

ANÁLISE DOS IMPACTOS HETEROGÊNEOS DA EDUCAÇÃO INFANTIL NO PAÍS

Felipe César Marques¹, Marina Silva da Cunha²

RESUMO

Esta pesquisa busca avaliar os impactos heterogêneos da Educação Infantil sobre o sucesso escolar das crianças na quinta série do Ensino Fundamental no Brasil, levando em conta o processo de decisão endógeno de matrícula na educação infantil. Para isso, avalia-se o desempenho dos alunos nas provas do Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica de 2017, por meio de um modelo de efeitos locais de tratamento quantílicos incondicionais com variáveis instrumentais. O instrumento utilizado consiste em determinar se o município em que a criança está matriculada em 2017 cumpriu a meta estabelecida no Plano Nacional de Educação 2001-2010 referente à oferta de vagas nas pré-escolas. As hipóteses de validade do instrumento foram testadas e não foram rejeitadas. Os resultados da pesquisa mostram um cenário perverso, em que o Ensino Infantil amplifica a desigualdade existente entre os melhores e os piores alunos. Desagregando os resultados segundo a educação materna, os menores impactos foram identificados entre os alunos cujas mães possuem ensino superior completo. Atribui-se estes resultados à baixa qualidade dos estabelecimentos de educação infantil frequentados pelos alunos de pior desempenho e a substituição à educação infantil formal providenciada por mães com ensino superior completo.

Palavras-chave: Economia da Educação; Ensino Infantil; Efeitos de Tratamento Quantílicos.

ABSTRACT

This research evaluates the heterogeneous impacts of Early Childhood Education (ECE) attendance on school success of elementary school's fifth graders in Brazil, taking into account the endogenous decision of ECE enrollment. For this, student's performance on 2017 edition of the Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica are assessed applying an unconditional local quantile treatment effects method of instrumental variables. The instrument chosen consists in determining whether the municipality on which the child is enrolled in 2017 has fulfilled the goal established in the 2001-2010 Plano Nacional de Educação related to preschool supply. The instrument validity's hypotheses are tested and not rejected. The results of the research reveal a vicious scenario, where ECE attendance amplifies the inequality between high performing and low performing students. Segregating the results according to mother's educational level, smaller impacts were identified on students whose mothers are higher education graduates. These results can be explained due to the low quality of ECE programs attended by low performing students and the substitutability to ECE provided by higher education graduate mothers.

Keywords: Economics of Education; Early Childhood Education; Quantile Treatment Effects.

Área 12: Economia Social e Demografia Econômica.

Classificação JEL: C21; C26; I20.

1. INTRODUÇÃO

Desde a promulgação da atual Constituição Federal (BRASIL, 1988), a política governamental brasileira vem promovendo avanços em relação ao acesso da criança à educação, de tal forma que, em estudo elaborado pelo Banco Mundial, Evans e Kosec (2011, p. 8) classificam as ações governamentais pós-1988 como “amplamente pró-criança”. Entre as inovações trazidas pela Constituição de 1988, está o reconhecimento do dever do Estado em garantir o atendimento em creche e pré-escola às crianças de zero a seis anos de idade, cabendo sua oferta, prioritariamente, aos municípios. Dois anos depois, o Estatuto da Criança e do Adolescente (BRASIL, 1990) ratificou esse dever.

Outro marco do período é a Lei de Diretrizes e Bases da Educação – LDB (BRASIL, 1996). Além de reiterar as obrigações dispostas na legislação anterior, a LDB inova ao integrar a Educação Infantil

¹ Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá (PCE/UEM).

² Professora do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá (PCE/UEM).

como parte do sistema de ensino, reconhecendo-a como a primeira etapa da Educação Básica. Na LDB, a Educação Infantil fica oficialmente dividida em duas etapas: creche, destinada a crianças de até três anos de idade, e pré-escolas, para crianças de quatro a seis anos de idade. A referida Lei, no entanto, estabelece como obrigatório apenas o Ensino Fundamental, a partir dos sete anos.

Ao longo desses anos, diversas modificações foram feitas no arcabouço legal, algumas delas com impactos significativos na Educação Infantil. As Leis nº 11.114 de (BRASIL, 2005) e nº 11.274 (BRASIL, 2006) alteram a LDB, instituindo o Ensino Fundamental com duração de nove anos e antecipando o ingresso obrigatório no Ensino Fundamental para crianças a partir dos seis anos de idade. Como consequência, a Pré-escola passa a atender somente crianças de quatro a cinco anos.

Na mesma direção, uma alteração importante ocorre novamente por meio da Emenda Constitucional nº 59 (BRASIL, 2009), que determina a educação básica obrigatória a partir dos quatro anos de idade. A oficialização da Emenda ocorre com a Lei nº 12.796 (BRASIL, 2013), que insere a obrigatoriedade da pré-escola na LDB. Essas providências, que buscam universalizar a etapa pré-escolar no país, fazem com que a idade para o início da educação obrigatória no Brasil seja uma das mais baixas do mundo (EVANS; KOSEC, 2011)³.

Quanto à efetividade dessas medidas em promover o desenvolvimento cognitivo, e social da criança, diversos estudos têm argumentado que programas universais de ensino infantil podem gerar impactos positivos no curto e no longo prazo, especialmente entre as crianças mais pobres. Mas, para que isso ocorra, a qualidade do serviço ofertado é essencial. Caso contrário, a educação infantil pode até mesmo gerar o efeito inverso ao esperado, trazendo impactos negativos às crianças atendidas (TAGGART et al., 2011; CASCIO, 2015; ELANGO et al., 2016). Ao mesmo, algumas pesquisas realizadas alertam para a qualidade média inadequada das creches e pré-escolas em funcionamento no país (BARROS et al., 2011; CAMPOS et al., 2011a; 2011b; AMARO et al., 2015).

Diante desse cenário preocupante, torna-se imperativo a avaliação contínua da Educação Infantil brasileira, pois, de acordo com estudo do Núcleo Ciência Pela Infância (NCPI, 2014), a rápida expansão da rede de ensino infantil, consequência da legislação adotada no país após 1988, ocorreu sem a devida preocupação com a correspondente avaliação de seus efeitos.

A atual pesquisa, portanto, se insere nesse contexto, buscando avaliar os efeitos da frequência na Educação Infantil no desenvolvimento das crianças no país, utilizando como indicador de resultado, o desempenho dos alunos do quinto ano do Ensino Fundamental das escolas públicas nas provas de língua portuguesa e matemática do Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (Saeb) de 2017.

Por meio deste estudo, objetiva-se preencher duas lacunas verificadas na pesquisa nacional na área: a primeira delas está relacionada à crítica de que a maior parte das pesquisas existentes baseia-se na hipótese de seleção por observáveis para identificar os impactos do ensino infantil, desconsiderando, portanto, a provável endogeneidade da variável de interesse (PINTO; SANTOS; GUIMARÃES, 2016; EVANS; KOSEC, 2011). Além disso, e apesar da desigualdade de acesso à educação infantil persistente no país (FOGUEL; VELOSO, 2014), nenhuma pesquisa até o momento dedicou-se a analisar devidamente os resultados heterogêneos da expansão das creches e pré-escolas no Brasil, sendo este, portanto, o principal diferencial do presente trabalho.

Para cumprir os objetivos levantados, são utilizados dois estimadores complementares. Primeiramente, calcula-se o efeito médio local de tratamento de se frequentar o ensino infantil com o método não paramétrico de variáveis instrumentais proposto por Frölich (2007). Em sequência, calculam-se os efeitos locais de tratamento quantílicos incondicionais, obtidos por meio da técnica de variáveis instrumentais desenvolvida por Frölich e Melly (2013), buscando dessa forma, analisar os impactos heterogêneos do acesso à Educação Infantil ao longo da distribuição de desempenho dos alunos no Saeb 2017. O estudo investiga ainda uma fonte adicional de heterogeneidade de resultados para além do método quantílico, ao desagregar os resultados também em relação à educação materna.

Emprega-se como instrumento para a frequência das crianças no ensino infantil, um indicador de oferta adequada de vagas na pré-escola nos municípios em 2011, ano em que a maior parte dos alunos que

³ A idade para o início da educação obrigatória no Brasil é atualmente superior à vigente no México (3 anos), mas equivalente à Irlanda do Norte (4 anos), e inferior a de países como Argentina, Holanda e Inglaterra (5 anos), Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, França e Alemanha (6 anos).

frequentavam o quinto ano do ensino fundamental em 2017 deveriam estar matriculados na educação infantil, amparados pela Emenda Constitucional nº 59.

Não obstante a oferta local seja um instrumento frequentemente utilizado (PINTO; SANTOS; GUIMARÃES, 2016; VAN HUIZEN; PLANTENGA, 2018; NOBOA-HIDALGO, URZÚA, 2012), nenhum dos trabalhos levantados, seja na literatura nacional ou internacional, empregam métodos formais que atestem a validade das hipóteses de independência e monotonicidade do instrumento, condições necessárias para a obtenção de inferências válidas para os estimadores de variáveis instrumentais. Dessa forma, o presente estudo apresenta uma contribuição adicional à literatura de avaliação de impacto do ensino infantil, ao utilizar o teste recentemente proposto por Mourifié e Wan (2017) para verificar a validade de um instrumento amplamente utilizado na área.

Para isso, o estudo se organiza em cinco seções, incluindo a introdução. Na segunda seção são abordados os principais argumentos teóricos em favor do investimento em educação infantil, as evidências empíricas que corroboram a teoria, além da discussão da literatura quantílica na área, e os resultados de pesquisas brasileiras. A terceira seção dedica-se à apresentação da metodologia e da estratégia empírica do estudo. Já a quarta seção apresenta os resultados da pesquisa, com sua discussão e contextualização dos mesmos frente à literatura, bem como o teste de validade do instrumento e a análise de sensibilidade quanto à escolha do instrumento. Por fim, na última seção, estão as considerações finais do estudo.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

A teoria econômica apresenta fortes argumentos em favor do investimento em educação infantil. Os modelos econômicos, apoiados em pesquisas da neurociência, afirmam que o desenvolvimento do cérebro e o processo de formação de capital humano são resultado da interação entre a genética, o ambiente e as experiências vividas pelos indivíduos. Embora esse processo se estenda ao longo da vida, em múltiplos estágios, algumas habilidades são mais facilmente adquiridas em determinadas janelas de oportunidade, denominadas de períodos sensitivos, enquanto outras habilidades são formadas exclusivamente em um período particular, denominado de período crítico (CUNHA et al., 2006, CUNHA; HECKMAN, 2007; SCHADY, 2006). Para habilidades essenciais como atenção, memória, planejamento, raciocínio e juízo crítico, estes períodos se iniciam ainda na primeira infância (NCPI, 2014; KNUDSEN, 2004; KNUDSEN et al., 2006).

Como consequência, o desenvolvimento de certas habilidades cognitivas e não cognitivas após este período se tornam extremamente custosas, ou mesmo impossíveis. Os autores concluem, portanto, que o investimento nos primeiros anos de vida é aquele que gera as maiores taxas de retornos, tanto para os indivíduos quanto para a sociedade (CARNEIRO; HECKMAN, 2003; HECKMAN, 2006). Dessa forma, dado que ambientes familiares precários não possuem condições de fornecer os estímulos necessários ao pleno desenvolvimento das crianças, o investimento público em educação infantil de qualidade representa uma forma de compensar, ao menos parcialmente, essas deficiências, garantindo um futuro mais justo e equitativo aos cidadãos (CUNHA; HECKMAN, 2011). Nesse sentido a educação infantil pode se constituir também em um canal para melhoria do aproveitamento escolar futuro.

Diversos estudos empíricos foram realizados, aplicados principalmente em países desenvolvidos, visando avaliar a veracidade da teoria proposta. Entre os estudos recentes que se propõem à revisão e análise dos resultados encontrados, há praticamente um consenso de que a universalização do ensino infantil pode trazer diversos benefícios às crianças contempladas, principalmente entre aquelas mais pobres, de maior vulnerabilidade social. São relatados, especialmente, ganhos cognitivos de curto prazo, a partir de testes padronizados de matemática e/ou comunicação e linguagem, mas também ganhos não cognitivos, como melhores habilidades motoras, autocontrole e motivação. Alguns estudos apontam ainda possíveis ganhos de longo prazo, como maior escolaridade, empregabilidade e renda futura. No entanto, os autores destacam que a qualidade do programa ofertado é fundamental. Crianças expostas a programas de baixa qualidade podem até mesmo apresentar resultados piores que crianças que não nunca frequentaram creches e pré-escolas (ELANGO et al., 2016; BAKER, 2011; CASCIO, 2015; VAN HUIZEN; PLANTENGA, 2018).

Uma quantidade menor de pesquisas emprega a abordagem quantílica para identificar os impactos heterogêneos da educação infantil. Avaliando o programa Head Start, dos Estados Unidos, Bitler, Hoynes e Domina (2014) constatam que, dentre as crianças que frequentaram o programa aos três anos de idade, aquelas que mais se beneficiaram foram as situadas no início da distribuição dos resultados do teste de vocabulário aplicado às crianças na primeira série, com impactos significativos e superiores a um desvio-padrão. Já entre os alunos com as maiores notas, o impacto foi estimado em aproximadamente um quarto de desvio-padrão, não mais significativo.

Ainda em relação aos Estados Unidos, Jackson e Paige (2013) chegam à conclusão contrária ao estimar os impactos do programa STAR, do estado do Tennessee, que tinha por objetivo avaliar a redução do tamanho das turmas. Embora todas as crianças se beneficiem do referido programa, de acordo com o resultado de testes cognitivos aplicados ao final do ensino infantil, aquelas que apresentam os maiores ganhos são as situadas no topo da distribuição de pontuação do teste.

Estudos com métodos quantílicos realizados no Canadá sugerem que o programa de expansão de subsídios às creches na província do Quebec, iniciado em 1997, apresentou pontos positivos e negativos, que de outra forma, ficariam camuflados por trás de resultados médios. Utilizando um indicador de desenvolvimento sócio-motor, Kottelenberg e Lehrer (2014) mostram que, para crianças entre 0 e 2 anos, os impactos da creche foram negativos ao longo de toda a distribuição dos escores. No entanto, esses impactos podem ser positivos para as crianças acima de três anos, especialmente entre aquelas localizadas nos menores percentis da distribuição. Avaliando novamente o programa, Kottelenberg e Lehrer (2017), afirmam ainda que os impactos maiores se concentram em crianças provenientes de famílias monoparentais, situadas do décimo ao quinquagésimo percentil da distribuição de pontuação no teste sócio-motor. Já para crianças com ambos os pais, os resultados são predominantemente negativos, sendo especialmente pronunciados entre as crianças situadas abaixo da mediana.

Resultados heterogêneos também são encontrados em países nórdicos. Esping-Andersen et al. (2012) mostram que os impactos de se frequentar creches de alta qualidade na Dinamarca, medidos por meio de testes de leitura realizados aos 11 anos, são positivos, porém, não uniformes. Entre alunos da parte inferior da distribuição dos escores, até aproximadamente o décimo percentil, são evidenciados ganhos de 0,3 a 0,4 desvios-padrão, enquanto que alunos com desempenho acima da mediana têm incrementos em suas notas entre 0 e 0,1 desvios-padrão, não mais significantes.

Para o caso da Noruega, o programa de expansão de creches realizado na década de 1970 não revelou ganhos cognitivos medidos no início da idade adulta dos beneficiários, segundo o estudo de Havnes e Mogstad (2015), mas esteve relacionado com impactos financeiros positivos para os trabalhadores localizados nas partes inferiores e intermediárias na distribuição de rendimentos. Para os trabalhadores do topo da distribuição, por outro lado, os impactos se mostraram negativos. Os autores, portanto, concluem que o programa contribuiu para a redução da desigualdade no país.

Entre os países em desenvolvimento, um único estudo foi encontrado para a Colômbia, que busca avaliar os efeitos do programa pré-escolar Hogares Comunitarios nas condições nutricionais das crianças participantes. Segundo Attanasio, Di Maro e Vera-Hernández (2013) os impactos maiores do programa são concentrados na porção inferior da distribuição dos resultados, medidos de acordo com a altura das crianças. Segundo os autores, os impactos estimados no percentil 25 são significativos e aproximadamente três vezes maiores que os impactos no percentil 75, não significativos.

Embora pouco numerosos, esses estudos demonstram a importância de se examinar os programas de educação infantil para além de seus efeitos médios, ficando evidenciado a diversidade de impactos que podem ser identificados ao longo da distribuição de diferentes indicadores de resultados.

2.1 Evidências para o Brasil

No Brasil, há trabalhos buscando analisar diferentes aspectos da educação infantil. Dada a importância atribuída à qualidade do serviço ofertado para assegurar os resultados positivos da educação infantil, pesquisas analisaram qual a dimensão dessa relação no país. Barros et al. (2011) avaliaram uma centena de creches no município do Rio de Janeiro, em quase 500 indicadores de qualidade, posteriormente sintetizados em cinco macrodimensões. Utilizando modelos de regressão linear, os autores

mostraram que crianças que frequentavam as creches de melhor qualidade possuíam, em média, idade de desenvolvimento social, físico e mental, 1,2 meses superior àquelas que frequentam creches de baixa qualidade.

A pesquisa de Campos et al. (2011a; 2011b), com objetivos semelhantes, foi realizada em duas etapas. Primeiramente, os autores se propuseram a avaliar a qualidade de 229 turmas em 147 instituições de educação infantil nos municípios de Belém, Teresina, Fortaleza, Campo Grande, Rio de Janeiro e Florianópolis. Os resultados desse estudo inicial revelam que creches e pré-escolas apresentam níveis médios de qualidade insatisfatórios em todos os municípios avaliados.

Em sequência, os autores analisam o desempenho das crianças que frequentaram as instituições anteriormente avaliadas nos municípios de Campo Grande, Florianópolis e Teresina na Provinha Brasil de 2009, aplicada aos alunos no segundo ano do ensino fundamental. Utilizando modelos de regressões lineares hierárquicas, por fim, a pesquisa conclui que os alunos que frequentaram as pré-escolas mais bem avaliadas apresentaram desempenho superior na prova.

A classificação da qualidade das instituições de ensino infantil como inadequada, no entanto, não é exclusividade do estudo de Campos et al. (2011b). Pesquisas realizadas em menor escala, com amostragem reduzida, chegam a resultados semelhantes (LIMA; BHERING, 2008; CARVALHO; PEREIRA, 2008; AMARO et al., 2015).

Outras pesquisas buscam estimar os impactos de se frequentar a educação infantil na realidade brasileira, da infância à vida adulta. É possível citar, por exemplo, os trabalhos de Felício, Terra e Zoghbi (2012), Felício e Vasconcellos (2007), Silva Junior e Gonçalves (2016), Curi e Menezes-Filho (2009) e Pazello e Almeida (2010). Embora não seja unanimidade, essas pesquisas, de modo geral, encontram efeitos positivos para a educação infantil, especialmente para a pré-escola.

Porém, apesar de informativos, tais estudos baseiam-se todos na hipótese de seleção por observáveis. Isto é, eles supõem que, após o controle de variáveis observáveis, a decisão dos pais em matricular ou não o filho na pré-escola pode ser tratado como uma escolha exógena. No entanto, como afirmam Evans e Kosec (2011), pais que valorizam a educação, uma característica que não é diretamente observada, podem ser mais propensos a matricular seus filhos na pré-escola, ao mesmo tempo em que dedicariam uma maior parte do próprio tempo incentivando e ajudando a criança a aprender, o que acaba por influenciar também o desempenho escolar da criança. Se esse for o caso, as estimativas anteriores seriam, portanto, viesadas.

Ainda assim, uma quantidade menor de trabalhos levou em consideração esse processo de decisão não aleatório dos pais, e encontram, em geral, resultados ainda positivos. Calderini e Souza (2009) avaliaram o impacto da pré-escola no exame do Saeb 2005 aplicada aos alunos da quarta série. Para lidar com a endogeneidade, os autores instrumentalizaram a variável de interesse, empregando como instrumento a quantidade de pré-escolas em relação ao número de crianças de 4 a 6 anos de idade em cada município no ano de 2000, quando os estudantes da quarta série deveriam estar matriculados na pré-escola. Os resultados evidenciam ganhos médios na ordem de 77% a 96% dos desvios-padrão para o exame de matemática, e entre 52% e 61% ganhos em desvio-padrão no exame de língua portuguesa.

Pinto, Santos e Guimarães (2016), também avaliam os impactos do ensino infantil no desempenho dos alunos da quarta série na prova de matemática do Saeb 2005, lidando com o problema de endogeneidade por meio da abordagem *control function*. Para isso, os autores empregam como instrumento o número de salas de aula disponíveis para pré-escola, dividido pelo total de crianças no município, nos anos em que as crianças da amostra frequentariam o ensino infantil. Os resultados gerais mostram que frequentar a pré-escola gera um impacto médio de 0,22 desvios-padrão nas notas do exame.

No entanto, ao desagregar os dados de acordo com o nível de educação das mães, os resultados se mostram bastante heterogêneos, variando desde um impacto negativo de $-0,28$ desvios-padrão para crianças cujas mães não têm nenhum nível de escolaridade, até $0,42$ desvios-padrão no caso de mães com ensino superior completo.

Por fim, Lima (2019) utiliza o sistema de sorteio realizado no município do Rio de Janeiro em 2007 para alocar vagas nas creches no ano seguinte para crianças de 0 a 3 anos, como fonte de um experimento natural. Uma amostra de crianças contempladas e não contempladas com o sorteio tiveram o seu desenvolvimento acompanhado em 2012 e 2015. A pesquisa identificou que crianças com direito a

uma vaga nas creches públicas apresentaram melhores indicadores de peso e altura tanto em 2012 quanto em 2015, com impactos variando entre 0,11 e 0,199 desvios-padrão. Em relação aos ganhos cognitivos, os resultados foram positivos para 2012, devido, especialmente, ao desenvolvimento do vocabulário das crianças, mas não foram significativos em 2015.

A necessidade de se analisar possíveis resultados heterogêneos é uma lacuna identificada na literatura nacional. A breve análise de resultados desagregados segundo a educação das mães realizada por Pinto, Santos e Guimarães (2016) já apontou a diversidade de resultados existentes, que pode ser potencialmente maior ao longo da distribuição das notas, considerando a disparidade de acesso ao ensino infantil identificada por Foguel e Veloso (2014) e o importante papel atribuído à qualidade do ensino infantil ofertado como condicionante de bons resultados. Ademais, o estudo mais recente na área a utilizar uma amostra representativa de todo país, emprega dados de 2011. A atualização dos resultados é, portanto, mais uma contribuição bem-vinda, pois, como afirma, o Núcleo Ciência Pela Infância (2014), a avaliação na área deve ser uma constante.

3. METODOLOGIA

3.1 O problema da endogeneidade e as variáveis instrumentais

Considere o contexto em que se deseja determinar a relação causal entre uma variável de tratamento, D , e uma variável de resultado, Y . Isto é, para cada indivíduo i , estabelece-se o seguinte modelo de resultados potenciais: $Y_i = D_i Y_i^1 + (1 - D_i) Y_i^0$, em que Y_i^1 e Y_i^0 representam, respectivamente, os resultados potenciais para Y_i no cenário em que os indivíduos recebem o tratamento ($D_i = 1$) ou não ($D_i = 0$).

Entretanto, D pode ser endógeno em relação a Y . Nesse caso, um modelo padrão de regressão de D em Y será viesado. Suponha então que exista uma terceira variável, Z , que seja exógena e afete diretamente apenas D , mas não Y . Tem-se, portanto, que $D_i = Z_i D_i^1 + (1 - Z_i) D_i^0$, onde D_i^1 e D_i^0 representam o valor do tratamento D_i nas hipóteses em que $Z_i = 1$ e $Z_i = 0$, respectivamente. Diante disso, uma variação em Z induz uma variação exógena em D , permitindo assim, avaliar a relação causal de D em Y . Nessa situação, Z é chamada de variável instrumental. Frequentemente, na prática, Z também não é uma variável completamente aleatória em relação a Y e/ou D , mas pode tornar-se um instrumento apropriado após condicioná-lo a um conjunto de covariadas observáveis X .

No caso em que tanto a variável de tratamento quanto a variável instrumental são binárias, é possível dividir a população em quatro subgrupos (T), de acordo com a forma em que variações aleatórias em Z_i afetam a decisão de tratamento D_i (Tabela 1):

Tabela 1 – Subgrupos populacionais, para D e Z binários

	$Z_i = 0$	
	$D_i = 0$	$D_i = 1$
$Z_i = 1$	$D_i = 0$ <i>Never-taker</i> ($T_i = n$)	$D_i = 1$ <i>Defier</i> ($T_i = d$)
	$D_i = 1$ <i>Complier</i> ($T_i = c$)	$D_i = 0$ <i>Always-taker</i> ($T_i = a$)

Fonte: Elaboração própria.

O subgrupo dos *Never-takers* corresponde à parcela da população que, independente do valor do instrumento, sempre fará parte do grupo dos não tratados, isto é, nunca receberá o tratamento. O subgrupo dos *Compliers* representa o conjunto de indivíduos que responde positivamente ao tratamento. Ou seja, quando $Z = 1$, os *Compliers* farão parte do grupo de tratamento, enquanto no caso em que $Z = 0$, farão parte do grupo de controle. Os *Always-takers* são os indivíduos que, independente do valor atribuído ao instrumento, sempre farão parte do grupo de tratamento. Já os *Defiers* correspondem ao grupo de indivíduos que reagirão de forma contrária ao instrumento. Isto é, se $Z = 1$ serão não tratados, enquanto no cenário de $Z = 0$, receberão tratamento.

Dado que os indivíduos *Always-takers* e *Never-takers* não reagem a alterações no instrumento, o impacto de D em Y , baseado em variações exógenas de Z , pode, no máximo, ser identificado para os

subgrupos de *Compliers* e *Defiers*. Diante deste cenário, quatro hipóteses são frequentemente levantadas (IMBENS; ANGRIST, 1994; ABADIE, 2003; ABADIE; ANGRIST; IMBENS, 2002):

- (i) Existência de *compliers*: $\mathbb{P}(T = c) > 0$
- (ii) Monotonicidade: $\mathbb{P}(T = d) = 0$
- (iii) Instrumento independente: $(Y^0, T) \perp Z|X$ e $(Y^1, T) \perp Z|X$
- (iv) Suporte comum: $\text{Supp}(X|Z = 1) = \text{Supp}(X|Z = 0)$

A hipótese (i) requer a existência de *compliers* na população, enquanto a hipótese (ii) implica na inexistência de *never-takers*. Desta forma, estas hipóteses, em conjunto, excluem a possibilidade de que existam subpopulações afetadas pelo instrumento em direções opostas, garantindo que o efeito de Z em D tenha uma única direção. A hipótese (iii) é, segundo Frölich e Melly (2013), a mais importante delas e requer que, dado o conjunto de covariadas observáveis X , a variável Z não possua efeito direto nos resultados potenciais de Y , mas apenas via alterações em D . Requer também que inexistam características não observáveis relevantes que diferenciem os indivíduos com $Z = 0$ e $Z = 1$. Já a hipótese (iv) determina que o suporte de X deve ser idêntico nas subpopulações para $Z = 0$ e $Z = 1$.

Dado esse conjunto de hipóteses, Imbens e Angrist (1994) demonstram que é possível se obter estimativas para o efeito médio de D em Y para o subgrupo de *compliers*, isto é, para a parcela da população que reage positivamente quando expostos ao instrumento. Esse efeito é conhecido na literatura como efeito médio de tratamento local (LATE – *Local Average Treatment Effects*). Frölich (2007) propõe o seguinte estimador não paramétrico para o LATE:

$$\gamma = \mathbb{E}(Y^1 - Y^0|T = c) = \frac{\sum_{i:Z_i=1}(Y_i - m_0(X_i)) - \sum_{i:Z_i=0}(Y_i - m_1(X_i))}{\sum_{i:Z_i=1}(D_i - \mu_0(X_i)) - \sum_{i:Z_i=0}(D_i - \mu_1(X_i))} \quad (1)$$

onde, $m_z(x) = \mathbb{E}[Y|X = x, Z = z]$ e $\mu_z(x) = \mathbb{E}[D|X = x, Z = z]$.

Baseados nas mesmas hipóteses apresentadas, Frölich e Melly (2013) desenvolvem um método não paramétrico de estimação para os efeitos de tratamentos quantílicos, batizado de efeitos locais de tratamento quantílicos incondicionais (LQTE – *unconditional local quantile treatment effects*). O LQTE incondicional é definido como a diferença entre os quantis da distribuição marginal dos resultados potenciais da variável de resultado na subpopulação dos *compliers*:

$$LQTE = \Delta_c^\tau = Q_{Y^1|C}^\tau - Q_{Y^0|C}^\tau \quad (2)$$

onde $Q_{Y^d|C}^\tau$ representa o valor no τ -ésimo quantil do resultado potencial Y^d na subpopulação dos *compliers*. Frölich e Melly propõem estimar Δ_c^τ a partir do seguinte problema de otimização ponderada:

$$\left(Q_{Y^0|C}^\tau, \Delta_c^\tau \right) = \arg \min_{a,b} \sum \rho_\tau(Y_i - a - bD_i)W_i \quad (3)$$

em que, $\rho_\tau(u) = u \cdot \{\tau - 1(u < 0)\}$ e W_i representa a ponderação do problema, sendo,

$$W_i = \frac{Z_i - \mathbb{P}(Z_i = 1|X_i)}{\mathbb{P}(Z_i = 1|X_i)(1 - \mathbb{P}(Z_i = 1|X_i))} (2D_i - 1) \quad (4)$$

Esta ponderação possui dupla serventia na estimação: ela identifica o subgrupo dos *compliers* na amostra, ao mesmo tempo em que realiza o balanceamento da distribuição das covariadas entre *compliers* tratados e não tratados. A ponderação é, portanto, a parte crucial do estimador (FRÖLICH; MELLY, 2010; PORTER, 2015).

3.2 Testando a validade dos instrumentos

Como apresentado, duas hipóteses são fundamentais para a identificação do LATE e do LQTE: monotonicidade (LM – *LATE monotonicity*) e instrumento independente (LI – *LATE independence*). Mourifié e Wan (2017) propõem um teste de fácil implementação para analisar a validade conjunta de ambas as hipóteses. Para isso, eles apresentam a caracterização *sharp* de LM e LI a partir de um conjunto de desigualdade de momentos, no sentido de que representam o conjunto de implicações testáveis mais informativas possível a respeito da validade conjunta das hipóteses LM e LI.

Definindo \mathcal{Y} como o suporte de Y , \mathcal{X} como o suporte de X , e \mathcal{B}_y como a coleção de conjuntos de Borel gerados a partir de \mathcal{Y} , Mourifié e Wan (2017) mostram que a validade conjunta das hipóteses de

monotonicidade e independência do instrumento implicam que, para qualquer $A \in \mathcal{B}_Y$ arbitrário, o seguinte par de desigualdades, é necessariamente verdadeiro, para todo $x \in \mathcal{X}$:

$$\mathbb{P}(Y \in A, D = 1 | Z = 0, X = x) \leq \mathbb{P}(Y \in A, D = 1 | Z = 1, X = x) \quad (5)$$

$$\mathbb{P}(Y \in A, D = 0 | Z = 1, X = x) \leq \mathbb{P}(Y \in A, D = 0 | Z = 0, X = x) \quad (6)$$

Dessa forma, caso haja algum $A \in \mathcal{B}_Y$ que viole qualquer uma das equações (5) ou (6), deve-se rejeitar a hipótese conjunta de LM+LI. Mourifié e Wan (2017) provam que estas desigualdades correspondem à caracterização *sharp* de LI e LM. Isto é, sempre que sempre que as desigualdades (5) e (6) se mantiverem, haverá um modelo de resultados potenciais para Y compatível com os dados, tal que LI e LM são conjuntamente válidos.

No entanto, para o caso de uma variável Y contínua, existem infinitos elementos em \mathcal{B}_Y , o que inviabiliza sua verificação. Porém, Mourifié e Wan (2017) demonstram que é possível reescrever as desigualdades (5) e (6) de forma alternativa, para todo par $(x, y) \in \mathcal{X} \times \mathcal{Y}$, da seguinte forma:

$$\begin{cases} \theta(x, y, 1) \equiv \mathbb{E}[c^1(x)D(1-Z) - c^0(x)DZ | X = x, Y = y] \leq 0 \\ \theta(x, y, 0) \equiv \mathbb{E}[c^0(x)(1-D)Z - c^1(x)(1-D)(1-Z) | X = x, Y = y] \leq 0 \end{cases} \quad (7)$$

onde, $c^j(x) = \mathbb{P}(Z = j | X = x)$, para $j = 1, 2$. Assim, a hipótese nula pode ser formulada como:

$$H_0: \theta_0 \equiv \sup_{(x,y,j) \in \mathcal{X} \times \mathcal{Y} \times \{0,1\}} \theta(x, y, j) \leq 0, \quad H_1: \theta_0 > 0 \quad (8)$$

A representação da hipótese nula na forma de (8) pode ser então facilmente testada pelo método de inferência dos *intersection bounds*, proposto por Chernozhukov, Lee e Rosen (2013) e implementada para o software Stata por Chernozhukov et al. (2015). Especificamente, Mourifié e Wan (2017) propõem o seguinte algoritmo:

(a) Estimar $c^1(x)$ e $c^0(x)$ como $\hat{c}_i^1(x) = \mathbb{P}(Z_i = 1 | X_i = x)$ e $\hat{c}_i^0(x) = 1 - \hat{c}_i^1(x)$.

(b) Obter $\hat{L}_i^1 = \hat{c}_i^1(x)D_i(1 - Z_i) - \hat{c}_i^0(x)D_iZ_i$ e $\hat{L}_i^0 = \hat{c}_i^0(x)(1 - D_i)Z_i - \hat{c}_i^1(x)(1 - D_i)(1 - Z_i)$.

(c) Utilizar o comando CLRTTest no software Stata, com duas desigualdades de momentos, especificando \hat{L}_i^1 e \hat{L}_i^0 como variáveis dependentes em cada uma das desigualdades e Y_i e X_i como variáveis condicionantes em ambas desigualdades.

(d) Caso a hipótese H_0 não puder ser rejeitada nos níveis de significância estipulados, não se rejeita que as hipóteses LI e LM sejam conjuntamente válidas.

3.3 Fontes de dados e procedimentos metodológicos

A base de dados principal utilizada no estudo são os microdados das turmas do quinto ano do Ensino Fundamental no Saeb 2017, disponibilizados pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). Espera-se determinar os impactos médios e quantílicos da frequência à educação infantil no desempenho das crianças nas provas de língua portuguesa e matemática, empregando os métodos de variáveis instrumentais não paramétricas de Frölich (2007) e Frölich e Melly (2013) apresentados.

Como instrumento, é utilizado um indicador da oferta de Ensino Infantil no município de residência das crianças no ano de 2011. A maior parte dos alunos do quinto ano do ensino fundamental possuía entre 10 e 11 anos na época da aplicação do Saeb 2017. Logo, esses mesmos alunos tinham entre 4 e 5 anos em 2011, período em que deveriam estar matriculados na pré-escola.

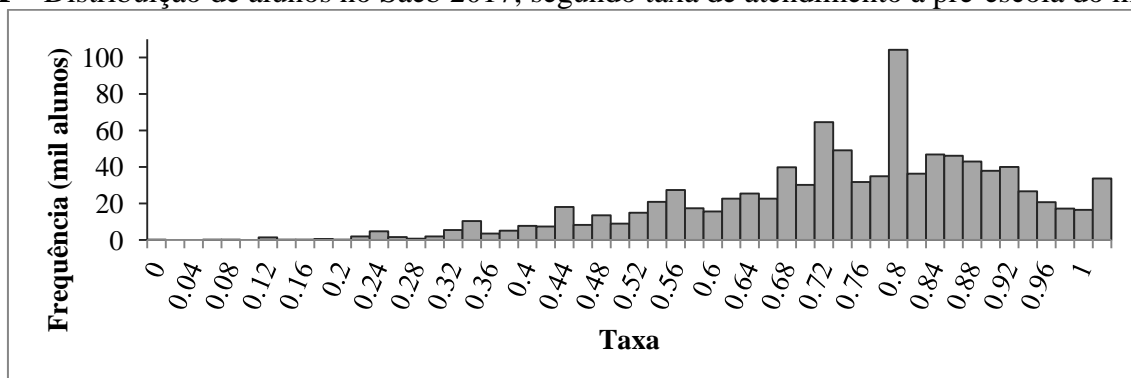
Para criar o instrumento, inicialmente, calcula-se a razão entre o número de crianças de 4 e 5 anos matriculadas na pré-escola em cada município, obtido na Sinopse Estatística da Educação Básica de 2011 (INEP, 2012), e a estimativa do número total de crianças de 4 e 5 anos residentes no município no mesmo ano, fornecida pelo DATASUS.

No entanto, o percentual de crianças matriculadas por município é uma variável contínua e uma limitação dos métodos apresentados anteriormente é que eles consideram somente o caso de instrumentos binários. Dessa forma, é necessário dicotomizar a razão calculada, criando um indicador objetivo, capaz de determinar se o município possui ou não uma oferta adequada de vagas no ensino infantil.

Para isso, recorre-se aos documentos oficiais, em busca de metas governamentais para o setor que possam nortear esta escolha. Consta no Plano Nacional de Educação (PNE) 2001-2010 (BRASIL, 2001) a

meta de atender na pré-escola 80% das crianças de 4 e 5 anos até o final de 2010. Analisando os dados da Figura 1, que apresenta o histograma das crianças da amostra, com base na taxa de atendimento à pré-escola em 2011, do município em que estão matriculadas em 2017, parece haver, de fato, uma quebra de padrão na distribuição em torno de 80%.

Figura 1 – Distribuição de alunos no Saeb 2017, segundo taxa de atendimento à pré-escola do município



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do Inep (2012; 2018) e DATASUS (2020).

Apesar deste indicativo, o maior registro de crianças ocorre, na verdade, no intervalo $0,79 \leq \text{Taxa} < 0,8$, devido, principalmente, ao fato de que os dois maiores municípios do país, São Paulo e Rio de Janeiro, se encontram nesta faixa de atendimento. Mas, dado que o cálculo da taxa de matrícula não é totalmente preciso, pois não se trata de dados censitários, mas utiliza estimativas populacionais, não é possível determinar com absoluta certeza se tais municípios atingiram ou não a meta estipulada de 80%. Além disso, é plausível admitir que esse resultado, acima de 79%, seja uma consequência direta da tentativa dos municípios em cumprir a meta estabelecida.

Assim, para os fins desta pesquisa, considera-se que os municípios com atendimento à pré-escola superior a 79% cumpriram a meta do PNE 2001-2010. Portanto, eles são considerados municípios com oferta adequada de educação infantil, atribuindo-se $Z = 1$. Mais adiante, ainda é testada a sensibilidade dos resultados em relação à escolha do ponto de dicotomização do instrumento.

O uso de diferentes indicadores da viabilidade local de vagas como instrumento é uma opção bastante comum nos estudos de avaliação de impacto da educação infantil, sendo amplamente utilizado em pesquisas para países desenvolvidos (CORNELISSEN et al., 2018; FELFE; LALIVE, 2013; 2014; LOEB et al., 2007) e em desenvolvimento (BERLINSKI; GALIANI; MANACORDA, 2008; ATTANASIO; DI MARO; VERA-HERNÁNDEZ, 2013; NOBOA-HIDALGO; URZÚA, 2012).

Ainda assim, essa escolha não está livre de críticas. Para o caso brasileiro, Calderini e Souza (2009) levantam a possibilidade de que uma maior oferta de vagas é um indicador de que o governo local é mais focado em educação, e portanto, ofertaria também uma educação municipal de melhor qualidade, o que refutaria a exogeneidade do instrumento. Ademais, Pinto, Santos e Guimarães (2016) afirmam ainda que é possível existir uma correlação entre o instrumento e características não observáveis das famílias, de tal forma que pais que valorizam mais a educação, escolheriam viver em cidades com melhor infraestrutura educacional para seus filhos.

Dessa forma, a hipótese adotada no presente estudo não é a de independência total do instrumento. Ele será condicionado a duas variáveis: o nível educacional da mãe dos alunos, considerando-o um indicador da demanda da família por educação, e a nota do município em 2011 no Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) dos anos iniciais do ensino fundamental da rede pública. Espera-se que a nota no Ideb em 2011 esteja relacionada com a decisão dos pais quanto à escolha do local moradia e também com a disponibilidade de vagas em creches e pré-escolas. Ainda assim, o teste de Mourifié e Wan (2017) é aplicado para avaliar formalmente a plausibilidade do instrumento.

A inclusão das condicionantes mencionadas traz algumas restrições aos dados. Em primeiro lugar, para corroborar a força da educação materna como parâmetro decisório na educação dos filhos, o trabalho considera apenas crianças que moram com as mães e que souberam informar o nível educacional das mesmas. Isso provoca uma redução considerável da amostra.

Em segundo lugar, a inclusão da nota do Ideb exclui da amostra alunos de escolas privadas. Formalmente, as escolas privadas participantes do Saeb 2017 fazem parte da Avaliação Nacional da Educação Básica, mas não da Prova Brasil, ao mesmo tempo em que os resultados dos exames são divulgados abertamente apenas no caso da última (INEP, 2018). Consequentemente, alunos de escolas privadas possuem seus resultados mascarados, impossibilitando a identificação de seu município de origem e a atribuição do Ideb para eles. Portanto, a amostra final é composta somente por alunos matriculados na rede pública de ensino em 2017, o que corresponde a um total de 988.504 estudantes.

Diante do exposto, é necessário destacar que os resultados do trabalho podem não ser representativos para toda a população de crianças, mas de apenas uma parcela delas. Levando em conta a baixa idade das crianças no quinto ano do ensino fundamental e que aproximadamente 43% dos alunos que moravam com as mães, não souberam ou não responderam sobre a educação das mesmas no questionário do Saeb, é possível considerar que a parcela de alunos que, de fato, soube responder esta questão, diferencia-se de seus colegas em relação à maturidade e desenvolvimento. Além disso, crianças que moram com as mães provavelmente possuem melhor infraestrutura familiar, de modo que também é provável que se diferenciem de seus pares.

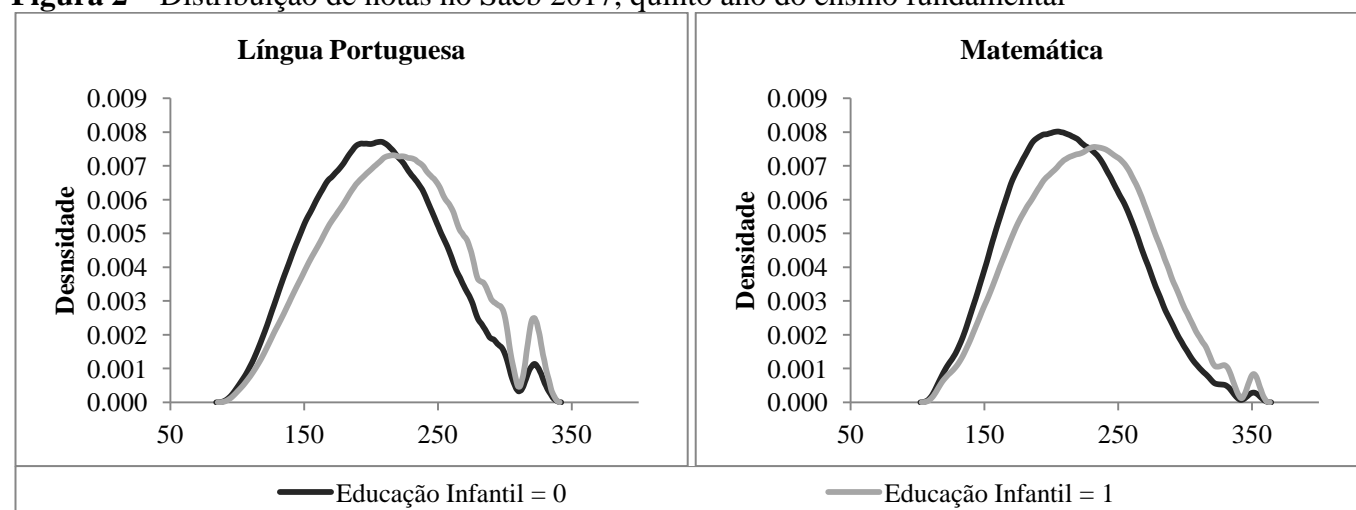
Por fim, é preciso lembrar ainda que, como foi demonstrado por Imbens e Angrist (1994), as estimativas do LATE e do LQTE representam os impactos do ensino infantil apenas para a subpopulação dos *compliers*, o que, no contexto deste estudo, refere-se às crianças que não estariam matriculadas na educação infantil caso morassem em um município com oferta inadequada de vagas e que não cumpriu a meta do PNE, mas que a frequentariam caso o município em que residem atingisse a meta. Dessa forma, a generalização de resultados deve ser cautelosa. Ainda assim, os resultados possuem uma relevância substancial, tendo em vista que os *compliers* correspondem exatamente à parcela da população beneficiada com a expansão da oferta de ensino infantil.

4. RESULTADOS

4.1 Análise preliminar

Uma análise prévia dos dados revela que alunos do quinto ano que frequentaram o ensino infantil apresentaram desempenho superior ao longo de quase toda a distribuição de notas, em ambas as provas do Saeb 2017, como pode ser verificado na Figura 2.

Figura 2 – Distribuição de notas no Saeb 2017, quinto ano do ensino fundamental



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do Inep (2018).

A Tabela 2 apresenta a estatística descritiva das variáveis utilizadas no estudo, separada entre tratados ($D = 1$) e não tratados ($D = 0$). Observa-se que as diferenças médias de desempenho nas provas de língua portuguesa e matemática são semelhantes, bem como os desvios-padrão destas variáveis, sendo

as diferenças de notas entre tratados e não tratados significativas ao nível de 1%, segundo teste *t* para igualdade de médias, em favor dos alunos que frequentaram a educação infantil.

Tabela 2 – Estatística descritiva das variáveis, grupos de tratamento e controle, Saeb 2017

Variável	Tratamento (<i>D</i> = 1)		Controle (<i>D</i> = 0)		Diferença
	Média	Desv. Pad.	Média	Desv. Pad.	
Proficiência					
Língua Portuguesa	217,4407	49,9534	204,6929	47,6148	12,7478 *
Matemática	226,9745	47,9194	214,3828	45,1896	12,5917 *
Educação da Mãe					
Sem Estudo	0,1671	0,3731	0,2121	0,4088	-0,0450 *
Ensino Fundamental I	0,1648	0,3710	0,1903	0,3925	-0,0255 *
Fundamental II	0,1701	0,3757	0,1802	0,3844	-0,0101 *
Ensino Médio	0,2607	0,4390	0,2238	0,4168	0,0369 *
Ensino Superior	0,2372	0,4254	0,1936	0,3951	0,0436 *
Município					
Ideb	4,9155	0,8642	4,6739	0,8183	0,2416 *
Taxa de Matrícula na Pré-Escola	0,7488	0,1726	0,7002	0,1748	0,0486 *
Cumpriu a Meta ($Z \geq 79\%$)	0,4907	0,4999	0,3504	0,4771	0,1403 *
Observações	741.586		246.918		

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do Inep (2012; 2018) e DATASUS (2020). Obs.: * $p < 0,01$.

Além do desempenho no Saeb, os grupos de tratamento e controle apresentam diferenças estatisticamente significativas em relação às demais características consideradas. Entre os alunos que não frequentaram a educação infantil, há uma maior proporção de crianças cujas mães não completaram nenhum ciclo escolar, ou no máximo, o ensino fundamental, enquanto a proporção de mães com ensino médio ou superior completos é maior entre as crianças que tiveram acesso ao ensino infantil. Da mesma forma, os alunos que afirmaram ter frequentado a educação infantil moram em cidades, em média, com melhor qualidade na educação básica, medido pelo Ideb.

Os dados revelam ainda que, entre as crianças do grupo de tratamento, 49% vivem em municípios que cumpriram a meta do PNE 2001-2010. Já no grupo de controle, essa proporção é bem menor, 35%. Fica evidenciada, assim, a provável relevância do instrumento empregado, quanto à sua capacidade de influenciar a variável de tratamento.

Do total de crianças da amostra, aproximadamente 75% delas afirmaram no questionário socioeconômico do Saeb ter entrado na escola no ensino infantil. A estimativa nacional, calculada como a razão do total de crianças de 4 e 5 anos matriculadas na pré-escola em 2011 em todo o país, dividido pela estimativa total do número de crianças nesta faixa etária, é de aproximadamente 72%. Portanto, podem-se considerar críveis essas informações prestadas pelas crianças.

Porém, entre as crianças que frequentaram o ensino infantil, 62% afirmam que entraram na escola ainda na creche, enquanto 38% disseram iniciar a educação a partir da pré-escola. Essas informações contrastam fortemente com as estimativas nacionais, que aponta que somente 18% população de 2 e 3 anos em 2009 estava matriculada em creches.

Estes números sugerem, portanto, que as crianças são capazes de afirmar corretamente se frequentaram ou não a educação infantil, mas têm dificuldade em distinguir creches de pré-escolas, o que já havia sido sugerido por Felício e Vasconcellos (2007). Por esse motivo, o restante do estudo não diferencia os resultados em termos de pré-escola e creche, como alguns trabalhos têm feito. Ao invés disso, um único resultado, representativo do ensino infantil, é apresentado.

4.2 Resultados LATE

Os resultados das estimativas dos LATE para as provas de língua portuguesa e matemática são apresentados na Tabela 3, tanto para a amostra completa, quanto para resultados desagregados pela educação das mães. Para melhor comparação dos resultados, eles são todos apresentados em termos dos desvios-padrão de cada subamostra considerada.

Tabela 3 – Impactos (LATE) do ensino infantil no quinto ano do ensino fundamental, Saeb 2017

Amostra	Língua Portuguesa		Matemática	
	LATE	E. P.	LATE	E. P.
Amostra Completa	0,1497 *	0,0250	0,3621 *	0,0252
Educação da Mãe				
Sem Estudo	-0,0420	0,0783	0,3764 *	0,0792
Ensino Fundamental I	0,1363 **	0,0622	0,2900 *	0,0621
Fundamental II	0,2675 *	0,0632	0,4625 *	0,0638
Ensino Médio	0,3999 *	0,0440	0,5613 *	0,0445
Ensino Superior	-0,1205 **	0,0617	0,1026 ***	0,0602

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do Inep (2018). Obs.: * $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,1$.

Estes resultados evidenciam que, na média, os impactos do ensino infantil são positivos e estatisticamente significativos ao nível de 1% em ambas as disciplinas. Porém, estes impactos mostram-se mais elevados em todas as subamostras analisadas no exame de matemática, o que corrobora os resultados de Calderini e Souza (2009). A magnitude dos impactos, no entanto, é mais modesta, e se aproxima mais dos resultados encontrados por Pinto, Santos e Guimarães (2016) e Lima (2019). Para o caso da amostra completa, os impactos no exame de língua portuguesa são estimados em aproximadamente 0,15 desvios-padrão e para o exame de matemática, 0,36 desvios-padrão.

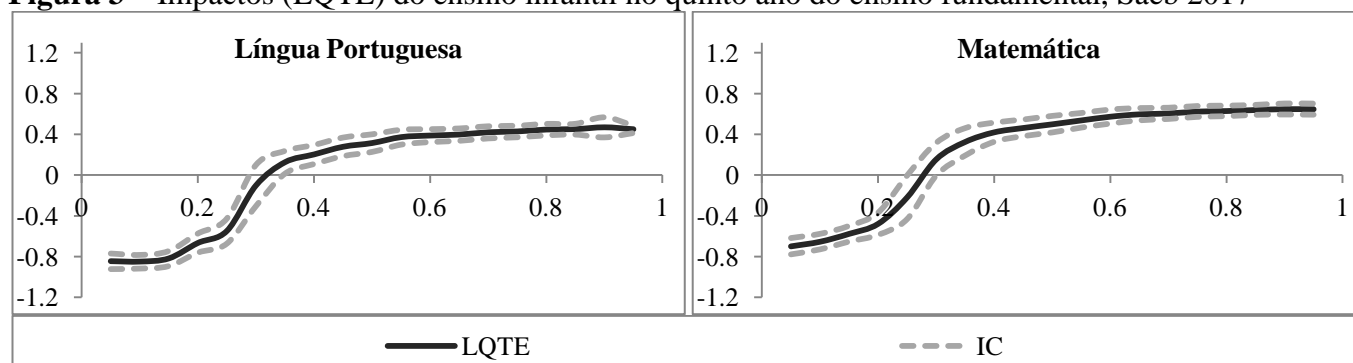
No entanto, os efeitos mostram-se bastante diversos ao se desagregar os dados em relação à educação da mãe. Observa-se uma relação positiva e crescente entre os impactos da educação infantil com o nível educacional materno até o Ensino Médio, no qual os impactos chegam a 0,4 desvios-padrão no exame de língua portuguesa e 0,56 desvios-padrão no exame de matemática. Para o Ensino Superior, por outro lado, os resultados são os menores, sendo ainda positivo, porém significativo apenas ao nível de 10% na prova de matemática, na ordem de 0,1 desvios-padrão, e até mesmo negativo, ao nível de 5%, no exame de língua portuguesa, calculado em -0,12 desvios-padrão. Esses resultados, portanto, contrastam com a análise desagregada de Pinto, Santos e Guimarães (2016), onde os maiores impactos são encontrados para filhos cujas mães possuem ensino superior.

Para contextualizar esses resultados é necessário ter em mente o papel da qualidade das instituições de ensino infantil frequentadas pelas crianças. É bastante provável que mães com maior educação possuam melhor situação socioeconômica e, portanto, tenham acesso a creches e pré-escolas de melhor qualidade e, assim, seus filhos consigam desfrutar do melhor serviço de ensino prestado por essas instituições, o que se reflete nos maiores impactos verificados na subamostra de mães com Ensino Médio completo.

Outra questão relevante a se levar em conta ao interpretar estes resultados, diz respeito ao contrafactual de cada um destes grupos, ou seja, a alternativa de cuidados que as crianças teriam caso não estivessem matriculadas no ensino infantil, sendo educadas por suas mães, familiares ou instituições informais (ELANGO et al., 2016; DUNCAN; MAGNUSON, 2013; BITLER; HOYNES; DOMINA, 2014). Com base nos resultados encontrados, é plausível afirmar que mães com ensino superior completo teriam melhores condições de educar seus filhos fora dos estabelecimentos formais de ensino infantil que outras mães, sendo capazes, portanto, de proporcionar ambientes propícios para o desenvolvimento cognitivo das crianças. Dessa forma, o impacto da educação infantil seria menor, ou até mesmo negativo, para esse grupo específico, não obstante a melhor qualidade das instituições de ensino que seus filhos poderiam frequentar.

4.3 Resultados LQTE

Os resultados dos LQTE são apresentados da Figura 3 para a amostra completa, enquanto a Figura 4 mostra os resultados desagregados por educação materna. Assim como na seção anterior, os resultados são apresentados em termos de desvio-padrão, facilitando assim, a comparação de resultados para diferentes disciplinas e subamostras.

Figura 3 – Impactos (LQTE) do ensino infantil no quinto ano do ensino fundamental, Saeb 2017

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do Inep (2018).

Os impactos ao longo da distribuição das notas, em linhas gerais, apresentam formato em “S”, sendo negativo para os alunos no início da distribuição dos resultados, e positivos para os melhores alunos, no topo da distribuição. Tais resultados, portanto, apresentam um cenário preocupante, em que a educação infantil atua de modo perverso, amplificando a desigualdade entre os melhores e os piores alunos. Enquanto os impactos negativos são estimados acima de $-0,75$ desvios-padrão na prova de língua portuguesa e $-0,5$ desvios-padrão na prova de matemática, até aproximadamente o vigésimo quantil, os alunos acima do sexagésimo quantil mostram impactos positivos e superiores a $0,4$ e $0,6$ desvios-padrão nas provas de língua portuguesa e matemática, respectivamente.

Tal padrão de resultados não é identificado em nenhum outro estudo da literatura internacional que adota a abordagem quantílica para avaliar a educação infantil, que de modo geral, encontram impactos maiores para os alunos concentrados na porção inferior das distribuições de resultados (BITLER; HOYNES; DOMINA, 2014; KOTTELENBERG; LEHRER, 2014; 2017; ESPING-ANDERSEN et al., 2012; HAVNES; MOGSTAD, 2015; ATTANASIO, DI MARO; VERA-HERNÁNDEZ, 2013). Ao contrário do presente estudo, tais resultados confirmam os prognósticos de que as crianças de maior vulnerabilidade social seriam as que mais se beneficiariam dos programas de educação infantil.

Os resultados encontrados para o Brasil são ainda mais preocupantes que os de outros estudos que fogem ao padrão típico de resultados. Embora Jackson e Paige (2013) afirmem que os melhores alunos são os mais beneficiados com o programa STAR, os resultados ao longo de toda a distribuição ainda são positivos, embora mais modestos. Sendo assim, os resultados encontrados no presente estudo mostram que a realidade brasileira é a única dentre as avaliadas em que, além de amplificar a diferença entre os melhores e piores alunos, contrariando os propósitos da educação infantil defendidos por Cunha e Heckman (2011), ainda promove prejuízos justamente para o grupo de alunos mais vulnerável, que, contrariamente, deveria ser especialmente beneficiado.

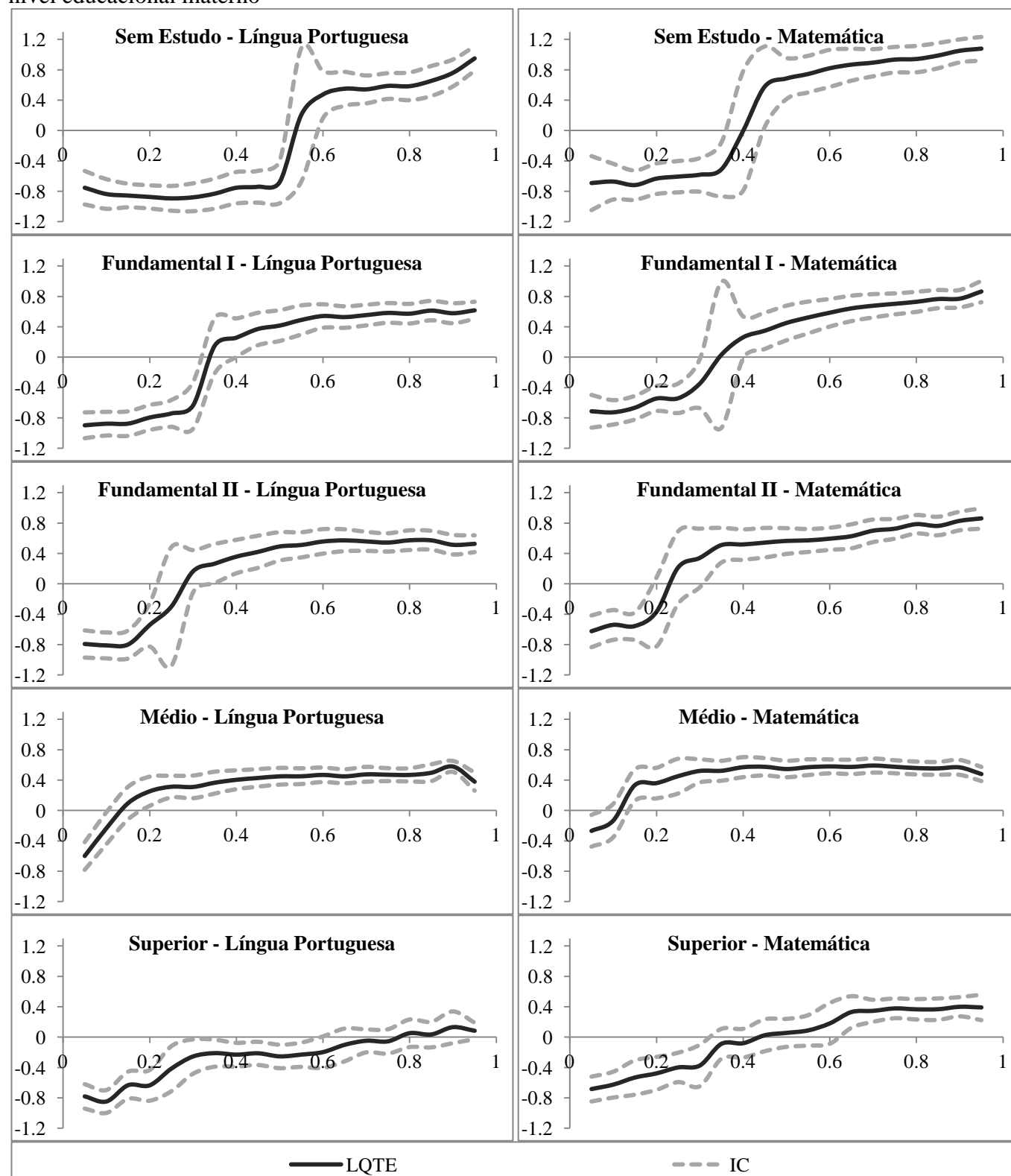
O padrão em “S” identificado nas estimativas do LQTE global ainda é, em grande parte, mantido ao se desagregar os resultados segundo educação materna. A Figura 4, no entanto, revela algumas características distintas. Em primeiro lugar, a transição de resultados negativos para resultados positivos acontece em percentis cada vez menores, na medida em que se aumenta a educação materna. Os impactos negativos, por exemplo, persistem até a mediana na prova de língua portuguesa quando se considera o grupo de alunos cujas mães não concluíram nenhum nível de ensino. Entre as mães que concluíram o Ensino Médio, por outro lado, os impactos mostram-se positivos e significativos já a partir do vigésimo quantil.

Outra característica que se observa é que, assim como no resultado para a média, as estimativas são menores para o grupo de alunos cujas mães possuem ensino superior completo. Para a prova de língua portuguesa, os resultados não são significativos mesmo entre os melhores alunos, na parte superior da distribuição, enquanto na prova de matemática, os impactos nunca ultrapassam o limite de $0,4$ desvios-padrão.

Mais uma vez, todos estes resultados devem ser contextualizados levando em conta a qualidade das creches e a alternativa ao ensino infantil formal disponível para as mães e para as crianças. Considerando que crianças com pior desempenho e com mães menos escolarizadas são aquelas que

provavelmente têm acesso às instituições de pior qualidade, torna-se fácil compreender os resultados negativos encontrados. Ao mesmo tempo, a qualidade do ambiente familiar proporcionado por mães com ensino superior completo pode explicar o menor impacto das creches e pré-escolas para seus filhos.

Figura 4 - Impactos (LQTE) do ensino infantil no quinto ano do ensino fundamental, Saeb 2017, segundo nível educacional materno



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do Inep (2018).

Além disso, o potencial da pré-escola em promover o desenvolvimento da criança, em concordância com o que propõe a teoria, fica demonstrado ao se verificar que os maiores impactos, dentre

todas as amostras, ocorrem justamente no topo da distribuição das notas dos alunos cujas mães não possuem educação formal. Nessas condições os impactos são estimados em aproximadamente um desvio-padrão ou mais. Pode-se interpretar esse cenário como o caso em que crianças em maior situação de vulnerabilidade ganham acesso às instituições de melhor qualidade.

Dessa forma, é possível verificar que o cenário da educação infantil brasileira não contrapõe os prognósticos teóricos já confirmados nos países desenvolvidos. Na verdade, a teoria é mais uma vez reforçada, ao se demonstrar a extrema importância da qualidade do serviço prestado às crianças para que se possam ser verificados impactos positivos. Quando o atendimento é precário, o ensino infantil pode, de fato, ampliar as desigualdades já existentes, causando assim um efeito contrário ao inicialmente pretendido.

4.4 A validade do instrumento para a educação infantil

Diante da demanda computacional exigida para a execução do teste de Mourifié e Wan (2017), algumas simplificações foram necessárias. Primeiramente, a variável Ideb, foi alterada, sendo utilizada sem os seus valores decimais. Por exemplo, atribuiu-se o valor 3 a todos os alunos cujo Ideb do município variavam entre 3 e 3,9. A única exceção foi o pequeno grupo de 51 alunos cuja nota Ideb era acima de 8. A eles, atribui-se também valor 7, o mais alto do restante da amostra.

Optou-se também por separar a amostra em cinco categorias, separadas segundo a educação da materna, realizando assim cinco análises separadas, ao invés de incorporar diretamente uma variável adicional no teste. Por fim, para cada uma dessas categorias, os testes foram replicados 50 vezes, com uma subamostra aleatória reduzida de dez mil alunos cada.

Apesar das simplificações, em nenhum dos 250 testes realizados, rejeitou-se a hipótese nula, nos níveis de significância de 1%, 5% e 10%. Estes resultados sugerem que o uso da oferta local de vagas na pré-escola como instrumento à frequência na educação infantil, condicionada ao Ideb e à educação materna, não invalida as hipóteses conjuntas de monotonicidade e independência, tratando-se desta forma, de um instrumento válido.

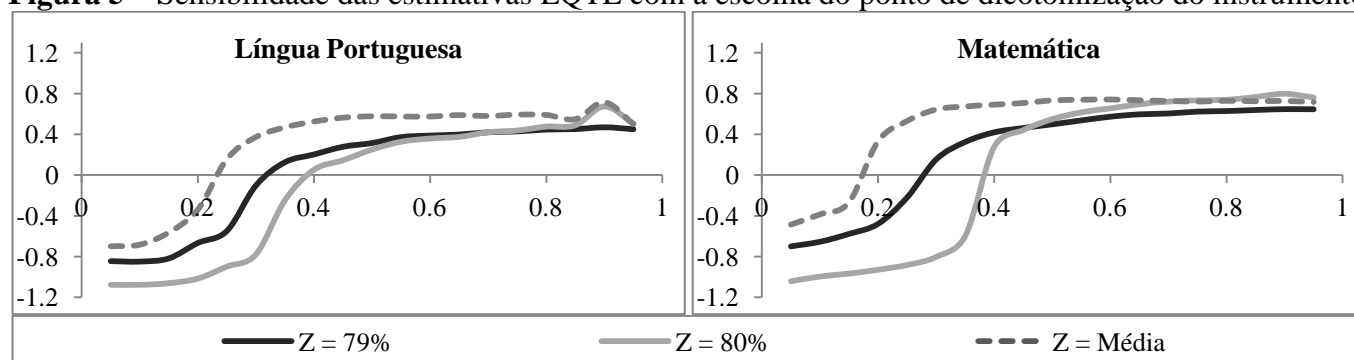
Testou-se ainda, a hipótese de independência total do instrumento, isto é, sem condicioná-lo a nenhuma variável. O procedimento foi semelhante, sendo realizados 50 testes em subamostras aleatórias de dez mil estudantes. Neste caso, todos os testes foram rejeitados, aos níveis de 1%, 5% e 10% de significância. Pode-se concluir, portanto, que embora seja possível o emprego do instrumento utilizado, o controle de variáveis familiares e da qualidade educacional do município é fundamental para garantir a validade de sua aplicação.

4.5 Sensibilidade dos resultados

Para a criação do instrumento foi necessário dicotomizar a taxa de crianças matriculadas na pré-escola, dividindo os municípios entre aqueles com oferta adequada ou inadequada de vagas, de acordo com o cumprimento a meta estabelecida no PNE 2001-2010. No entanto, como foi discutido, o estudo considerou que municípios com atendimento mínimo de 79% das crianças seriam classificados como adequados, embora a meta oficial do PNE tenha sido estipulada em 80%.

A Figura 5 apresenta os resultados com diferentes pontos de dicotomização, buscando assim testar a sensibilidade dos resultados encontrados. São consideradas duas alternativas de corte distintas: o ponto exato de 80%, como foi estabelecido no PNE, e taxas acima da média de cobertura nacional (72,16%).

Como é possível observar, embora as estimativas pontuais não sejam absolutamente próximas, especialmente na parte inferior da distribuição das notas, o cenário mais amplo não se modifica. Todas as alternativas do ponto de escolha do instrumento revelam que o ensino infantil contribui com o aumento da desigualdade educacional do país, devido a seus impactos negativos na porção inferior das notas e aos impactos positivos na porção superior da distribuição, e nesse sentido, o resultado não sofre influência da decisão metodológica adotada. No entanto, a magnitude desse efeito parece ser sensível em relação às opções escolhidas.

Figura 5 – Sensibilidade das estimativas LQTE com a escolha do ponto de dicotomização do instrumento

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do Inep (2018).

Dessa forma, embora existam diferenças quanto à precisão dos resultados obtidos, as conclusões gerais do estudo ainda são mantidas, independente da escolha adotada para caracterizar o instrumento.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esse estudo buscou identificar os impactos do Ensino Infantil sobre o sucesso escolar das crianças no quinto ano do Ensino Fundamental, levando em consideração o processo endógeno de matrícula na educação infantil, e com foco maior nos efeitos heterogêneos existentes ao longo da distribuição das notas do Saeb 2017. Para isso, utilizou-se um modelo quantílico de variáveis instrumentais. As hipóteses que validam do instrumento foram testadas e não puderam ser rejeitadas.

Os resultados mostraram que, em média, são verificados impactos positivos e significativos, na magnitude de 0,15 e 0,36 desvios-padrão nas disciplinas de língua portuguesa e matemática respectivamente. Os impactos são maiores entre as crianças cujas mães possuem ensino médio completo e menores para as crianças cujas mães concluíram o ensino superior.

Porém, a análise quantílica revelou, a existência de resultados segregados de acordo com o desempenho dos alunos. Entre os alunos no topo da distribuição das notas, os impactos mostram-se majoritariamente positivos, enquanto para os alunos na porção inferior da distribuição, os resultados foram unanimemente negativos. Os resultados gerais da pesquisa não se mostraram sensíveis quanto à escolha do instrumento adotado.

Levando em conta os estudos que atestam a baixa qualidade das instituições de ensino infantil existentes no país, e considerando que as crianças de desempenho mais baixo sejam também aquelas que tiveram acesso a este tipo de estabelecimento de menor qualidade, os resultados da pesquisa, embora preocupantes, estão de acordo com a teoria e com os demais estudos na área, que explicitam o relevante papel da qualidade do ensino infantil ofertado para as crianças.

Concluí-se, portanto, que a legislação atualmente em vigor, que busca a universalização da pré-escola não é suficiente para garantir o pleno desenvolvimento cognitivo de todas as crianças no país. Considerando ainda os baixos impactos encontrados ao longo de toda a distribuição de notas das crianças cujas mães concluíram o ensino superior, e os melhores resultados identificados no topo da distribuição das notas dos alunos cujas mães não possuem nenhuma escolaridade, esta pesquisa apresenta indícios de que uma alternativa mais eficiente que a universalização da pré-escola de baixa qualidade, como ocorre atualmente, seria o investimento em estabelecimentos de educação infantil de alta qualidade, focados no atendimento prioritário de crianças de maior vulnerabilidade social, o que contribuiria para a redução das desigualdades de oportunidades no país.

REFERÊNCIAS

- ABADIE, A. Semiparametric instrumental variable estimation of treatment response models. **Journal of econometrics**, v. 113, n. 2, p. 231-263, 2003.
- ABADIE, A.; ANGRIST, J.; IMBENS, G. Instrumental variables estimates of the effect of subsidized training on the quantiles of trainee earnings. **Econometrica**, v. 70, n. 1, p. 91-117, 2002.
- AMARO, L. L. M.; PINTO, S. A.; MORAIS, R. L. S.; TOLENTINO, J. A.; FELÍCIO, L. R.; CAMARGOS, A. C. R.; FERREIRA, F. O.; GONÇALVES, C. A. Desenvolvimento infantil: comparação entre crianças que frequentam ou não creches públicas. **Journal of Human Growth and Development**, v. 25, n. 2, p. 170-176, 2015.
- ATTANASIO, O. P.; DI MARO, V.; VERA-HERNÁNDEZ, M. Community nurseries and the nutritional status of poor children: Evidence from Colombia. **The Economic Journal**, v. 123, n. 571, p. 1025-1058, 2013.
- BAKER, M. Innis Lecture: Universal early childhood interventions: what is the evidence base? **Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique**, v. 44, n. 4, p. 1069-1105, 2011.
- BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R.; ROSALÉM, A. Uma avaliação do impacto da qualidade da creche no desenvolvimento infantil. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 41, p. 213-232, 2011.
- BERLINSKI, S.; GALIANI, S.; MANACORDA, M. Giving children a better start: Preschool attendance and school-age profiles. **Journal of public Economics**, v. 92, n. 5-6, p. 1416-1440, 2008.
- BITLER, M. P.; HOYNES, H. W.; DOMINA, T. **Experimental evidence on distributional effects of Head Start**. National Bureau of Economic Research, 2014.
- BRASIL. Constituição da República Federativa Do Brasil de 1988. Brasília, 1988.
- BRASIL. Lei nº 8.069, de 13 de julho de 1990. Brasília, 1990.
- BRASIL. Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996. Brasília, 1996.
- BRASIL. Lei nº 10.172, de 9 de janeiro de 2001. Brasília, 2001.
- BRASIL. Lei nº 11.114, de 16 de maio de 2005. Brasília, 2005.
- BRASIL. Lei nº 11.274, de 6 de fevereiro de 2006. Brasília, 2006.
- BRASIL. Emenda Constitucional nº 59, de 11 de novembro de 2009. Brasília, 2009.
- BRASIL. Lei nº 12.796, de 4 de abril de 2013. Brasília, 2013.
- CALDERINI, S. R.; SOUZA, A. P. Pré-escola no Brasil: **Seu Impacto na Qualidade da Educação Fundamental**. In: Anais do 37º Encontro Nacional de Economia, Foz do Iguaçu, 2009.

CAMPOS, M. M.; BHERING, E. B.; ESPOSITO, Y.; GIMENES, N.; ABUCHAIM, B.; VALLE, R.; UNBEHAUM, S. A contribuição da educação infantil de qualidade e seus impactos no início do ensino fundamental. **Educação e Pesquisa**, v. 37, n. 1, p. 15-33, 2011.

CAMPOS, M. M.; ESPOSITO, Y. L.; BHERING, E.; GIMENES, N.; ABUCHAIM, B. A qualidade da educação infantil: um estudo em seis capitais brasileiras. **Cadernos de pesquisa**, v. 41, n. 142, p. 20-54, 2011b.

CARNEIRO, P.; HECKMAN, J. J. **Human capital policy**. IZA Discussion Papers n. 821, Institute for the Study of Labor (IZA), 2003.

CARVALHO, A. M.; PEREIRA, A. S. Qualidade em ambientes de um programa de educação infantil pública. **Psicologia: Teoria e Pesquisa**, v. 24, n. 3, p. 269-277, 2008.

CASCIO, E. U. The promises and pitfalls of universal early education. **IZA World of Labor**, n.116, January, 2015.

CHERNOZHUKOV, V.; LEE, S.; ROSEN, A. M. Intersection bounds: Estimation and inference. **Econometrica**, v. 81, n. 2, p. 667-737, 2013.

CHERNOZHUKOV, V.; KIM, W.; LEE, S.; ROSEN, A. M. Implementing intersection bounds in Stata. **The Stata Journal**, v. 15, n. 1, p. 21-44, 2015.

CORNELISSEN, T.; DUSTMANN, C.; RAUTE, A.; SCHÖNBERG, U. Who benefits from universal child care? Estimating marginal returns to early child care attendance. **Journal of Political Economy**, v. 126, n. 6, p. 2356-2409, 2018.

CUNHA, F.; HECKMAN, J. The technology of skill formation. **American Economic Review**, v. 97, n. 2, p. 31-47, 2007.

CUNHA, F.; HECKMAN, J. Capital humano. In: ARAUJO, A. P. **Aprendizagem infantil: uma abordagem da neurociência, economia e psicologia cognitiva**. Academia Brasileira de Ciências, 2011.

CUNHA, F.; HECKMAN, J. J.; LOCHNER, L.; MASTEROV, D. V. (2006). Interpreting the evidence on life cycle skill formation. In: HANUSHEK, E. A.; WELCH, F. **Handbook of the Economics of Education, Volume 1**. Elsevier, 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)**, v. 39, n. 4, p. 811-850, 2009.

DATASUS. População residente. Disponível em:
<<http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/deftohtm.exe?ibge/cnv/popbr.def>>. Acesso em 06/03/2020.

ELANGO, S.; GARCÍA, J. L.; HECKMAN, J. J.; HOJMAN, A. Early childhood education. In: MOFFIT, R. A. **Economics of Means-Tested Transfer Programs in the United States, Volume 2**. University of Chicago Press, p. 235-297, 2016.

ESPING-ANDERSEN, G.; GARFINKEL, I.; HAN, W. J.; MAGNUSON, K.; WAGNER, S.; WALDFOGEL, J. Child care and school performance in Denmark and the United States. **Children and youth services review**, v. 34, n. 3, p. 576-589, 2012.

EVANS, D. K.; KOSEC, K. **Educação infantil: programas para a geração mais importante do Brasil**. São Paulo: Fundação Maria Cecília Souto Vidigal, 2011.

FELFE, C. LALIVE, R. Early Child Care and Child Development: For Whom it Works and Why. **SOEPpapers**, n. 536, 2013.

FELFE, Christina; LALIVE, Rafael. **Does Early Child Care Help or Hurt Children's Development?** IZA Discussion Papers n. 8484, Institute for the Study of Labor (IZA), 2014.

FELÍCIO, F.; TERRA, R.; ZOGHBI, A. C. The effects of early childhood education on literacy scores using data from a new Brazilian assessment tool. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 42, n. 1, p. 97-128, 2012.

FELÍCIO, F.; VASCONCELLOS, L. **O efeito da educação infantil sobre o desempenho escolar medido em exames padronizados**. In: Anais do 35º Encontro Nacional de Economia, Recife, 2007.

FOGUEL, M. N.; VELOSO, F. A. Inequality of opportunity in daycare and preschool services in Brazil. **The Journal of Economic Inequality**, v. 12, n. 2, p. 191-220, 2014.

FRÖLICH, M. Nonparametric IV estimation of local average treatment effects with covariates. **Journal of Econometrics**, v. 139, n. 1, p. 35-75, 2007.

FRÖLICH, M.; MELLY, B. Estimation of quantile treatment effects with Stata. **The Stata Journal**, v. 10, n. 3, p. 423-457, 2010.

FRÖLICH, M.; MELLY, B. Unconditional quantile treatment effects under endogeneity. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 31, n. 3, p. 346-357, 2013.

HAVNES, T.; MOGSTAD, M. Is universal child care leveling the playing field? **Journal of public economics**, v. 127, p. 100-114, 2015.

HECKMAN, J. J. Skill formation and the economics of investing in disadvantaged children. **Science**, v. 312, n. 5782, p. 1900-1902, 2006.

IMBENS, G. W.; ANGRIST, J. D. Identification and estimation of local average treatment effects. **Econometrica**, v. 62, n. 2, p. 467-475, 1994.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDO E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA – INEP. Sinopse Estatística da Educação Básica 2011. Brasília, Inep, 2012.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA – INEP. Microdados da Aneb e da Anresc 2017. Brasília, Inep, 2018.

JACKSON, E.; PAGE, M. E. Estimating the distributional effects of education reforms: A look at Project STAR. **Economics of Education Review**, v. 32, p. 92-103, 2013.

KNUDSEN, E. I. Sensitive periods in the development of the brain and behavior. **Journal of cognitive neuroscience**, v. 16, n. 8, p. 1412-1425, 2004.

KNUDSEN, E. I.; HECKMAN, J. J.; CAMERON, J. L.; SHONKOFF, J. P. Economic, neurobiological, and behavioral perspectives on building America's future workforce. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 103, n. 27, p. 10155-10162, 2006.

KOTTELENBERG, M. J.; LEHRER, S. F. Do the perils of universal childcare depend on the child's age? **CESifo Economic Studies**, v. 60, n. 2, p. 338-365, 2014.

KOTTELENBERG, M. J.; LEHRER, S. F. Targeted or universal coverage? Assessing heterogeneity in the effects of universal child care. **Journal of Labor Economics**, v. 35, n. 3, p. 609-653, 2017.

LIMA, A. B. R.; BHERING, E. Um estudo sobre creches como ambiente de desenvolvimento. **Cadernos de Pesquisa**, v. 36, n. 129, p. 573-596, 2006.

LIMA, L. S. **Essays on human capital investments in Brazil**. Tese (doutorado), Fundação Getulio Vargas, Escola de Administração de Empresas de São Paulo, 2019.

LOEB, S.; BRIDGES, M.; BASSOK, D.; FULLER, B.; RUMBERGER, R. W. How much is too much? The influence of preschool centers on children's social and cognitive development. **Economics of Education review**, v. 26, n. 1, p. 52-66, 2007.

LOURIFIÉ, I.; WAN, Y. Testing local average treatment effect assumptions. **Review of Economics and Statistics**, v. 99, n. 2, p. 305-313, 2017.

NOBOA-HIDALGO, G. E.; URZÚA, S. S. The effects of participation in public child care centers: Evidence from Chile. **Journal of Human Capital**, v. 6, n. 1, p. 1-34, 2012.

NÚCLEO CIÊNCIA PELA INFÂNCIA. **O impacto do desenvolvimento na primeira infância sobre a aprendizagem**. Comitê Científico do Núcleo Ciência pela Infância, 2014.

PAZELLO, E. T.; ALMEIDA, R. B. **O efeito da pré-escola sobre o desempenho escolar futuro dos indivíduos**. In: Anais do 38º Encontro Nacional de Economia, Salvador, 2010.

PINTO, C. C. X.; SANTOS, D.; GUIMARÃES, C. The Impact of Daycare Attendance on Math Test Scores for a Cohort of Fourth Graders in Brazil. **The Journal of Development Studies**, v. 53, n. 9, p. 1335-1357, 2017.

PORTER, Stephen R. Quantile regression: analyzing changes in distributions instead of means. In: PAULSEN, M. B. **Higher education: Handbook of theory and research**. Springer, Cham, 2015. p. 335-381.

SCHADY, N. R. Early Childhood Development in Latin America and the Caribbean. **Economía**, v. 6, n. 2, p. 185-225, 2006.

SILVA JUNIOR, W. S.; GONÇALVES, F. 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**, v. 33, n. 2, p. 283-301, 2016.

TAGGART, B.; SYLVA, K.; MELHUIH, E.; SAMMONS, P.; SIRAJ-BLATCHFORD, I. O poder da pré-escola: evidências de um estudo longitudinal na Inglaterra. **Cadernos de Pesquisa**, v. 41, n. 142, p. 68-99, 2011.

VAN HUIZEN, T.; PLANTENGA, J. Do children benefit from universal early childhood education and care? A meta-analysis of evidence from natural experiments. **Economics of Education Review**, v. 66, p. 206-222, 2018.