



**Texto para Discussão 019 | 2017**

***Discussion Paper 019 | 2017***

## **Programas Condicionais de Transferência de Renda e Fecundidade: Evidências do Bolsa Família**

**Romero Rocha**

*Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro*

*E-mail: [romero.rocha@ie.ufrj.br](mailto:romero.rocha@ie.ufrj.br)*

This paper can be downloaded without charge from  
<http://www.ie.ufrj.br/index.php/index-publicacoes/textos-para-discussao>

# Programas Condicionais de Transferência de Renda e Fecundidade: Evidências do Bolsa Família<sup>1</sup>

Julho, 2017

**Romero Rocha**

*Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro*

*E-mail: romero.rocha@ie.ufrj.br*

## Resumo

Este trabalho tem como objetivo aprofundar a investigação sobre incentivos a fecundidade dos programas condicionais de transferência de renda, nos quais a quantidade de recursos transferidos depende do tamanho da família. O efeito deste tipo de programa é ambíguo. O custo de ter filhos é diminuído, mas aumenta-se o investimento em capital humano. O objetivo deste artigo é verificar se o programa Bolsa Família teve impacto na probabilidade da mulher ter filhos e qual o sinal desta correlação. Para isto, foram testadas três diferentes estratégias empíricas e não foi encontrado efeito robusto do programa na fecundidade em nenhuma delas.

## Abstract

The aim of this work is to contribute with the investigation about the demographic externalities of the Conditional Cash Transfer Programs (CCT). The effect of CCTs on fertility is ambiguous. It decreases the cost of raising children, but increases human capital investment. The end of this work is to verify if the “Bolsa Família” has effect in the probability of a woman having a child and what the signal of this correlation. To this end, we tried three different empirical strategies and, in none of them, we found any robust effect of the program on fertility.

**Palavras chave:** programas condicionais; transferência de renda; fecundidade.

**Jel codes:** J13; J18; I38.

---

<sup>1</sup> Agradeço especialmente a Rodrigo Soares, orientador de minha tese de doutorado, pelas várias discussões e sugestões. Agradeço também ao corpo docente e discente da PUC-Rio e aos técnicos do IPEA, pelas sugestões feitas nas apresentações de seminários. Por último, agradeço ao CNPQ pelo incentivo financeiro.

# 1 Introdução

Este trabalho tem como objetivo investigar o efeito sobre incentivo a fecundidade dos programas condicionais de transferência de renda (PCTR), nos quais a quantidade de recursos transferidos depende do tamanho da família. A maior preocupação é que estes programas estejam incentivando famílias, que já são pobres, a terem mais filhos, o que poderia gerar uma espécie de armadilha da pobreza. Por outro lado, muitos destes programas exigem contrapartida dos beneficiários, como investimento em educação dos filhos, o que poderia gerar incentivo contrário, ou seja, de ter menos filhos. Isto também ajudaria a escapar da armadilha da pobreza acima citada. Portanto, o efeito deste tipo de programa é ambíguo. O objetivo deste artigo é verificar se o programa Bolsa Família teve impacto na probabilidade da mulher ter filhos e qual o sinal desta correlação.

O Bolsa Família é um programa de transferência de renda condicional, no qual as famílias recebem uma transferência do governo caso ganhem até um certo limite de renda domiciliar per capita e que tenham filhos ou mulheres grávidas. Em contrapartida os beneficiários têm que investir no capital humano dos filhos, cumprindo condições tanto na área de saúde, quanto na de educação. Assim, percebe-se que o programa tem características que o tornam um PCTR, mencionado no parágrafo anterior. O programa é centro de debate na política brasileira, recebendo tanto elogios entusiastas, quanto críticas fervorosas, principalmente críticas que o acusam de ser puramente assistencialista, de diminuir a oferta de trabalho e de incentivar a fecundidade. Por exemplo, o Deputado Marden Menezes, em discurso na tribuna da câmara afirmou: “Há relatos de mães que tem filhos todos os anos para ter direito a mais dinheiro do Bolsa Família, daí a explosão de bolsões de pobreza” (Deputado Marden Menezes, 2009). Já o economista Marcelo Medeiros do IPEA afirma que: “Dizer que a possibilidade de receber uma bolsa é suficiente para estimular milhares de famílias a ter filhos é ou ingenuidade ou uma proposta dissimulada para reduzir custos dos programas excluindo os mais pobres.” (Marcelo Medeiros, 2004). Portanto, a discussão ainda não tem um consenso e o debate precisa de evidências econométricas, ainda inexistentes ou com conclusões ambíguas. A mesma preocupação pode ser vista em programas parecidos em outros países, como o PROGRESA no México, o PRAF em Honduras, o RPS na Nicarágua, o

PATH na Jamaica e o FFE em Bangladesh [ver Janvry & Sadoulet (2006), Skoufias (2001), Todd & Wolpin (2006), Handa & Davis (2006), Barrientos & DeJong (2006)].

Desde Malthus, os pesquisadores têm tentado estabelecer uma correlação entre transferência de renda às famílias necessitadas e número de filhos que estas famílias têm. Para Malthus, a *Old Poor Law* da Inglaterra do século XIX incentivava as pessoas a terem mais filhos, principalmente ao incentivarem os casais a se casarem mais cedo. Pesquisadores atuais do assunto chegam a resultados ambíguos a respeito das afirmações de Malthus. Alguns trabalhos acham que ele tinha razão e outros não encontram nenhum efeito da lei sobre o número de filhos das mulheres da época [ver Boyer, 1989 e Huzel, 1980].

Políticas mais recentes também têm despertado interesse dos pesquisadores atuais. Com boa parte do mundo já tendo passado pela transição demográfica é provável que os efeitos deste tipo de programa sejam realmente bem diferentes hoje. Vários trabalhos tentam estabelecer a correlação entre transferência de renda aos mais pobres que dependem do tamanho da família, seja na forma de transferência direta ou de isenção de impostos, e fecundidade em países desenvolvidos e os resultados também são ambíguos [ver Acs, 1996, Gathier & Hatzius, 1997 e Whittington, Alm & Peters, 1990].

Entretanto, o interesse maior deste trabalho é sobre os efeitos deste tipo de transferência sobre as externalidades demográficas nos países em desenvolvimento, principalmente por causa das similitudes das características que estas transferências possuem nestes países e também pelo fato de nesses países os problemas com pobreza serem parecidos. Além disso, nos países em desenvolvimento, estes programas têm em comum a exigência de contrapartidas tanto na área de saúde, como na área de educação, o que pode criar outro mecanismo através do qual o efeito pode ser encontrado que é o mecanismo do investimento em capital humano nos filhos. Ao estar financiando o investimento em capital humano dos filhos, estes programas podem estar dando incentivos para os pais trocarem quantidade de filhos por qualidade de filhos já que estas duas coisas são substitutas, levando a uma diminuição da taxa de fecundidade [ver Schultz (1997)].

O trabalho que mediu o efeito deste tipo de programa em países da América Latina também chegou a resultados ambíguos. Stecklov, Winters, Todd & Regalia (2006), mediram o efeito do Programa de Educação, Saúde e Nutrição (PROGRESA) no México, do Programa de Assistência Familiar (PRAF) em Honduras e da Rede de Proteção Social (RPS) na Nicarágua na fecundidade destes três países e encontraram efeito apenas no caso do PRAF em Honduras. Nos outros dois países, nenhum efeito significativo foi encontrado. Além disso, Todd & Wolpin (2006), usaram um modelo dinâmico de comportamento, validado por dados experimentais do PROGRESA, para tentar prever ex-ante, o efeito dos subsídios escolares deste programa na fecundidade e chegaram à conclusão que os subsídios não teriam efeito significativo na média, nem na distribuição do número de filhos dos beneficiários.

A intenção deste trabalho é contribuir para o debate do efeito de Programas Condicionais de Transferência de Renda (PCTR's), verificando o efeito do programa brasileiro Bolsa Família sobre a fecundidade dos beneficiários. O Bolsa Família também é um programa parecido com os programas dos três países citados acima, no qual existe contrapartidas em educação e saúde exigidas e a quantidade de recursos recebidos depende do tamanho da família. O programa tem desvantagens em relação a esses outros no que diz respeito à facilidade de calcular o impacto na fecundidade porque ele não teve uma fase experimental. Em contrapartida, as várias dimensões de regras de entrada existentes no Bolsa Família nos ajudar a criar métodos quase-experimentais para calcular este impacto.

Nós tentamos três diferentes metodologias para calcular o impacto do programa em fecundidade. Na primeira, criamos grupos de tratamento e controle nas dimensões de renda per capita e número de filhos para fazer um dif-em-dif-em-dif, com as PNADs de 1995 a 2007, levando em conta que o programa teve início no final de 2003. Na segunda, usamos o suplemento da PNAD 2006 com informação de se o domicílio recebe o programa e cruzamos com grupo de tratamento na dimensão de número de filhos para ver se, dado que o domicílio recebe o programa, o fato dele poder receber ainda um benefício aumenta a probabilidade de nascimento. Na terceira, mantemos apenas as famílias com um e dois filhos e usamos também o suplemento da PNAD 2006 para fazer um “propensity score matching” e calcular o efeito de tratamento nos tratados a partir de do método do vizinho mais próximo,

com suporte comum. Nas três tentativas, os resultados encontrados mostram que o programa não tem efeito significativo na fecundidade dos beneficiários.

O restante do trabalho se divide da seguinte forma: a seção 2 discute a teoria e os principais mecanismos pelos quais o programa teria efeito; a seção 3 faz uma descrição e detalhamento do programa Bolsa Família; a seção 4 discute os dados e as estratégias empíricas do trabalho; a seção 5 discute os resultados do trabalho; e a seção 6 traz as conclusões do trabalho e suas implicações para políticas públicas.

## 2 Teoria e Debate

Os custos diretos e indiretos de criar uma criança são, em geral, substanciais. A criança necessita de gastos referentes à nutrição, saúde, roupa, escola e outros. Além disso, um filho também exige atenção, tempo e cuidados especiais que podem trazer custos de oportunidade ao fazer com que as mulheres trabalhem menos ou até abandonem o trabalho. Um programa de transferência de renda que dependa do número de filhos pode diminuir estes custos e incentivar fecundidade.

Este é um dos motivos pelos quais todos os PCTRs da América Latina têm limite na quantidade de filhos com direito a recursos. Esta dimensão nos desenhos dos programas é importante por causa da diferença dos custos do primeiro filho para os custos dos demais filhos. Estimções feitas nos EUA mostram que o custo marginal do primeiro filho é substancialmente maior que o dos demais filhos, assim como o custo marginal do segundo filho é maior que o do terceiro e assim por diante [ver Williams (1987)]. Isto pode ser importante na medida em que se o recurso é constante por criança concebida, a relação custo benefício é menor no terceiro benefício que no segundo e também é menor neste que no primeiro. Portanto, na medida em que o limite dos benefícios cresce, mais incentivo a fecundidade estes recursos poderiam estar gerando.

Por outro lado, mesmo um programa de transferência de renda *Lump-Sum*, que não tenha condicionalidades, pode afetar negativamente a fecundidade por diminuir os custos de se investir na qualidade dos filhos. Stecklov, Winters, Todd e Regalia (2006), analisaram este problema utilizando como base o modelo padrão de fecundidade de Becker (1960) e Becker e Lewis (1973). Segundo eles o efeito de um programa incondicional de transferência de renda, ou seja, de uma transferência *Lump-Sum*, depende das elasticidades renda de quantidade de filhos e qualidade de filhos, que por sua vez, dependem das preferências dos pais em relação a esse *trade-off*. Portanto, o efeito de um programa deste tipo na fecundidade é ambíguo.

Este efeito reverso pode ser ainda maior nos programas de transferência de renda que tenham como condições, o investimento em educação e saúde dos filhos e na saúde de mulheres grávidas, o que acontece na maioria dos programas de transferência de renda que estão sendo implantados na América Latina. Estas

condicionalidades em relação à saúde e educação diminuem os custos de se investir na qualidade dos filhos. Isto pode gerar uma mudança no *trade-off* quantidade-qualidade na direção do investimento em qualidade, o que geraria incentivo à redução na fecundidade [ver Shultz (1997)].

Quais destas forças (diminuição dos custos de quantidade e diminuição nos custos da qualidade dos filhos) predominam no efeito dos programas condicionais de transferência de renda sobre fecundidade depende da percentagem da redução dos custos do investimento em quantidade e qualidade. Se os custos de investimento em quantidade reduzirem em uma percentagem maior, é provável que o incentivo seja de aumento na fecundidade. Se, por outro lado, os custos de investimento em qualidade forem os mais afetados, o incentivo será para a redução da fecundidade. Se a ênfase das condições do programa tiver o mesmo peso na redução dos custos relacionados à qualidade e à quantidade é provável que o incentivo maior seja para um aumento da fecundidade [ver Stecklov, Winters, Todd e Regalia (2006)].

.Por último, é importante discutir o impacto dos PCTR's sobre a oferta de crianças, ou seja, sobre a condição de fertilidade das mulheres. Como a maioria destes programas tem dimensões de planejamento familiar, de informação em relação à saúde e nutrição (incluindo nutrição para mães que estão amamentando) e a métodos de controle de nascimento, é possível que eles afetem tanto a capacidade da mulher ter filhos, quanto o controle realizado de nascimentos. A restrição orçamentária do domicílio é, portanto, aumentada para incluir os recursos usados para o controle de fertilidade, um parâmetro de efetividade e os custos totais deste controle [ver Rosenzweig e Schultz (1985)]. PCTR's podem diminuir os custos do controle ao nascimento, tanto diminuindo o custo de transação associado à obtenção do controle (ou seja, uma redução nos preços do controle), quanto aumentando a efetividade deste controle. Portanto, os programas podem ter efeito de diminuição da fecundidade. Ao mesmo tempo, ao incentivar a amamentação dos filhos o programa pode estar expandindo a duração da infecundidade pós-parto, o que pode gerar nascimentos mais espaçados, diminuindo assim, as taxas de fertilidade [ver Bongaarts (1982)].

Percebe-se que os efeitos teóricos dos PCTR's na fecundidade e na fertilidade são bastante ambíguos e o sinal desta relação torna-se, portanto, um exercício

essencialmente empírico. Como veremos na próxima seção, todas as dimensões acima discutidas, estão presentes no desenho do Bolsa Família, tornando assim, o desafio de estabelecer o efeito do programa sobre fecundidade, ainda mais estimulante.

### 3 Descrição e Histórico do Programa

O programa Bolsa Família é um programa condicional de transferência de renda, com foco nos mais pobres e que exige como contrapartida para as famílias investimentos em saúde infantil, saúde de grávidas e frequência escolar. Foi um programa criado em outubro de 2003, que foi a junção de vários programas já existentes do governo federal, como o Bolsa Escola, o Bolsa Alimentação e o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI).

O Programa de Erradicação do Trabalho Infantil foi criado em 1996 e consiste em transferência de renda para famílias com crianças de 7 a 15 anos que trabalham ou que corram o risco de ter que trabalhar em atividades que sejam prejudiciais à sua saúde. A transferência era de R\$25,00 por criança nas áreas rurais e de R\$40,00 nas áreas urbanas. A contrapartida para as famílias era que as crianças com menos de 16 anos não trabalhassem e que elas tivessem, no mínimo, 75% de frequência escolar.

Em 2001 o governo federal criou os outros dois programas citados acima. O Bolsa-Escola visava famílias com filhos entre 6 e 15 anos de idade, que ganhassem menos que R\$90 reais *per capita*. As famílias ganhariam R\$15,00 por mês, por criança nesta idade, até o terceiro filho e teria que se comprometer a assegurar no mínimo uma frequência de 85% das crianças à escola. O PETI e o Bolsa-Escola não deveriam ter, em teoria efeito sobre fecundidade, já que os benefícios começavam a ser distribuídos, somente, quando a criança completava 7 ou 6 anos respectivamente. Entretanto, o Bolsa-Alimentação, também criado em 2001, era um programa tinha como objetivo combater a mortalidade infantil em famílias com renda mensal *per capita* de até metade de um salário mínimo com crianças de 0 a 6 anos ou mulheres grávidas. O valor do benefício era de R\$15,00 por criança ou mulher grávida, até o máximo de R\$45,00. Em contrapartida, as famílias se comprometeriam em atualizar o cartão de vacinação das crianças de 0 a 6 anos, como também a fazer com que as mulheres grávidas fizessem visitas regulares aos postos de saúde para o pré-natal. Embora este programa já pudesse ter algum efeito sobre fecundidade, a cobertura dele era muito pequena, o que nos leva a crer que apenas com o Bolsa-Família este efeito poderia ser realmente captado.

O Bolsa-Família foi um programa criado em Outubro de 2003 que unificou os programas discutidos acima. A tabela 1 descreve as regras de entrada no programa e os valores dos benefícios pagos. Na época da criação, ele visava famílias com renda *per capita* mensal máxima de R\$100,00 e com crianças de 0 a 15 anos, ou famílias com renda *per capita* máxima de R\$50, independente do número de crianças. Em 2006, estes valores aumentaram para R\$120,00 e R\$60,00, respectivamente. Os benefícios pagos em 2003 eram de R\$15,00 por filho, até o terceiro filho para as famílias que recebessem até R\$100,00 per capita e mais um fixo de R\$50 reais para as famílias que recebessem até R\$50,00 per capita mensais. Em 2006, os benefícios passaram a ser de R\$20,00 e R\$ 60,00, respectivamente. Este ponto de corte mais baixo não interessa muito no nosso caso, porque ele é independente do número de filhos.

**Tabela 1: Regras de entrada e benefícios do Bolsa Família**

	Ponto de corte (Renda Domiciliar per Capta) (R\$)	Benefício fixo (R\$)	Benefício variável (R\$)
Até 2005	50,00	50,00	15,00 por filho até 3 filhos de no máximo 15 anos
	Entre 50,00 e 100,00	0,00	
A partir de 2006	60,00	60,00	20,00 por filho até 3 filhos de no máximo 15 anos
	Entre 60,00 e 120,00	0,00	

Em contrapartida, as famílias devem manter atualizados os cartões de vacinação das crianças de 0 a 6 anos, as crianças de 6 a 15 anos devem estar matriculadas na escola e com um frequência mínima de 85% e visitas regulares ao posto de saúde são exigidas tanto para grávidas, para o pré-natal, como para as mães que estão amamentando.

O impacto do Programa Bolsa Família sobre a desigualdade no Brasil parece ter sido substancial. O índice de Gini no Brasil caiu de 59,9 em 1995 para 57,1 em 2004. O Programa Bolsa família foi responsável por 21% desta queda, ou seja, por uma queda de 0,571 no índice. Vários pesquisadores estudaram o efeito do programa na redução de desigualdade brasileira no começo deste século e todos chegam à conclusão de que o programa teve uma parcela importante de responsabilidade nesta redução. [ver Soares, Soares, Medeiros e Osório (2007), Hoffman (2007)]

Barros, Carvalho e Franco (2007)]. Além disso, também é possível mostrar que programas de transferência de renda, com foco nos mais pobres, como o Bolsa Família, foram mais efetivos para a diminuição de pobreza e desigualdade no Brasil do que políticas pautadas no Salário Mínimo [ver Barros (2007)]. Isto significa que as transferências eram realmente substanciais para as famílias e, por isto, existem tantas preocupações com os efeitos indiretos que elas podem acarretar.

Uma série de estudos foram feitos sobre os impactos do Bolsa Família e de seu semelhante anterior (o Bolsa-Escola) em variáveis comportamentais, como oferta de trabalho adulta, oferta de trabalho das mães, frequência escolar e trabalho infantil. Cardoso e Souza (2004) mostraram que o programa Bolsa-Escola tinha impacto positivo e significativo sobre a frequência escolar dos beneficiários e não tinha impacto sobre trabalho infantil. Segundo eles, o programa fez com que aumentasse o número de crianças que só estudam e também o número de crianças que trabalham e estudam, mas diminuiu o número de crianças que apenas trabalham e não estudam. Duarte e Silveira Neto (2008) também mostram que a frequência escolar dos beneficiários do programa Bolsa-Família na agricultura familiar do Nordeste é maior que a dos não beneficiários. Resende e Oliveira (2008) mostram que o programa eleva os gastos das famílias com consumo de alimentos, produtos de higiene, educação e vestuário, o que representaria um aumento de bem-estar destas famílias. Ao mesmo tempo, Chein, Andrade e Ribas (2006) tentam estabelecer uma causalidade do recebimento do programa com a condição nutricional das crianças e não encontram efeito robusto entre os domicílios beneficiados. Por último, Tavares (2008) mostra que o impacto do programa sobre oferta de trabalho das mães é positivo e Foguel e Barros (2008) mostram que o programa não tem impacto significativo sobre a oferta de trabalho adulta.

O único trabalho encontrado sobre o efeito do Bolsa Família na fecundidade é um trabalho também em andamento, no qual os autores não encontram efeito significativo do programa na fecundidade [ver Signorini & Queiroz (2009)]. Entretanto, nossa metodologia difere bastante da deste trabalho e nós acreditamos que estamos, assim, dando nossa contribuição para o debate.

## 4 Dados e Estratégias Empíricas

Os dados utilizados neste trabalho são dados anuais da PNAD de 1995 a 2007 (com exceção de 2000), com informações sócio-econômicas e demográficas de domicílios que tenham mulheres de 15 a 50 anos. Além disso, usaremos o suplemento adicional da PNAD 2006 com informações sobre se o domicílio tinha alguém que recebia o Programa Bolsa-Família.

A tabela 2 mostra estatísticas descritivas das mulheres de 15 a 50 anos, com renda domiciliar *per capita* menor que quatro vezes o ponto de corte para ser elegível para o Bolsa-Família e com zero, um, dois ou três filhos entre 1 e 14 anos de 1995 a 2007. A idéia é que as mulheres com zero, um e dois filhos na idade referida são as mulheres que ainda podem se beneficiar tendo mais um filho com o programa Bolsa-Família, enquanto as mulheres que já têm três filhos nesta idade não se beneficiariam com um quarto filho. Isto vai ser importante para construir nossos grupos de tratamento e controle, como veremos posteriormente.

Verifica-se que o padrão, tanto de fecundidade como de educação e renda é bastante parecido entre as mulheres que têm zero ou um filho e também entre as mulheres que têm dois ou três filhos. Entretanto, ele parece ser bem diferente entre estes dois grupos. As mulheres com dois filhos tinham uma probabilidade de ter um filho de 7.3% em 1995 e de 4.9% em 2007, enquanto as com três filhos tinham uma probabilidade de 7.3% em 1995 e de 5.1% em 2007. Ao mesmo tempo, para as mulheres com nenhum filho, estas probabilidades eram de 8.9% e 6.0% e para as com um filho eram de 9.1% e 6.1%. Padrão parecido se verifica nas demais variáveis, embora em algumas delas as características das mulheres com três filhos sejam mais diferentes em relação às mulheres com dois filhos do que são em termos de padrão de fecundidade.

**Tabela 2: Estatísticas Descritivas, PNADs 1995 a 2007**

ano	Nenhum filho				1 filho			
	Teve filho	Educação	Urbano	Renda dom <i>per capita</i>	Teve filho	Educação	Urbano	Renda dom <i>per capita</i>
1995	0,089	6,776	0,838	112,803	0,091	6,609	0,831	103,845
1996	0,080	6,940	0,842	125,657	0,083	6,755	0,828	115,213
1997	0,078	7,026	0,839	132,647	0,086	6,832	0,832	122,131
1998	0,077	7,211	0,839	137,487	0,082	7,090	0,831	125,712
1999	0,076	7,508	0,849	144,897	0,077	7,350	0,830	130,663
2001	0,069	7,894	0,877	170,207	0,072	7,624	0,864	145,775
2002	0,064	7,992	0,870	181,069	0,072	7,724	0,862	153,594
2003	0,066	8,088	0,865	187,724	0,070	7,864	0,855	160,223
2004	0,064	8,213	0,851	210,044	0,067	8,045	0,835	179,927
2005	0,066	8,236	0,844	218,622	0,069	8,107	0,828	189,853
2006	0,065	8,475	0,848	256,845	0,065	8,389	0,839	218,317
2007	0,060	8,530	0,845	261,403	0,061	8,493	0,836	227,236
ano	2 filhos				3 filhos			
	Teve filho	Educação	Urbano	Renda dom <i>per capita</i>	Teve filho	Educação	Urbano	Renda dom <i>per capita</i>
1995	0,073	6,404	0,814	92,775	0,073	6,028	0,791	84,106
1996	0,070	6,587	0,816	103,149	0,067	6,183	0,791	92,198
1997	0,069	6,622	0,811	107,842	0,067	6,190	0,790	95,634
1998	0,065	6,809	0,810	110,396	0,068	6,365	0,787	99,665
1999	0,063	7,061	0,807	115,759	0,067	6,594	0,784	102,991
2001	0,059	7,084	0,840	117,139	0,064	6,121	0,802	86,458
2002	0,054	7,268	0,839	126,215	0,059	6,278	0,792	92,992
2003	0,054	7,402	0,839	130,400	0,056	6,353	0,787	94,625
2004	0,055	7,459	0,815	147,015	0,059	6,519	0,751	107,316
2005	0,055	7,581	0,801	153,843	0,058	6,581	0,750	117,475
2006	0,050	7,800	0,803	176,269	0,052	6,844	0,748	132,438
2007	0,049	7,928	0,810	184,220	0,051	6,858	0,754	137,019

A tabela 3 mostra estatísticas descritivas para a PNAD 2006 com informação de se o domicílio recebe Bolsa-Família ou não. Pode-se ver que a maioria das pessoas que recebem o programa é do Nordeste. Além disso, o Nordeste também é a região na qual a percentagem da população que recebe o programa é a maior. Por último, é importante frisar que, segundo esta tabela, muita gente que está acima do ponto de corte de renda, mas abaixo de duas vezes o ponto de corte também recebe o programa. Por isso, vamos tomar certos cuidados ao definir controle e tratamento.

**Tabela 3: Estatísticas Descritiva PNAD 2006**

	Recebe BF		
	Não	Sim	Total
Norte	4,841	2,556	7,397
Nordeste	10,629	10,589	21,218
Sudeste	6,903	3,108	10,011
Sul	3,106	1,260	4,366
Centro Oeste	3,410	1,059	4,469
Acima do treshold	18,796	7,193	25,989
Abaixo do treshold	10,093	11,379	21,472
Total	28,889	18,572	47,461

Para caracterizarmos o efeito do Programa Bolsa-Família na fecundidade dos beneficiários, vamos usar três diferentes estratégias. Na estratégia 1, vamos nos aproveitar das regras de entrada explicadas na seção anterior para construir um modelo de diferença-em-diferença-em-diferença. Assim, vamos manter na amostra apenas as mulheres que estão em domicílios com renda domiciliar per capita menor que duas vezes o ponto de corte e que tenha dois ou três filhos com idade entre 1 e 14 anos. A escolha desta idade é explicada pelo fato que aos 16 anos o filho deixa de receber o programa, portanto, a mãe poderia ter um filho a mais para repor a perda de renda com a completude de 16 anos do filho. Além disso, a variável dependente escolhida será se a mulher teve um filho nascido vivo nos últimos 12 meses e, portanto, queremos excluir da conta de número de filhos, o filho nascido neste período. Já a escolha pelas mulheres com dois ou três filhos foi feita por causa do padrão de características parecidas no período analisado. Assim, na dimensão número de filhos, teremos como grupo de tratamento as mulheres que têm dois filhos e que ainda podem ser beneficiadas pelo programa com um terceiro filho. E como grupo de controle as mulheres com três filhos, que não podem ser beneficiadas pelo programa tendo um filho a mais. A outra diferença que iremos tirar será em relação às mulheres que estão na faixa de renda domiciliar per capita que as torna elegível para receber o programa. Estas serão o grupo de tratamento. O grupo de controle será composto pelas mulheres que estão acima deste ponto de corte, mas abaixo de duas vezes o ponto de corte. Novamente, a intenção é manter os grupos com características mais próximas o possível. Por último, vamos também criar uma

dummy que assumirá valor um caso o ano seja depois do ano de implementação do programa, 2003, e zero caso contrário. A especificação, portanto, será a seguinte:

$$nasceu_{it} = \alpha + \kappa R_{it} + \gamma F_{it} + \lambda D + \mu(R_{it} * F_{it}) + \nu(F_{it} * D) + \varphi(R_{it} * D) + \beta(R_{it} * F_{it} * D) + \Sigma X_{it} + \varepsilon$$

Onde  $nasceu_{it}$  é uma dummy que assume valor um se a mulher  $i$  teve um filho nascido vivo nos últimos doze meses;  $R_{it}$  é uma dummy que assume valor um se a mulher  $i$  está abaixo do ponto de corte em termos de renda domiciliar *per capita* no ano  $t$  e valor zero se está acima deste ponto, mas abaixo de duas vezes este ponto;  $F_{it}$  é uma dummy que assume valor um se a mulher  $i$  tem dois filhos entre 1 e 14 anos no ano  $t$  e valor zero caso tenha três filhos neste mesmo instante;  $D$  é uma dummy que assume valor um se a observação está entre 2004 e 2007 e valor zero caso a observação esteja entre 1995 e 2003;  $X_{it}$  é um vetor de variáveis de controle. O coeficiente de interesse é o coeficiente  $\beta$  da interação entre as dummies de tempo, de renda e de filhos. As variáveis usadas como controle serão anos de estudo, idade, raça, atividade, região, região metropolitana, urbano/rural, água tratada, esgoto da Rede Geral de Esgoto, lixo coletado, densidade cômodos/n pessoas, renda domiciliar per capita, se tem cônjuge, se é chefe e se tem aposentado ou pensionista no domicílio.

Apesar de ter características bem diferentes do grupo de mães com três filhos, vamos rodar como robustez um grupo de tratamento expandido, com as mulheres com zero, um e dois filhos (o grupo de controle continuará sendo as mulheres com três filhos). Além disso, como muitos que estão um pouco acima da faixa de renda dos elegíveis, recebiam o programa em 2006, vamos ampliar o grupo de tratamento em renda para renda domiciliar *per capita* abaixo de duas vezes o ponto de corte. Neste caso, o grupo de controle será os que recebem entre duas vezes e quatro vezes o ponto de corte. Verificaremos também, os resultados condicionando por faixa etária da mulher, para tentar ver se há diferença nos efeitos para os casos em que as mulheres estão no período mais fértil, por exemplo. Por último, em vez de tirar uma diferença tripla, iremos condicionar apenas na renda e fazer um modelo de diferença-em-diferença apenas com a dimensão tempo e número de filhos.

Na estratégia 2 nós iremos usar apenas a PNAD 2006 com o suplemento que informa se o domicílio tem alguém que recebe o programa Bolsa-Família. Vamos manter

novamente apenas as mulheres que tinham dois ou três filhos entre 1 e 14 anos e as que tinham renda domiciliar per capita abaixo do ponto de corte de renda para elegibilidade ao programa. Neste caso, um grupo tratado será se a mulher tem dois filhos e o grupo de controle será as que têm três filhos. Ao mesmo tempo teremos como grupo tratado as mulheres que estão em um domicílio que recebe o programa e como grupo de controle aquelas que não recebem o programa. O coeficiente de interação das que recebem o controle com as que têm dois filhos, estará nos dizendo que, dado que aquelas mulheres recebem o programa, qual a diferença na probabilidade de ter tido um filho nos últimos doze meses das mulheres que tinham dois versus as que tinham três filhos. A especificação será a seguinte:

$$nasceu_i = \alpha + \gamma F_i + \lambda BF_i + \mu(F_i * BF_i) + \Sigma X_i + \varepsilon$$

Onde  $nasceu_{it}$  é uma dummy que assume valor um se a mulher  $i$  teve um filho nascido vivo nos últimos doze meses;  $F_i$  é uma dummy que assume valor um se a mulher  $i$  tem dois filhos entre 1 e 14 anos e valor zero caso tenha três filhos nesta mesma faixa etária;  $BF_i$  é uma dummy que assume valor se a mulher está em um domicílio que recebe o programa Bolsa-Família e zero caso contrário;  $X_{it}$  é um vetor de variáveis de controle com as mesmas variáveis que no caso anterior; e o coeficiente de interesse  $\mu$  é o coeficiente da interação entre as dummies de filho e de recebimento do programa.

Da mesma forma que no caso anterior, como muitas acima do ponto de corte recebem vamos ampliar a amostra para incluir todas as mulheres que recebem até duas vezes o ponto de corte de renda e também para incluir no tratamento aquelas com apenas um filho. Não incluiremos neste caso as mulheres com nenhum filho porque estas dificilmente recebem o programa e, mesmo quando recebem, o recebimento não é devido ao número de filhos. Como a intenção é verificar se, dado que elas recebem, existe o incentivo delas ainda poderem ter mais um filho e receber mais um benefício, não faz sentido colocar um grupo que praticamente não tem nenhuma mulher recebendo (o grupo das mulheres com nenhum filho). Mais uma vez, vamos verificar os efeitos por faixa etária da mulher.

Faremos também as estimações das especificações básicas destas duas primeiras estratégias com Probit. Para o cálculo dos efeitos marginais dos coeficientes de

interação usaremos o método do efeito de interação, que é diferente do efeito marginal do termo de interação [ver Ai & Norton (2003)]. Usaremos, portanto, o comando do STATA “inteff” para os casos onde temos apenas interação dupla e o comando “inteff3”, para os casos onde temos interação tripla [ver Norton, Wang & Ai (2004), e Cornelissen & Sonderhof (2008)].

Na estratégia 3, também usaremos a PNAD 2006 com o suplemento que identifica se a mulher recebe o programa Bolsa-Família para estimar um *Propensity Score* daquela mulher receber o programa nas variáveis observáveis, as mesmas usadas como controle nas demais estratégias e posteriormente usar este escore de propensão para estimar um modelo *Matching* pelo método do vizinho mais próximo, usando apenas suporte comum. O grupo de tratamento serão aquelas mulheres com um ou dois filhos que estão na faixa de renda que as torna elegível e que recebem o programa. Já o grupo do controle serão as mulheres que têm um ou dois filhos que estão na faixa de renda elegível, mas que não recebem o programa. Teoricamente, este grupo já deveria estar recebendo o programa, então a diferença entre os grupos é que um recebe e o outro não. Além disso, se existe outras características observáveis que são importantes para determinar o recebimento ou não do programa, o método do vizinho mais próximo irá comparar tratamento e controle apenas com os pares que têm características as quais os deixam com probabilidade de recebimento do programa mais próxima. Com isso, conseguiremos estimar o efeito de tratamento médio nos tratados. A variável dependente continua sendo se a mulher teve um filho nos últimos doze meses. O primeiro estágio do modelo é um probit que examina a probabilidade da mulher receber o programa, dadas suas características. O modelo é:

$$P(X_i) \equiv \Pr(BF = 1 | X_i) = E(BF | X_i)$$

Onde  $BF$  é uma dummy que assume valor um se a mulher está em um domicílio que recebe o programa Bolsa-Família, tem um ou dois filhos e tem renda domiciliar per capita abaixo do ponto de corte para elegibilidade e zero caso tenha um ou dois filhos e tenha renda domiciliar per capita abaixo do ponto de corte para elegibilidade, mas não receba o programa; e  $X_i$  é um vetor de características individuais de pré-tratamento. Rosebaum & Rubin (1983) mostram que se a exposição ao tratamento é aleatória dentro de cada célula do vetor  $X_i$ , ela também é

dada a variável unidimensional  $P(X_i)$ . O efeito de tratamento médio nos tratados (ATT) pode então ser calculado como:

$$\begin{aligned}\tau &\equiv E\{Y_{1i} - Y_{0i} | BF_i = 1\} \\ &= E\{E\{Y_{1i} - Y_{0i} | BF_i = 1, p(X_i)\}\} \\ &= E\{E\{Y_{1i} | BF_i = 1, p(X_i)\} - E\{Y_{0i} | BF_i = 0, p(X_i)\} | BF_i = 1\}\end{aligned}$$

Onde  $Y_{1i}$  e  $Y_{0i}$  são os resultados potenciais, respectivamente, nos tratados e nos não tratados, que assumem valor um se a mulher  $i$  teve um filho nascido vivo nos últimos doze meses e zero caso contrário. Novamente, como exercício de robustez, vamos ampliar a amostra para até duas vezes o ponto de corte em renda e também para verificar os efeitos por faixa etária.

Cada uma das estratégias usadas têm vantagens e desvantagens. A estratégia 1, tem a vantagem de construir um grupo de tratamento e um do controle e verificar o comportamento no tocante à fecundidade destes dois grupos antes e depois do programa. Entretanto, como não estamos usando nenhuma informação exatamente sobre se as famílias em cada um daqueles grupos estão recebendo o programa, não teremos certeza que o efeito encontrado será realmente o efeito do programa ou de outros fatores que aconteceram concomitantemente ao Bolsa Família que poderiam estar afetando cada grupo de forma diferente.

Na estratégia 2, usamos a informação de se a família recebe ou não o programa e interagimos esta informação com uma dummy que assume valor um se a mulher tem 2 filhos e zero caso tenha 3 filhos. A interpretação do coeficiente é feita da seguinte forma: dado que a família recebe o programa, qual a diferença na probabilidade da mulher ter tido um filho nos últimos doze meses entre as mulheres que tinham dois versus as que tinham três filhos. A vantagem desta estratégia em relação à primeira é que estamos identificando se o domicílio recebe realmente o programa, mas, ao mesmo tempo, como estamos usando apenas um dado cross-section, não estamos incluindo os possíveis efeitos naqueles que não recebem o programa, nem estamos fazendo uma análise do comportamento do tratamento antes e depois, o que controlaria para efeitos fixos de cada grupo, tratamento e controle.

Na estratégia 3, também usamos a informação de se o domicílio recebe o programa. Além disso, fazemos um “propensity score Matching”, o que controla para seleção em observáveis. O coeficiente nos diz qual o efeito da pessoa receber o programa dado que ela é elegível. Ou seja, entre os que já deveriam receber o programa, será que existe efeito da pessoa efetivamente recebê-lo, visto que desta forma, ela tem a certeza do recebimento de mais recursos ao ter mais um filho? A vantagem em relação à estratégia dois é que controla para seleção em observáveis. A desvantagem em relação à estratégia 1 é que há o risco de variáveis omitidas estarem correlacionadas com o recebimento do programa e com a taxa de fecundidade.

Portanto, percebemos que as estratégias se complementam. A estratégia 1, minimiza preocupações com não observáveis, mas não nos fornece a certeza que o efeito é do programa, já que não há garantia que outras coisas não estivessem afetando ao mesmo tempo os grupos escolhidos. A estratégia 3 usa informação do recebimento do programa, mas não resolve o problema das não observáveis. E a estratégia 2 resolve em parte o problema de não observáveis, mas faz análise antes e depois. Ao mesmo tempo, usa a informação de recebimento do programa, mas não aproxima tratamento e controle por Matching.

## 5 Resultados

A tabela 4 mostra os resultados da estratégia 1. Na coluna 1 está a especificação básica e na coluna 2 está a mesma especificação com a ampliação da amostra para incluir as mulheres que recebem até duas vezes o ponto de corte no tratamento. As demais colunas repetem esta mesma lógica para cada uma das faixas etárias. Verifica-se que o coeficiente da interação tripla é não significativo na especificação básica. Isto significa que dado que a mulher está na faixa de elegibilidade, o fato dela ter dois filhos em comparação com ela ter três filhos não teve impacto significativo para a probabilidade dela ter tido um filho nascido vivo nos últimos doze meses. Os resultados se mantêm quando ampliamos a amostra incluindo no tratamento as mulheres que ganham até duas vezes o ponto de corte em renda e também para todas as faixas etárias. A tabela 5 repete a tabela 4 com a diferença que inclui no grupo de tratamento as mulheres com um e com nenhum filho. Os resultados dos coeficientes da interação tripla são, mais uma vez, não significativos. Isto quer dizer que, dado que a mulher é elegível em termos de renda, o fato dela ter dois filhos (e não três) e ainda poder receber benefício do programa ao ter mais um filho, não alterou a taxa de fecundidade dela posteriormente à implementação do programa.

A tabela 6 mostra os resultados do modelo de diferença-em-diferença apenas com a dimensão tempo e a dimensão número de filhos condicional a renda domiciliar *per capita*. A primeira coluna usa na amostra apenas as mulheres que estão abaixo do ponto de corte. A segunda usa as mulheres que ganham acima do ponto de corte e abaixo de duas vezes o ponto de corte. A terceira, as que ganham acima de duas vezes o ponto de corte e abaixo de três vezes o ponto de corte. A quarta, as que ganham acima de três vezes o ponto de corte e abaixo de quatro vezes o ponto de corte. Verifica-se que apenas a segunda coluna tem o coeficiente da interação significativo. Isto poderia sugerir que, embora não tenha incentivado as mulheres na faixa de renda elegível e com dois filhos a terem mais filhos, o programa poderia estar incentivando aquelas que estão imediatamente acima deste ponto, já que tendo um filho a mais elas poderiam cair na faixa de renda elegível. Entretanto, como mais um exercício de robustez, a mesma tabela mostra na coluna (5) os resultados usando também a amostra da coluna (2), mas apenas até 2003 e fazendo um teste placebo, colocando a quebra em estrutural em 1999. O coeficiente continua sendo

significativo. Isto significa que, neste grupo de faixa de renda o efeito está vindo de uma tendência pré-existente das mulheres com 3 filhos de reduzirem mais a fecundidade que as mulheres com 2 filhos. Portanto, nenhum efeito robusto do programa em fecundidade é encontrado pela estratégia 1.

**Tabela 4: Regressão dif-em-dif-em-dif de fecundidade sobre tratamento em renda e No de filhos, por idade**

	Todos		De 15 a 25 anos		De 26 a 35 anos		De 36 a 50 anos	
	nasceu	nasceu	nasceu	nasceu	nasceu	nasceu	nasceu	nasceu
Dummy de 2 filhos	0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.006 (0.011)	-0.012 (0.012)	0.004 (0.004)	0.003 (0.004)	0.000 (0.002)	0.002 (0.003)
Dummy de Renda	-0.001 (0.003)	-0.017*** (0.003)	-0.001 (0.014)	-0.035*** (0.014)	0.005 (0.005)	0.013*** (0.005)	0.000 (0.000)	0.000 (0.003)
Depois	-0.002 (0.004)	0.008 (0.005)	-0.029 (0.023)	0.042 (0.028)	0.002 (0.006)	0.007 (0.007)	0.004 (0.003)	0.011** (0.005)
Renda*2 filhos	0.011*** (0.004)	0.006* (0.003)	0.026* (0.014)	0.016 (0.014)	0.006 (0.005)	0.002 (0.005)	0.000 (0.000)	-0.002 (0.003)
2 filhos* depois	0.012** (0.005)	0.004 (0.006)	0.019 (0.021)	-0.027 (0.028)	0.010 (0.006)	0.010 (0.008)	0.001 (0.003)	-0.007 (0.006)
Renda*depois	-0.005 (0.005)	-0.017*** (0.006)	0.007 (0.024)	-0.069** (0.028)	-0.012* (0.007)	-0.016** (0.008)	0.000 (0.000)	-0.009 (0.006)
<b>Renda *2 filhos*depois</b>	<b>-0.006 (0.006)</b>	<b>0.005 (0.007)</b>	<b>-0.015 (0.027)</b>	<b>0.038 (0.031)</b>	<b>-0.001 (0.009)</b>	<b>-0.000 (0.009)</b>	<b>0.000 (0.000)</b>	<b>0.008 (0.007)</b>
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Amostra	2*ponto de corte	4*ponto de corte	2*ponto de corte	4*ponto de corte	2*ponto de corte	4*ponto de corte	2*ponto de corte	4*ponto de corte
tratamento	Ponto de corte	2*ponto de corte	Ponto de corte	2*ponto de corte	Ponto de corte	2*ponto de corte	Ponto de corte	2*ponto de corte
Observations	122341	172773	18866	25128	61251	85949	42224	61696
R-squared	0.06	0.06	0.05	0.06	0.02	0.02	0.01	0.01

Regressão dif-em-dif-em-dif com variável dependente sendo se a mulher teve um filho nascido vivo nos últimos 12 meses e as variáveis de interesse se a renda domiciliar per capita era abaixo ou acima do ponto de corte que define elegibilidade ao programa e uma dummy que assume 1 se a mulher tinha 2 filhos e 0 se tinha 3 filhos. A regressão inclui como controle dummies de região, região metropolitana, urbano-rural, idade, raça, anos de estudo, se havia aposentado ou pensionista no domicílio, se ela tinha cônjuge, se era chefe do domicílio, se o domicílio tinha água tratada, esgoto da rede geral, densidade de comodors por pessoa e coleta de lixo. Foram usados dados das PNADs de 1995 a 2007. \* significante a 10%; \*\* significante a 5%; \*\*\* significante a 1%

**Tabela 5: Regressão dif-em-dif-em-dif de fecundidade sobre tratamento em renda e No de filhos, por idade**

	Todos		De 15 a 25 anos		De 26 a 35 anos		De 36 a 50 anos	
	Nasceu	Nasceu	Nasceu	Nasceu	Nasceu	Nasceu	Nasceu	Nasceu
Dummy de menos de 3 filhos	0.016*** (0.003)	0.004 (0.003)	0.001 (0.010)	- 0.035*** (0.011)	0.030*** (0.004)	0.026*** (0.004)	0.002 (0.002)	0.005** (0.002)
Dummy de Renda	0.004 (0.003)	0.014*** (0.003)	0.002 (0.013)	0.041*** (0.012)	0.009* (0.005)	-0.004 (0.005)	0.011*** (0.003)	0.007*** (0.002)
Depois	-0.008* (0.005)	0.003 (0.006)	-0.031 (0.020)	0.027 (0.026)	0.000 (0.006)	0.005 (0.008)	-0.001 (0.004)	0.006 (0.005)
Renda*menos de 3 filhos	0.015*** (0.004)	0.018*** (0.003)	0.048*** (0.014)	0.061*** (0.012)	0.006 (0.006)	0.004 (0.005)	-0.005 (0.003)	- 0.007*** (0.002)
menos de 3 filhos* depois	0.015*** (0.005)	0.012** (0.006)	0.038* (0.020)	0.012 (0.026)	0.010 (0.007)	0.009 (0.009)	0.004 (0.004)	-0.001 (0.005)
Renda*depois	-0.002 (0.006)	-0.014** (0.006)	0.019 (0.025)	-0.045 (0.028)	-0.012 (0.008)	-0.014 (0.009)	0.002 (0.005)	-0.005 (0.005)
<b>Renda *menos de 3 filhos*depois</b>	<b>-0.008 (0.006)</b>	<b>-0.001 (0.007)</b>	<b>-0.037 (0.026)</b>	<b>0.006 (0.028)</b>	<b>-0.004 (0.009)</b>	<b>0.001 (0.010)</b>	<b>-0.005 (0.005)</b>	<b>0.002 (0.005)</b>
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Amostra	2*ponto de corte	4*ponto de corte	2*ponto de corte	4*ponto de corte	2*ponto de corte	4*ponto de corte	2*ponto de corte	4*ponto de corte
tratamento	Ponto de corte	2*ponto de corte	Ponto de corte	2*ponto de corte	Ponto de corte	2*ponto de corte	Ponto de corte	2*ponto de corte
Observações	264080	452272	54733	91348	96839	157603	112508	203321
R-2	0.13	0.13	0.16	0.17	0.05	0.05	0.02	0.01

Regressão dif-em-dif-em-dif com variável dependente sendo se a mulher teve um filho nascido vivo nos últimos 12 meses e as variáveis de interesse se a renda domiciliar per capita era abaixo ou acima do ponto de corte que define elegibilidade ao programa e uma dummy se a mulher tinha 3 filhos ou menos de 3 filhos. A regressão inclui como controle dummies de região, região metropolitana, urbano-rural, idade, raça, anos de estudo, se havia aposentado ou pensionista no domicílio, se ela tinha cônjuge, se era chefe do domicílio, se o domicílio tinha água tratada, esgoto da rede geral, densidade de comodors por pessoa e coleta de lixo. Foram usados dados das PNADs de 1995 a 2007. \* significante a 10%; \*\* significante a 5%; \*\*\* significante a 1%

**Tabela 6: Regressão dif-em-dif de fecundidade sobre tratamento No de filhos, por idade**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	nasceu	nasceu	nasceu	nasceu
Dummy de 2 filhos	0.015*** (0.003)	0.001 (0.002)	-0.004 (0.003)	0.001 (0.004)
Depois	-0.002 (0.004)	-0.007* (0.004)	-0.007 (0.006)	0.005 (0.009)
<b>Depois*dummy de 2 filhos</b>	<b>0.008 (0.005)</b>	<b>0.011*** (0.004)</b>	<b>0.006 (0.006)</b>	<b>0.001 (0.009)</b>
Amostra	Até corte	Entre corte e 2*corte	Entre 2*corte e 3*corte	Entre 3*corte e 4*corte
Observations	54538	63690	33038	17394
R-squared	0.06	0.05	0.07	0.07

Regressão dif-em-dif com variável dependente sendo se a mulher teve um filho nascido vivo nos últimos 12 meses e as variáveis de interesse sendo uma dummy que assume valor um se a mulher tinha 2 filhos e zero se a mulher tinha 3 filhos e uma dummy depois do programa entrar em vigor. A regressão é condicional à renda domiciliar per capita. A coluna (1) inclui as mulheres que recebem até o ponto de corte em termos de renda domiciliar per capita, a coluna (2), entre o ponto de corte e duas vezes o ponto de corte, a coluna (3) entre duas vezes o ponto de corte três vezes o ponto de corte e a coluna (4) entre 3 vezes o ponto de corte e 4 vezes o ponto de corte. A coluna (5) repete o exercício da coluna (2), mas faz um teste placebo, mantendo na amostra apenas as observações anteriores a 2004 e colocando como se o programa tivesse começado em 2001. A regressão inclui como controle dummies de região, região metropolitana, urbano-rural, idade, raça, anos de estudo, se havia aposentado ou pensionista no domicílio, se ela tinha cônjuge, se era chefe do domicílio, se o domicílio tinha água tratada, esgoto da rede geral, densidade de comodors por pessoa e coleta de lixo. Foram usados dados das PNADs de 1995 a 2007. \*significante a 10%; \*\* significante a 5%, \*\*\* significante a 1%

A tabela 9 mostra as características dos que recebem e dos que não recebem o Programa Bolsa-Família sem e com o Matching. Verifica-se que após o Matching as características ficam bem mais semelhantes. Além disso, os grupos estão obedecendo o teste da hipótese de balanceamento. A tabela 10 mostra os determinantes do recebimento do programa. Pode-se ver que a maioria dos coeficientes tem o sinal esperado. As mulheres com maior escolaridade têm uma menor probabilidade de pertencer a um domicílio que receba o programa. As mulheres urbanas, que moram em domicílios com Rede Geral de Esgoto, que têm apenas um filho (contra as que têm dois) e com maior renda domiciliar *per capita* também têm uma probabilidade menor de receber o programa.

**Tabela 7: Regressão de fecundidade sobre quem recebe Bolsa Família, por idade**

	Todos		De 15 a 25 anos		De 26 a 35 anos		De 36 a 50 anos	
	nasceu	nasceu	nasceu	nasceu	nasceu	nasceu	nasceu	nasceu
Dummy 1 ou 2 filhos	0.035*** (0.012)	0.019*** (0.007)	0.085** (0.041)	0.038 (0.029)	0.034** (0.016)	0.020** (0.009)	0.002 (0.015)	-0.002 (0.008)
Recebe BF	0.009 (0.013)	0.001 (0.008)	0.026 (0.049)	0.018 (0.038)	0.003 (0.017)	-0.003 (0.011)	0.001 (0.016)	0.001 (0.010)
<b>Recebe BF *2 filhos</b>	<b>-0.013 (0.016)</b>	<b>-0.004 (0.010)</b>	<b>0.059 (0.058)</b>	<b>0.047 (0.043)</b>	<b>-0.038* (0.021)</b>	<b>-0.020 (0.013)</b>	<b>-0.001 (0.019)</b>	<b>0.003 (0.011)</b>
controles	5269	10758	842	1533	2696	5633	1731	3592
Amostra	0.05	0.04	0.05	0.04	0.02	0.02	0.02	0.01
Observations	8456	19523	1703	3674	3655	8459	3098	7390
R-squared	0.07	0.06	0.04	0.04	0.03	0.03	0.02	0.01

Regressão dif-em-dif com variável dependente sendo se a mulher teve um filho nascido vivo nos últimos 12 meses e as variáveis de interesse sendo se a mulher recebia Bolsa Família em 2006 e uma dummy que assume valor um se ela tem dois filhos e assume valor zero se ela tem três filhos. A regressão inclui como controle dummies de região, região metropolitana, urbano-rural, idade, raça, anos de estudo, se havia aposentado ou pensionista no domicílio, se ela tinha cônjuge, se era chefe do domicílio, se o domicílio tinha água tratada, esgoto da rede geral, densidade de comodos por pessoa e coleta de lixo. Foram usados dados da PNAD 2006. \* significativa a 10%; \*\* significativa a 5%; \*\*\* significativa a 1%

**Tabela 8: Regressão de fecundidade sobre quem recebe Bolsa Família, por idade**

	Todos		De 15 a 25 anos		De 26 a 35 anos		De 36 a 50 anos	
	nasceu	nasceu	nasceu	nasceu	nasceu	nasceu	nasceu	nasceu
Dummy 1 ou 2 filhos	0.059*** (0.012)	0.046*** (0.007)	0.124*** (0.039)	0.087*** (0.029)	0.063*** (0.017)	0.053*** (0.010)	0.009 (0.013)	0.006 (0.007)
Recebe BF	0.012 (0.014)	0.003 (0.009)	0.016 (0.051)	0.014 (0.039)	0.006 (0.019)	0.001 (0.013)	0.003 (0.015)	0.002 (0.010)
<b>Recebe BF * 1 ou 2 filhos</b>	<b>-0.022 (0.015)</b>	<b>-0.013 (0.010)</b>	<b>0.012 (0.056)</b>	<b>0.004 (0.042)</b>	<b>-0.038* (0.022)</b>	<b>-0.029** (0.014)</b>	<b>-0.008 (0.016)</b>	<b>-0.004 (0.010)</b>
controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Amostra	Até Corte	Até 2*corte	Até Corte	Até 2*corte	Até Corte	Até 2*corte	Até Corte	Até 2*corte
Observations	8456	19523	1703	3674	3655	8459	3098	7390
R-squared	0.07	0.06	0.04	0.04	0.03	0.03	0.02	0.01

Regressão dif-em-dif com variável dependente sendo se a mulher teve um filho nascido vivo nos últimos 12 meses e as variáveis de interesse sendo se a mulher recebia Bolsa Família em 2006 e uma dummy que assume valor um se ela tem um ou dois filhos e assume valor zero se ela tem três filhos. A regressão inclui como controle dummies de região, região metropolitana, urbano-rural, idade, raça, anos de estudo, se havia aposentado ou pensionista no domicílio, se ela tinha cônjuge, se era chefe do domicílio, se o domicílio tinha água tratada, esgoto da rede geral, densidade de comodos por pessoa e coleta de lixo. Foram usados dados da PNAD 2006. \* significativa a 10%; \*\* significativa a 5%; \*\*\* significativa a 1%

A tabela 11 mostra, por último, os resultados do efeito de tratamento médio nos tratados. As duas primeiras colunas mostram os efeitos para todas as faixas etárias, a primeira usando apenas as mulheres com renda domiciliar *per capita* abaixo do ponto de corte de elegibilidade para o programa e a segunda usando até duas vezes o ponto de corte na amostra. As demais colunas mostram a mesma coisa de acordo com a faixa etária. Verifica-se novamente que nenhum dos coeficientes é significativo, ou seja, nenhum efeito robusto do Bolsa-Família em fecundidade é encontrado. Além disso, embora não significativos todos os coeficientes são negativos. Ou seja, se os resultados sugerem alguma coisa é que o impacto do Bolsa Família é negativo. Entretanto, como os coeficientes são não significativos, o mais correto é considerar que não há efeito do programa sobre fecundidade.

**Tabela 9: Estatísticas descritivas com e sem Matching, PNAD 2006**

	Sem Matching		Com Matching		Dif de médias
	Não Recebe BF	Recebe BF	Não Recebe BF	Recebe BF	
Anos de Estudo	6,875	5,900	6,613	6,325	0.288*
Idade	31,462	32,753	33,065	33,210	-0.145
Branca	0,311	0,298	0,323	0,333	-0.01
Inativa ou desempregada	0,683	0,620	0,657	0,650	0.007
Metropole	0,354	0,213	0,303	0,257	0.046**
Água	0,836	0,818	0,818	0,824	-0.006
Esgoto	0,368	0,270	0,348	0,311	0.037*
Urbano	0,770	0,643	0,814	0,771	0.042**
Lixo	0,767	0,651	0,825	0,789	0.035*
Densidade	1,371	1,352	1,403	1,402	0.001
Renda dom. per capita	77,109	68,664	76,026	73,225	2.801*
Tem um filho	0,463	0,339	0,374	0,327	0.047*
Tem cônjuge	0,773	0,802	0,773	0,781	-0.008
Chefe	0,265	0,225	0,270	0,253	0.017*
Tem apos. ou pens. no dom.	0,036	0,037	0,040	0,042	-0.002
Norte ou Nordeste	0,610	0,741	0,623	0,666	-0.043*

\*significante a 10%; \*\* significante a 5% ;\*\*\*significante a 1%.

**Tabela 10 : Probabilidade de receber o programa Bolsa Família**

	Recebe BF	Recebe BF
Anos de estudo	-0.033*** (0.005)	-0.038*** (0.003)
Idade	0.006*** (0.002)	-0.002 (0.001)
Branco	-0.022 (0.035)	-0.046** (0.023)
Inativa ou Desempregada	-0.051 (0.037)	-0.169*** (0.023)
Água tratada	0.210*** (0.054)	0.086** (0.036)
Esgoto da Rede Geral	-0.064* (0.039)	-0.163*** (0.024)
Urbano e metropolitano	-0.288*** (0.064)	-0.139*** (0.043)
Lixo coletado	-0.123** (0.063)	-0.138*** (0.044)
Densidade de cômodos	-0.064* (0.033)	-0.039* (0.022)
Renda dom. per capita	-0.003*** (0.000)	-0.004*** (0.000)
Tem um filho	-0.318*** (0.035)	-0.297*** (0.023)
Tem conjuge	-0.021 (0.064)	-0.135*** (0.040)
Chefe	-0.063 (0.059)	-0.152*** (0.038)
Tem apos. ou pens. no dom.	0.073 (0.085)	0.239*** (0.042)
Norte_Nordeste	0.423*** (0.055)	0.397*** (0.023)
Amostra	Até corte	Até 2*corte
Observations	6217	16242

Regressão de escore de propensão em suporte comum com variável dependente sendo a probabilidade da mulher receber o programa e as variáveis explicativas sendo dummies de região, urbano e metropolitano, idade, raça, anos de estudo, se havia aposentado ou pensionista no domicílio, se ela tinha cônjuge, se era chefe do domicílio, se o domicílio tinha água tratada, esgoto da rede geral, densidade de cômodos por pessoa e coleta de lixo, dummy se a mulher tem um filho (versus ter dois filhos). Foram mantidos apenas as mulheres de um ou dois filhos com renda domiciliar per capita menor que o ponto de corte na coluna (1) e menor que duas vezes o ponto de corte na coluna (2). Foram usados dados da PNAD 2006. \*significante a 10%; \*\* significante a 5%; \*\*\* significante a 1%

**Tabela 11: Efeito de tratamento nos tratados**

	n. treat.	n. contr.	ATT	Std. Err.	t
Amostra até corte	2690	1561	-0.018	0.011	-1.626
Amostra até 2*corte	5188	3431	-0,006	0,007	-0,85
De 15 a 25 anos até corte	517	334	-0,033	0,034	-0,963
De 15 a 25 anos até 2*corte	949	660	0,006	0,022	0,283
De 26 a 35 anos até corte	1240	615	-0,028	0,019	-1,474
De 26 a 35 anos até 2*corte	2294	1377	-0,019	0,01	-1,871
De 36 a 50 anos até corte	1393	629	-0,018	0,011	-1.567
De 36 a 50 anos até 2*corte	2626	1510	-0,01	0,006	-1.555

Regressão de efeito de tratamento médio nos tratados feita em observações em suporte comum, com variável dependente sendo se a mulher teve um filho nascido vivo nos últimos 12 meses e o grupo de tratamento sendo as mulheres que recebem o Bolsa família que têm um ou dois filhos e com renda domiciliar per capita até o ponto de corte ou duas vezes o ponto de corte e o controle sendo o mesmo o mesmo grupo, com a diferença de não receber o programa. A regressão inclui como controle dummies de região, região metropolitana, urbano-rural, idade, raça, anos de estudo, se havia aposentado ou pensionista no domicílio, se ela tinha cônjuge, se era chefe do domicílio, se o domicílio tinha água tratada, esgoto da rede geral, densidade de comodios por pessoa e coleta de lixo. Foram usados dados da PNAD 2006.

## 6 Conclusões

Os programas condicionais de transferência de renda têm impacto significativo na redução da miséria, da pobreza e da desigualdade em vários países da América Latina [ver Das, Do & Özler (2005)]. Além disso, já foi mostrado em vários estudos, ausência de impactos em variáveis que os governos não gostariam que estes programas impactassem, como diminuição da oferta de trabalho [ver Parker & Skoufias (2000)] e presença de impacto em algumas variáveis que gostaríamos que realmente acontecesse, como aumento da frequência escolar, melhoria da saúde básica e nutrição das crianças e aumento do consumo das famílias [ver Rawlings & Rubio (2005)]. A literatura demonstra também bastante preocupação com o possível impacto positivo deste tipo de programa sobre a fecundidade dos beneficiários [ver Janvry & Sadoulet (2006), Skoufias (2001), Todd & Wolpin (2006), Handa & Davis (2006), Barrientos & DeJong (2006)]. Este trabalho contribui para a literatura mostrando que este impacto não é encontrado de forma robusta no caso do Bolsa-Família, assim como também não é encontrada no PROGRESA e no RPS [ver Stecklov, Winters, Todd e Regalia (2006)]. Mais ainda, embora o montante dos recursos do Bolsa-Família seja dependente do número de filhos, até o terceiro filho, assim como é o PRAF em Honduras, não verificamos impacto significativo no primeiro, como acontece no segundo. Uma das possíveis explicações é que as condicionalidades podem estar contribuindo para uma mudança do investimento na qualidade dos filhos em detrimento da quantidade de filhos, o que pode estar cancelando o efeito da diminuição dos custos de se ter filhos. Além disso, podem existir efeitos de planejamento familiar, devido à maior frequência das crianças na escola e à obrigação das mães de irem aos postos de saúde fazerem pré-natal, o que as coloca em contato com pessoal da área de saúde, que pode fazer aconselhamento no que diz respeito ao planejamento familiar e facilitar o acesso a métodos contraceptivos.

Portanto, é importante frisar que não encontramos nenhum efeito robusto do Programa Bolsa-Família na fecundidade dos beneficiários. Estes resultados, em grande parte, vêm do desenho moderno do Programa, assim como acontece em outros programas da América Latina.

## Bibliografia

Acs, G. 1996. "The Impact of Welfare on Young Mothers' Subsequent Childbearing Decisions." *The Journal of Human Resources*, 31 (4): 898-915.

Ai, C., and E. C. Norton. 2003. "Interaction Terms in Logit and Probit Models." *Economic Letters*, 80, pp 123-129.

Barrientos, A., J. Dejong. 2006. "Reducing Child Poverty with Cash Transfers: a Sure Thing?" *Development Policy Review*, 24(5): 537-552.

Barros, R. P. 2007. "A Efetividade do Salário Mínimo em Comparação à do Programa Bolsa Família como Instrumento de Redução da Pobreza e da Desigualdade." Em: *Desigualdade de Renda no Brasil: uma Análise da Queda Recente*, Vol.2. Orgs: R. P. Barros, M. N. Foguel, e G. Ulyssea. IPEA, Brasília.

Barros, R. P., M. Carvalho, S. Franco. 2007. "O Papel das Transferências Públicas na Queda Recente da Desigualdade de Renda Brasileira." Em: *Desigualdade de Renda no Brasil: uma Análise da Queda Recente*, Vol.2. Orgs: R. P. Barros, M. N. Foguel, e G. Ulyssea. IPEA, Brasília.

Becker, G. S. 1960. "An Economic Analysis of Fertility." In A. Coale (Ed.), *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, p.209-231, Princeton, NJ: Princeton University Press.

Becker, G. S., and H. G. Lewis. 1973. "On the Interaction between the Quantity and Quality of Children." *Journal of political Economy*, 82: S279-S288.

Bongaarts, J. 1982. "The Fertility-Inhibiting Effects of the Intermediate Fertility Variables." *Studies in Family Planning*, 13 (6/7): 179-189.

Boyer, G. R. 1989. "Malthus Was Right After All – Poor Relief and Birth-Rates in Southeastern England." *Journal of Political Economy*, 97 (1): 93-114.

Cardoso, E., A. P. Souza. 2004. "The Impact of Cash Transfers on Child Labor and School attendance in Brazil." Working Paper n. 04-W07, Vanderbilt.

Chein, F., M. V. Andrade, R. P. Ribas. 2006. "Políticas de Transferência de Renda e Condição Nutricional de Crianças: uma Avaliação do Bolsa Família." Belo Horizonte, mimeo.

Cornelissen, T. and K. Sonderhof, 2008. "inteff3: Stata module to compute marginal effects in a probit model with a triple dummy variable interaction term." <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456903.html>.

Das, J., Q. T. Do, and B. Özler. 2005. "Reassessing Conditional Cash Transfer Programs." *World Bank Research Observer*, 20 (1): 57-80.

Duarte, G. B. ; Silveira Neto, R. M. 2008. "Avaliando o Impacto do Programa Bolsa Família sobre a Frequência Escolar: O Caso da Agricultura Familiar no Nordeste do Brasil." Anais do XXXVI Encontro nacional de Economia, ANPEC, Salvador.

Foguel, M. N., e R. P. Barros. 2008. "The Effects of Conditional Cash Transfer Programs on Adult Labor Supply: an Empirical Analysis Using a Time-Series-Cross-Section Sample of Brazilian Municipalities." Anais do XXXVI Encontro nacional de Economia, ANPEC, Salvador.

Gathier, A., and J. Hatzius. 1997. "Family Benefits and Fertility: an Econometric Analysis." *Population Studies*, 51 (3): 295-306.

Handa, S., and B. Davis. 2006. "The Experience of Conditional Cash Transfers in Latin America and Caribbean". *Development Policy Review*, 24(5): 513-536.

Hoffmann, R. 2007. "Transferências de Renda e Redução da Desigualdade no Brasil e em Cinco Regiões, entre 1997 e 2005." Em: *Desigualdade de Renda no Brasil: uma Análise da Queda Recente*, Vol.2. Orgs: R. P. Barros, M. N. Foguel, e G. Ulyssea. IPEA, Brasília.

Huzel, James P. 1980. "The Demographic Impact of the Old Poor Law: More Reflexions on Malthus." *Econ. Hist. Rev.*, 2d ser., 22: 430-452.

Janvry, A., and E. Sadoulet. 2006. "Making Conditional Cash Transfer Programs More Efficient: Designing for Maximum Effect of the Conditionality." *The World Bank Economic Review*, 20(1): 1-29.

- Norton, E. C., H. Wang, and C. Ai. 2004. "Computing Interaction Effects and Standard Errors in Logit and Probit Models". *The Stata Journal*, 4(2): 154-167.
- Parker, S. W., and E. Skoufias. 2000. "The Impact of PROGRESA on Work, Leisure, and Time Allocation." Final Report, International Food Policy Research Institute.
- Rawlings, L. B., and G. M. Rubio. 2005. "Evaluating the Impact of Conditional Cash Transfer Programs." *World Bank Research observer*, 20 (1): 29-50.
- Rosenbaum, P.R., and D.B. Rubin. 1983. "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects", *Biometrika* 70(1), 41-55.
- Resende, A. C. C., e A. M. H. C. Oliveira. 2006. "Avaliando os Resultados de um Programa de Transferência de Renda: o Impacto do Bolsa-Escola sobre os Gastos das Famílias Brasileiras." *Estudos Econômicos*, 38 (2): 235-265.
- Rosenzweig, M., and T. P. Schultz. 1985. "The Demand for and Supply of Births: Fertility and its Life Cycle Consequences." *American Economic Review*, 75 (5): 992-1015.
- Schultz, T. 1997. "The Demand for Children in Low Income Countries." In: *Handbook of Population and Family Economics*, Ed. by M. R. Rosenzweig and O. Stark. Amsterdam: Elsevier Service.
- Signorini, B. A, & B. L. Queiroz. 2009. "The Impact of Bolsa família Program in the Beneficiary Fertility". (Mimeo).
- Skoufias, E. 2001. "PROGRESA and its Impacts on the Human Capital and Welfare of Households in Rural Mexico: a Synthesis of the Results of an Evaluation by IFPRI." International Food Policy Research Institute, Food Consumption and Nutrition Division, Washington, D.C.
- Soares, F. V., S. S. D. Soares, M. Medeiros, e R. G. Osório. 2007. "Programas de Transferência de Renda no Brasil: Impactos sobre a Desigualdade." Em: *Desigualdade de Renda no Brasil: uma Análise da Queda Recente*, Vol.2. Orgs: R. P. de Barros, M. N. Foguel, e G. Ulyseia. IPEA, Brasília.

Stecklov, G., P. Winters, M. Stampini, and B. Davis. 2005. "Do Conditional Cash Transfers Influence Migration? A Study Using Experimental Data from the Mexican PROGRESA program." *Demography*, 42 (4): 769-790.

Stecklov, G., P. Winters, J. Todd, and F. Regalia. 2006. "Demographic Externalities from Poverty Programs in Developing Countries: Experimental Evidence from Latin America." Working Paper Series No 2006-1, American University, Washington, D.C.

Tavares, P. A. 2008. "Efeito do Programa Bolsa Família sobre a Oferta de Trabalho das Mães." Anais do XXXVI Encontro nacional de Economia, ANPEC, Salvador.

Todd, P. E., and K. I. Wolpin. 2006. "Assessing the Impact of School Subsidy Program in Mexico: Using a Social Experiment to Validate a Dynamic Behavioral Model of Child Schooling and Fertility". *American Economic Review*, 96(5): 1384-1417.

Whittington, L. A., J. Alm and H. E. Peters. 1990. "Fertility and the Personal Exemption – Implicit Pronatalist Policy in the United-States". *American Economic Review*, 80 (3): 545-556.

Williams, R. G. 1987. "*Development of Guidelines for Child Support Orders: Final Report.*" U. S. Department of Health and Human Services, Office of Child Support Enforcement.