

IMPACTOS DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA NA IMUNIZAÇÃO DAS CRIANÇAS¹

Ana Paula Kern²

Marcel de Toledo Vieira³

Ricardo da Silva Freguglia⁴

Resumo: Este artigo investiga os impactos do Programa Bolsa Família na imunização de crianças de 0 a 6 anos no Brasil e grandes regiões. O Bolsa Família é um programa de transferência condicional de renda. Uma das condicionalidades do Programa Bolsa Família é a atualização do calendário vacinal preconizado pelo Ministério da Saúde. A avaliação é realizada utilizando o método de Diferenças em Diferenças com Balanceamento por Entropia, levando em consideração o desenho amostral complexo. Para esse estudo foi construído um painel de dados longitudinal no nível de indivíduo, a partir dos dados AIBF I e AIBF II. O presente estudo consiste em um avanço na literatura por ser o primeiro a acompanhar o mesmo indivíduo ao longo do tempo e considerar o desenho amostral complexo nas estimações. 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.

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

Abstract: This paper investigates the impact of the Bolsa Família Program on the immunization of children from 0 to 6 years of age in Brazil and its regions. The Bolsa Família program is a conditional cash transfer program. One of its conditionalities is the compliance of children with the immunization schedule ordered by the Ministry of Health. The evaluation was performed using the Differences in Differences method with Entropy Balancing method, taking into account the complex sampling design. For this study, a longitudinal data panel at the individual level was constructed from AIBF I and AIBF II data. The present study consists of an advance in the literature because it is the first that accompanies the same individual over time and considers the complex sampling design in the estimations. The main findings of the Bolsa Família Program increases the immunization status of children from 2005 to 2009, but not enough to keep the immunization schedule up to date.

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

Código JEL: I10, I14, I15, I18, R28

Área 12: Economia Social e Demografia Econômica

¹ Os autores agradecem o apoio financeiro do CNPq, da Capes e da Fapemig para elaboração desse trabalho.

² Doutora em Economia -Universidade Federal de Juiz de Fora, e-mail: ana.kern@yahoo.com.br

³ Professor Adjunto e Chefe do Departamento de Estatística e Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia- Universidade Federal de Juiz de Fora, email marcel.vieira@ice.ufjf.br

⁴ Professor da Faculdade de Economia, do Programa de Pós-Graduação em Economia e bolsista de produtividade do CNPq - Universidade Federal de Juiz de Fora, email: ricardo.freguglia@ufjf.edu.br

1. INTRODUÇÃO

O objetivo deste trabalho é avaliar o impacto do Programa Bolsa Família (PBF) sobre a imunização das crianças com idades entre 0 e 6 anos, utilizando um painel de dados longitudinal inédito, construído a partir das pesquisas de Avaliação de Impacto do Programa Bolsa família (AIBFI e AIBFII).

Uma dimensão importante do estado de saúde de um indivíduo é a prevenção da sua saúde. A imunização é 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 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. Apesar das campanhas de imunização gratuitas maciças, ainda existem segmentos da população, particularmente aqueles com baixos rendimentos, que não seguem o cronograma de vacinação estabelecido. Alguns fatores podem explicar esta observação, como a falta de informações sobre os benefícios da imunização, os custos de transporte para os centros de saúde e os custos de oportunidade, uma vez que o tempo destinado à imunização 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. Os Programas de Transferência Condicionada de Renda (PTCRs) são bastante difundidos nos países menos desenvolvidos, particularmente na América Latina (Sugiyama, 2011). Entre eles se destacam o Oportunidades no México (anteriormente chamado Progresa), Red de Protección Social na Nicarágua, Programa de Asignación Familiar em Honduras, Familias en Acción na Colômbia e Subsídio Único Familiar no Chile.

Há evidências de que os programas de PTCRs 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 2003, no Brasil, foi criado o Programa Bolsa Família (PBF), tendo como objetivo principal o combate à pobreza, e também tendo como propósito combater à fome e promover a segurança alimentar e nutricional das famílias de baixa renda. Esse efeito pode se estabelecer pelos possíveis impactos da renda na alimentação familiar ou pelas ações de atenção básica em saúde que integram o conjunto de condicionalidades cumpridas pela família.

O PBF é o maior programa de PTCR do mundo e atende atualmente cerca de 14 milhões de famílias, o que corresponde a um quarto da população brasileira (Ministério do Desenvolvimento Social, 2017). Para que os benefícios sejam recebidos pelo agregado familiar, deve-se manter crianças e adolescentes em idade escolar matriculados na escola e 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. 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).

As condicionalidades dos programas PTCRs 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 a educação e saúde, 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).

O dados utilizados para as análises desse estudo foi um painel longitudinal construído através da pesquisa de Avaliação de Impacto do Programa Bolsa Família, uma base de dados que têm como objetivo acompanhar beneficiários do PBF, desenvolvida sob o comando do Ministério do Desenvolvimento Social, em 2005 e 2009, respectivamente. 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.

No entanto, o presente trabalho apresenta uma inovação metodológica, com a construção de um painel de dados longitudinal no nível de indivíduo, utilizando os dados AIBF I e AIBF II, tarefa considerada impossível até o momento (De Brauw *et al.*, 2015). 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, este trabalho 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, 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 (FILHO, 2017).

Além desta introdução, o restante do trabalho está dividido da seguinte forma: a próxima seção apresenta o PBF, a seção 3 descreve os dados empregados, a seção 4 mostra a estrutura empírica utilizada, depois são apresentadas as análises descritivas e os resultados na seção 5 e a seção 6 traz as considerações finais.

2.O PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA

O Programa Bolsa Família (PBF) foi 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.

O critério de elegibilidade do PBF é a renda per capita da família, sendo consideradas famílias em situação de extrema pobreza, as famílias com renda per capita de até R\$85,00 mensais e famílias em situação de pobreza, as que possuem renda per capita entre R\$85,01 e R\$170,00, desde que tenham crianças ou adolescentes de 0 a 17 anos em sua composição.

O PBF tem um papel fundamental em reforçar o acesso das famílias à educação e à saúde, por meio de alguns 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 de 0 a 6 anos para tomar as vacinas recomendadas pelas equipes de saúde e para 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.

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 programa Bolsa Família 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.

3.DADOS

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. Até o presente momento, a pesquisa AIBF 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.

A coleta de dados para a avaliação do Programa Bolsa Família seguiu o procedimento no qual a amostra de domicílios foi distribuída em proporções desiguais, segundo 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).

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.

Na rodada de 2005 (AIBF I), o tamanho da amostra foi definido de forma a garantir representatividade 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. Com este total, a amostra foi distribuída em 30% de domicílios do grupo T, 60% de domicílios do grupo C1 e 10% de domicílios do grupo C2.

O plano amostral 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 por tamanho 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, conferindo 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.

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). Nessa rodada, os pesos amostrais foram recalculados, levando em consideração o atrito encontrado.

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.

A partir dessas duas rodadas da pesquisa, um grande esforço foi feito para a construção de um painel de dados longitudinal a nível individual. Devido a diferenças na codificação das variáveis nas duas rodadas, tal tarefa foi considerada por outros autores como impossível de ser realizada (De Brauw *et al.*, 2015).

Para a construção do painel, em primeiro lugar buscou-se juntar em cada rodada, os cinco arquivos mencionados anteriormente. Para unir os arquivos, fez-se necessário garantir que os assuntos abordados por cada um deles 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 necessário 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 que pertencia a pergunta que representavam, a ordem da pergunta e a natureza da resposta, se matricial ou não, em cada questionário. 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 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 continha 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 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 domicílio. Esta estratégia 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. Para uma análise de robustez, foram realizados testes verificando a frequência relativa e absoluta das respostas nas variáveis para verificar o efeito desse atrito, chegando a conclusão que essa perda não tornou a amostra enviesada⁵. 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 visitados em ambas as rodadas. Este painel foi utilizado para as análises desse estudo.

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 nas informações da imunização das crianças de 0 a 6 anos de idade, 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 seria possível capturar o efeito do PBF. Foram considerados os pesos amostrais calculados para amostra de 2009, pois dessa maneira, além de fazer inferência estatística para toda a população, o atrito foi corrigido.

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 no cartão de imunização. Em geral, foram coletadas informações sobre as 14 vacinas determinadas no cronograma de imunização do Ministério da Saúde⁶, conforme o quadro abaixo:

⁵ Os testes se encontram disponíveis mediante solicitação aos autores.

⁶ 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 18/06/2018.

Quadro 1 – 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: Elaboração do autor a partir de dados do Ministério da Saúde

Assim, como em um trabalho de Andrade *et al.* (2009), 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 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. Além disso, foram testadas todas as vacinas separadamente.

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 considera a análise regional devido a restrições da amostra.

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. 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 estimativas de impacto viesadas.

Segundo Caliendo e Kopeinig (2008), todo estudo de avaliação deve superar o problema de possível ocorrência de 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.⁷ 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*⁸) 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).

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, 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. 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.

4.1. BANCEAMENTO POR ENTROPIA

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

⁷ Ver Rubin (1974), Rosenbaum e Rubin (1983, 1985a).

⁸ Propensity Score Matching (PSM) Segundo Dehejia and Wahba (2002).

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:

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

Onde as unidades de controle recebem um peso dado por $d_i = \frac{\hat{p}(x_i)}{1 - \hat{p}(x_i)}$ 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 às 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 $W = [w_i, \dots, w_{n_0}]$ que minimizam a equação (2), a distância de entropia entre W e o vetor base de pesos $Q = [q_i, \dots, q_{n_0}]$, sujeita as restrições de balanceamento (equação 3), restrição de normalização (equação 4), e restrição de não negatividade (equação 5).

Sendo assim, 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:

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

(Post x Trat=1)

(Post x Trat=0)

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.

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 liberais⁹, incluindo menos ou mais variáveis no modelo a ser ajustado do que o devido (FILHO, 2017).

⁹ 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

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, p. 48):

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

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

5. ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES

A Tabela 1 apresenta a proporção de crianças que apresentaram o cartão de imunização e a proporção de crianças imunizadas 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 1 - 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	8,1	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	4,3	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	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 criança sem 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

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).

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.

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 Tabela 2 mostra as médias amostrais de todas as covariáveis correspondentes, divididas entre os dois grupos: 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 podem-se observar as diferenças de médias entre os dois grupos, juntamente com as estatísticas de teste *t* correspondentes e os *p* valores.

Tabela 2- 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 dormitorios	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. Sendo assim foi calculado o Balanceamento por Entropia, cujo resultado aparece na Tabela abaixo.

Tabela 3 - Balaceamento por Entropia – crianças de 0 a 6 anos

Covariáveis	Antes do Balanceamento por Entropia						Depois do Balanceamento por Entropia					
	Tratados			Controles			Tratados			Controles		
	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	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	-0.11	0.87	0.12	-2.16	0.73	0.2	-0.11	0.73	0.2	-0.11
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 própria	0.57	0.25	-0.28	0.57	0.25	-0.29	0.57	0.25	-0.28	0.57	0.25	-0.28
Casa de 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	0.56	1.91	0.83	0.66	1.81	0.62	0.56	1.81	0.62	0.56
Água canalizada	0.74	0.19	-1.11	0.91	0.83	-2.86	0.74	0.19	-1.11	0.74	0.19	-1.11
Energia elétrica	0.95	0.04	-4.32	0.98	0.16	-7.66	0.95	0.04	-4.32	0.95	0.04	-4.32
Coleta de lixo	0.73	0.21	-1.04	0.84	0.13	-1.89	0.73	0.21	-1.04	0.73	0.21	-1.04
Nº pessoas domicílio	4.81	2.78	1.31	4.71	2.44	1.41	4.81	2.78	1.31	4.81	2.78	1.31
Analfabeto	0.94	0.50	-3.57	0.95	0.50	-3.98	0.94	0.5	-3.57	0.94	0.5	-3.57

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 4 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 *t* e os *p*-valores correspondentes.

Tabela 4 - Análise Descritivas das Variáveis Pré-Tratamento após o Balanceamento – crianças de 0 a 6 anos, com o plano amostral

	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 dormitorios	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.

Assim, conseqüentemente, 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 indivíduos que recebem BF, ou seja, o grupo de tratamento.

A Tabela 5 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). Em todos os casos, os pesos das amostras das crianças foram considerados para a estimação das diferenças em diferenças.

Os resultados mostram que para todo o Brasil, de 2005 para 2009, o PBF aumenta em 17,12% a probabilidade de uma criança possuir cartão de vacina, ao nível de significância de 5%. Para as crianças

que se encontram na área urbana, também houve um aumento de 19,15% na probabilidade da criança beneficiária do PBF possuir cartão de vacina.

Tabela 5- 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	0.1712** (0.0832) n=4627	0.1915** (0.0964) n= 3675	0.0994 (0.0658) n= 851	0.1914** (0.0838) n= 1389	0.1808** (0.0900) n= 1300	0.1952 (0.1265) n= 68	0.1362** (0.0548) n= 1660	0.1610* (0.0931) 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	-0.1496 (0.1111) 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	-0.1553 (0.1116) n= 1256	-0.2288 (0.1432) 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 a região Norte/Centro-Oeste o efeito do PBF também é significativo, com uma probabilidade maior das crianças beneficiárias possuírem cartão de vacina de aproximadamente 19%, o que se repete para área urbana. Na região Nordeste, também houve impacto do PBF, indicando que o programa aumenta em 13,62% a probabilidade de uma criança possuir cartão de vacina. Para a área urbana essa probabilidade é de 18,08%.

Para a região Sul/Sudeste, o impacto do PBF não é significativo, assim como para a área rural. Neste caso, é razoável assumir que o custo de oportunidade das famílias que residem em área rural de levar a criança ao centro de saúde é maior, e nem mesmo a posse do cartão de imunização sendo uma condicionalidade, contribui para que o PBF esteja fazendo esse efeito.

Os resultados apresentados em relação à imunização infantil para proporção de crianças com imunização em dia e proporção de crianças com pelo menos 70% das vacinas em dia com o cronograma estabelecido pelo Ministério da Saúde demonstram que a inclusão no PBF não afetou o status de imunização de crianças de 0 a 6 anos, assumindo que os dois grupos são completamente iguais, exceto em relação à participação no programa.

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, adicionou-se o exercício empírico de estimar os efeitos do PBF para todas as vacinas obrigatórias separadamente, pois, segundo cronograma do Ministério da Saúde, 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). Os resultados são apresentados na Tabela 6.

Tabela 6 - 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 (0.2259) 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
Tríplice 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 em posse do cartão de imunização, estão recebendo algumas vacinas, mas se encontram em dificuldades em manter em dia o calendário vacinal obrigatório. 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.

Pode-se perceber que o PBF tem um maior impacto nas vacinas que devem ser tomadas até os 6 meses de idade, 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.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste estudo, 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.

REFERÊNCIAS:

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, 2009.

Austin H, Campion-Smith C, Thomas S, Ward W. Parents' difficulties with decisions about childhood immunization. *Community Pract*, 2008.

- 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.
- Cedeplar. Descrição da Pesquisa AIBF – O Processo Amostral CEDEPLAR (2006). Projeto de avaliação do impacto do bolsa família [Impactassessmentof Bolsa Família]. Final analytical report. Belo Horizonte, CEDEPLAR, 2007.
- De Brauw, Alan *et al.* The impact of BolsaFamília on child, maternal, and household welfare. IFPRI. Washington, DC, 2012.
- De Brauw, Alan *et al.* The Impact of BolsaFamília on Schooling. *World Development*, v. 70, p. 303-316, 2011.
- 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.
- Filho, Walmir dos Reis Miranda. Avaliação do Impacto de Políticas de Transferência de Renda a partir de Dados Amostrais Complexos. Dissertação (Mestrado em Estatística) – Universidade Federal de Pernambuco, Pernambuco, 2017.
- Fiszbein, Ariel; Schady, Norbert Rüdiger; Ferreira, Francisco HG. Conditional cash transfers: reducing present and future poverty. World Bank Publications, 2009.
- 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 Progres's control randomized experiment. *The American Economic Review*, v. 94, n. 2, p. 336-341, 2004.
- 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.
- 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.
- Hirano, K., and G. Imbens. 2001. "Estimation of Causal Effects Using Propensity Score Weighting: An Application to Data on Right Heart Catheterization." *Health Services and Outcomes Research Methodology* 2, nos. 3-4:259-78.
- Hirano, K., G. Imbens, and G. Ridder. 2003. "Efficient Estimation of Average Treatment Effects Using the Estimated Propensity Score." *Econometrica* 71, no. 4:1161- 89.
- 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.
- 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.
- Jones, Gareth et al. How many child deaths can we prevent this year?. *The lancet*, v. 362, n. 9377, p. 65-71, 2003.
- Karaca-Mandic, Pinar, Edward C. Norton, and Bryan Dowd. "Interaction terms in nonlinear models." *Health services research* 47.1pt1 (2012): 255-274.
- Kish, L. Survey Sampling. New York: John Wiley & Sons, 1965.
- 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*, 2007.

- 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.
- 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 18/06/2017.
- 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.
- Pessoa, D. G. C.; silva, P. L.N.."Análise de dados amostrais complexos." São Paulo: Associação Brasileira de Estatística 1 (1998).
- 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.
- 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.
- 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.
- Skinner, C. J.; Holt, D. e Smith, T. M. F. *Analysis of Complex Surveys*. New York: John Wiley & Sons, 1989.
- Sugiyama, Natasha Borges. (2011). The diffusion of Conditional Cash Transfer programs in the Americas. *Global Social Policy*, v. 11, n. 2-3, p. 250-278.
- Wooldridge, J. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press, 2007.
- Zhao, Qingyuan; Percival, Daniel. Entropy balancing is doubly robust. ***Journal of Causal Inference***, v. 5, n. 1, 2017.