

## **Impactos do Programa Bolsa Família sobre o trabalho de crianças e adolescentes residentes na área urbana**

Guilherme Silva Araújo<sup>1</sup>  
Rosana Ribeiro<sup>2</sup>  
Henrique Dantas Neder<sup>3</sup>

### **RESUMO**

O propósito deste artigo é investigar os impactos do programa Bolsa Família sobre o trabalho infanto-juvenil entre as famílias beneficiárias do programa e residentes na área urbana. A metodologia eleita é o Pareamento pelo Escore de Propensão, e os dados são provenientes da Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios (PNAD) realizada no ano de 2006. Os resultados apontaram que o programa Bolsa Família elevou a frequência escolar e reduziu a ociosidade de crianças, adolescentes, meninos e meninas, porém esses impactos são modestos. Por outro lado, o programa não teve impactos significativos sobre as proporções de crianças, adolescentes, meninos e meninas que apenas trabalham ou trabalham e estudam. Desse modo, o programa eleva a frequência escolar, mas não contribui no combate ao trabalho infanto-juvenil.

**Palavras-Chave:** Trabalho infanto-juvenil. Frequência escolar. Programa Bolsa Família.

### **ABSTRACT**

The purpose of this article is to investigate the impacts of the social program Bolsa- Família (Family Scholarship Program) on infant and juvenile labor among urban families who benefit from the program. The chosen method is Propensity Score Matching and the data are provenient from the PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios- National Household Research) carried out in the year 2006. The results showed that the Family Scholarship Program has caused an increase in school attendance and a modest reduction in idleness among children, adolescents, boys and girls. On the other hand, no significant impacts of the program were observed among children, adolescents, boys and girls who only work, or work and study. In summary, the social program increases school attendance, but does not contribute to the battle against infant and juvenile labor.

**Keywords:** Child and young work. School enrollment. Family Scholarship Program.

---

<sup>1</sup> Mestre em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia (UFU).

<sup>2</sup> Professora Associada do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia (IE-UFU).

<sup>3</sup> Professor Associado do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia (IE-UFU).

## **Impactos do Programa Bolsa Família sobre o trabalho de crianças e adolescentes residentes na área urbana**

### **Introdução**

O fenômeno da pobreza, mensurado a partir do conceito de pobreza absoluta ou pobreza multidimensional, ainda persiste no Brasil, embora seja inegável que no período recente reduziu-se a pobreza absoluta entre os brasileiros. Na perspectiva dos defensores da teoria do capital humano, os reduzidos patamares desse capital – constituído pelas habilidades naturais e adquiridas – são os responsáveis pelos índices de pobreza absoluta. As habilidades adquiridas resultariam de decisões “voluntárias” dos indivíduos em relação à permanência na escola ou da opção por qualquer outro tipo de formação (formação profissional, treinamento no local de trabalho) que possa melhorar esse capital e seja objeto de recompensa monetária no mercado de trabalho. Dentre as habilidades adquiridas, os teóricos do capital humano conferem maior atenção à permanência na escola. Segundo esses teóricos, a pobreza resulta de uma baixa acumulação de capital humano na medida em que o indivíduo portador desse baixo capital tem reduzida produtividade no trabalho e, conseqüentemente, baixos rendimentos.

Os adeptos da teoria do capital humano geralmente defendem uma estreita relação entre escolaridade, produtividade e salários. Sob essa ótica, o baixo capital humano se perpetua de geração em geração e origina, portanto, a armadilha da pobreza. As famílias pobres necessitam dos rendimentos de todos os membros que estejam aptos ao trabalho, assim, tão logo quanto possível, seus filhos são compelidos para o trabalho. O ingresso precoce no mercado de trabalho pode levar ao abandono da escola e ao comprometimento do capital humano dessas crianças e adolescentes. Na fase adulta, essas pessoas receberiam, então, baixos rendimentos e formariam novas famílias pobres.

O Programa Bolsa Família busca romper o ciclo intergeracional da pobreza incentivando a permanência das crianças e adolescentes na escola. A renda é o parâmetro para a inclusão das famílias no programa, sendo as famílias beneficiárias diferenciadas segundo dois cortes de renda. Em setembro de 2006, as famílias com renda per capita inferior a R\$ 50,00 mensais estavam aptas a receber o valor de R\$ 50,00 por mês e aquelas famílias que tinham filhos com até 15 anos poderiam receber mais R\$ 15,00 por criança, porém limitando-se a três benefícios. O valor máximo pago para essas famílias seria R\$ 95,00. Por outro lado, as famílias com renda entre R\$ 50,00 e R\$ 100,00 somente poderiam receber os benefícios de R\$ 15,00 por criança, perfazendo no máximo R\$ 45,00. A contrapartida da concessão do benefício é a frequência de 85% das aulas. Como se vê, o Bolsa Família não combate diretamente o trabalho infanto-juvenil, mas na medida em que exige a frequência escolar pode exercer um impacto positivo nesse sentido. Assume-se aqui o pressuposto de que a ajuda financeira concedida pelo programa melhoraria os indicadores do trabalho infanto-juvenil, na medida em que reduz, sobretudo, os custos indiretos da educação para as famílias pobres.

Neste trabalho, denominamos crianças aquelas com idades de 7 a 12 anos, e adolescentes os que têm entre 13 e 15 anos. A definição dessas categorias não é consensual entre os pesquisadores (AZEVEDO et al, 2000; PORTUGAL, 2007), porém optamos por seguir as delimitações estabelecidas no Estatuto da Criança e do Adolescente. Nosso propósito é verificar os efeitos do Programa Bolsa Família sobre as possibilidades de alocação do tempo das crianças e adolescentes divididos em quatro grupos, quais sejam, aqueles que somente estudam, aqueles que estudam e trabalham, aqueles que apenas trabalham e aqueles que não trabalham e não estudam (inativos). Verificamos o impacto do programa sobre a alocação do tempo considerando inicialmente em separado as crianças e os adolescentes e em seguida analisamos os efeitos de forma desagregada para meninos e meninas na faixa etária de 7 a 15 anos de idade. Optamos por esses recortes porque partimos do pressuposto de que existem divergências nos custos de oportunidade de crianças e adolescentes, bem como entre meninos e meninas.

Os dados utilizados são provenientes dos questionários (básicos e suplementares) da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do ano de 2006 e a metodologia se baseia no Pareamento pelo Escore de Propensão, método que permite a comparação entre grupos de tratamento (beneficiários) e

de controle (não beneficiários) e reduzir o viés de seleção presente na comparação direta entre estes dois grupos. Para tanto, utilizamos o software STATA 10.1.

O artigo é composto de seis seções, além desta introdução. A primeira seção traz um conjunto de indicadores sobre a situação do trabalho infanto-juvenil no Brasil no período recente. A segunda seção apresenta resenhas sobre avaliações do impacto de programas de transferência condicionada de renda já realizadas no Brasil. A terceira e quarta seções tratam da estratégia empírica adotada e da metodologia de uso da PNAD. A quinta seção é dedicada à análise e interpretação dos resultados. A sexta seção se refere às considerações finais.

## 1. Indicadores do trabalho infanto-juvenil no período recente

Como se vê na Tabela 1, a proporção de crianças e de adolescentes ocupados se reduziu significativamente entre 1995 e 2007. A guisa de ilustração, no ano de 1995 o percentual de crianças e de adolescentes que trabalhavam correspondiam a 9,44% e 28,70% respectivamente, reduzindo-se para 1,43% e 9,97% em 2008. Os principais determinantes apontados para essa redução são a expansão do sistema de ensino, a diminuição do tamanho das famílias e programas governamentais como o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI) (AZEVEDO et al, 2000; PORTUGAL, 2007). Focalizando o gênero das crianças e adolescentes, os dados revelam também uma queda na proporção de meninas e meninos ocupados, embora exista maior percentual de garotos que trabalham. Esse resultado pode ser atribuído parcialmente ao conceito de ocupação utilizado na PNAD, que não considera o trabalho doméstico exercido como ajuda aos membros da unidade domiciliar, tarefas que geralmente são incumbidas às meninas (AZEVEDO et al., 2000; KASSOUF, 2004a).

**Tabela 1 – Crianças e adolescentes ocupados por gênero**  
(em %)

Ano	Crianças			Adolescentes		
	Masc.	Fem.	Total	Masc.	Fem.	Total
1995	12,50%	6,33%	9,44%	36,84%	20,19%	28,70%
1999	9,89%	4,86%	7,43%	29,73%	15,12%	22,54%
2008	1,78%	1,06%	1,43%	12,30%	7,53%	9,97%

\*Fonte: PNAD (Elaboração Própria)

No período de 1995 a 2008, se constata uma redução nas proporções de crianças e adolescentes que estudam e trabalham, somente trabalham e inativos, contudo se nota uma elevação nas proporções daqueles que somente estudam (Tabelas 2 e 3). Os dados apontam também que essa elevação entre os adolescentes foi mais intensa entre as crianças. Todavia, nota-se que a proporção de crianças que somente estudavam já se mostrava elevada (84,05%) em 1995, enquanto entre os adolescentes esse percentual não atingia 65% no mesmo ano. Em consonância com a observação de diversos estudiosos, de que a infância e a adolescência deveriam ser dedicadas aos estudos em vez do trabalho, os dados mostram que no Brasil se eleva o percentual daqueles que se dedicam somente ao estudo (ARIÈS, 1986; AZEVEDO et al, 2000; FERREIRA et al, 2002; CACCIAMALI et al, 2008).

**Tabela 2 – Proporção de crianças e alocação do tempo**  
(em %)

Ano	Crianças			
	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Inativos
1995	84,05%	7,89%	1,55%	6,52%
1999	89,78%	7,03%	0,39%	2,79%
2008	97,37%	1,37%	0,06%	1,20%

\*Fonte: PNAD (Elaboração Própria)

**Tabela 3 – Proporção de adolescentes e alocação do tempo (em %)**

Ano	Adolescentes			
	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Inativos
1995	63,72%	19,51%	9,19%	7,57%
1999	72,63%	18,82%	3,73%	4,83%
2008	86,43%	8,93%	1,04%	3,60%

\*Fonte: PNAD (Elaboração Própria)

As estatísticas descritivas apuradas segundo o sexo das crianças e adolescentes também revelam transformações e continuidades na alocação do tempo (Tabelas 4 e 5). As proporções de meninos que somente trabalham ou trabalham e estudam são superiores aos percentuais de meninas. Entretanto, no caso daqueles que somente estudam observa-se proporções mais elevadas entre as meninas do que entre os meninos. Conforme mencionado anteriormente, essas divergências se devem em parte ao conceito de ocupação utilizado nas pesquisas domiciliares (AZEVEDO et al, 2000). Os dados apontam uma mudança no percentual de inativos, uma vez que no ano de 2008 verifica-se maior contingente de meninos nessa condição do que meninas. Cabe observar que as proporções de meninos ou meninas que trabalham em tempo parcial ou total se reduziram ao longo do tempo.

**Tabela 4 – Proporção de meninas e alocação do tempo (em %)**

Ano	Meninas			
	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Inativos
1995	82,05%	8,45%	2,53%	6,96%
1999	88,12%	7,49%	0,90%	3,49%
2008	94,83%	3,08%	0,18%	1,91%

\*Fonte: PNAD (Elaboração Própria)

**Tabela 5 – Proporção de meninos e alocação do tempo (em %)**

Ano	Meninos			
	Só Estuda	Estuda e Trabalha	Só Trabalha	Inativos
1995	72,35%	15,14%	5,72%	6,79%
1999	79,85%	14,52%	2,15%	3,49%
2008	92,51%	4,78%	0,59%	2,12%

\*Fonte: PNAD (Elaboração Própria)

Em suma, as estatísticas descritivas revelam que houve redução no trabalho infanto-juvenil, porém essa mazela ainda permanece entre brasileiros na mais tenra idade.

## 2. Literatura nacional acerca dos impactos dos programas de transferência de renda sobre o trabalho infanto-juvenil no Brasil

No Brasil, os programas de transferência condicionada de renda (PTCR) foram implementados, sobretudo, após a segunda metade dos anos 90 e despertaram o interesse de vários estudiosos sobre seus impactos no trabalho infantil.

Ferreira et al (2002) investigam os possíveis impactos do recém-lançado programa de Bolsa Escola do governo federal sobre a utilização do tempo da população de 10 a 15 anos de idade. Os autores utilizaram a PNAD do ano de 1999 e um modelo logit multinomial no intuito de construir uma curva de oferta de

trabalho das crianças e adolescentes. Ferreira et al (2002) verificam a influência de diversas variáveis – como tamanho das famílias, idade dos pais, escolaridade dos pais, presença de outras crianças em idade escolar na família, distância entre a moradia e a escola, renda familiar deduzidas as contribuições das crianças e jovens, renda proveniente do trabalho infanto-juvenil - sobre a probabilidade das crianças e adolescentes de 10 a 15 anos de idade somente trabalharem, conjugarem trabalho e escola ou apenas estudarem. Os benefícios oferecidos pelo programa Bolsa Escola poderiam alterar a oferta de trabalho infanto-juvenil na medida em que se oferecia um incentivo financeiro para que as crianças e adolescentes permanecessem na escola. Ou seja, a assistência financeira modificaria os custos de oportunidade que balizam as “decisões familiares” acerca da alocação do tempo de seus filhos. Os resultados revelaram que uma em cada três crianças que declararam somente trabalhar se matriculariam na escola. No caso daquelas que afirmaram que estudavam e trabalhavam somente 2% delas seriam estimuladas a alocar seu tempo integralmente para os estudos. Além disso, os autores apontaram que os resultados do programa seriam mais intensos para as crianças e adolescentes provenientes de famílias pobres na medida em que uma em cada duas dessas crianças e jovens seria estimulada a se matricular na escola, porém a proporção daqueles que estudam e trabalham se elevaria.

Cardoso et al (2004) também investigaram os efeitos do PTCR sobre o trabalho infanto-juvenil. Os autores utilizaram os dados dos censos demográficos de 2000 que identificaram os domicílios que se beneficiavam de programas de transferência de renda e adotaram como estratégia empírica o pareamento por meio do escore de propensão. Cardoso et al (2004) constataram que, em resposta ao programa, a proporção de crianças e adolescentes na escola aumenta três pontos percentuais, ao passo que a proporção de crianças e adolescentes em atividades de trabalho não apresentou variação significativa. Por outro lado, a proporção daqueles que somente estudavam se elevou em 2,6% e o percentual dos inativos se reduziu em 2,3%.

Ferro et al (2005) estudaram os efeitos dos programas de Bolsa-Escola sobre o trabalho de crianças e adolescentes de 6 a 15 anos nas famílias. Os dados utilizados são provenientes da PNAD de 2001 que teve um questionário suplementar sobre o trabalho infantil e o acesso a serviços de saúde. Os autores utilizaram o modelo probit e o método de mínimos quadrados ordinários, definiram como variáveis independentes as características familiares (idade, escolaridade e logaritmo estimado da renda dos pais; composição da família) e das crianças (gênero, raça, idade), utilizaram variáveis geográficas (dummies que indicam o estado de origem das famílias) e uma dummy que indica a participação em programas de Bolsa-Escola. Ferro et al (2005) observaram que o efeito do programa de Bolsa-Escola eleva a probabilidade das crianças e adolescentes trabalharem (cerca de 0,7% nas cidades e 3,6% no campo), embora a participação no programa fosse responsável por uma redução das horas de trabalho semanal (3,04% na zona urbana e 2,8% na zona rural). No entanto, o estudo de Ferro et al (2005) padece de grave problema na medida em que não controla o viés de seleção existente.

Romero et al (2009) pesquisaram os impactos do programa Bolsa Família sobre a razão de crianças que declararam somente estudar em relação às que trabalham e estudam, apenas trabalham, não trabalham e não estudam, e alguns indicadores educacionais. Os dados utilizados são oriundos da Pesquisa de Avaliação de Impacto do Programa Bolsa Família (AIBF) realizada em 2005 e do Cadastro Único para programas sociais. Os autores utilizaram a regressão descontínua em suas estimações. Os resultados se revelaram significativos no caso da comparação da proporção das crianças e jovens de 7 a 14 anos de idade que trabalham, em relação às razões daqueles que somente estudam ou não trabalham nem estudam. Ou seja, verifica-se uma maior proporção dessas crianças trabalhadoras no grupo de tratamento em relação ao grupo de controle. Os autores realizam também diversos cortes geográficos e dois cortes de renda na análise do efeito do programa, entretanto a amostra de domicílios utilizada em recortes com elevado grau de desagregação pode se revelar pequena, porém os autores não fornecem detalhamentos da montagem da amostra da pesquisa utilizada. Ademais, os testes de significância consideram aparentemente o desenho amostral como aleatório.

Em síntese, os diversos estudos apontaram que os programas de transferências condicionadas de renda contribuem para elevar a frequência escolar, porém não se revela exitoso no combate ao trabalho de

crianças e adolescentes, que poderia ser combatido na medida em que a assistência financeira às famílias reduzisse os custos de oportunidade deste trabalho.

### 3. Metodologia

Em nosso estudo utilizamos o Pareamento pelo Escore de Propensão (PEP), no intuito de obtermos o total das crianças e adolescentes beneficiadas e não beneficiados pelo Programa Bolsa Família. Contudo, em virtude do desenho amostral estratificado da PNAD, optamos por calcular os testes de diferenças de médias separados dos comandos que o STATA disponibiliza como o *psmatch2*, que permite realizar diretamente esses cálculos. Se as estimativas fossem obtidas diretamente por meio deste comando, o desenho amostral seria considerado aleatório. Vale observar que a realização de testes de diferenças de médias que considerem o desenho da PNAD como amostra aleatória simples tem estimativas de erros padrões com viés para baixo.

#### 3.1. Pareamento pelo Escore de Propensão (PEP)

O Pareamento pelo Escore de Propensão (PEP) permite analisar os efeitos do Programa Bolsa Família (PBF) sobre a forma como as famílias alocam o tempo de crianças, adolescentes, meninos e meninas com idades entre 7 e 15 anos. O procedimento permite a obtenção de um grupo de controle com características observáveis semelhantes àquelas existentes no grupo de tratamento. Após a obtenção desses grupos, se estimam as diferenças médias entre os grupos de tratamento e de controle em relação às variáveis de resposta. Em nosso caso, o grupo de tratamento são as famílias urbanas beneficiárias do programa Bolsa Família e que têm, no máximo, três filhos com idades de 7 a 15 anos.

Um dos problemas que se apresentam ao se construir o grupo de controle é o denominado viés de seleção, que resulta das possíveis diferenças entre suas características observáveis e não observáveis e aquelas do grupo de tratamento. Nos estudos das ciências sociais não podemos observar o mesmo indivíduo antes e depois do acesso ao tratamento, portanto deve-se resolver o viés. Além disso, o programa Bolsa Família não distribui o benefício aleatoriamente, mas obedece a um processo de seleção. Caso a aleatoriedade fosse assegurada, o grupo de controle teria a mesma distribuição de características do grupo de tratamento. Mediante esse desafio, a abordagem do pareamento pelo escore de propensão (*propensity matching*), desenvolvido por Rosenbaum e Rubin (1985), se apresenta como uma possível solução para o problema do viés de seleção.

Vários estudiosos tentaram superar as dificuldades na montagem desses grupos, como Roy (1954) e Rubin (1974), que propuseram a substituição do grupo de controle pelos indivíduos que efetivamente não recebem o tratamento. Se introduzirmos uma variável dummy que estabeleça 1 para os participantes e 0 para os não participantes do programa –  $Y_{i(1)}$  corresponde à variável de resultado para o indivíduo  $i$  do grupo de tratamento, enquanto  $Y_{i(0)}$  representa a variável resultado do indivíduo  $i$  do grupo de controle – se torna possível, numa linguagem algébrica, expressar o resultado do tratamento<sup>4</sup> ( $Y$ ) sobre cada indivíduo ( $i$ ) por meio da fórmula:  $\pi_i = Y_{i(1)} - Y_{i(0)}$  (1).

A estimação média dos resultados de um programa ou benefício é representada pela equação:  $\pi_i = E[Y_{i(1)} / D_i = 1] - E[Y_{i(0)} / D_i = 1]$  (2).

A equação anterior fornece o efeito médio do tratamento sobre os beneficiários. Esse caminho exige que se observem as pessoas antes e após o tratamento, porém, conforme mencionado acima, em ciências não experimentais somente temos a informação do indivíduo a partir de sua incorporação ao grupo de tratados. Uma saída, portanto, é a substituição desse grupo por pessoas que efetivamente não participam do programa  $E[Y_{i(0)} / D_i = 0]$ . Nesse caso, a equação 5 se transformaria na seguinte fórmula:  $\pi_i = E[Y_{i(1)} / D_i = 1] - E[Y_{i(0)} / D_i = 0]$  (3).

<sup>4</sup> Neste caso o tratamento se refere ao programa de transferência de renda.

Essa substituição fornece uma estimação do impacto do tratamento sobre o grupo de controle, mas com viés, na medida em que existem distinções entre  $E[Y_{i(0)} / D_i = 0]$  e  $E[Y_{i(0)} | D_i = 1]$ . Nesse caso, portanto, o viés se origina da utilização de um grupo que representaria aqueles beneficiários no período anterior a sua incorporação ao programa. Heckman, Ichimura e Todd (1997) dividem o viés em três componentes. O primeiro resulta da falta de suporte comum entre beneficiários e não beneficiários, ou seja, existiriam divergências nas características observáveis, enquanto o segundo componente se deve às diferenças na distribuição dessas características entre o grupo de tratados e de controle. Por último, o terceiro viés resultaria das divergências de resultados que seriam encontradas, ainda que as características observáveis sejam controladas. Nesse caso, o viés se deve à presença de variáveis não observadas que influenciam os impactos potenciais e a participação no programa.

No intuito de minimizar o viés, se introduz uma hipótese de identificação ao se estabelecer que o processo de seleção se realize por meio das características observáveis dos indivíduos ou famílias, definidos por  $X$ . Em linguagem algébrica tem-se a equação:

$$E[Y_{i(0)} - Y_{i(1)}] = E[Y_{i(0)} | D_i = 0, X] - E[Y_{i(1)} | D_i = 1, X] \quad (4)$$

Ou seja, indivíduos ou famílias com características semelhantes têm igual probabilidade de serem alocados no grupo de tratamento ou de controle. A partir dessas considerações, se assume que os resultados potenciais independem da participação no programa, uma vez conhecidas as características observáveis, conforme expressa a igualdade seguinte:

$$E[Y_{i(0)}, Y_{i(1)} | D_i, X] \text{ e } E[Y_{i(0)} | D_i = 0, X] = E[Y_{i(1)} | D_i = 1, X] \quad (5)$$

As equações anteriores, na verdade, se baseiam numa hipótese relevante para o método do pareamento por escore de propensão, denominada de independência condicional (CALIENDO et al., 2005).

O grupo de controle seria identificado a partir das características observadas. Contudo, esse procedimento esbarra em limites porque, ao se elevar o número de características consideradas, se torna mais difícil encontrar um grupo de controle com as mesmas características. Uma das dificuldades da obtenção de indivíduos semelhantes se deve à diversidade de características que são consideradas, ou seja, existem dificuldades em lidar com a dimensionalidade envolvida nesse processo. Rosenbaum e Rubin (1983) sugerem o uso do escore de propensão para resolver tais dificuldades. Os autores definem o escore de propensão como a probabilidade de um indivíduo ser incluído num programa a partir de suas características. Ou seja:  $P(X) = \text{Probabilidade } (D = 1 | X)$  (6)

O problema da multidimensionalidade se resolve, então, a partir da adoção de um escalar. Os autores sugerem que  $P(X)$  deve substituir  $X$ , conforme equação abaixo:

$$E[Y_{i(0)} - Y_{i(1)} | D_i = 1, P(X)] = E[Y_{i(0)} | D_i = 0, P(X)] - E[Y_{i(1)} | D_i = 1, P(X)] \quad (7)$$

O pareamento pelo escore de propensão permite a eliminação dos dois componentes iniciais do viés. O método elimina, portanto, o viés que se origina das características observáveis, porém aquele oriundo das não observáveis não pode ser controlado. Assim, o pareamento minimiza, mas não elimina inteiramente o viés de seleção. Na verdade, o procedimento do pareamento pelo escore de propensão somente pode ser desenvolvido se duas hipóteses são adotadas.

O primeiro pressuposto, mencionado acima, se refere à independência condicional que estabelece que o grupo de tratamento e os impactos potenciais do programa são independentes das variáveis de pré-tratamento, isto é, os resultados potenciais independem da participação no programa dada as características das variáveis observadas ( $X$ ). Na linguagem algébrica:  $Y_{(0)}, Y_{(1)} \perp D | X$  (8), onde  $\perp$  representa independência. Ou seja, pressupõe-se que a seleção é baseada em características observáveis e que todas as variáveis capazes de influenciar a participação no programa são controladas pelo pesquisador. Evidentemente essa hipótese é bastante forte.

Rosenbaum e Rubin (1985) assumem também que o tratamento e os impactos potenciais são independentes da probabilidade em receber o tratamento, dado o escore de propensão. Essa suposição poderia ser expressa como:  $Y_{(0)}, Y_{(1)} | P(x)$  (9).

Outra hipótese importante para o cálculo do escore de propensão é a do suporte comum. Essa suposição estabelece que pessoas do grupo tratamento com características  $X$  tenham correspondentes no grupo de controle. Em termos do escore de propensão, a hipótese estabelece que para cada probabilidade

estimada para indivíduos do grupo de tratamento tem-se uma probabilidade semelhante no grupo de controle.

À medida que se assegure a existência dessas hipóteses, o impacto médio do tratamento (ATT) pode ser expresso pela equação:

$$ATT = E\{E[Y_{(i)1} | D_i = 1, p(x_i)] - E[Y_{(i)0} | D_i = 0, p(x_i)] | D_i = 1\} \quad (10)$$

Assim, o efeito médio do tratamento é obtido pela diferença entre o resultado médio do grupo de tratamento e do grupo de controle. A estimativa do escore de propensão não permite o cálculo do ATT, porque seria praticamente impossível encontrar duas pessoas com o mesmo valor do escore de propensão, já que essa variável é contínua. Alguns algoritmos desenvolvidos tentam solucionar essa dificuldade.

Nesse artigo utilizamos dois algoritmos de pareamento. O primeiro, denominado “pareamento pelo vizinho mais próximo”, consiste em selecionar observações do grupo de tratamento e do grupo de controle que apresentam as menores distâncias em termos do escore de propensão. O segundo método, conhecido por “*caliper*”, implica a seleção das observações dos grupos de tratamento e controle mais próximos em termos de escore de propensão dentro de uma distância máxima tolerável. Por restringir as possibilidades de pareamento às observações mais próximas em termos do escore de propensão, as estimativas do ATT com o método “*caliper*” produzem resultados menos enviesados, porém com maior variância quando comparados aos resultados obtidos com o “pareamento pelo vizinho mais próximo” (CALIENDO et al, 2005).

Além dos dois algoritmos, realizamos ajustamentos com o intuito de aumentar a qualidade e a eficiência das estimativas. Em relação ao método do vizinho mais próximo, pareamos as observações com reposição e *bootstrap*. O método *bootstrap* com reposição, que faz uso de técnicas de reamostragem<sup>5</sup>, tem a vantagem de simular o mesmo procedimento adotado na construção da amostra da PNAD, neste caso selecionando os PSUs (*primary sampling unit* – unidade primária de amostragem) com reposição e probabilidade proporcional ao tamanho (NEDER, 2008). Em relação ao método *caliper*, utilizamos a opção *caliper* de 25% e *trimming* ao nível de 5%. Neste sentido, escolhemos parear as observações cuja distância, em termos de escore de propensão, equivalha a, no máximo, 25 pontos percentuais. Além disso, desconsideramos as observações posicionadas abaixo do 5º e acima do 95º percentil, tanto do grupo de tratamento quanto do grupo de controle, a fim de eliminar possíveis efeitos de valores discrepantes sobre as estimativas do ATT.

### 3.2. Análise de sensibilidade

No pareamento pelo escore de propensão, é conveniente que a participação no programa e a variável de resposta não sejam afetados por variáveis não observadas, pois presença desse efeito provoca um viés no pareamento. Ou seja, o pressuposto da independência condicional deve ser atendido.

A mensuração direta do viés de seleção em pesquisa não experimental não é possível. Um procedimento utilizado para mensurar os possíveis impactos da existência de viés é a análise dos limites de Rosenbaum (Rosenbaum bounds). Nesse método se busca medir o possível impacto de uma variável omitida sobre a participação no programa. Ou seja, esse procedimento permite averiguar a robustez dos resultados significativos.

A probabilidade do indivíduo participar do programa é dado por:

$$P(X_i) = P(D = 1 | X_i) = F(\beta X_i + k u_i) \quad (11)$$

D é uma variável dummy, sendo igual a 1 em caso de participação no programa e 0 em caso de não participação no programa. X são as características observadas do indivíduo  $i$ , enquanto  $u_i$  corresponde à variável não observada, e  $k$  é o efeito de  $u_i$  sobre a decisão de participação. Se não existe viés no estudo, o valor de  $k$  será zero e a probabilidade de participação seria determinada somente pelas variáveis

<sup>5</sup> Orientado por uma função de distribuição empírica, o procedimento consiste em construir novas amostras replicadas com o mesmo tamanho  $n$  da amostra original a fim de construir intervalos de confiança (para as estimativas consideradas) assintoticamente próximos a uma distribuição normal padronizada. Davidson e Mackinnon (2000) recomendam que a estimativa de intervalos de confiança requiera em torno de 2000 replicações.



observadas. Contudo, se existir viés,  $k$  será diferente de zero. Por exemplo, se dois indivíduos  $i$  e  $j$  forem pareados e assumirmos que a distribuição seja uma logística F, a razão entre as probabilidades pode ser expressa pela seguinte equação:

$$\frac{P(X_i)/1-P(X_i)}{P(X_j)/1-P(X_j)} = \frac{P(X_i)(1-P(X_j))}{P(X_j)(1-P(X_i))} = \frac{\exp^{\beta X_j + k u_j}}{\exp^{\beta X_i + k u_i}} = \exp^{k(u_i - u_j)} \quad (12)$$

Caso todos os indivíduos tenham variáveis observadas idênticas, pode-se portanto cancelar a matriz  $X$ . Por outro lado, caso não existam diferenças nas variáveis não observadas ( $u_i = u_j$ ), bem como se essas variáveis não exercerem influência na probabilidade de participar do programa ( $k = 0$ ), então a razão entre as probabilidades seria igual a 1. Logo, não existiria viés.

Segundo Rosenbaum (2002), a equação 18 indica os limites para a razão de probabilidades. Essa equação pode ser reescrita como se segue:

$$\frac{1}{e_k} \leq \frac{P(X_i)(1-P(X_j))}{P(X_j)(1-P(X_i))} \leq e_k \quad (13)$$

Os indivíduos pareados têm a mesma probabilidade de participar somente se  $e_k = 1$ . Por outro lado, se  $e_k = 2$ , indivíduos que têm similaridades nas características observáveis podem diferir em suas razões de probabilidades de receber o tratamento. Assim,  $e_k$  é uma medida do grau em que o estudo é livre de viés.

Esse procedimento permite analisar o grau de influência das variáveis não observáveis sobre a probabilidade de participação no programa e os resultados estudados. Dessa forma, o método permite investigar em que medida as variáveis não observadas podem interferir na robustez dos resultados encontrados.

### 3.3. Utilização da PNAD nos testes de diferenças entre médias

O delineamento da amostra da PNAD segue um esquema misto, com pré-estratificação de grupos regionais de municípios e a constituição de conglomerados em múltiplas etapas. Para cada Unidade da Federação (UF), subdivide-se sua área em diversos estratos, que são agrupamentos de diversos municípios vizinhos. Além disso, os municípios são classificados em três áreas censitárias: região metropolitana, municípios autorrepresentativos e municípios não autorrepresentativos. No caso das regiões metropolitanas e dos municípios autorrepresentativos, a unidade primária de amostragem (PSU) é o setor censitário na medida em que todos os municípios integram a amostra e em seguida selecionam-se os domicílios.

Nos estratos que contêm os municípios não autorrepresentativos em cada UF, inicialmente são selecionados dois municípios com probabilidade proporcional ao seu tamanho (estimativa populacional baseada no último Censo Demográfico). Em seguida, diversos setores censitários são selecionados e por último selecionam-se os domicílios. A amostra da PNAD tem um delineamento misto, pois nas regiões metropolitanas e municípios autorrepresentativos, o processo de seleção é realizado em dois estágios ao passo que nos municípios não autorrepresentativos compreende três estágios. Esse tipo de amostragem, que reduz consideravelmente os custos operacionais, eleva substancialmente os erros probabilísticos em relação aos correspondentes a uma amostra aleatória simples, pois em cada UF as unidades domiciliares ficam concentradas em um conjunto mais restrito de áreas. Esse procedimento reduz a diversidade de informação captada da população e eleva a variância amostral dos estimadores utilizados.

Neste artigo, todas as estimativas de indicadores do trabalho infante-juvenil levaram em consideração essas características da amostra da PNAD, para isso utilizando duas variáveis que definem o desenho da amostra: o estrato a que pertence o domicílio e a unidade primária. A partir desses procedimentos, o software Stata foi utilizado na estimativa dos indicadores, uma vez que, por meio de rotinas desse software, pode-se obter o erro padrão dos indicadores e, portanto, o grau de precisão das estimativas para os diversos cortes amostrais. Essas rotinas permitem, então, o cálculo dos testes estatísticos de diferenças dos indicadores analisados, considerando-se o delineamento de amostra complexa.

No transcorrer da elaboração das rotinas, surgiram algumas dificuldades provenientes da existência de estratos com PSU único, enquanto os métodos adotados pelo STATA<sup>6</sup> exigem um mínimo de dois PSUs em cada estrato. Desse modo, optou-se por construir uma rotina para identificá-los e agregá-los aos estratos de maior número de observações, em cada UF, diluindo uma possível fonte de viés na estimativa da variância dos estimadores. A existência de estratos com PSU único se deve à criação de novos estratos referentes a novas unidades domiciliares, verificados na atividade anual de recadastramento realizada pelo IBGE. Em geral, o número de domicílios nesses estratos não é muito elevado em comparação ao conjunto da amostra. Após a adoção dos procedimentos necessários para que se considerasse a PNAD uma amostra estratificada, realizou-se os testes de diferenças de médias dos indicadores do trabalho infantil entre o grupo de tratamento e o de controle. Esses procedimentos permitem que o desenho amostral seja considerado além do peso amostral das famílias.

#### 4. Dados e variáveis

Neste estudo, os dados utilizados são oriundos dos questionários suplementares da PNAD no ano de 2006. Um dos questionários se intitula “Características de acesso a algumas transferências de renda de programas sociais nos domicílios”. Segundo a metodologia da PNAD do ano de 2006, os quesitos dessa parte se concentraram em unidades domiciliares em vez de pessoas ou grupos familiares, por motivos operacionais. Vamos nos limitar aos domicílios em que algum morador recebeu dinheiro do programa Bolsa Família e que têm crianças e adolescentes entre 7 a 15 anos de idade. Além do que, delimitamos nossa amostra as famílias que têm, no máximo, três crianças e/ou jovens na faixa de 7 a 15 anos de idade, porque o programa estabelece como limite de beneficiários três pessoas. Essa restrição foi adotada como um procedimento de cautela, na tentativa de abarcamos efetivamente os beneficiários em idade escolar. Cabe observar que se optou pela eliminação dos domicílios que declararam receber auxílio do PETI (Programa de Erradicação do Trabalho Infantil), no intuito de evitar a fusão de programas distintos, embora ambos sejam dirigidos à população pobre e condicionem a presença das crianças na escola. Na construção do grupo de controle, nos limitamos às famílias urbanas que tinham renda per capita familiar igual ou inferior a R\$ 300. Adota-se esse procedimento com o propósito de melhorar a qualidade do pareamento na medida em que a renda familiar é o principal critério de seleção do programa. Ao final deste procedimento, o banco de dados reunia um total de 24.154 famílias, sendo que, destas, 8.603 declararam participar do programa Bolsa Família.

As variáveis que determinam a participação no programa Bolsa Família são as características familiares. Neste sentido, elencamos um conjunto de variáveis culturais<sup>7</sup>, sociais<sup>8</sup>, econômicas, de acesso a serviços de infra-estrutura, localização geográfica e características observáveis dos responsáveis pela família. As variáveis de resposta se desdobram em quatro categorias: (i) a proporção das crianças e adolescentes que apenas estudam na família; (ii) a proporção das crianças e adolescentes que exercem trabalho conjugado à escola; (iii) a proporção das crianças e adolescentes que apenas trabalham e (iv) a proporção das crianças e adolescentes que nem trabalham ou estudam na família. Os impactos do Programa Bolsa Família sobre essas variáveis foram investigados a partir de dois recortes: crianças (7 a 12 anos) e adolescentes (13 a 15 anos), meninas e meninos na família. A descrição das covariáveis que compõem o modelo que mensura a probabilidade de seleção para o programa (score de propensão) estão dispostas no Quadro 1.

<sup>6</sup> O comando do *Stata* denominado *svy ratio*, que estima o valor de uma razão (neste trabalho estimamos a taxa de desocupação), utiliza em sua abordagem analítica o método da linearização de Taylor, baseado na conhecida decomposição matemática da fórmula do estimador e aplicada ao delineamento de amostragem por conglomerados.

<sup>7</sup> Segundo Bourdieu (1998), capital cultural são bens transmitidos por ações pedagógicas dentro da família e se refere a todos os investimentos culturais por parte da família. O nível educacional dos pais e os meios econômicos são bons indicadores de capital cultural na família, embora um não necessariamente prediga o outro.

<sup>8</sup> Para Bourdieu (1998), capital social é o conjunto de recursos atuais ou potenciais que estão ligados à posse de relações mais ou menos institucionalizadas de interconhecimento e de inter-reconhecimento ou de vinculação a um grupo, como conjunto de agentes que não somente são dotados de propriedades comuns mas também unidos por ligações permanentes e úteis.

**Quadro 1 - Variáveis independentes do modelo logit**

Variáveis	Descrição
<i>Esccheefe</i>	Escolaridade do chefe de família
<i>Escresp</i>	Escolaridade média dos maiores de 21 anos na família, exceto o chefe
<i>mean_analfresp</i>	Proporção de analfabetos maiores de 21 anos na família
<i>yfamqlpc</i> <sup>9</sup>	Renda familiar per capita líquida das transferências dos programas de transferência e da renda do trabalho das crianças e adolescentes com idades entre sete e quinze anos
<i>setor1</i>	Variável dummy para chefe que possui ocupação formal <sup>10</sup>
<i>setor2</i>	Variável dummy para chefe que possui ocupação informal
<i>Tipofam</i>	Tipo de família <sup>11</sup>
<i>Sexcheefe</i>	Gênero do chefe de família (mulher = 1)
<i>Raccheefe</i>	Cor do chefe de família (branca = 1)
<i>sexraçacheefe</i>	Interação entre sexo e cor do chefe (mulher branca = 1)
<i>sum_respons</i>	Total de pessoas maiores de 21 anos na família, exceto o chefe
<i>sum_menores</i>	Total de menores de sete anos na família
<i>sum_setea12anos</i>	Total de crianças na família
<i>sum_trezea15anos</i>	Total de adolescentes na família
<i>sum_maiores15anos</i>	Total de maiores de 15 anos na família
<i>qtdecomp</i>	Número de cômodos do domicílio por pessoa da família
<i>matparede</i>	Material da parede dos domicílios <sup>12</sup>
<i>matcobertura</i>	Material da cobertura dos domicílios <sup>13</sup>
<i>telefonefixo</i>	Domicílio possui telefone fixo
<i>maquina lavar</i>	Domicílio possui máquina de lavar
<i>usobanheiro</i>	Tipo de uso do banheiro
<i>Destlixo</i>	Destino que se dá ao lixo <sup>14</sup>
<i>Banhlixo</i>	Uso do banheiro e destino do lixo <sup>15</sup>
<i>Escbanh</i>	Tipo de escoamento sanitário do banheiro <sup>16</sup>
<i>Provagua</i>	Proveniência da água utilizada no domicílio (1 = rede geral de distribuição)
<i>Aguasan</i>	Proveniência da água e escoamento sanitário <sup>17</sup>
<i>Eletr</i>	Forma de iluminação do domicílio (1 = energia elétrica)
<i>Norte</i>	Variável dummy para famílias residentes na região Norte <sup>18</sup>
<i>Nordeste</i>	Variável dummy para famílias residentes na região Nordeste
<i>sul</i>	Variável dummy para famílias residentes na região Sul
<i>Coeste</i>	Variável dummy para famílias residentes na região Centro-Oeste
<i>Metropol</i>	Variável dummy para famílias residentes em metrópoles e na zona urbana (1 = urbano metrópole; 0 = urbano interior)
<i>Nortmetr</i>	Famílias que residem em áreas metropolitanas nas metrópoles da região norte <sup>19</sup>
<i>Nordmetr</i>	Famílias que residem em áreas metropolitanas da região nordeste
<i>Sulmetr</i>	Famílias que residem em áreas metropolitanas da região sul
<i>Cometr</i>	Famílias que residem nas metrópoles da região centro-oeste

<sup>9</sup> O levantamento da PNAD para o ano de 2006 não informa qual a fração da renda familiar corresponde aos benefícios dos programas de transferência de renda. Para estimar o montante dos benefícios transferidos às famílias participantes, utilizamos o procedimento sugerido por Medeiros et al (2007).

<sup>10</sup> A categoria de referência são os chefes economicamente inativos.

<sup>11</sup> A categoria de referência são as famílias com chefe e cônjuge e com filhos.

<sup>12</sup> A categoria de referência são os domicílios com paredes de alvenaria.

<sup>13</sup> A categoria de referência são os domicílios cobertos por telha.

<sup>14</sup> A categoria de referência são os domicílios com coleta direta de lixo.

<sup>15</sup> A categoria de referência são os domicílios cobertos por telha e cujo lixo é coletado diretamente.

<sup>16</sup> A categoria de referência são os domicílios cujo escoamento sanitário se dá pela rede coletora de esgoto.

<sup>17</sup> A categoria de referência são os domicílios cuja água é proveniente da rede geral de abastecimento e o escoamento sanitário se dá pela rede coletora de esgoto.

<sup>18</sup> A categoria de referência é a região Sudeste.

<sup>19</sup> A categoria de referência são as famílias que residem na região Sudeste e no urbano metrópole.

## 5. Resultados

### 5.1. Modelo Logit

A partir do levantamento de diversas variáveis relacionadas à situação de pobreza das famílias, sobretudo aquelas vinculadas aos recursos familiares, realizou-se diversos testes para se obter o modelo mais adequado para o procedimento do pareamento pelo escore de propensão. Esse estudo se baseia em quatro modelos logit que foram obtidos a partir dos recortes: famílias com crianças, famílias com adolescentes, famílias com meninos de 7 a 15 anos e famílias com meninas de 7 a 15 anos. Os resultados dos modelos logit apontaram que nem todas as variáveis são significativas, porém segundo Rubin e Thomas (1996) uma variável somente deve ser eliminada caso se tenha convicção de sua insignificância para o resultado do modelo.

Em relação às famílias com ao menos uma criança no programa Bolsa Família<sup>20</sup>, ao nível de significância de 5%, os dados apontam relação positiva entre as variáveis *sexracchefe*, *sum\_menores*, *sum\_setea12anos*, *sum\_maiores15anos*, *setor2*, *maquinalavar*, *nordeste*, *metropol*<sup>21</sup> e a probabilidade de participação no programa para as famílias com crianças. Assim, as famílias chefiadas por mulheres brancas, com maior número de crianças de zero a seis anos de idade, com maior número de crianças de sete a doze anos, com maior número de jovens maiores de quinze anos, com chefes ocupando postos de trabalho informais, com máquina de lavar, residentes na região Nordeste e em regiões metropolitanas têm maior probabilidade de participarem do programa Bolsa Família.

Por outro lado, os resultados acusam também relação negativa entre a probabilidade de participação no programa e as variáveis *escchefe*, *escresp*, *mean\_analfresp*, *racchefe*, *yfamqlpc*, *telefonefixo*, *\_Imatcobertura\_1*, *qtdebanhpp* e *nortmetr*<sup>22</sup>. Desse modo, as famílias com chefes mais escolarizados, com responsáveis mais escolarizados, com maior proporção de responsáveis (pessoas maiores de 21 anos na família, exceto o chefe) analfabetos, com chefes brancos, com renda familiar per capita mais elevada, com telefone fixo, residentes em domicílios cuja cobertura é de telha, com maior quantidade de banheiros e residentes na região Norte metropolitano tem menores probabilidades de participar do programa.

Estes resultados indicam haver uma importante relação entre as condições de privação das famílias e a probabilidade de participação no programa. Fatores associados com maior pobreza, tais como famílias com maior número de pessoas ou chefes com baixa escolaridade e ocupando postos de trabalho informais, apresentam maior probabilidade de participar do programa. Este fato se deve, principalmente, à existência de critérios de seleção ao programa, critérios que favorecem a participação das famílias menos abastadas. Embora os critérios de seleção se restrinjam à renda, as famílias de baixa renda possuem características similares de privação e que acabam por reforçar as chances de participar do programa. O resultado do modelo logit aponta como estes fatores, *ceteris paribus*, contribuem para elevar as chances de cada família em participar do programa.

Em relação aos demais recortes (adolescentes, meninos e meninas), os resultados apresentados foram similares aos observados para as crianças. Entre as famílias com adolescentes, as variáveis *sum\_menores* e *sum\_treze15anos* não se mostraram significativas para a participação no programa. Entre as famílias com meninas, a variável *coeste* apresentou relação negativa com a probabilidade de participação no programa. Por fim, entre as famílias com meninos, as variáveis *norte* e *coeste* apresentaram relação positiva com a probabilidade de participar do programa.

<sup>20</sup> Neste artigo não apresentamos os resultados das estatísticas obtidas para todos os modelos logit em virtude do número de páginas de que dispomos, contudo podemos disponibilizá-las aos leitores interessados via e-mail.

<sup>21</sup> São os seguintes os p-valores das variáveis estatisticamente significativas e com sinal positivo do modelo logit, que gera os escores de propensão para a participação no programa Bolsa-Família: *sexracchefe* (0,039), *sum\_menores* (0,017), *sum\_setea12anos* (0,000), *sum\_maiores15anos* (0,045), *setor2* (0,000), *maquinalavar* (0,000), *nordeste* (0,000) e *metropol* (0,000).

<sup>22</sup> Os p-valores das variáveis estatisticamente significativas e com sinal negativo do modelo logit, que gera os escores de propensão para a participação no programa Bolsa-Família, são: *escchefe* (0,000), *escresp* (0,000), *mean\_analfresp* (0,002), *racchefe* (0,000), *yfamqlpc* (0,000), *telefonefixo* (0,000), *\_Imatcobertura\_1* (0,034), *qtdebanhpp* (0,000) e *nortmetr* (0,013).

Com base neste modelo logit, observamos que, para os quatro grupos analisados, não se observaram diferenças significativas ao nível de 1% e 5% entre as covariáveis após o pareamento. Além disso, observa-se que, em resposta ao pareamento, ocorre importante redução do viés de seleção entre os grupos de tratamento e controle, conforme procedimento sugerido por Rosenbaum e Rubin (1985)<sup>23</sup>. Após o pareamento, as covariáveis (variáveis independentes) não se mostraram conjuntamente significativas. Essa redução seria esperada porque o poder explicativo das variáveis se reduz à medida que, em vista dos bons resultados do pareamento, a amostra se torna mais homogênea (SIANESI, 2004)<sup>24</sup>.

## 5.2. Pareamento pelo Escore de Propensão

Conforme mencionamos anteriormente, nosso pressuposto é de que o programa Bolsa Família reduziria a proporção de crianças ou adolescentes inativas e a razão daquelas que apenas trabalham na família, além do que elevaria a proporção de crianças ou adolescentes que somente estudam ou que estudam e trabalham. Esse resultado seria alçando na medida em que o programa reduz, sobretudo, os custos educacionais indiretos (custo de oportunidade) por parte das famílias. Contudo, adotamos também o suposto de que os custos de oportunidade são distintos para crianças e adolescentes, bem como para meninos e meninas, assim o impacto do programa deve se diferenciar entre esses grupos. Optamos por interpretar apenas os resultados que se revelaram significativos.

Focalizando as crianças, os resultados demonstram que a proporção de crianças inativas reduziu-se em resposta à participação no programa em 1,2 pontos percentuais, enquanto a proporção de crianças que apenas estudam e a proporção de crianças que estudam e trabalham apresentam aumento de 0,8 pontos percentuais (Tabela 6). Esses resultados se revelam estatisticamente significativos. No caso das crianças, os impactos do programa são tímidos, porém isso não se revela uma surpresa porque na faixa etária delas grande parte frequenta escola ainda que parcialmente.

**Tabela 6 – Estimador do teste de diferenças entre médias (TDM<sup>25</sup>) de crianças e adolescentes residentes na zona urbana e que declararam apenas estudar, estudar e trabalhar, apenas trabalhar ou nem estudar ou trabalhar na semana de 24 a 30 de setembro de 2006**

		Tratados	Não Tratados	TDM	T	p-value	Intervalo de Confiança (95%)	
							Limite Inferior	Limite Superior
<b>Crianças</b>	<b>Estuda</b>	0,981	0,972	0,008	1,78	0,075***	-0,001	0,017
	<b>Estuda e Trabalha</b>	0,007	0,005	0,002	1,12	0,262	-0,002	0,006
	<b>Trabalha</b>	0,000	0,002	-0,002	-1,57	0,117	-0,006	0,001
	<b>Inativos</b>	0,012	0,020	-0,008	-2,09	0,037**	-0,015	-0,000
<b>Adolescentes</b>	<b>Estuda</b>	0,832	0,779	0,052	3,04	0,002*	0,019	0,087
	<b>Estuda e Trabalha</b>	0,124	0,143	-0,019	-1,31	0,190	-0,047	0,009
	<b>Trabalha</b>	0,012	0,027	-0,015	-2,20	0,028**	-0,028	-0,002
	<b>Inativos</b>	0,032	0,051	-0,019	-2,20	0,028**	-0,036	-0,002

\*Fonte: PNAD (Elaboração Própria)

**Legenda:** \*Significativo em nível de 1%; \*\*Significativo em nível de 5%; \*\*\*Significativo em nível de 10%

Em relação aos adolescentes, nota-se que o programa bolsa Família elevou mais intensamente a proporção dos que apenas estudam em 5,2 pontos percentuais, e reduziu ligeiramente a proporção de adolescentes que apenas trabalham e de inativos em 1,5 e 1,9 pontos percentuais, respectivamente (Tabela

<sup>23</sup> Devido ao limite de extensão do texto, os resultados não puderam ser apresentados aqui. Todavia, podemos disponibilizar aos interessados o resultado completo dos procedimentos adotados via e-mail.

<sup>24</sup> O p-valor do teste de significância conjunta dos estimadores do modelo logit das famílias com crianças após o pareamento corresponde a 0,923. Esse os valores desse teste de significância para os modelos logit de famílias com adolescentes, famílias com meninos e famílias com meninas correspondem, respectivamente, a 0,998, 0,995 e 0,948.

<sup>25</sup> O teste de diferenças entre médias (TDM) equivale ao efeito médio do tratamento sobre o tratado (*Average Effect of Treatment on Treated – ATT*) obtido através do comando `psmatch2`, porém com as vantagens mencionadas no item 4.3.

6). Os resultados significativos podem ser atribuídos às condicionalidades do programa na medida em que se exige a presença das crianças e adolescentes na escola como condição para que as famílias possam receber o benefício (CACCIAMALI et al, 2008). Por outro lado, o fato de o programa não reduzir de modo significativo a proporção de crianças e adolescentes que exercem trabalho pode ser explicado pelo baixo valor monetário dos benefícios que não compensam inteiramente o custo de oportunidade das atividades de trabalho dos adolescentes (AZEVEDO et al, 2000; KASSOUF, 2007).

Em relação aos meninos, a tabela 7 revela que a proporção de meninos que apenas trabalham e a razão de meninos inativos se reduzem, respectivamente, em 1,1 e 1,2 pontos percentuais em resposta à participação no programa, resultado este estatisticamente significativo. A proporção de meninos que apenas estudam aumentou, em resposta ao programa, 2,6 pontos percentuais. No caso das meninas, a proporção de inativas cai 2,7 pontos percentuais, ao passo que a proporção de meninas exclusivamente na escola aumenta 2,8 pontos percentuais em resposta à participação no programa. O programa teve impacto mais significativo sobre as meninas inativas do que sobre os meninos, ao passo que, sobre os meninos e meninas que somente estudam, os efeitos se revelam similares. O maior impacto sobre as meninas inativas pode ser atribuído em parte às peculiaridades de sua inserção na família, porque são preferidas para o trabalho doméstico que, por sua vez, não compõe o conceito de ocupação da PNAD. Esse trabalho doméstico pode gerar limitações para inserção da menina na escola, e o programa estaria estimulando a participação de garotas portadoras desse perfil (AZEVEDO et al., 2000; KASSOUF, 2004a).

Em relação aos resultados para os demais algoritmos, notam-se diferenças importantes quando comparamos os seus resultados com os resultados do pareamento pelo método “um vizinho mais próximo com reposição”. Quanto ao resultado para os adolescentes, o efeito do programa bolsa Família sobre a proporção de inativos deixa de ser significativo quando obtemos os estimadores dos testes de diferença entre médias (TDM) para o método “um vizinho mais próximo com *caliper* de 25% e *trimming* de 5%”, assim como o efeito do programa sobre a proporção de meninos inativos deixa de ser significativo quando estimamos os TDM através deste algoritmo. Quando utilizamos o algoritmo “*bootstrap*, via vizinho mais próximo com reposição”, notamos que o Bolsa Família reduz de modo significativo a proporção de adolescentes que trabalham em complemento às atividades escolares em 1,9 pontos percentuais, enquanto a proporção de meninas em igual situação reduz-se em 1,6 pontos percentuais.

**Tabela 7 – Estimador do teste de diferenças entre médias (TDM) de meninos e meninas com idades entre sete e doze anos, residentes na zona urbana e que declararam apenas estudar, estudar e trabalhar, apenas trabalhar ou nem estudar ou trabalhar na semana de 24 a 30 de setembro de 2006**

		Tratados	Não Tratados	TDM	t	p-value	Intervalo de Confiança (95%)	
							Limite Inferior	Limite Superior
<b>Meninos</b>	<b>Estuda</b>	0,915	0,889	0,026	2,28	0,023**	0,004	0,049
	<b>Estuda e Trabalha</b>	0,058	0,061	-0,003	-0,29	0,769	-0,022	0,016
	<b>Trabalha</b>	0,006	0,017	-0,011	-2,82	0,005*	-0,019	-0,003
	<b>Inativos</b>	0,021	0,033	-0,012	-2,44	0,015**	-0,022	-0,002
<b>Meninas</b>	<b>Estuda</b>	0,953	0,925	0,028	2,54	0,011**	0,006	0,050
	<b>Estuda e Trabalha</b>	0,029	0,045	-0,016	-1,62	0,105	-0,036	0,003
	<b>Trabalha</b>	0,002	0,003	-0,000	-0,29	0,776	-0,004	0,003
	<b>Inativos</b>	0,016	0,027	-0,012	-2,23	0,026**	-0,022	-0,001

\*Fonte: PNAD (Elaboração Própria)

**Legenda:** \*Significativo em nível de 1%; \*\*Significativo em nível de 5%; \*\*\*Significativo em nível de 10%

Em suma, os impactos do programa sobre as crianças se revelam débeis, e no caso dos adolescentes o efeito mais expressivo se refere à elevação da proporção daqueles que somente estudam. No recorte “meninas e meninos”, os impactos do programa são mais acentuados para os meninos e meninas que somente estudam e também para meninas inativas. Em geral, os efeitos do programa são frágeis, revelando a necessidade de sua articulação com outros programas que visem, por exemplo, a redução da reprovação escolar, no intuito de assegurar maior efetividade aos resultados alcançados.

### 5.3. Análise de sensibilidade dos testes de diferenças entre médias

De acordo com a hipótese de independência condicional, espera-se que o pesquisador seja capaz de controlar todos os fatores que afetam a presença das famílias no grupo de tratamento. Embora não se possa, ainda, testar a satisfação desta hipótese, é possível analisar em que medida a existência de heterogeneidades não observadas entre os grupos de tratamento e controle podem afetar os efeitos estatisticamente significativos do tratamento sobre as variáveis de interesse. Neste artigo, utilizamos a metodologia dos limites de Rosenbaum no intuito de investigar a importância da influência de fatores não observáveis sobre a decisão de participação das famílias no programa Bolsa Família. Os resultados desta análise indicam quão grandes devem ser os efeitos de fatores não observáveis para que os resultados do pareamento possam ser questionados (RESENDE, 2008). Deve-se ressaltar que à medida que os fatores não observáveis aumentam seu efeito sobre a probabilidade de participação no programa, os intervalos de confiança dos testes de diferença entre as médias do grupo de tratamento e de controle se ampliam e o nível de significância exigido para se considerar os resultados estatisticamente significativos se eleva.

De modo geral, quanto mais próximo da unidade for o valor crítico  $\Gamma$ , mais sensíveis os resultados serão à presença de fatores não observáveis (RESENDE, 2008). Esse teste somente deve ser aplicado junto aos resultados que se mostraram estatisticamente significativos ao nível de 10%, porque esse parâmetro corresponde aquele estabelecido para que se considerassem os resultados dos testes de diferença de médias estatisticamente significativos. Posto isso, a Tabela 8 reúne as estatísticas dos testes de análise de sensibilidade realizada para os resultados de diferenças de médias do grupo de tratamento e de controle referentes às crianças e aos adolescentes que atenderão ao nível de significância anterior. Segundo DiPrete e Gangl (2004) valores críticos  $\Gamma$  abaixo de 1,10 indicam forte influência de fatores não observáveis sobre o efeito do tratamento, assim observa-se que os resultados estimados para crianças e adolescentes são robustos aos efeitos de fatores não observáveis. A proporção de crianças nas famílias que apenas estudam na família, o percentual de crianças nas famílias inativas e a proporção de adolescentes que somente estudam têm valores críticos  $\Gamma$  iguais a 1,57, 1,66 e 2, respectivamente. Ou seja, os fatores não observáveis deveriam elevar as chances de as famílias participarem do programa Bolsa Família em 1,57 para que o efeito do programa sobre essa variável não se revelasse significativo ao nível de 10% ao passo que nos outros casos esses valores são maiores. Vale observar que os impactos do programa para crianças inativas e adolescentes que apenas trabalham assumem maior robustez.

**Tabela 8 – Estimador da análise de sensibilidade ( $\Gamma$ ) para os resultados dos efeitos do programa Bolsa Família e que se mostraram estatisticamente significativos ao nível de significância de 10% entre crianças e adolescentes**

		$\Gamma$	$p >  t $
<b>Crianças</b>	<b>Estuda</b>	1,57	0,099
		1,58	0,110
	<b>Inativos</b>	1,65	0,098
		1,66	0,106
<b>Adolescentes</b>	<b>Estuda</b>	1,29	0,099
		1,30	0,120
	<b>Trabalha</b>	1,99	0,098
		2,00	0,102
		<b>Inativos</b>	1,34
		1,35	0,102

\*Fonte: PNAD (Elaboração Própria)

No recorte meninos e meninas, os impactos do programa em relação aos fatores não observáveis também se revelam robustos (Tabela 9). Em relação aos meninos, o efeito de fatores não observáveis deveria elevar a probabilidade das famílias participarem do programa em 2,56 para que seus efeitos sobre a proporção daqueles que apenas trabalham na família deixasse de ser significativo. No que se refere às

meninas, os fatores não observáveis deveriam elevar a probabilidade de suas famílias participar do programa em 1,50 para que seus impactos não influíssem de modo significativo sobre a proporção de meninas inativas.

De modo geral, os resultados se apresentam robustos ao efeito de fatores não observáveis, dado que o resultado do valor crítico  $\Gamma$  sobre os resultados estatisticamente significativos ao nível de 10% ultrapassam o nível de 1,10 determinado por DiPrete e Gangl (2004). Destaque-se o fato de os resultados para as crianças inativas e para adolescentes e meninos que apenas trabalham se apresentarem mais robustos que os demais resultados significativos.

**Tabela 9 – Estimador da análise de sensibilidade ( $\Gamma$ ) para os resultados dos efeitos do programa Bolsa Família e que se mostraram estatisticamente significativos ao nível de significância de 10% entre meninos e meninas**

		$\Gamma$	$p >  t $
<b>Meninos</b>	<b>Estuda</b>	1,23	0,095
		1,24	0,115
	<b>Trabalha</b>	2,55	0,099
		2,56	0,103
	<b>Inativos</b>	1,33	0,093
		1,34	0,104
<b>Meninas</b>	<b>Estuda</b>	1,46	0,092
		1,47	0,105
	<b>Inativos</b>	1,49	0,096
		1,50	0,104

\*Fonte: PNAD (Elaboração Própria)

## Considerações finais

Neste artigo investigamos os impactos do Programa Bolsa Família sobre o trabalho infanto-juvenil. Assumimos o pressuposto de que o benefício monetário concedido as famílias beneficiárias do programa poderia contribuir para mitigar o trabalho de crianças e adolescentes, uma vez que sua contrapartida seria a presença deles na escola. Noutras palavras, a exigência da presença obrigatória das crianças e adolescentes na escola reduziria as horas disponíveis para o trabalho.

A metodologia eleita foi o Pareamento pelo Escore de Propensão (PEP) que gera, a partir de vários algoritmos, para cada família tratada seu par correspondente no grupo controle. Esse grupo reúne famílias que têm probabilidades de participação no programa estudado semelhantes aquelas que já participam (grupo de tratamento). A metodologia tem o mérito de reduzir o viés que resulta da comparação de famílias com variáveis observadas distintas. Esse viés se verifica em alguns estudos já realizados (FERRO et al, 2005). Em nosso caso, o PEP investiga os efeitos desse programa sobre as crianças e adolescentes das famílias residentes da área urbana e compostas por responsáveis, cônjuges (se houver), filhos, parentes e agregados. Além disso, essas famílias têm, no máximo, três crianças e adolescentes na idade de 7 a 15 anos e renda familiar per capita, líquida das transferências do programa e do trabalho de suas crianças e adolescentes, inferior a R\$300,00.

Os resultados desse estudo se revelaram compatíveis com aqueles encontrados em outras investigações (FERREIRA et al, 2000; CARDOSO et al, 2004; FERRO et al, 2005). Notamos que o programa contribui para elevar a presença de crianças e adolescentes, meninos e meninas, na escola e, também, para reduzir o grau de inatividade destes grupos nas famílias. Por outro lado, os resultados mostram que apenas entre os adolescentes e os meninos, o programa se mostrou capaz de alterar a proporção dos que trabalham. Ademais, esses efeitos do programa se revelam tímidos. O programa, por sua vez, não teve impacto significativo sobre a proporção daqueles que estudam e trabalham. Cabe observar que esse grupo reúne o maior percentual de crianças, adolescentes, meninos e meninas trabalhadores.



No intuito de analisar a robustez dos resultados significativos adotamos a metodologia de análise de sensibilidade. Os testes apontaram que os resultados significativos ao nível de 10% se revelaram robustos na medida em que a metodologia apontou que os efeitos do programa deixariam de ser estatisticamente significativos em virtude da influência de fatores não observáveis para valores da estatística  $\Gamma$  superiores ao limite crítico  $\Gamma = 1,10$ .

Os aspectos positivos dos resultados encontrados nesse estudo, embora tímidos, consistem na maior frequência escolar e na menor ociosidade de crianças, adolescentes, meninos e meninas que participam do programa. Os aspectos negativos se referem aos efeitos não significativos do programa sobre o grupo de crianças, adolescentes, meninos e meninas que trabalham e estudam. Neste sentido, o programa Bolsa Família é, por um lado, um importante instrumento para se elevar a frequência escolar das crianças, mas, por outro lado, não se mostra suficiente para restringir as atividades de trabalho. Devemos ter em mente que, mesmo em complemento à atividade escolar, o trabalho prejudica o desempenho escolar e favorece o abandono da escola, possibilidade que aumenta na medida em que as reprovações escolares se tornam mais frequentes (CACCIAMALI et al, 2003).

Em resumo, o programa Bolsa Família não confirmou o pressuposto que adotamos no início do estudo. As limitações do programa poderiam ser atenuadas se o Bolsa Família incluísse, em suas condicionalidades, a exigência de uma jornada escolar estendida (CACCIAMALI et al, 2008, p. 88). Contudo, essa iniciativa poderia se revelar insuficiente já que não ataca outros fatores que favorecem o trabalho infanto-juvenil, tais como a carência de recursos culturais, sociais e econômicos vivenciada pelas famílias. Resultados mais efetivos exigem que se estabeleçam ações articuladas entre o programa Bolsa Família e outras iniciativas, para que se dê conta dos determinantes do trabalho infanto-juvenil.

Em junho de 2008, o governo federal expandiu a cobertura do programa e elevou o montante dos benefícios, a fim de contemplar os adolescentes de 16 e 17 anos. Os benefícios concedidos por criança (até o limite de três crianças) passaram de R\$15,00 para R\$18,00, assim como o benefício básico passou de R\$50,00 para R\$58,00. O limite de renda per capita para que as famílias possam pleitear sua participação no programa passou de R\$100,00 para R\$120,00, enquanto o limite de renda per capita para que a família participante receba o benefício básico passou de R\$50,00 para R\$60,00. A principal novidade do programa, contudo, é a concessão de benefício monetário no valor de R\$30,00 para adolescentes de 16 e 17 anos, podendo ser concedido para até dois adolescentes por família. Com base nessas novas características, o montante total em benefícios que as famílias podem receber passou de R\$95,00 para R\$172,00, aumento de 81,05% no montante concedido. Essas alterações do programa Bolsa Família estão na direção correta na medida em que estende a faixa etária de cobertura do programa e o montante dos benefícios, porém não eleva o valor monetário pago ao adolescente de 14 anos de idade que certamente tem um custo de oportunidade distinto de uma criança de 8 anos. Ademais, o programa Bolsa Família não se encontra articulado com outros programas e ações, voltados ao combate de outras formas de privação tão importantes quanto a renda e que também importam para assegurar a permanência das crianças e adolescentes na escola e a erradicação do trabalho infanto-juvenil.

## Referências

ARIÈS, Philippe. **História social da criança e da família**. 2 ed. Tradução de Dora Flaksman. Rio de Janeiro: Guanabara, 1986.

AZEVÊDO, José Sérgio Gabrielli; MENEZES, Antônio Wilson Ferreira; FERNANDES, Cláudia Monteiro. **Fora de lugar: crianças e adolescentes no mercado de trabalho**. São Paulo: Associação Brasileira de Estudos do Trabalho, 2000.

BECKER, Gary S. Investment in Human Capital: A theoretical analysis. **The Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, p. 9-49, 1962. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1829103>>. Acesso em: 5 jun. 2010.

BECKER, Gary S.; TOMES, Nigel. Human Capital and the Rise and Fall of Families. **Journal of Labor Economics**, v. 4, n. 3, Jul., 1986, p. S1-S39.

BOURDIEU, Pierre. O capital social - notas provisórias. In: NOGUEIRA, Maria Alice; CATANI, Afrânio (Org.). **Escritos de educação**. Petrópolis: Vozes, 1998. p. 65-70.

BOURDIEU, Pierre. **Os três estados do capital cultural**. In: NOGUEIRA, Maria Alice; CATANI, Afrânio (Orgs.). **Escritos de educação**. Petrópolis: Vozes, 1998. pp. 71-80.

BRASIL. Constituição (1988). **Emenda constitucional nº 20, de 15 de dezembro de 1998**. Modifica o sistema de previdência social, estabelece normas de transição e dá outras providências. Disponível em: < <http://www010.dataprev.gov.br/sislex/paginas/30/1998/20.htm>>. Acesso em: 9 jun. 2008.

BRASIL. Estatuto da Criança e do Adolescente (1990). **Lei nº 8.069, de 13 de julho de 1990, Lei nº 8.242, de 12 de outubro de 1991**. 3. ed. Brasília: Câmara dos Deputados, 2001.

BRASIL. **Lei nº 11.692, de 10 de junho de 2008**. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/\\_Ato2007-2010/2008/Lei/L11692.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2007-2010/2008/Lei/L11692.htm)> Acesso em: 15 jan. 2009.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome. **Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI)**. Disponível em: <<http://www.mds.gov.br/programas/rede-suas/protecao-social-especial/programa-de-erradicacao-do-trabalho-infantil-peti>>. Acesso em: 29 set. 2008.

CACCIAMALI, Maria Cristina; TATEI, Fábio; FERREIRA BATISTA, Natália Nunes. Pobreza, trabalho infantil e Programa Bolsa Família. In: CACCIAMALI, Maria Cristina; JOSÉ SILVA, Maria de Fátima (Org.). **A construção da igualdade de gênero e raça na América Latina do século XXI: o caso do Brasil**. São Carlos: Suprema, 2008. p. 81-114.

CACCIAMALI, Maria Cristina; BRAGA, Thaiz. Política e ações para o combate ao trabalho infantil no Brasil. In: CACCIAMALI, Maria Cristina; CHAHAD, José Paulo Zeetano (Org.). **Mercado de trabalho no Brasil: novas práticas trabalhistas, negociações coletivas e direitos fundamentais no trabalho**. São Paulo: LTr, 2003. p. 395-432.

CARDOSO, Eliana; SOUZA, André Portela. **The impact of cash transfers on child labor and school attendance in Brazil**. Nashville: Vanderbilt University, 2004.

DIPRETE, Thomas A.; GANGL, Markus. Assessing bias in the estimation of causal effects: Rosenbaum bounds on matching estimators and instrumental variables estimation with imperfect instruments. **Sociological Methodology**, v. 34, n. 1, p.271-310, Apr. 2004. Disponível em: <[http://www.wjh.harvard.edu/~winship/cfa\\_papers/HBprop\\_021204.pdf](http://www.wjh.harvard.edu/~winship/cfa_papers/HBprop_021204.pdf)>. Acesso em: 2 jul. 2008.

EMERSON, Patrick M.; SOUZA, André Portela. Is there a child labor trap? Inter-generational persistence of child labor in Brazil. **Economic Development and Cultural Change**, v. 51, n. 2, p. 375-398, 2003.

FERREIRA, Francisco; BOURGUIGNON, François; LEITE, Phillippe. **Ex-ante evaluation of conditional cash transfers programs: the case of bolsa escola**. 2002. Disponível em: <<http://www.wdi.umich.edu/files/Publications/WorkingPapers/wp516.pdf>>. Acesso em: 8 jan. 2008.

FERRO, Andréa Rodrigues; KASSOUF, Ana Lúcia. Avaliação de impacto dos programas de bolsa escola no trabalho infantil no Brasil. **Revista Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 35, n. 3, p. 417-444, 2005.

GOMES, Jerusa Vieira. **Jovens urbanos pobres: anotações sobre escolaridade e emprego**. Disponível em: < [http://www.anped.org.br/rbe/rbedigital/RBDE05\\_6/RBDE05\\_6\\_07\\_JERUSA\\_VIEIRA\\_GOMES.pdf](http://www.anped.org.br/rbe/rbedigital/RBDE05_6/RBDE05_6_07_JERUSA_VIEIRA_GOMES.pdf)>. Acesso em: 16 out. 2008.

HECKMAN, J.; ICHIMURA, J. S.; TODD, P. Characterizing selection bias using experimental data. **Econometrica**, n. 66, p. 1017-1098, 1998.

KASSOUF, Ana Lúcia. **Aspectos socioeconômicos do trabalho infantil no Brasil**. Brasília: Ministério da Justiça, Secretaria de Estado dos Direitos Humanos, 2002. 123 p.

KASSOUF, Ana Lúcia. **Tendências do Trabalho infantil no Brasil entre 1992 e 2002**. Brasília: OIT, 2004a. 127 p.

KASSOUF, Ana Lúcia. **O trabalho infantil no ramo agrícola brasileiro**. Brasília: OIT, 2004b. 89 p.

KASSOUF, Ana Lúcia. O que conhecemos sobre o trabalho infantil? **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 17, n. 2, p. 323-350, 2007.

MEDEIROS, Marcelo; BRITTO, Thiago; SOARES, Fábio Veras. **Programas focalizados de transferência de renda: contribuições para o debate.** Rio de Janeiro: IPEA, 2007 (Texto para discussão n° 1283).

NEDER, Henrique Dantas. **Amostragem em pesquisas socioeconômicas.** Campinas: Alínea, 2008.

PORTUGAL, Luciana Vergara Ferreira. **O trabalho infantil e o PETI na área urbana do Rio de Janeiro.** 2007. 158 f. Dissertação (Mestrado em Serviço Social) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2007.

RESENDE, Anne Caroline Costa. Avaliando resultados de um programa de transferência de renda: o impacto do Bolsa-Escola sobre os gastos das famílias brasileiras. **Estudos Econômicos**, Instituto de Pesquisas Econômicas, v. 38, p. 235-265, 2008.

ROMERO, Júlio Alfredo Rachumi; HERMETO, Ana Maria. **Avaliação de impacto do Programa Bolsa Família sobre indicadores educacionais: uma abordagem de regressão descontínua.** In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37., 2009, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: ANPEC, 2009. 20 p. CD-ROM.

ROSENBAUM, P. R. **Observational Studies.** New York: Springer, 2002.

ROSENBAUM, Paul; RUBIN, Donald. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, n. 70, p. 41-50, 1985.

ROSENZWEIG, Mark R. Household and non-household activities of youths: issues of modelling, data and estimation strategies. In: ODGERS, Gerry; STANDING, Guy. (Ed.). **Child work, poverty and underdevelopment.** Genebra: ILO, 1981.

ROY, A. Some Thoughts of the Distribution of Earning. **Oxford Economic Papers**, n. 3, p. 135-145, 1951.

RUBIN, D. Estimating Causal Effects to Treatments in Randomised and Nonrandomised Studies. **Journal of Educational Psychology**, n. 66, p. 688-701, 1974.

RUBIN, D. B.; THOMAS, N. Matching Using Estimated Propensity Scores: Relating Theory to Practice. **Biometrics**, v. 52. p. 249-264, 1996.

SEN, Amartya Kumar. **Desenvolvimento como liberdade.** Tradução de Laura Teixeira Motta. São Paulo: Companhia das Letras, 2000.

SIANESI, Barbara. An Evaluation of the Active Labour Market Programmes in Sweden. **The Review of Economics and Statics**, v. 86, n. 1, p. 133-155 2004.

WOOLDRIDGE, Jeffrey. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna.** Tradução de Rogério César de Souza; José Antônio Ferreira. São Paulo: Pioneira, 2006.

## APÊNDICE

### A1. Pareamento via algoritmo do vizinho mais próximo com caliper de 25% e trimming de 5%

Tabela 12 – Estimador do teste de diferenças entre médias (TDM) de crianças e adolescentes com idades entre sete e doze anos, residentes na zona urbana e que declararam apenas estudar, estudar e trabalhar, apenas trabalhar ou nem estudar ou trabalhar na semana de 24 a 30 de setembro de 2006

		Tratados	Não Tratados	TDM	Erro-padrão	t	P> t	Intervalo de Confiança (95%)	
Crianças	Estuda	0,981	0,973	0,008	0,004	1,75	0,080***	-0,001	0,017
	Estuda e Trabalha	0,007	0,005	0,002	0,002	1,17	0,243	-0,001	0,006
	Trabalha	0,000	0,002	-0,002	0,002	-1,57	0,117	-0,006	0,001
	Inativos	0,012	0,020	-0,008	0,004	-2,08	0,038**	-0,015	-0,000
Adolescentes	Estuda	0,834	0,804	0,040	0,013	2,63	0,009*	0,009	0,061
	Estuda e Trabalha	0,116	0,129	-0,013	0,011	-1,19	0,233	-0,034	0,008
	Trabalha	0,012	0,026	-0,013	0,006	-2,17	0,030**	-0,025	-0,001
	Inativos	0,033	0,041	-0,009	0,006	-1,48	0,139	-0,021	0,003

Legenda: \*Significativo em nível de 1%; \*\*Significativo em nível de 5%; \*\*\*Significativo em nível de 10%

Tabela 13 – Estimador do teste de diferenças entre médias (TDM) de meninos e meninas com idades entre sete e doze anos, residentes na zona urbana e que declararam apenas estudar, estudar e trabalhar, apenas trabalhar ou nem estudar ou trabalhar na semana de 24 a 30 de setembro de 2006

		Tratados	Não Tratados	TDM	Erro- padrão	t	P> t	Intervalo de Confiança (95%)	
Meninos	Estuda	0,916	0,851	0,065	0,031	2,06	0,039**	0,003	0,126
	Estuda e Trabalha	0,058	0,096	-0,038	0,031	-1,22	0,221	-0,099	0,023
	Trabalha	0,006	0,023	-0,017	0,007	-2,47	0,014**	-0,031	-0,004
	Inativos	0,021	0,030	-0,009	0,006	-1,55	0,121	-0,021	0,002
Meninas	Estuda	0,952	0,925	0,027	0,011	2,42	0,015**	0,005	0,049
	Estuda e Trabalha	0,029	0,045	-0,015	0,010	-1,55	0,121	-0,035	0,004
	Trabalha	0,002	0,003	-0,000	0,002	-0,28	0,781	-0,004	0,003
	Inativos	0,016	0,027	-0,011	0,005	-2,14	0,032**	-0,021	-0,001

Legenda: \*Significativo em nível de 1%; \*\*Significativo em nível de 5%; \*\*\*Significativo em nível de 10%

## A2. Bootstrapping

Tabela 14 – Estimador do teste de diferenças entre médias (TDM) de crianças e adolescentes com idades entre sete e doze anos, residentes na zona urbana e que declararam apenas estudar, estudar e trabalhar, apenas trabalhar ou nem estudar ou trabalhar na semana de 24 a 30 de setembro de 2006

		Tratados	Não Tratados	TDM	Erro- padrão	z	P> z	Intervalo de Confiança (95%)	
Crianças	Estuda	0,981	0,972	0,008	0,004	2,06	0,040**	0,000	0,016
	Estuda e Trabalha	0,007	0,005	0,002	0,002	1,32	0,186	-0,001	0,005
	Trabalha	0,000	0,002	-0,002	0,002	-1,60	0,110	-0,006	0,001
	Inativos	0,012	0,020	-0,008	0,003	-2,48	0,013**	-0,014	-0,002
Adolescentes	Estuda	0,832	0,779	0,053	0,013	3,95	0,000*	0,027	0,079
	Estuda e Trabalha	0,124	0,143	-0,019	0,011	-1,68	0,092***	-0,041	0,003
	Trabalha	0,012	0,027	-0,015	0,005	-2,74	0,006*	-0,025	-0,004
	Inativos	0,032	0,051	-0,019	0,007	-2,79	0,005*	-0,033	-0,006

Legenda: \*Significativo em nível de 1%; \*\*Significativo em nível de 5%; \*\*\*Significativo em nível de 10%

Tabela 15 – Estimador do teste de diferenças entre médias (TDM) de meninos e meninas com idades entre sete e doze anos, residentes na zona urbana e que declararam apenas estudar, estudar e trabalhar, apenas trabalhar ou nem estudar ou trabalhar na semana de 24 a 30 de setembro de 2006

		Tratados	Não Tratados	TDM	Erro- padrão	z	P> z	Intervalo de Confiança (95%)	
Meninos	Estuda	0,915	0,889	0,026	0,010	2,75	0,006*	0,008	0,045
	Estuda e Trabalha	0,058	0,061	-0,003	0,008	-0,34	0,731	-0,019	0,013
	Trabalha	0,006	0,017	-0,011	0,003	-3,44	0,001*	-0,018	-0,005
	Inativos	0,021	0,033	-0,012	0,004	-2,94	0,003*	-0,020	-0,004
Meninas	Estuda	0,953	0,925	0,028	0,009	3,06	0,002*	0,010	0,046
	Estuda e Trabalha	0,029	0,045	-0,016	0,008	-1,99	0,047**	-0,032	-0,000
	Trabalha	0,002	0,003	-0,000	0,002	-0,32	0,746	-0,003	0,002
	Inativos	0,016	0,027	-0,012	0,004	-2,77	0,006*	-0,020	-0,003

Legenda: \*Significativo em nível de 1%; \*\*Significativo em nível de 5%; \*\*\*Significativo em nível de 10%