

# TRABALHO INFANTIL E PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA: UMA ANÁLISE DO IMPACTO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA NAS ZONAS URBANA E RURAL DO BRASIL

Wallace Patrick Santos de Farias Souza<sup>1</sup>

Shirley Pereira de Mesquita<sup>2</sup>

Victor Rodrigues de Oliveira<sup>3</sup>

Maria Eduarda de Lima e Silva<sup>4</sup>

O objetivo deste trabalho é investigar o efeito de transferência de renda condicional do Programa Bolsa Família (PBF) nas margens extensiva (participação no mercado de trabalho) e intensiva (horas trabalhadas) de trabalho infantil no Brasil, analisando o impacto separadamente para as zonas urbana e rural. Para tanto, foram utilizados dados do Censo Demográfico 2010 e a abordagem do estimador de Lewbel (2012) em dois estágios, o que permite a construção de instrumentos internamente, a partir da heterocedasticidade do termo de erro do primeiro estágio. Essa abordagem empírica trata o problema da endogeneidade na escolha de participação no programa (tratamento), que pode estar causando viés nos resultados comumente encontrados na literatura. Com relação à margem extensiva, o resultado do estimador de Lewbel demonstra que o PBF pode reduzir a entrada precoce de crianças no mercado de trabalho, reforçando a hipótese de que variáveis omitidas podem viesar os resultados de estudos do impacto da referida política nacional de assistência social sobre o trabalho infantil. Para a margem intensiva, ser beneficiário do programa está associado ao aumento da quantidade de horas trabalhadas pelas crianças. A heterogeneidade dos resultados entre as margens intensiva e extensiva pode estar relacionada à atuação dos efeitos renda e substituição na decisão de trabalho infantil pelos pais e ao possível efeito de suas preferências.

**Palavras-chave:** trabalho infantil; margem intensiva; margem extensiva; efeito tratamento.

## CHILD LABOR AND CONDITIONAL CASH TRANSFER PROGRAM: AN ANALYSIS OF BOLSA FAMILIA IMPACT ON URBAN AND RURAL AREAS IN BRAZIL

The aim of this paper is to study the effect of the “Bolsa Família” conditional cash transfer program on the extensive margin (participation into the labor force) and intensive margin (intensity of work on the job) of child labor in Brazil. For this purpose, we use data from the Brazil Demographic Census 2010 and the Lewbel’s estimator (2012) approach. This method allows the build of endogenous instruments from the heteroscedasticity of the error term. Thus, This empirical approach addresses the problem of endogeneity in the choice of participation in the program (treatment). We discuss that, the common finds in the literature may be biased, because of the non-treatment of this endogeneity problem. The Lewbel’s estimator results show that on the extensive margin the “Bolsa Família” Program reduce child labor. This result reinforces the hypothesis that omitted variables may be biasing the results of studies of the impact of this program on child labor.

---

1. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da Universidade Federal da Paraíba (UFPB). E-mail: <wpsfarias@gmail.com>.

2. Professora do Departamento de Economia da UFPB. E-mail: <shirley\_mesquita@yahoo.com.br>.

3. Professor da Universidade Federal do Paraná (UFPR). E-mail: <victor5491@gmail.com>.

4. Doutoranda em economia aplicada pela UFPB. E-mail: <mariaeduardaels@gmail.com>.

Regarding the intensive margin, we found that among the families that receive the cash transfer from the program there is an increase on the number of hours worked by the children. We suppose that the heterogeneity of the results between the intensive and extensive margins may be related to the performance of the income and substitution effects on the child labor decision by the parents and the possible effect of their preferences.

**Keywords:** child labor; intensive margin; extensive margin; treatment effects.

JEL: C40; D12; J22.

## 1 INTRODUÇÃO

O trabalho infantil afeta a vida das crianças no curto e no longo prazo. Como principais consequências para o bem-estar dos infantes, há os efeitos negativos sobre o desenvolvimento físico, emocional, social e profissional (Minayo-Gomez e Meirelles, 1997; Emerson e Souza, 2005; Beegle, De Weerd e Dercon, 2006). Entre esses efeitos, destacam-se a entrada tardia na escola, a evasão e o baixo desempenho escolar, bem como danos à saúde física e mental (Patrinos e Psacharopoulos, 1997; Heady, 2003). Além disso, evidências empíricas apontam para uma redução nos rendimentos do trabalho durante a vida adulta (Ilahi, Orazem e Sedlacek, 2001; Emerson e Souza, 2005; Kassouf, 2005).

A Organização Internacional do Trabalho (OIT) estima que, entre 2000 e 2012, o percentual de crianças trabalhando diminuiu em aproximadamente 31%. Não obstante, mais ou menos 168 milhões de crianças e adolescentes entre 5 e 17 anos ainda estavam trabalhando no mundo, com uma maior incidência em países em desenvolvimento (Ilo, 2013). Nesse contexto, investigar esse complexo fenômeno é uma questão de grande importância entre os formuladores de políticas econômicas, sobretudo nos países em que a predominância é maior.

No Brasil, a inserção de crianças no mercado trabalho tem sido foco de discussões políticas em anos recentes, principalmente devido ao compromisso firmado pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) com a OIT, e reafirmado em 2014, para eliminar as piores formas de trabalho infantil até 2016 a fim de erradicá-lo totalmente até 2020. Embora desde 2005 o número de crianças trabalhando venha registrando forte desaceleração no país, o problema ainda persiste, sobretudo na categoria das piores formas de trabalho estabelecidas internacionalmente. Entre as mais precárias estão: *i*) o trabalho infantil doméstico; *ii*) o trabalho na agricultura familiar; *iii*) na produção familiar dentro do próprio domicílio; *iv*) no comércio informal urbano; e *v*) nas formas ilícitas, como a prostituição e o tráfico de drogas.<sup>5</sup>

Diante dessa realidade, alguns autores têm estudado esse tema por intermédio de abordagens empíricas e teóricas. No tocante à literatura econômica sobre

---

5. Informação disponível em: <<http://reporterbrasil.org.br/trabalhoinfantil>>.

trabalho infantil, o tempo de não trabalho das crianças é considerado um luxo para os pais. Dessa forma, é razoável supor que um aumento na renda familiar, a partir de uma transferência direta do governo, alteraria as decisões familiares de alocação do tempo das crianças, favorecendo a substituição de trabalho por lazer e estudo. Esse comportamento é resultado da existência de um "efeito renda", atuando sobre a decisão dos pais de alocação de tempo de trabalho dos filhos. Os resultados empíricos, no entanto, têm apresentado inconsistências quanto à predominância desse efeito entre as escolhas das famílias.

Algumas evidências empíricas sobre o efeito do PBF no trabalho infantil no Brasil apontam que o aumento da renda advinda de programas governamentais reduz a inserção de crianças no mercado de trabalho (Skoufias e Parker, 2001), enquanto outras apontam uma redução nas horas de trabalho (Edmonds e Schady, 2009; Attanasio *et al.*, 2010; Araújo, 2010; Pais, Silva e Teixeira, 2017). Já Cacciamali *et al.* (2010) mostram que a participação nesses programas aumenta a probabilidade de trabalho infantil. Por fim, alguns trabalhos apresentam não significância dos resultados, indicando que o PBF não teria efeito sobre a decisão de trabalho infantil (Amarante *et al.*, 2011; Nascimento e Kassouf, 2016).

Essa inconsistência nos resultados encontrados na literatura pode estar relacionada ao método de estimação e especificação do modelo empírico adotado. Nesses casos, a presença de características não observáveis talvez afete simultaneamente a participação no PBF e a decisão de trabalho infantil. A estimação do efeito de um programa por meio de métodos comumente utilizados na literatura, que consideram a hipótese de seleção apenas nas características observáveis, não lida com a endogeneidade do tratamento. Portanto, variáveis omitidas ou a não garantia de um tratamento exógeno podem viesar os resultados.

Outra questão importante é a endogeneidade da renda familiar na equação de trabalho infantil, dado que a decisão de colocar a criança no mercado de trabalho é, em última instância, familiar, e a renda uma variável relevante na determinação desse fenômeno. Alguns trabalhos optam por excluí-la na especificação do modelo, podendo gerar viés por variável omitida (Araújo, 2010; Pais, Silva e Teixeira, 2017).

Nesse contexto, o objetivo do presente trabalho é investigar o efeito do PBF nas margens extensiva (participação no mercado de trabalho) e intensiva (horas trabalhadas) do trabalho infantil, levando em consideração o possível problema de endogeneidade no tratamento e a inclusão da variável de renda familiar na equação de trabalho infantil. Para tanto, foram utilizados métodos de pareamento na tentativa de distinguir o efeito da política (participação no PBF) sobre os grupos de tratamento e controle, tendo as demais características observáveis balanceadas.

Como abordagem empírica foi utilizado o estimador de Lewbel (2012), que é robusto à endogeneidade no tratamento, dado que variáveis não observáveis podem

afetar a participação no programa, mesmo controlando pela renda familiar. Essa técnica explora a heterocedasticidade do primeiro estágio da regressão para gerar instrumentos internamente que possibilitem a identificação do modelo, possibilitando explicar a participação no PBF, intimamente relacionada com a renda familiar.

No tocante à renda familiar, apenas famílias elegíveis<sup>6</sup> ao programa compõem a amostra usada nas estimativas, ou seja, famílias de baixa renda, dado que esse é o principal critério de elegibilidade para o recebimento do PBF. Entre as famílias elegíveis, porém, somente algumas de fato recebem o auxílio, enquanto outras não têm acesso. Assim, justifica-se a utilização do método para instrumentalizar o recebimento do PBF, dado que as famílias estão na mesma faixa de renda e elegíveis ao programa, ainda que nem todas recebam. Isso indica que fatores não observados podem influenciar no recebimento ou que este não é aleatório.

Além do estimador de Lewbel (2012), o efeito de tratamento médio sobre os tratados (ATT) foi estimado para fins de comparação, tal como utilizado em parte da literatura, em especial em Nascimento e Kassouf (2016). A especificação das variáveis segue também a abordagem desses autores em um dos trabalhos mais recentes sobre o tema no Brasil, focando características já consolidadas na literatura. Além disso, as estimativas são realizadas separadamente por zona censitária (urbana e rural), dado que a literatura tem apontado diferenças na caracterização do trabalho infantil, bem como no impacto heterogêneo de programas sociais quando se observam as duas áreas (Cardoso e Souza, 2004).

Além desta introdução, este estudo está organizado em mais seis seções. A segunda seção indica a revisão da literatura e algumas evidências empíricas sobre o tema. A terceira seção descreve o PBF, enquanto na quarta seção é apresentada a discussão da estratégia empírica utilizada. A base de dados é apresentada na quinta seção. Na sexta seção tem-se a discussão dos resultados, e, por fim, a sétima seção é reservada às considerações finais.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

### 2.1 Modelo teórico

A hipótese discutida neste trabalho, de que a renda advinda de programas sociais afeta a decisão dos pais sobre a alocação do tempo das crianças, é baseada no modelo de alocação do tempo apresentado por Becker (1965), com modificações propostas por Ersado (2002). O modelo inicia com o processo de decisão da família em alocar o tempo da criança entre o trabalho e atividades de não trabalho, como lazer e educação, levando em consideração o retorno privado de cada atividade.

---

6. O critério de elegibilidade e a construção da variável binária de tratamento (famílias que recebem e não recebem o PBF) estão explicitadas nas próximas seções.

Destaca-se a adoção do modelo neoclássico de oferta de mão de obra domiciliar, o qual assume que a família toma uma decisão conjunta em relação a quanto consumir e quanto cada membro oferta de mão de obra.

Ersado (2002) afirma que o processo de decisão de participação dos infantes no mercado de trabalho e a quantidade de horas trabalhadas, de lazer e de escolaridade é tipicamente estipulado por um indivíduo adulto. Adicionalmente, o autor afirma que a família representativa é formada por um adulto e uma criança que buscam maximizar sua função de utilidade em dois períodos ( $t$  e  $t + 1$ ):

$$V_t = U(C_t, L_{p,t}, L_{c,t}, S_{c,t}, X_t). \quad (1)$$

Em que  $U$  é uma função de utilidade côncava bem-comportada ao longo do conjunto de consumo ( $C$ ), o nível de instrução das crianças é ( $S_c$ ), o tempo de lazer dos pais e das crianças é representado por ( $L_p, L_c$ ), e ( $X$ ) é um vetor de características individuais e familiares.

No primeiro período, os pais decidem se enviam seus filhos para a escola ou para o mercado de trabalho. Segundo Ersado (2002), se eles tomam a decisão de colocar seus filhos para trabalhar em  $t$ , as crianças irão receber o salário  $W_c$  (salário da criança) no primeiro período, e  $W_u$  (salário do adulto desqualificado) no segundo período. Agora, se os pais decidirem enviá-las à escola no primeiro período, elas não terão qualquer rendimento no primeiro período ( $W_c = 0$ ) e receberão  $W_s$  (salário do adulto qualificado) no segundo período. Dessa forma, o autor presume a relação  $W_c \leq W_u \leq W_s$ .

Assim, o total de recursos da família depende da decisão que o pai toma no primeiro período,  $t$ . Em  $t + 1$ , o consumo e o lazer da criança dependem de seu salário (se  $W_u$  ou  $W_s$ ), uma função do montante de tempo da criança alocado em educação. O objetivo do chefe da família é maximizar a utilidade na equação (1), sujeita ao tempo e às restrições de recursos de cada período.

$$C_t + W_t(L_{p,t}, L_{c,t}, S_{c,t}) = \Omega_t + W_t T. \quad (2)$$

Na equação (2),  $W_t$  é um vetor de salários para os pais e para as crianças;  $T$  é o total de tempo disponível para a família (isto é,  $T = T_p + T_c$ , com  $T_p$  e  $T_c$  como tempo dos pais e das crianças, respectivamente); o valor do consumo total é dado por  $C_t$ , e  $\Omega_t$  é a renda do não salário. Este último componente inclui os lucros dos trabalhadores empregados por conta própria em atividades agrícolas e não agrícolas ( $\pi_t$ ), o rendimento de juros sobre os ativos da família ( $A_t$ ), e transferências e todas as outras fontes de renda do não salário ( $Y_t$ ):

$$\Omega_t = \Pi_t + \delta A_t + Y_t. \quad (3)$$

Em que  $\delta$  é a taxa de juros.

Ao tomar sua decisão, o chefe de família deve levar em conta a restrição de tempo do infante. Em geral, esse tempo pode ser gasto com lazer, educação e trabalho, o que inclui o trabalho doméstico não pago (equação 4).

$$T_c = L_{c,t} + S_{c,t} + E_{c,t}. \quad (4)$$

Em que  $E_{c,t}$  é o tempo da criança gasto com trabalho pago e não pago.

Ainda de acordo com Ersado (2002), a decisão de o infante ir para a escola ou entrar no mercado de trabalho tem implicações intertemporais para a família. Logo, a trajetória temporal dos ativos da família pode ser definida conforme indicado na equação (5).

$$A_{t+1} = (1 + \delta) + \{\Pi_t + Y_t E_{c,t} + W_t(T_p - L_{p,t}) - C_t\}. \quad (5)$$

Em que  $A_t$  é o total de ativos mantidos no período inicial; o segundo termo no lado direito é a poupança (ou despoupança, se negativa) no período  $t$  depois do período de consumo. Foram usadas as equações (3) e (5) para resolver  $\Omega_t$ .

A equação (6) representa uma medida consistente da renda intertemporal do não salário, que permite aos agentes poupar ou não.

$$\Omega_t = (A_{t+1} - A_t) + \{C_t - (W_t E_{c,t} + W_t(T_p - L_{p,t}))\} \equiv \Delta A_t. \quad (6)$$

A partir de então, temos que o tomador de decisões da família maximiza o bem-estar, como na equação (1), sujeito à restrição de tempo das crianças (equação 4) e à renda do não salário (equação 6). A solução do problema de maximização implica que a decisão do chefe de família de enviar as crianças para a escola ou para o mercado de trabalho é uma função dos preços, do salário das crianças, do trabalho qualificado e não qualificado, dos ativos mantidos pela família, da renda do não salário e outros fatores denotados por um vetor  $X_t$ , o que inclui aspectos como características familiares e qualidade da educação, entre outros (equação 7).

$$\Gamma * (W_t, \Pi_t, A_t, Y_t, X_t, \Psi). \quad (7)$$

Em que  $\Psi$  constitui todas as características observadas e não observadas que possam afetar a decisão dos pais. A função utilidade indireta é obtida substituindo a equação (6) na função de utilidade (equação 1), definindo a utilidade máxima que as famílias recebem uma vez que tomam a decisão ótima.

$$V = U(\Gamma * (W_t, \Pi_t, A_t, Y_t, X_t, \Psi)). \quad (8)$$

Como a instrução escolar é uma forma de acumulação de capital humano, então a função utilidade indireta deve avaliar a decisão de o infante ir ou não para a escola.

$$V_s = U(\Gamma * (W_t, \Pi_t, A_t, Y_t, X_t, \Psi)). \quad (9)$$

Portanto, o pai deve enviar a criança para a escola em vez de inseri-la no mercado de trabalho no tempo  $t$  se entender que seu filho estará em melhor condição com o acúmulo de capital humano. Assim temos:

$$V_s - V_u \geq 0. \quad (10)$$

Em que  $V_u$  é a função utilidade indireta ao tomar a decisão de não enviar a criança para a escola, dada por:

$$V_u = U(\Gamma * (W_t, \Pi_t, A_t, Y_t, X_t, \Psi)). \quad (11)$$

Um resultado importante, que pode ser derivado do modelo teórico, é que programas de transferência de renda (renda do não trabalho) aumentam a renda familiar e, portanto, reduziriam a alocação de tempo de trabalho da criança, por meio da ação do efeito renda.

## 2.2 Evidências empíricas

Nos últimos anos, principalmente nos países da América do Sul, a maior parte dos programas de transferência de renda têm promovido melhorias na condição de pobreza dos indivíduos. Na literatura especializada, há numerosos estudos que avaliam empiricamente os efeitos das transferências de renda sobre a pobreza, o nível de escolaridade, o trabalho infantil, entre outros atributos.

O quadro 1 apresenta um resumo dos resultados encontrados na literatura internacional sobre o tema.

QUADRO 1  
Síntese da revisão da literatura internacional

Autor	País	Método	Principais resultados
Skoufias e Parker (2001)	México	<i>Design</i> quase experimental	Reduz a participação das crianças no mercado de trabalho
Edmonds e Schady (2009)	Equador	Regressão em dois estágios	Reduz o número de horas trabalhadas
Attanasio <i>et al.</i> (2010)	Colômbia	Diferença em diferença	Reduz a participação das crianças no mercado de trabalho nas margens intensiva e extensiva
Amarante <i>et al.</i> (2011)	Uruguai	Regressão descontínua e diferença em diferença	O efeito do programa é não significativo sobre o trabalho infantil

Elaboração dos autores.

Skoufias e Parker (2001) analisaram os efeitos de programas de transferência direta de renda para combater o trabalho infantil e aumentar a frequência escolar, a partir da análise do Programa Nacional de Educación, Salud y Alimentación (PROGRESA) mantido pelo governo do México, e que tem como objetivo aliviar a condição de extrema pobreza na área rural do país. Foi empregado o método empírico *design* quase-experimental, que visa garantir que tanto o grupo de tratado como o de controle sejam similares em termos de características observáveis e não observáveis, e difiram apenas no *status* de participação.

As estimações avaliam o impacto das transferências de renda sobre a margem extensiva do trabalho infantil, por gênero e grupo de idade. Os resultados demonstram que o programa reduz, de forma significativa, a probabilidade de os infantes participarem do mercado de trabalho, sendo o efeito maior entre os meninos. De acordo com os autores, além do impacto sobre o trabalho infantil, esse programa foi considerado bem-sucedido ao contribuir para a redução, no curto prazo, da pobreza e por proporcionar o aumento da acumulação do capital humano dos jovens das famílias do meio rural.

O estudo conduzido por Edmonds e Schady (2009) avaliou a resposta do trabalho infantil ao recebimento de uma transferência monetária promovida pelo programa Bono de Desarrollo Humano (BDH) no Equador, que, diferentemente dos demais programas, não exigia qualquer condicionalidade que beneficiasse o investimento em capital humano.

As famílias elegíveis ao benefício compõem os dois quantis mais pobres da população do Equador, e recebem um montante equivalente a cerca de 7% de suas despesas mensais. Para avaliar o impacto do BDH sobre o trabalho infantil, os autores utilizaram uma regressão em dois estágios e avaliaram a alocação de tempo das crianças. Os resultados encontrados demonstram que a transferência de renda reduz o número de horas trabalhadas por semana e aumenta a frequência escolar.

Attanasio *et al.* (2010) discutem os efeitos do programa Família en Acción (FA), aplicado na Colômbia, sobre a alocação de tempo das crianças, entre as atividades

escolares e o trabalho. No programa, o subsídio é pago à mãe e requer que o infante, entre 7 e 17 anos, cumpra pelo menos 80% da frequência escolar. Na estimação dos efeitos do programa, os autores empregaram a abordagem de diferenças em diferenças. Os resultados demonstram que o FA aumenta a participação escolar ao mesmo tempo que contribui para reduzir a participação das crianças no mercado de trabalho, nas margens intensiva e extensiva.

Já o trabalho de Amarante *et al.* (2011) investigou o impacto do Plan de Atención Nacional a la Emergencia Social (PANES), um plano emergencial e temporário mantido pelo governo do Uruguai por aproximadamente três anos (de abril de 2005 a dezembro de 2007). O PANES pretendia reduzir a participação das crianças no mercado de trabalho e aumentar a sua frequência escolar por meio da exigência do cumprimento de condicionalidades atrelado ao acompanhamento médico e à frequência escolar. A fim de testar a robustez dos resultados, foram utilizadas duas estratégias de identificação – o método de regressão descontínua e diferenças em diferenças. Os resultados indicaram que o PANES não obteve êxito em cumprir seus objetivos. Os autores atribuem isso ao valor da transferência, que pode não ser um incentivo monetário suficiente, ou ao fato de os determinantes do trabalho infantil e da frequência escolar serem muito mais complexos e necessitem de ações complementares.

No tocante à literatura nacional, o quadro 2 apresenta um resumo dos principais resultados.

**QUADRO 2**  
**Síntese da revisão da literatura nacional**

Autor	Método	Principais resultados
Araújo (2010)	<i>Propensity Score Matching</i> (PSM)	Pouco efetivo sobre a margem extensiva, mas reduz as horas trabalhadas
Cacciamali <i>et al.</i> (2010)	<i>Probit</i> bivariado	O programa aumenta a probabilidade de participação das crianças no mercado de trabalho
Pedrozo Júnior (2010)	Regressão descontínua	O programa não é significativo sobre o trabalho infantil
Nascimento e Kassouf (2016)	PSM	Participar do PBF não tem efeito significativo sobre as margens intensiva e extensiva, mas o valor do benefício é significativo e negativo sobre a participação e as horas trabalhadas
Pais, Silva e Teixeira (2017)	PSM	Aumenta o número de horas trabalhadas pelas crianças

Elaboração dos autores.

No Brasil, o trabalho de Araújo (2010) procura investigar o efeito da transferência de renda realizada pelo PBF sobre o trabalho infantil a partir de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) de 2006, aplicando o PSM. Com base nos resultados encontrados, a autora conclui que, de fato, as crianças continuam exercendo as duas atividades (estudar e trabalhar). Dessa forma, o programa não

é efetivo para reduzir a participação de infantes no mercado de trabalho, porém ainda contribui para reduzir as horas trabalhadas, uma vez que devem dividir seu tempo entre as duas atividades.

O trabalho de Cacciamali *et al.* (2010) avalia a mesma questão do trabalho citado anteriormente, a partir de dados da PNAD de 2004. Para a análise estatística, foi utilizado o modelo *probit* bivariado que avalia a opção da criança de trabalhar e estudar. Os resultados demonstram que o programa eleva a probabilidade de a criança frequentar a escola e a incidência do trabalho infantil, principalmente entre as crianças inseridas nas famílias pobres no meio rural.

Os resultados encontrados são atribuídos às características da amostra, bem como aos objetivos do programa (Cacciamali *et al.*, 2010). Como o combate ao trabalho infantil não constitui um dos objetivos explícitos do programa, e o PBF visa beneficiar pessoas mais necessitadas, é possível que as famílias mais propensas a se tornar elegíveis ao benefício de transferência de renda sejam as que apresentam maior probabilidade de enviar seus filhos para o mercado de trabalho – sua renda é tão baixa que não contam com alternativas, e recorrem ao trabalho infantil para garantir a sobrevivência familiar.

O estudo realizado por Pedrozo Júnior (2010) também procurou identificar os efeitos do PBF sobre o trabalho infantil, valendo-se de dados da PNAD 2006. Devido ao desenho institucional do programa, no entanto, utilizou-se o modelo de regressão descontínua em vez do PSM aplicado em outros estudos. Como resultado das estimações, concluiu que o PBF teve pouco efeito em reduzir a propensão de participação das crianças em atividades econômicas no curto prazo.

Um dos trabalhos mais recentes sobre o tema é o de Nascimento e Kassouf (2016). As autoras utilizam dados da PNAD de 2011, buscando avaliar os efeitos da transferência de renda concedida por meio do PBF sobre o *status* de trabalho de crianças entre 5 e 15 anos a partir do PSM. A hipótese inicial do estudo é que a redução do trabalho infantil seria um dos efeitos secundários do programa, uma vez que apresenta como uma de suas condicionalidades a frequência escolar, além de promover uma fonte de renda complementar que poderia substituir os rendimentos do trabalho da criança.

As autoras buscam identificar separadamente os efeitos da participação das famílias no programa e o impacto do valor da transferência de renda sobre a probabilidade de as crianças trabalharem e sobre o número de horas trabalhadas. Inicialmente, estimaram um modelo *logit* tomando como variável explicativa a participação no PBF, pretendendo-se, dessa forma, captar o efeito de participar do programa sobre o trabalho infantil. Os resultados encontrados demonstram que nesse contexto não há efeitos significativos sobre a participação de crianças no mercado de trabalho, nem sobre as horas trabalhadas. Em seguida, as autoras estimaram um

segundo modelo *logit*, assumindo como variável explicativa o montante de renda transferida pelo programa. Nesse caso, os resultados demonstram que o valor da transferência é significativo sobre a probabilidade de a criança trabalhar. No entanto, há um efeito de magnitude muito pequena, não chegando a 1%. O efeito é também significativo e negativo para explicar o número de horas trabalhadas. Dessa forma, quanto maior o valor do benefício, menor a probabilidade de a criança trabalhar, bem como o número de horas trabalhadas.

Um dos trabalhos citados por Nascimento e Kassouf (2016) é o de Basu e Tzannatos (2003), que afirmam que a transferência de renda para as pessoas pobres pode possibilitar que adquiram terra ou abram um negócio, criando um ambiente mais propício para o emprego da mão de obra infantil. Outra explicação é apresentada por Fors (2012 *apud* Nascimento e Kassouf, 2016, p. 246-247)<sup>7</sup> ao afirmar que, em países com nível de renda muito baixo, as transferências de renda podem não funcionar.

Adicionalmente, Ferro e Kassouf (2005 *apud* Nascimento e Kassouf, 2016, p. 228)<sup>8</sup> argumentam que a pobreza não é necessariamente o fator predominante na decisão de enviar os filhos ao trabalho, pois fatores culturais, a percepção do trabalho como educativo e o fato de a educação formal não ser considerada educativa também influenciam nessa decisão. Assim, a transferência de renda não é suficiente para retirar a criança do trabalho, uma vez que tal atividade não é vista como um mal ou prejudicial.

Já Pais, Silva e Teixeira (2017) asseguram que a participação no PBF aumenta o número de horas trabalhadas pelas crianças. Os resultados encontrados pelos autores mostram que a incidência do programa aumenta em 52% o tempo que crianças e adolescentes gastam trabalhando, ou seja, a participação das crianças no mercado de trabalho é maior entre as crianças integrantes das famílias participantes do programa do que entre as não beneficiárias. Para fins da análise, foram utilizados dados da PNAD 2006 e o modelo padrão de ATT.

Já os efeitos dos programas de transferência de renda podem diferir em análises de famílias do meio rural e urbano do Brasil, sobretudo devido às diferentes características do fenômeno do trabalho infantil entre as regiões censitárias. A principal atividade desenvolvida pela criança da área rural é no negócio familiar, especialmente na agricultura, enquanto no meio urbano destacam-se o trabalho doméstico para terceiros, a atuação no comércio e o envolvimento com atividades ilícitas como principais atividades que ocupam os infantes.<sup>9</sup>

7. FORS, H. C. Child labor: a review of recent theory and evidence with policy implications. *Journal of Economic Surveys*, v. 26, n. 4, p. 570-593, 2012.

8. FERRO, A. R.; KASSOUF, A. L. Avaliação do impacto dos programas do Bolsa Escola sobre o trabalho infantil no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 35, n. 3, p. 417-444, dez. 2005.

9. Informação disponível em: <<http://reporterbrasil.org.br/trabalho infantil>>.

Em segundo lugar, o trabalho infantil no meio rural não está atrelado apenas a fatores econômicos, mas também a questões culturais, que têm um peso maior em comparação com o que ocorre na zona urbana. Em geral, o envolvimento na economia familiar é visto de maneira positiva pelos pais, atuando como uma forma de transmissão de valores e de ofício entre gerações (Marin *et al.*, 2012). Di Giovanni (2002) e Basu e Tzannatos (2003) apresentam uma discussão na qual o trabalho infantil não é visto como negativo – para as famílias que vivem em situação precária, é melhor enviar seus filhos para o trabalho, uma vez que a escola não fornecerá conhecimentos úteis para o mercado, sendo melhor que aprendam o ofício dos pais. Portanto, a escola não é vista como um espaço que possa capacitar as crianças para a vida adulta, e só o trabalho pode prepará-las para essa fase (Nascimento e Kassouf, 2016).

Já no meio urbano, a oferta de trabalho é mais diversificada, e o custo de oportunidade de manter a criança fora do trabalho é maior. Portanto, a percepção dos pais e a decisão sobre a alocação da oferta do trabalho dos filhos em resposta a uma transferência de renda podem ter efeitos diferentes.

### 3 O PBF

O PBF é um dos maiores programas de assistência social mantidos pelo governo federal do Brasil. Na atualidade, beneficia mais de 13,9 milhões de famílias em todo o país.

O PBF foi instituído pela Lei nº 10.836, de 9 de janeiro de 2004, a partir da unificação de uma série de programas de transferência de renda, a saber: Bolsa Escola, Programa Nacional de Acesso à Alimentação (PNAA), Programa Bolsa-Alimentação e o Auxílio-Gás. Trata-se de um programa de transferência direta de renda, condicionado à frequência escolar de crianças e adolescentes até os 17 anos e ao acompanhamento de cuidados de atenção à saúde (acompanhamento das consultas de pré-natal das gestantes e da alimentação das nutrizes). O objetivo principal do programa é promover o alívio imediato da extrema pobreza e proporcionar às famílias um meio de superar sua condição de vulnerabilidade socioeconômica, bem como ser um instrumento para a interrupção do ciclo intergeracional de reprodução da pobreza, por meio do incentivo ao investimento em capital humano das crianças (Romero e Hermeto, 2009; Cacciamali *et al.*, 2010).<sup>10</sup>

O principal critério de seleção para participar do programa é a renda familiar. Para tanto, foram instituídas duas linhas de elegibilidade, quais sejam: faixa de renda de extrema pobreza e de pobreza. Ao longo dos anos de existência do programa,

10. Mais informações sobre os objetivos do PBF estão disponíveis em: <<http://mds.gov.br/assuntos/bolsa-familia/o-que-e>>.

os valores-limites na definição dessas faixas de renda foram alterados cinco vezes<sup>11</sup> e, atualmente, o PBF tem como alvo as famílias com renda familiar *per capita* mensal de até R\$ 85 e entre R\$ 85,01 e R\$ 170, que são as famílias que se encontram em situação de extrema pobreza e pobreza, respectivamente.

No tocante ao montante do benefício básico concedido às famílias elegíveis, o valor é de R\$ 85, podendo aumentar por meio do acúmulo de outros benefícios variáveis. Por exemplo, para aqueles benefícios referentes à existência de gestantes e nutrízes, há um acréscimo de R\$ 39,00 no valor pago, e, para os benefícios de famílias com jovens (adolescentes com idades entre 16 e 17 anos que frequentemente algum estabelecimento de ensino), o valor é acrescido de R\$ 46,00.

Segundo Osorio e Souza (2012), com relação aos valores pagos pelo benefício, pode-se observar que de 2003 a 2007 houve um aumento real. Esse aumento é atribuído às alterações do desenho institucional do programa, que estabelece o benefício aos jovens e a expansão do limite de três para cinco crianças. Em 2011, foi adotada uma política de valorização e aperfeiçoamento do PBF a partir da implantação do Plano Brasil sem Miséria (BSM) e, entre 2011 e 2016, o valor do benefício médio pago às famílias elegíveis acumulou um aumento de 29% acima da inflação, passando de R\$ 94 em junho de 2011 para R\$ 176 em junho de 2016.

Quanto à questão do trabalho infantil, o PBF não faz nenhuma referência direta. Não está entre as condicionalidades para participação no programa o afastamento das crianças do mercado de trabalho. Espera-se, no entanto, que a redução do tempo disponível dos infantes, devido à obrigatoriedade da frequência escolar e ao aumento na renda familiar resultante das transferências monetárias, acarrete uma diminuição da oferta de trabalho infantil. Nesse contexto, poderia ser esperado um efeito indireto do PBF sobre o trabalho das crianças.

## 4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

### 4.1 Efeito de tratamento médio

Uma metodologia comum na literatura de avaliação de impacto de programas sociais é a construção e comparação dos efeitos do programa ou tratamento sobre os indivíduos tratados e não tratados. Em estudos não aleatórios, a aplicação de um tratamento ou a adesão a algum programa pode apresentar viés de seleção na amostra devido à situação de autoseleção dos indivíduos ou a algum processo de julgamento dos pesquisadores relacionado às unidades selecionadas para serem

---

11. Segundo Osorio e Souza (2012), e de acordo com as legislações pertinentes, a linha de extrema pobreza era demarcada pelos seguintes valores: de 2003 a abril de 2006, até R\$ 50 *per capita*/mês; de 2006 a junho de 2008, abaixo de R\$ 60 *per capita*/mês; a partir de abril de 2009 até abril de 2014, abaixo de R\$ 70 por indivíduo/mês; de abril de 2014 a abril de 2016, a linha de extrema pobreza foi caracterizada por renda familiar mensal *per capita* de até R\$ 77; e, por fim, em abril de 2016 foi realizado novo reajuste, e ficou estabelecido como marco o valor de R\$ 85 *per capita*/mês.

tratadas. Segundo Firpo e Pinto (2013), uma forma de solucionar esse problema é supor que o pesquisador controla um conjunto de características observáveis dos indivíduos tratados e não tratados.

Em estudos não aleatórios, uma das abordagens que podem ser utilizadas é a do método de pareamento. De acordo com Pinto (2012), esse método busca construir um grupo controle para o grupo de tratamento e toma como hipótese que o indivíduo do grupo de tratamento possui um conjunto de características observáveis similares a outro indivíduo do grupo controle. Assim, o objetivo do pareamento é estimar o ATT sobre os indivíduos tratados.

De acordo com Dehejia e Wahba (2002), a condição necessária para que possamos estimar o ATT é que o resultado dos indivíduos não tratados deve ser independente da atribuição do tratamento. Caso contrário, os efeitos do tratamento poderiam ser atribuídos a diferenças entre características não controladas pelo pesquisador, por exemplo, características não observáveis como habilidade e acesso à informação dos indivíduos.

Assim, a principal hipótese do modelo é que o pesquisador controla, por um vetor  $X$  de características observáveis, todas as variáveis relacionadas ao resultado potencial do tratamento e que também podem afetar a decisão de participar ou não do programa. De acordo com Pinto (2012), essa hipótese é conhecida como seleção nas observáveis ou ignorabilidade.

$$Y(0) \perp T_i | X_i \quad (12)$$

Essa hipótese tem duas implicações. A primeira é que as características do indivíduo não influenciam a sua decisão de participar ou não do tratamento, assim como não afetam os resultados potenciais na ausência de tratamento. A segunda implicação garante que o indivíduo no grupo controle, com o mesmo vetor  $X$ , é um bom previsor do que aconteceria com o indivíduo do grupo tratado, caso ele não tivesse recebido o tratamento (Pinto, 2012). A partir dessa implicação, tem-se a segunda hipótese do modelo, conhecida como hipótese de sobreposição. Espera-se que o vetor  $X$ , que contém informações do indivíduo  $i$  no grupo controle, também represente as características do indivíduo  $i$  do grupo de tratamento. Dessa forma, é possível construir o contrafactual para o indivíduo tratado e, assim, estimar o resultado do indivíduo caso ele não tivesse sido tratado.

$$\Pr[T_i = 1 | X_i] < 1. \quad (13)$$

A conclusão é que os grupos de tratamento e controle não diferem sistematicamente um do outro. Se os dois grupos são iguais, a única diferença entre eles é o efeito do tratamento, e, assim, é possível estimar o ATT sobre os tratados por:

$$\Delta_i = Y_{(1)} - Y_{(0)}. \quad (14)$$

Em um cenário com a presença de características não observáveis que afetam simultaneamente a decisão de participar do programa e dos seus resultados potenciais, a estimação do impacto de uma política pelo ATT sob a hipótese de seleção nas observáveis pode, no entanto, gerar resultados viesados. A próxima seção, portanto, apresenta uma estratégia para lidar com essa limitação.

#### 4.2 Método de Lewbel – identificação com heterocedasticidade

Um método bastante utilizado na literatura é a estimação do efeito médio com o uso de variável instrumental, dado que variáveis omitidas, ou a não garantia de um tratamento exógeno, podem viesar os resultados. Nesse caso, seria necessário o uso de um instrumento para lidar com a endogeneidade do tratamento, que pode não ser aleatório – é possível que mesmo famílias que se enquadram no critério de elegibilidade de renda não recebam o benefício. Como nem sempre há um instrumento disponível ou imune a críticas, é usado o estimador de dois estágios proposto por Lewbel (2012), que explora a heterocedasticidade do primeiro estágio da regressão para gerar instrumentos internamente, os quais proporcionam a identificação.

Esse método consiste em explorar a heterocedasticidade do termo de erro para construir internamente os instrumentos. Em um sistema triangular como o apresentado nas equações (15) a (17), em que a correlação entre os termos de erro se deve a um fator comum não observado, a identificação é obtida ao se ter regressores não correlacionados com o produto dos erros heterocedásticos.

$$W = X' \beta_1 + Y_\gamma + \phi_1, \phi_1 = v_1 R + C_1. \quad (15)$$

$$Y = X' \beta_2 + \phi_2, \phi_2 = v_2 R + C_2. \quad (16)$$

$$E[X|\phi_1] = 0, E[X|\phi_2] = 0, \text{Cov}[Z, \phi_1 \phi_2] = 0. \quad (17)$$

Assim,  $R$  pode ser vista como uma variável omitida que afeta a variável endógena, que é o recebimento do PBF, denotada no sistema por  $Y$ . O objetivo é avaliar o impacto sobre a decisão de trabalhar ou não, denotado por  $W$ , enquanto  $C_1$  e  $C_2$  são

erros idiossincráticos. Em um sistema triangular é possível identificar o efeito causal de  $Y$  sobre  $W$  denotado por  $\gamma$ , usando uma versão modificada de mínimos quadrados em dois estágios (Two-Stage Least Squares – 2SLS) ou de método generalizado dos momentos (Generalized Method of Moments – GMM). A única exigência para a identificação e a estimação é que os momentos apresentados na equação (17) sejam satisfeitos e haja alguma heterocedasticidade em  $\phi_1$ , em que  $Z \subseteq X$ .

A identificação resultante é baseada na existência de momentos de ordem maior e, por isso, é provável que as estimativas forneçam resultados menos robustos do que a identificação com base nas restrições de exclusão padrão, ainda que possa ser útil em aplicações sem instrumentos disponíveis. Estudos empíricos, porém, têm demonstrado que esse estimador gera avaliações muito próximas daquelas baseadas na abordagem tradicional com variáveis instrumentais. Emran e Hou (2013), por exemplo, apresentam evidências do efeito do acesso aos mercados doméstico e internacional sobre o consumo *per capita* para a área rural da China. As estimativas, utilizando variável instrumental, são similares às obtidas pelo enfoque proposto por Lewbel (2012). Entre outras aplicações que geram resultados semelhantes entre os estimadores estão as de Kelly e Markowitz (2010), por exemplo.

### 4.3 *Bounding* para o efeito de tratamento

Uma estratégia para avaliar a robustez dos resultados foi sugerida por Oster (2019). Para compreender essa abordagem, considere que temos o vetor  $U$  de variáveis não observadas, e que uma das hipóteses centrais em que essa ferramenta se apoia é a de seleção proporcional (*proportional selection assumptions*), representada pela equação (18).

$$\delta \frac{\sigma_{XT}}{\sigma_X} = \frac{\sigma_{UT}}{\sigma_U}. \quad (18)$$

Em que  $\sigma_{XT} = cov(X, T)$ ,  $\sigma_{UT} = cov(U, T)$ ,  $\sigma_X = var(X)$  e  $\sigma_U = var(U)$ , com  $\delta$  sendo o coeficiente de proporcionalidade.

Considere agora três modelos de regressão:

- um modelo de regressão que tem como variável independente apenas o tratamento (PBF), com  $\beta$  e  $R$  representando, respectivamente, o coeficiente estimado do tratamento e o  $R^2$  dessa regressão;
- as variáveis  $\tilde{\beta}$  e  $\tilde{R}$  representam essas mesmas estatísticas para um modelo que inclui todas as variáveis independentes observadas ( $T$  e  $X$ ); e
- as variáveis  $\beta^*$  e  $R_{\max}$  representam as estatísticas para um modelo que tem como variáveis independentes o tratamento ( $T$ ), as observadas ( $X$ ) e as não observadas ( $U$ ).

Dada a hipótese de proporcionalidade, seleção igual corresponde ao caso em que  $\delta = 1$ . Com  $\delta \neq 1$ , a expressão a seguir se refere a uma boa aproximação para o viés, quando  $\delta$  está relativamente bastante perto de 1:

$$\beta^* = \tilde{\beta} - \frac{\delta (\hat{\beta} - \tilde{\beta}) (R_{\max} - \tilde{R})}{(\tilde{R} - R)} \quad (19)$$

Assim, há a possibilidade da mensuração de um valor  $\hat{\delta}$  aproximado para  $\delta$ , que é o grau de seleção para o qual  $\beta$  é igual a um valor-alvo  $\tilde{\beta}$ . Quando  $\beta = 0$ , tem-se o grau de seleção sobre as não observáveis relativamente às observáveis, o que seria suficiente para explicar uma ausência de impacto do tratamento.

$$\tilde{\delta} = \frac{(\hat{\beta} - \tilde{\beta})(\tilde{R} - R)}{(\tilde{\beta} - \beta)(R_{\max} - R)} \quad (20)$$

## 5 BASE DE DADOS

Nesta seção é apresentado um breve resumo da descrição e das estatísticas das variáveis utilizadas no presente estudo. A fonte de dados são os microdados oriundos do censo demográfico realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o ano de 2010. Diferentemente da PNAD, o censo abrange todos os municípios brasileiros, e sua amostragem se caracteriza por um plano amostral simples, que fornece uma amostra superior à PNAD.

As questões do censo abordam um conjunto de características socioeconômicas referentes aos entrevistados e aos domicílios. Em particular, a questão referente à posição do entrevistado no domicílio permite identificá-lo como responsável, cônjuge, filho ou com alguma relação de parentesco com o chefe do domicílio. Portanto, a partir da identificação de cada domicílio entrevistado, torna-se possível definir a presença de crianças, suas características e aquelas referentes aos seus responsáveis.

Este trabalho irá considerar uma amostra para as zonas censitárias urbana e rural com crianças de 5 a 15 anos de idade, sem qualquer deficiência física e/ou mental e que apresentavam relação de parentesco com a pessoa responsável pelo domicílio. Essa faixa etária foi escolhida porque concentra aproximadamente 94% do trabalho infantil no Brasil, e por caracterizar maior dependência dos filhos em relação aos

seus pais.<sup>12</sup> Ademais, trata-se de um corte comum em estudos empíricos sobre o tema (Emerson e Souza, 2005; Aquino *et al.*, 2010; Ferreira-Batista e Cacciamali, 2012).<sup>13</sup> Cabe ainda destacar que foram consideradas outras faixas de idade nas estimativas, usando subamostras do intervalo entre 5 e 15 anos.

O impacto do PBF parece indicar diferenças marcantes entre as zonas rural e urbana (Cardoso e Souza, 2004). No campo, as crianças estão mais envolvidas em atividades na agricultura familiar, enquanto na zona urbana seu envolvimento se concentra em atividades informais, como comércio e ocupações ilícitas – considerando que, na cidade, o custo de vida geralmente é maior que no campo, e há melhores oportunidades de trabalho e remuneração. Portanto, supõe-se que a dinâmica do trabalho infantil apresenta diferentes nuances entre as zonas rural e urbana, justificando a estimação por zona censitária.<sup>14</sup>

A amostra utilizada contém apenas famílias elegíveis à participação no PBF, em que o principal critério para o recebimento é a renda familiar. Dessa forma, foram excluídas da base de dados todas as famílias com renda superior à linha de recebimento. Essa seleção na amostra garante que os grupos comparáveis sejam mais homogêneos, o que, por sua vez, melhora o *matching* entre eles. Entre as famílias elegíveis, é possível identificar o recebimento de rendimento oriundo do PBF nos microdados do censo de 2010. Assim, o grupo de tratamento é obtido como o conjunto de indivíduos elegíveis ao PBF e que recebiam algum rendimento do programa, enquanto o grupo de controle corresponde aos indivíduos elegíveis a receber transferências do PBF, mas que não recebiam. Essa variável será utilizada para permitir a identificação de uma possível relação de causalidade entre um programa de transferência de renda e a decisão de trabalho infantil.

A variável de interesse refere-se ao trabalho infantil. Neste trabalho, considerou-se como criança trabalhadora aquela que na semana de referência do censo de 2010 trabalhou ao menos uma hora, sendo remunerada em dinheiro, produtos, mercadorias ou benefícios. Para as estimativas, são utilizadas duas

---

12. Essa é uma faixa etária em que o trabalho infantil não é permitido por lei, exceto na condição de aprendiz a partir dos 14 anos de idade. A OIT – na Convenção nº 138, de 6 de junho de 1973, art. 2º, itens 3 e 4 – fixou como idade mínima recomendada para o trabalho, em geral, os 16 anos. No caso dos países-membros considerados muito pobres, a convenção admite que seja fixada, inicialmente, uma idade mínima de 14 anos. No caso do Brasil, é proibido o trabalho noturno, perigoso ou insalubre aos menores de 18 anos, e de qualquer forma de trabalho para os menores de 16 anos, exceto como aprendiz e apenas a partir dos 14 anos. Na condição de aprendiz, a jornada da criança ou do adolescente deve ser de no máximo seis horas diárias, sendo proibido qualquer tipo de prorrogação ou compensação. Apenas nos casos em que o aprendiz já terminou o ensino fundamental, o limite aumenta para oito horas diárias, desde que, entre as atividades desenvolvidas, estejam computadas horas destinadas à aprendizagem teórica.

13. Outros cortes amostrais também foram convenientes. Primeiro, foram eliminados da amostra chefes de domicílio menores de 25 anos de idade, para evitar incluir crianças na condição de responsável pelo domicílio. Os responsáveis que não responderam as questões sobre cor da pele, escolaridade e renda domiciliar *per capita* também foram excluídos da amostra. Por fim, as crianças que não tinham informação sobre a condição de trabalho, isto é, se trabalha ou não, também foram excluídas da amostra.

14. Disponível em: <<http://www.economist.com/node/16690887>>.

variáveis dependentes: a primeira é uma *dummy* que assume valor um se a criança entre 5 e 15 anos de idade exerceu alguma atividade remunerada; e zero caso contrário, o que capta a margem extensiva de trabalho infantil. A segunda variável mensura a quantidade de horas trabalhadas pelas crianças e capta a margem intensiva de trabalho infantil.

Para a equação de participação no PBF, especificamente, são incluídas variáveis explicativas seguindo o trabalho de Nascimento e Kassouf (2016): características das crianças (idade, cor, raça), educação do chefe e do cônjuge, idade do chefe, diferença de idade entre ele e o cônjuge, o número total de irmãos (irmãos entre 0 e 15 anos) e o número de adolescentes (irmãos entre 16 e 17 anos), além de *dummies* de região e uma *dummy* de área censitária (urbana e rural).

Já para a equação de resultado do trabalho infantil, além das covariadas descritas anteriormente na equação de participação, tem-se a variável binária de recebimento do PBF, bem como a renda familiar *per capita*, dado que, mesmo que a amostra contenha apenas famílias elegíveis, ela pode ainda impactar na escolha das famílias por inserir a criança no mercado de trabalho e na quantidade de horas trabalhadas. Adicionalmente, certas variáveis captam a estrutura familiar (biparental ou monoparental), bem como a localização e a renda de outras fontes, tais como aposentadorias e pensões.

O quadro A.1 e a tabela A.1 no apêndice apresentam a descrição e as estatísticas, respectivamente, das variáveis utilizadas nas duas equações estimadas. Para a amostra utilizada nesta pesquisa, a média semanal é de 24 horas trabalhadas pelas crianças, e a distribuição por gênero da criança é balanceada, sendo 51% meninos, e 24% declaradamente de cor branca.

Entre as famílias da amostra elegíveis ao programa, 48% recebem o PBF, e a média de idade do chefe das famílias elegíveis é 38 anos. Também é notável observar o baixo nível de escolaridade do chefe e de seu cônjuge, concentrado, em sua maioria, na categoria com ensino fundamental incompleto. Isso condiz com o fato de haver apenas famílias de baixa renda na amostra, que em geral têm menor grau de instrução. Com relação à estrutura familiar, 74% são biparentais.

Por fim, é observada uma média de irmãos por família abaixo de um, com exceção para a faixa de idade entre 15 e 17 anos. O número de irmãos foi dividido em quatro faixas de idade (de 0 a 5 anos; 6 a 9 anos; 10 a 15 anos; e 16 a 17 anos), a fim de visualizar melhor a média da amostra em diferentes faixas etárias.

## 6 RESULTADOS

Esta seção apresenta resultados e discussões deste estudo, dada a estratégia empírica adotada. A tabela 1 indica estimativas do PSM usando dados do censo de 2010,

com variáveis que impactam na probabilidade de participação do PBF por parte dos indivíduos.

TABELA 1  
Resultados do modelo *logit* que estima a probabilidade de participação no PBF

Variável	Coeficiente		
	Total	Urbano	Rural
Idade	-0,0023	-0,0044	0,0019
Cor	-0,2802***	-0,2644***	-0,2805***
Homem	-0,0133	-0,0218	0,0036
Idade (chefe)	-0,0173***	-0,0146***	-0,0193***
Educação (chefe)	-0,0847***	-0,0861***	-0,0623***
Diferença de idade	0,0020	0,0005	0,0067**
Educação (cônjuge)	-0,0469***	-0,0662***	0,0017
Número de irmãos	0,2686***	0,4184***	0,0374*
Número de adolescentes	0,1041**	0,2195***	-0,1260*
Norte	0,6120***	0,7466***	0,1005
Nordeste	1,2611***	1,3684***	0,9890***
Sul	-0,2005***	-0,1804***	-0,5189***
Centro-Oeste	0,2424***	0,3366***	-0,1456
Urbano	-0,5253***	—	—
Constante	0,2684**	-0,6027**	0,8685***
Número de observações	121.727	48.612	73.115

Elaboração dos autores, com base nas estimativas.

Obs.: \*\*\**p*-valor < 0,01; \*\**p*-valor < 0,05; e \**p*-valor < 0,10.

Os resultados são obtidos a partir de um modelo *logit* com a amostra contendo apenas pessoas que efetivamente atendem ao critério de elegibilidade do PBF, ou seja, famílias cuja renda mensal familiar *per capita* é de até R\$ 140. A probabilidade estimada é a base para realizar o pareamento, entre os elegíveis, dos que recebem e não recebem o PBF, sendo realizadas também estimações separadas para os meios urbano e rural.

Os coeficientes estimados para as três equações distintas (considerando todas as crianças, independentemente de local de residência; e apenas crianças da área urbana e crianças da área rural) mostram que a criança ser branca, morar na área urbana e ter maior nível de educação do que o chefe da família e seu cônjuge reduzem a probabilidade de receber o PBF. Por seu turno, ter mais irmãos ou adolescentes na família aumenta essa probabilidade. No tocante às regiões de localização, a família que reside na região Sul, em comparação com a da região Sudeste (categoria base), tem menor probabilidade de ser beneficiária do programa. Já para as demais

regiões, as probabilidades são maiores que as do Sudeste, com destaque para a região Nordeste que apresenta a maior chance de receber o benefício.

A probabilidade de ser ou não beneficiário, condicionada às características descritas, é usada para realizar o pareamento entre as observações. Assim, encontra-se para cada observação que recebe o benefício (grupo de tratamento) uma ou mais com a mesma probabilidade de participação, mas que não seja beneficiária (grupo de controle). Aliado a isso, o uso apenas de famílias elegíveis tem o intuito de tornar os grupos mais homogêneos e comparar observações com o máximo de semelhanças possível, diferindo apenas pelo fato de uma receber ou não o benefício do PBF.

A tabela A.2, no apêndice, apresenta os resultados do teste de balanceamento para o PSM para a amostra total e com crianças de 5 a 15 anos de idade.<sup>15</sup> Nota-se que praticamente todas as variáveis estão balanceadas, com exceção da *dummy* para região censitária e do número de irmãos. Em outras palavras, os coeficientes para a quase totalidade dos regressores são estatisticamente iguais para os grupos de tratamento e de controle.

Já a tabela 2 mostra os resultados do impacto do PBF sobre a primeira variável de interesse, a participação no trabalho infantil. O efeito foi estimado em amostras por zona censitária e faixas de idade. Além da variável binária indicadora de que a família recebe ou não o PBF (variável de tratamento), foi usado um vetor  $X$  de controles – conforme descrito na seção de base de dados – na estimação do ATT pareado pelo *kernel matching*.

TABELA 2  
Efeito médio estimado – ATT padrão

	Variável dependente: binária para trabalho infantil		
	Total	Urbano	Rural
ATT <sub>(5 a 15 anos)</sub>	<b>-0,0664</b> (0,0673)	-0,0196 (0,0178)	0,0015 (0,0027)
Observações	<b>121.727</b>	48.612	73.115
ATT <sub>(5 a 13 anos)</sub>	<b>-0,0001</b> (0,0012)	-0,0007 (0,0009)	0,0005 (0,0021)
Observações	<b>84.625</b>	33.788	50.837
ATT <sub>(14 a 15 anos)</sub>	<b>-0,0015</b> (0,0036)	-0,0060** (0,0030)	0,0022 (0,0061)
Observações	<b>37.102</b>	14.824	22.278

Fonte: Censo Demográfico, 2010.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses, com *bootstrap* de 1 mil replicações.

2. \*\*\* $p$ -valor < 0,01. \*\* $p$ -valor < 0,05. \* $p$ -valor < 0,10.

As estimativas do ATT padrão mostram que nenhum dos coeficientes foi estatisticamente significativo quando considerada a amostra com crianças de 5 a 15 anos

15. As tabelas do balanceamento por diferentes faixas de idade e separadas por áreas urbana e rural não foram apresentadas por questão de espaço, mas podem ser solicitadas aos autores por *e-mail*.

de idade. Esse resultado indica que a participação no PBF não estaria exercendo efeito sobre a decisão de trabalho infantil na sua margem extensiva.

Seguindo a tabela 2, são reportados os resultados para as faixas de idade, buscando observar se o efeito não significativo permanece para diferentes grupos de crianças. Destaca-se a faixa de idade de 14 a 15 anos. Na condição de aprendiz, a partir dos 14 anos o jovem pode trabalhar até seis horas diárias. Os resultados apontam que a maioria dos coeficientes continua estatisticamente insignificante, exceto na faixa de idade de 14 a 15 anos no meio urbano, indicando efeito de redução no trabalho infantil.

Para uma maior robustez nos resultados, tem-se, na tabela 3, a estimação do efeito do PBF usando o método de Lewbel (2012), que consiste em uma estimativa a partir da heterocedasticidade a fim de gerar instrumentos internos para o efeito do tratamento quando o produto desses erros não é correlacionado com os regressores. A aplicação desse método ajuda a confirmar o efeito negativo dessas condições, ou seja, da renda do programa social sobre a redução de chance do trabalho infantil. O método é importante, pois a escolha das famílias beneficiadas em determinado município pode não ser aleatória, tendo motivos políticos ou outros que viesariam a escolha dos grupos receptores. Além do mais, não é trivial dispor de um instrumento capaz de corrigir essa possível distorção.

TABELA 3  
Efeito médio estimado – método de Lewbel (2012)

	Variável dependente: binária para trabalho infantil		
	Total	Urbano	Rural
ATT <sub>GMM</sub> (5 a 15 anos)	<b>-0,0058***</b> (0,0009)	-0,0089*** (0,0014)	-0,0035** (0,0015)
Observações	121.727	48.612	73.115
Teste de Kleibergen-Paap LM	4055,87	2004,08	1065,09
ATT <sub>GMM</sub> (5 a 13 anos)	<b>-0,0027***</b> (0,0006)	-0,0007 (0,0005)	-0,0027** (0,0011)
Observações	84.625	33.788	50.837
Teste de Kleibergen-Paap LM	2754,69	1366,98	706,70
ATT <sub>GMM</sub> (14 a 15 anos)	<b>-0,0147***</b> (0,0021)	-0,0274*** (0,0043)	-0,0091*** (0,0031)
Observações	37.102	14.824	22.278
Teste de Kleibergen-Paap LM	1333,23	678,14	378,01

Fonte: Censo Demográfico, 2010.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses.

2. \*\*\**p*-valor < 0,01; \*\**p*-valor < 0,05; e \**p*-valor < 0,10.

Dito isso, a tabela 3 mostra um efeito negativo do PBF sobre o trabalho infantil estimado pelo *generalized method of moments* (GMM) a partir do método

de Lewbel (2012), usando o mesmo vetor  $X$  de controles da tabela anterior, isto é, características pessoais, familiares, localização e rendimento. Diferentemente dos resultados anteriores, todos os coeficientes para a amostra de crianças de 5 a 15 anos de idade são estatisticamente significativos, indicando que o PBF pode reduzir a entrada precoce das crianças no mercado de trabalho. Para as outras faixas de idade, os resultados corroboram o efeito negativo do PBF em praticamente todas as estimações.

Nos resultados por zona censitária, o impacto é maior para o meio urbano, o que possivelmente pode estar atrelado ao perfil das atividades desenvolvidas nesse meio. Por sua vez, o trabalho infantil rural pode não ser tão influenciado por esse tipo de benefício, sobretudo pelo perfil de ocupação em atividades familiares, bem como pela maior dificuldade de acesso à escola, comparado à zona urbana. Isso talvez indique que o custo de oportunidade de manter a criança na escola pode ser maior nas áreas rurais, e, portanto, o benefício adquirido por meio do PBF não seria um estímulo significativo para alterar de forma mais intensa o comportamento dos pais quanto ao trabalho infantil.

A literatura sobre o tema aponta significativas diferenças no efeito de programas de transferência de renda condicionada implantados nas zonas urbana e rural. As comunidades rurais são mais suscetíveis à ocorrência de choques negativos, tais como secas, pragas, desemprego ou doença de algum membro da família, que possam afetar a renda do domicílio. Famílias situadas nessas localidades têm maior probabilidade de utilizar o trabalho infantil como uma alternativa para absorver o efeito desses choques e preservar o consumo familiar. Ademais, as dificuldades interpostas ao acesso a serviços de saúde e educação no meio rural e os custos de oportunidade mais elevados no meio urbano, devido à possibilidade de maiores ganhos em relação ao meio rural, estão associados a diferenças do comportamento das famílias com relação à oferta de trabalho dos infantes (Janvry *et al.*, 2006; Behrman *et al.*, 2012).

Na última linha de cada faixa de idade da tabela 3 é apresentado o teste Kleibergen-Paap LM de subidentificação do modelo, no qual se rejeita a hipótese nula indicando que o modelo é identificado. Mesmo que não existam instrumentos externos disponíveis ou que a sua utilização gere questionamentos, é possível ter certo grau de confiança nos resultados apresentados, visto que pode ser encontrada na literatura uma semelhança entre as estimativas, usando essa estratégia e as obtidas por instrumentos externos.

Na tabela A.3 no apêndice é apresentada a estatística do teste Breusch-Pagan de heterocedasticidade dos erros, em que a hipótese nula de homocedasticidade foi rejeitada para quase todos os modelos estimados. Isso corrobora a robustez dos resultados apresentados pelo método de Lewbel em comparação ao ATT padrão.

As mesmas estimações são realizadas usando as horas semanais trabalhadas pelas crianças como variável dependente,<sup>16</sup> que capta a margem intensiva de trabalho infantil. Desse modo, a tabela 4 usa o mesmo vetor  $X$  de controles e método de estimação da tabela 2, tendo como única diferença a variável de resultado. Assim como antes, o efeito é calculado para toda a amostra e para as zonas urbana e rural separadamente, além de diferentes faixas de idade. Os resultados mostram um coeficiente positivo, porém não significativo em nenhuma das amostras para as crianças entre 5 e 15 anos. O coeficiente tem o sinal contrário ao encontrado antes, e as demais especificações buscam confirmar se, de fato, existe uma reversão do impacto do PBF quando o efeito é sobre as horas trabalhadas. Os resultados das demais faixas de idade da tabela 4 são também, em sua maioria, não significativos. A exceção são os coeficientes das áreas urbana e rural da faixa de 5 a 13 anos de idade, que indicam efeito positivo do PBF sobre o montante de horas trabalhadas das crianças.

TABELA 4  
Efeito médio estimado – ATT padrão

	Variável dependente: horas trabalhadas		
	Total	Urbano	Rural
ATT (5 a 15 anos)	<b>0,664</b> <b>(0,404)</b>	0,209 (0,166)	1,404 (1,499)
Observações	<b>121.727</b>	48.612	73.115
ATT (5 a 13 anos)	<b>6,7155</b> <b>(1,0806)</b>	0,7369*** (0,2491)	6,5750** (0,0165)
Observações	<b>183.139</b>	74.576	112.563
ATT (14 a 15 anos)	<b>-0,0621</b> <b>(0,3505)</b>	-0,2549 (0,1688)	0,1613 (0,6321)
Observações	<b>37.102</b>	14.824	22.278

Fonte: Censo Demográfico, 2010.  
Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses, com *bootstrap* 1 mil replicações.

2. \*\*\**p*-valor < 0,01; \*\* *p*-valor < 0,05; e \* *p*-valor < 0,10.

Por fim, a tabela 5 aplica o método de Lewbel (2012) tal como a tabela 3, na tentativa de instrumentalizar a escolha das famílias beneficiárias do PBF. Todos os coeficientes para a amostra de crianças entre 5 e 15 anos de idade são estatisticamente significativos, indicando que receber o benefício do PBF aumenta a quantidade ofertada de trabalho pelas crianças. O impacto é maior para o meio urbano, o que pode estar relacionado ao tipo de atividade desenvolvida por essas

16. Um problema potencial que permeia esse tipo de análise (oferta de trabalho) é o provável efeito de variáveis não observadas. Caso os indivíduos que trabalham sejam distribuídos de forma não aleatória na amostra, isto é, autosselecionados a partir de atributos produtivos favoráveis, as estimativas a respeito da determinação das horas de trabalho alocadas por um modelo de efeito de tratamento padrão não considerariam as probabilidades individuais de participação na oferta de trabalho e, portanto, forneceriam estimadores tendenciosos (Heckman, 1979). Para esta pesquisa, o método utilizado na estimação das horas trabalhadas considera a correção para esse viés de autosseleção.

crianças. Nesse cenário, o acréscimo de renda dado pelo PBF pode não estar gerando um estímulo suficiente para compensar o custo de oportunidade de reduzir as horas de trabalho. Nas demais faixas de idade, destaca-se o efeito negativo nas horas trabalhadas de crianças na faixa de 14 a 15 anos no meio urbano. Essa faixa de idade tem uma característica específica, dado que na legislação brasileira crianças a partir de 14 anos já podem trabalhar na condição de aprendiz.

TABELA 5  
Efeito médio estimado – método de Lewbel (2012)

	Variável dependente: horas trabalhadas		
	Total	Urbano	Rural
ATT <sub>GMM</sub> (5 a 15 anos)	<b>0,7681***</b> (0,0760)	0,1237** (0,0563)	0,4825** (0,1929)
Observações	<b>121.727</b>	48.612	73.115
Teste de Kleibergen-Paap LM	<b>6706,67</b>	3728,96	3213,64
ATT <sub>GMM</sub> (5 a 13 anos)	<b>0,7550***</b> (0,0656)	0,1559*** (0,0464)	0,2688 (0,1755)
Observações	<b>183.139</b>	74.576	112.563
Teste de Kleibergen-Paap LM	<b>6800,06</b>	3634,36	3376,25
ATT <sub>GMM</sub> (14 a 15 anos)	<b>-0,2271</b> (0,1847)	-0,4721*** (0,1507)	-0,0488 (0,6203)
Observações	<b>37.102</b>	14.824	22.278
Teste de Kleibergen-Paap LM	<b>1333,23</b>	678,14	378,01

Fonte: Censo Demográfico, 2010.

Obs.: 1. Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses.

2. \*\*\**p*-valor < 0,01; \*\* *p*-valor < 0,05; e \* *p*-valor < 0,10.

Em resumo, o PBF tem um impacto no sentido de reduzir a oferta de trabalho das crianças beneficiárias. Porém, uma vez que o indivíduo está trabalhando, o benefício não é capaz de reduzir o número de horas trabalhadas. A heterogeneidade do efeito do PBF entre as margens intensiva e extensiva de trabalho infantil pode estar relacionada à atuação dos efeitos renda e substituição na decisão de trabalho infantil pelos pais. Por um lado, os rendimentos não oriundos do trabalho tendem a aumentar o salário reserva e a restrição orçamentária das famílias, o que reduz a necessidade de procurar outras fontes de renda, como o próprio trabalho infantil. Dessa forma, o aumento da renda familiar gerado pelo benefício concedido atua na redução da participação no mercado de trabalho – sendo esse o efeito renda. Por outro lado, o desenho do PBF pode estar gerando um efeito substituição de trabalho adulto por trabalho infantil.

Os resultados de Pedrozo Júnior (2010) apontam que os pais podem decidir trabalhar menos para manter a elegibilidade para o recebimento do PBF, gerando como contrapartida um aumento na probabilidade de trabalho infantil. Por exemplo,

o pai pode optar não trabalhar ou reduzir as horas de trabalho para que seu salário seja menor e sua família elegível ao programa. Contudo, para compensar essa redução salarial, pode escolher colocar o filho para trabalhar ou aumentar suas horas trabalhadas, com o objetivo de complementar a renda da família (Pedrozo Júnior, 2010). Nesse cenário, o custo de oportunidade de a criança sair do mercado de trabalho aumenta, podendo provocar também o aumento das horas trabalhadas apresentado nos resultados, caracterizando o efeito substituição.

Por fim, é possível que exista um efeito das preferências dos pais atuando sobre esses resultados. Assim, entre os pais menos altruístas, o efeito substituição supera o efeito renda, e, portanto, eles optam por mais horas de trabalho infantil. Já entre os pais mais altruístas, o efeito renda supera o efeito substituição, acarretando redução do trabalho infantil. Tal resultado pode ser explorado de forma mais adequada com um método que permita a análise do efeito do PBF ao longo da distribuição de horas de trabalho infantil, captando possíveis heterogeneidades. Dessa forma, uma das sugestões para extensão e aprofundamento dessa pesquisa é a utilização de métodos de efeito quantílico de tratamento. Outra sugestão seria a análise conjunta do comportamento da oferta de trabalho dos pais e da criança.

### 6.1 Análise de sensibilidade

A literatura destaca a possibilidade de que variáveis não observáveis possam estar causando indecisão quanto ao efeito causal do tratamento, dado que a hipótese de independência condicional não pode ser testável diretamente e, portanto, o efeito do PBF na decisão de trabalho infantil pode ser viesado (Rosenbaum, 2002). Dessa forma, são estimados os *bounds* para o efeito de tratamento da condição de beneficiário do programa, seguindo a estratégia proposta por Oster (2019). Busca-se, assim, obter os valores da seleção nas variáveis não observáveis, o que seria necessário para explicar completamente as estimativas, em comparação com a seleção nas observáveis.

Para tanto, tem-se que, para a variável de tratamento (participar no PBF), são considerados quatro valores de  $R_{max}$  para se obter o valor do coeficiente de proporcionalidade ( $\delta$ ) necessário para a estimativa do efeito de tratamento ir para zero ( $\beta = 0$ ), e também para se obter um limite inferior para o efeito (o conjunto identificado).

Os resultados são apresentados na tabela 6 para a amostra original, com crianças entre 5 e 15 anos de idade.<sup>17</sup> Considerando o  $R_{max}$  de 0,7, por exemplo, para a variável dependente binária de trabalho infantil foi encontrado um coeficiente de proporcionalidade de 1,1890. Esse resultado implica que o efeito das variáveis não observadas no ATT em relação aos beneficiários do programa teria que ser 1,18 vezes mais forte do que o efeito das variáveis observáveis para explicar todo o

---

17. Para as demais faixas de idade, não são apresentados os *bounds*, pois, dessa forma, a discussão poderia ficar confusa. A robustez para a amostra completa já é, no entanto, um bom indicativo da confiabilidade dos resultados.

efeito negativo do PBF sobre o trabalho infantil. Já para a variável dependente “horas trabalhadas”, o  $R_{max}$  de 0,7 apresenta um coeficiente de proporcionalidade de 1,5325. Em outras palavras, as variáveis não observáveis teriam que ser 1,18 e 1,53 vezes mais importantes na explicação do efeito médio, para a participação da criança no mercado de trabalho e número de horas trabalhadas, respectivamente, de modo a fazer com que o coeficiente baseado nas observáveis fosse zero. Aumentando o  $R_{max}$  para um valor muito improvável de 1, o coeficiente é de 0,9132 para a participação e de 0,8262 para a quantidade de horas trabalhadas por semana.

TABELA 6  
**Bounds para o efeito do tratamento**

Variável dependente: binária de trabalho infantil				
Parâmetro	$R_{max}$			
	0,7	0,8	0,9	1,0
$\delta$ para $\beta = 0$	1,1890	1,0165	1,0047	0,9132
Variável dependente: horas trabalhadas				
Parâmetro	$R_{max}$			
	0,7	0,8	0,9	1,0
$\delta$ para $\beta = 0$	1,5325	1,1073	0,9338	0,8262

Fonte: Oster (2019).

Elaboração dos autores com base nas estimativas.

Destaca-se que a estimação dos *bounds* se refere ao ATT padrão. Dessa forma, aqueles resultados (não significativos) devem ser vistos com cautela, pois, além da possível endogeneidade, variáveis não observáveis podem ser mais importantes para o efeito do tratamento e estar viesando os resultados. Por sua vez, tais indicações evidenciam maior robustez nos resultados estimados pelo método de Lewbel (2012). Oster (2019), ao analisar o impacto do comportamento materno sobre as crianças, encontrou um coeficiente de proporcionalidade,  $\delta$ , de 1,37 e o conjunto identificado de  $[-0,124; -0,033]$  que exclui o zero. Esse efeito mostrou-se significativo, inclusive quando comparado a outros métodos. Diante disso, tem-se uma confiabilidade nos resultados apresentados nesta pesquisa e corroborados nesta seção.

## 7 CONCLUSÃO

Este artigo procurou investigar o efeito do PBF sobre a participação das crianças no mercado de trabalho nas margens intensiva e extensiva, a partir de dados do Censo Demográfico 2010. Para cumprir com os objetivos do estudo foi utilizada a abordagem de efeito de tratamento. Esse método objetiva distinguir o impacto do programa sobre o grupo de tratado e controle, considerando que todas as demais variáveis observáveis estejam balanceadas. Para avançar na discussão acerca do tema foi aplicado o estimador de Lewbel (2012), que atribui maior robustez aos

resultados ao corrigir o possível viés provocado pela endogeneidade no tratamento. Destaca-se que esse problema metodológico pode estar viesando os resultados tradicionalmente encontrados na literatura. A abordagem desse autor consiste na geração de instrumentos endógenos, a partir da heterocedasticidade do primeiro estágio, que permitam tratar o problema de endogeneidade no recebimento do PBF, dado que pode não ser aleatório.

Os resultados encontrados, a partir do método de Lewbel (2012), demonstram que o PBF apresenta efeitos negativos significativos, indicando que o programa pode reduzir a entrada precoce das crianças no mercado de trabalho. Também foi observado que esse efeito é maior no meio urbano em relação ao meio rural, o que possivelmente pode ser explicado pelo perfil de atividades desenvolvidas nessa área. Os resultados demonstram, contudo, que o PBF tem um efeito positivo na decisão de horas trabalhadas. Portanto, o programa pode reduzir a participação do infante na margem extensiva; porém, uma vez que a criança está inserida no mercado de trabalho, a renda do programa social não é suficiente para reduzir sua participação na margem intensiva.

A partir dos resultados encontrados, destaca-se que as evidências divergentes presentes na literatura empírica sobre o efeito do PBF no trabalho infantil podem estar diretamente relacionadas a problemas de especificação do modelo de oferta de trabalho infantil – variáveis omitidas – e ao método de estimação.

Entre as possíveis sugestões para um impacto do programa na redução da margem intensiva de trabalho infantil estão a inclusão do combate a essa prática como uma das condicionalidades diretas do PBF e o desenvolvimento de ações conjuntas ao programa. O objetivo é conscientizar as famílias sobre os efeitos negativos do trabalho infantil, a fim de alterar o comportamento dos pais quanto à escolha de alocação do tempo de seus filhos.

## REFERÊNCIAS

AMARANTE, V. *et al.* School attendance, child labor and cash transfers: an impact evaluation of PANES. **Poverty and Economic**, v. 22, p. 38, 2011. (Policy Research Working Paper).

AQUINO, J. M. *et al.* Trabalho infantil: persistência intertemporal e decomposição da incidência entre 1992 e 2004 no Brasil urbano e rural. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 1, p. 61-84, 2010.

ARAÚJO, A. A. de. **O Programa Bolsa Família e o trabalho infantil no Brasil**. 2010. Tese (Doutorado) – Departamento de Economia e Gerenciamento do Agronegócio, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2010.

ATTANASIO, O. *et al.* Children's schooling and work in the presence of a conditional cash transfer program in rural Colombia. **Economic Development and Cultural Changes**, Chicago, v. 58, n. 2, p. 181-210, jan. 2010.

BASU, K.; TZANNATOS, Z. The global child labor problem: what do we know and what can we do? **The World Bank Economic Review**, v. 17, n. 2, p. 147-173, dez. 2003.

BECKER, G. S. A theory of allocation of time. **The Economic Journal**, v. 75, n. 299, p. 493-517, set. 1965.

BEEGLE, K.; DE WEERDT, J.; DERCON, S. Orphanhood and the long-run impact on children. **American Journal of Agricultural Economics, Agricultural and Applied Economics Association**, v. 88, n. 5, p. 1266-1272, 2006.

BEHRMAN, J. R. *et al.* Are conditional cash transfers effective in urban areas? Evidence from Mexico. **Education Economics**, v. 20, n. 3, p. 233-259, 2012.

CACCIAMALI, M. C. *et al.* Impactos do Programa Bolsa Família federal sobre o trabalho infantil e frequência escolar. **Revista de Economia Contemporânea**, Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro, v. 12, n. 2, p. 269-301, 2010.

CARDOSO, E.; SOUZA, A. The impact of cash transfer programs on school and child labor in Brazil. *In: NORTHEAST UNIVERSITIES DEVELOPMENT ECONOMIC CONSORTIUM*, 7., 2004, Montreal. **Proceedings...** Montreal: NEUDC, 2004.

DEHEJIA, R. H.; WAHBA, S. Propensity score-matching methods for nonexperimental causal studies. **Review of Economics and Statistics**, v. 84, n. 1, p. 151-161, fev. 2002.

DI GIOVANNI, G. (Coord.). **Trabalho infantil em Campinas**. Campinas: IE/Unicamp, 2002. (Coleção Pesquisas, v. 5).

EDMONDS, E. V.; SCHADY, N. Poverty alleviation and child labor. **NBER Working Paper Series**, Massachusetts, n. 15345, set. 2009.

EMERSON, P. M.; SOUZA, A. P. The inter-generational persistence of child labor. **Social Protection and Labor Policy and Technical Notes**, 32746, Washington, The World Bank, 2005.

EMRAN, M. S.; HOU, Z. Access markets and rural poverty: evidence from household consumption in China. **Review of Economics and Statistics**, v. 95, n. 2, p. 682-697, mar. 2013.

ERSADO, L. Child labor and schooling decisions in urban and rural areas: cross-country evidence. *In: \_\_\_\_*. **Apresentation at the american agricultural economics association annual meeting**. Montreal: [s.n.], 2002. p. 68.

- FERREIRA-BATISTA, N.; CACCIAMALI, M. C. Migração familiar, trabalho infantil e ciclo intergeracional de pobreza no estado de São Paulo. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 22, n. 3, p. 515-554, 2012.
- FIRPO, S.; PINTO, R. de C. C. **Combinando estratégias para estimação de efeitos de tratamento**. São Paulo: EESP/FGV, 2013. p. 46.
- HEADY, C. The effect of child labor on learning achievement. **World Development**, v. 31, n. 2, p. 385-398, 2003.
- HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.
- ILAHY, N.; ORAZEM, P. F.; SEDLACEK, G. **The implications of child labor for adult wages, income and poverty: retrospective evidence from Brazil**. Washington, D.C.: World Bank, Oct. 2001.
- ILO – INTERNATIONAL LABOUR OFFICE. **Marking progress against child labour: global estimates and trends 2000-2012**. Geneva: ILO, 2013.
- JANVRY, A. D. *et al.* Can conditional cash transfer programs serve as safety nets in keeping children at school and from working when exposed to shocks? **Journal of Development Economics**, v. 79, n. 2, p. 349-373, 2006.
- KASSOUF, A. L. **Trabalho infantil: causas e consequências**. São Paulo: EsalQ/USP, 2005. Disponível em: <[http://bit.do/trabalho\\_infantil](http://bit.do/trabalho_infantil)>.
- KELLY, I. R.; MARKOWITZ, S. Incentives in obesity and health insurance. **Inquiry**, v. 46, n. 4, p. 418-432, 2010.
- LEWBEL, A. Using heteroscedasticity to identify and estimate mismeasured and endogenous regressor models. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 30, n. 1, p. 67-80, dez. 2012.
- MARIN, J. O. B. *et al.* O problema do trabalho infantil na agricultura familiar: o caso da produção de tabaco em Agudo-RS. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 50, n. 4, p. 753-786, 2012.
- MINAYO-GOMEZ, C.; MEIRELLES, Z. V. Crianças e adolescentes trabalhadores: um compromisso para a saúde coletiva. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 13, n. 2, p. 135-140, 1997.
- NASCIMENTO, A. R. do; KASSOUF, A. L. Impacto do Programa Bolsa Família sobre as decisões de trabalho das crianças: uma análise utilizando os microdados da PNAD. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 34, n. 66, p. 60, set. 2016.

OSORIO, R. G.; SOUZA, P. H. **Bolsa Família depois do Brasil Carinhoso: uma análise do potencial de redução da pobreza extrema**. Brasília: Ipea, 2012. (Nota Técnica, n. 14).

OSTER, E. Unobservable selection and coefficient stability: theory and evidence. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 37, n. 2, p. 187-204, 2019.

PAIS, P. S. M.; SILVA, F. de F.; TEIXEIRA, E. C. The influence of Bolsa Familia conditional cash transfer program on child labor in Brazil. **International Journal of Social Economics**, v. 44, n. 2, p. 18, 2017.

PATRINOS, H. A.; PSACHAROPOULOS, G. Family size, schooling and child labor in Peru: an empirical analysis. **Journal of Population Economics**, v. 10, n. 4, p. 387-405, 1997.

PEDROZO JÚNIOR, E. **Efeitos de elegibilidade e condicionalidade do Programa Bolsa Família sobre a alocação de tempo dos membros do domicílio**. 2010. Tese (Doutorado) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getulio Vargas, São Paulo, 2010.

PINTO, C. C. Pareamento. *In*: MENESES FILHO, N. (Org.). **Avaliação econômica de projetos sociais**. São Paulo: Dinâmica Gráfica e Editora Ltda., 2012.

ROMERO, J. A. R.; HERMETO, A. M. Avaliação do impacto do Programa Bolsa Família sobre indicadores educacionais: uma abordagem de regressão descontínua. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37., 2009, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais...** Paraná: Anpec, 2009.

ROSENBAUM, P. R. Attributing to treatment in matched observational studies. **Journal of the American Statistical Association**, v. 97, n. 457, p. 183-192, 2002.

SKOUFIAS, E.; PARKER, S. W. Conditional cash transfers and their impact on child work and schooling: evidence from the PROGRESA program in Mexico. **Economía**, v. 2, n. 1, p. 45-96, 2001.

#### BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. **IZA**, p. 1-32, 2005. (Working Paper, n. 1588).

## APÊNDICE

### QUADRO A.1

#### Descrição das variáveis utilizadas no modelo empírico

Variáveis	Definição
Variável dependente	
Trabalho	Variável binária de <i>status</i> de trabalho, que assume valor um se a criança trabalha; 0 caso contrário
Horas trabalhadas	Horas semanais trabalhadas por crianças entre 5 e 15 anos de idade
Atributos pessoais	
Sexo	Variável binária: 1 masculino; 0 feminino
Cor/raça	Variável binária: 1 branco; 0 não branco
Idade	Idade da criança (5 a 15 anos)
Atributos familiares	
PBF	Variável binária que assume valor 1 caso a família seja identificada como beneficiária do Programa Bolsa Família (PBF); 0 caso contrário.
Estudo do chefe	Anos de estudo do responsável pela família <sup>1</sup>
Idade do chefe	Idade do chefe (responsável) da família
Estudo do cônjuge	Anos de estudo do cônjuge
Idade do cônjuge	Idade do cônjuge da família
Irmãos 0-5	Número de irmãos entre 0 e 5 anos de idade
Irmãos 6-9	Número de irmãos entre 6 e 9 anos de idade
Irmãos 10-15	Número de irmãos entre 10 e 15 anos de idade
Irmãos 16-17	Número de irmãos entre 16 e 17 anos de idade
Estrutura	Variável binária: 1 biparental; <sup>2</sup> 0 monoparental <sup>3</sup>
Residência	
Região	Região geográfica de residência (região Sudeste omitida – base)
Urbana	Variável binária: 1 reside na zona urbana; 0 caso contrário
Rendimento	
Renda <i>per capita</i>	Valor do rendimento médio mensal <i>per capita</i>
Outras rendas	Renda do não trabalho (aposentadorias, pensões etc.)

Fonte: Censo Demográfico, 2010.

Elaboração dos autores.

Notas: <sup>1</sup> Apesar de reconhecer a importância da educação dos pais para os filhos, o censo não reporta essa informação diretamente. Por esse motivo, foi utilizada a escolaridade do chefe e cônjuge da família.

<sup>2</sup> Casal com filhos.

<sup>3</sup> Mãe com filhos.

**TABELA A.1**  
**Estatísticas descritivas das variáveis**

Variáveis	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Horas trabalhadas	24,22	15,60	1	80
Trabalho	0,06	0,08	0	1
Sexo (criança)	0,51	0,49	0	1
Raça (criança)	0,24	0,43	0	1
Idade (criança)	9,93	3,09	5	15
PBF	0,48	0,49	0	1
Estudo do chefe <sup>1</sup>	1,16	0,48	0	5
Idade do chefe	38,03	9,33	0	65
Estudo do cônjuge	0,90	0,65	0	5
Idade do cônjuge	27,44	16,70	0	65
Irmãos 0-5	0,72	0,91	0	8
Irmãos 6-9	0,94	0,84	0	6
Irmãos 10-15	1,21	0,99	0	6
Irmãos 16-17	0,36	0,61	0	5
Estrutura	0,74	0,43	0	1
Norte	0,19	0,33	0	1
Nordeste	0,60	0,46	0	1
Sul	0,06	0,19	0	1
Sudeste	0,07	0,19	0	1
Centro-Oeste	0,08	0,16	0	1
Urbana	0,39	0,48	0	1
Renda <i>per capita</i>	24,88	37,57	0	140
Outras rendas	3,89	17,11	0	140

Fonte: Censo Demográfico, 2010.

Elaboração dos autores.

Nota:<sup>1</sup> A educação do chefe e do cônjuge é dividida em categorias, e a média baixa reflete apenas a concentração desse grupo no nível baixo de escolaridade, com ensino fundamental incompleto.

Obs.: Nas variáveis binárias, a média reporta a proporção da categoria observada.

TABELA A.2  
**Resultados do teste de balanceamento para o Propensity Score Matching (PSM) – amostra total (crianças de 5 a 15 anos)**

Variável	Média			P-valor
	Tratamento	Controle	Diferença	
Idade	9,93	12,36	-2,43	0,097
Cor	0,25	0,23	0,02	0,358
Homem	0,50	0,51	-0,01	0,442
Idade (chefe)	35,95	40,00	-4,05	0,051
Educação (chefe)	3,84	3,98	-0,14	0,985
Diferença de idade	10,00	12,13	-2,13	0,452
Educação (cônjuge)	4,81	4,97	-0,16	0,322
Número de irmãos	3,01	2,76	0,25	0,081
Número de adolescentes	0,21	0,51	-0,30	0,180
Estrutura familiar	0,74	0,74	0,00	0,832
Norte	0,14	0,12	0,02	0,568
Nordeste	0,69	0,70	-0,01	0,442
Sul	0,05	0,04	0,01	0,369
Sudeste	0,05	0,03	0,02	0,123
Centro-Oeste	0,04	0,04	0,00	0,552
Urbana	0,41	0,38	0,03	0,031

Elaboração dos autores com base nas estimativas.

TABELA A.3  
**Teste de Breuch-Pagan para heterocedasticidade dos resíduos**

	Variável dependente: binária para trabalho infantil		
	Total	Urbano	Rural
Breuch-Pagan LM (5 a 15 anos)	<b>553,98***</b>	311,42***	340,95***
Breuch-Pagan LM (5 a 13 anos)	<b>150,28***</b>	54,27***	134,27***
Breuch-Pagan LM (14 a 15 anos)	<b>198,76***</b>	142,19***	107,55***
	Variável dependente: horas trabalhadas		
	Total	Urbano	Rural
Breuch-Pagan LM (5 a 15 anos)	<b>1992,50***</b>	363,03***	1239,09***
Breuch-Pagan LM (5 a 13 anos)	<b>1082,68***</b>	220,63***	609,00***
Breuch-Pagan LM (14 a 15 anos)	<b>494,95***</b>	79,75***	313,62***

Fonte: Censo Demográfico, 2010.

Elaboração dos autores.

Obs.: Hipótese nula de homocedasticidade. Rejeita-se a hipótese nula com \*\*\* $p$ -valor < 0,01; \*\* $p$ -valor < 0,05; e \* $p$ -valor < 0,10.