

# Bolsa-Família, escolha ocupacional e informalidade no Brasil\*

Ana Luiza Neves de Holanda Barbosa \*\*

Carlos Henrique L. Corseuil \*\*\*

## Resumo

O objetivo deste texto é o de investigar o impacto do programa Bolsa Família na composição do mercado de trabalho no Brasil. Em particular, é o de analisar em que medida essa transferência de renda distorce a escolha ocupacional dos beneficiários no sentido de torná-los mais propensos a optar por uma ocupação informal. Para tanto, utilizamos o arcabouço de regressão descontínua (*fuzzy RDD*) ao explorar uma descontinuidade presente na regra de elegibilidade do programa, que vem a ser um limite para a idade das crianças. A análise é feita com base nos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2006, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Nossos resultados sugerem que o programa não tem impactos sobre a escolha ocupacional dos beneficiários entre os postos formais e informais.

**Palavras chave:** transferência de renda, trabalho informal, desenho de regressão descontínua.

**Classificação JEL:** I38, O17.

## Abstract

This study analyzes the impact of conditional cash transfer program Bolsa Familia in the occupational composition Brazilian labor market. The methodology relies on a discontinuity in the program eligibility rule regarding children's age to attain the identification of a LATE parameter. The analysis is carried out with 2006 microdata from National Household Sample Survey (PNAD/IBGE). Our results suggest the cash transfer program does not affect the occupational choice of Brazilian adults among formal and informal jobs.

**Keywords:** income transference, informal labor, regression discontinuity design.

**JEL Codes:** I38, O17.

---

\* Os autores agradecem a Sergei Soares por vários esclarecimentos sobre o funcionamento do Bolsa-Família. Fomos beneficiados por valiosos comentários dos nossos colegas Pedro Herculano de Souza, Miguel Foguel e Fabio Soares. Finalmente somos gratos a Italo Cabral de Souza pela assistência no processamento dos microdados da PNAD 2006.

\*\* Técnica de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea. *Email:* [ana.barbosa@ipea.gov.br](mailto:ana.barbosa@ipea.gov.br).

\*\*\* Técnico de Planejamento e Pesquisa e diretor-adjunto da Disoc do Ipea. *Email:* [carlos.corseuil@ipea.gov.br](mailto:carlos.corseuil@ipea.gov.br).

## 1 INTRODUÇÃO

O programa Bolsa Família (PBF daqui em diante) é um programa de transferência de renda condicional (*Conditional Cash Transfer – CCT*) que visa melhorar o bem-estar de famílias pobres. Existem programas com características semelhantes ao PBF em diversos países em desenvolvimento, tanto dentro como fora da América Latina. Em alguns países como o Brasil, a cobertura do programa é bastante extensa. Por exemplo, em 2013, o PBF já havia beneficiado mais de 13 milhões de famílias. Nesse contexto, algumas preocupações são externadas em relação a possíveis efeitos deletérios do programa na oferta de trabalho dos adultos.<sup>1</sup>

O objetivo deste trabalho é o de investigar o impacto de programas CCT como o PBF na composição da oferta de trabalho entre os setores formal e informal. Em particular, é o de analisar em que medida o PBF distorce a escolha ocupacional dos beneficiários no sentido de torná-los mais propensos a optar por uma ocupação informal.

A ideia de que os rendimentos provenientes de uma ocupação informal sejam menos visíveis pelo órgão gestor do programa do que aquele proveniente do emprego formal motiva esta investigação. Sendo assim, é possível que os beneficiários possam migrar de uma ocupação no setor formal para uma ocupação no setor informal da economia ou simplesmente tenham uma maior propensão de transitar do desemprego/inatividade para uma ocupação informal.

Esse efeito seria deletério para a sociedade ao menos por dois motivos. Em primeiro lugar, uma mudança na composição do emprego que reduz o peso do setor formal compromete a capacidade do estado de financiar suas políticas, inclusive aquelas diretamente relacionadas ao bem-estar social. Um segundo motivo de preocupação com relação a um suposto efeito pró-emprego informal diz respeito a uma menor probabilidade do beneficiário do PBF sair da pobreza estando empregado no setor informal.

O Brasil pode ser considerado um excelente caso a ser analisado, dada a disponibilidade de informação apurada tanto sobre o setor em que os indivíduos estão empregados (formal ou informal) como sobre o status do domicílio em relação tanto à elegibilidade quanto à participação no PBF (beneficiário ou não beneficiário).

---

<sup>1</sup> Ver a esse respeito o capítulo 4 de Fiszbein e Schady (2009) para uma resenha sobre os efeitos de programas CCT na oferta de trabalho.

Há, no entanto, um grande desafio para a investigação dos efeitos do PBF na oferta de trabalho do adulto. A participação nesse tipo de programa é voluntária. Logo, o grupo de beneficiários pode diferir em certos aspectos, que afetam tanto a participação como a escolha ocupacional, em relação ao grupo de não beneficiários. Isso dificulta a tarefa de encontrar um grupo de comparação que lembre o grupo tratado.

A nossa estratégia de identificação do efeito do PBF na escolha ocupacional procura isolar o real efeito do programa de diferenças em características não observáveis dos indivíduos. Utilizamos como fonte de identificação uma descontinuidade presente na regra de elegibilidade do PBF, que vem a ser um limite para a idade das crianças no início do ano letivo (que no Brasil coincide com o ano calendário). Esse tipo de estratégia é conhecido como desenho de regressão descontínua - RDD (*Regression Discontinuity Design*).<sup>2</sup> Em particular, como a elegibilidade não coincide com a participação no programa, a metodologia explorada trata do caso conhecido como *fuzzy* RD. A nossa principal hipótese de identificação consiste em assumir que as características não observáveis dos adultos em famílias cujo filho mais novo atinge a idade limite para ser elegível pouco tempo antes do início do ano letivo são muito similares àquelas famílias cujo filho mais novo atinge a idade limite para ser elegível pouco tempo depois do início do ano letivo. Essa é considerada uma suposição fraca, dado o componente de aleatoriedade envolvido na determinação da data exata do nascimento de um indivíduo. Além disso, procedemos alguns testes cujos resultados são condizentes com a validade dessa hipótese.

A evidência empírica do impacto de programas CCT na escolha ocupacional do adulto beneficiário do programa ainda está incipiente. O que se tem são trabalhos que estimam o impacto sobre a oferta de trabalho dos indivíduos de forma desagregada para o tipo de ocupação. Nessa classe de estudos podemos incluir Skoufias e Di Maro (2008); Ribas e Soares (2011); e Brauw *et al.* (2012).<sup>3,4</sup>

Esses três trabalhos empregam alguma versão do estimador de diferenças em diferenças. A hipótese de identificação compartilhada nesses trabalhos, portanto, é a de que as características não observáveis dos indivíduos que interferem na seleção do programa são fixas no tempo.

---

<sup>2</sup> Ver Imbens e Lemieux, 2008.

<sup>3</sup> Enquanto o primeiro trabalho analisa o Progreso do México, os demais analisam o PBF.

<sup>4</sup> Teixeira (2010) bem como Marinho e Mendes (2013) também fazem esse tipo de análise, porém, descartam, por hipótese, a influência de fatores não observáveis na seleção dos beneficiários ao PBF.

O resultado de Skoufias e Di Maro (2008) para o México aponta um efeito sobre a participação de conta-próprias imediatamente após a implementação do programa. No entanto, esse efeito desaparece pouco tempo depois. Em relação aos resultados dos trabalhos sobre o PBF, identifica-se uma diminuição na participação no setor formal [Ribas e Soares (2011)] bem como um aumento na jornada de trabalho no setor informal [Brauw *et al.* (2012)].

Os nossos resultados não apontam impacto do PBF sobre a probabilidade do indivíduo estar em uma ocupação informal. Vale dizer que esse resultado aparece em estimativas tanto em uma amostra composta por chefes de domicílio como também para o que chamaremos de trabalhadores secundários do domicílio, isto é, aqueles que geram a segunda maior fonte de rendimento do trabalho ao domicílio, após o rendimento do trabalho principal do chefe.

Além desta introdução e de uma última seção dedicada a considerações finais, o presente trabalho está organizado em mais quatro seções. A próxima seção apresenta as regras do PBF, incluindo critérios de elegibilidade e valores dos benefícios. A terceira seção descreve os procedimentos econométricos adotados para a avaliação do impacto do PBF na composição do mercado de trabalho. A base de dados e a construção da nossa amostra são apresentadas na quinta seção, que também traz algumas estatísticas descritivas. Os principais resultados econométricos são apresentados na sexta seção.

## **2 CRITÉRIOS DE ELEGIBILIDADE DO PBF**

A elegibilidade ao programa depende de dois critérios principais. O primeiro está associado com a situação socioeconômica da família medida pela renda domiciliar *per capita* (RDPC) – a soma dos rendimentos brutos auferidos por todos os membros da família dividida pelo total de indivíduos na família. O segundo critério está vinculado à composição familiar, em particular, à idade do filho mais novo. O PBF também exige do beneficiário o cumprimento de condicionalidades associadas à saúde infantil e à educação.<sup>5</sup>

---

<sup>5</sup> No caso da saúde infantil, exige-se a realização de exames pré-natais para as gestantes e o acompanhamento médico para as nutrizes entre 14 e 44 anos, além do acompanhamento pediátrico para o crescimento e desenvolvimento de crianças até seis anos. No caso da educação, as condicionalidades estão associadas ao acesso e à manutenção das crianças e dos jovens na escola.

Em setembro de 2006, eram consideradas elegíveis dois grupos de famílias. O primeiro grupo é composto pelas famílias com renda mensal per capita entre R\$ 50,01 e R\$ 100,00 (abaixo da linha de pobreza da época) desde que tivessem gestantes, nutrizes, crianças e adolescentes entre 0 e 15 anos de idade. Esse grupo recebia um benefício variável dependendo da quantidade de dependentes nas situações listadas acima, podendo chegar ao limite de R\$ 45,00. O outro grupo é composto pelas famílias em situação de extrema pobreza, cuja renda familiar *per capita* era menor ou igual a R\$ 50,00 mensais. Tais famílias receberiam um benefício básico de R\$50,00, independentemente de sua composição e um benefício variável caso houvesse dependentes entre os integrantes da família.<sup>6</sup> O valor máximo de benefícios do PBF que uma família extremamente pobre poderia receber era de R\$95,00.

Apesar de diversos trabalhos que procuram auferir os benefícios do PBF explorarem a condição de elegibilidade baseada na RDPC, optaremos nesse trabalho por explorar a condição de elegibilidade baseada na idade do filho mais novo. Essa opção se justifica pela suposição de que a escolha ocupacional do chefe não pode interferir na elegibilidade do domicílio por esse critério. No entanto, também parece razoável supor que essa escolha possa influenciar a elegibilidade via renda domiciliar *per capita*. Esse argumento é uma consequência imediata do fato de o rendimento de uma ocupação informal ser ocultado dos agentes responsáveis pelo PBF, diferentemente do que ocorre com o rendimento oriundo de uma ocupação formal.<sup>7</sup>

A nossa metodologia depende, portanto, dos indivíduos não conseguirem manipular o valor da variável do critério de elegibilidade escolhido. Dada a existência de certidão de nascimento no Brasil, nos parece mais razoável supor que não há meios de manipular a idade dos filhos do que supor que não há meios de manipular a RDPC. Esse critério de elegibilidade, a idade do filho mais novo, está diretamente associado à principal variável utilizada em nossa estratégia de identificação. A seção 4 explica de forma detalhada como essa variável foi utilizada.

É importante frisar como de fato ocorre a seleção dos domicílios no programa. A seleção dos domicílios beneficiários no PBF é realizada sob a égide do MDS, da Caixa Econômica Federal (CEF) e dos municípios.<sup>8</sup> A Secretaria Nacional de Renda de

---

<sup>6</sup> Outros dois benefícios foram incorporados ao PBF depois de 2006: o Benefício variável jovem e o Benefício para superação da extrema pobreza (BSP).

<sup>7</sup> Na prática, os agentes municipais identificam os potenciais beneficiários e podem acompanhar o status das famílias beneficiárias do PBF em bases de dados de fontes de renda formais tais como as bases do Benefício de Prestação Continuada (BPC) e da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS).

<sup>8</sup> Informações provenientes de Soares e Sátyro (2009).

Cidadania (SENARC), do MDS, é o órgão responsável pelo programa. Entre outras importantes ações, a SENARC estabelece os critérios de seleção dos beneficiários, ou seja, de quem recebe e de quanto recebe, define também o questionário do Cadastro único e os critérios para suspensão e corte dos benefícios, entre várias outras definições de parâmetros operacionais. O papel da CEF é bastante significativo no PBF na medida em que é ela quem, além de ser o órgão operador e pagador, é também responsável por processar as informações que compõem o Cadastro único, levantadas pelos municípios, calcula a RDPC e quanto deve receber cada família e paga, através do cartão magnético, o benefício mensalmente. O papel mais importante dos municípios é a responsabilidade pela identificação das famílias a serem beneficiadas, mediante o recolhimento das informações que compõem o cadastro. Soares e Sátyro (2009) argumentam que, em última instância, são os agentes municipais que decidem quem será ou não potencial beneficiário de uma Bolsa Família, na medida em que toda a informação que a Caixa processa ou a SENARC analisa é por eles coletada. Para os autores, “trata-se de um papel estratégico – sem municípios empenhados e bem geridos, o próprio funcionamento do PBF seria comprometido” (SOARES; SÁTYRO, p.17). Fica claro, portanto, dada a forma de gestão do PBF, que os beneficiários tendem a ter um incentivo de trabalhar na informalidade (com os rendimentos ocultos dos órgãos oficiais) e continuarem elegíveis para o benefício do PBF.

Na próxima seção, ficará evidente que, para o nosso artigo, o processo de exclusão dos domicílios ao deixar de ser elegível é mais importante que o processo de inclusão dos domicílios entre os beneficiários. Em particular, o processo de exclusão de domicílios que passam a ser inelegíveis pelo critério de idade do filho mais novo é central para nossa análise. Segundo a legislação do PBF, a exclusão não se dá imediatamente após o aniversário de 16 anos do filho mais novo, mas sim após o término do respectivo ano letivo.

Dessa forma basearemos nossa estratégia empírica a ser explicitada na próxima seção, em comparações de domicílios que aparecem na PNAD de 2006 onde o filho mais novo estava prestes a completar 16 anos de idade em 31/12/2005 com domicílios onde o filho mais novo havia recém completado 16 anos de idade em 31/12/2005.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1. O problema de identificação e suas consequências para estimação

A identificação do efeito do PBF sobre a escolha ocupacional não é uma tarefa trivial, dado que há espaço para autoseleção dos indivíduos no programa. Esse problema torna-se complicado quando a probabilidade do indivíduo entrar no programa depende de características não observáveis, que também podem influenciar sua escolha ocupacional.

A exposição feita na seção anterior fornece indícios de que há espaço para esse tipo de problema no caso do PBF. Basicamente a probabilidade de seleção vai ser maior para o domicílio elegível mais hábil em se tornar visível para o agente municipal.

Para uma melhor visualização do problema decorrente da autoseleção baseado em não observáveis considere o modelo de regressão abaixo relacionando escolha ocupacional do chefe do domicílio “i” ( $Y_i$ ) com participação no PBF ( $T_i$ ) e idade do filho mais novo no último dia do ano anterior ( $I_i$ ):<sup>9</sup>

$$Y_i = \alpha_1 + \beta_1(I_i - c) + \lambda_1 T_i + \gamma_1 T_i (I_i - c) + \delta_1 X_i + \varepsilon_i, \quad (7)$$

em que  $c$  é uma constante de normalização denotando a idade limite do filho mais novo para a elegibilidade do domicílio (no nosso caso 16 anos exatos em 31 de dezembro de 2005);  $X$  denota eventuais controles a serem inseridos no modelo. Nosso parâmetro de interesse é  $\lambda_1$  que representa o efeito da participação no programa na escolha ocupacional.

O fato de haver autoseleção pro BF baseado em características não observáveis acarreta na seguinte propriedade desse modelo:

$$E[\varepsilon_i | T_i] \neq 0 \quad (8)$$

Conseqüentemente,  $\lambda_1$  não pode ser identificado pela comparação das escolhas ocupacionais de quem participou ( $T=1$ ) e quem não participou ( $T=0$ ), mesmo mantendo

---

<sup>9</sup> Usamos a idade em 31/12/2005 porque nessa data somos capazes de identificar domicílios cuja idade do filho mais novo recém cruzou a fronteira da elegibilidade ( $c$ ) tornando esses domicílios inelegíveis em 2006, bem como domicílios que permaneceram elegíveis em 2006 porque a idade do filho mais novo só cruza a fronteira imediatamente após a virada do ano. Esses domicílios serão cruciais na nossa estratégia de identificação conforme será detalhado mais adiante.

constante as demais variáveis explicativas do modelo (X). Isso porque segundo (8) ao variar T estamos variando também  $\varepsilon$ . Logo não seremos capazes de separar o efeito em Y advindo da variação de T daquele advindo da variação de  $\varepsilon$ . Em termos de estimação isso significa que  $\lambda_1$  não pode ser estimado de forma consistente por mínimos quadrados ordinários.

Neste caso, o cenário ideal é ter alguma fonte de variação em T entre indivíduos que não afete  $\varepsilon$ . Dito de outra forma seria interessante ter em mãos uma variável que afete a decisão dos indivíduos de participar do programa que não seja relacionada com características não observáveis dos indivíduos. Essa variável funciona como um instrumento para a correta identificação do nosso parâmetro de interesse, pois não queremos saber o impacto dessa variável, mas a sua variação é usada para deslocar a participação mantendo tudo mais constante.<sup>10</sup>

Em geral recorre-se a um critério exógeno de elegibilidade para servir como instrumento para a correta identificação do tratamento. Esse critério exógeno pode ser decorrente de um sorteio aleatório ou de uma descontinuidade na regra de elegibilidade. No segundo caso, temos o que se convencionou a chamar na literatura de regressão com descontinuidade difusa (tradução livre a partir do termo original *fuzzy regression discontinuity*).<sup>11</sup>

Conforme discutido na seção anterior, há uma descontinuidade na regra de elegibilidade do BF, o que nos faz optar pela abordagem de regressão com descontinuidade difusa. A estratégia de identificação associada a essa abordagem pode ser visualizada através do gráfico 1 abaixo que mostra a participação do programa (T) em Setembro de 2006 (data da PNAD 2006) como função do hiato que separa a idade do filho mais novo da marca de 16 anos completos em 31/12/2005. Logo, valores positivos (negativos) no eixo horizontal denotam domicílios onde o filho mais novo ainda não havia (já havia) completado 16 anos em 31/12/2005 e portanto são (in)elegíveis ao programa em 2006.

Cada ponto no gráfico representa valores médios de grupos de domicílios agregados de acordo com a idade do filho mais novo e, portanto, também de acordo com o hiato mencionado acima. A agregação foi feita com intervalos de dois meses, de tal forma que o ponto relativo ao valor 1 (-1) no eixo horizontal traz a proporção de beneficiários

---

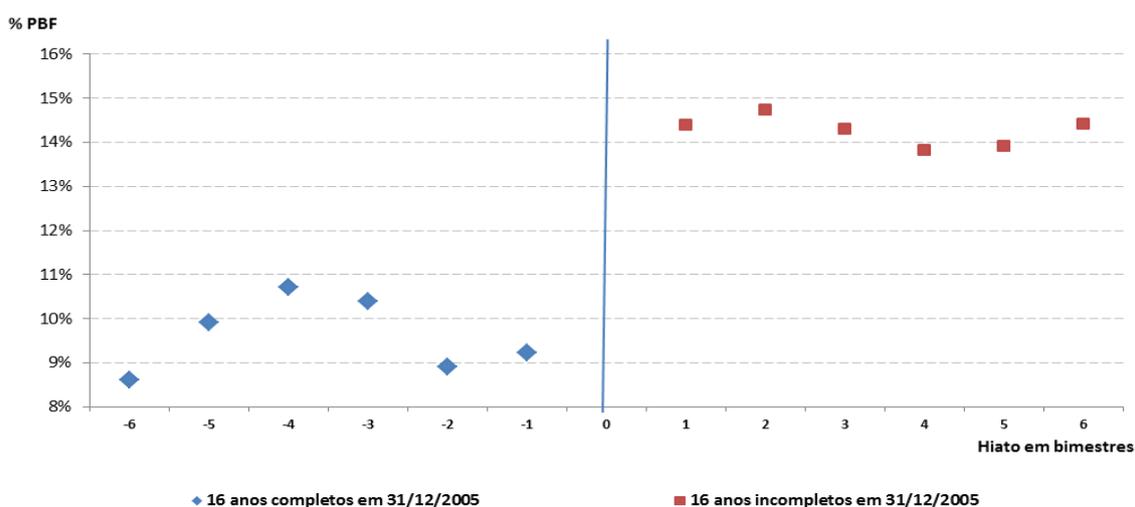
<sup>10</sup> Assim temos condições de identificar uma relação de causalidade de acordo com a definição usualmente empregada pelos economistas onde a relação de causalidade entre as variáveis X e Y pode ser identificada se observarmos a resposta de Y a uma variação de X, *mantido tudo mais constante*.

<sup>11</sup> O termo ‘difusa’ se refere à relação entre participação e elegibilidade, que não é determinística como no caso de regressão com descontinuidade aguda.

entre os domicílios cujo filho mais novo estava a menos de dois meses de completar (havia completado a menos de dois meses) 16 anos em 31/12/2005.

O gráfico 1 mostra claramente que a participação no programa cai abruptamente ao redor da marca correspondente ao limite para um dos critérios de elegibilidade. Ou seja, a comparação entre domicílios com filhos mais novos com 16 anos recém completos ou a serem completados pouco tempo depois de 31/12/2005 traz diferenças muito marcantes na probabilidade de participação no programa em 2006. Sendo razoável supor que tudo mais deve ser muito parecido entre esses dois grupos de domicílios (incluindo valores de  $\epsilon$ ) temos na idade do filho mais novo em torno dos 16 anos a variação exógena que desloca T, mantendo-se tudo mais constante e, portanto, permitindo a identificação do efeito do bolsa-família.

**Gráfico 1: Proporção dos Domicílios que recebem o PBF**



Fonte: PNAD/2006.

No restante dessa seção colocaremos essa discussão sobre identificação de maneira mais precisa. Uma série de contribuições tem sido feita no sentido de orientar os pesquisadores sobre as hipóteses necessárias para a identificação do efeito de um programa nesse contexto, bem como alguns procedimentos operacionais para a sua estimação. Nossa intenção é seguir as recomendações dessa literatura recente que podem ser acessadas nas resenhas de Imbens e Lemieux (2008) e Lee e Lemieux (2010), entre outras fontes.

### 3.2. A solução via descontinuidade

A identificação e conseqüentemente a estimação consistente do parâmetro  $\lambda_1$  na equação (7) requer algumas hipóteses adicionais. Para fins didáticos, vamos supor num primeiro momento, que o bolsa-família afeta de forma uniforme a escolha ocupacional dos indivíduos (contexto este frequentemente denotado na literatura por efeitos homogêneos). Nesse contexto as seguintes propriedades para domicílios onde filhos mais novos tem idade em torno de  $c$  são suficientes para a identificação do nosso parâmetro de interesse:

$$E[\varepsilon_i | I_i = c^-] = E[\varepsilon_i | I_i = c^+] = 0 \quad (9)$$

$$E[T_i | I_i = c^-] \neq E[T_i | I_i = c^+] \quad (10)$$

No caso das expressões acima,  $c^-$  ( $c^+$ ) denota idades muito próximas a  $c$ , porém menores (maiores) que o valor exato. No nosso contexto  $c^-$  ( $c^+$ ) representa domicílios com filhos mais novos com idade ligeiramente inferior (superior) a 16 anos em 31/12/2005.

A hipótese representada por (9) tem a seguinte interpretação no contexto desse artigo: a habilidade de se tornar visível para o agente municipal não difere entre um grupo de domicílios com filho mais novo prestes a completar 16 anos em 31/12/2005 de outro grupo com filho mais novo com 16 anos recém completos nessa mesma data. Já a hipótese representada por (10) requer que esses mesmos dois grupos de domicílios difiram no que diz respeito à probabilidade de seleção no programa, onde se espera que o grupo com filho mais novo com 16 anos incompletos tenha maior probabilidade de seleção.

Postergamos para a próxima seção uma discussão mais detalhada sobre a validade dessas hipóteses. Por ora assumimos que ambas são válidas e passamos para a exposição da nossa estratégia de identificação. É fácil comprovar a partir da equação (7) que a identificação vem através da seguinte razão:

$$\lambda_1 = \{E[Y_i | c^-] - E[Y_i | c^+]\} / \{E[T_i | c^-] - E[T_i | c^+]\} \quad (11)$$

Essa estratégia vem a ser equivalente ao uso de uma variável instrumental. Nesse caso a elegibilidade funciona como instrumento para a participação. Em termos

intuitivos, explora-se o contraste entre indivíduos com idade bem próxima ao limite de elegibilidade. A variação na elegibilidade para esses indivíduos induz uma variação exógena na participação no PBF, que por sua vez induz a um efeito causal na probabilidade de estar empregado no setor formal.

Para fins operacionais usaremos uma amostra restrita a domicílios com filho mais novo com idade ao redor de "c", visto o papel primordial desses domicílios na identificação do parâmetro de interesse. Nessa amostra aplica-se o estimador de mínimos quadrados em dois estágios onde o primeiro estágio pode ser representado pela seguinte equação:

$$T_i = \alpha_2 + \beta_2(I_i - c) + \lambda_2 D_i + \gamma_2 D_i (I_i - c) + \delta_2 X_i + \zeta_i \quad (12)$$

em que  $D_i$  indica se o domicílio é elegível pelo critério de idade, ou seja:

$$D_i = 1.(I_i < c) \quad (13)$$

Dito de outra forma, na nossa estratégia  $D_i$  serve, portanto, como instrumento para  $T_i$ . Outra questão importante do ponto de vista operacional é o que deve ser considerado como "idade próxima ao limite de elegibilidade". Para essa definição seguimos o procedimento sugerido por Imbens e Kalyanaraman (2009), notando que tal procedimento foi proposto para o caso de descontinuidade aguda. Para o caso de descontinuidade difusa, tal como na nossa estimação, não há um procedimento desenvolvido para identificar o tamanho ótimo da janela, mas sabe-se que esse tamanho deve ser um pouco maior que o apontado para o caso agudo.

### 3.3. Efeitos heterogêneos e interpretação do parâmetro identificado

Na literatura de avaliação de impacto é comum relaxar a hipótese de efeito homogêneo permitindo que os benefícios do programa em questão variem entre indivíduos. Dessa forma a equação (7) passa a apresentar  $\lambda_{1i}$  no lugar de  $\lambda_1$ . Em termos operacionais nada muda em relação aos procedimentos de identificação e de estimação descritos acima.

No entanto há uma mudança significativa na interpretação do parâmetro identificado pelo lado direito da equação (11) e estimado por variáveis instrumentais. O parâmetro identificado, denotado por LATE, passa a ser o valor esperado do efeito do programa

para um subgrupo da população conhecido por “*compliers*”. Esse subgrupo é composto dos domicílios cuja participação é definida pela elegibilidade, ou seja, participam quando são elegíveis e não participam quando não são. No nosso artigo isso vem a ser os domicílios que participam em 2005 com filhos de 16 anos de idade em Dezembro e que deixam de participar em 2006, quando passam a ser inelegíveis.<sup>12</sup>

Além da mudança na interpretação, o ambiente com efeito heterogêneo também requer mais duas hipóteses de identificação.<sup>13</sup> A primeira, conhecida por “monotonicidade”, requer que não exista nenhum domicílio que decida participar do programa quando não é elegível e decida não participar quando é elegível (comportamento chamado na literatura de “*defier*”). Ou seja, além dos *compliers*, admitimos existir apenas mais dois tipos de domicílios: o que é selecionado independente de ser elegível ou não (“*always taker*”) e o que nunca é selecionado (“*never taker*”).

A segunda hipótese adicional é mais abstrata e vem a ser conhecida como independência. No nosso contexto de BF, essa hipótese estabelece que os resultados potenciais de participação e escolha ocupacional condicionados a cada um dos possíveis status de elegibilidade (elegível ou não) independem do status de elegibilidade efetivamente observado para o domicílio. Por exemplo, um domicílio elegível que de fato participa do programa teria um resultado de participação não observado caso não fosse elegível. A hipótese em questão requer que essa dupla de resultados potenciais de participação, quando é elegível e quando não é, independa do fato do domicílio ser ou não elegível. O mesmo vale para as escolhas ocupacionais em potencial associadas a condição de ser ou não elegível.

É importante frisar que essas duas hipóteses adicionais não são testáveis, ao contrário das duas primeiras hipóteses descritas na seção 3.2, que voltarão a ser consideradas na próxima seção.

---

<sup>12</sup> Há uma discussão na literatura sobre o quão interessante é a identificação de um parâmetro com validade para um grupo tão restrito (ver Heckman [1997]). Porém, no nosso caso, é possível argumentar ser de interesse a identificação para esse grupo haja vista a alteração no critério de elegibilidade ocorrida em Julho de 2008, que passou a considerar elegíveis os domicílios com filhos mais novos até 17 anos.

<sup>13</sup> O trabalho de Imbens e Angrist (1994), que cunhou o termo LATE, apresenta uma discussão mais técnica a respeito da identificação desse parâmetro. Já o livro de Angrist e Pischke (2009) traz uma abordagem mais intuitiva sobre o mesmo tema.

## 4 PRELIMINARES EMPÍRICOS

### 4.1. *Dados e estatísticas descritivas*

Como vimos na seção anterior, a implementação da nossa estratégia de identificação requer disponibilidade de informação ao nível do domicílio sobre data de nascimento dos filhos, indicador de formalidade do posto de trabalho do chefe do domicílio, da segunda fonte de rendimento do domicílio e sobre o recebimento do PBF. A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2006, conduzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que será utilizada nesse estudo, contém essas informações.

A PNAD é uma pesquisa domiciliar anual que cobre todo o território nacional trazendo informações diversas sobre características do domicílio e de seus moradores. Em particular, as informações sobre data de nascimento e (in)formalidade do posto de trabalho estão sempre presentes em seu módulo tradicional. Na PNAD de 2006, há um módulo suplementar sobre características de acesso a algumas transferências de renda de programas sociais nos domicílios. Nesse suplemento há uma pergunta específica para o Bolsa-Família.<sup>14</sup> A PNAD de 2006 entrevistou 410.241 pessoas, em 145.547 domicílios em todo o território nacional.

Com relação à definição de informalidade, trabalhamos com a que é usada na maior parte dos estudos sobre informalidade com dados brasileiros, a que distingue os empregados pela posse da carteira de trabalho assinada pelo empregador e aloca todos os empregadores no setor formal e conta-própria no informal.

Nesse ponto da análise a definição da nossa amostra está sujeita a duas restrições. A primeira restrição foi imposta pela nossa metodologia, que faz uso apenas de observações em torno do limite que define a elegibilidade. No nosso contexto isso significa restringir a amostra para domicílios com filho mais novo em torno de 16 anos. O segundo filtro refere-se aos trabalhadores com inserções ocupacionais problemáticas.<sup>15</sup> Mais adiante comentaremos outras restrições adicionais.

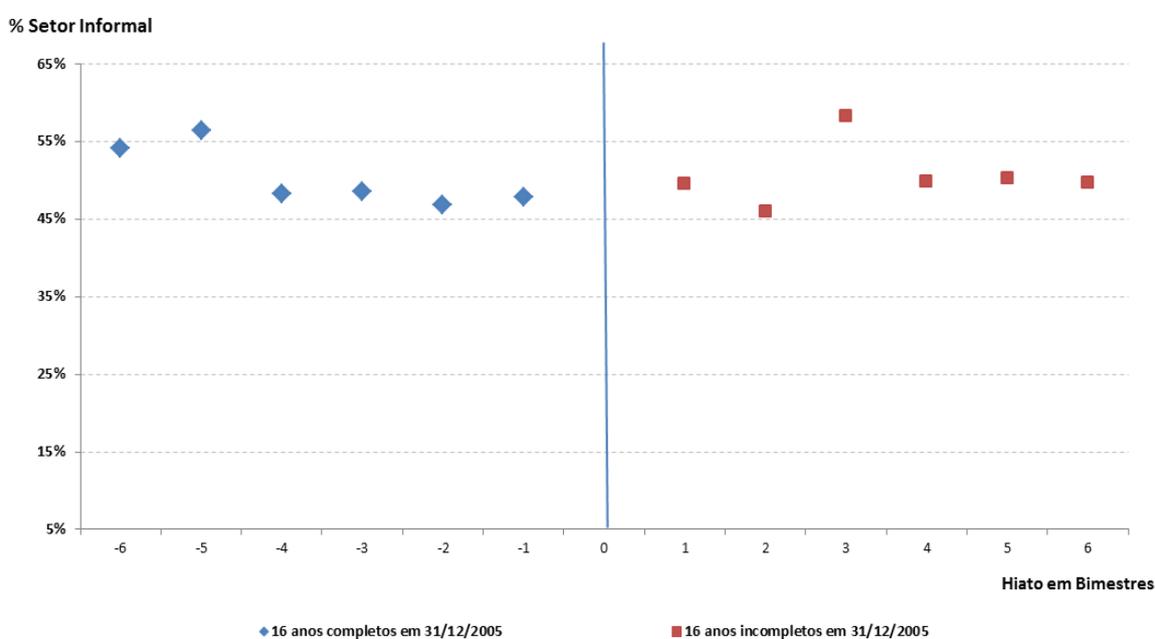
---

<sup>14</sup> A pergunta é: “Em Setembro de 2006, algum morador deste domicílio recebeu dinheiro do programa social Bolsa-Família?” Seguida das seguintes possibilidades de resposta: 1) Sim; 2) Não.

<sup>15</sup> Classificamos como ocupados na semana de referência os indivíduos que nela exerceram trabalho remunerado, ou os que exercem trabalho não remunerado nessa semana durante pelo menos quinze horas, ou que possuem trabalho remunerado do qual estão temporariamente afastados. Não são considerados aqui como ocupados os indivíduos que exerceram trabalho para o próprio consumo ou construção na semana de referência.

O gráfico 2 mostra o percentual dos chefes de família ocupados em Setembro de 2006 cuja ocupação é informal como função do hiato em meses (medida em 31/12/2005) que separa a idade do filho mais novo da marca de 16 anos completos. Esse gráfico é construído de forma análoga ao gráfico 1. Logo, os valores positivos (negativos) no eixo horizontal representam domicílios (in)elegíveis ao programa ao longo de 2006 pelo critério da idade do filho mais novo. E tal como no gráfico 1, cada ponto no gráfico representa valores médios de grupos de domicílios agregados de acordo com a idade do filho mais novo em intervalos de dois meses.

**Gráfico 2: Proporção de Informalidade dos Chefes de Família**



Fonte: PNAD/2006

Nota-se que o emprego no setor informal é bastante semelhante entre os dois grupos de comparação. Ou seja, entre os chefes ocupados a proporção no setor informal parece não variar com a elegibilidade do domicílio ao PBF. Vale ressaltar que o grupo elegível mostrava uma participação consideravelmente maior no PBF que o grupo não elegível. Nota-se, portanto, que a elegibilidade influencia participação que por sua vez não parece influenciar informalidade. Esse resultado será confirmado em nossas estimativas pelo método de variáveis instrumentais, adaptado ao contexto de regressão com

descontinuidade difusa. Antes de passar aos resultados, porém, reportaremos algumas evidências que apontam que o método é de fato adequado aos nossos propósitos.

#### 4.2. *Testando algumas hipóteses de identificação*

Em síntese, a identificação do nosso parâmetro de interesse baseia-se em quatro hipóteses, a saber: *i*) condição de exclusão local (ao redor de  $c$ ), representada por (9); *ii*) validade do instrumento (também ao redor de  $c$ ), representada por (10); *iii*) monotonicidade, e; *iv*) independência. Idealmente gostaríamos de ser capazes de testar a validade de todas elas. No entanto, as duas últimas hipóteses não são testáveis. Restamos, portanto, prover evidências a respeito da validade das duas primeiras.

##### 4.2.1. *Validade do Instrumento*

A hipótese de validade do instrumento é facilmente testada, uma vez que consiste na comparação de médias condicionais de variáveis observadas, conforme expresso na equação (10). O coeficiente  $\lambda_2$  da equação (12) captura exatamente a diferença entre os dois lados da equação (10). Logo, testar a significância desse coeficiente é uma forma de testar a hipótese de validade do instrumento.

Note que estamos incluindo nessa amostra um grupo com alta probabilidade de se comportar como “always taker”, que vem a ser aqueles domicílios com RDPC menor ou igual a R\$50,00. Como havíamos afirmado anteriormente, esse grupo é elegível independente da composição etária do domicílio. Logo, a propensão a participar do programa para esse grupo de domicílios pode não variar com a idade do filho mais novo.

Por outro lado domicílios com elevada RDPC tende a se comportar como “never taker”, uma vez que a probabilidade de ser cadastrado tende a ser muito baixa independente da idade do filho mais novo. De fato, o percentual de beneficiários é de 0,7% quando analisamos os domicílios com RDPC acima de R\$700,00.<sup>16</sup>

Esses grupos podem dificultar a identificação de  $\lambda_1$  visto que, conforme discutido na seção 3, a fonte de identificação na nossa estratégia empírica é o grupo de “compliers”. Logo, quanto menor a participação de “compliers”, ou maior a participação de “always

---

<sup>16</sup> Usualmente os grupos “Always taker” e “never taker” não são facilmente identificáveis, e portanto esse procedimento de restringir a amostra não é usual. Note que estamos nos valendo do caráter bidimensional da regra de elegibilidade do BF (composição etária e RDPC) para a identificação do “never taker”.

takers” e “never takers”, menor será o poder da nossa estratégia de identificação. Em particular, uma diminuição na parcela dos “compliers” tende a invalidar a nossa segunda hipótese de identificação representada por (10).

Sendo assim testaremos essa hipótese com três amostras distintas. Na primeira amostra não adicionamos nenhum filtro em relação ao comentado na seção anterior (filtro I). Na segunda amostra excluimos os domicílios com RDPC superior a R\$700,00 (filtro II). Na terceira amostra, excluimos os domicílios com RDPC inferior a R\$50,00 e superior a R\$700,00 (filtro III).

**Tabela 1 – Teste da Validade do Instrumento (Chefe de Família)**

	Amostra Total Todos os Domicílios que recebem PBF		Filtro I Domicílios com RDPC < R\$ 700,00		Filtro II Domicílios com RDPC > R\$ 50,00 & RDPC < R\$ 700,00	
	Coef.	Janela Ótima	Coef.	Janela Ótima	Coef.	Janela Ótima
$\lambda_2$ (erro-padrão)	0,057 (0,049)	1,61	0,081 (0,030)	1,780	0,081 (0,030)	1,76
$\lambda_2$ (bandwidth = 110) (erro-padrão)	0,062 (0,025)	1,77	0,069 (0,029)	1,958	0,076 (0,029)	1,93
$\lambda_2$ (bandwidth = 125) (erro-padrão)	0,066 (0,024)	2,01	0,059 (0,027)	2,225	0,065 (0,027)	2,20
$\lambda_2$ (bandwidth = 150) (erro-padrão)	0,089 (0,042)	2,41	0,062 (0,026)	2,670	0,066 (0,026)	2,64

Fonte: PNAD/2006.

A tabela 1 acima reporta estimativas para  $\lambda_2$  em três pares de colunas correspondendo às três amostras. Em cada par de colunas reportamos os coeficientes e os respectivos desvios-padrão na primeira coluna, com a segunda estatística entre parênteses embaixo da primeira.

Os resultados da tabela 1 indicam que das 12 especificações consideradas (4 janelas X 3 filtros) apenas uma delas traz uma estimativa do nosso coeficiente de interesse não significativamente diferente de zero a um nível de confiança de 95%. Em todas as

demais especificações as estimativas para são positivas e significativamente distintas de zero, resultado esse que corrobora a hipótese de que a elegibilidade pelo critério de idade do filho mais novo afeta positivamente a propensão a participar do programa, para domicílios onde a idade do filho mais novo era próxima a 16 anos em 31/12/2005. Dito de outra forma, temos evidência de que a propensão a se beneficiar do PBF cai significativamente quando o domicílio não atende ao critério de elegibilidade para o benefício variável do PBF.

Na segunda coluna de cada par de colunas reportamos o tamanho da janela utilizada. Conforme mencionado anteriormente não há um procedimento indicado para determinar o tamanho ótimo da janela no caso de descontinuidade difusa. Logo consideramos alguns tamanhos alternativos tendo em vista que o tamanho ótimo para a janela no caso de descontinuidade difusa deve ser ligeiramente superior aquele recomendado para o caso de descontinuidade aguda. Os quatro diferentes tamanhos de janelas que consideramos originam as quatro linhas de resultados. Na primeira linha consideramos o tamanho recomendado pelo procedimento voltado para descontinuidade aguda. Nas demais linhas consideramos janelas maiores: 10% mais amplas na segunda linha, 25% mais amplas na terceira linha e 50% mais amplas na quarta linha. Os tamanhos de janela indicados ficaram em torno de dois meses.

#### *4.2.2. Condição de exclusão*

A condição de exclusão ao redor de  $c$  não é tão fácil de ser testada, uma vez que envolve o comportamento de uma variável não observada. Essa hipótese requer continuidade da variável não observável ao redor de  $c$ . Há dois procedimentos usuais na literatura para prover evidências indiretas a respeito da validade dessa hipótese. No primeiro procedimento, busca-se evidências de continuidade nas variáveis de controle ( $x$ ). Espera-se que uma descontinuidade pronunciada em variáveis observadas também deveria se pronunciar em variáveis não observadas.

A tabela 2 apresenta uma comparação de algumas características observáveis do chefe e da família registradas na PNAD-2006 entre domicílios onde a idade do filho mais novo é ligeiramente menor e ligeiramente maior do que 16 anos em 31/12/2005. Para delimitar os grupos demarcados como elegíveis e não elegíveis usamos um raio de dois meses tal como usado no item anterior. Também seguimos as tabelas da seção

anterior no que diz respeito a delimitação de três amostras distintas de acordo com o uso da renda domiciliar per capita para esse fim.

**Tabela 2 – Balanceamento – Características dos Elegíveis e Não Elegíveis**

	<b>Amostra Total</b> Todos os Domicílios que recebem PBF		<b>Filtro I</b> Domicílios com RDPC < R\$ 700,00		<b>Filtro II</b> Domicílios com RDPC > R\$ 50,00 & RDPC < R\$ 700,00	
	Elegíveis	Não Elegíveis	Elegíveis	Não Elegíveis	Elegíveis	Não Elegíveis
<b>Características Individuais</b>						
<b>Sexo</b> (% de homens)	77,2	75,5	78,2	77,6	78,5	77,1
<b>Anos de Escolaridade</b>	6,8	7,2	6,0	6,0	6,1	6,1
<b>Idade</b>	45,3	44,4	44,8	43,7	44,8	43,6
<b>Características do Domicílio</b>						
<b>Nº de pessoas na família</b>	3,6	3,5	3,6	3,5	3,6	3,5
<b>Residentes nas regiões NO/NE</b>	38,7	40,6	39,9	42,4	42,0	38,4
<b>Renda Total per capita</b>	508,1	544,1	306,3	304,4	313,3	310,1
<b>Número de Observações</b>	284	310	238	250	232	245

Fonte: PNAD/2006.

De maneira geral podemos dizer que os números de um grupo nunca estão muito distantes do seu respectivo grupo de comparação. Para algumas variáveis tais como idade do chefe de família e número de pessoas no domicílio a proximidade entre os grupos é marcante em qualquer uma das três amostras consideradas. Mesmo nas demais variáveis os valores não tendem a diferir significativamente entre os grupos elegíveis e não elegíveis. As maiores variações são registradas para a variável de localização geográfica e de rendimento dos domicílios. E mesmo a diferença nessa última variável se restringe a primeira amostra.

No segundo procedimento para prover evidências a respeito da validade da condição de exclusão, as evidências decorrem de consequências previstas sobre o comportamento de variáveis observadas num cenário onde essa hipótese deixa de ser válida.

No nosso contexto podemos pensar em dois tipos de cenário onde a condição de exclusão deixa de ser válida: *i*) se o domicílio manipular a informação sobre a idade do filho mais novo, e *ii*) se o domicílio conceber outro filho quando a idade do mais novo estiver se aproximando dos 16 anos.

Caso o primeiro cenário esteja correto é de se esperar uma descontinuidade na distribuição dos domicílios segundo a idade do filho mais novo, com uma concentração pronunciada de domicílios com a idade do filho mais novo ligeiramente inferior a 16 anos. O gráfico 3 abaixo mostra uma estimativa não paramétrica da função densidade da variável ‘hiato’ restrita ao domínio de -30 meses a +30 meses.<sup>17</sup> A hipótese de manipulação ganharia força se houvesse um aumento da massa da distribuição imediatamente a direita de zero. Os resultados apontam que não parece haver uma descontinuidade relativamente maior ao redor da idade que define o limite de elegibilidade ao programa.<sup>18</sup> Se há alguma variação em torno de zero ela vai no sentido oposto, ou seja de aumento da massa a esquerda de zero.

Ou seja, a evidência desse gráfico não corrobora uma hipótese de manipulação da informação da idade do filho mais novo. Soma-se a essa evidência o fato de que o agente do programa pede a certidão de nascimento dos moradores beneficiados.

No caso do segundo cenário considerado acima observamos que apenas 0,09% dos domicílios com filhos de 15 a 16 anos de idade tem outros filhos na faixa de 0 a 1 ano de idade.<sup>19</sup>

Sendo assim a descontinuidade para a definição da elegibilidade baseada na idade do filho mais novo será explorada nesse artigo como sendo exógena.

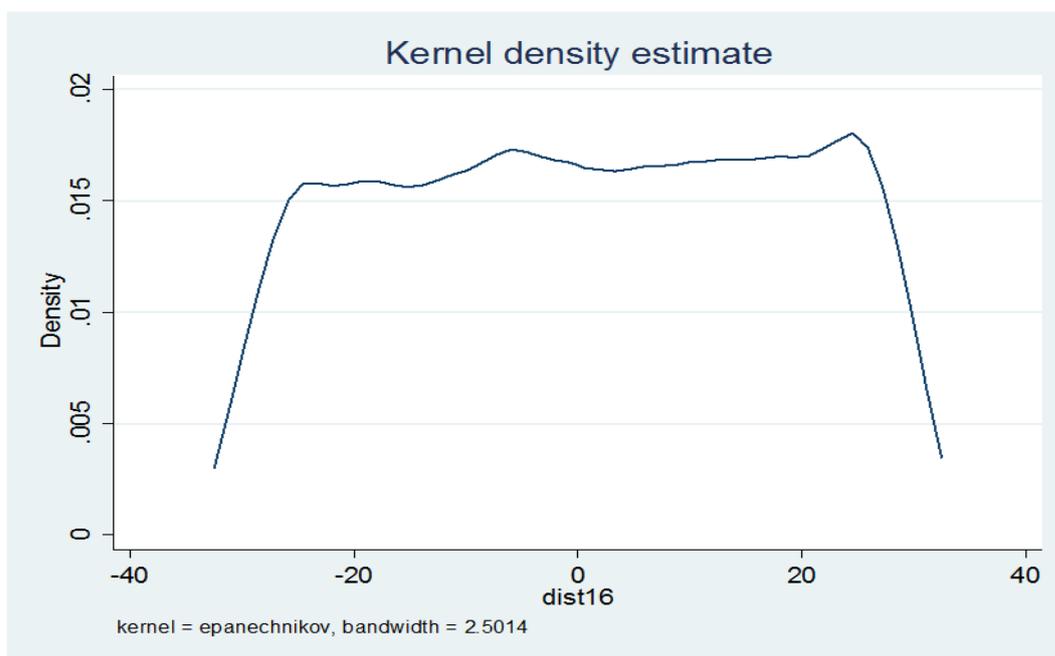
---

<sup>17</sup> A estimativa foi feita pelo método Kernel com ponderação Epanechnikov.

<sup>18</sup> Pode-se argumentar que há mais interesse, por parte dos domicílios, em manipular tal informação perante o agente do programa do que perante o entrevistador do IBGE. Porém como a PNAD 2006 recolheu informações sobre o PBF e o IBGE é um órgão do governo é possível que um domicílio propenso a manipular a informação perante o agente do programa tivesse a mesma propensão perante o entrevistador do IBGE.

<sup>19</sup> Hipoteticamente haveria ainda outro tipo de atitude que poderia comprometer o carácter exógeno que atribuímos ao critério baseado na idade do filho mais novo, qual seja, a de alterar a idade com que os filhos saem de casa. Em particular haveria um problema para a nossa análise se os filhos saíssem de casa com idade inferior ao limite de elegibilidade num ambiente sem bolsa-família e passassem a retardar essa saída visando maximizar o período de recebimento do benefício. Com relação a essa situação hipotética vamos supor que a probabilidade dos filhos saírem de casa antes dos 16 anos é insignificante.

**Gráfico 3: Estimativa da função de densidade do hiato em meses entre a idade do filho mais novo em 31/12/2005 e 16 anos exatos**



Fonte: PNAD/2006.

## 6 PRINCIPAIS RESULTADOS

As tabelas 3 e 4 abaixo trazem os resultados principais desse trabalho. Trata-se dos valores estimados para o efeito do bolsa-família sobre a probabilidade da ocupação principal do chefe ser informal, representado na equação (7) pelo coeficiente  $\lambda_1$ . As tabelas segue o mesmo padrão das anteriores com os filtros que definem a amostra variando nas colunas e o tamanho da janela considerada para a idade do filho mais novo variando nas linhas.

As estimativas pontuais do nosso parâmetro de interesse são negativas em todas as doze situações com resultados reportados na tabela (3 amostras X 4 tamanhos de janelas). No entanto a um nível de confiança de 95% não podemos rejeitar a hipótese de que todas as estimativas são nulas. Ou seja, não fomos capazes de identificar nenhum efeito do bolsa-família na propensão dos chefes de família a ocuparem postos informais.

**Tabela 3 – Impacto do PBF sobre a Escolha Ocupacional do Chefe de Família**

	Amostra Total Todos os Domicílios que recebem PBF		Filtro I Domicílios com RDPC < R\$ 700,00		Filtro II Domicílios com RDPC > R\$ 50,00 & RDPC < R\$ 700,00	
	Coef.	Janela Ótima	Coef.	Janela Ótima	Coef.	Janela Ótima
<b>Bolsa-Família</b> (erro-padrão)	-3,237 (3,239)	1,608	-2,417 (1,460)	1,780	-2,429 (1,485)	1,759
<b>Bolsa-Família</b> (bandwith = 110) (erro-padrão)	-2,339 (1,612)	1,769	-2,845 (1,797)	1,958	-2,629 (1,580)	1,935
<b>Bolsa-Família</b> (bandwith = 125) (erro-padrão)	-1,996 (1,387)	2,011	-2,607 (1,875)	2,225	-2,697 (1,747)	2,199
<b>Bolsa-Família</b> (bandwith = 150) (erro-padrão)	-1,122 (0,973)	2,413	-2,539 (1,614)	2,670	-2,648 (1,562)	2,639

Fonte: PNAD/2006.

Repetimos o mesmo exercício para estimar o efeito do PBF sobre a probabilidade da ocupação secundária do domicílio (que pode ser a secundária do chefe ou a principal de outro membro do domicílio) ser informal. Os resultados reportados na tabela 6 vão na mesma direção daqueles estimados para os chefes. Ou seja, apesar da estimativa pontual ser negativa, o programa não tem impactos sobre a escolha ocupacional secundária do domicílio entre os postos formais e informais.

**Tabela 4 – Impacto do PBF sobre a Escolha Ocupacional do Trabalho Secundário**

	Amostra Total Todos os Domicílios que recebem PBF		Filtro I Domicílios com RDPC < R\$ 700,00		Filtro II Domicílios com RDPC > R\$ 50,00 & RDPC < R\$ 700,00	
	Coef.	Janela Ótima	Coef.	Janela Ótima	Coef.	Janela Ótima
<b>Bolsa-Família</b> (erro-padrão)	-1,196 (1,339)	1,743	-1,997 (1,355)	1,813	-1,904 (1,347)	1,907
<b>Bolsa-Família</b> (bandwith = 110) (erro-padrão)	-1,614 (1,563)	1,917	-1,970 (1,366)	1,994	-1,626 (0,983)	2,097
<b>Bolsa-Família</b> (bandwith = 125) (erro-padrão)	-1,304 (1,627)	2,179	-1,348 (1,236)	2,266	-1,302 (1,208)	2,383
<b>Bolsa-Família</b> (bandwith = 150) (erro-padrão)	-1,107 (1,023)	2,615	-1,481 (1,235)	2,720	-0,854 (0,956)	2,860

Fonte: PNAD/2006.

## 7 CONCLUSÕES

Nesse trabalho procuramos identificar em que medida o programa bolsa-família tem induzido os indivíduos beneficiados a ocuparem postos de trabalho informais. Ao contrário do encontrado na literatura empírica existente, nossos resultados sugerem que o programa não tem impactos sobre a escolha ocupacional dos beneficiários entre os postos formais e informais.

Vale dizer que esse resultado é robusto a uma ampla gama de situações que consideramos. Foram usadas doze amostras distintas de domicílios para estimar o nosso parâmetro de interesse. Além disso, para cada amostra estimamos o efeito do programa tanto na escolha ocupacional referente a ocupação principal do chefe como na ocupação secundária do domicílio. Em todas essas situações a estimativa era estatisticamente nula.

Uma das principais contribuições do nosso artigo consiste na aplicação de um método que permite lidar com o problema de autosseleção no PBF baseado em características não observáveis. Exploramos uma descontinuidade presente no critério de elegibilidade do programa que diz respeito à idade do filho mais novo. Supomos que

essa descontinuidade ao redor de um valor crítico da idade (16 anos) representa uma variação exógena na elegibilidade que poderia ser acompanhada de uma variação na participação do programa também em torno desse valor crítico. Essa última variação por sua vez identificaria o efeito desejado sobre a escolha ocupacional dos chefes de domicílio.

Por fim cabem duas observações adicionais sobre o método que empregamos. Por um lado duas das quatro hipóteses que estão por trás do nosso método são testáveis. Apresentamos evidência em favor de ambas as hipóteses testáveis o que nos deixa relativamente confortável sobre a adequação do método no nosso contexto. Por outro lado, o método restringe a identificação do efeito do bolsa-família para o grupo de domicílios com ao menos um filho e cujo filho mais novo (ou único) tenha idade em torno de 16 anos em 31/12/2005. Nada impede que o efeito seja distinto do que reportamos para famílias com filhos mais novos ainda criança.

## REFERÊNCIAS

ANGRIST, J. e PISCHKE, S. (2009) *Mostly Harmless Econometrics*. Princeton.

BRAW, A.; GILGAN, D.; HODDINOTTI, J.; ROY, S. Bolsa Família and Household Labor Supply. International Food Policy Research Institute, agosto de 2012.

BRAUW, A. *et al.* The impact of Bolsa Família on child, maternal, and household welfare. In: MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL E COMBATE À FOME – MDS. *Avaliação de Impacto do Programa Bolsa Família – 2<sup>a</sup> Rodada (AIBF II)*. Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação. Brasília: 2012. Disponível em: <<http://www.mds.gov.br/>>

FISZBEIN, A. e SCHADY, N. (2009) *Conditional Cash Transfers: Reducing present and future poverty*. The World Bank.

HECKMAN, J. Instrumental Variables: A Study of Implicit Behavioral Assumptions Used in Making Program Evaluations, *Journal of Human Resources* 32, 441-462, 1997.

IMBENS, G., and ANGRIST, J. (1994), Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects, *Econometrica*, 62, 467-476.

IMBENS, G. KALYANARAMAN, K. Optimal bandwidth choice for the regression discontinuity estimator, *NBER Working Papers 14726*, 2009. National Bureau of Economic Research, Inc.

IMBENS, G.; LEMIEUX, T. Regression discontinuity designs: a guide to practice, *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol.142(2), pps 615-635, 2008.

LEE, D.S; LEMIEUX, T. Regression Discontinuity Designs in Economics. *Journal of Economic Literature*, vol. 48(2), pp. 281-355, Junho, 2010.

MARINHO, E.; MENDES, S. The Impact of Government Income Transfers on the Brazilian Job Market. *Estudos Econômicos*, São Paulo, vol. 43, n.1, p 29-50, jan-mar. 2013.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL E COMBATE À FOME – MDS. *Avaliação de Impacto do Programa Bolsa Família – 2<sup>A</sup> Rodada (AIBF II)*. Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação. Brasília: 2012. Disponível em: <http://www.mds.gov.br/>.

---

*Avaliação de Impacto do Programa Bolsa Família – 1<sup>A</sup> Rodada (AIBF I)*. Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação. Brasília: 2012. Disponível em: <http://www.mds.gov.br/>.

RIBAS, R.P.;SOARES, F.V. Is the effect of conditional transfers on labor supply negligible everywhere? 2011. Disponível em: [http://www.iza.org/conference\\_files/worldb2011/ribas\\_r6802.pdf](http://www.iza.org/conference_files/worldb2011/ribas_r6802.pdf)

SKOUFIAS, E. e DI MARO, V. (2008) Conditional Cash Transfers, Adult Work and Poverty. *Journal of Development Studies*, v. 44, n. 7, pp.935-60.

SOARES, S.; SÁTYRO. *O programa Bolsa Família: desenho institucional, impactos e possibilidades futuras*. Texto para discussão n° 1424, Brasília: IPEA, 2009.

TEIXEIRA,C.G. *A Heterogeneity Analysis of the Bolsa Família Programme Effect on Men and Women's Work Supply*. (IPC Working Paper no 61). Brasília: IPC. 2010.  
Disponível em: <<http://www.ipc-undp.org/pub/IPCWorkingPaper61.pdf>>