

# **PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA E MIGRAÇÃO INTERNA: EVIDÊNCIAS DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA**

## **Área 3 – Economia do Trabalho, Economia Social e Demografia.**

**Autor:** Luiz Felipe Campos Fontes

**Titulação:** Mestrando em Economia (PPGE-PUCRS)

**Filiação Institucional:** Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS).

**Endereço:** Avenida Ipiranga, 6681, Prédio 50, 11º andar, Partenon, Porto Alegre/RS. CEP: 90619-900

**E-mail:** luizfelipefontes.80@gmail.com

**Telefone para contato:** (51) 99517-9040

**Autor:** Paulo de Andrade Jacinto

**Titulação:** Doutor em Economia (UFRGS)

**Filiação Institucional:** Professor Adjunto da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PPGE-PUCRS).

**Endereço:** Avenida Ipiranga, 6681, Prédio 50, 11º andar, Partenon, Porto Alegre/RS. CEP: 90619-900

**E-mail:** paulo.jacinto@puers.br

**Autor:** Marco Tulio França

**Titulação:** Doutor em Economia (UFPR)

**Filiação Institucional:** Professor Adjunto da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PPGE-PUCRS).

**Endereço:** Avenida Ipiranga, 6681, Prédio 50, 11º andar,

**E-mail:** marco.franca@puers.br

## PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA E MIGRAÇÃO INTERNA: EVIDÊNCIAS DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA

### RESUMO

O presente trabalho busca estimar o impacto do Programa Bolsa Família (PBF) sobre a migração inter-regional 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 às especificações do pareamento. Ainda, por meio da Função Dose Resposta (FDR), mostra-se que os resultados são positivamente correlacionados com os valores monetários pagos pelo programa. Sendo assim, o mecanismo de impacto do PBF sobre a migração interna é via efeito renda, conforme preveem os modelos econômicos tradicionais de migração.

**Palavras-chave:** Programa Bolsa Família. Migração Interna. *Propensity Score Matching*. Função dose-resposta.

### ABSTRACT

This work aims to analyze the impact of Bolsa Família Program in Brazilian intern migration. The Average Treatment Effect on Treated (ATT) was estimated through Propensity Score Matching (PSM) and 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. Through Dose Response Function it is also shown that the results are positively correlated with the monetary values transfer by the Bolsa Família. Thus, the mechanism impact of the program on intern migration is via income effect, according to the economic models of migration.

**Keywords:** Bolsa Família Program. Intern Migration. *Propensity Score Matching*. Dose-response function.

**Área 3 – Economia do Trabalho, Economia Social e Demografia.**

**JEL Classification: C21; J61; O15**

## 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. De acordo com Dustmann e Kirchkamp (2002), 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 retrata indivíduos que deixam regiões pobres em direção às áreas mais desenvolvidas na busca por melhores oportunidades de vida. Entretanto, os fluxos migratórios recentes apresentaram importantes diferenças e as regiões pobres, até então emissoras de migrantes, passaram a apresentar forte concentração de remigrados. 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.

Evidências empíricas causais sobre programas de transferência de renda e migração interna são escassas. Na literatura internacional, destacam-se dois trabalhos que buscaram essa relação por meio do programa *Oportunidades* no México: Stockon *et al.* (2005) e Angelucci (2011). Mesmo empregando métodos como de diferenças em diferenças e de resultados potenciais, ambos os estudos não encontraram impacto do programa sobre os fluxos migratórios internos.

Na literatura nacional, destaca-se o trabalho de Silveira-Neto (2008) que, por meio do *Propensity Score Matching* (PSM) e dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2004, testou se o PBF influenciava na decisão dos indivíduos quanto à migração interna. O autor encontrou como resultado um efeito do programa de retenção quanto à permanência dos beneficiários em seus estados de origem. Porém, não foram encontrados efeitos sobre a migração de retorno interna.

Ainda dentro dessa temática, o estudo de Sachsida, Caetano e Albuquerque (2010) buscou evidências sobre políticas públicas e migração tendo como unidade de avaliação os estados brasileiros. Por meio de um painel de dados (2002-2006) e regressões com efeitos aleatórios, os autores 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.

Os modelos econômicos clássicos de migração (HARRIS; TODARO, 1970; BORJAS, 1987) 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 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. Neste sentido, o presente estudo objetiva 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 migração de indivíduos ao estado natal, como na retenção de indivíduos nos estados em que residem.

A análise empírica faz 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 BRAUW *et al.*, 2015; CECHIN *et al.*, 2015, NASCIMENTO; KASSOUF, 2016). Para testar se o mecanismo de impacto do PBF sobre a

migração é via aumento de renda, 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.

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, é reportado 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. Por fim, observou-se que os impactos são acentuados para indivíduos com maiores valores monetários recebidos pelo PBF o que vai ao encontro com 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 bilhões 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. Entretanto, indicam-se as seguintes referências para tais informações: Soares e Sátyro (2010), Cechin *et al.* (2015), Cavalcanti *et al.* (2016), Chitolina *et al.* (2016) e Nascimento e Kassouf (2016).

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 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>1</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

---

<sup>1</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).

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

A partir desta hipótese podemos então comparar migrantes/remigrados de longo prazo, já fixos em um estado, com migrantes recentes. Já que a decisão de migrar está amplamente relacionada com a comparação de rendas e custos enfrentados em cada região, o valor monetário concedido por programas sociais pode ser crucial para a decisão do indivíduo em permanecer no estado em que se encontra. Neste caso, a hipótese tradicional da migração pode ser testada ao analisar se os indivíduos com maior renda oriunda de um programa social tendem a permanecer no estado em que residem

### 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>2</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

<sup>2</sup> Para mais detalhes sobre vieses de auto-seleção, ver Heckman *et al.* (1998).

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>3</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 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. Como especificação do pareamento optou-se pela reposição (cada controle da amostra pode ser usado mais de uma vez como *match*) e pela não delimitação de diferença máxima entre os escores de propensão para tratados e controles (sem *caliper*)<sup>4</sup>. Essa estratégia foi adotada com o intuito de conservar o maior número possível de observações da amostra.

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>5</sup>. Sendo assim, segue-se correção proposta por Abadie e Imbens (2016)<sup>6</sup> o que garante uma maior robustez na estimação do ATT.

### 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.

A probabilidade de um indivíduo participar do tratamento pode ser definida como uma função logística  $F(.)$ ,  $P(X) = \Pr(T_i = 1 | X_i) = F(\beta X_i + \gamma u_i)$ , 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

<sup>3</sup> Calculadas as médias normalizadas, os autores propõem como diferença admissível entre os grupos, valores de 0,25.

<sup>4</sup> Modelos alternativos também foram testados, considerando três valores de *caliper* (0,001, 0,0005 e 0,0001) e o pareamento sem reposição. O ATT para essas especificações também é apresentado nos resultados.

<sup>5</sup> Estimações a partir do comando *teffects* do stata.

<sup>6</sup> Para mais detalhes, ver também Abadie e Imbens (2006, 2008).

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>7</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:

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

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

<sup>7</sup> Utiliza-se neste estudo o modelo proposto por Cerulli e Poti (2014), cuja programação em stata é apresentada em Cerulli (2015).



condicional das médias e, após manipulações algébricas, o estimador assume a seguinte forma, com  $T_i$  indicando o tratamento<sup>8</sup>:

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

#### 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 médio-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 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 aos trabalhos anteriores que encontraram impacto negativo do PBF sobre a migração ao comparar migrantes e não migrantes. Dessa forma, estaríamos estendendo este efeito de fixação inclusive para indivíduos não localizados na sua UF natal, além de comparar apenas com indivíduos que, em algum momento da vida, já migraram.

<sup>8</sup> Para o passo a passo da construção algébrica do estimador, ver Cerulli e Poti (2014) e Cerulli (2015).

Nota-se que neste trabalho, optou-se por comparar somente indivíduos que já tenham arbitrado pela migração, pois, este é um processo cuja seletividade é marcada por atributos não observáveis (maior motivação, menor aversão ao risco, empreendedorismo, etc.). Logo, 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>9</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>10</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>11, 12</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 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.

<sup>9</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>10</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>11</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>12</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.

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 <sup>13</sup>	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*.

Por fim, apresentam-se no Quadro 1 (a seguir) 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	<i>Dummy</i> igual a 1 se o indivíduo é chefe de família.
Casado	<i>Dummy</i> igual a 1 se o indivíduo é casado.
Sexo	<i>Dummy</i> igual a 1 se o indivíduo é homem.
Cor	<i>Dummy</i> igual a 1 se o indivíduo é branco ou amarelo (0 se negro, pardo ou índio).
Ocupação	<i>Dummies</i> para as seguintes ocupações de trabalho: trabalhador informal; trabalhador autônomo; trabalhador com carteira assinada; funcionário público (categoria de referência: desempregado).
Fundamental incompleto	<i>Dummy</i> igual a 1 se o indivíduo possui ensino fundamental incompleto e assumirá valor igual a 0, caso contrário.
Fundamental completo	<i>Dummy</i> igual a 1 se o indivíduo possui ensino fundamental completo e assumirá valor igual a 0, caso contrário.
Médio completo	<i>Dummy</i> igual a 1 se o indivíduo possui ensino médio completo e assumirá valor igual a 0, caso contrário.
Superior completo	<i>Dummy</i> 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.
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.

(continua)

<sup>13</sup> Indivíduos que migraram/remigraram no passado e desde a criação do PBF em 2004 não migraram novamente.

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

Renda domiciliar per capita	Renda domiciliar <i>per capita</i> em reais.
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

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.

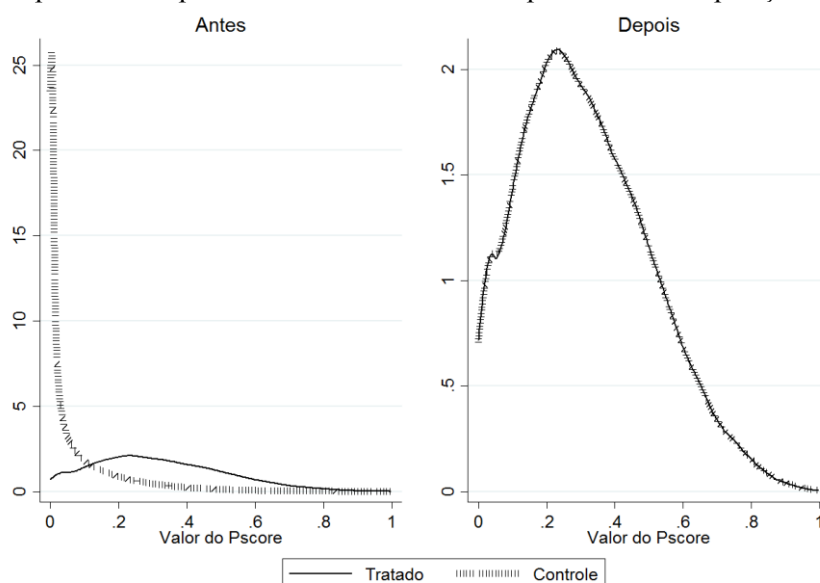
### *Exercício I*

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>14</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.

A Tabela 2 (a seguir) 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, o impacto foi de 2,9% no modelo base e se manteve para formas mais restritas de pareamento, cujo ATT variou de 2,6% a 3,1%. 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 2,8% a partir das demais especificações. Sendo assim, os beneficiários do programa têm, em média, 3% mais chances de serem remigrados ao estado natal em comparação aos não beneficiários do programa, semelhantes em diversas características observáveis.

<sup>14</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.

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

	<i>Última etapa</i>	<i>Data fixa</i>
<i>S/Caliper</i>	0.029** (0.0045)	0.025** (0.0044)
Observações	348,109	317,757
<i>Caliper 0,001</i>	0.029** (0.0045)	0.024** (0.0044)
Observações	348,063	317,724
<i>Caliper 0,0005</i>	0.028** (0.0045)	0.024** (0.0044)
Observações	348,008	317,655
<i>Caliper 0,0001</i>	0.026** (0.0045)	0.023* (0.0044)
Observações	347,221	316,913
<i>S/ Reposição</i>	0.031** (0.0018)	0.028** (0.0037)
Observações	348,109	317,757

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

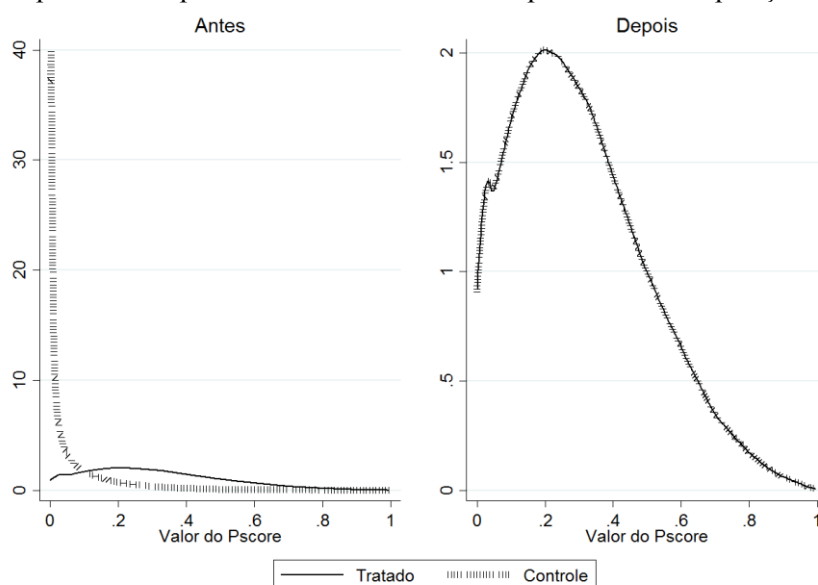
### *Exercício II*

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 (a seguir) 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, os beneficiários do Bolsa Família tem 2,8% mais chances de estarem fixos no estado em que se localizam em comparação aos não beneficiários, semelhantes em características observáveis.

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

	<i>ATT</i>
<i>S/ Caliper</i>	0.028** (0.0016)
Observações	1,629,923
<i>Caliper 0,001</i>	0.028** (0.0016)
Observações	1,629,911
<i>Caliper 0,0005</i>	0.028** (0.0016)
Observações	1,629,848
<i>Caliper 0,0001</i>	0.027** (0.0016)
Observações	1,628,960
<i>S/ Reposição</i>	0.025** (0.0013)
Observações	1,629,923

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

**Tabela 4:** Análise de sensibilidade dos limites de Rosenbaum (teste de Mantel-Haenszel)

$\tau$	<i>Exercício I Última etapa</i>	<i>Exercício I Data Fixa</i>	<i>Exercício II</i>
1	0	0	0.0062
1.1	<0.0001	0	<0.0001
1.2	0.0003	0.0004	0
1.3	0.0429	0.0501	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.

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 variar 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 5, confirmamos os efeitos do programa em estimular a

migração de retorno (exercício I)<sup>15</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 3,3%, 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.

**Tabela 5:** 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>)

	(I)	(II)
ATE <sub>t</sub>	0.027**	0.033**
	(0.0070)	(0.0033)
Observações	348,312	1,629,923

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

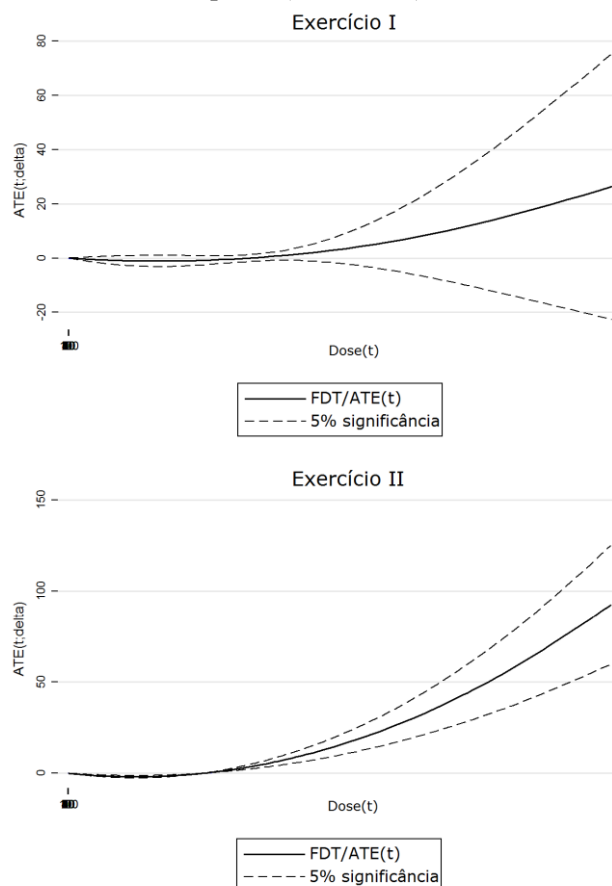
Mais interessante do que avaliar o impacto estimado pela FDR, é explorar a variação dos resultados de acordo com as diferentes doses de tratamento recebidas pelos beneficiários do programa. Na Figura 3 (a seguir), percebemos que o impacto do Bolsa Família sobre os fluxos migratórios é positivamente correlacionado 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 esparsos 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 parecem estar 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 recebem baixas transferências do PBF. Entretanto, à medida que 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, confirmamos as tendências apontadas pelos modelos econômicos de migração, uma vez que quanto maior é a renda do indivíduo (aqui medida pela renda não trabalho, oriunda do PBF) maior é a chance dele ter permanecido no seu estado de residência, nos últimos seis anos.

<sup>15</sup> Devido a grande semelhança entre os resultados e por motivos de concisão, consideraremos o conceito de migração de última etapa.



**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, os beneficiários do programa têm, em média, 3% mais chances de terem remigrado ao estado natal do que 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, 2,8% mais chances de estarem fixos no estado em que residiam atualmente (pelo menos, desde a criação do PBF) 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.

Os modelos econômicos clássicos de migração apontam que o indivíduo escolhe para que UF migrar comparando os custos e benefícios da migração a partir de uma maximização de renda. Sendo assim, as estimações auferidas neste trabalho seriam fruto de um efeito renda do programa ao transferir valores monetários para seus participantes. Este mecanismo é confirmado com a estimação da Função Dose Resposta (FDR), uma vez que tivemos a possibilidade de avaliar a magnitude das estimações de acordo com a dose recebida pelo PBF. Entretanto para migração de retorno, a variação positiva da FDR de acordo com o valor pago pelo programa não se mostra significativa a 5%. Já, o efeito de retenção é amplamente correlacionado com os valores pagos 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.

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.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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. Perfim 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. 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/Rússia. *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.

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.

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.

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.

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

## APÊNDICE A

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

Variável	Coefficiente	Variável	Coefficiente
Idade	0.260** (0.0043)	Pessoas domicílio <=15 anos	0.358** (0.0058)
Idade2	-0.00363** (0.0001)	Pessoas domicílio >15 anos	-0.158** (0.0056)
Casado	0.165** (0.0142)	Índice de posse	-0.364** (0.0086)
Branco	-0.256** (0.0145)	Renda domiciliar per capita	-0.000172* (0.0001)
Chefe família	0.187** (0.0154)	Densidade do domicilio	0.110** (0.0132)
Homem	-3.304** (0.0262)	Domicilio próprio	0.184* (0.0723)
Fundamental incompleto	1.903** (0.0718)	Domicilio próprio não pago	-0.0639 (0.0819)
Fundamental completo	1.640** (0.0724)	Domicilio alugado	0.09 (0.0727)
Médio completo	1.091** (0.0725)	Domicilio cedido por empregador	0.0397 (0.0768)
Superior completo	(omitida)	Domicilio cedido de outra forma	0.323** (0.0746)
Trabalhador carteira assinada	-0.577** (0.0538)	Outra condição domiciliar	(omitida)
Funcionário público	-0.317** (0.0887)	Metrópole	-0.410** (0.0174)
Trabalhador informal	0.0628 (0.0506)	Urbana	-0.139** (0.0181)
Trabalhador autônomo	-0.0873 (0.0543)	Tempo de moradia na UF	0.0680** (0.0033)
Empregador	-0.698** (0.2260)	Constante	-8.255** (0.1490)
Desempregado	(omitida)		
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	0.33664	0.31606	-0.03103
Chefe família	0.34743	0.35374	0.00934
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	0.62520	0.63892	0.02010
Trabalhador carteira assinada	0.07768	0.06004	-0.04922
Funcionário público	0.01080	0.00925	-0.01097
Trabalhador informal	0.19711	0.20396	0.01211
Trabalhador autônomo	0.08888	0.08724	-0.00408
Empregador	0.00034	0.00059	0.00820
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 domicílio	0.97543	1.00768	0.03379
Domicílio próprio	0.57245	0.58672	0.02045
Domicílio próprio não pago	0.02465	0.02317	-0.00683
Domicílio alugado	0.24246	0.22346	-0.03178
Domicílio cedido por empregador	0.04902	0.04557	-0.01149
Domicílio 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	0.275** (0.0024)	Pessoas domicílio <=15 anos	0.358** (0.0035)
Idade2	-0.00379** (0.0000)	Pessoas domicílio >15 anos	-0.0933** (0.0033)
Casado	0.140** (0.0082)	Índice de posse	-0.394** (0.0050)
Branco	-0.263** (0.0085)	Renda domiciliar per capita	-0.000688** (0.0001)
Chefe família	0.248** (0.0088)	Densidade do domicilio	0.125** (0.0082)
Homem	-3.246** (0.0150)	Domicilio próprio	-0.0568 (0.0375)
Fundamental incompleto	1.924** (0.0457)	Domicilio próprio não pago	-0.194** (0.0423)
Fundamental completo	1.643** (0.0463)	Domicilio alugado	-0.209** (0.0383)
Médio completo	1.120** (0.0464)	Domicilio cedido por empregador	-0.248** (0.0414)
Superior completo	(omitida)	Domicilio cedido de outra forma	0.119** (0.0395)
Trabalhador carteira assinada	-0.601** (0.0305)	Outra condição domiciliar	(omitida)
Funcionário público	-0.363** (0.0428)	Metrópole	-0.419** (0.0102)
Trabalhador informal	0.142** (0.0290)	Urbana	-0.167** (0.0106)
Trabalhador Autônomo	0.0214 (0.0306)	Tempo de moradia na UF	0.00289** (0.0004)
Empregador	-0.931** (0.1420)	Constante	-8.056** (0.0839)
Desempregado	(omitida)		
Pseudo R <sup>2</sup>	0.33		
Observações	1,207,896		

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>	1180.91400	1162.85000	-0.01870
Casado	0.37032	0.37566	0.00781
Branco	0.32193	0.30607	-0.02415
Chefe família	0.32445	0.32706	0.00394
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	0.64284	0.65833	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
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 domicílio	1.03034	1.05634	0.02541
Domicílio próprio	0.45325	0.47329	0.02841
Domicílio próprio não pago	0.02621	0.02421	-0.00900
Domicílio alugado	0.34753	0.32515	-0.03349
Domicílio cedido por empregador	0.06652	0.06137	-0.01487
Domicílio 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.