), utilizam dados mais recentes, do Prova Brasil 2011, e aplicam um estimador linear duplamente robusto, o MQO ponderado pelos escores de propensão, além do PSM, mantendo os resultados positivos para ambos.

Este artigo se diferencia dos demais ao utilizar uma base de dados completa, que analisa diversos aspectos do aluno e do seu entorno e pela aplicação de testes de robustez nas análises, não utilizados nos trabalhos citados.

Considerando que a avaliação de impacto com métodos quase experimentais ainda é pouco difundida no Brasil, o presente artigo busca fortalecer as evidências para o país, analisando o desempenho da capital pernambucana. Uma vez que os dados são referentes a alunos da escola pública de Recife, é importante as estatísticas sobre a cidade e a realidade destes alunos.

De acordo com o Censo Demográfico de 2010, dentre as capitais brasileiras, Recife é a quarta com maior participação da população urbana residente em aglomerados subnormais<sup>3</sup>, representando 23% da população local. Ao se analisar o rendimento nominal mediano mensal da população recifense, têm-se que os moradores dos aglomerados subnormais recebem em média 35% a menos do que moradores da região urbana fora dos aglomerados subnormais, com rendimento de 180 reais ao mês (IBGE, 2011).

Nota-se ainda que, as áreas menos favorecidas, são as que abrigam o maior número de escolas públicas em Recife, ainda que se tenham escolas públicas situadas em regiões que concentram famílias com renda per capita acima de 5 salários mínimos, poucos são os alunos residentes dessas áreas. A maior parte dos alunos da pesquisa residem em setores censitários que apresentam elevada proporção de domicílios com renda de até meio salário mínimo, com 35% dos alunos morando em favelas, proporção maior que a verificada entre os recifenses, de 23%.

### 3 Base de dados e Estatística descritiva

A principal fonte de informação neste estudo é o resultado da pesquisa de acompanhamento longitudinal do Desempenho dos Alunos da Rede Pública de Ensino do Recife, realizada pela Fundação Joaquim Nabuco, no ano de 2013 entre alunos do 6º ano (5ª série) do ensino fundamental de escolas públicas da cidade do Recife. No qual passaram por acompanhamento longitudinal, com a realização de prova de matemática e aplicação de questionários.

A população alvo da pesquisa compreendeu de 28.983 alunos do 6º ano matriculados em 148 escolas públicas<sup>4</sup> localizadas nas seis Regiões Político-Administrativas (RPAs) da cidade do Recife. A pesquisa constituiu em uma amostra estratificada, deste procedimento, um total de 17 estratos foram gerados através da combinação de notas e inscrição na escola, com 118 escolas sendo sorteadas para participar da pesquisa, e duas<sup>5</sup> outras escolas integraram a amostra a título de controle, totalizando 120 escolas selecionadas e distribuídas espacialmente nas 18 microrregiões do Recife, como pode ser observado na Figura 1.

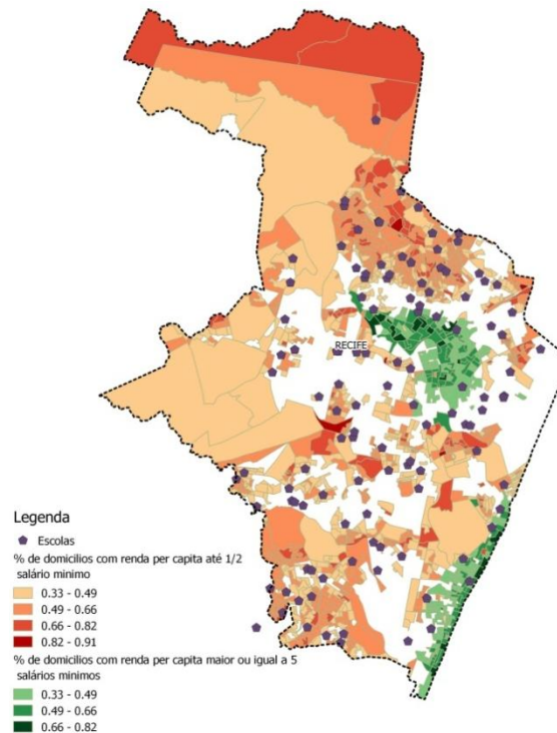
E, dentre as escolas sorteadas, 146 turmas de alunos do 6º ano foram selecionadas aleatoriamente para participar da pesquisa, sendo uma turma por escola e, em 26 dessas escolas duas turmas foram

<sup>3</sup> Normalmente se refere aos aglomerados subnormais como favelas, baixadas, comunidades, vilas, mocambo, entre outros, e são caracterizados por urbanização fora dos padrões vigentes ou precariedade na oferta de serviços públicos essenciais (abastecimento de água, esgotamento sanitário, coleta de lixo e fornecimento de energia elétrica) (IBGE, 2011).

<sup>4</sup> Não são inclusas escolas com menos de dez participantes na série avaliada, as escolas rurais e aquelas destinadas ao atendimento exclusivo de educandos de comunidades indígenas, como também as escolas com informações indisponíveis ou que apresentaram valores iguais a zero para os insumos escolares necessários para construção dos estratos amostrais.

<sup>5</sup> As duas escolas públicas que integraram a amostra com probabilidade 1 foram selecionadas a título de controle, uma vez que apresentam características distintas da maior parte dos estabelecimentos públicos de ensino, como por exemplo a aplicação de provas para seleção de alunos

Figura 1 – Mapeamento das Escolas em Recife



Fonte: Elaborada por ARAUJO (2017)

selecionadas devido ao elevado número de matrículas. E assim, um total de 4.191 estudantes participaram da pesquisa, 3.670 pais ou responsáveis, 120 diretores e 131 professores de 120 escolas distribuídas espacialmente nas 18 microrregiões do Recife.

Os dados foram coletados de março a novembro de 2013. A pesquisa realizou a aplicação de dois testes de matemática com 20 itens (com base no critério da Teoria de Resposta ao Item), um no início e outro no final do ano letivo de 2013, com o objetivo de avaliar a proficiência dos alunos, além da aplicação de questionários para os alunos, professores de matemática, diretor e responsável, afim de abordar aspectos internos e externos da escola e diversas dimensões sobre o aluno e seu entorno familiar.

Dentre as informações aferidas, a principal variável de interesse do modelo é sobre quanto a criança iniciou seus estudos, se foi na pré-escola (tratado) ou em outras séries, disponível dentre as 96 perguntas do questionário dos alunos. E, diversos outros fatores podem afetar o desempenho, buscando analisar o efeito somente da pré-escola separamos quatro grupos que possibilitam um conjunto de variáveis de controle para melhores especificações do modelo.

Primeiramente tem-se as características individuais dos alunos, como informações sociodemográficas, práticas escolares, comportamento, autoestima e práticas fora da escola. O segundo grupo é o *background* familiar, através de perguntas feita aos responsável sobre sua escolaridade, seu relacionamento com o aluno e participação na sua vida escolar. O terceiro possui características dos professores, como gênero e experiência, e o último grupo com as características da escola.

A Tabela 1 apresenta a definição e estatística descritiva dos alunos e das variáveis utilizadas para estimações. A idade média dos alunos é de 11,4 anos, o esperado para alunos do sexto ano do ensino fundamental, as meninas, que representam 50,57% da amostra apresentaram melhores desempenho nos testes de matemática, a maioria dos alunos se declara como negro ou pardo, com apenas uma fração de

Tabela 1 – Estatística descritiva das variáveis

	Média	Desvio padrão	Mín	Máx
<b>Variáveis Dependentes~</b>				
Nota 2	39.91	16.05	0	100
Pré-escola	0.736	0.441	0	1
<b>Características Individuais</b>				
Nota 1	42.66	16.68	0	100
Menino	0.481	0.499	0	1
Branco	0.186	0.389	0	1
Negro	0.122	0.327	0	1
Idade	11.63	0.964	9.25	22.75
Bullying1	0.375	0.484	0	1
Deficiência	0.034	0.181	0	1
Obesidade	0.169	0.129	0	1
Pratica esporte	0.564	0.496	0	1
Trabalho doméstico	0.212	0.145	0	1
Trabalha fora	1.080	0.368	1	4
Odeia escola	0.002	0.034	0	1
Detesta professor	0.005	0.074	0	1
Arma	0.114	0.106	0	1
Mente	0.573	0.495	0	1
Mudaria escola	0.300	0.458	0	1
Mudaria família	0.538	0.226	0	1
Popular	0.222	0.416	0	1
Reprovado	0.194	0.396	0	1
Estuda antes da prova	0.341	0.472	0	1
Leitura	0.867	0.339	0	1
Faz dever	0.715	0.451	0	1
Frequência de estudo	2.593	1.523	1	6
<b>Background familiar</b>				
Sexo feminino	0.864	0.343	0	1
Raça	0.182	0.386	0	1
Ens. Superior	0.373	0.189	0	1
Presença dos responsáveis	-0.124	0.986	-1.031	4.911
Depressão	0.006	0.766	0	1
Doença psiquiátrica	0.003	0.056	0	1
Bate	0.050	0.219	0	1
Reunião	1.443	0.619	1	3
Cobram lição	0.242	0.428	0	1
Ajudam lição	0.158	0.364	0	1
Conversa amigos	1.797	0.739	1	3
Conversa sobre escola	0.946	0.226	0	1
Sem violência	0.684	0.465	0	1
<b>Indicadores dos professores</b>				
Prof mulher	0.684	0.465	0	1
Idade professor	0.093	0.290	0	1
Prof. Trabalhos	0.149	0.121	0	1
Experiência prof.	0.107	0.309	0	1
Elogio prof.	0.989	0.105	0	1
Prof. não ajuda	0.051	0.220	0	1
<b>Indicadores da escola</b>				
Não falta prof.	0.471	0.499	0	1
Tamanho da sala	0.488	0.499	0	1
Quadra de Esporte	0.409	0.492	0	1
Internet	0.427	0.495	0	1
Laboratório	0.389	0.487	0	1
Biblioteca	0.678	0.467	0	1
Computador	0.256	0.436	0	1
Abandono alto	0.018	0.135	0	1
Escola Segura	0.928	0.258	0	1
Proporção meninas	0.488	0.110	0.083	0.882

Fonte: Elaborada pela autora com base nos dados da Fundaj (2013)



0,19 se declarando branco. Quase 17% dos alunos têm obesidade, as especificações do modelo usam outras categorias de peso.

Quanto a dedicação aos estudos, mais da metade dos alunos afirma fazer os deveres de casa (71,5%), praticar leitura (86,7%), estudar independente de ter prova ou não (65,9%) e ao menos três dias por semana (72%). No que se refere a autoestima e comportamento, um terço afirma sofrer bullying, grande parte afirma mentir para os pais com frequência e que mudariam de família se pudessem (53%), e uma minoria se diz popular. Já quanto a atividades fora da escola, 56% praticam esporte e a grande maioria afirma não trabalhar fora de casa e nem realizar trabalho doméstico (78,8%).

Com relação aos responsáveis, 87% são do sexo feminino, 18% se declaram branco e 37% possuem ensino superior completo. A variável presença do responsável foi feita através de análise fatorial de quatro itens do questionário os responsáveis<sup>6</sup>. Uma minoria afirma ajudar com a lição ou cobrar que o aluno a faça, nem um quarto do total, por outro lado somente 5% repreende a criança batendo caso ela faça alguma coisa de errado. A percepção de segurança é boa, 68% afirma viver em um bairro tranquilo, sem violência.

Por fim, a maioria dos professores é do sexo feminino, a variável idade do professor são para professores com mais de 55 anos, e a variável trabalhos é para os que lecionam em 4 escolas ou mais. Quase metade das escolas teve problema com falta de professor, o tamanho da sala é referente a salas com mais de 30 alunos e menos de 40, nem metade das escolas possuem insumos suficientes e de qualidade satisfatória, exceto quanto a biblioteca que 67,8% possuem, e alto abandono são estudantes nas escolas com um percentual superior a 26% e menos de 50%.

## 4 Estratégia Empírica

Com o intuito de avaliar o impacto de ter feito pré-escola sobre o desempenho acadêmico de estudantes do ensino fundamental, seria ideal comparar o desempenho dos estudantes em duas situações, quando frequentaram a creche (tratamento) e quando não frequentaram (controle). Entretanto, não é possível que um mesmo indivíduo seja observado para ambas situações simultaneamente, sendo necessário recorrer a ferramentas econométricas para realizar esta análise.

Sendo assim, é necessário tornar os dois grupos comparáveis, com base nisto, utiliza-se a metodologia que se baseia em uma tentativa de eliminação (ou redução) do viés de seleção sobre as variáveis observáveis, o *propensity score matching*, proposto por Rosenbaum e Rubin (1983) e que é amplamente utilizado para verificar a relação causal entre os objetos, e não apenas a correlação entre os dados

### 4.1 O método Propensity Score Matching (PSM)

A ideia elementar do modelo é que se a comparação for baseada entre indivíduos tratados (que participam de um programa, neste caso frequentar o pré-primário) e os de controle (que não participam do programa), que sejam o mais similar possível em termos de certas características observáveis, o viés será ao menos reduzido.

Formalmente, considere que o tratamento de um indivíduo seja caracterizado pela variável  $T$ , assumindo o valor 1 caso o indivíduo tenha frequentado a creche e 0 caso o contrário. E, seja  $Y_i(1)$  os resultados potenciais do estudante  $i$  (desempenho escolar), caso ele tenha frequentado a creche e  $Y_i(0)$  o resultado potencial para quem não recebe o tratamento e ainda,  $X$  como o vetor das variáveis explicativas, composto pelas características observadas dos indivíduos.

<sup>6</sup> Para chegar na variável presença dos responsáveis foi considerada a participação no conselho escolar, se o responsável verifica o boletim do aluno, caso o aluno vá bem nas provas se recebe elogios e se no ano da entrevista, 2013, conversou com um professor da escola sobre como está indo o aluno.

O interesse da análise é a estimação do efeito causal sobre o desempenho e aspirações escolares por ter frequentado o pré-primário. Este valor é obtido através do cálculo do efeito médio do tratamento sobre os tratados - *ATT* (*average treatment effect on the treated*), que consiste em uma diferença de média entre tratado e controle, sendo definido como:

$$ATT(x) = E[Y_i(1)|T_i = 1, X_i = x] - E[Y_i(0)|T_i = 1, X_i = x] \quad (1)$$

O termo  $E[Y_i(0)|T_i = 1, X = x]$  da equação 4.2 representa a média que os tratados teriam caso não tivessem recebido o tratamento, dado suas características observadas, entretanto este valor não é observável. Logo, é necessário um substituto adequado para que o parâmetro *ATT* possa ser estimado, para tanto o modelo conta com uma estratégia de identificação na qual, dado um conjunto de características observáveis  $X$ , que possui as características dos alunos, seus responsáveis e sua casa, dos seus professores e da escola, os resultados potenciais independeria do tratamento.

Esta é a hipótese da independência condicional - *CIA* (*Conditional Independence Assumption*), proposta por Rosenbaum e Rubin (1983). Ela admite que o vetor de variáveis observáveis  $X_i$  deve conter todas as informações sobre o resultado potencial na ausência do tratamento  $Y(0)$  que o indivíduo possui ao tomar a decisão de participar ou não do tratamento; ao controlar pelo vetor  $X_i$  (vetor variáveis observáveis) as variáveis  $Y(0)$  e  $Y(1)$  tornam-se independentes da variável binária de tratamento  $T_i$ , temos:

$$Y_i(1), Y_i(0) \perp T_i | X_i \quad (2)$$

Isso implica que, condicionadas às características individuais,  $X_i$ , os resultados potenciais independem da participação de ter frequentado o pré-primário. De tal forma que o resultado de um indivíduo no grupo de controle é um bom predictor do resultado potencial de um indivíduo no grupo de tratado, na ausência de tratamento, ao possuírem o mesmo vetor de variáveis observáveis. Assim, segundo a *CIA* tem-se que todas as variáveis que afetam o tratamento (frequentar creche) e/ou os resultados teriam de ser controladas pelo modelo.

Sob esta hipótese podemos reescrever o segundo termo da equação (4.2), para que o *ATT* seja apenas em função de variáveis observáveis, tornando seu cálculo possível. Assim temos:

$$ATT(x) = E[Y_i(1)|T_i = 1, X_i = x] - E[Y_i(0)|T_i = 0, X = x] \quad (3)$$

Uma segunda hipótese é necessária para o modelo, a hipótese de sobreposição ou suporte comum. Com ela há garantia que todo indivíduo no grupo tratamento tenha um par próximo de comparação no grupo de controle e no qual a variável resultado corresponderia à situação deste indivíduo na ausência do tratamento e vice-versa. Pode-se definir a hipótese como:

$$0 < Pr[T_i = 1|X_i] < 1 \quad (4)$$

Para aplicação do *propensity score matching*, deve-se estimar o escore de propensão, uma vez que a probabilidade de um indivíduo receber o tratamento, dada suas características observáveis  $X_i$ , não é conhecida, para tanto é utilizado o modelo paramétrico *logit*<sup>7</sup>. E assim segundo Rosenbaum e Rubin (1983) temos o escore de propensão definido como:

$$P(X) = Probabilidade[T = 1|X] \quad (6)$$

<sup>7</sup> assumi-se que a probabilidade de participar ou não segue o seguinte modelo:

$$Pr[T_i = 1|X_i = x] = \frac{\exp(x\beta)}{1 + \exp(x\beta)} \quad (5)$$

E por fim, tomando as hipóteses de suporte comum, de independência condicional e os escores de propensão, o efeito médio do tratamento sobre os tratados- *ATT* pode ser obtido por:

$$ATT(x) = E[Y_i(1)|T_i = 1, P(X)] - E[Y_i(0)|T_i = 0, P(X)] \quad (7)$$

Com o escores de propensão obtidos é necessário definir a proximidade dos escores de propensão dos indivíduos que frequentaram a creche com relação aos daqueles que não frequentaram, ou seja, a criança do grupo de tratamento deve ter seu par no grupo de controle encontrado. Para realizar o *matching*, existem diversos critérios de algoritmos de comparação.

Dentre os algoritmos utilizaremos: a) vizinho mais próximo sem reposição, no qual cada indivíduo do grupo de tratado tem um parceiro correspondente no grupo de controle, considerando o mais próximo em termos de escore de propensão, b) dois vizinhos mais próximo com reposição, para cada elemento do grupo dos tratados, 2 indivíduos do grupo de controle são selecionados, com o escore de propensão mais próximo possível, cada observação do grupo de controle pode ser utilizada mais de uma vez para comparação, c) *radius*, há a imposição de um nível de tolerância na distância máxima entre os escores de propensão, neste caso um *caliper* de 0,1% e d) *kernel*, no qual cada observação do tratado é combinada com várias observações do grupo de controle, por meio do estimador de correspondência não-paramétrica que utiliza as médias ponderadas entre os pesos, que por sua vez é dado a distância desses dois grupos.

É importante ressaltar que há limitações quanto ao modelo adotado, isto porque segundo a hipótese de independência condicional todas as variáveis que afetam o tratamento e/ou os resultados teriam de ser controladas no modelo (ROSENBAUM; RUBIN, 1983), o que é bastante discutível. E ainda, as características não observáveis (*confunders*) individuais podem influenciar no tratamento que o indivíduo recebe, o que poderia alterar o efeito de se ter frequentado a creche. Para tanto, análises de robustez são aplicadas no trabalho.

## 4.2 Efeito Quantílico de Tratamento - EQT

A maior parte dos estudos de avaliação de políticas públicas analisam o impacto do programa na média, em torno de 95%, mas os quantis não são menos importantes (FIRPO, 2007). Modelagens quantílicas são capazes de captar essas características da distribuição, pois estimam efeitos ao longo de diversos quantis da distribuição, buscando analisar o impacto do pré-primário entre os diferentes quantis de notas dos alunos utilizou-se o modelo proposto por Firpo (2007).

O efeito quantílico de tratamento (EQT) apresenta resultados mais robustos a possíveis *outliers* por trabalhar com mediana. O estimador proposto por Firpo (2007) é não condicional e exógeno, pois considera-se que dada as características observáveis dos indivíduos, ele frequentar ou não a creche é um fator aleatório.

Define-se  $\tau$  como um número real entre [0,1], o efeito quantílico de tratamento,  $\Delta\tau$ , é a distância horizontal entre as funções de distribuição acumuladas da variável resposta referentes aos grupos de tratamento e de controle, para um dado quantil (FIRPO, 2007):

$$\Delta\tau = q_{1,\tau} - q_{0,\tau} \quad (8)$$

Onde,

$$q_{j,\tau} \equiv \inf_q Pr[Y(j) \leq q] \geq \tau \quad (9)$$

Há condições de identificação colocadas por Firpo (2007), sendo elas as duas hipóteses já apresentadas na metodologia do *propensity score matching* e a de que ao menos alguns quantis são bem definidos e únicos. O método é composto de duas etapas, primeiramente, assim como no PSM, os escores de propensão são estimados, depois os escores deve ser usado para construção de pesos que incorporaram uma versão modificada do estimador de regressão quantílica proposto por Koenker e Jr (1978).

O estimador para o parâmetro EQT é  $\widehat{\Delta}_\tau \equiv \widehat{q}_{1,\tau} - \widehat{q}_{0,\tau}$ , para  $j = 0, 1$ , sendo necessário obter os estimadores para os quantis da distribuição dos tratados e não tratados, que pode ser encontrados minimizando uma soma das funções de verificação, em que  $\rho(\cdot)$  é uma função *check*.

$$\widehat{q}_{j,\tau} \equiv \arg \min_q \sum_{i=1}^N \widehat{w}_{j,\tau} \cdot \rho_\tau(Y_i - q) \quad (10)$$

Este estimador difere do estimador de Koenker e Jr (1978) por haver uma ponderação nas funções para os grupos de tratado e controle, em que os pesos de cada unidade é dado por:

$$\widehat{w}_{1,i} = \frac{T_i}{N \cdot \widehat{p}(X_i)} \quad e \quad \widehat{w}_{0,i} = \frac{1 - T_i}{N \cdot (1 - \widehat{p}(X_i))} \quad (11)$$

Os pesos são atribuídos de tal forma que, para se obter os quantis dos tratados, utiliza-se dados apenas dos tratados, com um peso inversamente proporcional à propensão ao tratamento ( $T$ ) e de forma análoga para os não tratados. Logo, crianças com grande propensão a frequentar o pré-primário têm um peso menor na estimação dos quantis da distribuição dos tratados.

Em suma, o EQT é um estimador exógeno e não condicional com pesos positivos, que calcula o diferencial entre tratados e não tratados para cada quantil da distribuição (distribuição condicional ao tratamento), que é obtido através de uma primeira etapa que estima-se o escore de propensão por uma regressão *logit* e numa segunda etapa, calcula-se o diferencial entre tratados e não tratados para cada quantil bem definido num valor único de  $\tau$ .

### 4.3 Análise de Robustez e Sensibilidade

O *propensity score matching* consegue resolver a fonte de viés proveniente das características observáveis, que ainda depende da qualidade das variáveis de controle utilizadas no modelo e da qualidade do pareamento. Porém, a CIA é uma exigência muito difícil de ser garantida empiricamente, pois podem existir fatores não observados omitidos que afetam simultaneamente a decisão de colocar o filho na pré-escola quanto a variável de resultado.

No caso da presença de *confunders* incorreria em um viés na estimação do impacto do programa. Para tanto, há formas de verificar a robustez dos resultados e analisar a potencial influência da omissão de variáveis não observáveis sobre o ATT estimado, utilizamos a sugestão de análise de sensibilidade sugerida por Oster (2019).

O teste desenvolvido por Oster (2019) consiste em considerar que exista um conjunto  $U$  de variáveis não observáveis não estão inclusas no modelo, obtendo o seguinte modelo de regressão:  $Y = \beta T + \gamma X + U + \varepsilon$ . Uma das hipóteses centrais é a de seleção proporcional (*proportional selection assumptions*), esta sugere que:

$$\delta \frac{\sigma_{XT}}{\sigma_X} = \frac{\sigma_{UT}}{\sigma_U} \quad (12)$$

Em que  $\sigma_{XT} = Cov(X, T)$ ;  $\sigma_{UT} = Cov(U, T)$ ;  $\sigma_X = Var(X)$ ;  $\sigma_U = Var(U)$  e  $\delta$  é o coeficiente de proporcionalidade, ele indica o quanto as variáveis observáveis afetam o tratamento. E ainda, considerando 3 regressões, o modelo de regressão completo, que inclui todas as variáveis independentes de tratamento ( $T$ ), as observadas ( $T$ ) e as não observadas ( $U$ ), tem  $\beta$  e  $R_{max}$ <sup>8</sup> representando, respectivamente, o coeficiente estimado do tratamento e o  $R^2$  da regressão hipotética; a equação intermediária inclui todas as variáveis observáveis ( $X$  e  $T$ ), e tem como coeficiente da regressão  $\widehat{\beta}$  e o  $R^2$  como  $\widehat{R}$ , por fim um modelo que tem apenas como variável independente o tratamento (frequentar creche), com  $\widehat{\beta}$  e  $\widehat{R}$  representando suas estatísticas.

<sup>8</sup>  $R_{max}$  é um valor populacional teórico

Sob essas restrições, e quando  $\delta$  é próximo de um, o viés de seleção é dado por:

$$\beta^* = \tilde{\beta} - \frac{\delta(\hat{\beta} - \tilde{\beta})(R_{max} - \tilde{R})}{\tilde{R} - \hat{R}} \quad (13)$$

Onde  $\beta^* \rightarrow \beta > p$ , e assim, é possível estimar um valor aproximado para  $\delta$ :

$$\delta \approx \frac{(\tilde{\beta} - \beta^*)(\tilde{R} - \hat{R})}{(\hat{\beta} - \tilde{\beta})(R_{max} - \tilde{R})} \quad (14)$$

Com o valor de  $\delta$  busca-se saber o quão grande deveria ser o viés para que o efeito do tratamento  $\beta$  fosse considerado 0. Se  $\delta=1$  tem-se que as não observáveis são ao menos tão importante quanto as observáveis, mas o que busca-se é um valor superior a unidade, pois um  $\delta=3$ , por exemplo, indica que as variáveis não observáveis precisariam ser 3 vezes mais importantes que as observáveis para produzir um efeito no tratamento (OSTER, 2019).

Outro teste é o de placebo, no qual uma nova variável dependente é escolhida arbitrariamente e testa-se o impacto da pré-escola, mantendo todas as variáveis usadas na estimação do *propensity score matching*, o esperado é não encontrar significância estatística nas análises, e assim, a hipótese da CIA é assegurada.

Além destes testes foi verificado se o efeito estimado do tratamento é sensível a dois diferentes métodos de ponderação baseado no escore de propensão, para garantia de maior robustez. O IPW-ponderação pelo inverso do *propensity score* e o IPWRA- regressão ajustada ponderada pelo inverso do *propensity score* -IPWRA, a combinação da ponderação com a regressão procura contornar o problema da má especificação.

Quanto ao EQT, por ser uma metodologia recente, não existem testes estatísticos formais para verificar sua robustez. O que é feito, por ora, é averiguar se os coeficientes estimados de cada quantil possui significância estatística.

## 5 Resultados

A Tabela 2 apresenta os resultados do efeito médio do de ter frequentado a pré-escola sobre o desempenho escolar em matemática nos alunos do 6ºano, considerando os diferentes métodos e especificações. A coluna (1) inclui somente as variáveis com as características individuais, o modelo (2) inclui também as variáveis do *background* familiar, sendo a especificação da coluna (3) a completa, incluindo também as características do professor e da escola.

No modelo (1), sem nenhum controle, não houve significância estatística ao utilizar o pareamento pelo vizinho mais próximo sem reposição NN(1)SR, entretanto, para os demais métodos apresentados houve significância ao nível de 1%. A nota 2, utilizada para medir o desempenho do aluno, foi utilizada de forma logarítmica na aplicação do *propensity score matching*, então a interpretação dos coeficientes deve ser feita de forma percentual. Ter frequentado a pré-escola está associado a uma melhora de 11,40% (pelo método IPW e pareamento por *radius*) no desempenho.

Ao incluir todas as variáveis de controle, de tal forma que os alunos comparados possuam a maior quantidade de características semelhantes, todos os ATT estimados foram significativos. E, os alunos do sexto ano que frequentaram a pré-escola apresentaram um desempenho médio superior em 13,61% quando comparado aos que não frequentaram, o menor efeito médio registrado, de 7,25%, foi para o método do vizinho mais próximo sem reposição, com efeito chegando até a 15,95%, pelo método IPW.

Deve-se ressaltar os resultados significativos obtidos pelos estimadores IPW e IPWRA, que calculam de forma robusta os efeitos e garantem consistência no modelo. O primeiro modela possibilidade

Tabela 2 – Efeito médio do tratamento sobre o desempenho dos alunos - PSM

Método	1	2	3
Kernel	0,106*** (0,023)	0,117*** (0,024)	0,141*** (0,025)
NN (1) SR	0,031 (0,027)	0,044 (0,027)	0,07** (0,027)
NN (2)	0,123*** (0,028)	0,121*** (0,027)	0,132*** (0,030)
Radius	0,108*** (0,023)	0,112*** (0,025)	0,136*** (0,26)
IPW	0,108*** (0,020)	0,118*** (0,021)	0,148*** (0,026)
IPWRA	0,101*** (0,020)	0,112*** (0,020)	0,137*** (0,022)
Características individuais	sim	sim	sim
Background familiar		sim	sim
Características professor			sim
Características escola			sim
Observações	2.509	2.487	2.421

Nota: NN(1) SR – método do vizinho mais próximo sem reposição; NN(5) – método com os dois vizinhos mais próximos com reposição; Radius – Caliper de 0,1% utilizando suporte comum; IPW-ponderado pelo inverso do propensity score matching; IPWRA – regressão ajustada, ponderada pelo inverso da probabilidade. Erro-padrão robusto entre parênteses. \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados da Fundaj (2013).

de frequentar a pré-escola para explicar a atribuição não aleatória ao mesmo, e o segundo além de modelar o tratamento também faz suposições quanto a variável de interesse (desempenho no teste de matemática).

Observa-se também, na Tabela 2, que a intensidade do efeito vai aumentando conforme vamos inserindo controles no modelo, ao inserir o controle de *background* familiar, modelo 2, há um pequeno incremento no coeficiente, e com a inserção das características da escola e do professor, modelo 3, há um novo acréscimo no coeficiente. Isso sugere que frequentar a pré-escola está efetivamente influenciando na nota do aluno, e não outros fatores como, por exemplo, o esforço do professor ou qualidades da escola. Pelo método duplamente robusto, IPWRA, o efeito médio do tratamento passou de 10,63%, no modelo 1, para 14,68%, no modelo 3.

Outra análise relevante são as respostas heterogêneas ao modelos, na tabela 3 é apresentado os diferenciais no desempenho quanto se comparado crianças do sexo masculino e feminino, de raça negra ou branca e sobre os responsáveis possuírem ensino básico ou ensino médio completo. Percebe-se que o efeito de ter frequentado a pré escola é maior para os meninos do que para as meninas, com uma diferença de 11,78 p.p. entre eles, e significativo para ambos os sexos.

Efeitos superiores também foram encontrados para os alunos autodeclarados negro, 23,74%, frente a 10,52% para os autodeclarados brancos, e para quando os responsáveis possuem apenas o ensino básico completo (antiga 4<sup>o</sup> série), 22,63%, frente a 15,60% para os que possuem ensino médio completo. Isso é um indício de que os benefícios gerados podem ser ainda mais intensos, dada as características dos alunos ou de seus responsáveis.

Para assegurar que as variáveis observadas explicam o modelo, assegurando a consistência de seus estimadores, a abordagem de Oster (2019) para viés de variável omitida foi realizado e é relatado na Tabela 4, com base nos modelos da Tabela 2. O coeficiente de proporcionalidade ( $\delta$ ) representa o valor que seria necessário para a estimativa do efeito do tratamento ser nulo ( $\beta=0$ ), são considerados cinco

Tabela 3 – Resposta heterogênea ao efeito de frequentar a pré-escola

	<b>Coefficiente</b>	<b>Desvio Padrão</b>
<b>Meninos</b>	0,223***	(0,047)
<b>Meninas</b>	0,088***	(0,031)
<b>Branco</b>	0,100*	(0,077)
<b>Negro</b>	0,213**	(0,102)
<b>Ensino básico</b>	0,204***	(0,069)
<b>Ensino médio</b>	0,145***	(0,039)
<b>All</b>	0,141***	(0,025)

Nota: Gerados com base no modelo completo e pareamento kernel. \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados da Fundaj(2013).

valores do  $R_{max}$ , uma vez que  $R^2$  não é conhecido para o modelo com todas as variáveis (observadas e não observadas).

Oster (2019) define  $(\delta)=1$  como o ponto de corte no teste, no qual as variáveis observáveis são pelo menos tão importante quanto as não observáveis, devendo o valor no teste ser igual ou maior que 1 para que haja ausência de impacto das não observáveis no tratamento. Ao considerarmos apenas as características dos alunos, modelo 1, tem-se resultado positivo somente para os  $R_{max}$  0,6 e 0,7, enquanto o modelo 2 também tem um bom resultado para  $R_{max}$  0,6, com  $\delta=1,14$ , para o limite inferior o valor é de 5 p.p. ( $R_{max}$  0,6) e passa para 1 p.p. ( $R_{max}$  0,6).

Tabela 4 – Teste de Oster para o efeito do tratamento

<b>R máximo</b>	<b>0,6</b>	<b>0,7</b>	<b>0,8</b>	<b>0,9</b>	<b>1</b>
<b>Modelo 1</b>					
$\delta$ para $\beta=0$	1,31	1,05	0,88	0,76	0,66
Conj. Id. ( $\delta=1$ )	[0,02; 0,10]	[0,01; 0,10]	[-0,01; 0,10]	[-0,03; 0,10]	[-0,05; 0,10]
<b>Modelo 2</b>					
$\delta$ para $\beta=0$	1,71	1,37	1,14	0,97	0,85
Conj. Id. ( $\delta=1$ )	[0,05; 0,10]	[0,03; 0,10]	[0,01; 0,10]	[-0,02; 0,10]	[-0,02; 0,10]
<b>Modelo 3</b>					
$\delta$ para $\beta=0$	2,12	1,68	1,39	1,19	1,04
Conj. Id. ( $\delta=1$ )	[0,07; 0,11]	[0,05; 0,11]	[0,04; 0,11]	[0,02; 0,11]	[0,01; 0,11]

Nota: Estimacões através do método PSM, com pareamento de kernel. O modelo 1 considera somente o controle dos alunos, o modelo 2 também inclui o background familiar, o modelo 3 considera todos os controles

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados da Fundaj (2013).

Observa-se que o critério do teste só é cumprido, para todos os  $R_{max}$ , no modelo 3, no qual todas os controles são inclusos, isso demonstra que o modelo completo é o mais adequado para as análises, pois não incorre em viés de variável omitida. Especificamente, considerando um  $R_{max}$  de 0,8 o coeficiente de proporcionalidade foi de 2,12, o que significa que os fatores não observáveis teriam que ser 2,12 vezes mais fortes do que o efeito dos fatores observáveis para explicar todo o efeito positivo de ter frequentado a pré-escola no desempenho escolar. Ao aumentar o  $R_{max}$  para 1, valor bastante improvável, o coeficiente  $\delta$  ainda é de 1,04.

Um dos requisitos necessários para que o PSM funcione de fato, é que o vetor de variáveis observáveis contém todas as informações sobre o resultado potencial na ausência de tratamento, a hipótese de independência condicional (CIA). Para testar essa hipótese foi feito o teste de placebo, no qual quatro distintas variáveis dependente, que assumimos ser ortogonal ao tratamento, foram utilizada no lugar da

nota no teste de matemática para estimação do modelo. Os resultados são mostrados na Tabela 5.

Tabela 5 – Estimativas dos outcomes placebo por PSM

	<b>Bullying</b>	<b>Ensino superior</b>	<b>Professora mulher</b>	<b>Não falta professor</b>
<b>Pré-escola</b>	0,0011 (0,024)	0,006 (0,008)	0,0001 (0,024)	-0,009 (0,024)
<b>Observações</b>	2,412	2,412	2,412	2,412
<b>R quadrado</b>	0,050	0,050	0,050	0,050

Nota: Gerados com base no modelo completo e pareamento kernel. \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados da Fundaj (2013).

Para que não haja variável omitida correlacionada com o modelo, assegurando assim a hipótese da CIA, espera-se que os coeficientes estimados da pré-escola não sejam diferentes de zero, isto é, não haja significância no modelo quando utilizada as variáveis de placebo. Nenhum dos modelos testados, seja sofrer bullying, o responsável possuir ensino superior completo, a professora ser mulher ou não haver problemas com falta de professor na escola, não houve significância estatística. O que sugere não restar variáveis omitidas relacionadas com o tratamento.

E ainda, com o propósito de buscar maior robustez do modelo, reporta-se na Tabela 6 a comparação antes e depois de efetuar o *matching*, para certificar que não haja diferença nas características dos indivíduos tratados e não tratados. Nota-se queda no pseudo  $R^2$  para todos os algoritmos adotados para parear a amostra, bem como o teste da Razão de Verossimilhança (LR) aponta para insignificância conjunta dos regressores da amostra pareada, exceto quando utilizado o vizinho mais próximo sem reposição. Além disso, há redução no viés médio e mediano, dado pela diferença entre os grupos de tratado e controle, indicando assim, que um bom ajuste foi feito.

Tabela 6 – Teste de qualidade do pareamento

<b>Amostra</b>	<b>Pseudo <math>R^2</math></b>	<b>LR chi2</b>	<b>P &gt; chi2</b>	<b>Viés Médio</b>	<b>Viés Mediano</b>
Não pareado	0.050	139.75	0	6.5	5.5
1 vizinho mais próximo (sem reposição)					
Pareado	0.07	124.19	0	5.4	4
2 vizinhos mais próximo					
Pareado	0.012	59.82	0.409	2.6	2.3
Kernel					
Pareado	0.005	23.85	1,000	1.6	1.4
Radius					
Pareado	0.005	25.11	1,000	1.8	1.4

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados da Fundaj (2013).

Por fim, foi feita uma investigação sobre os quantis, para observar o efeito estratificado. A Tabela 7 apresenta os resultados dos alunos que frequentaram o pré-primário. As estimativas indicam um efeito positivo em todos os quantis significativos, esse efeito diminui à medida que avançamos para os quantis mais elevados da distribuição, sendo o efeito 14,88 p.p menor para o quantil 0,9 se comparado ao quantil 0,2.

Os alunos mais beneficiados pela pré-escola são aqueles que apresentam o desempenho abaixo da mediana, excluindo o primeiro quantil que não foi significativo. O efeito médio do tratamento medido na Tabela 2 é de uma melhora de 15,14 p.p (pelo pareamento de kernel), enquanto o desempenho médio dos alunos abaixo da mediana é de 19,76 p.p. E assim, quando o aluno está na parte inferior da calda (com notas mais baixas), ele tira cerca de 23,86% pontos a mais na prova de matemática em comparação àquele



Tabela 7 – Efeito quantílico de tratamento desempenho escolar

Quantis	QTE	Std. Err.
0.1	-7.65E-16	1.000
0.2	0,214***	0.000
0.3	0,176***	0.000
0.4	0,15***	0.000
0.5	0,13***	0.000
0.6	0	1.000
0.7	0,115***	0.000
0.8	0,103***	0.000
0.9	0,086***	0.000

Nota: \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados da Fundaj (2013).

aluno que não frequentou a pré-escola. Mas, quando o aluno se encontra o quantil mais elevado (com as maiores notas), o efeito da pré-escola é reduzido para 8,98%.

## 6 Considerações Finais

A teoria e os dados estatísticos apontam para que frequentar a escola desde os anos iniciais implica em uma melhora no desenvolvimento da criança, seja em suas habilidades cognitivas ou não cognitivas e para diversos horizontes temporais. Todavia, os trabalhos realizados no Brasil, em geral, não averiguaram se essa é uma relação causal, uma vez que os dados disponíveis geralmente não possibilitaram essa análise.

Aproveito-se da base da Fundação Joaquim Nabuco, com informações a nível do aluno e de seu entorno, e que o desempenho foi medido de maneira longitudinal, em dois momentos durante o ano, assumindo que a primeira nota capta as características não observáveis do aluno e que não variam com o tempo, para as estimações realizadas.

Como estratégia empírica, adotamos a técnica de Propensity Score Matching (PSM) e do Quantile Treatment Effects (EQTE), para verificar se o efeito do tratamento (frequentar pré-escola) é sensível a diferentes ponderações utilizamos o pareamento por kernel, radius e vizinho mais próximo com e sem reposição, bem como dois métodos de reponderação, a saber o IPW e o IPWRA, além verificamos a existência de viés por variável omitida pelo teste de oster2019 e validação da CIA por meio do teste de placebo. Os resultados foram significativos, passando pelo teste de Oster e pelo teste de placebo.

Houve resultado positivo para os que frequentaram a pré-escola, com o efeito variando de 7,25% a 15,95%, sendo ainda maior quando considerado que o aluno é menino, negro ou que o responsável tenha apenas o ensino básico completo, bem como o efeito é maior para os que apresentam desempenho menor. Esses resultados aparecem mesmo após controlar pelas características do aluno, dos responsáveis, do professor e da escola, o que sugere que a pré-escola seja mesmo responsável pela melhora no indicador, estando de acordo com a literatura apresentada.

Ainda, segundo a teoria quanto a criança vive em um ambiente familiar comprometido, com condições de moradia, nutrição e saúde baixas, o benefício de frequentar a pré-escola é mais evidente e necessário (CUNHA et al., 2006). Isto porque, é no ambiente escolar que a criança pode ter acesso a uma boa nutrição, estímulos ao desenvolvimento de suas habilidades que idealmente teriam em casa. Entretanto, o efeito é presente não somente nesses casos, pois a pré-escola pode atuar como um complemento a família.

A amostra utilizada neste trabalho é constituída por 35% de alunos moradores de favelas, 95% deles se encontra em famílias com renda média per capita inferior a um salário mínimo (de 2013, ano da pesquisa) e 63% deles recebem algum auxílio do governo. Isso pode ser um indicativo de que o efeito positivo encontrado é decorrente das crianças viverem em um ambiente comprometido, não sendo possível distinguir o efeito entre crianças com um ambiente favorável das que não possuem. Nesse sentido, novas pesquisas devem ser feitas para que o ambiente familiar possa ser melhor avaliado.

Além disso, é necessário pensar em políticas de ampliação ao acesso a pré-escola, dado que os resultados foram positivos e que, dentro da amostra utilizada, 26% das crianças não tiveram essa oportunidade. Propiciar um ambiente seguro e de aprendizagem é dever do Estado, e investir na educação básica pode ser um meio de romper com o ciclo de pobreza, propiciando uma mobilidade intergeracional na educação.

## Referências

- ARAUJO, J. R. Ambiente urbano e o desempenho escolar: ensaios sobre a influência da vizinhança sobre o desempenho escolar na cidade do Recife. Universidade Federal de Pernambuco, 2017.
- BEHRMAN, J. R.; CHENG, Y.; TODD, P. E. Evaluating preschool programs when length of exposure to the program varies: A nonparametric approach. **Review of economics and statistics**, MIT Press, v. 86, n. 1, p. 108–132, 2004.
- CAMPOS, M. M. Educação infantil: o debate e a pesquisa. **Cadernos de Pesquisa**, n. 101, p. 113–127, 1997.
- CARNEIRO, P. M.; HECKMAN, J. J. Human capital policy. IZA discussion paper, 2003.
- CUNHA, F.; HECKMAN, J. The technology of skill formation. **American Economic Review**, v. 97, n. 2, p. 31–47, 2007.
- CUNHA, F. et al. Interpreting the evidence on life cycle skill formation. **Handbook of the Economics of Education**, Elsevier, v. 1, p. 697–812, 2006.
- CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. A relação entre educação pré-primária, salários, escolaridade e proficiência escolar no Brasil. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, SciELO Brasil, v. 39, n. 4, p. 811–850, 2009.
- CURRIE, J. Early childhood education programs. **Journal of Economic perspectives**, v. 15, n. 2, p. 213–238, 2001.
- DING, W.; LEHRER, S. F. Do peers affect student achievement in China's secondary schools? **The Review of Economics and Statistics**, MIT Press, v. 89, n. 2, p. 300–312, 2007.
- FELÍCIO, F. d.; VASCONCELLOS, L. O efeito da educação infantil sobre o desempenho escolar medido em exames padronizados. In: ANPEC-ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PESQUISA EM PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA. **Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia**. [S.l.], 2007.
- FIRPO, S. Efficient semiparametric estimation of quantile treatment effects. **Econometrica**, Wiley Online Library, v. 75, n. 1, p. 259–276, 2007.
- FOX, S. E.; LEVITT, P.; III, C. A. N. How the timing and quality of early experiences influence the development of brain architecture. **Child development**, Wiley Online Library, v. 81, n. 1, p. 28–40, 2010.

- GARCES, E.; THOMAS, D.; CURRIE, J. Longer-term effects of head start. **American economic review**, v. 92, n. 4, p. 999–1012, 2002.
- HECKMAN, J. J.; MASTEROV, D. V. The productivity argument for investing in young children. **Applied Economic Perspectives and Policy**, Oxford University Press, v. 29, n. 3, p. 446–493, 2007.
- HECKMAN, J. J. et al. The rate of return to the highscope perry preschool program. **Journal of public Economics**, Elsevier, v. 94, n. 1-2, p. 114–128, 2010.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATISTICA. **Censo Demográfico 2010**. [S.l.], 2011. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-demografico/demografico-2010/inicial>>. Acesso em: 21 dez. 2019.
- JUNIOR, W. S. d. S.; GONÇALVES, F. d. O. Evidências da relação entre a frequência no ensino infantil e o desempenho dos alunos do ensino fundamental público no brasil. **Revista Brasileira de Estudos de População**, SciELO Brasil, v. 33, n. 2, p. 283–301, 2016.
- KNUDSEN, E. I. Sensitive periods in the development of the brain and behavior. **Journal of cognitive neuroscience**, MIT Press, v. 16, n. 8, p. 1412–1425, 2004.
- KOENKER, R.; JR, G. B. Regression quantiles. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, JSTOR, p. 33–50, 1978.
- OSTER, E. Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence. **Journal of Business & Economic Statistics**, Taylor & Francis, v. 37, n. 2, p. 187–204, 2019.
- ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, Oxford University Press, v. 70, n. 1, p. 41–55, 1983.
- SANTOS, D.; PORTO, J. A.; LERNER, R. O impacto do desenvolvimento na primeira infância sobre a aprendizagem. **Comitê Científico do Núcleo Ciência pela Infância**, 2014.
- SCHADY, N. **Early childhood development in Latin America and the Caribbean**. [S.l.]: The World Bank, 2006.
- TEMPLE, J. A.; REYNOLDS, A. J. Benefits and costs of investments in preschool education: Evidence from the child–parent centers and related programs. **Economics of Education Review**, Elsevier, v. 26, n. 1, p. 126–144, 2007.