

IMPACTO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA NA OFERTA DE TRABALHO DOS BENEFICIÁRIOS¹

Ricardo da Silva Freguglia²

Ana Paula Kern³

Marcel de Toledo Vieira⁴

Resumo: Este artigo investiga os impactos do Programa Bolsa Família na oferta de trabalho de beneficiários de 18 a 69 anos no Brasil e grandes regiões, bem como para o setor formal e informal. Existe um debate considerável sobre se os programas de proteção social que proporcionam transferências para as famílias criam desincentivos à oferta de trabalho, mas pouca atenção é dada ao efeito dos programas nas formas de realocação de mão-de-obra. A avaliação é realizada utilizando o método de diferenças em diferenças não-linear 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. Os principais resultados indicam que não há efeito do PBF sobre a probabilidade de estar empregado dos homens ou das mulheres, e que o impacto de redução nas horas de trabalho, se concentra nas mulheres residentes em áreas rurais, com potenciais implicações para o poder de decisão das mulheres rurais.

Palavras-Chave: Bolsa Família, Mercado de Trabalho, Balanceamento por Entropia, Diferenças em Diferenças, Amostragem Complexa.

Abstract: This paper investigates the impacts of the Bolsa Família Program on the labor supply of adults aged 18 to 69 years in Brazil and large regions, as well as for the formal and informal sector. There is considerable debate about whether social protection programs that provide transfers to households create disincentives to the labor supply, but little attention is paid to the effect of programs on labor reassignment. The evaluation is performed using the non-linear differences in differences 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 for being the first to accompany the same individual over time. The main results indicate that there is no effect of the PBF on the probability of being employed by men or women and that the impact of reducing working hours is concentrated in women residing in rural areas with potential implications for decision making of rural women.

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

Código JEL: J18, J22, J78

Área 13 - Economia do Trabalho

¹ Os autores agradecem o apoio financeiro do CNPq, da Capes e da Fapemig para elaboração deste trabalho. O auxílio na organização e manipulação dos dados pelo ECONS – Laboratório de Estudos Econômicos da UFJF é devidamente agradecido.

² Professor Associado da Faculdade de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora; bolsista de produtividade do CNPq, email: ricardo.freguglia@ufjf.edu.br

³ Doutora em Economia -Universidade Federal de Juiz de Fora, e-mail: ana.kern@yahoo.com.br

⁴ Professor Associado 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

1. INTRODUÇÃO

O objetivo deste artigo 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. O artigo 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.

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 os indivíduos 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 aparecem proeminentemente na literatura que avalia os Programas de Transferências Condicionais de Renda (PTCRs). Os artigos que examinaram os impactos dos PTCRs 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 *Progres*a 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 PTCRs 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 continuarem elegíveis para receberem as transferências.

No entanto, estudos sobre os impactos dos programas de PTCRs 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 PTCRs possam diferir por localização rural e urbana, assim como para as regiões do país.

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 PTCRs podem afetar o tipo de trabalho que os indivíduos 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.

Sendo assim, esse artigo contribui para a literatura ao estudar os impactos do PBF sobre a oferta de trabalho entre os beneficiários, com evidências sobre a oferta de mão-de-obra doméstica, bem como a alocação do tempo de trabalho entre os setores formal e informal, desagregados por localização e também por região.

O Brasil tem um grande setor informal, empregando 30% a 35% de todos os trabalhadores (Ulyssea e Szerman, 2006). Uma característica do procedimento de segmentação do PBF é que ele relaciona o rendimento autorelatado 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 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). Nesse artigo, testou-se empiricamente a presença deste incentivo para a informalidade nas áreas urbanas e rurais, e também nas regiões do Brasil.

Na literatura, apenas um outro estudo examina rigorosamente os impactos do PBF na oferta de mão-de-obra. De Brauw *et al.* (2015) utilizam dados da AIBF I e AIBF II⁵ 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.

No entanto, esses autores analisam o impacto do PBF no agregado familiar, e não conseguem capturar o efeito em cada indivíduo. Eles constroem a medida de oferta de trabalho doméstico como a média total de horas semanais de trabalho por membro da família. Em teoria, osPTCRs podem afetar as decisões de alocação de tempo de todos os indivíduos de várias maneiras diferentes, como por exemplo, pela oferta de trabalho feminina ser mais elástica porque seu salário de reserva é mais elevado, uma vez que precisa compensar o menor tempo dedicado aos filhos e aos cuidados doméstico, ou pelas mulheres apresentarem maiores possibilidades de substituir um emprego no mercado de trabalho por atividades remuneradas executadas em casa. Assim, é razoável supor que se a participação no programa for suficiente para desincentivar o trabalho, este efeito deve ser mais forte sobre as decisões de trabalho das mulheres.

Sendo assim, esse artigo vem preencher essa lacuna, apresentando 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). 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.

A construção do painel foi possível utilizando-se de técnicas estatísticas avançadas e um esforço rigoroso em identificar o mesmo indivíduo nas duas rodadas da pesquisa, além de identificar as mesmas variáveis, pois elas possuíam nomes e seções diferentes nos dois questionários. Além disso, este estudo 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).

O artigo está organizado da seguinte forma. A Seção 2 descreve o PBF e como ele monitora a renda familiar como um critério de elegibilidade. A seção 3 descreve como foi criado o painel de dados, as medidas de oferta de trabalho e a abordagem utilizada para a construção de grupos de tratamento e controle. A Seção 4 descreve a estratégia empírica. A seção 5 apresenta os resultados com discussão. A seção 6 conclui.

2. O PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA

O 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.

⁵ AIBF I e AIBF II são as bases de Avaliação de Impacto do Programa Bolsa Família desenvolvidas sob o comando do Ministério do Desenvolvimento Social, em 2005 e 2009, respectivamente, que têm como objetivo acompanhar beneficiários do PBF ao longo do tempo.

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 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. 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.

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 de 2000 e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2004, ambas realizadas pelo IBGE (MDS, 2017).

A principal variável usada para determinar a elegibilidade para o PBF é a renda domiciliar *per capita*. 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.

Juntamente com outras informações, as famílias relatam a renda quando se registram no CadÚnico. Este relatório de resultados é cruzado internamente com outras informações no Cadastro e é cruzado com bases de dados externas, incluindo a base de dados de rendimentos do Ministério do Trabalho, Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). No entanto, a RAIS registra apenas a renda do trabalho no setor formal (Lindert *et al.* 2007). Portanto, a verificação da renda autodeclarada não pode contabilizar qualquer receita auferida no setor informal. Isso tem o efeito de incentivar apenas a renda do setor formal a ser relatada no CadÚnico.

As verificações cruzadas de renda são realizadas no registro inicial, bem como regularmente depois. Os municípios devem atualizar as informações de todos os beneficiários potenciais e existentes no PBF pelo menos a cada 2 anos para garantir que o Cadastro permaneça válido. Municípios são pontuados sobre a qualidade de sua administração do PBF, e um componente dessa pontuação se refere a garantir que as informações sobre as famílias no CadÚnico sejam completas e atualizadas. Os municípios recebem financiamento adicional se suas administrações tiverem uma pontuação alta, então eles têm um incentivo para manter o Cadastro atualizado.

Contudo, como pode existir uma heterogeneidade substancial na probabilidade de seleção no PBF pelos municípios, a estratégia de identificação desse estudo condiciona o indivíduo ao registro no cadastro. A estratégia de identificação elaborada é mostrada nas próximas seções, assim como os resultados encontrados.

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 enviesada⁶. 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 artigo. Com o intuito de capturar possíveis mudanças nas informações da oferta de trabalho dos adultos de 18 a 69 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 possui informações de se o indivíduo estava trabalhando no momento da entrevista e, se não, 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 contribuía 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.

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, conseqüentemente, 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

⁶ Os testes se encontram disponíveis mediante solicitação aos autores.

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 a 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

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

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

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 $d_i = \frac{\hat{p}(x_i)}{1 - \hat{p}(x_i)}$ 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 “se o indivíduo está empregado” e “se procurou emprego nos últimos 7 dias” 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 x 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 x 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 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:

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

Esta fórmula é contra intuitiva porque o terceiro termo entre colchetes implica que *Post=1* e *Treat=1*, mas *Post x Treat = 0*. A equação acima (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).

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 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.

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.

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 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).

Tabela 1 - 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.

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: 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 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 – adultos de 18 a 69 anos, com o Plano Amostral

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 própria	0.72	0.73	-0.01	1.13	0.26
Moradia de alvenaria	0.70	0.76	-0.06	13.06	0.00
Nº de dormitórios	2.16	2.25	-0.09	9.35	0.00
Água 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 3 - Balaceamento por Entropia - adultos de 18 a 69 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	4.37	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 própria	0.67	0.22	-0.71	0.73	0.20	-1.02	0.67	0.22	-0.71	0.67	0.22	-0.71
Casa 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
Água 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 domicílio	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 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 e os p-valores correspondentes.

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.

Tabela 4 - Análise Descritivas das Variáveis Pré-Tratamento após o Balanceamento – adultos de 18 a 69 anos

Covariáveis	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 própria	0.72	0.73	-0.01	-0.06	0.95
Moradia de alvenaria	0.67	0.74	-0.07	0.09	0.93
Nº de dormitórios	2.11	2.20	-0.09	-1.37	0.17
Água 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
Nº 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

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.

Primeiramente foram estimados os impactos do PBF sobre a probabilidade de estar empregado 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.

Tabela 5 - 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	0.4003*** (0.1524) n=462	0.2565 (0.1583) n=240	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	0.0682 (0.0498) n=11410	0.0121 (0.0516) n=7682	0.0672 (0.0652) n=4189	-0.0819 (0.0626) n=3492	0.0880 (0.0668) n=9232	0.0898 (0.0894) n=5184	0.0943 (0.0632) n=4047	-0.0703 (0.0651) n=8690	-0.1697** (0.0967) n=4818	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	0.4064*** (0.1560) n=453	0.2546 (0.1606) n=239	0.0211 (0.1359) n=214	0.0581 (0.0848) n=2787	0.0693 (0.1112) n=1438	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	0.0575 (0.0667) n=8835	-0.0298 (0.0520) n=7017	0.0108 (0.0596) n=3830	-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	-0.1399 (0.1123) n=4031	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 encontradas 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.

Na Tabela 6 pode-se observar que, 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 4,9 horas por semana nas horas trabalhadas e uma redução significativa de 9,5 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.

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 as 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 7,8 horas nas horas trabalhadas no setor informal entre os membros do sexo masculino residentes nas áreas urbanas.

Tabela 6 - 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%

Em geral, em consonância com as descobertas anteriores sobre PTCRs 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 despendar 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.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste artigo, 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 intradomiciliar 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

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.

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

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

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

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

- DE BRAUW, Alan *et al.* (2011). The Impact of BolsaFamília on Schooling. *World Development*, v. 70, p. 303-316.
- DE BRAUW, Alan *et al.* BolsaFamília 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 BolsaFamilia on child, maternal, and household welfare. IFPRI. Washington, DC, 2012.
- 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.
- 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.
- GALASSO, Emanuela. With their effort and one opportunity: Alleviating extreme poverty in Chile. Unpublished manuscript, World Bank, Washington, DC, 2006.
- GROSH, Margaret *et al.* For protection and promotion: The design and implementation of effective safety nets. World Bank Publications, 2008.
- 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.
- 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.
- KARACA- MANDIC, 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.

- LEVY, Santiago. Progress against poverty: sustaining Mexico's Progresa- Oportunidades program. Brookings Institution Press, 2007.
- 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 18/06/2018.
- MOFFITT, Robert A. Welfare programs and labor supply. Handbook of public economics, v. 4, p. 2393-2430, 2002.
- MUNDIAL, BANCO. Poverty reduction and growth: Virtuous and vicious circles. In: Poverty reduction and growth: virtuous and vicious circles. Banco Mundial, 2006.
- PARKER, Susan; SKOUFIAS, Emmanuel. The impact of PROGRESA on work, leisure and time allocation. Washington, DC: International Food Policy Research Institute, 2000.
- PERRY, Guillermo (Ed.). Informality: Exit and exclusion. World Bank Publications, 2007.
- 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.
- RIBAS, Rafael P.; SOARES, Fábio Veras. Is the effect of conditional transfers on labor supply negligible everywhere?. 2011.
- RUBIN, Donald B. Matched Sampling for Causal Effects. Cambridge University Press. 2006
- SEKHON, Jasjeet S. Opiates for the matches: Matching methods for causal inference. **Annual Review of Political Science**, v. 12, p. 487-508, 2009.
- SILVA, G.; TAVARES, Lucas. Sobre o futuro do Bolsa Família. Bolsa Família 2003-2010: avanços e desafios, v. 2, 2010.
- 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.
- TAVARES, P. A. Efeito do Programa Bolsa Família sobre a oferta de trabalho das mães. Economia e sociedade, v. 19, n. 3, p. 613-635, 2010.
- ULYSSEA, Gabriel; SZERMAN, Dimitri. Job duration and the informal sector in Brazil. Centro, v. 20020, p. 010, 2006.
- WOOLDRIDGE, J. 2007. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. Cambridge, MA: MIT Press.
- ZHAO, Qingyuan; PERCIVAL, Daniel. Entropy balancing is doubly robust. **Journal of Causal Inference**, v. 5, n. 1, 2017.