

ARACY ALVES DE ARAÚJO

O PROGRAMA BOLSA-FAMÍLIA E O TRABALHO INFANTIL NO BRASIL

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL
2010

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e
Classificação da Biblioteca Central da UFV**

T

A663p
2010

Araújo, Aracy Alves de, 1977-
O Programa Bolsa-Família e o trabalho infantil no Brasil /
Aracy Alves de Araújo. – Viçosa, MG, 2010.
xiv, 129f. ; 29cm.

Inclui apêndices.

Orientador: Marília Fernandes Maciel Gomes.

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 118-125.

1. Programa Bolsa Família (Brasil). 2. Trabalho infantil -
Brasil. 3. Política pública – Brasil. 4. Política social - Brasil.
I. Universidade Federal de Viçosa. II. Título.

CDD 22.ed. 353.5309813

ARACY ALVES DE ARAÚJO

**O PROGRAMA BOLSA-FAMÍLIA E O TRABALHO INFANTIL NO
BRASIL**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

APROVADA: 13 de agosto de 2010.



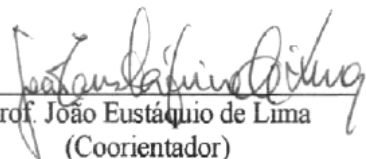
Prof. Henrique Dantas Neder



Prof. Steven M. Helfand



Prof. Suely de Fátima Ramos Silveira



Prof. João Eustáquio de Lima
(Coorientador)



Prof. Marília Fernandes Maciel Gomes
(Orientadora)

*Às crianças, visíveis e invisíveis; que alcancem dias melhores.
À minha família, em especial minha mãe e minha avó, motivo do meu
esforço diário.
Ao Claudionor.*

AGRADECIMENTOS

Agradeço em primeiro lugar “Aquele que é poderoso para fazer infinitamente mais do que tudo quanto pedimos ou pensamos, conforme o seu poder que opera em nós” (Ef. 3:20).

À professora Marília Fernandes Maciel Gomes, pela orientação, paciência, amizade e por acreditar em mim, meu mais sincero agradecimento.

Aos professores co-orientadores, Alexandre Bragança Coelho e João Eustáquio de Lima. E ainda ao professor Leonardo Bornacki de Mattos, pelas sugestões durante a elaboração do projeto. Aos demais professores do Departamento de Economia Rural, por todos ensinamentos.

A todos os funcionários do DER, especialmente à Carminha, pela sua grande disponibilidade em ajudar. Muito obrigada, Carminha, por todas as palavras de apoio e incentivo.

Agradeço à Universidade Federal do Piauí, pela concessão dos 29 meses de afastamento. Agradeço aos professores do Departamento de Ciências Econômicas e Quantitativas do Campus Ministro Reis Velloso, em especial aos professores Ariosto de Oliveira Lima, Antonio Laécio Melo de Freitas e José Duarte Baluz. Aos professores Francisco de Assis Velloso Filho e Maria do Socorro Lira Monteiro, que expressaram sua confiança em mim desde o início da jornada.

Durante o período em Viçosa, recebi ajuda de muitos queridos amigos, os quais guardarei sempre na memória e no coração. Agradeço à Ana Paula, Vinicius e Evelyn, por me ajudarem a sobreviver no Ed. Belvedere. Aos amigos da Aliança Bíblica Universitária da pós-graduação, por me adotarem, em especial à Grazi e Wilde, Lenira e Evaldo e Livia e Cleibe.

Agradeço aos amigos do programa de Mestrado e Doutorado em Economia, pelos momentos compartilhados de companheirismo e muito estudo. À Márcia pela amizade; à Patrícia, pela companhia nos estudos *on line* e na IPV; ao Gil e Henrique Brigade, pelos momentos de descontração e corrida na lagoa. Ao Alexandre Gervásio, pela amizade construída nesse período. Aos amigos de estudo e aperreio, Carol, Elaine, Elvânio, Cristiano e Ricardo Bruno.

À Mirelle, que sempre cuidou de mim, sou grata por tudo. Ao Talles, pelos momentos de descontração proporcionados; à Vanessa, Eliane, Rosangela, Denis e Henrique Duarte, exemplos de dedicação; ao Jean, pelas longas horas de conversa sobre a vida; ao Gilney, pelas palavras suaves e de confiança; ao Airton, pela disposição em compartilhar conhecimento; à Cristina Márcia, pela amizade, ajuda na Econometria I, e convívio no Belvedere. À Cláudia Sonaglio (madrinha) por ter sempre uma palavra de apoio. E ao João Ricardo, que sempre esteve pronto a ajudar, pelas palavras de conforto e por expressar confiança em mim, sou infinitamente grata.

Agradeço à minha família, por acreditar e torcer para que tudo fosse de acordo com os propósitos de Deus. A distância nesse período foi somente física, podem acreditar.

Agradeço de forma toda especial ao Clau, que não me deixou desistir, deu-me todo o incentivo e amor, além de aguentar todo o meu stress durante o curso e no desenvolvimento da tese. Eu não teria tido forças para continuar sem você, meu presente de Deus mais que especial.

Por fim, ao Departamento de Economia Rural e à Universidade Federal de Viçosa, pela excelência no ensino, agradeço a oportunidade que me foi concedida e o crescimento profissional e pessoal que me propiciaram.

BIOGRAFIA

ARACY ALVES DE ARAÚJO, filha de Maria das Graças Alves de Araújo, nasceu em Juazeiro do Norte, Ceará, em 03 de setembro de 1977.

Em setembro de 2002 bacharelou-se em Ciências Econômicas pela Universidade Federal do Piauí - UFPI, em Teresina (PI).

Em março de 2003 ingressou no Programa de Mestrado em Desenvolvimento e Meio Ambiente, na Universidade Federal do Piauí, concluindo os requisitos para obtenção do título de mestre em maio de 2005. Em outubro do mesmo ano, tomou posse no cargo de professor Assistente no Campus Ministro Reis Velloso, Parnaíba (PI), da Universidade Federal do Piauí.

Iniciou os estudos de doutorado na Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais, no Departamento de Economia Rural em março de 2007, tendo concluído o curso em agosto de 2010.

SUMÁRIO

	Página
LISTA DE TABELAS.....	viii
RESUMO.....	xi
ABSTRACT.....	xiii
1. INTRODUÇÃO.....	1
1.1. Considerações iniciais.....	1
1.2. O problema e sua importância.....	4
1.3. Hipótese.....	7
1.4. Objetivos.....	8
1.4.1. Objetivo geral.....	8
1.4.2. Objetivos específicos.....	8
2. O TRABALHO INFANTIL NO BRASIL E PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA.....	9
2.1. Programas de transferência de renda no Brasil e o Programa Bolsa-Família- PBF.....	12
3. REFERENCIAL TEÓRICO.....	18
3.1. A decisão da alocação do tempo das famílias.....	18
3.2. Políticas públicas.....	22
3.2.1. Conceito, tipologia e modelos de políticas públicas.....	22
4. METODOLOGIA.....	26
4.1. Determinantes da escolha entre estudo e trabalho das crianças.....	27
4.2. Avaliação do Programa Bolsa - Família sob a ótica do trabalho infantil no Brasil e no Nordeste: diferença entre beneficiários e não beneficiários.....	31

4.3. Efeito de tratamento e viés de seleção	32
4.3.1 Pareamento.....	36
4.3.2. Escore de propensão e cálculo do ETM.....	37
4.4 Aplicação do método de avaliação: diferenças entre beneficiários e não beneficiários do PBF	39
4.4.1. Qualidade dos pareamentos	43
4.4.2. Análise de sensibilidade.....	44
4.5. Fonte de dados	46
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	49
5.1. O trabalho infantil e o trabalho infantil doméstico no Brasil: análise dos principais determinantes	49
5.1.1 Características do trabalho infantil no Brasil – análise descritiva.....	49
5.1.2. Determinantes do trabalho infantil no Brasil, no ano de 2006	52
5.1.3. Características do trabalho infantil doméstico no Brasil – análise descritiva.....	58
5.1.4. Determinantes do trabalho infantil doméstico no Brasil, no ano de 2006....	62
5.2. Avaliação do Programa Bolsa - Família e sua influência no trabalho infantil no Brasil.....	67
5.2.1. Característica das famílias beneficiárias do PBF – análise descritiva das variáveis	68
5.2.2 Cálculo do escore de propensão para o Brasil	78
5.2.3 Qualidade dos pareamentos	83
5.2.4 Efeito do Programa Bolsa-Família sobre o trabalho infantil no Brasil.....	87
5.2.5 Análise de sensibilidade para o efeito do tratamento médio	91
5.3. Avaliação do Programa Bolsa-Família sobre a influência no trabalho infantil no Nordeste	93
5.3.1 Característica das famílias da amostra do Nordeste	93
5.3.2 Cálculo do escore de propensão para o Nordeste	101
5.3.3 Qualidade dos pareamentos	105
5.3.4 Efeito do Programa Bolsa-Família sobre o trabalho infantil no Nordeste...	108
5.3.5 Análise de sensibilidade para o efeito do tratamento médio	112
6. RESUMO E CONCLUSÕES	114
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	118
APÊNDICE.....	126

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Estatística descritiva (média) das variáveis tamanho da família (<i>tamfam</i>) e renda líquida das transferências governamentais (<i>renliq</i>) utilizadas no modelo logit multinomial de determinação do trabalho infantil, 2006.....	50
Tabela 2 - Estatística descritiva (proporção %) das variáveis utilizadas no modelo logit multinomial de determinação do trabalho infantil, 2006.....	51
Tabela 3 - Determinantes do estudo e trabalho das crianças, de 10 a 15 anos, e efeito do plano amostral – MEFF, ano de 2006.....	53
Tabela 4 - Efeito marginal e erro-padrão linearizado das variáveis do modelo de determinação das atividades de estudo e trabalho das crianças, de 10 a 15 anos de idade, Brasil, 2006.....	54
Tabela 5- Estatística descritiva (média) das variáveis tamanho da família (<i>tamfam</i>) e renda líquida em reais (renda) utilizadas no modelo logit multinomial de determinação do trabalho infantil doméstico, 2006.....	59
Tabela 6 - Estatística descritiva (proporção %) das variáveis utilizadas no modelo logit multinomial de determinação do trabalho infantil doméstico, 2006 ...	60
Tabela 7- Determinantes do estudo e trabalho doméstico das crianças de 10 a 15 anos e efeito do plano amostral – MEFF, ano de 2006.....	62
Tabela 8 - Efeito marginal e erro-padrão linearizado das variáveis do modelo de determinação das atividades de estudo e trabalho doméstico das crianças de 10 a 15 anos de idade, Brasil, 2006.....	63
Tabela 9 - Estatística descritiva (média e erro-padrão linearizado) das variáveis <i>criança</i> , tamanho da família (<i>tamfam</i>) e renda líquida das transferências governamentais (<i>renliq</i>), considerando o plano amostral. Brasil, 2006.....	70

Tabela 10 – Estatística descritiva das variáveis proporção, erro-padrão linearizado e intervalo de confiança, renda até R\$ 100,00	71
Tabela 11- Estatística descritiva das variáveis: proporção, erro-padrão linearizado e intervalo de confiança, renda de R\$ 300,00	74
Tabela 12 - Estimativas do modelo logit para o grupo de famílias com renda <i>per capita</i> líquida das transferências até R\$ 100,00.....	79
Tabela 13- Estimativas do modelo logit para o grupo de famílias com renda <i>per capita</i> líquida das transferências menor ou igual a R\$ 300,00	82
Tabela 14 - Análise do viés padronizado para a amostra de indivíduos pareados e não pareado, grupo de renda de R\$ 100,00	85
Tabela 15 - Análise do viés padronizado para a amostra de indivíduos pareados e não pareado, grupo de renda de R\$ 300,00.....	86
Tabela 16 - Efeito de tratamento médio sobre o tratado para as variáveis trabalho infantil (<i>trabainfantil</i>), trabalho infantil de meninas (<i>trabinfmeninas</i>), trabalho infantil de negros (<i>trabinfnegros</i>) e trabalho infantil doméstico (<i>trabinfdom</i>), grupo de famílias com renda R\$ 100,00, Brasil, ano de 2006.....	88
Tabela 17 - Efeito de tratamento médio sobre o tratado para as variáveis trabalho infantil (<i>trabainfantil</i>), trabalho infantil de meninas (<i>trabinfmeninas</i>), trabalho infantil de negros (<i>trabinfnegros</i>) e trabalho infantil doméstico (<i>trabinfdom</i>), grupo de famílias com renda R\$ 300,00, Brasil, ano de 2006.....	89
Tabela 18 - Limites de Rosebaum para as variáveis de interesse, nível de renda de R\$ 100,00 e R\$ 300,00, ano de 2006	92
Tabela 19- Média e erro-padrão linearizado das variáveis <i>criança</i> , tamanho da família (<i>tamfam</i>) e renda líquida das transferências governamentais (<i>renliq</i>), Nordeste, 2006	94
Tabela 20 – Características das famílias com renda até R\$ 100,00, Nordeste, 2006	95
Tabela 21- Características das famílias com renda até R\$ 300,00, Nordeste, 2006.....	98
Tabela 22 - Estimativas do modelo logit para o grupo de famílias com renda <i>per capita</i> líquida das transferências até R\$ 100,00, Nordeste, 2006	102
Tabela 23- Estimativas do modelo logit para o grupo de famílias com renda <i>percapita</i> líquida das transferências de até R\$ 300,00 Nordeste, 2006	104
Tabela 24 - Análise do viés padronizado para a amostra de indivíduos pareados e não pareado, grupo de renda de até R\$ 100,00, Nordeste, 2006.....	105
Tabela 25- Análise do viés padronizado para a amostra de indivíduos pareados e não pareado, grupo de renda de R\$ 300,00, Nordeste, 2006.	107

Tabela 26 - Efeito de tratamento médio sobre o tratado para as variáveis trabalho infantil (<i>trabainfantil</i>), trabalho infantil de meninas (<i>trabinfmeninas</i>), trabalho infantil de negros (<i>trabinfnegros</i>) e trabalho infantil doméstico (<i>trabinfdom</i>), grupo de famílias com renda R\$ 100,00, Nordeste, ano de 2006.....	109
Tabela 27- Efeito de tratamento médio sobre o tratado para as variáveis trabalho infantil (<i>trabainfantil</i>), trabalho infantil de meninas (<i>trabinfmeninas</i>), trabalho infantil de negros (<i>trabinfnegros</i>) e trabalho infantil doméstico (<i>trabinfdom</i>), grupo de famílias com renda R\$ 300,00, Nordeste, ano de 2006.....	110
Tabela 28 - Limites de Rosembaum para as variáveis de interesse contemplando os dois níveis de renda, Nordeste, ano de 2006.....	112

RESUMO

ARAÚJO, Aracy Alves de, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, agosto de 2010. **O programa bolsa-família e o trabalho infantil no Brasil.** Orientadora: Marília Fernandes Maciel Gomes. Coorientadores: João Eustáquio de Lima e Alexandre Bragança Coelho.

O trabalho infantil é um problema que atinge, aproximadamente, 218 milhões de crianças no mundo. No Brasil, em 2007, em torno de 4,8 milhões de crianças e adolescentes, de 5 a 17 anos, possuíam alguma atividade laboral. Na tentativa de eliminar ou de pelo menos amenizar o problema do trabalho infantil, o governo federal brasileiro vem, ao longo dos anos, adotando políticas que visam combater a pobreza e suas consequências e, para tanto, foi criado, em 2004, o programa de transferência de renda com condicionalidades, o Bolsa-Família. As famílias beneficiárias do PBF, entre outras, precisavam manter as crianças na escola e retirá-las da situação de trabalho. Questiona-se, entretanto, se o Programa Bolsa-Família tem sido um programa social capaz de colaborar para a diminuição do trabalho infantil no Brasil. Guiados pela hipótese de que o Programa Bolsa-Família possibilitou a redução do número de crianças em situação de trabalho, independente do gênero e da região do país onde essa vive, buscou-se, neste trabalho, verificar se ocorreu redução no trabalho infantil entre as crianças pertencentes às famílias beneficiárias do Programa Bolsa-Família, para o ano de 2006. Para alcançar este objetivo foi utilizado o método de

pareamento baseado no escore de propensão. Este procedimento consiste em encontrar um grupo de comparação que seja perfeitamente comparável a um grupo de tratamento a partir de uma amostra de não participantes, mas que tenham características observáveis semelhantes ou muito próximas. Em seguida, calcula-se o efeito médio do tratamento sobre o tratado por meio de algoritmos de pareamento não paramétricos. Os dados utilizados são da Pesquisa Nacional por amostra de domicílios – PNAD, 2006. Os resultados estimados indicam que o PBF foi eficaz para reduzir o trabalho infantil no Brasil e no Nordeste. Este também se mostrou eficaz para reduzir a quantidade de meninas e de crianças declaradas negras trabalhando. No entanto, quando verificado a eficácia do PBF sob a incidência de trabalho infantil doméstico, notou-se que não houve redução deste tipo de trabalho para o Brasil e, nem tampouco, para o Nordeste. Desta forma, conclui-se que o PBF pode ser importante aliado na redução e eliminação do trabalho infantil no Brasil, mas deve-se considerar que além da pobreza existem outros determinantes deste problema e que as diferenças regionais e de sexo devem ser consideradas nas políticas de enfrentamento deste problema.

ABSTRACT

ARAÚJO, Aracy Alves de. Universidade Federal de Viçosa, August, 2010. **Bolsa Família Program and the child labor in Brazil.** Adviser: Marília Fernandes Maciel Gomes. Co-advisers: João Eustáquio de Lima and Alexandre Bragança Coelho.

Child labor is an activity presented in the lives of approximately 218 million children worldwide leading to a serious problem. There were around 4.8 million children and adolescents from 5 to 17 years old in Brazil with some working activity in 2007. The federal government has, over the years, adopting policies to combat poverty and its consequences in an attempt to eliminate, or at least to ease the problem of child labor in Brazil. Bolsa-Familia Program (BFP) – a conditionally cash transfer program created in 2004 – was one of these policies. According to this Program, the families who receive benefits from it must keep children at school and away from working activities. However, a question arises: has the Program really contributed to the decrease of child labor in Brazil? A hypothesis is that it has, no matter the gender of the child and/or the region where he/she lives. In order to test this hypothesis, a cross section study was developed by analyzing data from the National Household Sample Survey – PNAD, for the year 2006, based on the propensity score matching method. It consisted of finding a group of non-participants of the Program, but with observable similar

or very close characteristics, and comparing this group to the treatment group. The comparison made, the average treatment effect on the treated was calculated by nonparametric matching algorithms. The results achieved indicate that when considering child labor in Brazil, BFP contributed to its reduction in general, to the female in relation to the male child, and also to those who declared themselves as black child. The same analysis was done to the Northeast and the results were quite similar. However, BFP did not achieve the same effectiveness when the household child labor was taken into consideration. Based on these results, we can conclude that the Program was a good way to reduce and eliminate child labor in Brazil even though we must highlight the existence of different social problems, not only poverty, and also the gender and regions differences which must be considered when facing child labor.

1. INTRODUÇÃO

1.1. Considerações iniciais

O crescimento econômico e o progresso técnico que as nações vêm apresentando em maior ou menor proporção, ao longo dos anos, não se traduziram em substancial melhoria das condições de vida das pessoas ou na redução das desigualdades sociais. Prova disso é a estimativa, segundo Banco Mundial (2008), de que existiam no mundo, em 2005, aproximadamente, 1,4 bilhão de pessoas vivendo abaixo da linha da pobreza¹.

No Brasil, dos 190 milhões de habitantes, persistiam 53,9 milhões de pobres e 19,9 milhões de pessoas vivendo na situação de extrema pobreza, em 2008 (IPEA, 2010). De acordo com o Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade – IETS (2008), estão em situação de pobreza e indigência as famílias que vivem com menos de R\$ 230,00 e R\$ 66,98 *per capita* mensais, respectivamente².

Uma forma de amenizar a situação de pobreza existente tem sido a adoção intensificada de políticas cujo papel estratégico é promover o desenvolvimento

¹ De acordo com uma nova classificação do Banco Mundial (2008), estar abaixo da linha da pobreza significa viver com menos de US\$ 1,25 por dia.

² Existe discordância em relação ao número de indigentes no Brasil. A principal razão para que isso ocorra é a diferença entre metodologias adotadas por autores e institutos de pesquisa para aferir a indigência. Dependendo da metodologia adotada, o número de indigentes pode ser considerado entre 10 e 50 milhões de brasileiros (SCHWARTZMAN, 2009).

social. Esses programas atendem a situação emergencial de carência das famílias e buscam a redução da pobreza, no longo prazo, ao exigirem que as famílias beneficiárias cumpram algumas condicionalidades. Ademais, tais programas têm importância relevada, por promoverem a inclusão social e distribuição de renda. Um exemplo desses programas sociais é o Programa Bolsa-Família - PBF, instituído, em 2003, pelo governo Federal. O PBF foi formado com base em outros programas sociais, até então vigentes, que foram reunidos com o intuito de beneficiar a família como um todo.

Em 2009, para ser beneficiário do PBF era necessário possuir crianças ou adolescentes na família e renda *per capita* mensal até R\$ 137,00; o programa beneficiava também famílias com renda *per capita* mensal até R\$ 60,00 mesmo que estas não possuíssem crianças e adolescentes. As condicionalidades exigidas pelo PBF são voltadas, principalmente, para os cuidados com a saúde e para a manutenção das crianças na escola. Uma das condicionalidades, de importância preponderante, é a que requer que as crianças não estejam em situação de trabalho e que atendam às atividades do Programa de Erradicação do Trabalho Infantil – PETI. Segundo Ferro e Kassouf (2004), com essas condicionalidades, os programas colaboram para a permanência das crianças na escola e, em consequência, para redução e, ou, eliminação do trabalho infantil, quebrando, assim o ciclo que mantém a pobreza presente na família, por gerações.

Amplamente praticado no mundo, o trabalho infantil pode ser entendido como qualquer atividade laboral remunerada, ou não, que seja exercida por pessoas com idade entre 5 e 17 anos. Uma forma particular de trabalho infantil é o realizado dentro do próprio ambiente familiar, tratado como afazeres domésticos, ou em domicílios de outrem, o trabalho infantil doméstico. Além dos problemas usuais relacionados com todas as formas de trabalho infantil, o doméstico gera preocupações extras, em especial, por ser de mais difícil fiscalização e por ser maior a aceitação, chegando a ser considerado uma forma de aprendizagem e de afastamento das crianças das ruas (Agência de Notícias dos Direitos da Infância - ANDI, 2009).

De acordo com a Organização Mundial do Trabalho – OIT, existiam, em 2003, aproximadamente 218 milhões de crianças trabalhando, no mundo³ (OIT, 2004). Essa questão não é nova, mas continua merecendo destaque, uma vez que tal prática ainda não foi banida da sociedade e, principalmente, por ser estritamente associada à pobreza. No Brasil, em 2007, aproximadamente 4,8 milhões de crianças e adolescentes, de 5 a 17 anos, possuíam alguma atividade laboral (IBGE, 2008). Em geral, grande parte dessas crianças e adolescentes trabalhadoras pertencem às famílias em situação de pobreza, cuja renda *per capita* mensal não ultrapassa meio salário mínimo, o que confirma a relevância e a necessidade de políticas sociais voltadas para eliminar a pobreza e, por conseguinte, o trabalho infantil (SOUZA *et al.*, 1999).

Constatado em todas as camadas sociais, o trabalho infantil não apresenta distinção de sexo, porém, atinge de forma diferenciada meninos e meninas. Sua ocorrência é notada no meio urbano e rural e apresenta-se nas mais diferentes formas, inclusive na forma de trabalho doméstico, que gera preocupações específicas, principalmente porque ocorre fora do sistema econômico (não visa lucro) e tem impacto diferente na socialização para o trabalho, em relação ao exercido em estabelecimentos empresariais.

Assim, por ser o trabalho infantil uma atividade presente nas famílias brasileiras e que se acentuou por causa das mudanças decorrentes de um processo de modernização, contribuindo para a permanência e, ou, recrudescimento da desigualdade social no país, ele merece especial atenção, e faz-se oportuno conhecer se as ações desenvolvidas pelo Programa Bolsa-Família contribuem para solucionar a ameaça que este provoca aos direitos sociais e humanos das crianças.

³ Essa estimativa pode variar dependendo de como o termo trabalho é definido, qual a definição de criança utilizada, como os dados são coletados (BASU; VAN SOURCE, 1998 e RAY, 2000)

1.2. O problema e sua importância

O trabalho infantil é uma atividade que pode comprometer o rendimento escolar, acentuar a exclusão social, diminuir as oportunidades futuras e afetar a saúde dos indivíduos.

No Brasil, Haas *et al* (2003), a partir de dados da PNAD, constataram que durante os anos da década de 1990, 21% das crianças de 5 a 17 anos, residentes nas regiões Sul e Nordeste, exerciam algum tipo de atividade laboral.

Os dados indicaram, ainda, que a taxa de trabalho infantil mostrou-se decrescente durante a referida década, em todas as regiões do país, com desempenho melhor na região Centro – Oeste e pior no Nordeste do Brasil, onde se verificou uma proporção de crianças trabalhando quase constante durante toda a década. Nos anos 2000, ocorreu sensível diminuição dos números referentes ao trabalho infantil no Brasil, e o Nordeste acompanhou esta diminuição, tendo permanecido, no entanto, com a maior quantidade de crianças e adolescentes em situação de trabalho do que qualquer outra região do país (HASS *et al* 2003).

Diante desta situação, as políticas de caráter social, notadamente as de transferências de renda, como o Programa Bolsa-Família, podem contribuir para redução e, ou, eliminação dessa atividade. Conhecer os efeitos dessa política sobre o trabalho infantil é de extrema relevância, dado que a ela é atribuído o importante papel de reduzir desigualdades sociais e, além disso, esta política envolve altos custos relativos aos recursos empregados, o que justifica a sua análise.

Os programas de transferência de renda surgiram como tentativa de aliviar a pobreza no curto prazo e garantir uma vida mais digna aos participantes, no longo prazo, estando os mesmos sujeitos ao cumprimento das condicionalidades. Tais programas são uma realidade na América Latina e no mundo, principalmente em países subdesenvolvidos. No Brasil, os programas sociais são uma realidade: por exemplo, cita-se que, em 2008, o Governo Federal, por meio do PBF, investiu a quantia de R\$ 10,3 bilhões mediante concessão de benefícios (MDS, 2009).

Esse montante despendido pelo PBF possibilitou que cerca de 170 mil famílias ultrapassassem a linha de pobreza e quase 2 milhões de famílias, a linha de extrema pobreza (MDS, 2009). Além disso, o total de famílias beneficiadas alcançou o patamar de 11,1 milhões, representando 44 milhões de pessoas atendidas em todos os municípios brasileiros (MDS, 2008).

Percebe-se, portanto, que os Programas Sociais podem ser um recurso eficaz para o enfrentamento da pobreza, na diminuição da vulnerabilidade social, no acesso à educação e à saúde e na inclusão social, de modo geral. Os resultados de tais programas têm despertado o interesse de vários pesquisadores que investigam diferentes aspectos, principalmente se os objetivos dos programas são alcançados.

Uma discussão relevante, que tem sido trazida à tona no debate acadêmico, envolve a avaliação dos impactos dos programas sociais na incidência de trabalho infantil. Várias são as abordagens, como a de Ferro e Kassouf (2003 e 2004) que avaliaram o Programa Bolsa Escola (PBE), sob esse prisma, e destacaram que este programa contribuiu para reduzir o número de horas mensais de trabalho das crianças. Tal efeito foi considerado um *spillover*, ou seja, um efeito colateral do PBE, uma vez que não era objetivo direto do programa reduzir o trabalho infantil.

Ao analisar o PETI, Soares e Pianto (2003) constataram o efeito positivo dessa política sobre a diminuição do trabalho infantil e, além disso, registraram aumento na frequência escolar tanto para beneficiários quanto para não beneficiários do PETI, porém o efeito foi mais significativo para o primeiro grupo. Podem ser citados, também, os estudos realizados por Cardoso e Souza (2004) e Cacciamali *et al.* (2008), que pesquisaram a incidência de trabalho infantil e a frequência escolar das crianças de famílias beneficiadas com o PBE e o PBF. Cardoso e Souza (2004) usaram dados do Censo e da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios), referentes aos anos de 1992 e 2001; e Cacciamali *et al.* (2008), dados da PNAD 2004. Ambos os grupos de autores chegaram a conclusões parecidas, afirmando que esses programas não foram

eficazes no combate ao trabalho infantil no Brasil, no entanto, aumentaram as chances de uma criança de baixa renda ir para a escola.

Embora Myers (1989) e French (2002), citados por Kassouf (2007), descrevam que pode ser possível conciliar atividade laboral com estudo, sem causar problemas futuros às crianças, há concordância entre pesquisadores que o trabalho infantil impede a aquisição de educação e de formação de capital humano. Kassouf (2007), por exemplo, indica que o trabalho infantil causa danos referentes à educação, ao salário futuro e à saúde dos indivíduos, e Emerson e Souza (2003) também apontaram que quanto mais cedo o indivíduo começa a trabalhar, menor é o seu salário na fase adulta da vida e essa redução é atribuída, em grande parte, à perda dos anos de escolaridade, em razão do trabalho na infância.

O Brasil, como signatário de acordos internacionais contra o trabalho infantil, deve combater este problema como meta prioritária de governo, para, dentre outros fatores, preservar os direitos sociais e humanos da criança. Ações têm sido implantadas desde o lançamento do PETI, em 1996, até o atual PBF, que incorporou o PETI e outros programas. Os beneficiários, assistidos pelo PBF, são sujeitos a algumas condicionalidades, entre outras, a retirada das crianças da situação e exploração do trabalho.

Dessa forma, o PBF está exposto a questionamento acerca da sua efetividade sobre os benefícios gerados para os participantes do programa, uma vez que, conforme mostraram Fernandes e Felício (2005), Tavares e Pazello (2006), Silva (2004), Cardoso e Souza (2004) e Cacciamali *et al.* (2008), há tendência de que os resultados efetivos das políticas estejam muito distantes do que se pretendia alcançar com os programas sociais. Assim, neste trabalho é feito o seguinte questionamento: tem sido o Programa Bolsa-Família um programa social capaz de colaborar para a diminuição do trabalho infantil no Brasil?

Alguns trabalhos têm sido realizados para analisar o impacto PBF e de outros programas sociais, como o PBE, na frequência escolar e oferta de trabalho, porém esses estudos foram realizados quase que imediatamente ao surgimento do programa, ou seja, uma avaliação *on going*, que pouco pode

refletir os resultados dos programas, já que o período de tempo decorrido não é suficiente para mudança de atitudes por parte dos beneficiários. Além disso, as pesquisas realizadas, em geral, consideram o fato de as crianças que estão no mercado de trabalho serem beneficiárias ou não de um programa social, como feito em Ferro e Kassouf (2003 e 2004) e Cacciamali *et al.* (2008), que estudaram os determinantes do trabalho infantil para crianças beneficiárias do PBE, utilizando modelos binários (*probit* e *probit* bivariado, respectivamente), cuja variável dependente era constituída das alternativas das crianças ao trabalho e estudo.

O estudo ora apresentado avança, ao avaliar os efeitos do PBF sobre a incidência de trabalho infantil e ao incorporar à análise a ocorrência da participação das crianças no trabalho infantil doméstico. O trabalho infantil doméstico gera preocupações específicas, principalmente porque ocorre fora do sistema econômico (não visa lucro) e tem um impacto diferente na socialização para o trabalho, em relação ao exercido em estabelecimentos empresariais.

Assim, no presente trabalho busca-se preencher uma lacuna existente e contribuir, com a literatura que aborda a questão do trabalho infantil, para que seja feita uma avaliação *ex-post*, com a qual se pretende alcançar uma resposta que melhor expresse os resultados da política, uma vez que os efeitos já podem ser mensurados. Adicionalmente, com a análise do PBF sobre o trabalho infantil, espera-se obter um entendimento de como as famílias beneficiárias lidam com as condicionalidades e sanções do programa, o que pode vir a contribuir para que os gestores do PBF encaminhem ações voltadas especificamente para o cumprimento das condicionalidades impostas.

1.3. Hipótese

O Programa Bolsa-Família possibilitou a redução do número de crianças em situação de trabalho infantil, independente do gênero e da região do país onde a criança vive.

1.4. Objetivos

1.4.1. Objetivo geral

O presente estudo tem o objetivo geral de verificar se ocorreu redução no trabalho infantil entre as crianças pertencentes a famílias beneficiárias do Programa Bolsa-Família, para o ano de 2006.

1.4.2. Objetivos específicos

- a) Identificar os determinantes da participação das famílias no Programa Bolsa-Família;
- b) Identificar os determinantes do trabalho infantil e infantil doméstico no Brasil.
- c) Analisar se os indivíduos beneficiários estão em situação diferente dos não beneficiários, em relação ao trabalho infantil e trabalho infantil doméstico;
- d) Avaliar a situação de trabalho infantil nas áreas urbanas e rurais, para crianças do sexo feminino e para a região Nordeste.

2. O TRABALHO INFANTIL NO BRASIL E PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA

O trabalho infantil é um tema que tem sido bastante investigado, especialmente nas duas últimas décadas. Surgido na Antiguidade e tendo se acentuado fortemente no período da Revolução Industrial, este problema volta a ganhar destaque na atualidade. De acordo com Kassouf (2007), o motivo renovado do interesse na problemática do trabalho infantil dá-se devido a necessidade de desenvolvimento das nações, que passa pela acumulação de capital humano e, ainda, conforme já destacado, quando as crianças começam a trabalhar precocemente há alta probabilidade de que se tornem adultos não qualificados, o que pode se tornar entrave ao progresso⁴. No entanto, ressalta-se que este problema não é exclusividade de nações pobres ou em desenvolvimento, é registrado também em nações desenvolvidas como Portugal, Estados Unidos e Itália, dentre outros (KENNY, 1999).

Vários autores têm voltado a atenção para o estudo desta mazela, uma vez que identificar e diagnosticar as causas e consequências do trabalho infantil é um passo importante para a sua erradicação. Neste sentido, Psacharopoulos (1997) estudou o tema trabalho infantil, em que aborda o caso da Bolívia e da

⁴ Para um completa explanação sobre o histórico do trabalho infantil no mundo, ver Oliva (2006).

Venezuela. Para a Bolívia, o autor chegou a resultados que apontam a presença do trabalho infantil em todas as classes de renda. O autor identificou ainda que as crianças indígenas, mais velhas e do sexo masculino, pertencentes às famílias que têm uma mulher como chefe, detêm mais chances de decidir pelo trabalho.

Na Venezuela, o autor observou que meninos mais velhos, pertencentes às famílias que têm mulher como chefe e renda doméstica mais baixa, são mais propensos ao trabalho. Por outro lado, se a criança reside no meio urbano, é do sexo feminino, possui alta renda familiar e mora em família pequena, a predisposição ao trabalho diminui, aumentando o tempo dedicado aos estudos.

Jensen e Nielsen (1997) realizaram estudos sobre o trabalho infantil e a presença escolar na Zâmbia. A hipótese definida por ele foi que a pobreza faz com que os pais retirem seus filhos da escola e os envie ao trabalho. Os resultados indicaram que tanto as variáveis econômicas quanto sociais são importantes na escolha entre frequência escolar e trabalho infantil. Foram encontrados indícios de que a pobreza é um forte determinante para a criança deixar a escola. Já Magalhães (2005) ao analisar o trabalho infantil na Ucrânia observou que esse é influenciado pela idade da criança, e, ocorre, principalmente, em regiões menos desenvolvidas.

No Brasil, vários são os autores que versaram sobre o tema. Por exemplo, Leme e Wajnman (2000) fizeram pesquisa para os anos de 1981 a 1998 e identificaram, dentre outros fatores, que viver no meio urbano aumenta a probabilidade de estudar, trabalhando ou não. Corseuil et al. (2001), analisando escolhas críticas dos adolescentes, concluíram que a probabilidade de um jovem estar na escola cresce com o nível de educação dos pais. Tomás (2006) analisou as crianças, separadamente, em várias faixas de idade, e uma de suas conclusões foi que o sexo do chefe da família tem relevância na hora da decisão da criança ir, ou não, trabalhar.

Fora da esfera do debate acadêmico, o trabalho infantil é motivo de preocupação para organismos internacionais como a Organização Internacional do Trabalho – OIT. Empenhada na erradicação do trabalho infantil no mundo, a OIT estabeleceu resoluções que tentam coibir tal prática. Nesse sentido, o

trabalho infantil foi definido tendo como base a Convenção sobre Proibição das Piores Formas de Trabalho, 1999, de nº 182, e a Convenção nº 138, sobre a Idade Mínima para Admissão a Emprego, de 1973.

Aos Estados-membros que ratificassem a Convenção nº 182, caberia adotar medidas imediatas e eficazes que garantissem a proibição e a eliminação das piores formas de trabalho infantil em regime de urgência (Artigo 1º). Por piores formas de trabalho, a OIT classifica, por exemplo, todas as formas de escravidão, utilização de criança para fins de prostituição, de atividades ilícitas, particularmente para a produção e tráfico de drogas e algumas formas de trabalho doméstico, dentre outros⁵.

A legislação brasileira que trata do trabalho infantil também é vasta. Registra-se que, já no ano de 1891, o Decreto Lei 1.313 definia que os menores do sexo feminino, com idade entre 12 e 15 anos e os do sexo masculino, na faixa entre 12 e 14 anos, teriam uma jornada diária, máxima, de 7 horas e fixava uma jornada de 9 horas para os meninos de 14 a 15 anos de idade (BRASIL, 1998).

Em 1927 foi estabelecido o Primeiro Código de Menores da América Latina. Esse vedava o trabalho infantil aos menores de 12 anos de idade e proibia o trabalho noturno aos menores de 18 anos. A Consolidação das Leis do Trabalho (CLT), em 1943, definiu a idade mínima para o trabalho em 12 anos, e estabeleceu as condições permitidas para a realização do trabalho.

Já em 1998 o Brasil adotou idade mínima de 15 anos, para, a partir dela, admitir o ingresso de adolescentes no mercado de trabalho. Este teto de idade era superior a estabelecida pela Convenção nº 138 da OIT, que permitia que países cuja economia e sistemas educacionais não estivessem em efetivo desenvolvimento, adotassem a idade mínima de 14 anos para trabalho.

⁵ O trabalho infantil doméstico não é explicitamente citado na Convenção nº 182 mas recomenda (acompanhando a Recomendação 190) que seja dada especial atenção às meninas; e aos problemas do trabalho escondido, em que as meninas têm um risco especial (...) além disso, o trabalho infantil doméstico no Brasil, da forma como ele é caracterizado (falta de remuneração, abuso físico, psicológico...causando impacto negativo sobre a educação das crianças, saúde)...nestas circunstâncias é considerado como uma das piores formas de trabalho infantil (Hass *et al.*, 2003)

Mesmo diante da legislação em vigor e da sensível redução ocorrida nos anos 2000, persiste de forma contundente o trabalho infantil no Brasil. Ainda existiam, segundo IBGE (2006), aproximadamente, 3,3 milhões de crianças e adolescentes de 5 a 15 anos ocupados em 2006 e, no final da década de 90 registrava-se o dobro de crianças trabalhando. Kenny (1999) diz que estas crianças são as que trabalham em fábricas de sapatos e indústrias domésticas em Franca, São Paulo; cortam cana no interior de Pernambuco; empacotam sal no Ceará; trabalham nas lavouras de fumo no Rio Grande do Sul; coletam laranjas em São Paulo; algodão e sisal na Bahia; quebram pedras na Bahia e tomam conta de fornos de carvão vegetal no Mato Grosso; e as “crianças do barro” do Piauí que trabalham nos fornos de tijolos, dentre outras inúmeras ocupações que as crianças estão sujeitas a praticar.

2.1. Programas de transferência de renda no Brasil e o Programa Bolsa-Família- PBF

No Brasil, ao longo dos anos, uma série de medidas foram implementadas na tentativa de corrigir as distorções sociais causadas pela má distribuição de renda. Inicialmente, nos anos 70, as políticas adotadas eram principalmente políticas que visavam suprir a carência nutricional, ou seja, o combate a fome era prioridade e problema a ser vencido. Segundo Cohn (1995), programas sociais de alimentação e nutrição eram prioridade por que atendiam a população mais pobre e ganhavam mais destaque.

Em meados da década de 80, o tema da alimentação e nutrição ganhou mais força no cenário nacional. Em 1985 surgiram as primeiras referências ao conceito de segurança alimentar no Ministério da Agricultura, sendo elaborada a proposta de uma Política Nacional de Segurança Alimentar baseada em dois objetivos: atender as necessidades alimentares da população e atingir a auto-suficiência nacional na produção de alimentos (COSTA; PASQUAL, 2006).

Os programas sociais evoluíram e passaram a abranger outras necessidades que não só alimentares. A distribuição de alimentos foi substituída

pela transferência de renda, em que essa última dá liberdade às famílias de decidir o destino a ser dado ao recurso. Surgia, assim, uma geração de Programas de Transferência de Renda que começaram a ser implantados a partir do fim da primeira metade da década de 1990, quando as políticas sociais passaram a ser formuladas levando-se em conta a pobreza como questão social (CONH, 2005).

Os programas de transferência de renda têm a finalidade de criar uma rede de proteção social para as populações mais pobres, por meio de uma complementação da renda familiar. Muitos desses programas impõem condicionalidades aos participantes com o objetivo de assegurar que as pessoas assistidas no curto prazo se tornarão independentes daquele benefício no longo prazo.

Para atender a demanda das questões sociais, foi criado, em 1992, o Programa de Garantia de Renda Mínima (PGRM), por meio do qual toda a pessoa de 25 anos ou mais que não recebesse o equivalente, na época, a cerca de R\$ 350,00, teria o direito de receber 30%, ou até 50%, da diferença entre aquela quantia e sua renda (BRASIL, 1992).

A primeira experiência do PGRM foi feita em Campinas, na metade dos anos 1990. O PGRM era dirigido às famílias em situação de pobreza e contou com recursos de até 1% do valor das receitas correntes do município. Para torna-se elegível, as famílias precisavam atender a critérios de renda, idade das crianças e residência no município, dentre outros. Cada família inscrita só poderia receber o benefício por um prazo máximo de dois anos. Os responsáveis pelas famílias, comprometiam-se, dentre outros, a garantir a frequência das crianças na escola, o atendimento regular à saúde e assegurar a sua não permanência nas ruas (ALVES; PIRES, 2008).

A primeira experiência nacional de implementação de um programa de transferência de renda foi o Programa Bolsa - Escola. O PBE foi criado e instituído em 1995, no Distrito Federal, e depois foi adotado em todo o país. O objetivo principal do programa era oferecer auxílio monetário para famílias de baixa renda, tendo como contra partida a permanência dos seus filhos na escola (LAVINAS; VARSANO, 1997).

Os gastos federais com esses programas de transferência de renda não se mostraram significativos durante a década de 90 e no ano de 2000, ainda eram pouco representativos, correspondendo a pouco mais de 0,25% dos gastos com transferências sociais e 18,5% dos gastos com assistência social. Esse montante era inexpressivo para caracterizar uma mudança no perfil dos programas de combate à pobreza no país. A quantia irrisória de recursos deveu-se, entre outros, ao fato de que esses programas estavam basicamente sob responsabilidade dos municípios (FERNANDES; FELÍCIO, 2005).

Esse quadro muda nos anos 2000, quando o governo lança uma série de programas sociais. Entre esses programas, havia o “Auxílio – Gás”, criado em 2002, e que objetivava subsidiar o preço do gás às famílias de baixa renda; e o Bolsa - Alimentação, instituído em 2001, que pretendia combater a mortalidade infantil e a desnutrição em famílias pobres do país (SANTANA, 2007).

Em 2004, após a criação do Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS), iniciou-se um processo de “migração” dos beneficiários de antigos programas de transferência de renda (Auxílio Gás, Bolsa- Escola, Bolsa – Alimentação, dentre outros) para um programa que consolidasse todas estas ações e atendesse a família como um núcleo formado por membros com diferentes necessidades. Esse programa foi chamado de Bolsa - Família e passou a ser o principal programa do MDS.

O Programa Bolsa - Família (PBF) foi criado pela Lei nº 10.836, de 9 de janeiro de 2004 e [Decreto nº 5.209, de 17 de setembro de 2004](#), e destinado às ações de transferência de renda com condicionalidades (BRASIL, 2004). O Programa tinha por finalidade a unificação dos procedimentos de gestão e execução das ações de transferência de renda do Governo Federal, especialmente as do Programa Nacional de Renda Mínima vinculado à Educação - Bolsa Escola, Programa Nacional de Acesso à Alimentação - PNAA, Programa Nacional de Renda Mínima vinculada à Saúde - Bolsa - Alimentação, Programa Auxílio - Gás, e do Cadastro Único do Governo Federal, instituído pelo [Decreto nº 3.877, de 24 de julho de 2001 \(BRASIL, 2004\)](#).

O PBF destinava-se a beneficiar famílias em situação de pobreza, com renda mensal por pessoa de R\$ 60,01 a R\$ 100,00 (em 2004) e extrema pobreza, com renda mensal por pessoa de até R\$ 60,00, e integrava a estratégia do [Fome Zero](#). Esse último, visava assegurar o direito humano à alimentação adequada, a promover a segurança alimentar e nutricional e contribuir na erradicação da extrema pobreza e na conquista da cidadania pela parcela da população mais vulnerável à fome (MDS, 2008).

Como objetivo central, o PBF pretendia promover uma melhora imediata da situação de pobreza, por meio da transferência direta de renda à família. Constituíam-se, ainda, como objetivo o reforço ao exercício de direitos sociais básicos nas áreas de saúde e educação, por meio do cumprimento das condicionalidades, o que contribuiria para que as famílias rompessem o ciclo da pobreza entre gerações (MDS, 2008).

As famílias beneficiadas com o PBF podem ter acesso a vários programas complementares, que são incumbências dos diversos órgãos do Governo Federal, estaduais e municipais. Tais ações complementares têm por objetivo o desenvolvimento das famílias, visando superar a situação de vulnerabilidade e pobreza. Entre estes programas complementares, cita-se: programas de geração de trabalho e renda, de alfabetização de adultos, de fornecimento de registro civil e demais documentos (MDS, 2008).

Aos beneficiários do PBF exige-se que cumpram algumas condicionalidades, relacionadas com a saúde e a educação. O controle das condicionalidades ficou a cargo do MDS e dos Ministérios da Saúde e da Educação, em parceria com estados e municípios. Dentre os compromissos com a saúde estão a obrigatoriedade de manter atualizados cartões de vacinação das crianças de até sete anos; de as gestantes fazerem os exames de pré-natal, e de as nutrizes continuarem o acompanhamento após o parto. Na área educacional, verifica-se a obrigatoriedade em matricular as crianças e adolescentes, garantir a frequência mínima de 85% para alunos de 6 a 15 anos e 75%, para os adolescentes de 16 e 17 anos (MDS, 2008).

Além disso, as crianças atendidas pelo PBF não podem desempenhar qualquer tipo de trabalho infantil. Portanto, além da frequência as aulas, a frequência aos serviços sócio-educativos e de convivência, também chamados de jornada ampliada, que compõem o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI), são considerados condicionalidades para o recebimento do benefício do PBF⁶.

As famílias que não cumprirem as condicionalidades estarão sujeitas a sanções gradativas, que vão desde a notificação da família, passando pela suspensão do benefício e podendo chegar à exclusão da família do Programa. Essas sanções têm dois objetivos principais: fazer com que a família cumpra as suas responsabilidades junto ao Programa e, principalmente, permitir aos governos identificar os motivos do não-cumprimento das condicionalidades e oferecer o apoio e o acompanhamento necessários para que os problemas que causaram o descumprimento possam ser resolvidos (MDS, 2008).

Para se tornar elegível ao programa, faz-se necessário estar cadastrado no Cadastro Único para Programas Sociais (*CadÚnico*). O *CadÚnico* é um instrumento de coleta de dados, que tem como objetivo identificar todas as famílias em situação de pobreza existentes no país. Com base nas informações inseridas no *CadÚnico*, o Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS) seleciona, de forma automatizada, as famílias a serem incluídas no Programa a cada mês. O critério principal é a renda *per capita* da família e são incluídas, primeiro, as famílias com a menor renda. Os valores pagos pelo PBF variam de R\$20,00 (vinte reais) a R\$182,00 (cento e oitenta e dois reais), de acordo com a renda mensal por pessoa da família e o número de crianças e adolescentes até 17 anos (MDS, 2008).

A criação de programas de transferência de renda em geral, tem sido motivo de críticas bem como a unificação destes programas sob uma nova insígnia. Ferro e Kassouf (2004) elencam críticas ao programa Bolsa Escola entre

⁶ A cerca da efetividade desta condicionalidade, tem-se que em 2010 estava sendo implantado o Sistema de Controle e Acompanhamento das Ações Socioeducativas e de Convivência do Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (Sispeti) em fase piloto. <http://www.mds.gov.br/bolsafamilia/condicionalidades/acompanhamento>

as quais a de que o programa brasileiro não leva em conta o aumento no custo de oportunidade das crianças de acordo com a idade, mantendo o mesmo valor da bolsa no ensino básico e fundamental e o fato de que exigia uma contrapartida municipal, impossibilitando que as regiões mais necessitadas fossem atendidas, pois são incapazes de financiar um programa social de grande abrangência.

Rua (2007) analisando o caso do PETI (Programa de Erradicação do Trabalho Infantil) verificou que apesar da unificação do valor *per capita* repassado, o valor executado em 2006 foi menor que o valor previsto para o atendimento da demanda, que agora era formada pelos antigos beneficiários do PETI e pelos novos beneficiários do PBF.

Por outro lado, Rua (2007) considera que a unificação foi positiva no sentido que conseguiu promover maior agilidade e aprimoramento dos processos de gestão do PBF e do PETI, uma vez que favoreceu diversos aspectos da gestão inclusive com a facilitação do monitoramento e avaliação e contribuiu para a melhor aplicação dos recursos do PETI. O mesmo pensamento pode ser aplicado aos outros programas que forma agregados ao Bolsa-Família, ou seja, existe uma melhoria no aspecto da gestão e do monitoramento de tais programas devido a unificação.

3. REFERENCIAL TEÓRICO

O modelo teórico utilizado nesta pesquisa baseia-se no modelo da teoria da alocação do tempo, proposto por Becker (1965). Com as devidas alterações, tal modelo é, por vezes, utilizado para dar base teórica ao problema do trabalho infantil, por se tratar de um modelo de decisão familiar baseado em *trade-offs* que envolvem os membros da família.

São dois os principais modelos que envolvem as tomadas de decisões domésticas: o modelo neoclássico unitário de oferta de trabalho, em que a família assume tomar uma decisão conjunta sobre o consumo e a oferta de trabalho dos membros; e os modelos coletivos, nos quais a decisão sobre a alocação do tempo das famílias é resultado de um processo de barganha entre os membros.

Neste trabalho, considerou-se o modelo de decisão unitária, adaptado por Ersado (2002), no qual as decisões sobre trabalho infantil e frequência escolar são resultados de um processo unitário de decisão.

3.1. A decisão da alocação do tempo das famílias

Este modelo é baseado na teoria da alocação familiar, de Rosenzweig e Evenson (1977), com adaptações feitas por Ersado (2002). Nesse modelo, admite-se a hipótese de que a família seja composta por um membro adulto e por

uma criança. A família maximiza a sua função de utilidade em dois períodos: t e $t + 1$. Para o período t , tal função é definida por:

$$U_t = U(C_t, L_{p,t}, L_{c,t}, E_{c,t}, X_t), \quad (1)$$

em que U é uma função de utilidade côncava, em razão do consumo C_t , da escolaridade da criança $E_{c,t}$, do lazer do pai e da criança $L_{p,t}, L_{c,t}$ e um vetor de características individuais dos membros da família X_t .

A família encontra-se diante de duas decisões ou de um *trade-off*: enviar ou não a criança para o trabalho. Caso decida enviá-la ao trabalho, deve-se determinar também quanto tempo a criança se dedicará à escola e às atividades escolares. Nesta pesquisa, será considerada somente a decisão de enviar ou não a criança para a escola. Admitindo que a família decida enviá-la ao trabalho no primeiro período t , ela terá um salário de S_c . No entanto, quando adulto, o salário dessa mesma criança será S_{nq} , que contém um componente de desqualificação profissional sendo de menor valor do que o salário que esse adulto receberia, caso não tivesse trabalhado na infância.

Caso o responsável pela família decida enviar seu filho para a escola, a criança não ganhará salário, no primeiro período, e ganhará S_q (salário como adulto qualificado) no segundo período. Admite-se que $S_c \leq S_{nq} \leq S_q$.

O total dos recursos da família dependerá da decisão de enviar ou não a criança para a escola, no período t . No período $t + 1$ o consumo e o lazer da criança dependerão do salário da criança (se será S_{nq} ou S_q), que, por sua vez, dependerá do fato de ela ter se escolarizado, ou não, e da quantidade de tempo gasto em educação. O objetivo do chefe da família (que toma as decisões) é maximizar a função de utilidade (1), sujeita ao tempo e as restrições em cada período:

$$C_t + S_t(L_{p,t} + L_{c,t} + E_{c,t}) = \Omega_t + S_t T, \quad (2)$$

em que S_t é o vetor de taxas de salários dos pais e das crianças; T , tempo total que a família tem disponível (isto é, $T = T_p + T_c$ em que T_p é o tempo total dos pais e T_c , tempo total das crianças); C_t valor do consumo total; e Ω_t rendas não

salariais. Em Ω_t estão incluídos rendas de outras atividades laborais que podem ser rurais ou não (Π), juros de ativos (A_t), transferências governamentais e todas as outras fontes de rendimentos de não trabalho (Y_t).⁷ Assim, define-se Ω_t por:

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

O parâmetro β é a taxa de juros. Admite-se neste trabalho, que as transferências governamentais Y_t sejam advindas somente da participação em programas sociais. À equação (2) acrescenta-se a restrição do tempo da criança (Equação 4), que, em países em desenvolvimento, segundo Ersado (2002), supõe-se ser alocado em três atividades – escola, trabalho e lazer, incluindo, ainda, o trabalho doméstico não remunerado.

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

em que $O_{c,t}$ é o tempo gasto em ocupações remuneradas ou não remuneradas.

A renda advinda da trajetória temporal dos ativos das famílias pode ser definida por

$$A_{t+1} = (1 + \beta)A_t + \{ \Pi_t + Y_t + S_t O_{c,t} + S_t (T_p - L_{p,t}) - C_t \}, \quad (5)$$

em que A_t é o total de ativos, no período inicial; e o segundo termo do lado direito representa a poupança ou despoupança, do período t , após os gastos com consumo. Usando as equações (3) e (5) e resolvendo para Ω_t , tem-se

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

que implica uma medida intertemporal das rendas não salariais que permite aos agentes poupar ou não.

Considerando como opções de escolha da família as alternativas de estudo, trabalho e trabalho e estudo, é possível construir uma função de decisão familiar. Neste trabalho, a função utilizada, a priori, considerará as alternativas de estudo e trabalho, em que o trabalho será representado por todas as atividades

⁷Bhalotra (2003) afirma que como os mercados de capital não são bem desenvolvidos nas áreas rurais dos países de baixa renda, existe uma evidencia de que há meios informais de economizar ou de despoupar. Considerando que as famílias que fazem parte do modelo são de baixa renda, a opção formal de poupar provavelmente não existe, e adota-se a premissa de que as famílias podem obter renda extra por meio de atividades outras que possam gerar lucro ou prejuízo para as famílias.

laborais exercidas pelas crianças. Assim, admitindo que a família maximize a equação de utilidade (1) sujeita as restrições de tempo, Equação (4), e das rendas não salariais, Equação (6), a solução do problema seria um vetor de características de escolhas ótimas que são funções dos preços, salários, características familiares (vetor de características X), rendas de salários, renda não salariais (transferências governamentais) e outros fatores,

$$\Gamma^*(S_t, \Pi_t, A_t, Y_t, X_t, \Psi), \quad (7)$$

em que Ψ representa todas as características observadas e não observadas que afetam a decisão dos pais. A função indireta de utilidade é obtida pela substituição do vetor de escolhas, equação (6) na função de utilidade (1) e pela definição da máxima utilidade para os membros da família,

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

Considerando a escolaridade como forma de valorização do capital humano, uma função indireta de utilidade sobre a decisão de estudar pode ser definida por

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

Os pais decidirão enviar as crianças para a escola, em vez de trabalhar no momento t , se entenderem que, no futuro, isso trará melhor resultado para ela, do que com o aporte de capital humano; assim,

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

em que V_u é a função indireta de utilidade sobre a decisão de a criança não estudar:

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

A decisão de enviar a criança para o trabalho pelas famílias, pode estar associada a necessidade de a criança em se auto-afirmar, porém, em geral está associada a condição de pobreza em que vive a família. Para minimizar tais efeitos da pobreza, as políticas públicas voltadas para este fim têm importante papel na redução do trabalho infantil. A seguir, apresentam-se os conceitos fundamentais de Políticas Públicas, teoria essa que dá sustentação ao problema em análise.

3.2. Políticas públicas

O segundo referencial teórico proposto baseia-se na avaliação de Políticas Públicas. As Políticas Públicas são adotadas no ensejo de dirimir problemas sociais, entre os quais o trabalho infantil, que tem sido alvo incessante de tais políticas. Nesta seção serão apresentados os conceitos fundamentais, tipos e modelos de Políticas Públicas.

3.2.1. Conceito, tipologia e modelos de políticas públicas

Segundo Sousa (2006) a política pública, como área de conhecimento e disciplina acadêmica, nasceu nos EUA, como uma subárea da ciência política. Vários autores tentaram criar um conceito para o que seria política pública e, nesse sentido, Mead (1995) afirmou que visualizava a Política Pública como uma abordagem ao estudo da política que analisa o governo à luz das grandes questões públicas.

A tipologia mais difundida sobre políticas públicas é a proposta por Lowi (1972), que sugeriu que a política pública pode assumir quatro formatos: políticas distributivas, redistributivas, regulatórias e constitutivas. Para Souza (2006) e Frey (2000), as políticas distributivas beneficiam grande número de pessoas, porém em escala relativamente pequena, ou seja, privilegiam territórios, grupos sociais, em detrimento do todo. Um exemplo desse tipo de política são as que têm sido adotadas no Brasil, nas últimas décadas, como Cartão-Alimentação, Bolsa Escola e Bolsa-Família.

As políticas redistributivas atendem maior número de pessoas e impõem restrições ou perdas a determinados grupos, gerando elevado grau de conflito. São, em geral, as políticas sociais universais, o sistema tributário, o sistema previdenciário e são difíceis de serem executadas. O terceiro tipo, as políticas regulatórias, envolvem a burocracia, grupos de interesse na definição de ordens, proibições e regulamentações constitutivas; o grau de conflito que envolve esse tipo de política depende da forma como se configura a política. Há, ainda, as

políticas constitutivas, que, em resumo, definem as condições em que se aplicarão as outras políticas (SOUZA, 2006).

De acordo com Souza (2006), na literatura encontram-se relacionados quatro tipos principais de modelos de políticas públicas. O primeiro modelo, o Incrementalismo, tem como teoria política básica que recursos governamentais para um programa, órgão ou dada política pública não partem do zero, mas sim de decisões marginais e incrementais que desconsideram mudanças políticas ou mudanças substantivas nos programas públicos.

Os outros modelos, citados na literatura, referem-se ao Ciclo de Políticas, que é importante por que obedece a um processo dinâmico em que o tempo é uma variável importante a ser observada; o *Garbage Can* ou o modelo da “Lata de Lixo”, que considera como se as alternativas estivessem numa lata de lixo, com vários problemas e poucas soluções; Coalizão de Defesa (*advocacy coalition*), que se opõe aos modelos Ciclo de Políticas e *Garbage can*, por sua escassa capacidade explicativa sobre as mudanças que ocorrem nas políticas públicas (SOUZA, 2006).

O Programa Bolsa-Família, objeto de análise deste trabalho, é tipicamente um programa baseado no modelo Incrementalista, dado que esse se fundamentou nas experiências de programas já existentes, como o Bolsa-escola, e dado seu caráter agregador, visto que os recursos e os próprios programas que estavam em vigor foram unificados, dando origem a um programa maior, que é o Bolsa-Família.

Tão importante quanto a implementação de uma política é a análise dessa política. A avaliação pode ser feita em várias etapas do projeto e de pelo menos três formas: *ex-ante*, *on going* e *ex-post*. Avaliação *ex-ante* refere-se à avaliação que procura medir a viabilidade do programa a ser implementado, no que diz respeito a sua relação “custo-benefício”. Geralmente, é muito utilizada por órgãos financiadores de projetos e pode ter como objetivo a identificação de prioridades e metas (BUVINICHI, 1999).

Avaliação durante ou em processo (*on going*) é feita quando da implementação do projeto, já que fornece informações aos gerentes sobre

possíveis ajustes nos objetivos, estratégias de implementação e demais elementos do projeto. Examina, também, se os pressupostos e hipóteses formulados no estágio inicial permanecem válidos ou requerem ajustes para assegurar o alcance dos objetivos globais do mesmo (relevância). Avaliação *ex-post* é realizada após o pleno desenvolvimento do projeto, considerando um período de tempo suficiente para que os benefícios e impactos se manifestem (BUVINICHI, 1999).

Para verificar se os objetivos de uma política foram ou não alcançados, utilizam-se os indicadores de resultados, que, de acordo com o Silva *et al.* (2007) são medidas úteis para avaliação mas que não fornecem um parâmetro completo da situação em análise. Os aspectos mais importantes a serem avaliados em uma política pública são a eficácia, o impacto, a pertinência e a eficiência.

A análise da eficácia, ou efetividade, de uma política pública é mensurada ao se compararem os objetivos que preliminarmente foram traçados e os resultados alcançados, identificando as diferenças entre o que foi realizado e o que estava previsto. Os efeitos gerados pela política vão dar a intensidade da eficácia da mesma. A aplicação de uma política, em locais diferentes, pode não gerar os mesmos resultados pelo fato de que existem diferenças entre os beneficiários, que podem ser tanto sociais como culturais. Além disso, a situação econômica da região em que se está implementado a política, e as instituições estabelecidas, dentre outros, aspectos podem colaborar para os resultados da política (SILVA *et al.*, 2007).

De acordo com Silva *et al.* (2007), existe uma série de entraves na condução da avaliação baseada na análise da eficácia. Este fato pode ser decorrente de um processo anterior à implementação da política, quando os objetivos não são traçados de forma bem definida, e até mesmo, pela ausência de acompanhamento dos resultados obtidos. Ou seja, não é possível conduzir uma avaliação de eficácia sem efetuar relação entre os resultados obtidos e os objetivos iniciais do programa.

A análise do impacto, por sua vez, diz respeito aos efeitos colaterais da política, ou seja, o que não estava previsto, mas foi alcançado. Tais efeitos colaterais podem ser positivos ou negativos e o alcance de tais efeitos pode ser

bastante amplo, o que requer uma análise abrangente e que leve em consideração os seus efeitos sobre as pessoas e as áreas geográficas que eles ocupam.

Em geral, as políticas são elaboradas com vistas a atender determinadas demandas sociais, de responsabilidade do governo, tornando essencial que se avalie a Pertinência de tal política. A pertinência é o ponto mais relevante que a avaliação tem que considerar e é, segundo Silva *et al.* (2007), proporcional à combinação de fatores, como a real participação do público alvo na sua elaboração, execução e avaliação, assim como a competência e engajamento da equipe técnica responsável pela condução do processo.

Por fim, a análise da eficiência indica se os recursos financeiros disponibilizados para a política estão sendo bem utilizados. Essa avaliação pode ser feita de duas formas: verificando a relação custo-benefício e custo-eficácia. Para se analisar a eficiência sob a óptica do custo/benefício é necessário comparar os resultados alcançados com os custos da execução de determinada política. Todos os recursos envolvidos devem ser considerados na análise. Já a análise do custo/eficiência a comparação deve ser entre os custos necessários para alcançar um certo nível de resultado para diferentes políticas. Em geral, é mais comum que seja realizada a análise de eficácia. A análise do custo-benefício de algumas políticas torna-se impossível quando o resultado é algo que é imensurável, como a vida (SILVA *et al.*, 2007).

A avaliação proposta neste trabalho é *ex-post*, dado que o Programa Bolsa-Família será avaliado após um período de pelo menos 3 (três) anos da sua criação e efetivo funcionamento. Nesse tipo de avaliação, já é possível verificar mudança de atitude por parte dos beneficiários, e o resultado do programa já pode ser visualizado. Neste trabalho, a política do Programa Bolsa-Família será avaliada pelo indicador de eficácia, que parece ser o mais indicado para o tipo de política que se propôs estudar.

4. METODOLOGIA

São dois os métodos propostos para entender a situação do trabalho infantil no Brasil e o papel do Programa Bolsa - Família no combate a esse problema. O primeiro, com vista a explicar as causas ou determinantes do trabalho infantil e infantil doméstico, é o modelo logit multinomial. Com este modelo é possível identificar como as famílias alocam o tempo das crianças entre as atividades de estudo e trabalho.

Já no segundo, será verificado se o PBF, enquanto política pública, consegue ser eficaz no sentido de diminuir o trabalho infantil no Brasil, e, para tanto, será utilizado um método de avaliação de programas sociais, bastante difundido na área social, e que permite comparar pessoas que são beneficiárias do programa com não beneficiárias, de forma a verificar o efeito que o programa tem causado para os beneficiários. Em uma análise particular será verificada a situação das crianças beneficiárias em relação às não beneficiárias, abordando outras questões como gênero, raça e situação específica da região Nordeste.

4.1. Determinantes da escolha entre estudo e trabalho das crianças

A decisão de enviar a criança para a escola, para o trabalho ou para ambas atividades é uma decisão de alocação do tempo e as duas decisões (trabalhar ou estudar) competem entre si pelo tempo da criança, de forma que se faz necessário uma especificação que contemple o conjunto das decisões. A partir das equações de decisão de enviar a criança para a escola, $V_s = U(\Gamma^*(S_s\Pi_t, A_t, Y_t, X_t, \Psi))$, e de não enviar a criança para escola, $V_u = U(\Gamma^*(S_u\Pi_t, A_t, Y_t, X_t, \Psi))$, pode ser feita uma especificação econométrica que explique a interdependência das duas decisões. Para isto, é necessário colocar as decisões em termos de probabilidade, em que essas possam caracterizar as duas decisões, estudar e trabalhar (ERSADO, 2002).

O modelo utilizado, neste trabalho, será o logit multinomial, dado que envolve uma série de escolhas que foram definidas pelos indivíduos de acordo com suas características. Admite-se que as decisões relativas ao trabalho e ao estudo sejam tomadas, simultaneamente, sendo definidas pela Equação 12, conforme Greene (2003):

$$P(Y_i = j) = \frac{\exp(x_i\beta_j)}{\sum_{j=1}^3 \exp(x_i\beta_k)}, j = 0, 1, \dots, m \quad (12)$$

em que Y_i é a variável aleatória que indica a escolha feita pela família i ; P_j probabilidade de um indivíduo i optar pela escolha j ; x matriz de características dos indivíduos; β vetor de parâmetros a serem estimados. Neste trabalho j é igual a 4, uma vez que foram considerados 4 tipos de decisões que poderiam ser tomadas, a saber:

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{se } e_i = 1 \text{ e } t_i = 0 \text{ (estudar / não trabalhar)} \\ 2 & \text{se } e_i = 0 \text{ e } t_i = 1 \text{ (não estudar / trabalhar)} \\ 3 & \text{se } e_i = 1 \text{ e } t_i = 1 \text{ (estudar / trabalhar)} \\ 0 & \text{se } e_i = 0 \text{ e } t_i = 0 \text{ (não estudar / não trabalhar)} \end{cases}$$

Essa variável é observada indiretamente e será formada pela interação de duas outras variáveis:

$$e_i = \begin{cases} 1, & \text{se a criança } i \text{ estuda} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

$$t_i = \begin{cases} 1, & \text{se a criança } i \text{ é economicamente ativa} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Nessa situação específica, o modelo logit multinomial estimará três equações: 1 (não estuda e não trabalha), 2 (trabalho), 3 (estudo e trabalho). A categoria normalizada será 0 (nenhuma ocupação). As equações estimadas proporcionam um conjunto de probabilidades de escolha $j+1$ para as decisões com características x observadas (Greene, 2003). As probabilidades são definidas pelas Equações 13 e 14.

$$P(Y_i = j / x_i) = P_j = \frac{\exp(x_i \beta_j)}{1 + \sum_{j=1}^j \exp(x_i \beta_k)}, j = 1, 2, 3. \quad (13)$$

$$P_j - P(Y_i = 0) = \frac{1}{1 + \sum_{j=1}^j \exp(x_i \beta_k)} \quad (14)$$

Destaca-se que, em modelos de probabilidade, o efeito das variáveis explicativas sobre a variável dependente não é fácil de interpretar, pois não representam diretamente as respostas marginais, como no método dos Mínimos Quadrados Ordinários (SILVA; KASSOUF, 2002). Nesse sentido, a determinação dos efeitos marginais, obtidos a partir da diferenciação das equações (13) e (14), torna-se de extrema importância e são dados pela Equação (15):

$$\frac{\partial P_j}{\partial X_i} = P_j \left[\beta_j - \sum_{j=0}^j P_k \beta_k \right] = P_j \left[\beta_j - \bar{\beta} \right]. \quad (15)$$

Os efeitos marginais, assim determinados, não necessariamente possuem o mesmo sinal dos coeficientes estimados. Para as variáveis binárias, o efeito marginal ilustra a variação da probabilidade do acontecimento j entre dois grupos considerados e, para variáveis contínuas, o efeito marginal é a variação da

probabilidade de ocorrência de um acontecimento j , em resposta ao aumento do valor da variável independente, avaliado em seu ponto médio.

Este modelo será utilizado tanto para identificar os determinantes do trabalho infantil como os determinantes do trabalho infantil doméstico. As variáveis selecionadas para compor o vetor de variáveis explicativas X_i dos dois modelos são as relacionadas a seguir: *ocupadulto* e *ocupformal*, que indicam, respectivamente, se o chefe do domicílio está ocupado e se este emprego é formal. Não se pode antecipar qual o sinal para a variável *ocupadulto*, uma vez que mesmo com o chefe da família ocupado, o nível de salário pode ser baixo, de forma que a criança continue tendo que trabalhar; já para *ocupformal*, espera-se que a formalidade do emprego acarrete uma renda mais estável e, conseqüentemente, uma diminuição nas chances da criança trabalhar, e, portanto, apresente sinal negativo.

A variável logaritmo da renda (*logrend*) será introduzida no modelo levando em consideração a renda *per capita* mensal da família, e o sinal negativo esperado para essa variável indica que quanto maior for a renda da família, menores serão as chances de as crianças trabalharem. A variável bolsa-família (*bolfam*), que indica se a família é ou não beneficiária do PBF apontará se o fato de uma família ter tal benefício implica diminuição das chances de as crianças pertencentes a esta família trabalharem, sendo, portanto, o sinal esperado negativo.

A educação dos adultos do domicílio, captada, neste trabalho, pela variável *anoestudo* (apresentará valor 1 para mais de 5 anos de estudo e 0 caso contrário) deverá indicar se o nível de escolarização diminui as chances da criança do domicílio de trabalhar, e o sinal esperado é negativo. A variável sexo da criança (*sexocriança*) será uma *dummy* (1 meninos, 0 caso contrário), que avaliará o efeito do gênero sobre a escolha do indivíduo. O sinal esperado positivo indica que os meninos são mais propensas ao trabalho infantil. No entanto, quando a análise voltar-se para o trabalho infantil doméstico, espera-se sinal negativo, indicando que os meninos têm menos chances de trabalhar.

Para identificar se a cor do indivíduo é relevante para seu ingresso precoce no mercado de trabalho será introduzido no modelo uma variável para raça - *raçacriança* (1 para negro e 0 caso contrário), e, a priori, não se pode prever o sinal desta variável.

O efeito da estrutura familiar sobre a probabilidade de ingresso da criança no mercado de trabalho será identificado pelas variáveis *tipofam* que representam famílias formadas por casais com filhos com idade entre 14 e 18 anos; *tipofam1* que representam famílias formadas por mães com filhos com idade até 18 anos e *família*, que é a categoria de base e representam famílias formadas por casais com filhos menores de 14 anos.

Espera-se sinal negativo para *tipofam*, o que indica que famílias com filhos mais velhos diminuem as chances de as crianças mais novas exercerem atividade laboral em relação a famílias composta apenas por crianças menores de 14 anos. Para *tipofam1*, o sinal esperado é positivo, o que aponta um aumento nas chances de as crianças trabalharem quando estas pertencem a famílias chefiadas por mulheres em relação a famílias formadas por casais com filhos.

Será mensurado, ainda, a influência do tamanho da família (*tamfam*) nas chances de a criança trabalhar. Considerar-se-á como grande, a família que possuir mais de 6 membros. Não se pode ao certo prever o sinal para esta variável.

O local de moradia (*Localmora*) indicará se a família reside em uma área urbana ou rural. Para essa variável serão aglomeradas as situações de domicílio em áreas urbanas e rurais, sem considerar se o tipo de domicílio estava situado em regiões mais ou menos urbanas e, da mesma forma, mais ou menos rurais. O sinal esperado para essa variável é negativo, ou seja, morar no meio rural aumentará as chances de trabalho para as crianças.

As variáveis de região *Sul*, *Norte*, *Nordeste* e *Centro* serão introduzidas no modelo a partir de variáveis *dummies*, tendo como referência a região Sudeste. A escolha da Região Sudeste como categoria de base deveu-se somente ao fato de que nesta região concentra-se o maior contingente populacional com idade de 10 a 15 anos de idade. A intenção em incluir essa variável é verificar se a região de

moradia influência na decisão de trabalhar. Espera-se sinal positivo para todas as regiões⁸.

A escolha das variáveis explicativas tem como base a literatura sobre o trabalho infantil, em que se buscou adequar a base de dados e coerência com a proposta do trabalho, preservando as características referentes às crianças. Dentre os autores que usaram a seleção das variáveis citadas, tem-se Psacharopoulos (1997); Jensen e Nielsen (1997) e Ferro e Kassouf (2004).

4.2. Avaliação do Programa Bolsa - Família sob a ótica do trabalho infantil no Brasil e no Nordeste: diferença entre beneficiários e não beneficiários

Conforme já explicado, o PBF é uma Política Pública com características do modelo Incrementalista, uma vez que este foi gerado tendo como base políticas já existentes, como o PBE, dentre outros. O processo de avaliação do PBF, proposto neste trabalho, é *ex-post*, uma vez decorridos três anos da implementação da política e sob o indicador de eficácia, dado que será verificado se um dos seus objetivos, diminuição no trabalho infantil no Brasil e no Nordeste, foi de fato alcançado.

Para proceder a avaliação, será utilizado o modelo Efeito de Tratamento. Efeito de Tratamento refere-se ao efeito causal de uma variável binária (0-1) sobre um resultado de uma variável política de interesse. Originário na literatura médica para verificar o efeito gerado por drogas experimentais ou novo procedimento cirúrgico, vem sendo usado, de forma mais geral, na economia, nas ciências sociais, e os exemplos mais comuns são os que avaliam o efeito de programas governamentais e políticas, tais como os programas de subsídio de treinamento para trabalhadores e efeito de escolhas individuais⁹ (ANGRIST, 1998).

⁸ Os mesmos valores que forem atribuídos para as variáveis explicativas no modelo de determinação do estudo e trabalho das crianças, serão atribuídos no modelo de determinação da participação no Programa Bolsa – Família, na seção 4.3.

⁹ Exemplo pode ser visto em Heckman; Lalonde; Smith, 1999.

Este modelo pode ser utilizado para verificar o impacto de qualquer programa social em uma variável de interesse. Por exemplo, pode-se avaliar o efeito do Programa Bolsa-Família sobre os beneficiários, considerando como variável de interesse o trabalho infantil, Y_i . Assim, como as variáveis explicativas são representadas por X e D , em que D é uma dummy de tratamento, ou seja, representa a participação no Programa Bolsa-Família, o problema a ser avaliado seria dado por

$$Y_i = \alpha + \beta D_i + \gamma X_i + \mu_i, \quad (16)$$

em que D_i é uma dummy terá valor 1 se o indivíduo é beneficiário do PBF e 0, caso contrário; X_i representa o vetor de variáveis de controle; e μ_i é o termo de erro. O impacto do tratamento é dado por β . Para mensurar tal impacto, seria necessário apenas estimar a equação por Mínimos Quadrados Ordinários – MQO. No entanto, Moffit (1995) alega que, nessa estimação, surge um problema de viés em razão da correlação entre D e μ_i .

Além desse problema, ou mesmo que este pudesse ser contornado, admitindo-se que a variável *dummy* não fosse correlacionada com o termo de erro e fornecesse estimativas consistentes, ainda deveria ser observada a questão do viés de seleção, que consiste no principal problema econométrico na estimação dos efeitos de tratamento. Tal viés surge por que os indivíduos tratados diferem dos não tratados por outros motivos, e não somente pelo tratamento por si, como características pessoais, ou seja, no grupo de controle podem existir pessoas que possuam um X igual ao dos tratados.

4.3. Efeito de tratamento e viés de seleção

Para medir o efeito de tratamento são amplamente utilizadas, na literatura, duas medidas: Efeito do Tratamento Médio (*ETM*) e Efeito do Tratamento Médio sobre o Tratado (*ETM₁*). O *ETM* é o efeito parcial de uma variável explicativa binária sobre qualquer variável dependente de interesse. Rosenbaum e Rubin (1983) definiram o Efeito do Tratamento Médio (ETM) por:

$$ETM \equiv E(y_1 - y_0), \quad (17)$$

sendo que $E(y_1 - y_0)$ denota a expectativa do efeito do tratamento. Assim, para chegar ao resultado do ETM é necessário calcular a diferença entre $y_1 - y_0$. Nesse caso, y_1 é o resultado esperado da variável de interesse para o indivíduo beneficiário do PBF e y_0 , para o indivíduo que não for beneficiário do PBF.

Outra forma de obter os resultados do efeito do tratamento é pela medida do efeito médio de tratamento sobre o tratado (ETM_1).

$$ETM_1 \equiv E(y_1 - y_0 | d = 1), \quad (18)$$

em que ETM_1 é a média do efeito para aqueles que realmente participam do programa (CAMERON; TRIVEDI, 2005; WOODRIDGE, 2002).

A dificuldade de estimar as equações 17 e 18 consiste no fato de que não é possível verificar os dois status (beneficiário e não beneficiário) para um mesmo indivíduo (y_0 e y_1), ao mesmo tempo, ou seja, não se observa y_0 para o indivíduo não tratado e nem y_1 para esse mesmo indivíduo não tratado. Assim, conclui-se que estimar o efeito causal do tratamento é, portanto, um problema de *missing data* (dados faltantes) (ABADIE *et al.*, 2001, WOODRIDGE, 2002). Ao acrescentar uma *dummy* d (indica se o indivíduo é ou não beneficiário do PBF) às equações 17 e 18, o resultado observado será

$$y = (1 - d)y_0 + dy_1 = y_0 + d(y_1 - y_0), \quad (19)$$

em que, para proceder à estimação com amostra aleatória em y e d e com algumas variáveis, é necessário supor que d seja estatisticamente independente de (y_0, y_1) , como pode ocorrer quando o tratamento é aleatório entre os agentes.

Admitindo essa independência, ETM e ETM_1 serão iguais, e a estimação de ambos poderá ser feita da mesma forma. A partir de da Equação 19, tem-se que $E(y | d = 1) = E(y_1 | d = 1) = E(y_1)$.

$$E(y | d = 1) = E(y_1 | d = 1) = E(y_1). \quad (20)$$

Neste caso, a última igualdade indica que há uma independência entre y_1 (beneficiários) e d . Igualmente, para os não beneficiários, tem-se;

$$E(y | d = 0) = E(y_0 | d = 0) = E(y_0), \quad (21)$$

e $E(y_0)$ é possível, devido à independência entre y_0 e d . Segue-se, então, que

$$ETM = ETM_1 = E(y | d = 1) - E(y | d = 0). \quad (22)$$

A equação 22 pode ser estimada apenas pela diferença na média das amostras. O tratamento aleatório garante que o estimador da diferença, em médias, da estatística básica é não viesado, consistente e assintoticamente normal. Essas características são preservadas mesmo sobre a pressuposição mais fraca de independência média, conforme a Equação 23.

$$E(y_0 | d) = E(y_0) \text{ e } E(y_1 | d) = E(y_1). \quad (23)$$

Em geral, a seleção para participação em programas não é aleatória; além disso, na maioria dos casos, o indivíduo pode determinar se recebe ou não o tratamento, mesmo tendo características que o habilitam a ser beneficiário. O fato de ele optar por ser beneficiário ou não caracteriza a existência de auto-seleção. Outrossim, a imposição de características específicas para ser beneficiário garante que não exista aleatorização.

Esse fato assegura que pessoas com características semelhantes tenham a mesma probabilidade de serem ou não beneficiárias, ou de participarem do grupo de controle ou de tratamento. Isso significa que os resultados não dependem das características das pessoas (X) e que a seleção é feita com base em características observáveis.

Quando os resultados não dependem das características dos indivíduos, recorre-se à Pressuposição da Independência Condicional, ou, como definiram Rosenbaum e Rubin (1983), Pressuposição da Ignorabilidade, que preconiza que os resultados são independentes do tratamento (Equação 24),

$$y_0, y_1 \perp d | x. \quad (24)$$

O impacto dessa pressuposição pode ser visto considerando $E[y | x, d]$ linear, que gera uma equação de participação igual a

$$y = x' \beta + \alpha d + u, \quad (25)$$

em que $E[u | d] = E[y - x' \beta - \alpha d | d] = 0$. Portanto, d pode ser tratado como uma variável exógena, e não haverá viés de simultaneidade ou viés de seleção; dessa forma, pode ser possível uma estimativa consistente dos parâmetros da regressão.

A partir dessa hipótese, no cálculo do efeito do tratamento pode-se considerar apenas uma diferença entre os dois grupos, beneficiários do PBF e não beneficiários. No entanto, $E(y_0 | d = 1)$ não é observável e a solução depende, em parte, do tipo de dados disponíveis, uma vez que os não beneficiários do PBF poderão ser utilizados para formar um grupo de controle. Isso geralmente ocorre em experimentos sociais, nos quais os participantes, que são elegíveis mas que não receberam o tratamento, podem ser usados como *proxy* para o contrafactual. O contrafactual é definido pela seguinte questão: o que teria acontecido aos tratados, caso eles não tivessem recebido o tratamento? Em estudos observacionais é gerado um grupo de comparação, a partir da mesma fonte de dados que o grupo tratado, ou a partir de outras bases de dados, e, essencialmente, acabam usando alguma função de $E(y_0 | d = 0)$, que pode ser estimado pelo uso de dados de não participantes (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

A diferença entre participantes do programa e não participantes gera o viés de seleção médio e surge quando o tratamento é correlacionado com o erro na equação de que se deseja estimar resultado. Essa correlação pode ser induzida por variáveis observáveis omitidas incorretamente, que, parcialmente, determinam d e y . O componente de variável omitida do erro da regressão será correlacionado com d – que gera a situação de seleção sobre variáveis observáveis.

Outro caso de viés é referente à seleção sobre variáveis não observáveis, que compreende fatores não observados, que parcialmente determinam d e y . No entanto, o pressuposto de independência condicional exclui o problema causado por variáveis omitidas. Em dados observados, o problema da seleção sobre observados pode ser resolvido pelo uso do *Propensity Score Matching* (método de pareamento com escore de propensão).

4.3.1 Pareamento

O procedimento consiste em encontrar os contrafactuais desejados, que representem bem o que poderia ter ocorrido sem a implementação da política. Para formar um bom grupo de controle, é interessante que sejam escolhidos indivíduos que, mesmo não tendo recebido o tratamento, possuam características muito próximas aos indivíduos que foram tratados.

Matching ou pareamento é um método bastante utilizado na avaliação de programas sociais. A necessidade do pareamento surge do fato de o contrafactual não ser identificado, ou seja, é necessário criar uma medida que se assemelhe, em potencial, ao grupo de indivíduos tratados. Assim, formar-se-á um grupo que não foi tratado, mas com características observáveis bem próximas às dos tratados.

Especificamente neste trabalho, para avaliar o impacto do PBF na incidência de trabalho infantil no Brasil, será formado um grupo de controle constituído por não beneficiários do PBF, mas com características, se não semelhantes, bem próximas dos indivíduos beneficiados.

As características que servirão de base para formação dos grupos, tanto de tratados como de controle, são as que influenciam a participação no programa definidas pelo governo federal, além de outras relacionadas na literatura e que, potencialmente, influenciam a inclusão no programa.

O *Matching* (pareamento) é necessário para identificar algumas medidas de impacto populacional e resolve o problema do viés de seleção. É dado por $0 < \Pr[d = 1 | x] < 1$. (26)

Esse pressuposto assegura que, para cada valor de x , há duas situações: um tratado e outro não tratado. Nesse sentido, há sobreposição entre as subamostras de tratados e não tratados. Para cada pessoa beneficiária do PBF, há outro indivíduo correspondente não beneficiário com um x semelhante.

Caso a hipótese falhe, então podem-se ter indivíduos com vetor x , que são tratados, e outros com um vetor x diferente, que não são tratados. Essa condição não é necessária para identificar o parâmetro do tratamento para o grupo tratado. O importante é que, para identificar o efeito do tratamento sobre variáveis

selecionadas aleatoriamente, é necessário que, para cada participante, haja um não participante, e, assim, a condição $\Pr[d = 1 | x] < 1$ seria suficiente.

Estimadores *Matching* são úteis quando a seleção ao tratamento dá-se apenas sobre variáveis observáveis. Essa abordagem metodológica também é interessante quando pode ser controlado um grande número de variáveis e o EMT_1 é o parâmetro de interesse. Suponha que as observações tratadas sejam pareadas e as diferenças entre os grupos tratados e não tratados, controladas. Dados os resultados y_{1i} e y_{0i} para tratamento e controle, respectivamente, a média do efeito de tratamento é

$$\begin{aligned} E[y_{1i} | d_i = 1] - E[y_{0i} | d_i = 0] &= \\ = E[y_{1i} - y_{0i} | d_i = 1] + \{E[y_{0i} | d_i = 1] - E[y_{0i} | d_i = 0]\} \end{aligned} \quad (27)$$

Nesse caso, a estimação do EMT_1 é feita pela média simples da diferença devida ao tratamento.

4.3.2. Escore de propensão e cálculo do ETM

O principal problema encontrado, quando da avaliação de programas sociais, nasce do fato de os participantes do programa não poderem ser avaliados nas duas situações: beneficiário e não beneficiário. Devido a isso, surge o viés de seleção, o que impossibilita uma comparação direta entre os dois grupos.

Quando a participação no tratamento não é definida aleatoriamente, mas depende estocasticamente de um vetor de variáveis observáveis de x , como em dados observacionais, ou quando o tratamento é direcionado para algumas populações definidas por algumas características observáveis (tais como idade, gênero ou status socioeconômico), o conceito de escore de propensão é útil¹⁰. O escore de propensão representa a medida da probabilidade condicional para a participação no tratamento dado x e é determinado por $p(x)$, em que

$$p(x) = \Pr[d = 1 | X = x]. \quad (28)$$

¹⁰ Cameron e Trivedi (2005) apontam que, além do propensity score, poderia ser utilizado na montagem de um bom grupo de controle o método das Variáveis Instrumentais e Diferenças em Diferenças. Neste trabalho será utilizado o matching nos observáveis, utilizando o propensity *score* matching, assim como em Resende (2006).

De acordo com Rosenbaum e Rubin (1983), o escore de propensão é a probabilidade condicional de receber um tratamento, dadas as características pré estabelecidas, visto que, tanto em amostras grandes como em pequenas, é comprovada a sua eficiência para remover o viés originado das variáveis observadas. Pode ser definido por

$$p(x) \equiv \Pr(d = 1 | x) = E(d | x), \quad (29)$$

em que $d = (0, 1)$ é a *dummy* de tratamento e x , vetor multidimensional de características antes do tratamento (BECKER; ICHINO, 2002).

Para que ETM_1 seja estimado a partir da Equação (18) considerando (29), é necessário que duas hipóteses sejam atendidas: escore de balanceamento e ignorabilidade do tratamento. O escore de balanceamento $p(x)$ é uma função de variáveis observadas x , tal que a distribuição condicional de x , dado $p(x)$ será o mesmo para o grupo tratado e não tratado

$$d \perp x | p(x) . \quad (30)$$

A hipótese da ignorabilidade do tratamento pressupõe que a diferença entre os tratados e não tratados, para cada valor de um escore de balanceamento, gere uma estimativa não viesada para o efeito de tratamento. Supondo que a atribuição do tratamento seja não viesada, isto é,

$$Y_1, Y_0 \perp d \perp x , \quad (31)$$

então, a atribuição do tratamento é não viesada, dado o *propensity score*

$$Y_1, Y_0 \perp d \perp p(x) . \quad (32)$$

O escore de propensão $p(x)$ não é conhecido, razão por que é necessário estimá-lo. Na estimação do *propensity score* pode ser utilizado qualquer modelo de probabilidade, por exemplo, $\Pr(d_i = 1 | x_i) = F\{h(x_i)\}$, em que $F(.)$ é a distribuição logística e $h(x_i)$, uma função das covariáveis com termos lineares e de ordem superior. A escolha dos termos é determinada pela necessidade de obter uma estimativa do *propensity score* que satisfaça à Hipótese do Balanceamento (BECKER; ICHINO, 2002).

4.4 Aplicação do método de avaliação: diferenças entre beneficiários e não beneficiários do PBF

O modelo Efeito de Tratamento com pareamento por escore de propensão será utilizado para alcançar o objetivo principal deste estudo. O tratamento será definido pela participação no PBF, sendo a variável dependente binária que assumirá valor 1 para beneficiário e 0, caso contrário. As variáveis explicativas são as que influenciam a participação dos beneficiários no PBF.

Para cada pessoa i , admite-se que ocorram dois resultados potenciais: (Y_{1i}, Y_{0i}) , que correspondem, respectivamente, aos resultados para pessoas que receberam o tratamento (beneficiários do PBF) e para as pessoas que não o receberam. Seja $D_i = 1$ uma *dummy* que representa os beneficiados pelo PBF e $D_i = 0$ que representa os não-beneficiados, e Y_i a medida da variável de resposta; então Y_i é dado por:

$$Y_i = D_i Y_{1i} + (1 - D_i) Y_{0i}, \quad (33)$$

em que a equação de resultado para os participantes do PBF é $Y_{1i} = \mu_1(X_i, U_{1i})$ e para os não participantes, é $Y_{0i} = \mu_0(X_i, U_{0i})$. Para ambos os casos, X_i é um vetor de variáveis aleatórias observáveis e (U_{1i}, U_{0i}) variáveis aleatórias não observáveis (HECKMAN; VITLACYL, 1999).

Dado que a participação no tratamento não é definida aleatoriamente, pelo contrário, depende do vetor de variáveis observáveis X , surge o viés de seleção das variáveis observáveis. A forma mais indicada para eliminar esse viés é pelo método proposto por Rosebaum e Rubin (1983), qual seja, o pareamento por escore de propensão. Este método diminui o viés de estimação do Efeito de Tratamento, ou seja, a política implementada.

O procedimento consiste em encontrar os contrafactuais desejados, que representem bem o que poderia ter ocorrido sem a implementação da política. Para formar um bom grupo de controle, é interessante que sejam escolhidos indivíduos que, mesmo não tendo recebido o tratamento, possuam características muito próximas aos que foram tratados.

Para tal, o primeiro passo é estimar um modelo de regressão logístico no qual as variáveis explicativas serão as características dos indivíduos selecionados para participarem do programa.

O modelo *Logit* parte de uma função logística de probabilidade acumulada, definida por $P_i = F(Z_i)$, em que F é a função densidade. No caso da função logística, $F(Z_i)$ tem a seguinte forma: $P_i = \frac{1}{1 + e^{-Z_i}}$, em que $Z_i = X_i\beta$,

sendo X_i um vetor de variáveis explicativas e β , um vetor de parâmetros a serem estimados; P_i é uma variável dicotômica, representada por uma *dummy* que terá valor 1 para beneficiário do PBF e 0, caso contrário. As variáveis explicativas do vetor X_i são explicitadas a seguir.

Para definir a influência da renda domiciliar na probabilidade de participação no PBF, será utilizada a variável renda líquida das transferências governamentais, *renliq*, que representa a renda *per capita* da família, isenta de transferências governamentais, ou seja, somente o que é auferido pelo agregado familiar advindo de atividades laborais. O sinal esperado negativo indica que um aumento na renda familiar reduziria as chances de ser beneficiário do PBF.

Serão utilizadas as variáveis raça (*raca* – 1 para negro e 0, caso contrário) para todos os membros do domicílio e educação (*anoestudo* – 1 para mais de 5 anos de estudo e 0, caso contrário) para o chefe do domicílio para identificar a influência destas sobre a probabilidade de a família ser beneficiária do PBF. Não se pode prever, antecipadamente, o sinal da variável *raca* e, para *anoestudo* espera-se sinal negativo, o que indica que quanto mais escolarizado for o chefe da família, menores as chances de receber os benefícios do PBF.

Como indicativas de atividades laborais do chefe da família, serão utilizadas variáveis *dummies* para ocupação (*ocupadulto* - 1 para ocupado e 0, não ocupado) que indicará se o chefe da família estava ocupado na semana de referência, e para emprego formal (*formalchefe* – 1, se chefe da família tinha emprego formal e 0, caso contrário). O sinal esperado para ambas é indeterminado.

Serão utilizadas quatro variáveis *dummies* indicativas das características das familiares: tipo de família (*tipofam*), que terá valor 1 se a família for composta por casal com filhos maiores de 14 anos; tipo de família 1 (*tipofam1*), que terá valor 1, se a família é composta por mães com filhos menores de 14 anos; tipo de família 2 (*tipofam2*), que assumirá valor 1, se a família é composta por mãe com filhos maiores de 14 anos; e tipo de família 3 (*tipofam3*) para outros tipos de famílias. A categoria de base é família completa (*famcomp*), que designa famílias tradicionais ou formadas por casais e com filhos menores de 14 anos. Estas variáveis serão úteis na formação de um bom indicativo de como a seleção do PBF atende os diversos tipos de família e se há um padrão na escolha das famílias.

Espera-se que o sinal, para estas variáveis, seja positivo, ou seja, em análise comparativa a variável *famcomp*, as outras famílias (*tipofam*, *tipofam1*, *tipofam2* e *tipofam3*) possuem mais chances de serem eleitas ao programa. Entende-se que famílias mais bem estruturadas e com filhos mais novos possuem mais chances de ter melhor nível de renda, o que desabilitaria tais famílias ao PBF.

O número de membros da família (*tamfam*) indicará a relação entre o tamanho da família e a probabilidade de ser beneficiário do PBF. Para essas variáveis o sinal esperado é positivo, ou seja, as famílias grandes, completas ou não, terão maiores chances de serem beneficiárias do PBF.

As variáveis *dummies* relacionadas com as condições do domicílio da família são tipo de casa (*casa*), que terá valor 1, se a casa for de alvenaria e 0, caso contrário; *casa1*, que assume valor 1 para casa coberta de telha e 0, caso contrário; água encanada (*água*) e coleta de lixo (*lixo*), serviço de esgoto (*esgoto*) e energia elétrica (*luz*), que terão valor 1, se o domicílio for abastecido com esses serviços e 0, caso contrário. Para essas variáveis espera-se sinal negativo, ou seja, a presença dessas características diminui as condições de a família ser beneficiária do PBF.

Será, ainda, identificado o efeito do local de moradia, (*localmora*) sobre a probabilidade de ser beneficiário. Esta variável binária indica se família está

domiciliada no meio urbano, com valor 1, ou se está no meio rural, com valor 0. O sinal esperado será positivo, apontando que a probabilidade de a família ser beneficiária do PBF aumentará se ela residir no meio urbano. Já para as variáveis de região, *Sul*, *Norte*, *Nordeste* e *Centro*, *dummies* que representam as regiões do país, terão valor 1, e o valor 0 será atribuído a região *Sudeste*, que será a categoria de base. O sinal esperado será positivo para todas as regiões.

A escolha dessas variáveis leva em consideração os critérios que o Ministério do Desenvolvimento Social – MDS utiliza para conceder o benefício para as famílias. Outrossim, as mesmas variáveis foram utilizadas por outros autores para fazer essa análise, com algumas modificações, como Neder *et al.* (2007), Tavares (2008) e Duarte *et al.* (2007).

As probabilidades estimadas serão utilizadas para obter os pares de observação, no qual um dos elementos do par pertencerá ao grupo dos indivíduos tratados e outro ao grupo dos não tratados ou grupo de controle. Será calculado o *propensity score* para eliminar o viés de seleção das variáveis observáveis e, em seguida, fazer o pareamento, ou seja, agrupam-se as famílias do grupo de controle e as famílias do grupo de tratamento de acordo com as probabilidades que estas possuem de serem elegíveis como beneficiárias do PBF, mediante as características observáveis das famílias.

Uma estimativa do escore de propensão não é suficiente para estimar o *ETM* de interesse uma vez que, a probabilidade de observação de duas unidades com exatamente o mesmo valor do escore de propensão é, inicialmente, zero, isso por que $p(x)$ é uma variável contínua. Vários métodos têm sido propostos na literatura para superar este problema, e quatro dos mais utilizados são Pareamento pelo Método do Vizinho mais Próximo, *Radius Matching*, *Kernel Matching* e Pareamento por Estratificação (BECKER; ICHINO, 2002). Ressalta-se que, esses métodos são baseados no *propensity score*.¹¹

¹¹ Para esclarecimentos de cada um desses métodos, ver Becker e Ichino, 2002; Caliendo e Kopeinig, 2003)

A amostra será dividida em dois grupos de renda, a saber: R\$ 100,00 e R\$ 300,00¹². Em ambos os grupos a renda é líquida das transferências governamentais. Tal divisão é devido ao fato que a renda que habilitava a família a ser beneficiária do PBF, em 2006 era de R\$ 100,00. Uma divisão em um limite superior de R\$ 300,00 vai possibilitar o entendimento da situação de outras famílias beneficiárias com relação ao trabalho infantil e, também, identificar possíveis vazamentos, dado que somente em casos especiais famílias com renda *per capita* superior ou igual a R\$ 300,00 seriam eleitas ao benefício.

A análise específica para a região Nordeste será feita por meio da determinação de uma outra amostra, onde constarão apenas famílias da região Nordeste. Serão incluídas variáveis *dummies* representando os estados nordestinos: Maranhão (*Ma*), Piauí (*Pi*), Ceará (*Ce*), Paraíba (*Pb*), Rio Grande do Norte (*Rn*), Sergipe (*Se*), Alagoas (*Al*) e Bahia (*Ba*), tendo Pernambuco (*Pe*) como categoria de base, uma vez que este Estado concentra a menor taxa de trabalho infantil no Nordeste (IBGE, 2006). Todo o procedimento anterior será seguido, inclusive a subdivisão de grupos de renda de R\$ 100,00 e R\$ 300,00. Serão estimados também o efeito do tratamento para as variáveis de interesse trabalho infantil (*trabinfantil*), trabalho infantil doméstico (*trabinfdom*) e as variações especificando o gênero (*trabinfmeninas*) e a raça (*trabinfnegros*).

4.4.1. Qualidade dos pareamentos

Após a realização do pareamento é importante analisar se este foi bem feito, ou seja, se o pareamento foi capaz de balancear a distribuição das variáveis relevantes entre os grupos de tratados e controles (CALIENDO; KOPEINIG, 2005). Em geral, para proceder a esta identificação, faz-se uma comparação entre a situação antes e depois do pareamento com vistas a verificar se ocorrem diferenças sistemáticas depois da utilização do score de propensão. Caso não

¹² A renda per capita máxima para ser beneficiário do PBF em 2006 era de R\$ 100,00. A proposta de fazer uma análise para o grupo de renda de R\$ 300,00 é verificar as diferenças entre os dois grupos de renda e vazamentos do programa, além de constatar famílias beneficiadas que não se enquadraram no critério de renda mas que são elegíveis por outras vulnerabilidades. A mesma divisão foi proposta por Resende (2006) e Araújo (2009).

ocorram diferenças significativas, tem-se um bom indicador de que a hipótese da independência condicional foi satisfeita, tendo em vista que esta hipótese é de difícil verificação empírica.

A qualidade dos pareamentos pode ser verificada de pelo menos três formas: mediante a análise da redução do viés padronizado; por meio do teste de significância das diferenças na média das variáveis entre tratados e controles; e pelo teste de significância conjunta e Pseudo R² do modelo após o pareamento (CALIENDO; KOPENIG, 2005).

A medida da redução do viés padronizado antes e depois do pareamento é dada por

$$VP_{antes} = 100 \frac{\left(\bar{X}_1 - \bar{X}_0 \right)}{\sqrt{0.5(V_1(X) + V_0(X))}} \quad (34)$$

e

$$VP_{depois} = 100 \frac{\left(\bar{X}_{1M} - \bar{X}_{0M} \right)}{\sqrt{0.5(V_{1M}(X) + V_{0M}(X))}}, \quad (35)$$

em que a variância no grupo de tratamento e de controle antes do pareamento é representada por $X_1(V_1)$ e $X_0(V_0)$, respectivamente. $X_{1M}(V_{1M})$ e $X_{0M}(V_{0M})$ é a variância para tratados e controles respectivamente para a amostra pareada.

Uma abordagem semelhante ao do viés padronizado é utilizada para o teste de significância das diferenças na média das variáveis entre tratados e controles. Antes do pareamento são esperadas diferenças, e estas precisam ser corrigidas após o balanceamento, não podendo permanecer diferenças significativas nos grupos. O teste de significância conjunta e Pseudo R² aponta, por meio da redução do parâmetro Pseudo R², para a satisfação da hipótese da independência condicional (CALIENDO; KOPENIG, 2005).

4.4.2. Análise de sensibilidade

A estimação do efeito de tratamento com pareamento é baseada na hipótese da independência condicional. Por esta hipótese, conforme já explicado,

todas as variáveis estão influenciando, simultaneamente, a decisão de participação e os resultados. Dado que esta é uma pressuposição relevante, a análise de sensibilidade torna-se também parte importante do processo de estimação dos efeitos de tratamento. A análise de sensibilidade, deve-se ressaltar, não testa a pressuposição da independência condicional, contudo dá evidência de quão robustos são os resultados obtidos dos estimadores do ATT (BECKER; CALIENDO, 2007).

Neste trabalho, o objetivo da análise de sensibilidade é verificar como uma variável não observável, que afeta tanto a participação no PBF quanto o trabalho infantil, pode alterar os resultados estimados pelo ATT.

Assumindo que exista um par de indivíduos pareados i e j , e considerando uma distribuição logística F , a chance de cada pessoa receber o tratamento é dado por $\frac{P_i}{(1-P_i)}$ e $\frac{P_j}{(1-P_j)}$, e a razão das chances de um indivíduo receber o tratamento é representada pela Equação 36.

$$\frac{\frac{P_i}{(1-P_i)}}{\frac{P_j}{(1-P_j)}} = \frac{P_i(1-P_j)}{P_j(1-P_i)} = \frac{\exp(\beta x_i + \gamma u_i)}{\exp(\beta x_j + \gamma u_j)} = \exp\{\gamma(u_i - u_j)\}. \quad (36)$$

Se considerar que os indivíduos possuem as mesmas características (vetor x), este é cancelado. Não ocorrendo diferenças nas variáveis não observadas ($u_i = u_j$), ou se estas não têm influência na probabilidade de participação ($\gamma = 0$), o *odds ratio* será igual a um, o que significa que não existe viés de seleção. Qualquer resultado diferente de um implica na presença de variáveis não observáveis. A análise de sensibilidade avalia quanto uma mudança nos valores de γ e $(u_i - u_j)$ podem interferir no efeito do programa (BECKER; CALIENDO, 2007).

Assim, a Equação 37 retrata que os limites da *odds ratio* de participação no tratamento é dado por

$$\frac{1}{e^\gamma} \leq \frac{P_i(1-P_j)}{P_j(1-P_i)} \leq e^\gamma, \quad (37)$$

em que os indivíduos pareados tem a mesma probabilidade de participação se $e^{\gamma} = 1$. Indivíduos com $e^{\gamma} = 2$ podem diferir em suas probabilidades de receber tratamento por um fator de até 2, mesmo que apresentem características observadas (x) similares (BECKER; CALIENDO, 2007).

4.5. Fonte de dados

Os dados utilizados nesta pesquisa foram obtidos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (Pnad), do IBGE, ano de 2006, reponderados em 2009, para todos os Estados do Brasil. A escolha deste ano deve-se ao fato de nele ter sido feita uma pesquisa suplementar pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE sobre o Programa Bolsa-Família e trabalho infantil no Brasil, informações essenciais para resolver o proposto proposto e responder os objetivos propostos.

A PNAD é uma pesquisa amostral complexa, ou seja, possui aspectos de estratificação das unidades de amostragem, conglomeração (seleção da amostra em vários estágios, com unidades compostas de amostragem), probabilidades desiguais de seleção em um ou em mais estágios, e ajustes dos pesos amostrais para calibração com totais populacionais conhecidos (SILVA *et al.*, 2002).

Diante desse fato, os dados obtidos das PNADs não podem ser tratados como se fossem observações independentes e identicamente distribuídas (*IID*), como se tivessem sido gerados por amostras aleatórias simples com reposição. Não considerar que os dados da PNAD formam uma amostra complexa pode gerar valores de variância menor do que se o plano amostral tivesse sido considerado (SILVA *et al.*, 2002). Na análise, deste estudo, consideraram-se os dados obtidos da PNAD como uma amostra complexa, sendo para tal utilizadas as variáveis STRAT (estrato) e PSU (Unidade Primária de Amostragem) juntamente com o peso devido, correspondente à variável V4729, do arquivo de pessoas, ou V4611, do arquivo de domicílios da PNAD, ano de 2006.

Além disso, ao estimar-se pelo método da Máxima Pseudoverossimilhança (MPV), o problema pode ser contornado. A variância assintótica dos estimadores

de MPV incorpora as características do plano amostral (SILVA et al., 2002). Foram desenvolvidos alguns métodos para avaliar o impacto da incorporação do plano amostral na precisão das estimativas. Leite e Silva (2002), ao citar Kish (1965), informam que o primeiro método para avaliar o efeito do plano amostral - EPA foi o *DEFF* – *Design Effect*, cuja expressão é dada pela Equação 38:

$$EPA = \frac{Var_{verd}(\hat{\beta})}{Var_{aas}(\hat{\beta})}, \quad (38)$$

em que $Var_{verd}(\hat{\beta})$ é a variância estimada, incorporando o plano amostral efetivamente utilizado, e $Var_{aas}(\hat{\beta})$, a variância estimada supondo o plano amostral igual a uma amostra aleatória simples.

Pessoa e Silva (1998), citados por Leite e Silva (2002), informam que o objetivo principal desta medida é a comparação entre planos amostrais no estágio de planejamento de pesquisas. Quando os valores do EPA são elevados, fica clara a importância da consideração do verdadeiro plano amostral efetivamente utilizado na estimação das variâncias associadas às estimativas dos parâmetros. Para interpretação dessa medida, observa-se o seguinte critério: se $EPA < 1$, a variância sob AAS (Amostra Aleatória Simples) será superestimada; se $EPA = 1$, não haverá diferença entre as estimativas de variância; se $EPA > 1$, a variância sob AAS será subestimada.

O conceito do DEFF foi ampliado e denominado de *MEFF* - *Misspecification Effect*. Este método avalia a tendência de um estimador usual (consistente), calculado sob hipótese de IID (observações independentes e identicamente distribuídas), em subestimar ou superestimar a variância verdadeira do estimador pontual. O EPA ampliado (Equação 39) é definido por

$$EPA(\hat{\beta}; \nu_0) = \frac{V_{verd}(\hat{\beta})}{E_{verd}(\nu_0)}, \quad (39)$$

em que $\nu_0 = \hat{V}_{IID}(\hat{\beta})$ é um estimador usual (consistente) da variância do estimador sob a hipótese de observações IID; $V_{verd}(\hat{\beta})$, variância do estimador sobre o plano efetivamente utilizado; $E_{verd}(\nu_0)$, esperança do estimador usual sob o plano amostral efetivamente utilizado.

Portanto, ao se considerar o plano amostral, o problema de subestimação ou superestimação da variância dos parâmetros do modelo e da variância dos coeficientes estimados será contornado, permitindo a obtenção de estimativas robustas.

Neste trabalho, a estimação do modelo logit multinomial foi feita por meio do método de *Máxima Pseudoverossimilhança* e as estimativas da variância dos coeficientes foram realizadas pelo método de Linearização de Taylor. A estimação do modelo efeito de tratamento com uso do propensity score também foi feita considerando-se a PNAD como uma amostra complexa. Para tal, estimou-se um modelo logit através do método de *máxima pseudoverossimilhança* e se extraiu os escores de propensão. Estes escores de propensão foram incorporados em seguida ao cálculo do ATT e, assim, obtiveram-se as estimativas para os resultados de interesse.

Todos os procedimentos econométricos foram realizados no software STATA 10.1¹³. A rotina utilizada para estimação do modelo logit multinomial é *mlogit*; para estimar o efeito marginal utiliza-se *margeff* (Bartus, 2008); para estimar o efeito do tratamento foram *pscore*, *psmatch*, *atts* (Becker e Ichino, 2002), *psmatch2* (Leuven e Sianesi, 2003) e *rbounds* (Gangl, 2002).

¹³ Software produzido e comercializado pela *StataCorp*, college Station, Texas.

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Neste capítulo são apresentados e discutidos os resultados obtidos na estimação dos modelos utilizados, com o intuito de cumprir os objetivos estabelecidos neste trabalho.

São apresentados, inicialmente, os resultados da estimação do modelo logit multinomial para identificação dos determinantes de estudo e trabalho infantil no Brasil, no ano de 2006, e, em seguida, são mostrados os resultados dos determinantes do trabalho infantil doméstico no país. Posteriormente, são apresentados e discutidos os resultados obtidos mediante a estimação do modelo efeito de tratamento, com escore de propensão, com vistas a identificar os efeitos do Programa Bolsa-Família nos resultados de interesse para o Brasil e para o Nordeste.

5.1. O trabalho infantil e o trabalho infantil doméstico no Brasil: análise dos principais determinantes

5.1.1 Características do trabalho infantil no Brasil – análise descritiva

Inicialmente faz-se uma descrição das variáveis utilizadas para analisar o trabalho infantil e infantil doméstico. A estimação dos determinantes do trabalho

infantil no Brasil, para o ano de 2006, foi feita utilizando-se 97.203 observações e 13 variáveis: *lrenda*, *bolfam*, *educação*, *sexocriança*, *raçacriança*, *tipofam*, *tipofam1*, *tamfam*, *localmora*, *sul*, *centro*, *norte* e *nordeste*. Na Tabela 1 são apresentadas as médias das variáveis *tamfam* e *lrenda*.

Tabela 1 - Estatística descritiva (média) das variáveis tamanho da família (*tamfam*) e renda líquida das transferências governamentais (*renliq*) utilizadas no modelo logit multinomial de determinação do trabalho infantil, 2006

Variáveis	Média	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança	
<i>Tamfam</i>	4,5694	0,0148	4,5402	4,5986
<i>Renda</i>	367,93	5.2532	357,62	378.22

Fonte: Resultados da pesquisa.

As famílias que fazem parte da amostra eram formadas por, em média, 4,56 pessoas, o que indica que os agregados familiares da amostra eram pequenos. A renda média *per capita* encontrada foi de R\$ 367,93, valor superior ao salário mínimo da época, que era de R\$ 350,00.

Na Tabela 2, são apresentadas as proporções, em termos percentuais, para as outras variáveis do modelo. A variável trabalho infantil (*trabinfantil*), que representa as opções das famílias para as crianças entre trabalhar e estudar, comportou-se da seguinte forma: 2,3% das crianças da amostra não exerciam nenhuma atividade; 9,48% estavam estudando e trabalhando; 0,99 % apenas trabalhavam; e a maioria das crianças da amostra, 87%, somente estudavam. É oportuno esclarecer que o trabalho infantil vem, ano a ano, diminuindo no mundo inteiro e isso se deve a políticas voltadas para este fim e políticas de combate à pobreza, em geral. O Brasil acompanha esta diminuição e, para a faixa de idade analisada, de 10 a 15 anos, registrava-se, em 2008, um percentual de 11% de crianças trabalhando, valor este bem próximo do encontrado para a amostra em análise.

As variáveis *ocupadulto*, *ocupformal* e *educação* representam características de trabalho e educação da pessoa de referência da família. Os

chefes de família ocupados representavam 60% da amostra, desses, 62% tinham empregos formais. Em relação à educação, observou-se que 64% dos chefes do domicílio tinham mais de cinco anos de estudo.

O Programa Bolsa - Família beneficiava 27% das famílias da amostra. Vale lembrar que em 2006 o processo de migração dos programas sociais para o PBF ainda não havia sido concluído, portanto, esta proporção pode ser considerada alta.

Tabela 2 - Estatística descritiva (proporção %) das variáveis utilizadas no modelo logit multinomial de determinação do trabalho infantil, 2006

Variáveis		Proporção (%)	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança	
Trabalho infantil	Não estuda não trabalha	2,30	0,0010	0,0209	0,0250
	Estuda	87,21	0,0037	0,8648	0,8794
	Trabalha	0,99	0,0007	0,0085	0,0113
	Estuda e trabalha	9,48	0,0031	0,0885	0,1010
Adulto Ocupado	Não ocupado	39,74	0,0027	0,3921	0,4027
	Ocupado	60,25		0,5972	0,6078
Ocupação formal	Sem emprego formal	37,38	0,0045	0,3649	0,3826
	Emprego formal	62,61		0,6173	0,6350
Educação ¹⁴	<5 anos de estudo	35,61	0,0043	0,3476	0,3645
	>5 anos de estudo	64,38		0,6354	0,6523
Bolsa-família	Não possui BF	72,93	0,0052	0,7190	0,7396
	Possui BF	27,06		0,2603	0,2809
Sexo criança	Menina	49,16	0,0029	0,4858	0,4975
	Menino	50,83		0,5024	0,5141
Raça criança	Não negro	51,14	0,0061	0,4993	0,5235
	Negro	48,85		0,4764	0,5006
Tipo de família	Casal com filhos de 14 ou >	14,12	0,0020	0,1372	0,1452
Tipo de família 1	Mãe com filhos < 14	4,58	0,0010	0,0437	0,0479
Local de moradia	Rural	14,92	0,0065	0,1363	0,1621
	Urbano	85,07		0,8378	0,8636
Norte	Reside na Região Norte	8,90	0,0047	0,07984	0,0983
Nordeste	Reside na Região Nordeste	20,13	0,0065	0,1885	0,2141
Sul	Reside na Região Sul	19,29	0,0074	0,1783	0,2076
Centro-Oeste	Reside na Região C.O	6,64	0,0030	0,0605	0,0724

Fonte: Resultados da pesquisa.

¹⁴ A título de informação, 24% da amostra possui até 4 anos de estudo; 42% possui entre 5 e 8 anos de estudo e; 34% possui acima de 8 anos de estudo.

As crianças do sexo feminino representavam, aproximadamente, 49% da amostra, estando bem equilibrada a amostra entre meninos e meninas. De igual modo, os que se declararam negros foram em torno de 48% e os que se declararam de outras raças, 51%.

As famílias da amostra foram agrupadas em casal com filhos, sendo estes de 14 anos ou mais de idade (14%); famílias chefiadas por mulheres com filhos menores de 14 anos (4,58%); e a categoria de base, casal com filhos menores de 14 anos, a de maior representatividade (80,50%). Nota-se a predominância de famílias formadas por casais, e que menos de 5% da amostra é formada por famílias com estrutura diferente.

São predominantemente urbanas as famílias da amostra (85%), enquanto 14% vivem na área rural. Há também na amostra predomínio de famílias residentes na Região Sudeste (45,04%), com o segundo maior contingente as famílias domiciliadas na Região Nordeste (20,13%), seguidas pelas famílias da Região Sul (19,29%).

Apresentadas estas características, são mostradas a seguir a análise dos principais determinantes do trabalho infantil no Brasil.

5.1.2. Determinantes do trabalho infantil no Brasil, no ano de 2006

Por meio do modelo logit multinomial, foram estimados os principais determinantes da decisão quanto a estudo e trabalho das crianças, de 10 a 15 anos, no Brasil, no ano de 2006. Foi incluída entre os possíveis determinantes de estudo e trabalho das crianças a variável bolsa- família - *bolfam*, com vistas a identificar se a família da criança é beneficiária do referido programa social. Objetivou-se identificar como a família beneficiada com o PBF alocou o tempo da criança entre as atividades de estudo e trabalho. Foi realizado o teste de Wald no intuito de verificar se as variáveis selecionadas contribuem de fato para a explicação das alternativas de estudo e trabalho. Os resultados estão no Apêndice A e esses mostram que somente as variáveis raça e tipo de família 1 não são significativas para explicação do modelo.

Os coeficientes estimados, bem como as estimativas do *MEFF*, que computam o efeito do plano amostral, ou o que teria ocorrido caso ele não tivesse sido utilizado, são apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 - Determinantes do estudo e trabalho das crianças, de 10 a 15 anos, e efeito do plano amostral – *MEFF*, ano de 2006

Variáveis	Não Estuda/Não Trabalha		Trabalha		Trabalha e Estuda	
	Coefficiente	MEFF	Coefficiente	MEFF	Coefficiente	MEFF
Constante	-0,5906***	1,3289	-4,6696*	1,6746	-3,4612*	1,7231
Lrenda	-0,4365*	1,209	-0,2152*	1,3556	-0,0614***	1,6556
Bolfam	-0,3339*	1,6295	0,0748ns	1,5741	0,4306*	1,9493
Educação	-0,2037*	2,4714	0,1233*	1,6378	0,2097*	2,3258
Sexocriança	-0,05316ns	1,3513	1,3338*	1,4106	0,7956*	1,6311
Raçacriança	-0,16158ns	1,6889	-0,2244*	1,4283	-0,0288ns	1,6669
Tipofam	0,7759*	1,6476	1,0164*	1,4414	0,4165*	1,5451
Tipofam1	0,2464ns	1,3759	0,1535ns	1,3948	-0,2654***	1,4768
Tamfam	0,1058*	1,7469	0,1071*	1,6413	0,0561*	2,2316
Local mora	-0,2471**	1,7788	-1,3877*	2,0212	-1,4480*	2,5447
Sul	0,0171ns	1,9675	0,1759ns	1,8602	0,6639*	2,1559
Centro-Oeste	-0,1187ns	1,6339	-0,0204ns	1,0672	0,2971*	1,3621
Norte	0,09585ns	2,0415	0,3668***	1,4771	0,5578*	2,4285
Nordeste	-0,0954***	1,7003	0,1355ns	1,7524	0,7139*	2,2355

Fonte: Resultados da pesquisa.

*, ** e *** significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Ns não significativo.

Variáveis: logaritmo da renda, bolsa-família, educação, sexo da criança, raça da criança, tipo de família, tamanho da família, localização do domicílio, domicílio localizado na região Sul, Centro-Oeste, Norte, Nordeste.

Para todas as observações, o valor do *MEFF* é maior que um, e isto indica que se o efeito do plano amostral não fosse considerado na análise, estaria ocorrendo uma sobre-estimação da verdadeira variância.

Os coeficientes obtidos por meio da operacionalização do modelo logit multinomial não são fáceis de serem interpretados, por não representarem diretamente as respostas marginais como no Método dos Mínimos Quadrados Ordinários, assim, proceder-se-á à análise mediante o efeito marginal de cada variável (Tabela 4).

Tabela 4 - Efeito marginal e erro-padrão linearizado das variáveis do modelo de determinação das atividades de estudo e trabalho das crianças, de 10 a 15 anos de idade, Brasil, 2006

Variáveis	Não Estuda/Não Trabalha	Erro-padrão linearizado	Estuda	Erro-padrão linearizado	Trabalha	Erro-padrão linearizado	Estuda e trabalha	Erro-padrão linearizado
Lrenda	-0,0078*	0,0009	0,0124*	0,0024	-0,0013*	0,0005	-0,0032ns	0,002
Bolfam	-0,0063*	0,0016	-0,0239*	0,0051	0,0003ns	0,001	0,0299*	0,0045
Educação	-0,0040*	0,0005	-0,0104*	0,0012	0,0007*	0,0002	0,0137*	0,001
Sexocriança	-0,0021ns	0,0014	-0,0577*	0,0039	0,0088*	0,001	0,051*	0,0033
Raçacriança	-0,0028ns	0,0018	0,0058ns	0,0043	-0,0014ns	0,001	-0,0015ns	0,0036
Tipofam	0,0178*	0,0046	-0,0556*	0,008	0,0096*	0,0024	0,0281*	0,006
Tipofam1	0,0053ns	0,0038	0,0092ns	0,0086	0,0011ns	0,0027	-0,015**	0,0072
Tamfam	0,0018ns	0,0004	-0,0059*	0,0012	0,0006*	0,0002	0,0034*	0,001
Localmora	-0,0012ns	0,0021	0,1508*	0,0103	-0,0123*	0,0023	-0,1372*	0,0096
Sul	-0,0007ns	0,0028	-0,0512*	0,0095	0,0008ns	0,0017	0,0511*	0,0083
Centro-Oeste	-0,0024ns	0,0029	-0,0188*	0,008	-0,0002ns	0,0014	0,0215*	0,0074
Norte	0,0008ns	0,0027	-0,0463*	0,0101	0,0023ns	0,0016	0,0431*	0,009
Nordeste	-0,0027ns	0,0022	-0,0526*	0,0088	0,0005ns	0,0014	0,0548*	0,008

Fonte: Resultados da pesquisa.

*, ** e *** significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Ns não significativo.

Variáveis: logaritmo da renda, bolsa-família, educação, sexo da criança, raça da criança, tipo de família, tamanho da família, localização do domicílio, domicílio localizado na região Sul, Centro-Oeste, Norte, Nordeste.

Avaliando as variáveis que determinam a opção das famílias na alocação do tempo das crianças, pode-se perceber que, em algumas situações, essas variáveis não exerceram nenhum impacto sobre a escolha.

Em se tratando da variável renda, ela é significativa e tem efeito negativo para as opções de não exercer nenhuma atividade e para a opção de somente trabalhar. Nas duas situações, pode-se dizer que o sinal está de acordo com o esperado, ou seja, aumentos na renda diminuem as chances de a criança não exercer nenhuma atividade e diminuem as chances de somente trabalhar. Neste sentido, é de se esperar que a criança advinda de famílias com rendas mais altas, independentemente de estar trabalhando ou não, estará frequentando a escola. A mesma variável apresenta sinal positivo para a opção de somente estudar. Tal fato indica que aumentos na renda aumentam as probabilidades de o tempo da criança ser dedicado somente ao estudo.

A renda familiar é tida pelos diversos autores que já versaram sobre o tema em questão como importante variável de decisão entre o *trade off* de estudo

e trabalho. Bonnet (1993) defende a existência desta relação entre a renda familiar e a decisão entre trabalho e estudo das crianças. No entanto, Grootaert (1998 *apud* MAGALHÃES, 2005) não identificou relação entre a renda familiar e a decisão de estudar e trabalhar.

Neste trabalho, de modo similar a Bonnet (1993), constata-se que a renda é uma importante variável de decisão na alocação do tempo da criança entre o estudo e o trabalho.

A concessão do benefício Bolsa-Família foi relevante para a decisão da alocação do tempo das crianças entre estudar e trabalhar, somente estudar e não estudar e não trabalhar. Em se tratando de um programa social com condicionalidades, em que se exige que a criança esteja frequentando a escola, era de se esperar que as famílias beneficiadas com o PBF somente estudassem, ou, no máximo, exercessem ambas as atividades, apresentando diminuição no tempo dedicado ao trabalho. Nesta pesquisa, a diminuição do tempo de trabalho das crianças não está sendo auferida. O que se percebeu foi que nas famílias beneficiadas com o PBF as crianças apresentaram menos chances de não estudar e nem trabalhar, como era esperado, já que é necessário que estejam na escola, porém também tiveram menos chances de somente estudar. Por outro lado, o benefício aumenta as chances de estudar e trabalhar, indicando que há uma divisão do tempo das crianças beneficiárias do PBF entre as duas atividades.

Ferro e Kassouf (2004), analisando o PBE, indicaram que a continuidade das crianças trabalhando, mesmo recebendo um benefício que, teoricamente, deveria retirá-las do trabalho, dava-se devido ao valor de o benefício ser baixo, não conseguindo suprir as necessidades da família, e estas famílias movidas por uma “ambição” de melhorar de vida direcionam todos os membros para o trabalho. Para o PBF, pode-se considerar também análise semelhante, uma vez que os benefícios, em 2006, no máximo, por família, chegavam a R\$ 95,00, valor suficiente para um alívio na situação financeira, porém, não o bastante para a família abrir mão do trabalho dos integrantes.

Quanto à variável educação, que indica a escolaridade dos adultos do domicílio, ela se apresentou significativa para todas as alternativas. Quanto ao

sinal da variável, negativo, nota-se que o aumento da escolaridade diminui as chances de somente estudar e de não estudar e não trabalhar. Aumentos nessa variável elevam as chances de a criança somente trabalhar ou de praticar as duas atividades. Esperava-se que, com maior nível educacional, houvesse aumentos nas chances de somente estudar, até mesmo porque a maior parte da amostra é composta por adultos com mais de 5 anos de estudo. Muito embora a maioria das pessoas da amostra apresentasse até 8 anos de estudo, que corresponde à conclusão do ensino de primeiro grau, essa escolaridade pode não ter sido suficiente para garantia de melhores salários para os pais, fazendo com que eles necessitem do trabalho de outros membros do agregado familiar para ajudar na manutenção da família.

Estes resultados apontam para o fato levantado por vários autores, entre eles, Rua (2000), de que o trabalho infantil não é fruto somente resultante da ausência de recursos monetários, havendo outros fatores associados a este problema, como a questão cultural, a tradição, o que torna o trabalho infantil um problema mais complexo.

No que se refere à variável sexo da criança, ela foi determinante na opção de estudar, trabalhar e exercer ambas as atividades. Verificou-se que os meninos têm menos chances do que as meninas de somente estudar. Também se percebeu que os meninos têm mais chances de somente trabalhar e de exercer as duas atividades. Ou seja, as meninas são mais poupadas do trabalho do que os meninos. A análise da verificação do gênero é importante porque possibilita a identificação de quem é mais vulnerável ao trabalho infantil, neste caso, em específico, os dados revelaram que os meninos dividem mais o tempo entre as duas atividades e também são mais suscetíveis a somente trabalhar, deixando de lado a escola.

Em se tratando da variável *tipofam*, que indica o tipo de família a que a criança pertence, ela foi significativa para todas as alternativas analisadas entre estudo e trabalho. As crianças, pertencentes a famílias formadas por casais com filhos com idade maior que 14, tinham mais chances de não desenvolver nenhuma atividade, de somente trabalhar, ou de trabalhar e estudar, em relação às

famílias formadas por casais somente com filhos menores de 14 anos. Porém, essas crianças tinham menos chances de somente estudar comparativamente às famílias formadas por casais com todos os filhos menores de 14 anos.

Já a variável *tipofam1*, que indica famílias chefiadas por mulheres, foi significativa apenas para a opção de estudar e trabalhar. O sinal da variável revelou que em relação a famílias formadas por casais somente com filhos menores de 14 anos, diminuem as chances de exercer as duas atividades.

O tamanho do agregado familiar, representado pela variável *tamfam*, foi significativo para as opções somente estudar, somente trabalhar e estudar e trabalhar concomitantemente. O sinal da variável indica que as crianças que residem em famílias maiores têm menos chances de somente estudar e mais chances de somente trabalhar ou de trabalhar e estudar.

A priori, pode-se pensar que quando as famílias são grandes, o trabalho da criança poderia ser poupado, e elas seriam designadas somente a estudar e aos mais velhos ficaria o encargo da manutenção do domicílio. Aplica-se tal pensamento a famílias formadas por casais, em que eles proveriam o domicílio, e as crianças ficariam isentas da atividade laboral. Não é isto, no entanto, revelado pelos dados da pesquisa, de forma que não existe um padrão de determinação do trabalho infantil em relação ao tipo da família ou ao tamanho da família, tornando-se importante uma análise do conjunto das variáveis, principalmente, porque a pobreza, principal determinante do trabalho infantil, atinge todo tipo de família, seja ela formada por casal, chefiada por mulheres, com poucos ou muitos membros.

A variável *localmora*, que indica localização do domicílio, foi determinante nas opções estudar, trabalhar e exercer ambas as atividades. Verificou-se que morar no meio urbano aumenta as chances de somente estudar, ao passo que as crianças do meio rural têm mais chances de somente trabalhar ou de exercer as duas atividades paralelamente. Corroborando estes resultados, Oliva (2006) cita que o trabalho no meio agrícola é grande empregador da mão de obra infantil, chegando a 43,4%, em 2003, ou seja, pelos resultados aqui

apresentados, existe maior chance de as crianças do meio rural trabalharem em comparação com as crianças residentes no meio urbano.

As variáveis indicativas da região de localização dos domicílios foram significativas para duas opções, somente estudar e estudar e trabalhar. Notou-se que crianças que vivem nas regiões *Sul*, *Centro-Oeste*, *Norte* e *Nordeste* têm menos chances de somente estudar do que as da região *Sudeste*. Este resultado indica que, em relação ao estudo, as crianças do Sudeste estão em melhor situação quando comparadas às crianças das outras regiões do país.

A OIT (2004), em relatório sobre o perfil do trabalho infantil no Brasil, apontou que as crianças da Região Sudeste são as que mais se dedicam somente ao estudo, enquanto o Nordeste do país apresenta menor proporção de crianças somente estudando e maior proporção de crianças somente trabalhando.

Observou-se ainda que, em comparação com as crianças da região Sudeste, as crianças das outras regiões do País apresentaram maiores chances de estudar e trabalhar. Dados da OIT (2004) revelam que, na Região Sudeste, existem menos crianças estudando e trabalhando concomitantemente; no extremo oposto, com a maior quantidade de crianças e adolescentes exercendo ambas atividades, está a Região Nordeste.

5.1.3. Características do trabalho infantil doméstico no Brasil – análise descritiva

Na estimação dos determinantes do trabalho infantil doméstico no Brasil, no ano de 2006, foram utilizadas uma amostra de 6.135 observações e 13 variáveis, de modo similar à determinação do trabalho infantil.

A média das variáveis tamanho da família e renda é mostrada na Tabela 5. Para o modelo de determinação do trabalho infantil doméstico, as famílias da amostra tinham em média 4,57 membros, indicando famílias pequenas. A renda média encontrada foi de R\$ 363,12, valor maior que o salário mínimo registrado em 2006, de R\$ 350,00. Em comparação com o modelo de determinação do trabalho infantil, constatou-se que não houve diferença significativa entre a

média do número de membros da família e nem diferença significativa no valor renda média.

Tabela 5- Estatística descritiva (média) das variáveis tamanho da família (*tamfam*) e renda líquida em reais (renda) utilizadas no modelo logit multinomial de determinação do trabalho infantil doméstico, 2006

Variáveis	Média	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança	
<i>Tamfam</i>	4,5759	0,0148	4,5468	4,6051
<i>Renda</i>	363,12	5,0507	353,2255	373,0302

Fonte: Resultados da pesquisa.

Assim como no modelo de determinação do trabalho infantil, as variáveis indicativas de ocupação dos adultos, *ocupadulto* e *ocupformal*, foram retiradas do processo de estimação devido à presença de multicolinearidade. No entanto, é apresentada a proporção (%) destas variáveis na Tabela 6, apenas para informação. Na Tabela 6 consta ainda a proporção (%) para as outras variáveis do modelo.

Os dados da amostra indicam que, aproximadamente, 2% das crianças estavam ocupadas, em 2006, com trabalho doméstico e 11,45%, além de trabalhar, também estudavam. A maioria das crianças, no entanto, dedicava-se somente ao estudo (Tabela 6). Observa-se também que 7,1% das crianças desta amostra estavam desocupadas. É uma alta proporção e cabe questionar o que estas crianças estariam fazendo, uma vez que não estavam na escola e não alegaram estar trabalhando para justificar a ausência da escola.

Tabela 6 - Estatística descritiva (proporção %) das variáveis utilizadas no modelo logit multinomial de determinação do trabalho infantil doméstico, 2006

Variáveis	Proporção	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança		
	(%)				
Trabalho infantil doméstico	Não estuda não trabalha	7,11	0,0057	0,063	0,0858
	Estuda	79,43	0,0093	0,776	0,8125
	Trabalha	1,99	0,0029	0,0129	0,0246
	Estuda e trabalha	11,45	0,0075	0,0976	0,1271
Ocupação do adulto	Não ocupado	40,52	0,0026	0,3900	0,4004
	Ocupado	59,48		0,5995	0,6100
Ocupação formal	Sem emprego formal	37,86	0,0043	0,3700	0,3872
	Emprego formal	62,13		0,6127	0,6299
Educação	<5 anos de estudo	35,82	0,0042	0,3498	0,3666
	>5 anos de estudo	64,17		0,6333	0,6501
Bolsa-família	Não possui BF	58,86	0,0145	0,5601	0,6170
	Possui BF	41,13		0,3829	0,4398
Sexo da criança	Menina	91,08	0,0128	0,4044	0,4550
	Menino	8,91		0,5449	0,5955
Raça da criança	Não negro	58,07	0,0143	0,5525	0,6089
	Negro	41,92		0,3910	0,4474
Tipo da família	Casal com filhos de 14 ou >	16,50	0,0089	0,1474	0,1825
Tipo da família 1	Mãe com filhos < 14	3,56	0,0046	0,0265	0,0447
Local de moradia	Rural	15,15	0,0184	0,1151	0,1880
	Urbano	84,84		0,8119	0,8848
Norte	Reside na Região Norte	12,08	0,0169	0,0875	0,1541
Nordeste	Reside na Região Nordeste	32,88	0,0134	0,3024	0,3551
Sul	Reside na Região Sul	16,21	0,0086	0,1451	0,1790
Centro-Oeste	Reside na Região C.O	7,83	0,0045	0,0694	0,0872

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os chefes de famílias em 59% dos casos estavam ocupados e 62% tinham emprego formal. Em relação à educação, em 64% da amostra, eles tinham mais de 5 anos de estudo.

Na amostra em análise, 41% das famílias eram detentoras do benefício Bolsa-Família. As crianças eram, na maioria meninas, com 91%, e do total de crianças, 58% declaram ser não negros. A OIT (2003), em pesquisa sobre a identificação do perfil dos trabalhadores domésticos nas regiões metropolitanas de Belém, Belo Horizonte e Recife, mostrou que as crianças da amostra eram em

92% dos casos, meninas e que os declarados negros foram 23,22% do total da amostra.

As famílias eram prioritariamente formadas por casais com filhos menores de 14 anos (79%), residiam de forma majoritária, no meio urbano (84%), e com predomínio de domicílios nas regiões Nordeste (32%) e Sudeste (31%).

Em resumo, percebe-se que a situação das crianças da amostra do trabalho infantil doméstico é mais precária comparativamente à situação das crianças da amostra do trabalho infantil. Ocorreu uma predominância de crianças desocupadas, executando as duas atividades e também se registraram mais crianças somente trabalhando. Além disso, a quantidade de crianças que somente estudavam era proporcionalmente menor na amostra de trabalho infantil doméstico. Completando este quadro, ressalta-se que a proporção de adultos trabalhando nas duas amostras era bastante semelhante e, ainda, que existiam mais famílias beneficiadas com o PBF na amostra do trabalho infantil doméstico do que na amostra para trabalho infantil. Ou seja, mesmo que, teoricamente, as famílias possuíssem mais recursos, não ocorreu uma melhoria das condições de vida das crianças, uma vez que permaneceram exercendo o trabalho doméstico.

A propósito da constatação de que as crianças da amostra do trabalho infantil doméstico estão em situação pior do que as crianças da amostra do trabalho infantil em geral, pode-se ainda comentar que Saboia (2000) constatou que as crianças envolvidas no trabalho infantil doméstico apresentam menos anos de estudo que as demais crianças que trabalham em outras atividades. Além deste fato, Saboia (2000) verificou que a carga de trabalho, pelo menos em termos de horas trabalhadas, é maior para os trabalhadores domésticos.

Na próxima seção, os resultados do modelo logit multinomial de determinação do trabalho infantil doméstico no Brasil são apresentados e analisados.

5.1.4. Determinantes do trabalho infantil doméstico no Brasil, no ano de 2006

O trabalho infantil doméstico tem ganhado destaque na agenda de discussão sobre as piores formas de trabalho infantil. A preocupação por parte de órgãos de combate ao trabalho infantil, tanto nacionais, como a ANDI, quanto internacionais, como a OIT, é bastante justificada, uma vez que, por ser o trabalho doméstico uma atividade praticada no interior dos lares, a fiscalização torna-se difícil, e podem ocorrer abusos de todas as formas contra a criança, incluindo o assédio moral e psicológico. Os resultados da estimação do modelo logit multinomial são apresentados na Tabela 7.

Tabela 7- Determinantes do estudo e trabalho doméstico das crianças de 10 a 15 anos e efeito do plano amostral – MEFF, ano de 2006

Variáveis	Não Estuda/Não Trabalha		Trabalha		Trabalha e estuda	
	Coefficiente	MEFF	Coefficiente	MEFF	Coefficiente	MEFF
Constante	-2,512*	1,2565	-1,9027 ns	1,4675	-1,7207*	1,3678
Lrenda	0,0001 ns	1,5761	-0,0069*	0,7057	-0,0032*	1,5557
Bolfam	-0,1373 ns	1,2129	0,0559 ns	1,1167	0,4811**	1,7664
Educação	-0,1133 ns	1,2075	-0,0623 ns	1,5359	0,0098 ns	1,1899
Sexocriança	1,022*	1,333	-2,787*	1,2201	-3,26*	1,065
Raçacriança	-0,2119 ns	1,2089	-0,0784 ns	1,3683	-0,2614 ns	1,3337
Tipofam	0,1168 ns	1,1748	0,4786 ns	1,2981	0,5371**	1,3634
Tipofam1	-0,4163***	1,3867	1,16***	1,1149	-0,482 ns	1,5608
Tamfam	0,0024 ns	1,4269	0,1207 ns	1,2481	0,1357*	1,4099
Localmora	0,0203 ns	1,3783	-0,0487 ns	1,4662	0,3639 ns	1,8171
Sul	0,2895 ns	1,1418	0,5313 ns	1,215	0,7676*	1,1437
Centro-Oeste	0,1795 ns	0,9986	0,1555 ns	1,081	0,9717*	0,977
Norte	0,0028 ns	1,0391	-0,8305 ns	1,3945	0,046 ns	1,5137
Nordeste	0,2422 ns	1,0555	-0,0937 ns	1,1981	-0,1524 ns	1,2573

Fonte: Resultados da pesquisa.

*, ** e *** significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Ns não significativo.

Variáveis: logaritmo da renda, bolsa-família, educação, sexo da criança, raça da criança, tipo de família, tamanho da família, localização do domicílio, domicílio localizado na região Sul, Centro-Oeste, Norte, Nordeste.

Na Tabela 7, constam, ainda, os valores do *MEFF*, que, salvo para as variáveis *Centro - Oeste* nas equações Não Estuda/Não Trabalha e Trabalha e Estuda e para a variável *renda*, na equação Trabalha, apresentaram valores menores que um, e valores maiores que um para todas as outras variáveis. Tal

resultado aponta para o fato de que se o efeito do plano amostral não fosse considerado, ocorreria uma sobre-estimação da verdadeira variância.

Conforme já esclarecido, os coeficientes obtidos por meio da operacionalização do modelo logit multinomial não são fáceis de serem interpretados, requerendo que a análise seja feita mediante o efeito marginal de cada variável. Na Tabela 8 são apresentados os efeitos marginais das variáveis do modelo de determinação do estudo e trabalho doméstico das crianças.

Tabela 8 - Efeito marginal e erro-padrão linearizado das variáveis do modelo de determinação das atividades de estudo e trabalho doméstico das crianças de 10 a 15 anos de idade, Brasil, 2006

Variáveis	Não Estuda/Não Trabalha	Erro-padrão linearizado	Estuda	Erro-padrão linearizado	Trabalha	Erro-padrão linearizado	Estuda e trabalha	Erro-padrão linearizado
Lrenda	1,92E-05ns	2,97E-05	0,000138*	0,0004	-3,5E-05*	1,21E-05	-0,00012*	2,59E-05
Bolfam	-0,0098 ns	0,0123	-0,0101 ns	0,0158	0,0002 ns	0,0018	0,0197**	0,0098
Educação	-0,0071*	0,0027	0,0066**	0,0031	-0,0003 ns	0,0005	0,0006 ns	0,0016
Sexocriança	0,0727*	0,0113	0,1492*	0,0218	-0,0192*	0,0058	-0,2027*	0,0178
Raçacriança	-0,0123 ns	0,0127	0,0219 ns	0,0146	-0,0003 ns	0,0021	-0,0092 ns	0,0077
Tipofam	0,0055 ns	0,0157	-0,032 ns	0,021	0,0026 ns	0,0046	0,0238***	0,0141
Tipofam1	-0,0218 ns	0,0234	0,0254 ns	0,0285	0,0111 ns	0,0102	-0,0148 ns	0,0151
Tamfam	-0,0002 ns	0,0033	-0,0055 ns	0,0037	0,0005 ns	0,0005	0,0051*	0,0019
Localmora	0,0004 ns	0,0171	-0,0125 ns	0,0177	-0,0003 ns	0,0026	0,0124 ns	0,0085
Sul	0,0163 ns	0,022	-0,0554*	0,0257	0,0028 ns	0,0042	0,0363**	0,0178
Centro-Oeste	0,0075 ns	0,0216	-0,0621*	0,0268	0,0004 ns	0,0039	0,0542**	0,0216
Norte	0,0002 ns	0,0181	0,0009 ns	0,0218	-0,0031 ns	0,0025	0,0019 ns	0,0124
Nordeste	0,0161 ns	0,0169	-0,0093 ns	0,0184	-0,0005 ns	0,0024	-0,0063 ns	0,0093

Fonte: Resultados da pesquisa.

*, ** e *** significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Ns não significativo.

Variáveis: logaritmo da renda, bolsa-família, educação, sexo da criança, raça da criança, tipo de família, tamanho da família, localização do domicílio, domicílio localizado na região Sul, Centro-Oeste, Norte, Nordeste.

Em geral, as variáveis selecionadas para compor este modelo não foram significativas, ou seja, não apresentaram efeito sobre a escolha das famílias para a alocação do tempo das crianças entre o trabalho doméstico e o estudo (Tabela 8)¹⁵.

¹⁵ O teste de Wald realizado para este modelo mostrou que as variáveis selecionadas não são importantes para explicar este modelo de determinação de estudo e trabalho doméstico, conforme pode ser visto no Apêndice B.

A variável *renda* foi significativa para as opções de estudar, trabalhar e exercer ambas as atividades. Para a opção de somente estudar, o sinal desta variável mostra que aumentos na renda fazem crescer as chances de a criança somente se dedicar à atividade estudantil, estando de acordo com o esperado. Conforme Basu (1999) e Kassouf (2007), a pobreza é um dos determinantes principais do trabalho infantil. Observou-se, ainda, no presente trabalho, que aumentos nesta variável diminuem as chances de a criança somente trabalhar, resultado este de acordo com o esperado. Quando a opção analisada é a de exercer as duas atividades, o sinal negativo desta variável indica que aumentos na renda diminuem as chances de a criança estudar e trabalhar concomitantemente.

Quanto à variável bolsa-família (*bolfam*), ela foi significativa apenas para a opção de estudar e trabalhar. O sinal positivo da variável indica que, quando a família é beneficiada com este programa social, há aumento da chance de a criança estudar e praticar o trabalho infantil doméstico. O PBF deveria ser um meio para a diminuição do trabalho infantil, uma vez que obriga a criança a frequentar a escola, no entanto, o que se percebe é que as crianças beneficiárias estão tendo uma dupla jornada de atividades. Os resultados encontrados por Ferro e Kassouf (2004), analisando o efeito do PBE sobre o trabalho infantil, apontam para a mesma situação apresentada aqui em que as crianças trabalham e recebem o benefício.

Uma análise da variável *educação* permite inferir que o nível de escolaridade do chefe da família influenciou positivamente a alocação do tempo da criança para a atividade de estudo e, negativamente, para a opção de não estudar e nem trabalhar. Ou seja, a criança provavelmente estaria, no mínimo, estudando, considerando a educação dos pais. A título de comparação, destacamos que é bastante alta a porcentagem de pais de crianças trabalhadoras domésticas que são analfabetos (10,68%), possuem baixo nível de escolaridade (28%) ou desconhecem o nível de estudo dos pais (32%) nas regiões metropolitanas de Belém, Belo Horizonte e Recife (OIT, 2003)

Interessantes observações podem ser feitas para a variável sexo. Primeiro, esta variável foi significativa para as quatro alternativas analisadas. Além disso,

nota-se que os meninos têm menos chances de exercerem o trabalho doméstico. Por exemplo, verificando-se a alternativa não estuda e não trabalha, percebe-se que os meninos têm mais chances de não estar exercendo nenhuma atividade ou de somente estudar. Quando a análise se volta para as opções de somente trabalhar ou de estudar e trabalhar, constata-se que os meninos têm menos chances que as meninas de exercer estas atividades. Ora, sendo o trabalho doméstico praticado em sua maioria por meninas, 93%, segundo ANDI (2009), compreende-se o fato de os meninos estarem menos sujeitos a trabalhar ou exercer as duas atividades que as meninas.

Estes resultados confirmam que há uma influência da questão do gênero, muito forte em relação ao trabalho infantil doméstico. Carvalho (2008) afirma que há uma divisão sexual do trabalho, em que fica bastante claro que as crianças do sexo masculino apresentam maior taxa de ocupação que as crianças do sexo feminino. No entanto, o quadro muda quando as meninas ficam mais velhas e passam a ser maioria dos que trabalham no meio urbano. Muda também o tipo de ocupação, as atividades rurais perdem espaço e há um aumento das atividades “conta própria” e empregados domésticos.

Crianças advindas de famílias formadas por casais com filhos de 14 anos ou mais de idade têm mais chances de trabalhar e estudar do que as crianças advindas de famílias compostas por casais com filhos menores de 14 anos. Quanto à variável *tamfam*, ela foi significativa para a opção de estudo e trabalho, e indica que quanto maior a família, maior a chance de a criança estudar e trabalhar conjuntamente. A este respeito, Santos e Souza (2007), analisando a redução do trabalho infantil e o aumento da frequência escolar na década de 90, indicam que com o aumento do número de pessoas na família cai a probabilidade de a criança somente estudar e aumenta a probabilidade de estudar e trabalhar, bem como de somente estudar e não estudar e trabalhar.

Das variáveis que designam localização da família, foram significativas apenas *Sul* e *Centro-Oeste* para as opções de estudar e estudar e trabalhar. Crianças residentes na região Sul e Centro-Oeste têm menos chance de somente

estudar e mais chances de estudar e trabalhar do que as crianças que moram na região Sudeste (categoria de base).

A análise dos dois modelos de determinação do trabalho infantil permite fazer algumas considerações. Primeiro, existem diferenças entre os fatores determinantes do trabalho infantil e do trabalho infantil doméstico. No entanto, nota-se que a provável eliminação do trabalho infantil e trabalho infantil doméstico passa pelo crescimento do nível de renda da família.

Dado que o PBF é um programa de transferência de renda, era esperado que as famílias beneficiárias tivessem um incremento de renda e, com isso, repensassem a alocação do tempo dos membros da família, e as crianças beneficiadas seriam retiradas do trabalho. Porém, não é isso que se observou, as crianças estão acumulando as atividades de estudo e trabalho.

Em se tratando da variável sexo da criança, há uma clara diferença entre o trabalho infantil e o trabalho infantil doméstico quando verificada a questão do gênero. Em geral, as meninas são mais poupadas do trabalho infantil do que os meninos e têm a oportunidade de estudar. Quando se avalia o trabalho infantil doméstico, nota-se uma mudança no comportamento e percebe-se que as meninas são as mais cooptadas para desenvolver este tipo de trabalho. Mediante as diferenças entre os dois tipos de trabalho, é mister que haja diversidade de políticas com vista ao combate e à prevenção do trabalho infantil no Brasil.

Acerca dos dois modelos apresentados, determinantes do trabalho infantil e trabalho infantil doméstico, destacamos algumas importantes conclusões. Observou-se que em muitas situações as crianças exercem as duas atividades. Este fato não melhora a situação da criança, pelo contrário, estas crianças chegam à escola cansadas, o que diminui sua capacidade de aprendizado. As reprovações advindas da má qualidade do tempo dedicado ao estudo acabam por desestimular as crianças que, em muitos casos, desistem dos estudos (CARVALHO, 2008).

Carvalho (2008) observa que, mesmo quando os pais não têm nível educacional adequado, muitos incentivam os filhos ao estudo, não abrindo mão, no entanto, do trabalho das crianças, dado que a contribuição das crianças é

importante. Tal fato se registra principalmente no meio urbano, uma vez que no meio rural tanto as atividades executadas, que são mais exigentes fisicamente, quanto a carência de vagas, dificultam a execução das duas atividades.

Além dos fatos apontados aqui, a luta a favor da erradicação do trabalho infantil passa também por uma mudança do pensamento da sociedade. Unesc (2008) e Vilani (2007) afirmam que o trabalho infantil é tolerado por uma parcela da sociedade, pelos mitos de que ele é “formativo”, de que “é melhor a criança trabalhar do que fazer nada”, “prepara a criança para o futuro”, dentre outras tentativas de justificar a permanência do trabalho infantil na sociedade. Custódio (2006) ainda complementa com outras tradicionais falácias: “é melhor trabalhar do que roubar”, “o trabalho da criança ajuda a família”, “é melhor trabalhar do que ficar nas ruas”. Ou seja, uma relação entre o trabalho infantil como uma forma de evitar a criminalidade, aplicável, obviamente, somente às crianças pobres.

As atividades exercidas pelas crianças são, em geral, bastante insalubres, expondo as crianças à radiação solar, calor, umidade, levantamento de peso excessivo, acidentes com instrumentos cortantes, doenças respiratórias, contaminação com agrotóxicos (CARVALHO, 2008).

Conhecer o trabalho infantil, identificando suas causas, consequências e, principalmente, desmistificando o tema, é um passo importante para sua prevenção e erradicação.

5.2. Avaliação do Programa Bolsa - Família e sua influência no trabalho infantil no Brasil

Nesta seção são apresentados e analisados os resultados do modelo efeito de tratamento com pareamento por escore de propensão, com vistas a identificar o efeito do PBF no trabalho infantil no Brasil; e, num segundo momento, uma análise similar é realizada para a Região Nordeste. As análises iniciam-se com a estatística descritiva das variáveis do modelo, seguido dos resultados do escore de propensão e qualidade dos pareamentos.

5.2.1. Característica das famílias beneficiárias do PBF – análise descritiva das variáveis

A amostra foi selecionada buscando atender aos critérios de elegibilidade do Programa Bolsa-Família. Conforme especificado no Capítulo 4 (Metodologia), as variáveis que fazem parte do modelo foram selecionadas de acordo com critérios do MDS para concessão do benefício Bolsa-Família. Assim, a construção do banco de dados contemplou variáveis que potencialmente designam a pobreza, uma vez que o PBF prioriza contemplar famílias em situação de pobreza e extrema pobreza.

Para identificar os efeitos do PBF sobre o trabalho infantil, foi necessário, na elaboração do banco de dados, adotar alguns critérios, como a exclusão de famílias formadas por casais sem filhos, sem filhos menores de 15 anos, famílias que possuíam apenas crianças menores de 10 anos e famílias com um membro.

A elaboração da variável de interesse *trabinfantil* (trabalho infantil) teve como critério o fato de o indivíduo, de 10 a 15 anos de idade, ter declarado que estava empregado na semana de referência em pelo menos uma atividade, remunerada ou não¹⁶.

A idade das crianças foi limitada à faixa de 10 a 15 anos por dois motivos: primeiro, devido ao fato de o Brasil, conforme já esclarecido, ter adotado a idade mínima de 15 anos para o adolescente ingressar no mercado de trabalho e, segundo, como é parte importante da análise verificar o efeito do PBF sobre o trabalho infantil doméstico no Brasil, foi necessário limitar a amostra às crianças de 10 anos, uma vez que a PNAD não coleta informações sobre trabalho doméstico para as crianças com idade de 5 a 9 anos, sendo considerada para esta faixa etária somente a realização de afazeres domésticos¹⁷.

As variáveis *trabinfmeninas* (trabalho infantil meninas) e *trabinfnegros* (trabalho infantil negros) também foram elaboradas considerando a idade de 10 a

¹⁶ Semana de Referência é definida pelo IBGE como a semana referente ao período de 24 a 30 de setembro de 2006.

¹⁷ O IBGE considera as atividades realizadas dentro do próprio domicílio como uma inatividade econômica e não como trabalho não – remunerado. Para maior discussão em relação a este fato, ver Bruschini (2006).

15 anos, se as crianças tinham algum trabalho remunerado ou não, e ainda limitando as observações pelo gênero (somente crianças do sexo feminino) e raça (somente crianças declaradas negras).

Já para a variável *trabinfdom* (trabalho infantil doméstico), o critério de idade permaneceu o mesmo, sendo, porém considerado somente o trabalho doméstico. Segundo IBGE (2006), por trabalhador doméstico deve-se entender a “pessoa que trabalhava prestando serviço doméstico remunerado em dinheiro ou benefícios, em uma ou mais unidades domiciliares”.

Para adequação ao critério básico do MDS, que era a renda *per capita* familiar, foi feito um banco de dados abrangendo todas as famílias com renda *per capita* líquida das transferências governamentais até R\$ 100,00 e, outro, com famílias de renda *per capita* líquida das transferências governamentais até R\$ 300,00¹⁸. Tal definição levou em consideração a informação do MDS de que poderia haver famílias com renda superior a R\$ 100,00, renda esta fruto de trabalhos inconstantes (RESENDE, 2006). Além disso, este corte na renda permite verificar possíveis vazamentos do programa.

As variáveis, divididas em grupos de modo a facilitar a análise, são: características pessoais, características familiares, características do domicílio e de localização. Nas características pessoais, estão agrupadas as variáveis raça, educação, emprego e formalidade do emprego. Nas características familiares, estão presentes o tipo da família e a quantidade de crianças na família. Já nas características do domicílio, estão incluídas desde as características físicas dos domicílios, como o material que predomina na construção e cobertura do domicílio, até a questão do acesso a serviços básicos, enquanto a variável localização define a localização do domicílio.

Foram formados dois grupos para cada faixa de renda: um de beneficiários e outro de não beneficiários. Tal divisão permite uma comparação efetiva entre potenciais tratados e controles. A média, erro-padrão linearizado e intervalo de confiança para as variáveis *criança*, tamanho da família (*tamfam*) e renda líquida (*renliq*) são apresentados na Tabela 9.

¹⁸ O valor máximo de renda *per capita* para tornar-se elegível ao PBF em 2006 era de R\$ 100,00.

Tabela 9 - Estatística descritiva (média e erro-padrão linearizado) das variáveis *criança*, tamanho da família (*tamfam*) e renda líquida das transferências governamentais (*renliq*), considerando o plano amostral. Brasil, 2006

Renda ≤ 100								
Variáveis	Beneficiários do PBF				Não Beneficiários do PBF			
	Média	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança		Média	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança	
<i>Criança</i>	2,46	0,0259	2,4096	2,5116	1,63	0,0271	1,5786	1,6852
<i>Tamfam</i>	5,83	0,0419	5,7516	5,9161	5,07	0,5641	52,13	54,34
<i>Renliq*</i>	56,32	0,5500	55,338	57,303	53,24	0,5641	52,1366	54,3496
Renda ≤ 300								
<i>Criança</i>	2,11	0,0191	2,0734	2,1487	1,28	0,0113	1,2610	1,3056
<i>Tamfam</i>	5,55	0,0325	5,4900	5,6176	4,55	0,0180	4,5230	4,5937
<i>Renliq*</i>	118,12	1,0962	115,97	120,27	171,72	0,7402	170,27	173,17

Fonte: Resultados da Pesquisa.

* *Renliq* em Reais.

Em média, existiam 2,46 crianças em cada família analisada beneficiária do PBF para a renda de até R\$ 100,00. Este número cai para 2,11 crianças quando a renda passa a ser de até R\$ 300,00. Quando verificado o grupo de controle, percebe-se uma queda acentuada desta média. As famílias não beneficiárias possuíam, em média, 1,63 e 1,28 crianças, respectivamente, nos dois grupos de renda. Infere-se que, mesmo não sendo o critério principal, a presença de crianças na família colaborou para a eleição da família ao benefício. Enfatizando esta hipótese, percebe-se que as famílias maiores formam o grupo de tratamento com uma média de 5,83 e 5,85 pessoas, enquanto no grupo de controle foram registradas famílias com 5,07 e 4,55 pessoas em média.

A renda líquida dos benefícios do PBF foi, em média, de R\$ 56,32 para o grupo de renda de até R\$ 100,00. Já para o grupo de controle, a média da renda foi de R\$ 53,24, abaixo daquela auferido pelas pessoas que recebem o benefício. Para o grupo de renda de até R\$ 300,00 observou-se que a média de renda dos não beneficiários ultrapassa a média de renda dos beneficiários em R\$ 53,60. Tal diferença sinaliza que o programa está bem focalizado, uma vez que famílias com renda mais baixa estão sendo atendidas.

Nas Tabelas 10 e 11 são apresentadas as estatísticas descritivas das demais variáveis que fazem parte do modelo, em que se identificam a proporção, o erro-padrão linearizado e o intervalo de confiança.

Tabela 10 – Estatística descritiva das variáveis proporção, erro-padrão linearizado e intervalo de confiança, renda até R\$ 100,00

Renda ≤100									
Variáveis	Beneficiários do PBF				Não Beneficiários do PBF				
	Proporção	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança		Proporção	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança		
	(%)		95%		(%)		95%		
Características do Chefe do Domicílio									
Educação	Estudou	45,17		0,4319	0,4715	54,42		0,5296	0,5587
	Não estudou	54,83	0,0100	0,5284	0,568	45,58	0,0074	0,4412	0,4703
Raça	Negro	28,45	0,0077	0,2692	0,2996	32,66	0,0070	0,3127	0,3404
	Outro	71,55		0,7003	0,7307	67,33		0,6595	0,6872
Ocupação adulto	Ocupado	35,35		0,3437	0,3633	27,14			
	sem trabalho	64,65	0,0049	0,6366	0,6562	72,85	0,0044	0,7199	0,7372
Ocupação	Sim	27,77	0,0044	0,7135	0,7309	26,70	0,0043	0,7245	0,7414
	Não	72,22		0,2690	0,2864	73,29		0,2585	0,2754
Ocupação formal	Emprego formal	24,13	0,0103	0,2211	0,2616	26,05	0,0148	0,2313	0,2896
	Outro	75,86		0,7383	0,7788	73,94		0,2313	0,2896

Tabela 10, Continuação

Renda ≤100									
Variáveis		Beneficiários do PBF			Não Beneficiários do PBF				
		Proporção (%)	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança 95%		Proporção (%)	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança 95%	
Características Familiares									
Tipo família	Casal com filhos de 14 anos ou mais idade	8,18	0,0039	0,074	0,0895	12,08	0,006	0,1089	0,1327
Tipo família 1	Mãe com filhos menores de 14 anos	9,85	0,0036	0,0914	0,1055	13,93	0,0043	0,1309	0,1477
Tipo família 2	Mãe com filhos maiores de 14 anos	14,02	0,0056	0,1291	0,1513	13,46	0,0051	0,1244	0,1447
Tipo família 3	Outros tipos de família	2,2	0,0019	0,0189	0,0267	7,73	0,0039	0,0696	0,085
Variáveis		Beneficiários do PBF			Não Beneficiários do PBF				
		Proporção (%)	Erro-padrão Linearizado	Intervalo de Confiança 95%		Proporção (%)	Erro-padrão Linearizado	Intervalo de Confiança 95%	
Características do Domicílio									
Condição domicílio	Própria	75,37	0,0082	0,7374	0,7699	73,23	0,0081	0,7162	0,7483
	alugada	24,63		0,23	0,2625	26,76		0,2516	0,2837
Casa	Tijolo	85,11	106	0,8303	0,872	84,68	0,0085	0,8299	0,8635
	Outro	14,89		0,1279	0,1696	15,32		0,1364	0,17
Casa 1	Telha	91,58	66	0,9028	0,9288	88,33	0,0077	0,8481	0,8785
	Outro	8,42		0,0711	0,0971	13,67		0,1214	0,1518
Água	Abastecido	79,52	105	0,7745	0,8159	85,67	0,0112	0,8345	0,8788
	Não abastecido	20,48		0,184	0,2254	14,33		0,1211	0,1654
Lixo	Coletado	63,92	131	0,6133	0,6649	70,87	0,0114	0,6863	0,7312
	Não coletado	36,08		0,335	0,3866	29,13		0,2687	0,3136
Esgoto	Abastecido	25,63	115	0,2336	0,279	27,2	0,0097	0,2529	0,291
	Não abastecido	74,37		0,7209	0,7663	72,8		0,7089	0,747
Luz	Abastecido	96,65	49	0,9568	0,9762	97,43	0,0042	0,966	0,9825
	Não abastecido	3,35		0,0237	0,0431	2,57		0,0174	0,0339

Tabela 10, Continuação

Renda ≤100									
Variáveis		Beneficiários do PBF			Não Beneficiários do PBF				
		Proporção (%)	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança 95%		Proporção (%)	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança 95%	
Características da Localização do Domicílio									
Rural/ Urbano	Área urbana	72,42	0,0137	0,6971	0,7512	79,9	0,0113	0,7767	0,8212
	Área rural	27,57		0,2487	0,3028			20,1	0,1787
Sul	Reside na região Sul	9,51	0,0076	0,08	0,1101	12,92	0,0068	0,1156	0,1427
Centro oeste	Reside na região Centro oeste	3,15	0,0028	0,0259	0,037	5,58	0,0038	0,0482	0,0633
Norte	Reside na região Norte	9,7	0,0096	0,0781	0,1159	14,3	0,0088	0,1256	0,1604
Nordeste	Reside na região Nordeste	56,31	0,0159	0,5318	0,5945	46,58	0,0138	0,4387	0,4929

Fonte: Resultados da pesquisa.

A variável educação, aqui representada pelos anos de estudo dos membros do domicílio, indica que os beneficiários do PBF têm menos tempo de estudo (45,17%) do que os não-beneficiários (54,42%). Entende-se que, quanto mais estudo tem a família, menos ela dependerá de um programa social para sobrevivência. Porém, como a faixa de renda analisada é baixa, anos de estudo a mais não levaram a uma melhora na condição das famílias analisadas, o que se pode inferir que as famílias não se adequavam a outros critérios estabelecidos pelo MDS, como a presença de idosos, crianças ou gestantes na família, para fazer jus ao benefício. Para o grupo de renda até R\$ 300,00 (Tabela 11), já se pode perceber uma clara distinção entre beneficiários e não beneficiários em relação aos anos de estudo: 70,1% dos não beneficiários têm mais de 5 anos de estudo, enquanto para os beneficiários esta porcentagem é de 56,81.

As variáveis referentes ao exercício de atividades laborais foram divididas em três categorias: ocupação, que abrange o emprego de todas as pessoas da família; ocupação do adulto, que indica se o chefe do domicílio está empregado;

e ocupação formal, que indica ser este emprego é formal ou não. Os ocupados eram 27,77% dos beneficiários com renda de até R\$ 100,00, e 35,58% dos beneficiários com renda de até R\$ 300,00. Revelam-se altas as quantidades de pessoas desempregadas nas famílias da amostra.

Nas famílias do grupo de tratamento com renda até R\$ 100,00, 35,35% dos chefes estavam ocupados e 24,13% tinham emprego formal. As famílias pertencentes ao grupo de controle tinham menos pessoas trabalhando, no entanto, a proporção dos que tinham emprego formal era maior que no grupo de tratamento. Já para o segundo grupo de renda (até R\$ 300,00), 46,41% estavam ocupados e 36,84% deles eram empregados formais.

Tabela 11- Estatística descritiva das variáveis: proporção, erro-padrão linearizado e intervalo de confiança, renda de R\$ 300,00

Renda ≤300									
Variáveis		Beneficiários do PBF			Não Beneficiários do PBF				
		Proporção (%)	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança 95%	Proporção (%)	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança 95%		
Características do Chefe do Domicílio									
Educação	Estudou	56,81	0,0069	0,5544	0,5817	70,1	0,0043	0,6924	0,7094
	Não estudou	43,18		0,4182	0,4455	29,9		0,2905	0,3075
Raça	Negro	29,62	0,0063	0,2838	0,3086	39,22	0,0055	0,3812	0,4031
	outro	70,37		0,6913	0,7161	60,77		0,5968	0,6187
Ocupação adulto	Ocupado	46,41	0,004	0,4561	0,4721	45,1	0,0027	0,4456	0,4564
	sem trabalho	53,58		0,5278	0,5438	54,9		0,5435	0,5543
Ocupação	Sim	35,58	0,0033	0,3492	36,23	47,23	23,22	0,5231	0,5322
	Não	64,41		0,6376	65,07	52,76		0,4677	0,4768
Ocupação formal	Emprego formal	36,84	0,0082	0,3522	0,3845	52,04	0,0052	0,51	0,5307
	outro	63,16		0,6154	0,6477	47,56		0,4692	0,4899

Tabela, Continuação

Renda ≤300									
Variáveis		Beneficiários do PBF				Não Beneficiários do PBF			
		Proporção (%)	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança 95%		Proporção (%)	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança 95%	
Características Familiares									
Tipo família	Casal com filhos de 14 anos ou >	13,1	0,004	0,1229	0,1388	20,59	0,0036	0,1987	0,2132
Tipo família 1	Mãe com filhos menores de 14 anos	7,32	0,0022	0,0688	0,0777	6,86	0,0015	0,0656	0,0715
Tipo família 2	Mãe com filhos maiores de 14 anos	14,91	0,004	0,1411	0,1572	15,52	0,0027	0,1498	0,1606
Tipo família 3	Outros tipos de família	3,05	0,0026	0,0267	0,0333	7,38	0,0017	0,0704	0,0772
Características do Domicílio									
Condição domicílio	Própria	76,28	0,0064	0,7502	0,7755	71,2	0,0046	0,703	0,7211
	alugada	23,72		0,2244	0,2497	28,8		0,2788	0,2969
Casa	Tijolo	88	0,0076	0,865	0,8948	90,14	0,0049	0,8917	0,911
	Outro	12		0,1051	0,1349	9,86		0,0889	0,1082
Casa 1	Telha	89,48	0,0057	0,8836	0,906	84,48	0,0056	0,8338	0,8558
	Outro	10,52		0,0939	0,1163	15,51		0,1441	0,1661
Água	Abastecido	83,45	0,0089	0,8169	0,8521	92,78	0,0037	0,9204	0,9352
	Não abastecido	16,55		0,1478	0,183	7,22		0,0647	0,0795
Lixo	Coletado	69,07	0,0104	0,6701	0,7112	80,88	0,0061	0,7968	0,8209
	Não coletado	30,93		0,2887	0,3298	19,12		0,179	0,2031
Esgoto	Abastecido	31,75	0,0107	0,2965	0,3386	45,58	0,0093	0,4374	0,4739
	Não abastecido	68,24		0,6613	0,7034	54,42		0,526	0,5625
Luz	Abastecido	97,69	0,0033	0,9703	0,9835	98,82	0,0014	0,9854	0,991
	Não abastecido	2,31		0,0164	0,0296	1,18		0,0089	0,0145

Tabela 11, Continuação

Renda ≤300									
Variáveis		Beneficiários do PBF				Não Beneficiários do PBF			
		Proporção (%)	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança 95%		Proporção (%)	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança 95%	
Características da Localização do Domicílio									
Rural/ urbano	Área urbana	77,31	0,0108	0,7519	0,7944	86,66	0,0066	0,8536	0,8796
	Área rural	22,68		0,2055	0,248	13,34		0,1203	0,1463
Sul	Reside na região Sul	5,05	0,0038	0,0429	0,0581	6,61	0,0047	0,0568	0,0753
Centro oeste	Reside na região Centro oeste	2,21	0,0022	0,0177	0,0265	10,32	0,0051	0,0932	0,1132
Norte	Reside na região Norte	11,47	0,0085	0,098	0,1315	12,02	0,0058	0,1087	0,1316
Nordeste	Reside na região Nordeste	49,99	0,0134	0,4735	0,5264	32,16	0,0103	0,3013	0,3418

Fonte: Resultados da pesquisa.

Entre os beneficiários do PBF, notou-se uma porcentagem relativamente baixa dos que se declararam negros. Estes foram 28,45% no grupo de renda até R\$ 100,00, e 29,62% no grupo de renda até R\$ 300,00. Desta forma, a amostra é composta em sua maioria por pessoas que se declararam de outra cor ou raça (branca, amarela, parda, indígena). Ressalta-se que o critério principal para seleção no PBF é a renda *per capita* e, por isso, é aceitável que a maioria dos beneficiários não sejam declarados negros, ou seja, não há um desvio do critério de seleção do PBF para beneficiar aos negros, uma vez que a pobreza não faz distinção de cor ou raça¹⁹.

¹⁹ Ressalta-se também que a variável *raça* foi formada considerando negros somente os que se declararam como tal e não negros todas as pessoas que se declararam de outras raças, o que torna a amostra de não negros maior que a de negros.

Verificando os tipos de famílias beneficiárias do PBF, observou-se que, nas duas faixas de renda, a maioria dos beneficiários são de famílias consideradas tradicionais, compostas por casal com filhos (*famcomp* – categoria de base e *tipofam*), respectivamente, com 74,72% e 73,93%. As famílias chefiadas por mulheres e outros tipos de famílias têm participação menor.

Em relação às características dos domicílios, ressalta-se, para os dois grupos de renda, que as proporções de acesso aos serviços básicos como água, energia, esgoto e coleta de lixo são muito próximas. Os aspectos físicos, como tipo de material usado na construção e cobertura da casa e até mesmo a situação do domicílio, se próprio ou em outra condição, como alugado, também apresentam proporções similares para ambos os grupos de renda e para beneficiários e não beneficiários. Das variáveis relacionadas ao acesso aos serviços básicos, a que apresentou menor proporção de domicílios atendidos foi aquela definida como esgoto (tanto para beneficiários quanto para não beneficiários nos dois grupos de renda). No entanto, os não beneficiários com renda *per capita* até 300,00 são mais bem atendidos que todo o restante da amostra (45,58%). Vale destacar também que, em média, 97,71% da população tem disponível serviço de energia elétrica (entre beneficiários e não beneficiários, para as duas faixas de renda).

As famílias atendidas pelo PBF são de forma majoritária domiciliadas nas áreas urbanas. Dentre os beneficiários, 72,42% são do meio urbano e 27,57% residem no meio rural, para a faixa de renda até R\$ 100,00. Entre os beneficiários do grupo de renda de até R\$ 300,00 registrou-se maior participação de famílias do meio urbano e consequente diminuição de famílias do meio rural. No grupo de controle, as proporções são bastante semelhantes, ocorrendo ligeira diferença no grupo de renda de até R\$ 300,00, com 86,66% das famílias residindo no meio urbano.

As variáveis regionais indicaram que no Nordeste está a maior concentração de famílias beneficiárias nas duas faixas de renda: 56,31% de famílias beneficiárias que ganham até R\$ 100,00 *per capita* e 49,99% de famílias com renda até R\$ 300,00. Em seguida, observou-se que a região Sudeste

apresenta 21,33% e 31,28% dos beneficiários nas faixas de renda R\$ 100,00 e R\$ 300,00, respectivamente. Dados do MDS (2007) revelam que, de fato, o Nordeste apresenta a maior taxa de cobertura de famílias na faixa de renda de R\$ 100,00, com 63,1% de famílias beneficiadas.

5.2.2 Cálculo do escore de propensão para o Brasil

Conforme especificado na parte 4 (Metodologia) deste trabalho, a verificação dos efeitos do PBF sobre as variáveis de interesse será feita por meio de comparação entre beneficiários e não beneficiários do PBF. Para fazer o emparelhamento dos beneficiários e não beneficiários, é utilizado um método não experimental, o *matching*, com o objetivo de encontrar um grupo de controle que seja, dadas as características observáveis, o mais próximo possível do grupo de tratados. Esta comparação é feita pela estimação dos escores de propensão, calculados por meio de um modelo logit, dado que não se conhece antecipadamente o valor dos escores de propensão.

As variáveis explicativas utilizadas para este cálculo foram apresentadas no tópico 5.1.1. A variável dependente ou tratamento é a *dummy* bolsa-família (*bolfam*), que possui valor 1 para famílias beneficiárias do PBF ou tratadas e 0, para famílias não beneficiárias ou controle. Na Tabela 12 são apresentados os valores dos coeficientes das variáveis explicativas estimados pelo modelo logit para o grupo de renda até R\$ 100,00.

Tabela 12 - Estimativas do modelo logit para o grupo de famílias com renda *per capita* líquida das transferências até R\$ 100,00

Variável	Coefficiente	Erro-padrão linearizado	t	p	Intervalo de confiança	
Raca	-0,1123*	0,0434	-2,59	0,010	-0,1976	-0,0271
Ocup	-0,0370ns	0,0298	-1,24	0,215	-0,0955	0,0215
Anoestudo	-0,1849*	0,0311	-5,94	0,000	-0,2460	-0,1238
Criança	0,3310*	0,0239	13,83	0,000	0,2841	0,3780
Tipofam	-0,2483*	0,0948	-2,62	0,009	-0,4344	-0,0622
Tipofam1	-0,0072ns	0,0611	-0,12	0,905	-0,1272	0,1126
Tipofam2	-0,0944ns	0,0715	-1,32	0,187	-0,2347	0,04579
Tipofam3	-0,9747*	0,1058	-9,21	0,000	-1,1823	-0,7671
Tamfam	0,0339**	0,0142	2,39	0,017	0,0060	0,0617
Renliq	0,0022*	0,0007	3,10	0,002	0,0008	0,0037
Conddomi	0,2034*	0,0563	3,61	0,000	0,0929	0,3139
Casa	-0,0499ns	0,1022	-0,49	0,625	-0,2504	0,1505
Casa1	0,4411*	0,0889	4,96	0,000	0,2666	0,6156
Água	-0,2412*	0,0835	-2,89	0,004	-0,4051	-0,0773
Lixo	-0,0669ns	0,0682	-0,98	0,326	-0,2007	0,0668
Esgoto	-0,0759ns	0,0656	-1,16	0,248	-0,2046	0,0527
Luz	0,1152ns	0,1657	0,70	0,487	-0,2097	0,4402
Rurbano	-0,2559*	0,0836	-3,06	0,002	-0,4200	-0,0918
Sul	-0,3972*	0,1164	-3,41	0,001	-0,6256	-0,1688
Centro-Oeste	-0,7516*	0,1342	-5,60	0,000	-1,0149	-0,4883
Norte	-0,5040*	0,1242	-4,06	0,000	-0,7476	-0,2604
Nordeste	0,3696*	0,0843	4,38	0,000	0,2042	0,5350
Constante	-0,7855*	0,2115	-3,71	0,000	-1,2004	-0,3705

Fonte: Resultados da pesquisa.

*, ** e *** significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Ns não significativo.

Variáveis: raça, ocupação, quantidade de anos de estudo, crianças na família, tipo de família, tamanho da família, renda líquida das transferências governamentais, condição do domicílio, casa de tijolo, casa coberta de telha, água encanada, coleta de lixo, esgoto sanitário, energia elétrica, localização do domicílio, domicílio localizado na região Su, Centro-Oeste, Norte, Nordeste.

Ambos os modelos foram estimados com 22 variáveis. Percebe-se a ausência das variáveis designativas de ocupação do adulto e ocupação formal (*ocupadulto* e *ocupformal*), que foram eliminadas devido à presença de multicolinearidade perfeita. As variáveis ocupação (*ocup*), família formada por casais com filhos maiores de 14 anos (*tipofam1*), família formada por mães com filhos menores de 14 anos (*tipofam2*), casa construída de alvenaria (*casa*), coleta de lixo (*lixo*), serviço de esgoto (*esgoto*) e abastecimento de energia (*luz*) não foram estatisticamente significativas. As variáveis não significativas não foram retiradas do modelo por- que, segundo Caliendo e Kopeinig (2005), só ao se constatar que de fato a variável não é necessária para o modelo é que ela deve ser excluída, de outro modo, a omissão de variáveis importantes pode gerar

aumento do viés na estimação dos resultados. Todas as outras variáveis foram significativas em 1% e 5%.

Pelo estudo dos coeficientes, pode-se perceber que negros têm menores chances de serem beneficiários do PBF. Este fato pode ser confirmado pela análise da estatística descritiva realizada anteriormente. Tem-se, ainda, que o aumento da escolaridade colabora para diminuir as chances de participação no programa. Resultado de acordo com o esperado, uma vez que o nível maior de escolaridade pode propiciar melhor condição de vida para a pessoa e a independência de um programa de transferência de renda. Mas deve-se considerar também o fato de que é necessário um nível mínimo de instrução educacional, para ao menos conhecer os direitos que possuem e, neste sentido, o MDS estima que muitas pessoas não são beneficiárias do PBF porque desconhecem os critérios de elegibilidade do programa.

Mesmo não sendo condição necessária para concessão do benefício, a presença de crianças eleva as chances de a família ser beneficiária do PBF. As famílias representadas pelas variáveis família formada por casal com filhos maiores de 14 anos (*tipofam*), família formada por mães com filhos menores de 14 anos (*tipofam1*), família formada por mães com filhos maiores de 14 anos (*tipofam2*) e outros tipos de famílias (*tipofam3*) têm menos chances de serem beneficiárias do PBF em relação à variável *família*, que é a categoria de base e representa famílias formadas por casais com filhos menores de 14 anos.

De modo similar, famílias maiores têm mais chances de serem beneficiadas. No entanto, de acordo com MDS (2007), em março de 2005, o tamanho médio das famílias beneficiárias do PBF era de 4,26 membros, que pode ser considerado um agregado familiar pequeno. E ainda de acordo com MDS (2007), entre as unidades da federação, o Pará apresentou o maior tamanho médio de famílias beneficiárias (4,72 membros). São Paulo teve a menor média, com 3,99 membros.

Verifica-se que aumentos na renda elevam a probabilidade de ser beneficiário do PBF. Vale lembrar, no entanto, que se está estudando o grupo de renda de até R\$ 100 *per capita*, baixo valor, e, assim, não se pode afirmar que

ocorre um desvio do PBF, mas apenas que podem ocorrer mais beneficiários nesta faixa de renda.

As famílias que viviam em casas próprias, representadas pela variável *conddomi*, e que viviam em domicílios cobertos de telhas (*casal*), tinham mais chances de conseguir o benefício do PBF. Já as famílias que vivem em domicílios que possuem o serviço de abastecimento de água, têm menos chances de receberem o benefício.

As famílias residentes no meio urbano têm menos chances de serem beneficiárias em relação ao meio rural, comportamento distinto do esperado. Por sua vez, as famílias domiciliadas na Região Nordeste apresentaram maiores chances de serem beneficiárias que as famílias residentes na Região Sudeste, que é a categoria de base e, ainda, morar em todas as outras regiões diminui as chances em relação às famílias que moram na Região Sudeste. Em geral, os sinais dos coeficientes estão de acordo com o esperado.

Quando se analisa o grupo de renda de até R\$ 300,00 observa-se que as variáveis foram todas significativas a 1% e 5%, com exceção de *tipofam1* e *luz*, ou seja, estas variáveis não foram capazes de explicar a distribuição do programa bolsa-família. Para este corte na renda, é possível verificar que as chances de os negros serem beneficiários do PBF aumenta. A variável *ocup* apresenta sinal esperado, ou seja, possuir emprego reduz as chances de ser beneficiário do PBF, bem como aumento nos anos de estudo (Tabela 13).

Assim, para uma renda até R\$ 100,00, a presença de crianças na família eleva as chances de a família ser selecionada para o programa. A relação também se mantém quando verificadas as variáveis que representam os diversos tipos de família. Assim, as famílias que são representadas pelas variáveis *tipofam*, *tipofam1*, *tipofam2* e *tipofam3* têm menos chances de serem atendidas pelo PBF do que as famílias formadas por casais com filhos menores de 14 anos (família). Outra situação semelhante à amostra das famílias com renda até R\$ 100,00 foi o fato de as famílias com grande agregado familiar terem mais chances de participar do PBF.

Tabela 13- Estimativas do modelo logit para o grupo de famílias com renda *per capita* líquida das transferências menor ou igual a R\$ 300,00

Variável	Coefficiente	Erro-padrão linearizado	t	p	Intervalo de confiança	
Raca	0,1526*	0,0154	9,86	0,000	0,1222	0,1829
Ocup	-0,2598*	0,0189	-13,72	0,000	-0,2970	-0,2227
Anoestudo	-0,1815*	0,0296	-6,13	0,000	-0,2396	-0,1234
Criança	0,3258*	0,0151	21,50	0,000	0,2961	0,3555
Tipofam	-0,2300*	0,0455	-5,05	0,000	-0,3194	-0,1406
Tipofam1	-0,0905***	0,0468	-1,93	0,053	-0,1823	0,0013
Tipofam2	-0,0345ns	0,0411	-0,84	0,402	-0,1152	0,0461
Tipofam3	-0,6880*	0,0675	-10,18	0,000	-0,8204	-0,5555
Tamfam	0,0927*	0,0101	9,16	0,000	0,0729	0,1126
Renliq	-0,0057*	0,0001	-28,77	0,000	-0,0060	-0,0053
Condomi	0,1339*	0,0363	3,68	0,000	0,0625	0,2052
Casa	-0,1594**	0,0712	-2,24	0,025	-0,2990	-0,0198
Casa1	0,5244*	0,0560	9,35	0,000	0,4144	0,6344
Água	-0,2458*	0,0618	-3,97	0,000	-0,3671	-0,1244
Lixo	-0,1163**	0,0461	-2,52	0,012	-0,2068	-0,0258
Esgoto	-0,1029**	0,0434	-2,37	0,018	-0,1880	-0,0178
Luz	0,2059ns	0,1398	1,47	0,141	-0,0682	0,4800
Rurbano	-0,1833*	0,0562	-3,26	0,001	-0,2935	-0,0731
Sul	-0,3538*	0,0894	-3,95	0,000	-0,5292	-0,1783
Centro-Oeste	-0,3930*	0,0787	-4,99	0,000	-0,5474	-0,2386
Norte	-0,1964**	0,0840	-2,34	0,019	-0,3612	-0,0316
Nordeste	0,6102*	0,0535	11,41	0,000	0,5053	0,7151
Constante	-0,8885*	0,1638	-5,42	0,000	-1,2098	-0,5671

Fonte: Resultados da pesquisa.

*, ** e *** significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Ns não significativo.

Variáveis: raça, ocupação, quantidade de anos de estudo, crianças na família, tipo de família, tamanho da família, renda líquida das transferências governamentais, condição do domicílio, casa de tijolo, casa coberta de telha, água encanada, coleta de lixo, esgoto sanitário, energia elétrica, localização do domicílio, domicílio localizado na região Sul, Centro-Oeste, Norte, Nordeste.

O sinal da variável renda familiar líquida informa que, quando a renda aumenta, diminui a chance de a família participar do programa. Isto era esperado devido ao critério de seleção do PBF, que visa a privilegiar famílias com rendas menores, o que aponta para uma boa focalização do programa.

Em relação às características do domicílio, as variáveis analisadas indicam que a presença do serviço de abastecimento (*água*, *lixo* e *esgoto*) ou o tipo da casa (*casa*) diminuem as chances de a família ser assistida pelo PBF. No entanto, quando o domicílio é próprio (*condomi*) e quando a casa é coberta de telha (*casal*), as chances de as famílias serem eleitas para o programa aumentam.

As famílias do meio urbano têm menos chances de serem beneficiárias, enquanto morar no Nordeste eleva as chances de participação. Para todas as outras regiões, esta probabilidade diminui.

Os resultados encontrados para as duas amostras estão bastante próximos dos obtidos por Araújo (2009). Este autor, ao calcular o escore de propensão, observou que aumentos na escolaridade diminuem as chances de as famílias serem eleitas ao PBF bem como melhoria nas condições de vida das famílias representadas pelas variáveis que indicam o acesso a serviços de água, energia elétrica, dentre outras; além disso, o mesmo autor concluiu que as famílias residentes no Nordeste e em áreas rurais têm maior chance de participar do PBF, como também foi identificado nesta pesquisa.

Em suma, as variáveis que colaboram para que uma família se torne elegível ao PBF, no grupo de renda até R\$ 100,00, foram presença de crianças na família (*criança*), tamanho da família (*tamfam*), condição do domicílio (*conddomi*), cobertura predominante da casa (*casa1*) e morar na Região Nordeste. Para as famílias com renda até R\$ 300,00, as variáveis *raça*, *crianças*, *tamfam* e *Nordeste* aumentaram a probabilidade de a família ser beneficiária do PBF.

5.2.3 Qualidade dos pareamentos

O objetivo principal de proceder à execução do pareamento é que este consegue reduzir o viés causado por fatores não observados. Becker e Ichino (2002) afirmam que a extensão da diminuição do viés dependerá da qualidade das variáveis de controle nas quais o escore de propensão é calculado. De acordo com Heckman *et al.* (1997), o viés pode ser dividido em três componentes: o primeiro surge devido à falta de suporte comum; o segundo devido a diferenças na distribuição das características observáveis entre os grupos de tratamento e controle; e o terceiro, porque as diferenças nos resultados ocorrem mesmo tentando eliminar as duas fontes de viés citadas anteriormente. Complementarmente, tem-se que o pareamento é capaz de eliminar duas das três

fontes de viés. Para tal, necessário se faz realizar o pareamento em uma região de suporte comum, ou seja, onde existam participantes comparáveis a não participantes e vice-versa. Além disso, ao se fazer um pareamento com um bom grupo de controle, pode-se eliminar a segunda fonte de viés.

Para identificar se o pareamento foi bem realizado, Caliendo e Kopening (2005) sugerem que algumas análises sejam feitas, e, a partir daí, considerar os resultados obtidos válidos. Em geral, os métodos se propõem a comparar a situação antes e depois do pareamento, verificando se existe alguma diferença que possa invalidar o cálculo dos escores de propensão.

Conforme Caliendo e Kopening (2005), buscou-se neste trabalho a redução do viés com vistas a inferir sobre a qualidade dos pareamentos. Os resultados obtidos antes e depois do pareamento, no que se refere às médias das variáveis, bem como ao percentual de redução do viés, para os grupos de renda até R\$ 100,00 e R\$ 300,00, estão nas Tabelas 14 e 15.

Nota-se que, com exceção das variáveis raça, ocupação (ocup), família formada por mãe com filhos maiores de 14 anos (tipofam2), tamanho da família (tamfam), renda líquida das transferências governamentais (renliq), residências cujo material predominante na construção é alvenaria (casa) e domicílio abastecido por energia elétrica (luz), que tiveram o viés aumentado, todas as outras variáveis do grupo de renda até R\$ 100,00 tiveram redução do viés padronizado. Já para o grupo de renda até R\$ 300,00, não foi registrada redução do viés para as variáveis raça, famílias formada por casais com filhos maiores de 14 anos (tipofam1) residências cujo material predominante na construção é alvenaria (casa) e famílias residentes na região Norte (norte).

Tabela 14 - Análise do viés padronizado para a amostra de indivíduos pareados e não pareado, grupo de renda de R\$ 100,00

Variável	Amostra	Média		Redução do viés
		Tratados	Controles	
Raça	Não Pareados	0,2521	0,3064	97.7
	Pareados	0,2584	0,2571	
Ocup	Não Pareados	0,2674	0,2547	(-304.1)
	Pareados	0,1360	0,1875	
Anoestudo	Não Pareados	0,4552	0,5616	83.3
	Pareados	0,3652	0,3474	
Criança	Não Pareados	24.571	16.457	94.2
	Pareados	30.061	30.535	
Tipo de família	Não Pareados	0,0851	0,1102	76.8
	Pareados	0,0556	0,0498	
Tipo família 1	Não Pareados	0,1035	0,1462	93.9
	Pareados	0,0859	0,0833	
Tipo família 2	Não Pareados	0,1393	0,1447	(-88.8)
	Pareados	0,1554	0,1452	
Tipo de família 3	Não Pareados	0,0249	0,0762	82.7
	Pareados	0,0287	0,0198	
Tamanho família	Não Pareados	58,723	51,339	92.7
	Pareados	60,023	60,558	
Renda líquida	Não Pareados	55,965	53,26	(-74.0)
	Pareados	54,393	49,687	
Condição do domicílio	Não Pareados	0,7859	0,7341	45.3
	Pareados	0,7962	0,7679	
Casa	Não Pareados	0,8417	0,8298	(-57.8)
	Pareados	0,8214	0,8027	
Casa 1	Não Pareados	0,9207	0,8668	86.7
	Pareados	0,9192	0,9120	
Água	Não Pareados	0,7890	0,8641	89.4
	Pareados	0,7709	0,7789	
Lixo	Não Pareados	0,6349	0,7213	92.6
	Pareados	0,6009	0,5945	
Esgoto	Não Pareados	0,2245	0,2867	77.4
	Pareados	0,2126	0,1985	
Luz	Não Pareados	0,9673	0,9741	(-3.8)
	Pareados	0,9588	0,9518	
Rural/urbano	Não Pareados	0,7422	0,8323	85.1
	Pareados	0,7080	0,6946	
Sul	Não Pareados	0,0715	0,1101	82.1
	Pareados	0,0807	0,0739	
Centro-oeste	Não Pareados	0,0522	0,1111	84.9
	Pareados	0,0546	0,0457	
Norte	Não Pareados	0,1609	0,2027	25.8
	Pareados	0,1710	0,2021	
Nordeste	Não Pareados	0,5928	0,4319	87.4
	Pareados	0,5749	0,5547	
Resumo	Não Pareados	Pseudo R2	LR Chi2	P
	Pareados	0.100	4643.73	0.000
		0.011	198.80	0.000

Fonte: Resultados de pesquisa.

Tabela 15 - Análise do viés padronizado para a amostra de indivíduos pareados e não pareado, grupo de renda de R\$ 300,00

Variável	Amostra	Média		Redução do viés
		Tratados	Controles	
Raça	Não Pareados	0,3517	0,3770	(-54.3)
	Pareados	0,1181	0,1570	
Ocup	Não Pareados	0,5072	0,6292	77.2
	Pareados	0,4101	0,3823	
Anoestudo	Não Pareados	0,2689	0,3595	99.0
	Pareados	0,2715	0,2724	
Criança	Não Pareados	20,913	12,703	97.2
	Pareados	27,155	27,382	
Tipo família	Não Pareados	0,1337	0,2067	80.6
	Pareados	0,0762	0,0620	
Tipo família 1	Não Pareados	0,0749	0,0701	(-95.0)
	Pareados	0,0729	0,0822	
Tipo família 2	Não Pareados	0,1503	0,1622	37.8
	Pareados	0,1548	0,1474	
Tipo família 3	Não Pareados	0,0310	0,0741	97.4
	Pareados	0,0319	0,0308	
Tamanho família	Não Pareados	5,541	45,712	88.2
	Pareados	56,796	57,938	
Renda líquida	Não Pareados	117,26	169,86	95.2
	Pareados	106,09	103,56	
Condição domicílio	Não Pareados	0,7683	0,7311	68.9
	Pareados	0,7724	0,7608	
Casa	Não Pareados	0,8672	0,8832	(-93.70)
	Pareados	0,8474	0,8163	
Casa 1	Não Pareados	0,9040	0,8235	88.8
	Pareados	0,9021	0,8930	
Água	Não Pareados	0,8368	0,9245	81.1
	Pareados	0,8186	0,8352	
Lixo	Não Pareados	0,6950	0,7986	90.4
	Pareados	0,6637	0,6736	
Esgoto	Não Pareados	0,2929	0,4034	88.3
	Pareados	0,2797	0,2668	
Luz	Não Pareados	0,9781	0,9884	15.6
	Pareados	0,9708	0,9621	
Rural/urbano	Não Pareados	0,7912	0,8781	95.9
	Pareados	0,7615	0,7580	
Sul	Não Pareados	0,0383	0,0682	75.7
	Pareados	0,0437	0,051	
Centro-oeste	Não Pareados	0,0731	0,1288	62.7
	Pareados	0,0749	0,0957	
Norte	Não Pareados	0,1561	0,1618	(-372.8)
	Pareados	0,1713	0,1983	
Nordeste	Não Pareados	0,5214	0,3375	76.5
	Pareados	0,5024	0,4592	
Resumo	Não Pareados	Pseudo R2	LR Chi2	P
	Pareados	0.156	23417.48	0.000
		0.009	324.07	0.000

Fonte: Resultados de pesquisa.

Além do teste realizado anteriormente para verificar se o pareamento foi bem feito, Sianesei (2004) sugere ainda uma análise comparativa do teste de Pseudo R2, antes e depois do pareamento. O teste de Pseudo R2 indica como os regressores X explicam a probabilidade de participação no programa e, após o pareamento, caso não ocorram diferenças sistemáticas na distribuição das variáveis entre os dois grupos (de tratados e controles), o parâmetro Pseudo R2 diminuirá sensivelmente. Percebe-se que, tanto para as famílias com renda até R\$ 100,00 quanto para as de até R\$ 300,00, ocorreu uma diminuição bastante acentuada para este parâmetro, indicando que não existem diferenças significativas na distribuição das variáveis.

Os autores que explicam tais metodologias não estipularam limites para a redução do viés, entretanto, consideram que uma redução de 50% seja um indicativo de que o modelo está bem balanceado. Considerando então tais critérios, o conjunto da amostra está bem balanceado.

5.2.4 Efeito do Programa Bolsa-Família sobre o trabalho infantil no Brasil

Para chegar aos resultados expostos nesta seção, foram testados vários algoritmos de pareamento, conforme descrito em Caliendo e Kopeinig (2005). Os resultados dos algoritmos testados, em geral, foram bastante semelhantes no que se refere ao sinal encontrado, à magnitude do coeficiente e à significância estatística. Limita-se nesta seção a apresentação do resultado dos testes com algoritmo pelo método do *vizinho mais próximo* (Tabela 16). Os outros métodos testados apresentaram resultado bastante semelhante e assegura-se que não há nenhuma perda em relação aos outros testes feitos. Os resultados dos outros métodos empregados podem ser visualizados nos Apêndices C e D.

Tabela 16 - Efeito de tratamento médio sobre o tratado para as variáveis trabalho infantil (*trabainfantil*), trabalho infantil de meninas (*trabinfmeninas*), trabalho infantil de negros (*trabinfnegros*) e trabalho infantil doméstico (*trabinfdom*), grupo de famílias com renda R\$ 100,00, Brasil, ano de 2006

Variável de Resposta	Tratamento	Controle	Estimador do ATT (Vizinho mais Próximo)
<i>Trabainfantil</i>	0,1360	0,1875	-0,0515 (-4.16)*
<i>Trabinfmeninas</i>	0,0862	0,1146	-0,0284 (-1.96)**
<i>Trabinfnegros</i>	0,1363	0,2250	-0,0886 (-3.54)*
<i>Trabinfdom</i>	0,1937	0,1111	0,0826 (2.19)**

Fonte: Resultados da pesquisa.

*, ** e *** significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Ns não significativo.

Para o grupo de famílias com renda até R\$ 100,00, uma análise do ATT para as variáveis de interesse indica que o PBF diminui a proporção de trabalho infantil, de forma geral, e do trabalho infantil para meninas e para negros. No entanto, quando se verifica o efeito sobre o trabalho infantil doméstico, percebe-se que ocorre uma elevação do trabalho nesta categoria.

A magnitude dos estimadores aponta que a presença do programa para esta faixa de renda permite diminuir em até 5% a presença de trabalho infantil, em geral, 2,8% o trabalho das meninas e 8,9% o trabalho das crianças declaradas negras. O trabalho infantil doméstico, porém se eleva em 8% com a presença do programa.

Fazendo a mesma análise para o grupo de famílias com renda até R\$300,00 (Tabela 17), percebe-se que assim como no grupo de renda de até R\$100,00, a presença do PBF ocasionou uma redução do *trabainfantil*, *trabinfmeninas* e *trabinfnegros*, mas não foi capaz de reduzir a variável *trabinfdom*.

Tabela 17 - Efeito de tratamento médio sobre o tratado para as variáveis trabalho infantil (*trabainfantil*), trabalho infantil de meninas (*trabinfmeninas*), trabalho infantil de negros (*trabinfnegros*) e trabalho infantil doméstico (*trabinfdom*), grupo de famílias com renda R\$ 300,00, Brasil, ano de 2006

Variável de Resposta	Tratamento	Controle	Estimador do ATT (Vizinho mais Próximo)
<i>Trabainfantil</i>	0,1181	0,1570	-0,0389 (-5.84)*
<i>Trabinfmeninas</i>	0,0770	0,1026	-0,0256 (3.41)*
<i>Trabinfnegros</i>	0,1101	0,1767	-0,0665 (-5.35)*
<i>Trabinfdom</i>	0,1813	0,1158	0,0655 (2.77)*

Fonte: Resultados da pesquisa.

*, ** e *** significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Ns não significativo.

Nesta segunda faixa de renda, atribui-se ao PBF a redução de 3,9% do trabalho infantil no Brasil. Em se tratando de meninas, essa diminuição foi de 2,5% enquanto para os negros foi de 6,6%. Para a variável trabalho infantil doméstico (*trabinfdom*), não foi registrada redução, e sim aumento de 6,5%.

Quando se comparam os dois grupos de renda, observa-se que no segundo grupo a diminuição do trabalho infantil foi menor e que o aumento no trabalho doméstico também foi. A menor renda *per capita* pode justificar o fato de o trabalho infantil ter diminuído menos para o grupo com renda de R\$ 100,00.

O PBF é um programa social com condicionalidades sendo a principal a que obriga a manutenção das crianças na escola, e esta é bastante passível de fiscalização, uma vez que as escolas são obrigadas a informar a presença das crianças para os gestores do programa. Outra condicionalidade diz respeito a não permitir que a criança esteja em situação de trabalho infantil. No entanto, para esta condicionalidade, não existe uma fiscalização efetiva. Mesmo não ocorrendo tal fiscalização, houve redução no coeficiente de trabalho infantil e tal fato pode estar associado à permanência da criança na escola, o que colabora para a diminuição do tempo dedicado ao trabalho. E tal fato também pode ser atribuído aos resquícios do PETI em que de fato ocorria uma fiscalização já que a criança beneficiada tinha que obrigatoriamente participar da jornada de atividades complementares.

Para as crianças negras, registrou-se diminuição do trabalho infantil dado o benefício do PBF. Mais uma vez, destaca-se que não há uma preferência por cor na execução do trabalho infantil e nem na distribuição do PBF, conforme provam as diversas estatísticas apresentadas neste trabalho. A diminuição para as crianças negras deve ser devida à diminuição do trabalho infantil como um todo.

Houve redução do trabalho infantil para meninas, porém, nota-se que em ambos os cortes de renda, a redução foi menor do que a do trabalho infantil (2,84 e 2,56 para as meninas e 5,15 e 3,89 para o trabalho infantil, em geral). Ora, como o trabalho infantil doméstico não apresentou redução, e sim aumento, e sendo as meninas responsáveis por 93% do trabalho infantil doméstico, justificasse essa menor redução no trabalho das meninas em relação ao trabalho infantil, de forma geral.

Acerca da não diminuição do trabalho infantil doméstico tem-se como principal explicação a própria caracterização deste tipo de atividade. O trabalho doméstico, referenciado por Oliva (2006) como uma “chaga oculta”, ocorre dentro dos lares (de terceiros), fato que prejudica sobremaneira a fiscalização, sujeitando as crianças a toda forma de exploração e a jornadas de trabalho mais longas do que o trabalho infantil fora dos lares.

Revestido da máscara de proteção social (Custódio, 2006), que de fato não o é, torna-se mais difícil proteger as crianças desse tipo de atividade devido a já comentada dificuldade de adentrar aos lares. Registrado principalmente no meio rural, tais crianças são deixadas em casas de família para, na maioria das vezes, em troca de salários baixos, chegando até a nulidade, executar atividades domésticas.

Sobre o nível de salários, Sabóia (2000) relata que este é baixo, porém, pode ser até maior que o salário registrado em outras atividades. A mesma autora constatou que existe, mas é raro, a ausência de remuneração, e as regiões Norte e Nordeste são as que mais registram meninas trabalhando sem perceberem qualquer remuneração (12,6% e 6,3% respectivamente).

O trabalho doméstico das crianças consiste em uma variedade de atividades que, tradicionalmente, são desenvolvidas pela mulher na casa, como o

de cuidar das crianças, preparar comida, limpar, lavar, passar, cuidar de doentes (OIT, 2004). Com a devida implementação das atividades referentes às condicionalidades do PBF, é muito provável que estes resultados sejam ainda mais satisfatórios em relação à diminuição do trabalho infantil.

5.2.5 Análise de sensibilidade para o efeito do tratamento médio

A análise de sensibilidade, ou análise dos limites de Rosembaum, permite identificar se existe viés causado por variáveis omitidas no modelo e que podem afetar o resultado obtido das variáveis de resposta do tratamento. O viés de variáveis ocultas surge quando as variáveis utilizadas no pareamento não são robustas.

O procedimento baseado no método de Rosembaum (2002), segundo Diprete e Gangl (2004), consiste em estimar o ETM usando os métodos de pareamento, baseado na hipótese da independência condicional. Em seguida, admite-se que existe uma variável omitida W , que afeta a probabilidade de receber o tratamento, ou a probabilidade de participação no programa ($D = 1$), condicional em X . Geralmente, quando W não afeta D , a participação no tratamento é aleatória e os limites de Rosembaum são iguais aos níveis de significância estimados pelo método de pareamento utilizado. À medida que o impacto potencial de W sobre D se apresenta mais forte, o intervalo de confiança dos efeitos estimados aumenta e o nível de significância do teste da hipótese nula, de que não há efeito de D sobre Y , aumenta, ou seja, o p-valor se eleva.

Na Tabela 18 são apresentados os resultados para as quatro variáveis de interesse. Foram escolhidos seis valores para Γ (de 1 a 1,5). Percebe-se, para os resultados trabinfantil, trabinfmenina e trabinfnegros, do grupo de renda de R\$ 100,00, que mesmo com valores maiores de gama o coeficiente não se tornou insignificante estatisticamente, assegurando que não há efeito significativo de variáveis não observáveis. Para trabinfdom, nota-se que com aumento de gama os resultados se tornaram insignificantes ao nível de 5% (a partir de $\Gamma=1,3$).

Tabela 18 - Limites de Rosembaum para as variáveis de interesse, nível de renda de R\$ 100,00 e R\$ 300,00, ano de 2006

Variáveis	Γ	Renda R\$ 100,00 p-crítico*	Renda R\$ 300,00 p-crítico*
Trabalho infantil	1	< 0,0001	0,6994
	1,1	< 0,0001	0,0066
	1,2	0	< 0,0001
	1,3	0	0,0027
	1,4	0	0
	1,5	0	0
Trabalho infantil meninas	1	< 0,0001	0,1261
	1,1		0,0102
	1,2	< 0,0001	0,0004
	1,3	< 0,0001	< 0,0001
	1,4	0	< 0,0001
	1,5	0	< 0,0001
Trabalho infantil negros	1	< 0,0001	0,0003
	1,1	< 0,0001	< 0,0001
	1,2	< 0,0001	< 0,0001
	1,3	0	< 0,0001
	1,4	0	< 0,0001
	1,5	0	< 0,0001
Trabalho infantil doméstico	1	0,0080	0,0012
	1,1	0,0202	0,0062
	1,2	0,0424	0,0221
	1,3	0,0771	0,0588
	1,4	0,1251	0,1244
	1,5	0,1855	0,2203

Fonte: Resultados da pesquisa.

*Valores de p+

Para o grupo de renda até R\$ 300,00, o resultado *trabinfantil* não é significativo para $\Gamma=1$ ao nível de 5%, no entanto, os outros valores de Γ foram bastante significativos. Para *trabinfmenina* Γ não é significativo no primeiro nível, mas a partir de valores menores de Γ , torna-se significativo. *Trabinfnegros* é significativo para todos os valores de Γ , mostrando-se bastante robusta a presença do viés. Para *trabinfdom*, a partir de $\Gamma=1,3$ a análise torna-se sensível ao viés.

Analisando ainda o valor de $\Gamma=1,3$, valor esse em que a variável trabalho infantil doméstico (*trabinfdom*) torna-se não significativa em nível de 5%, tanto para as famílias com renda de R\$ 100,00 quanto para as famílias com renda de R\$ 300,00, não significa que exista efeito de tratamento sobre esta variável e que este não possa ser considerado, ou ainda, que esta variável não seja robusta.

Conforme Becker e Caliendo (2007) e Diprete e Gangl (2004) esclarecem, este é um cenário muito ruim, e significa que o intervalo de confiança para o efeito do PBF irá incluir zero se uma variável não observada levar a chance de participação no programa a diferir entre o grupo de tratados e de controle por um fator de 1,3.

5.3. Avaliação do Programa Bolsa-Família sobre a influência no trabalho infantil no Nordeste

Neste tópico são apresentados e discutidos os resultados do modelo efeito de tratamento com pareamento por escore de propensão para a região Nordeste. As análises iniciam-se com a estatística descritiva das variáveis do modelo, seguido dos resultados do escore de propensão, efeito do PBF sobre o trabalho infantil e qualidade dos pareamentos.

5.3.1 Característica das famílias da amostra do Nordeste

Assim como na amostra para o Brasil, buscou-se atender aos critérios de elegibilidade do Programa Bolsa-Família para a formação do banco de dados. A modificação principal em relação ao banco de dados para o Brasil é que agora somente estão presentes famílias da região Nordeste e foram incluídas variáveis *dummies* que representam os estados nordestinos.

Como anteriormente, foram formados dois grupos para cada faixa de renda (R\$ 100,00 e R\$ 300,00), um de beneficiários e outro de não-beneficiários. Tal divisão permite uma comparação efetiva entre potenciais tratados e controles. As variáveis utilizadas nesta amostra são as mesmas utilizadas na amostra para o Brasil, tendo sido acrescentadas, porém, as variáveis designativas dos estados da Região Nordeste - o Maranhão (*Ma*), Piauí (*Pi*), Ceará (*Ce*), Paraíba (*Pb*), Rio Grande do Norte (*Rn*), Sergipe (*Se*), Alagoas (*Al*) e Bahia (*Ba*), e Pernambuco (*Pe*), como categoria de base.

A média, erro-padrão linearizado e intervalo de confiança para as variáveis *criança*, tamanho da família (*tamfam*) e renda líquida (*renliq*) são apresentados na Tabela 19.

Tabela 19- Média e erro-padrão linearizado das variáveis *criança*, tamanho da família (*tamfam*) e renda líquida das transferências governamentais (*renliq*), Nordeste, 2006

Variáveis	Renda ≤ 100							
	Beneficiários do PBF				Não Beneficiários do PBF			
	Média	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança		Média	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança	
<i>Criança</i>	2,49	0,0314	2,4324	2,5560	1,57	0,0425	1,4868	1,6542
<i>Tamfam</i>	5,93	0,0473	5,8442	6,0301	5,02	0,0577	4,9071	5,1340
<i>Renliq</i>	50,71	0,6874	49,3655	52,0654	53,49	0,9238	51,6808	55,31
Variáveis	Renda ≤ 300							
	Média	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança		Média	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança	
	<i>Criança</i>	2,12	0,0251	2,0717	2,1705	1,14	0,02493	1,0978
<i>Tamfam</i>	5,65	0,0373	5,5840	5,7305	4,56	0,0328	4,5008	4,6296
<i>Renliq</i>	96,49	1,4711	93,6041	99,3797	148,92	1,5547	145,87	151,97

Fonte: Resultados da pesquisa.

* Renliq em Reais.

A médias de crianças na família foi de 2,5 para os beneficiários do PBF do grupo de renda de até R\$ 100,00 e de 2,12, para o grupo de renda de até R\$ 300,00. Quanto ao tamanho das famílias, os beneficiários com renda até R\$ 100,00 possuem famílias maiores comparativamente com os de renda de R\$ 300,00 e com os não beneficiários nos dois grupos de renda. A média de renda, por sua vez, é maior entre os não beneficiários nos dois grupos, com destaque para a média de renda para não beneficiários no grupo até R\$ 300,00, que apresenta um valor de R\$ 52,00, mais alto que a do grupo de beneficiários.

Verificaram-se as outras variáveis que compõem o modelo, desta feita analisando a proporção (%). Os valores são mostrados na Tabela 20. Para o grupo de renda de até R\$ 100,00, verifica-se para a variável educação, que somente 38% dos beneficiários tinham educação superior a 4 anos de ensino, enquanto no grupo dos não beneficiários, este percentual era de 45%. Já os negros totalizavam 22% dos beneficiários e 26%, dos não beneficiários. Ser negro não foi condição para ser beneficiário. Os adultos ocupados representavam, por sua vez, 36% dos beneficiários e 29% dos não-beneficiários.

Em geral, entre os beneficiários, 30% se encontravam ocupados contra 27% dos não-beneficiários. Em relação à formalidade do emprego, os números apresentam-se baixos, indicando que a informalidade é bastante presente no Nordeste brasileiro. Foram registradas, ainda, 17% de pessoais com emprego formal no grupo dos beneficiários e 21% no grupo dos não beneficiários.

Tabela 20 – Características das famílias com renda até R\$ 100,00, Nordeste, 2006

Renda ≤100									
Variáveis		Beneficiários do PBF				Não Beneficiários do PBF			
		Proporção (%)	Erro-padrão linearizado	Intervalo de Confiança 95%		Proporção (%)	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança 95%	
Características do Chefe do Domicílio									
Educação	Estudou	38,22	0,0115	0,3594	0,4049	45,34	0,0177	0,4185	0,4883
	Não estudou	61,77		0,5950	0,6405	54,65		0,5116	0,5814
Raça	Negro	22,19	0,0070	0,2080	0,2358	26,12	0,0104	0,2407	0,2817
	Outro	77,80		0,7641	0,7919	73,87		0,7182	0,7592
Ocupação adulto	Ocupado	36,43	0,0082	0,3481	0,3806	29,11	0,0072	0,2769	0,3054
	Sem trabalho	63,56		0,6193	0,6518	70,88		0,6945	0,7230
Ocupação	Sim	30,26	0,0068	0,2891	0,3160	27,52	0,0070	0,2614	0,2890
	Não	69,73		0,6839	0,7108	72,47		0,7109	0,7385
Ocupação formal	Emprego formal	17,80	0,0119	0,1545	0,2015	21,61	0,0194	0,7456	0,8219
	Outro	82,19		0,7984	0,8454	78,38		0,7456	0,8219
Características Familiares									
Tipo família	Casal com filhos de 14 ou <	9,73	0,0047	0,0879	0,1067	13,99	0,0109	0,1184	0,1614
Tipo família 1	Mãe com filhos < 14	8,25	0,0038	0,0749	0,0901	10,98	0,0063	0,0972	0,1223
Tipo família 2	Mãe com filhos > 14	12,33	0,0070	0,1094	0,1371	12,13	0,0089	0,1037	0,1388
Tipo família 3	Outros tipos de família	2,27	0,0022	0,0182	0,0272	7,23	0,0057	0,0611	0,0836

Tabela 20, Continuação

Renda ≤100									
Variáveis	Beneficiários do PBF					Não Beneficiários do PBF			
	Proporção	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança		Proporção	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança		
	(%)		95%		(%)		95%		
Características do Domicílio									
Condição domicílio	Própria	79,54	0,0095	0,7767	0,8141	74,04	0,0132	0,7143	0,7664
	Alugada	20,45		0,1858	0,2232	25,95		0,2335	0,2856
Casa	Tijolo	89,00	0,0130	0,8644	0,9156	88,28	0,0153	0,8527	0,9129
	Outro	10,99		0,0843	0,1355	11,71		0,0870	0,1472
Casa1	Telha	94,87	0,0097	0,9296	0,9678	92,46	0,0105	0,9038	0,9454
	Outro	5,12		0,0321	0,0703	7,53		0,0545	0,0961
Água	Abastecido	59,55	0,0172	0,5616	0,6295	70,77	0,0213	0,6658	0,7495
	Não abastecido	40,44		0,3704	0,4383	29,22		0,2504	0,3341
Lixo	Coletado	0,4737	0,0195	0,4353	0,5120	58,86	0,0240	0,5414	0,6357
	Não coletado	52,62		0,4879	0,5646	41,13		0,3642	0,4585
Esgoto	Abastecido	20,32	0,0157	0,1722	0,2342	19,39	0,0144	0,1656	0,2223
	Não abastecido	79,67		0,7657	0,8277	80,60		0,7776	0,8343
Luz	Abastecido	91,09	0,0117	0,8879	0,9338	93,68	0,0122	0,9128	0,9608
	Não abastecido	8,90		0,0661	0,1120	6,31		0,0391	0,0871
Características da Localização do Domicílio									
Rural/ Urbano	Área urbana	56,67	0,0194	0,5286	0,6048	73,26	0,0206	0,6920	0,7731
	Área rural	43,32		0,3951	0,4713	26,73		0,2268	0,3079
Maranhão	Reside no Maranhão	13,44	0,0212	0,0927	0,1762	14,90	0,0168	0,1159	0,1821
Piauí	Reside no Piauí	5,68	0,0080	0,0410	0,0726	4,89	0,0071	0,0349	0,0630
Ceará	Reside no Ceará	17,15	0,0156	0,1407	0,2023	13,54	0,0097	0,1163	0,1544
Paraíba	Reside na Paraíba	7,28	0,0114	0,050	0,0953	3,74	0,0076	0,0224	0,0523
Rio G do Norte	Reside no R G do Norte	5,17	0,0110	0,0297	0,0735	5,21	0,0078	0,0367	0,0675
Sergipe	Reside em Sergipe	2,98	0,0047	0,0204	0,0391	4,36	0,0046	0,0345	0,0527
Alagoas	Reside em Alagoas	7,09	0,0071	0,0569	0,0850	7,98	0,0115	0,0571	0,1026
Bahia	Reside na Bahia	25,59	0,0205	0,2156	0,2961	27,80	0,0170	0,2445	0,3114

Fonte: Resultados da pesquisa.

As famílias beneficiárias do PBF no Nordeste eram, em sua maior parte, formadas por casais com filhos de até 14 anos (67,42%), categoria definida de base, e ao considerar as não-beneficiárias, o percentual observado foi de 55%. Quanto às famílias chefiadas por mulheres, elas representavam 21% do total de famílias beneficiárias e 23% das não-beneficiárias, o que indica que em torno de $\frac{1}{4}$ das famílias tinham mulheres como chefes.

Há uma proximidade acentuada entre as características dos domicílios das famílias beneficiárias e não-beneficiárias em que se tem uma diferença de menos de um ponto percentual na estimativa para a variável *casa*, variável essa que indica a predominância do material de construção do domicílio. A maior diferença fica por conta das variáveis *água* (59% beneficiários atendidos contra 70% dos não-beneficiários) e *lixo* (47% beneficiários atendidos contra 58% dos não-beneficiários). Tanto beneficiários quanto não-beneficiários são bem servidos de energia elétrica, e mais de 90% dos dois grupos têm este benefício.

Quando se analisou o meio em que as famílias vivem, por meio da variável *rurbano*, identificou-se o percentual de famílias beneficiárias e não-beneficiárias que vivem no meio urbano ou rural. Há predominância de famílias tanto beneficiárias quanto não-beneficiárias residindo no meio urbano. No entanto, entre as beneficiárias, a proporção de famílias residentes no meio urbano é muito próxima das famílias beneficiárias que residem no meio rural, o que permite inferir que o programa é descentralizado, ou seja, beneficia tanto famílias que residem no meio urbano quanto no meio rural.

Quanto à distribuição do programa por Estado, na amostra selecionada, a Bahia (*Ba*) apresentou o maior número de beneficiários e Sergipe (*Se*), a menor quantidade de beneficiários. De acordo com MDS (2007), foi repassado para a Bahia o maior volume de recursos destinados ao pagamento do benefício do PBF no Brasil (R\$ 57.841.765,00), o que aponta para uma maior quantidade de pessoas beneficiadas neste estado, conforme mostram os dados.

Em se tratando de famílias de renda de até R\$ 300,00 (Tabela 21), os dados indicaram que a proporção de famílias beneficiadas com o PBF em que o chefe do domicílio tem mais de 5 anos de estudo representava 44%. Entre os não-

beneficiários, o percentual de chefes, com a mesma escolaridade aumenta para 55%. As famílias declaradas negras (23%) são menos frequentes como beneficiárias do que as não negras (76%). Quanto à variável ocupação, está em torno de 43% para beneficiários e 40% para não-beneficiários, já a formalidade do emprego é observada em 27% para as famílias beneficiárias e 43% para os não-beneficiários.

Ao comparar com a amostra para o Brasil, no mesmo corte de renda, nota-se que os indicadores do país são melhores. Por exemplo, em termos de escolaridade, no Brasil, são 56,81% dos chefes de família com escolaridade superior a 5 anos; as famílias negras beneficiadas com o PBF também são mais frequentes na amostra para o Brasil (29,62%). O mesmo fato se repete com a ocupação (46,41%) e formalidade do emprego (36,84%).

As famílias chefiadas por mulheres são 20% do total de famílias beneficiárias e 22% das não beneficiárias, resultado bastante similar ao apresentado no grupo de renda até R\$ 100,00. E, assim, como para o grupo de renda até R\$ 100,00, a predominância é de famílias formadas por casais com filhos menores de 14 anos (61% para beneficiários e 43% para não beneficiários).

Tabela 21- Características das famílias com renda até R\$ 300,00, Nordeste, 2006

Renda ≤300									
Variáveis		Beneficiários do PBF				Não Beneficiários do PBF			
		Proporção (%)	Erro--padrão linearizado	Intervalo de confiança (95%)		Proporção (%)	Erro--padrão linearizado	Intervalo de confiança (95%)	
Características do Chefe do Domicílio									
Educação	Estudou	44,15	0,0060	0,4296	0,4534	55,95	0,0094	0,5410	0,5780
	Não estudou	55,84		0,5465	0,5703	44,04		0,4219	0,4589
Raça	Negro	23,03	0,0063	0,2178	0,2427	30,27	0,0071	0,2886	0,3167
	Outro	76,96		0,7572	0,7821	69,72		0,6832	0,7113
Ocupação adulto	Ocupado	43,54	0,0058	0,4239	0,4470	40,62	0,0055	0,3953	0,4171
	sem trabalho	56,45		0,5529	0,5760	59,37		0,5828	0,6046
Ocupação	Sim	35,12	0,0050	0,3414	0,3610	35,60	0,0050	0,3461	0,3658
	Não	64,87		0,6389	0,6585	64,39		0,6341	0,6538
Ocupação formal	Emprego formal	27,63	0,0111	0,2545	0,2981	43,51	0,0133	0,4090	0,4612
	Outro	72,36		0,7018	0,7454	56,48		0,5387	0,5909

Tabela 21, Continuação

Renda ≤300									
Variáveis		Beneficiários do PBF				Não Beneficiários do PBF			
		Proporção (%)	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança 95%		Proporção (%)	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança -95%	
Características Familiares									
Tipo família	Casal com filhos de 14 ou <	15,42	0,0050	0,1443	0,1640	24,68	0,0081	0,2308	0,2628
Tipo família 1	Mãe com filhos < 14	6,48	0,0026	0,0597	0,0699	6,05	0,0027	0,0550	0,0659
Tipo família 2	Mãe com filhos > 14	13,90	0,0056	0,1280	0,1500	16,63	0,0054	0,1557	0,1770
Tipo família 3	Outros tipos de famílias	3,14	0,0018	0,0277	0,0351	9,03	0,0038	0,0828	0,0978
Características do Domicílio									
Condição domicílio	Própria	80,11		0,7866	0,8156	76,42		0,7476	0,7807
	Alugada	19,88	0,0073	0,1843	0,2133	23,57	0,0084	0,2192	0,2523
Casa	Tijolo	91,32		0,8945	0,9318	93,29		0,9159	0,9499
	Outro	8,67	0,0095	0,0681	0,1054	6,70	0,0086	0,0500	0,0840
Casa 1	Telha	94,90		0,9335	0,9646	93,01		0,9163	0,9440
	Outro	5,09	0,0079	0,0353	0,0664	6,98	0,0070	0,0559	0,0836
Água	Abastecido	65,80		0,6286	0,6875	79,80		0,7724	0,8236
	Não abastecido	0,3419	0,0150	0,3124	0,3713	20,19	0,0130	0,1763	0,2275
Lixo	Coletado	0,5376		0,5025	0,5728	69,54		0,6603	0,7306
	Não coletado	0,4623	0,0179	0,4271	0,4974	30,45	0,0178	0,2693	0,3396
Esgoto	Abastecido	0,2242		0,1968	0,2517	24,21		0,2134	0,2707
	Não abastecido	0,7757	0,0139	0,7482	0,8031	75,78	0,0146	0,7292	0,7865
Luz	Abastecido	0,9322		0,9146	0,9498	96,18		0,9477	0,9759
	Não abastecido	0,0677	0,0089	0,0501	0,0853	3,81	0,0071	0,0240	0,0522

Tabela 21, Continuação

Variáveis	Beneficiários do PBF			Não Beneficiários do PBF					
	Proporção	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança	Proporção	Erro-padrão linearizado	Intervalo de confiança			
	(%)		95%	(%)		-95%			
Características da Localização do Domicílio									
Rural/ Urbano	Área urbana	0,6370	0,0155	0,6066	0,6675	79,27	0,0157	0,7619	0,8235
	Área rural	0,3629		0,3324	0,3933	20,72		0,1764	0,2380
Maranhão	Reside no Maranhão	13,01	0,0179	0,0948	0,1653	10,55	0,0091	0,0877	0,1234
Piauí	Reside no Piauí	5,87	0,0067	0,0455	0,0720	4,87	0,0042	0,0403	0,0570
Ceará	Reside no Ceará	17,53	0,0136	0,1484	0,2021	14,62	0,0065	0,1333	0,1591
Paraíba	Reside na Paraíba	7,79	0,0137	0,0508	0,1050	5,70	0,0045	0,0481	0,0659
Rio G do Norte	Reside no R G do Norte	5,44	0,0110	0,0326	0,0762	6,33	0,0056	0,0523	0,0743
Sergipe	Reside em Sergipe	2,96	0,0034	0,0227	0,0364	4,73	0,0055	0,0364	0,0582
Alagoas	Reside em Alagoas	6,61	0,0080	0,0503	0,0819	6,71	0,0072	0,0530	0,0813
Bahia	Reside na Bahia	25,54	0,0169	0,2222	0,2886	28,10	0,0097	0,2619	0,3002

Fonte: Resultado da pesquisa.

Sobre as características físicas dos domicílios, nota-se que a ocorrência de construções de tijolo e cobertura de telha como materiais predominantes é a mais comum. Os domicílios são próprios para 80% dos beneficiários e para 76% dos não-beneficiários. As estatísticas indicam, para as variáveis relativas às condições dos domicílios, que em geral, os beneficiários são bem atendidos pelos serviços ofertados (*água*, 65%; *lixo*, 53%; *luz*, 93%), exceção feita para a variável *esgoto* que atende 22% dos beneficiários e 24% dos não-beneficiários. Para finalizar, destaca-se que 63% dos beneficiários residem no meio urbano e somente 36% residem no meio rural.

Em geral, as características das famílias que pertencem ao grupo de renda até R\$ 300,00 são melhores do que as da amostra até R\$ 100,00, como era de se esperar. Notou-se que, em geral, os resultados para a amostra do Brasil foram

melhores do que para a amostra do Nordeste. Este fato apenas corrobora as diferenças que ocorrem no país em relação à situação socioeconômica. Verificou-se ainda que nos dois grupos de renda analisados, há uma proximidade nos valores apresentados para as duas amostras, de tratados e controles, o que é importante para que o pareamento entre as duas amostras seja bem feito e possa gerar resultados robustos.

5.3.2 Cálculo do escore de propensão para o Nordeste

Conforme já especificado no tópico 5.2.2, o emparelhamento entre beneficiários e não-beneficiários é feito utilizando um método não experimental, o *matching*, com o qual se identifica um grupo de controle, que, mediante as características observáveis, seja o mais próximo possível do grupo de tratados. Da mesma forma que no tópico supracitado, esta comparação é feita por meio da estimação dos escores de propensão, calculados mediante um modelo logit, uma vez que não se conhece antecipadamente o valor dos escores de propensão.

As variáveis explicativas utilizadas para este cálculo são as mesmas utilizadas para calcular o escore de propensão para o Brasil, excluídas as variáveis *dummies* que designavam região e acrescentadas oito *dummies* para estado: Maranhão, (*ma*), Piauí (*pi*), Ceará (*ce*), Rio Grande do Norte (*rn*), Paraíba (*pb*), Alagoas (*al*), Sergipe (*se*), Bahia (*ba*), e Pernambuco (*pe*) como categoria de base.

A variável dependente ou tratamento é a *dummy Bolfam*, (Bolsa-Família), que apresenta valor 1 para famílias que receberam o tratamento e 0 para as famílias que não são beneficiárias do PBF. Os modelos foram estimados com 26 variáveis, tanto o grupo de famílias com renda de até R\$ 100,00 quanto para aquelas de renda até R\$ 300,00 *per capita*. Na Tabela 22 são apresentados os valores dos coeficientes das variáveis explicativas estimados pelo modelo logit para o grupo de renda de R\$ 100,00.

Tabela 22 - Estimativas do modelo logit para o grupo de famílias com renda *per capita* líquida das transferências até R\$ 100,00, Nordeste, 2006

Variável	Coefficiente	Erro-padrão linearizado	t	p	Intervalo de confiança	
Raça	-0,0088ns	0,0390	-0,23	0,821	-0,0853	0,0677
Ocup	0,0599 ns	0,0374	1,60	0,109	-0,0134	0,1333
Anoestudo	-0,1788*	0,0333	-5,36	0,000	-0,2442	-0,1134
Criança	0,3725*	0,0144	25,77	0,000	0,3442	0,4009
Tipofam	-0,1755*	0,0515	-3,40	0,001	-0,2766	-0,0743
Tipofam1	-0,0480 ns	0,0563	-0,85	0,393	-0,1585	0,0623
Tipofam2	-0,1260*	0,0480	-2,63	0,009	-0,2201	-0,0319
Tipofam3	-0,8505*	0,0819	-10,38	0,000	-1,0112	-0,6899
Tamfam	0,0504*	0,0091	5,50	0,000	0,0324	0,0683
Renliq	-0,001**	0,0005	-2,04	0,042	-0,0021	-0,0000
Conddomi	0,2307*	0,039	5,84	0,000	0,1533	0,3081
Casa	0,0266 ns	0,0873	0,30	0,760	-0,1445	0,1978
Casa1	0,7412*	0,0677	10,95	0,000	0,6085	0,8739
Água	-0,1919*	0,0471	-4,07	0,000	-0,2843	-0,0995
Lixo	0,1044 *	0,0395	2,64	0,008	0,0270	0,1818
Esgoto	-0,1115*	0,0399	-2,79	0,005	-0,1899	-0,0331
Luz	-0,0011 ns	0,1295	-0,01	0,993	-0,2549	0,2527
Rurbano	-0,4110 *	0,0499	-8,23	0,000	-0,5088	-0,3131
Ma	-0,1558 ***	0,0841	-1,85	0,064	-0,3207	0,0090
Pi	0,0366 ns	0,1018	0,36	0,719	-0,1630	0,2363
Ce	0,4061 *	0,0504	8,05	0,000	0,3072	0,5049
Pb	0,9574 *	0,0817	11,72	0,000	0,7972	1,1175
Rn	0,1997 **	0,0786	2,54	0,011	0,0455	0,3539
Se	-0,1110 ns	0,0795	-1,40	0,163	-0,2670	0,0448
Al	-0,1276***	0,0721	-1,77	0,077	-0,2690	0,0137
Ba	0,0979 **	0,0471	2,08	0,038	0,0056	0,1902
Constante	-0,8942 *	0,1766	-5,06	0,000	-1,2404	-0,5481

Fonte: Resultados da pesquisa.

*, ** e *** significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Ns não significativo.

Variáveis: raça, ocupação, quantidade de anos de estudo, crianças na família, tipo de família, tamanho da família, renda líquida das transferências governamentais, condição do domicílio, casa de tijolo, casa coberta de telha, água encanada, coleta de lixo, esgoto sanitário, energia elétrica, localização do domicílio, domicílio localizado no Maranhão, Piauí, Ceará, Paraíba, Rio Grande do Norte, Sergipe, Alagoas, Bahia.

Na estimação do modelo para o Brasil não foram consideradas para estimação as variáveis *ocupadulto* e *ocupformal*, devido à presença de multicolinearidade perfeita. As variáveis *raça*, *ocup*, *tipofam1*, *casa*, *lixo*, *esgoto* e *luz* não se apresentaram estatisticamente significativas. Todas as outras variáveis foram significativas em 1%, 5% e 10%.

Em geral, as variáveis apresentaram sinal esperado. A interpretação dos coeficientes sugere que as famílias com maior nível educacional no agregado familiar têm menos chances de serem beneficiárias do PBF. Da mesma forma, as famílias representadas pelas variáveis *tipofam*, *tipofam2*, *tipofam3* têm menos chances de serem beneficiárias do PBF do que as famílias representadas pela

variável *família* (categoria de base). A mesma situação foi diagnosticada na estimação do modelo para o Brasil, na mesma faixa de renda.

Observa-se que aumentos na renda assim como aumentos no acesso a serviço de água e esgoto diminuem as chances de ser beneficiário do PBF. As famílias residentes no meio rural no Maranhão e em Alagoas têm menos chances do que as famílias que residem, no meio urbano em Pernambuco, de serem beneficiárias do PBF. Verificando a estatística descritiva, percebe-se que o estado de Pernambuco (categoria de base) possui proporcionalmente mais famílias beneficiárias do PBF do que o Maranhão, o que justifica o sinal deste coeficiente.

As chances de serem eleitos ao Programa Bolsa-Família aumentam quando existem crianças na família e famílias que têm maior agregado familiar. Residentes em domicílios próprios, com casas cujo material predominante na cobertura são telhas e com coleta de lixo também são mais propensos a serem beneficiários do PBF. Além disso, as famílias que residem no Ceará, Paraíba, Rio grande do Norte e Bahia se mostraram com mais chances de serem selecionadas a participar do programa do que as famílias residentes em Pernambuco, que é a categoria de base.

Quando se analisa o grupo de renda até R\$ 300,00 (Tabela 23), verifica-se que o modelo estimado, com 26 variáveis, apresentou nove variáveis não significativas ou sem influência sobre a participação das famílias no PBF.

O sinal apresentado pelas variáveis está de acordo com o esperado. As famílias com pessoas ocupadas têm maiores chances de serem beneficiárias do PBF, e essas chances aumentam com a presença de crianças e para as famílias maiores. As famílias representadas pelas variáveis *tipofam*, *tipofam1*, *tipofam2* e *tipofam3* têm menos chance em relação às famílias formadas por casais com filhos menores de 14 anos de serem beneficiários do PBF.

Tabela 23- Estimativas do modelo logit para o grupo de famílias com renda *percapita* líquida das transferências de até R\$ 300,00 Nordeste, 2006

Variável	Coefficiente	Erro-padrão linearizado	t	p	Intervalo de confiança	
Ocup	0,1546*	0,0249	6,2100	0,000	0,1058	0,2035
Anoestudo	-0,2283*	0,0286	-7,9800	0,000	-0,2844	-0,1722
Raça	-0,1115*	0,0372	-3,0000	0,003	-0,1845	-0,0386
Criança	0,3279*	0,0247	13,2700	0,000	0,2794	0,3764
Tipofam	-0,2206*	0,0602	-3,6600	0,000	-0,3387	-0,1025
Tipofam1	-0,1693**	0,0720	-2,3500	0,019	-0,3106	-0,0281
Tipofam2	-0,1424**	0,0612	-2,3300	0,020	-0,2624	-0,0224
Tipofam3	-0,7977*	0,0862	-9,2600	0,000	-0,9667	-0,6286
Tamfam	0,1115*	0,0162	6,8900	0,000	0,0798	0,1432
Renliq	-0,0061*	0,0003	-19,6100	0,000	-0,0067	-0,0055
Conddomi	0,2069*	0,0514	4,0200	0,000	0,1060	0,3078
Casa	0,0536ns	0,2289	0,2300	0,815	-0,3956	0,5027
Casa1	0,6997*	0,1004	6,9700	0,000	0,5028	0,8966
Água	-0,2582*	0,0801	-3,2200	0,001	-0,4154	-0,1010
Lixo	-0,0093ns	0,0619	-0,1500	0,880	-0,1307	0,1121
Esgoto	-0,1119***	0,0577	-1,9400	0,053	-0,2251	0,0013
Luz	0,1987ns	0,2268	0,8800	0,381	-0,2462	0,6437
Rurbano	-0,2047*	0,0779	-2,6300	0,009	-0,3576	-0,0519
Ma	0,2565ns	0,1658	1,5500	0,122	-0,0688	0,5819
Pi	0,1122ns	0,1211	0,9300	0,355	-0,1254	0,3497
Ce	0,3816*	0,0756	5,0500	0,000	0,2333	0,5299
Rn	0,0592ns	0,1193	0,5000	0,620	-0,1749	0,2932
Pb	0,6217*	0,1275	4,8800	0,000	0,3716	0,8719
Al	-0,0799ns	0,1470	-0,5400	0,587	-0,3684	0,2087
Se	-0,2582*	0,0989	-2,6100	0,009	-0,4522	-0,0641
Ba	0,1075ns	0,0915	1,1700	0,241	-0,0721	0,2871
Constante	-0,9505*	0,3083	-3,0800	0,002	-1,5554	-0,3456

Fonte: Resultados da pesquisa.

*, ** e *** significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Ns não significativo.

Variáveis: raça, ocupação, quantidade de anos de estudo, crianças na família, tipo de família, tamanho da família, renda líquida das transferências governamentais, condição do domicílio, casa de tijolo, casa coberta de telha, água encanada, coleta de lixo, esgoto sanitário, energia elétrica, localização do domicílio, domicílio localizado no Maranhão, Piauí, Ceará, Paraíba, Rio Grande do Norte, Sergipe, Alagoas, Bahia.

A variável raça, que apresentou sinal negativo, indica que os negros têm menos chances de serem beneficiários do PBF, fato semelhante ao já observado para a amostra do Brasil. Aumentos no nível educacional bem como aumentos na renda também diminuem as chances de uma família se tornar beneficiária do PBF. Famílias com domicílios próprios e com boa infraestrutura, representada pela variável *casal*, são mais propensas a serem beneficiárias do PBF. No entanto, as famílias do meio rural e as famílias abastecidas com água e esgoto

tiveram menos chances de serem beneficiárias do PBF. Já as famílias residentes no Ceará, Paraíba e Bahia, são, em relação às famílias residentes no Pernambuco, mais suscetíveis a serem beneficiárias do PBF.

Observa-se, tanto para o grupo de renda até R\$ 100,00 quanto para o de até R\$ 300,00, que as variáveis que influenciaram positivamente o acesso ao programa, foram *criança*, *tamfam*, *conddomi*, *casal*, *ce*, *pb* e *rn*.

5.3.3 Qualidade dos pareamentos

Neste tópico pretende-se verificar se o pareamento foi bem feito, ou seja, se os resultados podem ser considerados robustos. Primeiro, verifica-se se ocorreu redução do viés. Na Tabela 24 podem ser observadas as médias para as covariáveis antes e depois do pareamento e o percentual de redução do viés, para o grupo de renda de até R\$ 100,00.

Tabela 24 - Análise do viés padronizado para a amostra de indivíduos pareados e não pareado, grupo de renda de até R\$ 100,00, Nordeste, 2006

Variável	Amostra	Média		Redução do viés
		Tratados	Controles	
Educação	Não Pareados	0.4063	0.5072	64.4
	Pareados	0.3558	0.3198	
Raça	Não Pareados	0.2218	0.2246	(-339)
	Pareados	0.2286	0.2410	
Ocupação	Não Pareados	0.2913	0.2639	(-189.1)
	Pareados	0.1523	0.2316	
Criança	Não Pareados	2.4436	1.5359	97.3
	Pareados	2.9118	2.8872	
Tipo família	Não Pareados	0.0985	0.1397	92.2
	Pareados	0.0665	0.0633	
Tipo família 1	Não Pareados	0.0871	0.1161	87.2
	Pareados	0.0798	0.0835	
Tipo família 2	Não Pareados	0.1331	0.1414	(-281.3)
	Pareados	0.1550	0.1234	
Tipo família 3	Não Pareados	0.0228	0.0768	93.6
	Pareados	0.0283	0.0249	
Tamanho família	Não Pareados	5.8874	4.9931	98.3
	Pareados	5.8950	5.9106	
Renda líquida	Não Pareados	51.5290	54.5890	(-110.7)
	Pareados	51.9010	45.4550	

Tabela 24, Continuação

Variável	Amostra	Média		Redução do viés
		Tratados	Controles	
Condição domicílio	Não Pareados	0.7950	0.7570	70.2
	Pareados	0.8051	0.7938	
Casa	Não Pareados	0.9117	0.9290	38.8
	Pareados	0.9539	0.9645	
Casa 1	Não Pareados	0.9497	0.8892	83.7
	Pareados	0.9628	0.9529	
Água	Não Pareados	0.6352	0.7604	86.4
	Pareados	0.7554	0.7724	
Lixo	Não Pareados	0.5025	0.5982	32.8
	Pareados	0.5767	0.6410	
Esgoto	Não Pareados	0.2308	0.3143	97.3
	Pareados	0.2257	0.2279	
Luz	Não Pareados	0.9269	0.9510	50.9
	Pareados	0.9744	0.9862	
Rural/urbano	Não Pareados	0.6148	0.7725	77.8
	Pareados	0.7041	0.7391	
Maranhão	Não Pareados	0.0724	0.0711	(-452.4)
	Pareados	0.0441	0.0372	
Piauí	Não Pareados	0.0491	0.0376	53.2
	Pareados	0.0355	0.0301	
Ceará	Não Pareados	0.2041	0.1720	88.5
	Pareados	0.2153	0.2116	
Paraíba	Não Pareados	0.0705	0.0321	100
	Pareados	0.0769	0.0769	
Rio Grande do Norte	Não Pareados	0.0491	0.0439	(-297.5)
	Pareados	0.0498	0.0705	
Sergipe	Não Pareados	0.0383	0.0498	52.7
	Pareados	0.0503	0.0557	
Alagoas	Não Pareados	0.0662	0.0660	(-2804.9)
	Pareados	0.0643	0.0609	
Bahia	Não Pareados	0.2656	0.3018	45.6
	Pareados	0.2685	0.2488	
Resumo		Pseudo R2	LR Chi2	P
	Não Pareados	0.099	2416.39	0.000
	Pareados	0.025	279.55	0.000

Fonte: Resultados da pesquisa.

A maioria das variáveis teve redução significativa do viés padronizado, exceção feita para as variáveis *raça*, *ocup*, *tipofam2*, *renliq*, *ma*, *rn* e *al*. Já para grupo de renda de até R\$ 300,00, as variáveis *ocup*, *tipofam1*, *rn* e *al* não tiveram redução do viés (Tabela 25).

Tabela 25- Análise do viés padronizado para a amostra de indivíduos pareados e não pareado, grupo de renda de R\$ 300,00, Nordeste, 2006.

Variável	Amostra	Média		Redução do viés
		Tratados	Controles	
Educação	Não Pareados	0,3474	0,3636	(-58,6)
	Pareados	0,1352	0,1608	
Raça	Não Pareados	0,4605	0,5925	86,3
	Pareados	0,3923	0,3741	
Ocupação	Não Pareados	0,2301	0,2615	93
	Pareados	0,2374	0,2352	
Criança	Não Pareados	2,0715	1,1066	98,3
	Pareados	2,6565	2,6406	
Tipo família	Não Pareados	0,1539	0,2404	87,7
	Pareados	0,0903	0,0797	
Tipo família 1	Não Pareados	0,0676	0,0626	(-83,5)
	Pareados	0,0686	0,0778	
Tipo família 2	Não Pareados	0,1468	0,1816	64,9
	Pareados	0,1563	0,1441	
Tipo família 3	Não Pareados	0,0308	0,0916	99,2
	Pareados	0,0320	0,0325	
Tamanho família	Não Pareados	5,6101	4,4973	92,5
	Pareados	5,6449	5,7281	
Renda líquida	Não Pareados	99,1300	153,9600	92
	Pareados	92,0410	87,6770	
Condição domicílio	Não Pareados	0,8009	0,7774	69,5
	Pareados	0,8047	0,7975	
Casa	Não Pareados	0,9318	0,9627	83,3
	Pareados	0,9639	0,9691	
Casa 1	Não Pareados	0,9458	0,8633	90
	Pareados	0,9542	0,9459	
Água	Não Pareados	0,6987	0,8449	77,3
	Pareados	0,7875	0,8206	
Lixo	Não Pareados	0,5668	0,6844	84,4
	Pareados	0,6198	0,6381	
Esgoto	Não Pareados	0,2579	0,3769	84,5
	Pareados	0,2483	0,2668	
Luz	Não Pareados	0,9454	0,9726	88,5
	Pareados	0,9809	0,9841	
Rural/urbano	Não Pareados	0,6848	0,8358	73,8
	Pareados	0,7473	0,7868	
Maranhão	Não Pareados	0,0681	0,0478	69,2
	Pareados	0,0511	0,0449	
Piauí	Não Pareados	0,0494	0,0354	56,5
	Pareados	0,0369	0,0430	
Ceará	Não Pareados	0,2142	0,1832	91,9
	Pareados	0,2219	0,2194	

Tabela 25, Continuação

Variável	Amostra	Média		Redução do viés
		Tratados	Controles	
Paraíba	Não Pareados	0,0502	0,0506	(-2,06)
	Pareados	0,0508	0,0591	
Rio Grande do Norte	Não Pareados	0,0734	0,0464	6,7
	Pareados	0,0788	0,0536	
Sergipe	Não Pareados	0,0600	0,0527	(-50)
	Pareados	0,0608	0,0499	
Alagoas	Não Pareados	0,0371	0,0512	81,2
	Pareados	0,0444	0,0417	
Bahia	Não Pareados	0,2655	0,3038	85,7
	Pareados	0,2672	0,2618	
		Pseudo R2	LR Chi2	P
Resumo	Não Pareados	0.163	10511.41	0.000
	Pareados	0.010	184.11	0.000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Além da redução do viés, pode-se verificar para os dois grupos de renda que ocorreu significativa redução do parâmetro *Pseudo R2*, o que indica que os regressores selecionados no modelo de fato explicam a probabilidade de participação no Programa Bolsa-Família. Vale lembrar que tais metodologias não estipularam limites para a redução do viés, no entanto, autores têm considerado que uma redução de 50% seja um indicativo de que o modelo está bem balanceado.

5.3.4 Efeito do Programa Bolsa-Família sobre o trabalho infantil no Nordeste

Neste tópico, são apresentados os resultados do modelo efeito de tratamento com propensity score para os resultados de interesse sobre o Nordeste: trabalho infantil (*trabinfantil*), trabalho infantil doméstico (*trabinfdom*), trabalho infantil negros (*trabinfnegros*), trabalho infantil meninas (*trabinfmeninas*).

Para chegar aos resultados apresentados nesta seção, foram testados alguns algoritmos de pareamento. Diferentemente do que ocorreu na análise feita para o Brasil, nem todos os algoritmos se mostraram significativos, mas, para

seguir um padrão, selecionou-se o mesmo algoritmo apresentado para o Brasil, que foi o método do *vizinho mais próximo*, tanto para as famílias com renda de até R\$ 100,00 (Tabela 26), quanto para renda até R\$ 300,00 (Tabela 27). Os resultados dos outros algoritmos testados estão nos Apêndices E e F.

Tabela 26 - Efeito de tratamento médio sobre o tratado para as variáveis trabalho infantil (*trabainfantil*), trabalho infantil de meninas (*trabinfmeninas*), trabalho infantil de negros (*trabinfnegros*) e trabalho infantil doméstico (*trabinfdom*), grupo de famílias com renda R\$ 100,00, Nordeste, ano de 2006

Variável de Resposta	Tratamento	Controle	Estimador do ATT (Vizinho mais Próximo)
<i>Trabainfantil</i>	0,1522	0,2315	-0,0793 (-4.23)*
<i>Trabinfmeninas</i>	0,0943	0,1358	-0,0415 (-1.95)**
<i>Trabinfnegros</i>	0,1433	0,2432	-0,0998 (-2.64)8
<i>Trabinfdom</i>	0,2015	0,0581	0,1434 (3.61)*

Fonte: Resultados da pesquisa.

*, ** e *** significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Ns não significativo.

Os resultados obtidos na estimação do ATT para o Nordeste foram muito semelhantes aos resultados estimados para o Brasil em termos de sinal, significância e magnitude dos coeficientes. A única ressalva aplica-se à significância do resultado *trabinfmeninas*, que não foi significativo a 10%.

A estimação do ATT para a variável *trabainfantil* aponta para uma redução do trabalho infantil no Nordeste em até 7,9%. Este percentual mostra que o PBF é eficaz para a redução do trabalho infantil no Nordeste. Já quando se analisa especificamente a variável *trabinfnegros*, nota-se que o PBF foi capaz de reduzir em quase 10% o trabalho infantil para as crianças negras.

Assim como na análise feita para o Brasil, o PBF não conseguiu reduzir o trabalho infantil doméstico, pelo contrário, o que se observa é que o coeficiente estimado ATT elevou em 14,34% este tipo de trabalho.

Para o grupo de famílias com renda de até R\$ 300,00, valores estimados do ATT são mostrados na Tabela 27. Os resultados indicam que o PBF não teve qualquer influência sobre o trabalho infantil de meninas e negros.

Tabela 27- Efeito de tratamento médio sobre o tratado para as variáveis trabalho infantil (*trabainfantil*), trabalho infantil de meninas (*trabinfmeninas*), trabalho infantil de negros (*trabinfnegros*) e trabalho infantil doméstico (*trabinfdom*), grupo de famílias com renda R\$ 300,00, Nordeste, ano de 2006

	Tratamento	Controle	Estimador do ATT (Vizinho mais Próximo)
<i>Trabainfantil</i>	0,1351	0,1608	-0,0256 (-2,42)**
<i>Trabinfmeninas</i>	0,0857	0,1047	-0,0190 (-1,54)ns
<i>Trabinfnegros</i>	0,1310	0,1606	-0,0296 (-1,43)ns
<i>Trabinfdom</i>	0,1519	0,0745	0,0774 (2,91)*

Fonte: Resultados da pesquisa.

Houve redução do trabalho infantil (*trabainfantil*) em 2,56%, mostrando que mesmo não sendo este o foco central do programa, há um efeito indireto sobre esta questão. O mesmo fato foi percebido por Ferro e Kassouf (2003) analisando o PBE. Por outro lado, constata-se que o trabalho infantil doméstico, mesmo na presença do PBF, não se reduziu e, de acordo com coeficiente estimado, apresentou elevação de 7,74%.

Em geral, as estimativas mostraram que houve redução do trabalho infantil no Nordeste. Dados do IBGE para o ano de 2008 acusam uma redução desta atividade em todo o país, no entanto, o Nordeste brasileiro continua com a maior concentração de crianças trabalhando (IBGE, 2009). Registravam-se ainda 4,5 milhões de pessoas com idade entre 5 a 17 anos ocupadas. A região Nordeste apresentava a maior proporção de pessoas de 5 a 17 anos de idade ocupadas, 12,3% (1,7 milhão) e a Sudeste, a menor, 7,9% (1,3 milhão). A implantação do PBF pode ser uma das causas da diminuição do trabalho infantil, conforme mostram os resultados obtidos nesta pesquisa.

Nota-se, porém, que o trabalho infantil doméstico não apresentou redução, pelo contrário, registrou aumento para as duas faixas de renda estudadas. Este fato pode ser atribuído à ausência e dificuldade de fiscalização nesta categoria de emprego. Mesmo sendo considerada umas das piores formas de trabalho infantil, a atividade doméstica está presente em todo o Brasil (OIT, 2004).

Considerando-se que ocorreu redução do trabalho infantil em geral, que diminuiu o número de meninas e negros trabalhando e que somente o trabalho doméstico não registrou melhora frente ao benefício do PBF, é importante a focalização de políticas públicas específicas para este tipo de ocupação visando à diminuição e posterior erradicação deste tipo de atividade.

Uma comparação entre os efeitos do PBF sobre o trabalho infantil no Brasil e no Nordeste possibilita fazer algumas pontuações. O Nordeste, região que juntamente com a sudeste possui o maior número de crianças em atividades laborais, conseguiu reduzir mais que o Brasil a quantidade de crianças trabalhando nas famílias que têm renda mensal de até R\$ 100,00 *per capita*. A redução também foi maior para a variável *trabinfnegros*. Porém, para o *trabinfdom*, o PBF não conseguiu reduzir o trabalho infantil, e no Nordeste, a situação foi pior que no Brasil.

No grupo de renda de até R\$ 300,00, a situação se inverte, tendo o Nordeste reduzido menos o trabalho infantil em relação ao Brasil, com aumento registrado para o trabalho doméstico maior que o aumento calculado para o Brasil.

A diferença de resultados entre as duas análises propostas mais uma vez aponta que as políticas para diminuição e conseqüente erradicação do trabalho infantil devem visar a características específicas dos estados e das regiões do Brasil, em razão de haver uma heterogeneidade nos determinantes do trabalho infantil. Atenção especial deve ser despendida ao trabalho doméstico, dado que há uma escassez de políticas e estudos sobre este problema.

Deve-se ressaltar o efeito na diminuição do trabalho infantil que o Programa Bolsa-Família promoveu e considerar esta política um dos pilares no processo de erradicação do trabalho infantil, sendo para isso necessário ainda um aprimoramento dos mecanismos de fiscalização, das medidas socioeducativas e de atividades complementares para as crianças beneficiadas objetivando a retirada das crianças da situação de trabalho.

5.3.5 Análise de sensibilidade para o efeito do tratamento médio

A Tabela 28 traz os resultados da análise de sensibilidade para os dois grupos de renda. Para o grupo de renda de até R\$ 100,00, as variáveis não se tornaram insignificantes estatisticamente mesmo com os menores valores de gama em nenhuma das variáveis de resultado, indicando que elas são robustas ou que não existem variáveis ocultas que prejudiquem sistematicamente a interpretação dos resultados.

Tabela 28 - Limites de Rosembaum para as variáveis de interesse contemplando os dois níveis de renda, Nordeste, ano de 2006

Variáveis	Γ	Renda R\$ 100,00 p-crítico*	Renda R\$ 300,00 p-crítico*
Trabalho infantil	1	0	0,0601
	1,1	< 0,0001	0,3901
	1,2	< 0,0001	0,2093
	1,3	< 0,0001	0,0301
	1,4	< 0,0001	0,0020
	1,5	0	0,0000
Trabalho infantil meninas	1	0,0015	0,5218
	1,1	0,0001	0,2362
	1,2	0	0,0770
	1,3	< 0,0001	0,0188
	1,4	< 0,0001	0,0036
	1,5	< 0,0001	0,0005
Variáveis	Γ	Renda R\$ 100,00 p-crítico*	Renda R\$ 300,00 p-crítico*
Trabalho infantil negros	1	0,0019	0,3848
	1,1	0,0003	0,4177
	1,2	0	0,2123
	1,3	< 0,0001	0,0897
	1,4	< 0,0001	0,0323
	1,5	< 0,0001	0,0101
Trabalho infantil doméstico	1	0,0015	0,0053
	1,1	0,0033	0,0151
	1,2	0,0066	0,0343
	1,3	0,0117	0,0665
	1,4	0,0191	0,113
	1,5	0,0292	0,1739

Fonte: Resultados de pesquisa.

* valores p+

Para o grupo de renda de R\$ 300,00, no entanto, os resultados não foram muito significativos para todas as variáveis de resultado. As variáveis *trabinfantil*, *trabinfmeninas* e *trabinfnegros*, por exemplo, são aparentemente menos robustas na presença de variáveis não observáveis, uma vez que apresentam valor crítico próximo da unidade ($\Gamma = 1,1$, $\Gamma = 1$ e $\Gamma = 1$, respectivamente). Já para *trabinfdom* parece mais robusta a presença de não observáveis, com um valor crítico de $\Gamma = 1,5$.

Vale lembrar, conforme esclarecido antes, que este é o pior cenário, ou seja, considerando a título de exemplificação, o valor crítico de $\Gamma = 1,1$, para a variável trabalho infantil (*trabinfantil*), não significa que o efeito que o PBF gera sobre esta variável não possa ser considerado.

Diante destes resultados, pode-se aceitar que o PBF gera um impacto positivo sobre as crianças beneficiárias em relação às não beneficiárias, uma vez que proporciona diminuição do trabalho infantil de forma geral.

6. RESUMO E CONCLUSÕES

O trabalho infantil é um problema que atinge todos os países do mundo, quer sejam desenvolvidos ou não. O Brasil, desde a década passada, vem reduzindo os números relativos a este problema tendo, porém, muito ainda por fazer. Como esta questão tem em sua gênese a pobreza, uma das medidas adotadas pelo país tem sido os sucessivos programas de transferência de renda com condicionalidades. Neste sentido, em vigor desde 2004, o Programa Bolsa-Família tenta fornecer melhores condições de vida para as famílias, condicionado, entre outros a manutenção das crianças na escola, o que potencialmente diminui o tempo que a criança dedicará à atividades laborais.

Diante desta situação, esta pesquisa buscou verificar se ocorreu redução do trabalho infantil entre as crianças pertencentes a famílias beneficiárias do Programa Bolsa-Família no Brasil e no Nordeste brasileiro. Especificamente, buscou-se analisar os determinantes do trabalho infantil e do trabalho infantil doméstico no Brasil.

Baseou-se, para tanto, na teoria da alocação familiar, na qual o tempo dos membros do domicílio é alocado de acordo com as necessidades financeiras da família, em que, dados os casos, até as crianças são arregimentadas para o trabalho ou para as atividades de estudo e trabalho, e, na avaliação de políticas públicas, uma vez que se procurou identificar como uma política pública, no caso

em questão o Programa Bolsa-Família, influencia o trabalho das crianças e adolescentes no Brasil.

A metodologia utilizada para alcançar os objetivos propostos foram duas basicamente: modelo logit multinomial, para identificação dos determinantes do trabalho infantil no Brasil e o modelo efeito de tratamento com pareamento por escore de propensão para identificar o efeito do PBF sobre o trabalho infantil. Os dados utilizados foram da PNAD – IBGE 2006, e em todas as estimações feitas foi considerado o plano amostral.

Na identificação dos determinantes do trabalho e estudo das crianças (em que foram consideradas as alternativas não estuda e não trabalha, estuda, trabalha, estuda e trabalha), entre as principais constatações tem-se que o aumento da renda ajuda a diminuir as chances de a criança somente trabalhar e aumenta as chances de somente estudar, como era de se esperar. Este resultado deixa patente que o trabalho infantil é um problema estritamente ligado as condições de vida das famílias e o combate a pobreza pode ser um meio de enfrentamento deste problema.

Verificou-se ser prática comum o exercício das duas atividades pelas crianças (estudo e trabalho). Esta situação mostra que o PBF não está efetivamente retirando as crianças do mercado de trabalho, mas colabora para reduzir as horas dedicadas ao trabalho, uma vez que as crianças estão dividindo o tempo entre as atividades estudantis e laborais.

Pode-se concluir que há ausência de fiscalização por parte dos órgãos competentes, dado que as crianças continuam trabalhando, mesmo tendo o benefício do programa bolsa-família, e este é um problema grave, uma vez que ocorre um desvio de função do programa e, principalmente, pela dupla jornada que as crianças enfrentam e que pode prejudicial às mesmas.

Já para os determinantes do trabalho doméstico, o modelo não se apresentou significativo, porém, permitiu interessante avaliação em relação aos determinantes de estudo e trabalho. Para todas as alternativas, as meninas são as mais suscetíveis a esta atividade, seja em conjunto com o estudo ou não, o que é

claramente um problema de gênero e que precisa de políticas específicas para a resolução do problema.

Na análise da influência do PBF sobre o trabalho infantil, dividiu-se a amostra em dois grupos de renda de até R\$ 100,00 e ou outro de até R\$ 300,00 e, notou-se que, em ambos os grupos, o PBF conseguiu diminuir o trabalho infantil, porém, foi ineficaz na redução do trabalho infantil doméstico. A mesma análise foi efetuada para o Nordeste e resultados bastante semelhantes foram encontrados, ou seja, diminuição do trabalho infantil e aumento do trabalho infantil doméstico. Este resultado é bastante revelador, pois permite inferir que, de fato, ocorre uma diminuição do trabalho infantil e o advento do PBF é um forte motivo para tal, porém, ainda existem situações de trabalho infantil que são obscuras e fogem do escopo desta política, exigindo portanto políticas específicas para enfrentar tal realidade.

Mesmo sendo a família o foco do programa e não somente a criança como ocorria com o PETI, o PBF favoreceu significativa redução do trabalho infantil, precisando ainda aprofundar sua gama de fiscalização de cumprimento de condicionalidades e implementação de ações complementares para que os resultados do efeito do PBF sobre o trabalho infantil sejam mais nítidos, abranja todas as formas de trabalho e beneficie todo o país.

Especial atenção deve ser dada pelos gestores do PBF à questão do trabalho infantil. Considera-se tardia a implementação do acompanhamento da condicionalidade que requer a retirada das crianças da situação de trabalho, dado que somente seis anos após a união do PETI e PBF foi implantado o Sistema de Controle e Acompanhamento das Ações Socioeducativas e de Convivência do Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (Sispeti) e ainda em fase piloto.

Para trabalhos futuros, recomenda-se que sejam verificadas a efetividade das ações complementares e das condicionalidades do PBF.

Por fim, a hipótese de trabalho, que admitia que o Programa Bolsa-Família possibilitaria a redução do número de crianças em situação de trabalho infantil, independente do gênero e da região do país onde a criança vive, foi aceita,

porém, faz-se a ressalva que o PBF não conseguiu diminuir o trabalho infantil doméstico, conforme já esclarecido.

Importante destacar que este trabalho apresentou algumas limitações. Por exemplo, para manter o maior número de amostras com características das crianças, foi necessário eliminar características dos adultos do domicílio e assim ser o mais fiel possível a informações referentes às crianças. Trabalhar com amostra complexa para o Brasil é muito difícil, e aconselha-se em trabalhos futuros a redução ao máximo do tamanho da amostra. O mesmo se aplica a utilização do método do escore de propensão. Em amostras grandes, a formação dos grupos, ao contrário do que se imaginava, inicialmente, é difícil e requer muito tempo. Além disso, uma nova especificação do modelo de determinação do trabalho infantil doméstico com certeza gerará resultados mais significativos, porém, por questão de coesão, optou-se por manter as mesmas variáveis nos dois modelos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABADIE, A.; DRUKKER D.; HERR, J. L.; IMBENS, G. W. Implementing matching estimators for average treatment effects in Stata. *The Stata Journal*. v.01, n.01, p.1-18, 2001.

ALVES, C. A.; PIRES, A. Algumas reflexões teóricas sobre os programas de transferência de renda. In: Encontro de iniciação científica da PUC, 13., 2008, Campinas. *Anais...* Campinas: 2008. np.

ANDI – Agencia de noticias dos direitos da infância. *O Brasil sem trabalho infantil doméstico: um direito de liberdade*. Disponível em: <http://www.andi.org.br/tid/principal.asp?pag=anu> . Acesso em: 29 de jul. de 2009.

ANGRIST, J. Estimating the labor market impact of voluntary military service using Social Security data on military applicants. *Econometrica*, v.66, n.2, p.249-288, 1998.

ARAÚJO, G. S. *Programa bolsa-família e o trabalho de crianças e adolescentes: limites e alcances*, 2009. 163 f. Dissertação (Mestrado em Economia) Instituto de Economia, Universidade Federal de Uberlândia – UFU, Uberlândia, 2009.

ASPECTOS complementares de educação, trabalho infantil e transferências de renda de programas sociais 2006. Rio de Janeiro: IBGE, 2007. 67 p. Acima do título: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios.

BANCO MUNDIAL. Poverty data: A supplement to World Development Indicators 2008. Washington, 2008.

BARTUS, T. *Margeff*. Instituto de Sociologia e política social. Hungria, 2008.

BASU, K.; VAN SOURCE, P. H. The Economics of Child Labor. *The American Economic Review*, v.88, n.3, p.412-427, 1998.

BECKER, G. S. A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, v. 75, n. 299, p439-517, 1965.

BECKER, S. O; CALIENDO, M. Sensitive analysis for average treatment effects. *The Stata Journal*, v.7, n.1, p.71-83, 2007. Disponível em: <http://www.stata-journal.com/article.html?article=st0121>. Acesso em: 25 de mar. de 2009.

BECKER S. O.; ICHINO, A. Estimation of average treatment effects based on propensity score. *The Stata Journal*, v.2, n.4, p.358-377, 2002. Disponível em: <http://www.sobecker.de/pscore.html>. Acesso em: 29 de jul. de 2009.

BHALOTRA, S. *Is Child Work Necessary?* Departamento de Economia Universidade de Bristol. Reino Unido, 2003 (Texto para discussão nº 03/554). Disponível em: <http://www.ecn.bris.ac.uk/www/ecsr/b/bhalotra.htm>. Acesso em 12 de fev. de 2010.

BONNET, M. Child labour in África. *International Labour Review*, v.132, p. 371-389, 1993.

BRASIL. Projeto de Lei da Câmara nº 2561, de 1992. Institui o Programa de Garantia de Renda Mínima - PGRM, e dá outras providências. *Programa de Garantia de Renda Mínima*. Disponível em: http://www.senado.gov.br/eduardosuplicy/Programa/projeto_lei.asp. Acesso em: 15 de maio de 2009.

BRASIL. Presidência da República. Trabalho infantil no Brasil: questões e políticas. Brasília, 1998. disponível em: http://www.planalto.gov.br/publi_04/COLECAO/TRABIN3.HTM. Acesso em: 05 mai. 2008.

BRASIL. LEI Nº 10.836. Brasília: 2004.

BRUSCHINI, C. Trabalho doméstico: inatividade econômica ou trabalho não – remunerado? *Revista Brasileira de Estudos da População*. São Paulo. v.23, n.02, p.331-353, 2006.

BUVINICHI, M. R. Ferramentas para o monitoramento e avaliação de programas e projetos sociais. *Cadernos de Políticas Sociais*. Série Documentos para discussão, n.10, 1999.

CACCIAMALI, M. C.; TATEL, F.; FERREIRA-BATISTA, N. Impactos do Programa Bolsa-Família Federal sobre o Trabalho Infantil e a Frequência Escolar. In: Prêmio Nacional de Estudos sobre o Bolsa-Família, 1.; 2008, Brasília. *Anais...*Brasília, 2008.

CALIENDO, Marco; KOPEINIG, Sabine. *Some practical guidance for the implementation of propensity score matching*. Bonn: IZA, 2005. (Discussion paper nº 1588).

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. New York: Cambridge University Press. 1034p., 2005.

CARDOSO, E.; SOUZA, A. P. *The impact of cash transfers on child labor and school attendance in Brazil*. Department of Economics Vanderbilt University: Working Paper n. 04-W07, 2004. Disponível em: www.vanderbilt.edu/econ. Acesso em: 12 de abr. de 2009.

CARVALHO, I. M. M. O trabalho infantil no Brasil contemporâneo. *Caderno CRH*. v. 21, n. 54, p. 551-369, 2008.

COHN, A. Políticas sociais e pobreza no Brasil. *Revista Planejamento e Políticas Públicas*. n. 12 – jun./dez. de 1995.

COHN, A. Para além da justiça distributiva. *Observatório da cidadania*. Informes temáticos. N. 4, p. 49-55, 2005.

CORSEUIL, C. et al. Decisões críticas em idades críticas: a escolha dos jovens entre estudo e trabalho no Brasil e em outros países da América Latina. *Economia Aplicada*. São Paulo: FEA-USP, v. 5, n. 4, p. 819-860, 2001.

COSTA, C; PASQUAL, M. Participação e Políticas Públicas na Segurança Alimentar e Nutricional no Brasil. In: GARCÉS, M. Goldar, M. R.; Albuquerque, M. C.; Riquelme, Q.; Bironi, T. *Democracia Y Ciudadanía En El Mercosur*. Santiago: LOM Ediciones/Programa MERCOSUR Social y Solidário, 2006. p. 319-327.

CUSTÓDIO, A. V. *A exploração do trabalho infantil doméstico no Brasil contemporâneo: limites e perspectivas para sua erradicação*, 2006. 284 f. Tese (Doutorado em Direito).- Curso de Pós-Graduação em Direito, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2006.

DIPRETE, T. A.; GANGL, M. *Assessing Bias in the Estimation of Causal Effects: Rosenbaum Bounds on Matching Estimators and Instrumental Variables Estimation with Imperfect Instruments*. Discussion paper SP I 2004-101. Berlin: WZB, 2004. Disponível em: http://www.wjh.harvard.edu/~cwinship/cfa_papers/HBprop_021204.pdf. Acesso em 5 de maio de 2009.

DUARTE, G. B; SAMPAIO, B.; SAMPAIO, Y. Impactos do programa bolsa-família sobre os gastos com alimentos de famílias rurais. In: *Fórum BNB de Desenvolvimento/Encontro Regional de Economia*, 12, 2007. Fortaleza (CE), 2007.

EMERSON, P. M.; SOUZA, A. P. *Is there a child labor trap? inter-generational persistence of child labor in Brazil*. Department of Economics Vanderbilt University: Working Paper n.02-W14, 2003.

ERSADO, L. *Child labor and school decisions in urban and rural areas: cross country evidence*. Washington: International Food Policy Research Institute. Discussion Paper n.145, 2002.

FERNANDES, R.; FELÍCIO, F. de. Impacto dos programas oficiais de transferência de renda sobre a pobreza nas unidades da federação brasileira. *Caderno Finanças Públicas*. Brasília, v.01, n.06, p.61-81, 2005.

FERRO, A. R.; KASSOUF, A. L. Avaliação do impacto dos programas de bolsa escola na incidência de trabalho infantil no Brasil. 2003. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/F32.pdf>. Acesso em: 23 de maio de 2008.

FERRO, A. R.; KASSOUF, A. L. Avaliação do impacto dos programas de bolsa escola sobre o trabalho infantil no Brasil. 2004. Disponível em: <http://www.cepea.esalq.usp.br>. Acesso em: 23 de maio de 2008.

FREY, K. Políticas públicas: um debate conceitual e reflexões referentes à prática da análise de políticas públicas no Brasil. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 21, Jun de 2000.

GANGL, M. *Rbounds*: Rosenbaum sensitivity analysis for average treatment effects on the treated. Social Science Centre Berlin, 2002.

GREENE, William H. *Econometric Analysis*. Quinta Edição. Londres: Prentice Hall, 2003.

HAAS, F.; MUNIZ, J. O.; LIMA, J. O. Brazil child and adolescent domestic work in selected years from 1992 to 1999: a national report. International Labour Organization & International Programme on the Elimination of Child Labour (IPEC). *Investigating the Worst Forms of Child Labour No. 40*. Geneva: 2003.

HECKMAN, J. J.; VYTACYL, E. J. Local instrumental variables and latent variable models for identifying and bounding treatment effects. *Proc. Natl. Acad. Sci.* v.96, n.08, p.4730-4734, 1999.

HECKMAN, J. J.; LALONDE, R. J.; SMITH, A. J. The economics and econometrics of active labor market programs. In: *Handbook of Labor Economics*, Editora: NORTH-HOLLAND, v.3A; n.01. 930p. 1999.

HECKMAN, J., ICHIMURA H., TODD P. Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training program. *Review of Economic Studies*, v.64(4), n.221, p.605-654, Out. 1997.

INSTITUTO brasileiro de geografia e estatística (IBGE). Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – Pnad, 2006, reponderados em 2009.

INSTITUTO brasileiro de geografia e estatística (IBGE). *Pesquisa nacional por amostra de domicílios: síntese de indicadores sociais – 2006*. Rio de Janeiro, 2007. 271 p.

INSTITUTO brasileiro de geografia e estatística (IBGE). *Pesquisa nacional por amostra de domicílios: síntese de indicadores sociais – 2007*. Rio de Janeiro, 2008. 334 p.

INSTITUTO brasileiro de geografia e estatística (IBGE). *Pesquisa nacional por amostra de domicílios: síntese de indicadores sociais – 2008*. Rio de Janeiro, 2009. 213 p.

INSTITUTO de estudos do trabalho e sociedade - IETS. 2008. Disponível em: http://www.iets.org.br/rubrique.php3?id_rubrique=1. Acesso em 13 de jun. de 2009.

INSTITUTO de pesquisa econômica aplicada – IPEA. 2010. Dimensão, evolução e projeção da pobreza por região e por estado no Brasil. *Nota técnica*. Rio de Janeiro, 2010.

JENSEN, P.; NIELSEN, H. S. Child labour or school attendance? Evidence from Zambia. *Journal of Population Economics*. v.01, n.10, p.407-424, 1997.

KASSOUF, A. L. O que conhecemos sobre o trabalho infantil? *Nova Economia*. Belo Horizonte, n.17. p.323-350, 2007.

KENNY, M. L. *No visible means of support: Child labor in northeast Brazil*. Human Organization, v.58, n.04, 1999.

LAVINAS, L.; VARSANO, R. *Programas de garantia de renda Mínima e ação coordenada de Combate à pobreza*. Rio de Janeiro: IPEA, 1997 (Texto para discussão nº 534)

LEITE, P. G.; SILVA, D. B. N. Análise da situação ocupacional de crianças e adolescentes nas regiões Sudeste e Nordeste do Brasil utilizando informações da PNAD 1999. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v.19, n.2, jul./dez. 2002.

LEME, M.C. da S.; WAJNMAN, S. A Alocação do Tempo dos Adolescentes Brasileiros entre o Trabalho e a Escola. ENCONTRO BRASILEIRO DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15., *Anais...* Caxambu: ABEP, 2000.

LEUVEN, E.; SIANESI, B. PSMATCH2 - *Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing*. 2003. Disponível em: <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>.

LOWI, T. J. Four Systems of Policy, Politics, and Choice. *Public Administration Review*, v.32, n.04, p.298-310, 1972.

MAGALHÃES, M. O trabalho infantil – aplicação do modelo multinomial. Labor and Demography 0505013, EconWPA, 2005. Disponível em: <http://129.3.20.41/eps/lab/papers/0505/0505013.pdf>. Acesso em: 2 de jun. de 2008.

MEAD, L. M. Public Policy: vision, potential, limits. *Policy Currents*. v.01, n.01, p.1-4, 1995.

MINISTÉRIO do desenvolvimento social e combate à fome – MDS, 2008. *Programa Bolsa-Família: milhões de famílias, milhões de oportunidades para uma vida melhor*. DF: MDS. 2008. 24 p.

MINISTÉRIO do desenvolvimento social e combate à fome – MDS, 2009. Disponível em: <http://www.mds.gov.br/bolsafamilia>. Acesso em: 20 de mar. de 2009.

MINISTÉRIO do desenvolvimento social e combate à fome - MDS. Catálogo de Indicadores de monitoramento dos programas do MDS. Júnia Valéria Quiroga da Cunha. Brasília, DF: MDS. SAGI, 2007. 224 p.

MOFFIT, R. A. *Selection bias adjustment in treatment effect models as a method of aggregation*. National Bureau of Economic Research: Cambridge, Massachusetts, 1995.

NEDER, D. H.; RIBEIRO, R.; JULIANO, A. A. Os impactos dos programas sociais sobre a segurança alimentar. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, XLV, 2007. Londrina (PR). *Anais...* Londrina, 2007. CD.

OLIVA, J. R. D. *O princípio da proteção integral e o trabalho da criança e do adolescente no Brasil*. São Paulo, LTR, 2006.

ORGANIZAÇÃO internacional do trabalho – OIT. *O trabalho infantil doméstico nas cidades de Belém, Belo Horizonte e Recife: um diagnóstico rápido*. Brasília, 2003.

ORGANIZAÇÃO internacional do trabalho – OIT. Programa Internacional para a Eliminação do Trabalho Infantil. *Relatório de Atividades 2004*. v.01.

PSACHAROPOULOS, G. Child labor versus educational attainment: some evidences from Latin America. *Journal of Population Economics*, v.04, n.10, p.377-386, 1997.

RAY, R. Analysis of Child Labor in Peru and Pakistan: A Comparative Study. *Journal of Development Economics*, Vol. 1, n. 13, pag. 3–19, 2000.

RESENDE, A. C. C. *Avaliando resultados de um programa de transferências de renda: o impacto do bolsa escola sobre os gastos das famílias brasileiras*, 2006. 127 f. Dissertação (Mestrado em Economia) Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – CEDEPLAR, Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG, Belo Horizonte, 2006.

ROSENBAUM, P. R., RUBIN D. B. The Central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, v.70, n.01, p.41-55, 1983.

ROSENZWEIG, M. R.; EVENSON, R. Fertility, Schooling, and the Economic Contribution of Children of Rural India: An Econometric Analysis. *Econometrica*, v.45, n.5, p.1065-1079, 1977.

RUA, M. G. *Avaliação da integração do programa de erradicação do trabalho infantil (PETI) ao programa bolsa-família (PBF)*. Brasília, 2007.

SABÓIA, A. L. *As meninas empregadas domésticas: uma caracterização socioeconômica*. OIT, IPEA, 2000

SANTANA, A. J. A evolução dos programas de transferência de renda e o Programa Bolsa-Família. In: Seminário População, Pobreza e Desigualdade, 2007. Belo Horizonte – MG. Disponível em: http://www.abep.nepo.unicamp.br/SeminarioPopulacaoPobrezaDesigualdade2007/docs/SemPopPob07_1019.pdf. Acesso em: 15 de abr. de 2009.

SANTOS, F. C; SOUZA, A. P. F. A redução do trabalho infantil e o aumento da frequência escolar na década de 90 no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 2007. Disponível em: anpec.org.br/encontro2007/artigos/AO7A129.pdf. Acesso em 04 de maio de 2010.

SCHWARTZMAN, S. *Vantagens e desvantagens das linhas de pobreza*. Disponível em: <http://www.schwartzman.org.br/simon/linhas.htm>. Acesso em: 24 de maio de 2009.

SIANESI, B. An Evaluation of the Active Labour Market Programmes in Sweden. *The Review of Economics and Statistics*, v.01, n.86, p.133-155, 2004.

SILVA, I. C. *Programa de Transferência de Renda Condicionado: Bolsa-Escola - o resgate da cidadania através da educação*, 2004. 198p. Dissertação. Universidade Federal do Paraná – UFPR, 2004.

SILVA, N. D. V.; KASSOUF, A. L. A exclusão social dos jovens no mercado de trabalho brasileiro. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v.19, n.2, jul./dez. 2002.

[SILVA, P. L. N.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F.](#) Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. *Ciênc. saúde coletiva*, 2002, vol.7, no.4, p.659-670.

SILVA, N. J. R. da.; BEURET, J. E. MILOLASEK, O. FONTENELLE, G. DABBADIE, L. MARTINS, M. I. E. G. Modelo teórico de análise de políticas públicas e desenvolvimento: um exemplo de aplicação na piscicultura. *Rev. de Economia Agrícola*, São Paulo, v.54, n.02, p.43-66, 2007.

SOARES, S.; PIANTO, D. M. *Metodologia e resultados da avaliação do programa de erradicação do trabalho infantil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2003. Texto para discussão, 994.

SOUZA, C. Políticas Públicas: uma revisão da literatura. *Sociologias*, Porto Alegre. v.08 n.16, p.20-45, 2006.

SOUZA, N. R; LORETO, M. D. S; SILVA, A. E. H. Impactos do programa de erradicação do trabalho infantil na vida das crianças/adolescentes do município de Boquim – Sergipe: uma análise discursiva e perceptiva. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ASSISTENTES SOCIAIS, 10., 1999, Rio de Janeiro/RJ. *Resumos...* Rio de Janeiro/RJ: CFESS/CRESS 7ºR/ABEPSS/ ENESSO, 1999. v. 01. p. CO035-CO035.

TAVARES, P. A. Efeito do Programa Bolsa-Família sobre a oferta de trabalho das mães. In: SEMINÁRIO SOBRE ECONOMIA MINEIRA – ECONOMIA, HISTÓRIA, DEMOGRAFIA E POLÍTICAS PÚBLICAS, 13., 2008. Diamantina (MG). *Anais...* Diamantina, 2008.

TAVARES, P. A.; PAZELLO, E. T. Uma avaliação do programa bolsa escola federal: focalização e impacto na distribuição de renda e pobreza. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15., 2006. Caxambu (MG). *Anais...* Caxambu: ABEP, 2006. CD.

TOMÁS, M. C. Renda de não trabalho e alocação do tempo de crianças e jovens: uma análise para 2003. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15., 2006. Caxambu (MG). *Anais...* Caxambu: ABEP, 2006. CD.

UNESC. Causas, mitos e consequências do trabalho infantil no Brasil. In: *Revista de Iniciação Científica*, São Paulo, v. 6, n. 1, 2008.

VILANI, J. A. S. A questão do trabalho infantil: mitos e verdades. *Inclusão Social*, Brasília, v. 2, n. 1, p. 83-92, 2007

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press: Cambridge, Massachusetts. 735p., 2002.

APÊNDICE

Apêndice A – Teste de Wald para verificar efeito das variáveis explicativas sobre a variável dependente. Modelo Logit Multinomial de determinação do trabalho infantil Brasil, 2006

Variáveis	Valor Calculado F(3, 3605)	Prob>F
Lrenda	29,16	0,0000
Bolfam	21,46	0,0000
Educação	75,24	0,0000
Sexo da criança	99,89	0,0000
Raça da criança	1,52	0,2071
Tipo família	25,10	0,0000
Tipo família 1	2,03	0,1072
Tamanho da família	11,03	0,0000
Local de moradia	153,33	0,0000
Sul	19,63	0,0000
Centro – Oeste	3,53	0,0142
Norte	10,52	0,0000
Nordeste	24,26	0,0000

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Apêndice B – Teste de Wald para verificar efeito das variáveis explicativas sobre a variável dependente. Modelo Logit Multinomial de determinação do trabalho infantil doméstico no Brasil, 2006

Variáveis	Valor Calculado F(3, 827)	Prob>F
Lrenda	9,97	0,0000
Bolfam	1,75	0,1548
Educação	0,84	0,4718
Sexo da criança	74,54	0,0000
Raça da criança	0,94	0,4225
Tipo família	1,81	0,1444
Tipo família 1	1,48	0,2175
Tamanho da família	2,01	0,1103
Local de moradia	0,77	0,5101
Sul	2,81	0,0386
Centro – Oeste	4,80	0,0025
Norte	0,66	0,5784
Nordeste	0,18	0,9103

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Apêndice C - Efeito de tratamento médio sobre o tratado para as variáveis *trabinfantil*, *trabinfmeninas*, *trabinfnegros* e *trabinfdom*, grupo de famílias com renda R\$ 100,00, Brasil, ano de 2006

Variáveis Dependentes	Estimadores			
	Radius	Kernel	Mahalanobis	Local Linear
<i>Trabinfantil</i>	-0,056 (-7,07)*	-0,047 (-5,54)*	0,0085 (0,72)ns	-0,046 (-9,97)*
<i>Trabinfmeninas</i>	-0,087 (-17,32)8	-0,0444 (-4,01)*	0,0063 (0,47)ns	-0,0452 (-11,19)*
<i>Trabinfnegros</i>	-0,189 (-22,53)*	-0,0965 (-5,45)*	0,0041 (0,19)ns	-0,0935 (13,98)*
<i>Trabinfdom</i>	0,1224 (6,09)*	0,0901 (3,41)*	0,0860 (2,46)*	0,0969 (6,01)*

Fonte: Resultado da pesquisa.

*, ** e *** significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Ns não significativo.

Apêndice D - Efeito de tratamento médio sobre o tratado para as variáveis *trabinfantil*, *trabinfmeninas*, *trabinfnegros* e *trabinfdom*, grupo de famílias com renda R\$ 300,00, Brasil, ano de 2006

Variáveis Dependentes	Estimadores			
	Radius	Kernel	Mahalanobis	Local Linear
<i>Trabinfantil</i>	-0,0108 (-2,75)*	-0,02652 (-6,41)*	0,0037 (0,5)ns	-0,028 (-5,91)*
<i>Trabinfmeninas</i>	0,0078 (2,3)**	-0,0280 (-5,44)*	0,0020 (0,29)ns	-0,029 (-1,80)**
<i>Trabinfnegros</i>	0,0029 (0,55)ns	-0,0622 (-7,99)*	0,0075 (0,66)ns	-0,063 (-0,62)ns
<i>Trabinfdom</i>	0,0814 (5,95)*	0,0798 (4,54)*	0,0473 (1,82)***	0,078 (5,33)*

Fonte: Resultado da pesquisa.

*, ** e *** significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Ns não significativo.

Apêndice E - Efeito de tratamento médio sobre o tratado para as variáveis *trabinfantil*, *trabinfmeninas*, *trabinfnegros* e *trabinfdom*, grupo de famílias com renda R\$ 100,00, Nordeste, ano de 2006

Variáveis Dependentes	Estimadores			
	Radius	Kernel	Mahalanobis	Local Linear
<i>Trabinfantil</i>	-0,025 (-2,27)**	-0,037 (-3,19)*	0,021 (1,27)ns	-0,040 (-2,21)**
<i>Trabinfmeninas</i>	-0,037 (-5,66)*	-0,044 (-2,97)*	0,020 (1,07)ns	-0,048 (-3,07)*
<i>Trabinfnegros</i>	-0,0598 (-5,17)*	-0,0675 (-2,66)*	0,0339 (1,01)ns	-0,093 (-2,06)**
<i>Trabinfdom</i>	0,133 (5,32)*	0,142 (4,33)*	0,1094 (2,65)*	0,1479 (5,11)*

Fonte: Resultado da pesquisa.

*, ** e *** significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Ns não significativo.

Apêndice F - Efeito de tratamento médio sobre o tratado para as variáveis *trabinfantil*, *trabinfmeninas*, *trabinfnegros* e *trabinfdom*, grupo de famílias com renda R\$ 300,00, Nordeste, ano de 2006

Variáveis Dependentes	Estimadores				
	Radius	Kernel	Mahalanobis	Estratificação	Local Linear
<i>Trabinfantil</i>	0,0119 (1,85)***	-0,0108 (-1,60)ns	0,0174 (1,73)***	-0,003 (-0,78)ns	-0,0124 (8,09)
<i>Trabinfmeninas</i>	0,0204 (4,06)*	-0,0177 (-2,12)**	0,0118 (1,03)ns	-0,011 (-2,94)**	-0,0210 (2,84)
<i>Trabinfnegros</i>	0,0339 (3,92)*	-0,0295 (-2,12)**	0,0366 (1,90)**	-0,026 (-6,07)*	-0,0337 (3,61)
<i>Trabinfdom</i>	0,0668 (3,76)*	0,0658 (2,61)*	0,0575 (1,63)ns	-0,047 (-0,55)ns	0,0729 (2,90)

Fonte: Resultado da pesquisa.

*, ** e *** significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Ns não significativo.