

Universidade Federal de Juiz de Fora
Faculdade de Economia
Programa de Pós Graduação em Economia

Ana Paula Kern

**O Programa Bolsa Família e Impactos sobre o Desenvolvimento
Humano**

Juiz de Fora

2018

Universidade Federal de Juiz de Fora
Faculdade de Economia
Programa de Pós Graduação em Economia

Ana Paula Kern

O Programa Bolsa Família e Impactos sobre o Desenvolvimento Humano

Tese apresentada ao Programa de Pós Graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora como requisito parcial a obtenção do grau de Doutor em Economia. Área de concentração: Economia.

Orientador: Prof. Dr. Marcel de Toledo Vieira

Co-orientador: Prof. Dr. Ricardo da Silva Freguglia

Juiz de Fora

2018

Ficha catalográfica elaborada através do programa de geração automática da Biblioteca Universitária da UFJF, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Kern, Ana Paula.

O Programa Bolsa Família e impactos sobre o desenvolvimento humano / Ana Paula Kern. – 2018.

139 f.

Orientador: Marcel de Toledo Vieira

Coorientador: Ricardo da Silva Freguglia

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Faculdade de Economia. Programa de Pós-Graduação em Economia, 2018.

1. Bolsa Família. 2. Desenvolvimento Humano. 3. Balanceamento por Entropia. 4. Diferenças em Diferenças. 5. Amostragem Complexa. I. de Toledo Vieira, Marcel, orient. II. da Silva Freguglia, Ricardo, coorient. III. Título.

ANÁ PAULA KERN

O PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA E IMPACTOS SOBRE O DESENVOLVIMENTO HUMANO


Tese apresentada ao Programa de Pós-graduação em Economia, da Universidade Federal de Juiz de Fora como requisito parcial a obtenção do grau de Doutor em Economia
Área de concentração: Economia

Aprovada em: 26/06/2018

BANCA EXAMINADORA



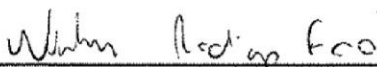
Prof. Dr. Marcel de Toledo Vieira - Orientador
Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF)



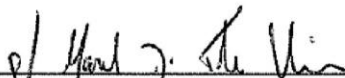
Prof. Dr. Ricardo da Silva Freguglia - Coorientador
Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF)



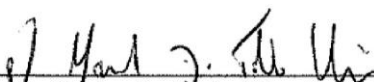
Prof. Dr. Laura de Carvalho Schiavon
Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF)



Prof. Dr. Weslem Rodrigues Faria
Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF)



Prof. Dr. Rudi Rocha de Castro
Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ)



Prof. Dr. Pedro Luis do Nascimento Silva
Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)

AGRADECIMENTOS

Sou extremamente grata aos meus orientadores, Marcel de Toledo Vieira e Ricardo da Silva Freguglia, pela orientação ao longo de cada etapa dos meus estudos no doutorado, por todas as discussões enriquecedoras, pelas preciosas contribuições para o trabalho conjunto, pelos conselhos e oportunidades que sempre me ofereceram. Agradeço também ao professor Weslem Rodrigues Faria por seus inestimáveis comentários como fiscal da minha tese e ainda por fazer parte da banca de defesa.

Agradeço imensamente aos professores Rudi Rocha (UFRJ), Pedro Luis do Nascimento Silva (IBGE/ENCE) e Laura de Carvalho Schiavon (UFJF), por aceitarem o convite para participarem da minha defesa e pelas importantes contribuições.

Além disso, gostaria de agradecer a todos os professores da Faculdade de Economia da UFJF que contribuíram para minha formação. Agradeço também os comentários e sugestões de pesquisa que recebi de Igor Vieira Procópio e Admir Betarelli.

Devo expressar minha gratidão ao MDS, CNPq e Fapemig pelo apoio financeiro.

Agradeço também a todos os meus colegas do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFJF, pelo convívio diário, troca de conhecimentos, grupos de estudo e amizade.

Estou muito grata por todo apoio e incentivo que recebi da minha família, especialmente dos meus pais e minha irmã.

Finalmente, agradeço ao Felipe Almeida Vital pelo companheirismo, tornando essa etapa mais tranquila.

RESUMO

Esta tese tem por objetivo avaliar o impacto do Programa Bolsa Família sobre o desenvolvimento humano em saúde, educação e mercado de trabalho, respectivamente. É importante dizer que os trabalhos voltados para avaliar o impacto do Programa Bolsa Família estão basicamente apoiados nas análises dos dados da PNAD e do Censo Demográfico, que podem possuir um possível viés de representatividade. Portanto, para essa tese foi construído um painel longitudinal, no nível de indivíduo, a partir dos dados da AIBF I e AIBF II. Esse painel constitui um marco para os estudos de avaliação de impacto do Programa Bolsa Família, uma vez que é o primeiro painel que acompanha o mesmo indivíduo ao longo do tempo, e assim pode gerar resultados mais robustos. O modelo utilizado foi de diferenças em diferenças com balanceamento por entropia. Além disso, esta tese representa mais um avanço na literatura a respeito de programas de transferência de renda, por fazer todas as análises de impacto levando em consideração o plano amostral, que é outra característica importante normalmente ignorada. Em pesquisas por amostragem, ignorar características do plano amostral pode enviesar a estimação do impacto e produzir estimativas incorretas. O primeiro ensaio investiga o impacto do Bolsa Família nas condições de saúde das mulheres e das crianças de até 7 anos de idade, sendo considerada principalmente a saúde das gestantes e vacinação das crianças. No segundo ensaio avalia-se o impacto do Programa Bolsa Família sobre a educação das crianças de 6 a 17 anos, com enfoque sobre a participação, progressão, repetência e abandono escolar. O terceiro ensaio avalia o impacto do programa sobre o mercado de trabalho, mais especificamente na oferta de trabalho dos indivíduos. No primeiro ensaio, os principais resultados mostram que o Bolsa Família aumenta o status de imunização das crianças de 2005 para 2009, mas não o suficiente para manter o calendário vacinal em dia. Para o segundo ensaio, os resultados obtidos indicam que o PBF não afetou a matrícula escolar das crianças de 2005 para 2009, quando separadas por gênero. No entanto, o Bolsa Família aumentou a probabilidade das crianças se maticularem, especialmente para crianças mais velhas, residentes na área urbana na região Nordeste. Para progressão, repetência e evasão, o Bolsa Família não apresentou impacto. Para o terceiro ensaio, os resultados indicam que não há efeito do PBF sobre a probabilidade de trabalhar dos homens ou das mulheres, e que o impacto de redução nas horas de trabalho, se concentra nas mulheres residentes em áreas rurais. Com isso, não é pertinente a crítica de que o PBF seria responsável por gerar dependência dos benefícios do programa.

Palavras-Chave: Bolsa Família, Desenvolvimento Humano, Balanceamento por Entropia, Diferenças em Diferenças, Amostragem Complexa.

ABSTRACT

This thesis is made up of three essays that aim to evaluate the impact of the Bolsa Família Program on human development in health, education and the labor market, respectively. It is important to say that the work aimed at evaluating the impact of the Bolsa Família Program is basically supported by the analysis of PNAD and Demographic Census data, which may have a representative bias. Therefore, for this thesis a longitudinal panel, at the individual level, was constructed from the data of AIBF I and AIBF II. This panel constitutes a milestone for impact assessment studies of the Bolsa Família Program, since it is the first panel that accompanies the same individual over time, and thus can generate more robust results. The model used was of differences in differences. In addition, this thesis represents a further advance in the literature regarding income transfer programs, for making all impact analyzes taking into consideration the sampling design, which is another important characteristic usually ignored. In sampling design, ignoring characteristics of the sampling plan may bias the impact estimation and produce incorrect estimates. The first essay evaluates the impact of the Bolsa Família Program on the education of children aged 6 to 17 years, with a focus on participation, progression, repetition and drop-out. The second essay investigates the impact of Bolsa Família on the health conditions of women and children up to 7 years of age, mainly considering the health of pregnant women, vaccination of children and health expenses. The third essay assesses the impact of the program on the labor market, more specifically on the labor supply of individuals. For the first trial, the preliminary results obtained indicate that the PBF has a positive and significant impact only for school dropout for female children residing in rural areas, from 6 to 14 years of age. For urban children, the PBF had no impact. In the second trial, it is examined whether the PBF generates an increase in the likelihood of children aged 0 to 7 years having a vaccination card and a decrease in monthly health care expenses for all individuals. For the third test, a positive relation between hours worked is expected.

Keywords: Bolsa Família, Human Development, Entropy Balancing Differences in Differences, Complex Sampling.

Conteúdo

1. INTRODUÇÃO.....	14
2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA E EMPÍRICA.....	21
2.1. PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIAS CONDICIONADA DE RENDA	21
2.2. VISÃO GERAL SOBRE IMPACTOS DE PROGRAMAS SOCIAIS NO MUNDO	23
2.3. PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA	32
2.4. MECANISMOS DE TRANSMISSÃO.....	40
2.5. IMPACTOS DO PROGRAMA BOLSA FAMILIA.....	44
3. DADOS	53
3.1. A PESQUISA DE AVALIAÇÃO DE IMPACTO DO BOLSA FAMÍLIA (AIBF I e II)	53
3.2. CONSTRUÇÃO DO PAINEL A NÍVEL INDIVIDUAL	57
3.3. ANÁLISE DE ATRITO	58
4. ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	61
4.1. BALANCEAMENTO POR ENTROPIA.....	64
4.2. DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS	67
4.3. GRUPOS DE TRATAMENTO E CONTROLE E VARIÁVEIS PARA O BALANCEAMENTO.....	72
5. IMPACTO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA NA SAÚDE.....	74
5.1. ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS	77
5.2. RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES.....	79
6. IMPACTOS DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA NA EDUCAÇÃO.....	90
6.1. CONTEXTOS DA POLÍTICA EDUCACIONAL E INDICADORES	92
6.2. ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS	94
6.3. RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES.....	95
7. IMPACTO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA NA OFERTA DE TRABALHO.....	107
7.1. ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS	110
7.2. RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES.....	112
8. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	119
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	123

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Plano de Benefícios para Pagamento do BF e BVJ, em 2017.....	34
Tabela 2 - Análise dos Respondentes na AIBF I e II e no Painel de Dados.....	59
Tabela 3 - Número de Beneficiários nos Grupos de Tratamento e Controle	72
Tabela 4 - Quantidade de mulheres Respondentes de 14 a 49 anos de idade	76
Tabela 5 - Análises Descritivas das Variáveis de Interesse, com e sem o Plano Amostral	78
Tabela 6 - Análise Descritivas das Variáveis Pré-Tratamento	79
Tabela 7 - Balanceamento por Entropia - crianças de 0 a 3 anos.....	80
Tabela 8 - Balanceamento por Entropia - crianças de 0 a 6 anos.....	81
Tabela 9 - Análise Descritivas das Variáveis Pré-Tratamento após o Balanceamento	81
Tabela 10 - Impacto do Programa Bolsa Família nos indicadores de Imunização das crianças de 0 a 6 anos, desagregado por região e localização, com o plano amostral	83
Tabela 11 - Impacto do Programa Bolsa Família nos indicadores de imunização das crianças, com Plano amostral	84
Tabela 12 - Impacto do Programa Bolsa Família nas vacinas das crianças de 0 a 6 anos, desagregado por região e localização, com o plano amostral	86
Tabela 13 - Estrutura da Educação, antes e depois de Novembro de 2005.....	93
Tabela 14 - Análises Descritivas das Variáveis de interesse, com e sem o plano amostral.....	95
Tabela 15 - Análise Descritivas das Variáveis Pré-Tratamento	96
Tabela 16 - Balanceamento por Entropia - crianças de 6 a 14 anos.....	97
Tabela 17 - Balanceamento por Entropia - crianças de 15 a 17 anos.....	97
Tabela 18 - Balanceamento por Entropia - crianças de 6 a 17 anos.....	98
Tabela 19 - Análise Descritivas das Variáveis Pré-Tratamento após o Balanceamento	98
Tabela 20 - Impacto do PBF na probabilidade das crianças de 0 a 6 anos	99
Tabela 21 - Impacto do Bolsa Família nos indicadores escolares, desagregado por idade, sexo e localização com o plano amostral	101
Tabela 22 - Impacto do Programa Bolsa Família nos indicadores de Educação das crianças de 6 a 17 anos, desagregado por região e localização, com o plano amostral	103
Tabela 23 - Impacto do PBF para as possíveis combinações entre Trabalho e Estudo.....	105
Tabela 24 - Análises Descritivas das variáveis de interesse, com e sem o plano amostral.....	111
Tabela 25 - Análise Descritivas das Variáveis Pré-Tratamento	112
Tabela 26 - Balanceamento por Entropia - adultos de 18 a 69 anos	113
Tabela 27 - Análise Descritivas das Variáveis Pré-Tratamento após o.....	114
Tabela 28 - Impactos do Programa Bolsa Família na probabilidade de participação da força de trabalho dos adultos de 18 a 69 anos, com o plano amostral	115

Tabela 29 - Impactos do Programa Bolsa Família na oferta de trabalho dos adultos	116
--	-----

LISTA DE QUADROS

Quadro 1- Valores Recebidos pelas Famílias Extremamente Pobres	35
Quadro 2 - Valores Recebidos pelas Famílias Pobres	36
Quadro 3 - Cronograma de Imunização Infantil	75
Quadro 4 - Participação, Evasão, Progressão e Repetência Escolar por idade e por sexo, em 2005.....	94

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Total de Famílias Atendidas pelo PBF de 2003 a 2017.....	39
Gráfico 2 - Gastos do Governo com o PBF de 2003 a 2017	40

1. INTRODUÇÃO

Os Programas de Transferência Condicionada de Renda ou *Conditionals Cash Transfers* (CCTs), como são internacionalmente conhecidos, têm sido considerados pelos governos, de modo geral, como dispositivos antipobreza, com o duplo objetivo de aliviar a pobreza no curto prazo e aumentar o investimento em capital humano voltado para as crianças de famílias pobres, para que elas possam ter melhores condições de vida a longo prazo. Espera-se que o primeiro objetivo seja alcançado por meio do componente de transferência de dinheiro de programas, e o segundo, fazendo a transferência condicional a famílias beneficiárias que preencham certos requisitos, tais como na área da saúde, educação e assistência social.

No Brasil, o Programa Bolsa Família (PBF), criado em 2003, foi a integração dos programas remanescentes Auxílio-Gás, Bolsa Escola, Cartão Alimentação e Bolsa Alimentação, que teve como objetivo combater a pobreza e reduzir a desigualdade social. Segundo o Banco Mundial (2006), o PBF tornou-se referência internacional de programa com melhor capacidade de alcançar seu público-alvo do que a maioria dos CCTs. O programa atende atualmente cerca de 13,8 milhões de famílias, o que corresponde a um quarto da população brasileira (Ministério do Desenvolvimento Social, 2017). Além disso, o gasto anual do programa corresponde a cerca de 0,5% do Produto Interno Bruto, o que é bastante reduzido frente à dimensão dos seus impactos favoráveis e ao grau de cobertura alcançado (IPEA, 2013).

A transferência direta de renda visa, a curto prazo, aliviar o estado de pobreza das famílias em situação de vulnerabilidade social garantindo o acesso a uma condição mínima de segurança alimentar. Por outro lado, as condicionalidades em relação à escolarização das crianças foram pensadas como uma forma, a longo prazo, de romper o ciclo intergeracional de pobreza. Essa ruptura ocorreria via educação, pois o benefício auxiliaria na inserção e na permanência na escola de crianças em situação de vulnerabilidade social. Sem esse auxílio, as crianças tenderiam a evadir da escola e ocupar, futuramente, postos pouco qualificados e mal remunerados no mercado de trabalho, como afirmam Aguiar e Araújo (2002).

Em muitos países em desenvolvimento, as crianças sofrem de profundos déficits em nutrição, saúde, habilidade motora, desenvolvimento cognitivo, e desenvolvimento socioemocional. Os resultados do desenvolvimento na infância são responsáveis pelo

bem-estar da criança no futuro. Além disso, os efeitos danosos do desenvolvimento inadequado nas idades iniciais podem ser duradouros, afetando desempenho escolar, emprego, salário, criminalidade, e medidas de integração social de adultos (SCHADY, 2006).

De acordo com a literatura dos Estados Unidos, as crianças de famílias com alta renda e pais de elevado nível educacional têm melhor desempenho em testes cognitivos (Blau, 1999; Taylor *et al.*, 2004) e baixa incidência de problemas comportamentais (Berger *et al.*, 2005). Essa relação entre a posição socioeconômica e a habilidade infantil também está presente nos países da América Latina (PAXSON; SCHADY, 2005).

Segundo alguns pesquisadores de países desenvolvidos, o baixo nível de desenvolvimento cognitivo na infância, medido por testes aplicados aos 22 meses de idade é um importante prognóstico dos salários (Currie; Thomas, 1999; Robertson; Symons, 2003). Outros autores têm argumentado que a dimensão não cognitiva do desenvolvimento na infância é um importante determinante do sucesso futuro (Carneiro; Heckman, 2003; Cunha *et al.*, 2005). Assim, ambas, habilidades cognitivas e não cognitivas, podem contribuir para a transmissão da pobreza através das gerações.

Segundo Heckman (2005), a interferência, cedo o suficiente, pode afetar o desenvolvimento dessas duas habilidades, cognitivas e não cognitivas. O autor, a partir do questionamento de por que a sociedade deve investir em crianças em desvantagem social, argumenta que intervenções iniciais nessas crianças promovem escolaridade, aumentam a qualidade da força de trabalho e a produtividade na escola, e reduzem criminalidade e a gravidez na adolescência.

Nesse sentido, a transferência de renda do PBF é condicionada a certas ações tomadas pelas famílias beneficiárias, como consultas de pré-natal, vacinação em dia das crianças e a frequência escolar de crianças e adolescentes. Assim, espera-se que as crianças das famílias beneficiárias adquiram as habilidades necessárias para sair da pobreza.

As condicionalidades dos programas CCTs estão entre os pontos mais discutidos na literatura. Há aqueles que defendem que as condicionalidades são muito importantes ou até mais importantes que a própria transferência de renda, pois são elas que reforçam o direito da criança à educação, ao mesmo tempo em que permitem a ruptura do ciclo intergeracional da pobreza. Há uma cobrança por parte dos que defendem essas condicionalidades para que o governo fiscalize com mais rigor o cumprimento dessas

condicionalidades e alguns até sugerem a criação de outras condicionalidades ou de outros estímulos. Por outro lado, há aqueles que acham que o objetivo principal desses programas é o da proteção social e, ao se cobrar excessivamente condicionalidades, o objetivo principal se atenua, uma vez que as famílias mais vulneráveis são, provavelmente, as que terão mais dificuldades em cumprir condicionalidades mais rigorosas (Fahel, França e Moraes, 2011).

Na área da educação, a condição exigida das famílias beneficiárias do PBF é que todas as crianças entre 6 e 15 anos estejam devidamente matriculadas e que tenham frequência mensal mínima de 85%, enquanto os jovens de 16 e 17 anos devem ter frequência mínima de 75%. Tratando-se da saúde, as famílias devem acompanhar o cartão de vacinação de crianças menores de 7 anos. Já as mulheres, de 14 a 44 anos, gestantes ou nutrizes, assumem o compromisso de fazer o pré-natal e o acompanhamento de sua saúde e do bebê.

O não cumprimento das condicionalidades impostas às famílias não necessariamente implica na perda do benefício de imediato. Dependendo do motivo que ocasionou o não cumprimento das condicionalidades, serão atribuídas penalidades às mesmas e, caso persista o descumprimento por parte das famílias, o cancelamento do benefício pode ser feito. Soares e Sátyro (2009) ressaltam que, para as famílias que se encontram em situação de extrema vulnerabilidade, é mais difícil que essas contrapartidas sejam obedecidas, visto que algumas famílias vivem longe de escolas e postos de saúde. Portanto, é de suma importância que o Estado cumpra com seu dever constitucional de criar condições para que estas famílias possam desempenhar com êxito o que lhes foi imposto e, assim, melhorar as suas condições de vida.

Uma série de estudos tem examinado os impactos do PBF nos resultados das condicionalidades. Se tratando de educação, Glewwe e Kassouf (2012) utilizam dados do Censo Escolar, de 1998 a 2005, período em que o Bolsa Família e o Bolsa Escola foram gradualmente unificados, para estimar os impactos do programa sobre os resultados no ensino primário. Os autores utilizam um modelo de efeitos fixos sobre matrícula e evasão escolar e encontram um aumento na taxa de matrícula e uma diminuição na taxa de abandono escolar para os beneficiários do programa.

Outros estudos, como os de Bourguignon *et al.* (2003), Cardoso e Souza (2004), Romero e Hermeto (2009), Vale *et al.* (2010) e Brauw *et al.* (2015) também relacionados ao impacto do PBF à fatores educacionais, tais como matrículas,

frequência e abandono escolar têm mostrado resultados positivos além de uma queda no trabalho infantil (ver também Ferro e Kassouf, 2005; e Pedrozo, 2007).

O impacto do PBF na saúde de seus beneficiários também tem sido avaliado sob diversos aspectos. Almeida, Mesquita e Silva (2014), analisam as despesas alimentares dos beneficiários e sinalizam que o PBF influencia positivamente o grau de diversificação dos gastos com alimentos. Andrade *et al.* (2012), investigam o impacto do Programa Bolsa Família na imunização de crianças de 0 a 6 anos de idade para o ano de 2005 e os principais resultados sugerem que o Programa Bolsa Família não afeta o estado de imunização das crianças. Para Paes-Souza, Santos e Miazaki (2011), crianças beneficiárias do PBF com idade de até 5 anos estão mais propensas a ter altura adequada para idade do que crianças não beneficiárias.

Existe outra questão recorrente nas discussões acadêmicas sobre programas de transferências de renda, de que intervenções de proteção social dirigidas a indivíduos considerados pobres podem ter consequências negativas, criando desincentivos para o trabalho e aumentando a dependência do programa (Costa *et al.*, 2014). Segundo Tavares (2016), este efeito, também conhecido como efeito-renda, trata da redução da oferta de trabalho dos membros das famílias beneficiadas em vista das transferências monetárias recebidas por estes. Assim, mesmo com o intuito de diminuir a pobreza/desigualdade de renda, essa transferência pode, teoricamente, provocar efeitos adversos no mercado de trabalho.

Nesse sentido, Ribas e Soares (2011) analisam os impactos do PBF na oferta de trabalho dos membros das famílias beneficiárias e verificam que o benefício aumenta a participação de trabalhadores das famílias em áreas rurais. Por outro lado, reduz a participação do trabalhador das famílias no setor formal nas áreas urbanas. De Brauw *et al.* (2015) também avaliam o impacto do PBF na oferta de trabalho dos indivíduos e não encontram impactos significativos do programa na participação individual na força de trabalho ou nas horas de trabalho das famílias. No entanto, observam uma diminuição nas horas de trabalho do setor formal e um aumento na força de trabalho no setor informal.

Dadas as discussões geradas sobre o PBF, surgem alguns questionamentos: as condicionalidades do PBF estão melhorando os indicadores de saúde e educação dos seus beneficiários, ou seja, o PBF está contribuindo para melhorar as condições de vida de seus beneficiários? E ainda, qual o impacto do PBF no mercado de trabalho?

Nessa perspectiva, o objetivo geral desta tese é avaliar o impacto do PBF sobre a saúde, educação e mercado de trabalho de seus beneficiários. A hipótese levantada é que as condicionalidades do PBF estejam elevando o grau de efetivação de direitos sociais por meio do acesso aos serviços sociais básicos de saúde, educação e assistência social, e de que, ao confiarem no PBF, beneficiários estariam diminuindo sua oferta de trabalho no mercado formal para se manterem elegíveis no programa.

Dentre os diversos estudos que avaliam impactos do PBF, pode-se observar uma heterogeneidade das bases de dados e das metodologias utilizadas. Normalmente, as bases de dados empregadas nessas pesquisas não tem como objetivo específico avaliar o PBF. Algumas bases usadas buscam investigar características gerais da população (PNAD, por exemplo) e outras são instrumentos de identificação das famílias de baixa renda usados na seleção do público de programas sociais (Cadastro Único, por exemplo). Segundo Souza (2010), bases de dados como a PNAD, possuem um possível viés de representatividade¹ causado pelo seu desenho amostral, o que pode influenciar as avaliações de impacto de programas como o Bolsa Família. Contudo, não é um objetivo das bases de dados utilizadas nessas pesquisas fazer um acompanhamento permanente dos beneficiários do PBF, portanto, essas bases possuem limitações, e podem não estar captando os reais impactos do PBF. Por exemplo, parece haver um consenso na literatura de que as condicionalidades na área de educação tem efeitos positivos nos beneficiários do programa. No entanto, esses resultados podem estar sendo encontrados por outros motivos que não seja o PBF.

Sendo assim, essa tese pretende resolver esse problema, pois, dada a dimensão e a importância do PBF no combate à pobreza e à fome e na diminuição das desigualdades no país, é fundamental determinar e estimar a magnitude dos resultados devidos exclusivamente ao Programa. Isso se torna possível utilizando os dados da Pesquisa de Avaliação de Impacto do Programa Bolsa Família (AIBF I e AIBF II), uma base de dados que têm como objetivo acompanhar beneficiários do PBF, desenvolvida sob o comando do Ministério do Desenvolvimento Social (MDS), em 2005 e 2009, respectivamente.

¹ Pesquisas de avaliação de políticas públicas que utilizam a PNAD tendem a subestimar o efeito dos programas sociais, o que inclui o PBF. Isso acontece pelo desencontro entre o plano amostral da PNAD com a forma organizacional e operacional do Bolsa Família, que possui uma gestão descentralizada por cotas municipais, no qual muitos dos pequenos municípios que fazem parte do programa provavelmente não são incluídos na PNAD por serem não auto representativos. Esse desencontro é denominado por Souza (2010) de viés de representatividade.

Essa base de dados é pouco explorada na literatura pela dificuldade de conexão dos dados coletados nos dois períodos. Isso se deve em razão da mudança de instituições responsáveis pela elaboração, aplicação dos questionários e tabulação dos dados, que gerou codificações diferentes para as variáveis nas duas rodadas. Portanto, os estudos que utilizam essa base de dados (AIBF), fazem análises somente para um dos dois anos separadamente, e alguns comparam os resultados dos mesmos. Em um estudo recente, De Brauw *et al.* (2015), avançam nas estimativas de impacto do PBF, ao utilizarem a base de dados AIBF e criarem um painel no nível do agregado domiciliar. No entanto, foram cautelosos nas análises dos resultados, ao afirmarem a impossibilidade de combinar os mesmos indivíduos dentro do agregado nas duas rodadas.

Nesse sentido, o presente estudo apresenta uma inovação metodológica, construindo um painel de dados longitudinal no nível de indivíduo, utilizando os dados AIBF I e AIBF II. Isso foi possível utilizando-se de técnicas estatísticas avançadas e um esforço rigoroso em identificar o mesmo indivíduo nas duas rodadas, além de identificar as mesmas variáveis, pois elas possuíam nomes e seções diferentes nos dois questionários. Além disso, esta tese representa mais um avanço na literatura a respeito de programas de transferência de renda, por fazer todas as análises de impacto levando em consideração o desenho amostral complexo dos estudos AIBF I e AIBF II, que é outra característica importante normalmente ignorada. Em pesquisas por amostragem, ignorar características do desenho amostral pode enviesar a estimação do impacto e produzir estimativas incorretas, ou seja, pode-se estar encontrando algum impacto onde na verdade não existe e vice-versa.

Tais análises, com o painel longitudinal construído para este estudo e as técnicas propostas, propiciam um melhor entendimento do comportamento dos beneficiários, além de ser mais adequada nas estimações. Vale salientar que o PBF, não implementou avaliação de impacto *ex-ante* ao programa, tampouco existe um comitê de monitoramento². Por isso, torna-se importante acompanhar, monitorar e avaliar o PBF, haja vista que avaliações de impacto de políticas públicas são primordiais para analisar se o programa está atingindo seus objetivos, ou até mesmo detectar se há necessidade de mais ações públicas para melhorar seus resultados.

² Existem algumas publicações de órgãos de pesquisas em parceria com o Ministério do Desenvolvimento Social (MDS), como a Avaliação de Impacto do Bolsa Família (AIBF), do CEDEPLAR.

Dessa forma, o trabalho organiza-se em três ensaios semi-independentes, além dessa introdução, referencial teórico e empírico, apresentação dos dados e estratégia empírica adotada para as análises. O primeiro ensaio analisa o impacto do programa sobre a imunização das crianças de até sete anos de idade. O segundo investiga o impacto do PBF sobre a probabilidade das crianças de até seis anos de idade frequentarem a creche, matrícula escolar e as taxas de progressão escolar (progressão, repetência e evasão) das crianças e adolescentes de 6 a 17 anos e a probabilidade dessas crianças trabalharem e estudarem. O terceiro e último ensaio avalia o impacto do PBF sobre a oferta de trabalho para os adultos entre 18 e 69 anos. Para tais análises foi empregado o método de Diferenças em Diferenças com Balanceamento por Entropia, levando em consideração as características do desenho amostral complexo das pesquisas AIBF I e AIBF II.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA E EMPÍRICA

Neste capítulo serão apresentadas as principais características dos programas de transferência condicional de renda (CCTs), a formulação do Programa Bolsa Família, e trabalhos empíricos que avaliam os programas sociais no mundo.

2.1. PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIAS CONDICIONADA DE RENDA

A Transferência Condicionada de Renda é um tipo de política pública que, em geral assume caráter redistributivo para uma parcela da população mais vulnerável de uma determinada localidade. Para um programa ser considerado um CCT, deve-se assumir três características, quais sejam, 1) estabelecer critérios claros de elegibilidade, 2) transferir renda e 3) determinar condicionalidades (FISZBEIN *et al.*, 2009).

Como esse tipo de política destina-se aos pobres, os critérios de elegibilidade, normalmente são vinculados à renda, estipulando um teto máximo, denominado linha da pobreza, na qual uma família que possuir renda igual ou inferior a tal teto é considerada pobre e elegível. Já as condicionalidades são direcionadas ao acesso aos serviços de saúde e educação. Assim, o objetivo desses programas são proporcionar um piso mínimo de consumo para as famílias pobres e romper o ciclo intergeracional da pobreza ao investir em capital humano e saúde (FISZBEIN *et al.*, 2009).

Uma vez que a pobreza comporta-se de forma distinta em diferentes localidades, não há uma linha de pobreza única, e cada país adota cortes monetários distintos para identificar seu público alvo. Para o programa mexicano *Oportunidades*, aqueles que recebem menos de US\$4,00 por dia são considerados pobres, enquanto que no Equador, o programa *Bono de Desarrollo Humano* considera pobre a família que recebe menos de 1.000.000,00 Sucres, o que equivale a US\$40,00 mensais (DOBRONSKY E MONCAYO, 2007).

Fiszbein *et al.* (2009) resumem diversos estudos de avaliação de impacto de CCTs, encontrando que a maioria mostram resultados positivos na diminuição da desigualdade de renda e pobreza. No entanto, os autores ressaltam as dificuldades de inferir sobre os resultados finais na saúde e educação. De fato, os CCTs elevam a probabilidade de que as famílias levem seus filhos para vacinação e exames preventivos de saúde, mas nem sempre tem levado a um melhor estado nutricional da criança. O

mesmo pode ser observado na educação, no qual as taxas de matrículas escolares aumentam entre os beneficiários dos programas, mas existem poucas evidências de melhorias no aprendizado. Isso sugere que, para maximizar os efeitos sobre a acumulação de capital humano, os CCTs devem ser combinados com outros programas para melhorar a qualidade da oferta dos serviços de saúde e educação para essa população beneficiária.

Apesar dos impactos positivos reportados, existem algumas críticas a esses tipos de programas, como o desincentivo ao trabalho e a obrigatoriedade de cumprir com as condicionalidades. O desincentivo ao trabalho ocorre quando os beneficiários passam a ofertar menos trabalho por considerar que o repasse monetário compense a diminuição do salário e para se manterem elegíveis no programa. No que diz respeito às condicionalidades, a discussão baseia-se no argumento da racionalidade e liberdade dos indivíduos em decidir o que é bom ter e fazer, não cabendo ao Governo decidir isso por eles (FISZBEIN et al., 2009). Ainda de acordo com os autores, outro argumento contra impor as condicionalidades, deve-se ao fato de que famílias consideradas extremamente pobres podem residir em áreas distantes da oferta de serviços como educação e saúde, tornando para elas mais dispendioso cumprirem com tais condições, impedindo-as a continuarem a ter acesso ao benefício.

Por outro lado, defensores dos CCTs argumentam que as condicionalidades são indispensáveis para um melhor resultado do programa. A primeira justificativa deve-se aos aspectos intergeracionais da pobreza. Segundo Júnior *et al.*, (2013), a chance de um filho de pai analfabeto permanecer nessa mesma situação é de 33% no Brasil, e essa probabilidade aumenta dependendo da região e da zona (rural e urbana) de residência. A idéia é que fatores não controláveis, tal como *background* familiar, é um tipo de desigualdade de oportunidade que o Estado teria obrigação moral de reparação (ROEMER, 1998). Outro argumento utilizado para justificar as condicionalidades é de que as famílias pobres por si só não seriam capazes de realizar as melhores escolhas de vida, cabendo ao Governo, por supostamente saber como otimizar resultados, a missão de impor condições para melhorar a situação dessas famílias (FISZBEIN *et al.*, 2009).

Por fim, apesar de características semelhantes, cada CCT tem suas particularidades. Assim, na próxima seção será apresentado uma visão geral dos CCTs no mundo.

2.2. VISÃO GERAL SOBRE IMPACTOS DE PROGRAMAS SOCIAIS NO MUNDO

Programas de CCTs surgiram no mundo todo na década de 90, com o objetivo de promover igualdade de oportunidades e desenvolvimento econômico e social. Um dos primeiros programas introduzidos foi o Progreso (atualmente chamado Oportunidades), em 1997 no México. Em resposta a avaliações de impacto positivas, os programas CCTs começaram a se espalhar por toda América Latina (Sugiyama, 2011) e para outros países da Ásia e da África (Leisering, 2009). A partir de 2010, todos os países da América Latina e mais de 15 países na Ásia e África tinham um programa CCT como parte de seus sistemas de proteção social. Só na América Latina, os programas CCTs beneficiaram mais de cento e dez milhões de pessoas (Fiszbein e Schady, 2009).

Muitos autores se preocuparam em avaliar os impactos desses programas sobre o seu alcance, a redução da pobreza e a desigualdade de renda. Em termos de impacto sobre o desenvolvimento, CCTs têm sido eficazes na redução da taxa e, acima de tudo, na intensidade da pobreza. Embora não existam evidências que comprovem erros de inclusão e exclusão de beneficiários, alguns estudos mostram que os programas CCTs têm atingido as pessoas mais pobres, alcançando níveis de segmentação maiores do que outros programas sociais implementados anteriormente (Grosh, 2008; Levy, 2007; Lindert, Skoufias, e Shapiro, 2006; Stampini e Merino-Juárez, 2012).

Stampini e Tornarolli (2012) utilizaram o Banco de Dados Socioeconômico para a América Latina e Caribe (SEDLAC) montado pelo Centro de *Estudios distributivos Laborales y Sociales da Universidad Nacional de La Plata* (CEDLAS) e do Grupo de Pobreza do Banco Mundial, que contém informações sobre cerca de 300 pesquisas domiciliares em 25 países da América Latina para fornecer estimativas da expansão dos programas de CCT na América Latina e Caribe e investigar a sua capacidade de atingir os pobres. Eles mostram que na maioria dos países, as transferências representam mais de 20% dos rendimentos dos beneficiários pobres, e o índice de incidência da pobreza seria, em média, 13% maior, nos países onde os CCTs não foram implementados. Calculando medidas padronizadas de pobreza, os autores encontram que os maiores programas (no Brasil, Colômbia e México) têm alcançado taxas de cobertura em torno de 50-55% dos pobres.

Hodges *et al.* (2013) usaram evidências de dois países africanos contrastantes, um com renda média de US\$2.150,00 produtor de petróleo (República do Congo) e outro com renda mais baixa de US\$1.160,00 (Costa do Marfim), para estimar o papel das transferências de renda como instrumentos para a redução da pobreza e desenvolvimento humano. Os autores estimaram um modelo Probit utilizando um conjunto de dados de pesquisas domiciliares nacionais, nomeadamente a *Enquête Congolais e Auprès des Ménages* (ECOM) 2005 e, *Côte d'Ivoire, a Enquête Sur le Niveau de Viedes Ménages* (ENV) de 2008, juntamente com os dados demográficos e fiscais. A análise conclui que as transferências de renda têm mais impacto sobre a redução da pobreza monetária do que sobre o desenvolvimento humano, enquanto um grande desafio prático é alvo de forma eficiente em um contexto de pobreza em massa.

No entanto, as principais avaliações quantitativas de programas CCTs foram realizadas na América Latina, concentrando-se em seu papel na melhoria da saúde e nutrição das crianças e procura de serviços educacionais e de saúde (Fiszbein, Schady e Ferreira, 2009). A primeira geração desses estudos de avaliação de impactos é focada em mensurar mudanças de curto e médio prazo sobre a acumulação de capital humano.

Na educação, os estudos se concentram em avaliar o impacto dos programas CCTs em alterações da taxa de matrícula e frequência escolar, e alguns também analisam mudanças nas taxas de progressão e repetência. As avaliações dos programas PRAF em Honduras e do *Oportunidades* no México foram além, e estimaram também o impacto dos programas, para crianças beneficiárias em idade escolar, em testes de matemática, analisando suas pontuações. Além disso, os avaliadores examinaram mudanças na disponibilidade e qualidade dos insumos de educação, como a proporção de professores treinados e a proporção de escolas com materiais básicos de ensino (RAWLINGS E RUBIO, 2005).

Em saúde e nutrição, as estimativas incluíram uma gama de avaliações dos cuidados com saúde e de indicadores de qualidade. As diferenças dos programas na população-alvo são refletidas nos indicadores das crianças, das mães e na saúde do adulto em geral. Indicadores de saúde infantil geralmente incluem a cobertura vacinal, taxas de desnutrição, taxas de crescimento e acompanhamento do desenvolvimento infantil. Já os indicadores de saúde materna incluem taxas de utilização e satisfação com os cuidados pré e pós-natal.

Alterações nos níveis e padrões de consumo também estão no centro de muitas avaliações. O consumo total *per capita* desagregado por itens alimentares e não

alimentares, tais como saúde e gastos com educação, é frequentemente utilizado como um indicador. Além dos níveis de consumo, as avaliações dos CCTs também investigam o impacto das transferências de renda sobre o índice de incidência da pobreza, hiato e índice de severidade da pobreza.

Cruz e Ziegelhöfer (2014) investigam o impacto do PBF nas decisões das despesas das famílias em alimentação, saúde e educação, que são vistos como os principais contribuintes para o capital humano da criança. Utilizando dados da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) de 2008 e 2009 e um modelo de Heckman, em um primeiro momento eles mostram como as preferências dentro do agregado familiar e percepções sobre a substituíbilidade ou complementaridade dos investimentos podem afetar as decisões de alocação de recursos domésticos. Posteriormente, as implicações teóricas são testadas no contexto do PBF. São encontradas evidências de que as famílias aumentam a sua despesa privada em alimentos e educação de forma desproporcional à quantidade de transferência de renda, isto é, mais do que seria de esperar quando se considera as curvas de Engel das despesas em questão.

Aguilar (2010) avalia o impacto do programa *Bono Juancito Pinto* (BJP), na Bolívia, sobre a assistência escolar, pobreza e desigualdade, através de simulações. Os dados utilizados tiveram como base informações da Pesquisa de Domicílios (EH) em 2005. Os resultados sugerem que o BJP teve um impacto positivo na redução da evasão escolar na escola primária, redução dos níveis de indigência e também melhora na má distribuição de renda, especialmente na área rural do país.

Glassman *et al.* (2013) realizam uma revisão sistemática de estudos sobre CCTs que relatam os resultados sobre a saúde materna e neonatal, incluindo estudos realizados em 8 países. Os autores concluem que os programas de CCTs têm aumentado o número de consultas pré-natais, o atendimento qualificado no parto, as visitas em uma unidade de saúde e vacinação antitetânica para mães e têm reduzido a incidência de baixo peso ao nascer. Os programas não tiveram um impacto significativo sobre a fertilidade, enquanto o impacto sobre a mortalidade materna e neonatal não teria sido documentada até o momento da pesquisa.

Contreras e Maitra (2013) utilizam um painel de dados coletados para análises do programa *Familias em Accion* (FA), na Colômbia, com dados para 2002 e 2006. Através de um modelo de diferenças em diferenças, os autores estimam os efeitos desse programa sobre a saúde dos indivíduos. Eles encontram que, no curto prazo, os efeitos mais fortes são sobre as doenças as quais os indivíduos afirmam sofrer, indicando uma

melhoria das mesmas. Os efeitos persistem durante um longo período de tempo, levando a uma melhor saúde a longo prazo e uma redução na severidade da doença, capturado por menores taxas de hospitalização. O principal mecanismo por trás deste efeito parece ser a disponibilidade de uma melhor informação e criação de bens públicos de saúde dentro do agregado familiar, como resultado deste programa.

De Brauw e Peterman (2011) utilizam uma combinação de uma regressão descontínua com o método das diferenças em diferenças, com dados coletados pelo Instituto Internacional de Pesquisa em Política Alimentar (IFPRI), em colaboração com a Fundação Salvadorenha *El Desarrollo Económico y Social* (FUSADES) e com o Governo de El Salvador, para o início e o final de 2008. O objetivo é de avaliar o impacto do programa *Comunidades Solidárias Rurales de El Salvador* (CSR, anteriormente Rede Solidaria) sobre uma série de resultados de saúde materna, tal como pré-natal, atendimento qualificado no parto e cuidados pós-natal. Os resultados indicaram um impacto positivo e significativo do programa no atendimento qualificado no parto e no parto em ambiente hospitalar. No entanto, não encontram impactos sobre a assistência pré-natal ou pós-natal.

Sosa-Rubí *et al.* (2011) analisam o efeito a longo prazo do programa Oportunidades (México) sobre os cuidados das mulheres com exames pré-natais, especialmente residentes na área rural. Os autores utilizam um modelo Probit para dados da Pesquisa de Avaliação Rural (1998, 2003 e 2007), com 5051 mulheres entre 15 e 49 anos com pelo menos uma criança com idade inferior a 24 meses. O resultado mostra uma evolução no número médio de consultas para os três anos. O número de consultas aumentou de 4,4 em 1998 para 5,7 consultas em 2003 e 6,4 em 2007, ao nível de significância de 1%.

Programas de desenvolvimento muitas vezes têm efeitos diretos e indiretos não planejados, tanto positivos como negativos. Alguns estudos de avaliação de transferências de renda condicionadas têm analisado tais impactos. Por exemplo, a distribuição de doações em dinheiro diretamente para as mães podem ter um efeito sobre a alocação de recursos dentro do agregado familiar e sobre as relações de poder. Podem afetar também a quantidade ofertada de trabalho infantil. As transferências de renda podem ainda, acabar com outros tipos de transferências privadas para as famílias, assim como afetar os incentivos ao trabalho do agregado familiar. Essa segmentação a nível doméstico pode afetar também as relações com a comunidade, quando nem todos

os membros de uma comunidade recebem os benefícios do programa, ou ainda, pode afetar conflitos civis entre diferentes povoados.

Nesse sentido, Crost, Felter e Johnston (2016) estimam o efeito das transferências monetárias condicionadas do programa *Pantawid Pamilya*, nas Filipinas, no conflito civil. Com dados do Banco Mundial de 2001 a 2010, e utilizando o método das diferenças em diferenças, os autores encontram que as transferências de renda causam uma diminuição substancial em incidentes relacionados a conflitos em aldeias que pertencem ao grupo de tratamento, relativamente a aldeias que estão no grupo de controle, para os primeiros nove meses do programa.

Rabinovich e Diepeveen (2015) examinam a percepção dos beneficiários sobre a preferência do recebimento da transferência do programa *Signación Universal por Hijo para Protección Social*, na Argentina, dado que ambos, homem e mulher podem atuar como beneficiários. Torna-se evidente através deste estudo que as estruturas domésticas e a divisão de responsabilidades domésticas influenciam a visão dos participantes sobre a concepção do programa. Os autores aplicaram questionários em três cidades na Argentina (Buenos Aires, Córdoba e Resistencia) e dividiram a população entrevistada em grupos focais. Em todos os grupos, as mulheres eram vistas como as principais responsáveis pelo cuidado das crianças e, portanto, a maioria dos participantes preferiu que as mulheres recebessem a transferência. Estes resultados sugeriram que, entre os beneficiários, a justificativa para as mulheres serem as recebedoras, é que elas podem alcançar melhores resultados de saúde e educação para as crianças.

Estudos de revisão qualitativa de avaliações de CCTs (Banco Mundial, 2011), concluem que, no seu conjunto, estes programas têm efeitos positivos sobre a escolaridade (matrícula, frequência, abandono). Os resultados também indicam que há uma variação substancial nos tamanhos dos efeitos entre os países e entre diferentes grupos populacionais dentro dos países (por exemplo, sexo, idade e residência urbana ou rural) (FISZBEIN, SCHADY E FERREIRA, 2009).

Rawlings e Rubio (2005) fazem uma avaliação qualitativa dos resultados dos programas de transferência de renda na Colômbia, Honduras, Jamaica, México, Nicarágua e Turquia e concluem que aumentando as taxas de matrícula, melhoram os cuidados preventivos de saúde, e aumentam o consumo das famílias.

No entanto, Silva e Jesus (2011) levanta uma questão interessante sobre os efeitos de longo prazo dos programas CCTs em relação à educação. A autora analisa como as CCTs e políticas de educação se relacionam. A hipótese era de que os

programas poderiam estar contribuindo para as políticas de melhoria para a qualidade da educação. O artigo indicou que a educação se dá na forma de vários incentivos à frequência escolar, graduação e desempenho, mas está ausente a coordenação entre os programas e políticas para a melhoria da qualidade da educação. Ou seja, os programas CCTs têm sido bem sucedidos na melhoria do acesso, porém a qualidade da escolaridade que as crianças recebem ainda é questionável.

Enquanto a estrutura básica dos programas CCTs é essencialmente a mesma, os recursos específicos variam consideravelmente entre programas e países, ou seja, montantes de transferência mesmo depois de considerar as diferenças de poder de compra, variam amplamente entre programas. Em Bangladesh, por exemplo, a transferência média do domicílio é de cerca de 1% dos gastos domésticos, enquanto na Nicarágua é cerca de 29% (FISZBEIN, SCHADY E FERREIRA, 2009).

Os programas também diferem em quanto e quando pagam para diferentes grupos. Enquanto Oportunidades do México paga estudantes dependendo da série escolar e do sexo, outros países não fazem essa diferenciação. Alguns países, reconhecendo restrições de recursos educacionais, complementam as transferências com intervenções do lado da oferta, tais como a construção de escolas, subsídios ou bolsas de estudo, bônus para professores ou disponibilidade de livros.

Baird *et al.* (2014) fazem uma revisão de estudos sobre os programas CCTs, com o objetivo de complementar os dados existentes sobre a eficácia destes programas na melhoria dos resultados escolares e ajudar a informar o debate em torno da concepção dos programas de transferência de renda. Usando dados de 75 relatórios que abrangem 35 diferentes estudos, os autores acham que ambas, as CCTs e transferências monetárias incondicionais, melhoram as chances das crianças serem matriculados e frequentarem a escola em comparação com nenhum programa de transferência de renda. Os tamanhos do efeito para a matrícula e frequência são sempre maiores para CCTs quando comparados com transferências não condicionais, mas a diferença não é estatisticamente significativa. Os programas que exigem a condicionalidade de matrícula e frequência escolar têm efeitos maiores quando comparados com programas que não exigem essas condicionalidades. Isso se deve ao fato de que monitorar o cumprimento e sancionar o não cumprimento dessas condições tem efeitos substancialmente maiores na educação (melhoria de 60% na probabilidade de matrícula). Ao contrário de matrícula e frequência, a eficácia dos programas de transferência de renda em melhorar os resultados de testes ainda é pouco avaliada.

Em geral, estudos apontam que os programas CCTs reduzem a oferta do trabalho infantil. Del Carpio, Loayza e Wada (2016) analisam o impacto do Programa *Atencion a Crisis*, na Nicarágua, sobre a quantidade e o tipo de trabalho infantil em famílias pobres da zona rural. Utilizam um modelo Probit e depois o método das diferenças em diferenças, para dados do próprio programa, coletados em 2005 e 2006. O trabalho conclui que o programa teve um impacto seletivo no volume e na qualidade do trabalho infantil, reduzindo-o no agregado e conduzindo-o em direção a atividades de formação de habilidade. Especificamente, o programa parece ter reduzido o trabalho infantil para tarefas domésticas e agricultura tradicional, aumentando-o para atividades não tradicionais relacionadas ao comércio e varejo. Estes setores exigem que a criança desenvolva habilidades básicas em leitura e escrita, aritmética e relações interpessoais.

Molina-Millan *et al.* (2016) fazem uma revisão crítica da literatura sobre os impactos de longo prazo dos programas de CCT na América Latina. Eles definem os impactos de longo prazo como aqueles que tanto estão relacionados com a acumulação de capital humano, quanto são observados após as crianças beneficiárias atingirem uma fase posterior do ciclo de vida. Eles se concentram primeiramente em crianças menores de 6 anos e, em seguida, para as idades escolares. Eles encontram resultados mistos.

Na literatura experimental, muitos estudos encontram efeitos positivos consistentes sobre escolaridade, bem como alguns impactos positivos sobre as habilidades cognitivas e de aprendizagem, habilidades, emprego e renda.

Saavedra e García (2012) realizam uma revisão bibliográfica, com uma amostra de 42 referências que abrangem avaliações de impacto de programas de CCTs sobre matrícula escolar, frequência e taxa de abandono em quinze países em desenvolvimento, incluindo Chile, Colômbia, Equador, Honduras, Jamaica, México e Nicarágua. Para todos os resultados e níveis de escolaridade, existem efeitos positivos, porém há uma considerável heterogeneidade sob os tamanhos desses efeitos. Programas com transferências mais generosas têm maiores efeitos na escolarização primária do que na secundária e programas em que as transferências são pagas sob cumprimento de condicionalidades, os efeitos são maiores nas matrículas e na frequência escolar.

Maluccio *et al.* (2009) investigam o impacto a longo prazo de uma intervenção nutricional na zona rural da Guatemala na educação. Eles utilizam um painel de dados do Instituto de Nutrição da América Central (INCAP), de 1969-1977 e depois vinculam com novos dados sobre esses mesmos indivíduos coletados em 2002-2004. Utilizando o método de mínimos quadrados em dois estágios, os autores encontram resultados

positivos e significativos e incluem o aumento da progressão de grau para mulheres (1,2 anos) através de aumento da probabilidade de conclusão do ensino primário e alguma escola secundária, progressão de grau mais rápida para mulheres, escores mais altos em testes de leitura de compreensão, tanto para homens e mulheres e escores mais altos em testes cognitivos não verbais para homens e mulheres. Eles sugerem que os programas que incluem suplementos nutricionais para crianças muito jovens, ou que de outras maneiras melhoram sua ingestão nutricional, podem ter consequências positivas educacionais substanciais a longo prazo.

No programa *Oportunidades*, o foco de gênero na educação refletiu importantes ganhos sociais a serem obtidos através do aumento da escolaridade das crianças do sexo feminino, que possuíam baixos níveis de resultados escolares. No momento do projeto de implementação inicial do programa, as meninas no México possuíam menores taxas de matrícula e frequência escolar. Levy (2007) relata que a frequência escolar de meninas de 14 anos de idade foi 10% menor do que a dos meninos da mesma idade, e entre crianças de 15 a 17 anos, a média de anos de escolaridade entre meninas foi 4,7 anos, em comparação a 5,5 entre os meninos, após a implementação do programa.

Vários estudos relatam esses impactos maiores sobre escolaridade de meninas em relação a meninos (Ahmed *et al.*, 2007; De Brauw *et al.*, 2012). Estes resultados são consistentes com revisões de literatura anteriores que mostram que as elasticidades renda são tipicamente mais elevadas para a escolarização das meninas do que para os meninos (Mani, Hoddinot, Straus, 2003), ou seja, dada uma maior renda, a demanda por escolaridade é maior para meninas do que para meninos.

Já em termos de aprendizado, as evidências são confusas (Fiszbein, Schady e Ferreira, 2009; Garcia, 2012; Saavedra e García, 2012). Barham, Macours e Maluccio (2014) medem os efeitos persistentes do programa CCT da Nicarágua, 10 anos após o seu início, em anos completos de estudo e em resultados de aprendizagem medidos por um conjunto de testes de desempenho. Através de um modelo de regressão descontínua, utilizando os dados do censo da Nicarágua de 2000, eles concluem que as crianças que receberam CCT não tiveram efeitos significativos de longo prazo sobre testes de matemática e aprendizagem de línguas. No entanto, uma avaliação de um programa piloto no Malawi encontra impactos positivos na aprendizagem (BAIRD, MCINTOSH E ÖZLER, 2011).

Por outro lado, há evidências de que ocorre o oposto. Por exemplo, Behrman e Parker (2010) estudam o impacto do programa *Oportunidades* no México na

escolarização e no comportamento de trabalho dos adolescentes. Eles utilizam dados da Pesquisa de Avaliação Urbana (Encelurb) para 2002 e 2004 e combinam o método de escores de propensão com diferenças em diferenças. Eles encontram impactos positivos significativos para meninos e meninas sobre o nível de escolaridade, matrícula escolar, proporções de trabalho, e a quantidade de tempo em que as crianças passam a fazer trabalhos de casa. No geral, os impactos na educação decorrentes de um e dois anos de funcionamento do programa são positivos.

Em contraposição, avaliações dos programas de CCT no Camboja (Filmer e Schady, 2014) e no Marrocos (Benhassine *et al.*, 2014) não encontraram efeitos nos resultados da aprendizagem. Da mesma forma, não há evidências suficientes para determinar se os jovens que conseguiram acumular mais anos de educação estariam alcançando melhores resultados no mercado de trabalho, ou seja, melhores empregos e salários mais altos (RODRÍGUEZ- OREGGIA E FREIJE, 2008).

Em relação às avaliações feitas na área de saúde, a maioria dos programas tem impactos positivos sobre a utilização de serviços de saúde e reduzem a mortalidade em certos grupos etários (Gaarder, Glassman, e Todd, 2010). Um estudo recente (Rasella *et al.*, 2013) constata que, no Brasil, o PBF contribuiu para a redução da mortalidade infantil, especialmente em casos atribuíveis a causas relacionadas com a pobreza, como a desnutrição e a diarreia. Há também evidências em alguns países que mostram o efeito positivo das CCTs na redução da gravidez na adolescência (AZEVEDO *et al.*, 2012; CORTÉS, GALLEGO E MALDONADO, 2011; LÓPEZ-CALVA E PEROVA, 2012).

Outra preocupação que também foi levantada é a de que os programas CCTs podem criar consequências negativas não intencionais sobre as decisões dos beneficiários no mercado de trabalho. Embora tudo indique que a decisão de se trabalhar não é afetada pelos CCTs, existem evidências de que os programas afetam a decisão em trabalhar no mercado formal ou informal. A preocupação é que os programas CCTs podem incentivar o trabalho informal, o que poderia levar a uma produtividade econômica global inferior.

Alzúa, Cruces e Ripani (2010) ao avaliarem o impacto de CCTs na área rural no México, Nicarágua e Honduras não encontraram nenhum efeito perceptível sobre a oferta de trabalho dos adultos no curto prazo. Da mesma forma, Barbosa e Corseuil (2014) constaram que a participação no PBF não afeta decisões nem no mercado de trabalho dos adultos em ocupações escolhidas, nem em horas trabalhadas nos setores formais ou informais. Além disso, Barrientos e Villa (2013) encontram efeitos de longo

prazo positivos sobre os resultados no mercado de trabalho para áreas urbanas da Colômbia, incluindo um aumento no emprego formal entre mulheres beneficiárias. Por outro lado, Bosch, Maldonado e Schady (2013) constataram que o CCT no Equador incentivou as mulheres nas áreas rurais a migrarem de empregos formais para informais, embora a magnitude do efeito tenha sido pequena. Amarante, Arim e Vigorito (2011) constataram que o Plano de Emergência Social, no Uruguai, reduziu o emprego formal. Firpo *et al.* (2014), utilizando dados transversais da PNAD a partir de 2006 e um modelo de regressão descontínua, encontraram que o PBF reduziu a oferta de trabalho dos beneficiários, especialmente das mulheres.

Como se pode observar, dependendo do país estudado, dos dados e do método utilizado, os resultados nas avaliações de impacto dos programas CCTs podem variar. Sendo assim, para dar continuidade aos objetivos dessa tese, na próxima seção será apresentado o PBF.

2.3. PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA

O PBF é um programa de transferência de renda com condicionalidades, criado em outubro de 2003, através da unificação de programas já presentes no sistema de proteção social desde a segunda metade da década de 1990, como o Programa Nacional de Renda Mínima vinculada à Educação (Bolsa Escola), o Programa Nacional de Acesso à Alimentação (PNAA), o Programa Nacional de Renda Mínima vinculada à saúde (Bolsa Alimentação) e o Programa Auxílio-Gás. Em 2005, o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI) também foi incorporado ao PBF. O PBF é um programa de focalização nas famílias consideradas pobres e extremamente pobres.

Segundo o MDS (2017), o PBF tem como objetivo contribuir para o combate à pobreza e à desigualdade no Brasil e possui três eixos principais. O primeiro é o complemento da renda, que é a transferência direta em dinheiro que as famílias recebem para garantir o alívio imediato da pobreza. O segundo é o direito de acesso aos serviços sociais básicos de saúde, educação e assistência social, que oferecem condições para as futuras gerações quebrarem o ciclo intergeracional da pobreza, graças a melhores oportunidades de inclusão social. O terceiro eixo do PBF são os programas complementares, tais como Brasil Alfabetizado, Juventude Cidadã, Promoção do Desenvolvimento Local e Economia Solidária, Programa Nacional de Agricultura

Familiar (PRONAF), Microcrédito, Programa Nacional de Biodiesel, Luz para Todos e Programa de Aceleração do Crescimento Econômico (PAC) (Fonseca, 2010).

Assim, enquanto a transferência de renda promove o alívio imediato da pobreza e as condicionalidades reforçam o acesso a direitos sociais básicos nas áreas de educação, saúde e assistência social, os programas complementares objetivam o desenvolvimento das famílias e a superação da situação de vulnerabilidade.

A seleção de famílias pelo programa se baseia nas informações inseridas pelos municípios no Cadastro Único para Programas Sociais (CadÚnico), que é um instrumento de identificação e caracterização socioeconômicas das famílias brasileiras de baixa renda. São consideradas famílias de baixa renda aquelas que possuem renda mensal de até meio salário mínimo *per capita* ou de três salários mínimos no total. Vale ressaltar que a informação da renda é autodeclarada por cada família. Atualmente, mais de 27 milhões de famílias estão inscritas no CadÚnico (MDS, 2017).

No entanto, o cadastramento não implica a entrada imediata das famílias no programa nem o recebimento do benefício. Com base nas informações inseridas no CadÚnico, o MDS seleciona, de forma automatizada, as famílias que serão incluídas no programa a cada mês. O critério principal é a renda *per capita* da família e são priorizadas as famílias de menor renda entre aquelas que formam o conjunto de famílias que podem ser beneficiadas pelo programa, sendo elegíveis as famílias em situação de extrema pobreza, com renda por pessoa de até R\$85,00 mensais e famílias em situação de pobreza, com renda por pessoa entre R\$85,01 e R\$170,00, desde que tenham crianças ou adolescentes de 0 a 17 anos em sua composição.

Em 2008, o programa complementar Bolsa Variável Jovem (BVJ) foi introduzido, que acrescentou pagamentos variáveis e uma condicionalidade escolar para crianças de idade entre 16 e 17 anos. Após a introdução do BVJ, todas as famílias participantes do BF com crianças entre 16 e 17 anos foram automaticamente contempladas com o BVJ, sem qualquer procedimento de inscrição adicional.

Cada município tem uma estimativa de famílias pobres considerada como a meta de atendimento do programa naquele território. Essa estimativa é calculada com base em uma metodologia desenvolvida com apoio do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e tem como referência os dados do Censo e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), ambas realizadas pelo IBGE (MDS, 2017).

Os limiares da renda por pessoa e os valores dos benefícios para o BF e BVJ mudaram ao longo do tempo, por conta da inflação. No início do programa, em 2003, os limiares da renda mensal por pessoa eram de R\$100,00 para famílias pobres e R\$50,00 para famílias extremamente pobres. O valor variável condicional pago para crianças de 6 a 15 anos de idade era de R\$15,00 (por criança), e a transferência incondicional para famílias extremamente pobres era de R\$50,00. A tabela 1 mostra os pagamentos do benefício em 2017.

Tabela 1 - Plano de Benefícios para Pagamento do BF e BVJ, em 2017

Renda mensal domiciliar por pessoa	Benefício básico (incondicional)	Benefício variável (pago para crianças de 6 a 15 anos de idade que cumpram as condicionalidades, e gestantes ou nutrizes, por até 5 pessoas)	Benefício BVJ (pago para crianças de 16 e 17 anos de idade que cumpram as condicionalidades, por até 2 pessoas)
Até R\$85,00 (extremamente pobres)	R\$ 85,00	R\$39,00	R\$46,00
Entre R\$85,01 e R\$170,00 (pobres)	-	R\$39,00	R\$46,00

Fonte: Elaboração do autor com dados do Ministério do Desenvolvimento Social

O valor que a família recebe por mês é a soma de vários tipos de benefícios previstos no Programa Bolsa Família. Os tipos e as quantidades de benefícios que cada família recebe dependem da composição (número de pessoas, idades, presença de gestantes, etc.) e da renda declarada pela família beneficiária.

No quadro 1, podem ser observados os valores que recebem, atualmente, as famílias em extrema pobreza (com renda familiar mensal por pessoa de até R\$ 85,00), considerando as variações do número de gestantes, nutrizes, crianças, adolescentes e jovens de cada família.

Quadro 1- Valores Recebidos pelas Famílias Extremamente Pobres de acordo com sua Composição

FAMÍLIAS EXTREMAMENTE POBRES			
Número de gestantes, nutrizes, crianças e adolescentes de até 15 anos	Número de jovens de 16 e 17 anos	Tipo de benefício	Valor máximo do benefício
0	0	Básico	R\$ 85,00
1	0	Básico + 1 variável	R\$ 124,00
2	0	Básico + 2 variáveis	R\$ 163,00
3	0	Básico + 3 variáveis	R\$ 202,00
4	0	Básico + 4 variáveis	R\$ 241,00
5	0	Básico + 5 variáveis	R\$ 280,00
0	1	Básico + 1 BVJ	R\$ 124,00
1	1	Básico + 1 variável + 1 BVJ	R\$ 170,00
2	1	Básico + 2 variáveis + 1 BVJ	R\$ 209,00
3	1	Básico + 3 variáveis + 1 BVJ	R\$ 248,00
4	1	Básico + 4 variáveis +1 BVJ	R\$ 287,00
5	1	Básico + 5 variáveis +1 BVJ	R\$ 326,00
0	2	Básico + 2 BVJ	R\$ 177,00
1	2	Básico + 1 variável + 2 BVJ	R\$ 216,00
2	2	Básico + 2 variáveis + 2 BVJ	R\$ 255,00
3	2	Básico + 3 variáveis + 2 BVJ	R\$ 294,00
4	2	Básico + 4 variáveis +2 BVJ	R\$ 333,00
5	2	Básico + 5 variáveis +2 BVJ	R\$ 372,00

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados do Ministério do Desenvolvimento Social

O benefício básico incondicional é calculado individualmente, para cada família que vive em extrema pobreza, portanto, seu valor não é fixo e é calculado caso a caso. Na próxima tabela, são apresentados os valores que recebem, atualmente, as famílias em situação de pobreza (com renda familiar mensal por pessoa de R\$ 85,01 a R\$ 170,00), considerando as variações do número de gestantes, nutrizes, crianças, adolescentes e jovens de cada família.

Quadro 2 - Valores Recebidos pelas Famílias Pobres de acordo com sua Composição

FAMÍLIAS EM SITUAÇÃO DE POBREZA			
Número de gestantes, nutrizes, crianças e adolescentes de até 15 anos	Número de jovens de 16 e 17 anos	Tipo de benefício	Valor máximo do benefício
0	0	Não recebe benefício Básico	-
1	0	1 variável	R\$ 39,00
2	0	2 variáveis	R\$ 78,00
3	0	3 variáveis	R\$ 117,00
4	0	4 variáveis	R\$ 156,00
5	0	5 variáveis	R\$ 195,00
0	1	1 BVJ	R\$ 46,00
1	1	1 variável + 1 BVJ	R\$ 85,00
2	1	2 variáveis + 1 BVJ	R\$ 124,00
3	1	3 variáveis + 1 BVJ	R\$ 163,00
4	1	4 variáveis +1 BVJ	R\$ 202,00
5	1	5 variáveis +1 BVJ	R\$ 241,00
0	2	2 BVJ	R\$ 92,00
1	2	1 variável + 2 BVJ	R\$ 131,00
2	2	2 variáveis + 2 BVJ	R\$ 170,00
3	2	3 variáveis + 2 BVJ	R\$ 209,00
4	2	4 variáveis +2 BVJ	R\$ 248,00
5	2	5 variáveis +2 BVJ	R\$ 287,00

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados do Ministério do Desenvolvimento Social

Pode-se observar que os pagamentos para crianças de 16 e 17 anos (R\$46,00) são maiores que os pagamentos para crianças de 6 a 15 anos (R\$39,00), mas nenhum tipo de pagamento faz distinção entre o sexo da criança. Dessa forma, em 2017 os valores dos benefícios variaram de R\$ 39,00 a R\$ 372,00, cujo maior montante repassado para as famílias em condições de extrema pobreza foi de R\$ 372,00 e para famílias pobres o máximo de valor repassado foi de R\$ 287,00. O valor médio da transferência monetária recebida por essas famílias atualmente é de R\$ 186,74. Esses valores são repassados da União para a Caixa Econômica Federal, onde as famílias podem sacá-los pelo cartão Social Bolsa Família.

O benefício é pago preferencialmente à mulher residente no domicílio, seja ela a cônjuge ou a mãe responsável, visando dar a esta maior autonomia decisória quanto à alocação dos recursos domiciliares. Assume-se a hipótese de uma relação positiva entre o poder de barganha feminino e uma melhor alocação de recursos para os membros do domicílio em situação mais vulnerável, principalmente crianças (MDS, 2017). Na

ausência da mulher, o benefício pode ser pago a outro membro, como o pai por exemplo. Entretanto, há um número muito reduzido de casais cujo receptor do benefício no domicílio é o pai.

O PBF tem um papel fundamental em reforçar o acesso das famílias à educação e à saúde, por meio dos compromissos, chamados condicionalidades. Na área da educação, os responsáveis devem matricular as crianças e os adolescentes de 6 a 17 anos na escola. A frequência escolar deve ser de, pelo menos, 85% das aulas para crianças e adolescentes de 6 a 15 anos e de 75% para jovens de 16 e 17 anos, todo mês. Na área de saúde, os responsáveis devem levar as crianças menores de 7 anos para tomar as vacinas recomendadas pelas equipes de saúde e para pesar, medir e fazer o acompanhamento do crescimento e do desenvolvimento. As gestantes de 14 a 44 anos devem fazer o pré-natal e ir às consultas na Unidade de Saúde.

Observando essas obrigatoriedades, alguns autores defendem que as contrapartidas são mais importantes do que a própria transferência monetária uma vez que incentiva o aumento do capital humano e conduz a uma maior segurança alimentar (SOARES; SÁTYRO, 2009).

Acompanhar o cumprimento das condicionalidades é tarefa delegada ao Ministério do Desenvolvimento Social (MDS) juntamente com o Ministério da educação (MEC) e o Ministério da Saúde (MS), por meio de uma gestão descentralizada, delegando a fiscalização também a cada município. Nota-se uma mudança clara por parte do Estado quanto à cobrança do cumprimento das condicionalidades.

A condicionalidade de educação é verificada pela própria escola. Cada escola é responsável por enviar os registros de frequência dos beneficiários do Programa Bolsa Família ao Ministério do Desenvolvimento Social. As condições de educação começaram a ser monitoradas em 2001, quando o Programa Bolsa Escola foi lançado. Por outro lado, as condicionalidades de saúde dependem do acesso aos serviços de saúde. Os beneficiários do PBF devem ser visitados periodicamente por agentes de saúde da comunidade que são responsáveis pela coleta de informações e pelo envio desses registros às autoridades sanitárias locais. O monitoramento da saúde é registrado a cada semestre e, como enfatizado por Lindert *et al.* (2007), é muito mais complexo do que a educação.

Os dados oficiais sobre monitoramento das condicionalidades evidenciam uma forte diferença entre monitoramento de saúde e educação. Em educação, o percentual de

acompanhamento das condicionalidades é considerado alto (mais de 90% em novembro de 2016) e tem se mantido relativamente constante ao longo do tempo, com pequenas variações entre os municípios, segundo Ministério de Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS, 2017). Já o percentual de acompanhamento das condicionalidades de saúde tem se mostrado bem mais baixos, com tendência de aumento em anos recentes. Em 2005, esse percentual para o Brasil era de 31,24%, passando a 58,42% em 2009 e atingindo 75,25% em 2016, com variações nos municípios. Esse aumento pode ser creditado, em parte, aos esforços decorrentes do acordo estabelecido no ano de 2011, através da qual os entes federativos se comprometeram a garantir que ao menos 73% das famílias com perfil saúde fossem acompanhadas pela Atenção Básica.

De acordo com Soares e Sátyro (2009) até setembro de 2006 não havia uma fiscalização efetiva das contrapartidas. A partir de outubro desse mesmo ano, o MDS, o MEC e o Ministério da Saúde (MS) implementaram um sistema de acompanhamento do cumprimento das condicionalidades³.

Caso as famílias descumpram os compromissos, o programa aplica efeitos gradativos, começando com uma advertência, que não afeta o recebimento do benefício. Quando o descumprimento se repete em um período de até seis meses, há o bloqueio, que impede que as famílias recebam o benefício por um mês, embora esse valor possa ser sacado depois. Se, após o bloqueio, houver novo descumprimento em até seis meses, o benefício fica suspenso por dois meses, sem possibilidade de a família reaver essas parcelas. O efeito mais grave é o cancelamento do benefício, mas isso é uma exceção, pois o descumprimento dos compromissos do programa de forma reiterada pode ser um sinal de que a família está em maior vulnerabilidade, sendo necessária a investigação dos motivos que levaram à violação dessa obrigatoriedade por parte das famílias, pois, algumas delas podem residir longe da escola, por exemplo, cabendo ao Estado garantir condições necessárias para o acesso bem como à outras eventualidades que minam as famílias em cumprir seus deveres com o programa (Traldi, 2011). Assim, famílias

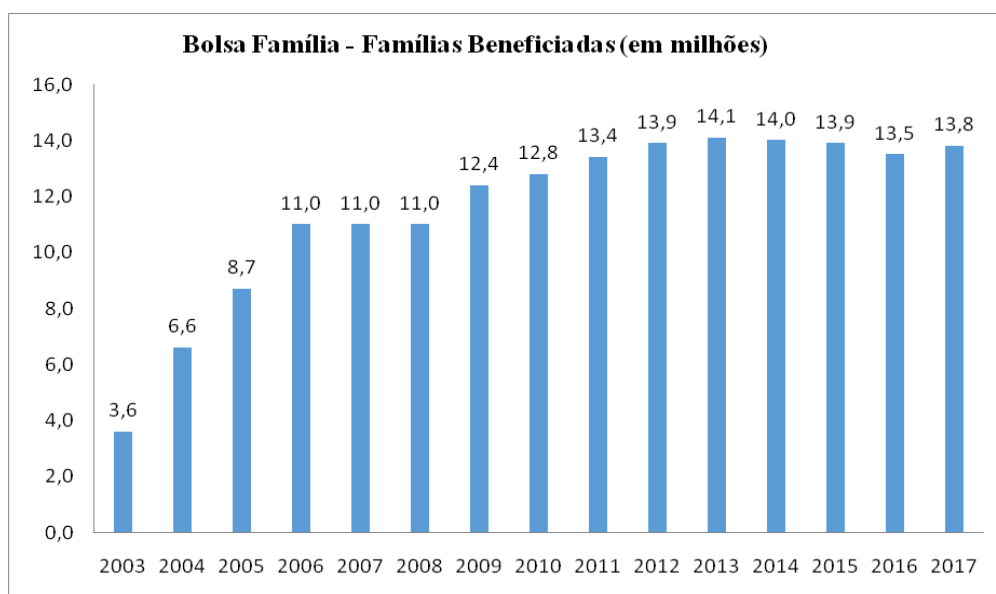
³ Em 2006, o MEC construiu e disponibilizou aos estados e municípios o novo sistema de acompanhamento da frequência escolar do PBF, o Sistema Presença. O novo sistema caracteriza-se pela fácil operacionalização e dispensa o uso de aplicativos, uma vez que foi construído em plataforma web. Entre as inovações apresentadas, destaque para os registros online e pela possibilidade que se abriu em descentralizar o registro das informações até a unidade escolar, com a criação do perfil “operador diretor de escola”. O Sistema Presença possui mais de 22 mil usuários cadastrados em todo o país” (CURRALERO *et al.*, 2010).

nessa situação só podem ser desligadas do PBF depois de passarem por acompanhamento pela área de assistência social no município⁴.

O programa também tem instrumentos para dar segurança aos beneficiários. Quando a renda sobe para até meio salário mínimo por pessoa, as famílias podem ficar mais dois anos no PBF, desde que atualizem voluntariamente as informações no Cadastro Único. Esta é a chamada Regra de Permanência.

Há ainda a possibilidade de as famílias saírem por conta própria. Nesses casos, a família conta com o retorno garantido, num prazo de 36 meses após o desligamento e caso se enquadre novamente nos critérios do programa, poderá voltar a receber BF sem passar por novo processo de seleção. O gráfico 1 apresenta a evolução do número de famílias atendidas pelo BF.

Gráfico 1 - Total de Famílias Atendidas pelo PBF de 2003 a 2017



Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados do Ministério do Desenvolvimento Social

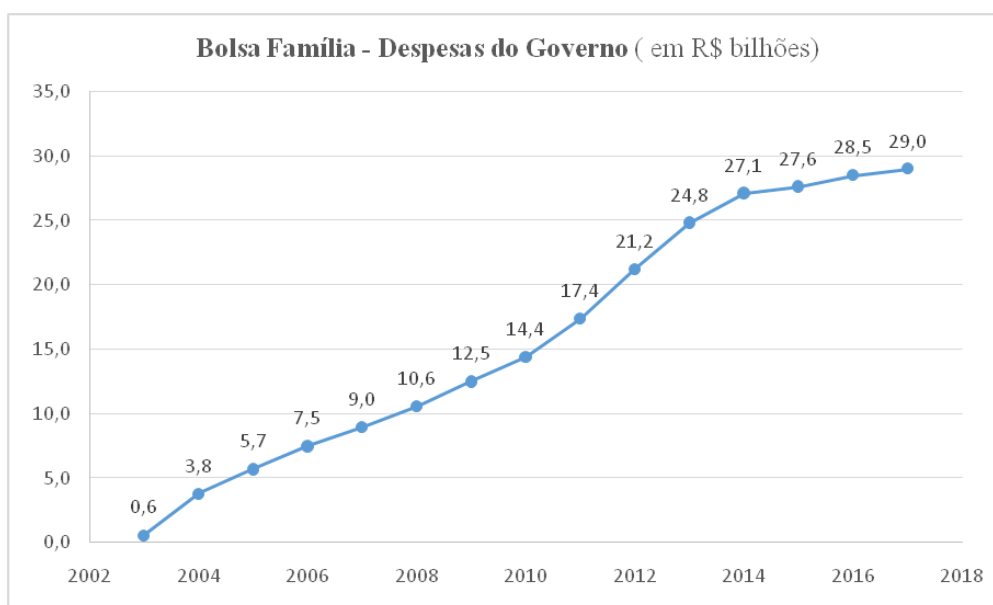
Pode-se perceber que desde 2013 parece haver uma tendência de queda no número de famílias que são beneficiadas pelo BF. Segundo o MDS, desde 2003, 3,1 milhões de famílias saíram voluntariamente do programa e outras 3 milhões de famílias foram desligadas do programa em decorrência de rotinas de controle mantidas pelo

⁴ Na regulamentação adotada em 2005, os gestores do programa transformaram as exigências relativas às condicionalidades em um mecanismo de apoio à identificação das famílias mais vulneráveis e excluídas, e não meramente em medidas de caráter punitivo.

governo. No entanto, cabe ressaltar que o PBF é dinâmico, isto é, todos os meses, há famílias que entram e outras que saem do programa.

Em relação aos gastos com a cobertura do programa, o orçamento para o ano de 2017 foi de R\$ 29,0 bilhões e previsão de R\$ 29,2 bilhões para 2018. No gráfico 2 se pode observar a evolução dos gastos do governo com o PBF.

Gráfico 2 - Gastos do Governo com o PBF de 2003 a 2017



Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados do Ministério do Desenvolvimento Social

Pode-se notar que o total gasto vem aumentando ano a ano, apesar da redução do número de famílias beneficiadas. O benefício do BF tem crescido acima da inflação. Entre janeiro de 2011 e outubro de 2015, o benefício médio aumentou 73,69%, bem acima dos 37,86% da inflação medida pelo IPCA.

Apresentado o Programa Bolsa Família, é interessante colocar em perspectiva os vários mecanismos em ação.

2.4. MECANISMOS DE TRANSMISSÃO

O PBF possui diversos canais para superar a pobreza. Podem-se observar efeitos que, por um lado impactam diretamente no bem-estar das pessoas, enquanto por outro lado, representado pela constante transferência monetária, o canal de impacto ocorre por meio da restrição orçamentária familiar.

O canal mais direto representa as transferências que afetam a renda líquida das pessoas depois da intervenção de outros canais que, por sua vez, afetam a renda bruta definida no mercado de fatores, em particular, no mercado de trabalho. Segundo Neri (2017), o PBF privilegia as mulheres em 93% dos casos, uma vez que são elas que recebem diretamente as transferências monetárias, oferecendo também educação e serviços financeiros. Outro aspecto que se pode observar é que o PBF, como um programa de transferência de renda condicionada, visa influenciar a educação e a saúde de seus beneficiários, aumentando a demanda por esses serviços por meio de condicionalidades.

O primeiro efeito observado em razão dos CCTs impacta diretamente o orçamento familiar mediante transferências e impostos somados a rendas recebidas e a fatores de mercado. É importante enfatizar aqui a isenção fiscal das transferências públicas como as CCTs.

Em geral, o efeito isenção reduz as despesas monetárias em comida e outras despesas observadas, enquanto o efeito BF diminui as despesas não monetárias em alimentação. Os efeitos da isenção de impostos são percebidos mais amplamente na população, enquanto o Bolsa Família reduz a percepção de insegurança alimentar somente entre a população mais pobre. Talvez seja essa a razão para o programa apresentar maior capacidade de ampliar a massa corporal de seus beneficiários, o que não foi observado, por exemplo, em outras experiências envolvendo a isenção fiscal da cesta básica de alimentos consumida. Cada política tem um efeito em diferentes variáveis e grupos de pessoas, sugerindo complementaridade dos instrumentos.

Além do efeito direto na renda, os CCTs também buscam influenciar as chances de a população sair da condição de pobreza no longo prazo por meio de condicionalidades, quebrando assim, o ciclo intergeracional da pobreza. Essa ruptura ocorreria via saúde e educação, pois o benefício melhoraria a saúde de crianças em situação de vulnerabilidade social, auxiliando na inserção e na permanência na escola pois, sem esse auxílio, essas crianças tenderiam a evadir da escola e ocupar, futuramente, postos pouco qualificados e mal remunerados no mercado de trabalho, como afirma Aguiar e Araújo (2002).

A distribuição de renda e o nível de pobreza afetam o nível de saúde, uma vez que sociedades mais desiguais são caracterizadas pela presença de conflitos sociais e menor coesão social, afetando a qualidade das relações individuais. Assim, como a saúde é um dos componentes do capital humano na medida em que afeta diretamente a

capacidade de geração dos rendimentos salariais, pode ter impactos sobre a distribuição de renda, afetando os rendimentos pela produtividade do trabalhador, número de horas ofertadas de trabalho e a decisão de participar na força de trabalho.

Com o nível de pobreza, as crianças sofrem de profundos déficits em nutrição e são expostas a doenças infecciosas causadas por vírus e bactérias, influenciando diretamente em seus processos de desenvolvimento e aprendizagem. Segundo Cavalcanti (2009) é na infância que se fundam as bases para uma alimentação balanceada e saudável e, com isso, a criança crescerá com bom desenvolvimento e capacidade de aprendizado, capacidade física, atenção, memória, concentração e energia necessária para trabalhar o cérebro.

Os resultados do desenvolvimento no início da infância (*Early Childhood Development- ECD*) são responsáveis pelo bem-estar da criança no futuro. Além disso, os efeitos danosos do desenvolvimento inadequado nas idades iniciais podem ser duradouros, afetando desempenho escolar, emprego, salário, criminalidade, e medidas de integração social de adultos (Schady, 2006). De acordo com a literatura dos Estados Unidos, as crianças de famílias com alta renda e pais com elevado nível educacional têm melhor desempenho em testes cognitivos (Blau, 1999; Taylor *et al.*, 2004) e baixa incidência de problemas comportamentais (Berger *et al.*, 2005). Essa relação entre a posição socioeconômica e a habilidade infantil também está presente nos países da América Latina (PAXSON; SCHADY, 2005).

Segundo alguns pesquisadores de países desenvolvidos, o baixo nível de desenvolvimento cognitivo na infância, medido por testes aplicados aos 22 meses de idade é um importante prognóstico dos salários (Currie; Thomas, 1999; Robertson; Symons, 2003). Outros autores têm argumentado que a dimensão não cognitiva do desenvolvimento no início da infância é um importante determinante do sucesso futuro (Carneiro; Heckman, 2003; Cunha *et al.*, 2005). Assim, ambas, habilidades cognitiva e não cognitiva, podem contribuir para a transmissão da pobreza através das gerações.

Segundo Heckman (2005), a interferência, cedo o suficiente, pode afetar o desenvolvimento dessas duas habilidades, cognitiva e não cognitiva. O autor, a partir do questionamento de por que a sociedade deve investir em crianças em desvantagem social, argumenta que intervenções iniciais nessas crianças promovem escolaridade, aumentam a qualidade da força de trabalho e a produtividade na escola, reduzem criminalidade e a gravidez na adolescência.

Outro canal se manifesta através de políticas externas que afetam a oferta de bens e serviços públicos, cujo uso afeta diretamente o bem-estar das pessoas. Nesse canal, encontram-se as políticas que dão prioridade aos beneficiários do PBF nos serviços de educação e saúde, como a prioridade de acesso a creche para crianças de famílias em situação de pobreza ou a transferência de mais recursos educacionais a escolas onde mais da metade dos alunos são oriundos de famílias inscritas no programa. A concessão de subsídios diferenciados aos beneficiários do BF, no acesso a cursos técnicos ou em relação à mobilidade urbana por meio de mecanismos como o bilhete único ou o passe livre para jovens estudantes, tem o potencial de beneficiar a oferta de políticas de saúde e educação. Esse tipo de experiência pode não apenas trazer à população de mais baixa renda para mais perto do governo, mas também ampliar sua participação no mercado, o que passa a ser um eixo fundamental, num ambiente de escassez fiscal.

É interessante também observar o impacto direto do programa sobre o consumo, por meio da oferta de bens privados ou serviços públicos. A oferta de serviços públicos como esgoto e telecomunicações, por exemplo, é parte da possibilidade de políticas ainda por focalizar nas populações mais pobres, enquanto as dinâmicas ligadas ao financiamento habitacional exemplificam o potencial de uso do PBF e do CadÚnico na oferta de subsídios financeiros para que os mais pobres possam adquirir bens relevantes.

Para se obter uma visão estrutural do processo de mudança, é necessária atenção às restrições orçamentárias e reflexão sobre a geração de renda das famílias em diferentes períodos. É nessa parte que estão as ações que afetam o assalariamento e o empreendedorismo, a exemplo do impacto sobre a demanda do Programa de Aquisição de Alimentos (PAA), que utiliza mecanismos de comercialização que favorecem a aquisição direta de produtos de agricultores familiares ou de suas organizações, estimulando os processos de agregação de valor à produção; ou do impacto sobre a informalidade, por meio da criação da figura do Microempreendedor Individual (MEI). Ainda nesse canal, pode-se observar mudanças nos ativos e recursos das famílias, o que implica deslocamentos de longo prazo da função de produção individual que ocorre em virtude da ênfase na educação regular ou profissional usando a base de dados do CadÚnico para a segmentação do público.

Finalmente, pode-se pensar em outra abordagem. Segundo Neri (2017), é preciso não só levar a população pobre ao mercado, mas levar o mercado a atender essa população. É preciso encarar a população em situação de pobreza considerando-a

protagonista de sua própria história, além de exigir qualidade nos serviços públicos oferecidos ou regulados pelo Estado. Sem bem regulado, o crédito consignado aos benefícios sociais vai nessa direção, alavancando ganhos em termos de bem-estar social, sem perdas para nenhum grupo, configurando melhoras de Pareto. Especificamente, na área de políticas públicas relacionadas com finanças, pode-se enfatizar o acesso a contas bancárias e a decisões sobre alocação em poupança.

Esse efeito revela o impacto das regras básicas do programa, como os fatos de os beneficiários serem registrados pelo governo federal em um sistema único (CadÚnico) e de receberem seus benefícios pela Caixa Econômica Federal. A operação dos benefícios pelo banco proporciona ao beneficiário um maior acesso a outros serviços financeiros e, nesse sentido, o BF pode ser encarado como mais do que uma porta de saída da situação de pobreza, mas também como uma porta de entrada para segmentos mais sofisticados do mercado financeiro, como o crédito e o seguro. Nessa direção, em maio de 2016, o Ministério do Desenvolvimento Social (MDS) adotou um programa que transformou o BF em uma conta poupança com cartão de débito entre outros melhoramentos em prol da inclusão financeira.

Dada a apresentação do PBF e dos mecanismos de ação do programa, a seção seguinte apresenta os principais resultados empíricos existentes na literatura sobre o BF.

2.5. IMPACTOS DO PROGRAMA BOLSA FAMILIA

Existe uma extensa literatura sobre os impactos que o PBF vem proporcionando nas questões de desenvolvimento social, educação e saúde (LICIO, MESQUITA E CURRALERO, 2011; SILVA E JESUS, 2011; FRIED, 2012).

A maioria dos estudos que avaliam impactos do PBF sobre educação, analisam o efeito do programa sobre matrícula, frequência, progressão e repetência escolar, diferindo nas bases de dados e metodologias utilizadas.

Glewwe e Kassouf (2008) utilizam dados do Censo Escolar, de 1998 a 2005, período em que o Bolsa Escola e Bolsa Família foram unificados, para estimar os impactos do programa sobre os resultados do ensino primário. Usando o Censo e aproveitando a variação no momento da introdução do Bolsa Família em todos os locais, eles desenvolveram um modelo do impacto do PBF sobre a matrícula no nível da escola, controlando efeitos fixos para o Estado e para o tempo. Suas estimativas de impacto são identificadas sob a suposição de que, depois de controlar esses efeitos, a

presença de BF não está correlacionada com fatores não observados que afetam as decisões de matrícula. Eles encontram que o PBF aumenta as matrículas escolares em 5,5-6,5 pontos percentuais, reduz a taxa de abandono em 0,4-0,5 pontos percentuais e aumenta a taxa de aprovação em 0,3-0,9 pontos percentuais. Os resultados são significativos ao nível de significância de 1%.

Usando dados da PNAD de 2004 e 2006 e um modelo de escores de propensão com efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT), Schaffland (2012) também encontra um aumento no número de matrículas de crianças entre 6 e 9 anos e 7 e 10 anos, de aproximadamente 4 pontos percentuais, com efeitos comparáveis encontrados para meninos e meninas.

Já Duarte e Neto (2008) avaliam o impacto do PBF sobre a frequência escolar das crianças de 5 a 14 anos na agricultura familiar dos Estados de Pernambuco, Ceará, Sergipe e Paraíba. Utilizando dados da PNAD de 2005 e estimativas de escores de propensão, eles encontram, de forma geral, que o programa de fato eleva a frequência escolar das referidas crianças em cerca de 5,6 pontos percentuais, com nível de significância de 5%. Contudo, há importantes diferenças com respeito a este impacto quando meninas e meninos são considerados separadamente, sendo o programa eficaz no primeiro caso e ineficaz no segundo; ou seja, apesar da avaliação positiva para as meninas, não parece haver efeito do programa sobre a frequência escolar dos meninos.

Melo e Duarte (2010) avaliaram a relação do Bolsa Família com a frequência escolar de crianças e adolescentes da agricultura familiar de quatro estados nordestinos. Utilizando dados da PNAD para o ano de 2005, foram produzidas estimativas a partir de PSM. Os resultados, em geral, indicaram aumento da frequência escolar de crianças de 5 a 14 anos, em um intervalo de 5,4 a 5,9 pontos percentuais. Contudo, quando há uma separação por gênero se verifica que o efeito ocorre somente para as meninas.

Ainda sobre a frequência escolar, com dados da segunda rodada da pesquisa AIBF e utilizando o método de escores de propensão juntamente com efeitos das médias do grupo de tratamento, MDS (2010) observou que o programa impactou positivamente a frequência escolar de crianças e jovens entre 6 e 17 anos. A diferença na frequência escolar entre beneficiários e não-beneficiários foi de 4,4 pontos percentuais, com nível de significância de 5%.

Costanzi *et al.* (2010) constataram que o PBF ampliou o acesso dos beneficiários à educação e que a participação no programa resultou em uma maior probabilidade de frequentar a escola. Além disso, sua análise, com base nas condições do programa, parecia indicar a existência de um chamado "efeito dose", em que o tempo de permanência no programa causa uma melhoria implícita na frequência escolar.

Romero e Hermeto (2009), utilizando dados da avaliação de Impacto do Bolsa Família (AIBF) de 2005, com uma regressão descontínua, observaram que os beneficiários de 7 a 14 anos evadiam e faltavam menos às aulas que os não-beneficiários. Em lugares onde a oferta de escolas era menor esta diferença entre beneficiários e não beneficiários foi ainda maior, como no caso da área rural do Nordeste.

Em outro estudo que analisa o impacto do PBF sobre abandono escolar, Janvry *et al.* (2007) encontraram evidências de que o PBF reduziu as taxas de abandono por cerca de 8%, ao nível de significância de 10%, mas teve pouco efeito sobre as taxas de frequência.

Jannuzzi e Pinto (2013) utilizam a pesquisa AIBF II, com dados de beneficiários e não beneficiários do PBF, mas onde todos os pesquisados estão dentro da mesma faixa de renda. Sua principal conclusão é de resultados positivos do programa em relação à educação, já que as crianças das famílias beneficiadas pelo PBF apresentaram melhor progressão escolar em 6% quando comparadas às de famílias não beneficiadas na mesma faixa de renda.

Oliveira e Soares (2013), utilizando dados do Censo Escolar e do Cadastro Único de 2008 e 2009 e um modelo de mínimos quadrados ordinários, também estimam o efeito do Bolsa Família sobre a repetência escolar. Ao nível de significância de 1%, os resultados mostraram que os alunos que repetiram o ano anterior têm uma chance 46% maior de repetir que aqueles que passaram. Os meninos têm um 70% maior chance de repetir que as meninas, e os estudantes que estão acima da faixa etária apropriada para o nível de ensino também estão em desvantagem.

No entanto, alguns estudos encontram resultados negativos, como por exemplo, Oliveira (2007), que utiliza dados da PNAD de 2005 e sugere que o Bolsa família reduz a matrícula, reduz a progressão de série e aumenta as taxas de abandono. No

estudo de Simões (2012), com dados do Censo e da Prova Brasil para 2007, utilizando o método dos Mínimos Quadrados Ordinários, não é encontrado nenhum impacto sobre a progressão ou abandono de crianças na área urbana da quarta série.

Simões e Sabates (2014) utilizam dados do Censo e da Prova Brasil de 2007 e um modelo de regressões em Mínimos Quadrados Ordinários, e também não encontram impacto positivo sobre progressão de série e abandono de crianças na área urbana para quarta série. Nilson e Sjoberg (2013) utilizam dados transversais da PNAD de 2011 e usam uma regressão descontínua para estimar o efeito do Programa Bolsa Família sobre a taxa de matrícula. Eles encontram que o PBF reduz as taxas de matrícula em 2 pontos percentuais para crianças de 6 a 18 anos e de 5 pontos percentuais para crianças de 16 a 18 anos de idade.

No entanto, em um estudo mais recente, De Brauwet *al.* (2015) utilizam a pesquisa AIBF I e II, para os anos de 2005 e 2009, para medir o impacto do BF sobre a escolaridade de crianças de 6 a 14 anos e 15 a 17 anos, e desagregam por sexo e região. Eles utilizam o método de escores de propensão ponderado e estimam o efeito de tratamento médio sob os tratados (ATT) e encontram que os efeitos positivos do PBF estão concentrados entre as crianças de 15 a 17 anos. Eles também encontram maiores efeitos do programa para zonas rurais do que para zonas urbanas e maiores efeitos para meninas do que para meninos.

O impacto do PBF na saúde de seus beneficiários tem sido avaliado sob diversos aspectos tais como: despesas totais, despesas com alimentos, despesas com habitação, no nível de diversificação dos gastos com alimentos (Resende e Oliveira, 2008; De Almeida, De Mesquita e De Silva, 2014), imunização de crianças (Andrade, 2012), segurança alimentar, estado nutricional, mortalidade infantil (Martins, 2013), estimativa da oferta de trabalho para mulheres e no nível e preferência de fertilidade e fecundidade das beneficiárias (Signorini, 2011; Simões e Soares, 2012).

A avaliação e o monitoramento do PBF fornecem indicadores que os beneficiários tendem a gastar uma parcela importante do benefício recebido com a compra de alimentos, principalmente para as crianças. No entanto, o volume da aquisição dos alimentos não indica, necessariamente, um bom estado nutricional ou diminuição na insegurança alimentar das famílias (Cotta e Machado, 2013).

Apesar dos programas de transferência de renda provocarem aumento do crescimento linear e do ganho de peso das crianças beneficiárias, esses, em geral, são efeitos modestos (Martins, 2013).

Para Paes-Sousa, Santos e Miazaki (2011) crianças beneficiárias com idade de até cinco anos estão mais propensas de ter altura adequada para idade do que crianças que não fazem parte do Programa, sendo que este índice antropométrico está fortemente associado ao peso ao nascer da criança. Os resultados encontrados apontam para o fato de que o déficit estatural e sobrepeso estão presentes em crianças que vivem em condições de pobreza e extrema pobreza beneficiárias do PBF em diversas regiões do país o que pode sugerir a avaliação nutricional como um critério conveniente para seleção de famílias em vulnerabilidade social.

Duarte, Sampaio e Sampaio (2009) avaliaram, com dados coletados em 2005, o impacto do PBF sobre os gastos com alimentação de famílias rurais, contemplando 838 famílias em 32 municípios. Os autores compararam indivíduos que participavam e que não participavam do PBF, utilizando o método ATT com *Propensity Score Matching*, que corrige os vieses da seleção amostral. Os resultados mostram que o valor médio das despesas anuais para as famílias beneficiárias é cerca de 240 reais superior à média dos gastos totais das famílias não participantes. Considerando que o valor médio anual recebido por estas famílias é de R\$ 278, pode-se inferir que cerca de 87% deste valor é utilizado para consumo de alimento.

De Sousa Camelo *et al.* (2009) avaliam o impacto do PBF sobre a segurança alimentar dos domicílios beneficiários e sobre indicadores da saúde de crianças de zero a seis anos: medidas antropométricas (altura/idade, peso/idade, peso/altura e índice de massa corporal) e mortalidade infantil. Utilizam dados da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde de 2006 do Ministério da Saúde. A segurança alimentar foi medida pela escala brasileira de insegurança alimentar (EBIA), os indicadores antropométricos seguem os padrões da OMS e a mortalidade infantil foi avaliada no nível domiciliar. A estratégia de identificação adotada foi o ATE com *Propensity Score Matching*. Os resultados apontam que o PBF contribui para que os domicílios saiam da condição de insegurança alimentar leve. Estimou-se também que o PBF eleva a probabilidade de a criança ter peso adequado para sua idade e para sua altura, quando comparado a crianças com sobrepeso. O mesmo efeito não é encontrado para crianças abaixo do peso. Ainda nesse trabalho, o PBF não se mostrou estatisticamente importante para explicar a mortalidade infantil.

Saldiva *et al.* (2010) avaliaram as condições de saúde e nutrição de 189 crianças menores de 5 anos, associando a qualidade do consumo alimentar ao PBF. Esse estudo transversal empregou amostras domiciliares em dois períodos (dezembro de 2005 e fevereiro de 2006), com seleção por amostragem sistemática, incluindo o total de crianças menores de 5 anos neles residentes. Para o diagnóstico nutricional das crianças foram utilizados os indicadores peso para idade, altura para idade e peso para altura, tomando como referências os pontos de corte da OMS. Para avaliação do consumo alimentar, o estudo utilizou um questionário de frequência alimentar. Os autores relataram uma prevalência de 4,3% de déficit de peso, 9,9% de déficit estatural e 14% de excesso de peso nas crianças avaliadas. Esses números são elevados quando comparados aos estudos nacionais (MDS, 2006). As análises não mostraram diferenças estatisticamente significativas entre o estado nutricional das crianças beneficiárias e não beneficiárias, sendo que, em ambos os grupos, o consumo de frutas, verduras e legumes foi baixo e semelhante. Entretanto, as crianças beneficiárias do PBF apresentaram um risco três vezes maior de consumir guloseimas.

Cotta *et al.* (2011) realizaram um estudo cujo objetivo foi determinar a prevalência e os fatores associados a anemia em crianças cadastradas no PBF. Esse estudo transversal comparou uma amostra aleatória de famílias beneficiárias do PBF e um grupo de famílias cadastradas no Programa que ainda não recebiam o benefício. Os dados foram retirados do Censo de 2007. Da população, 57% residiam na zona rural. Considerando que as famílias não beneficiárias estavam cadastradas no Programa, o estudo pressupôs que as condições socioeconômicas dos grupos eram semelhantes. Foram avaliadas 446 crianças com idade entre 6 e 84 meses. A prevalência de anemia encontrada foi de 22,6%, sendo 69% de anemia leve, 30% moderada e 1% grave. O risco de anemia foi maior em crianças com idade menor que 24 meses, porém com maior razão de prevalência no grupo de crianças não beneficiárias. A hipótese sugerida é de que o cumprimento das condicionalidades exigidas pelo PBF tenha resultado em maior assistência à saúde para as crianças beneficiárias.

Oliveira *et al.* (2011) estudaram o estado nutricional de crianças com idade entre 6 e 84 meses cadastradas no PBF, comparando o grupo de beneficiários com não beneficiários, através de um modelo de análise de regressão logística múltipla hierarquizada, utilizando dados do município de Paula Cândido, localizado na Zona da Mata de Minas Gerais, durante os meses de setembro a novembro de 2007. Os resultados mostraram que 76% das famílias informaram gastar o benefício recebido

com a compra de alimentos. Em relação ao estado nutricional, o estudo mostrou que o consumo de água sem tratamento é um fator de risco para um déficit de estatura, com maiores chances no grupo de crianças não beneficiárias.

Além desses estudos, outros autores se preocupam em analisar os efeitos do PBF sobre a alocação das famílias no mercado de trabalho e uma possível redução no trabalho infantil, e também o impacto que isso tem na educação.

As tensões entre prestar assistência e as potenciais consequências negativas de sua provisão são temas recorrentes nas discussões acadêmicas e políticas sobre as transferências sociais (Coady, Grosh e Hoddinott, 2004; Grosh *et al.*, 2008). No entanto, existe uma preocupação generalizada de que as intervenções de proteção social dirigidas aos pobres podem ter consequências negativas, criando desincentivos para o trabalho e aumentando a dependência do programa. Se o lazer é um bem normal, as transferências podem induzir as famílias a reduzir a oferta de mão-de-obra e escolher mais lazer, através de um efeito renda.

Ferro, Kassouf e Levison (2010) examinam, no caso brasileiro, o impacto dos programas de transferência de renda sobre as decisões da família sobre a participação no mercado de trabalho e do tempo dedicado ao trabalho, utilizando dados da PNAD 2003 e um modelo de efeito médio de tratamento. Os autores encontram resultados que indicam uma redução das crianças e adolescentes na participação no mercado de trabalho como decorrência da participação no programa. Especificamente, o programa reduz a probabilidade de participar do mercado de trabalho de meninas com idades entre 11 e 15 anos de 12,9 pontos percentuais em áreas rurais, mas por apenas 0,6 pontos percentuais para 6 a 10 anos de idade em áreas urbanas. A redução de 4,8 pontos percentuais na probabilidade de trabalhar entre os meninos com idades entre 11 e 15 mostra como os resultados obtidos por esses autores são significativos na redução do trabalho das crianças e adolescentes. Por outro lado, os autores concluíram que não há uma diminuição no tempo dedicado para trabalhar para esta população.

O artigo de Cacciamali, Tatei e Batista (2010), com base na PNAD 2004 e utilizando o modelo probit bivariado, estima o efeito do Bolsa Família na participação no mercado de trabalho e frequência escolar das crianças entre 7 e 15 anos de idade. Os autores não empregam técnicas de quase-experimental, limitando a análise apenas para famílias pobres e com a exigência de que pertença ao programa contido na PNAD de 2004. Enquanto o uso do probit bivariado tem seus benefícios, uma vez que aborda as decisões de estudar e trabalhar como conjunta e correlacionada, há, no entanto, dúvidas

sobre a robustez dos resultados, porque a avaliação do impacto sem considerar os problemas de seleção recorrente levanta dúvidas sobre suas estimativas. Os resultados mostram um aumento na probabilidade de apenas estudar e de estudar e trabalhar de 1,36% e 1,37%, respectivamente. E, por sua vez, estimam redução de 2,5% e 0,5% em não estudar nem trabalhar, e sótrabalhar, respectivamente. Essas mudanças geram como resultado final um aumento no trabalho infantil, que também é indicado pelos coeficientes do probit bivariadas. O coeficiente da presença da variável Bolsa Família teve efeitos positivos e significativos sobre estudar e trabalhar.

Tavares (2009), por sua vez, utiliza o método *Propensity Score Matching* e tenta averiguar se o recebimento do auxílio proveniente do reduz os incentivos à participação no mercado de trabalho, sendo essa avaliação feita através da análise do comportamento do número de horas trabalhadas e da taxa de participação. Contudo, a análise desse estudo se concentra na oferta de trabalho das mães, pois estas são as que de modo geral recebem o auxílio, e a comparação é feita entre a amostra de mães tratadas e a de mães não-tratadas, chegando-se à conclusão de que o efeito total do PBF é positivo.

Araújo, Ribeiro e Neder (2010), com base na PNAD 2006 e a técnica de escore de propensão, concluem que o PBF aumenta a frequência escolar e reduz a ociosidade entre as crianças de ambos os gêneros. No entanto, afirma que esses resultados são modestos. Eles acrescentam que o PBF não tem impacto sobre as proporções de crianças que só trabalham ou que trabalham e estudam. Eles concluem que o Bolsa Família aumenta a frequência escolar, mas não contribui para a luta contra o trabalho infantil.

Silveira, Horn e Campolina (2013) analisam a medida em que o Bolsa Família afeta a alocação do tempo entre a escola e o trabalho de crianças e adolescentes de 10 a 18 anos. Utilizam dados do Censo 2010 e combinam o modelo de *Propensity Score Matching* com ATT. Eles concluem que não há uma substituição entre trabalhar e frequentar a escola. Em vez de um efeito de substituição, os resultados obtidos sugerem que o que muda é a maior probabilidade de estudar e trabalhar em conjunto, e diminui a probabilidade de não estudar e não trabalhar como resultado da participação no programa. O impacto é mais visível para os adolescentes entre as idades de 15 e 17.

Há ainda na literatura outros trabalhos que não encontram efeitos significativos do PBF sobre o mercado de trabalho. Foguel e Barros (2010) argumentam que programas condicionais de transferência de renda não têm impacto sobre o mercado de

trabalho. Utilizando dados de municípios brasileiros que entram na amostra da PNAD, o artigo monta um painel com dados dos anos de 2001 a 2005 para averiguar se há impactos sobre o número médio de horas trabalhadas ou sobre a taxa de participação de homens e mulheres adultos. Os autores argumentam que a participação das famílias no PBF não impacta as variáveis de interesse de modo significativo, mesmo quando a análise é feita por gênero. A análise conclui que programas de transferência de renda não afetam a participação no mercado de trabalho e nem o número de horas trabalhadas dos indivíduos, qualquer que seja o gênero.

Corroborando a ideia de que o PBF não impacta o mercado de trabalho, através do modelo *Fuzzy RDD*, Barbosa e Corseuil (2014) exploram a descontinuidade no critério de elegibilidade do programa, que é a idade do filho mais novo, e considera que o valor crítico gira em torno dos 16 anos, que é quando a família perde o benefício referente ao filho cuja idade ultrapassa esse valor. Busca analisar quão propensos os beneficiários do PBF estão a ir para o mercado de trabalho informal (ou permanecer no mesmo). Partem da ideia de que ao se engajarem no mercado informal de trabalho, as famílias beneficiadas pelo programa não fogem dos critérios de elegibilidade (pois não possuem carteira assinada) e continuam recebendo o auxílio. Contudo não encontram evidências de que o PBF estimula a informalidade dos beneficiários.

De Brauw *et al.* (2015) utilizam dados da AIBF I e AIBF II para estimar impactos do PBF na oferta de mão-de-obra. Utilizando o método ATT com *Propensity Score Weighting*, os autores não encontram impactos significativos do PBF na participação individual na força de trabalho ou nas horas de trabalho da família. Ainda assim, observam uma diminuição nas horas de trabalho do setor formal e um aumento na força de trabalho do setor informal, cerca de 8 horas por semana por membro da família. A mudança é impulsionada pelas famílias urbanas.

Dentre todos esses estudos que avaliam efeitos do PBF, pode-se perceber uma grande diversidade de bases dados, assim como diferentes métodos utilizados. No próximo capítulo será apresentada a base de dados construída e utilizada nesse estudo.

3. DADOS

Uma série de estudos que avaliam os impactos do PBF utilizam bases de dados que não têm como objetivo explícito avaliar o programa. Algumas bases utilizadas nesses estudos buscam investigar características gerais da população (PNAD, por exemplo) e outras são instrumentos de identificação das famílias de baixa renda usados na seleção do público de programas sociais, como é o caso do Cadastro Único.

Essas bases, no entanto, podem apresentar algumas limitações, por possuírem um viés de representatividade (Souza, 2010), causado pelo seu desenho amostral que se desencontra com a forma organizacional e operacional do PBF, que possui uma gestão descentralizada por cotas municipais no qual muitos dos pequenos municípios que fazem parte do programa, provavelmente não são incluídos nessas bases de dados por serem não auto representativos.

A fim de resolver esse problema, nesse estudo, foi construído um painel de dados inédito, no nível de indivíduo, que teve como origem o projeto de pesquisa de Vieira e Freguglia (2015), através da Pesquisa de Avaliação de Impacto do Programa Bolsa Família (AIBF I e AIBF II). Os dados em painel possibilitam uma riqueza de análise que os dados transversais não permitem, e as pesquisas longitudinais abrem novas possibilidades de análise. Até o presente momento, a construção desse painel havia sido considerada uma tarefa impossível (De Brauw *et al.*, 2015) devido à dificuldade de conexão dos dados coletados nos dois períodos da pesquisa AIBF.

Sendo assim, nesse capítulo será apresentada a Pesquisa de Avaliação de Impacto do Bolsa Família, descrevendo sua estratégia geral de abordagem, seu plano amostral e as diferenças existentes nas duas rodadas já realizadas. Além disso, será ilustrado como se deu a construção do painel no nível de indivíduo considerado para as análises desse estudo.

3.1. A PESQUISA DE AVALIAÇÃO DE IMPACTO DO BOLSA FAMÍLIA (AIBF I e II)

A AIBF foi criada com o propósito de avaliar o efeito do PBF sobre seus beneficiários ao longo do tempo, comparando-os com os não beneficiários em situação semelhante. A pesquisa AIBF pode ser classificada como um estudo longitudinal por

painel fixo e teve duas rodadas realizadas, uma em 2005 e outra em 2009, denominadas pesquisa AIBF I (Avaliação de Impacto do Bolsa Família I) e pesquisa AIBF II (Avaliação de Impacto do Bolsa Família II), respectivamente.

Na rodada de 2005, o tamanho da amostra foi definido de forma a garantir representatividade e precisão controlada para três grandes áreas do País: a região Nordeste (NE); as regiões Sudeste e Sul (SE-SUL) em conjunto; e as regiões Norte e Centro-Oeste (NO-CO), também em conjunto. A coleta domiciliar ocorreu em 269 municípios distribuídos em 24 unidades federativas brasileiras, cobrindo um total de 15.426 domicílios.

O plano amostral probabilístico empregado para a pesquisa AIBF foi amostragem dupla (Kish, 1965). Na primeira fase, foi utilizada amostragem conglomerada em uma ou duas etapas para seleção de setores censitários, com estratificação. Na segunda, foi feita seleção de domicílios por amostragem estratificada simples (Cedeplar, 2005).

Na primeira fase, o plano amostral adotado teve estratificação por área geográfica e portamanho do município. A estratificação dos municípios por tamanho foi feita em dois grupos: os 41 maiores municípios do País, segundo os dados de população do Censo 2000, foram alocados em um estrato de “municípios grandes”. O segundo grupo, composto por todos os demais municípios, foi denominado de “municípios pequenos”.

No estrato dos municípios grandes, o plano amostral foi conglomerado em uma etapa, com seleção de setores censitários como unidades primárias de amostragem (UPAs). A seleção dos setores foi estratificada por município, e realizada por amostragem sistemática com probabilidades proporcionais ao tamanho (método PPT Sistemático; Kish, 1965). A medida de tamanho foi definida como função do total de responsáveis com renda menor que dois salários mínimos em cada setor censitário, conforme os dados do Arquivo Agregado de Setores do Censo 2000. Assim, foi dada maior probabilidade de seleção a setores com maior quantidade de responsáveis pobres. O objetivo desta medida era ampliar a focalização da amostra e aumentar as chances de encontrar domicílios elegíveis para o PBF, pois sua população alvo é composta pela parcela mais pobre da população. Antes de selecionar os setores, estes foram ordenados segundo a “proporção de responsáveis pobres” em cada setor, o que conferiu um efeito

adicional de estratificação implícita pelo nível de intensidade da pobreza (Cedeplar, 2005).

No estrato dos municípios pequenos, o plano amostral foi conglomerado em duas etapas. Antes da seleção das unidades conglomeradas, a população foi estratificada segundo as três grandes áreas geográficas citadas. As UPAs foram obtidas mediante a formação de grupos de municípios contíguos, com população mínima de 50.000 habitantes em cada grupo. No conjunto das três áreas, foram formados 1.420 grupos de municípios que serviram como UPAs nesta parte do plano amostral, cuja formação buscou obter a maior heterogeneidade possível em relação a características descritivas dos municípios. As UPAs assim obtidas foram estratificadas, dentro de cada grande área, em três estratos definidos em função da proporção da população atendida por programas de transferência de renda, formando um total de nove estratos de UPAs para fins de amostragem nos municípios pequenos. A alocação da amostra nestes estratos não foi proporcional e buscou alocar maior proporção de UPAs pobres na amostra. A seleção de UPAs foi feita usando amostragem com probabilidades proporcionais ao tamanho através do método Poisson Sequencial, e a medida de tamanho definida de forma semelhante à utilizada para o estrato dos municípios grandes. Uma vez selecionadas as UPAs, os setores foram selecionados no segundo estágio de conglomeração, configurando assim as unidades secundárias de amostragem (USAs), através do método PPT Sistemático. A medida de tamanho empregada foi idêntica à utilizada na seleção de setores no estrato dos municípios grandes (inclusive a fórmula funcional). Antes de selecionar os setores, estes também foram ordenados segundo a “proporção de responsáveis pobres” em cada setor, conferindo novamente um efeito adicional de estratificação implícita pelo nível de intensidade da pobreza.

Visando ainda a posterior utilização dos dados para avaliação de impacto do PBF, os domicílios ainda foram estratificados, com alocação desproporcional, em três estratos. O primeiro estrato é formado pelos domicílios cujas famílias são beneficiárias do PBF, designados “casos” e, portanto, constituem o grupo de tratamento, denominado “grupo T”. O segundo estrato é constituído pelos domicílios cujas famílias estão listadas no Cadastro Único, mas não são beneficiárias do PBF (podendo ser beneficiárias de outros programas de transferência de renda), denominados “controles tipo 1” ou “grupo C1”. Por fim o terceiro estrato congrega os domicílios cujas famílias não são cadastradas no CadÚnico e não são beneficiárias, denominados “controles tipo 2” ou

“grupo C2” (Sumário Executivo AIBF, 2007). A amostra foi distribuída em 30% de domicílios do grupo T, 60% de domicílios do grupo C1 e 10% de domicílios do grupo C2.

Em 2009, a pesquisa posterior (AIBF II), procurou pesquisar as mesmas famílias. Em AIBF II, 11.433 dos domicílios da amostra da linha de base foram reentrevistados, o que implica uma taxa anual de atrito de aproximadamente 6,5%. As principais fontes de atrito foram devido às equipes de campo serem incapazes de localizar fisicamente endereços e famílias que não residiam mais no endereço registrado (De Brauw *et al.*, 2012).

As diferenças entre ambas as rodadas vão além da data de ocorrência, passando pelo desenho do questionário e até mesmo pela metodologia de gerenciamento dos dados. Isso se deve ao fato de que diferentes instituições foram responsáveis pela execução das duas rodadas da pesquisa. A primeira rodada ficou a cargo do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG) e a segunda pelo Consórcio Instituto Internacional de Pesquisa sobre Políticas Alimentares – IFPRI/Datamétrica Consultoria, Pesquisa e Telemarketing Ltda.

Nas duas rodadas da pesquisa, os dados foram divididos em cinco arquivos com suas respectivas informações, sendo eles: (1) Características dos Domicílios; (2) Alimentos e Bebidas; (3) Características dos Indivíduos; (4) Gastos Coletivos; e (5) Benefícios.

Nas duas rodadas da pesquisa, os dados foram divididos em cinco arquivos com suas respectivas informações, sendo eles: (1) Características dos Domicílios; (2) Alimentos e Bebidas; (3) Características dos Indivíduos; (4) Gastos Coletivos; e (5) Benefícios. Cabe ressaltar que foram disponibilizados pelo MDS, junto aos bancos de dados, pesos amostrais que foram calculados levando-se em consideração as características do desenho amostral e também outros ajustes para não resposta e calibração.

A partir das duas rodadas da pesquisa, um grande esforço foi feito para a construção de um painel de dados longitudinal a nível individual no âmbito da presente tese, que devido a diferenças na codificação das variáveis nas duas rodadas, tal tarefa foi considerada por outros autores, por exemplo, De Brauw *et al.* (2015), como impossível de ser realizada.

3.2 CONSTRUÇÃO DO PAINEL A NÍVEL INDIVIDUAL

Para a construção do painel, em primeiro lugar buscou-se juntar em cada rodada separadamente, os cinco arquivos mencionados anteriormente, com o intuito de que eles ficassem em formatos iguais, para ser possível a junção dos dois anos, para a formação do painel. Para unir os arquivos, fez-se necessário garantir que os assuntos abordados por cada um dos arquivos pudessem ser referenciados da mesma maneira, ou seja, que tivessem todas as características por domicílio e cada pessoa em uma única linha. Alguns arquivos, como o caso dos gastos coletivos, alimentos e bebidas e benefícios, apresentavam em suas linhas os itens e nas colunas as caracterizações dos itens agrupados por domicílio.

Além disso, no arquivo de alimentos e bebidas, existiam diferentes números de itens para cada domicílio. O questionário possuía 65 itens, mas os indivíduos podiam responder sobre consumo de outros itens que não constavam no questionário. Portanto, perceberam-se famílias com apenas 65 itens, assim como famílias com até 109 itens.

Para que as linhas desses arquivos se referenciassem a cada domicílio, foi necessária a transposição destas linhas em colunas, criando assim novas variáveis contendo informações para cada item, tendo como referência para transposição o código identificador do domicílio em conjunto com o código identificador do item de interesse. Sendo assim, cada linha passou a ser um domicílio e cada coluna um item. A partir daí, os arquivos da base de dados foram unidos formando um arquivo único com todas as informações para 2005. O mesmo foi feito para 2009.

Com dois arquivos somente, contendo todas as observações para 2005 e 2009 respectivamente, foi necessária a padronização das variáveis nos dois bancos, para que a construção do painel fosse possível. As variáveis na rodada de 2009 tinham nomes diferentes da rodada de 2005. No entanto, observou-se que a construção dos nomes das variáveis levava em consideração a seção a qual a pergunta pertencia em cada questionário, que representavam a ordem da pergunta e a natureza da resposta, se matricial ou não. Algumas perguntas e subitens, como por exemplo, na seção referente aos gastos com saúde, não eram as mesmas em 2005 e 2009, o que representou mais uma dificuldade na definição da correspondência entre as variáveis de cada rodada. Sendo assim, foi necessária uma incessante busca nos dois bancos, com o intuito de identificar qual variável de 2009 era a mesma que em 2005.

Todas as variáveis cujas perguntas apresentavam correspondência entre 2005 e 2009 assumiram nome, formato tipo e tamanho de 2009. Foi preciso trocar o nome de 1001 variáveis em 2005, para que ficassem iguais a 2009. Outra necessidade foi trocar o tipo de algumas variáveis que continham informações do tipo data e hora, com a aplicação de máscaras para esses formatos, pois para 2005, por exemplo, a data continha dia, mês e ano, e para 2009, apenas mês e ano.

Após essa padronização das variáveis, o próximo passo foi fundamentar a correspondência entre os indivíduos em cada uma das rodadas. Uma forma de averiguar seria confrontar os nomes dos entrevistados. Esta informação, por ser confidencial, não se encontra nos dados brutos disponibilizados publicamente pelo Ministério do Desenvolvimento Social (MDS). Embora tenha sido solicitada aos responsáveis pelo armazenamento da base de dados identificada, esta informação não foi disponibilizada.

Optou-se então por comparar os indivíduos de cada uma das bases confrontando data de nascimento, sexo e idade, dentro do mesmo domicílio. Esta estratégia foi bastante rigorosa, mantendo na base somente indivíduos cujas características fossem exatamente compatíveis (iguais) nos dois anos, o que restringiu o número de indivíduos de 68.395 na primeira rodada, para 43.412 indivíduos que foram localizados na base de dados da segunda rodada, o que corresponde a 63,47% da amostra. Algumas variáveis também precisaram ser excluídas, tais como variáveis que só continham informações para um dos dois anos, ou que não possuíam referência em um dos anos.

Dessa forma, foi construído um painel de dados balanceado, contendo todos os dados dos indivíduos encontrados em ambas as rodadas. Dado o atrito encontrado (36,53%), se fez necessária uma análise, para verificar se esse atrito fez com que amostra se tornasse viesada. Na próxima seção é apresentada uma análise e discussão desse atrito.

3.3. ANÁLISE DE ATRITO

Define-se atrito de um painel de dados como a perda de respondentes (observações) ao longo do tempo. A depender da fonte causadora do atrito, pode ou não haver necessidade de corrigir o problema da seletividade amostral. Os painéis sofrem desgastes e isso passa a ser algo que deve ser levado em conta. Se a morte, nascimento ou troca de endereço fossem eventos que ocorressem de forma aleatória, isto é, sem

qualquer correlação com qualquer variável presente na pesquisa nem com qualquer variável ausente, mais relevante para as relações identificadas, o atrito seria um problema para um painel de pessoas apenas na medida em que reduzisse a amostra, aumentando o intervalo de confiança.

Caso contrário, se o atrito é baseado em fatores que são sistematicamente relacionadas à variável resposta, um problema de seleção amostral poderá ocorrer, tornando a análise inconsistente e enviesada. Com o objetivo de corrigir esse tipo de desgaste do painel, este estudo incorpora em todas as suas análises o peso amostral calculado na AIBF II, ou seja, o peso calculado na segunda rodada da pesquisa, em 2009.

No entanto, na medida em que não foi possível identificar todas as pessoas nas duas rodadas para a construção do painel ao nível de indivíduo, também houve perda de algumas observações. Esse atrito pode ser analisado para a observação de existência de um possível viés, mesmo esperando que esse atrito não esteja correlacionado com nenhuma variável de resposta.

Para isso, verificou-se a frequência relativa e absoluta da variável “sabe ler e escrever um bilhete simples no seu idioma”, para os dois períodos da pesquisa (2005 e 2009). A escolha da variável se justifica por ser uma variável que apresenta informação para todas as observações. A análise avalia todas as pessoas que responderam a pesquisa em 2005 e todas as pessoas que responderam a pesquisa em 2005 e 2009, levando em consideração também o desenho amostral. Os resultados se encontram na tabela abaixo.

Tabela 2 - Análise dos Respondentes na AIBF I e II e no Painel de Dados

Sabe ler e escrever um bilhete simples no seu idioma?						
1ª e 2ª RODADAS						
	Sem plano amostral				Com plano amostral	
	2005		2009		2005	2009
	Freq.	%	Freq.	%	%	%
Sim	50.177	73,35	38.288	80,72	78,35	82,68
Não	18.227	26,65	9.145	19,28	21,65	17,32
Total	68.404	100,00	47.433	100,00	100,00	100,00
PAINEL						
	Sem plano amostral				Com plano amostral	
	2005		2009		2005	2009
	Freq.	%	Freq.	%	%	%
Sim	31.893	73,47	30.737	84,50	78,25	86,69
Não	11.519	26,53	5.638	15,50	21,75	13,31
Total	43.412	100,00	36.375	100,00	100,00	100,00

Fonte: Elaboração do autor

Na primeira e segunda rodada, observam-se para o ano de 2005, 68.404 respondentes dos quais 73,35% responderam “sim” e 26,65% responderam “não” para a variável referente a “saber ler e escrever”, sem levar em consideração o plano amostral. Considerando o plano amostral, os valores passam a 78,35% “sim” e 21,65% “não”. Quando analisamos o painel, para o ano de 2009, onde houve perda da amostra (agora com 43.412 observações), podemos perceber que 73,47% dos entrevistados responderam “sim” e 26,53% responderam “não” para essa variável. Levando em consideração o plano amostral, os valores são de 78,25% para “sim” e 21,75% para “não”.

Sendo assim, os resultados sugerem a não ocorrência de efeito do atrito, ou seja, a amostra parece não ter sofrido viés de seleção no que diz respeito à variável considerada na presente análise, pois a frequência dos indivíduos que responderam “sim” ou “não” no painel de dados, é semelhante à frequência dos indivíduos que responderam sim ou não no ano de 2005 e 2009.

4. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Com o objetivo de estimar o efeito do PBF nos seus beneficiários, utilizou-se o método de Diferenças em Diferenças (DID) com balanceamento por entropia. Uma das principais vantagens do método DID é que ele é capaz de controlar as influências, sobre a variável de resultado, das características não observáveis dos indivíduos que sejam fixas no tempo (Wooldridge, 2007). Essa é uma vantagem importante do método, pois, muitas vezes, essas características fixas não observáveis influenciam a participação no programa. Assim, o DID é capaz de levar em conta a associação entre a variável de resultado, a participação no programa e as características não observáveis dos indivíduos que sejam invariantes no tempo. Com isso, o DID oferece uma ferramenta útil para contornar um possível problema de viés de autoseleção que possa existir.

Ainda devemos considerar que as famílias incluídas no PBF são selecionadas de maneira não aleatória, pois, para ser beneficiado do PBF, as famílias devem se inscrever voluntariamente no CadÚnico. Nesse caso, avaliar o impacto do programa comparando simplesmente grupos de beneficiários e não beneficiários poderia conduzir a conclusões equivocadas. O BF é direcionado para famílias de baixa renda, consequentemente, beneficiários do programa tendem a apresentar diferenças de não beneficiários. Se os beneficiários do programa diferirem sistematicamente dos não beneficiários, mesmo antes do programa, em meios que possam afetar os resultados de interesse, é preciso considerar essas diferenças para evitar estimações de impacto viesadas. Ao avaliar os impactos do PBF é necessário utilizar metodologias de estimação de impacto para programas de tratamento não aleatório.

Em experimentos reais, unidades são aleatoriamente alocadas entre grupos de controle e de tratamento antes de o estudo começar. Para Fisher (1936), a aleatoriedade provê as bases para a inferência causal nos experimentos. A aleatoriedade na alocação do tratamento garante que unidades nos grupos de tratamento e de controle não difiram sistematicamente no que tange à características singulares observáveis e não observáveis. Esse é o motivo porque essas operações suportam interpretações causais: quando o grupo de tratamento apresenta um valor superior ao grupo de controle com relação à variável de interesse, pode-se inferir que essa diferença é causada pelo tratamento. Estudos observacionais (ou quase-experimentais), por outro lado, elevam a

probabilidade de viés de seleção, que refere-se à diferenças sistemáticas entre os grupos de controle e de tratamento que podem confundir a tentativa de interpretar causalidades do tratamento para com o resultado de interesse.

Segundo Caliendo e Kopeinig (2008), todo estudo de avaliação microeconômico deve superar o problema fundamental da avaliação e a possível ocorrência de viés de seleção. O primeiro problema ocorre porque o interesse está na diferença entre os resultados do participante com e sem o tratamento. Claramente, não se pode observar os dois resultados para o mesmo indivíduo ao mesmo tempo. Considerar a média dos resultados dos não participantes no programa como uma aproximação não é aconselhável, uma vez que participantes e não participantes usualmente são diferentes mesmo na ausência do tratamento. Esse problema é conhecido como viés de seleção. A técnica de pareamento por escore de propensão é uma possível solução para o problema de seleção. Essa técnica originou-se na literatura estatística e mostra uma conexão com o contexto experimental.⁵ Sua idéia básica é achar em um grande grupo de não participantes aqueles indivíduos que são similares aos participantes em todas as características singulares (pré-tratamento) observadas. Segundo Caliendo e Kopeinig (2008), controladas todas as variáveis singulares observadas relevantes, diferenças nos resultados entre os então bem selecionados grupos de controle e entre os participantes podem ser atribuídas ao tratamento.

No entanto, um problema associado aos métodos de pareamento por escore de propensão (*matching* baseados no *propensity score*⁶) é o seu fraco desempenho em encontrar grupos de comparação equilibrados. De fato, o alvo principal dos métodos de *matching* consiste em eliminar observações de modo a obter um melhor equilíbrio comparativo entre grupo tratados e o grupo de controle (BLACKWELL *et al*, 2009)⁷.

Para tentar contornar esse problema, Hainmueller (2012) propõe o método de balanceamento por entropia, que generaliza a abordagem de ponderação do escore de propensão ao estimar os pesos diretamente de um conjunto de restrições de equilíbrio que exploram o conhecimento do pesquisador sobre os momentos de amostra.

Em contraste com outros métodos de *Matching*, o Balanceamento por Entropia garante um alto equilíbrio das covariáveis entre os grupos de tratamento e controle,

⁵ Ver Rubin (1974), Rosenbaum e Rubin (1983, 1985a).

⁶ Propensity Score Matching (PSM) segundo Dehejia and Wahba (2002).

⁷ A princípio, esse método foi utilizado nessa tese, porém como se perdeu muitas observações, optou-se por utilizar o balanceamento por entropia.

mesmo em amostras pequenas. Com métodos de *Matching* “convencionais”, como, por exemplo, *Matching* pelos Vizinhos mais Próximos ou *Matching* por Escore de Propensão, cada unidade tratada, no caso mais simples, é combinada com a unidade não tratada mais próxima em termos de uma pontuação de balanceamento métrica. Assim, o grupo de controle é composto apenas por um subconjunto das unidades que não estão sujeitas a tratamento (Diamond e Sekhon, 2013; Hainmueller, 2012). Colocado de forma diferente, com métodos de *Matching* convencionais, cada unidade não tratada recebe um peso igual a 0, no caso de não representar a melhor correspondência para uma unidade tratada, ou igual a 1, no caso de representar uma melhor correspondência para uma unidade tratada. No entanto, quando o número de unidades não tratadas é limitado e o número de características de pré-tratamento é grande, este procedimento não garante um equilíbrio suficiente das características de pré-tratamento dos grupos de tratamento e controle. Este é um problema grave, pois um baixo coeficiente de correlação pode levar a estimativas tendenciosas do efeito do tratamento.

Em contraste, com o balanceamento de entropia, o vetor de pesos atribuídos às unidades não expostas ao tratamento pode conter quaisquer valores não negativos. Assim, um grupo de controle sintético é projetado para representar uma imagem virtualmente perfeita do grupo de tratamento. Equilíbrio por Entropia, portanto, pode ser interpretado como uma generalização de abordagens de *Matching* convencionais.

Sendo assim, segundo Hainmueller (2012), o método de Balanceamento por Entropia apresenta a vantagem de se obter um grau maior de equilíbrio entre as covariáveis. Permitindo a ponderação de um conjunto de dados, tais que, as distribuições das variáveis observadas são reponderadas satisfazendo um conjunto de condições especiais de momentos, de forma que exista equilíbrio exato sobre o primeiro (média), segundo (variância) e terceiro (assimetria) momentos das distribuições de variáveis independentes nos grupos de tratamento e controle. Assim, é possível especificar um nível de equilíbrio desejável para as covariáveis, usando um conjunto de condições associados aos momentos da distribuição. A vantagem deste método sobre os algoritmos *logit/probit* reside na capacidade de implementar diretamente o equilíbrio exato.

Zhao e Percival (2017) estudam o método de maximização por entropia e mostram que o Equilíbrio por Entropia é duplamente robusto com relação à regressão de resultados lineares e regressão de escore de propensão logística, e atinge a variância

semiparamétrica assintótica quando ambas as regressões são corretamente especificadas. Segundo os autores, os resultados teóricos e simulações sugerem que o Equilíbrio por Entropia é uma alternativa muito atraente para os estimadores de ponderação convencionais que estimam o escore de propensão por máxima verossimilhança.

Por fim, combinando esse esquema de reponderação com a análise de Diferenças em Diferenças, o Balanceamento por Entropia permite abordar adequadamente a estrutura do painel de dados utilizados nesse estudo. Em particular, controla-se tanto os efeitos de cada indivíduo como os efeitos fixos no tempo na segunda etapa da abordagem de correspondência, isto é, na análise de Diferenças em Diferenças. A inclusão dos efeitos fixos é particularmente útil para explicar a heterogeneidade potencial não observada entre indivíduos que não são beneficiários do PBF. Pode-se argumentar que as características desses dois grupos de indivíduos diferem além do conjunto de covariáveis empregadas na abordagem de Equilíbrio por Entropia. Ao incluir os efeitos fixos, também são controladas as características específicas de cada indivíduo, que podem ser invariantes no tempo.

4.1. BANCEAMENTO POR ENTROPIA

Hainmueller (2012) desenvolve um método multivariado que permite ponderar um conjunto de dados, tais que, as distribuições das variáveis nas observações reponderadas satisfaçam um conjunto de condições especiais de momentos, de forma que exista equilíbrio exato sobre o primeiro, segundo, e possivelmente maiores momentos das distribuições de variáveis independentes nos grupos de tratamento e controle. Esse método permite que o pesquisador especifique um nível de equilíbrio desejável para as covariáveis, usando um conjunto de condições associados aos momentos da distribuição.

Considere uma amostra com n_1 observações pertencentes ao grupo dos tratados e n_0 unidades de controle, os quais foram selecionados aleatoriamente de uma população de tamanho N_1 e N_0 , respectivamente ($n_1 \leq N_1$ e $n_0 \leq N_0$). Seja $D_i \in \{1,0\}$ uma variável de tratamento binária, onde irá assumir o valor igual a 1 se a unidade i pertence ao tratamento, e 0 se pertencer ao grupo de controle. Seja X uma matriz que contém as observações de J variáveis exógenas de pré-tratamento; X_{ij} corresponde o valor da j -ésima covariada da unidade i , tais que, $X_i = [X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ij}]$ refere-se ao vetor de

características da unidade i e X_j refere-se ao vetor coluna com j -th covariada. A densidade das covariadas nas populações de tratamento e controle são dadas por $f_{X|D=1}$ e $f_{X|D=0}$, respectivamente. O resultado potencial $Y_i(D_i)$ corresponde ao par de resultados para a unidade i dadas as condições de tratado e controle, assim, o resultado observado é dado por $Y = Y(1)D + (1 - D)Y(0)$.

Para estimar o verdadeiro efeito do PBF sobre as variáveis de interesse, a distribuição da covariável no grupo de controle necessita ser ajustada para torná-la semelhante à distribuição no grupo de tratamento, tal que o indicador de tratamento D se torne mais perto de ser ortogonal em relação às covariáveis. Uma variedade de métodos de pré-processamento de dados, tais como pareamento pelo vizinho mais próximo e escore de propensão têm sido propostos para reduzir o desequilíbrio na distribuição de variáveis independentes. Uma vez que as distribuições de variáveis independentes são ajustados, métodos de análise padrão, tais como a regressão pode ser posteriormente utilizado para estimar o tratamento com menor erro e modelo de dependência (IMBENS, 2004; RUBIN, 2006; HO *et al.*, 2007; IACUS *et al.*, 2011; SEKHON, 2009).

Considere o caso mais simples onde o efeito tratamento nos dados pré-processados é estimado usando a diferença nos resultados médios entre os grupos de tratados e controle ajustado. Um método de pré-processamento popular é usar escore de propensão ponderado (HIRANO; IMBENS, 2001; HIRANO; IMBENS; RIDDER, 2003), onde a média contrafactual é estimada como:

$$E[Y(0)|\widehat{D} = 1] = \frac{\sum_{\{i|D=0\}} Y_i d_i}{\sum_{\{i|D=0\}} d_i} \quad (1)$$

Onde as unidades de controle recebem um peso dado por $d_i = \frac{\hat{p}(x_i)}{1 - \hat{p}(x_i)}$. $\hat{p}(x_i)$ na equação 1 é o escore de propensão, o qual é comumente estimado através de uma regressão *probit* ou *logit*. Se este modelo estiver corretamente especificado, então o peso estimado d_i vai assegurar que a distribuição das covariáveis no grupo de controle reponderadas irá corresponder à distribuição no grupo de tratamento. No entanto, na prática, essa abordagem muitas vezes não consegue equilibrar conjuntamente todas as covariáveis.

O balanceamento por entropia generaliza a abordagem de ponderação do escore de propensão ao estimar os pesos diretamente de um conjunto de restrições de equilíbrio que exploram o conhecimento sobre os momentos da amostra. Considere w_i o peso do balanceamento por entropia escolhido para cada unidade de controle, os quais foram encontrados pelo seguinte esquema de reponderação que minimiza a distancia métrica de entropia:

$$\min_{w_i} H(w) = \sum_{\{i|D=0\}} w_i \log(w_i/q_i) \quad (2)$$

Sujeito as restrições de equilíbrio e normalização:

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i c_{ri}(X_i) = m_r \quad \text{com } r \in 1, \dots, R \quad (3)$$

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i = 1 \quad (4)$$

$$w_i \geq 0 \text{ para todo } i, \text{ tal que } D = 0 \quad (5)$$

Onde $q_i = 1/n_0$ é um peso base usual e $c_{ri}(X_i) = m_r$ descreve um conjunto de R restrições impostas aos momentos das covariáveis no grupo de controle reponderados. Esse método permite que peso amostral seja usado como peso base em situações em que os dados são amostrais complexos como para o AIBF, gerando, assim, estatísticas robustas.

Inicialmente, escolhe-se a covariável que será incluída na reponderação. Para cada covariável, especifica-se um conjunto de restrições de balanceamento (equação 3) para equiparar os momentos das distribuições das covariável entre os grupos de tratamento e controle reponderados. As restrições de momentos podem ser a média (primeiro momento), a variância (segundo momento), e a assimetria (terceiro momento). Uma restrição típica do balanceamento é formulada de tal forma que m_r contenha o momento de uma covariável específica X_j para o grupo de tratamento e a função do momento para o grupo de controle é especificada como: $c_{ri}(X_{ij}) = X_{ij}^r$ ou $c_{ri}(X_{ij}) = (X_{ij} - \mu_j)^r$ com média μ_j .

Dessa forma, o balanceamento por entropia procura para um conjunto de unidades, pesos $W = [w_1, \dots, w_{n_0}]$ que minimizam a equação (2), a distância de entropia entre W e o vetor base de pesos $Q = [q_1, \dots, q_{n_0}]$, sujeita as restrições de balanceamento (equação 3), restrição de normalização (equação 4), e restrição de não negatividade (equação 5).

Dessa forma, o Balanceamento por Entropia permite que os grupos sejam mais homogêneos em termos de características observáveis. A partir disso, será possível encontrar o efeito do PBF nas variáveis de interesse.

4.2. DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS

Quando os indivíduos em um grupo de tratamento e um grupo de controle são observados nos períodos de pré-tratamento e pós-tratamento e as tendências do tempo de pré-tratamento na variável de resultado não são significativamente diferentes nos dois grupos, o modelo DID pode ser usado para estimar o efeito do tratamento nos tratados. Uma maneira de especificar o modelo é definindo uma variável *Post* que é igual a um se a observação for do período pós-tratamento e zero se for do período de pré-tratamento; e uma variável *Treat* que é igual a um se a observação for do grupo de tratamento e zero se for do grupo de controle. Deixando o vetor *X* representar algumas variáveis explicativas adicionais, incluindo um termo constante, o modelo linear DID aparece da seguinte maneira:

$$y = X\beta + \beta_1 Post + \beta_2 Treat + \beta_{12} (Post \times Treat) + u \quad (1)$$

$$E(y|x, Treat=1, Post=1) = (X\beta + \beta_1 + \beta_2 + \beta_{12})$$

$$E(y|x, Treat=1, Post=0) = (X\beta + \beta_2)$$

$$E(y|x, Treat=0, Post=1) = (X\beta + \beta_1)$$

$$E(y|x, Treat=0, Post=0) = (X\beta)$$

Sendo assim, a mudança no valor da variável dependente (*y*) do período de pré-tratamento para o período de pós-tratamento para o grupo de tratamento é:

$$\left(\frac{\Delta E(X\beta + \beta_1 Post + \beta_2 Treat + \beta_{12}(Post \times Treat))}{\Delta Post} \Big|_{Treat=1} \right) = E(X\beta + \beta_1 + \beta_2 + \beta_{12}) - E(\beta_2)$$

E para o grupo de controle é:

$$\left(\frac{\Delta E(X\beta + \beta_1 Post + \beta_2 Treat + \beta_{12}(Post \times Treat))}{\Delta Post} \Big|_{Treat=0} \right) = E(X\beta + \beta_1) - E(X\beta)$$

Portanto, o efeito DID é:

$$DID = [E(X\beta + \beta_1 + \beta_2 + \beta_{12}) - E(X\beta + \beta_2)] - [E(X\beta + \beta_1) - E(X\beta)] \quad (2)$$

A equação 2 é o resultado do DID linear, que é o mesmo que o efeito do tratamento nos tratados. No modelo linear, o efeito do tempo é constante em ambos os grupos (tratamento e controle). Se o valor da variável dependente (y) sem o tratamento não é limitado, então ele pode ser determinado pelo efeito da interação β_{12} .

No entanto, como afirma Puhani (2012), isso não é verdade para um modelo não linear, como é o caso das variáveis desse estudo, que são variáveis binárias. Em contraste com um modelo linear (equação 1), o efeito marginal de uma variável explicativa em um modelo não-linear não é constante em todo o seu alcance, mesmo na ausência do termo de interação (isto é, $\beta_{12} = 0$).

A razão é que no modelo linear, a equação 2 simplifica β_{12} , mas isso não é verdadeiro em modelos não lineares. Dito de outra maneira, se o termo da interação $Post \times Treat$ for igual a zero em um modelo linear, então $\frac{\Delta E}{\Delta Post}$ é o mesmo para $Treat=1$ e $Treat=0$. Isso não é verdade para o modelo não linear, porque o movimento de $Treat=1$ para $Treat=0$, por si só, induz uma mudança em $\frac{\Delta E}{\Delta Post}$.

Para isolar a diferença em $\frac{\Delta E}{\Delta Post}$ no grupo de tratamento em um modelo não linear, é necessário calcular o DID mantendo $Treat=1$ ao mudar $Post \times Treat$ de zero para um. Para ver isso, considere o modelo não linear:

$$P(y=1|x) = F(X\beta + \beta_1 Post + \beta_2 Treat + \beta_{12} (Post \times Treat)) + u \quad (3)$$

A mesma lógica do DID pode ser aplicada:

$$P(y=1|x, Treat=1, Post=1) = F(X\beta + \beta_1 + \beta_2 + \beta_{12})$$

$$P(y=1|x, Treat=1, Post=0) = F(X\beta + \beta_2)$$

$$P(y=1|x, Treat=0, Post=1) = F(X\beta + \beta_1)$$

$$P(y=1|x, Treat=0, Post=0) = F(X\beta)$$

O parâmetro β_1 permite que o seu índice linear (e, portanto, o $P(y=1|x)$) seja diferente para todos os indivíduos no período pós-tratamento em comparação com o período de pré-tratamento. β_2 permite que seu índice linear (e, portanto, o $P(y=1|x)$) também seja diferente para os indivíduos tratados em comparação com os indivíduos do grupo de controle. β_{12} permite que o índice linear seja diferente no período pós-tratamento e, portanto, a probabilidade condicional de que $P(y=1|x)$ seja diferente, além

da diferença atribuível à não-linearidade do modelo para indivíduos no grupo de tratamento em comparação com o grupo de controle. É essa diferença adicional nas diferenças que fornece uma medida do efeito do tratamento nos tratados para o modelo não linear.

Sendo assim, o resultado DID para o modelo não linear é dado por:

$$\begin{aligned}
 (DID | Treat = 1) &= [F(\beta_1 + \beta_2 + \beta_{12}) - F(\beta_2)] - [F(\beta_1) - F(0)] \\
 &\quad - [F(\beta_1 + \beta_2) - F(\beta_2)] - [F(\beta_1) - F(0)] \\
 &= F(\beta_1 + \beta_2 + \beta_{12}) - F(\beta_1 + \beta_2)
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

Esta fórmula é contra intuitiva porque o terceiro termo entre colchetes implica que $Post=1$ e $Treat=1$, mas $Post \times Treat=0$. A equação 4 é igual a zero, se e somente se, β_{12} for igual a zero.

A extensão de que a adição de um termo de interação explícita altera os efeitos marginais ou transversais podem ser respondidas pela comparação dos efeitos marginais dos modelos com e sem um termo de interação explícita.

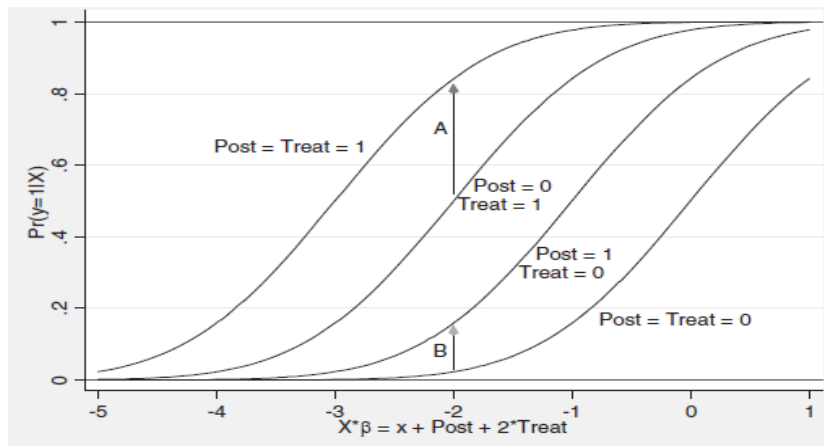
Para ilustrar essa diferença, considere as Figuras 2 e 3, que mostram o efeito de adicionar o termo de interação explícita a um modelo probit. A Figura 1 mostra as relações entre a probabilidade condicional de que $y = 1$ e uma variável explicativa X , em um modelo sem o termo de interação:

$$P(y=1|x) = F(X\beta + \beta_1 Post + \beta_2 Treat) + u$$

Os parâmetros β , β_1 e β_{12} foram ajustados iguais a 1, e β_2 foi ajustado igual a 2 (β_2 precisa ser diferente de β_1 para que as linhas não se encontrem uma sobre a outra). Na Figura 1, a curva mais para a direita corresponde a $Post = 0, Treat = 0$, portanto, a função de distribuição cumulativa da variável X tem uma média igual a zero. A curva à esquerda corresponde a $Post = 1, Treat = 0$. A terceira linha da direita corresponde a $Post = 0, Treat = 1$. Finalmente, a curva mais à esquerda corresponde a $Post = 1, Treat = 1$.

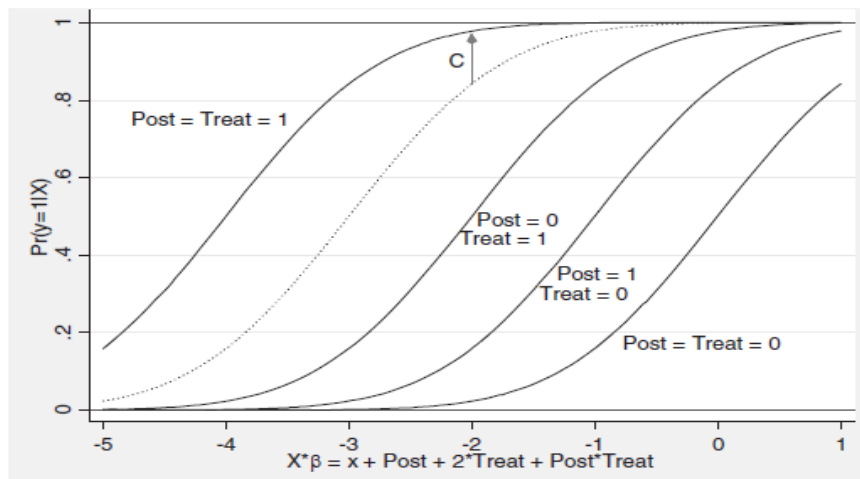
A estimativa DID é a diferença no eixo vertical entre a terceira e a quarta linha da direita (distância A) em relação à primeira e segunda linhas da direita (distância B) avaliada em um valor específico das variáveis explicativas X.

Figura 1- Modelo não linear (Probit) sem o termo de interação



Extraído de: Mandic, Norton, Dowd, 2012

Figura 2 - Modelo não linear (Probit) com o termo de interação



Extraído de: Mandic, Norton, Dowd, 2012

A Figura 2 mostra que na ausência de um termo de interação explícita, a distância A e a distância B não são iguais, como seria em um modelo linear e, portanto, o modelo não linear produzirá uma estimativa DID diferente de zero mesmo sem um termo de interação. Ou seja, a parcela do efeito DID observada em Puhani (2012) deve ser mantida constante ao avaliar a versão DID das interações em modelos não lineares.

Conforme mostrado na Figura 3, incluindo o termo de interação, a curva mais distante da direita, correspondente a $Post = 1, Treat = 1$, se desloca ainda mais para a esquerda. Esse deslocamento adicional para cima no $P(y=1|x)$ da linha pontilhada para a linha contínua acima (distância C na Figura 3) é a parcela do efeito DID atribuível à interação explícita $Post \times Treat$. Neste caso especial que mantém os dois, $Treat$ e $Post$ constantes, mas permite que $Post \times Treat$ varie, Puhani (2012) mostrou que o efeito do tratamento nos tratados para o modelo não linear não é uma diferença cruzada simples, mas sim a diferença entre as diferenças cruzadas.

No entanto, ao trabalhar com dados amostrais complexos e aplicar diretamente o método de Diferença em Diferenças, ignorando as suas características, pode-se obter estimativas incorretas para as variâncias das estimativas pontuais dos parâmetros de interesse, e conseqüentemente de suas medidas de precisão (testes de significância e intervalos de confiança, por exemplo), o que pode comprometer a qualidade da inferência estatística. A desconsideração do plano amostral pode ainda resultar em estimativas viciadas para os parâmetros pontuais (médias, proporções e coeficientes de modelos de regressão, por exemplo).

Este viés se deve aos efeitos de estratificação, conglomeração e pesos desiguais. Logo, os intervalos de confiança obtidos serão mais largos ou estreitos do que deveriam e os testes de hipóteses realizados serão, respectivamente, mais conservadores ou liberais⁸, incluindo menos ou mais variáveis no modelo a ser ajustado do que o devido (Filho, 2017).

Para medir o efeito do plano amostral na estimação, Skinner, Holt e Smith (1989) propuseram uma medida denominada Efeito do Plano Amostral (EPA) ampliado. O EPA é dado pela variância de um estimador $\hat{\theta}$ calculada sobre a distribuição do plano amostral considerado (também chamada de variância verdadeira) dividida pela estimativa v_0 da variância do estimador $\hat{\theta}$ (PESSOA E SILVA, 1998):

$$EPA(\hat{\theta}, v_0) = \frac{V_{Verd}(\hat{\theta})}{E_{Verd}(v_0)}$$

Desta forma, o $EPA(\hat{\theta}, v_0)$ mede a tendência de v_0 a subestimar ou superestimar $V_{Verd}(\hat{\theta})$, variância verdadeira de $\hat{\theta}$. Quanto mais afastado de 1 for o valor de EPA

⁸ Na modelagem estatística, um teste de hipóteses é dito liberal se, tomadas k amostras de tamanho igual da mesma população, a taxa de rejeição da hipótese nula (o coeficiente associado à variável sob teste é nulo) pelo teste, realizado em cada uma das k amostras, é maior do que o nível de significância (complementar do nível de confiança) do teste. Um teste é conservador quando ocorre o fenômeno inverso (Filho, 2017).

$(\hat{\theta}, v_0)$, maior é a consequência de se ignorar o plano amostral complexo e a especificação correta da estrutura populacional.

4.3. GRUPOS DE TRATAMENTO E CONTROLE E VARIÁVEIS PARA O BALANCEAMENTO

A partir do painel construído e informações dos grupos T, C1 e C2, foram construídos o grupo de tratamento e controle para esse estudo. Com o intuito de capturar possíveis mudanças nos indicadores dos beneficiários do PBF, como grupo de tratamento considerou-se indivíduos que não receberam Bolsa Família em 2005 mas receberam em 2009 e como grupo de controle os indivíduos que não receberam Bolsa Família nem em 2005 e nem em 2009, mas estavam cadastrados no CadÚnico. Assim será possível capturar o efeito do PBF. Foram considerados os pesos amostrais calculados para amostra do AIBF II de 2009, pois, dessa maneira, além de fazer inferência estatística para toda a população levando em consideração o desenho amostral para a seleção da amostra do AIBF I em 2005, os pesos para a segunda rodada levou em consideração ajustes para correção da atrição (abandonos). Na tabela 3 pode-se observar o número de indivíduos em cada grupo.

Tabela 3 - Número de Beneficiários nos Grupos de Tratamento e Controle

	Frequência	Percentual
Tratamento	23.584	45,71
Controle	28.016	54,29
Total	51.6	100,00

Fonte: Painel de Dados Longitudinal construído a partir dos dados AIBF I e AIBF II

O painel de dados possui informações sobre as características dos domicílios, características dos indivíduos, alimentos e bebidas consumidos pelos indivíduos, gastos coletivos e benefícios. Para fazer uma comparação dos resultados dos grupos de tratamento e de controle, é necessário que os dois grupos sejam o mais homogêneo possível. Dessa forma, com o intuito de garantir que o modelo capture o efeito do programa, fez-se necessário controlar características observáveis do grupo familiar e do domicílio.

As variáveis utilizadas para o Balanceamento devem captar fatores que influenciam a probabilidade do indivíduo ser selecionado para pertencer ao grupo de

tratamento. Como o BF é um programa que seleciona seus beneficiários através da renda, as características socioeconômicas dos indivíduos são indicadas, por afetarem diretamente a probabilidade do indivíduo estar no grupo de tratamento.

Sendo assim, as covariáveis utilizadas foram: (1) log dos gastos totais do indivíduo (alimentos, vestuário etc.); (2) se o indivíduo usa eletricidade ou gás para cozinhar; (3) se reside em rua pavimentada; (4) se possui casa própria; (5) se sua residência é de alvenaria; (6) número de dormitórios na residência (truncado em 10); (7) se possui água canalizada; (8) se possui energia elétrica; (9) se possui coleta de lixo; (10) número de pessoas que residem no domicílio; e (11) se o indivíduo é analfabeto.

A seguir são apresentados os resultados da avaliação de impacto do PBF sobre a saúde, educação e mercado de trabalho.

5. IMPACTO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA NA SAÚDE

Uma dimensão importante do estado de saúde de um indivíduo é a prevenção da sua saúde. A imunização das crianças e as consultas pré-natal para gestantes são uma das formas mais eficientes de saúde preventiva, especialmente quando uma alta taxa de cobertura é alcançada para toda a população. No Brasil, as campanhas de imunização e exames pré-natal são uma prioridade em termos de políticas públicas, e o Ministério da Saúde tem um cronograma definido para a vacinação gratuita para crianças de 0 a 6 anos de idade e também um número mínimo preconizado de consultas pré-natais a serem realizadas pelas gestantes. Apesar das campanhas de imunização e de consultas pré-natais gratuitas maciças, ainda existem segmentos da população, particularmente aqueles com baixos rendimentos, que não seguem esses cronogramas estabelecidos. Alguns fatores podem explicar esta observação, como a falta de informações sobre os benefícios da imunização e das consultas pré-natais, os custos de transporte para os centros de saúde e os custos de oportunidade, uma vez que o tempo destinado à ir a um centro de saúde representa uma redução no tempo de trabalho (BARROS *et al.*, 2001; GUIMARÃES, ALVES E TAVARES, 2009).

Um caminho para o governo dar incentivos diretos para imunização e prevenção aos cuidados com a saúde dentro dos grupos de baixa renda são estabelecer condicionalidades em programas de transferência de renda de forma que as famílias recebam o pagamento em dinheiro apenas se cumprirem determinados requisitos. Esse é caso do PBF, que, para que os benefícios sejam recebidos pelo agregado familiar, deve-se cumprir com medidas básicas de saúde, como o acompanhamento do cronograma de imunização para crianças de 0 a 6 anos, bem como acompanhar as agendas pré e pós-natal para gestantes e mães que amamentam.

Há evidências de que os programas CCTs têm impactos positivos nos indicadores de saúde (Fiszbein, Schady e Ferreira, 2009). A maioria das evidências empíricas vem da análise avaliativa do Programa Oportunidades no México. No Programa Oportunidades, os componentes de saúde e educação são fortemente aplicados. Este programa tem um monitoramento eficiente, uma vez que desenvolveu um sistema de informação moderno que permite o acompanhamento das visitas aos beneficiários (Fernald, Gertler e Neufeld, 2008). De dois em dois meses, as famílias recebem uma transferência em dinheiro, somente se as condicionalidades forem cumpridas. Em contraste com o Programa Oportunidades, em 2005, o PBF apresentou

uma porcentagem muito baixa de famílias com indicadores de saúde monitorados (ANDRADE *et al.*, 2009).

Para a avaliação de impacto na área da saúde, o objetivo nesta tese foi de avaliar o impacto do PBF sobre a imunização das crianças com idades entre 0 e 6 anos e o impacto do PBF sobre as consultas pré-natais das gestantes entre 14 e 49 anos de idade.

O questionário das pesquisas AIBF que deu origem ao painel de dados foi respondido por um adulto que forneceu informações sobre todos os membros da família. A informação de imunização foi coletada pelo entrevistador que realizou o questionário, com base visualização do cartão de imunização no momento da entrevista. Em geral, foram coletadas informações sobre as 14 vacinas determinadas no cronograma de imunização do Ministério da Saúde⁹, conforme o quadro abaixo:

Quadro 3 - Cronograma de Imunização Infantil

Vacina	Idade	Prevenção
Anti pólio 1ª dose	2 meses	Paralisia Infantil ou Poliomelite
Anti pólio 2ª dose	4 meses	
Anti pólio 3ª dose	6 meses	
Anti pólio reforço	15 meses	
DPT 1ª dose	2 meses	Difteria, Tétano e Coqueluche
DPT 2ª dose	4 meses	
DPT 3ª dose	6 meses	
DPT reforço	15 meses	
Hepatite B 1ª dose	ao nascer	Hepatite B
Hepatite B 2ª dose	1 mês	
Hepatite B 3ª dose	6 meses	
BCG	ao nascer	Infecções e Tuberculose
Sarampo	12 meses	Sarampo
Tríplice	4 a 6 anos	Sarampo, Caxumba e Rubéola

Fonte: Ministério da Saúde

Assim, foram definidas cinco variáveis de resultado para avaliar os diferenciais de imunização entre os grupos de tratamento e controle: (1) uma variável que indica se a criança possui cartão de vacina ou não; (2) uma variável que indica se a criança estava no cronograma, de acordo com sua idade, com o calendário de imunização; (3) uma variável que indica se a criança recebeu pelo menos 70% das vacinas obrigatórias, de acordo com sua idade; (4) uma variável que indica se a criança havia recebido todas as

⁹ Disponível em <http://portalsaude.saude.gov.br/index.php/o-ministerio/principal/leia-mais-o-ministerio/197-secretaria-svs/13600-calendario-nacional-de-vacinacao>. Acesso em 18/06/2017.

vacinas obrigatórias para crianças com menos de seis meses de idade; (5) uma variável que indica se a criança recebeu pelo menos 70% das vacinas obrigatórias para crianças com menos de seis meses de idade.

Os indicadores 1 e 2 são as condicionalidades do PBF. O indicador 4 tenta observar os efeitos de tempo/cuidado, pois a mãe passa mais tempo com as crianças até os 6 meses de idade. Além disso, as crianças recebem cuidados ambulatoriais mais frequentemente durante o primeiro ano de vida, permitindo um monitoramento mais efetivo do cronograma de imunização. Já os indicadores 3 e 5 relaxam um pouco as condicionalidades, como sugerido por Andrade *et al.* (2009). Além disso, foram testadas todas as vacinas separadamente.

Para verificar a saúde das gestantes, o painel de dados possui informações para mulheres de 14 a 49 anos: uma variável que indica se a mulher está ou não grávida e o número de consultas pré-natais que ela realizou. No entanto, na primeira rodada da pesquisa (AIBF I), são consideradas somente o número de consultas para mulheres que estavam grávidas no momento da pesquisa. Por sua vez, na segunda rodada da pesquisa (AIBF II) também foram consideradas as consultas feitas pelas mulheres que, no período entre as duas rodadas, estiveram grávidas pelo menos uma vez, tabulando o número de consultas referentes à última gravidez. Sendo assim, tem-se mais respostas para mulheres em 2009 do que em 2005, conforme descrito na tabela abaixo.

Tabela 4 - Quantidade de mulheres Respondentes de 14 a 49 anos de idade

Quantidades de mulheres que responderam às seguintes perguntas		2005	2009
Esta grávida	sim	351	209
	não	15.105	12.265
Número de exames pré-natais		347	1.111

Fonte: Painel a nível individual construído a partir da AIBF I e AIBF II

Pode-se observar que em 2005, 351 mulheres entre 10 e 49 anos declaram estarem grávidas e em 2009, foram 209. No entanto, em 2009, 1.111 mulheres dessa faixa etária responderam o número de exames pré-natais que realizaram, pois para esse ano, foi considerada a última gravidez da mulher a partir de dezembro de 2005.

Sendo assim, para a construção da variável que indica se a mulher está em dia com os exames pré-natais, foi necessário condicionar as respostas apenas para as

mulheres que estavam grávidas no momento da pesquisa, tanto para o ano de 2005 quanto para 2009.

O modelo foi estimado, porém o número de observações ficou muito pequeno (n=267) e com apenas 25 mulheres no grupo de controle. Esse número pequeno de observações faz com que possam ocorrer problemas na estimação. Segundo dados do Datasus, em 2005, a porcentagem de mulheres na população de mulheres em idade fértil (14 a 49 anos) grávidas em 2005 foi de 12,94%, e em 2009 foi de 12,27%. Para o painel AIBF, essa porcentagem é de apenas 2,26% e 1,29%, em 2005 e 2009, respectivamente. Dada essa dificuldade, infelizmente não foi possível analisar essa variável. A seguir são apresentadas as estatísticas descritivas e os resultados encontrados.

5.1. ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

A Tabela 5 apresenta a proporção de crianças que possuíam o cartão de imunização e a proporção de crianças que receberam as vacinas de acordo com os indicadores de imunização utilizados para as análises de impacto. Além disso, foi calculado o EPA para medir o efeito do plano amostral. Os valores são maiores que 1 e indicam que ao ignorar o plano amostral complexo, pode-se estar encontrando proporções incorretas.

Tabela 5 - Análises Descritivas das Variáveis de Interesse, com e sem o Plano Amostral, Brasil

Variável	Sem o plano amostral				Com o plano amostral				EPA	
	2005		2009		2005		2009		2009	
	T	C	T	C	T	C	T	C	T	C
Possui cartão de vacina	0.8893 (0.0068) n= 2106	0.8660 (0,0088) n= 1486	0.9175 (0.0101) n= 728	0.8703 (0.0141) n= 563	0.8914 (0.0373) n= 2106	0.8874 (0.0141) n= 1486	0.9478 (0.0160) n=728	0.8198 (0.0823) n = 563	2,51	34,07
Em dia com as vacinas de acordo com a idade	0.4509 (0.0121) n= 1683	0.5257 (0.0151) n= 1086	0.2929 (0.0204) n=895	0.2758 (0.0262) n= 590	0.2972 (0.1126) n= 1683	0.4777 (0.0399) n= 1086	0.2779 (0.0403) n= 895	0.3011 (0.0526) n= 590	3,9	4,03
Recebeu pelo menos 70% das vacinas obrigatórias de acordo com a idade	0.7427 (0.0106) n= 1683	0.8822 (0.0097) n= 1087	0.8060 (0.0177) n= 795	0.8006 (0.0234) n= 591	0.5468 (0.2036) n=1683	0.8280 (0.0516) n= 1087	0.7651 (0.0505) n= 795	0.7679 (0.0571) n=591	8,14	5,95
Recebeu todas as vacinas obrigatórias até 6 meses de idade	0.6310 (0.0117) n= 1683	0.7412 (0.0132) n= 1086	0.5777 (0.0222) n= 895	0.5448 (0.0292) n= 590	0.4401 (0.1638) n= 1683	0.6690 (0.0575) n= 1086	0.5726 (0.0463) n= 895	0.5027 (0.0539) n= 590	4,34	3,41
Recebeu pelo menos 70% das vacinas obrigatórias até 6 meses de idade	0.7694 (0.0102) n= 1683	0.9069 (0.0088) n= 1086	0.9111 (0.0128) n= 795	0.9448 (0.0134) n= 590	0.5674 (0.2111) n= 1683	0.8640 (0.0339) n= 1086	0.8452 (0.0498) n= 795	0.9430 (0.0237) n= 590	15,14	3,13

Fonte: Painel produzido a partir da AIBF I e AIBF II. Os valores entre parênteses são os erros padrão.

Nota: T representa o grupo de tratamento e C o grupo de controle. EPA é o efeito do plano amostral.

Pode-se observar que cerca de 89% das crianças beneficiárias do PBF no Brasil possuíam cartões de imunização em 2005 e em 2009 essa porcentagem aumenta para cerca de 94%. Para as crianças não beneficiárias do PBF, essas proporções são de aproximadamente 88% para 2005 e 81% para 2009.

É importante notar a diferença na proporção de crianças que possuem um cartão de imunização em comparação com a proporção de crianças em dia com o cronograma de imunização, tanto para 2005 quanto para 2009. O primeiro é cerca de 89%, enquanto o último é de somente 29%, para crianças beneficiárias em 2005. Para 2009, os valores são de 94% e 27%, respectivamente. Para o grupo de controle (crianças não beneficiárias) os valores são de 88% e 47% em 2005 e 81% e 30% em 2009. Pode-se notar que enquanto as proporções são maiores para crianças beneficiárias que possuem cartão de vacina, para as não beneficiárias as maiores proporções são de crianças que estão em dia com o cronograma de imunização.

O terceiro indicador de imunização analisado é a proporção de crianças com pelo menos 70% de vacinas obrigatórias conforme sua idade. Neste caso, as porcentagens são maiores: a proporção média é de 72% (ou seja, 39 pontos percentuais acima da porcentagem média encontrada quando todas as vacinas são consideradas). No entanto

observa-se que a proporção de crianças beneficiárias que receberam pelo menos 70% das vacinas obrigatórias aumentou de 54% em 2005 para 76% em 2009.

Quanto à proporção de crianças em dia com todas vacinas obrigatórias até seis meses de idade, as proporções também são baixas, cerca de 54% em média. Para as crianças que receberam pelo menos 70% das vacinas obrigatórias, as proporções são maiores, 56% para o grupo de tratamento e 86% para o grupo de controle em 2005, e para 2009 esses valores aumentam para 84% e 94%, sugerindo que a maioria das crianças receberam pelo menos 70% das vacinas obrigatórias em 2009.

5.2. RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES

Para fazer uma comparação dos resultados dos grupos de tratamento e de controle, é necessário que os dois grupos sejam o mais homogêneos possível. Dessa forma, com o intuito de garantir que o modelo capte o efeito do programa, fez-se necessário controlar características observáveis do grupo familiar e do domicílio.

A Tabela 6 mostra as médias amostrais de todas as covariáveis correspondentes, divididas entre os dois grupos: grupo de tratamento e controle: crianças que recebem BF, ou seja, o grupo de tratamento e crianças que não recebem BF isto é, o grupo de controle potencial. Na quarta coluna pode-se observar as diferenças de médias entre os dois grupos, juntamente com as estatísticas de teste *t* correspondentes e os *p* valores.

Tabela 6 - Análise Descritivas das Variáveis Pré-Tratamento – crianças de 0 a 6 anos de idade, com o plano amostral

Covariáveis	Tratamento	Controle	Diferença	t-test	p-Valor
Log Gastos	4.31	4.68	0.37	17.75	0.00
combustível cozinha	0.79	0.91	0.12	13.49	0.00
rua pavimentada	0.49	0.60	0.11	8.98	0.00
casa propria	0.65	0.65	0.00	0.09	0.93
alvenaria	0.66	0.71	0.05	4.29	0.00
nº de dormitórios	1.97	2.07	0.10	4.70	0.00
agua canalizada	0.76	0.87	0.11	11.66	0.00
energia elétrica	0.96	0.98	0.02	3.96	0.00
coleta de lixo	0.75	0.88	0.13	13.53	0.00
nº pessoas domicílio	5.51	5.08	-0.43	-8.67	0.00
analfabeto	0.68	0.66	-0.02	-1.65	0.10

Fonte: Elaboração do autor

Os números revelam que as crianças beneficiárias do BF diferem, notavelmente, das crianças não beneficiárias em relação a quase todas as características de pré-tratamento relevantes. Estas descobertas descritivas ilustram por que é importante selecionar um grupo de controle apropriado antes de calcular os efeitos do tratamento, caso contrário, o efeito do PBF sobre a imunização das crianças pode ser incorretamente estimado.

Para que os dois grupos, tratamento e controle possam ser comparáveis, foi calculado o Balanceamento por Entropia, levando em consideração os pesos amostrais.

As análises de impacto foram realizadas levando em consideração a heterogeneidade entre as regiões brasileiras e áreas de residência das crianças, urbana ou rural. Para contemplar as diferenças entre os grupos etários, a amostra é dividida em duas sub-amostras: crianças de 0 a 3 anos e crianças de 4 a 6 anos. Nestas sub-amostras, não se considerou a análise regional devido à restrições de tamanho da amostra.

Assim, para cada amostra separadamente foram calculados os pesos para o balanceamento por entropia, utilizando como peso base o peso amostral. Esses pesos são construídos com as informações das covariadas para o ano de 2005, pois o interesse é de controlar características observáveis dos indivíduos pré- tratamento, ou seja, características que podem afetar a probabilidade do indivíduo pertencer ao grupo de tratamento.

Para a primeira amostra, a Tabela 7 mostra os resultados entre as covariáveis do grupo de tratados e controle, antes e após a aplicação do balanceamento por entropia.

Tabela 7 - Balanceamento por Entropia - crianças de 0 a 3 anos

Covariadas	Antes do Balanceamento por Entropia						Depois do Balanceamento por Entropia					
	Tratamento			Controle			Tratamento			Controle		
	Média	Varância	Assimetria	Média	Varância	Assimetria	Média	Varância	Assimetria	Média	Varância	Assimetria
Log Gastos	4.12	0.79	-0.99	4.48	0.74	-0.21	4.12	0.79	-0.99	4.12	0.79	-0.99
combustível cozinha	0.68	0.22	-0.78	0.85	0.13	-1.93	0.68	0.22	-0.78	0.68	0.22	-0.78
rua pavimentada	0.37	0.23	0.53	0.44	0.25	0.25	0.37	0.23	0.53	0.37	0.23	0.53
casa própria	0.59	0.24	-0.36	0.64	0.23	-0.57	0.59	0.24	-0.36	0.59	0.24	-0.36
alvenaria	0.59	0.24	-0.37	0.56	0.25	-0.25	0.59	0.24	-0.37	0.59	0.24	-0.37
nº de dormitórios	1.77	0.62	0.58	1.91	0.96	0.73	1.77	0.62	0.58	1.77	0.62	0.58
água canalizada	0.71	0.21	-0.93	0.88	0.10	-2.37	0.71	0.21	-0.93	0.71	0.21	-0.93
energia elétrica	0.95	0.05	-4.11	0.98	0.02	-7.28	0.95	0.05	-4.11	0.95	0.05	-4.11
coleta de lixo	0.69	0.22	-0.80	0.84	0.13	-1.89	0.69	0.22	-0.80	0.69	0.22	-0.80
nº pessoas domicílio	4.72	2.89	1.40	4.79	2.59	1.46	4.72	2.89	1.40	4.72	2.89	1.39
analfabeto	1.00	0.00	-25.02	1.00	0.00	-21.04	1.00	0.00	-25.02	1.00	0.00	-25.02

Fonte: Elaboração do autor

Verificando as covariáveis, percebe-se que antes do ajustamento a média, a variância e assimetria, entre o grupo dos tratados e controles, eram diferentes. Após o balanceamento, os momentos passam a serem os mesmos para todas as covariadas.

Para a segunda amostra, a Tabela 8 mostra os resultados entre as covariáveis do grupo de tratados e controle, antes e após a aplicação do balanceamento por entropia.

Tabela 8 - Balanceamento por Entropia - crianças de 0 a 6 anos

Covariadas	Antes do Balanceamento por Entropia						Depois do Balanceamento por Entropia					
	Tratamento			Controle			Tratamento			Controle		
	Média	Varância	Assimetria	Média	Varância	Assimetria	Média	Varância	Assimetria	Média	Varância	Assimetria
Log Gastos	4.21	0.91	-0.86	4.53	0.81	-0.31	4.21	0.91	-0.86	4.21	0.91	-0.86
combustível cozinha	0.73	0.20	-1.03	0.87	0.12	-2.16	0.73	0.20	-1.03	0.73	0.20	-1.03
rua pavimentada	0.44	0.25	0.23	0.49	0.25	0.03	0.44	0.25	0.23	0.44	0.25	0.23
casa propria	0.57	0.25	-0.28	0.57	0.24	-0.29	0.57	0.25	-0.28	0.57	0.25	-0.28
alvenaria	0.60	0.24	-0.41	0.59	0.24	-0.37	0.60	0.24	-0.41	0.60	0.24	-0.41
nº de dormitórios	1.81	0.62	0.57	1.91	0.83	0.67	1.81	0.62	0.57	1.81	0.62	0.57
agua canalizada	0.74	0.19	-1.11	0.91	0.08	-2.86	0.74	0.19	-1.11	0.74	0.19	-1.11
energia elétrica	0.95	0.04	-4.32	0.98	0.02	-7.66	0.95	0.04	-4.32	0.95	0.04	-4.32
coleta de lixo	0.73	0.20	-1.05	0.84	0.13	-1.90	0.73	0.20	-1.05	0.73	0.20	-1.05
nº pessoas domicílio	4.81	2.78	1.31	4.71	2.44	1.42	4.81	2.78	1.31	4.81	2.78	1.31
analfabeto	0.94	0.06	-3.57	0.95	0.05	-3.98	0.94	0.06	-3.57	0.94	0.06	-3.57

Fonte: Elaboração do autor

A Tabela 9 compara as médias amostrais de todas as covariáveis correspondentes em todo o grupo de tratamento e o grupo de controle sintético obtido via balanceamento de entropia. As outras colunas mostram as diferenças nas médias juntamente com as estatísticas e os *p*-valores correspondentes.

Tabela 9 - Análise Descritivas das Variáveis Pré-Tratamento após o Balanceamento – crianças de 0 a 6 anos de idade

	Tratamento	Controle	Diferença	t-test	p-Valor
Log Gastos	4.41	4.38	0.03	0.22	0.82
combustível cozinha	0.79	0.81	-0.02	-0.44	0.66
rua pavimentada	0.47	0.43	0.05	0.62	0.53
casa propria	0.58	0.58	0.00	-0.11	0.91
alvenaria	0.67	0.58	0.09	1.11	0.27
nº de dormitórios	1.92	1.98	-0.06	-0.60	0.55
agua canalizada	0.78	0.78	-0.01	-0.15	0.88
energia elétrica	0.96	0.96	0.00	0.03	0.98
coleta de lixo	0.75	0.79	-0.04	-1.08	0.28
nº pessoas domicílio	4.83	5.08	-0.25	-1.62	0.11
analfabeto	0.70	0.68	0.02	0.55	0.58

Fonte: Elaboração do autor

A comparação das médias das características de pré-tratamento do grupo de tratamento com as do grupo de controle revela a eficácia do balanceamento por entropia. Todas as covariáveis são praticamente balanceadas e não há diferença estatisticamente significativa, ou seja, o balanceamento está perfeitamente ajustado para os três primeiros momentos da distribuição das covariáveis. Consequentemente, segue-se com a confiança de que o grupo de controle na análise empírica subsequente é composto por contrafactuais confiáveis para a amostra de observações de crianças que recebem BF, ou seja, o grupo de tratamento.

A Tabela 10 demonstra os resultados do impacto do PBF na imunização das crianças de 0 a 6 anos de idade em todo o Brasil e nas três grandes regiões, além da localização (urbana e rural).

Os resultados mostram que somente para a região Nordeste, o PBF tem impacto na imunização das crianças. De 2005 para 2009, o PBF aumenta em 23,64% a probabilidade de uma criança receber as vacinas obrigatórias até 6 meses de idade, ao nível de significância de 5%. Para as crianças que se encontram na área urbana, houve um aumento de 32,91% na probabilidade da criança beneficiária do PBF receber as vacinas obrigatórias até os 6 meses de idade na região Nordeste.

Tabela 10 - Impacto do Programa Bolsa Família nos indicadores de Imunização das crianças de 0 a 6 anos, desagregado por região e localização, com o plano amostral

Variável	Brasil			Norte/Centro-Oeste			Nordeste			Sul/Sudeste		
	Total	Urbano	Rural	Total	Urbano	Rural	Total	Urbano	Rural	Total	Urbano	Rural
Possui cartão de vacina	0.1423 (0.1048) n=4484	0.1911 (0.1454) n=3546	0.0583 (0.0884) n=841	0.1624 (0.1074) n=1396	0.1671 (0.1193) n=1285	0.1952 (0.1265) n=68	0.1416 (0.1421) n=1574	0.2196 (0.2249) n=1095	0.1023 (0.1462) n=520	0.1135 (0.1161) n=1578	0.1252 (0.1347) n=1280	0.0456 (0.0720) n=263
Em dia com as vacinas de acordo com a idade	-0.0167 (0.0999) n=3298	0.0590 (0.1172) n=2596	0.0911 (0.1784) n=628	-0.0651 (0.1469) n=892	-0.0437 (0.1493) n=827	0.2598 (0.1647) n=50	-0.2859 (0.1183) n=1256	-0.3972 (0.1514) n=829	0.0665 (0.1402) n=394	0.1182 (0.1639) n=1150	0.0819 (0.1952) n=940	0.1579 (0.2484) n=184
Recebeu pelo menos 70% das vacinas obrigatórias de acordo com a idade	-0.0418 (0.1116) n=3300	-0.0770 (0.1365) n=2598	0.0348 (0.1211) n=628	-0.1153 (0.1094) n=894	-0.0473 (0.1146) n=829	-0.5601 (0.2339) n=50	-0.0524 (0.0937) n=1256	0.2295 (0.1095) n=829	0.1667 (0.1195) n=394	-0.1307 (0.1797) n=1150	-0.1676 (0.2232) n=940	-0.0578 (0.1775) n=184
Recebeu todas as vacinas obrigatórias até 6 meses de idade	0.0411 (0.1133) n=3298	0.0097 (0.1363) n=2596	0.0728 (0.1416) n=628	-0.1454 (0.1699) n=892	-0.0806 (0.1749) n=827	0.2363 (0.1616) n=50	0.2364** (0.1054) n=1256	0.3291*** (0.1152) n=829	0.0236 (0.1137) n=394	0.0723 (0.1792) n=1150	0.0352 (0.2195) n=940	0.0918 (0.2095) n=184
Recebeu pelo menos 70% das vacinas obrigatórias até 6 meses de idade	-0.1333 (0.0842) n=3298	-0.2024 (0.1044) n=2596	0.9415 (1.1110) n=628	-0.1483 (0.1007) n=892	-0.1245 (0.1051) n=827	-0.2511 (0.2212) n=50	-0.0953 (0.0769) n=1256	-0.1727 (0.0936) n=829	0.1249 (0.0950) n=394	-0.2005 (1.1762) n=1150	-0.2862 (0.1876) n=940	0.0309 (0.0920) n=184

Fonte: Painel produzido a partir da AIBF I e AIBF II. Os valores entre parênteses são os erros padrão.

Nota: * Significativo ao nível de 10%

** Significativo ao nível de 5%

*** Significativo ao nível de 1%

Para as outras regiões, os resultados não são estatisticamente significativos. Pode-se admitir que as crianças que vivem em famílias que não cumprem com as condicionalidades do PBF são famílias mais vulneráveis, que precisam de maior assistência para que consigam cumprir tais condições.

Para verificar se o PBF afeta o cronograma de imunização de crianças mais novas ou mais velhas, foram estimados os impactos do PBF por faixa de idade, como apresentado na Tabela 11. Nessa estimação não se considerou a análise regional devido a restrições de tamanho da amostra.

Tabela 11 - Impacto do Programa Bolsa Família nos indicadores de imunização das crianças, com Plano amostral

Variável	Brasil		
	0-6 anos	0-3 anos	4-6 anos
Possui cartão de vacina	0.1423 (0.1048) n=4484	0.2682 (0.2308) n=2860	0.1506 (0.1066) n= 3950
Em dia com as vacinas de acordo com a idade	0.0041 (0.0049) n=6503	0.0289 (0.0205) n= 3211	0.0052 (0.0069) n= 5580
Recebeu pelo menos 70% das vacinas obrigatórias de acordo com a idade	-0.1022 (0.0700) n= 3364	-0.0554 (0.0809) n= 2224	-0.0733 (0.0780) n= 2946
Recebeu todas as vacinas obrigatórias até 6 meses de idade	-0.0938 (0.1133) n= 3368	-0.0250 (0.1536) n= 2229	0.0444 (0.1679) n= 2944
Recebeu pelo menos 70% das vacinas obrigatórias até 6 meses de idade	-0.1333 (0.0842) n= 3298	-0.0409 (0.0358) n= 2229	-0.0365 (0.0324) n= 2944

Fonte: Painel produzido a partir da AIBF I e AIBF II. Os valores entre parênteses são os erros padrão.

Nota: * Significativo ao nível de 10%

** Significativo ao nível de 5%

*** Significativo ao nível de 1%

Pode-se perceber que quando dividimos as crianças por idade, não são encontrados impactos do PBF. Esses resultados corroboram com a análise descritiva dos indicadores de imunização que mostram que, apesar das campanhas de vacinação e intensificação dos cuidados básicos e preventivos nos últimos 10 anos, o nível de imunização ainda não é universal entre os cidadãos mais pobres do Brasil. As comparações dos beneficiários do PBF e não beneficiários mostraram que não há diferenças estatísticas na cobertura da imunização. Tendo em conta todo o cronograma de imunização no Brasil em 2009, a proporção da população vacinada é, em média, de 40%, enquanto 89% possuem o cartão de imunização.

Considerando apenas as crianças até 6 meses de idade, o desempenho da imunização é um pouco melhor. Em geral, os indicadores para o grupo de beneficiários são piores do que os do grupo de não beneficiários, que reflete o objetivo do programa. Para o Brasil, as crianças beneficiárias geralmente vivem em municípios com altas taxas de mortalidade infantil e menor desenvolvimento econômico, fazendo parte de famílias com chefes menos educados.

Para realizar uma análise mais minuciosa das vacinas, tendo em vista que possuir o cartão de vacinas pode auxiliar as famílias na tomada de decisão para a

imunização de suas crianças, pois o cartão de imunização é um instrumento não só para lembrá-las dos retornos vacinais para o acompanhamento das crianças, mas garantia do direito à imunização disponibilizada nos serviços de saúde, adicionou-se o exercício empírico de estimar os efeitos do PBF para todas as vacinas obrigatórias separadamente, segundo cronograma do Ministério da Saúde, pois, algumas vacinas em particular, como por exemplo, a vacina para o sarampo, o tétano e o *Haemophilus influenzae* (tipo b), demonstrou ser eficaz na prevenção da mortalidade infantil (JONES *et al.*, 2003).

Além disso, são dados da Organização Mundial de Saúde (OMS) que poderiam ser evitadas de 4 a 5 milhões de mortes por ano, se fossem aplicados os devidos esforços para imunização das crianças. Os resultados são apresentados na Tabela abaixo.

Tabela 12 - Impacto do Programa Bolsa Família nas vacinas das crianças de 0 a 6 anos, desagregado por região e localização, com o plano amostral

Variável	Brasil			Norte/Centro-Oeste			Nordeste			Sul/Sudeste		
	Total	Urbano	Rural	Total	Urbano	Rural	Total	Urbano	Rural	Total	Urbano	Rural
Anti pólio 1ª dose	0.2495** (0.0773) n=4643	0.1219 (0.0910) n=3685	0.4668*** (0.1116) n=857	0.1124 (0.1062) n=1395	0.0781 (0.1103) n=1305	0.6916*** (0.3321) n=69	0.2608*** (0.0661) n=1665	0.2732** (0.0773) n=1096	0.1427 (0.1561) n=524	0.3655 (0.5494) n=1583	0.0132 (0.1515) n=1284	0.4702*** (0.1445) n=264
Anti pólio 2ª dose	0.2380* (0.0831) n=4643	0.0958 (0.0961) n=3685	0.5029*** (0.1320) n=857	0.0887 (0.0994) n=1395	0.0574 (0.1034) n=1305	0.6053** (0.3253) n=69	0.2442** (0.0807) n=1665	0.1424 (0.0911) n=1096	0.2265 (0.1821) n=524	0.1006 (0.1335) n=1583	0.0082 (0.1583) n=1284	0.5012** (0.1663) n=264
Anti pólio 3ª dose	0.1316 (0.0850) n=4643	0.0758 (0.0984) n=3685	0.3862** (0.1297) n=857	0.0996 (0.1009) n=1395	0.0578 (0.1041) n=1305	0.3836 (0.3677) n=69	0.2313* (0.0836) n=1665	0.1449 (0.0964) n=1096	0.1788 (0.1859) n=524	0.0436 (0.1339) n=1583	-0.0436 (0.1589) n=1284	0.3045 (0.1675) n=264
Anti pólio reforço	0.1439 (0.0899) n=4643	0.0899 (0.1053) n=3685	0.4290** (0.1283) n=857	0.0742 (0.1098) n=1395	0.0357 (0.1141) n=1305	0.0641 (0.3850) n=69	0.2543** (0.0849) n=1665	0.2406* (0.1372) n=1096	0.0236 (0.1137) n=524	0.0611 (0.1430) n=1583	0.0187 (0.2195) n=1284	0.0918 (0.2095) n=264
DPT 1ª dose	0.4291*** (0.0810) n=4643	0.4114*** (0.0935) n=3685	0.3911** (0.1387) n=857	0.0742 (0.1098) n=1395	0.0640 (0.0947) n=1305	0.2405 (0.2230) n=69	0.2845* (0.1625) n=1665	0.1791 (0.1294) n=1096	0.2640 (0.2846) n=524	0.4205*** (1.1647) n=1583	0.4016** (0.1335) n=1284	0.3419 (0.2968) n=264
DPT 2ª dose	0.3856*** (0.0870) n=4643	0.3759*** (0.0990) n=3685	0.3514* (0.1455) n=857	0.0913 (0.0918) n=1395	0.0941 (0.0970) n=1305	0.0282 (0.2952) n=69	0.2095 (0.1706) n=1665	0.1351 (0.2140) n=1096	0.2283 (0.1720) n=524	0.3781** (0.1805) n=1583	0.3893** (0.2055) n=1284	0.1648 (0.2001) n=264
DPT 3ª dose	0.3581*** (0.1279) n=4643	0.3473*** (0.1455) n=3685	0.2081 (0.1568) n=857	0.1102 (0.0924) n=1395	0.1132 (0.0970) n=1305	0.1291 (0.1538) n=69	0.4880 (0.4176) n=1665	0.3277 (0.1871) n=1096	0.3177 (0.2003) n=524	0.3177 (0.2003) n=1583	0.3386 (0.22592) n=1284	0.1623 (0.3497) n=264
DPT reforço	0.2744*** (0.0687) n=4643	0.2588*** (0.1779) n=3685	0.1701 (0.1284) n=857	0.0804 (0.0832) n=1395	0.0820 (0.0860) n=1305	0.0020 (0.4460) n=69	0.1722 (0.1263) n=1665	0.1028 (0.0997) n=1096	0.0817 (0.2266) n=524	0.2053 (0.1280) n=1583	0.1703 (0.1145) n=1284	0.2878 (0.2737) n=264
Hepatite B 1ª dose	0.2106* (0.0775) n=4643	0.0647 (0.0889) n=3685	0.5011*** (0.1773) n=857	0.0844 (0.0917) n=1395	0.0172 (0.0947) n=1305	0.2105 (0.0768) n=69	0.2595* (0.1420) n=1665	0.2009 (0.1828) n=1096	0.1363 (0.1604) n=524	0.0664 (0.1807) n=1583	0.1410 (0.2031) n=1284	0.5401*** (0.1335) n=264
Hepatite B 2ª dose	0.1256 (0.0798) n=4643	0.0438 (0.0920) n=3685	0.5249*** (0.1125) n=857	0.0523 (0.0920) n=1395	0.0055 (0.0948) n=1305	0.9499*** (0.0703) n=69	0.1358 (0.0975) n=1665	0.1625 (0.1977) n=1096	0.2459 (0.2401) n=524	0.0552 (0.1123) n=1583	-0.1474 (0.2063) n=1284	0.5869*** (0.2220) n=264
Hepatite B 3ª dose	0.2513** (0.1305) n=4643	0.0916 (0.0935) n=3685	0.4892*** (0.1325) n=857	0.0475 (0.0926) n=1395	0.0022 (0.0956) n=1305	0.6930 (0.5143) n=69	0.1972 (0.1441) n=1665	0.1137 (0.1230) n=1096	0.2383 (0.2487) n=524	0.1783 (0.1838) n=1583	0.0094 (0.1325) n=1284	0.5294** (0.2380) n=264
BCG	0.2319** (0.0799) n=4643	0.0815 (0.0816) n=3685	0.4348** (0.1206) n=857	0.1076 (0.1095) n=1395	0.0623 (0.1144) n=1305	0.8907*** (0.2900) n=69	0.3635*** (0.1510) n=1665	0.3825** (0.1823) n=1096	0.1739 (0.1715) n=524	0.0020 (0.1553) n=1583	-0.1784 (0.1737) n=1284	0.3650 (0.2298) n=264
Sarampo	0.2704*** (0.0921) n=4643	0.2007* (0.1096) n=3685	0.3881** (0.1858) n=857	0.1384 (0.1056) n=1395	0.1109 (0.1096) n=1305	0.4987 (0.5211) n=69	0.2517* (0.1523) n=1665	0.2674 (0.1947) n=1096	0.1145 (0.2079) n=524	0.1269 (0.0969) n=1583	0.0662 (0.1720) n=1284	0.4852* (0.2650) n=264
Triplíce Viral	0.0657 (0.0867) n=4643	0.0474 (0.1022) n=3685	0.1119 (0.1309) n=857	0.0697 (0.0914) n=1395	-0.0683 (0.0945) n=1305	0.0240 (0.4468) n=69	0.0813 (0.1390) n=1665	-0.0001 (0.1108) n=1096	0.2811 (0.2444) n=524	0.1779 (1.2348) n=1583	0.1214 (0.1749) n=1284	0.0927 (0.0944) n=264

Fonte: Painel produzido a partir da AIBF I e AIBF II. Os valores entre parênteses são os erros padrão.

Nota: * Significativo ao nível de 10%

** Significativo ao nível de 5%

*** Significativo ao nível de 1%

Os resultados mostram que para o Brasil, o PBF aumenta a probabilidade das crianças receberem quase todas as vacinas. O PBF aumenta em 24,95% a probabilidade das crianças beneficiárias receberem a primeira dose da vacina contra a paralisia infantil (anti pólio 1ª dose).

O PBF também aumenta a probabilidade das crianças beneficiárias receberem todas as doses da vacina contra difteria, tétano e coqueluche, sendo um aumento de 42,91% para a primeira dose, 38,56% para a segunda dose, 35,81% para a terceira dose e 27,44% para a dose de reforço.

O PBF aumenta a probabilidade das crianças beneficiárias de 0 a 6 anos de idade de receberem a vacina contra hepatite B, para a terceira dose, em 25,13%. Essa probabilidade aumenta também em 23,19% para a vacina contra a tuberculose (BCG) e contra o sarampo em 27,04%.

Pode-se perceber ainda que o PBF tem impacto positivo em 10 das 14 vacinas na área rural em todo Brasil. Para a vacina contra a paralisia infantil o PBF aumenta a probabilidade das crianças beneficiárias receberem essa vacina em 46,68% para a primeira dose, 50,29% para a segunda dose, 38,62% para a terceira dose e 42,90% para o reforço. O mesmo acontece com todas as doses para prevenção da hepatite B, sendo que o PBF aumenta, em média, 50%, a probabilidade das crianças receberem as três doses da vacina.

O PBF aumenta também a probabilidade das crianças receberem a primeira dose da vacina DPT em 39,11%, assim como para vacina BCG aumenta 43,48% e para sarampo 38,81%, em toda área rural do Brasil.

Na região Norte/Centro-Oeste, percebe-se que o PBF tem impacto na imunização das crianças somente na área rural, aumentando em 69,16% a probabilidade das crianças beneficiárias receberem a vacina anti pólio primeira dose, assim como aumenta também a probabilidade de receberem a vacina anti pólio segunda dose em 60,53%. O programa aumenta também em 95% a probabilidade das crianças receberem a segunda dose da vacina contra hepatite B e em 89,07% a probabilidade de receberem a vacina BCG.

Na região Nordeste pode-se observar que o PBF já não tem impacto na área rural, mas sim para toda a região e para a área urbana. Para toda a região o PBF aumenta a probabilidade das crianças beneficiárias receberem as vacinas anti pólio primeira e segunda dose, reforço da anti pólio e a vacina BCG, em 26,08%, 24,42%, 25,43% e 36,35%, respectivamente.

Na região Sul/Sudeste PBF tem impacto positivo nas duas primeiras doses da vacina DPT, aumentando em aproximadamente em 40 e 37 pontos percentuais, respectivamente, a probabilidade das crianças receberem essas vacinas. O mesmo acontece na área urbana. Já na área rural o PBF tem impacto positivo nas duas primeiras

doses da vacina contra paralisia infantil e nas duas primeiras doses da vacina contra hepatite B, aumentando em média 52% a probabilidade das crianças beneficiárias receberem essas vacinas.

Em geral, observa-se que o PBF aumenta a probabilidade das crianças receberem as vacinas, mas isso não é suficiente para que elas mantenham o calendário vacinal obrigatório em dia. Este é um indicador interessante, pois se percebe que as famílias que participam do PBF estão recebendo algumas vacinas, mas se encontram em dificuldades em manter em dia o calendário vacinal obrigatório.

Pode-se perceber que o PBF tem um maior impacto nas vacinas que devem ser tomadas até os 6 meses de idade, principalmente na região Nordeste, pois, pode-se admitir que a mãe tem maior disponibilidade para cuidar da criança durante esse período. Neste caso, é razoável assumir que o custo de oportunidade de levar a criança ao centro de saúde é menor, dado que antes dos 6 meses de idade, a maioria das mães ainda não retornou ao mercado de trabalho.

Além disso, nota-se também um impacto significativo do PBF sobre as vacinas nas áreas rurais. Esse resultado demonstra que o PBF tem ajudado famílias dessas áreas na imunização das crianças, pois, essas famílias são consideradas muitas vezes mais vulneráveis e enfrentam alguns problemas, como o difícil acesso aos postos de saúde.

Um outro resultado que se pode observar é que o PBF não tem impacto na vacina tríplice viral. A tríplice viral, como é tomada pela criança apenas entre quatro e seis anos de idade, é, geralmente, a vacina com que os responsáveis se preocupam menos, por ser a mais distante, o que cria um senso psicológico de tranquilidade, gerando um casual esquecimento (Ramos, 2010).

Dentre as razões para o atraso vacinal, Gatti e Oliveira (2005) encontram esquecimento dos pais, doença da criança e horário de funcionamento dos postos de saúde. Os autores encontram também outros motivos, como a falta de clareza das famílias em relação a importância da vacina como meio de prevenção de doenças, provavelmente pela condição social de exclusão em que vivem essas famílias, nas quais a saúde não é a primeira preocupação. Alguns estudos demonstraram que a crescente oferta de vacinas é vista pelos pais, às vezes, como fardo de dor, angústia e eventos adversos, que interferem na aceitação familiar e agravam sentimentos anti imunização (LOGULLO *et al.*, 2008; AUSTIN *et al.*, 2008).

Não somente fatores relacionados aos usuários estão associados a níveis mais baixos de cobertura vacinal. Fatores estruturais relacionados aos serviços de saúde tais

como, retardo no agendamento das consultas, falta de consultas noturnas ou nos finais de semana, filas, tempo de espera, falta de brinquedos e distrações para as crianças durante a espera também dificultam as vacinações (Silva, 1999).

Segundo o mesmo autor, outra causa da não vacinação ligada aos serviços de saúde são as oportunidades vacinais perdidas. Estas ocorrem quando a criança não é vacinada na presença de doença leve ou quando a criança comparece à consulta na unidade de saúde na época de receber a vacina e não é vacinada.

Finalmente, os principais resultados indicam que o programa aumentou o estado de vacinação das crianças de um modo geral, mas não foi suficiente para que as crianças tivessem o calendário de imunização obrigatório, que é uma condicionalidade do programa, em dia.

No período analisado, o monitoramento das condicionalidades de saúde ainda estava sendo implementado. Os dados oficiais apontam para um forte aumento da porcentagem de beneficiários abrangidos pelo monitoramento da saúde nos anos seguintes. Como tal, este artigo representa uma análise com o objetivo de entender as mudanças nas condições de monitoramento. Os resultados obtidos neste estudo são muito diferentes dos observados em relação ao Programa *Oportunidades* no México. De acordo com Gertler (2004), o Programa Mexicano mostrou-se claro, com efeitos positivos sobre a saúde infantil, incluindo uma redução na taxa de doença durante os primeiros seis meses de vida. No entanto, neste caso, sabe-se que as condicionalidades foram extremamente bem verificadas. Por exemplo, as crianças com idade entre 24 a 60 meses foram obrigadas a frequentar clínicas de monitoramento nutricional a cada quatro meses e obter suplementos nutricionais quando se encontra abaixo do peso. Além das condicionalidades, o programa também exige que os indivíduos se envolvam em atividades preventivas de saúde e nutricionais.

No Brasil, dados oficiais apontam que as condicionalidades de saúde não foram verificadas em 2005 e ainda em 2009 apresentava uma taxa de verificação baixa, comparada com a taxa de verificação das condicionalidades da educação e de outros programas. Como tal, uma contribuição desta avaliação foi fornecer evidências de impactos na saúde infantil, especificamente imunização, no contexto de um baixo nível de monitoramento das condicionalidades.

6. IMPACTOS DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA NA EDUCAÇÃO

A análise da correlação entre a inclusão escolar e o incentivo seletivo proporcionado pela transferência de renda do PBF ganha relevância na agenda das políticas sociais, apesar da universalização do ensino fundamental no Brasil. O que ocorre é que crianças e jovens que se encontram fora das escolas ou com dificuldades de permanência compõem os estratos populacionais mais vulneráveis em função da sua condição socioeconômica de extrema pobreza, constituindo-se como o público-alvo preferencial dos programas sociais focalizados como o PBF.

Uma extensa literatura documenta que na América Latina, programas CCTs com condicionalidades na educação têm levado a aumentos na taxa de matrícula escolar (Glewwe e Kassouf, 2012; Schaffland, 2012; Aguilar, 2010; Behrman e Parker, 2010; Fiszbein e Schady, 2009). Impactos sobre a matrícula escolar são muitas vezes maiores entre as crianças de famílias pobres (Filmer e Schady, 2008; Maluccio e Flores, 2004) e entre transição de níveis de ensino (De Brauw *et al.*, 2012; Schady *et al.*, 2008). Vários estudos também relatam impactos maiores sobre a escolaridade das meninas do que a para os meninos (DE BRAUW *et al.*, 2015; AHMED *et al.*, 2007; SCHULTZ, 2004).

A atenção à primeira infância também vem ocupando espaço crescente nas agendas de pesquisa e formulação de políticas públicas em todo o mundo nestes primeiros anos do milênio. O interesse é impulsionado por farta evidência de que crianças que nesse período são corretamente estimuladas obtêm melhor desempenho ao longo do ciclo educacional, ao mesmo tempo em que há fatos igualmente abundantes de que déficits cognitivos e socioemocionais que eventualmente surgem nessa fase são dificilmente compensados em idades mais avançadas, por mais que haja investimento das famílias e do governo (Cunha *et al.*, 2006). A primeira infância é, por assim dizer, uma faixa etária crítica em termos de desenvolvimento de capacidades, e a insuficiência de estímulos tem como prováveis consequências futuras frustrações individuais e um menor acúmulo de capital humano por parte dos trabalhadores do país, com prejuízo para a capacidade de crescimento nacional.

Sendo assim, a primeira infância é reconhecida por pesquisadores de diferentes áreas do conhecimento como sendo uma fase crítica para o desenvolvimento de competências socioemocionais. Por um lado, há ampla evidência de que eventos adversos ocorridos nesta fase da vida podem causar prejuízo permanente ao indivíduo,

na forma de neuroses e psicoses, dentre outras alterações patológicas em características socioemocionais (SHONKOFF; GARNER, 2011). Por outro lado, existem fatos igualmente amplos de que indivíduos com características socioemocionais favoráveis na primeira infância têm mais facilidade de aprender durante o ciclo educacional formal e de obter sucesso futuro (KNUDSEN et al., 2006).

Adicionalmente, a população jovem de baixa renda muitas vezes se vê obrigada a ingressar no mercado de trabalho precocemente, para complementar a renda familiar ou garantir sua própria sobrevivência, não raro alocando o tempo em detrimento dos estudos e, conseqüentemente, deteriorando as suas oportunidades futuras de auferir renda mais elevada. Ademais, essa parcela da população ocupa postos de trabalho de menor qualificação, recebendo salários baixos, perpetuando, assim, a sua condição de pobreza.

Sob a ótica da teoria econômica, os CCTs provocam um efeito renda puro na tomada de decisão da família sobre uso do tempo das crianças entre trabalho, educação e lazer. Considerando que estes últimos podem ser considerados como bens de luxo, a teoria econômica afirma que o seu consumo aumenta mais que proporcionalmente com a elevação da renda familiar. Ou seja, à medida que os ganhos da família se elevam, os seus membros poderão alocar maior tempo para o lazer ou estudo, sem prejuízo ao mínimo necessário para sua subsistência. Essas considerações implicariam diminuição do trabalho infantil das famílias pobres (CACCIAMALI *et al.*, 2010).

Nesse sentido, o objetivo deste estudo foi avaliar o impacto do PBF sobre a probabilidade das crianças de 0 a 5 anos de idade frequentarem a creche, sobre a condicionalidade de matrícula escolar e sobre os indicadores educacionais de progressão, repetência e evasão escolar, de crianças entre 6 e 17 anos de idade e ainda sobre a incidência de trabalho infantil e a participação escolar, das crianças mais velhas.

Os efeitos da expansão do PBF podem ser heterogêneos, isto é, podem depender das características dos beneficiários. Examina-se essa possibilidade dividindo a amostra de crianças por gênero e por faixa etária. Isso se justifica para que se possa capturar o efeito do PBF tanto nas crianças mais novas, que é a condicionalidade para receber BF, tanto as crianças mais velhas, após a introdução do BVJ.

O painel possui informações sobre escolaridade para cada indivíduo, incluindo se o indivíduo está atualmente na escola e o curso/nível correspondente (inclusive

creche), situação de matrícula do ano anterior e curso/nível, e o maior curso/nível que o indivíduo concluiu se não está matriculado na escola.

Embora a estrutura escolar tenha se alterado de 2005 para 2009, os entrevistados foram instruídos a codificar a rodada de 2009 pela estrutura de 2005, para que houvesse consistência.

Esse estudo se concentra no seguinte conjunto de indicadores com base nas informações para crianças de 0 a 5 anos de idade: (1) uma medida incondicional se a criança frequenta creche; e para as crianças de 6 a 17 anos: (2) uma medida incondicional se a criança participa atualmente da escola (“matrícula escolar”); (3) condicional a criança participar da escola no ano anterior, se a criança tem progredido a partir do nível da série anterior (“progressão escolar”); (4) condicional a criança participar da escola no ano anterior, se a criança tem repetido o nível de grau anterior (“repetência”); (5) condicional a criança participar da escola no ano anterior, se a criança saiu da escola (“evasão”).

Como se consegue acompanhar o mesmo indivíduo de 2005 em 2009 consegue-se construir medidas relacionadas com trajetórias escolares. Sendo assim, o trabalho se concentra nos impactos sobre participação (matrícula) escolar e a trajetória do aluno (progressão, repetência e evasão).

Além disso, ainda é possível analisar o impacto do PBF sobre a incidência de trabalho infantil e a participação escolar, duas opções que se encontram intrinsecamente correlacionadas principalmente no caso das crianças mais velhas. Para essa análise foram criadas as seguintes variáveis: (6) se a criança só estuda; (7) se a criança estuda e trabalha; (8) se a criança só trabalha e (9) se a criança não trabalha e não estuda.

6.1. CONTEXTOS DA POLÍTICA EDUCACIONAL E INDICADORES

A Tabela 13 apresenta a estrutura da educação para o ensino fundamental (dividido em 2 fases) e o ensino médio. A estrutura da escolaridade mudou em novembro de 2005 para incluir o jardim de infância como obrigatório. Antes da alteração, a escolaridade era obrigatória entre as idades de 7 a 14 anos. A classe de alfabetização era opcional, separada do ensino primário, antes das séries de 1ª a 8ª, e a idade mínima para iniciar o 1º grau era 7 anos.

Tabela 13 - Estrutura da Educação, antes e depois de Novembro de 2005

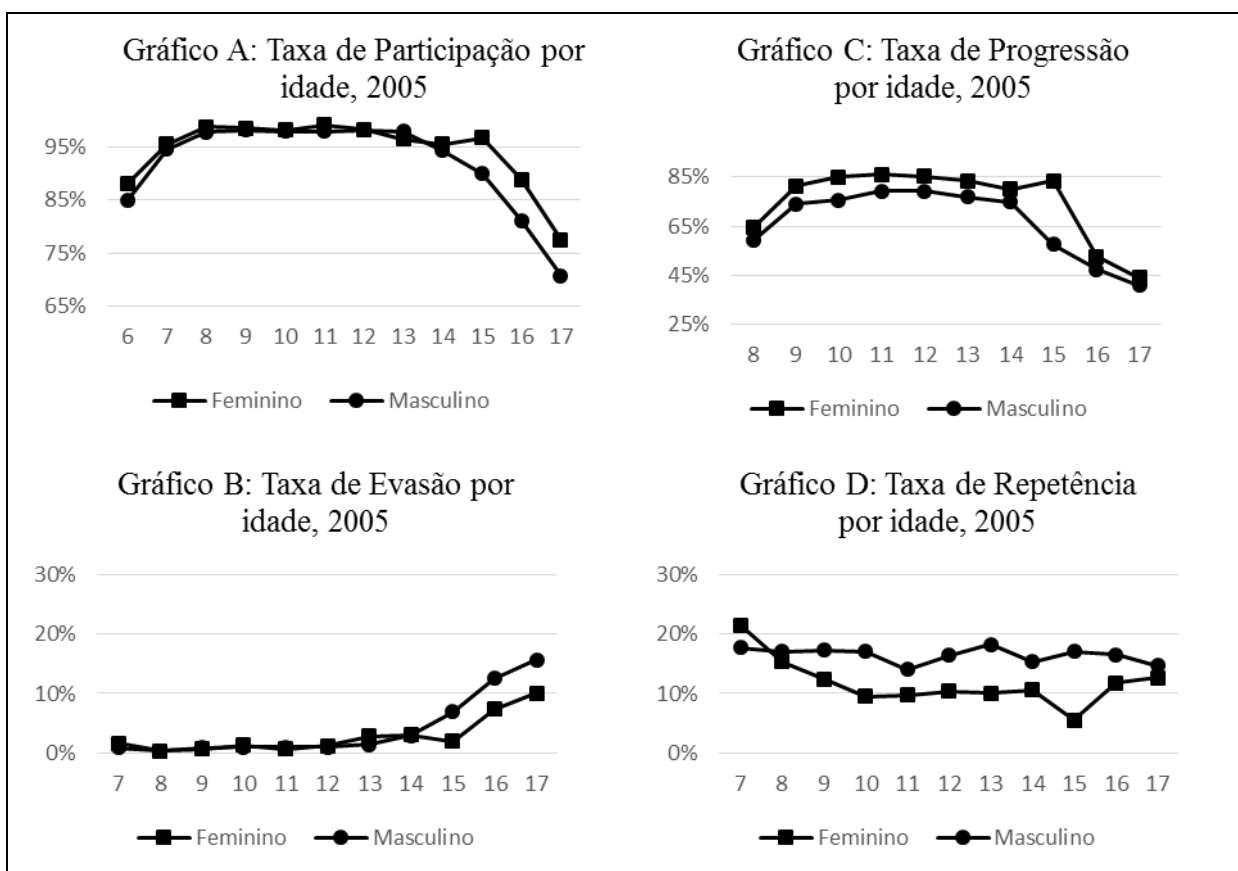
Antes de Novembro de 2005			Depois de novembro de 2005		
Idade	Curso	Série	Idade	Curso	Série
6	Classe de Alfabetização	CA	6	Ensino Fundamental I	1º ano
7-10	Ensino Fundamental I	1ª- 4ª série	7-10		2º-5º ano
11-14	Ensino Fundamental II	5ª- 6ª série	11-14	Ensino Fundamental II	6º-9º ano
15-17	Ensino Médio	9ª-11ª série	15-17	Ensino Médio	10º-12º ano

Fonte: Elaboração do autor a partir de informações do Ministério da Educação

Após a mudança, a escolaridade se tornou obrigatória a partir dos 6 anos de idade. A classe de alfabetização foi incluída como parte da escola primária e foi renomeada de 1º ano e tornou-se obrigatória antes das renomeadas 2º e 9º ano, e a idade mínima para iniciar o 1º ano passou a ser 6 anos. Se a criança entrou na escola no tempo certo, essas idades obrigatórias corresponderiam à conclusão de ambas as fases do ensino fundamental.

Para interpretar as estimativas de impacto, é útil em primeiro lugar observar os padrões escolares para as crianças de 6 a 17 anos da amostra da pesquisa em 2005, pois a condicionalidade do PBF exige que as crianças nessa faixa etária frequentem a escola. Inicialmente foi considerada a participação na escola incondicional. No quadro 4, o gráfico A mostra que entre meninos e meninas, as taxas de participação na escola tendem a ser bastante elevadas entre as idades de 7 a 14 anos, mas em seguida, observa-se um declínio para as idades de 15 a 17 anos (que corresponde às idades após a escolaridade obrigatória). Os gráficos B, C e D mostram o padrão das taxas de abandono, taxas de progressão e as taxas de repetência escolar das crianças, sob a condição da criança estar matriculada na escola no anterior. O gráfico B mostra que as taxas de abandono se parecem com o padrão das taxas de participação, com abandono relativamente baixo entre as idades de 7 a 14 anos, e mais elevado para as idades entre 15 e 17 anos. O gráfico C mostra que as taxas de progressão escolar aumentam ligeiramente e em seguida diminuem entre as idades de 7 a 14 anos e também caem para as idades de 15 a 17 anos. O gráfico D mostra que as taxas de repetência são mais ou menos semelhantes após os 9 anos de idade.

Quadro 4 - Participação, Evasão, Progressão e Repetência Escolar por idade e por sexo, em 2005



Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da amostra AIBF I.

Em todas as quatro análises (gráficos A, B, C e D) as meninas tendem a ter melhores resultados do que os meninos da mesma idade. As taxas de participação na escola das meninas são semelhantes ou ligeiramente mais elevadas do que as taxas dos meninos, particularmente em idades mais avançadas. As taxas de desistência das meninas são semelhantes ou ligeiramente menores, particularmente em idades mais avançadas, e as meninas são consistentemente mais propensas a progredirem de série e menos propensas a repetir o ano do que os meninos.

6.2. ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

A Tabela 14 apresenta a proporção de crianças entre 6 e 17 anos que estão matriculadas na escola e a proporção de crianças que progredem, evadem ou repetem o ano na escola. Além disso, foi calculado o EPA para medir o efeito do plano amostral. Os valores são maiores que 1 e indicam que ao ignorar o plano amostral complexo, pode-se estar encontrando proporções incorretas.

Pode-se observar que cerca de 61% das crianças beneficiárias do PBF no Brasil estavam matriculadas na escola em 2005 e em 2009 essa porcentagem aumenta para cerca de 84%. Para as crianças não beneficiárias do PBF, essas proporções são de aproximadamente 73% para 2005 e 84% para 2009.

Tabela 14 - Análises Descritivas das Variáveis de interesse, com e sem o plano amostral

Variável	Sem o plano amostral				Com o plano amostral				EPA	
	2005		2009		2005		2009		2009	
	T	C	T	C	T	C	T	C	T	C
Matrícula Escolar	0.7108 (0.0058) n= 5987	0.7753 (0.0056) n= 5395	0.8677 (0.0052) n= 4105	0.8479 (0.0062) n= 3256	0.6107 (0.0899) n= 5987	0.7359 (0.0215) n= 5395	0.8627 (0.0159) n= 4105	0.8402 (0.0205) n= 3256	9,35	10,93
Progressão Escolar	0.7411 (0.0074) n= 3434	0.7732 (0.0071) n= 3409	0.8128 (0.0083) n=2159	0.8591 (0.0085) n= 1669	0.7056 (0.0268) n= 3434	0.7671 (0.0151) n= 3409	0.8311 (0.0202) n=2159	0.8487 (0.0192) n= 1669	5,92	5,10
Evasão Escolar	0.0295 (0.0021) n= 5982	0.0296 (0.0023) n= 5394	0.0791 (0.0042) n= 4092	0.0822 (0.0048) n= 3247	0.0222 (0.0055) n= 5982	0.0313 (0.0050) n= 5394	0.0742 (0.0108) n= 4092	0.0784 (0.0008) n= 3247	6,61	0,03
Repetência Escolar	0.2588 (0.0074) n= 3434	0.2267 (0.0071) n= 3409	0.1871 (0.0083) n= 2159	0.1408 (0.0085) n= 1669	0.2943 (0.0268) n= 3434	0.2328 (0.0151) n= 3409	0.1688 (0.0202) n= 2159	0.1512 (0.0192) n= 1669	5,92	5,10

Fonte: Painel produzido a partir da AIBF I e AIBF II. Os valores entre parênteses são os erros padrão.

Nota: T representa o grupo de tratamento e C o grupo de controle. EPA é o efeito do plano amostral.

É interessante notar que todos os indicadores melhoram de 2005 para 2009, com exceção da evasão escolar, que para o grupo de crianças beneficiárias foi 2% em 2005, passando para 7% em 2009. O mesmo aconteceu com o grupo de crianças não beneficiárias, que passou de 3% em 2005 para 7% em 2009.

No entanto, as proporções de progressão escolar são altas, em média 73% em 2005 e 83% em 2009, enquanto as taxas de repetência escolar são baixas, em média 26% em 2005 e 15% em 2009.

6.3. RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES

A Tabela 15 mostra as médias amostrais de todas as covariáveis correspondentes, divididas entre os dois grupos: grupo de tratamento e controle: crianças que recebem BF, ou seja, o grupo de tratamento e crianças que não recebem BF isto é, o grupo de controle potencial. Na quarta coluna pode-se observar as diferenças de médias entre os dois grupos, juntamente com as estatísticas de teste *t* correspondentes e os *p* valores.

Tabela 15 - Análise Descritivas das Variáveis Pré-Tratamento – crianças de 0 a 17 anos de idade, com o Plano Amostral

	Tratamento	Controle	Diferença	t-test	p-Valor
Log Gastos	4.36	4.76	-0.40	33.91	0.00
combustível cozinha	0.79	0.91	0.12	25.15	0.00
rua pavimentada	0.51	0.61	0.11	15.61	0.00
casa própria	0.70	0.69	-0.01	-1.02	0.31
alvenaria	0.68	0.73	0.05	8.24	0.00
nº de dormitórios	2.09	2.18	0.08	6.70	0.00
água canalizada	0.77	0.88	0.11	21.99	0.00
energia elétrica	0.97	0.98	0.01	5.28	0.00
coleta de lixo	0.76	0.88	0.12	22.36	0.00
nº pessoas domicílio	4.86	5.55	-0.69	-25.36	0.00
analfabeto	0.21	0.17	-0.05	-8.34	0.00

Fonte: Elaboração do autor

Mais uma vez, a comparação entre as médias das covariáveis que influenciam a probabilidade da criança receber o BF, revelam que as crianças beneficiárias diferem das crianças não beneficiárias em relação todas as características, com exceção a possuir casa própria.

Para estimar os impactos do PBF na educação, a amostra foi dividida em quatro grupos: crianças de 0 a 6 anos de idade em 2005 ou em 2009, crianças com idades de 6 a 14 anos em 2005 ou 2009, crianças com idades de 15 a 17 anos em 2005 ou em 2009 e todas as crianças com idades de 6 a 17 anos em 2005 ou em 2009.

Assim, para cada amostra separadamente foram calculados os pesos para o balanceamento por entropia, utilizando como peso base o peso amostral.

Para a primeira amostra, de crianças de 0 a 6 anos de idade, o balanceamento por entropia foi apresentado no ensaio sobre saúde. Para a segunda amostra a Tabela 16 mostra os resultados para as covariáveis do grupo de tratados e controle, antes e após a aplicação do balanceamento por entropia.

Tabela 16 - Balaceamento por Entropia - crianças de 6 a 14 anos

Covariadas	Antes do Balaceamento por Entropia						Depois do Balaceamento por Entropia					
	Tratamento			Controle			Tratamento			Controle		
	Média	Varância	Assimetria	Média	Varância	Assimetria	Média	Varância	Assimetria	Média	Varância	Assimetria
Log Gastos	4.24	0.89	-1.08	4.61	0.73	-0.95	4.24	0.89	-1.08	4.24	0.89	-1.08
combustível cozinha	0.74	0.19	-1.07	0.86	0.12	-2.06	0.74	0.19	-1.07	0.74	0.19	-1.07
rua pavimentada	0.45	0.25	0.19	0.52	0.25	-0.10	0.45	0.25	0.19	0.45	0.25	0.19
casa propria	0.64	0.23	-0.56	0.63	0.23	-0.54	0.64	0.23	-0.56	0.64	0.23	-0.56
alvenaria	0.62	0.24	-0.51	0.63	0.23	-0.53	0.62	0.24	-0.51	0.62	0.24	-0.51
nº de dormitórios	1.99	0.67	0.70	2.07	0.77	0.36	1.99	0.67	0.70	1.99	0.67	0.70
agua canalizada	0.79	0.17	-1.40	0.90	0.09	-2.72	0.79	0.17	-1.40	0.79	0.17	-1.40
energia elétrica	0.97	0.03	-5.25	0.98	0.02	-7.82	0.97	0.03	-5.25	0.97	0.03	-5.25
coleta de lixo	0.75	0.19	-1.14	0.84	0.13	-1.90	0.75	0.19	-1.14	0.75	0.19	-1.14
nº pessoas domicilio	4.96	2.94	14.33	4.63	2.34	1.47	4.96	2.94	14.33	4.96	2.94	14.33
analfabeto	0.41	0.24	0.38	0.36	0.23	0.61	0.41	0.24	0.38	0.41	0.24	0.38

Fonte: Elaboração do autor

O resultado do balanceamento para a terceira amostra é apresentada na Tabela abaixo.

Tabela 17 - Balaceamento por Entropia - crianças de 15 a 17 anos

Covariadas	Antes do Balaceamento por Entropia						Depois do Balaceamento por Entropia					
	Tratamento			Controle			Tratamento			Controle		
	Média	Varância	Assimetria	Média	Varância	Assimetria	Média	Varância	Assimetria	Média	Varância	Assimetria
Log Gastos	4.36	0.74	-1.04	4.70	0.78	-1.31	4.36	0.74	-1.04	4.36	0.74	-1.03
combustível cozinha	0.73	0.20	-1.03	0.85	0.13	-1.91	0.73	0.20	-1.03	0.73	0.20	-1.03
rua pavimentada	0.49	0.25	0.02	0.57	0.25	-0.28	0.49	0.25	0.02	0.50	0.25	0.02
casa propria	0.67	0.22	-0.72	0.70	0.21	-0.89	0.67	0.22	-0.72	0.67	0.22	-0.72
alvenaria	0.66	0.22	-0.68	0.68	0.22	-0.79	0.66	0.22	-0.68	0.66	0.22	-0.68
nº de dormitórios	2.24	0.65	0.12	2.22	0.73	0.16	2.24	0.65	0.12	2.24	0.65	0.12
agua canalizada	0.80	0.16	-1.54	0.88	0.10	-2.41	0.80	0.16	-1.54	0.80	0.16	-1.54
energia elétrica	0.98	0.02	-6.56	0.98	0.02	-7.02	0.98	0.02	-6.56	0.98	0.02	-6.56
coleta de lixo	0.76	0.18	-1.25	0.86	0.12	-2.05	0.76	0.18	-1.25	0.76	0.18	-1.25
nº pessoas domicilio	5.28	3.38	1.40	4.57	2.51	13.44	5.28	3.38	1.40	5.28	3.39	1.40
analfabeto	0.02	0.02	6.77	0.02	0.02	67.55	0.02	0.02	6.77	0.02	0.02	6.77

Fonte: Elaboração do autor

Por fim, a seguir são apresentados os resultados do balanceamento por entropia para as crianças de 6 a 17 anos.

Tabela 18 - Balaceamento por Entropia - crianças de 6 a 17 anos

Covariadas	Antes do Balaceamento por Entropia						Depois do Balaceamento por Entropia					
	Tratamento			Controle			Tratamento			Controle		
	Média	Varância	Assimetria	Média	Varância	Assimetria	Média	Varância	Assimetria	Média	Varância	Assimetria
Log Gastos	4.27	0.85	-1.10	4.64	0.71	-0.86	4.27	0.85	-1.10	4.27	0.85	-1.10
combustível cozinha	0.73	0.20	-1.05	0.86	0.12	-2.06	0.73	0.20	-1.05	0.73	0.20	-1.05
rua pavimentada	0.47	0.25	0.14	0.54	0.25	-0.16	0.47	0.25	0.14	0.47	0.25	0.14
casa propria	0.65	0.23	-0.62	0.65	0.23	-0.64	0.65	0.23	-0.62	0.65	0.23	-0.62
alvenaria	0.63	0.23	-0.53	0.65	0.23	-0.61	0.63	0.23	-0.53	0.63	0.23	-0.53
n° de dormitórios	2.05	0.68	0.60	2.11	0.76	0.30	2.05	0.68	0.60	2.05	0.68	0.60
agua canalizada	0.79	0.17	-1.44	0.90	0.09	-2.68	0.79	0.17	-1.44	0.79	0.17	-1.44
energia elétrica	0.97	0.03	-5.40	0.98	0.02	-7.51	0.97	0.03	-5.40	0.97	0.03	-5.40
coleta de lixo	0.75	0.19	-1.17	0.85	0.13	-1.93	0.75	0.19	-1.17	0.75	0.19	-1.17
n° pessoas domicilio	5.03	3.02	1.43	4.60	2.37	1.44	5.03	3.02	1.43	5.03	3.02	1.43
analfabeto	0.35	0.23	0.63	0.29	0.20	0.95	0.35	0.23	0.63	0.35	0.23	0.63

Fonte: Elaboração do autor

Verificando as covariadas nos três casos, percebe-se que antes do ajustamento a média, a variância e assimetria, entre o grupo dos tratados e controles, eram diferentes. Após o balanceamento, os momentos passam a serem os mesmos para todas as covariáveis.

A Tabela 19 compara as médias amostrais de todas as covariáveis correspondentes em todo o grupo de tratamento e o grupo de controle obtido via balanceamento por entropia. As outras colunas mostram as diferenças nas médias juntamente com as estatísticas e os *p*-valores correspondentes.

Tabela 19 - Análise Descritivas das Variáveis Pré-Tratamento após o Balanceamento - crianças de 0 a 17 anos de idade

	Tratamento	Controle	Diferença	t-test	p-Valor
Log Gastos	4.46	4.53	-0.08	-1.04	0.30
combustível cozinha	0.79	0.80	-0.01	-0.41	0.68
rua pavimentada	0.49	0.50	-0.01	-0.21	0.84
casa propria	0.65	0.66	-0.01	-0.22	0.83
alvenaria	0.69	0.68	0.02	0.49	0.62
n° de dormitórios	2.11	2.19	-0.08	-1.67	0.09
agua canalizada	0.81	0.82	-0.01	-0.43	0.67
energia elétrica	0.97	0.97	0.00	-0.27	0.78
coleta de lixo	0.77	0.79	-0.02	-0.84	0.40
n° pessoas domicilio	4.96	4.82	0.14	1.37	0.17
analfabeto	0.24	0.23	0.00	0.10	0.92

Fonte: Elaboração do autor

Pode-se verificar que todas as covariáveis são balanceadas e não há diferença estatisticamente significativa, ou seja, o balanceamento está perfeitamente ajustado para os três primeiros momentos da distribuição das covariáveis.

Posteriormente ao pareamento por entropia, foi possível calcular o efeito do PBF nas variáveis de educação, que pode ser visto a seguir. Primeiramente é interessante saber se o PBF influencia a probabilidade das crianças frequentarem a creche. Os resultados são apresentados na Tabela 20. Frequentar a creche não é uma condicionalidade, mas é de extrema importância, pois, as crianças estimuladas aproveitam melhor o conteúdo ensinado ao longo do ciclo educacional. Por outro lado, há evidência igualmente abundante de que déficits cognitivos que eventualmente surjam nesta fase são dificilmente compensados em idades mais avançadas, por mais que haja investimento de famílias e do governo nestas crianças.

A primeira infância é, portanto, uma faixa etária crítica em termos de aprendizado, e a insuficiência de estímulos têm como provável consequência futura um menor acúmulo de capital humano por parte dos adultos do país, com prejuízo para a capacidade de crescimento. Os estímulos recebidos neste período não somente promovem competências e capacidades durante esta fase, como também facilitam o desenvolvimento de novas habilidades no futuro (CUNHA *et al.*, 2006).

Tabela 20 - Impacto do PBF na probabilidade das crianças de 0 a 6 anos de idade frequentarem a creche, com plano amostral

	Frequenta creche atualmente
Brasil	0.1398* (0.0768) n=3702
Norte/Centro-Oeste	0.1910*** (0.0695) n=1124
Nordeste	0.0348 (0.1734) n=1351
Sul/Sudeste	0.0905 (0.1403) n=1227

Fonte: Painel produzido a partir da AIBF I e AIBF II. Os valores entre parênteses são os erros padrão.

Nota: * Significativo ao nível de 10%

** Significativo ao nível de 5%

*** Significativo ao nível de 1%

Como resultado, pode-se perceber que há indícios de que o PBF aumenta a probabilidade da criança frequentar a creche no Brasil. No entanto, o resultado é aparente para as regiões Norte e Centro-oeste, onde as crianças beneficiárias do BF residentes nessas regiões possuem uma chance de 19% maior de frequentarem a creche do que as crianças não beneficiárias.

Seguindo as análises, foram avaliadas as crianças entre as idades de 6 a 17 anos. Na Tabela 21 encontram-se os resultados, comparando-se áreas rurais e urbanas para crianças do sexo masculino e feminino.

Tabela 21 - Impacto do Bolsa Família nos indicadores escolares, desagregado por idade, sexo e localização com o plano amostral

	Rural			Urbano		
	Todos	Desagregado por sexo		Todos	Desagregado por sexo	
		Meninas	Meninos		Meninas	Meninos
Participação na Escola						
Idades 6-17 anos	0,0552 (0,0404) n= 3178	0,0585 (0,0359) n= 1517	0,0469 (0,0734) n= 1658	0,0210 (0,0170) n= 14827	0,0001 (0,0254) n= 7210	0,0309 (0,0213) n= 7612
Idades 6-14 anos	0,0381 (0,0648) n= 1995	0,1750 (0,2716) n= 940	-0,0048 (0,0454) n= 1053	-0,0047 (0,0041) n= 9703	-0,0074 (0,0055) n= 4777	-0,0018 (0,0055) n= 4923
Idades 15-17 anos	0,0371 (0,0618) n= 669	0,0227 (0,0449) n= 338	0,0463 (0,1396) n= 330	0,0277 (0,0253) n= 3282	-0,0031 (0,0116) n= 1572	0,0839 (0,0727) n= 1710
Progressão na Escola						
Idades 6-17 anos	0,0089 (0,0711) n= 1792	-0,0098 (0,0316) n= 877	0,0567 (0,1279) n= 912	0,0249 (0,0948) n= 8602	0,0199 (0,0339) n= 4262	-0,0283 (0,0994) n= 4337
Idades 6-14 anos	-0,0050 (0,0715) n= 1476	-0,0118 (0,0320) n= 709	0,0200 (0,1228) n= 765	0,0057 (0,0393) n= 6982	0,0341 (0,0452) n= 3498	-0,0316 (0,0575) n= 3481
Idades 15-17 anos	0,2340 (0,2543) n= 417	0,0961 (0,1854) n= 214	0,3778 (0,3695) n= 202	0,0972 (0,1413) n= 1896	-0,0366 (0,1034) n= 909	0,3114 (0,2286) n= 987
Repetência Escolar						
Idades 6-17 anos	-0,0089 (0,0711) N= 1792	0,0098 (0,0316) n= 877	-0,0567 (0,1279) n= 912	-0,0249 (0,0948) n= 8602	-0,0199 (0,0339) n= 4262	0,0283 (0,0994) n= 4337
Idades 6-14 anos	0,0050 (0,0715) n= 1476	0,0118 (0,0320) n= 709	-0,0200 (0,1228) n= 765	-0,0057 (0,0393) n= 6982	-0,0341 (0,0452) n= 3498	0,0316 (0,0575) n= 3481
Idades 15-17 anos	-0,2340 (0,2543) n= 417	-0,0961 (0,1854) n= 214	-0,3778 (0,3695) n= 202	-0,0972 (0,1413) n= 1896	0,0366 (0,1034) n= 909	-0,3114 (0,2286) n= 987
Evasão Escolar						
Idades 6-17 anos	0,0009 (0,0105) N= 3174	-0,0032 (0,0092) n= 1515	0,0103 (0,0318) n= 1656	0,0014 (0,0048) N= 14804	0,0093 (0,0068) n= 7200	-0,0111 (0,0141) n= 7599
Idades 6-14 anos	-0,1221 (0,1669) N= 1994	-0,0967 (0,1897) n= 940	-0,1192 (0,2352) n= 1052	0,0031 (0,0027) N= 9686	0,0051 (0,0044) n= 4771	0,0016 (0,0025) n= 4912
Idades 15-17 anos	-0,0001 (0,0195) N= 669	0,0012 (0,0027) n= 338	-0,0046 (0,0685) n= 330	-0,0039 (0,0057) N= 3274	0,0019 (0,0035) n= 1569	-0,0137 (0,0184) n= 1705

Fonte: Painel produzido a partir da AIBF I e AIBF II. Os valores entre parênteses são os erros padrão.

Nota: * Significativo ao nível de 10%

** Significativo ao nível de 5%

*** Significativo ao nível de 1%

Os resultados mostram que quando desagrega-se por localização e gênero, o PBF não tem impacto em nenhum indicador educacional. Esse resultado levanta algumas questões que já foram tratadas pelos pesquisadores na literatura, de que as

condicionalidades exigidas por programas de transferência de renda não deviam existir, dada a dificuldade das famílias em cumpri-las, e, de que, a fiscalização do cumprimento dessas condicionalidades não possui caráter punitivo, pois sugere que famílias que não estão cumprindo as condições são as mais vulneráveis.

Assim, autores como Schwartzman (2009), defendem que programas como o BF não deveriam possuir condicionalidades, deveriam apenas garantir a transferência de renda àqueles que se encontram em situação de pobreza, uma vez que estas condicionalidades não estão conjugadas com uma política educacional de melhoria da qualidade de ensino, e assim, não quebrariam o ciclo intergeracional da pobreza. Segundo esse autor, as pesquisas mostram que a população valoriza muito a educação, e de fato a entrada e a permanência das pessoas nas escolas vem aumentando ano a ano, independentemente da existência ou não de bolsa família ou subsídio semelhante. O autor diz ainda que, havendo boas escolas e serviços de saúde acessíveis, a população naturalmente buscará estes serviços.

Segundo Sjoberg e Nilsson (2013), o PBF não aumenta a matrícula escolar, uma vez que as crianças teriam sido matriculadas mesmo sem a concessão e as crianças de famílias que foram bloqueadas ainda frequentam a escola.

Quanto a progressão, repetência e evasão escolar, alguns autores como Oliveira e Duarte (2005) e Reimers *et al.* (2006) questionam o fato do PBF (assim como quase todos os PTRs na América Latina) assumir que a participação dos alunos na escola é uma condição suficiente para a aprendizagem, sem considerar o que realmente acontece no interior da escola, principalmente ao se observar à baixa proficiência dos estudantes das escolas públicas brasileiras e que, nesse sentido, o PBF por si só não afeta na progressão escolar de seus beneficiários.

Após apresentar evidências de que o PBF não tem impacto sobre os indicadores educacionais, também foi investigada a possibilidade de impactosexaminando se o efeito varia de acordo com a idade das crianças beneficiárias em diferentes regiões geográficas do Brasil. Isso pode ser importante porque as regiões brasileiras são bastante heterogêneas em muitos aspectos de desenvolvimento social e cultural. De acordo com os dados do MDS, a distribuição espacial das transferências do PBF é altamente desigual entre as regiões do país. De fato, o principal destino dos recursos do programa é a região Nordeste (53,2 %), seguida pela região Sudeste (23,4 %). Longe de representar uma falha na distribuição de recursos, isso é resultado do objetivo do programa de reduzir os níveis de pobreza no país, pois, de acordo com o MDS, quase

três quartos das famílias pobres no Brasil em 2005 estavam concentrados nessas duas regiões. O impacto (em termos de efeitos marginais) do PBF sobre os indicadores escolares das crianças por região é mostrado na Tabela 22.

Tabela 22 - Impacto do Programa Bolsa Família nos indicadores de Educação das crianças de 6 a 17 anos, desagregado por região e localização, com o plano amostral

Variável	Brasil			Norte/Centro-Oeste			Nordeste			Sul/Sudeste		
	Total	Urbano	Rural	Total	Urbano	Rural	Total	Urbano	Rural	Total	Urbano	Rural
Matrícula Escolar												
Idade 6-17 anos	0.0271 (0.0332) n=19591	0.0152 (0.0386) n= 15779	0.0689 (0.0592) n= 3276	0.0212 (0.0390) n= 6570	-0.0010 (0.0376) n= 5994	0.3717 (0.2303) n= 420	0.1652*** (0.0669) n= 6196	0.1867** (0.0933) n=4125	0.1626 (0.1015) n= 1893	-0.0428 (0.0488) n= 6825	-0.0564 (0.0553) n= 5660	-0.0119 (0.0899) n= 963
Idade 6-14 anos	0.0084 (0.0150) n= 15952	0.0021 (0.0172) n= 12896	0.0335 (0.0361) n=2684	0.0124 (0.0212) n= 5338	-0.0063 (0.0180) n= 4889	0.4618 (0.2946) n= 344	0.0660* (0.0402) n= 5015	0.0693 (0.0545) n= 3352	0.0879 (0.0752) n=1541	-0.0313 (0.0276) n= 5599	-0.0300 (0.0320) n= 4655	-0.0521 (0.0558) n= 799
Idade 15-17 anos	0.0617 (0.0729) n= 8151	0.0752 (0.0901) n= 6576	0.0198 (0.1162) n= 1300	0.0579 (0.1017) n= 2718	0.1453 (0.1198) n= 2460	-0.1449 (0.1146) n= 176	0.3160** (0.1509) n= 2559	0.3843** (0.2209) n= 1700	0.2148 (0.1832) n= 763	-0.0251 (0.0950) n= 2874	-0.0532 (0.1062) n= 2416	0.0074 (0.1572) n= 361
Progressão Escolar												
Idade 6-17 anos	-0.0095 (0.0239) n=11390	-0.0143 (0.0281) n= 9163	-0.0075 (0.0473) n= 1936	-0.0752 (0.0492) n= 3641	-0.0840 (0.0569) n= 3315	-0.0069 (0.1569) n= 249	-0.0094 (0.0410) n= 3690	-0.0279 (0.0464) n=2457	0.0438 (0.0990) n= 1127	0.0151 (0.0412) n= 4059	0.0339 (0.0524) n= 3391	-0.0532 (0.0476) n= 560
Idade 6-14 anos	-0.0088 (0.0250) n=9546	-0.0130 (0.0292) n= 7705	0.0066 (0.0522) n=1617	-0.0671 (0.0507) n= 3031	-0.0809 (0.0594) n= 2762	0.0006 (0.1748) n= 211	-0.0218 (0.0300) n= 3048	-0.0309 (0.0399) n= 2043	0.0035 (0.0628) n=927	0.0196 (0.0480) n= 3467	0.0279 (0.0535) n= 2900	-0.0403 (0.0645) n= 479
Idade 15-17 anos	0.0372 (0.0642) n= 5490	-0.0061 (0.0512) n= 4434	0.1575 (0.2196) n= 904	-0.0540 (0.0495) n= 1745	-0.0348 (0.0292) n= 1584	0.4074 (0.3170) n= 120	0.0031 (0.1309) n= 1788	-0.1168 (0.0948) n= 1192	0.3645 (0.4640) n= 533	0.1364 (0.1143) n= 1957	0.1591 (0.1258) n= 1658	0.0475 (0.1050) n= 251
Repetência Escolar												
Idade 6-17 anos	0.0095 (0.0239) n=11390	0.0143 (0.0281) n= 9163	0.0075 (0.0473) n= 1936	0.0752 (0.0492) n= 3641	0.0840 (0.0569) n= 3315	0.0069 (0.1569) n= 249	0.0094 (0.0410) n= 3690	0.0279 (0.0464) n=2457	-0.0438 (0.0990) n= 1127	-0.0151 (0.0412) n= 4059	-0.0339 (0.0524) n= 3391	0.0532 (0.0476) n= 560
Idade 6-14 anos	0.0088 (0.0250) n=9546	0.0130 (0.0292) n= 7705	-0.0066 (0.0522) n=1617	0.0671 (0.0507) n= 3031	0.0809 (0.0594) n= 2762	-0.0006 (0.1748) n= 211	0.0218 (0.0300) n= 3048	0.0309 (0.0399) n= 2043	-0.0035 (0.0628) n=927	-0.0196 (0.0480) n= 3467	-0.0279 (0.0535) n= 2900	0.0403 (0.0645) n= 479
Idade 15-17 anos	-0.0372 (0.0642) n= 5490	0.0061 (0.0512) n= 4434	-0.1575 (0.2196) n= 904	0.0540 (0.0495) n= 1745	0.0348 (0.0292) n= 1584	-0.4074 (0.3170) n= 120	-0.0031 (0.1309) n= 1788	0.1168 (0.0948) n= 1192	-0.3645 (0.4640) n= 533	-0.1364 (0.1143) n= 1957	-0.1591 (0.1258) n= 1658	-0.0475 (0.1050) n= 251
Evasão Escolar												
Idade 6-17 anos	0.0073 (0.0142) n=19567	0.0068 (0.0166) n= 15757	0.0038 (0.0279) n= 3275	-0.0526 (0.0581) n= 6558	-0.0190 (0.0361) n= 5983	-0.5190 (0.5218) n= 420	-0.0181 (0.0384) n= 6193	-0.0300 (0.0551) n=4123	0.0028 (0.0393) n= 1892	0.0285 (0.0194) n= 6816	0.0299 (0.0239) n= 5651	0.0247 (0.0277) n= 963
Idade 6-14 anos	-0.0105 (0.0248) n=15933	-0.0078 (0.0296) n= 12879	-0.0217 (0.0486) n=2683	-0.0796 (0.1023) n= 5330	0.0011 (0.0182) n= 4882	-0.0925 (0.0080) n= 223	0.0139 (0.0340) n= 5012	-0.0074 (0.0306) n= 3350	-0.0675 (0.1164) n=1540	0.0099 (0.0342) n= 5591	-0.0158 (0.0878) n= 4647	0.0238 (0.0241) n= 799
Idade 15-17 anos	0.0151 (0.0271) n= 8138	0.0051 (0.0310) n= 6563	0.0392 (0.0492) n= 1300	-0.0134 (0.0487) n= 2711	-0.0275 (0.0604) n= 2453	0.0302 (0.0675) n= 176	-0.0838 (0.1125) n= 2558	-0.1691 (0.1719) n= 1699	0.0550 (0.1049) n= 763	0.0250 (0.0261) n= 2869	0.0340 (0.0299) n= 2411	-0.0092 (0.0682) n= 361

Fonte: Painel produzido a partir da AIBF I e AIBF II. Os valores entre parênteses são os erros padrão.

Nota: * Significativo ao nível de 10%

** Significativo ao nível de 5%

*** Significativo ao nível de 1%

Os resultados para matrícula escolar mostram que o PBF teve impacto significativo para a região Nordeste. Ao nível de significância de 1%, a probabilidade das crianças beneficiárias se matricularem na escola aumenta em 16,52% quando comparados a crianças que não são beneficiárias do PBF. Para a zona urbana, a probabilidade de frequentar a escola aumentou 18,67% ao nível de 5% de significância e para a zona rural o resultado não foi significativo.

Percebe-se que esse resultado está acontecendo devido às crianças mais velhas, pois, o PBF aumenta a probabilidade das crianças beneficiárias de 15 a 17 anos de idade de se matricularem na escola em 31,60%. Para área urbana, a probabilidade das crianças beneficiárias dessa mesma idade se matricularem aumenta em 38,43%. Para as outras regiões, os resultados não foram estatisticamente significativos, assim como para os outros indicadores educacionais.

Esses resultados indicam que as crianças das idades de 15 a 17 anos que estavam fora da escola, voltaram a se matricular. O custo de se manter na escola parece maior para os jovens dessa faixa etária, que muitas vezes perdem o interesse pela escola ou não abrem mão de trabalhar. Isso indica que a criação do BVJ, fez com que esses jovens, que muitas vezes já haviam abandonado a escola ou precisavam trabalhar para complementar a renda da família, dedicassem mais tempo à escola, aumentando assim a matrícula escolar.

No entanto, esses resultados vão à contramão vis-à-vis a resultados descritos na literatura. Existem aqui evidências de que utilizar bases de dados com viés de representatividade e não acompanhar o mesmo indivíduo ao longo do tempo, pode gerar estimativas não robustas.

A seguir são estimados os impactos do PBF na probabilidade das crianças trabalharem e estudarem. Apesar de o combate ao trabalho infantil não ser alvo direto do programa, há evidências de que programas de transferência de renda, complementados por intervenções adicionais, reduzem significativamente o trabalho infantil (DURYEA e MORRISON, 2004).

Tabela 23 - Impacto do PBF para as possíveis combinações entre Estudo e Trabalho

	Estuda		Não Estuda	
	Só Estuda	E Trabalha	Só Trabalha	Nem trabalha
Brasil				
6-17 anos	-0.0072 (0.0413) n=17941	-0.0005 (0.0018) n= 17941	0.0019 (0.0013) n=17941	0.0149 (0.0143) n=17941
6-14 anos	-0.0333* (0.0180) n=14282	0.0001 (0.0007) n= 14282	0.0001 (0.0005) n= 14282	0.0135 (0.0072) n= 14282
15-17 anos	0.1356 (0.0848) n=8071	0.0029 (0.0183) n=8071	0.0216 (0.0146) n=8071	-0.0529 (0.0505) n=8071
Região Norte e Centro-Oeste				
6-17 anos	0.0509 (0.0511) n= 6049	-0.0004 (0.0007) n= 6049	-0.0018 (0.0049) n= 6049	-0.0207 (0.0223) n= 6049
6-14 anos	0.0203 (0.0278) n=4800	0.0306 (0.0000) n=4800	0.0000 (0.0000) n=4800	-0.0171 (0.0309) n=4800
15-17 anos	0.1454 (0.1035) n=2691	-0.0006 (0.0029) n=2691	-0.0235 (0.0458) n=2691	-0.0268 (0.0663) n=2691
Região Nordeste				
6-17 anos	0.0799 (0.0656) n=4457	-0.0004 (0.0012) n=4457	0.0860 (0.0000) n=4457	-0.0427 (0.0500) n=4457
6-14 anos	0.0799 (0.0656) n=4457	-0.0004 (0.0012) n=4457	0.0834 (0.0246) n=4457	-0.0427 (0.0500) n=4457
15-17 anos	0.4359*** (0.1073) n=2537	-0.0068 (0.0346) n=2537	0.0292** (0.0136) n=2537	-0.3400** (0.1798) n=2537
Região Sul e Sudeste				
6-17 anos	-0.1279 (0.0044) n=6252	0.0013 (0.0023) n=6252	0.0024 (0.0040) n=6252	-0.0501** (0.0246) n=6252
6-14 anos	-0.1018 (0.0283) n=5025	0.0018 (0.0025) n=5025	-0.0014 (0.0054) n=5025	0.0367 (0.0211) n=5025
15-17 anos	-0.0924 (0.1480) n=2843	0.0244 (0.0425) n=2843	0.0278 (0.0377) n=2843	0.0084 (0.0440) n=2843

Fonte: Painel produzido a partir da AIBF I e AIBF II. Os valores entre parênteses são os erros padrão.

Nota: * Significativo ao nível de 10%

** Significativo ao nível de 5%

*** Significativo ao nível de 1%

Mais uma vez, pode-se perceber que o maior efeito do PBF é na região Nordeste, para as crianças mais velhas, com idades entre 15 e 17 anos, onde constata-se uma redução na probabilidade de ociosidade em aproximadamente 34%, seguido de uma redução de 5% nas regiões Sul e Sudeste. Em termos da possibilidade de a criança só estudar, percebe-se um impacto significativo de 43,59% na probabilidade das crianças beneficiárias de 15 a 17 anos de idade só estudarem na região Nordeste. Nas outras regiões o PBF não traz nenhum impacto tanto sobre a probabilidade de estudar quanto de trabalhar.

Esse resultado confirma o resultado encontrado na tabela de matrícula escolar, pois, nota-se que o PBF aumenta a chance da criança mais velha se matricular na escola e aumenta a chance dessa mesma criança só estudar. Isso mostra que o BVJ conseguiu atingir o seu objetivo na região Nordeste, ao fazer com que as crianças voltassem para a escola e continuassem só estudar.

7. IMPACTO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA NA OFERTA DE TRABALHO

As tensões entre prestar assistência e as potenciais consequências negativas de sua provisão são temas recorrentes nas discussões acadêmicas e políticas sobre as transferências sociais (Coady, Grosh e Hoddinott, 2004; Grosh *et al.*, 2008). No entanto, existe uma preocupação generalizada de que as intervenções de proteção social dirigidas aos pobres podem ter consequências negativas, criando desincentivos para o trabalho e aumentando a dependência do programa. Se o lazer é um bem normal, as transferências podem induzir as famílias a reduzir a oferta de mão-de-obra e escolher mais lazer, através de um efeito renda.

As questões relacionadas com os efeitos de direcionamento e de desincentivo figuram de forma proeminente na literatura que avalia os programas de transferências condicionais de renda (CCTs). Pesquisas mostram que na América Latina, as CCTs são geralmente bem direcionadas (Grosh *et al.*, 2008; Fiszbein e Schady, 2009). Os artigos que examinaram os impactos dos CCTs sobre a participação da força de trabalho dos agregados familiares constataram que os programas não têm efeito significativo ou aumentam ligeiramente a participação da força de trabalho (como por exemplo, Parker e Skoufias, 2000; Skoufias e di Maro, 2006 estudando PROGRESA no México; Alzúa, Cruces e Ripani, 2012 estudando Red de Protección Social na Nicarágua e Galasso, 2006 estudando o Chile Solidário no Chile). Embora esses estudos se concentrem em áreas rurais, a evidência tem sido aplicada para refletir os impactos em todos os contextos.

Fiszbein e Schady (2009) relatam que uma preocupação importante de quando os CCTs foram lançados pela primeira vez foi de que eles resultariam em grandes reduções na participação no mercado de trabalho dos adultos, ou porque os beneficiários escolheriam consumir mais lazer em níveis de renda mais altos, ou porque reduziriam o trabalho a fim de continuar a parecerem ser "suficientemente pobres" para serem elegíveis para receberem as transferências. Na prática, os CCTs parecem ter tido, no mínimo, efeitos modestos de desincentivos no trabalho de adultos.

No entanto, estudos sobre os impactos dos programas de CCTs sobre os beneficiários que residem em áreas urbanas são escassos. Uma vez que o mercado de trabalho é diferente nas áreas rurais e urbanas, pode-se esperar que as respostas da

oferta de mão-de-obra doméstica aos CCTs possam diferir por localização rural e urbana.

A literatura também se concentra principalmente na participação da mão-de-obra e na oferta de trabalho doméstica, sem abordar a alocação de mão-de-obra entre os setores. Os programas de CCTs podem afetar o tipo de trabalho que as famílias procuram. Uma vez que os programas frequentemente beneficiam famílias de acordo com um limiar de renda, os beneficiários podem ter incentivos para esconder sua renda do trabalho. Um mecanismo para esconder a renda seria trabalhar no setor informal e não no setor formal. Levy (2006) e Perry *et al.* (2007) sugerem especificamente que os esforços para tornar os benefícios sociais disponíveis para os que não pertencem ao setor formal podem criar desincentivos à formalização da força de trabalho.

Nesse sentido, o objetivo desse ensaio é avaliar o impacto do Programa Bolsa Família (PBF) sobre a oferta de mão-de-obra dos beneficiários adultos, de 18 a 69 anos de idade. Esse ensaio contribui com evidências sobre a oferta de mão-de-obra doméstica, bem como a distribuição do tempo de trabalho entre os setores (formal e informal). Além disso, este estudo também diferencia os efeitos para áreas rurais e urbanas, e para regiões do país.

O Brasil tem um grande setor informal, empregando 30% a 35% de todos os trabalhadores (Ulysea e Szerman, 2006). Uma característica do procedimento de segmentação do PBF é que ele relaciona o rendimento auto relatado quando o beneficiário solicita o benefício ou quando atualiza seu cadastro, com bancos de dados externos que incluem informações sobre os ganhos do setor formal. Uma vez que o PBF é um benefício provido desse recurso, o custo de oportunidade de horas adicionais de trabalho no setor formal aumenta acentuadamente a chance de desqualificação do domicílio na elegibilidade do programa, desde que essa renda adicional pudesse ser controlada pelas autoridades. Portanto, as famílias que percebem que seu rendimento no setor formal está próximo desse limiar, podem fornecer trabalho adicional no setor informal ao invés de permanecerem no setor formal. Este problema é bem estudado na literatura sobre os impactos dos programas de bem-estar na oferta de trabalho nos países desenvolvidos (Moffitt, 2002).

Poucos estudos examinam rigorosamente os impactos do PBF sobre a oferta de trabalho. Ribas e Soares (2011) utilizam dados PNAD, tendo 2001 como base e 2004 e 2006 como períodos posteriores. Eles realizam sua análise ao nível do bairro, levando a proporção de famílias beneficiárias do PBF em cada bairro como uma variável de

tratamento e estimam os impactos utilizando um modelo de escore de propensão com o método de diferenças em diferenças. Os autores encontram que o programa não tem efeito significativo sobre a participação da força de trabalho ou desemprego, em média. No entanto, seus resultados indicam que o PBF causa uma diminuição significativa da participação do setor formal e um aumento significativo da participação do setor informal nas áreas urbanas, de cerca de 2 pontos percentuais, ao nível de significância de 5%. O uso de 2001 como linha de base é complicado pela presença de vários programas predecessores do PBF. Uma vez que o PBF combinou e expandiu esses programas antecessores, alguns domicílios que não eram beneficiários em 2004 ou 2006 teriam sido beneficiários de programas anteriores e, portanto, as estimativas de impacto levando esses domicílios como "não beneficiários" podem refletir impactos incorretos.

De Brauw *et al.* (2015) utilizam dados da AIBF I e AIBF II para estimar impactos do PBF na oferta de mão-de-obra. Utilizando o método ATT com *Propensity Score Weighting*, não encontram impactos significativos do PBF na participação individual na força de trabalho ou nas horas de trabalho da família. Ainda assim, observam uma diminuição nas horas de trabalho do setor formal e um aumento na força de trabalho do setor informal, cerca de 8 horas por semana por membro da família. A mudança é impulsionada pelas famílias urbanas.

O questionário das pesquisas AIBF que deu origem ao painel de dados utilizado nesse estudo, possui informações de se o indivíduo estava trabalhando no momento da entrevista e, no caso de não estar trabalhando, se o indivíduo havia procurado trabalho nos últimos 7 dias. Entre os indivíduos que trabalhavam, foram enumerados até três postos de trabalho, assim como o número de horas trabalhadas em cada trabalho em uma semana e o cargo ocupado em cada trabalho. Para cada trabalho, a pesquisa também registrou se o indivíduo estava "empregado com carteira assinada" ou "empregado sem carteira assinada", que fornece informações necessárias para classificar trabalhos como formais ou informais. O questionário também perguntou se os trabalhadores contribuíam com a previdência social.

Assim, foram definidas as variáveis de resultado para avaliar os diferenciais de oferta de mão-de-obra entre os grupos de tratamento e controle: (1) uma variável que indica se o indivíduo estava empregado; (2) uma variável que indica se o indivíduo procurou emprego nos últimos 7 dias; (3) uma variável que indica o total de horas trabalhadas pelo indivíduo na semana, em até três ocupações; (4) uma variável que indica o total de horas trabalhadas pelo indivíduo no setor formal, por semana e em até

três ocupações; e (5) uma variável que indica o total de horas trabalhadas pelo indivíduo no setor informal, também por semana e em até três ocupações.

O indicador 2 está condicionado ao indivíduo estar desempregado. O indicador 4 considera indivíduos que estão trabalhando com carteira assinada ou que contribuem com a previdência social. Foram considerados indivíduos entre 18 e 69 anos de idade, para capturar praticamente todo possível trabalhador. As análises de impacto foram realizadas levando em consideração também a heterogeneidade entre as regiões brasileiras e áreas de residência dos trabalhadores, urbana ou rural. Também foram desagregadas essas medidas ao longo de linhas de gênero e se o trabalhador estava no setor formal ou informal.

7.1. ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

A Tabela 24 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis de interesse desse estudo. Além disso, foi calculado o EPA para medir o efeito do plano amostral. Os valores são maiores que 1 e indicam que ao ignorar o plano amostral complexo, pode-se estar encontrando proporções incorretas. Os valores para as variáveis binárias (“esta empregado” e “procurou emprego nos últimos 7 dias”) são proporções, enquanto os valores das outras variáveis se encontram em horas.

Tabela 24 - Análises Descritivas das variáveis de interesse, com e sem o plano amostral, Brasil

	Sem o plano amostral				Com o plano amostral				EPA	
	2005		2009		2005		2009		2009	
	T	C	T	C	T	C	T	C	T	C
Total de Horas Trabalhadas	40.5888 (0.3035) n=3327	40.2869 (0.2305) n=4677	38.6205 (0.3269) n=2575	39.6880 (0.2545) n=3702	40.3714 (1.1821) n=3327	41.3156 (0.6235) n=4677	38.1965 (0.9324) n=2575	40.6724 (0.6911) n=3702	8,13	7,37
Total de horas trabalhadas no setor formal	43.9254 (0.5702) n=738	43.3157 (0.3452) n=1669	41.8114 (0.5561) n=700	40.7831 (0.3395) n=1863	49.9077 (1.7439) n=738	43.6866 (0.5806) n=1669	41.0550 (1.0809) n=700	42.4751 (1.0887) n=1863	3,78	10,28
Total de horas trabalhadas no setor informal	39.6483 (0.3532) n=2582	38.6063 (0.2986) n=3008	37.4293 (0.3946) n=1875	38.5750 (0.3783) n=1838	39.2025 (1.1653) n=2582	39.9042 (0.8450) n=3008	37.1697 (1.1196) n=1875	38.5678 (0.7323) n=1838	8,05	3,75
Esta empregado	0.5616 (0.0066) n=5646	0.5628 (0.0055) n=7953	0.4990 (0.0067) n=5484	0.5300 (0.0057) n=7498	0.5807 (0.0178) n=5646	0.5674 (0.0110) n=7953	0.5383 (0.0147) n=5484	0.5432 (0.0135) n=7498	4,81	5,61
Esta empregado no setor formal	0.9160 (0.0099) n=774	0.9344 (0.0059) n=1740	0.8816 (0.0116) n=769	0.9142 (0.0091) n=2041	0.9209 (0.0207) n=774	0.9383 (0.0109) n=1740	0.8995 (0.0223) n=769	0.8987 (0.0147) n=2041	4,03	2,61
Esta empregado no setor informal	0.8967 (0.0058) n=2722	0.8932 (0.0054) n=3167	0.8652 (0.0073) n=2138	0.8621 (0.0074) n=2148	0.9061 (0.0108) n=2722	0.8910 (0.0119) n=3167	0.8563 (0.0168) n=2138	0.8591 (0.0155) n=2148	6,49	4,39
Procurou emprego nos últimos 7 dias	0.5946 (0.0067) n=5311	0.6098 (0.0055) n=7653	0.5390 (0.0068) n=5319	0.5646 (0.0047) n=7321	0.6076 (0.0162) n=5311	0.6056 (0.0114) n=7653	0.5838 (0.0144) n=5319	0.5714 (0.0130) n=7321	4,48	7,65

Fonte: Painel produzido a partir da AIBF I e AIBF II. Os valores entre parênteses são os erros padrão.

Nota: T representa o grupo de tratamento e C o grupo de controle. EPA é o efeito do plano amostral.

Pode-se observar que indivíduos do grupo de tratamento e controle em 2005, trabalhavam aproximadamente 40 horas por semana. Em 2009, os indivíduos do grupo de tratamento trabalhavam 38 horas semanais e indivíduos do grupo de controle, trabalhavam aproximadamente 40 horas.

É importante notar que em números de horas trabalhadas semanalmente, o total para o setor formal é somente pouco maior do que para o setor informal. Enquanto o total de horas trabalhadas semanalmente para o setor formal é, em média, 46 em 2005, para o setor informal é, em média, 39 horas. Em 2009, o total é de, em média, 41 e 37, para o setor formal e informal, respectivamente.

O quarto indicador de mão-de-obra analisado é a proporção de indivíduos de 18 a 69 anos de idade que estão empregados. Neste caso, pode-se perceber que, em 2005, aproximadamente 56% dos indivíduos estavam empregados. Em 2009 a porcentagem de indivíduos empregados diminuiu para aproximadamente 53%.

Quanto a proporção de indivíduos que procuraram emprego nos últimos 7 dias, a proporção para 2005 foi de 60% para o grupo de tratamento e controle, enquanto que em 2009, essa proporção foi de 58% para o grupo de tratamento e 57% para o grupo de controle.

Em geral, pode-se observar que de 2005 para 2009, houve uma diminuição no total de horas trabalhadas, sendo de 2,18 horas por semana para o grupo de tratamento e 0,64 horas por semana para o grupo de controle. Isso se repete com maior intensidade para o total de horas trabalhadas pelos indivíduos no setor formal, sendo que para o grupo de tratamento o total de horas trabalhadas por semana se reduz em 8,85 horas, de 2005 para 2009, e para o grupo de controle se reduz 1,21 horas por semana. O mesmo é observado no total de horas trabalhadas no setor informal, porém com menor magnitude. Esses indicadores estariam de acordo com Tavares (2010), que observa a redução do trabalho como decorrência do recebimento de um benefício social.

7.2. RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES

A Tabela 25 mostra as médias amostrais de todas as covariáveis correspondentes, divididas entre os dois grupos: grupo de tratamento e controle: crianças que recebem BF, ou seja, o grupo de tratamento e crianças que não recebem BF isto é, o grupo de controle potencial. Na quarta coluna pode-se observar as diferenças de médias entre os dois grupos, juntamente com as estatísticas de teste t correspondentes e os *p* valores.

Tabela 25 - Análise Descritivas das Variáveis Pré-Tratamento – adultos de 18 a 69 anos

Covariáveis	Tratamento	Controle	Diferença	t-test	p-Valor
Log Gastos	4.44	4.84	-0.40	41.62	0.00
combustível cozinha	0.78	0.89	-0.11	27.01	0.00
rua pavimentada	0.51	0.61	-0.10	18.83	0.00
casa propria	0.72	0.73	-0.01	1.13	0.26
alvenaria	0.70	0.76	-0.06	13.06	0.00
nº de dormitórios	2.16	2.25	-0.09	9.35	0.00
agua canalizada	0.76	0.86	-0.10	24.25	0.00
energia elétrica	0.97	0.98	-0.01	5.37	0.00
coleta de lixo	0.75	0.85	-0.10	23.05	0.00
nº pessoas domicílio	5.26	4.62	0.64	-27.98	0.00
analfabeto	0.17	0.12	0.05	-11.24	0.00

Fonte: Elaboração do autor

A comparação entre as médias das covariáveis que influenciam a probabilidade do adulto de 18 a 69 anos receber o BF, revelam que os adultos beneficiários diferem dos adultos não beneficiários em relação a todas as características, com exceção a possuir casa própria.

Para que os dois grupos possam ser comparáveis, é necessário que eles sejam o mais parecido possível. Sendo assim foi calculado o Balanceamento por Entropia, cujo resultado aparece na Tabela abaixo:

Tabela 26 - Balanceamento por Entropia - adultos de 18 a 69 anos

Covariadas	Antes do Balanceamento por Entropia						Depois do Balanceamento por Entropia					
	Tratamento			Controle			Tratamento			Controle		
	Média	Varância	Assimetria	Média	Varância	Assimetria	Média	Varância	Assimetria	Média	Varância	Assimetria
Log Gastos	4.37	0.71	-0.74	4.74	0.71	-0.57	4.37	0.71	-0.74	4.37	0.71	-0.74
combustível cozinha	0.71	0.20	-0.95	0.84	0.14	-1.83	0.71	0.20	-0.95	0.71	0.20	-0.95
rua pavimentada	0.47	0.25	0.12	0.57	0.24	-0.29	0.47	0.25	0.12	0.47	0.25	0.12
casa propria	0.67	0.22	-0.71	0.73	0.20	-1.02	0.67	0.22	-0.71	0.67	0.22	-0.71
alvenaria	0.65	0.23	-0.64	0.71	0.21	-0.91	0.65	0.23	-0.64	0.65	0.23	-0.64
nº de dormitórios	2.10	0.80	1.23	2.20	0.76	0.31	2.10	0.80	1.23	2.10	0.80	1.23
agua canalizada	0.79	0.17	-1.40	0.88	0.10	-2.39	0.79	0.17	-1.40	0.79	0.17	-1.40
energia elétrica	0.97	0.03	-5.65	0.98	0.02	-6.66	0.97	0.03	-5.65	0.97	0.03	-5.65
coleta de lixo	0.74	0.19	-1.07	0.85	0.13	-1.92	0.74	0.19	-1.07	0.74	0.19	-1.07
nº pessoas domicilio	4.85	3.35	1.35	4.39	2.83	1.33	4.85	3.35	1.35	4.85	3.35	1.35
analfabeto	0.17	0.14	1.80	0.13	0.11	2.21	0.17	0.14	1.80	0.17	0.14	1.80

Fonte: Elaboração do autor

Pode-se perceber que depois do Balanceamento por Entropia, os três momentos, média, variância e assimetria ficam praticamente iguais para os grupos de tratamento e controle, indicando que agora os grupos são comparáveis entre si.

A Tabela a seguir compara as médias amostrais de todas as covariáveis correspondentes em todo o grupo de tratamento e o grupo de controle obtido via balanceamento por entropia. As outras colunas mostram as diferenças nas médias juntamente com as estatísticas e os p-valores correspondentes.

Tabela 27 - Análise Descritivas das Variáveis Pré-Tratamento após o Balanceamento – adultos de 18 a 69 anos

	tratamento	controle	diferença	t-test	p-Valor
Log Gastos	4.33	4.71	-0.38	-1.91	0.06
combustível cozinha	0.73	0.86	-0.13	-0.41	0.68
rua pavimentada	0.49	0.58	-0.09	-0.48	0.63
casa propria	0.72	0.73	-0.01	-0.06	0.95
alvenaria	0.67	0.74	-0.07	0.09	0.93
n° de dormitórios	2.11	2.20	-0.09	-1.37	0.17
agua canalizada	0.74	0.85	-0.11	-0.84	0.40
energia elétrica	0.96	0.97	-0.01	-0.83	0.40
coleta de lixo	0.73	0.84	-0.11	-0.44	0.66
n° pessoas domicílio	5.49	4.88	0.61	1.42	0.16
analfabeto	0.17	0.13	0.04	0.95	0.34

Fonte: Elaboração do autor

Sendo assim, pode-se verificar que todas as covariáveis são balanceadas e não há diferença estatisticamente significativa, ou seja, o balanceamento está perfeitamente ajustado para os três primeiros momentos da distribuição das covariáveis.

Posteriormente ao pareamento por entropia, é possível calcular o efeito do PBF nas variáveis de mercado de trabalho. Primeiramente foram estimados os impactos do PBF sobre a probabilidade de trabalhar entre homens e mulheres com idades entre 18 e 69 anos, em todo o Brasil e nas três grandes áreas, localizadas nas áreas urbanas e rurais. Os resultados se encontram na Tabela abaixo.

Tabela 28 - Impactos do Programa Bolsa Família na probabilidade de participação da força de trabalho dos adultos de 18 a 69 anos, com o plano amostral

	Brasil			Norte/Centro-Oeste			Nordeste			Sul/Sudeste		
	Todos	Mulheres	Homens	Todos	Mulheres	Homens	Todos	Mulheres	Homens	Todos	Mulheres	Homens
Se o indivíduo de 18 a 69 anos de idade está empregado												
Todos	-0.0291 (0.0385) n=26581	-0.0184 (0.0558) n=14557	-0.0146 (0.0449) n=12020	-0.0071 (0.0571) n=7903	0.0334 (0.0655) n=4259	-0.0747 (0.0706) n=3642	0.0470 (0.0532) n=9661	0.0620 (0.0646) n= 5335	0.0583 (0.0592) n=4325	-0.1089 (0.0649) n=9017	-0.1265 (0.0941) n=4963	-0.0677 (0.0814) n=4053
Rural	0.0436 (0.0707) n=4711	-0.0129 (0.1080) n=2376	0.0984 (0.0662) n=2335	0.4209*** (0.1412) n=696	0.2150** (0.1118) n=334	2.2606 (0.1339) n=222	0.0328 (0.0743) n=2907	0.0287 (0.1108) n=1472	0.0162 (0.0379) n=1435	-0.1080 (0.1069) n=1342	-0.2672 (0.1607) n=664	0.1525 (0.1525) n=678
Urbano	-0.0451 (0.0460) n=21053	-0.0187 (0.0636) n=11740	0.0469 (0.0615) n=9309	-0.0413 (0.0579) n=7219	-0.0286 (0.0647) n=3896	-0.0538 (0.0777) n=3321	0.0350 (0.0647) n=6424	0.0697 (0.0718) n=3682	0.0482 (0.0868) n=2741	-0.0965 (0.0791) n=7410	-0.0938 (0.1096) n=4162	-0.0924 (0.1100) n=3247
Se o indivíduo de 18 a 69 anos de idade procurou emprego nos últimos 7 dias												
Todos	0.0162 (0.0416) n=25604	-0.0180 (0.0621) n=14191	0.1042** (0.0483) n=13367	0.0121 (0.0516) n=7682	0.0672 (0.0652) n=4189	-0.0819 (0.0626) n=3492	0.0880 (0.0668) n=9232	0.1458* (0.0822) n=5492	0.0943 (0.0632) n=4047	-0.0703 (0.0651) n=8690	-0.1943* (0.1071) n=5329	0.0570 (0.0909) n=3871
Rural	0.0518 (0.0753) n=4555	-0.0226 (0.1085) n=2333	0.1164 (0.0742) n=2222	0.4289*** (0.1422) n=676	0.2546 (0.1606) n=239	0.0211 (0.1359) n=214	0.0581 (0.0848) n=2787	0.1625* (0.0887) n=1599	0.0267 (0.0451) n=1349	-0.1171 (0.1084) n=1315	-0.3108 (0.1525) n=656	0.1906 (0.1673) n=659
Urbano	0.0082 (0.0503) n=20276	-0.0184 (0.0730) n=11438	0.1208* (0.0693) n=10366	-0.0298 (0.0520) n=7017	0.2129* (0.1149) n=332	-0.0875 (0.0712) n=3186	0.0870 (0.0876) n=6139	0.0955 (0.1119) n=3577	0.1082 (0.0942) n=2561	-0.0510 (0.0782) n=7120	-0.2224* (0.1189) n=4441	0.0619 (0.1199) n=3088

Fonte: Painel produzido a partir da AIBF I e AIBF II. Os valores entre parênteses são os erros padrão.

Nota: * Significativo ao nível de 10%

** Significativo ao nível de 5%

*** Significativo ao nível de 1%

Para a amostra completa, não foram encontrados evidências de impactos nesta medida de participação na força de trabalho. A estimativa pontual é pequena (-2%) e não significativa. No entanto, esta estimativa pode estar mascarando a heterogeneidade em efeitos por localização, região e gênero. Nas áreas rurais, encontra-se um aumento estatisticamente significativo na probabilidade em 40% dos indivíduos estarem inseridos no mercado de trabalho, entre todos os indivíduos das regiões Norte e Centro-Oeste. No entanto, para mulheres das regiões Sul e Sudeste, o PBF diminui em 26% a probabilidade de participação no mercado de trabalho. Nas áreas urbanas, não há impacto significativo na probabilidade de trabalhar.

Também foi explorado o impacto do PBF sobre a probabilidade de procurar emprego entre pessoas que não estavam trabalhando. Novamente, a estimativa do coeficiente entre todos os indivíduos sugere que o programa não tem nenhum efeito. Considerando que também não é observado nenhum efeito entre os homens, entre as mulheres encontra-se que o PBF diminui em aproximadamente 17% a probabilidade de procurar trabalho, nas regiões Sul e Sudeste. Este resultado é conduzido por mulheres residentes na área rural, entre as quais a probabilidade de procurar emprego diminui em 31% pontos percentuais. Entre as mulheres residentes em áreas urbanas, a estimativa

pontual é negativa e estatisticamente não significativa. No entanto, para todos os indivíduos beneficiários residentes em áreas rurais e nas regiões Norte e Centro-Oeste, percebe-se que o PBF aumenta em 40% a probabilidade desses indivíduos procurarem emprego.

Em seguida, foram examinados os impactos do PBF nas medidas de oferta de mão-de-obra, calculado em totais de horas semanais trabalhadas. Foi medido o impacto do PBF no total de horas semanais de trabalho, desagregando por gênero, localização e região. Ainda foram estimados os impactos do PBF nos totais de horas trabalhadas no setor formal e informal. Os resultados são apresentados na Tabela 29.

Tabela 29 - Impactos do Programa Bolsa Família na oferta de trabalho dos adultos de 18 a 69 anos, com o plano amostral

	Brasil			Norte/Centro-Oeste			Nordeste			Sul/Sudeste		
	Todos	Mulheres	Homens	Todos	Mulheres	Homens	Todos	Mulheres	Homens	Todos	Mulheres	Homens
Total de horas trabalhadas												
Todos	-1.5316 (1.4318) n= 14281	-1.0233 (1.8692) n= 6241	1.4824 (1.5244) n= 8039	0.0713 (2.2610) n= 3754	1.4534 (2.6055) n= 1518	-0.7384 (2.8389) n= 2238	-4.2144* (2.1518) n= 5651	-5.9420* (2.8354) n=2402	-1.5419 (2.0808) n=3064	0.9208 (2.1253) n=4951	0.3352 (2.9453) n=2211	1.6578 (2.6819) n=2740
Rural	-2.6259 (2.6428) n= 2917	-4.9715 (2.9747) n= 1076	-1.7066 (2.2187) n= 1841	-0.1178 (8.8849) n= 260	0.2261 (9.9621) n= 80	3.9855 (12.4513) n= 180	-4.9220** (2.4089) n=2033	-9.5393*** (3.6415) n=798	-2.3399 (2.6406) n=1144	0.9531 (2.9749) n=759	0.1845 (4.6218) n=242	-0.2041 (3.1641) n=517
Urbano	-1.6195 (1.6187) n= 10904	-0.5801 (2.5929) n= 4962	-1.7654 (1.9891) n= 5941	0.2768 (2.3869) n= 3385	1.9137 (2.8417) n= 1387	-1.1342 (2.8551) n= 1997	-3.1773 (2.9784) n=3475	-2.2063 (3.6987) n=1671	-1.6136 (2.8950) n=1804	0.7436 (2.6441) n=4044	0.2216 (3.4538) n=1904	2.0165 (3.4604) n=2140
Total de horas trabalhadas no setor formal												
Todos	-1.6411 (2.3439) n= 4970	2.1098 (4.1389) n= 2098	-4.3736 (2.3884) n= 2871	-1.0140 (4.0765) n= 1195	-4.7772 (4.9199) n=465	0.2675 (4.1359) n=729	-5.6779* (4.6778) n=1492	3.2076 (6.3102) n=697	-5.2368 (4.6228) n=795	-1.0883 (3.3882) n=2283	2.5771 (5.7536) n=936	-3.6367 (3.0925) n=1347
Rural	0.4181 (1.4909) n= 549	6.0755 (4.0902) n= 224	-1.5072 (2.9437) n= 325	-5.9677 (11.5245) n=72	9.7534 (14.1076) n=19	-17.555 (6.7522) n= 53	-9.3179** (4.3541) n=240	-4.2296 (4.9334) n=133	-3.2820 (8.4286) n=100	2.9572 (3.1367) n=244	11.7795 (8.6066) n=72	1.6538 (3.6246) n=172
Urbano	-2.1397 (2.7675) n= 4257	1.9252 (1.7710) n= 1810	-4.6666* (2.6827) n= 2561	-0.5261 (4.5239) n=1089	-5.7103 (5.4034) n=431	1.5848 (4.5038) n=657	0.0942 (5.2596) n=1198	5.3278 (7.4377) n=544	-5.1900 (5.0709) n=654	-2.2620 (3.8471) n= 1970	1.5721 (5.9786) n=835	-5.6402* (3.4249) n=1135
Total de horas trabalhadas no setor informal												
Todos	-0.6963 (1.7132) n= 9303	-1.3754 (2.3707) n= 4139	0.6801 (1.8852) n= 5164	1.0973 (2.2631) n=2555	4.1001 (2.9964) n=1053	-0.9391 (3.3342) n=1506	-2.2647 (2.8095) n=4071	-6.2354 (4.2358) n=1811	0.2729 (2.0661) n=2266	4.6436 (3.1000) n=2664	0.5033 (3.5108) n=1275	5.5041 (3.7111) n=1392
Rural	-2.9568 (2.2885) n= 2361	-8.007 (3.3134) n= 848	-0.7275 (2.6624) n= 1513	1.5139 (10.6820) n=188	-5.8521 (6.9274) n=61	9.5042 (14.2651) n=127	-4.2437 (2.6314) n=1658	-9.2619** (4.1727) n=617	-2.0561 (2.7752) n=1041	-0.5440 (3.7579) n=515	-6.2095 (6.8471) n=170	-0.3305 (4.2230) n=345
Urbano	-0.2795 (2.2552) n= 6646	-0.1450 (2.8928) n= 3152	1.1696 (2.6138) n= 3494	0.7446 (2.0936) n=2296	5.4894 (3.3334) n=956	-2.7549 (2.6418) n=1340	-4.1997 (4.1697) n=2277	-5.5606 (5.6042) n=1127	1.2876 (3.1212) n=1150	4.0879 (3.5445) n=2073	1.4747 (4.0654) n=1069	7.8775* (4.9325) n=1004

Fonte: Painel produzido a partir da AIBF I e AIBF II. Os valores entre parênteses são os erros padrão.

Nota: * Significativo ao nível de 10%

** Significativo ao nível de 5%

*** Significativo ao nível de 1%

Entre todos os indivíduos, a estimativa pontual de impacto no total de horas trabalhadas não é estatisticamente significativa. Da mesma forma, não foram encontrados impactos significativos do PBF entre indivíduos das áreas rurais ou urbanas. No entanto, foram encontrados impactos significativos quando os dados foram desagregados por região. Observa-se que na região Nordeste, o PBF teve impacto na área rural. Os beneficiários do PBF tiveram uma redução significativa de 4,8 horas por semana nas horas trabalhadas e uma redução significativa de 9,1 horas trabalhadas por indivíduo do sexo feminino.

Em seguida, foi estimado o impacto do PBF sobre as horas trabalhadas pelo setor formal e informal. Na amostra para todo o Brasil, encontra-se que a participação no Bolsa Família provoca uma redução de 5,3 horas semanais trabalhadas no setor formal entre os indivíduos do sexo masculino, residentes em áreas urbanas. Dado que a média do grupo de tratamento em 2009 foi de 41 horas trabalhadas por indivíduo no setor formal, esse efeito representa uma diminuição de 12%. Para indivíduos do sexo feminino, houve um declínio nas horas trabalhadas no setor informal, para residentes nas áreas rurais, de menos 8 horas semanais de trabalho.

Nas regiões Norte e Centro-Oeste o PBF contribuiu para que os indivíduos do sexo masculino residentes em áreas urbanas reduzissem em 17,5 horas suas jornadas de trabalho no setor formal. Já na região Nordeste o PBF impacta em uma redução de 9,2 horas, as horas trabalhadas na semana para mulheres da zona rural que trabalham no setor informal.

Já nas regiões Sul e Sudeste, o PBF tem um efeito significativo, ao nível de confiança de 10%, de que os homens residentes nas áreas urbanas diminuem em 5,6 horas trabalhadas no setor formal. No entanto, o declínio nas horas do setor formal é compensado por um aumento nas horas trabalhadas no setor informal. A participação no PBF provoca um aumento de 8,3 horas nas horas trabalhadas no setor informal entre os membros do sexo masculino residentes nas áreas urbanas.

Em geral, em consonância com as descobertas anteriores sobre CCTs nota-se que o PBF não gera grande desincentivo ao trabalho, apesar de alguns efeitos calculados serem estatisticamente significativos. Percebe-se também que o PBF reduz as horas trabalhadas das mulheres, principalmente nas áreas rurais e no emprego informal. Espera-se que o valor das horas dedicadas aos afazeres domésticos seja maior entre as mulheres que entre os homens devido a aspectos culturais relacionados com a divisão de trabalho domiciliar. É importante enfatizar que os homens, para os níveis de renda

considerados, contribuem muito pouco para a produção doméstica quando comparados com as mulheres.

Este resultado sugere que o programa estimula a alocação do tempo em atividades que aumentam o bem-estar, apesar de reduzir as horas de trabalho remunerado das mulheres. Mesmo não havendo uma perfeita substituição de horas de trabalho por horas em afazeres domésticos, não se pode afirmar que as mulheres deixam de trabalhar para despende tempo em lazer.

O efeito observado pode ser em parte explicado pelo fato de serem as mulheres que recebem o benefício na grande maioria dos domicílios. Se a distribuição dos recursos financeiros entre os membros não for uniforme, as mulheres, enquanto receptoras do benefício, podem sentir o choque de renda mais que os demais membros.

8. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste estudo foi avaliar o impacto do PBF sobre o desenvolvimento humano em saúde, educação e mercado de trabalho. Para as análises foi construído um painel de dados longitudinais inédito, a partir da AIBF I e AIBF II, de 2005 e 2009. Além disso, as análises consideram o desenho amostral, que ao ser ignorado, pode gerar viés nas estimativas e produzir resultados incorretos.

Para avaliar a saúde, investigou-se o impacto do Programa Bolsa Família sobre a imunização de crianças de 0 a 6 anos de idade no Brasil e suas regiões. Os principais resultados indicam que o programa aumentou o estado de vacinação das crianças de um modo geral, mas não foi suficiente para que as crianças tivessem o calendário de imunização obrigatório, que é uma condicionalidade do programa, em dia.

No período analisado, o monitoramento das condicionalidades de saúde ainda estava sendo implementado. Os dados oficiais apontam para um forte aumento da porcentagem de beneficiários abrangidos pelo monitoramento da saúde nos anos seguintes. Como tal, este artigo representa uma análise com o objetivo de entender as mudanças nas condições de monitoramento. Os resultados obtidos neste estudo são muito diferentes dos observados em relação ao Programa *Oportunidades* no México. De acordo com Gertler (2004), o Programa Mexicano mostrou-se claro, com efeitos positivos sobre a saúde infantil, incluindo uma redução na taxa de doença durante os primeiros seis meses de vida. No entanto, neste caso, sabe-se que as condicionalidades foram extremamente bem verificadas. Por exemplo, as crianças com idade entre 24 a 60 meses foram obrigadas a frequentar clínicas de monitoramento nutricional a cada quatro meses e obter suplementos nutricionais quando se encontra abaixo do peso. Além das condicionalidades, o programa também exige que os indivíduos se envolvam em atividades preventivas de saúde e nutricionais.

No Brasil, dados oficiais apontam que as condicionalidades de saúde não foram verificadas em 2005 e ainda em 2009 apresentava uma taxa de verificação baixa, comparada com a taxa de verificação das condicionalidades da educação e de outros programas. Como tal, uma contribuição desta avaliação foi fornecer evidências de impactos na saúde infantil, especificamente imunização, no contexto de um baixo nível de monitoramento das condicionalidades. Esta conclusão reforça a necessidade de

investigar os motivos do descumprimento das condicionalidades do programa e os custos de supervisão associados a essas estratégias de políticas públicas.

Na área de educação, foram avaliados os indicadores educacionais das crianças beneficiárias de 6 a 17 anos. Os impactos do benefício foram investigados na matrícula escolar, que é uma condicionalidade do programa, e também na progressão, repetência e evasão escolar.

Quanto aos efeitos do programa sobre a matrícula escolar, os resultados mostram que o PBF teve impacto significativo para a região Nordeste, aumentando em 16,52% a probabilidade das crianças beneficiárias se matricularem na escola quando comparados a crianças que não são beneficiárias do PBF. Percebe-se que esse resultado está acontecendo devido às crianças mais velhas, pois, o PBF aumenta a probabilidade das crianças beneficiárias de 15 a 17 anos de idade de se matricularem na escola em 31,60%.

Esses resultados indicam que as crianças das idades de 15 a 17 anos que estavam fora da escola, voltaram a se matricular. O custo de se manter na escola parece maior para os jovens dessa faixa etária, que muitas vezes perdem o interesse pela escola ou não abrem mão de trabalhar. Isso indica que a criação do BVJ, fez com que esses jovens, que muitas vezes já haviam abandonado a escola ou precisavam trabalhar para complementar a renda da família, dedicassem mais tempo à escola, aumentando assim a matrícula escolar.

Apesar de o combate ao trabalho infantil não ser alvo direto do programa, há evidências de que programas de transferência de renda, complementados por intervenções adicionais, reduzem significativamente o trabalho infantil (DURYEA e MORRISON, 2004). Nesse sentido, observou-se uma redução na probabilidade de ociosidade em aproximadamente 34% na região Nordeste, seguido de uma redução de 5% nas regiões Sul e Sudeste, para jovens de 15 a 17 anos de idade.

Em termos da possibilidade de a criança só estudar, percebe-se um impacto significativo de 43,59% na probabilidade das crianças beneficiárias de 15 a 17 anos de idade só estudarem na região Nordeste. Nas outras regiões o PBF não traz nenhum impacto tanto sobre a probabilidade de estudar quanto de trabalhar.

Uma pesquisa realizada com beneficiários do PBF, de Sjoberg e Nilsson (2013) conclui que o benefício é de grande ajuda para as famílias e que a maior parte do subsídio é gasto em alimentação. No entanto, os entrevistados para essa pesquisa

acrescentaram que as crianças teriam sido matriculadas na escola, mesmo que não recebessem o benefício do BF.

Assim, apesar de o PBF não ser uma política educacional e, portanto, não ter a função de melhorar a qualidade da educação, mudanças significativas no sistema de ensino fazem-se necessária para quebrar o ciclo intergeracional da pobreza via educação. Observa-se por parte do governo tentativas de se construir uma rede de proteção social em torno das famílias mais vulneráveis. Entretanto, essa iniciativa ainda não tem o alcance desejável.

Para o mercado de trabalho investigou-se o impacto do Programa Bolsa Família sobre a oferta de trabalho de adultos de 18 a 69 anos de idade em termos de participação na força de trabalho e total de horas trabalhadas, no Brasil e suas regiões, bem como pela localização do trabalho no setor formal ou informal. Os principais resultados indicam que não há efeito do PBF sobre a probabilidade de trabalhar dos homens ou das mulheres, e que o impacto de redução nas horas de trabalho, apesar de em alguns casos ser estatisticamente significativo, não é grande em magnitude. Com isso, não é pertinente a crítica de que o PBF seria responsável por gerar dependência dos benefícios do programa. Como o valor do benefício é pequeno em comparação com as necessidades básicas mensais das famílias, a relação de dependência ao programa não é verificada.

Em segundo lugar, confirmou-se que a elasticidade da oferta de trabalho varia de acordo com o sexo e o tipo de ocupação. Os resultados corroboram a hipótese de que a divisão do trabalho domiciliar faz com que as mulheres sejam mais sensíveis ao choque na renda em comparação aos homens, principalmente nas áreas rurais. Os programas de transferência de renda, ao elegerem mulheres como beneficiárias, podem modificar, ou reforçar, a divisão intra domiciliar do trabalho.

É, portanto, importante considerar a dinâmica familiar no desenho dos programas e facilitar a inserção das mulheres no mercado de trabalho, a fim de reduzir-se a insegurança de renda das famílias e das mulheres em particular. Soma-se a isso o fato de a informalidade intensificar o efeito na oferta de horas de trabalho. A informalidade no Brasil caracteriza-se por trabalhos mal ou não remunerados, pela jornada incerta e pela ausência de direitos trabalhistas ou previdenciários, visto que a maioria dos trabalhadores informais não contribui voluntariamente para a Previdência Social. A parte não contributiva da Previdência Social, constituída pelo Benefício de

Prestação Continuada e pela Previdência Rural, oferece suficientemente aposentadoria para a população pobre.

No entanto, outras fontes igualmente importantes de insegurança de renda não são supridas para os trabalhadores informais quando não há contribuição voluntária para a Previdência, tais como o auxílio invalidez e a licença-maternidade, contribuindo para a insegurança de renda das famílias pobres. Deste modo, a informalidade, assim como a dificuldade de inserção das mulheres no mercado de trabalho de forma mais igualitária aos homens, são fatores agravantes da insegurança de renda que justificam a importância de prover uma fonte de renda mais estável via programas de transferências de renda, na ausência de políticas mais amplas e efetivas que garantam o acesso à Previdência Social e ao trabalho decente, a fim de se reduzir efetivamente a vulnerabilidade das famílias pobres e extremamente pobres.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABADIE, Alberto. Bootstrap Tests for the Effect of a Treatment on the Distribution of an Outcome Variable. 2000.

AGUIAR, Marcelo; ARAUJO, Carlos Henrique. **Bolsa-escola: educação para enfrentar a pobreza**. Unesco, 2002.

AGUILAR, Ernesto Yáñez. **El impacto del Bono Juancito Pinto. Um análisis a partir de micro simulaciones**. 2010.

AHMED, Akhter *et al.* Impact evaluation of the conditional cash transfer program in Turkey: Final report. **International Food Policy Research Institute, Washington, DC**, 2007.

ALZÚA, M. L.; CRUCES, G.; RIPANI, L. Welfare programs and labor supply in developing countries-experimental evidence from Latin America. Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales. **Documento de Trabajo**Nro, v. 95, 2012.

AMARANTE, Verónica; ARIM, Rodrigo; VIGORITO, Andrea. Cash transfer programmes, income inequality and regional disparities. The case of the Uruguayan Asignaciones Familiares. **Cambridge Journal of Regions, Economy and Society**, p. rsq033, 2011.

ANDRADE, Mônica Viegas *et al.* Income transfer policies and the impacts on the immunization of children: the Bolsa Família Program. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 28, n. 7, p. 1347-1358, 2012.

ANGRIST, Joshua D.; PISCHKE, Jörn-Steffen. **Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion**. Princeton university press, 2008.

ARAÚJO, Guilherme Silva; RIBEIRO, Rosana; NEDER, Henrique Dantas. Impactos do Programa Bolsa Família sobre o trabalho de crianças e adolescentes residentes na área urbana. **ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**, v. 38, 2010.

ATHEY, Susan; IMBENS, Guido W. Identification and inference in nonlinear difference-in-differences models. **Econometrica**, v. 74, n. 2, p. 431-497, 2006.

AUSTIN H, Champion-Smith C, THOMAS S, WARD W. **Parents' difficulties with decisions about childhood immunization**. Community Pract, 2008.

AZEVEDO, Joao Pedro. Teenage Pregnancy and Opportunities in Latin America and the Caribbean: On Teenage Fertility Decisions, Poverty and Economic Achievement. 2012.

BAIRD, Sarah *et al.* Conditional, unconditional and everything in between: a systematic review of the effects of cash transfer programmes on schooling outcomes. **Journal of Development Effectiveness**, v. 6, n. 1, p. 1-43, 2014.

BARBOSA, Ana Luiza Neves de Holanda; CORSEUIL, Carlos Henrique L. Bolsa Família, escolha ocupacional e informalidade no Brasil. 2014.

BARHAM, Tania; MACOURS, Karen; MALUCCIO, John A. Schooling, Learning, and Earnings: Effects of a Three-Year Conditional Cash Transfer Program in Nicaragua after 10 Years.

BARRIENTOS, Armando; VILLA, Juan M. **Evaluating antipoverty transfer programmes in Latin America and sub-Saharan Africa: Better policies? Better politics?**. WIDER Working Paper, 2013.

BLACKWELL, Matthew et al. cem: Coarsened exact matching in Stata. **The Stata Journal**, v. 9, n. 4, p. 524-546, 2009.

BARROS, Ricardo Paes de. A efetividade do salário mínimo em comparação à do Programa Bolsa Família como instrumento de redução da Pobreza e da desigualdade. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea**, v. 2, 2007.

BEHRMAN, Jere R.; DEOLALIKAR, Anil B. Health and nutrition. **Handbook of development economics**, v. 1, p. 631-711, 1988.

BEHRMAN, Jere R.; PARKER, Susan W. Impacts of conditional cash transfer programs in education. **Conditional cash transfers in Latin America, Baltimore, The John Hopkins University Press/International Food Policy Research Institute**, p. 191-211, 2010.

BEHRMAN, Jere; PARKER, Susan; TODD, Petra. **Long-Term Impacts of the Oportunidades Conditional Cash Transfer Program on Rural Youth in Mexico**. Ibero-America Institute for Economic Research, 2005.

BENHASSINE, Najy et al. Turning a shove into a nudge? A "labeled cash transfer" for education. **National Bureau of Economic Research**, 2013.

BLACKWELL, M. IACUS, S. KING, G. PORRO, G. CEM: Coarsened exact matching in Stata. **The Stata Journal**. v. 9, n. 4, p. 524-546, 2009

BLAU, David M. The effect of income on child development. **Review of Economics and Statistics**, v. 81, n. 2, p. 261-276, 1999.

BLUNDELL, Richard; MACURDY, Thomas. Labor Supply," **Handbook of Labor Economics**, O. Ashenfelter and D. Card, eds. 2000.

BOING, Alexandra Crispim et al. Desigualdade socioeconômica nos gastos catastróficos em saúde no Brasil: análise da Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-3 e 2008-9. 2013.

BOSCH, Mariano; MALDONADO, Rosario; SCHADY, Norbert. The Impact of Conditional Cash Transfers on the Labor Market in Ecuador. **Manuscrito no publicado. Washington DC, Estados Unidos: Banco Interamericano de Desarrollo. Informe**, n. 192, 2013.

BOURGUIGNON, François; FERREIRA, Francisco HG; LEITE, Phillippe G. Conditional cash transfers, schooling, and child labor: micro-simulating Brazil's BolsaEscola program. **The World Bank Economic Review**, v. 17, n. 2, p. 229-254, 2003.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS).

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome. Programa Bolsa Família. Disponível em <http://mds.gov.br/assuntos/bolsa-familia>. Acesso em março de 2016.

BRASILa. Ministério do Desenvolvimento Social. Programa Bolsa Família. Disponível em: <http://mds.gov.br/assuntos/bolsa-familia> . Acesso em abril de 2016. Brasília: MDS, 2011. Disponível em: <http://mds.gov.br/assuntos/bolsa-familia>

BUCKLEY, Jack; SHANG, Yin. Estimating policy and program effects with observational data: the “differences-in-differences” estimator. **Practical Assessment, Research & Evaluation**, v. 8, n. 24, 2003.

BURLANDY, Luciene. Conditional cash transfer programs and food and nutrition security. *Ciencia & saude coletiva*, v. 12, n. 6, p. 1441-1451, 2007.

CABRAL, Caroline Sousa *et al.* Segurança Alimentar, renda e programa bolsa família: estudo de coorte em municípios do interior da Paraíba, Brasil, 2005-2011. **Caderno de Saúde Pública**, v. 30, n. 2, 2014.

CACCIAMALI, Maria Cristina *et al.* Impactos do Programa Bolsa Família federal sobre o trabalho infantil e a frequência escolar. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 14, n. 2, p. 269-301, 2010.

CALIENDO, Marco; KOPEINIG, Sabine. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. **Journal of economic surveys**, v. 22, n. 1, p. 31-72, 2008.

CAMPELLO, Tereza; NERI, Marcelo Côrtes. Programa Bolsa Família: uma década de inclusão e cidadania. 2013. IPEA

CARD, David; KRUEGER, Alan B. Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania: reply. **American Economic Review**, p. 1397-1420, 2000. CARDOSO, E.; SOUZA, A. P. **The Impact of Cash Transfers on Child Labor And School Attendance In Brazil**, Vanderbilt University, Nashville Tennessee, 2004.

CARNEIRO, Pedro Manuel; HECKMAN, James J. Human capital policy. 2003.

CARNEIRO, Pedro; CUNHA, Flavio; HECKMAN, James J. The technology of skill formation. **University of Chicago**, , v. 12, p. 29, 2003.

CAVALCANTI, Daniella Medeiros; COSTA, Edward Martins; SILVA, Jorge Luiz Mariano da. Programa Bolsa Família e o Nordeste: impactos na renda e na educação, nos anos de 2004 e 2006. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 17, n. 1, p. 99, 2009.

CEDEPLAR (2005). Descrição da Pesquisa AIBF – O Processo Amostral CEDEPLAR. Projeto de avaliação do impacto do bolsa família [Impact assessment of Bolsa Família]. Final analytical report. Belo Horizonte, CEDEPLAR, 2006.

COADY, David; GROSH, Margaret; HODDINOTT, John. Targeting outcomes redux. **The World Bank Research Observer**, v. 19, n. 1, p. 61-85, 2004.

COMISSÃO NACIONAL SOBRE DETERMINANTES SOCIAIS DA SAÚDE (CNDSS), BRASIL. As causas sociais das iniquidades em saúde no Brasil. Editora Fiocruz, 2008.

CONTRERAS, Diana *et al.* **Health Spillover Effects of a Conditional Cash Transfer Program**. Monash University, Department of Economics, 2013.

CORTES, Darwin F.; GALLEGO, Juan Miguel; MALDONADO, Darío. **On the design of education conditional cash transfer programs and non education outcomes: the case of teenage pregnancy**. 2011.

COSTA, Alan André Borges da; SALVATO, Marcio Antônio; DINIZ, S. C. Análise contrafactual do programa de transferência de renda bolsa família para o período 2004-2006. **Encontro Nacional de Estudos Populacionais**, v. 16, 2008.

COSTANZI, Rogério N.; SOUZA, Frederico L. de; RIBEIRO, Hélio V.M. **Efeitos do Programa Bolsa Família no Acesso à Educação entre os mais pobres**. Informações Fipe, São Paulo, set. 2010.

COTTA, Rosângela Minardi Mitre et al. Social and biological determinants of iron deficiency anemia. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 27, p. s309-s320, 2011.

COTTA, Rosângela Minardi Mitre; MACHADO, Juliana Costa. Programa Bolsa Família e segurança alimentar e nutricional no Brasil: revisão crítica da literatura. 2013.

CROST, Benjamin; FELTER, Joseph H.; JOHNSTON, Patrick B. Conditional cash transfers, civil conflict and insurgent influence: Experimental evidence from the Philippines. **Journal of Development Economics**, v. 118, p. 171-182, 2016.

CRUZ, Marcio; ZIEGELHOFER, Zacharias. Beyond the income effect: impacts of conditional cash transfer programs on private investments in human capital. **World Bank Policy Research Working Paper**, n. 6867, 2014.

CURRALERO, C.B et al. AS CONDICIONALIDADES DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA. In.CASTRO, J.A. MODESTO, L. (org.). Bolsa família 2003-2010: avanços e desafios. Brasília: IPEA, 2010. p. 151-173.

CURRALERO, C.B *et al.* AS CONDICIONALIDADES DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA. In.CASTRO, J.A. MODESTO, L. (org.). **Bolsa família 2003-2010: avanços e desafios**. Brasília: IPEA, 2010. p. 151-173.

CURRIE, Janet; THOMAS, Duncan. **Early test scores, socioeconomic status and future outcomes**. National bureau of economic research, 1999.

DE ALMEIDA, Alessio Tony Cavalcanti; DE MESQUITA, Shirley Pereira; DA SILVA, Magno Vamberto Batista. Impactos do Programa Bolsa Família sobre a demanda por diversificação alimentar no Brasil. In: **Anais do XLI Encontro Nacional de Economia**, 2014.

DE BRAUW, Alan *et al.* Bolsa Família and household labor supply. **Economic Development and Cultural Change**, v. 63, n. 3, p. 423-457, 2015.

DE BRAUW, Alan et al. The Impact of Bolsa Família on Schooling. **World Development**, v. 70, p. 303-316, 2015.

DE BRAUW, Alan *et al.* The impact of BolsaFamilia on child, maternal, and household welfare. **IFPRI. Washington, DC**,2012.

DE BRAUW, Alan; PETERMAN, Amber. **Can conditional cash transfers improve maternal health and birth outcomes?: Evidence from El Salvador's ComunidadesSolidariasRurales**. International Food Policy Research Institute (IFPRI), 2011.

DE OLIVEIRA, A. M. H. C.; MARIA, Ana. An evaluation of the BolsaFamilia Program in Brazil: Expenditures, education and labor outcomes.**Unpublished Report.(No baseline control for attendance, dropout, or continuation to next grade)**,2005.

DE SOUSA CAMELO, Rafael; TAVARES, Priscilla Albuquerque; SAIANI, Carlos César Santejo. Alimentação, nutrição e saúde em programas de transferência de renda: evidências para o Programa Bolsa Família. **Revista Economia**, 2009.

DEHEJIA, Rajeev H.; WAHBA, Sadek. Propensity score-matching methods for nonexperimental causal studies. **The review of economics and statistics**, v. 84, n. 1, p. 151-161, 2002.

DEL CARPIO, Ximena V.; LOAYZA, Norman V.; WADA, Tomoko. The Impact of Conditional Cash Transfers on the Amount and Type of Child Labor. **World Development**, v. 80, p. 33-47, 2016.

DIAMOND, Alexis; SEKHON, Jasjeet S. Genetic matching for estimating causal effects: A general multivariate matching method for achieving balance in observational studies. **Review of Economics and Statistics**, v. 95, n. 3, p. 932-945, 2013.

DOBRONSKY, José Martínez; MONCAYO, José A. Rosero. Impacto del Bono de Desarrollo Humano en el trabajo infantil. **Secretaría Técnica del Ministerio de Coordinación de Desarrollo Social del Ecuador**. [http](http://), v. 17, p. 06-15, 2007.

DOS SANTOS, Janaína Vieira; GIGANTE, Denise Petrucci; DOMINGUES, Marlos Rodrigues. Prevalência de insegurança alimentar em Pelotas, Rio Grande do Sul, Brasil, e estado nutricional de indivíduos que vivem nessa condição Prevalence of food insecurity in Pelotas, Rio Grande do Sul State, Brazil, and. **Cad. saúde pública**, v. 26, n. 1, p. 41-49, 2010.

DUARTE, Gisléia Benini; SAMPAIO, Breno; SAMPAIO, Yony. Programa Bolsa Família: impacto das transferências sobre os gastos com alimentos em famílias rurais. **Revista de economia e sociologia rural**, v. 47, n. 4, p. 903-918, 2009.

DUARTE, Gisléia Benini *et al.* Avaliando o impacto do programa bolsa família sobre a frequência escolar: o caso da agricultura familiar no nordeste do Brasil. **Encontro Nacional de Economia (ANPEC). Baia**, 2008.

E SILVA, Michelle Moraes de Sa. Conditional cash transfers and improved education quality: A political search for the policy link. **International Journal of Educational Development**, v. 45, p. 169-181, 2015.

ECONOMETRÍA-SEI. 2012. Evaluación de Impacto de Unidos - Red de Protección Social para la Superación de la Pobreza Extrema. Bogota, Colombia: ANSPE.

ENGLE, P. L.; LHOTSKA, L.; ARMSTRONG, H. The care initiative: guidelines for analysis, assessment, and action to improve nutrition. **United Nations Children's Fund: New York**, 1997.

ENGLE, Patrice L. Influences of mothers' and fathers' income on children's nutritional status in Guatemala. **Social science & medicine**, v. 37, n. 11, p. 1303-1312, 1993.

ENGLE, Patrice L.; MENON, Purnima; HADDAD, Lawrence. Care and nutrition: concepts and measurement. **World Development**, v. 27, n. 8, p. 1309-1337, 1999.

FAHEL, Murilo Cássio Xavier; FRANÇA, Bruno Cabral; MORAES, Thais. O efeito da condicionalidade educação do Bolsa Família em Minas Gerais: uma avaliação por meio da PAD/MG. **Revista Brasileira de Monitoramento e Avaliação**, n. 2, p. 4-25, 2011.

Fernald, Lia CH; Gertler, Paul J.; Neufeld, Lynnette M. Role of cash in conditional cash transfer programmes for child health, growth, and development: an analysis of Mexico's Oportunidades. **The Lancet**, v. 371, n. 9615, p. 828-837, 2008.

FERREIRA, Francisco HG; LEITE, Phillippe G.; RAVALLION, Martin. Poverty reduction without economic growth?: Explaining Brazil's poverty dynamics, 1985–2004. **Journal of Development Economics**, v. 93, n. 1, p. 20-36, 2010.

FILHO, Walmir dos Reis Miranda. (2017). Avaliação do Impacto de Políticas de Transferência de Renda a partir de Dados Amostrais Complexos. Dissertação (Mestrado em Estatística) – Universidade Federal de Pernambuco, Pernambuco.

FILMER, Deon; SCHADY, Norbert. The Medium-Term Effects of Scholarships in a Low-Income Country. **Journal of Human Resources**, v. 49, n. 3, p. 663-694, 2014.

FIRPO, Sergio *et al.* Evidence of eligibility manipulation for conditional cash transfer programs. **EconomiA**, v. 15, n. 3, p. 243-260, 2014.

FISHER, Ronald Aylmer. *Statistical methods for research workers*. No. 5. **Genesis Publishing Pvt Ltd**, 1936.

FISZBEIN, Ariel; SCHADY, Norbert Rüdiger; FERREIRA, Francisco HG. **Conditional cash transfers: reducing present and future poverty**. World Bank Publications, 2009.

FOGUEL, Miguel Nathan; BARROS, Ricardo Paes de. The effects of conditional cash transfer programmes on adult labour supply: an empirical analysis using a time-series-cross-section sample of Brazilian municipalities. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 40, n. 2, p. 259-293, 2010.

FRIED, Brian J. Distributive politics and conditional cash transfers: the case of Brazil's BolsaFamília. **World Development**, v. 40, n. 5, p. 1042-1053, 2012.

GAARDER, Marie M.; GLASSMAN, Amanda; TODD, Jessica E. Conditional cash transfers and health: unpacking the causal chain. **Journal of development effectiveness**, v. 2, n. 1, p. 6-50, 2010.

GALASSO, Emanuela. With their effort and one opportunity: Alleviating extreme poverty in Chile. **Unpublished manuscript, World Bank, Washington, DC**, 2006.

GARCÍA, Arturo. 2012. **Impactos de Largo Plazo del Programa Familias em Acción en Municipios de menos de 100 mil habitantes en los Aspectos Claves del Desarrollo del Capital Humano**. Bogota, Colombia.

GATTI, Márcia Aparecida Nuevo; OLIVEIRA, Luiz Roberto. **Crianças faltosas à vacinação, condições de vida da família e concepção sobre vacina: um inquérito domiciliar**. *Salusvita*, v. 24, n. 3, p. 427-36, 2005.

GERTLER, Paul. Do conditional cash transfers improve child health? Evidence from Progresa's control randomized experiment. **The American Economic Review**, v. 94, n. 2, p. 336-341, 2004.

GLASSMAN, Amanda *et al.* Impact of conditional cash transfers on maternal and newborn health. **Journal of health, population, and nutrition**, v. 31, n. 4, p. 48, 2013.

GLEWWE, Paul; KASSOUF, Ana Lúcia. O impacto do Programa Bolsa Família no total de matrículas do ensino fundamental, taxas de abandono e aprovação. **Anais do Encontro Nacional de Economia**, v. 36, 2008.

GLEWWE, Paul; KASSOUF, Ana Lucia. The impact of the Bolsa Escola/Familia conditional cash transfer program on enrollment, dropout rates and grade promotion in Brazil. **Journal of development Economics**, v. 97, n. 2, p. 505-517, 2012.

GLEWWE, Paul; OLINTO, Pedro. Evaluating the impact of conditional cash transfers on schooling: An experimental analysis of Honduras' PRAF program. **Unpublished manuscript, University of Minnesota**, 2004. GROSH, Margaret E. *et al.* **For protection and promotion: The design and implementation of effective safety nets**. World Bank Publications, 2008.

GROSH, Margaret *et al.* For protection and promotion: The design and implementation of effective safety nets. World Bank Publications, 2008.

GUIMARÃES, Tânia Maria Rocha; ALVES, João Guilherme Bezerra; TAVARES, Márcia Maia Ferreira. **Impacto das ações de imunização pelo Programa Saúde da Família na mortalidade infantil por doenças evitáveis em Olinda, Pernambuco, Brasil**. *Cad Saúde Pública*, v. 25, n. 4, p. 868-76, 2009.

HADDAD, Lawrence; HODDINOTT, John. Women's income and boy-girl anthropometric status in the Côte d'Ivoire. **World Development**, v. 22, n. 4, p. 543-553, 1994.

HAINMUELLER, Jens. Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. **Political Analysis**, v. 20, n. 1, p. 25-46, 2012.

HECKMAN, James J.; ICHIMURA, Hidehiko; TODD, Petra. Matching as an econometric evaluation estimator. **The Review of Economic Studies**, v. 65, n. 2, p. 261-294, 1998.

HECKMAN, James J. Lessons from the technology of skill formation. **Annals of the New York Academy of Sciences**, v. 1038, n. 1, p. 179-200, 2004.

HECKMAN, James J. China's human capital investment. **China Economic Review**, v. 16, n. 1, p. 50-70, 2005.

HO, Daniel E. *et al.* Matching as nonparametric preprocessing for reducing model dependence in parametric causal inference. **Political analysis**, v. 15, n. 3, p. 199-236, 2007.

HODGES, Anthony *et al.* Are cash transfers a realistic policy tool for poverty reduction in Sub-Saharan Africa? Evidence from Congo-Brazzaville and Côte d'Ivoire. **Global Social Policy**, v. 13, n. 2, p. 168-192, 2013.

HOFFMANN, Rodolfo. Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. *Revista Econômica*, v. 8, n. 1, 2007.

IACUS, S. M.; KING, G; PORRO, G. Matching for causal inference without balance checking. 2009

IACUS, S; KING, G; PORRO, G. Causal Inference without Balance Checking: Coarsened Exact Matching. *Political Analysis*, 2011.

IMBENS, Guido W. Nonparametric estimation of average treatment effects under exogeneity: A review. **The review of Economics and Statistics**, v. 86, n. 1, p. 4-29, 2004.

JANUZZI, Paulo de Martino; PINTO, Alexandro Rodrigues. Bolsa Família e seus impactos nas condições de vida da população brasileira: uma síntese dos principais achados da pesquisa de avaliação do impacto do Bolsa Família II. 2013.

JANVRY, A.; FINAN, F.; SADOULET, E. Local governance and efficiency of conditional cash transfer programs: Bolsa escolar in Brazil. **Berkley: Dept. of Agricultural and Resource Economics, University of California**, 2007.

JANVRY, Alain; SADOULET, Elisabeth. Making conditional cash transfer programs more efficient: designing for maximum effect of the conditionality. **The World Bank Economic Review**, v. 20, n. 1, p. 1-29, 2006.

Jones, Gareth et al. How many child deaths can we prevent this year?. **The lancet**, v. 362, n. 9377, p. 65-71, 2003.

JUNIOR, José Luis da Silva Netto; DE BRITO RAMALHO, Hilton Martins; DA SILVA, Edilean Kleber. Transmissão Intergeracional de educação e mobilidade de renda no Brasil. **Revista Economia e Desenvolvimento**, v. 12, n. 2, 2013.

MANDIC, Karaca Pinar; NORTON, Edward C.; DOWD, Bryan. Interaction terms in nonlinear models. **Health services research**, v. 47, n. 1pt1, p. 255-274, 2012.

KASSOUF, Ana Lucia; *et al.* The impact of conditional cash transfer programs on household work decisions in Brazil. **Research in Labor Economics**, v. 31, p. 193-218, 2010.

KISH, L. Survey Sampling. New York: John Wiley & Sons, 1965.

LANDIM JUNIOR, Paulo Henrique; MENEZES FILHO, N. A. Os efeitos do Programa Bolsa Família sobre a economia dos municípios brasileiros. **Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo.** , v. 33, 2009.

LECHNER, M. The estimation of Causal Effects by Difference-in-Difference Methods.

LEISERING, Lutz. Extending Social Security to the Excluded Are Social Cash Transfers to the Poor an Appropriate Way of Fighting Poverty in Developing Countries?. **global social policy**, v. 9, n. 2, p. 246-272, 2009.

LEROY, Jef L. *et al.* The Oportunidades program increases the linear growth of children enrolled at young ages in urban Mexico. **The Journal of Nutrition**, v. 138, n. 4, p. 793-798, 2008.

LEVY, Santiago. **Progress against poverty: sustaining Mexico's Progres-Oportunidades program.** Brookings Institution Press, 2007.

LEVY, Santiago; SCHADY, Norbert. Latin America's social policy challenge: education, social insurance, redistribution. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 27, n. 2, p. 193-218, 2013.

LICIO, E. C.; MESQUITA, C. S.; CURRALERO, C. R. B. Desafios para a coordenação intergovernamental do Programa Bolsa Família. **Revista de Administração de Empresas**, São Paulo, v. 51, n. 5, p. 458-470, 2011.

LINDERT, Kathy; SKOUFIAS, Emmanuel; SHAPIRO, Joseph. Redistributing income to the poor and the rich: Public transfers in Latin America and the Caribbean. **Social Safety Nets Primer Series**, 2006.

LOGULLO P, Carvalho HB, SACONI RA, MASSAD E. Factors affecting compliance with the measles vaccination schedule in a Brazilian city. *São Paulo Med J.*, 2008.

LÓPEZ-CALVA, Luis F, and Elizaveta PEROVA. 2012. The Impact of Conditional Cash Transfers on the Incidence of Teenage Pregnancies: Evidence for Peru. Background Paper Prepared for the Book Teenage Pregnancy and Opportunities in Latin America and the Caribbean on Teenage Fertility Decisions, Poverty and Economic Achievement. Washington DC, United States: WorldBank.

MALUCCIO, John A. *et al.* The impact of improving nutrition during early childhood on education among guatemalan adults. **The Economic Journal**, v. 119, n. 537, p. 734-763, 2009.

MALUCCIO, John; FLORES, Rafael. **Impact evaluation of a conditional cash transfer program: The Nicaraguan Red de Protección Social.** Intl Food Policy Res Inst, 2005.

MANI, Subha; HODDINOTT, John; STRAUSS, John. Determinants of Schooling Outcomes: Empirical Evidence from Rural Ethiopia. **Fordham University, Department of Economics Discussion Paper**, n. 2009-03, 2009.

MARÍN-LEÓN, Leticia *et al.* A percepção de insegurança alimentar em famílias com idosos em Campinas, São Paulo, Brasil (Food insecurity perception in families with elderly in Campinas, São Paulo, Brazil). **Cad Saúde Pública**, v. 21, p. 1433-1440, 2005.

- MARTINS, Ana Paula Bortoletto. **Impacto do Programa Bolsa Família sobre a aquisição de alimentos em famílias brasileiras de baixa renda**. 2013. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo. Faculdade de Saúde Pública.
- MAXWELL, Daniel et al. **Urban livelihoods and food and nutrition security in Greater Accra, Ghana**. Washington, DC: International Food Policy Research Institute, 2000.
- MELO, Raul da Mota Silveira; DUARTE, Gisléia Benini. **Impacto do Programa Bolsa Família sobre a frequência escolar: o caso da agricultura familiar no Nordeste do Brasil**. Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 48, n. 3, p. 635-657, 2010.
- MENEZES-FILHO, Naércio. Equações de rendimentos: questões metodológicas. **Corseuil, CH et al.**, 2002.
- Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS). Avaliação de Impacto do Programa Bolsa Família. - 1ª Rodada (AIBF I). Sumário Executivo. Brasília, jun. 2007.
- Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome. (2017). Disponível em <http://mds.gov.br/assuntos/bolsa-familia>. Acesso em 18/09/2017.
- MOFFITT, Robert A. Welfare programs and labor supply. **Handbook of public economics**, v. 4, p. 2393-2430, 2002.
- MOLINA-MILLAN, Teresa *et al.* **Long-Term Impacts of Conditional Cash Transfers in Latin America: Review of the Evidence**. Inter-American Development Bank, 2016.
- MORRIS, Saul S. et al. Conditional cash transfers are associated with a small reduction in the rate of weight gain of preschool children in northeast Brazil. **The Journal of nutrition**, v. 134, n. 9, p. 2336-2341, 2004.
- MUNDIAL, BANCO. Poverty reduction and growth: Virtuous and vicious circles. In: Poverty reduction and growth: virtuous and vicious circles. Banco Mundial, 2006.
- NERI, Marcelo. Uma próxima geração de programas de transferência de renda condicionada. **Revista de Administração Pública**, v. 51, n. 2, p. 168-181, 2017.
- OLIVEIRA, Dalila Andrade; DUARTE, Adriana. Política educacional como política social: uma nova regulação da pobreza. **Perspectiva**, v. 23, n. 2, p. 279-301, 2005.
- OLIVEIRA, Fabiana de Cássia Carvalho *et al.* Estado nutricional e fatores determinantes do déficit estatural em crianças cadastradas no Programa Bolsa Família. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, v. 20, n. 1, p. 7-18, 2011.

OLIVEIRA, Luis Felipe Batista de; SOARES, Sergei SD. O impacto do programa bolsa família sobre a repetência: resultados a partir do cadastro único, projeto frequência e censo escolar. 2013.

OZORIO and P.F. de SOUZA (2009). „Pnad 2008: Primeiras análises“, Communiqué of the Presidency, No. 30. Brasília, **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**.

PAES DE BARROS R, Mendonça R, SANTOS DD, QUINTAES G. Determinantes do desempenho educacional no Brasil. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada; (Texto para Discussão, 834), 2001.

PAES-SOUSA, Rômulo; SANTOS, Leonor Maria Pacheco; MIAZAKI, Édina Shisue. Effects of a conditional cash transfer programme on child nutrition in Brazil. **Bulletin of the World Health Organization**, v. 89, n. 7, p. 496-503, 2011.

PARKER, Susan; SKOUFIAS, Emmanuel. The impact of PROGRESA on work, leisure and time allocation. **Washington, DC: International Food Policy Research Institute**, 2000.

PAXSON, Christina; SCHADY, Norbert. Cognitive development among young children in Ecuador the roles of wealth, health, and parenting. **Journal of Human resources**, v. 42, n. 1, p. 49-84, 2005.

PEDROZO, E. Uma avaliação ex-ante dos impactos do Bolsa Família na redução do trabalho infantil. In: Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia, 2007.

PELLEGRINA, H. S. (2011). Impactos de curto prazo do programa bolsa família sobre o abandono e o desempenho do alunado paulista“. Sao Paulo, **University of Sao Paulo, Department of Economics, Administration and Accounting**.

PERRY, Guillermo (Ed.). **Informality: Exit and exclusion**. World Bank Publications, 2007.

PESSOA, D. G. C.; SILVA, P. L.N. **Análise de dados amostrais complexo**. São Paulo: Associação Brasileira de Estatística 1 (1998).

PINTO, Nelson Guilherme Machado; CORONEL, Daniel Arruda; BENDER FILHO, Reisoli. O programa bolsa família de 2004 a 2010: efeitos do desenvolvimento regional no Brasil e em suas regiões. **Qualitas Revista Eletrônica**, v. 16, n. 1, 2015.

PUHANI, Patrick A. The treatment effect, the cross difference, and the interaction term in nonlinear “difference-in-differences” models. **Economics Letters**, v. 115, n. 1, p. 85-87, 2012.

RABINOVICH, Lila; DIEPEVEEN, Stephanie. The Design of Conditional Cash Transfers: Experiences from Argentina's Universal Child Allowance. **Development Policy Review**, v. 33, n. 5, p. 637-652, 2015.

RACCHUMI-ROMERO, Julio Alfredo. (2008), Utilizando o Relacionamento de Bases de Dados para Avaliação de Políticas Públicas: uma Aplicação para o Programa Bolsa Família. **Belo Horizonte**, 2008.

RAMOS, Camilo Ferreira et al. Cumprimento do calendário de vacinação de crianças em uma unidade de saúde da família. **Revista Pan-Amazônica de Saúde**, v. 1, n. 2, p. 55-60, 2010.

RASELLA, Davide *et al.* Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: a nationwide analysis of Brazilian municipalities. **The lancet**, v. 382, n. 9886, p. 57-64, 2013.

RAVALLION, M. A comparative Perspective on poverty reduction in Brazil, China and India. World Bank Policy Research Working Paper No.5080. 2009. Wasington, DC: World Bank.

RAWLINGS, Laura B.; RUBIO, Gloria M. Evaluating the impact of conditional cash transfer programs. **The World Bank Research Observer**, v. 20, n. 1, p. 29-55, 2005.

REIMERS, Fernando; DA SILVA, Carol DeShano; TREVINO, Ernesto. **Where is the" education" in conditional cash transfers in education?**. Montreal: UNESCO Institute for Statistics, 2006.

RESENDE, Anne Caroline Costa; OLIVEIRA, Ana Maria Hermeto Camilo de. Avaliando resultados de um programa de transferência de renda: o impacto do Bolsa-Escola sobre os gastos das famílias brasileiras. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 38, n. 2, p. 235-265, 2008.

RIBAS, Rafael P.; SOARES, Fábio Veras. Is the effect of conditional transfers on labor supply negligible everywhere?. 2011.

ROBERTSON, Donald; SYMONS, James. Do peer groups matter? Peer group versus schooling effects on academic attainment. **Economica**, v. 70, n. 277, p. 31-53, 2003.

ROCHA, Sonia. Transferências de renda federais: focalização e impactos sobre pobreza e desigualdade. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 12, n. 1, p. 67-96, 2008.

RODRÍGUEZ-OREGGIA, Eduardo; FREIJE, Samuel. Evaluación Externa del Programa Oportunidades 2008. A diez años de Intervención en Zonas Rurales (1997-2007): Tomo I Efectos de Oportunidades en Áreas Rurales a Diez Años de Intervención. **Mexico DF, Mexico: Secretaría de Desarrollo Social**, 2008.

ROEMER, John E. **Equality of opportunity**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1998.

ROMERO, Julio Alfredo Racchumi; HERMETO, Ana Maria. Avaliação de Impacto do Programa Bolsa Família sobre Indicadores Educacionais: uma abordagem de regressão descontínua. **Encontro Nacional de Economia, ANPEC**, v. 37, 2009.

ROSENBAUM, Paul R.; RUBIN, Donald B. Assessing sensitivity to an unobserved binary covariate in an observational study with binary outcome. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)**, p. 212-218, 1983.

RUBIN, Donald B. Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. **Journal of educational Psychology**, v. 66, n. 5, p. 688, 1974.

RUBIN, Donald B. *Matched Sampling for Causal Effects*. Cambridge University Press. 2006

RUIZ-ARRANZ, M. *et al.* Program conditionality and food security: the impact of Progres a and Procampo transfers in rural Mexico. **Revista Economia**, v. 7, n. 2, p. 249- 278, 2006.

SAAVEDRA, Juan, and Sandra Garcia. 2012. **Impacts of Conditional Cash Transfer Programs on Educational Outcomes in Developing Countries**. RAND Corporation. Working Papers. Santa Monica, United States: RAND Corporation

SALDIVA, Silvia Regina Dias Médi ci *et al.* Avaliação antropométrica e consumo alimentar em crianças menores de cinco anos residentes em um município da região do semiárido nordestino com cobertura parcial do programa bolsa família. **Revista de Nutrição**, v. 23, n. 2, p. 221-229, 2010.

SALLES-COSTA, Rosana et al. Associação entre fatores socioeconômicos e insegurança alimentar: estudo de base populacional na Região Metropolitana do Rio de Janeiro, Brasil. **Rev. nutr**, v. 21, n. supl, p. 99s-109s, 2008.

SÁNCHEZ-ANCOCHEA, Diego; MATTEI, Lauro. BolsaFamília, poverty and inequality: Political and economic effects in the short and long run. **Global Social Policy**, v. 11, n. 2-3, p. 299-318, 2011.

SCHADY, Norbert *et al.* Cash Transfers, Conditions, and School enrollment in Ecuador. **JOURNAL OF LACEA ECONOMIA**,2008.

SCHADY, Norbert *et al.* Cash Transfers, Conditions, and School enrollment in Ecuador. **JOURNAL OF LACEA ECONOMIA**,2008.

SCHADY, Norbert; PAXSON, Christina H. Does money matter? The effects of cash transfers on child health and development in rural Ecuador. **The Effects of Cash Transfers on Child Health and Development in Rural Ecuador (May 1, 2007)**. **World Bank Policy Research Working Paper**, n. 4226, 2007.

SCHAFFLAND, Elke. **Conditional Cash Transfers in Brazil: Treatment Evaluation of the 'BolsaFamília' Program on Education**. Courant Research Centre: Poverty, Equity and Growth-Discussion Papers, 2012.

SCHULTZ, T. Paul. School subsidies for the poor: evaluating the Mexican Progres a poverty program. **Journal of development Economics**, v. 74, n. 1, p. 199-250, 2004.

SCHWARZMAN, Simon. Bolsa família: Mitos e realidades. **Interesse Nacional**, v. 2, n. 7, p. 20-28, 2009.

SEKHON, Jasjeet S. Opiates for the matches: Matching methods for causal inference. **Annual Review of Political Science**, v. 12, p. 487-508, 2009.

SHEI, Amie *et al.* The impact of Brazil's BolsaFamília conditional cash transfer program on children's health care utilization and health outcomes. **BMC international health and human rights**, v. 14, n. 1, p. 1, 2014.

SIGNORINI, Bruna Atayde *et al.* The impact of Bolsa Familia program in the beneficiary fertility. **Texto para Discussão**, v. 439, 2011.

SILVA, G.; TAVARES, Lucas. **Sobre o futuro do Bolsa Família. Bolsa Família 2003-2010: avanços e desafios**, v. 2, 2010.

SILVA, Luciana M.; JESUS, Anderson M. de. Programa Bolsa Família: uma análise do programa de transferência de renda brasileiro. **Field Actions Science Reports**, p. 1-7.

Silva, Luzia H. *et al.* Isolamento do vírus rábico em *Molossus ater* (Chiroptera: Molossidae) no estado de São Paulo. **Revista de Saúde Pública**, p. 626-628, 1999.

SILVEIRA, Fernando Gaiger *et al.* **Um Substituto para a Substituição?: Os Efeitos da Combinação Trabalho e Escola do Bolsa Família sobre as Crianças e Adolescentes com Idades de 10 a 18 Anos?**.2013.

SIMOES, Armando Amorim; SABATES, Ricardo. The Contribution of BolsaFamíliato the educational achievement of economically disadvantaged children in Brazil. **International Journal of Educational Development**, v. 39, p. 141-156,2012.

SIMÕES, Patrícia; SOARES, Ricardo Brito. Efeitos do Programa Bolsa Família na fecundidade das beneficiárias. **Revista Brasileira de Economia**, v. 66, n. 4, p. 445-468, 2012.

SJÖBERG, Karin; NILSSON, Hanna. An Evaluation of the Impacts of BolsaFamília on Schooling. 2013.

SKINNER, C. J.; HOLT, D. e SMITH, T. M. F. *Analysis of Complex Surveys*. New York: John Wiley & Sons, 1989.

SKOUFIAS, Emmanuel; DI MARO, Vincenzo. Conditional cash transfers, adult work incentives, and poverty. **World Bank Policy Research Working Paper**, n. 3973, 2006.

SMITH, Lisa C.; HADDAD, Lawrence James. **Explaining child malnutrition in developing countries: A cross-country analysis**. Intl Food Policy Res Inst, 2000.

SOARES, Fabio Veras *et al.* Programas de transferência de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade. 2006.

SOARES, Fábio Veras; RIBAS, Rafael Perez; OSÓRIO, Rafael Guerreiro. Evaluating the impact of Brazil's Bolsa Família: Cash transfer programs in comparative perspective. **Latin American Research Review**, v. 45, n. 2, p. 173-190, 2010.

SOARES, Sergei; SÁTYRO, Natália. **O Programa Bolsa Família: desenho institucional, impactos e possibilidades futuras**. Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2009.

SOARES, Sergei; SÁTYRO, Natália. **O Programa Bolsa Família: desenho institucional, impactos e possibilidades futuras**. Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2009.

SOSA-RUBÍ, Sandra G. *et al.* Learning effect of a conditional cash transfer programme on poor rural women's selection of delivery care in Mexico. **Health policy and planning**, p. czq085, 2011.

SOUSA CAMELO, Rafael *et al.* Alimentação, nutrição e saúde em programas de transferência de renda: evidências para o Programa Bolsa Família. **Revista Economia**, 2009.

SOUZA, Pedro HG. **Uma metodologia para decompor diferenças entre dados administrativos e pesquisas amostrais, com aplicação para o programa bolsa família e o benefício de prestação continuada na PNAD**. Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2011.

STAMPINI, Marco; MERINO-JUÁREZ, María Fernanda. La protección social en Perú. **Inter-American Development Bank. Retos de desarrollo del Perú**, v. 2016, p. 57-76, 2012.

STAMPINI, Marco; TORNAROLLI, Leopoldo. **The growth of conditional cash transfers in Latin America and the Caribbean: did they go too far?**. IZA Policy Paper, 2012.

SUGIYAMA, Natasha Borges. The diffusion of Conditional Cash Transfer programs in the Americas. **Global Social Policy**, v. 11, n. 2-3, p. 250-278, 2011.

TAVARES, Priscilla Albuquerque *et al.* Uma avaliação do Programa Bolsa Família: focalização e impacto na distribuição de renda e pobreza. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 39, n. 1, 2009.

TAVARES, Priscilla Albuquerque. Efeito do Programa Bolsa Família sobre a oferta de trabalho das mães. **Economia e sociedade**, v. 19, n. 3, p. 613-635, 2016.

TAYLOR, Lorraine C.; CLAYTON, Jennifer D.; ROWLEY, Stephanie J. Academic socialization: Understanding parental influences on children's school-related

development in the early years. **Review of general psychology**, v. 8, n. 3, p. 163, 2004.

ULYSSEA, Gabriel; SZERMAN, Dimitri. Job duration and the informal sector in Brazil. **Centro**, v. 20020, p. 010, 2006.

UNICEF et al. **Strategy for improved nutrition of children and women in developing countries**. Unicef, 1990.

VALE, T. M. C. *et al.* Redução da pobreza e transferências governamentais: um estudo de caso para o estado Rio Grande do Norte na região Nordeste brasileira. **XVII Encontro Nacional de Estudos Populacionais, ABEP**, 2010.

VIEIRA, MDT. Análise e modelagem longitudinal dos dados da pesquisa de avaliação de impacto do Programa Bolsa Família (primeira e segunda rodadas) Marcel Vieira e Ricardo Freguglia. Projeto de Pesquisa CPNQ. Juiz de Fora. 2015. **Tabela de Siglas**.

Wooldridge, J. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press, 2007.

World Bank. (2013). **World development indicators**. Washington, DC.

YÁÑEZ AGUILAR, Ernesto. El impacto del Bono Juancito Pinto: Unanálisis a partir demicrosimulaciones. **Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico**, n. 17, p. 75- 112,2012.

ZHAO, Qingyuan; PERCIVAL, Daniel. Entropy balancing is doubly robust. **Journal of Causal Inference**, v. 5, n. 1, 2017.

ZOUAIN, Deborah Moraes; BARONE, Francisco Marcelo. Qualidade da gestão das condicionalidades do Programa Bolsa Família: uma discussão sobre o índice de gestão descentralizada. **Revista de Administração Pública**, Rio de Janeiro, v. 42, n. 3, p. 625- 641, 2008.