

ESCOLA DE NEGÓCIOS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA DO DESENVOLVIMENTO  
MESTRADO EM ECONOMIA

LUIZ FELIPE CAMPOS FONTES

**DOIS ENSAIOS EM AVALIAÇÃO DE POLÍTICAS PÚBLICAS**

Porto Alegre

2017

PÓS-GRADUAÇÃO - *STRICTO SENSU*



Pontifícia Universidade Católica  
do Rio Grande do Sul

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO GRANDE DO SUL  
FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E ECONOMIA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA DO DESENVOLVIMENTO  
MESTRADO EM ECONOMIA DO DESENVOLVIMENTO

LUIZ FELIPE CAMPOS FONTES

DOIS ENSAIOS EM AVALIAÇÃO DE POLÍTICAS PÚBLICAS

Porto Alegre

2017

LUIZ FELIPE CAMPOS FONTES

DOIS ENSAIOS EM AVALIAÇÃO DE POLÍTICAS PÚBLICAS

Dissertação apresentada como quesito para o grau de Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento da Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Orientador: Prof. Dr. Marco Tulio Aniceto França  
Co-orientador: Prof. Dr. Paulo de Andrade Jacinto

Porto Alegre

2017

## Ficha Catalográfica

F683d Fontes, Luiz Felipe Campos

Dois ensaios em avaliação de políticas públicas / Luiz Felipe Campos Fontes . – 2017.

67 f.

Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento, PUCRS.

Orientador: Prof. Dr. Marco Tulio França.

Co-orientador: Prof. Dr. Paulo de Andrade Jacinto.

1. Programa Mais Médicos. 2. Programa Bolsa Família. 3. Propensity Score Matching. 4. Diferenças em diferenças. I. França, Marco Tulio. II. Jacinto, Paulo de Andrade. III. Título.

Elaborada pelo Sistema de Geração Automática de Ficha Catalográfica da PUCRS  
com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

Bibliotecários responsáveis: Marcelo Votto Teixeira CRB-10/1974 e Michelângelo Viana CRB-10/1306

---

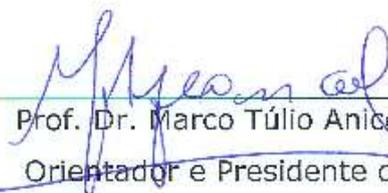
## **Luiz Felipe Campos Fontes**

### Dois ensaios em avaliação de políticas públicas

Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia, pelo Mestrado em Economia do Desenvolvimento da Escola de Negócios da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Aprovado em 20 de dezembro de 2017, pela Banca Examinadora.

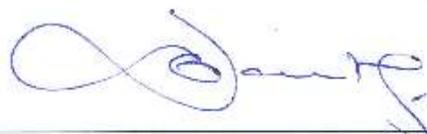
#### BANCA EXAMINADORA:



Prof. Dr. Marco Túlio Aniceto França  
Orientador e Presidente da sessão



Prof. Dr. Adelar Fochezatto



Prof. Dr. Paulo de Andrade Jacinto

## **Agradecimentos**

Quero agradecer a todos que foram importantes para a realização deste trabalho. Não necessariamente nessa ordem: a Luiza, pela amizade, amor e companheirismo; a minha mãe, pelo apoio constante ao longo da vida acadêmica; ao meu pai, demais familiares, amigos e a todos os professores com os quais convivi nos últimos anos. Um agradecimento especial ao professor Paulo de Andrade Jacinto pelos auxílios de toda natureza, e ao professor Marco Tulio França. Um agradecimento também especial ao amigo Otavio, pela amizade e parceria em trabalhos e estudos, que foram fundamentais para as conquistas obtidas até aqui. Aos amigos que conheci na PUCRS e tive a oportunidade de trabalhar junto – Igor e Gustavo – e aqueles ingressantes no PPGE em 2016, também registro a minha gratidão pela amizade. Por fim, agradeço a PUCRS enquanto instituição, que, sem dúvida, se tornou uma extensão da minha casa e a CAPES pela bolsa concedida durante este período.

## RESUMO

A presente dissertação consiste em dois ensaios independentes em avaliação de políticas públicas, os quais estimam efeitos causais de duas políticas brasileiras de grande apelo, o Programa Mais Médicos (PMM) e o Programa Bolsa Família (PBF). O primeiro ensaio objetiva avaliar o PMM no que se refere ao provimento de médicos, apresentando estimativas de seu impacto nas internações por condições sensíveis à atenção primária (ICSAP). Foi empregado o método de diferenças-em-diferenças com pareamento por escore de propensão (double difference matching). Para a aplicação desta metodologia, foi construído um painel de dados municipais abrangendo diversas variáveis relativas às características socioeconômicas, demográficas e de infraestrutura pública de saúde nas cidades para o período de 2010 a 2016. Como um primeiro estágio da análise, apresenta-se o impacto do programa sobre o número de médicos nos municípios beneficiários. As estimativas sugerem que houve aumento significativo na oferta de médicos por conta do PMM. Em um segundo estágio mostra-se que o programa teve impacto na redução de internações hospitalares evitáveis nos municípios mais carentes em termos de oferta de saúde, com um efeito crescente e perceptível a partir do segundo ano da política. Além disso, algumas estratégias adotadas garantiram a robustez dos resultados como um teste de endogeneidade dinâmica, estimações para anos anteriores ao programa, e regressões a partir de diferentes especificações. O segundo ensaio estima o impacto do PBF sobre a migração inter-estadual brasileira. A estimação do efeito do tratamento médio sobre os tratados (Average Treatment Effect on Treated – ATT) foi feita por meio do Propensity Score Matching (PSM) a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010, em que foi possível analisar indivíduos migrantes, migrantes retornados e não retornados. As estimações apontam que o PBF estimula a remigração dos beneficiários aos seus estados de origem, além de manter aqueles que já estão fixos em uma localidade, mesmo que essa não seja a sua de nascimento. Os resultados não se mostraram sensíveis à possível presença de variáveis omitidas e as demais especificações utilizadas nas estimações. Ao explorar a heterogeneidade regional, mostramos que os impactos sobre remigração e retenção são maiores para região Nordeste, a qual concentra grande parte dos remigrados e beneficiários do PBF. Ainda, por meio da Função Dose Resposta (FDR), mostra-se que os resultados são positivamente correlacionados com os valores monetários pagos pelo programa, o que pode indicar um mecanismo para os resultados.

**Palavras-chave:** Programa Mais Médicos. Internações por Condições Sensíveis À Atenção Primária. Programa Bolsa Família. Migração Interna. *Propensity Score Matching*. Função dose-resposta.

## ABSTRACT

The present dissertation consists of two independent essays in public policy evaluation, which estimates the causal effects of two major Brazilian policies, the Mais Médicos Program (PMM) and the Bolsa Família Program (PBF). The first essay aims to evaluate the PMM in terms of the provision of physicians, presenting estimates of its impact on hospitalization for ambulatory care sensitive conditions (ACSH). The differences-in-differences method was used with propensity score matching (double difference matching), using three specifications, a falsification test and also a dynamic endogeneity test to confirm the robustness of the results. For the application of this methodology, a panel of municipal data was constructed covering several variables related to socioeconomic, demographic and public health infrastructure characteristics in the cities for the period from 2010 to 2016. First, it is shown that the program had an effect on increasing the density of physicians. Then, the main results show a significant reduction in hospital admissions in treated municipalities with an increasing and perceptible effect in the second year of the program. The second essay aims to analyze the impact of PBF in Brazilian intern migration. The Average Treatment Effect on Treated (ATT) was estimated through Propensity Score Matching (PSM) using microdata from Brazilian Census 2010. The results show that the program stimulates recipients' remigration to their home states and retain those already established in a locality. The estimates are robust in the possible presence of omitted variables and in different matching specifications. By exploring regional heterogeneity, we have shown that the impacts on return and retention are greater for the Northeast, the concentrating region of return migrations and Program beneficiaries. Through Dose Response Function it is also shown that the results are positively correlated with the monetary values transfer by the Bolsa Família, which may indicate a channel for the empirical results.

**Keywords:** Mais Médicos Program. Hospitalization for Ambulatory Care Sensitive Conditions. Bolsa Família Program. Intern Migration. *Propensity Score Matching*. Dose-Response Function.

## Lista de Ilustrações

### Primeiro Ensaio

Figura 1 – Distribuição da probabilidade de tratamento para tratados e controles – Antes e depois do pareamento.....	21
Quadro A.1 – Descrição das variáveis.....	27
Quadro A.2 – Doenças crônicas e principais ações de tratamento na Atenção Primária.....	29
Figura B.1 – Trajetória temporal da variável ICSAP para tratados e controles.....	30

### Segundo Ensaio

Quadro 1- Variáveis independentes utilizadas no Propensity Score Matching e Função Dose Resposta.....	45
Figura 1: Distribuição da probabilidade de tratamento para tratados e controles antes e após o pareamento pelo método do vizinho mais próximo com reposição.....	47
Figura 2: Distribuição da probabilidade de tratamento para tratados e controles antes e após o pareamento pelo método do vizinho mais próximo com reposição.....	48
Figura 3: Função dose resposta (FDR/ATEt) com intervalo de confiança.....	56
Figura A7: Função dose resposta (FDR/ATEt) com intervalo de confiança.....	63

## Lista de Tabelas

### Primeiro Ensaio

Tabela 1 – Análise descritiva das variáveis para os três grupos propostos na estratégia de identificação, um ano antes do PMM.....	15
Tabela 2 – Impacto do PMM sobre o número de médicos e também de equipamentos de saúde para todos os municípios que receberam médicos vinculados ao programa (Todos), tratados e pseudo-placebo.....	19
Tabela 3 – Impacto do PMM sobre ICSAP para todos os municípios que receberam médicos do programa e para o grupo placebo.....	20
Tabela 4 – Impacto do PMM sobre ICSAP para os municípios tratados que receberam médicos vinculados ao programa ao longo do PMM ano 1.....	21
Tabela 5 – Impacto do PMM sobre ICSAP para os municípios tratados que receberam médicos vinculados ao programa em dois períodos distintos do PMM ano 1.....	22
Tabela A.1 – Distribuição regional dos municípios para os grupos de tratamento, pseudo-placebo e controle.....	27
Tabela B.1 - Teste para igualdade de médias entre tratados e controles antes e depois do pareamento.....	29
Tabela B.2 - Impacto do PMM sobre ICSAP para os municípios tratados que receberam médicos vinculados ao programa ao longo do PMM ano 1.....	30
Tabela B.3 - Impacto do PMM sobre ICSAP para os municípios tratados que receberam médicos vinculados ao programa em dois períodos distintos do PMM ano 1.....	31
Tabela B.4 - Estimação por Logit da probabilidade de participar do PMM.....	32

### Segundo Ensaio

Tabela 1 - Classificação dos indivíduos quanto à migração para beneficiários e não beneficiários do PBF (migração de última etapa).....	45
Tabela 2 - Impacto do PBF (ATT) sobre a migração de retorno interestadual .....	47
Tabela 3 - Impacto do PBF (ATT) sobre a retenção de indivíduos fixos em um estado a mais de 6 anos.....	49
Tabela 4 - Impacto do PBF (ATT) sobre a migração de retorno interestadual (Exercício I) - recorte amostral por região.....	50
Tabela 5 - Impacto do PBF (ATT) sobre a retenção de indivíduos (Exercício II) - recorte amostral por região.....	51

Tabela 6 - Análise de sensibilidade dos limites de Rosenbaum (teste de Mantel-Haenszel)....	52
Tabela 7 - Análise de sensibilidade dos limites de Rosenbaum (teste de Mantel-Haenszel) – recorte amostral por região.....	54
Tabela 8 - Impacto do PBF (ATT) sobre a migração de retorno (Exercício I) e retenção (Exercício II) e análise de sensibilidade dos limites de Rosenbaum, em uma amostra considerando somente chefes de domicílio.....	53
Tabela 9 - Impacto do PBF sobre a migração de retorno e migração/remigração de indivíduos fixos em um estado a mais de 6 anos considerando tratamento heterogêneo.....	55
Tabela A1 - Modelo logit - probabilidade de participação no PBF.....	58
Tabela A2 - Médias e diferenças das médias normalizadas das variáveis para tratados e controles, após o pareamento (amostra migração de última etapa).....	59
Tabela A3 - Modelo logit - probabilidade de participação no PBF.....	60
Tabela A4 - Médias e diferenças das médias normalizadas das variáveis para tratados e controles, após o pareamento.....	61
Tabela A5 - Proporção de beneficiários do PBF, migrantes de longo prazo, migrantes de retorno e demais migrantes por região.....	62
Tabela A6 - Impacto do PBF (ATT) sobre a migração de retorno (Exercício I) e retenção (Exercício II) pelo estimador IPW.....	62

## Sumário

Ensaio 1 - Avaliando o Impacto da Provisão de Médicos na Atenção Básica de Saúde: Evidências do Programa Mais Médicos .....	12
1. Introdução.....	12
2. O Programa Mais Médicos e o Provimento Emergencial .....	14
3. Dados e Estratégia de Identificação .....	15
4. Estratégia Empírica .....	17
4.1 Propensity Score Matching .....	17
4.2 Diferenças-em-Diferenças .....	18
4.3 Double Difference Matching .....	18
5. Resultados.....	19
6. Análise de Robustez .....	23
7. Discussão e Conclusão .....	24
Apêndice A – Dados.....	27
Apêndice B – Robustez.....	30
Referências .....	34
Ensaio 2 - Programas de Transferência de Renda e Migração Interna: Evidências do Programa Bolsa Família .....	37
1. Introdução.....	37
2. Migração Interna e Programas de Transferência de Renda: Duas Hipóteses .....	39
3. Metodologia .....	41
3.1 Propensity Score Matching .....	41
3.2 Análise de Sensibilidade .....	42
3.3 Função Dose Resposta.....	43
4. Dados e Estratégia de Identificação .....	44
5. Resultados.....	47
5.1 Testando as hipóteses levantadas .....	47
5.2 Explorando a heterogeneidade regional.....	50
5.3 Análise de robustez.....	52
5.4 Função Dose-Resposta .....	55
6. Considerações Finais.....	57
Apêndice A.....	59
Referências .....	65

# Ensaio 1 - Avaliando o Impacto da Provisão de Médicos na Atenção Básica de Saúde: Evidências do Programa Mais Médicos

## 1. Introdução

A inadequada oferta e a má alocação geográfica dos profissionais e serviços de saúde são problemas que atingem diversos países no mundo, independentemente do seu nível de desenvolvimento econômico. É um dos principais desafios enfrentados pelos países-membros da OECD em termos de formulação de políticas públicas, segundo informações do relatório OECD (2016). Para os Estados Unidos, as previsões dos estudos da AAMC (2016) apontam que a demanda por médicos tem crescido a uma taxa superior à oferta, estimando um déficit de 94,700 profissionais em 2025.

Em zonas remotas, o problema pode ser ainda mais sério e difícil de ser resolvido se levarmos em conta a atração e a retenção de médicos. A maioria destes profissionais prefere residir em áreas urbanas em razão de maiores oportunidades profissionais, educacionais e de qualidade de vida. Como resultado, há um mismatch entre a distribuição geográfica de médicos e a demanda por eles (Ono, Schoenstein, e Buchan, 2014). Esse quadro afeta negativamente a acessibilidade aos serviços de saúde e, conseqüentemente, os indicadores de saúde da população.

Programas como o *Overseas Trained Doctors* (ODT) na Austrália, o *National Health Services Loan Repayment Program* (NHSC LRP) nos Estados Unidos e o *Mission Barrio Adentro* na Venezuela são exemplos de políticas públicas que foram implementadas para resolver o problema de escassez e a má distribuição de médicos. O recrutamento de médicos formados em outros países tem sido uma estratégia comum entre os países-membros da OCDE para superar este problema, especialmente por conta do longo tempo necessário para formação de novos médicos locais (Moullan e Chojnicki, 2017). Dados recentes revelam que cerca de 35% dos médicos registrados no Reino Unido eram imigrantes formados em outros países, sendo este percentual de 33% no Canadá e de 27% nos Estados Unidos (Siyam e Dal Poz, 2014).

Contudo, como indica a OECD (2016), há pouca evidência causal do impacto dessas políticas sobre indicadores de saúde da população. As avaliações desses programas deram ênfase ao monitoramento ou empregaram abordagens qualitativas, enfatizando o debate que envolveu o lançamento dos programas e o contexto histórico de sua implantação nos países<sup>1</sup>.

No Brasil, diversas iniciativas foram implementadas pelo governo desde a criação do Sistema Único de Saúde (SUS) com intuito de ampliar o acesso da população aos serviços de saúde, especialmente nas áreas mais remotas e carentes. Dentre as medidas, destacam-se o Programa de Agentes Comunitários de Saúde (PACS) implantado em 1991 e o Programa Saúde da Família (PSF) implantado em 1994. Ambos tiveram o objetivo de reorganizar o sistema público de saúde por meio da atuação de equipes de saúde nas comunidades, visando a prevenção, o diagnóstico e o tratamento de doenças.

A literatura sobre o tema aponta que tais programas permitiram uma profunda transformação no modelo de provisão de saúde no Brasil, afastando-o de um regime centrado em hospitais das principais áreas urbanas do país em direção a um modelo descentralizado, em que o primeiro ponto de contato entre o sistema de saúde e a população passou a ser a

---

<sup>1</sup> Ver Dolea, Stormont e Braichet (2010) e Bärnighausen e Bloom (2009).

equipe de saúde. Tais mudanças representaram um notável avanço na cobertura do SUS ao assegurar a inclusão de um grande número de famílias pobres na rede de assistência da atenção básica (Macinko, Guanais, e Cimões, 2008; Rocha e Soares, 2010).

Apesar dos avanços, a restrição na oferta de médicos nas regiões menos desenvolvidas impediu um maior fortalecimento da cobertura assistencial de saúde pública. Um estudo da OCDE (2013) para uma amostra de quarenta e três países, revelou que o Brasil era o sétimo pior colocado no que se refere ao número de médicos por mil habitantes, estando bem abaixo de diversos países da América Latina. De acordo com um levantamento do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA 2010), o problema era ainda mais grave por conta das disparidades regionais quanto à alocação de médicos. Em diversas cidades do Norte e Nordeste do Brasil, não havia sequer um médico por mil habitantes, dificultando o acesso à saúde pela população.

Nesse contexto, surgiu em 2013 o Programa Mais Médicos (PMM) com a proposta de resolver o principal problema do SUS, a falta de médicos. O programa foi constituído através de três pilares de atuação: *i*) o provimento emergencial de médicos para atendimento na atenção básica, priorizando os municípios com maior déficit de profissionais, *ii*) a melhoria da infra-estrutura das unidades básicas de saúde (UBS) e dos serviços da atenção básica e *iii*) a ampliação do número de vagas nos cursos de medicina nos locais com maior necessidade de médicos e menos ofertas de vagas por habitante.

Em 2016, o Mais Médicos completou três anos de existência e desde a sua criação vem motivando inúmeros debates e análises entre pesquisadores e associações de classe. Nos estudos já realizados, a maior ênfase foi dada para a sua implementação e a efetividade no que diz respeito à cobertura, acesso e equidade (Girardi *et al.*, 2016; de Sousa Lima *et al.*, 2016; Oliveira, Sanchez, e Santos, 2016). As limitações e críticas ao PMM e a formação de médicos também foram abordados no estudo de Kemper, Mendonça, e Souza (2016). Com relação à avaliação do programa, foram encontrados os trabalhos de Bento da Silva *et al.* (2016) e Santos *et al.* (2017) que analisaram, respectivamente, a satisfação com o programa do ponto de vista dos usuários do sistema de saúde e a trajetória temporal das internações evitáveis antes e depois do PMM. Uma importante referência para este trabalho é o estudo de Carillo e Féres (2017), que avaliaram o impacto do programa sobre o provimento de médicos nas cidades atendidas pelo PMM. Seus resultados sugerem significativo aumento no número de médicos nos municípios beneficiários. Os autores encontraram evidência limitada de efeito do programa sobre variáveis relacionadas à saúde infantil.

Este artigo contribui com essa literatura ao apresentar uma avaliação do Programa Mais Médicos sobre a variável de internações por condições sensíveis à atenção primária (ICSAP) no período compreendido entre 2010 e 2016. Apesar de haver outros indicadores de saúde, a escolha em avaliar o ICSAP se deu por duas razões. A primeira está relacionada ao fato de que essa variável representa não somente o nível de cobertura dos serviços de saúde, mas também o grau de resolutividade da atenção primária (Bindman *et al.*, 1995; Starfield, Shi, e Macinko, 2005; Ansari, Laditka, e Laditka, 2006). A segunda é por conta da Portaria nº 221 de 2008 do Ministério da Saúde, que aponta as internações por condições sensíveis à atenção primária como o principal indicador para o monitoramento e a avaliação de políticas de atenção básica no Brasil. Além disso, este indicador é um dos mais recomendados para mensurar o impacto e a efetividade do PMM segundo o relatório específico de auditoria do programa do Tribunal de Contas da União de 2015<sup>2</sup>.

Os resultados encontrados no presente estudo mostram que houve uma redução nas internações hospitalares nos municípios tratados com um efeito crescente e perceptível a partir do segundo ano do PMM, evidenciando que o provimento e a realocação de médicos

---

<sup>2</sup> Ver relatório TCU (2015).

podem impactar positivamente no desempenho do sistema básico de saúde no Brasil.

## 2. O Programa Mais Médicos e o Provimento Emergencial

O Programa Mais Médicos (PMM) foi criado pela Medida Provisória nº 621 de julho de 2013 e regulamentado pela Lei nº 12.871 com o objetivo de “diminuir a carência de médicos nas regiões prioritárias para o SUS, a fim de reduzir as desigualdades regionais na área da saúde” (Brasil, 2015, p.1). Para tanto, foi estabelecido o Provimento Emergencial chamado de “Projeto Mais Médicos para o Brasil”. A meta do programa é atingir a marca de 2.5 médicos para cada mil habitantes até 2020 (Brasil, 2015).

Todos os municípios podem voluntariamente solicitar adesão ao programa. Entretanto, diante da escassez de profissionais médicos em áreas mais carentes, foram definidos critérios de prioridade entre as cidades participantes<sup>3</sup>. A provisão de médicos é realizada a partir da abertura de editais de contratação, que estabelecem uma ordem de preferência de médicos para a escolha das vagas oferecidas no programa, com prioridade para os brasileiros. Caso estes não ocupem todas as vagas, o programa prevê que sejam convocados profissionais formados em outros países. Destacam-se os médicos cubanos, que começaram a chegar ao País a partir de agosto de 2013, fruto da parceria com a Organização Pan-Americana da Saúde (OPAS). De acordo com o Ministério da Saúde, cerca de 62% dos médicos do PMM são de origem cubana (Brasil, 2015).

Antes de efetivamente atuarem pelo programa, os médicos do PMM recebem treinamento específico com duração média de três semanas, no qual são orientados em relação ao perfil epidemiológico e cultural das regiões nas quais irão atuar. Somente com a conclusão deste treinamento é que podem se dirigir às áreas para as quais foram alocados.

Por determinação do programa, o escopo da prática dos médicos é a especialidade de Medicina da Família e clínica geral. Estes atuam diretamente nas UBS, cumprindo com uma carga horária semanal de 40 horas, sendo 32 horas para atividades médicas e 8 horas para completar curso de especialização<sup>4</sup>. Todos os médicos precisam, obrigatoriamente, participar das atividades previstas de aperfeiçoamento com foco na Atenção Básica, que integram ensino e serviço prático. Além disso, está previsto o acompanhamento dos profissionais por meio de um médico sênior com o objetivo de contribuir e orientar o processo de educação permanente dos médicos do programa.

A remuneração mensal dos médicos é de R\$ 11.520,00 e é paga pelo Governo Federal. Ao governo municipal cabe o pagamento de auxílio-alimentação e moradia, no valor de R\$ 1.000,00 a R\$ 3.200,00. Dados da implementação do PMM revelam que o custo do programa para o Governo Federal foi de R\$ 2,7 bilhões em 2016.

O Programa Mais Médicos passou por uma rápida expansão tanto em número de médicos incorporados quanto na quantidade de cidades atendidas. Segundo dados do Ministério da Saúde, 2,101 cidades eram atendidas pelo PMM em dezembro de 2013. Em julho de 2014, a cobertura alcançou 3,490 municípios com um total de 14.106 médicos ativos.

---

<sup>3</sup> Municípios com percentual de população em extrema pobreza igual ou superior a 20%, com Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) baixo ou muito baixo, e integrantes de regiões como o Semiárido, Norte com escassez, Vales do Jequitinhonha, Mucuri e Ribeira; Capitais e regiões metropolitanas em situação de vulnerabilidade e municípios inseridos no índice G100; Distritos Sanitários Especiais Indígenas (BRASIL, 2015).

<sup>4</sup> Os médicos do PMM também atuam como parte das equipes do Programa Saúde da Família, que visitam domicílios periodicamente e acompanham um grupo pré-determinado de famílias com o objetivo de promover mudanças de hábitos e orientar em relação a melhores práticas de saúde (preparação de alimentos, dieta, higiene pessoal, estratégias para lidar com condições de saúde simples, etc.).

Atualmente, o PMM garante assistência em saúde a cerca de 63 milhões de pessoas.

Em relação às disparidades regionais na alocação de médicos, até setembro de 2014, houve redução de 53% no número de municípios com escassez destes profissionais. Na região Norte, 91% dos municípios que apresentavam um número reduzido de médicos foram atendidos pelo PMM (Santos, Costa, e Girardi 2015). Além disso, 82% dos municípios com 20% ou mais da população vivendo em extrema pobreza aderiram ao programa (Brasil, 2015).

### **3. Dados e Estratégia de Identificação**

Na análise de impacto utiliza-se um painel de dados municipais que compreende agosto de 2010 a julho de 2016<sup>5</sup>, totalizando seis anos – três anos de vigência do PMM e três anos anteriores ao programa. O painel contempla uma série de variáveis relacionadas à oferta de saúde pública e características socioeconômicas, cujas descrições detalhadas podem ser vistas no Quadro A1 do Apêndice A, onde também se apresentam as demais informações a respeito da base de dados.

Uma vez que grande parte dos municípios que aderiu ao PMM o fez até julho de 2014 (92%)<sup>6</sup>, optou-se pela não utilização de uma abordagem escalonada que considerasse diferentes tempos de entrada no programa. Neste caso, foram descartadas da análise as cidades que se tornaram parte do PMM no segundo e terceiro ano de programa, bem como aquelas que participaram no primeiro ano mas que não tinham mais médicos nos anos subsequentes, o que não acarretou muitas perdas e permitiu o acompanhamento de uma coorte específica de municípios ao longo do tempo. A amostra final é composta por 5.269 municípios<sup>7</sup>.

A grande adesão de cidades no primeiro ano de vigência do programa trouxe questionamentos quanto à capacidade do PMM gerar os resultados esperados ao incluir um perfil de municípios não prioritários (Oliveira, Sanchez, e Santos 2016), o que acabou por constituir um grupo de tratamento bastante heterogêneo. Tendo em vista que este grupo é formado por 3.490 municípios e dada a heterogeneidade já referida, tentamos identificar os municípios que potencialmente seriam mais afetados pela intervenção. Na literatura, a mesma preocupação se fez presente no trabalho de Santos et al (2017), que utilizaram um grupo de tratamento formado apenas por municípios com 20% ou mais da população em situação de extrema pobreza, bem como os localizados nas áreas de fronteira.

Nossa estratégia de identificação considera como tratados os municípios que experimentaram uma sensível mudança de escala na oferta de médicos por conta do programa e nesse sentido busca captar somente os municípios prioritários de acordo com o objetivo do PMM, que é aumentar a proporção de médicos por habitantes e focaliza-los nas regiões mais carentes em termos de oferta de saúde. Para selecionar tais municípios, construímos em um primeiro momento uma medida que considera não apenas a quantidade de médicos do programa recebida pelo município, como também a sua carência por estes profissionais, formada pela razão entre o número de médicos do PMM e o total de médicos no ano anterior à intervenção. Em seguida, a partir do cálculo desta proporção para cada município definimos como os mais afetados pelo programa aqueles com variação na oferta de médicos

<sup>5</sup> O programa foi criado em julho de 2013, entretanto foi a partir de agosto do mesmo ano que novos médicos passaram a ser incorporados. Nesse artigo, os períodos de análise são, então, compostos por agosto de um ano base e se estendem a julho do ano seguinte, totalizando doze meses para cada período. Dessa forma, podemos analisar os três anos de programa: agosto de 2013 a julho de 2014, agosto de 2014 a julho de 2015 e agosto de 2015 a julho de 2016. Para as variáveis de controle medidas em termos anuais são utilizados os valores referentes ao ano base.

<sup>6</sup> 3.789 municípios ingressaram no programa ao longo dos seus três primeiros anos, dos quais 3.490 aderiram ao PMM já no primeiro ano.

<sup>7</sup> 95% do número total de municípios brasileiros.

correspondente ao quarto quartil da distribuição desta medida<sup>8</sup>.

O grupo de controle, por sua vez, foi composto por municípios que não receberam médicos vinculados ao Programa Mais Médicos. Os municípios que receberam médicos do PMM, porém em uma proporção baixa comparativamente ao grupo de tratamento compõem um grupo que será denominado pseudo-placebo. Uma vez que esses municípios não experimentaram mudança significativa na oferta de médicos, espera-se que o PMM não impacte na variável de resultado deste grupo. As estatísticas descritivas apresentadas a seguir (Tabela 1) mostram que o grupo de pseudo-placebo teve, em média, 7% de variação na escala de médicos contra 38% entre os tratados, o que sugere que o grupo de tratamento realmente pode ter sido o mais afetado pela intervenção.

Além disso, esse grupo apresentava, um ano antes do programa, uma média de 0,93 médicos para cada mil habitantes, proporção abaixo da densidade mínima recomendada pelo Ministério da Saúde (um para cada mil habitantes). Já entre o grupo de pseudo-placebo, a proporção média era de 2,79 médicos para cada mil habitantes, o que, por sua vez, já estava acima da meta estabelecida pelo Ministério da Saúde de 2,5 médicos para os municípios brasileiros em 2020. Mais do que isso, como se nota na Tabela 1, os municípios tratados são também as localidades com piores condições socioeconômicas e de saúde pública, tanto em relação ao pseudo-placebo quanto em relação ao grupo de controle.

Tabela 1: Análise descritiva das variáveis para os três grupos propostos na estratégia de identificação, um ano antes do PMM

Variável	Tratados			Pseudo-Placebo			Controles		
	Obs	Média	d.p.	Obs	Média	d.p.	Obs	Média	d.p.
ICSAP	1.322	11,7	9,17	2.168	14,49	9,70	1.779	13,38	9,99
Médicos	1.322	0,93	0,55	2.168	2,79	2,28	1.779	1,96	1,60
Prof. saúde	1.322	2,91	1,48	2.168	4,08	1,93	1.779	4,09	1,98
Leitos	1.322	0,90	1,35	2.168	2,32	1,99	1.779	1,51	2,18
Estab. saúde	1.322	0,87	0,46	2.168	1,26	0,70	1.779	1,17	0,61
Equip. saúde	1.322	0,17	0,25	2.168	0,41	0,32	1.779	0,31	0,33
Escolas	1.322	3,19	1,76	2.168	1,93	1,22	1.779	2,54	1,72
Lixo a céu aberto	1.306	0,15	0,17	2.087	0,07	0,11	1.719	0,09	0,14
Energia elétrica	1.306	0,90	0,12	2.087	0,96	0,07	1.719	0,96	0,08
Água não tratada	1.306	0,34	0,28	2.087	0,37	0,30	1.719	0,34	0,31
Sal. médio	1.322	1,82	0,45	2.168	2,05	0,59	1.779	1,94	0,56
Tx. ocupação	1.322	0,11	0,15	2.168	0,19	0,14	1.779	0,21	0,75
PBF <i>per capita</i>	1.322	3,19	0,73	2.168	2,58	0,85	1.779	2,67	0,87
PIB <i>per capita</i>	1.307	9,30	0,71	2.146	9,56	0,72	1.758	9,49	0,70
$\Delta$ Escala de médicos*	1.322	0,38	0,29	2.168	0,07	0,05	1.779	-	-
População	1.307	12.790	13.460	2.168	67.380	325.472	1.779	12.343	20.856

Fonte: DATASUS, INEP, IPEA e RAIS. Elaboração própria. Nota: (\*) Esta variável se refere à razão entre o número de médicos do PMM e o número de médicos já existente no município um ano antes do programa.

Em média, esses municípios apresentavam uma menor quantidade de médicos, de leitos, de profissionais, de estabelecimentos e de equipamentos de saúde em relação aos

<sup>8</sup> Esse grupo corresponde às cidades que receberam médicos vinculados ao programa em proporção igual ou superior ao 15,4% (limite inferior do quartil) do estoque de médicos existente no município.

demais grupos de comparação. No que se refere às condições socioeconômicas, são caracterizados por apresentarem um maior valor *per capita* de transferências vinculadas ao Programa Bolsa Família; um menor PIB *per capita*, um menor salário médio e uma menor taxa de ocupação. Além disso, possuem o maior percentual de domicílios cadastrados na Atenção Básica com lixo a céu aberto e um menor percentual de domicílios com energia elétrica.

Na Tabela A.1 do Apêndice, apresenta-se a distribuição regional dos municípios para cada grupo. Observa-se que dentre as cidades das regiões Norte e Nordeste, os tratados representam 53,2% e 32,2%, respectivamente. Destaca-se que estas são as regiões mais carentes do país em termos socioeconômicos e, como já salientado em estudo do IPEA (2010), também enfrentam maiores dificuldades de acesso a serviços de saúde para a população. O detalhamento do perfil dos tratados a partir das estatísticas descritivas sugere que o grupo de tratamento selecionado está de acordo com os municípios prioritários do programa.

## 4. Estratégia Empírica

Para inferir o impacto do Programa Mais Médicos sobre ICSAP, será utilizado o método de diferenças-em-diferenças ponderado por escore de propensão (*double difference matching*). Enquanto o diferenças-em-diferenças visa reduzir possíveis vieses de seleção por características não observáveis, o *Propensity Score Matching* (PSM), ao parear municípios semelhantes, minimiza os possíveis vieses decorrentes da distribuição de características observáveis e de ausência de suporte comum (Heckman, Ichimura e Todd, 1997).

### 4.1 Propensity Score Matching

No PSM utilizamos um modelo Logit para estimar a probabilidade dos municípios fazerem parte do PMM dado um vetor de características do período anterior ao tratamento ( $X_{i,-1}$ ). Este vetor é composto por características socioeconômicas, regionais, de infraestrutura pública de saúde, de saneamento básico e do mercado de trabalho local em cada município.

Como já evidenciado na Tabela 1, os grupos eram bastante distintos em características observáveis um ano antes da intervenção. Com o pareamento, torna-se possível comparar apenas as localidades que eram semelhantes, o que é desejável do ponto de vista da avaliação da política.

O pareamento por variáveis referentes ao período anterior é necessário por conta da grande adesão de municípios ao PMM em 2013. Com isso evitamos causar uma distorção nos resultados da análise uma vez que as características dos municípios poderiam ter sido afetadas pela intervenção já no ano inicial do programa.

O escore de propensão, formalmente definido como  $\hat{P}(X) = \Pr(PMM_{i,0} = 1 | X_{i,-1})$ , será utilizado para computar os pesos para balancear os municípios no grupo de controle, tornando na média este grupo semelhante aos tratados. No pareamento será empregado um estimador não paramétrico baseado em kernel<sup>9</sup> e para testar o balanceamento do pareamento, serão

---

<sup>9</sup> Também testamos o pareamento pelo método do vizinho mais próximo, com resultados igualmente satisfatórios. Entretanto, devido à significativa redução da amostra como resultado do mecanismo inerente a este processo de pareamento optou-se pela utilização de uma técnica não paramétrica (kernel).

adotados dois critérios de avaliação. O primeiro se refere à verificação da sobreposição da probabilidade de tratamento para ambos os grupos e o segundo ao teste t para igualdade de médias entre tratados e controles antes e depois do pareamento<sup>10</sup>.

## 4.2 Diferenças-em-Diferenças

O método de diferenças-em-diferenças requer informação dos tratados e controles antes e depois do programa. O efeito da intervenção é capturado pela diferença da diferença dos resultados, para tratados e controles, antes e após o tratamento. Dessa forma, visa-se controlar efeitos não observáveis relacionados ao tempo e às diferenças entre os grupos.

Denotando  $t=1$  como o período posterior ao programa e  $t=0$  como o anterior, o estimador de diferenças-em-diferenças é dado por:

$$DD_i = E[(Y_{i1}^1 - Y_{i0}^1) - (Y_{j1}^0 - Y_{j0}^0)] \quad (1)$$

onde  $Y_i$  e  $Y_j$  são a variável de resultado de um município tratado  $i$  e controle  $j$ , respectivamente.

## 4.3 Double Difference Matching

Após o pareamento, o modelo de diferenças-em-diferenças, ponderado pelos pesos obtidos com o PSM, estima o impacto do tratamento sobre os municípios pareados dentro de um suporte comum (denotado como  $C$ ). Considerando dois períodos no tempo ( $t = 0, 1$ ), a estimativa  $DDM_i$  para cada município de tratamento  $i$  é calculada por:

$$DDM_i = E[(Y_{i1}^1 - Y_{i0}^1) - \sum_{j \in C} W_{ij}(Y_{j1}^0 - Y_{j0}^0)] \quad (2)$$

onde  $W_{ij}$  é o peso dado o município  $j$  de controle, pareado ao município  $i$  de tratamento. Os pesos são iguais a 1 para os municípios tratados e  $\frac{\hat{P}(X)}{1-\hat{P}(X)}$  para os controles.

Para captar o estimador  $DDM_i$ , estimaremos a seguinte equação, ponderada pelos pesos obtidos com o PSM:

$$ICSAP_{it} = \gamma + \beta(PósPMM_{it} \times PMM_i) + \theta_i + \alpha_s \times t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

em que  $ICSAP_{it}$  representa o número de internações por condições sensíveis à atenção primária no município  $i$  e período  $t$ , PósPMM<sub>it</sub> é uma dummy indicadora para o período posterior ao início do programa, PMM<sub>i</sub> é uma dummy que indica se o município participou do PMM,  $\theta_i$  é efeito fixo para município,  $\alpha_s \times t$  representa tendência linear por estado  $s$ , e  $\varepsilon_{it}$  é um termo de erro. O parâmetro de interesse, correspondente ao  $DDM_i$ , é o  $\beta$ , estimado por MQO.

Utilizaremos também uma abordagem mais flexível, em que estimamos o  $DDM_i$  para todos os anos, anteriores e posteriores ao Mais Médicos<sup>11</sup>. Formalmente, tem-se:

<sup>10</sup> Possíveis vieses de seleção por características observáveis serão mitigados à medida que estes critérios tenham sido satisfeitos.

<sup>11</sup> De acordo com Duflo (2001), os coeficientes para anos anteriores ao tratamento servem como um teste de robustez para avaliar se de fato os resultados estimados são reflexo do programa ou de outros choques que afetam tratados e controles de forma diferenciada ao longo do tempo.

$$ICSAP_{it} = \gamma + \sum_{j=1}^5 \beta_j (Ano_j \times PMM_i) + \theta_i + \alpha_s \times t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

em que  $Ano_j$  representa uma variável dummy para cada ano entre 2010 e 2016, exceto para a categoria de referência. Todos os modelos utilizam erros padrão clusterizados à nível municipal, procurando corrigir uma possível auto-correlação dos erros em série, seguindo Bertrand, Duflo e Mullainatha (2004). Devido ao problema potencial de "bad controls", nossas especificações principais não consideram controles contemporâneos para as características municipais (Angrist e Pischke 2009).

Considerando que a adoção do PMM pode depender das condições prévias de saúde do município ou de seu desempenho ao longo do tempo, a variável de tratamento pode ser endógena. Se a variável de tratamento for correlacionada apenas contemporaneamente com a variável dependente, o uso de efeitos fixos no modelo de *double difference matching* poderia resolver o problema. Entretanto, a endogeneidade pode ser preocupante se a adoção do PMM for relacionada com a dinâmica da variável dependente, como quando os municípios que já vinham experimentando melhoria nos indicadores de saúde (neste caso, ICSAP) são justamente aqueles com maior probabilidade de participação no programa. Esta situação faria sentido devido ao caráter auto seletivo do processo de adesão dos municípios ao PMM, que pode acabar direcionando médicos para as cidades cujos governos têm melhor capacidade de planejamento e comportamento proativo relacionado à saúde. Há de se considerar ainda que estes governos mais motivados podem também investir esforços em diferentes iniciativas de política social, o que pode acabar atribuindo ao PMM um efeito que na verdade se deve ao conjunto das intervenções. Tal situação configura outra forma de endogeneidade, relacionada a variáveis omitidas.

Para estimar a extensão da preocupação com a endogeneidade dinâmica, seguimos o procedimento de Galiani *et al.* (2005), que consiste na estimação da probabilidade de participação no tratamento em função da variável dependente em nível e em variação para o período anterior ao tratamento. Além disso, também foram consideradas as variáveis independentes, tanto em nível quanto em variação.

## 5. Resultados

Com o objetivo de explorar os efeitos do programa sobre variáveis diretamente relacionadas à sua implementação, apresenta-se na Tabela 2 uma estimação auxiliar na forma de diferenças-em-diferenças que considera como variável de resultado, em uma especificação, o número de médicos e, em outra, o número de equipamentos de saúde no município<sup>12</sup>.

Nota-se que os municípios que receberam médicos do programa tiveram um aumento de 0,062 médicos para cada mil habitantes no período posterior ao programa relativamente ao grupo de cidades não participantes do PMM. Em termos percentuais, o efeito estimado equivale a 2,8%, considerando que o nível médio de médicos neste grupo (Todos) um ano

<sup>12</sup> Formalmente, a equação estimada é:  $Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 (PósPMM_{it} \times PMM_i) + \theta_i + \alpha_s \times t + \varepsilon_{it}$ , em que  $Y_{it}$  representa o número de médicos ou de equipamentos de saúde para cada 1000 habitantes,  $PósPMM$  é uma dummy indicadora para o período posterior ao início do programa,  $PMM$  é uma dummy que indica se o município participou do PMM,  $\theta_i$  é efeito fixo para município,  $\alpha_s \times t$  representa tendência linear por estado  $s$ , e  $\varepsilon_{it}$  é um termo de erro. Erros padrões são estimados com cluster a nível municipal. O parâmetro de interesse, apresentado na Tabela 2, é o  $\beta_1$ .

antes do programa era de 2.08<sup>13</sup>.

Tabela 2: Impacto do PMM sobre o número de médicos e também de equipamentos de saúde para todos os municípios que receberam médicos vinculados ao programa (Todos), tratados e pseudo-placebo

	Todos		Tratados		Pseudo-Placebo	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Pós PMM x PMM	0,062** (0,014)	0,005 (0,003)	0,127** (0,015)	0,003 (0,005)	0,021 (0,016)	0,006 (0,003)
Observações	31,614	31,614	17,808	17,808	23,682	23,682
R <sup>2</sup>	0,05	0,03	0,05	0,01	0,01	0,03

Nota: Significativos a 1% (\*\*) e 5% (\*). A coluna (1) refere-se ao número de médicos e a coluna (2) à variável 'Equipamentos de saúde'. Regressões com efeito fixo para município e tendência linear por estado. Erros padrões robustos (em parênteses) clusterizados no nível municipal.

Quando se analisa somente o grupo de tratados *vis-à-vis* o de controle, observa-se um aumento sensivelmente maior: 13,6% ou 0,127 médicos para cada mil habitantes. Por outro lado, na estimação que considera o grupo de pseudo-placebo na comparação com o grupo de controle, o coeficiente, apesar de positivo, não se mostra estatisticamente significativo. Para a variável 'Equipamentos de saúde', os coeficientes de todos os grupos também foram positivos, porém não significativos.

Tais resultados sugerem que o grupo pseudo-placebo não parece ter experimentado uma mudança estatisticamente significativa na cobertura de médicos no período posterior ao PMM. Este é um resultado importante para a análise proposta, pois evidencia que apesar destes municípios integrarem o grupo de beneficiários do programa, não apresentaram efeito líquido de aumento de médicos. Sendo assim, mesmo que beneficiárias, estas cidades podem não ter observado melhoria nos indicadores de saúde por conta de efeitos potenciais do provimento de médicos no âmbito do PMM. Por fim, os resultados para equipamentos de saúde podem sugerir que o programa teve enfoque efetivamente no aumento do número de médicos, com participação menos expressiva na ampliação da oferta de infra-estrutura de saúde.

Com o intuito de analisar os resultados sobre as internações para todo o grupo de municípios que receberam médicos do PMM, estimamos uma regressão que não discrimina os municípios tratados de acordo com a variação na escala de médicos experimentada pelo programa. Tal estimação é apresentada na Tabela 3. É possível notar que em nenhuma das três especificações os coeficientes referentes ao programa foram significativos. Por esse resultado, o PMM não teria impacto.

Um segundo exercício envolveu a estimação considerando apenas os grupos pseudo-placebo e controle. Os coeficientes também não foram significativos, sugerindo que a ausência de efeito da estimação anterior parece estar associada ao grupo de municípios que participaram do PMM, mas que não tiveram sensível mudança na oferta de médicos. Esta evidência é consistente com a ausência de resultado verificada na regressão sobre o número de médicos para municípios do grupo pseudo-placebo. Diante destes achados, apresenta-se a seguir a análise dos efeitos do programa considerando a estratégia de identificação proposta.

<sup>13</sup> Para estimações mais detalhadas a respeito do efeito do programa sobre o número de médicos do PMM, ver Carillo e Féres (2017).

Tabela 3: Impacto do PMM ( $DDM_i$ ) sobre ICSAP para todos os municípios que receberam médicos do programa (Todos) e para o grupo placebo

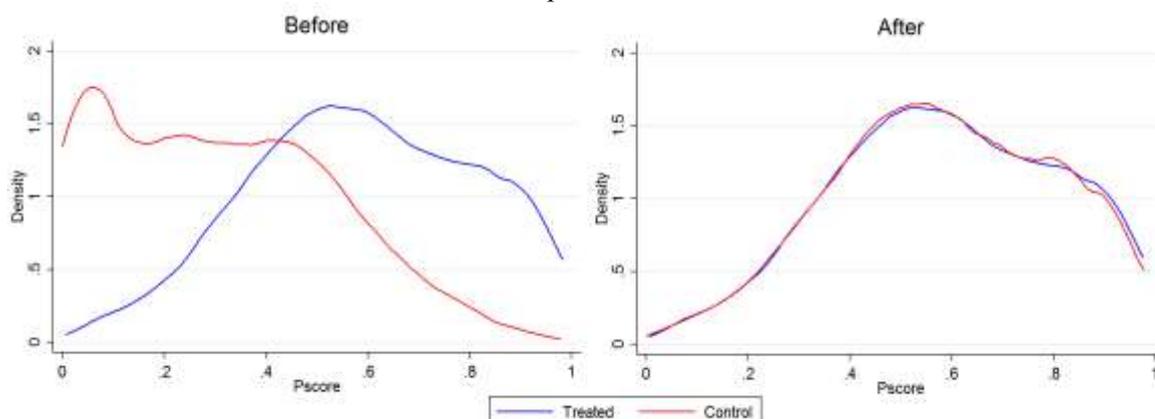
	Todos		Pseudo-Placebo	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Pós PMM	-0,238 (0,235)	-	0,166 (0,263)	-
PMM 3 anos antes	-	(omitida)	-	(omitida)
PMM 2 anos antes	-	-0,394 (0,310)	-	-0,031 (0,209)
PMM 1 ano antes	-	0,056 (0,330)	-	0,124 (0,284)
PMM ano 1	-	0,040 (0,445)	-	0,311 (0,322)
PMM ano 2	-	-0,194 (0,450)	-	0,098 (0,367)
PMM ano 3	-	-0,257 (0,417)	-	0,127 (0,460)
Observações	29.112	29.112	22.350	22.350
R <sup>2</sup> ajustado	0,81	0,82	0,91	0,91

Nota: Significativos a 1% (\*\*) e 5% (\*). Regressões com efeito fixo para município e tendência temporal linear por estado. Erros padrões robustos (em parênteses) clusterizados no nível municipal calculados com bootstraps a partir de 500 replicações.

A Figura 1 descreve a distribuição da probabilidade de tratamento para tratados e controles. Os municípios no grupo de tratados eram distintos dos municípios no grupo de controle em características observáveis. Após o pareamento, a distribuição de probabilidade estimada tornou-se muito semelhante entre os grupos. A Tabela A.1 do Apêndice mostra que antes do pareamento as variáveis apresentavam médias diferentes de acordo com o teste t. Com o pareamento, todas as variáveis atenderam o critério de balanceamento, com exceção da variável ‘Escolas’, permitindo obter estimativas mais seguras ao mitigar possíveis vieses de seleção.

Na Tabela A.1 ainda é possível verificar o que ocorreu com o Pseudo R<sup>2</sup> do modelo Logit após o pareamento. Como se nota, o pseudo R<sup>2</sup> diminuiu de 0.23 para 0.01 com a amostra pareada, o que indica que o poder explicativo das covariadas caiu, uma vez que não conseguem mais explicar as diferenças existentes entre os grupos e também a probabilidade de participação no programa. Por fim, os vieses médio e mediano também apresentam redução significativa.

Figura 1 – Distribuição da probabilidade de tratamento para tratados e controles – Antes e depois do pareamento



A Tabela 4 mostra os impactos dos PMM nos municípios tratados que receberam médicos durante o primeiro ano do programa. A especificação (1) indica que, após a intervenção, houve uma queda relativa nas cidades tratadas de 0,953 hospitalização por condições sensíveis à atenção primária por mil habitantes. A especificação (2) considera o estimador  $DDM_i$  para cada ano entre 2010 e 2016. Observa-se que o coeficiente estimado para o primeiro ano do programa não é estatisticamente significativo. Apesar disso, o coeficiente para o segundo ano indica uma queda relativa de 6% (0,697 em termos absolutos) nas ICSAP entre os tratados - considerando o nível médio de internação deste grupo um ano antes do programa (11,7). No ano seguinte, esse impacto é ainda maior: 13,6% (1,421 em termos absolutos) menos hospitalizações entre as cidades beneficiárias.

Tabela 4: Impacto do PMM ( $DDM_i$ ) sobre ICSAP para os municípios tratados que receberam médicos vinculados ao programa ao longo do PMM ano 1 (Ago/2013 –Jul/2014)

	(1)	(2)
Pós PMM	-0,953** (0,195)	-
PMM 3 anos antes	-	(omitida)
PMM 2 anos antes	-	-0,303 (0,200)
PMM 1 ano antes	-	-0,272 (0,258)
PMM ano 1	-	-0,519 (0,255)
PMM ano 2	-	-0,697* (0,273)
PMM ano 3	-	-1,421** (0,322)
Observações	16.950	16.950
R <sup>2</sup> ajustado	0,86	0,86

Nota: Significativos a 1% (\*\*) e 5% (\*). Regressões com efeito fixo para município e tendência temporal linear por estado. Erros padrões robustos (em parênteses) clusterizados no nível municipal calculados com bootstraps a partir de 500 replicações.

Conforme apresentado na Seção 2, a adesão dos municípios ao PMM pode ser pensada

em dois grandes ciclos de expansão: entre agosto de 2013 e dezembro de 2013 e entre janeiro de 2014 e julho de 2014. Considerando isto, separamos os municípios tratados em dois grupos: aqueles que receberam médicos ligados ao programa em 2013 e aqueles que os receberam no primeiro semestre de 2014.

A Tabela 5 apresenta o impacto causal do PMM para cada grupo. O estimador para o primeiro ano do programa ainda não é estatisticamente significativo. No entanto, o coeficiente de (1) é maior para o grupo de municípios que receberam médicos ligados ao PMM em 2013. Para este grupo, a queda relativa nas internações evitáveis foi de 9,4% (1.110 em termos absolutos) contra 6,4% (0,753 em absoluto termos) para as cidades que receberam médicos em 2014. Esses resultados indicam que as cidades que tiveram mais tempo de exposição ao PMM apresentaram uma maior redução nas hospitalizações do que as cidades que aderiram ao PMM mais tarde.

A partir do segundo ano, os efeitos de PMM se tornam perceptíveis. Para o primeiro grupo, houve uma redução de 6,4% (0,755 em termos absolutos) nas ICSAP no 'PMM ano 2' e de 12,8% (1,53 em termos absolutos) no 'PMM ano 3'. Para o segundo grupo, a redução relativa nas internações evitáveis foi de 6% (0,717 em termos absolutos) e 11,4% (1,342 em termos absolutos), respectivamente.

Tabela 5: Impacto do PMM ( $DDM_i$ ) sobre ICSAP para os municípios tratados que receberam médicos vinculados ao programa em dois períodos distintos do PMM ano 1

	Ago/2013 – Dez/2013		Jan/2014 – Jul/2014	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Pós PMM	-1,110** (0,276)	-	-0,753** (0,271)	-
PMM 3 anos antes	-	(omitida)	-	(omitida)
PMM 2 anos antes	-	-0,304 (0,198)	-	-0,045 (0,246)
PMM 1 ano antes	-	-0,250 (0,289)	-	-0,079 (0,312)
PMM ano 1	-	-0,667 (0,405)	-	-0,219 (0,321)
PMM ano 2	-	-0,755* (0,321)	-	-0,717* (0,356)
PMM ano 3	-	-1,530** (0,458)	-	-1,342** (0,377)
Observações	15.048	15.048	11.988	11.988
R2 ajustado	0,86	0,87	0,87	0,88

Nota: Significativos a 1% (\*\*) e 5% (\*). Regressões com efeito fixo para município e tendência temporal linear por estado. Erros padrões robustos (em parênteses) clusterizados no nível municipal calculados com bootstraps a partir de 500 replicações.

## 6. Análise de Robustez

Nas especificações (3) das Tabelas 4 e 5 estimaram-se também os coeficientes DDM para os três períodos anteriores ao programa. Os parâmetros foram estatisticamente não significantes, o que denota, em média, não haver diferença entre tratados e controles para a trajetória da variável ICSAP nos anos anteriores ao PMM. Para complementar a análise,

apresenta-se na Figura B.1 do Apêndice a evolução da variável de resultado ao longo do tempo em municípios tratados e não tratados. A figura corrobora a hipótese de tendência paralela das diferenças-em-diferenças. Tais estratégias serviram como um teste de robustez para confirmar que os resultados estão captando o efeito do Mais Médicos sobre as internações e não outros choques que poderiam diferenciar os grupos de tratamento e controle ao longo do tempo, uma vez que a variável de resultado só se diferenciou entre os mesmos após o início da intervenção.

As estimações realizadas na Tabela 3 sobre o grupo pseudo-placebo serviram também como teste de falseamento. Conforme sugerido por Imbens (2004), para avaliarmos se os resultados da avaliação não são espúrios, uma prática comum na literatura de inferência causal é estimar os resultados usando como placebo do tratamento um grupo que não sofreria os efeitos da intervenção. Como mostrado na Tabela 2, o grupo pseudo-placebo, apesar de beneficiário do programa, não demonstrou aumento estatisticamente significativo no número de médicos após o início do PMM. Deste modo, este parece ser um grupo apropriado para esta avaliação e nossas evidências indicam de fato a ausência de efeito do programa para estas cidades.

Tendo em vista uma possível preocupação nas estimações com relação à endogeneidade por variável relevante omitida, nas Tabelas B.2 e B.3 apresentam-se os resultados das regressões que consideram controles contemporâneos para as características municipais. Os resultados são muito semelhantes aos da Seção 5, tanto em magnitude quanto em significância estatística.

Por fim, na Tabela B.4 apresentam-se os determinantes da participação dos municípios no programa com o objetivo de testar a hipótese da endogeneidade dinâmica entre ICSAP e a variável referente ao PMM. Os coeficientes relativos ao ICSAP tanto em nível para o ano anterior ao programa quanto em variação nos três anos anteriores não são significativos, indicando não haver correlação entre a adesão no programa e o comportamento contemporâneo e dinâmico da variável dependente.

## 7. Discussão e Conclusão

Os resultados encontrados neste artigo indicam que o PMM teve impacto na redução de internações hospitalares por condições sensíveis à atenção primária em municípios brasileiros carentes em termos de oferta de saúde pública. A partir dos coeficientes da Tabela 4 para o terceiro ano de programa (-1,4) podemos analisar a queda bruta aproximada no número de internações hospitalares. Considerando que os municípios tratados tinham, aproximadamente, 13 mil habitantes em média, estima-se que após três anos de programa, o PMM contribuiu para uma diminuição de 23.148<sup>14</sup> internações. Em termos monetários, equivale a uma economia de R\$ 20.178.901,80, se considerarmos o custo médio das internações hospitalares referentes às enfermidades contidas na variável de resultado proposta neste trabalho para os municípios do grupo de tratamento<sup>15,16</sup>.

Os resultados obtidos estão em linha com outros estudos da literatura sobre esse tema

---

<sup>14</sup> Utilizaram-se para o cálculo 1,286 municípios tratados restantes após o pareamento necessário para o Double Difference Matching. O exercício consistiu em fazer a seguinte operação:  $\frac{13,000}{1,000} \times 1,4 \times 1,286$ .

<sup>15</sup> Informação obtida no DATASUS. Foi considerado o custo médio das internações referentes a agosto de 2016, equivalente a R\$ 871,73.

<sup>16</sup> Uma análise de custo-benefício mais apurada não é possível de ser realizada uma vez que não temos informações detalhadas a respeito dos gastos com o programa e para grande parte de suas frentes de atuação esperam-se resultados apenas no longo prazo.

que, apesar de não utilizarem metodologias de impacto causal, apontam para uma relação inversa entre a oferta de médicos e ICSAP (Parchman e Culler 1994; Basu, Friedman e Burstin 2002; Laditka, Laditka e Probst 2005; Ansari, Laditka e Laditka 2006). No Brasil, destaca-se a magnitude desta relação a partir do estabelecimento do PMM, já que para as cidades tratadas, houve uma queda no nível de internações a partir do segundo ano de programa, sugerindo que o provimento de médicos tem um efeito bastante rápido sobre essa variável. Santos et al (2017), embora utilizando uma estratégia distinta para identificar os municípios tratados, também encontrou efeito positivo do programa já nos primeiros anos sobre internações evitáveis.

Em termos de efetividade da política pública, os resultados apresentados neste trabalho são ainda mais relevantes ao considerar que a variável ICSAP também é entendida como um indicador de acessibilidade e eficácia geral da atenção básica de saúde de um país (Institute of Medicine 1993; Bindman *et al.* 1995; Starfield, Shi, e Macinko 2005; Ansari, Laditka, e Laditka 2006; Brazilian Ministry of Health 2008). Sendo assim, o Programa Mais Médicos parece ser fundamental para o fortalecimento da atenção primária de saúde no Brasil, principalmente se considerado outro resultado encontrado: o efeito crescente do programa ao longo dos seus primeiros anos de vigência – resultado este em consonância com Rocha e Soares (2010) na avaliação de outro programa brasileiro de saúde pública, o Programa Saúde na Família<sup>17</sup>.

Em relação aos impactos do Mais Médicos, espera-se que os resultados sejam maiores no curto prazo para as doenças agudas. Ainda assim, como pontuam Macinko, Dourado e Guanais (2011), a atenção primária exerce papel fundamental na prevenção de doenças crônicas<sup>18</sup>. Neste sentido, o PMM também é importante para o controle destas doenças. O Quadro A.2 resume as principais ações desempenhadas na atenção primária para este propósito. Como pode ser visto, a maioria destas ações são preventivas, como o controle de pressão arterial, o monitoramento da glicemia, a orientação de dieta e atividade física, etc. Uma vez que os cuidados médicos preventivos exigem tempo, são esperados efeitos mais importantes nas doenças crônicas em um prazo mais longo.

Outros mecanismos potenciais para os resultados são descritos por Laditka (2004). De acordo com o autor, asma, diabetes, doenças pulmonares e cardíacas exemplificam algumas das doenças crônicas cuja internação pode ser prevenida, em parte, com a simples receita de fármacos ou com a educação do paciente por parte de um médico da atenção básica. Outras enfermidades agudas, como por exemplo, pneumonia e infecções no trato urinário e no rim, podem também ser prevenidas, sem a necessidade de internação, com a receita de antibióticos por parte de um profissional médico.

Todavia, os resultados achados neste artigo também apontam para a necessidade de um debate mais aprofundado sobre a focalização de médicos em regiões mais carentes. Como já destacado, o Programa Mais Médicos foi intitulado com o objetivo de corrigir as iniquidades regionais em torno da distribuição de médicos no território nacional brasileiro. Como ponto positivo, destaca-se que as cidades que tiveram uma sensível mudança de escala na oferta de médicos devido ao PMM foram justamente aquelas mais carentes em características socioeconômicas e em termos de oferta de saúde pública. Entretanto, há um número superior de cidades recebendo médicos do programa que não se enquadram nessas características.

---

<sup>17</sup> Na avaliação de oito anos deste programa, os autores encontraram efeitos persistentes, sugerindo que as ações na atenção primária tendem a produzir resultados permanentes ao longo do tempo. O mesmo se espera do PMM, principalmente devido à semelhança em relação ao caráter preventivo da atuação dos médicos.

<sup>18</sup> Segundo os autores, 80% das doenças cardíacas, derrames e diabetes tipo II poderiam ser prevenidos, eliminando-se fatores de risco comuns, como o uso do tabaco, a alimentação inadequada, o sedentarismo e o uso nocivo do álcool.

Corroborando para esta discussão, as estimações causais auferidas neste estudo apontaram para um efeito positivo do PMM apenas sobre os municípios tratados, enquanto que efeitos sobre os municípios pseudo-placebo não foram encontrados. Sendo assim, tais resultados sugerem que o debate mundial acerca de políticas de oferta de médicos seja pautado pela redução das inequidades na distribuição geográfica destes profissionais (Goodman 2004; Luo, Wang, e Douglass 2004; Matsumoto *et al.* 2010; Ono, Schoenstein, e Buchan 2014).

A contribuição deste estudo está em apresentar evidências que podem ir além da avaliação do Programa Mais Médicos. Os resultados aqui apontados atestam que, no Brasil, o provimento e a realocação de médicos podem impactar positivamente no desempenho do sistema básico de saúde, contribuindo para a formulação de políticas públicas relacionadas ao redor do mundo.

Ainda que não seja o foco deste trabalho avaliar as duas outras frentes de atuação do PMM além do provimento de médicos, uma discussão de seus potenciais resultados é importante para uma análise mais completa do programa. Como uma política de longo prazo, o PMM objetiva investir cerca de R\$ 5 bilhões na reforma e construção de unidades básicas de saúde. Mesmo que esta intervenção possa potencializar os efeitos do provimento de médicos, ainda não há informações sobre os resultados dessa frente de atuação como um todo.

No âmbito da formação de médicos brasileiros, a meta do PMM era abrir 11,5 mil novas vagas de medicina até 2017. Os dados do Ministério de Saúde revelam, contudo, que esta meta não foi atingida, sendo criadas 8,1 mil vagas de graduação por conta do programa no mesmo período. Há de se considerar que esta é uma frente de atuação que pode contribuir para a resolução do problema de carência de médicos apenas em um período mais remoto (7 a 10 anos) e, sendo assim, é complementar ao recrutamento de profissionais formados em outros países para atuação no programa no curto prazo (Moullan e Chojnicki 2017).

Esta medida também foi necessária uma vez que no Brasil não havia focalização da formação médica na Atenção Básica antes do PMM e também pelo fato de que as condições de trabalho não estimulavam os médicos brasileiros a trabalharem em regiões mais carentes. A rotatividade de médicos nas UBS era um problema recorrente nos municípios antes do programa, seja por problemas na infra-estrutura das mesmas, seja por salários pouco atrativos para manter o profissional longe das grandes cidades.

Nesse sentido, outra relevante modificação induzida pelo programa a partir de 2013 visa alterar este quadro: a reestruturação do currículo do curso de Medicina no Brasil para todas as escolas médicas novas e existentes. O centro da mudança é uma maior focalização do ensino na Atenção Básica da saúde pública, refletida em (i) obrigatoriedade de realização de um período de 2 anos de atuação em UBS por parte dos alunos de Medicina durante a graduação e (ii) conclusão de pelo menos um ano de especialização em Medicina da Família durante a residência médica. Todos estes aspectos visam aprimorar no longo prazo os resultados do PMM sobre a cobertura assistencial de saúde pública e podem ser explorados em pesquisas futuras com o propósito de prover uma avaliação mais ampla sobre o programa.

## **Apêndice A – Dados**

A variável de resultado, internações por condições sensíveis à atenção primária, foi obtida no Departamento de Informática do SUS (DATASUS) a partir das enfermidades contidas na Portaria nº 221 de 2008 do Ministério da Saúde. As demais variáveis de saúde pública (médicos, leitos, estabelecimentos de saúde, profissionais de saúde e equipamentos de saúde) assim como as de saneamento (percentual de domicílios cadastrados na Atenção Básica com energia elétrica, lixo a céu aberto e sem tratamento de água) foram também obtidas no DATASUS. O número de escolas nos municípios foi obtido no Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP); o Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* e as transferências oriundas do Programa Bolsa Família (PBF) *per capita* no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA); e o salário médio e a taxa de ocupação na Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), do Ministério do Trabalho. Os dados referentes ao número de médicos do PMM em cada município foram obtidos por meio de solicitação de acesso à informação ao Ministério da Saúde.

Quadro A.1 – Descrição das variáveis

Variável	Período	Descrição
ICSAP	2010-2016	Internações por condições sensíveis à atenção primária para cada 1.000 habitantes, por local de residência <sup>19</sup>
Lixo a céu aberto	2010-2016	Percentual de domicílios cadastrados na Atenção Básica com lixo a céu aberto.
Energia elétrica	2010-2016	Percentual de domicílios cadastrados na Atenção Básica com energia elétrica.
Água não tratada	2010-2016	Percentual de domicílios cadastrados na Atenção Básica com água tratada.
Profissionais da saúde	2010-2016	Número de profissionais de saúde, exceto médicos, para cada 1.000 habitantes.
Equipamentos de saúde	2010-2016	Número de equipamentos de saúde a cada 1.000 habitantes.
Médicos	2010-2016	Número de médicos, exceto médico veterinário, para cada 1.000 habitantes - desconsiderando-se os médicos vinculados ao PMM.
Leitos	2010-2016	Número de leitos para cada 1.000 habitantes.
Estabelecimentos de saúde	2010-2016	Número de estabelecimentos de saúde por 1.000 habitantes.
Escolas	2010-2016	Número de escolas públicas para cada 1.000 habitantes.
Taxa de ocupação	2012	Percentual de ocupados sobre o total da população, considerando-se vínculos ativos em 31/12 de cada ano.
Salário médio	2012	Valor da remuneração média, medida em salários mínimos, referente ao mês de dezembro, considerando-se somente vínculos ativos em 31/12 de cada ano.
PIB <i>per capita</i>	2012	Logaritmo natural do Produto Interno Bruto (PIB) <i>per capita</i> a valores de 2012.
PBF <i>per capita</i>	2012	Logaritmo natural das transferências <i>per capita</i> oriundas do Programa Bolsa Família <sup>20</sup> a valores de 2012.
Dummies UF	2012	Variáveis binárias para os 27 estados brasileiros.

Fonte: DATASUS, INEP, IPEA e RAIS. Elaboração própria

Tabela A.1: Distribuição regional dos municípios para os grupos de tratamento, pseudo-placebo e controle

Região	Tratado		Placebo		Controle		Total (D)
	Nº (A)	% (A)/(D)	Nº (B)	% (B)/(D)	Nº (C)	% (C)/(D)	
Norte	235	53,29	105	23,81	101	22,90	441
Nordeste	547	32,25	666	39,27	483	28,48	1696
Centro-Oeste	100	23,36	170	39,72	158	36,92	428
Sul	228	19,91	572	49,96	345	30,13	1145
Sudeste	212	13,60	655	42,01	692	44,39	1559

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Ministério da Saúde. Nota: N° refere-se ao número de municípios em cada grupo.

<sup>19</sup> Anemia por deficiência de ferro, Diabetes mellitus, Desnutrição, Deficiência de vitamina A, Outras deficiências vitamínicas, Sequelas de desnutrição e de outras deficiências nutricionais, Depleção de volume, Epilepsia, Otite média e outros transtornos no ouvido médio e da mastóide, Febre reumática aguda, Hipertensão essencial (primária), Outras doenças hipertensivas, Insuficiência cardíaca, Outras doenças do coração, Faringite aguda e amigdalite aguda, Outras infecções agudas das vias aéreas superiores, Pneumonia, Bronquite aguda e bronquiolite aguda, Asma, Infecções da pele e do tecido subcutâneo, Outras doenças da pele e do tecido subcutâneo, Cistite, Outras doenças do aparelho urinário, Salpingite e ooforite, Doença inflamatória do colo do útero, Outras doenças inflamatórias nos órgãos pélvicos femininos.

Quadro A.2: Doenças crônicas e principais ações de tratamento na Atenção Primária

Doenças Crônicas Não Transmissíveis	Principais ações da Atenção Primária
Cânceres Evitáveis (mama, cervical, colo, próstata, pulmões)	Exames periódicos, cessação do tabagismo, orientação de dietas e exercícios, coordenação da atenção a outro nível (incluindo testes de diagnósticos não disponíveis em atenção primária).
Diabetes	Monitoramento da glicose no sangue, medicamentos para diminuir a glicose, controle de fatores de risco cardiovascular, coordenação da atenção a outro nível e medicamentos.
Hipertensão	Controle da pressão arterial; prescrição e adesão aos medicamentos anti-hipertensivos; cessação do tabagismo, orientação de dietas e exercícios; coordenação da atenção a outro nível e medicamentos.
Outras doenças cardiovasculares (angina, AMI)	Controle da pressão arterial; prescrição e adesão aos medicamentos anti-hipertensivos e hipolipemiantes; cessação do tabagismo, orientação de dietas e exercícios, coordenação da atenção a outro nível.
Doenças cerebrovasculares (derame)	Monitoramento da pressão arterial; prescrição e adesão aos medicamentos; cessação do tabagismo, orientação de dietas e exercícios, coordenação da atenção a outro nível, reabilitação pós-AVC.
Asma	Avaliação do controle da asma, monitorar o uso de inalador, a coordenação da atenção a outro nível e medicamentos.
Doença Pulmonar Obstrutiva Crônica	Aconselhamento para cessação do tabagismo; referência e coordenação de diagnósticos, atenção especializada e medicamentos.

Fonte: adaptado de Macinko, Dourado e Guanais (2011).

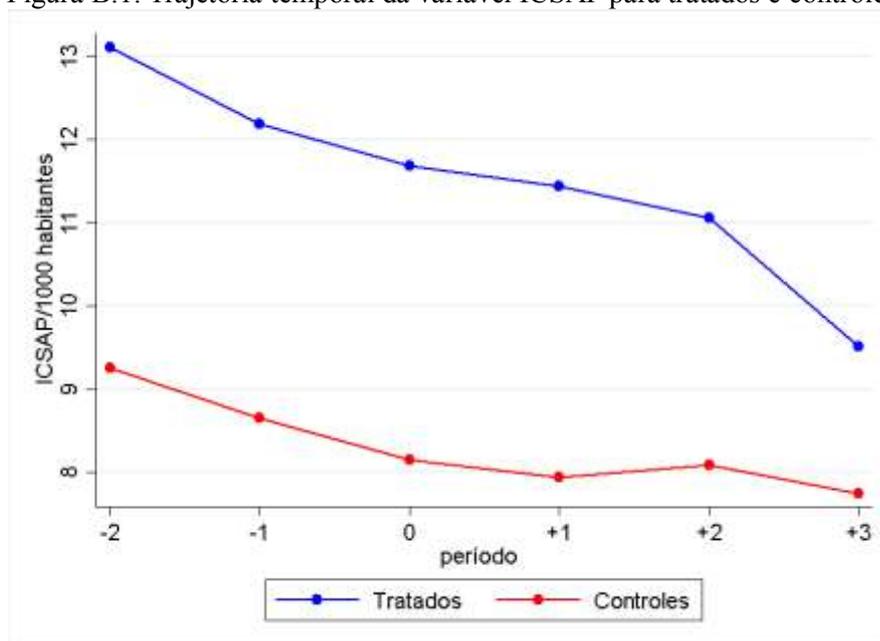
## Apêndice B – Robustez

Tabela B.1: Teste para igualdade de médias entre tratados e controles antes e depois do pareamento

Variáveis	Antes do Matching			Depois do Matching		
	Tratados	Controles	p> t	Tratados	Controles	p> t
População	12.923	12.149	0,356	12.567	12.468	0.901
Escolas	3,201	2,596	0,000	3,193	3.350	0.042
Lixo a céu aberto	0,157	0,088	0,000	0,157	0.156	0.789
Energia elétrica	0,903	0,956	0,000	0,905	0.903	0.651
Água não tratada	0,338	0,347	0,432	0,341	0.337	0.717
Médicos	0,925	1,876	0,000	0,933	0.963	0.202
Leitos	0,900	1,497	0,000	0,895	0.873	0.670
Estab. saúde	0,869	1,170	0,000	0,877	0.895	0.327
Prof. saúde	2,883	4,055	0,000	2,902	2.977	0.187
Equip. saúde	0,170	0,297	0,000	0,170	0.171	0.947
Sal. médio	1,824	1,911	0,000	1,821	1.809	0.506
Tx. ocupação	0,123	0,212	0,000	0,122	0.101	0.451
PBF <i>per capita</i>	3,200	2,708	0,000	3,193	3.164	0.306
PIB <i>per capita</i>	9,295	9,467	0,000	9,296	9.290	0.842
Dummy UF1	0,016	0,022	0,213	0,016	0.015	0.819
Dummy UF2	0,038	0,001	0,000	0,026	0.024	0.721
Dummy UF3	0,009	0,001	0,001	0,008	0.011	0.422
Dummy UF4	0,109	0,029	0,000	0,111	0.091	0.097
Dummy UF5	0,052	0,010	0,000	0,053	0.057	0.615
Dummy UF6	0,005	0,013	0,019	0,005	0.005	0.934
Dummy UF7	0,030	0,042	0,074	0,030	0.032	0.837
Dummy UF8	0,068	0,032	0,000	0,069	0.070	0.963
Dummy UF9	0,118	0,227	0,000	0,120	0.113	0.584
Dummy UF10	0,012	0,011	0,792	0,012	0.011	0.896
Dummy UF11	0,025	0,027	0,770	0,025	0.025	0.944
Dummy UF12	0,054	0,010	0,000	0,055	0.045	0.270
Dummy UF13	0,043	0,057	0,098	0,044	0.046	0.798
Dummy UF14	0,024	0,021	0,531	0,025	0.019	0.371
Dummy UF15	0,074	0,058	0,080	0,076	0.079	0.738
Dummy UF16	0,056	0,058	0,750	0,057	0.055	0.900
Dummy UF17	0,025	0,045	0,005	0,025	0.037	0.085
Dummy UF18	0,025	0,001	0,000	0,022	0.022	0.940
Dummy UF19	0,071	0,081	0,326	0,072	0.084	0.269
Dummy UF20	0,048	0,055	0,357	0,049	0.050	0.852
Dummy UF21	0,017	0,014	0,523	0,018	0.017	0.852
Dummy UF22	0,034	0,139	0,000	0,035	0.036	0.945
Dummy UF23	0,035	0,046	0,151	0,036	0.035	0.889
Dummy UF24	0,013	0,002	0,000	0,013	0.020	0.146
Amostra	Pseudo R2		p>chi2	Média Viés		Mediana Viés
Não Pareada	0,23		0,000	22,7		17,4
Pareada	0,01		0,940	2,2		1,3

Nota: p>|t| refere-se ao p-valor do teste de diferença de médias para os grupos. p>chi2 refere-se ao p-valor do teste da razão de verossimilhança.

Figura B.1: Trajetória temporal da variável ICSAP para tratados e controles



Nota: os períodos referem-se aos anos anteriores e posteriores ao início do programa, sendo o período zero equivalente ao 'PMM 1 ano antes' das Tabelas 2 e 3.

Tabela B.2: Impacto do PMM ( $DDM_i$ ) sobre ICSAP para os municípios tratados que receberam médicos vinculados ao programa ao longo do PMM ano 1 (Ago/2013 –Jul/2014)

	(1)	(2)
Pós PMM	-0,785** (0,205)	-
PMM 3 anos antes	-	(omitida)
PMM 2 anos antes	-	-0,225 (0,187)
PMM 1 ano antes	-	-0,170 (0,256)
PMM ano 1	-	-0,370 (0,283)
PMM ano 2	-	-0,818* (0,326)
PMM ano 3	-	-1,322** (0,420)
<i>Observações</i>	15.770	15.770
<i>R<sup>2</sup> ajustado</i>	0,87	0,87

Nota: Significativos a 1% (\*\*) e 5% (\*). Regressões com efeito fixo para município e tendência temporal linear por estado. Especificações (1) e (2) com vetor de controles: equipamentos de saúde/1000 hab., outros médicos/1000 hab., outros profissionais de saúde/1000 hab., leitos/1000 hab., estabelecimentos de saúde/1000 hab., escolas/1000 hab., percentual de casas com energia elétrica, água não tratada e lixo a céu aberto. Erros padrões robustos (em parênteses) clusterizados no nível municipal calculados com bootstraps a partir de 500 replicações.

Tabela B.3: Impacto do PMM ( $DDM_i$ ) sobre ICSAP para os municípios tratados que receberam médicos vinculados ao programa em dois períodos distintos do PMM ano 1

	Ago/2013 –Dez/2013		Jan/2014 –Jul/2014	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Pós PMM	-0,923** (0,266)	-	-0,656* (0,264)	-
PMM 3 anos antes	-	(omitida)	-	(omitida)
PMM 2 anos antes	-	-0,230 (0,207)	-	-0,030 (0,237)
PMM 1 ano antes	-	-0,125 (0,279)	-	-0,065 (0,303)
PMM ano 1	-	-0,563 (0,337)	-	-0,206 (0,338)
PMM ano 2	-	-0,821* (0,424)	-	-0,805* (0,391)
PMM ano 3	-	-1,400** (0,478)	-	-1,249** (0,483)
<i>Observações</i>	14.026	14.026	11.139	11.139
$R^2$ ajustado	0,87	0,87	0,90	0,88

Nota: Significativos a 1% (\*\*) e 5% (\*). Regressões com efeito fixo para município e tendência temporal linear por estado. Especificações (1) e (2) com mesmo vetor de controle da tabela anterior. Erros padrões robustos (em parênteses) clusterizados no nível municipal calculados com bootstraps a partir de 500 replicações.

Tabela B.4: Estimação por Logit da probabilidade de participar do PMM, PMM 1 ano antes

<i>Covariadas variantes no tempo</i>		<i>Variáveis medidas no PMM 1 ano antes</i>	
$\Delta$ ICSAP	-0,001 (0,19)	ICSAP	-0,005 (0,94)
$\Delta$ Lixo a céu aberto	0,743 (0,48)	Lixo a céu aberto	0,465 (0,91)
$\Delta$ Energia Elétrica	-1,477 (0,81)	Energia Elétrica	-1,115 (1,67)
$\Delta$ Água não tratada	-0,055 (0,07)	Água não tratada	-0,129 (0,55)
$\Delta$ Profissionais de saúde	0,125 (1,86)	Profissionais de saúde	-0,029 (0,69)
$\Delta$ Equipamentos de saúde	0,126 (0,21)	Equipamentos de saúde	0,295 (1,49)
$\Delta$ Médicos	-0,101 (0,70)	Médicos	-0,996** (9,75)
$\Delta$ Leitos	-0,077 (0,13)	Leitos	-0,077* (2,33)
$\Delta$ Estabelecimentos de saúde	-0,301 (1,20)	Estabelecimentos de saúde	-0,187 (1,44)
$\Delta$ Escolas	0,019 (0,60)	Escolas	0,024 (0,74)
		Taxa de ocupação	-0,000 (1,75)
		Salário médio	-0,008 (0,70)
		PIB <i>per capita</i>	0,093 (1,03)
		PBF <i>per capita</i>	0,399** (3,83)
Observações		2.913	
Pseudo R2		0,23	

Nota: Significativos a 1% (\*\*) e 5% (\*). Foram incluídas *dummies* para os estados. As variações consideradas abrangem o período do PMM 3 anos antes até o PMM 1 ano antes. Em parênteses, estatística z.

## Referências

Angrist, J. D.; Pischke. J. D. 2008. *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton University Press.

Ansari, Z.; Laditka, Jn.; Laditka, SB. 2006. Access to health care and hospitalization for ambulatory care sensitive conditions. *Medical Care Research and Review*, 63(6): 719-741.

Association of American Medical Colleges - AAMC. *The Complexities of Physician Supply and Demand: Projections from 2014 to 2025 - Final report (2016 update)*. Washington, DC, USA: Association of American Medical Colleges, 2016.

Bärnighausen, T, Bloom, D. E. 2009. Financial incentives for return of service in underserved areas: a systematic review. *BMC health services research*, 9(1):86.

Basu, J; Friedman B; Burstin H. 2002. Primary care, HMO enrollment, and hospitalization for ambulatory care sensitive conditions: A new approach. *Medical Care*. 40(12): 1260–69.

Bento da Silva, T. R. , do Vale e Silva, J., Veríssimo Pontes, A. G., da Cunha, A. T. R. 2016. Service users' perceptions of the Mais Médicos (More Doctors) Program in the Municipality of Mossoró, Brazil. *Ciência & Saúde Coletiva*, 21(9):2861-2869.

Bertrand, M.; Duflo, E.; Mullainatha, S. 2004. How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates? *Quarterly Journal of Economics*, 119(1): 249-75.

Bindman, A. B., K. Grumbach, D. Osmond, M. Komaromy, K. Vranizan, N. Lurie, J. Billings, and A. Stewart. 1995. Preventable Hospitalization and Access to Health Care. *Journal of the American Medical Association*. 274 (4): 305–11.

Brasil. Lei n. 12.871, 10/22/2013: “Institui o Programa Mais Médicos, altera a lei 8.745, de 09 de dezembro de 1993, e nº 6.932, de 7 de julho de 1981, e dá outras providências”. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/\\_ato2011\\_2014/2013/Lei/L12871.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011_2014/2013/Lei/L12871.htm)>.

Brasil. 2015. Programa mais médicos – dois anos: mais saúde para os brasileiros. Brasília: Ministério da Saúde. Disponível em: <[http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/programa\\_mais\\_medicos\\_dois\\_anos.pdf](http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/programa_mais_medicos_dois_anos.pdf)>

Brasil. 2008. Portaria nº 221, 04/17/2008. Disponível em: <[http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/sas/2008/prt0221\\_17\\_04\\_2008.html](http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/sas/2008/prt0221_17_04_2008.html)>

Carillo, B. ; Féres, J. G. 2017. More Doctors, Better Health? Evidence from a Physician Distribution Policy. Série Estudos Econômicos CAEN nº 20.

Division of Health Care Finance and Policy, State of Massachusetts. 1995. *Improving primary care: Using preventable hospitalization as an approach*. Boston, MA: Division of Health Care Finance and Policy.

Dolea C, Stormont L, Braichet Jm. 2010. Evaluated Strategies To Increase Attraction And

Retention Of Health workers in remote and rural areas. *Bull World Health Organ.* 88(5):379-85.

Duflo, E. 2001. Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment. *American Economic Review*, 91(4): 795–813.

Girardi, S. N., Stralen, A. C. D. S. V., Cella, J. N., Wan Der Maas, L., Carvalho, C. L., Faria, E. D. O. 2016. Impact of the Mais Médicos (More Doctors) Program in reducing physician shortage in Brazilian Primary Healthcare. *Ciência & saúde coletiva.* 21(9):2675-2684.

Goodman, D. C. 2004. ‘Twenty-Ano Trends in Regional Variations in the U.S. Physician Workforce. *Health Affairs* 23: W90–W97

Heckman, J.; Ichimura, H.; Todd, P. 1997. Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme. *The Review of Economic Studies*, 64(4), 605-654.

Imbens, G.W. 2004. Nonparametric estimation of average treatment effects under exogeneity: a review. *Review of Economics and statistics*, 86(1): 4-29.

Institute of Medicine. 1993. *Access to health care in America*. Edited by M. Millman. Washington, DC: National Academy Press.

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). 2010. *Presença do Estado no Brasil: federação, suas unidades e municipalidades*. 2º ed. Brasília, Brasil: IPEA.

Kemper, E.S.; Mendonça, A.V.M.; Souza, M.F. 2016. The Mais Médicos (More Doctors) Program: panorama of the scientific output. *Ciência & Saúde Coletiva*, 21(9): 2785-2796.

Laditka, J.M. 2004. Physician supply, physician diversity, and outcomes of primary health care for older persons in the United States. *Health & Place.* 10:231–244

Laditka, J; Laditka, S. B; Probst, J. 2005. More may be better: Evidence that a greater supply of primary care physicians reduces hospitalization for ambulatory care sensitive conditions. *Health Services Research.* 40(4): 1148–66.

Luo, W., Wang F., Douglass, C. 2004. Temporal Changes of Access to Primary Health Care in Illinois (1990–2000) and Policy Implications. *Journal of Medical Systems*, 28(3): 287–99.

Macinko, J; De Souza, M. F; Guanais, F. C; Simões, C. 2007. Going to scale with community-based primary care: an analysis of the family health program and infant mortality in Brazil, 1999–2004. *Social science & medicine*, 65(10): 2070-2080.

Macinko, J; Dourado, I; Guanais, F. 2011. Doenças crônicas, Atenção Primária e Desempenho dos Sistemas de Saúde: diagnósticos, instrumentos e intervenções. Textos para Debate BID (IDB-DP-189).

Matsumoto, M., Inoue, K., Bowman, R., Noguchi, S., Toyokawa, S., & Kajii, E. 2010. Geographical distributions of physicians in Japan and US: Impact of healthcare system on physician dispersal pattern. *Health Policy*, 96(3), 255-261.

- Moullan, Y.; Chojnicki, X. 2017. Is there a ‘pig cycle’ in the labour supply of doctors? How training and immigration policies respond to physician shortages. *IMI Working Paper* n. 132, University of Oxford.
- Oliveira, J. P. A; Sanchez, M. N; Santos, L. M. P. 2016. The Mais Médicos (More Doctors) Program: the placement of physicians in priority municipalities in Brazil from 2013 to 2014. *Ciência & Saúde Coletiva*, 21(9): 2719-2727.
- Ono, T; Schoenstein, M; Buchan, J. 2014. Geographic Imbalances in Doctor Supply and Policy Responses. *OECD Health Working Papers*, 69.
- Organisation for Economic Co-operation and Development – OECD. 2013. *Health at a Glance 2013: OECD Indicators*. Paris: OECD Publishing.
- Organisation for Economic Co-Operation and Development – OECD. 2016. *Health Workforce Policies in OECD countries: right jobs, right skills, right places*. Paris: OECD Publishing.
- Parchman, L.; S. Culler. 1994. Primary Care Physicians and Avoidable Hospitalizations. *Journal of Family Practice*. 39(2): 123–9.
- Rocha, R.; Soares, R. R. 2010. Evaluating the impact of community-based health interventions: evidence from Brazil's Family Health Program. *Health Economics*, (19)S1: 126-158.
- Santos, L. et al. 2017. Implementation research: towards universal health coverage with more doctors in Brazil. *Bulletin of the World Health Organization*, 95(2): 103-112.
- Santos, L. M. P.; Costa A. M.; Girardi, S. N. 2015. Mais Medicos Program: an effective action to reduce health inequities in Brazil. *Ciência & Saúde Coletiva*, (20)11: 3547-3552.
- de Sousa Lima, R. T.; Fernandes, T. G.; da Silva Balieiro, A. A.; dos Santos Costa, F.; de Andrade Schramm, J. M., Schweickardt, J. C., Ferla, A. A. 2016. Primary Health Care in Brazil and the Mais Médicos (More Doctors) Program: an analysis of production indicators. *Ciência & Saúde Coletiva*, 21(9):2685-2696.
- Starfield, B; Shi, L.; Macinko, J. 2005. Contribution of Primary Care to Health Systems and Health. *The Milbank Quarterly*, 83(3): 457-502.
- Tribunal de Contas da União. 2015. Relatório de Auditoria do Programa Mais Médicos. Disponível em:  
<[http://portal3.tcu.gov.br/portal/page/portal/TCU/imprensa/noticias/noticias\\_arquivos/005.391-2014-8%20Mais%20M%C3%A9dicos.pdf](http://portal3.tcu.gov.br/portal/page/portal/TCU/imprensa/noticias/noticias_arquivos/005.391-2014-8%20Mais%20M%C3%A9dicos.pdf)>.

# **Ensaio 2 - Programas de Transferência de Renda e Migração**

## **Interna: Evidências do Programa Bolsa Família**

### **1. Introdução**

No presente estudo, deseja-se mensurar e entender os possíveis incentivos gerados por programas de transferência de renda sobre a migração interestadual interna a partir do Programa Bolsa Família (PBF) no Brasil. Autores como Dustmann e Kirchkamp (2002) sustentam que os fluxos migratórios internos se tornam relevantes na medida em que podem afetar diretamente o bem-estar econômico e a distribuição de renda. No Brasil, o padrão histórico de migração interna mostra indivíduos que deixam regiões pobres em direção às áreas mais desenvolvidas em busca de melhores oportunidades de vida (OLIVEIRA; JANUZZI, 2005). Entretanto, os fluxos migratórios recentes apresentaram importantes diferenças e as regiões pobres, até então emissoras de migrantes, passaram a apresentar forte concentração de remigrados (RAMALHO; QUEIROZ, 2011; QUEIROZ; BAENINGER, 2013; MIRANDA-RIBEIRO *et al.*, 2016). Tais mudanças coincidiram com o aumento da proteção social concedida pelo governo à população, em que se destaca a criação do Programa Bolsa Família em 2004, despertando o interesse em estudar se há uma relação envolvida nesse processo.

Nos estudos de Harris e Todaro (1970) e Borjas (1987), os modelos econômicos clássicos de migração partem da premissa que a decisão de migrar é fruto de uma maximização da renda esperada. Assim, a adição de uma renda não trabalho, como é o caso de uma transferência de renda oriunda de um programa social, poderia impactar tanto na migração quanto na remigração do indivíduo para seu estado de origem.

Evidências empíricas causais sobre programas de transferência de renda e migração interna ainda são escassas. Na literatura internacional, destacam-se dois trabalhos que analisaram essa relação para o programa *Oportunidades* no México: Stecklov *et al.* (2005) e Angelucci (2011). Os autores partiram da premissa de que a migração é diretamente afetada pela renda atual e pela renda futura esperada dos trabalhadores. Assim, o recebimento de um benefício social, que implica em uma fonte de renda local para seus beneficiários, impactaria diretamente a decisão de migrar e por consequência os fluxos migratórios agregados.

Em relação à migração interna, Stecklov *et al.* (2005) argumenta que o acesso a proteção social teria uma correlação positiva com a manutenção de indivíduos em suas regiões, reduzindo o incentivo de migrar para outras localidades. Para Angelucci (2011), este resultado poderia ser potencializado se o desenho do programa impusesse uma barreira quanto à migração. Em contrapartida, a autora levantou a hipótese de que o efeito seria oposto para os fluxos migratórios internacionais. Como a migração é muito dispendiosa neste caso, as transferências de renda podem ajudar a relaxar as restrições de crédito enfrentadas por famílias pobres o que pode levar a uma expansão da migração. Todavia, há de se considerar, uma particularidade quanto à região analisada pelos autores devido à intensa migração México-Estados Unidos.

Ambos os estudos supracitados não encontraram impacto do programa sobre os fluxos migratórios internos mesmo com o uso de métodos econométricos como de diferenças em diferenças e de resultados potenciais. Os resultados de Stecklov *et al.* (2005) apontaram para um declínio da migração para os Estados Unidos por conta do *Oportunidades* em regiões

tipicamente emissoras de migrantes para o país vizinho. Por sua vez, os resultados de Angelucci (2011) revelaram que o programa influenciou a migração para os Estados Unidos no caso de famílias pobres, vivendo em áreas rurais do México. Como pode ser observado por meio desses dois estudos, não há um consenso quanto aos reais impactos do programa sobre os fluxos migratórios quando se considera o programa *Oportunidades*.

No Brasil, as evidências são ainda mais escassas. Na literatura nacional, destaca-se o trabalho de Silveira-Neto (2008) que testou a hipótese se o PBF influenciava na decisão dos indivíduos quanto à migração interna fazendo uso do *Propensity Score Matching* (PSM) e dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2004. Os resultados encontrados sugeriram um efeito do programa na retenção quanto à permanência dos beneficiários em seus estados de origem. Porém, não foram encontrados efeitos sobre a migração de retorno interna.

Não abordando especificamente o PBF, Sachsida, Caetano e Albuquerque (2010) buscaram evidências sobre políticas públicas e migração tendo como unidade de avaliação os estados brasileiros. A partir de um painel de dados (2002-2006) e regressões com efeitos aleatórios, encontraram evidências positivas de transferências federais para as Unidades da Federação (UF) sobre a imigração para estes destinos, indicando que os indivíduos tendem a ir para regiões que receberam um incremento de tais transferências. Os autores evidenciaram também que os fluxos migratórios são negativamente afetados pela concentração de renda. Logo, políticas públicas de transferência de renda no Brasil, como o PBF, podem realmente exercer um papel importante na tomada de decisão dos indivíduos quanto à migração.

A partir dessas considerações, o presente estudo visa verificar a existência e o impacto causal do programa sobre a migração interestadual brasileira sob a hipótese de que o programa pode influenciar tanto na remigração de indivíduos ao estado natal, como na retenção de indivíduos nos estados em que residem. A análise empírica fará uso do método *Propensity Score Matching* (PSM), o qual vem sendo amplamente utilizado para o estabelecimento de relações causais entre o PBF e as mais diversas dimensões possíveis a serem influenciadas direta ou indiretamente pelo programa como, por exemplo, educação, saúde, oferta de trabalho e fecundidade (ARAUJO *et al.*, 2010; TAVARES, 2010; UCELLI *et al.*, 2014; DE BRAW *et al.*, 2015; CECHIN *et al.*, 2015, NASCIMENTO; KASSOUF, 2016; VASCONCELOS *et al.*, 2017). Para investigar os impactos do PBF sobre a migração, também estimamos os resultados sob a hipótese de um tratamento heterogêneo, em que os indivíduos são analisados de acordo com a renda que recebem do programa. Para tanto, buscamos as relações causais do PBF por meio da Função Dose Resposta (FDR), método até então não explorado na literatura de avaliação do programa.

Assim, além dessa breve introdução, o estudo está estruturado em mais cinco seções. Na segunda seção, discutem-se melhor as hipóteses de que programas de transferência de renda poderiam influenciar nos fluxos migratórios internos. Na terceira seção é descrita a metodologia utilizada neste estudo. Na quarta, é apresentada a fonte de dados, bem como as estratégias de identificação propostas. Na quinta seção, são reportados os resultados e, por fim, as considerações finais. Os resultados encontrados no presente trabalho apontam para um efeito positivo do programa nas chances dos beneficiários remigrarem para seu estado natal. Também foi encontrado impacto do programa em reter indivíduos em seus estados ao utilizar uma estratégia de identificação comparando apenas os indivíduos que em algum momento da vida já migraram, controlando dessa forma as características não observáveis inerentes ao processo migratório. Observou-se ainda que os impactos são acentuados para indivíduos com maiores valores monetários recebidos pelo PBF o que pode sugerir uma correlação entre os resultados encontrados e a hipótese de maximização de renda apontada pela teoria econômica.

## 2. Migração Interna e Programas de Transferência de Renda: Duas Hipóteses

O Programa Bolsa família constitui-se na maior política brasileira de assistência social. Instituído pela Lei nº 10.836/04 o PBF visa atenuar ou reduzir a situação de pobreza ou vulnerabilidade de famílias brasileiras a partir de transferências condicionais de renda. Nesse sentido, o programa assiste aquelas famílias cuja renda domiciliar mensal per capita é igual ou inferior a 70 reais (condição de extrema pobreza) ou cuja renda domiciliar mensal per capita é igual ou inferior a 140 reais (condição de pobreza). Em 2010, o programa atendia a 12,9 milhões de famílias com um orçamento de 14,4 bilhões de reais.

Como diversos trabalhos que buscaram impactos do PBF discutiram também o arcabouço institucional do programa e sua evolução histórica, nos furtamos de demais apresentações relacionadas<sup>21</sup>, com exceção de um aspecto importante para sustentar uma das nossas hipóteses com respeito à migração que é a Instrução Operacional 12 da SENARC/MDS<sup>22</sup>. Essa instrução permite a família migrante levar o benefício consigo. Para tanto, basta o responsável legal pela família comunicar ao gestor do programa no município de destino da família. Assim, o valor do benefício financeiro deixa de pertencer a folha de pagamento do município de origem, migrando para a folha de pagamento do município de destino no mês seguinte.

Uma vez apresentado o PBF como o principal programa brasileiro de transferência de renda, pode-se pensar na sua relação com a migração interna que será testada neste estudo seguindo duas hipóteses a serem descritas a seguir.

*Hipótese 1: Programas de transferência de renda podem estimular os indivíduos a remigrarem para seu estado natal, uma vez que a proteção social oriunda do programa pode lhes oferecer uma oportunidade de vida que a sua UF de origem até então, não era capaz de proporcionar. Sendo assim, os beneficiários dessas políticas voltariam para o seu estado natal e evitariam os custos fixos de se estar em outra região.*

As evidências empíricas internacionais apontam para o fato de que a migração de retorno faz parte de um planejamento de vida do trabalhador, que sai de seu estado em busca de acúmulo de capital humano/conhecimento/experiências que são benéficas para quando do seu retorno ao local de origem. (DUSTMANN; KIRCHKAMP, 2002; DUSTMANN, 2003; DE VREYER; GUBERT; ROBILLIARD, 2010; DUSTMANN; MESTRES, 2010).

No Brasil, as evidências mostram o contrário. Os migrantes interestaduais de retorno são jovens, solteiros e com baixo nível de estudo, o que traz a ideia de que a remigração seria fruto de uma frustração quanto à materialização de emprego e renda na região de destino (CUNHA, 2000; BRITO; CARVALHO, 2006). Estudo de Ramalho e Queiroz (2011) aponta para a mesma direção, apesar dos autores mostrarem que o migrante retornado estaria em uma pior situação caso não tivesse migrado no passado.

Teoricamente, estes últimos resultados estariam de acordo com o modelo de Harris-Todaro, em que o migrante retornado seria aquele indivíduo que passou por uma experiência de migração frustrante, com poucas oportunidades na região de destino, pois, ao comparar os salários esperados entre as localidades, o indivíduo prefere voltar para o seu estado natal. O

---

<sup>21</sup> Para tais informações recomendam-se os seguintes trabalhos: Sátyro (2010), Cechin *et al.* (2015), Cavalcanti *et al.* (2016), Chitolina *et al.* (2016) e Nascimento e Kassouf (2016).

<sup>22</sup> Disponível em:

[http://www.mds.gov.br/webarquivos/legislacao/bolsa\\_familia/instrucoes\\_operacionais/2006/Instrucao%20Operacional%2012%20senarc.pdf](http://www.mds.gov.br/webarquivos/legislacao/bolsa_familia/instrucoes_operacionais/2006/Instrucao%20Operacional%2012%20senarc.pdf)

modelo de Borjas e Bratsberg (1996) faz uma extensão do modelo de Borjas (1987) ao permitir a opção pelo trabalhador à migração de retorno e a conclusão é semelhante: o regresso de indivíduos para sua região de naturalidade é oriunda de um erro de expectativas na região de destino.

É nesse sentido que programas de transferência condicional de renda teriam efeitos sobre a decisão de remigração do trabalhador. Indivíduos que não conseguiram boas oportunidades no estado de destino podem ser influenciados a voltar ao estado de origem, pois, mesmo que a terra natal não ofereça as melhores condições, o trabalhador tem a sobrevivência garantida por programas sociais do governo, como o Bolsa Família, e ainda pode reencontrar os familiares e evitar demais custos de migração<sup>23</sup>.

*Hipótese 2: Programas de transferência de renda estimulariam a permanência de indivíduos já fixos em um estado, independente deste estado ser o de origem do indivíduo. A abordagem econômica mainstream estabelece que a decisão de migração por parte dos agentes ocorre a partir de um cálculo racional com base nos ganhos e custos envolvidos no processo migratório. Sendo assim, a adição de uma renda não trabalho na região de origem, oriunda de um programa social, pode afetar diretamente a probabilidade de migração.*

Na hipótese anterior, trabalhamos com a possibilidade de o migrante não conseguir se fixar em um estado de destino e assim ter a sua volta influenciada pelo recebimento de programas de transferência de renda. Entretanto, pode-se pensar também que, uma vez o indivíduo estabelecido na região, o recebimento de programas sociais estimulariam sua manutenção naquele destino.

Seguindo os modelos tradicionais, já comentados, o trabalhador se desloca para uma região, se o salário esperado no destino, diluído dos custos de migração, for maior que o salário esperado na região de origem. Sendo assim, adicionar uma renda não trabalho na região de origem, oriunda de programas sociais, pode diminuir as chances de migração para outro local.

A comparação entre regiões não estabelece *a priori* que a região de origem deve ser o estado natal do trabalhador. O único empecilho de se estender esta hipótese para um estado que não seja o de origem do indivíduo seriam os custos fixos de migração. Entretanto, estes tendem a se diluir ao longo do tempo, sendo monetários ou não. Pode-se pensar que no médio ou no longo prazo, o migrante tem condições de trazer a família para perto, reduzir seus custos com moradia, se adaptar a cultura da região, estabelecer redes de contatos, se estabelecer em um emprego, etc. Portanto, à medida que o indivíduo permanece em uma região não nativa, o custo de oportunidade para uma nova migração ou retorno torna-se cada vez maior. Se pensarmos na inclusão de um benefício social nesta região, os custos de oportunidade seriam ainda maiores, considerando o mesmo cálculo econômico-racional discutido anteriormente.

Esta hipótese nos permite testar o efeito de fixação do PBF levando em conta indivíduos que, em algum momento da vida, já arbitraram pela migração. Dessa forma, evita-se a dicotomia migrante *versus* não migrante que não leva em conta os fatores não observáveis inerentes ao processo migratório. De acordo com Ramalho e Queiroz (2011),

---

<sup>23</sup> Embora comum na análise da imigração internacional, as redes sociais, de acordo com Soares (2004) ajudam a reduzir os custos financeiros e físicos da migração. Soares (2004) destaca que essas redes são formadas por um conjunto de pessoas que pode estar ligada por relações de parentesco, conhecimento, amizade e de trabalho, constituindo um capital social que traz estabilidade ao fluxo migratório. Fazito (2008) mostra que o estabelecimento de contatos com parentes e conterrâneos pode garantir uma série de aspectos adicionais como hospedagem, oportunidades de trabalho e apoio financeiro no destino. Tais fatores também poderiam justificar o retorno, além da dicotomia entre sucesso e fracasso (FAZITO, 2010).

99,6% da discrepância salarial entre esses grupos, no Brasil, é explicada por características não observáveis.

### 3. Metodologia

Para analisar a relação causal do Programa Bolsa Família sobre uma variável de resultado, torna-se necessário saber o que teria acontecido com indivíduos que receberam o tratamento, caso não tivessem recebido. Entretanto, a principal dificuldade enfrentada na avaliação de políticas públicas advém do fato que não conseguimos observar o contrafactual da unidade tratada. Nesse caso, vieses de seleção podem surgir na avaliação de impactos do programa<sup>24</sup>.

Dessa forma, metodologias quase-experimentais podem ser utilizadas na busca de indivíduos não beneficiários do programa que sejam os mais próximos possíveis do contrafactual. Neste trabalho, estimaremos o efeito médio do tratamento sobre os tratados (*Average Treatment Effect on the Treated* – ATT) por meio do *Propensity Score Matching* (PSM) pelo qual se busca mitigar os possíveis vieses decorrentes de características observáveis.

Adicionalmente, levamos também em conta o fato de que o Programa Bolsa Família paga diferentes valores monetários para seus beneficiários, sendo assim, é um tratamento heterogêneo que pode gerar diferentes incentivos aos indivíduos, de acordo com o grau de exposição destes ao programa. Dessa forma, estima-se Função Dose Resposta (FDR) com o objetivo de analisar a magnitude das estimações, segundo o valor pago pelo PBF.

#### 3.1 Propensity Score Matching

O método do PSM consiste em buscar no grupo de controle, aqueles mais semelhantes em características observáveis,  $X_i$ , ao grupo de tratados. Entretanto, ao invés de realizar o pareamento a partir de todas as variáveis contidas no vetor  $X_i$ , isso é feito pela probabilidade estimada de um indivíduo  $i$  ser tratado com base em  $X_i$  (ROSENBAUM; RUBIN, 1993). Essa probabilidade, chamada de escore de propensão, é definida como  $\hat{P}(X) = \Pr(T_i = 1 | X_i)$  e é tradicionalmente calculada por meio de um modelo *probit* ou *logit*.

O pareamento entre grupos experimentais com base nos escores de propensão parte de duas hipóteses: i)  $Y_i^1, Y_i^0 \perp T_i | \hat{P}(X)$ ; ii)  $0 < \hat{P}(X) < 1$ . A primeira é a hipótese de independência condicional, segundo a qual todas as características determinantes na probabilidade de tratamento estão contidas em  $X_i$ . A segunda estabelece a existência de suporte comum: a probabilidade de achar um indivíduo não-tratado para cada indivíduo tratado deve ser maior que zero para todos os possíveis valores de  $X_i$ .

Feita uma pré-seleção de variáveis a serem utilizadas no método, verificou-se o balanceamento do pareamento a partir de dois critérios: analisamos a diferença normalizada de médias entre as variáveis para tratados e controles no sentido de Imbens e Wooldridge (2009)<sup>25</sup>; posteriormente, checamos se havia sobreposição da probabilidade de tratamento para ambos os grupos experimentais.

A estimação do ATT,  $\hat{\delta}_{tt}$ , pelo *Propensity Score Matching* é então obtida de acordo com

<sup>24</sup> Para mais detalhes sobre viés de auto-seleção, ver Heckman *et al.* (1998).

<sup>25</sup> Calculadas as médias normalizadas, os autores propõem como diferença admissível entre os grupos, valores de 0,25.

o seguinte estimador:

$$\hat{\delta}_{tt,n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \frac{1}{m} \sum_{j \in C} \omega_{i,j} Y_j) \quad (1)$$

onde  $n$  é o número de tratados,  $i$  é o subscrito para tratado,  $j$  é o subscrito para controle,  $m$  é o número de *matches*,  $C$  indica suporte comum,  $\omega_{i,j}$  é o peso utilizado para parear o indivíduo  $j$  ao  $i$  e  $Y$  é a variável de resultado.

Neste artigo utilizou-se como técnica de pareamento a do vizinho mais próximo em que  $\omega_{i,j}$  assume valor igual a 1 para os tratados e seus controles pareados em termos de  $\hat{P}(X)$  e 0 para os demais controles. Além disso, foram consideradas diferentes especificações para o pareamento com intuito de verificar a robustez dos resultados: sem reposição (cada controle da amostra pode ser usado mais de uma vez como *match*), sem delimitação de diferença máxima entre os escores de propensão para tratados e controles (sem *caliper*), três valores de *caliper* distintos (0,001, 0,0005 e 0,0001) e pareamento com reposição. Vale ainda ressaltar que os erros-padrão foram computados levando em conta o fato de que os escores de propensão são estimados em um estágio anterior ao PSM<sup>26</sup>. Sendo assim, segue-se correção proposta por Abadie e Imbens (2016)<sup>27</sup> o que garante uma maior robustez na estimação do ATT.

Diversos outros estimadores de medição causal poderiam ter sido utilizados além do escolhido no presente trabalho. Podemos destacar, por exemplo, o PSM com pareamento por *kernel*, entre os métodos não paramétricos, e as regressões ponderadas por escores de propensão, entre os semi paramétricos. A escolha entre qual método utilizar envolve, em geral, um *trade off* entre viés e eficiência dos estimadores. O PSM a partir do pareamento pelo vizinho mais próximo, ao selecionar no grupo de controles somente aqueles mais parecidos em características observáveis com os tratados, busca minimizar ao máximo o viés da estimação. Entretanto, neste processo ocorre a perda de algumas observações (consideradas fora do suporte comum) o que pode acarretar em menor eficiência. Já os métodos citados anteriormente, consideram todas as observações dentro do grupo de controle, atribuindo diferentes pesos para cada. Sendo assim, destaca-se como ponto positivo a eficiência destes estimadores. Em contra partida, ao considerar todos os controles, acaba controlando menos os possíveis vieses por características observáveis e por ausência de suporte comum.

Neste trabalho, optamos então pelo estimador com menor viés possível. Devido ao grande número de observações no Censo Demográfico, acredita-se que a perda de eficiência na estimação será mínima ao utilizar o PSM com pareamento pelo vizinho mais próximo. No entanto, como forma de testar a robustez dos resultados, o ATT também será estimado através do método de regressão linear de resultados potenciais ponderada pelo inverso do escore de propensão (IPW)<sup>28</sup>.

### 3.2 Análise de Sensibilidade

Apesar da hipótese levantada anteriormente sobre independência condicional, pode-se pensar na existência de fatores não observáveis que afetem tanto a probabilidade de participação no PBF quanto na probabilidade de migração. Nesse caso, o ATT pode ser inconsistente devido ao possível viés de variável omitida, tornando assim, necessário avaliar a robustez dos resultados, feita normalmente pelo teste conhecido como limites de Rosenbaum.

<sup>26</sup> Estimações a partir do comando *teffects* do Stata.

<sup>27</sup> Para mais detalhes, ver também Abadie e Imbens (2006, 2008).

<sup>28</sup> Ver Cerulli (2015) para mais detalhes sobre este e outros métodos de estimação causal.

A probabilidade de um indivíduo participar do tratamento pode ser definida como uma função logística  $F(\cdot)$ ,  $P(X) = \Pr(T_i = 1 | X_i) = F(\beta X_i + \gamma u_i)$ , determinada pelas características observáveis  $X_i$  e não observáveis  $u_i$ . Na ausência de viés por variável omitida,  $\gamma$  será zero e a participação no programa será definida exclusivamente por  $X_i$ . Na existência de viés,  $\gamma$  é diferente de zero e dois indivíduos idênticos em características  $X_i$  terão diferentes chances de tratamento. Assim, definindo um indivíduo  $j$  pareado a um indivíduo  $i$ , a razão de chances para que ambos recebam o tratamento, no caso em que  $X_i = X_j$ , é dada por:

$$\frac{\frac{P(X_i)}{1-P(X_i)}}{\frac{P(X_j)}{1-P(X_j)}} = \frac{P(X_i)[1-P(X_i)]}{P(X_j)[1-P(X_j)]} = \frac{F(\beta X_i + \gamma u_i)}{F(\beta X_j + \gamma u_j)} = \exp([\gamma(u_i - u_j)] \quad (2)$$

Têm-se viés de seleção por variável omitida, caso a razão de chances seja diferente de um. Nesse caso existem diferenças nas características não observáveis,  $u_i \neq u_j$ , que afetam a probabilidade de participação no programa,  $\gamma \neq 0$ . Rosenbaum (2002) então sugere analisar os limites da razão de chances de os indivíduos pareados receberem o tratamento, o que pode ser visto a partir da equação (3):

$$\frac{1}{\tau} \leq \frac{P(X_i)[1-P(X_i)]}{P(X_j)[1-P(X_j)]} \leq \tau \quad (3)$$

onde  $\tau = e^\gamma$ .

Quando as variáveis de tratamento e resultado são binárias, Akvik (2001) sugere a utilização do teste estatístico de Mantel-Haenszel para os limites de Rosenbaum, sob a hipótese nula de que o efeito do tratamento é subestimado ou superestimado. Os limites são compostos por  $Q_{HM}^+$ , que representa o limite para o caso de o efeito do tratamento ser superestimado, e  $Q_{HM}^-$  que denota o limite para o caso de o efeito do tratamento ser subestimado. A robustez dos resultados é confirmada na medida em que o teste é rejeitado para diferentes valores de  $\tau$ .

### 3.3 Função Dose Resposta

Uma vez que o Bolsa Família destina diferentes valores monetários para os seus beneficiários, os incentivos gerados pela política podem variar de acordo com o grau de exposição do programa pelos indivíduos. Segundo a teoria econômica, a decisão de migração/remigração é fruto de uma maximização de renda entre regiões, sendo assim, valores mais altos de renda oriunda do PBF deveriam gerar maiores impactos. Tal hipótese pode ser testada a partir da estimação da Função Dose Resposta (FDR)<sup>29</sup>, a qual mede o impacto causal de uma intervenção de acordo com a exposição dos indivíduos ao programa, medido aqui por meio de rendas monetárias oriundas do PBF.

A estimação da FDR é igual ao efeito médio do tratamento (*Average Treatment Effect* – ATE), dado nível de tratamento  $t$  ( $ATE_t$ ) em função de outros parâmetros de interesse causal: o ATT e o efeito médio do tratamento sobre os não tratados (*Average Treatment Effect on Non Treated* – ATNT). Considerando uma função de resposta ao tratamento  $h_t$ , o estimador de interesse é igual a:

<sup>29</sup> Utiliza-se neste estudo o modelo proposto por Cerulli e Poti (2014), cuja programação em Stata é apresentada em Cerulli (2015).

$$ATE_t = \begin{cases} ATT + [h_t + h_{t>0}] & \text{se } t > 0 \\ ATNT & \text{se } t = 0 \end{cases} \quad (4)$$

A função de resposta  $h_t$  é então estimada por uma regressão polinomial, que assume a seguinte forma:

$$h_t = at + bt^2 + ct^3 \quad (5)$$

A partir da regressão de Rubin para os resultados potenciais, assume-se independência condicional das médias e, após manipulações algébricas, o estimador assume a seguinte forma, com  $T_i$  indicando o tratamento<sup>30</sup>:

$$\widehat{ATE}_{t,i} = T_i \left[ \widehat{ATT} + \hat{a} \left( t_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n t_i \right) + \hat{b} \left( t_i^2 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n t_i^2 \right) + \hat{c} \left( t_i^3 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n t_i^3 \right) \right] + (1 - T_i) \widehat{ATNT} \quad (6)$$

#### 4. Dados e Estratégia de Identificação

As evidências empíricas deste trabalho serão geradas a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010. A base de dados apresenta ricas informações sobre migração, contendo uma seção específica do questionário para esta temática. Além disso, contém informações sobre programas sociais, tornando possível, após a desagregação proposta, identificar os beneficiários do Programa Bolsa Família.

Em um primeiro exercício realizado neste trabalho, propõe-se analisar o impacto do PBF sobre a migração de retorno interestadual interna tendo em vista a *hipótese 1* levantada na seção anterior. Para tanto, foram adotadas duas metodologias para classificação dos migrantes: migração de data fixa e migração de última etapa. A partir do primeiro conceito, o migrante é definido como aquele indivíduo que, cinco anos antes do Censo demográfico de 2010, isto é, no ano de 2005, declarou residir em um estado diferente do que ele se encontrava na data da pesquisa (2010). Caso o último seja a sua UF de origem, define-se como migrante de retorno. Já os migrantes de última etapa, são aqueles que declararam residência em alguma UF por tempo inferior a 10 anos, sendo que se esta é a sua de nascimento, define-se como migrante retornado. Entretanto, devido a criação do PBF em 2004 e realização do Censo em 2010, esse último período será limitado para 6 anos. Tomou-se o cuidado ainda de selecionar apenas os indivíduos entre 18 e 70 anos, na busca pela exclusão daqueles que não teriam condições de arbitrar pela migração, chamados de migrantes agregados (SANTOS JÚNIOR; MENEZES-FILHO; FERREIRA, 2005; RAMALHO; QUEIROZ, 2011). Sendo assim, o impacto do PBF sobre a migração de retorno interestadual será medido a partir da construção de variáveis de resultado binárias iguais a 1 para o remigrado ao estado natal e 0 para os demais migrantes. Neste caso, comparam-se os indivíduos que migraram desde a criação do PBF com aqueles que retornaram.

Visando testar a *hipótese 2*, a qual sugere que o programa manteria seus beneficiários residindo no estado em que estão fixados, propõe-se um segundo exercício: comparar migrantes/remigrantes de longo prazo com aqueles que migraram desde criação do PBF. Para tanto, o primeiro, será definido como o indivíduo que declarou ter morado em outra UF, mas que mora na atual localidade a mais de 6 anos (este será denominado como migrante de longo

<sup>30</sup> Para o passo a passo da construção algébrica do estimador, ver Cerulli e Poti (2014) e Cerulli (2015).

prazo). Seu contrafactual será o mesmo do primeiro exercício, chamado de demais migrantes. Compararemos então indivíduos fixos em um estado (mais de 6 anos de moradia) com indivíduos que migraram no curto prazo (menos de 6 anos de moradia) e que, sendo assim, arbitraram por migrar ou não migrar no mesmo período de tempo – 2004-2010 (*dummy* igual a 1 para o indivíduo fixo no estado). Essa estratégia seria um avanço em relação ao trabalho de Silveira-Neito (2008) que encontrou impacto negativo do PBF sobre a migração ao comparar migrantes e não migrantes, uma vez que estaríamos estendendo este efeito de retenção inclusive para indivíduos não localizados na sua UF natal. Nota-se ainda que ao comparar apenas indivíduos que, em algum momento da vida, já migraram buscamos mitigar possíveis vieses de seleção por características não observáveis inerentes a decisão de migração, como maior motivação, empreendedorismo e menor aversão ao risco. Nesse sentido, o indivíduo que nunca migrou não parece ser um contrafactual adequado para o migrante.

Definidas as variáveis de resultado, torna-se necessário construir um grupo de tratados e controles, utilizados na metodologia proposta pelo trabalho. A partir da variável V0657 contida nos microdados do Censo de 2010 é possível identificar os beneficiários do PBF e do Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI). Torna-se então necessário selecionar aqueles indivíduos que participavam do PBF e aqueles que participavam do PETI, o que é feito por meio de estratégia semelhante à proposta por Cechin *et al.* (2015). O primeiro passo consistiu em selecionar os municípios que recebiam transferências oriundas do PETI em 2010<sup>31</sup>. Os indivíduos que declararam receber renda oriunda de um dos programas sociais e que estavam em um município no qual ninguém era participante do PETI foram definidos como beneficiários do PBF. Posteriormente, selecionaram-se os indivíduos que recebiam renda oriunda do PBF ou PETI (V6591), mas que não pertenciam a outro programa social (V0658) e que não recebiam renda de outras fontes (V0659). Conseguimos então identificar os beneficiários do PETI como aqueles indivíduos cujas características (domiciliares e municipais) e renda obtida com um dos programas sociais eram compatíveis com as transferências típicas pagas pelo programa, de acordo com alguns critérios<sup>32</sup>. Os indivíduos cuja compatibilização destes critérios não foi satisfeita foram classificados como beneficiários do PBF.

Os tratados e controles são aqueles indivíduos beneficiários e não beneficiários do PBF, respectivamente. Entretanto, para construção do grupo de controle da intervenção, nos limitamos aos indivíduos cuja renda domiciliar per capita, oriunda do trabalho, era igual ou inferior a R\$ 300,00<sup>33, 34</sup>. De acordo com Wooldridge (2010), a não participação no programa não garante que todos os indivíduos possam ser enquadrados como grupo de controle, dado que este seria formado por indivíduos que, *ceteris paribus*, nunca seriam elegíveis para o tratamento, portanto, o ATT sobre a variável de interesse não seria uma medida relevante para a política pública.

Na Tabela 1 apresentamos a classificação dos indivíduos entrevistados no Censo

---

<sup>31</sup> Informação obtida junto ao Portal da Transparência. Em 2010, foram constatados 2.966 municípios nos quais haviam indivíduos recebendo transferências oriundas do PETI.

<sup>32</sup> R\$ 25,00 por criança abaixo de 16 anos em municípios na área rural ou urbana, com população inferior a 250.000 habitantes; R\$ 40,00 por criança abaixo de 16 anos em capitais, regiões metropolitanas e municípios com população superior a 250.000 habitantes.

<sup>33</sup> Exclui-se a renda oriunda de programas sociais, inclusive o Programa Bolsa Família, e de outros rendimentos. Estratégia similar adotada por Cechin *et al.* (2015), na qual os autores utilizaram a renda per capita *ex ante* ao PBF.

<sup>34</sup> Foi selecionado um valor de corte um pouco mais de duas vezes a cima do valor máximo de elegibilidade ao PBF em 2010 (R\$ 140,00 *per capita*) uma vez que foram encontrados beneficiários do programa cuja renda estava acima do limite. Testaram-se outros valores de corte (R\$ 150,00, R\$ 200,00 e R\$ 250,00, todos *per capita*) sem alteração de resultado.

quanto à migração, segundo classificação e recorte amostral proposto, para beneficiários e não beneficiários do Programa Bolsa Família. Nota-se que apenas 3,6% dos indivíduos de baixa renda que migraram nos últimos seis anos eram participantes do PBF em julho de 2010. A participação dos beneficiários do programa é maior quando se analisa a migração de retorno: 10% do número total de remigrados. Primeiros indícios da relação positiva entre migração de retorno e o Programa Bolsa Família podem ser vistos por meio da razão migrante retornado sobre migrante: 40,8% para os beneficiários do PBF frente a 13,8% para os não beneficiários.

Tabela 1: Classificação dos indivíduos quanto à migração para beneficiários e não beneficiários do PBF (migração de última etapa)

	PBF=1	PBF=0	Total
Migrante longo prazo*	634,527	8,952,167	9,586,694
Migrante (M)	260,407	6,889,179	7,149,586
Migrante Retornado (MR)	106,296	951,669	1,057,965
Demais Migrantes	154,111	5,937,510	6,091,621
Razão (MR)/(M)	40.80%	13.80%	14.80%

Fonte: elaboração própria a partir dos microdados do Censo 2010 Nota: Resultados expandidos por meio dos pesos do Censo 2010. Apenas migrantes entre 18 e 70 anos e com renda domiciliar oriunda do trabalho abaixo de 300 reais *per capita*. (\*) Indivíduos fixos em seu estado a mais de 6 anos, mas que já migraram no passado.

Por fim, apresentam-se no Quadro 1 as variáveis independentes utilizadas nos modelos propostos neste trabalho, as quais foram obtidas ou construídas a partir do Censo Demográfico de 2010. Incluíram-se uma série de variáveis que poderiam afetar tanto no tratamento quanto na variável de resultado, em consonância com literatura padrão sobre ambos os temas.

Quadro 1- Variáveis independentes utilizadas no *Propensity Score Matching* e Função Dose Resposta

Variáveis	Descrição
Idade	Idade do indivíduo em anos.
Idade <sup>2</sup>	Idade do indivíduo em anos, ao quadrado.
Chefe família	Dummy igual a 1 se o indivíduo é chefe de família.
Sexo	Dummy igual a 1 se o indivíduo é homem.
Cor	Dummies para as seguintes raças: branco; negro/pardo; indígena.
Ocupação	Dummies para as seguintes ocupações de trabalho: trabalhador informal; trabalhador autônomo; trabalhador com carteira assinada; funcionário público; empregador; economicamente inativo (categoria de referência: desempregado).
Fundamental incompleto	Dummy igual a 1 se o indivíduo possui ensino fundamental incompleto e assumirá valor igual a 0, caso contrário.
Fundamental completo	Dummy igual a 1 se o indivíduo possui ensino fundamental completo e assumirá valor igual a 0, caso contrário.
Médio completo	Dummy igual a 1 se o indivíduo possui ensino médio completo e assumirá valor igual a 0, caso contrário.
Superior completo	Dummy igual a 1 se o indivíduo possui ensino superior completo e assumirá valor igual a 0, caso contrário.
Índice de posse	Índice obtido através do método de análise de correspondência múltipla, considerando a posse no domicílio dos seguintes indicadores: energia elétrica; geladeira ou freezer; televisão; telefone fixo ou celular; máquina de lavar; computador; carro ou moto.

(continua)

Quadro 1- Variáveis independentes utilizadas no *Propensity Score Matching* e Função Dose Resposta  
(continuação)

Pessoas domicílio >15 anos	Número de pessoas no domicílio com idade maior que 15 anos.
Pessoas domicílio <=15 anos	Número de pessoas no domicílio com idade igual ou menor que 15 anos.
Renda domiciliar per capita oriunda de trabalho	Renda domiciliar per capita em reais oriunda de trabalho.
Densidade do domicílio	Número de indivíduos no domicílio dividido pelo número de cômodos.
Condição de ocupação do domicílio	<i>Dummies</i> para as seguintes condições de ocupação do domicílio: próprio, já pago; próprio, não pago; alugado; cedido por empregador; cedido de outra forma; outra condição.
Metrópole	<i>Dummy</i> igual a 1 se região metropolitana.
Urbana	<i>Dummy</i> igual a 1 se região urbana (0 se rural).
Unidades da Federação (UF)	<i>Dummies</i> para Ufs.
Tempo de moradia na UF	Tempo de moradia do indivíduo, em anos, na UF em que reside.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo 2010.

## 5. Resultados

### 5.1 Testando as hipóteses levantadas

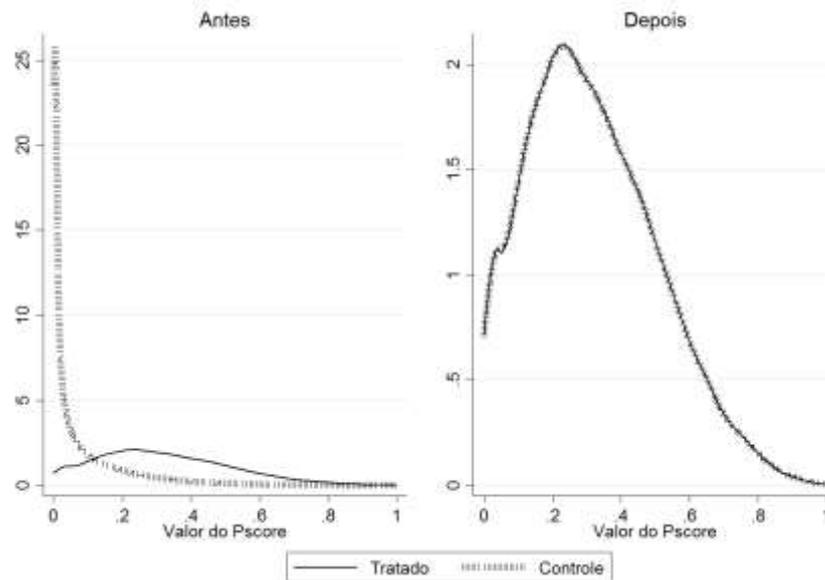
Os resultados a seguir são apresentados de forma a descrever a hipótese 1 e a hipótese 2, levantadas neste trabalho para especificar de que maneira o Programa Bolsa Família teria impactos sobre a migração interna no Brasil. Para o teste empírico da primeira hipótese, apresenta-se o Exercício I, enquanto que para a segunda, o Exercício II.

#### *Exercício I*

O primeiro exercício feito neste trabalho consistiu em estimar o impacto do Programa Bolsa Família sobre a migração de retorno tendo em vista os conceitos de migração de última etapa e data fixa. Sendo assim, para a aplicação do método PSM, estimamos a probabilidade de os indivíduos participarem do Programa Bolsa Família por meio de um modelo *logit* binomial, para ambas as amostras (Tabela A1 do apêndice)<sup>35</sup>. Todos os parâmetros estimados seguem o sinal esperado e confirmam que os beneficiários do programa são aqueles indivíduos mais carentes em termos socioeconômicos. Feito o pareamento, analisamos o critério de balanceamento entre os grupos no sentido de Imbens e Wooldrige (2009). Na Tabela A2 do apêndice pode-se observar que todas as variáveis utilizadas estão balanceadas, sugerindo que os tratados e controles são, em média, semelhantes. Na Figura 1 percebe-se que antes do pareamento os grupos experimentais eram distintos em características observáveis. Com o pareamento, a distribuição da probabilidade de tratamento para ambos os grupos é quase idêntica, sugerindo uma boa adequação do modelo e maior robustez para estimação do ATT.

<sup>35</sup> A estimação do modelo *logit* é praticamente idêntica para as amostras dos migrantes de última etapa e data fixa. Sendo assim, apresentamos somente o resultado da primeira.

**Figura 1:** Distribuição da probabilidade de tratamento para tratados e controles antes e após o pareamento pelo método do vizinho mais próximo com reposição



Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 2 descreve os impactos do PBF sobre a migração de retorno interna no Brasil. As estimativas apontam que os beneficiários do programa têm mais chances de serem retornados ao estado natal. Para a migração de última etapa, a estimação foi de 2,9% no modelo base e se manteve para formas mais restritas de pareamento, cujo ATT variou de 2,6% a 3,0%. O impacto é semelhante quando a migração é analisada a partir do conceito de data fixa: 2,4% para o pareamento sem *caliper* e com reposição e variando de 2,3 a 2,7% a partir das demais especificações. Sendo assim, a probabilidade de os beneficiários do programa serem remigrados ao estado natal é, aproximadamente, 3 p.p superior em comparação aos não beneficiários do programa, semelhantes em diversas características observáveis.

**Tabela 2:** Impacto do PBF (ATT) sobre a migração de retorno interestadual

	Última etapa	Data fixa
<i>S/Caliper</i>	0.029*** (0.0041)	0.025*** (0.0039)
Observações	348,109	317,757
<i>Caliper 0,001</i>	0.028*** (0.0041)	0.024*** (0.0039)
Observações	348,063	317,724
<i>Caliper 0,0005</i>	0.028*** (0.0041)	0.023*** (0.0039)
Observações	348,008	317,655
<i>Caliper 0,0001</i>	0.026*** (0.0041)	0.023*** (0.0039)
Observações	347,221	316,913
<i>S/ Reposição</i>	0.030*** (0.0015)	0.027*** (0.0039)
Observações	348,109	317,757

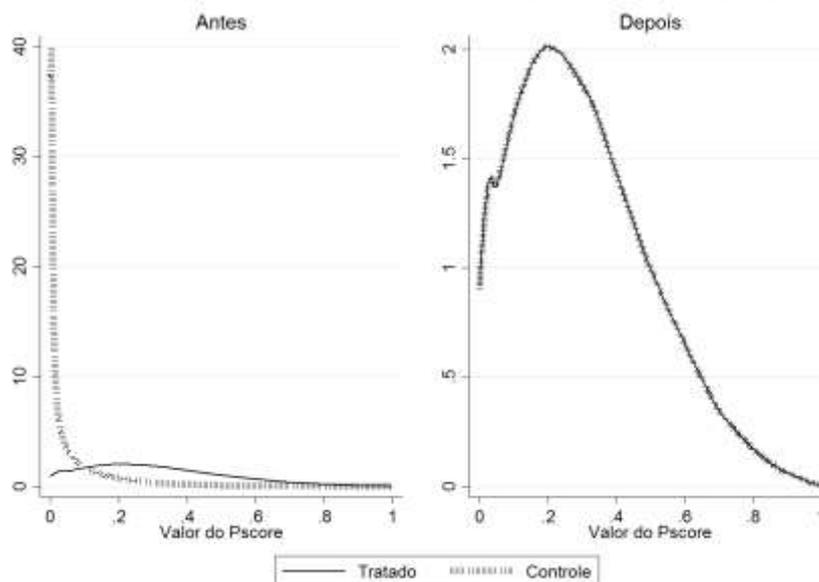
Nota: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Erros padrões robustos entre parênteses, com correção de Abadie e Imbens (2016).

## Exercício II

Neste exercício é testada a hipótese de que o PBF incentivaria os beneficiários a continuarem residindo na UF em que estavam fixos, independente dessa ser a sua ou não de nascimento. Para tanto, comparamos os indivíduos que migraram/remigraram no passado e desde a criação do PBF (2004) não migraram mais (chamados aqui de migrantes de longo prazo) com os que migraram no período 2004-2010 (*dummy* igual a 1 para os indivíduos fixos no seu estado a mais de 6 anos).

Estimamos a probabilidade de os indivíduos dessa amostra participarem do PBF. Os resultados são bem semelhantes aos encontrados anteriormente e podem ser vistos na Tabela A3 no apêndice. O critério de balanceamento do pareamento também foi confirmado, uma vez que tratados e controles pareados são semelhantes em relação a todas as variáveis utilizadas (Tabela A4 no apêndice). Na Figura 2, verifica-se que após o pareamento a distribuição de probabilidade estimada é muito semelhante entre os grupos, o que permite mitigar possíveis vieses de seleção por características observáveis e ausência de suporte comum.

**Figura 2:** Distribuição da probabilidade de tratamento para tratados e controles antes e após o pareamento pelo método do vizinho mais próximo com reposição



Fonte: Elaboração própria

Na Tabela 3 observa-se que para a nova variável de resultado o impacto do PBF foi positivo, ou seja, ele incentivou que os indivíduos continuassem no estado em que já moravam, antes da criação do PBF. A estimação do ATT aponta para um efeito de 2,8% no caso do pareamento sem *caliper* e com reposição, confirmado também em modelos alternativos (impacto variando de 2,5% a 2,8%). Sendo assim, a probabilidade de os beneficiários do Bolsa Família estarem fixos no estado em que se localizam é 2,8 p.p superior a probabilidade dos não beneficiários.

**Tabela 3:** Impacto do PBF (ATT) sobre a retenção de indivíduos fixos em um estado a mais de 6 anos

<i>S/ Caliper</i>	0.028*** (0.0011)
Observações	1,629,923
<i>Caliper 0,001</i>	0.027*** (0.0011)
Observações	1,629,911
<i>Caliper 0,0005</i>	0.027*** (0.0011)
Observações	1,629,848
<i>Caliper 0,0001</i>	0.027*** (0.0011)
Observações	1,628,960
<i>S/ Reposição</i>	0.025*** (0.0010)
Observações	1,629,923

Nota: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Erros padrões robustos entre parênteses, com correção de Abadie e Imbens (2016).

## 5.2 Explorando a heterogeneidade regional

Após estabelecer as relações causais referentes às hipóteses sugeridas no presente estudo para o Brasil como um todo, ampliamos a análise para recortes amostrais por região com intuito de explorar a heterogeneidade existente ao longo do território nacional. Na Tabela A5 do Apêndice A é apresentada a proporção de participantes do PBF, bem como dos demais grupos experimentais de migração utilizados neste trabalho em relação às cinco regiões brasileiras. Nota-se que a existência de uma maior concentração de beneficiários do programa nas regiões Nordeste (32%) e Norte (24,8%) consideradas as duas regiões mais carentes em termos socioeconômicos. Os fluxos migratórios são mais intensos nas regiões Nordeste e Sudeste em que, observa-se, na primeira, a maior concentração de remigrados (40,2%) ao passo que na segunda apresenta-se o maior número de imigrantes (30,3%). O Sudeste é também a região com a maior proporção de indivíduos fixos a mais de seis anos em sua UF de moradia atual, mas que já migraram no passado (39,21%).

Na tabela 4 (a seguir) apresentamos os impactos do programa sobre a remigração de indivíduos para cada uma das cinco regiões<sup>36</sup>. Os maiores efeitos são verificados para a região Nordeste, concentradora de beneficiários do programa e de migrantes de retorno. O ATT para esta região variou de 4,8% a 5,5%, bem acima da estimativa média apresentada anteriormente (3%). Resultados estatisticamente significantes foram encontrados sobre a remigração de indivíduos para as regiões Norte e Sudeste. Para a primeira o ATT variou de 1,9 a 2,2% e se manteve significativa a 1%. Para a segunda o ATT variou de 1% a 1,3% mas só se manteve significativa a 10%, o que garante uma menor robustez ao resultado.

<sup>36</sup> Uma vez confirmado anteriormente que os impactos são semelhantes independentemente do conceito de migração utilizado – última etapa e data fixa – utilizou-se para as estimativas regionais apenas o primeiro conceito.

**Tabela 4** Impacto do PBF (ATT) sobre a migração de retorno interestadual (Exercício I) - recorte amostral por região

	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
<i>S/ Caliper</i>	0.019** (0.008)	0.048*** (0.006)	0.004 (0.008)	0.013** (0.006)	0.018 (0.016)
Observações	40,870	95,072	56,921	108,570	51,030
<i>Caliper 0,001</i>	0.022** (0.009)	0.049*** (0.006)	0.002 (0.008)	0.013** (0.006)	0.0012 (0.016)
Observações	40,234	94,456	56,545	107,984	50,243
<i>Caliper 0,0005</i>	0.020** (0.009)	0.049*** (0.006)	0.001 (0.008)	0.012* (0.006)	0.009 (0.017)
Observações	40,134	94,354	56,084	107,215	49,954
<i>Caliper 0,0001</i>	0.020** (0.009)	0.050*** (0.006)	0.001 (0.008)	0.011* (0.006)	0.008 (0.017)
Observações	39,946	94,087	55,957	106,953	49,245
<i>S/ Reposição</i>	0.022** (0.009)	0.055*** (0.009)	0.000 (0.008)	0.010* (0.006)	0.005 (0.011)
Observações	39,568	93,864	55,534	106,647	48,934

Nota: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Erros padrões robustos entre parênteses, com correção de Abadie e Imbens (2016).

Na tabela 5 (a seguir) observam-se os efeitos regionalizados de retenção do PBF sobre a migração. Os impactos são maiores para a região Nordeste, cujo ATT variou de 3,9% a 4,2%. Nesse sentido, além do PBF ter impacto significativo sobre a remigração de indivíduos para os estados nordestinos, também estimula a permanência daqueles que já estão fixos na região por mais de 6 anos. Efeito similar foi encontrado para as regiões Norte, Nordeste e Sul. Para as duas primeiras, as estimações foram muito semelhantes, variando de 1,9% à 2,3% e se mantendo robustas a 1% de significância para todas as especificações. Para a região Sul o efeito retenção foi encontrado variou de 1,5% a 1,8%, significativos a 5%. É curioso notar a ausência de resultado para a região Sudeste, apesar de a mesma concentrar 23,2% dos beneficiários do programa e 39,2% dos migrantes de longo prazo (fixos na UF por mais de 6 anos). Nesse sentido, as estimações auferidas neste estudo não parecem ser fruto de mera composição amostral.

**Tabela 5:** Impacto do PBF (ATT) sobre a retenção de indivíduos (Exercício II) - recorte amostral por região

	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
<i>S/ Caliper</i>	0.022*** (0.008)	0.043*** (0.004)	0.021*** (0.005)	0.003 (0.004)	0.018** (0.009)
Observações	251,941	285,887	224,301	573,243	193,280
<i>Caliper 0,001</i>	0.022*** (0.004)	0.043*** (0.004)	0.021*** (0.005)	0.001 (0.004)	0.018** (0.004)
Observações	251,877	285,744	224,112	573,102	193,280
<i>Caliper 0,0005</i>	0.022*** (0.004)	0.042*** (0.004)	0.021*** (0.004)	0.021 (0.004)	0.016** (0.005)
Observações	251,583	285,654	223,004	573,025	193,280
<i>Caliper 0,0001</i>	0.022*** (0.004)	0.039*** (0.004)	0.022*** (0.004)	0.000 (0.004)	0.016** (0.004)
Observações	251,015	285,409	223,501	572,756	193,280
<i>S/ Reposição</i>	0.019*** (0.003)	0.042*** (0.004)	0.023** (0.005)	0.000 (0.003)	0.015** (0.008)
Observações	251,941	285,795	224,301	573,104	193,280

Nota: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Erros padrões robustos entre parênteses, com correção de Abadie e Imbens (2016).

### 5.3 Análise de robustez

A análise realizada até esse momento deu ênfase nas características observáveis nos fluxos migratórios. Contudo, há possibilidade da presença de fatores não observáveis envolvidos nesses fluxos, exigindo uma análise complementar para verificar se as estimações realizadas neste trabalho são robustas na possível presença de variáveis omitidas. Sendo assim, apresentamos na Tabela 6, a análise de sensibilidade dos resultados via limites de Rosenbaum. Para todas as variações propostas em  $\tau (e^{\gamma})$  a hipótese de superestimação do ATT é rejeitada ao nível de significância de 5%, considerando as três estimações realizadas neste trabalho. Beneficiários e não beneficiários do Programa Bolsa Família e que já migraram para outro estado, poderiam então diferir na probabilidade de participação no tratamento em até 100% devido a fatores não observáveis (pouco provável de acontecer), que os resultados ainda se manteriam robustos.

**Tabela 6:** Análise de sensibilidade dos limites de Rosenbaum (teste de Mantel-Haenszel)

$\tau$	Exercício I Última etapa	Exercício I Data Fixa	Exercício II
1	0	0	0.0024
1.1	<0.0001	0	<0.0001
1.2	<0.0001	0.0003	0
1.3	0.0397	0.0456	0
1.4	<0.0001	<0.0001	0
1.5	0	0	0
1.6	0	0	0
1.7	0	0	0
1.8	0	0	0
1.9	0	0	0
2	0	0	0

Nota: Na tabela, p valor para o limite de superestimação do efeito do tratamento.

Analizamos também, via limites de Rossebaum, a sensibilidade das estimações auferidas em nível regional. Para o impacto sobre a remigração de indivíduos para as regiões Norte e Nordeste, os resultados se mantiveram robustos até o nível  $\tau = 1,3$ . Nesse sentido, tratados e controles poderiam diferir em até 30% na probabilidade de participação no programa por conta da possível presença de variáveis omitidas, que os resultados ainda se manteriam robustos. Se considerarmos o nível de significância de 10%, os resultados para a região sudeste se mantem robustos mesmo na possível presença de variáveis omitidas. Caso prefira se avaliar o teste a 5% de significância, então tratados e controles poderiam diferir em até 10% na probabilidade de participação do programa por conta da possível omissão de regressores relevantes. Para o Exercício II, referente ao efeito retenção, o teste via limites de Rosenbaum aponta que as estimações auferidas para as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste são todas robustas mesmo na possível presença de variáveis omitidas. Para a região Sul, o teste não foi significativo para o nível  $\tau = 1,1$  o que garante pouca robustez para o resultado no caso de um possível problema de endogeneidade.

**Tabela 7:** Análise de sensibilidade dos limites de Rosenbaum (teste de Mantel-Haenszel) – recorte amostral por região

Exercício I					
$\tau$	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
1	0	0	-	<0.0001	-
1.1	<0.0001	<0.0001	-	0.0793	-
1.2	<0.0001	0.0072	-	0.06021	-
1.3	0.01929	0.2243	-	<0.0001	-
1.4	<0.0001	<0.0001	-	<0.0001	-
1.5	0	<0.0001	-	0	-
1.6	0	0	-	0	-
1.7	0	0	-	0	-
1.8	0	0	-	0	-
1.9	0	0	-	0	-
2	0	0	-	0	-
Exercício II					
$\tau$	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
1	<0.0001	0	<0.0001	-	0.0015
1.1	0	0	0	-	0.1914
1.2	0	0	0	-	<0.0001
1.3	0	0	0	-	<0.0001
1.4	0	0	0	-	0
1.5	0	0	0	-	0
1.6	0	0	0	-	0
1.7	0	0	0	-	0
1.8	0	0	0	-	0
1.9	0	0	0	-	0
2	0	0	0	-	0

Nota: Na tabela, p valor para o limite de superestimação do efeito do tratamento. As colunas vazias se referem as estimações regionais para o ATT que não foram estatisticamente significantes e que, portanto, testes de robustez não foram estimados.

Na Tabela A6 do Apêndice A são apresentadas estimações para o ATT (Brasil e regiões) relacionado ao Exercício I e II utilizando como método a regressão linear de resultados potenciais ponderada pelo inverso do score de propensão (IPW). Nota-se que por esse modelo o impacto estimado do PBF sobre a remigração foi de 3,8% enquanto que sobre a retenção de 4,5%. Em nível regional, os resultados foram de 2% para a região Norte e 4,8% para o Nordeste, no caso do Exercício I; e de 3,1% para a região Norte, 4,5% para o Nordeste, 2,7% para o Centro-Oeste e 1,3% para o Sul, no caso do Exercício II. Esses resultados são, qualitativamente, semelhantes aos apresentados anteriormente, apesar de alguns coeficientes apresentarem magnitude superior aqueles estimados via PSM. Tal fato se relaciona com a discussão apresentada na seção 3 sobre os métodos de estimação causal, em que se destacou o PSM com pareamento por vizinho mais próximo como um estimador menos viesado que o IPW.

Por fim, na Tabela 8 apresentam-se as estimações do ATT<sup>37</sup> e o teste de sensibilidade

<sup>37</sup> Consideramos nesta estimação o pareamento sem *caliper* e com reposição.

de Rosenbaum para os Exercícios I e II considerando somente a migração dos chefes de domicílio. Uma vez que as estimações até aqui realizadas são a nível indivíduo e, sendo assim, consideraram todos os agregados domiciliares, poder-se-ia questionar a significância dos resultados. Entretanto, nota-se pela tabela a seguir que os resultados são os mesmos, além de robustos, em uma amostra que só considera os chefes de domicílio.

**Tabela 8:** Impacto do PBF (ATT) sobre a migração de retorno (Exercício I) e retenção (Exercício II) e análise de sensibilidade dos limites de Rosenbaum, em uma amostra considerando somente chefes de domicílio.

	Exercício I	Exercício II
ATT	0.029*** (0.008)	0.028*** (0.003)
$\tau$	P valor	
1	<0.0001	<0.0001
1.1	<0.0001	<0.0001
1.2	0.02366	0.01193
1.3	0.06772	0.03831
1.4	<0.0001	<0.0001
1.5	0	0
1.6	0	0
1.7	0	0
1.8	0	0
1.9	0	0
2	0	0
Observações	135,496	813,274

Nota: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Erros padrões robustos entre parênteses, com correção de Abadie e Imbens (2016). O p valor se refere ao teste sob a hipótese nula de superestimação do efeito do tratamento.

## 5.4 Função Dose-Resposta

Após confirmar as hipóteses iniciais apresentadas neste trabalho, procuramos entender como os efeitos do PBF sobre os fluxos migratórios variam de acordo com os valores recebidos pelo programa. Os incentivos indiretos gerados pela política pública podem ser diferentes para cada indivíduo, uma vez que o volume de recursos recebido pelo indivíduo oriundos do programa não é o mesmo para todos. Logo, os impactos sobre a migração interna podem ser sensíveis aos valores transferidos pelo PBF aos seus participantes.

Para averiguar melhor esse aspecto, estimamos a Função Dose Resposta (FDR), método pelo qual não se leva em consideração apenas o status binário do tratamento, mas também o nível de exposição do beneficiário ao programa medido aqui pelas transferências monetárias recebidas. Na Tabela 9, confirmamos os efeitos do programa em estimular a migração de retorno (exercício I)<sup>38</sup> e retenção de indivíduos que estão fixos em um estado (exercício II), considerando níveis de tratamento heterogêneos. Para o primeiro modelo o resultado foi de 2,7%, semelhante ao encontrado na estimação do ATT pelo PSM. No segundo modelo o resultado foi de 3,2%, levemente superior à estimação anterior (2,8%). Sendo assim, os resultados parecem não ser afetados pelo fato de o tratamento não ser igual entre todos os beneficiários do PBF.

<sup>38</sup> Devido a grande semelhança entre os resultados, consideraremos o conceito de migração de última etapa.

**Tabela 9:** Impacto do PBF sobre a migração de retorno e migração/remigração de indivíduos fixos em um estado a mais de 6 anos considerando tratamento heterogêneo (FDR/ATE<sub>t</sub>)

	Exercício I	Exercício II
ATE <sub>t</sub>	0.027*** (0.0061)	0.032*** (0.0028)
Observações	348,312	1,629,923

Nota: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Erros padrões robustos entre parênteses.

Mais interessante do que avaliar o impacto estimado pela FDR, é explorar a variação dos resultados de acordo com as diferentes doses de tratamento recebidas pelos beneficiários do programa. Na Figura 3, percebemos que o impacto do Bolsa Família sobre os fluxos migratórios é positivamente correlacionado com o valor monetário das transferências oriundas do programa.

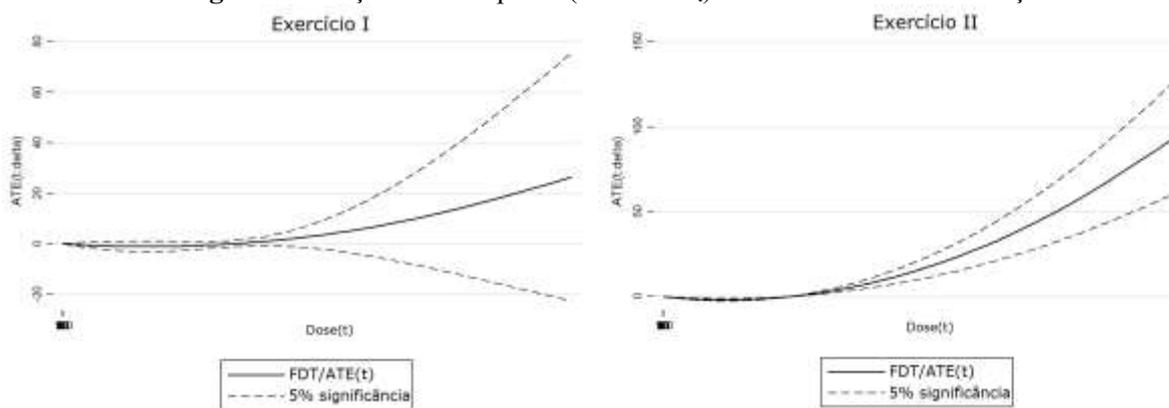
Entretanto, apesar da inclinação positiva da FDR no Exercício I, à medida que se analisam níveis mais elevados de transferências oriundas do PBF o intervalo de confiança (95%) do modelo torna-se muito esparso o que não garante a robustez dos efeitos. O resultado é esperado, uma vez que os indivíduos não conseguem prever *ex ante* o valor exato a ser recebido pelo programa, após remigração ao estado natal.

No Exercício II, os impactos estão amplamente correlacionados com as transferências monetárias oriundas do PBF. Para as dosagens iniciais, o efeito não é significativo sugerindo que a retenção de indivíduos no estado não é afetada no caso daqueles que recebam baixas transferências do PBF. Porém, quando o grau de exposição ao programa aumenta, o efeito torna-se cada vez maior e estatisticamente significativo de acordo com o intervalo de confiança. Sendo assim, quanto maior é a renda não trabalho do indivíduo (aqui, medida pelas transferências do PBF) maior é a chance dele ter permanecido no seu estado de residência nos últimos seis anos, o que pode ir ao encontro da hipótese de maximização de renda esperada apontada pelos modelos econômicos *mainstream* de migração se o impacto encontrado sobre estes fluxos for realmente oriundo de um efeito renda<sup>39</sup>.

Mesmo tendo utilizado um amplo conjunto de características individuais e domiciliares que se relacionam com o recebimento do PBF (renda per capita oriunda de trabalho, número de crianças, etc) nas estimações, pode-se questionar a dose utilizada (valor absoluto do programa) por carregar algum tipo de efeito seletivo *a priori* devido a outras características que envolvem o arranjo domiciliar dos beneficiários. Sendo assim, apresenta-se na Tabela A7 do Apêndice a FDR utilizando como dose o valor do benefício como proporção do orçamento domiciliar total. Os resultados são, de maneira geral, semelhantes aos anteriores. Variações positivas na dose não impactam os fluxos de remigração (intervalo de confiança sempre inclui o zero) e são positivamente correlacionados com o efeito retenção. Novamente, para as dosagens iniciais, este último efeito é próximo de zero, sugerindo que a fixação de indivíduos no estado não é afetada no caso daqueles cuja renda oriunda do programa representa pouco dentro do orçamento domiciliar. Mas, à medida que a importância do valor recebido do PBF cresce como razão da renda total, maior é o efeito de retenção por conta do programa.

<sup>39</sup> Não objetivamos aqui aceitar (ou não) a hipótese de maximização de renda esperada, apenas sugerir uma possível correlação entre os resultados empíricos encontrados neste trabalho com a teoria econômica *mainstream* sobre migração. Tal aceitação requerer-se-ia colocações teóricas que levassem em conta outros fatores que não apenas a renda, como características e comportamentos específicos aos grupos de interesse (população pobre e extremamente pobre).

**Figura 3:** Função dose resposta (FDR/ATE<sub>t</sub>) com intervalo de confiança



Fonte: Elaboração própria.

## 6. Considerações Finais

Este trabalho procurou evidências do impacto de programas de transferências de renda sobre a migração interestadual interna. Apesar de ambos estarem ligados ao desenvolvimento econômico de regiões, há poucas evidências sobre essa temática. Analisamos então a relação causal entre o Programa Bolsa Família e os fluxos migratórios internos no Brasil. Destacamos previamente dois efeitos possíveis: estímulo a remigração ao estado de origem, e efeito retenção de indivíduos em seus estados de moradia. As estimações foram feitas a partir dos dados do Censo Demográfico de 2010 por meio do *Propensity Score Matching* (PSM) e da Função Dose Resposta (FDR).

Os resultados estimados parecem apontar para um efeito empírico de que programas de transferência de renda podem incentivar a volta de migrantes ao seu estado de origem. Dentre os indivíduos que migraram desde a criação do PBF, a probabilidade de os beneficiários do programa terem remigrado ao estado natal é 3 p.p superior a probabilidade dos não beneficiários do programa, semelhantes em diversas características observáveis.

Posteriormente, as outras estimações auferidas neste trabalho apontaram que os participantes do PBF, que já migraram no passado (antes da criação do programa) têm, em média, uma probabilidade de estarem fixos no estado em que residiam atualmente (pelo menos, desde a criação do PBF) 2,8 p.p superior quando comparados aos não participantes do programa, pareados por meio do PSM. Este efeito retenção já havia sido achado por Silveira-Neto (2008), em magnitude semelhante (2,1%), só que ao comparar migrantes com não migrantes. Sendo assim, estendemos esse efeito para indivíduos também morando fora de seu estado de origem.

Em relação às estimações regionais, os maiores impactos sobre remigração e retenção foram encontrados para região Nordeste, concentradora de beneficiários do PBF e de migrantes retornados. Impactos sobre a remigração também foram encontrados para as regiões Norte e Sudeste, e sobre a retenção para as regiões Norte, Centro-Oeste e Sul. Os resultados mais robustos foram aqueles estimados para o Norte e Nordeste, regiões mais carentes em termos socioeconômicos e que, sendo assim, dependem mais de programas sociais. Neste sentido, a renda oriunda do programa para indivíduos destas regiões pode ter maior relevância a ponto de impactar em maior magnitude as decisões migratórias.

Ainda, procuramos entender como os efeitos do PBF sobre os fluxos migratórios variam de acordo com os valores recebidos pelo programa. Através de estimações auferidas a partir da Função Dose Resposta (FDR) mostramos que os impactos do programa sobre a

migração são positivamente correlacionados com o valor do benefício oriundo do PBF. Entretanto, para migração de retorno a variação positiva da FDR de acordo com estes valores não se mostra significativa a 5%. Já, o efeito de retenção é amplamente correlacionado com as quantias monetárias pagas pelo programa e, sendo assim, quanto maior é a renda do indivíduo oriunda do PBF, maior é a chance dele estar fixo em um estado específico. Os modelos econômicos *mainstream* de migração apontam que esta decisão é oriunda de um comportamento de maximização de renda esperada por parte dos indivíduos. Nesse sentido, o fato de os impactos auferidos neste trabalho serem acentuados para indivíduos com maiores valores monetários recebidos pelo PBF pode estar correlacionado com a teoria econômica.

Como em qualquer estudo empírico a respeito de impactos causais, as relações aqui encontradas carecem de mais estudo. Uma possível limitação é estarmos trabalhando com dados de *cross-section*, no qual sabemos apenas da situação de tratamento, em julho de 2010, e a classificação do indivíduo quanto à migração. Entretanto esta última é baseada no que os indivíduos fizeram no passado e não sabemos, ao certo, a data em que estes passaram a ser beneficiários do PBF. Para que se possa aprimorar o estudo das relações entre programas de transferência de renda e migração interna, incentivamos então que os próximos trabalhos sejam realizados a partir de dados longitudinais que permitem acompanhar o indivíduo.

## Apêndice A

**Tabela A1:** Modelo *logit* - probabilidade de participação no PBF

Variável	Coefficiente	Variável	Coefficiente
Idade	0.235** (0.0045)	Economicamente Inativo	-0.124** (0.042)
Idade2	-0.00356** (0.000)	Desempregado	(omitida)
Casado	0.012 (0.0054)	Pessoas domicílio <=15 anos	0.525** (0.0049)
Negro/Pardo	0.2576** (0.0075)	Pessoas domicílio >15 anos	0.0067 (0.0043)
Indígena	0.0354 (0.0352)	Índice de posse	-0.4055** (0.0059)
Branco	(omitida)	Renda domiciliar per capita	-0.00185** (0.0002)
Chefe de domicílio	0.2104** (0.0048)	Densidade do domicílio	0.095** (0.0052)
Homem	3.120** (0.024)	Domicílio próprio	0.1568* (0.0756)
Fundamental incompleto	1.802** (0.0576)	Domicílio próprio não pago	-0.047 (0.0512)
Fundamental completo	1.452** (0.052)	Domicílio alugado	-0.015 (0.1054)
Médio completo	1.001** (0.0521)	Domicílio cedido por empregador	0.0248 (0.0612)
Superior completo	(omitida)	Domicílio cedido de outra forma	0.089** (0.0354)
Trabalhador carteira assinada	-0.691** (0.0428)	Outra condição domiciliar	(omitida)
Funcionário público	-0.398** (0.0594)	Metrópole	-0.420** (0.0201)
Trabalhador informal	0.092** (0.0357)	Urbana	-0.142** (0.0024)
Trabalhador Autônomo	0.0478 (0.086)	Tempo de moradia na UF	0.0498** (0.0055)
Empregador	-0.914** (0.196)	Constante	-7.887** (0.115)
Pseudo R <sup>2</sup>	0.31		
Observações	349,754		

Nota: \*\* p<0.01, \* p<0.05. Em parênteses, erros padrões. O modelo inclui ainda *dummies* de UF.

**Tabela A2:** Médias e diferenças das médias normalizadas das variáveis para tratados e controles, após o pareamento (amostra migração de última etapa)

Variáveis	Controles	Tratados	Diferença Normalizada
Idade	33.64686	33.52564	-0.00933
Idade <sup>2</sup>	1222.774	1201.990	-0.02147
Casado	0.37541	0.37800	0.00378
Branco	0.29555	0.31606	-0.02051
Negro/Padro	0.70065	0.68745	0.01320
Indígena	0.00380	0.00120	0.00260
Chefe de domicílio	0.56486	0.54860	0.01626
Homem	0.09010	0.05410	-0.09819
Fundamental incompleto	0.63091	0.65578	0.03671
Fundamental completo	0.21327	0.20011	-0.02297
Médio completo	0.14788	0.13667	-0.02269
Superior completo	0.00794	0.00744	-0.00411
Sem emprego	0.34790	0.63892	0.02010
Trabalhador carteira assinada	0.06750	0.06004	-0.04922
Funcionário público	0.01080	0.00925	-0.01097
Trabalhador informal	0.18760	0.20396	0.01211
Trabalhador autônomo	0.08886	0.08724	-0.00408
Empregador	0.00030	0.00059	0.00820
Economicamente Inativo	0.29704	0.25776	0.03928
Pessoas domicílio <=15 anos	1.77899	1.94209	0.08387
Pessoas domicílio >15 anos	2.61536	2.55707	-0.03422
Índice de posse	0.33624	0.40406	-0.05333
Renda domiciliar per capita	74.62838	68.10347	-0.05404
Densidade do domicilio	0.97543	1.00768	0.03379
Domicilio próprio	0.57245	0.58672	0.02045
Domicilio próprio não pago	0.02465	0.02317	-0.00683
Domicilio alugado	0.24246	0.22346	-0.03178
Domicilio cedido por empregador	0.04902	0.04557	-0.01149
Domicilio cedido de outra forma	0.10015	0.11082	0.02457
Outra condição domiciliar	0.01127	0.01025	-0.00701
Metrópole	0.19602	0.17685	-0.03480
Urbana	0.72495	0.69845	-0.04134
Tempo de moradia na UF	4.49830	4.53353	0.00833

Nota: As 27 *dummies* referentes às unidades da federação foram omitidas por motivos de concisão, mas, assim como as demais variáveis, satisfizeram o critério de balanceamento.

**Tabela A3:** Modelo *logit* - probabilidade de participação no PBF

Variável	Coefficiente	Variável	Coefficiente
Idade	0.245** (0.0024)	Economicamente Inativo	-0.128** (0.030)
Idade2	-0.00367** (0.000)	Desempregado	(omitida)
Casado	0.008 (0.0082)	Pessoas domicílio <=15 anos	0.357** (0.0013)
Negro/Pardo	0.2457** (0.0045)	Pessoas domicílio >15 anos	-0.0007 (0.0033)
Indígena	0.0375 (0.0352)	Índice de posse	-0.4005** (0.005)
Branco	(omitida)	Renda domiciliar per capita	-0.00098** (0.0001)
Chefe de domicílio	0.1204** (0.0048)	Densidade do domicilio	0.095** (0.0042)
Homem	3.127** (0.015)	Domicilio próprio	0.0568** (0.0375)
Fundamental incompleto	1.837** (0.0452)	Domicilio próprio não pago	-0.147** (0.0423)
Fundamental completo	1.586** (0.0436)	Domicilio alugado	-0.435** (0.0487)
Médio completo	1.029** (0.0428)	Domicilio cedido por empregador	0.248** (0.0414)
Superior completo	(omitida)	Domicilio cedido de outra forma	0.089** (0.0245)
Trabalhador carteira assinada	-0.691** (0.0305)	Outra condição domiciliar	(omitida)
Funcionário público	-0.437** (0.0531)	Metrópole	-0.417** (0.0102)
Trabalhador informal	0.102** (0.029)	Urbana	-0.134** (0.0012)
Trabalhador Autônomo	0.0478 (0.077)	Tempo de moradia na UF	0.00367** (0.0004)
Empregador	-1.014** (0.123)	Constante	-7.387** (0.075)
Pseudo R <sup>2</sup>	0.33		
Observações	1,629,923		

Nota: \*\* p<0.01, \* p<0.05. Em parênteses, erros padrões. O modelo inclui ainda *dummies* de UF.

**Tabela A4:** Médias e diferenças das médias normalizadas das variáveis para tratados e controles, após o pareamento

Variáveis	Controles	Tratados	Diferença Normalizada
Idade	33.01109	32.90565	-0.00806
Idade <sup>2</sup>	1180.914	1162.850	-0.01870
Casado	0.37032	0.37566	0.00781
Branco	0.23666	0.28978	-0.05312
Negro/Padro	0.75424	0.68745	0.06679
Indígena	0.00910	0.00120	0.00790
Chefe de domicílio	0.57578	0.54860	0.02718
Homem	0.09024	0.05527	-0.09498
Fundamental incompleto	0.64158	0.65947	0.02652
Fundamental completo	0.20917	0.19965	-0.01671
Médio completo	0.14197	0.13470	-0.01488
Superior completo	0.00727	0.00618	-0.00942
Desempregado	0.34284	0.35833	0.02297
Trabalhador carteira assinada	0.08703	0.07507	-0.03098
Funcionário público	0.00699	0.00674	-0.00217
Trabalhador informal	0.18337	0.18464	0.00231
Trabalhador autônomo	0.07858	0.07449	-0.01088
Empregador	0.00118	0.00073	-0.01038
Economicamente Inativo	0.30001	0.24864	0.05137
Pessoas domicílio <=15 anos	1.82707	1.96563	0.06706
Pessoas domicílio >15 anos	2.66361	2.60971	-0.02811
Índice de posse	0.35660	0.40748	-0.03911
Renda domiciliar per capita	78.58107	73.16663	-0.04311
Densidade do domicilio	1.03034	1.05634	0.02541
Domicilio próprio	0.45325	0.47329	0.02841
Domicilio próprio não pago	0.02621	0.02421	-0.00900
Domicilio alugado	0.34753	0.32515	-0.03349
Domicilio cedido por empregador	0.06652	0.06137	-0.01487
Domicilio cedido de outra forma	0.09723	0.10689	0.02256
Outra condição domiciliar	0.00926	0.00909	-0.00132
Metrópole	0.22409	0.20865	-0.02651
Urbana	0.73528	0.72061	-0.02331
Tempo de moradia na UF	2.72756	2.80448	0.02706

Nota: As 27 *dummies* referentes às unidades da federação foram omitidas por motivos de concisão, mas, assim como as demais variáveis, satisfizeram o critério de balanceamento.

**Tabela A5:** Proporção de beneficiários do PBF, migrantes de longo prazo, migrantes de retorno e demais migrantes por região

	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
PBF	24.80%	32.00%	14.22%	23.18%	5.80%
Migrante de longo prazo	15.87%	16.10%	16.12%	39.21%	12.70%
Migrante de retorno	12.78%	40.72%	11.82%	25.96%	8.71%
Demais migrantes	17.40%	28.99%	16.11%	30.29%	7.21%

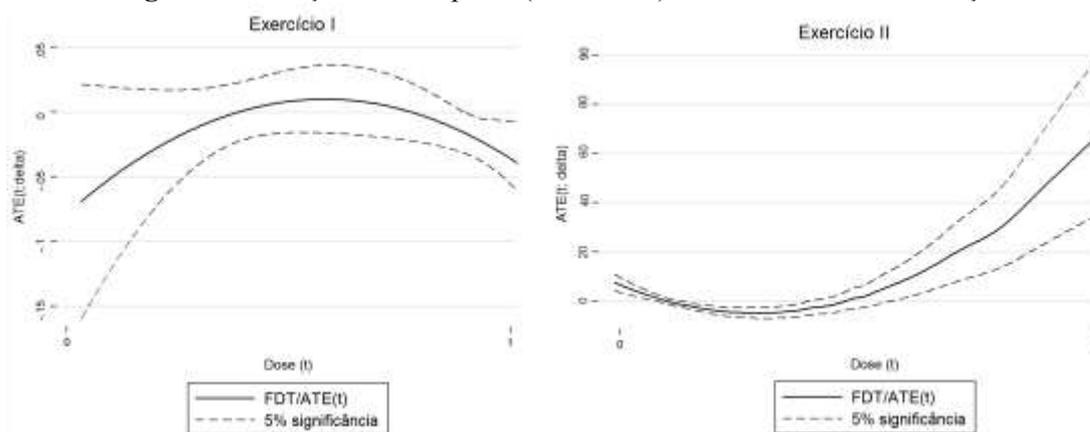
Fonte: Microdados do Censo 2010. Elaboração própria.

**Tabela A6:** Impacto do PBF (ATT) sobre a migração de retorno (Exercício I) e retenção (Exercício II) pelo estimador IPW

	Exercício I	Exercício II
Brasil	0.038*** (0.005)	0.045*** (0.018)
Observações	348,109	1,629,923
Norte	0.020** (0.008)	0.031*** (0.008)
Observações	40,870	267,941
Nordeste	0.048*** (0.006)	0.045*** (0.004)
Observações	95,072	324,887
Centro-Oeste	0.006 (0.007)	0.027*** (0.005)
Observações	56,921	245,301
Sudeste	0.006 (0.006)	0.010 (0.023)
Observações	108,570	593,243
Sul	0.121 (0.130)	0.013*** (0.004)
Observações	51,030	201,280

Nota: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Erros padrões robustos entre parênteses.

**Figura A7:** Função dose resposta (FDR/ATE<sub>t</sub>) com intervalo de confiança



Nota: A dose aqui utilizada é a razão entre o valor recebido pelo PBF e o orçamento domiciliar total.

## Referências

AKVIK, A. Bounding a Matching Estimator: The case of Norwegian Training Program. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n.63, v.1, p. 115-143, 2001.

ABADIE, A.; IMBENS, G. W. Large sample properties of matching estimators for average treatment effects. *Econometrica*, n.74, p. 235-267, 2006.

\_\_\_\_\_. Bias-corrected matching estimators for average treatment effects. *Journal of Business and Economic Statistics*, n.29, p. 1-11, 2011.

\_\_\_\_\_. Matching on the estimated propensity score. *Econometrica*, n.84, p. 781-807, 2016

ANGELUCCI, M. Migration and credit constraints: evidence from Mexico. *Labour*, n. 26, v.1, p.1-54, 2011.

ARAÚJO, Guilherme Silva; RIBEIRO, Rosana; NEDER, Henrique Dantas. Impactos do Programa Bolsa Família sobre o Trabalho de Crianças e Adolescentes Residentes na Área Urbana em 2006. *Revista EconomiA*, Brasília (DF), v.11, n.4, p.57-2013, 2010.

BRASIL. Lei nº 10.836 de 9 de janeiro de 2004. Cria o Programa Bolsa Família e dá outras providências. 2004.

BORJAS, G. J. Self-selection and the earnings of immigrants. *American Economic Review*, v.77, n.4, p. 531-553, 1987.

BORJAS, G. J; BRATSBERG, B. Who leaves? The outmigration of the Foreign-Born. *The Review of Economics and Statistics*, v.87, n.1, p.165-176, 1996.

BRITO, F. R. A.; CARVALHO, J. A. M. As migrações internas no Brasil: as novidades sugeridas pelos censos demográficos de 1991 e 2000 e pelas PNADs recentes. *Parcerias Estratégicas*, n. 22, p. 441-455, 2006

CACCIANMALI, Maria Cristina; TATEI, Fábio; BATISTA, Natália Ferreira. Impactos do Programa Bolsa Família Federal Sobre o Trabalho Infantil e a Frequência Escolar. *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v.14, n.2, p.269-301, 2010.

CAMARGO, C.F; CURRALERO, C.R.B; LICIO, E.C; MOSTAFA, J. Perfil Socioeconômico dos Beneficiários do Programa Bolsa Família: O que o cadastro Único Revela? In: CAMPELLO, T.; NERI, M.C (Org.) Programa Bolsa Família: Uma Década de Inclusão e Cidadania. Brasília: IPEA, 2013.

CAVALCANTI, D. M.; COSTA, E. M.; SILVA, J. L. M.; SAMPAIO, R. M. B. Impactos do Programa Bolsa Família na Renda e na Oferta de Trabalho das Famílias Pobres: Uma Abordagem Usando o Efeito Quantílico de Tratamento. *Economia Aplicada*, v. 20, n. 2, p. 173-201, 2016

CECHIN, L. A. W.; CARRARO, A.; RIBEIRO, Felipe Garcia; FERNANDEZ, Rodrigo Nobre. O

Impacto das Regras do Programa Bolsa Família Sobre a Fecundidade das Beneficiárias. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v.69, n.3, p.303-329, 2015.

CERULLI, G. *Econometric evaluation of socio-economic programs*. Springer, Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics, v.49, 2015.

CERULLI, G. Command for fitting dose-response models under exogenous and endogenous treatment. *The Stata Journal*, v.15, n.4, p. 1019-1045, 2015.

CERULLI, G.; POTI, B. Public support intensity and company R&D performance: evidence from a dose-response model. Congress of European Regional Science Association, 54, 2014, São Petesburgo/Russia. *Anais*. São Petesburgo: ERSA, 2014.

CHITOLINA, L.; FOGUEL, M. N.; MENEZES-FILHO, N. A. The Impact of the Expansion of the Bolsa Família Program on the Time Allocation of Youths and Their Parents. *Revista Brasileira de Economia*, v. 70, n. 2, p. 183-202, 2016.

CUNHA, A. S. Migração de retorno num contexto de crises, mudanças e novos desafios. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 12. *Anais*, v.1. Caxambu, 2000.

DE VREYER, P.; GUBERT, F.; ROBILLIARD, A-S.; Are There Returns to Migration Experience? An Empirical Analysis using Data on Return Migrants and Non-Migrants in West Africa. *Annals of Economics and Statistics*, Migration and Development, n. 97/98, p. 307-328, 2010.

DE BRAW, A.; GILLIGAN, D. O.; HODDINITT, J.; ROY, S. The impact of Bolsa Família on Schooling. *World Development*, v.70, p.303-326, 2015.

DUSTMANN, C. Return migration, wage differentials, and the optimal migration duration. *European Economic Review*, v.47, n.2, p.353–369, 2003.

DUSTMANN, C.; KIRCHKAMP, O. The optimal migration duration and activity choice after re-migration. *Journal of Development Economics*, n.67, v.2, p.351–372, 2002.

DUSTMANN, C.; MESTRES, J. Remittances and temporary migration. *Journal of Development Economics*, v.92, n.1, p.62–70, 2010.

FAZITO, D. A configuração estrutural dos arranjos familiares nos processos migratórios: a força dos laços fortes para a intermediação. *REBEP*, v. 25, n.2, 2008.

\_\_\_\_\_. Análise de redes sociais e migração: dois aspectos fundamentais do “retorno.” *Revista Brasileira de Ciências Sociais*. v.25, n.72, p. 89-100, 2010.

HARRIS, J. R.; TODARO, M. P. Migration, unemployment and development – A Two-Sector Analysis. *American Economic Review*, v.60, n.1, 126–142, 1970.

HECKMAN, J.; ICHIMURA, H.; SMITH, J.; TODD, P.; Characterizing Selection Bias Using Experimental Data. *Econometrica*, v. 66, n. 5, pp. 1017-1098, 1998.

IMBENS, G. W.; WOOLDRIDGE, J. M. Recent developments in the econometrics of

program evaluation. *Journal of Economic Literature*, v.47, n.1, p. 5-86, 2009.

MARINHO, E.; MENDES, S.. The Impact of Government Income Transfers on the Brazilian Job Market. *Estudos Econômicos*, São Paulo, vol.43, p.29-50, 2013.

MIRANDA-RIBEIRO, A.; GARCIA, R. A.; LOBO, C. Efeitos diretos e indiretos da migração de retorno no Brasil nos anos 2000. *Caderno de Geografia*, v. 26, nº 47, 2016.

NASCIMENTO, A. R.; KASSOUF, A. L.. O impacto do Programa Bolsa Família sobre a decisão de trabalho das crianças: uma análise utilizando os microdados da PNAD. *Análise Econômica*, Porto Alegre, n.66, p. 225-254, 2016.

OLIVEIRA, K, F; JANUZZI, P. M. Motivos para migração no Brasil e retorno ao Nordeste: padrões etários, por sexo e origem/destino. *São Paulo em perspectiva*, São Paulo, v. 9, nº 4, p. 134-143, 2005.

QUEIROZ, S. N; BAENINGER, R. Migração de retorno: o caso recente das migrações cearenses. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 44, nº 4, p. 833-850, 2013.

RAMALHO, H. M. de B.; QUEIROZ, V. dos S. Migração interestadual de retorno e autosseleção: evidências para o Brasil. *Pesquisa e planejamento econômico*, Rio de Janeiro, v. 41, n. 3, 2011.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, v. 70, n. 1, p. 41-55, 1983.

ROSENBAUM, P.R. *Observational Studies*. Nova York: Springer, 2º edição, 2002.

SACHSIDA, A.; CAETANO, M. A.; ALBUQUERQUE, P. *Distribuição de Renda, Transferências Federais e Imigração: Um estudo de dados em painel para as unidades de federação do Brasil*. Brasília: IPEA, 2010. (Texto para discussão, 1471).

SANTOS JÚNIOR, E. R.; MENEZES-FILHO, N.; FERREIRA, P. C. Migração, seleção e diferenças regionais de renda no Brasil. *Pesquisa e planejamento econômico*, v. 35, n. 3, 2005.

SILVEIRA NETO, R. Do Public Income Transfer to the Poorest affect Internal Inter-Regional Migration? Evidence for the case of Brazilian Bolsa Familia Program. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 36, 2008, Salvador. *Anais*. Salvador: ANPEC, 2008.

SOARES, S.; SÁTYRO, N. O Programa Bolsa Família: Desenho Institucional e as Possibilidades Futuras. In: CASTRO, J. A.; MODESTO, L. (Org.) *Programa Bolsa Família 2003-2010: Avanços e Desafios*. Brasília: IPEA, 2010.

SOARES, W. Análise de redes sociais e os fundamentos teóricos da migração internacional. *REBEP*, Campinas, v.21, n.1, p. 101-116, 2004.

STECKLOV, G., WINTERS, P., STAMPINI, M., DAVIS, B. Do conditional cash transfers influence migration? A study using experimental data from the Mexican PROGRESA program. *Demography*, v.42, n.4, p.769-90, 2005.

TAVARES; P.A. Efeito do Programa Bolsa Família sobre a oferta de trabalho das mães. *Economia e Sociedade*, Campinas, v.19, n.30, p.613-625, 2010.

UCELI, A. F.; GOMES, M. F.; DA CUNHA, D.A; MOREIRA, R. B. O Programa Bolsa Família e a oferta de trabalho na região nordeste no ano de 2009. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v.45, n.4, p.7-16, 2014.

VASCONCELOS, A. M., RIBEIRO, F. G., GRIEBELER, M. C., CARRARO, A. Programa Bolsa Família e Geração “Nem-Nem”: Evidências para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v.71, n.2, p; 233-257, 2017.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press, 2ª edição, 2010.