

FREQUÊNCIA PRÉ-ESCOLAR E ALOCAÇÃO DE TEMPO INTRADOMICILIAR: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

Edi Flores Reyna¹

Maria Micheliana da Costa Silva²

RESUMO:

Este trabalho visa identificar os efeitos indiretos da pré-escola sobre as variáveis intradomiciliares, relativas à oferta de trabalho materno fora de casa, o trabalho doméstico e trabalho fora de casa do irmão mais velhos, e a demanda por educação para os irmãos mais velhos. O mecanismo utilizado para relacionar essas variáveis diz respeito a alocação de tempo e recursos dentro dos domicílios. Para tanto, explorou-se, como estratégia de identificação, a Emenda constitucional que torna obrigatória a frequência pré-escolar, a partir dos 4 anos de idade. Com base nessa descontinuidade obrigatória, utilizou-se a abordagem de regressão descontínua do tipo *fuzzy*. Os resultados mostram que a frequência da criança na pré-escola aumenta em 26 horas semanais a ofertada de trabalho remunerado das mães. Este impacto é maior para mães de famílias formadas por casais, equivalente a 33 horas semanais. Para os resultados dos filhos mais velhos, constatou-se que a pré-escola aumenta o trabalho doméstico em famílias de baixa renda, aumentando em 83 p.p. a probabilidade realizar afazeres domésticos. Quando se analisa a horas gastas na realização dessas atividades, verifica-se que o impacto da pré-escola é de um aumento de 9 horas semanais. Por outro lado, para a demanda por educação dos irmãos mais velhos, a frequência pré-escolar da criança mostrou efeito negativo, pois reduz a frequência escolar do irmão mais velho em 40 p.p. Ao se considera o sexo do irmão mais velho, constatou-se que as meninas são mais afetadas, que os meninos. Conjuntamente com o aumento dos afazeres doméstico, permitiu identificar o efeito substituição entre o tempo da mãe e do irmão mais velho.

Palavras-chave: Pré-escola; Trabalho fora de casa; Trabalho doméstico; Regressão Descontínua

ABSTRACT

This paper aims to identify the indirect effects of preschool on intra-household variables related to the offer of maternal work outside the home, the older sibling's domestic and productive work, and the demand for education for older siblings. The mechanism used to relate these variables concerns the allocation of time and resources within households. We used the constitutional amendment that makes preschool attendance from 4 years old onwards as the identification strategy to identify the interest effects. Based on this mandatory discontinuity, we used the fuzzy discontinuous regression approach. The results show that the child's attendance at preschool increases by 26 hours per week the offered work outside the home by the mother. This impact is especially prominent for mothers from families formed by couples, approximately 33 hours a week. We found that preschool increases the housework of older children from low-income families. In these families, preschool increases by 83 p.p. the probability of the older sibling doing housework. When analyzing the hours spent in carrying out these activities, it appears that the impact of preschool is an increase of 9 hours per week. For the demand for education of older siblings, the preschool attendance of the child of interest showed adverse effects; the preschool reduces the school attendance of the older sibling by 40 pp. When considering the sex of the older sibling, we found that girls are more affected (-59.9 pp) than boys (-22.7 pp) by preschool. The negative effects on older siblings' education and increasing older siblings in household chores allow us to identify the substitution effect between the mother and the older sibling.

Keywords: Preschool; labor market outcomes; Household chores; RDD.

Código JEL: D04, D10, D13, J22

¹ Doutorando em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa, MG. E-mail: edi.reyna@ufv.br Esta pesquisa foi realizada com o apoio financeiro do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq)

² Professora do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa, MG.

1 INTRODUÇÃO

A frequência pré-escolar apresenta efeitos que vão além da acumulação de capital humano nos indivíduos beneficiados. A literatura mostra que a educação infantil afeta a acumulação de capital humano dos indivíduos e conseqüentemente a escolaridade média deles, o desempenho escolar nos testes de proficiência, a produtividade da força de trabalho, o salário médio, e as condições de saúde (Cunha et al., 2010; Curi & Menezes-Filho, 2009; Garces et al., 2002; García et al., 2018; García & Heckman, 2020; J. Heckman et al., 2013; J. J. Heckman, 2008; J. J. Heckman & Karapakula, 2019b; Krafft, 2015; Pinto et al., 2017). Além disso, os efeitos na acumulação de capital humano transbordam para a sociedade através da redução da taxa de criminalidade, da taxa de gravidez na adolescência, do abandono escolar e aumentando, portanto, o bem-estar social (Basu, 1999; Garces et al., 2002; J. J. Heckman, 2008).

Todavia, os programas de educação durante a primeira infância também apresentam efeitos dentro dos domicílios (Garces et al., 2002; J. J. Heckman & Karapakula, 2019a; Krafft, 2015; Lokshin et al., 2004). A frequência de uma criança a centro de educação infantil pode gerar mudanças na alocação de tempo da mãe. Estas mudanças alteram a tempo dedicado pela mãe a atividades domésticas e favorecem a inserção delas no mercado de trabalho (Baker et al., 2008; Barros, Olinto, et al., 2011; Berthelon et al., 2020; Fitzpatrick, 2010, 2012; Lokshin et al., 2004; Morrissey, 2017; Ryu, 2019).

Ao redor de mundo foram realizados vários estudos que visam identificar os efeitos dos cuidados infantil, fornecidos por creche, pré-escola e escolas primárias, sobre a inserção das mães no mercado de trabalho. Os efeitos encontrados são mistos e dependem das condições do mercado de trabalho, das questões culturais, da disponibilidade de alternativas para cuidados infantis, das características da amostra, do país e da política analisada (Baker et al., 2008; Berthelon et al., 2020; Fitzpatrick, 2010; Morrissey, 2017; Ryu, 2019; Schlosser, 2018).

A escolaridade da mãe, por exemplo, é uma característica que condiciona o efeito positivo da pré-escola sobre a oferta de trabalho materno, devido as condições culturais (Schlosser, 2018) e as particularidades da demanda desse mercado (Berthelon et al., 2020; Brewer et al., 2014). Esta, conjuntamente com a disponibilidade de cuidados infantil formal e informal determinam se o efeito de interesse é pequeno (Baker et al., 2008) ou não significativo (Fitzpatrick, 2010). Por sua vez, o tipo de família também é um fator relevante a ser considerado nestas análises; efeitos positivos foram observados em mães sem nenhum filho menor adicional, sendo elas solteiras (Cascio, 2009; Fitzpatrick, 2012) ou não (Berlinski et al., 2011; Ryu, 2019).

Além de afetar a participação e as horas ofertadas de trabalho, a pré-escola apresenta efeitos sobre qualidade de empregos que as mães conseguiam (Berthelon et al., 2020; Ryu, 2019). Outros estudos também encontraram efeitos positivos ao analisar a relação de interesse apresentada (Barros, Olinto, et al., 2011; Berlinski & Galiani, 2007; Brewer et al., 2014; Carta & Rizzica, 2018; Du & Dong, 2013).

A importância da discussão desta relação entre pré-escola e oferta de trabalho feminino está atrelada a melhora geral do bem-estar familiar. Esta melhora acontece através do aumento da renda familiar (Carta & Rizzica, 2018), promoção da igualdade de gênero, empoderamento feminino e segurança de renda, todas elas produtos da inserção feminina no mercado de trabalho (Berthelon et al., 2020; Du & Dong, 2013; Schlosser, 2018).

O mecanismo utilizado para explicar este fenômeno é a redução de trabalho doméstico não remunerado feito pelas mães (Berlinski et al., 2011; Lokshin et al., 2004; Ryu, 2019). No Brasil, a realização de atividades doméstica gera uma dupla jornada de trabalho, a qual é maior no caso das mulheres. A média de horas gastas por semana em trabalho doméstico para as mulheres é mais do que o dobro de horas que os homens gastam, 24,6 horas e 10,9 horas respectivamente. (IBGE, 2017a). Isto é um fator que explica a taxa de ocupação das pessoas ao considerar o sexo, de acordo com os dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio (2015) 70,2% dos homens maiores de 15 anos declararam estar ocupados em 2015, já para o caso das mulheres com na mesma faixa etária a porcentagem era de 48,2% (IBGE, 2017a).

O trabalho doméstico acentua a diferença da taxa de ocupação entre homens e mulheres quando há uma criança menor de 4 anos no domicílio. De acordo com a PNAD de 2015, 83,8 % dos responsáveis pelo cuidado da criança eram do sexo feminino. Além disso, 74,5% dessas crianças eram cuidadas pelos seus responsáveis no próprio domicílio. Estas características explicam por que os responsáveis pela criança do sexo masculino apresentarem uma taxa de ocupação de 89%, enquanto para as responsáveis mulheres a taxa era de 45% em 2015 (IBGE, 2017b).

Nesse contexto, os trabalhos de Ryu (2019) e Barros et. al. (2011) investigam como a frequência a pré-escola ou creche das crianças afeta a oferta de trabalho materno. Ambos trabalhos encontraram efeitos positivos em diferentes subamostras, mães de baixa renda do Rio de Janeiro (Barros, Olinto, et al., 2011) e para mãe sem nenhum filho adicional mais novo ou sem nenhum outro parentes (Ryu, 2019). Entretanto, os estudos não consideram a presença de uma filha mais velha no domicílio, quem pode afetar a participação da mãe no mercado de trabalho (Barbosa & Costa, 2017), uma vez que existe um efeito de substituição entre o tempo gasto pela mãe e a filha mais velha nas produções domésticas (Lokshin et al., 2004; Skoufias, 1994). Esta característica é relevante neste tipo de análises dentro do Brasil porque 78% das adolescentes entre 10 e 17 anos realizam afazeres domésticos (IBGE, 2017a)

A existência do efeito de substituição entre mães e filhos é usada por Lokshin et al. (2004) para avaliar o efeito dos custos do cuidado infantil sobre a escolaridade dos irmãos mais velhos. Os custos de cuidado infantil influenciam a taxa de participação de mãe no mercado de trabalho e a taxa de matrícula dos irmãos mais velhos. No estudo de Lokshin et al. (2004) e Jain (2018) se observou que a criança mais nova ter acesso ou não a centros de cuidado e educação infantil afeta a escolaridade da irmã ou irmão mais velho. Contudo o sexo de irmão pode influenciar na direção do impacto da educação infantil, dado que há dois efeitos em questão, o efeito substituição e o efeito renda. Este está relacionado a melhora do status socioeconômico da família fruto da inserção da mãe no mercado de trabalho e aquele é sobre a substituição do tempo da mãe pelos filhos na realização de afazeres domésticos.

Entretanto, os trabalhos do Lokshin et. al. (2004) e Jain (2018) considera apenas o trabalho dos filhos mais velhos dentro de casa. O sexo do irmão mais velho também afeta o tipo de atividade que ele realizam. Enquanto as meninas são mais propensas a realizar trabalhos domésticos, os meninos, principalmente em famílias pobres, são propensos a realizar trabalhos fora de casa. Dados do Brasil entre 2011-2015, para meninos de 10 a 17, mostram que as meninas gastam em média 13,5 horas semanais em trabalhos domésticos, enquanto os meninos gastam 8 horas semanais. Olhando para o trabalho fora de casa, observa-se uma maior inserção dos meninos, 13,8%, do que as meninas, 7,5%, nesse tipo de atividades (IBGE, 2017). Portanto, o efeito renda pode afetar também a trabalho fora de casa.

No Brasil, constatou-se que o trabalho infantil tem impactos negativos sobre o desempenhos escolar das crianças e no grau de escolaridade (Bezerra et al., 2009). O trabalho infantil, considerando também as atividades dentro da família (atividades domésticas e atividades produção familiar como na agricultura), que na sua grande maioria são desenvolvidas pelos irmãos mais velhos, reduzem o tempo destinada pelas crianças e adolescentes às atividades escolares, portanto, afetam negativamente o desempenho dos irmãos nos testes escolares (Akresh et al., 2012; Bezerra et al., 2009; Dammert, 2010; Edmonds, 2006). Um baixo desempenho nos testes, devido a redução do tempo dedicado pela criança as atividades escolares, motiva a criança a deixar de estudar e abandonar a escola. Assim, mudanças na alocação do tempo e recursos intradomiciliares produzidos da pré-escola podem afetar os irmãos mais velhos e as mães.

Nesse sentido, a inserção do filho mais novo em um programa de primeira infância poderia aumentar a renda familiar, através da inserção da mãe no mercado de trabalho, e reduziria o tempo gasto pelos irmãos em atividades tanto dentro como fora de casa. Portanto, questiona-se: A frequência de uma criança na pré-escola afeta a oferta de trabalho feminino, a escolaridade e oferta de trabalho fora e dentro de casa dos irmãos mais velhos em famílias brasileiras?

Para responde esta pergunta de interesse se explora a Emenda Constitucional nº 59 de 2009 (BRASIL, 2009). Esta torna obrigatória a matrícula na pré-escola de crianças que completam 4 anos de idade antes de dia 31 de março (BRASIL, 2018). Esta característica permite identificar os efeitos causal entre as variáveis de interesse utilizando o arcabouço estatístico da Regressão Descontínua (Regression Discontinuity Design -RDD).

Além da seção de introdução, o trabalho está composto por mais 4 seções. A seguir, na seção dois é explicado o mecanismo pelo qual a frequência pré-escolar afeta as variáveis de resultados analisadas. Na seção três é apresentada a estratégia empírica para identificar a relação causal entre a pré-escola e o trabalho materno, o trabalho do irmão mais velho e a demanda por escolaridade para o irmão mais velho. Os principais resultados são expostos na seção quatro deste trabalho. Finalmente, as conclusões e sugestões de políticas são discutidas na última seção.

2 A Pré-Escola e a Alocação de Tempo e Recurso Intradomiciliar.

A disponibilidade de pré-escola gera mudanças nas relações domiciliares através de dois mecanismos: tempo e renda. Ao considerar o mecanismo do tempo, a pré-escola afeta diretamente as horas dedicadas pelas mães aos afazeres domésticos (Ryu, 2019). Esta redução gera uma maior oferta de mão de obra feminino devido a uma redução do salário de reserva das mães (Carta & Rizzica, 2018) e aumenta a horas disponíveis nos trabalhos fora do domicílio (Berthelon et al., 2020; Ryu, 2019).

O mecanismo do tempo também afeta a irmãos mais velhos do domicílio. A presença de uma filha mais velha no domicílio, por exemplo, aumenta a probabilidade das mães se inserirem no mercado de trabalho (Barbosa & Costa, 2017; Lokshin et al., 2004). Isto porque existe o efeito de substituição entre o tempo gasto pelas filhas mais velhas e as mães nas realização de afazeres domésticos e nos cuidados do membros mais novos do domicílio (Dammert, 2010; Jain, 2018; Lokshin et al., 2004; Skoufias, 1994). Assim, o acesso do irmão mais novo a centros de cuidado fora de casa pode reduzir o tempo gastos nos afazeres domésticos pelas irmãs mais velhas e aumenta o tempo dedicado as atividades acadêmicas, afetando diretamente o capital humano (Jain, 2018; Lokshin et al., 2004).

Da mesma forma, o capital humano da irmã mais velha pode ser afetado através do mecanismo da renda. Uma mudança na alocação de tempo da mãe, produto da pré-escola, aumenta sua participação no mercado de trabalho, o qual se reflete na melhora do status econômico da família e no aumento da demanda por educação para os filhos (Bezerra et al., 2009; Lokshin et al., 2004). Este mecanismo não afetaria apenas filhas mais velhas, senão a todos os filhos mais velhos presentes no domicílio. Embora o efeito varie de acordo com o sexo o irmão (Lokshin et al., 2004).

Entretanto, o efeito a ser observado na educação dos filhos ou no trabalho doméstico depende de qual mecanismo gera um maior impacto. Portanto, o impacto na escolaridade do irmão mais velho depende do valor do efeito renda ou efeito substituição. Se o efeito renda é maior, espera-se maior demanda por educação para os filhos mais velhos. Porém se o efeito substituição é maior espera-se um aumento na participação do filhos mais velhos nos afazeres domésticos, ao mesmo tempo que há uma redução das horas gastas das mães nessas atividades (Lokshin et al., 2004).

Em famílias de baixa renda os efeitos da pré-escola podem ser maiores, pois é neles que o investimento em capital humano dos filhos está aquém do desejado, como consequência de uma maior restrição de recursos (Barros, Mendonça, et al., 2011). A alocação dos recursos familiares em educação leva em consideração as habilidades dos filhos e os maiores retornos do investimento, consequentemente, alguns filhos serão mais beneficiados que outros (Adhvaryu & Nyshadham, 2016; Akresh et al., 2012). Logo, num contexto de rivalidade entre irmãos causado pelos recursos escassos, alguém tenderia a ser menos favorecido. Numa sociedade com certo viés pró-homem, os retornos das meninas são inferiores ao dos meninos (Akresh et al., 2012). Considerando isto e a maior participação das meninas nos afazeres domésticos, a educação delas é sacrificada nas famílias com restrição de recursos (Lokshin et al., 2004).

Esta mesma restrição de recursos gera o trabalho infantil, tanto dentro como fora do domicílio (Basu, 1999; Basu & Van, 1998; Edmonds & Pavcnik, 2005). Neste cenário, os irmãos mais velhos são encorajados a ajudar na renda familiar (Dammert, 2010). O tempo gasto em trabalhar, reduz o tempo utilizado em atividades escolares. Isto gera o abandono escolar ou minam a eficácia das aulas para aquelas filhos que ainda frequentam a escola (Dammert, 2010; Edmonds & Pavcnik, 2005). Logo, a inserção da mãe no mercado de trabalho aumenta os recursos disponíveis no domicílio e reduz o tempo gasto dos filhos em trabalhos fora de casa, principalmente para os meninos.

Estes mecanismos permitirão analisar os resultados que serão obtidos após a aplicação da estratégia de identificação. Esta e os dados utilizados são expostos na seção subsequente.

3 METODOLOGIA E FONTE DE DADOS

3.1 Estratégia de identificação

Nas relações de interesse desta pesquisa há presença de endogeneidade na variável pré-escola, dada a existência de variáveis omitidas. A decisão de colocar a criança em um centro de educação infantil é afetada por características não observáveis dos domicílios, como por exemplo, a percepção dos pais sobre a importância e os retornos da educação. Esta mesma percepção afeta a demanda por educação de todos os filhos dentro do domicílio. Além disso, outra fonte de endogeneidade se relaciona com simultaneidade que

pode existir entre a decisão de colocar a criança na pré-escola e a participação da mãe no mercado de trabalho (Ryu, 2019).

Assim, recorre-se a uma estratégia que identifique uma fonte de variação exógena para a variável de interesse. Esta variação é obtida da reforma educacional brasileira, a qual foi fruto da Emenda Constitucional n° 59 de 2009, da Lei n° 12.796 de 2013 e da Resolução da CNE/CEB n° 2/2018 (BRASIL, 2009, 2013, 2018). Estas disposições legais tornaram a educação básica obrigatória desde os 4 anos de idade até os 17 anos em todo o território nacional (BRASIL, 2009, 2013). Além disso, foi reafirmado pela CNE/CEB n° 2/2018 o corte etário para matrícula da criança na pré-escola e no ensino fundamental, em que, ao completar 4 anos de idade até o dia 31 de março do ano corrente, a criança deve estar matriculada na segunda etapa da educação infantil (pré-escola). Este cenário permite a utilização da abordagem de RDD.

O RDD é o método quase-experimental mais confiáveis dentro do contexto de identificação de efeitos causais (Calonico et al., 2019), e foi aplicado pela primeira vez por Thistlethwaite e Campbell (1960). O elemento chave deste método é a existência de uma covariada denominada de *score*, *running variable* ou *forcing variable* que determina parcial ou totalmente o status de tratamento do indivíduo a ser relacionado com um ponto de corte (*Cut-off*) (Calonico et al., 2014a, 2014b, 2019; Hahn et al., 2001; Imbens & Lemieux, 2008). Ou seja, se o valor da *forcing variable* da unidade de observação for superior ao valor do cut-off, então ela pode receber o tratamento, caso contrário ela não recebe o tratamento.

Para a presente análise a *forcing variable* utilizada é a data de nascimento da criança e o valor do cut-off é definido como o dia 31 de março. Crianças nascidas antes do dia 31 de março deveriam estar matriculadas na pré-escola. Entretanto, o status de tratamento deste estudo não é completamente determinada pela data de nascimento das crianças. Sendo assim, utiliza-se a RDD tipo *fuzzy*. Este é um processo de estimação de dois estágios, em que no primeiro é obtido o efeito médio da *forcing variable* sobre a probabilidade de frequentar pré-escola condicionado ao valor do cut-off, tal como se mostra a seguir.

$$\lim_{x \uparrow c} [Pre_i | D_i = c] - \lim_{x \downarrow c} [Pre_i | D_i = c] = E[Pre_i(1) - Pre_i(0) | D_i = c] \quad (1)$$

Na equação 1 a variável Pre_i é uma dummy que indica se o indivíduo estava matriculado na pré-escola. D_i é a *forcing variable* e a constante c o valor do *cut-off*. Com a finalidade de facilitar a implementação do RDD foi definido o dia 31 de março com o dia 0, logo o valor de $c=0$. Dessa maneira, crianças nascidas antes desta data de corte possuíam valores menores de que zero em D_i , o cenário contrário é observado para crianças que nasceram depois dessa data.

Finalmente o efeito de tratamento da pré-escola sobre os resultados de interesses desta pesquisa serão obtidos pela equação 2. Nesta, Y_i representam a status laboral da mãe, as horas ofertadas no mercado de trabalho por semana, frequência escolar dos filhos mais velhos, se realiza trabalho doméstico e quantas horas por semana e se realiza trabalho fora de casa e quantas horas por semana.

$$\tau_{RDF} = \frac{\lim_{x \uparrow c} [Y_i | D_i = c] - \lim_{x \downarrow c} [Y_i | D_i = c]}{\lim_{x \uparrow c} [Pre_i | D_i = c] - \lim_{x \downarrow c} [Pre_i | D_i = c]} \quad (2)$$

Para a identificação dos efeitos, alguns pressupostos devem ser atendidos. Sob a abordagem baseada na continuidade, a aplicação do RDD deve satisfazer que as funções de regressão condicionais sejam contínuas. Além deste pressuposto, levando em conta o desenho da avaliação de efeitos, deve-se atender os pressuposto de exclusão e monotonicidade (Hahn et al., 2001; Imbens & Lemieux, 2008). As estimativas anteriores também podem ser estimadas incluindo covariadas (Calonico et al., 2019)

Para validar e aprimorar as estimativas serão realizados, primeiramente, o teste de manipulação introduzido por McCrary (2008). Este permite verificar se existe algum critério de manipulação da *forcing variable* por partes dos indivíduos ao redor do dia 31 de março. Além disso serão utilizados teste de placebos e de covariadas pré-determinadas, assim como de os cut-off placebos.

3.2 Fonte de dados

Os dados utilizados são provenientes da PNAD desde 2011 a 2015. A pesquisa era disponibilizada anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e contém informações sobre educação, características dos domicílios, situação laboral, renda, migração e outras características socioeconômicas da população. O uso dos dados da PNAD justifica-se por dois motivos principais: A PNAD contém informações sobre a data de nascimento dos indivíduos detalhados em dia, mês e ano e é o

banco de dados mais completo disponibilizado anualmente desde antes da implementação da lei de obrigatoriedade até 2015, ano anterior ao prazo final de adequação dos municípios e estados para a implementação da obrigatoriedade do ensino pré-escolar.

Foram selecionadas as crianças que tinham ou completariam 4 anos de idade nos anos que foram aplicadas as PNADs utilizadas. As crianças mantidas para análise foram aquelas declaradas como filhos na variável condição da família. Uma vez que, existiam crianças dentro da faixa etária de interesse que foram declaradas como outros parente. A falta de maior informação dessas últimas crianças não permitiria identificar as variáveis de interesse da mãe. Dessa amostra, se manteve as mães que eram maiores de 17 anos e menores de 50 anos. As informações obtidas para as mães foram sobre se estava trabalhando na semana que foi aplicado o questionário e as horas que ofertava semanalmente no trabalho principal. Além disso, foram identificadas informações sobre o tempo que as mães dedicavam a atividades domésticas. Este recorte permitiu identificar 14784 observações para o período analisado.

Para a amostra que continha informações sobre os irmãos mais velhos se realizou outros recortes. Considerou-se apenas os domicílios onde existiam filhos com idade entre 10 e 17 anos. Optou-se por essa faixa etária pela disponibilidade de dados sobre a oferta de trabalho fora de casa desses indivíduos e porque eles ainda se encontravam em idade de estar frequentando a educação básica brasileira. Destes indivíduos foram consideradas informações sobre frequências escolar, se realizavam trabalhos domésticos, horas semanais de trabalhos domésticos, se trabalhavam fora de casa na semana de referências e horas semanais ofertadas no trabalho fora de casa.

Outras variáveis foram extraídas da PNAD para identificar efeitos heterogêneos e validar a estratégias empírica. Para identificar os efeitos heterogêneos, identificou-se o tipo de família ao qual pertencia as crianças: casal com filhos, mães com filhos, localização dos domicílios, sexo do filho mais velho e faixa de renda. Para validar a estratégia foram identificados a oferta de trabalho fora de casa e as horas trabalhadas semanalmente dos pais. Estas serão usados para o teste de placebo. Foi utilizado como placebo as variáveis relativas aos pais porque o mecanismo através do qual a pré-escola afeta as variáveis maternas é a redução da dupla jornada de trabalho, fenômeno menos observados nos pais. Já as variáveis predeterminadas das mães foram educação e idade.

4 RESULTADOS

Nesta seção são apresentadas as características da amostra utilizada na análise. Além disso, apresenta-se a descontinuidade na probabilidade de estar matriculada na pré-escola condicionada à *forcing variable*. Nas duas subseções finais são apresentados os principais resultados desta investigação e os testes de validação e falsificação para garantir a robustez das estimativas.

4.1 Análises descritivas

Na tabela 1, apresenta-se as estatísticas descritiva das amostras que são utilizadas para identificar os efeitos de interesses na seguinte subseção. Esta tabela mostra informação sobre a amostra utilizada tanto para análises dos resultados de interesse das mães como dos irmãos mais velhos. Além disso, as informações são discriminadas em subamostras pela frequência ou não da criança de interesse à pré-escola.

Observa-se que a maioria das famílias analisadas, 79.1%, residem em áreas classificadas como urbanas pela PNAD. Com relação ao número de membros por família, nota-se que em domicílio onde a criança não frequentava a pré-escola o tamanho da família e a quantidade de filhos são maiores quando comparada à subamostra de famílias onde a criança frequentava a pré-escola. Esta dissimilitude é explicada porque a presença de mais pessoas na família aumenta a probabilidade de alguém substituir a mãe nos cuidados da crianças e conseqüentemente demanda menos a pré-escola (Aquino & Pazello, 2011; Lokshin et al., 2004)

Analisando as características das mães, na Tabela 1, é possível notar que a escolaridade média das mães de crianças que frequentaram a pré-escola no período analisado é maior quando comparadas à escolaridade das mães das outras crianças. Esta mesma diferença é observada em variáveis como idade da mãe, a probabilidade de estar empregada na semana de referência e as horas de trabalhos ofertadas durante a semana. Observa-se também que o tempo gasto em atividades domésticas é maior para as mães das crianças que não frequentaram a pré-escola. Todas as diferenças mencionadas foram significativas a 1%.

A estatística descritiva para amostra que contém as informações sobre os irmãos mais velhos é apresentada na parte inferior da Tabela 1. Observa-se que 47,9% das amostras são compostas por irmãs.

Esta característica é distribuída homoganeamente nas subamostras divididas pelo vetor de frequência ou não da criança na pré-escola. Nota-se também que há uma diferença estatisticamente significativa nas variáveis: realizou trabalho doméstico, horas de trabalho domésticos por semana, realizou trabalho fora de casa na semana de referência e na frequência escolar. Todas essas diferenças parecem favorecer os irmãos das crianças que estavam frequentando a pré-escola no período analisado. Entretanto, ainda não é possível afirmar que são causadas pela variável de interesse, a pré-escola.

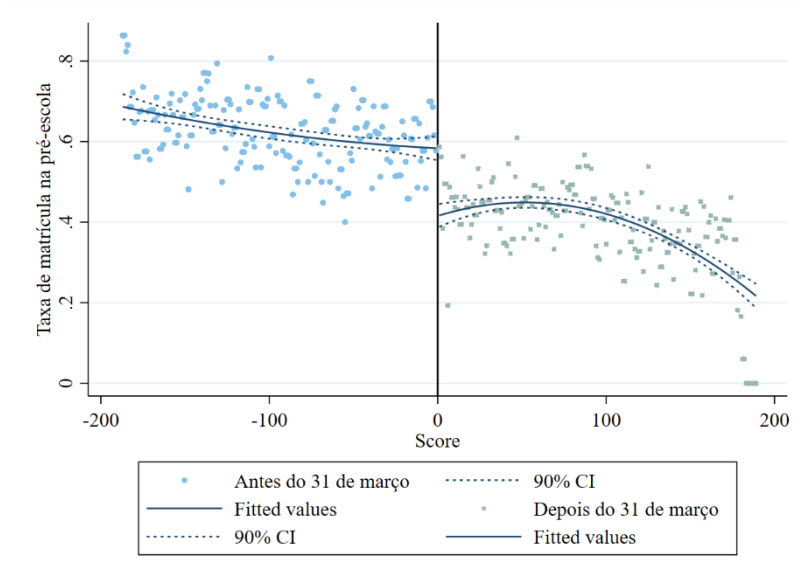
Tabela 1: Estatística descritiva da amostra usada na análise do período de 2011-2015

Variáveis	Amostra total	A criança frequente a pré-escola	A criança não frequente a pré-escola	Diferença
Tamanho da família	4,213 (1,458)	3,936 (1,231)	4,423 (1,577)	-0,487***
Número de filhos	2,297 (1,345)	2,008 (1,104)	2,486 (1,471)	-0,479***
Urbano	0,791 (0,406)	0,865 (0,341)	0,735 (0,441)	0,130***
Característica da alocação de tempo da mãe				
Escolaridade da mãe	8,491 (3,951)	9,822 (3,85)	7,477 (3,719)	2,333***
Idade da mãe	30,652 (6,852)	31,464 (6,636)	30,033 (6,949)	1,461***
Trabalha fora de casa	0,468 (0,499)	0,547 (0,498)	0,408 (0,492)	0,139***
Horas de trabalho fora de casa por semana	33,672 (14,645)	34,774 (13,659)	32,6 (15,471)	2,144***
Horas de trabalho doméstico por semana	31,175 (17,389)	30,395 (17,74)	31,759 (17,102)	-1,364***
Característica do irmão mais velho				
Sexo	0,479 (0,499)	0,488 (0,500)	0,474 (0,499)	0,014 ^{NS}
Idade	12,719 (2,172)	12,756 (2,196)	12,789 (2,159)	-0,033 ^{NS}
Trabalha fora de casa	0,095 (0,294)	0,079 (0,261)	0,104 (0,31)	-0,096***
Horas de trabalho fora de casa por semana	24,263 (13,866)	23,715 (14,472)	24,037 (13,653)	-0,322 ^{NS}
Trabalho doméstico	0,583 (0,493)	0,576 (0,007)	0,604 (0,010)	0,027**
Horas de trabalho doméstico	11,235 (8,558)	10,675 (0,232)	11,68 (0,169)	-0,937***
Frequente a escola	0,948 (0,223)	0,973 (0,003)	0,937 (0,003)	0,035***

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNAD.

Para identificar os efeitos de interesse, expostos nas seções anteriores, utilizou-se o ferramental estatístico do método RDD. Assim, inicia-se apresentando evidências da descontinuidade na taxa de matrícula na pré-escola gerada pelo dia de nascimento das crianças. Na Figura 1, o score zero representa o 31 de março do ano em que a criança completou 4 anos de idade. Analisando a Figura 1, constata-se que existe uma descontinuidade na taxa de matrícula na pré-escola ao se considerar a data de nascimento das crianças, esta diferença é significativa estatisticamente a um nível de 1%. As crianças que nasceram antes do dia 31 de março apresentam maior probabilidade de estar matriculado na pré-escola em relação às crianças que nasceram depois dessa data. Ao redor do ponto de descontinuidade essa diferença é de 12 pontos percentuais (p.p). Em suma, as disposições legais apresentada na seção de estratégia de identificação são válidas para explicar a frequência pré-escolar das crianças. Logo, explora-se essa descontinuidade para analisar as variáveis de interesses da mãe e dos irmãos mais velhos presentes no domicílio da criança.

Figura 1: Efeito da data de nascimento sobre a probabilidade de estar matriculado na pré-escola no período de 2011-2015



Fonte: Elaboração dos autores

Na próxima subseção apresenta-se os principais resultados encontrados nesta pesquisa. Analisa-se o efeito da pré-escolas nas variáveis das mães e dos irmãos mais velhos das crianças de interesse. Além dos efeitos principais, procurou-se identificar esses efeitos considerando algumas heterogeneidades das amostras, como tipo de família, localização do domicílio, renda e sexo dos irmãos mais velhos.

4.2 Resultados da aplicação da estratégia empírica

Apresenta-se, nesta subseção, os principais resultados desta pesquisa que visam responder à pergunta de interesse. A Tabela 2 mostra a análise para as variáveis de mercado de trabalho das mães, estava trabalhando na semana de referência e horas de trabalho por semana. A coluna 1 e 3 da Tabela 2 mostra o primeiro estágio da estimação do RDD para a amostra das mães, nelas se observa que a data de nascimento, considerado o cut-off de 31 de março, é significativa para explicar a frequência escolar das crianças em idade pré-escolar. Esta significância se mantém conforme varia o tamanho do bandwidth selecionado.

Os coeficientes que mostram o efeito da pré-escola são exibidos na coluna 2 e 3 da Tabela 2. Observa-se que a frequência da criança na pré-escola não se mostra significativa para explicar a participação das mães no mercado de trabalho. O resultado leva a inferir que a frequência pré-escolar não altera o salário reserva da mãe. Este seria o salário mínimo pelo qual a pessoa, neste caso a mãe, decidiria se inserir no mercado de trabalho (Mohanty, 2005). Fatores que podem explicar a não significância encontrada é o alto salário de reserva das mulheres no Brasil, quase o dobro comprado com o salário de reserva dos homens (Monte et al., 2011), e a pouca variação na horas semanais ofertadas pelas mães no mercado laboral como resultado da pré-escola.

No que se refere às horas ofertadas pela mãe no mercado de trabalho, a Tabela 2 mostra que a pré-escola tem efeito positivo e significativo. Os resultados encontrados revelam que a frequência pré-escolar da criança aumenta, em média, 26 horas semanais a oferta de trabalho materno fora de casa. Este aumento está em consonância com a jornada escolar fornecidas pelas pré-escolas no Brasil para o período regular (BRASIL, 2013).

Analisando de maneira mais aprofundada os efeitos da pré-escola, observa-se, conforme a Tabela 3, que a inserção da mãe no mercado de trabalho não é afetada pela frequência da criança na pré-escola mesmo quando se discrimina a amostra por tipo de famílias, localização do domicílio, e renda familiar. A não significância da pré-escola sobre a participação da mãe no mercado de trabalho também é encontrada por Ryu (2019), tanto para a amostra geral como para subamostras. Por outro lado, a Tabela 3 indica que em famílias formadas por casais, independentemente da idade máxima do filho mais velho, a frequência pré-escolar da criança aumenta em aproximadamente em 33 horas semanais a oferta de horas da mãe no mercado laboral, as estimativas 4 e 7.

Tabela 2: Efeito da pré-escola sobre as variáveis do mercado de trabalho das mães no período de 2011-2015.

	Primeiro estágio	Segundo estágio	Primeiro estágio	Segundo estágio
	Pré-escola	trabalhou na semana de referência	Pré-escola	Horas de trabalho por semana
	(1)	(2)	(3)	(4)
Cut-Off	0,110*** (0,036)	0,342 ^{NS} (0,334)	0,115*** (0,038)	26,673* (15,544)
Bandwidth	58,954	58,954	59,82	50,341
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	4119	4119	4203	4203
	(5)	(6)	(7)	(8)
Cut-Off	0,124*** (0,040)	0,45 ^{NS} (0,369)	0,127*** (0,043)	26,094* (15,328)
Bandwidth	36,497	36,497	37,024	37,024
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	2663	2663	2751	2751

Fonte: Elaboração dos autores

Nota: Erros padrão em parênteses. * $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$. As bandwidth foram selecionadas através do critério de MSE-optimal e CER-optimal. As inferências estatísticas foram conduzidas com os erros padrão da correção de viés robusto (RBC) sugerido por (Cattaneo et al., 2019).

O impacto encontrado apenas nas mães de famílias formadas por casais pode ser explicado pela maior flexibilidade no momento de decidir as horas ofertadas no trabalho fora de casa. Esta flexibilidade é consequência de que neste formato de família, culturalmente o chefe de domicílio e a fonte principal de renda é o homem. Na amostra utilizada neste trabalho, 78,58 % dos chefes dos domicílios eram homens e 78,9% deles estavam trabalhando na semana de referência. Além disso, observa-se que dentro dessas famílias as mães gastavam mais horas realizando afazeres domésticos do que as mães de famílias monoparentais, 32,33 e 25,26 horas respectivamente. Uma vez que a PNAD não discrimina entre as horas gastas pelas mães em cuidados dos filhos e outros afazeres³, infere-se que a diferença observada de 7 horas é destinada especificamente para o cuidado dos filhos mais novos. Logo, mudanças nessas horas de cuidado, como as geradas pela frequência pré-escolar do filho, impactam na quantidade de horas ofertadas pela mãe no mercado laboral.

Em contraste, a frequência pré-escolar não afeta a horas de trabalho das mães soltas. Em famílias monoparentais as mães são as chefes dos domicílios e fonte principais de renda. De acordo com a amostra utilizada, 61,11% das mães solteiras estavam trabalhando na semana de referência, enquanto nas mães de famílias com casais esta estatística era de 48%. Além disso, as mães de famílias monoparentais ofertavam 35,98 horas semanais em trabalhos fora de casa, valor acima da média amostral apresentada na Tabela 1. Ao comparar as horas ofertadas pelas mães solteiras considerando o status da criança com relação a pré-escola, observou-se que as mães de crianças que frequentavam a pré-escola ofertavam 36,6 horas semanais de trabalho, enquanto as mães de criança que não frequentavam a pré-escola a oferta era de 35,4 horas semanais, valores estatisticamente iguais⁴. Infere-se a partir disso que a não significância da relação de interesse se deve a necessidade da mães estar inserida no mercado de trabalho por ser a fonte de renda da família.

³ De acordo com PNAD estão considerados dentro da variável afazeres domésticos atividades como: arrumar ou limpar o domicílio; cozinhar ou preparar alimentos; passar e lavar as roupas; lavar as louças; orientar ou dirigir trabalhadores domésticos; cuidar dos filhos; e limpar o quintal.

⁴ Foi realizado o teste de médias nas horas ofertadas no trabalho fora de casa das mães solteiras.

Tabela 3: Efeitos heterogêneos da pré-escola sobre as variáveis de mercado de trabalho das mães no período de 2011-2015.

	Trabalho na semana de referência		Horas de trabalho por semana	
	Mães solas	Casal	Mães solas	Casal
	(1)	(2)	(3)	(4)
Cut-Off	-0,085 ^{NS} (0,389)	0,319 ^{NS} (0,353)	-2,669 ^{NS} (19,555)	33,279* (19,386)
Bandwidth	78,943	74,374	69,224	39,715
Observações	911	4365	806	2395
	Casal com filhos de até 14 anos	Urbano	Casal com filhos de até 14 anos	Urbano
	(5)	(6)	(7)	(8)
Cut-Off	0,316 ^{NS} (0,339)	0,204 ^{NS} (0,315)	32,426* (16,629)	19,24 ^{NS} (14,781)
Bandwidth	76,291	62,341	41,173	42,944
Observações	3755	3508	2133	2469
	Rural	Renda per-capita familiar < 1/2 salário-mínimo	Rural	Renda per-capita familiar < 1/2 salário- mínimo
	(5)	(6)	(7)	(8)
Cut-Off	0,568 ^{NS} (1,227)	-0,105 ^{NS} (0,310)	17,671 ^{NS} (46,228)	-4,618 ^{NS} (11,55)
Bandwidth	74,438	54,062	72,678	55,837
Observações	1044	1801	1013	1855

Fonte: Elaboração dos autores

Nota: Erros padrão em parênteses. * $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$. As bandwidth foram selecionadas através do critério de MSE-optimal e CER-optimal. As inferências estatísticas foram conduzidas com os erros padrão da correção de viés robusto (RBC) sugerido por (Cattaneo et al., 2019).

Os resultados das análises sobre as variáveis dos irmãos mais velhos são apresentados nas Tabelas 4, 5, 6, 7. Com relação a oferta de trabalho fora de casa dos irmãos mais velhos, as estimativas da Tabela 4 mostram que, mesmo o cut-off se mostrando significativo para explicar a frequência pré-escolar da criança, a pré-escola não gera efeitos significativos tanto na participação como nas horas semanais ofertadas por eles no mercado de trabalho. Esta não significância também é observada quando se analisa os efeitos heterogêneos. As estimativas 1-6 da Tabela 7 afirmam que a pré-escola não afeta as variáveis relativas ao mercado de trabalho da irmã ou irmão mais velhos. Resultados similares é observado quando se analisa essas variáveis em famílias de baixa renda.

Por sua vez, a Tabela 5 mostra as estimativas referentes ao trabalho doméstico realizado pelos irmãos mais velhos. Num primeiro estágio a estimativa referente ao cut-off continua positivamente significativa na amostra de análise, independentemente do tamanho do bandwidth escolhido. Entretanto, as variáveis resultados não são afetadas pela frequência na pré-escola da criança de interesse.

Tabela 4: Efeito da pré-escola sobre as variáveis de mercado laboral dos irmãos mais velhos do domicílio no período de 2011-2015.

	Primeiro estágio	Segundo estágio	Primeiro estágio	Segundo estágio
	Pré-escola	trabalhou na semana de referência	Pré-escola	Horas de trabalho por semana
	(1)	(2)	(3)	(4)
Cut-Off	0,025 ^{NS} (0,029)	0,049 ^{NS} (0,133)	0,061** (0,031)	-5,387 ^{NS} (3,845)
Bandwidth	69,294 - 105,75	69,294 - 105,75	60,265 - 114,025	60,265 - 114,025
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	2705	2705	2672	2672

	(5)	(6)	(7)	(8)
Cut-Off	-0,069** (0,03)	0,044 ^{NS} (0,132)	-0,103*** (0,030)	-3,888 ^{NS} (3,486)
Bandwidth	44,604 - 68,070	44,604 - 68,070	38,792 - 73,397	38,792 - 73,397
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	1793	1793	1794	1794

Fonte: Elaboração dos autores

Nota: Erros padrão em parênteses. * $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$. As bandwidth foram selecionadas através do critério de MSE-optimal e CER-optimal. As inferências estatísticas foram conduzidas com os erros padrão da correção de viés robusto (RBC) sugerido por (Cattaneo et al., 2019).

Contudo, efeitos significativos são observados quando se analisa uma amostra de famílias de baixa renda. A Tabela 7, mostra que a variável pré-escola aumenta em 83 p.p. a probabilidade dos irmãos mais velhos, de família de baixa renda, realizarem afazeres domésticos. Um resultado inesperado para esta análise. Entretanto, dado a limitação da variável afazeres doméstico da PNAD para diferenciar entre atividades de cuidados e atividades de limpeza, por exemplo, o impacto positivo observado pode ser reflexo do efeito substituição discutido por Lokshin et al. (2004) e Skoufias (1994). Ou seja, na ausência da criança no domicílio o tempo dedicado pela mãe em atividades como limpar a casa, fazer as refeições é substituído pelo filho mais velho. Sendo assim, o efeito substituição nessas famílias é mensurado em 9,4 horas semanais. O mecanismo de substituição é corroborado quando se analisa o trabalho domésticos das mães nesses domicílios. A estimativa 16 da Tabela 7 mostra que a variável pré-escola reduz o trabalho doméstico das mães em 22, 4 p.p. em famílias de baixa renda.

Tabela 5: Efeito da pré-escola sobre as atividades domésticas dos irmãos mais velhos dos domicílios no período de 2011-2015

	Primeiro estágio	Segundo estágio	Primeiro estágio	Segundo estágio
	Pré-escola	Realizou afazeres domésticos	Pré-escola	Horas de afazeres domésticos
	(1)	(2)	(3)	(4)
Cut-Off	0,11*** (0,033)	-0,009 ^{NS} (0,223)	0,072** (0,327)	1,527 ^{NS} (4,544)
Bandwidth	53,51-70,551	53,51-70,551	65,354 - 64,749	65,354 - 64,749
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	1962	1962	2052	2052
	(5)	(6)	(7)	(8)
Cut-Off	-0,113*** (0,034)	-0,19 ^{NS} (0,255)	-0,09*** (0,033)	-0,313 ^{NS} (4,457)
Bandwidth	34,341 - 45,413	34,341 - 45,413	42,068 - 41,678	42,068 - 41,678
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	1331	1331	1359	1359

Fonte: Elaboração dos autores

Nota: Erros padrão em parênteses. * $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$. As bandwidth foram selecionadas através do critério de MSE-optimal e CER-optimal. As inferências estatísticas foram conduzidas com os erros padrão da correção de viés robusto (RBC) sugerido por (Cattaneo et al., 2019).

Finalmente, a Tabela 6 mostra os efeitos da pré-escola sobre a demanda por educação para os irmãos mais velhos. Os resultados revelam que a frequência da criança na pré-escola reduz a frequência escolar dos irmãos mais velhos. Embora seja um resultado contrário ao esperado, alguns elementos são cogitados para explicar conjuntamente este fenômeno. A não significância da pré-escola sobre a participação da mãe no mercado de trabalho é o primeiro elemento. Embora não explique o sinal negativo encontrado, com esta não significância é plausível esperar que o mecanismo de renda, baseado em Bezerra et. al (2009) e Lokshin et. al (2004), não afete a demanda por escolaridade dos outros filhos porque não houve mudança no status econômico da família.

Tabela 6: Efeito da pré-escola sobre a frequência escolar dos irmãos mais velhos do domicílio.

	Primeiro estágio		Segundo estágio	
	Pré-escola		Frequência na escola	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Cut-Off	0,053*	-0,408***		
	(0,029)	(0,111)		
Bandwith	74,340 - 88,517	74,340 - 88,517		
Controles	Sim	Sim		
Observações	2533	2533		
Cut-Off	0,09***	-0,341***		
	(0,03)	(0,111)		
Bandwith	47,852 - 56,978	47,852 - 56,978		
Controles	Sim	Sim		
Observações	1671	1671		

Fonte: Elaboração dos autores

Nota: Erros padrão em parênteses. * $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$. As bandwidth foram selecionadas através do critério de MSE-optimal e CER-optimal. As inferências estatísticas foram conduzidas com os erros padrão da correção de viés robusto (RBC) sugerido por (Cattaneo et al., 2019).

No contexto de países em desenvolvimento, outro fator que pode estar explicando o sinal encontrado na relação de interesse é a escassez de recursos. Na amostra de irmãos utilizada, 69% das famílias recebem menos de $\frac{1}{2}$ salário-mínimo *per-capita*. Essa porcentagem aumenta para 74,3% para as famílias onde o irmão mais velho não frequenta a escola. Logo, infere-se que a renda disponível na família parece ser um vetor que explique que a pré-escola impacte negativamente na demanda por educação do irmão mais velho. Isto porque num ambiente de competição de recursos, a educação dos irmãos mais velhos é sacrificada para ajudar em outras atividades do domicílios (Dammert, 2010). Este argumento é sustentado ao observar que o impacto da pré-escola é semelhante entre a estimativa 2 da Tabela 6 e a estimativa 15 da Tabela 7, quando se considera famílias de baixa renda.

Tabela 7: Efeitos heterogêneos da pré-escola sobre as variáveis de interesse dos irmãos mais velhos no período de 2011-2015.

	Trabalho na semana de referência			Horas de trabalho por semana		
	Irmã	Irmão	Renda per-capita familiar < 1/2 salário-mínimo (3)	Irmã	Irmão	Renda per-capita familiar < 1/2 salário-mínimo (6)
Cut-Off	-0,214 ^{NS}	0,052 ^{NS}	0,143 ^{NS}	-5,45 ^{NS}	-4,639 ^{NS}	-0,635 ^{NS}
	(0,189)	(0,186)	(0,144)	(5,591)	(5,427)	(3,797)
Bandwidth	42,265-83,426	48,011 - 71,834	78,579 - 87,336	59,198-93,405	51,845 - 98,282	77,056 - 106,953
Observações	1197	971	1664	1156	1200	1850
	Realizou afazeres domésticos			Horas de trabalho doméstico		
	Irmã	Irmão	Renda per-capita familiar < 1/2 salário-mínimo (9)	Irmã	Irmão	Renda per-capita familiar < 1/2 salário-mínimo (12)
Cut-Off	0,217 ^{NS}	-0,145 ^{NS}	0,837 ^{***}	11,63 ^{NS}	-5,23 ^{NS}	9,407*
	(0,318)	(0,261)	(0,313)	(8,639)	(3,78)	(5,657)
Bandwidth	41,327-88,993	64,815-74,840	72,239 - 63,680	64,125-87,560	64,782-64,509	42,913 - 39,668
Observações	991	1019	1358	1165	1019	819
	Frequência escolar			Trabalho doméstico da mãe		

	Irmã (13)	Irmão (14)	Renda per-capita familiar < 1/2 salário-mínimo (15)	Renda per-capita familiar < 1/2 salário- mínimo (16)	
Cut-Off	-0,599** (0,295)	-0,227** (0,112)	-0,403*** (0,149)	-0,224** (0,091)	-
Bandwidth	59,496 - 68,448	80,088 - 74,865	45,604 - 63,611	52,427 - 51,944	-
Observações	999	1265	1067	998	-

Fonte: Elaboração dos autores

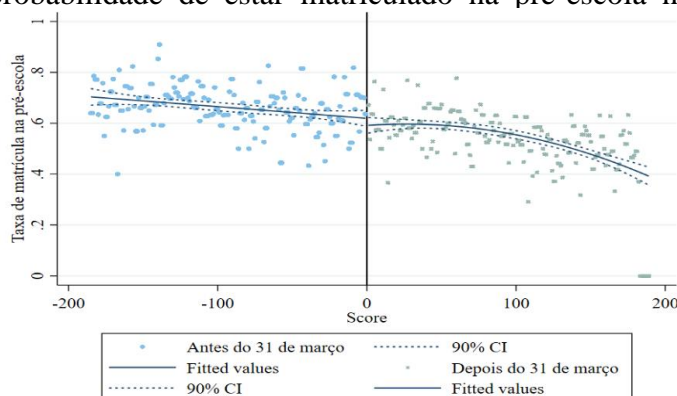
Nota: Erros padrão em parênteses. * $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$. As bandwidth foram selecionadas através do critério de MSE-optimal e CER-optimal. As inferências estatísticas foram conduzidas com os erros padrão da correção de viés robusto (RBC) sugerido por (Cattaneo et al., 2019).

A alocação dos recursos familiares em educação dos filhos leva em consideração as habilidades deles, o gênero e retornos desse investimento (Adhvaryu & Nyshadham, 2016; Akresh et al., 2012; Kaul, 2018). Logo, nesse contexto de competição por recurso, alguém tenderia a ser menos favorecido na demanda por educação. Os resultados da tabela 6 e as estimativas 13, 14 e 15 da Tabela 7 mostram que os irmãos mais velhos são sacrificados em detrimento da educação do mais novo. Em famílias com menos recursos financeiros, os filhos são sacrificados para realizar afazeres domésticos, estimativas 9 e 12 da Tabela 7. Além disso, normais sociais com certo viés pró-homem provocam que os retornos das meninas sejam inferiores ao dos meninos (Akresh et al., 2012) e faz com que mulher seja transferidora líquida de TDNR (Transferências de tempo de trabalho doméstico não remunerado) para outros membros do domicílio (De Jesus et al., 2018), gerando um cenário em que as menos favorecidas na demanda por educação sejam as filhas. Isto pode explicar o porquê das irmãs mais velhas terem um impacto negativo maior, -59,9 p.p., quando comparado aos irmãos mais velho, -22,7 p.p.

4.3 Teste de validação e falsificação

Nesta subseção são apresentados os testes de robustez que visam garantir a consistência dos resultados expostos na subseção anterior. Inicia-se plotando uma figura análoga à Figura 1. Nela são exibidas as taxas de matrículas das crianças na pré-escola para um período anterior a 2009. Na Figura 2 se observa que não existe descontinuidade ao redor da data 31 de março. Ou seja, o critério de elegibilidade não afeta a taxa de matrícula antes da emenda constitucional de 2009, quando a educação pré-escolar se torna obrigatória no Brasil. Isto garante certo grau de robustez ao primeiro estágio da abordagem proposta neste estudo.

Figura 2: Efeito da data de nascimento sobre a probabilidade de estar matriculado na pré-escola no

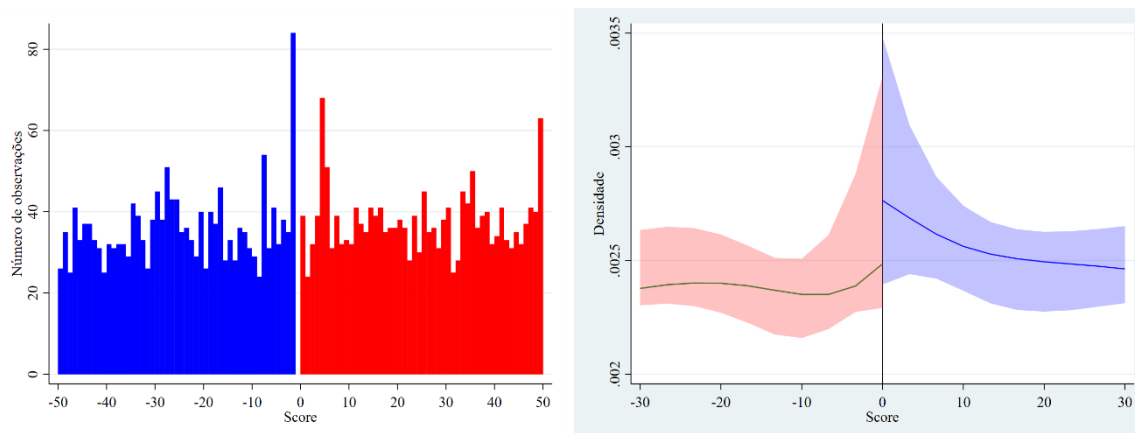


Fonte: Elaboração dos autores com dados da PNAD

Para validar completamente a critério de elegibilidade usado para estimar o RDD, é necessário comprovar que não existe manipulação na data de nascimento das crianças ao redor do dia 31 de março. O teste de densidade proposta por Cattaneo et al. (2018) baseado no McCrary (2008), foi usado para verificar se houve manipulação no score. Este mostra que não houve manipulação, uma vez que não é possível rejeitar a hipótese nula do teste. Graficamente os resultados do teste são apresentados na Figura 3, em que

se observam densidades iguais estatisticamente em ambos os lados do cut-off. Isto garante robustez ao critério de elegibilidade utilizado.

Figura 3: Teste de manipulação do score (data de nascimento)



Fonte: Elaboração dos autores

Visando verificar se houveram outros mecanismos que afetaram as variáveis de resultado, foi conduzido um teste de placebo. Para este exercício foram utilizadas variáveis predeterminadas das mães e dos irmãos mais velhos, assim como variáveis dos pais. A mesma abordagem estatística utilizada na subseção anterior foi aplicada nestas variáveis e os resultados são expostos na Tabela 8. Espera-se que não exista diferenças estatísticas entre essas características observáveis ao considerar o status de tratamento. Nenhuma das variáveis se mostrou significativa para frequência da criança na pré-escola. Sugerindo, portanto, que não existe outro mecanismo que esteja gerando os efeitos apresentados na seção anterior. Dessa forma, aumenta-se o grau de robustez das análises.

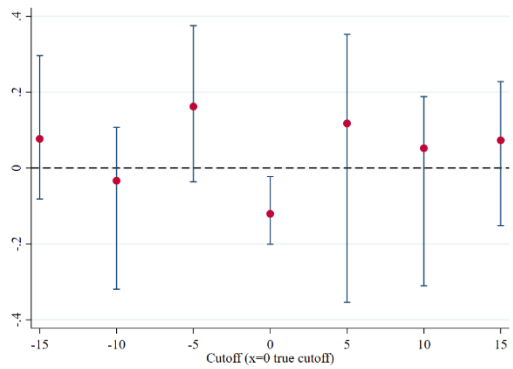
Tabela 8: Efeitos da pré-escola sobre as variáveis predeterminadas ou placebos.

Variáveis	Bandwidth	Estimador RDD	Erro-Padrão	Observações
Escolaridade da mãe	63,508	0,169 ^{NS}	2,396	4447
Idade da mãe	71,482	1,767 ^{NS}	3,8012	5063
O pai estava trabalhando na semana de referência	54,980	0,004 ^{NS}	0,231	3239
Horas de trabalho por semana do pai	49,383	10,097 ^{NS}	14,636	3586
Tipo de famílias:				
Casais				
Escolaridade da mãe	59,002	0,232 ^{NS}	3,138	3504
Idade da mãe	62,124	2,519 ^{NS}	5,043	3670
Casais com filhos menores de 14 anos				
Escolaridade da mãe	62,038	0,807 ^{NS}	2,573	3099
Idade da mãe	62,811	7,150 ^{NS}	4,365	3114
O pai estava trabalhando na semana de referência	55,456	0,016 ^{NS}	0,187	2800
Horas de trabalho por semana do pai	58,050	7,893 ^{NS}	10,845	2945

Fonte: Elaboração dos autores

Na Figura 4 se analisa se a mudança da data do cut-off altera a probabilidade da criança estar matriculado na pré-escola. Conforme se observa na figura, apenas o cut-off referente ao dia 31 de março se mostra significativamente diferente de zero. É importante lembrar que o sinal negativo observado no valor do coeficiente deve-se à organização dos dados e as características da *forcing variable*. Assim, espera-se que as crianças que fizeram aniversário depois do dia 31 de março do ano corrente da PNAD utilizada, apresentem menor probabilidade da estarem matriculadas na pré-escola de acordo com o critério de elegibilidade.

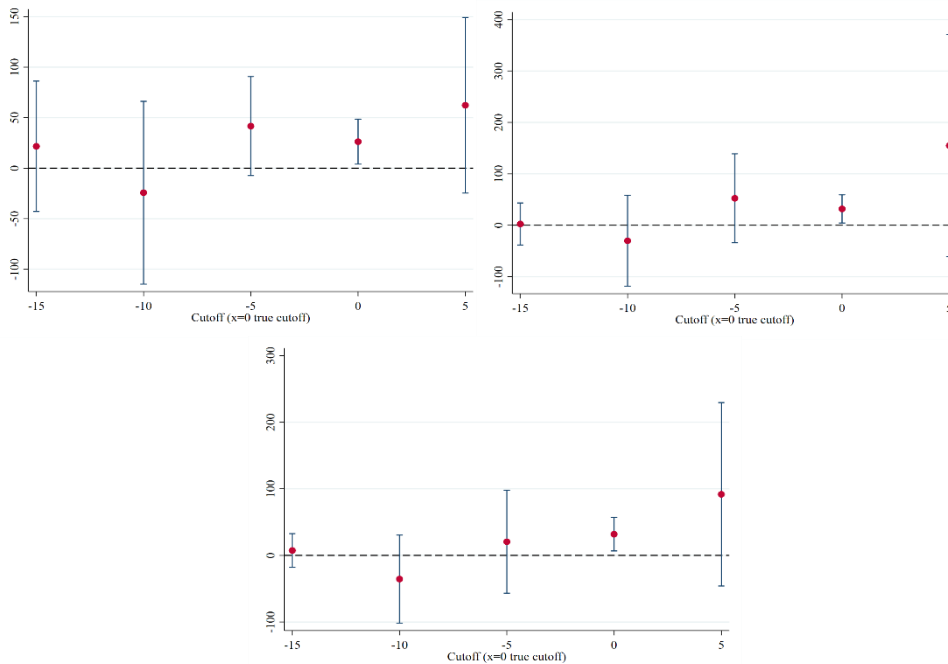
Figura 4: Efeitos de diferentes cut-off sobre a taxa de matrícula na pré-escola no período de 2011-2015



Fonte: elaboração dos autores

Este comportamento é observado quando se analisa as variáveis de resultados que foram efetivamente impactadas pela frequências pré-escolar da criança. Na Figura 5 se analisa as horas ofertadas da mãe no mercado laboral. Observa-se que o efeito é significativo apenas no cut-off referente ao dia 31 de março. Cabe salientar também, que em algumas dessas estimações, especificamente do cut-off igual 5, o primeiro estágio do RDD não foi significativo.

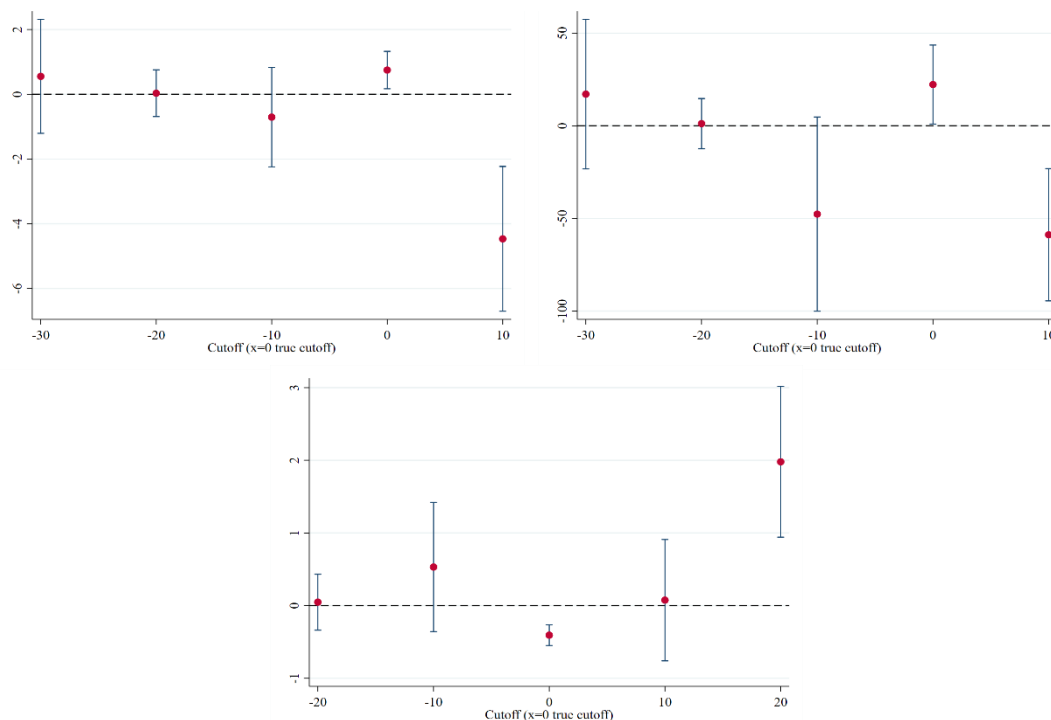
Figura 5: Efeitos da pré-escola sobre as horas ofertadas das mães no mercado de trabalho considerando diferentes cut-off.



Fonte: Elaboração dos autores

A Figura 6 analisa se o efeito da pré-escola sobre o trabalho domésticos dos irmãos mais velhos em famílias de baixa renda surge quando se muda o cut-off. O gráfico superior esquerdo é relativo à realização ou não de afazeres domésticos, já o gráfico superior direito diz respeito às horas gastas nessas atividades. Estes gráficos mostram que o efeito da pré-escola é significativo apenas no cut-off igual a zero. O cut-off igual a 20 se mostra não coerente com os dados e o primeiro estágio não foi significativo, logo a data não afeta a probabilidade da criança estar matriculada na pré-escola. Esta característica se mantém nas três análises. O gráfico inferior mostra os resultados para a frequência escolar dos irmãos mais velhos. Novamente, desconsiderando o cut-off igual a 20, apenas o cut-off do critério de elegibilidade mostra que a pré-escola tem impacto negativo sobre a probabilidade dos irmãos estarem frequentando a escola.

Figura 6: Efeitos da pré-escola sobre o trabalho doméstico e a frequência escolar do irmão mais velho considerando diferentes cut-off.



Fonte: Elaboração dos autores

Os testes robustez aplicados permitem afirmar que os efeitos apresentados na subseção 4.2 aproximam-se a uma relação causal. Logo, a pré-escola gera efeitos intradomiciliares na alocação de tempo e recursos dentro do domicílio. Estes efeitos devem ser considerados na formulação de políticas públicas e programas sociais.

5 CONCLUSÕES

O acesso a programas de educação infantil, como a pré-escola, vem se mostrando relevante para explicar a melhora no acúmulo de capital humano dos indivíduos. Entretanto, os efeitos da pré-escola transcende para dimensões além dos resultados dos próprios beneficiários. Entre as dimensões que podem ser impactadas pela pré-escola estão as variáveis intradomiciliares relativas à alocação de tempo e recurso dos membros do domicílio. Nesse sentido, este estudo buscou analisar o efeito da pré-escola sobre a oferta de trabalho da mãe fora de casa, o trabalho doméstico e a oferta de trabalho fora de casa do irmão mais velho e a demanda por educação do irmão mais velho. Dessa forma, investigou-se os efeitos indiretos da pré-escola para as famílias brasileiras

A estratégia de identificação utilizada nesta pesquisa foi explorar a Emenda constitucional n° 59, que torna obrigatória a educação pré-escolar a partir os 4 anos de idade, e a Resolução da CNE/CEB n° 2/2018. De maneira conjunta essas disposições legais geram um corte etário para matrícula da criança na pré-escola, pois ao completar 4 anos de idade até o dia 31 de março do ano corrente, a criança deve estar matriculada na segunda etapa da educação infantil (pré-escola) obrigatoriamente. Esta descontinuidade foi utilizada para conduzir um RDD do tipo *fuzzy*. A partir disso se identificou os efeitos da pré-escola sobre as variáveis resultados de interesse.

Os resultados encontrados mostram que a frequência da criança na pré-escola aumenta em 26 horas semanais a ofertada de trabalho fora de casa das mães. Este impacto é maior para mães de famílias formadas por casais, 33 horas semanais aproximadamente. Para as variáveis dos filhos mais velhos, constatou-se que a pré-escola aumenta o trabalho doméstico dos filhos mais velhos de famílias de baixa renda. Nessas famílias a pré-escola aumenta em 83 p.p. a probabilidade do irmão mais velhos realizar afazeres domésticos. Quando se analisa a horas gastas na realização dessas atividades, verifica-se que o impacto da pré-escola é de um aumento de 9 horas semanais. Inere-se a partir dessas informações que exista efeito de substituição na realização dos afazeres domésticos, em atividades não relacionadas ao cuidado, entre a mãe e o filho

mais velho nessas famílias. Isto é corroborado ao se observar que nesse tipo de famílias, as mães são impactadas negativamente pela pré-escola na realização de trabalho domésticos, -22,4 p.p.

Com relação a demanda por educação dos irmãos mais velhos, a frequência pré-escolar da criança de interesse mostrou efeito negativos. Ou seja, a pré-escola reduz a frequência escolar do irmão mais velho em 40 p.p. Infere-se que os fatores que estejam gerando este efeito no contexto brasileiro estejam relacionadas as restrições de recursos domiciliares, forma de alocar os recursos entre os irmãos e normas sociais relativas ao gênero do irmão. Pois, o efeito da pré-escola em famílias de baixa renda é também de -40 p.p. Quando se considera o sexo do irmão mais velho constatou-se que as meninas são mais afetadas, -59,9 p.p., que os meninos 22,7 p.p.

Estes resultados nos levam a concluir que a frequências pré-escolar do filho novo, não gera uma mudança na alocação de domiciliar significativa que motive as mães a se inserirem no mercado do trabalho ou que afete o seu salário de reserva. Logo, fatores relativos ao mercado laboral podem ser mais efetivos em gerar essas mudanças. Sendo, assim sugere-se políticas públicas que visem uma mudança significativas na jornada dupla de trabalho das mulheres e que considerem dimensões do mercado local. Entretanto, dado o efeito substituição identificado na pesquisa recomenda-se que essas políticas apresentem condicionalidade a fim de não sacrificar a escolaridade dos irmãos mais velhos.

As limitações dos trabalhos são principalmente de dados. Os dados da PNAD 2011-2015 não conseguem diferenciar entre tempo do trabalho domésticos destinado a cuidados e tempo destinados a outras atividades. Esta diferenciação permitiria ter uma maior noção do impacto da pré-escola sobre o tempo que os irmãos mais velhos dedicam ao cuidado do mais novo na ausência de qualquer tipo de centros de educação infantil. Além disso, por ser uma pesquisa amostral, a escassez de dados não permite conduzir análises de efeitos heterogêneos na amostra de irmãos mais velhos que considere a localização do domicílio e a faixa etária dos irmãos.

REFERENCIAS

- Adhvaryu, A., & Nyshadham, A. (2016). Endowments at birth and parents' investments in children. *The Economic Journal*, 126(593), 781–820.
- Akresh, R., Bagby, E., Walque, D. de, & Kazianga, H. (2012). *Child Labor, Schooling, and Child Ability* (No. 5965; Working Paper 5965, The World Bank).
- Aquino, J. M. de, & Pazello, E. T. (2011). Trabalho materno e desempenho educacional das crianças: uma análise da probabilidade de aprovação escolar. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 41(1), 71–100.
- Baker, M., Gruber, J., & Milligan, K. (2008). Universal Child Care, Maternal Labor Supply, and Family Well-Being. *Journal of Political Economy*, 116(4), 709–745. <https://doi.org/10.1086/591908>
- Barbosa, A. L. N. de H., & Costa, J. S. de M. (2017). Oferta de Creche e Participação das Mulheres no Mercado de Trabalho no Brasil. *Mercado de Trabalho: Conjuntura e Análise*, 62(23), 23–35.
- Barros, R. P. de, Mendonça, R., Santos, D. D. dos, & Quintaes, G. (2011). Determinantes do desempenho educacional no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 31(1), 1–42.
- Barros, R. P. de, Olinto, P., Lunde, T., & Carvalho, M. (2011). The Impact of Access to Free Childcare on Women's Labor Market Outcomes: Evidence from a Randomized Trial in Low-income Neighborhoods of Rio de Janeiro. *World Bank Economists' Forum 2011*. <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.258.5722&rep=rep1&type=pdf>
- Basu, K. (1999). Child Labor: Cause, Consequence, and Cure, with Remarks on International Labor Standards. *Journal of Economic Literature*, 37(3), 1083–1119. <http://www.jstor.org/stable/2564873>
- Basu, K., & Van, P. H. (1998). The Economics of Child Labor. *The American Economic Review*, 88(3), 412–427. <http://www.jstor.org/stable/116842>
- Berlinski, S., & Galiani, S. (2007). The effect of a large expansion of pre-primary school facilities on preschool attendance and maternal employment. *Labour Economics*, 14(3), 665–680. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2007.01.003>
- Berlinski, S., Galiani, S., & McEwan, P. J. (2011). Preschool and maternal labor market outcomes: Evidence from a regression discontinuity design. *Economic Development and Cultural Change*. <https://doi.org/10.1086/657124>
- Berthelon, M., Kruger, D., Lauer, C., Tiberti, L., & Zamora, C. (2020). *Longer School Schedules, Childcare and the Quality of Mothers' Employment: Evidence from School Reform in Chile* (No. 525; GLO

- Discussion Paper). <https://econpapers.repec.org/RePEc:zbw:glodps:525>
- Bezerra, M. E. G., Kassouf, A. L., & Arends-Kuenning, M. (2009). *The impact of child labor and school quality on academic achievement in Brazil* (No. 4062; Discussion Paper).
- BRASIL. Constituição (1988). Emenda constitucional nº 59, de 11 de novembro de 2009. Acrescenta § 3º ao art. 76 do Ato das Disposições Constitucionais Transitórias para reduzir, anualmente, a partir do exercício de 2009, o percentual da Desvinculação das Receitas da União incidente sobre os recursos destinados à manutenção e desenvolvimento do ensino de que trata o art. 212 da Constituição Federal, dá nova redação aos incisos I e VII do art. 208, de forma a prever a obrigatoriedade do ensino de quatro a dezessete anos e ampliar a abrangência dos programas suplementares para todas as etapas da educação básica, e dá nova redação ao § 4º do art. 211 e ao § 3º do art. 212 e ao caput do art. 214, com a inserção neste dispositivo de inciso VI. Brasília, DF, 11 de nov. de 2009. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/emendas/emc/emc59.htm. Acessado em: 20 de maio de 2020.
- BRASIL. Lei nº 12.796, de 4 de abril de 2013. Altera a Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996, que estabelece as diretrizes e bases da educação nacional, para dispor sobre a formação dos profissionais da educação e dar outras providências. Diário Oficial da União. Brasília, DF, 4 abr. 2013. Disponível em: http://www.in.gov.br/materia/-/asset_publisher/Kujrw0TZC2Mb/content/id/30037356/do1-2013-04-05-lei-n-12-796-de-4-de-abril-de-2013-30037348. Acessado em: 20 de maio de 2020.
- BRASIL. Resolução nº 2, de 9 de outubro de 2018. Define Diretrizes Operacionais complementares para a matrícula inicial de crianças na Educação Infantil e no Ensino Fundamental, respectivamente, aos 4 (quatro) e aos 6 (seis) anos de idade. Diário Oficial da União. Brasília, DF, 10 out. 2018. Disponível em: http://www.in.gov.br/materia/-/asset_publisher/Kujrw0TZC2Mb/content/id/44709546. Acessado em: 20 de maio de 2020.
- Brewer, M., Cattan, S., Crawford, C., & Rabe, B. (2014). The impact of free, universal preschool education on maternal labour supply. *Institute for Fiscal Studies, London: IFS*.
- Calonico, S., Cattaneo, M. D., Farrell, M. H., & Titiunik, R. (2019). Regression Discontinuity Designs Using Covariates. *The Review of Economics and Statistics*, 101(3), 442–451. https://doi.org/10.1162/rest_a_00760
- Calonico, S., Cattaneo, M. D., & Titiunik, R. (2014a). Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs. *Econometrica*, 82(6), 2295–2326. <https://doi.org/10.3982/ECTA11757>
- Calonico, S., Cattaneo, M. D., & Titiunik, R. (2014b). Robust Data-Driven Inference in the Regression-Discontinuity Design. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 14(4), 909–946. <https://doi.org/10.1177/1536867X1401400413>
- Carta, F., & Rizzica, L. (2018). Early kindergarten, maternal labor supply and children's outcomes: Evidence from Italy. *Journal of Public Economics*, 158, 79–102. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2017.12.012>
- Cascio, E. U. (2009). Maternal labor supply and the introduction of kindergartens into American Public Schools. *Journal of Human Resources*, 44(1), 140–170. <https://doi.org/10.3368/jhr.44.1.140>
- Cattaneo, M. D., Arbor, A., Jansson, M., & Ma, X. (2018). Manipulation testing based on density discontinuity. In *The Stata Journal* (Vol. 18, Issue 1). <https://sites.google.com/site/rdpackages/>.
- Cattaneo, M. D., Idrobo, N., & Titiunik, R. (2019). *A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781108684606>
- Cunha, F., Heckman, J. J., & Schennach, S. M. (2010). Estimating the technology of cognitive and noncognitive skill formation. *Econometrica*, 78(3), 883–931. <https://doi.org/10.3982/ECTA6551>
- Curi, A. Z., & Menezes-Filho, N. A. (2009). A relação entre educação pré-primária, salários, escolaridade e proficiência escolar no Brasil. *Estudos Econômicos*, 39(4), 811–850. <https://doi.org/10.1590/S0101-41612009000400005>
- Dammert, A. C. (2010). Siblings, child labor, and schooling in Nicaragua and Guatemala. *Journal of Population Economics*, 23(1), 199–224.
- de Jesus, J. C., Wajnman, S., & Turra, C. M. (2018). Trabalho doméstico não remunerado no Brasil: uma análise da produção, consumo e transferência. *XXI Encontro Nacional de Estudos Populacionais*,

2018.

- Du, F., & Dong, X. (2013). Women's Employment and Child Care Choices in Urban China during the Economic Transition. *Economic Development and Cultural Change*, 62(1), 131–155. <https://doi.org/10.1086/671714>
- Edmonds, E. V. (2006). Understanding sibling differences in child labor. *Journal of Population Economics*, 19(4), 795–821.
- Edmonds, E. V., & Pavcnik, N. (2005). Child labor in the global economy. *Journal of Economic Perspectives*. <https://doi.org/10.1257/0895330053147895>
- Fitzpatrick, M. D. (2010). Preschoolers Enrolled and Mothers at Work? The Effects of Universal Prekindergarten. *Journal of Labor Economics*, 28(1), 51–85. <https://doi.org/10.1086/648666>
- Fitzpatrick, M. D. (2012). Revising Our Thinking About the Relationship Between Maternal Labor Supply and Preschool. *Journal of Human Resources*, 47(3), 583–612. <https://doi.org/10.3368/jhr.47.3.583>
- Garces, E., Thomas, D., & Currie, J. (2002). Longer-term effects of Head Start. *American Economic Review*, 92(4), 999–1012. <https://doi.org/10.1257/00028280260344560>
- García, J. L., & Heckman, J. (2020). *Early Childhood Education and Life-cycle Health* (No. 26880; Working Paper Series). <https://doi.org/10.3386/w26880>
- García, J. L., Heckman, J. J., & Ziff, A. L. (2018). Gender differences in the benefits of an influential early childhood program. *European Economic Review*, 109, 9–22. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2018.06.009>
- Hahn, J., Todd, P., & Klaauw, W. Van Der. (2001). Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design. *Econometrica*, 69(1), 201–209.
- Heckman, J. J. (2008). Schools, Skills, and synapses. *Economic Inquiry*, 46(3), 289–324. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.2008.00163.x>
- Heckman, J. J., & Karapakula, G. (2019a). Intergenerational and Intragenerational Externalities of the Perry Preschool Project. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*. <https://doi.org/10.3386/w25889>
- Heckman, J. J., & Karapakula, G. (2019b). The Perry Preschoolers at Late Midlife: A Study in Design-Specific Inference. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*. <https://doi.org/10.3386/w25888>
- Heckman, J., Pinto, R., & Savelyev, P. (2013). Understanding the mechanisms through which an influential early childhood program boosted adult outcomes. *American Economic Review*, 103(6), 2052–2086.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNAD: Microdados. Rio de Janeiro, 2017a. Disponível em: ftp://ftp.ibge.gov.br/Trabalho_e_Rendimento/Pesquisa_Nacional_por_Amostra_de_Domicilios_anual/microdados/2015/ Acessado em 30/09/2020.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, IBGE. Aspectos dos cuidados das crianças de nores de 4 anos de idade: 2015. Rio de Janeiro, IBGE 2017b
- Imbens, G. W., & Lemieux, T. (2008). Regression discontinuity designs: A guide to practice. *Journal of Econometrics*, 142(2), 615–635. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.001>
- Jain, M. (2018). A Vaccination for Education: Early Childhood Development Programme and the Education of Older Girls in Rural India. *Journal of Development Studies*, 54(1), 153–173. <https://doi.org/10.1080/00220388.2017.1288218>
- Kaul, T. (2018). Intra-household allocation of educational expenses: Gender discrimination and investing in the future. *World Development*, 104, 336–343. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.12.017>
- Krafft, C. (2015). Increasing educational attainment in Egypt: The impact of early childhood care and education. *Economics of Education Review*, 46, 127–143. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2015.03.006>
- Lokshin, M. M., Glinskaya, E., & Garcia, M. (2004). The Effect of Early Childhood Development Programmes on Women's Labour Force Participation and Older Children's Schooling in Kenya. *Journal of African Economies*, 13(2), 240–276. <https://doi.org/10.1093/jae/ejh009>
- McCrary, J. (2008). Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. *Journal of Econometrics*, 142(2), 698–714. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.005>

- Mohanty, M. S. (2005). An alternative method of estimating the worker's reservation wage. *International Economic Journal*, 19(4), 501–522. <https://doi.org/10.1080/10168730500382170>
- Monte, P. A. do, Ramalho, H. M. de B., & Pereira, M. de L. (2011). O salário de reserva e a oferta de trabalho: evidências para o Brasil. *Economia Aplicada*, 15(4), 613–639. <https://doi.org/10.1590/S1413-80502011000400005>
- Morrissey, T. W. (2017). Child care and parent labor force participation: a review of the research literature. *Review of Economics of the Household*, 15(1), 1–24. <https://doi.org/10.1007/s11150-016-9331-3>
- Pinto, C. C. de X., Santos, D., & Guimarães, C. (2017). The Impact of Daycare Attendance on Math Test Scores for a Cohort of Fourth Graders in Brazil. *The Journal of Development Studies*, 53(9), 1335–1357. <https://doi.org/10.1080/00220388.2016.1224849>
- Ryu, H. (2019). The Effect of Compulsory Preschool Education on Maternal Labour Supply. *The Journal of Development Studies*, 1–24. <https://doi.org/10.1080/00220388.2019.1677890>
- Schlosser, A. (2018). *Public Preschool and the Labor Supply of Arab Mothers: Evidence from a Natural Experiment* (Working Paper).
- Skoufias, E. (1994). Market Wages, Family Composition and the Time Allocation of Children in Agricultural Households. *The Journal of Development Studies*, 30(2), 335–360. <https://doi.org/10.1080/00220389408422318>
- Thistlethwaite, D. L., & Campbell, D. T. (1960). Regression-discontinuity analysis: An alternative to the ex post facto experiment. *Journal of Educational Psychology*, 51(6), 309–317. <https://doi.org/10.1037/h0044319>