

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PELOTAS – UFPEL
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA – DECON
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ORGANIZAÇÕES E MERCADOS



LUIS ANTONIO WINCK CECHIN

O impacto das regras do Programa Bolsa Família sobre a fecundidade das beneficiárias.

Pelotas
2015

LUIS ANTONIO WINCK CECHIN

O impacto das regras do Programa Bolsa Família sobre a fecundidade das beneficiárias.

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados da Universidade Federal de Pelotas, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. André Carraro

Pelotas
2015

Banca examinadora:

.....
Prof. Dr. André Carraro (UFPEL) – Presidente

.....
Prof. Dr. Felipe Garcia Ribeiro (UFPEL)

.....
Prof. Dr. André Portela Fernandes de Souza (EESP-FGV)

Aprovado em: _____ de _____ de 2015.

Local de defesa: sala 2, PPGOM, Campus Porto da Universidade Federal de Pelotas.

Dedico esta dissertação aos meus pais Laide e Clara, aos meus irmãos Elisandra e André e à minha noiva Tatiana, que tanto me apoiaram durante essa trajetória.

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus pelo dom da vida.

À minha família, que foi fundamental na minha formação pessoal e sempre me apoiou.

À minha noiva Tatiana pela dedicação e apoio incondicional. Obrigado pela força, carinho e compreensão nos momentos difíceis. Obrigado pela tua presença na minha vida.

Ao professor André Carraro, meu orientador, que é um verdadeiro mestre na arte de ensinar.

Ao professor e amigo Felipe Garcia Ribeiro pela atenção, paciência e ensinamentos durante todo esse período. Além disso, foi o grande incentivador para o meu ingresso no curso de mestrado.

Ao professor Rodrigo Nobre Fernandez pelas conversas e auxílio na construção do modelo teórico desta dissertação. Foi fundamental para a versão atual do referido modelo.

Aos meus colegas (Camila, Daiane, Diogo, Gustavo, João Mairton, Leonel, Marcos, Maria Renata, Rafael, Renata e Vinicius) com os quais tive o privilégio de compartilhar momentos de alegrias, aprendizado e angústias, e que foram grandes companheiros de estudos.

Ao meu chefe e amigo Edson Fagundes Moreira, que sempre me apoiou e flexibilizou meu horário de trabalho, principalmente nos dias de prova.

A todos os meus amigos pelo incentivo e compreensão da minha ausência nas muitas vezes em que ela se fez necessária em virtude dos estudos.

A todo corpo docente do Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados da UFPel.

À Universidade Federal de Pelotas pelo ensino público de qualidade a mim ofertado.

Por fim, quero agradecer ao CNPq pelo financiamento da pesquisa.

RESUMO

Este trabalho tem por objetivo investigar um possível incentivo do Programa Bolsa Família ao aumento da fecundidade de suas beneficiárias em decorrência de suas regras, segundo as quais a quantidade de recursos transferidos depende do número de filhos da família. Programas Sociais podem ter impactos praticamente imediatos sobre a redução da pobreza e da desigualdade, bem como sobre as taxas de matrículas escolares e a oferta de trabalho, mas não sobre a fecundidade. Dessa forma, um maior período de exposição aos efeitos do Programa faz-se necessário para que as beneficiárias assimilem as regras e os benefícios da transferência de renda e decidam se vale a pena, ou não, gerar mais um filho para ampliar a renda oriunda do Programa. O diferencial deste estudo reside na construção de um contrafactual mais adequado ao problema de interesse, bem como na análise desse impacto em um maior período de exposição das beneficiárias aos efeitos do PBF, pois os estudos realizados até o momento avaliaram essa questão apenas na fase inicial da vigência do programa, quando sua taxa de cobertura e o seu conhecimento ainda eram limitados. Neste estudo, utiliza-se o Censo Brasileiro de 2010, aplicando-se o algoritmo de seleção de covariadas proposto por Imbens (2014) e o método de *Propensity Score Matching*. Os resultados apontaram que o PBF gera pequeno incentivo à geração do segundo filho, sendo que as regiões Centro-Oeste e Nordeste apresentaram os maiores valores de impacto.

Palavras chave: Programa Bolsa Família; fecundidade; *Propensity Score Matching*.

Código JEL: J13; J18; I38.

ABSTRACT

This paper aims to investigate a possible incentive from the Bolsa Família Program to increase the fertility of its beneficiaries due to its rules, according to which the amount of funds transferred depends on the number of family children. Social programs can have almost immediate impact on reducing poverty and inequality, as well as the rates of school enrollment and labor supply, but not on fertility. Thus, a longer period of exposure to the effects of the Program is necessary so that the beneficiaries assimilate the rules and benefits of income transfer and decide if it is worth or not to generate another child to expand the income coming from the Program. The differential of this study lies in the construction of a more appropriate counterfactual to the problem of interest, and in the analysis of this impact over a longer period of exposure of the beneficiaries to the effects of the Bolsa Família Program, since studies performed to date have assessed this issue at an early stage of the program duration, when its coverage rate and understanding was still limited. In this study, it is used the Brazilian Census 2010, applying the covariates selection algorithm proposed by Imbens (2014) and the method of propensity score matching. The results showed that the Bolsa Família Program generates little incentive to the generation of the second child, being the Midwest and Northeast regions had the highest impact values.

Key words: *Bolsa Família Program; Fecundity; Propensity Score Matching.*

JEL Code: J13; J18; I38.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Decomposição da variável V0657	33
Figura 2 – Tempo de exposição aos efeitos do programa e banco de dados	35
Figura 3 – Sobreposição: um filho em 2009 e renda <i>per capita ex-ante</i> de R\$ 140,01 a R\$ 280,00	77
Figura 4 – Sobreposição: um filho em 2009 e renda <i>per capita ex-ante</i> de R\$ 70,01 a R\$ 140,00	77
Figura 5 – Sobreposição: um filho em 2009 e renda <i>per capita ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 70,00	77
Figura 6 – Sobreposição: dois filhos em 2009 e renda <i>per capita ex-ante</i> de R\$ 140,01 a R\$ 280,00	78
Figura 7 – Sobreposição: dois filhos em 2009 e renda <i>per capita ex-ante</i> de R\$ 70,01 a R\$ 140,00	78
Figura 8 – Sobreposição: dois filhos em 2009 e renda <i>per capita ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 70,00	78
Figura 9 – Sobreposição: três filhos em 2009 e renda <i>per capita ex-ante</i> de R\$ 140,01 a R\$ 280,00	78
Figura 10 – Sobreposição: três filhos em 2009 e renda <i>per capita ex-ante</i> de R\$ 70,01 a R\$ 140,00	79
Figura 11 – Sobreposição: três filhos em 2009 e renda <i>per capita ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 70,00	79
Figura 12 – Sobreposição: quatro filhos em 2009 e renda <i>per capita ex-ante</i> de R\$ 140,01 a R\$ 280,00	79
Figura 13 – Sobreposição: quatro filhos em 2009 e renda <i>per capita ex-ante</i> de R\$ 70,01 a R\$ 140,00	79
Figura 14 – Sobreposição: quatro filhos em 2009 e renda <i>per capita ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 70,00	80

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Valores dos benefícios transferidos às famílias a partir de junho de 2014	16
Tabela 2 – Valores dos benefícios transferidos às famílias, em 2010, conforme o Programa	60
Tabela 3 – Resultado da decomposição da variável V0657 do CENSO 2010	60
Tabela 4 – Teste da razão de verossimilhança (LR) para a seleção sequencial de entrada das covariadas lineares	61
Tabela 5 – Estatísticas descritivas: mulheres com um filho em 2009 e renda <i>per capita ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 140,00	62
Tabela 6 – Estatísticas descritivas: mulheres com dois filhos em 2009 e renda <i>per capita ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 140,00	63
Tabela 7 – Estatísticas descritivas: mulheres com três filhos em 2009 e renda <i>per capita ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 140,00	64
Tabela 8 – Estatísticas descritivas: mulheres com quatro filhos em 2009 e renda <i>per capita ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 140,00	65
Tabela 9 – Parâmetros estimados de Propensity Score para as mulheres sem filhos em julho de 2009	66
Tabela 10 – Parâmetros estimados de Propensity Score para as mulheres com um filho em julho de 2009	67
Tabela 11 – Parâmetros estimados de Propensity Score para as mulheres com dois filhos em julho de 2009	69
Tabela 12 – Parâmetros estimados de Propensity Score para as mulheres com três filhos em julho de 2009	71
Tabela 13 – Parâmetros estimados de Propensity Score para as mulheres com quatro filhos em julho de 2009	73
Tabela 14 – Estatísticas descritivas da variável de interesse: existência de filho tido nascido vivo no período de referência de 12 meses anteriores a 31/07/2010	75
Tabela 15 – Efeito do tratamento sobre os tratados (Brasil)	40
Tabela 16 – Pseudorresultado: análise da fecundidade em uma variável pré-tratamento (Brasil)	76
Tabela 17 – Efeito do tratamento sobre os tratados (Brasil – faixas de renda)	43
Tabela 18 – Efeito do tratamento sobre os tratados (Regiões do Brasil)	44
Tabela 19 – Efeito do tratamento sobre os tratados (faixas etárias)	45
Tabela 20 – Análise de sensibilidade para a fecundidade das beneficiárias do PBF	47

LISTA DE ABREVIATURAS

ATE – Efeito Médio do Tratamento
ATT – Efeito Médio do Tratamento sobre os Tratados
BSP – Benefício Para Superação da Extrema Pobreza
BV– Benefício Variável
BVCE – Benefício Variável de Caráter Extraordinário
BVG – Benefício Variável à Gestante
BVJ – Benefício Variável Vinculado ao Adolescente
BVN – Benefício Variável à Nutriz
CadÚnico – Cadastro Único
CEF – Caixa Econômica Federal
CFM – Conselho Federal de Medicina
CGU – Controladoria Geral da União
GMM – Método dos Momentos Generalizados
LR – Teste da razão de verossimilhança
MDS – Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome
MS – Ministério da Saúde
PBF – Programa Bolsa Família
PETI – Programa de Erradicação do Trabalho Infantil
PNAA – Programa Nacional de Acesso à Alimentação
PNAD – Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios
PNDS – Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde
PRAF – Programa de Assistência Familiar – Honduras
PROGRESA – Programa de Educação, Saúde e Nutrição – México
RPS – Rede de Proteção Social – Nicarágua
SAGI – Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação
SENARC – Secretaria Nacional de Renda de Cidadania
SUS – Sistema Único de Saúde
UF – Unidade da Federação

SUMÁRIO

1. Introdução	11
2. Descrição do Programa Bolsa Família	14
3. O debate acadêmico sobre o impacto do PBF	17
4. Modelo teórico de demanda por filhos	20
5. Estratégia empírica	23
5.1. Metodologia	24
5.1.1. Método de pareamento: organização e notação	24
5.1.2. <i>Propensity Score Matching</i>	26
5.1.3. Análise de sensibilidade (limites de Rosenbaum)	31
5.2. Dados, população-alvo e limitações	32
5.2.1. Dados	32
5.2.2. Identificação da população-alvo e limitações	34
5.2.3. Detalhes das amostras e construção do contrafactual adequado	36
6. Análise dos resultados	39
6.1. Análise de Sensibilidade	46
7. Considerações finais	47
8. Referências bibliográficas	50
 Anexo	 53
Anexo I: prova das proposições do modelo teórico	53
Anexo II: decomposição da variável V0657 do CENSO 2010	57
Anexo III: figuras e tabelas	77
Anexo IV: outputs para o software Stata	81

1. Introdução

O Programa Bolsa Família (PBF) é o maior Programa de Transferência Condicionada de Renda do mundo, beneficiando aproximadamente 13,4 milhões de famílias brasileiras em 2015¹. Em 2013, o PBF completou 10 anos de vigência, tendo como objetivo proporcionar o alívio imediato da pobreza, auxílio à educação, saúde e assistência social e superação da situação de vulnerabilidade social das famílias pobres e extremamente pobres.

As regras do Programa determinam que a quantidade de recursos transferidos depende do número de filhos da família, ou seja, transfere mais renda para as famílias que têm mais filhos. Dessa forma, o Programa pode gerar um incentivo ao aumento da fecundidade de suas beneficiárias, tendo como consequência a multiplicação da população pobre. De acordo com Rocha (2009, p. 2): “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”.

O presente trabalho visa investigar se a taxa de fecundidade das beneficiárias é afetada pelas regras do Programa Bolsa Família. Este estudo contribui com a literatura econômica apresentando uma análise do efeito causal do PBF sobre a fecundidade, observando uma população que ficou seis anos e nove meses exposta aos efeitos do Programa. Utilizam-se os dados do Censo Brasileiro de 2010 e o método de *Propensity Score Matching* (por meio da metodologia do vizinho mais próximo, com suporte comum), combinado com as técnicas de *matching* propostas por Imbens (2014).

Em razão do seu desenho, o PBF pode incentivar a fecundidade das beneficiárias tanto pela ampliação da renda familiar quanto pela redução do custo de se ter um filho adicional. A decisão de gerar mais um filho dependerá da relação entre o custo com o filho adicional e a receita adicional oriunda do PBF. Dessa forma, se a receita marginal for maior que o custo marginal, a beneficiária poderá ser incentivada a gerar outro filho.

Apesar de o Programa Bolsa Família ter um desenho pró-natalista, a maioria dos estudos realizados até o momento aponta que o PBF não incentiva a fertilidade dos pobres (Rocha, 2009; Signorini e Queiroz, 2011; Simões e Soares, 2012). No entanto, Berbel (2011) encontrou efeito positivo do PBF sobre a taxa de gravidez juvenil (mulheres com idade entre 16 e 19 anos). Contudo, como o PBF teve início em outubro de 2003, esses estudos captaram apenas o efeito inicial de exposição ao Programa, pois utilizaram como fonte de dados

¹ Vide: https://www.beneficiosociais.caixa.gov.br/consulta/beneficio/04.01.00-00_00.asp.

basicamente as PNADs (Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios) de anos anteriores a 2003, do ano de 2004 e do ano de 2006, ou, ainda, a PNDS (Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde) de 2006.

Dessa forma, esse curto período de análise pode não ser suficiente para avaliar o impacto do PBF sobre a variável de interesse, uma vez que os programas sociais podem ter impactos praticamente instantâneos sobre o mercado de trabalho, taxas de matrículas escolares, redução da desigualdade, etc., mas não sobre a fecundidade. É razoável supor que os efeitos do Programa em relação à fecundidade não tenham impacto imediato, pois é possível que haja uma gradual compreensão das regras e dos benefícios do Programa por parte da população. Assim, evidencia-se a necessidade de um maior período de exposição das beneficiárias aos efeitos do PBF, de modo que seja possível avaliar se as decisões de fecundidade mudaram em função dos benefícios financeiros transferidos.

Nesse contexto, além de analisar um maior período de exposição aos efeitos do Programa (esse tipo de inferência já havia sido recomendada por Simões e Soares, 2012), este estudo se diferencia dos demais pela construção de um contrafactual mais adequado ao problema de interesse ao utilizar grupos de controle e tratamento situados dentro e fora da zona de incentivo² à fecundidade criada pelo Programa. Dessa forma, calcula-se a diferença das probabilidades das mulheres terem tido um filho nascido vivo nos últimos doze meses, dado que as mulheres possuíam zero, um, dois, três ou quatro filhos em julho de 2009.

Diferentemente da estratégia de comparar a amostra de mulheres que possuíam dois filhos com a amostra de mulheres que possuíam três filhos (adotada por Rocha, 2009), ou de comparar a amostra de mulheres beneficiárias que possuíam menos de três filhos com a amostra das mulheres não beneficiárias, mas elegíveis ao PBF, que também possuíam menos de três filhos (adotada por Simões e Soares, 2012), este estudo compara a amostra de mulheres beneficiárias que possuíam zero, um, dois, três ou quatro filhos com a amostra de mulheres não beneficiárias, porém elegíveis ao PBF, que possuíam zero, um, dois, três ou quatro filhos.

Imbens (2014) recomenda a utilização de métodos *matching*, para se estimar inferência causal com robustez. Por meio da utilização dos dados de Lalonde (1986), Imbens aplicou suas técnicas em dados experimentais e não experimentais. Dessa forma, embora a maior crítica dos métodos *matching* resida no possível viés oriundo das variáveis não

² Em 2010, as mulheres que tinham menos de três filhos de até 15 anos pertenciam à zona de incentivo do Programa, pois se gerassem mais um filho, receberiam uma compensação financeira, e as mulheres que possuíam três filhos ou mais estavam fora da zona de incentivo, pois naquela época não havia recursos financeiros destinados ao quarto ou quinto filho.

observáveis, os valores obtidos pelo autor com os dados não experimentais ficaram muito próximos dos valores obtidos com os dados experimentais, indicando a potência de suas técnicas em obter resultados robustos.

Neste estudo se adota a construção de um estimador de *propensity score* mais flexível, que utiliza variáveis lineares e de segunda ordem, as quais são escolhidas não por arbítrio do pesquisador, mas através de regressões logísticas e de testes de razão de máxima verossimilhança. Além disso, utilizando-se das técnicas de *matching* propostas por Imbens (2014), com o intuito de se obter resultados robustos, mesmo com dados não experimentais, foram realizados cortes na amostra para garantir melhor equilíbrio nas covariadas. Foram utilizados os dados do Censo Brasileiro de 2010, tendo sido adotada uma estratégia de decomposição da variável V0657³, que possibilitou a identificação e separação dos beneficiários do PBF e do PETI⁴.

Este estudo concluiu que há efeito causal entre o Programa Bolsa Família e a taxa de fecundidade das beneficiárias, embora pouco expressivo. Os resultados apontam que, para o grupo das mulheres que tinham apenas um filho em 2009, o PBF gerou um pequeno incentivo à fecundidade (1,31 pontos percentuais). Entre os “extremamente pobres”, o valor do efeito em nível nacional também foi baixo, pois uma beneficiária do PBF tem probabilidade 2,24 pontos percentuais maior de gerar o segundo filho em comparação com o seu *match* do grupo de controle. Além disso, as regiões Centro-Oeste e Nordeste apresentaram os maiores valores válidos desse impacto.

Por fim, este trabalho está dividido em mais seis seções além desta introdução. Na seção seguinte, será realizada a apresentação do PBF. Na terceira seção, será apresentado o debate acadêmico sobre o impacto do PBF na taxa de fecundidade das beneficiárias, bem como o impacto sobre a fertilidade em outros Programas semelhantes ao PBF em outros países. Na quarta seção será apresentado um modelo teórico de demanda por filhos. A quinta seção discutirá sobre a estratégia empírica utilizada para atingir os objetivos propostos. Na sexta seção, será apresentada a avaliação empírica e os resultados encontrados. Após serão efetuadas as considerações finais.

³ No Censo de 2010, para a variável V0657 foi atribuída a seguinte pergunta: “Em julho de 2010, tinha rendimento mensal habitual de Programa Social Bolsa-Família ou Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI)?”

⁴ O Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI) visa erradicar o trabalho infantil (crianças de 7 a 15 anos) nas atividades perigosas, insalubres ou degradantes, nas zonas urbana e rural. Como condicionalidade, as crianças menores de 16 anos não podem trabalhar e devem participar da jornada escolar ampliada (dois turnos).

2. Descrição e evolução do Programa Bolsa Família

O Programa Bolsa Família foi criado pela Medida Provisória nº 132, de 20 de outubro de 2003, a qual foi convertida na Lei 10.836, de 09 de janeiro de 2004. O PBF é responsável pela transferência direta de renda, beneficiando famílias que vivem nas situações de pobreza e de extrema pobreza. Para participar do PBF, as famílias interessadas devem estar devidamente cadastradas no Cadastro Único para Programas Sociais (CadÚnico)⁵.

Em 2003, o PBF unificou os procedimentos de gestão e execução das ações de transferência de renda do Governo Federal, especialmente as do Bolsa Escola⁶, do Programa Nacional de Acesso à Alimentação – PNAA (Cartão Alimentação)⁷, do Bolsa Alimentação⁸, do Programa Auxílio-Gás e do Cadastramento Único do Governo Federal. Por conta do caráter assistencial às famílias em situação de miserabilidade, o Programa Bolsa Família integra, ainda, o programa Fome Zero.

De acordo com o Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS)⁹, o PBF possui uma gestão descentralizada, ou seja, a União, Estados e Municípios têm responsabilidade solidária, sendo que cada ente, nas esferas de suas responsabilidades, trabalha em conjunto para proporcionar o alívio imediato da pobreza, auxílio à educação, saúde e assistência social e superação da situação de vulnerabilidade social.

Ao longo da existência do PBF, a quantidade de benefícios transferidos às famílias e seus valores tiveram algumas mudanças e reajustes¹⁰. Em 2010, período de análise deste estudo, uma família da categoria “extremamente pobre” podia receber do PBF o Benefício Básico (que correspondia a R\$ 68,00), o Benefício Variável (que correspondia a R\$ 22,00 vezes o número de filhos de até 15 anos, até o limite de três filhos) e o Benefício Variável Vinculado ao Adolescente - BVJ (que correspondia a R\$ 33,00 vezes o número de filhos de

⁵ Regulamentado pelo Decreto nº 6.135/07, o Cadastro Único identifica e distingue as famílias com renda mensal *per capita* de até meio salário mínimo ou de três salários mínimos no total. Dessa forma, o Cadastro Único traz várias informações acerca do núcleo familiar, possibilitando, portanto, a observação da realidade socioeconômica dessas famílias. Atualmente, de acordo com informações do site do MDS, o Cadastro Único tem cerca de 80 milhões de pessoas cadastradas e reúne dados de aproximadamente 35% da população brasileira.

⁶ Foi instituído pela Lei nº 10.219, de 11 de abril de 2001. A condicionalidade era a frequência mínima de 85% na escola para crianças de 6 a 15 anos.

⁷ O Programa Nacional de Acesso à Alimentação – Cartão Alimentação foi instituído pela Lei nº 10.689, de 13 de junho de 2003. Realizava a transferência de R\$ 50,00 para famílias com renda *per capita* inferior a meio salário mínimo, sendo que o benefício deveria ser utilizado exclusivamente para a compra de alimentos.

⁸ Foi instituído pela Medida Provisória nº 2.206-1, de 6 de setembro de 2001. As condicionalidades eram o aleitamento materno, exames pré-natais para gestantes e vacinação das crianças.

⁹ Vide: <http://www.mds.gov.br/bolsafamilia>.

¹⁰ As principais mudanças e reajustes podem ser verificadas em Souza et al. (2013, p. 7).

16 a 17 anos, até o limite de dois filhos), ou seja, uma família “extremamente pobre” poderia receber do PBF até R\$ 200,00.

Já uma família da categoria “pobre” somente poderia participar do PBF se tivesse filhos com idade de até 17 anos, podendo receber o Benefício Variável (que correspondia a R\$ 22,00 vezes o número de filhos de até 15 anos, até o limite de três filhos) e o BVJ (que correspondia a R\$ 33,00 vezes o número de filhos de 16 a 17 anos, até o limite de dois filhos), ou seja, uma família “pobre” poderia receber do PBF até R\$ 132,00.

Atualmente, para participar do PBF, as famílias interessadas devem possuir renda mensal *per capita* de até R\$ 154,00. Entretanto, as famílias com renda mensal *per capita* entre R\$ 77,01 e R\$ 154,00 somente poderão participar do Programa se possuírem filhos (crianças ou adolescentes) de até 17 anos. O Bolsa Família possui caráter condicionado e distribui benefícios cujos valores variam de R\$ 35,00 a R\$ 336,00 de acordo com a renda mensal *per capita* da família e com o número de filhos de até 17 anos. O PBF tem sete tipos de benefícios (que podem ser acumulados), os quais foram reajustados em junho de 2014, conforme descrito abaixo:

O Benefício Básico corresponde ao valor mensal de R\$ 77,00, que é pago às famílias em situação de extrema pobreza (com renda mensal *per capita* de até R\$ 77,00). A condição necessária e suficiente para o seu recebimento é o enquadramento da família na renda suprarreferida, independentemente da existência de filho(s);

O Benefício Variável (BV) corresponde ao valor mensal de R\$ 35,00, que é pago às famílias pobres (com renda mensal *per capita* de até R\$ 154,00). Esse benefício é pago às famílias que tenham crianças e adolescentes de até 15 anos, porém cada família pode receber no máximo cinco¹¹ benefícios variáveis, que totalizam R\$ 175,00;

O Benefício Variável à Gestante (BVG)¹² corresponde ao valor de R\$ 35,00, que é pago às famílias do PBF que tenham gestantes em sua composição. O BVG é responsável pelo pagamento de nove parcelas consecutivas, desde que a gestação tenha sido identificada até o nono mês;

O Benefício Variável à Nutriz (BVN) corresponde ao valor de R\$ 35,00, que é pago às famílias do PBF que tenham crianças com idade entre 0 e 6 meses em sua composição. O

¹¹ Esse limite foi alterado pela Medida Provisória nº 535, de 2 de junho 2011, passando de 3 BV's para 5 BV's. Dessa forma, antes da MP 535, cada família podia receber no máximo 3 BV's, que totalizavam R\$ 96,00 (na época, o valor de cada BV era R\$ 32,00. Os valores dos benefícios do PBF tiveram reajuste de 10% em junho de 2014).

¹² O BVG e o BVN foram instituídos pela Instrução Operacional Conjunta SENARC/MDS/SAS/MS nº 11, de 18 de novembro de 2011. Dessa forma, os benefícios variáveis (BV, BVG e BVN), entretanto, são limitados a 5 (cinco) por família.

BVN é responsável pelo pagamento de seis parcelas mensais consecutivas, desde que a criança tenha sido identificada no Cadastro Único até o sexto mês de vida.

O **Benefício Variável Vinculado ao Adolescente (BVJ)**¹³ corresponde ao valor de R\$ 42,00, que é pago a todas as famílias pertencentes ao Programa, que tenham adolescentes de 16 e 17 anos frequentando a escola. Porém cada família pode receber no máximo dois BVJ, que totalizam R\$ 84,00.

O **Benefício Variável de Caráter Extraordinário (BVCE)** corresponde ao valor pago às famílias nos casos em que houve perdas financeiras na migração dos Programas Auxílio-Gás, Bolsa Escola, Bolsa Alimentação e Cartão Alimentação para o Bolsa Família.

O **Benefício para Superação da Extrema Pobreza (BSP)**, no limite de um por família, é destinado às famílias beneficiárias do PBF que continuem em situação de extrema pobreza (renda mensal *per capita* menor ou igual a R\$ 77,00) mesmo após o recebimento dos outros benefícios do PBF. Esse benefício, que foi implantado a partir de março de 2013 (por força da Lei nº 12.817/2013), independe da composição familiar e é calculado caso a caso, a fim de garantir que nenhuma família tenha renda *per capita* inferior a R\$ 77,00.

A tabela 1 apresenta os valores dos benefícios transferidos às famílias de acordo com a renda familiar *per capita*. Por exemplo, uma família da categoria “extremamente pobre” que não tenha nenhum filho de até 15 anos e nenhum filho com idade de 16 ou 17 anos recebe o valor de R\$ 77,00. Dessa mesma categoria, a família que tiver 05 filhos (limite máximo) de até 15 anos, e 02 filhos (limite máximo) de 16 ou 17 anos recebe do PBF o valor de R\$ 336,00. Por outro lado, uma família da categoria “pobre” que tenha 05 filhos de até 15 anos, e 02 filhos de 16 ou 17 anos receberá do PBF o valor de R\$ 259,00.

Tabela 1 – Valores dos benefícios transferidos às famílias a partir de junho de 2014.

		Famílias Extremamente Pobres (renda per capita de até R\$ 77,00)			Famílias Pobres (renda per capita de R\$ 77,01 a R\$ 154,00)		
		Número de filhos de 16 ou 17 anos			Número de filhos de 16 ou 17 anos		
		00	01	02	00	01	02
Número de filhos de até 15 anos	00	R\$ 77,00	R\$ 119,00	R\$ 161,00	R\$ 00,00	R\$ 42,00	R\$ 84,00
	01	R\$ 112,00	R\$ 154,00	R\$ 196,00	R\$ 35,00	R\$ 77,00	R\$ 119,00
	02	R\$ 147,00	R\$ 189,00	R\$ 231,00	R\$ 70,00	R\$ 112,00	R\$ 154,00
	03	R\$ 182,00	R\$ 224,00	R\$ 266,00	R\$ 105,00	R\$ 147,00	R\$ 189,00
	04	R\$ 217,00	R\$ 259,00	R\$ 301,00	R\$ 140,00	R\$ 182,00	R\$ 224,00
	05	R\$ 252,00	R\$ 294,00	R\$ 336,00	R\$ 175,00	R\$ 217,00	R\$ 259,00

Fonte: MDS/CEF; (elaboração própria).

É importante destacar que a tabela 1 não relata os valores auferidos pelas famílias beneficiárias do PBF que recebem o **benefício para superação da extrema pobreza**, pois

¹³ O BVJ foi instituído pela Lei nº 11.692/2008, sendo concedido a partir de março de 2008.

esse benefício é calculado caso a caso para que nenhuma família fique abaixo da linha da extrema pobreza, ou seja, tenha renda per capita inferior a R\$ 77,00.

Quando a família estiver inserida no Programa, sua permanência fica vinculada às condicionalidades de educação e saúde. No âmbito da educação, deve ser cumprida a frequência escolar mensal de 85% para crianças e de 75% para adolescentes, em estabelecimento de ensino regular. No âmbito da saúde, as condicionalidades são: o acompanhamento do desenvolvimento infantil e o acompanhamento das mulheres com idades entre 14 e 44 anos, bem como, no caso de gestantes e lactantes, a realização do pré-natal e o acompanhamento da saúde da mãe e do bebê.

O número de famílias beneficiárias do Bolsa Família cresceu significativamente ao longo dos seus dez anos de existência. De acordo com os dados da Controladoria Geral da União (CGU)¹⁴, em 2003, o PBF assistia a 3,6 milhões de famílias e a partir de 2012 esse número praticamente se estabilizou próximo dos 13,9 milhões. Por fim, além do crescente número de beneficiários, as grandes mudanças no Programa, foram: i) em 2005, a integração¹⁵ do PETI com o Programa Bolsa Família, a qual não objetivou a extinção do PETI, mas focou na sinergia dos dois programas para combater a pobreza e erradicar o trabalho infantil; ii) em 2008, a implantação do Benefício Variável Vinculado ao Adolescente (BVJ)¹³; iii) em 2011, a Medida Provisória nº 535¹¹, que aumentou o número de benefícios por filho, passando de três BV's para cinco BV's e iv) em 2013, a implantação do Benefício para Superação da Extrema Pobreza (BSP), criado para garantir que nenhum beneficiário do PBF continue em situação de extrema pobreza.

3. O debate acadêmico sobre o impacto do PBF

Devido à importância e magnitude do Programa Bolsa Família, inúmeros estudos vêm sendo publicados com o intuito de avaliar os impactos do PBF sobre indicadores sociais como pobreza e desigualdade, educação, trabalho adulto e infantil, e, ultimamente, fecundidade das beneficiárias.

De acordo com esses estudos, o PBF foi responsável pela redução da desigualdade de renda (Soares *et al.*, 2006), redução da pobreza (Costa e Salvato, 2008), aumento das taxas de matrícula e de aprovação (Glewwe e Kassouf, 2008), aumento da frequência escolar e,

¹⁴ Vide: <http://www.portaltransparencia.gov.br/>.

¹⁵ A integração do Programa Bolsa Família com o PETI foi regulamentada pela Portaria nº 666, de 28 de dezembro de 2005. Vide: http://www.mpggo.mp.br/portal/arquivos/2013/05/14/11_18_16_239_PETI_Portaria_n%C2%BA_666_de_28_de_dezembro_de_2005.pdf.

perversamente, responsável pela elevação da probabilidade de trabalho infantil (Cacciamali *et al.*, 2008). Gerou, também, desestímulo ao trabalho adulto (Teixeira, 2008; Leichsenring, 2010; Santos, 2011). No sentido oposto, Foguel e Barros (2008) concluíram que o PBF não teve impacto significativo sobre a oferta de trabalho adulta; Tavares (2010) identificou um aumento da oferta de trabalho das mães beneficiárias. Além disso, em relação à focalização do PBF, Souza et al. (2013, p. 1) constataram “não apenas um aumento da proporção dos domicílios elegíveis corretamente incluídos no Programa, como também uma redução na proporção dos domicílios elegíveis erroneamente excluídos do Programa”.

Especificamente em relação à fecundidade, que é o foco deste trabalho, a literatura ainda é relativamente escassa e inconclusiva sobre a avaliação do impacto do PBF na fecundidade das beneficiárias. Em parte, esse resultado pode ser atribuído ao fato de a literatura existente ter avaliado o impacto do Programa usando um curto período de exposição das beneficiárias aos efeitos do Programa. Dessa maneira, talvez não tenha tido tempo das mulheres assimilarem os benefícios da transferência de renda e avaliarem se vale a pena ou não gerar outro filho para ampliar a renda familiar.

Rocha (2009) estava interessado em verificar se as famílias beneficiárias do PBF, ao terem mais filhos, poderiam gerar uma espécie de armadilha da pobreza. O autor calculou o impacto do programa em fecundidade, utilizando os microdados da PNAD, por meio dos métodos *triple-dif* (com as PNADs de 1995 a 2007), *Probit* (com a PNAD 2006) e “*Propensity Score Matching*” (com a PNAD 2006).

No primeiro método, como não existe a possibilidade de identificar as famílias beneficiárias do PBF nas PNADs (com exceção das PNADs de 2004 e 2006), o autor utilizou uma *dummy* para identificar os nascidos após a implantação do PBF (ou seja, os nascidos entre 2004 e 2007). Nos três métodos, a variável dependente escolhida foi: “a mulher teve um filho nascido vivo nos últimos 12 meses?”. Rocha (2009) destacou que cada uma das metodologias possui vantagens e desvantagens, de modo que as três estratégias escolhidas, em conjunto, se complementam. Pelos três métodos, foi obtido resultado segundo o qual o PBF não tem efeito significativo na taxa de fecundidade das beneficiárias.

Signorini e Queiroz (2011), utilizando as PNADs de 2004 e 2006, avaliaram o efeito médio do PBF na fertilidade das beneficiárias por meio do método “*Propensity Score Matching*”. Para ambos os anos, os autores não encontraram impactos significativos do recebimento do PBF na fertilidade das beneficiárias do programa.

Nessa mesma direção, Simões e Soares (2012) utilizaram a PNDS (Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde) de 2006 e usando duas metodologias, dois-estágios estilo

Heckman e Método dos Momentos Generalizados (GMM), verificaram que o Programa Bolsa Família não gerou incentivo à fecundidade. No método de GMM, os autores utilizaram como instrumento a variável de vizinhança, ou seja, o número de filhos que as vizinhas próximas possuíam.

No sentido oposto dos estudos anteriores, Berbel (2011), utilizando as PNADs de 1995, 1997, 1999 e de 2001 a 2007, usando o método de *Dif-in-Dif*, testou a hipótese de que a gravidez juvenil (mulheres entre 16 e 19 anos) estaria sendo incentivada por ser percebida como uma potencial porta de entrada para programa pela nova mãe. O autor concluiu que o PBF teve efeito positivo sobre a taxa de gravidez juvenil, gerando um efeito médio de 2,5 pontos percentuais. Segundo Berbel (2011, p. 17), “Se considerarmos estes resultados com uma perspectiva de médio ou longo prazo, veremos que seu efeito acumulado ao longo dos anos pode ser significativo, atuando na direção contrária do combate ao ciclo intergeracional da pobreza.”

Os três primeiros estudos (Rocha (2009); Signorini e Queiroz (2011); Simões e Soares (2012)) contabilizaram apenas os filhos nascidos vivos, quando o ideal¹⁶, principalmente numa análise de curto período de exposição aos efeitos do Programa, seria também contabilizar os filhos nascidos mortos e as gestantes. Dessa forma, as estimativas encontradas podem estar subestimadas em decorrência de erro de mensuração. Entretanto, com os microdados da PNAD 2006 não é possível identificar se no domicílio existiam gestantes, tampouco filhos nascidos mortos¹⁷ após a implantação do Programa. No Censo de 2010, existe a possibilidade de se contabilizar os filhos nascidos vivos ou mortos. Entretanto, não há informação acerca da data em que o filho nasceu morto, nem acerca da existência de filho(s) nascido(s) morto(s) nos últimos doze meses anteriores ao Censo, tão pouco da existência de gestantes no domicílio.

Sendo assim, em face da maioria dos estudos indicarem a ausência de evidências de que o Programa Bolsa Família tenha incentivado à fecundidade de suas beneficiárias no início do Programa, persiste a necessidade de se analisar esse tipo de impacto num período de maior exposição das beneficiárias aos efeitos do Programa. Este estudo auxilia na linha de pesquisa ao avaliar a fecundidade das mulheres num período de seis anos e nove meses após a implantação do Programa.

¹⁶ Ver metodologia, seção 5.2.2: Identificação da população-alvo e limitações.

¹⁷ Na PNAD 2006, as variáveis V1111 e V1112 apresentam, por gênero, a seguinte pergunta: “número de filhos tidos nascidos mortos, do sexo masculino/feminino, até a data de referência”. Não existe a possibilidade de se saber o ano em que o filho(a) nasceu morto(a).

Por fim, estudos que investigam programas parecidos com o PBF em outros países ainda não chegaram a um consenso se esses Programas incentivam, ou não, a fecundidade. Por exemplo, em Parker e Skoufias (2000) e em Skoufias (2001), foi verificado que no PROGRESA (Programa de Educação, Saúde e Nutrição - México) e no RPS (Rede de Proteção Social – Nicarágua) não há evidências de incentivo à fecundidade, porém no PRAF (Programa de Assistência Familiar – Honduras) foi encontrado esse tipo de evidência.

4. Modelo teórico de demanda por filhos

Primeiramente, cabe ressaltar que as regras do Programa Bolsa Família tiveram alterações entre os anos de 2010 e 2015. Em 2010, o PBF transferia no máximo três Benefícios Variáveis (BV's) por família. Atualmente, o PBF transfere no máximo cinco BV's. Além disso, os valores dos benefícios foram reajustados nesse período. Dessa forma, embora a avaliação empírica tenha sido realizada com os microdados do Censo de 2010, para não se utilizar regras antigas, e consequentemente construir um modelo teórico obsoleto, este modelo foi desenvolvido com as regras atuais do PBF.

Tendo como base o modelo de demanda por filhos de Becker (1960), foi adicionada a remuneração proveniente do Programa Bolsa Família na restrição orçamentária das famílias, bem como foi considerado que os pressupostos básicos na decisão do consumidor¹⁸ são válidos para a escolha entre ter filhos e consumir outros bens.

A decisão da família de gerar mais um filho depende intrinsecamente da relação de custo *versus* benefício que esta criança trará. Em termos formais, a função de utilidade da família representativa, definida $U : R^2 \rightarrow R$, relaciona a escolha entre o número de filhos n e o consumo de outros bens Z ¹⁹. Assume-se que a função de utilidade é quase-côncava, isto é, o incremento de n e Z aumenta a satisfação da família representativa a taxas decrescentes.

Para que esse agente econômico receba uma renda adicional proveniente do PBF é necessário que a renda *per capita* da unidade familiar seja inferior ou igual a R\$ 154,00. Primeiramente, se define $Y : R^3 \rightarrow R$ que é a função que determina a renda familiar *per capita* e possui a seguinte forma: $Y = f(n, c, R) = \frac{R}{n + c}$. Onde R é a renda total da família, n é o número de filhos de até 17 anos e c é o número total de adultos.

¹⁸ i) A família sempre escolhe uma cesta de consumo sobre a reta orçamentária; ii) A família sempre consome toda a renda disponível. As preferências são completas, monótonas, transitivas, convexas e contínuas.

¹⁹ Z é um vetor de outros bens, formalmente definido como: $Z = \{x \in R \mid x > 0\}$. Para simplificar a análise, normalizou-se para um único bem.

O próximo passo é a construção da função que determina o benefício a ser recebido do programa. Para simplificar a análise, se define $BF : R^4 \rightarrow [bf_{\min}, bf_{\max}]$ como uma função que depende de j, k, Y, θ , ou seja, $BF = f(j, k, Y, \theta)$. O parâmetro j representa o número total de filhos até 15 anos, sendo que o valor do PBF destinado à j é definido como $j : R^2 \rightarrow [j_{\min}, j_{\max}]$, que tem a seguinte forma $j = f(n, \theta) = j(n, \theta) = (1 - \theta)n\bar{j}$, ou seja, o PBF transfere o valor de R\$ 35,00 ($\bar{j}$) para cada filho de até 15 anos, porém cada família pode receber no máximo cinco benefícios.

Em seguida, tem-se que k é o total dos filhos que possuem idade de 16 a 17 anos; desse modo, o valor do PBF destinado à k é definido como $k : R^2 \rightarrow [k_{\min}, k_{\max}]$, sendo que $k = f(n, \theta) = k(n, \theta) = n\theta\bar{k}$, ou seja, o PBF transfere o valor de R\$ 42,00 ($\bar{k}$) para cada filho de 16 ou 17 anos, porém cada família pode receber no máximo dois benefícios. Note que $\theta \in [0, 1]$, em outras palavras, este parâmetro representa o percentual de filhos mais velhos. Adicionalmente se supõe que $n \in [n_{\min}, n_{\max}]$, já que não há benefício adicional proveniente do PBF se o número total de filhos for maior que o limite superior (sete filhos). Em resumo, a função de benefício $BF = f(j, k, Y, \theta)$ pode ser definida da seguinte forma:

$$BF(j, k, Y, \theta) = b + j + k \quad \forall n \in [n_{\min}, n_{\max}]$$

Sendo que:

$$b = \begin{cases} 0; & \text{se } Y > 77 \\ 77; & \text{se } Y \leq 77 \end{cases}$$

Além disso, a função de benefício do bolsa família será zero para o caso de o número de filhos ser igual a zero e a renda familiar *per capita* ser superior a R\$ 77,00, ou seja, uma família da categoria “pobre” somente será beneficiária do PBF se possuir ao menos um filho.

Uma hipótese existente neste modelo é a da mudança de categoria (de pobre para extremamente pobre), que ocorre em virtude do nascimento de novos filhos. Suponha que uma família esteja classificada na categoria “pobre” (renda *per capita* de R\$ 77,01 a R\$ 154,00), mas esteja próxima da faixa da extrema pobreza (renda *per capita* de até R\$ 77,00), assim, quando for gerado outro filho, a renda *per capita* familiar é reduzida e a categoria da família é alterada para “extremamente pobre”. Essa mudança lhe garante um recurso financeiro maior, pois além de receber o benefício adicional por filho, também aufera o

benefício básico de R\$ 77,00. Essa condição cria um incentivo para que as famílias beneficiárias possam gerar novos filhos com o intuito de ampliar a renda familiar.

Outro ponto importante é a definição de que o custo de se ter um novo filho é decrescente em n , ou seja, a estrutura de custos é marginalmente decrescente, além de existir efeitos de aprendizagem a cada nova criança gerada. Isso decorre em razão do *Background* familiar, que leva em consideração as experiências passadas e a estrutura física remanescente e aproveitável dos filhos anteriores (mobília, roupas, etc.). No entanto, ao ficarem mais velhos os custos aumentam. Isto é, quando θ aumenta a função, o preço cresce. Desse modo, o preço do nascimento de uma criança é uma função $p: R^2 \rightarrow R_+$, que tem a seguinte forma $p = f(n, \theta)$.

A partir desses pressupostos, pode-se construir a restrição orçamentária da família representativa:

$$p(n, \theta)n + \pi Z = R + BF(j, k, Y, \theta)$$

Onde π é o preço do bem Z e R é uma renda exógena gerada pelo trabalho ou outras fontes de renda da família. A partir daqui pode-se solucionar o problema de maximização da utilidade da família chegando ao seguinte resultado:

Proposição 1: As demandas ótimas por n^{20} e Z são:

$$n = \frac{1}{p_n} \left(\frac{\pi U_n}{U_z} + \phi \right); \quad Z = \frac{1}{\pi} \left[R + BF - \frac{p}{p_n} \left(\frac{\pi U_n}{U_z} + \phi \right) \right]$$

Tem-se que:

$$\phi = BF_j(1 - \theta)\bar{j} + BF_k\bar{\theta}k - p(n, \theta) - BF_k \frac{R}{(n + c)^2} \text{ e } \frac{U_n}{U_z} > \phi$$

Nota-se que a demanda por outros bens depende negativamente da demanda por filhos. Em resumo, um filho adicional elimina, para os pais, a ideia de troca para o consumo de outros bens. Pode-se observar essa relação olhando para a taxa marginal de substituição entre o consumo de “filhos” *versus* outros bens:

$$\frac{U_n}{U_z} = \frac{np_n - \phi}{\pi}$$

²⁰ Para pequenas variações de n . Para mais detalhes veja o anexo I.

Proposição 2: A taxa marginal de substituição aumenta conforme o número de filhos cresce.

Tem-se que quando o número de crianças aumenta, torna-se mais caro trocar um filho pelo consumo de outros bens. Na cesta de consumo ótima, o valor da TMS é igual à razão dos preços relativos.

Proposição 3: O benefício marginal oriundo do nascimento do primeiro filho é estritamente positivo para as famílias dos grupos de renda “pobres” ou “extremamente pobres”.

Proposição 4: A medida que o número de filhos aumenta, o benefício marginal recebido pelo PBF tende a zero.

A proposição 3 indica que, para as famílias não beneficiárias cuja renda se enquadre na categoria "pobre", o nascimento do primeiro filho torna a família elegível ao PBF, pois uma família dessa categoria somente será beneficiária do PBF se possuir ao menos um filho. Certamente esse resultado vale para o nascimento da primeira criança, mas não necessariamente para os próximos filhos.

Finalmente, a proposição 4 indica que se o número de filhos tende ao máximo, isto é, ao limite superior que proporcionará o recebimento de um benefício do programa, na margem, o efeito desse benefício é inferior ao efeito nos custos e ϕ pode se tornar negativo, embora muito pequeno. Em outras palavras, o *trade-off* da família aumenta entre ter um novo filho e consumir um conjunto de outros bens, definido por Z . No anexo I, encontram-se as provas de todas as proposições. Por fim, a próxima seção trata da estratégia empírica adotada neste estudo.

5. Estratégia empírica

É relevante destacar que quando se estudam os efeitos causais de uma política pública, surge um problema: só se consegue observar o factual, ou seja, aqueles indivíduos que foram selecionados ao Programa e, dessa forma, receberam o “tratamento” da política. No entanto, para que se possa estabelecer o efeito causal de determinada política pública, é

necessário encontrar um grupo de controle que seja o mais próximo possível do contrafactual (como estaria o indivíduo “tratado” caso ele não tivesse recebido o “tratamento”).

O principal problema da avaliação de impacto de políticas públicas reside em encontrar um grupo de controle que represente adequadamente o contrafactual do grupo tratado. Embora o método experimental seja o ideal para se estimar o efeito causal com robustez, ele raramente é utilizado para selecionar famílias (ou indivíduos) em políticas sociais de transferência de renda. No caso do Programa Bolsa Família, os beneficiários não foram escolhidos por um processo de seleção aleatória. Assim, se incorre no problema de autosseleção²¹ dos indivíduos em participar do PBF.

Dessa maneira, a busca de uma relação causal entre a participação no Programa e as mudanças nas variáveis de interesse carece da análise de uma população não beneficiária do PBF, porém, comparável com a dos beneficiários. Para isso, é necessário encontrar famílias não beneficiárias que sejam semelhantes aos participantes dos programas, ou seja, que possuam as mesmas características das famílias beneficiárias (equivalência de renda, UF, local de residência, cor, escolaridade, etc.), e que a diferença de comportamento entre elas seja atribuída tão somente no que se refere ao recebimento do PBF.

5.1 Metodologia

5.1.1 Método de Pareamento: organização e notação

De acordo com Imbens (2014), a análise do efeito causal de um determinado tratamento é baseada numa amostra de N unidades, indexadas por $i = 1, \dots, N$, sob a hipótese de uma amostra aleatória de uma população infinitamente grande²². Para a unidade i existem dois resultados potenciais, denotados por $Y_i(0)$, que representa o valor da variável dependente na ausência de tratamento e $Y_i(1)$, que representa o valor da variável dependente em caso de recebimento do tratamento. Dessa forma, cada unidade na amostra é observada para receber ou não um tratamento binário, com o indicador de tratamento designado por W_i . Assim, se a unidade i recebe o tratamento então $W_i = 1$, caso contrário $W_i = 0$. Então, existe $N_c = \sum_{i=1}^N (1 - W_i)$ unidades de controle e $N_t = \sum_{i=1}^N W_i$ unidades de tratados, de modo que

²¹ Sobre o problema de autosseleção, *vide*: Heckman, James J. (1979): “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica* 47, 153-161.

²² Essa hipótese foi adotada por conveniência e suas implicações são discutidas em Abadie *et al.* (2014).

$N = N_c + N_t$ é o número total de unidades. Dessa forma, o resultado realizado (e observado) para a unidade i é:

$$Y_i^{obs} = Y_i(W_i) = \begin{cases} Y_i(0) & \text{se } W_i = 0 \\ Y_i(1) & \text{se } W_i = 1 \end{cases}$$

Imbens usa o sobrescrito “*obs*” para fazer a distinção entre resultado potencial (que nem sempre é observado) e resultado observado. Além disso, há para cada unidade i uma matriz de covariáveis X_i com K componentes, de modo que $X_i \in \mathbb{X} \subset \mathbb{R}^K$. A principal característica destas covariáveis é que elas não são afetadas pelo tratamento. Assim, podemos observar, para todas as unidades da amostra, o triplo (Y_i^{obs}, W_i, X_i) . As letras $\mathbf{Y}$, $\mathbf{W}$ e $\mathbf{X}$ são usadas para denotar os vetores com elementos típicos de Y_i^{obs} e W_i , e a matriz com a i -ésima linha igual a X_i' .

O efeito médio populacional do tratamento (*average treatment effect*, ATE) condicional às covariáveis é definido por:

$$\tau(x) = \mathbb{E}[Y_i(1) - Y_i(0) | X_i = x] \quad (5.1)$$

e o efeito médio na população e na subpopulação de unidades tratadas (*Average effect of Treatment on the Treated*, ATT) definidos por:

$$\tau = \mathbb{E}[Y_i(1) - Y_i(0)] \quad \text{e} \quad \tau_{treat} = \mathbb{E}[Y_i(1) - Y_i(0) | W_i = 1] \quad (5.2)$$

Para que as estimações sejam viáveis, o modelo de pareamento utiliza duas hipóteses: i) *unconfoundedness* (também conhecida como seleção em observáveis, exogeneidade, ignorabilidade, ou simplesmente independência condicional) e ii) sobreposição. Essas hipóteses postulam que ao se comparar um indivíduo do grupo de tratamento com um indivíduo do grupo de controle, cujas características observáveis de ambos são iguais, o único fator que diferencia os resultados observados desses indivíduos seria o recebimento ou não do tratamento.

A primeira hipótese, independência condicional, denota que o resultado é perpendicular ao tratamento condicional às características observadas da matriz X_i :

$$W_i \perp (Y_i(0), Y_i(1)) | X_i$$

A implicação dessa hipótese é que o resultado de um indivíduo no grupo de controle é um bom preditor do resultado potencial na ausência de tratamento de outro indivíduo no grupo de tratamento, dado que ambos possuem a mesma matriz de variáveis observáveis ($\mathbf{X}$).

A segunda hipótese, sobreposição, é definida como:

$0 < e(x) < 1$, para todo x no suporte das covariáveis, em que

$e(x) = \mathbb{E}[W_i|X_i = x] = \Pr(W_i = 1|X_i = x)$ é o *propensity score*.

A segunda hipótese implica que se faz necessário que a região da matriz $\mathbf{X}$ que engloba as características observáveis dos indivíduos tratados também represente as características observáveis dos indivíduos que estão no grupo controle.

A combinação destas duas hipóteses é conhecida como *ignorabilidade forte* (Rosenbaum e Rubin, 1983). De acordo com Imbens (2014), essa combinação implica que se pode estimar os efeitos médios, ajustando para a diferença em covariáveis entre as unidades tratadas e de controle. Dessa forma, dado a independência condicional, o efeito médio do tratamento na população (ATE), τ , pode ser expresso em termos da distribuição conjunta de (Y_i^{obs}, W_i, X_i) como:

$$\tau = \mathbb{E}[\mathbb{E}[Y_i^{obs}|W_i = 1, X_i] - \mathbb{E}[Y_i^{obs}|W_i = 0, X_i]] \quad (5.3)$$

Já o efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT), τ_{treat} , pode ser expresso em termos da distribuição conjunta de (Y_i^{obs}, W_i, X_i) como:

$$\tau_{treat} = \mathbb{E}[Y_i^{obs}|W_i = 1] - \mathbb{E}[\mathbb{E}[Y_i^{obs}|W_i = 0, X_i]|W_i = 1] \quad (5.4)$$

Assim, o primeiro termo de (5.4), $\mathbb{E}[Y_i^{obs}|W_i = 1]$, é a média populacional de Y para os tratados com uma determinada combinação de características X e o segundo termo, $\mathbb{E}[\mathbb{E}[Y_i^{obs}|W_i = 0, X_i]|W_i = 1]$, é a média de Y que os tratados com essas características teriam caso não tivessem recebido o tratamento. Evidentemente, o nosso problema está justamente no segundo termo, já que observamos apenas um estado do indivíduo i no tempo, ou seja, ele é “tratado” ou “não tratado”. Assim, precisamos encontrar no grupo de controle indivíduos que possam representar o contrafactual dos indivíduos tratados.

5.1.2 Propensity Score Matching

O método de *Propensity Score Matching* consiste em buscar um “grupo de não tratados” semelhante ao “grupo dos tratados” baseando-se num vasto conjunto de características observáveis dos indivíduos. No entanto, ao invés de realizar o pareamento com todos os indivíduos com base em toda a dimensão da matriz $\mathbf{X}$, Rosenbaum e Rubin (1983)

sugeriram que os indivíduos fossem pareados utilizando uma função de $\mathbf{X}$, a qual calcula a probabilidade do indivíduo receber o tratamento dado o conjunto de características contidas em $\mathbf{X}$. Dessa forma, o *propensity score* faz com que se reduza a dimensionalidade das variáveis da matriz $\mathbf{X}$.

Por fim, através da matriz $\mathbf{X}$ e do escore de propensão, quanto mais semelhantes forem os dois grupos (tratamento e controle) em decorrência das características observáveis, mais a variável dependente passa a independender da participação ou não no tratamento, o que suaviza o viés de seleção.

O estimador de *propensity score*, $e(x)$, é baseado no modelo de regressão logística, estimado por máxima verossimilhança. De acordo com Imbens (2014), dado o vetor de funções $h: \mathbb{X} \mapsto \mathbb{R}^M$, o *propensity score* é especificado como:

$$e(x) = \frac{\exp(h(x)'\gamma)}{1 + \exp(h(x)'\gamma)} \quad (5.5)$$

com um vetor M -dimensional de parâmetro γ .

Dado a escolha para a função $h(x)$ e a estimação do parâmetro desconhecido γ por máxima verossimilhança, o estimador de *propensity score* será então:

$$\hat{e}(x|\mathbf{W}, \mathbf{X}) = \frac{\exp(h(x)'\hat{\gamma}_{ml}(\mathbf{W}, \mathbf{X}))}{1 + \exp(h(x)'\hat{\gamma}_{ml}(\mathbf{W}, \mathbf{X}))} \quad (5.6)$$

A escolha das variáveis para compor a função $h(x)$ foi feita com o auxílio do algoritmo de seleção de covariadas proposto por Imbens (2014)²³. Esse algoritmo seleciona termos lineares e termos de segunda ordem (variáveis quadráticas e variáveis de interação entre as covariadas lineares) para compor o *Propensity Score*. A razão para a utilização do algoritmo reside no fato de que podem existir interações importantes entre duas covariadas. Sendo assim, essa informação deve ser incluída no escore de propensão.

Neste trabalho, o escore de propensão é composto por uma variável linear pré-tratamento (número de filhos em julho de 2003, que representa um período anterior à implantação do Programa Bolsa Família), por termos lineares (idade, renda familiar *per capita ex-ante*, densidade de pessoas por cômodos, *dummy* de cor, urbano/rural, se tem cônjuge, se é chefe do domicílio, *dummies* de escolaridade – baixa instrução, ensino fundamental completo, ensino médio completo –, se possui energia elétrica, se tem aposentado ou pensionista no domicílio, e *dummies* de estado – unidade da federação em que

²³ Os detalhes para a construção do algoritmo de seleção de covariadas podem ser obtidos em Imbens (2014).

reside a mulher), bem como por termos de segunda ordem (interações entre as variáveis anteriormente relacionadas).

Neste trabalho, se utiliza a renda familiar *per capita ex-ante*²⁴, pois, além de ser a variável de rendimentos adequada para se estimar o *Propensity Score*, é a variável que possibilita a separação das mulheres nas duas categorias de beneficiários do PBF (“pobres” e “extremamente pobres”). Essa separação é importante para se captar o efeito do PBF sobre a fecundidade em cada categoria do Programa. O método de construção da variável “renda familiar *per capita ex-ante*” para os dados do Censo Brasileiro de 2010 se encontra no anexo IV, juntamente com os códigos para o software Stata.

O algoritmo sugerido por Imbens (2014) selecionou as covariadas da seguinte forma:

i) Foi estimado um modelo de regressão logística, por máxima verossimilhança, com a variável pré-tratamento “número de filhos em julho de 2003”, sendo armazenado o resultado da regressão;

ii) Dado que existem treze variáveis lineares contemporâneas, foram estimados, para cada amostra, treze modelos adicionais de regressão logística, onde cada modelo incluiu um único elemento linear de **X**. Em cada caso foi calculado o teste de razão de verossimilhança (LR) para a hipótese nula de que o coeficiente da variável adicional era igual a zero contra a hipótese alternativa de que o coeficiente da variável adicional era diferente de zero. A covariada que obtivesse o maior valor de LR era selecionada ao modelo, desde que $LR \geq 1$ (o limite estabelecido foi de $C_{lin}=1$). Assim, adicionando-se a variável selecionada à variável pré-tratamento foram estimadas doze regressões logísticas com as covariadas remanescentes. O processo se repetiu até que todas as covariadas lineares fossem selecionadas ou até que nenhuma covariada obtivesse o limite de $C_{lin}=1$. Os detalhes para a construção desse algoritmo podem ser obtidos em Imbens (2014). Um exemplo da mecânica do referido algoritmo para a escolha das covariadas lineares está representado na tabela 4, anexo III.

iii) Com as covariadas lineares escolhidas pelo algoritmo, para cada amostra foram geradas as variáveis de 2ª ordem (interação entre duas covariadas). Nem todos os termos de segunda ordem foram utilizados porque alguns dos 14 termos lineares disponíveis são variáveis com indicador binário. Sendo assim, o termo quadrático correspondente é perfeitamente colinear com o termo linear. Portanto, foram escolhidos somente os termos de segunda ordem que eram factíveis. Neste estudo se mostraram factíveis 46 termos de segunda ordem.

²⁴ A renda familiar *per capita ex-ante* desconta do rendimento total familiar os valores oriundos do PBF.

iv) Dado que se possui 46 termos factíveis de 2ª ordem, para cada amostra foram estimados 46 modelos adicionais de regressão logística, onde cada modelo incluiu um único elemento de segunda ordem de $\mathbf{X}$. Em cada caso foi calculado o teste de razão de verossimilhança (LR) para a hipótese nula de que o coeficiente da variável adicional de segunda ordem era igual a zero contra a hipótese alternativa de que o coeficiente da variável adicional era diferente de zero. A covariada que obtivesse o maior valor de LR era selecionada ao modelo, desde que $LR \geq 2,71$ (o limite neste caso foi $C_{qua}=2,71$).

A utilização do algoritmo sugerido por Imbens (2014) proporciona uma especificação mais flexível para o escore de Propensão, pois seleciona covariadas lineares e de segunda ordem com base em testes de razão de máxima verossimilhança. Por fim, após a seleção das covariadas, foi estimada a equação (5.6) para se obter o estimador de *propensity score*.

Sendo assim, sob as hipóteses de independência condicional e sobreposição, o estimador de *propensity score matching* para o efeito médio do tratamento (ATE), τ , pode ser definido como:

$$\hat{\tau}_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (2W_i - 1) \left(Y_i - \frac{1}{M} \sum_{j \in \mathcal{J}_M(i)} Y_j \right) \quad (5.7)$$

em que M é o número de *matches* por unidade e $\mathcal{J}_M(i)$ é o conjunto de *matches* por unidade i .

Para o efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT), τ_t , o estimador correspondente é:

$$\hat{\tau}_{t,N} = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^N W_i \left(Y_i - \frac{1}{M} \sum_{j \in \mathcal{J}_M(i)} Y_j \right) \quad (5.8)$$

em que $N_t = \sum_{i=1}^N W_i$ é o número unidades tratadas na amostra. O conjunto de *matches*, $\mathcal{J}_M(i)$, é formalmente definido por Abadie e Imbens (2012) como:

$$\mathcal{J}_M(i) = \left\{ j = 1, \dots, N: W_j = 1 - W_i, \left(\sum_{k: W_k = 1 - W_i} 1_{|p(X_i) - p(X_k)| \leq |p(X_i) - p(X_j)|} \right) \leq M \right\}$$

Isso posto, para realizar o pareamento e estimar o efeito médio do tratamento sobre os tratados de forma robusta, foi necessário realizar as três etapas indicadas por Imbens

(2014): i) avaliar a hipótese de sobreposição; ii) avaliar a plausibilidade da hipótese de independência condicional e iii) realizar a etapa de análise do *matching*.

Na primeira etapa, focando apenas no indicador de tratamento e na matriz de covariadas, $(\mathbf{X}, \mathbf{W})$, foi necessário recortar o total da amostra, descartando algumas unidades com o intuito de melhorar a sobreposição na distribuição das covariáveis. Na segunda etapa, novamente focando apenas em $(\mathbf{X}, \mathbf{W})$, foi verificada a plausibilidade da hipótese de independência condicional, através da estimação do efeito causal do tratamento em um “pseudorresultado”, ou seja, em uma variável conhecida por não ser afetada pelo tratamento, tendo em vista que o seu valor foi determinado antes da implantação do Bolsa Família. Por fim, na última etapa, utilizando a variável de interesse, $\mathbf{Y}$, o estimador do efeito médio do tratamento sobre os tratados, $\hat{\tau}_{t,N}$, foi aplicado numa amostra cortada $\hat{\tau}_{t,N} = \tau(\mathbf{Y}^T, \mathbf{W}^T, \mathbf{X}^T)$, para análise do *matching*.

É importante destacar que o efeito do tratamento estimado neste estudo utiliza erro padrão robusto²⁵, ou seja, leva em consideração o fato de que os escores de propensão são estimados em vez de verdadeiros ao calcular o erro padrão. Isso implica, em muitos casos, em uma diferença significativa na robustez da estimação.

Para tais estimativas, a variável dependente escolhida foi “teve filho nascido vivo no último ano”. Dessa forma, buscou-se identificar nos dois grupos as seguintes probabilidades:

- i) Dado que a mulher não tinha nenhum filho em julho de 2009, qual é a probabilidade de ter tido o primeiro filho até julho de 2010?
- ii) Dado que a mulher tinha apenas um filho em julho de 2009, qual é a probabilidade de ter tido o segundo filho até julho de 2010?
- iii) Dado que a mulher tinha dois filhos em julho de 2009, qual é a probabilidade de ter tido o terceiro filho até julho 2010?
- iv) Dado que a mulher tinha três filhos em julho de 2009, qual é a probabilidade de ter tido o quarto filho em julho de 2010?
- v) Dado que a mulher tinha quatro filhos em julho de 2009, qual é a probabilidade de ter o quinto filho até julho de 2010?

Em todos os casos, a análise foi feita considerando apenas as mulheres com idade de 16 a 49 anos, ou seja, mulheres em idade reprodutiva²⁶ e com idade suficiente²⁷ para receber

²⁵ Para tais estimativas foi utilizado o pacote *teffects psmatch* do software STATA 13. Esse pacote foi construído observando as orientações de Abadie e Imbens (2006, 2008, 2011, 2012).

²⁶ Segundo informações do Ministério da saúde, a idade reprodutiva das mulheres brasileiras está compreendida entre o período de 10 a 49 anos, *vide*: http://conselho.saude.gov.br/ultimas_noticias/2007/politica_mulher.pdf.

benefícios de Políticas de Transferência Condicionada de Renda, na condição de chefes de domicílio ou cônjuges do chefe, tendo em vista que são estas as responsáveis pelo recebimento do benefício e, em tese, poderiam ser incentivadas pelo Programa a gerar outro filho.

5.1.3 Análise de sensibilidade (limites de Rosenbaum)

Se a participação no PBF for endógena, ou seja, se variáveis não observáveis afetam tanto a participação no Programa quanto os resultados (no caso deste estudo, a fecundidade das beneficiárias), os estimadores do efeito médio do tratamento poderão não ser consistentes. Sendo assim, torna-se necessário avaliar o impacto potencial do viés de seleção, que decorre justamente das variáveis não observáveis.

Rosenbaum (2010) sugere avaliar o quão forte é a influência de uma variável não observada sobre a participação no Programa, a fim de prejudicar as conclusões do efeito causal do tratamento obtidas por meio dos métodos de pareamento. Nesse contexto, a análise de sensibilidade aplicada neste estudo é utilizada para testar a robustez dos resultados obtidos, considerando a presença de viés nos resultados (oriundo de uma covariável omitida).

A probabilidade de participação no PBF de um indivíduo i pode ser definida como:

$$\pi_i = \mathbb{E}[W_i | \mathbf{X}_i = \mathbf{x}] = \Pr(W_i = 1 | \mathbf{X}_i = \mathbf{x}) = F(\beta \mathbf{X}_i + \gamma \mathbf{u}_i) \quad (5.9)$$

Na ausência de viés de seleção, γ será igual a zero e a probabilidade de participação no PBF será determinada apenas pelas covariadas observáveis. Entretanto, se existir viés de seleção, dois indivíduos com as mesmas covariadas observáveis $\mathbf{X}$ terão diferentes probabilidades de receber o tratamento. Nessas condições, assumindo que $F(\cdot)$ tenha uma distribuição logística, a razão de probabilidades de dois indivíduos pareados, i e j , que possuem as mesmas características observáveis ($\mathbf{X}_i = \mathbf{X}_j$), receberem tratamento é dada por:

$$\frac{\frac{\pi_i}{1 - \pi_i}}{\frac{\pi_j}{1 - \pi_j}} = \frac{\pi_i(1 - \pi_j)}{\pi_j(1 - \pi_i)} = \frac{\exp(\beta \mathbf{X}_j + \gamma \mathbf{u}_j)}{\exp(\beta \mathbf{X}_i + \gamma \mathbf{u}_i)} = \exp[\gamma(\mathbf{u}_i - \mathbf{u}_j)] \quad (5.10)$$

Se a razão de probabilidades for diferente de 1, fica configurada a presença de viés de seleção. Isso ocorre quando há diferenças nas variáveis não observáveis ($\mathbf{u}_i \neq \mathbf{u}_j$) e

²⁷ O MDS estabelece a idade mínima de 16 anos para a inserção do responsável pela Unidade Familiar no CadÚnico, vide: <http://www.mds.gov.br/falemds/perguntas-frequentes/bolsa-familia/cadastro-unico/gestor/cadunico-institucional>.

quando essas variáveis influenciam na probabilidade de participação ($\gamma \neq 0$). Em suma, a análise de sensibilidade avalia quanto que o efeito médio do tratamento é alterado pela mudança nos valores de γ e de $(\mathbf{u}_i - \mathbf{u}_j)$.

Rosenbaum (2002) sugere examinar os limites da razão de probabilidades de participação no tratamento. O autor mostra que a equação (5.10) implica nos seguintes limites:

$$\frac{1}{\Gamma} \leq \frac{\pi_i(1 - \pi_j)}{\pi_j(1 - \pi_i)} \leq \Gamma \quad (5.11)$$

Em que $\Gamma = e^\gamma$. Dessa forma, os indivíduos pareados possuem idêntica probabilidade de participação somente se $\Gamma = 1$. Entretanto, se $\Gamma > 1$, indivíduos aparentemente idênticos em termos de variáveis observáveis irão diferir em suas probabilidades de receber o tratamento. Por exemplo, se $\Gamma = 2$, a probabilidade de receber o tratamento será diferente por um fator de até 2. Por fim, os limites de Rosenbaum informam o quanto as mudanças nos valores de Γ alteram a inferência acerca do efeito do tratamento, estimado pelo método de *Propensity Score Matching*.

5.2 Dados, população-alvo e limitações

5.2.1 Dados

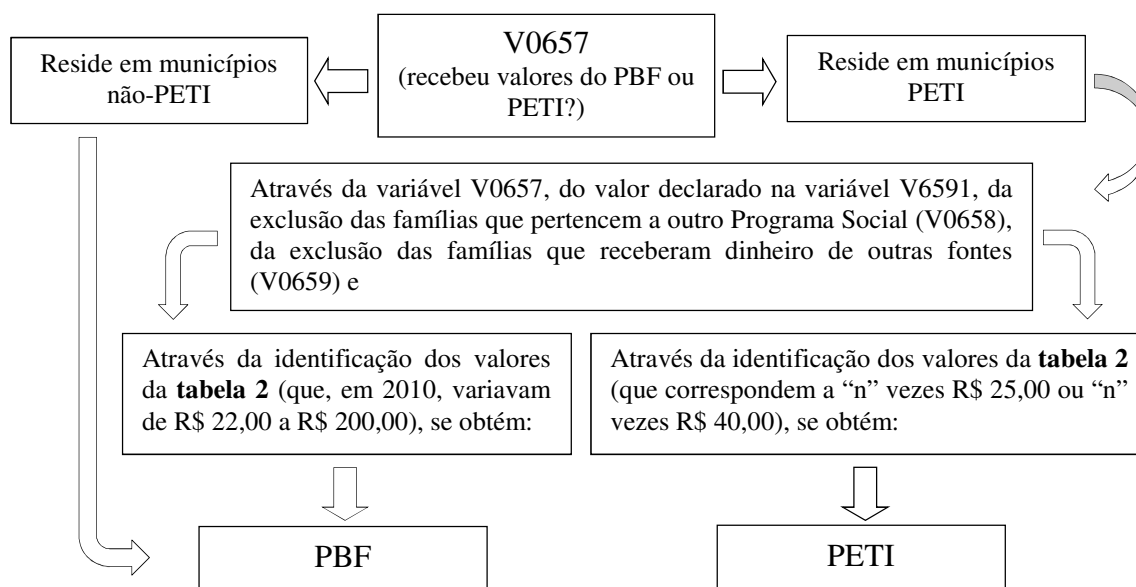
Neste trabalho foram utilizados os dados do Censo 2010 do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), por se tratar da última fonte aberta de dados em nível domiciliar que aborda ambos os Programas: Bolsa Família e PETI. A possibilidade de identificação desses programas vem da variável V0657, cuja pergunta foi: “Em julho de 2010, tinha rendimento mensal habitual de Programa Social Bolsa Família ou Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI)?”.

Dessa forma, para se identificar os beneficiários de cada programa, foi adotada uma estratégia de decomposição da variável V0657 em duas variáveis: “PBF” e “PETI”. É imprescindível saber que, em 2010, o Programa Bolsa Família estava presente em todas as cidades brasileiras e que o PETI estava presente em apenas 2.966 cidades. Logo, existiam municípios PETI e municípios não-PETI.

Sendo assim, essa decomposição só foi possível devido: i) às regras de ingresso aos Programas (as quais não permitem o recebimento de ambos os benefícios); ii) aos valores de

transferência de cada programa (que eram diferentes)²⁸; iii) à existência da variável V6591 (cuja pergunta foi: “Em julho de 2010 qual foi o valor total deste(s) rendimento(s)?”) e iv) à identificação dos municípios PETI e dos municípios não-PETI em 2010.

Figura 1 – Decomposição da variável V0657



Após a decomposição da variável V0657 do Censo de 2010, detalhada no anexo II, foram identificadas 614.208²⁹ mulheres com idade de 16 a 49 anos (na qualidade de chefes do domicílio ou cônjuges do chefe) beneficiárias do Bolsa Família. Destas, somente 371.058 possuíam renda familiar *per capita ex-ante* de até R\$ 140,00, que totalizam 60,41% do total das beneficiárias identificadas. Porém, quando consideramos a renda *per capita ex-ante* de até R\$ 280,00, foram identificadas 534.073 mulheres, que totalizam 86,95% do total das beneficiárias identificadas na referida decomposição.

Por esse motivo, em relação à renda, o presente trabalho além de analisar as famílias com renda *per capita ex-ante* de até R\$ 140,00 (limite de renda oficial para elegibilidade ao Bolsa Família) irá analisar, também, as famílias que auferiram, em julho de 2010, renda *per capita ex-ante* de até R\$ 280,00. A análise nesse patamar de renda foi inspirada em estudos que realizaram o corte da amostra em faixas de renda de até duas vezes a renda de elegibilidade ao Bolsa Família, a fim de obter maior representatividade amostral em todos os grupos populacionais analisados.

²⁸ Em 2010, existia apenas uma coincidência de valores em ambos os Programas: o valor de R\$ 200,00. Nesse caso, a separação/identificação dos beneficiários foi feita por meio do número de filhos de até 15 anos.

²⁹ Se forem considerados os pesos do CENSO 2010, o número de mulheres identificadas com idade de 16 a 49 anos, na qualidade de chefes do domicílio ou cônjuges do chefe, totaliza 4.067.455, sendo 2.357.299 com renda familiar *per capita ex-ante* de até R\$ 140,00 e 3.488.680 com renda familiar *per capita ex-ante* de até R\$ 280,00.

Nesse contexto, tal medida é justificada porque no momento da captura de uma amostra podem-se perder algumas características da população de onde a amostra foi retirada. Portanto, a análise da população com renda acima do limite oficial exigível³⁰ ao PBF torna-se relevante para garantir a representatividade amostral.

5.2.2 Identificação da população-alvo e limitações

O Programa Bolsa Família transfere o Benefício Variável - BV (por filho) para as famílias que possuem filhos de até 15 anos. Porém, em 2010, cada família podia receber no máximo 3 BV's (cada BV tinha o valor de R\$ 22,00, logo 3 BV's totalizavam R\$ 66,00)³¹. Dessa forma, em tese, até esse limite as beneficiárias poderiam ser incentivadas pelo PBF a engravidar. No entanto, após o terceiro filho não há qualquer incentivo do Programa à fecundidade, pois não há mais transferência de renda caso a beneficiária decida ter mais filhos³².

Como o PBF teve início em outubro de 2003, a partir deste período, em tese, as beneficiárias poderiam ter um incentivo de gerar mais filhos, a fim de ampliar a renda familiar. Entretanto, aquelas beneficiárias que já estavam grávidas durante a implantação do Programa certamente não tomaram a decisão de engravidar por incentivo do PBF. Dessa forma, Simões e Soares (2012) alertam que os nascimentos ocorridos até 09 meses depois do início do programa (até julho de 2004) não foram influenciados pelo Programa Bolsa Família, conforme indica a linha do horizonte de tempo da figura 2.

De acordo com a figura 2, o impacto inicial do PBF sobre a fecundidade das beneficiárias pode ser observado através da PNAD 2006 (com período de 26 meses - de julho de 2004 a setembro de 2006) ou da PNDS 2006 (com período de 29 meses - de julho de 2004 a dezembro de 2006). No entanto, esse período pode ser muito curto para se captar o verdadeiro impacto do Programa sobre a fecundidade, seja por que o PBF aumentou

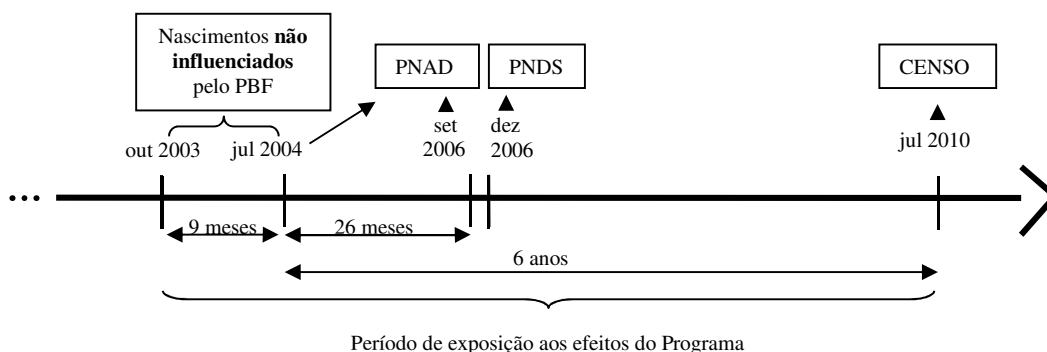
³⁰ Vide: Avaliação de políticas e programas do MDS: resultados: Bolsa Família e Assistência Social. Volume 2 (MDS, 2007) e Avaliação de Impacto do Programa Bolsa Família (CEDEPLAR). A metodologia da CEDEPLAR para obtenção do plano amostral de sua pesquisa está disponível em: http://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/bolsa_familia/Anexo1_AIBF_O_Processo_Amostral.pdf.

³¹ Os valores foram regulamentados pelo Decreto nº 6.917/2009.

³² A não ser, evidentemente, em dois casos hipotéticos: i) a família já possui três filhos ou mais e não é elegível ao PBF (em razão de renda *per capita* maior do que a exigida). Nessa situação, o nascimento de outro filho implicaria na redução da renda *per capita* familiar, fazendo com que a família se tornasse elegível ao Programa; ii) A família já é beneficiária do PBF, pertencente à categoria “pobre”, mas possui renda *per capita* próxima do limite de renda da categoria “extremamente pobre”. Nesse caso, o nascimento de outro filho reduziria a renda *per capita*, fazendo com que a família mudasse para a categoria “extremamente pobre” e passasse a receber o Benefício Básico de R\$ 77,00 (destinado somente aos extremamente pobres).

significativamente o número de beneficiários em relação ao período inicial, seja porque esse tipo de incentivo não tem efeito instantâneo (ventila-se uma gradual compreensão, por parte da população beneficiária, das regras e dos possíveis benefícios do Programa).

Figura 2 – Tempo de exposição aos efeitos do programa e bancos de dados



Fonte: Simões e Soares (2012)

Sendo assim, um maior período de exposição aos efeitos do Programa parece ser necessário para que se consiga captar o impacto do PBF sobre a fecundidade. Dessa forma, tal impacto pode ser avaliado através do CENSO 2010, que conta com uma população a qual foi exposta aos efeitos do PBF pelo período de seis anos e nove meses.

No entanto, algumas limitações são impostas com os dados do CENSO 2010. A primeira limitação é referente à dificuldade de se identificar os beneficiários do Bolsa Família no CENSO, pois, mesmo tendo profundo conhecimento de ambos os Programas, foi possível identificar apenas 77,47% dos beneficiários do PBF ou PETI, conforme abordado no anexo II.

A segunda limitação reside no fato de que desconhecemos a data exata em que a beneficiária do PBF passou a ser “tratada”, ou seja, desconhecemos o mês/ano em que a família se tornou beneficiária do PBF. Entretanto, sabemos que em 2010 a situação da família era “beneficiária” ou “não beneficiária”, bem como que o número de beneficiários teve apenas um pequeno acréscimo³³ entre 2009 e 2010. A terceira limitação é justamente em relação à fecundidade, pois não é possível identificar se a mulher teve filho nascido morto no período de referência de 12 meses anteriores a 31/07/2010.

A última limitação se refere à impossibilidade de se identificar no Censo 2010 a idade dos filhos que abandonaram o domicílio (seja pra constituir nova família, estudar/trabalhar em outro município/país ou, ainda, por qualquer outro motivo), bem como à impossibilidade de se identificar a idade dos filhos que faleceram antes de 2009. Dessa forma, o presente estudo limitou-se a selecionar somente as famílias que “não reduziram”, ou seja, foram selecionadas apenas as famílias cuja quantidade de filhos tidos pela mulher

³³ Essa informação pode ser confirmada através do seguinte site: <http://www.portaltransparencia.gov.br/>.

(identificados através da variável V6800) foi igual à quantidade de filhos residentes e identificados no domicílio em 2010.

Assim, esse recorte na amostra nos possibilitou, através da idade dos filhos, identificar o histórico de fecundidade das mulheres ao longo da vida. Por exemplo, foi possível saber com que idade cada mulher (beneficiária ou não do PBF) teve filho(s). Foi possível saber, ainda, a frequência da fecundidade (frequência dos nascimentos) antes e depois do período de exposição aos efeitos do Programa Bolsa Família, conforme sugerido na figura 2.

Apesar das limitações suprarreferidas, este trabalho possui a vantagem de observar o comportamento de fecundidade de uma população que ficou exposta aos efeitos do Programa por um período de seis anos e nove meses, sendo, possivelmente, tempo suficiente para que a população tivesse conhecimento do Programa, compreensão de suas regras e capacidade de avaliar seus benefícios. Além disso, com a utilização do algoritmo de seleção de covariadas e com o método sugerido por Imbens (2014), acredita-se ter construído um grupo de controle que representa adequadamente o contrafactual do grupo tratado.

Nesse contexto, a fim de evitar algum ruído nas estimativas, foram excluídas as mulheres cuja idade do filho mais novo era maior que 17 anos, em 2010. Essa medida é plausível porque para ser elegível ao PBF a mulher deve ter filhos de até 17 anos. Assim, ao se analisar a fecundidade das mulheres que tinham filhos de até 17 anos, verifica-se o comportamento reprodutivo da população elegível ao Programa.

Por fim, a população-alvo deste estudo são as mulheres com idade entre dezesseis e quarenta e nove anos, na qualidade de chefes do domicílio ou cônjuges do chefe, que se encontravam na zona de incentivo do Programa, ou seja, são as beneficiárias do Bolsa Família que tinham menos de três filhos em 2009 e poderiam ser incentivadas a gerar um filho a mais pra ampliar a renda oriunda do Programa.

5.2.3 Detalhes das amostras e construção do contrafactual adequado

Para a construção do contrafactual adequado, que seja o mais próximo possível do contrafactual verdadeiro, foram selecionadas cinco amostras distintas, as quais foram separadas de acordo com o número de filhos das mulheres em 2009, cujos valores variam de zero a quatro filhos. Cada amostra foi novamente dividida em mais cinco amostras, desta vez sendo selecionadas pelo critério da renda familiar *per capita ex-ante*, o que possibilitou analisar o comportamento de fecundidade das mulheres com renda *per capita ex-ante* de até

R\$ 70,00 (mulheres “extremamente pobres”), com renda *per capita ex-ante* de R\$ 70,01 até R\$ 140,00 (mulheres “pobres”), com renda *per capita ex-ante* de R\$ 0,00 até R\$ 140,00 (limite de elegibilidade ao Programa), com renda *per capita ex-ante* de R\$ 140,01 até R\$ 280,00, e com renda *per capita ex-ante* de R\$ 0,00 até R\$ 280,00 (duas vezes o limite de elegibilidade ao Programa).

Em cada uma das vinte e cinco amostras, primeiramente, foi utilizado o algoritmo³⁴ de seleção de covariadas, para que fossem selecionadas as variáveis lineares e de segunda ordem que melhor representassem cada amostra. Na sequência, foram estimados os escores de propensão, por máxima verossimilhança, e analisadas as estatísticas descritivas entre os grupos de tratamento e controle.

O equilíbrio das covariadas foi analisado através da diferença normalizada na média, ou seja, $\Delta_{ct} = \frac{\bar{X}_t - \bar{X}_c}{\sqrt{(s_t^2 + s_c^2)/2}}$. De acordo com Imbens (2014), a diferença normalizada é mais útil

que a estatística t para verificar a diferença das médias entre dois grupos, porque em grandes amostras a estatística t pode ser grande, em valor absoluto, simplesmente porque a amostra é grande. De acordo com Imbens e Wooldridge (2009), quanto mais próximo de zero for o módulo da diferença normalizada, menor é a diferença entre a média dos grupos, sendo aceitável um valor de até 0,25.

Nessa análise, foi observado que algumas amostras possuíam covariadas com elevado valor de diferença normalizada. Por exemplo, para o grupo das mulheres que tinham dois filhos em 2009 e renda familiar *per capita ex-ante* de até R\$ 140,00, conforme a tabela 6 do anexo III, para a amostra total, os valores (em módulo) das diferenças normalizadas das covariadas “urbana”, “idade X urbana” e “renda *per capita ex-ante* X renda *per capita ex-ante*” foram respectivamente, de 0,2774, 0,2980 e 0,2975, mostrando claro desequilíbrio dessas covariadas entre os dois grupos. Claramente a amostra inicial não é equilibrada nas covariadas, representando um sério problema na estimativa de inferência causal.

De acordo com Imbens (2014), uma possibilidade de se obter maior equilíbrio nas covariadas é realizar a exclusão de observações com valores extremos de escore de propensão (próximos de zero ou um)³⁵. Imbens sugere deixar na amostra somente observações com valores de *pscore* maior que 0,1 e menor que 0,9. Então, para todas as amostras, foram excluídas as observações com valores de *pscore* menor que 0,1 e maiores que 0,9.

³⁴ Vide Imbens (2014) para detalhes.

³⁵ Um aprofundamento desse método pode ser obtido em Crump et al. (2008).

Como o objetivo deste trabalho é observar o efeito do tratamento sobre os tratados, além do corte nos escores de propensão, foi realizado o pareamento sem substituição (antes de se estimar o ATT), ou seja, cada unidade tratada foi pareada com uma única unidade de controle com similar valor de *pscore* (sendo tolerada uma diferença de no máximo 0,01). No entanto, o pareamento sem substituição só ocorreu nos casos em que o número de observações de controle era superior ao número de observações de tratados.

Nesse caso, após o pareamento restou um conjunto de mulheres para cada amostra, sendo metade do grupo de controle e metade do grupo de tratamento, onde cada unidade tratada tinha um par no grupo de controle com idêntico número de filhos em 07/2009, mesma renda *per capita* e similar valor de escore de propensão. Assim, sobre essas amostras cortadas, foi utilizado novamente o algoritmo de seleção de covariadas e reestimados os escores de propensão, por máxima verossimilhança. Em todos os casos, como as amostras pareadas eram mais equilibradas, o algoritmo selecionou menos variáveis para o estimador de *pscore*.

Retornando à tabela 6, podemos comparar algumas estatísticas da amostra total com as estatísticas da amostra pareada, verificando quais variáveis foram selecionadas pelo algoritmo em cada caso. Na amostra pareada, a covariada que apresentou o maior valor de diferença normalizada foi a variável “urbana”, com um valor de 0,06048, e todas as demais tiveram valor abaixo de 0,05 (em módulo), demonstrando um ótimo equilíbrio nas covariadas. Dessa forma, agora se possui valores aceitáveis de diferença normalizada para se estimar o efeito do tratamento sobre os tratados de forma consistente.

Sendo assim, todas as amostras seguiram a mesma metodologia e podem ser verificadas nas tabelas 5 a 8, do anexo III. No entanto, a fim de se administrar da melhor forma a utilização do espaço neste trabalho, foram geradas as tabelas apenas para as mulheres com renda *per capita ex-ante* de até R\$ 140,00, que são o público elegível ao Programa Bolsa Família, tendo as demais sido ocultadas.

Para as amostras em que, após o corte nos valores extremos de *pscore*, o número de observações de controle foi inferior ao de observações de tratados, foi realizado o pareamento com substituição, onde cada observação de controle pode ser pareada múltiplas vezes, e vice-versa. Essa medida foi utilizada para garantir maior representatividade entre os grupos.

Por fim, a tabela 14 mostra as estatísticas descritivas para a variável de interesse (teve filho(s) nos últimos doze meses). De acordo com os dados, para as mulheres da categoria “extremamente pobre” que não tinham filhos ou tinham quatro filhos em 2009, se observa que a média de fecundidade das beneficiárias do PBF é menor que a média das não beneficiárias. Nos demais casos, a média das beneficiárias é sempre maior que a média das

não beneficiárias. Nas amostras de mulheres com renda *per capita ex-ante* de R\$ 0,00 até R\$ 140,00, a média de fecundidade das beneficiárias é levemente superior em quase todos os casos. Além disso, a média de fecundidade das mulheres que tinham apenas um filho em 2009 é maior nas regiões Norte e Centro-Oeste.

6. Análise dos resultados

Primeiramente, é importante ressaltar que não podemos falar em impacto causal do PBF sobre a fecundidade das beneficiárias considerando apenas o número total de filhos tidos pela mulher em 2010. A razão para isso reside no fato de que não temos a informação da data em que cada mulher começou a participar do PBF e, portanto, começou a “receber o tratamento”. Sabemos apenas quais mulheres, em 2010, eram beneficiárias ou não do Bolsa Família.

Nesse contexto, para se estabelecer uma relação causal entre o PBF e fecundidade foi necessário verificar a fecundidade das mulheres nos doze meses anteriores ao Censo 2010. Desse modo, obtêm-se as duas informações necessárias para se estimar o efeito médio do tratamento: i) nascimento de filho(s) entre julho de 2009 e julho de 2010 e ii) identificação da situação das mulheres em relação ao Programa (se era beneficiária ou não).

Conforme informado na seção 5.2.2 e demonstrado no anexo II, o PBF pagava no máximo três BVs (um por filho) no ano de 2010. Sendo assim, após o terceiro filho, os nascimentos ocorreriam por outros motivos e não por incentivo do programa. Dessa forma, inicialmente foi estimado o impacto global do PBF sobre a fecundidade, ou seja, foi verificado o comportamento de fecundidade dentro da zona de incentivo (um ou dois filhos em julho de 2009) e fora da zona de incentivo (três filhos ou mais em julho de 2009).

Nesse primeiro momento, não foram consideradas as mulheres que não possuíam filhos em 2009, pois, com excessão das famílias extremamente pobres, para ser beneficiária do PBF a família tem que ter ao menos um filho. Além disso, apesar de utilizar uma metodologia diferente, esse recorte possibilita a comparação deste estudo com o trabalho de Simões e Soares (2012).

Os resultados iniciais apresentam efeitos negativos e/ou próximos de zero do PBF sobre a fecundidade, inclusive na suposta zona de incentivo criada pelo Programa. Esses resultados apontam para a ausência de efeito ou para um desincentivo do PBF à fecundidade. De acordo com a tabela 15, o maior valor negativo do efeito do tratamento pertence às mulheres da categoria “pobre” (renda *per capita* de R\$ 70,01 a R\$ 140,00), que apresentam

um ATT de -1,05 pontos percentuais, ou seja, uma beneficiária do PBF (com menos de três filhos) tem probabilidade 1,05 pontos percentuais menor de gerar outro filho, em comparação com o seu *match* do grupo de controle. No entanto, em termos de probabilidade, esse valor é muito pequeno e não pode ser considerado como um desincentivo à fecundidade.

Como os valores de ATT se encontram próximos de zero, a interpretação correta dos resultados da tabela 15 é de ausência de efeito do PBF sobre a fecundidade. Dessa forma, esses resultados corroboram os trabalhos realizados anteriormente, os quais encontraram valores negativos ou ausência de efeito do PBF sobre a fecundidade (Rocha, 2009; Signorini e Queiroz, 2011; Simões e Soares, 2012).

Tabela 15 – Efeito do tratamento sobre os tratados (Brasil)

Existência de filho tido nascido vivo no período de referência de 12 meses anteriores a 31/07/2010 (a variável dependente assume valor igual a um se a mulher teve filho nesse período, e zero caso contrário)		
Renda <i>per capita</i> familiar	Mulheres com 1 ou 2 filhos em 07/2009 ($1 \leq n \leq 2$) coef/robust SE	Mulheres com 3 filhos ou mais em 07/2009 ($n \geq 3$) coef/robust SE
Até R\$ 70,00	0,0088*** (0,0009)	0,0011 (0,0008)
Nº de observações	461.458	451.805
De R\$ 70,01 a R\$ 140,00	-0,0105*** (0,0014)	-0,0092*** (0,0008)
Nº de observações	488.868	479.519 [†]
De R\$ 140,01 a R\$ 280,00	-0,0074*** (0,0006)	-0,0026*** (0,0006)
Nº de observações	849.191	395.839
De R\$ 0,00 a R\$ 140,00	-0,0001 (0,0008)	-0,0060*** (0,0005)
Nº de observações	829.078	976.688
De R\$ 0,00 a R\$ 280,00	-0,0080*** (0,0005)	0,0008 (0,0005)
Nº de observações	1.950.081	1.063.815

Fonte: elaboração própria. Notas: erro padrão robusto entre parênteses; p-valor: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$; o sobrescrito [†] indica a presença de desequilíbrio nas covariadas; as observações em negrito se referem às populações em que após o corte dos valores extremos de *Propensity Score* foi realizado o pareamento sem substituição, para, posteriormente, se estimar o efeito do tratamento. Nas demais, foram realizados apenas o corte dos valores extremos de *pscore*; o corte nas faixas de renda foi feito por meio da renda *per capita* ex-ante, para que além do impacto global (até o limite de elegibilidade ao PBF e duas vezes o limite de elegibilidade), fosse possível se obter o impacto em cada categoria do programa (“pobres” e “extremamente pobres”).

Em busca de uma análise mais detalhada, foram estimadas vinte e cinco equações para verificar o impacto do Programa Bolsa Família sobre a fecundidade das beneficiárias. Dessa forma, calculou-se a nível nacional a diferença nas seguintes probabilidades: i) dado que a mulher não tinha nenhum filho em julho de 2009, qual é a probabilidade de ter tido o primeiro filho até julho de 2010? ii) dado que a mulher tinha um filho em julho de 2009, qual

é a probabilidade de ter tido o segundo filho até julho de 2010? iii) dado que a mulher tinha dois filhos em julho de 2009, qual é a probabilidade de ter tido o terceiro até julho de 2010? iv) dado que a mulher tinha três filhos em julho de 2009, qual é a probabilidade de ter tido o quarto até julho de 2010? v) dado que a mulher tinha quatro filhos em julho de 2009, qual é a probabilidade de ter tido o quinto filho até julho de 2010?

Conforme relatado nas seções 5.1.2 e 5.2.3, para se estimar o efeito médio do tratamento sobre os tratados de forma robusta, foi necessário, inicialmente, descartar algumas unidades com o intuito de melhorar a sobreposição na distribuição das covariáveis. Através das figuras 3 a 14, anexo III, é possível verificar a hipótese de sobreposição entre os grupos de tratamento e controle. As figuras foram geradas para as amostras totais (sem cortar unidades para melhorar a sobreposição) e para as amostras reduzidas (quando foram cortadas algumas unidades a fim de possibilitar um melhor equilíbrio nas covariadas).

Analisando as figuras 3 a 14, anexo III, observa-se a importância de se realizar os cortes nos escores de propensão para se obter uma amostra mais equilibrada, pois para as amostras em que foi possível fazer o pareamento sem substituição (por exemplo, as figuras 3 a 9), se observa uma ótima sobreposição dos grupos, ou seja, a região da matriz **X**, que engloba as características observáveis dos indivíduos tratados também representa as características observáveis dos indivíduos que estão no grupo controle. Cabe ressaltar que todas as estimativas realizadas neste trabalho foram feitas sobre amostras reduzidas.

Posteriormente, foi verificada a plausibilidade da hipótese de independência condicional, sendo estimado o efeito causal do tratamento sobre um pseudorresultado. Para tanto, como variável dependente foi utilizada a variável pré-tratamento “número de filhos em 2003” e como variáveis independentes as mesmas covariadas escolhidas pelo algoritmo de seleção para se estimar o efeito do tratamento na variável de interesse. O único grupo de mulheres em que não foi possível verificar a viabilidade dessa hipótese foi o grupo das mulheres que não tinham filhos em julho de 2009, pois, obviamente, todas as observações tinham valor zero para 2003.

Por meio dos resultados da tabela 16, anexo III, é possível constatar que a hipótese de independência condicional é plausível para poucas amostras (apenas para as amostras cujo coeficiente está em negrito), pois as estimativas ou tiveram valores próximos de zero ou não foram estatisticamente significantes. Por exemplo, para a amostra de mulheres que tinham dois filhos em 2009, com renda familiar *per capita ex-ante* de R\$ 70,01 até R\$ 140,00, o pseudorresultado foi de 0,56 pontos percentuais. Já para as mulheres com renda familiar *per*

capita ex-ante de até R\$ 280,00, o pseudorresultado foi de 0,12 pontos percentuais, com significância de 1%.

A hipótese de independência condicional não se mostra plausível nas demais amostras da tabela 16, pois os valores de ATT indicam efeito do tratamento numa variável que foi determinada antes do Programa. Por exemplo, a amostra das mulheres com dois filhos e renda familiar *per capita ex-ante* de até R\$ 70,00 apresentou um ATT de 3,56 pontos percentuais (significante a 1%). No entanto, em amostras não experimentais, a ausência de evidências da plausibilidade da hipótese de independência condicional não pode ser enquadrada como problema, pois Imbens (2014) também não encontrou na utilização dos dados de Lalonde (1986).

Após a verificação das hipóteses de sobreposição e independência condicional, passou-se à análise da variável objeto do presente estudo. A tabela 17 apresenta os resultados de todas as amostras. Observa-se que o maior valor do ATT foi 2,24 pontos percentuais, ou seja, uma beneficiária do PBF (da categoria “extremamente pobre”) tem probabilidade 2,24 pontos percentuais maior de gerar o segundo filho em comparação com o seu *match* do grupo de controle. Essa diferença de 2,24 pertence justamente à zona de incentivo do Programa, sendo que após o terceiro filho, quando a mulher deixa de ganhar um adicional para cada filho gerado, a diferença é praticamente zero.

Na tabela 17, se observam valores negativos para algumas amostras, o que pode ser um indicativo de que o PBF, para esses casos específicos, gera um desincentivo à fecundidade. Já para a população extremamente pobre (com renda *per capita* de até R\$ 70,00), o efeito do tratamento é positivo para todas as amostras, demonstrando a fragilidade dessa população frente a uma pequena variação na renda (advinda do PBF).

A comparação destes resultados com os outros trabalhos presentes na literatura nacional (Rocha, 2009; Signorini e Queiroz, 2011; Simões e Soares, 2012) fica prejudicada em razão da estratégia de separação dos grupos de controle e tratamento, conforme discutido na introdução deste trabalho.

Com exceção das amostras das mulheres com quatro filhos e com renda *per capita* de até R\$ 140,00 e de até R\$ 280,00, todas as demais estavam devidamente equilibradas nas covariadas. Sendo assim, o acréscimo da fecundidade no limite do terceiro filho é pequeno em todos os casos, pois o maior valor de ATT foi 1,41 pontos percentuais, indicando que, embora os valores de ATT sejam positivos e estatisticamente significativos, os seus valores em nível nacional são baixos, apresentando baixa relevância econômica no que tange ao incentivo da fecundidade em relação às beneficiárias.

Tabela 17 – Efeito do tratamento sobre os tratados (Brasil – faixas de renda)

Existência de filho tido nascido vivo no período de referência de 12 meses anteriores a 31/07/2010 (a variável dependente assume valor igual a um se a mulher teve filho nesse período, e zero caso contrário)					
Renda <i>per capita</i> familiar	0 filhos em 2009 coef/robust SE	1 filho em 2009 coef/robust SE	2 filhos em 2009 coef/robust SE	3 filhos em 2009 coef/robust SE	4 filhos em 2009 coef/robust SE
Até R\$ 70,00	0,0112* (0,0046)	0,0224*** (0,0016)	0,0106*** (0,0013)	0,0002 (0,0009)	0,0011 (0,0017)
Nº de observações	29.397	215.684	240.380	250.095	110.004
De R\$ 70,01 a R\$ 140,00	.	-0,0095*** (0,0027)	0,0141*** (0,0015)	-0,0014*** (0,0009)	-0,0015*** (0,0016)
Nº de observações	.	91.290	184.509	271.876	125.380
De R\$ 140,01 a R\$ 280,00	.	-0,0019** (0,0009)	0,0049*** (0,0007)	-0,0059*** (0,0008)	-0,0006 (0,0011)
Nº de observações	.	434.464	474.456	264.776	146.071
De R\$ 0,00 a R\$ 140,00	.	0,0131*** (0,0013)	0,0091*** (0,0009)	-0,0018*** (0,0006)	-0,0013*** (0,0010)
Nº de observações	.	354.038	465.962	553.528	244.164 [†]
De R\$ 0,00 a R\$ 280,00	.	0,0077*** (0,0008)	0,0005 (0,0005)	0,0022*** (0,0006)	-0,0006 (0,0008)
Nº de observações	.	821.205	1.100.665	654.778	390.226 [†]

Fonte: elaboração própria. Notas: erro padrão robusto entre parênteses; p-valor: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1; o sobrescrito [†] indica a presença de desequilíbrio nas covariadas; as observações em negrito se referem às populações em que após o corte dos valores extremos de *Propensity Score* foi realizado o pareamento sem substituição, para, posteriormente, se estimar o efeito do tratamento. Nas demais, foram realizados apenas o corte dos valores extremos de *pscore*; o corte nas faixas de renda foi feito por meio da renda *per capita* ex-ante, para que além do impacto global (até o limite de elegibilidade ao PBF e duas vezes o limite de elegibilidade), fosse possível se obter o impacto em cada categoria do programa (“pobres” e “extremamente pobres”).

Em razão das disparidades regionais, da heterogeneidade cultural e das diferenças do número de beneficiários do Bolsa Família nas cinco regiões brasileiras (sendo que mais de 50% dos beneficiários residem na região nordeste), optou-se por realizar também a análise da fecundidade em nível regional, cujo resultado é apresentado na tabela 18. Embora haja diferenças regionais, o comportamento em relação à fecundidade foi muito parecido em quase todas as regiões. Os maiores valores de ATT foram encontrados no grupo de mulheres que tinham apenas um filho em julho de 2009.

De acordo com os resultados obtidos, a região Centro-Oeste foi a que obteve o maior valor do efeito, apresentando um ATT de 4,65 pontos percentuais, ou seja, uma beneficiária do Bolsa Família tem probabilidade 4,65 pontos percentuais maior de gerar o segundo filho em comparação com o seu *match* do grupo de controle. Nessa mesma região, para a amostra de mulheres que tinham dois filhos em julho de 2009, o ATT foi de 1,03 pontos percentuais, sendo que após o terceiro filho o efeito do PBF sobre a fecundidade foi praticamente zero (e com baixa significância estatística).

As estimativas apontaram que a região Nordeste, que possui o maior número de beneficiárias, apresentou o segundo maior valor de ATT, cuja magnitude foi de 1,58 pontos percentuais para as mulheres com apenas um filho em 2009. Já para a amostra de mulheres que possuíam dois filhos, o sinal do impacto foi negativo, o que poderia indicar um desincentivo do PBF sobre a fecundidade caso a magnitude do ATT não fosse próxima de zero.

Tabela 18 – Efeito do tratamento sobre os tratados (Regiões do Brasil)

Existência de filho tido nascido vivo no período de referência de 12 meses anteriores a 31/07/2010 (a variável dependente assume valor igual a um se a mulher teve filho nesse período, e zero caso contrário)				
Regiões	1 filho em 07/2009 coef/robust SE	2 filhos em 07/2009 coef/robust SE	3 filhos em 07/2009 coef/robust SE	4 filhos em 07/2009 coef/robust SE
NORTE	0,0107** (0,0047)	0,0030 (0,0030)	-0,0054*** (0,0019)	-0,0026 (0,0027)
Nº de observações	34.323	63.633	82.722	40.278
NORDESTE	0,0158*** (0,0012)	-0,0016** (0,0008)	0,0034*** (0,0007)	-0,0027** (0,0012)
Nº de observações	391.936	445.603	311.262	123.626
CENTRO-OESTE	0,0465*** (0,0089)	0,0103*** (0,0033)	0,0009 (0,0034)	-0,0063 (0,0191)
Nº de observações	10.739	33.016	37.705	12.328
SUDESTE	0,0072** (0,0035)	0,0047*** (0,0016)	-0,0036** (0,0017)	0,0053** (0,0026)
Nº de observações	58.669	141.306	106.983	65.560 [†]
SUL	0,0140*** (0,0049)	0,0063* (0,0032)	0,0027 (0,0029)	0,0228 (0,0451)
Nº de observações	26.208	44.516	39.403	16.575

Fonte: elaboração própria. Notas: erro padrão robusto entre parênteses; p-valor: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1; o sobrescrito † indica a presença de desequilíbrio nas covariadas; as observações em negrito se referem às populações em que após o corte dos valores extremos de *Propensity Score* foi realizado o pareamento sem substituição, para, posteriormente, se estimar o efeito do tratamento. Nas demais, foram realizados apenas o corte dos valores extremos de *p-score*; as estimativas foram realizadas somente para as mulheres com renda *per capita* ex-ante de R\$ 0,00 até R\$ 140,00 (limite de elegibilidade ao PBF).

O valor de ATT para as mulheres com quatro filhos da região Sudeste deve ser desconsiderado, pois a amostra não apresentou equilíbrio nas covariadas. Além disso, essa população violou a hipótese de sobreposição. Para as demais amostras, todas estavam devidamente equilibradas nas covariadas e nenhuma violou a hipótese de sobreposição.

Por fim, em nível regional, o valor mais expressivo do efeito do PBF sobre a fecundidade foi encontrado na Região Centro-Oeste (4,65 pontos percentuais de diferença entre beneficiárias e não beneficiárias). No entanto, embora esse valor de ATT seja positivo e estatisticamente significativo, essa magnitude de efeito distoa dos demais resultados

regionais. Sendo assim, esse valor de ATT apresenta baixa relevância econômica no que tange ao incentivo da fecundidade em relação às beneficiárias.

Em suma, o impacto em cada região foi semelhante ao nacional, ou seja, foi verificado ou a ausência de efeito do Programa sobre a fecundidade, ou valores de ATT muito baixos, pois mesmo que apresentem significância estatística, denotam baixa relevância econômica.

Em razão do trabalho de Berbel (2011), que aponta um incentivo do PBF sobre a fecundidade das beneficiárias com idade entre 16 e 19 anos, surge a necessidade de se verificar a fecundidade por faixas de idade. Assim, foi estimado o efeito médio do tratamento sobre as tratadas em quatro faixas etárias. A primeira faixa é justamente a faixa de idade utilizada por Berbel (2011), a segunda faixa é a mesma adotada pelo Sistema Único de Saúde (SUS) e as duas últimas são combinações das faixas etárias remanescentes das categorias de análise³⁶ do SUS.

Tabela 19 – Efeito do tratamento sobre os tratados (faixas etárias)

Existência de filho tido nascido vivo no período de referência de 12 meses anteriores a 31/07/2010 (a variável dependente assume valor igual a um se a mulher teve filho nesse período, e zero caso contrário)				
Idade	1 filho em 07/2009 coef/robust SE	2 filhos em 07/2009 coef/robust SE	3 filhos em 07/2009 coef/robust SE	4 filhos em 07/2009 coef/robust SE
De 16 a 19 anos	0,0525*** (0,0050)	-0,0171** (0,0079)	0,0145*** (0,0022)	.
Nº de observações	26.346	9.689	1.563	.
De 20 a 24 anos	0,0298*** (0,0029)	-0,0159*** (0,0019)	0,0009 (0,0031)	-0,0057 (0,0071)
Nº de observações	148.640	151.947	51.303	11.511
De 25 a 34 anos	0,0069*** (0,0016)	-0,0014*** (0,0008)	0,0032*** (0,0008)	-0,0007 (0,0014)
Nº de observações	277.465	516.472	347.894	142.535
De 35 a 50 anos	-0,0029 (0,0018)	0,0010* (0,0005)	0,0006 (0,0007)	-0,0021 (0,0012)
Nº de observações	98.131	356.303	230.177 [†]	105.285 [†]

Fonte: elaboração própria. Notas: erro padrão robusto entre parênteses; p-valor: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1; o sobrescrito [†] indica a presença de desequilíbrio nas covariadas; não havia observações suficientes para se calcular o ATT na amostra com faixa etária dos 16 aos 19 anos e quatro filhos; as observações em negrito se referem às populações em que após o corte dos valores extremos de *Propensity Score* foi realizado o pareamento sem substituição, para, posteriormente, se estimar o efeito do tratamento. Nas demais, foram realizados apenas o corte dos valores extremos de *p-score*; as estimativas foram realizadas somente para as mulheres com renda *per capita* ex-ante de R\$ 0,00 até R\$ 140,00 (limite de elegibilidade ao PBF).

As estimativas por faixas de idade apontam algumas semelhanças com os resultados obtidos anteriormente, pois os maiores valores de ATT pertencem ao grupo de mulheres com apenas um filho em 2009. Para esse mesmo grupo, nas duas primeiras faixas etárias, observa-

³⁶ Vide: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/iddb1998/fqa05.htm>.

se que o efeito do tratamento foi de 5,25 e 2,98 pontos percentuais, respectivamente, indicando que o PBF propicia um pequeno incentivo à fecundidade, para as mulheres com apenas um filho. A partir da faixa etária dos 25 anos, esse incentivo praticamente desaparece.

Por fim, o valor positivo mais elevado de ATT foi observado na amostra de mulheres com apenas um filho e na primeira faixa de idade, ou seja, uma beneficiária do PBF com idade entre 16 e 19 anos tem probabilidade 5,25 pontos percentuais maior de gerar o segundo filho em comparação com o seu *match* do grupo de controle.

6.1 Análise de Sensibilidade

A análise de sensibilidade não exclui a possibilidade de que fatores não observáveis existam, mas questiona o “quanto de viés de seleção” deve estar presente para que seja possível aceitar a hipótese nula de ausência de efeito do tratamento. Por meio das informações da tabela 20, se observa que a robustez ao viés de seleção varia entre os resultados das diferentes amostras utilizadas neste estudo. O efeito do tratamento parece ser robusto a uma possível presença de viés de seleção somente para as amostras das mulheres extremamente pobres, pois quanto maior o valor do nível crítico Γ , mais robusta a variável se apresenta.

Para as amostras das mulheres extremamente pobres (renda familiar *per capita ex-ante* de até R\$ 70,00), o nível crítico de Γ é de 1,20, indicando que se as variáveis não observáveis induzirem a uma diferença na razão de probabilidades de receber o tratamento entre as mulheres dos grupos de tratamento e controle por um fator de 1,20, pode-se questionar o efeito positivo das regras do PBF sobre a fecundidade das beneficiárias. De acordo com a tabela 20, a fecundidade das mulheres que possuem apenas um filho em 2009 (com renda *per capita* de R\$ 70,01 a R\$ 140,00) também parece ser robusta à presença de viés de seleção.

No entanto, a fecundidade nas amostras regionais e por faixas etárias (com exceção das mulheres com idade de 16 a 19 anos) aparenta ser menos robusta à presença de variáveis não observáveis, dado que apresentam um valor crítico muito próximo da unidade. Os resultados apontam que em algumas amostras o nível crítico de Γ é igual a 1,10, ou seja, o viés de seleção capaz de gerar dúvidas acerca de um efeito positivo do PBF sobre a fecundidade ocorre quando variáveis não incluídas no modelo respondem por uma diferença de 10% na razão de probabilidades de participação no PBF entre as mulheres dos grupos de tratamento e controle.

Por fim, de acordo com Diprete & Gangl (2004), os limites de Rosenbaum impõem os piores cenários possíveis dos resultados. Sendo assim, um Γ de 1,10 não implica

necessariamente em ausência de efeito do PBF sobre a fecundidade, mas indica que o intervalo de confiança para o efeito do tratamento inclui zero se uma variável não observável causar uma diferença em 1,10 vezes na razão de probabilidades de participação ao tratamento.

Tabela 20 – Análise de sensibilidade para a fecundidade das beneficiárias do PBF

Amostras (Brasil)	Γ	p-crítico	Amostras (Brasil)	Γ	p-crítico
	1	<0,0001		1	<0,0001
1 filho em 2009 e	1,05	<0,0001	2 filhos em 2009 e	1,05	0,000059
renda <i>per capita</i> de	1,10	0,001708	renda <i>per capita</i> de	1,10	0,003329
R\$ 0,00 a R\$ 70	1,15	0,053961	R\$ 0,00 a R\$ 70	1,15	0,051703
	1,20	0,365303		1,20	0,277467
1 filho em 2009 e	1	0,000012	2 filhos em 2009 e	1	0,199961
renda <i>per capita</i> de	1,05	0,000791	renda <i>per capita</i> de	1,05	0,36873
R\$ 70,01 a R\$ 140	1,10	0,015895	R\$ 70,01 a R\$ 140		
	1,15	0,118921			
1 filho em 2009 e	1	0,000632	2 filhos em 2009 e	1	0,000852
renda <i>per capita</i> de	1,05	0,105752	renda <i>per capita</i> de	1,05	0,087346
R\$ 0,00 a R\$ 140			R\$ 0,00 a R\$ 140	1,10	0,377528
Amostras (Regiões)	Γ	p-crítico	Amostras (Regiões)	Γ	p-crítico
1 filho em 2009 e	1	0,194816	2 filhos em 2009 e	1	0,456762
Região Centro-Oeste	1,05	0,321389	Região Centro-Oeste	1,05	0,288455
1 filho em 2009 e	1	0,002957	2 filhos em 2009 e	1	0,000264
Região Nordeste	1,05	0,193479	Região Nordeste	1,05	0,016888
				1,10	0,199703
1 filho em 2009 e	1	0,360906	2 filhos em 2009 e	1	0,472729
Região Norte	1,05	0,148876	Região Norte	1,05	0,282201
1 filho em 2009 e	1	0,184101	2 filhos em 2009 e	1	0,078431
Região Sudeste	1,05	0,501038	Região Sudeste	1,05	0,325982
1 filho em 2009 e	1	0,109938	2 filhos em 2009 e	1	0,172143
Região Sul	1,05	0,277283	Região Sul	1,05	0,371866
Amostras (faixas etárias)	Γ	p-crítico	Amostras (faixas etárias)	Γ	p-crítico
1 filho em 2009 e idade	1	0,023166	2 filhos em 2009 e idade	1	0,381028
de 16 a 19 anos	1,05	0,083677	de 16 a 19 anos	1,05	0,265945
	1,10	0,212503			
1 filho em 2009 e idade	1	0,007291	2 filhos em 2009 e idade	1	0,016214
de 20 a 24 anos	1,05	0,157501	de 20 a 24 anos	1,05	0,156137

Fonte: elaboração própria. Notas: A segunda coluna contém os valores de p^+ para os limites de Rosenbaum; os valores de p-crítico em negrito se referem ao p^- para os limites de Rosenbaum. A ausência de viés de seleção devido a variáveis não observáveis ocorre quando $\Gamma = e^{\gamma} = 1$.

7. Considerações finais

Este trabalho se propôs a investigar um possível incentivo do Programa Bolsa Família ao aumento da fecundidade das beneficiárias, em decorrência do seu desenho pró-natalista. O diferencial deste estudo reside na construção de um contrafactual mais adequado

ao problema de interesse, bem como na análise desse impacto em um maior período de exposição das beneficiárias aos efeitos do PBF, pois os estudos realizados até o momento avaliaram essa questão apenas no período inicial do Programa.

Nesse contexto, Programas Sociais podem ter impactos praticamente imediatos sobre a redução da pobreza, da miséria e da desigualdade, bem como sobre as taxas de matrículas escolares e a oferta de trabalho, mas não sobre a fecundidade. Faz-se necessário um maior período de exposição aos efeitos do Programa para que as beneficiárias assimilem os benefícios da transferência de renda e decidam se vale a pena, ou não, gerar mais um filho para ampliar a renda oriunda do Programa.

Dessa forma, controlando por variáveis observáveis e usando o método de *Propensity Score Matching*, com as técnicas de *matching* propostas por Imbens (2014), foi verificado que o efeito médio do tratamento sobre as tratadas (ATT) é de 1,31 pontos percentuais para as mulheres que tiveram o segundo filho, ou seja, uma beneficiária do PBF tem probabilidade 1,31 pontos percentuais maior de gerar o segundo filho em comparação com o seu *match* do grupo de controle, a um nível de significância de 1%. Para as mulheres que tiveram o terceiro filho, o ATT foi de 0,91 pontos percentuais. No entanto, embora os valores de ATT sejam estatisticamente significantes, os seus valores em nível nacional são baixos, indicando baixa relevância econômica do PBF sobre a fecundidade das beneficiárias nesse âmbito.

Com o intuito de verificar a ocorrência de comportamentos diferentes daqueles encontrados em nível nacional, foram realizadas estimativas por regiões do Brasil (em razão da heterogeneidade cultural). As regiões Centro-Oeste e Nordeste apresentaram os maiores valores válidos de ATT, que correspondem, respectivamente, a 4,65 pontos percentuais e 1,58 pontos percentuais, ou seja, as beneficiárias do Bolsa Família das regiões Centro-Oeste e Nordeste têm, respectivamente, probabilidades 4,65 pontos percentuais e 1,58 pontos percentuais maiores de gerar o segundo filho em comparação com os seus *matches* do grupo de controle.

Os resultados obtidos nas estimativas por faixas etárias são semelhantes aos resultados obtidos nos níveis nacional e regional, pois foi verificado um pequeno incentivo do PBF sobre a fecundidade para as mulheres com apenas um filho. Para esse mesmo grupo de mulheres, observou-se que o efeito médio do tratamento foi de 5,25 pontos percentuais (mulheres com idade de 16 a 19 anos) e 2,98 (mulheres com idade de 20 a 24 anos).

Dessa forma, embora não sejam expressivos, os resultados obtidos neste estudo demandam, por parte dos gestores de políticas públicas, um acompanhamento da fecundidade

das beneficiárias, principalmente das que residem nas regiões Centro-Oeste e Nordeste (em especial para as faixas de idade de 16 a 19 anos e de 20 a 24 anos), haja vista que essas duas regiões representam aproximadamente 56,04% do total de beneficiários³⁷ do Programa Bolsa Família.

Por fim, importante referir que este trabalho ficou limitado às informações oriundas dos filhos nascidos vivos, quando o ideal seria contabilizar também os filhos nascidos mortos e as gravidezes interrompidas ou mal sucedidas. Dessa forma, essa limitação pode acarretar numa subestimação do impacto do PBF sobre a fecundidade das beneficiárias. No entanto, mesmo que estejam subestimados, os resultados com sinal positivo foram consistentes e contrariaram os estudos anteriores, o que pode ter relação com o tempo de exposição aos efeitos do Programa.

Assim, para elucidar essa questão, ficam recomendadas novas pesquisas que possibilitem captar a intenção de engravidar das beneficiárias, contabilizando os filhos nascidos vivos e mortos e as gravidezes interrompidas. Alternativamente, ficam recomendados estudos que avaliem o impacto da Medida Provisória nº 535, de 2 de junho 2011, que alterou o limite de benefícios por filho, passando de 3 BV's para 5 BV's.

³⁷ Vide: https://www.beneficiossociais.caixa.gov.br/consulta/beneficio/04.01.00-00_00.asp.

8. Referências Bibliográficas

Abadie, A., and G. Imbens, (2006), “Large Sample Properties of Matching Estimators for Average Treatment Effects,” *Econometrica*, vol. 74, n°. 1, 235-267.

Abadie, A., and G. Imbens, (2008), “On the Failure of the Bootstrap for Matching Estimators”, *Econometrica*, vol. 76, n°. 6, 1537-1558.

Abadie, A., and G. Imbens, (2012), “Matching on the Estimated Propensity Score”. Harvard University and National Bureau of Economic Research. Disponível em: <<http://www.hks.harvard.edu/fs/aabadie/pscore.pdf>>. Acesso em 14 jul 2014.

Abadie, A., Athey, S., Imbens, G. W. and Wooldridge, J. M. (2014), Finite Population Causal Standard Errors, NBER Working Paper No. 20325, National Bureau of Economic Research.

Abadie, A., D. Drukker, H. Herr, and G. Imbens, (2003), “Implementing Matching Estimators for Average Treatment Effects in STATA,” *The Stata Journal*, 4(3), 290-311.

Alves, J. E. D. (2009). Redução da pobreza e da fecundidade. Disponível em: <http://www.ie.ufrj.br/aparte/pdfs/reducao_da_pobreza_e_da_fecundidade_09ago09.pdf>. Acesso em 14 set 2013.

Becker, G. S. (1960). An economic analysis of fertility. In Coale, A., editor, *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, pages 209–231. Princeton University Press, Princeton, NJ.

Berbel, Cláudio Sztulman (2011). Interações Econômicas Entre Capital Humano e Fecundidade. Tese de Doutorado em Economia, FGV/Rio de Janeiro.

Cacciamali, M. C., Tatei, F. e Batista, N. F. (2008). Impactos do Programa Bolsa Família Federal sobre o trabalho infantil e a frequência escolar. Disponível em: <<http://www.ipc-undp.org/publications/mds/15P.pdf>> Acesso em: 09 set. 2013.

CONSELHO FEDERAL DE MEDICINA - CFM. Resolução n° 2.013/13 – Normas éticas para a utilização das técnicas de reprodução assistida. Disponível em: <<http://portal.cfm.org.br/images/PDF/resoluocfm%202013.2013.pdf>>. Acesso em 28 de abril de 2014.

Costa, Alan A. Borges, e Salvato, Marcio Antônio (2008). Análise do Programa de Transferência de Renda Bolsa Família para o período 2004-2006: impactos sobre pobreza, desigualdade e focalização. Disponível em: <<http://www.ipcundp.org/publications/mds/41P.pdf>> Acesso em: 14 set. 2013.

Crump, R., V. J. Hotz, V. J., G. Imbens, and O. Mitnik, (2008), “Dealing with Limited Overlap in Estimation of Average Treatment Effects,” *Biometrika*.

DIPRETE, T. A.; GANGL, M. Assessing Bias in the Estimation of Causal Effects : Rosenbaum Bounds on Matching Estimators and Instrumental Variables Estimation with Imperfect Instruments. *Sociological Methodology*, v. 34, n. 1, p. 271–310, 2004.

Foguel, M. N.; Barros, R. P. O efeito dos programas condicionais de transferências de renda sobre a taxa de participação no Brasil: uma análise com o painel de municípios da PNAD. In: ANPEC: XXXVI ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 2008. Disponível em: Acesso em: 09 nov. 2013.

Glewwe, P. & Kassouf, A. L. (2008). O impacto do programa bolsa família no total de matrículas do ensino fundamental, taxas de abandono e aprovação. Prêmios de Gestão e Estudo do MDS. Disponível em: <http://www.ipcundp.org/publications/mds/11P.pdf> . Acesso em: 02 out. 2013.

Imbens, Guido W. and Jeffrey M. Wooldridge. 2009. Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature* 47, no. 1: 5-86.

Imbens, Guido W. (2014): Matching Methods in Practice: Three Examples, NBER Working Paper No. 19959, National Bureau of Economic Research.

Lalonde, R.J., (1986), “Evaluating the Econometric Evaluations of Training Programs with Experimental Data,” *American Economic Review*, 76, 604-620.

Lamadrid-Figueroa, H., Ángelesa, G., Mroz, T., Urquieta-Salomón, J., Hernández-Prado, B., Cruz-Valdez, A., & Téllez-Rojo, M. M. (2010). Heterogeneous impact of the social programme Oportunidades on use of contraceptive methods by young adult women living in rural areas. *Journal of Development Effectiveness*, 2:74–86.

Leichsenring, Alexandre R. (2010). Precariedade laboral e o programa bolsa família. In: CASTRO, J.A. MODESTO, L (Org.). *Bolsa Família 2003-2010: avanços e desafios*. Brasília: Ipea, vol. 1, p.p. 271-300, 2010.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL E COMBATE À FOME. Programa Bolsa Família. Disponível em: <<http://www.mds.gov.br/bolsafamilia>> Acesso em 02 jul. 2013.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. Estudo de Mortalidade Materna de Mulheres de 10 a 49 anos com ênfase na Mortalidade Materna. Relatório Final. Organização LAURENTI, Ruy et al (2006). Disponível em: <http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/cd11_03estudo_mortalidade_mulher.pdf>. Acesso em 28/04/2014.

Miranda, A. (2003). Socio-economic characteristics, completed fertility, and the transition from low to high order parities in México. Technical report, Economics Department, University of Warwick.

Parker, S. W., and E. Skoufias. 2000. “The Impact of PROGRESA on Work, Leisure, and Time Allocation.” Final Report, International Food Policy Research Institute.

Rocha, R. (2009). Programas condicionais de transferência de renda e fecundidade: Evidências do bolsa família. In *Brazilian Meeting of Econometrics, North America*. Disponível em: <http://virtualbib.fgv.br/ocs/index.php/sbe/EBE09/paper/view/1104>. Acesso em: 28 set. 2013.

Rosenbaum, P. R. Attributing to Treatment in Matched Observational Studies. *Journal of the American Statistical Association*, v. 97, n. 457, p. 183–192, 2002.

Rosenbaum, P. R. *Design of observational studies*. New York: Springer, 2010. 1–382 p. ISBN 9781441912121.

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

Santos, Cristiane Márcia (2011). Participação no mercado de trabalho entre elegíveis ao Programa Bolsa Família no Estado de Minas Gerais. Disponível em: <<http://www.poseconomia.ufv.br/docs/Artigo%20Profa%20Cristiane%20M%20Santos.pdf>> Acesso em: 01 jul. 2011.

Signorini, B. A. & Queiroz, B. L. (2011). The impact of bolsa família program in the beneficiary fertility. Texto para Discussão 439, Cedeplar.

Simões, Patrícia & Soares, Ricardo Brito (2012). Efeitos do Programa Bolsa Família na Fecundidade das Beneficiárias. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v.66 n.4 / p.445–468, out-dez 2012.

Soares, F. V., Ribas, R. P., e Osório, R. G. (2007). Evaluating the Impact of Brazil's Bolsa Família: Cash Transfer Programmes in Comparative Perspective. Disponível em: <<http://www.ipc-undp.org/pub/IPCEvaluationNote1.pdf>> Acesso em: 01 jul. 2013.

Soares, Sergei, e Sátyro, Natália (2010). O programa bolsa família: desenho institucional e Possibilidades futuras. In: CASTRO, J.A. MODESTO, L (Org.). *Bolsa Família 2003-2010: avanços e desafios*. Brasília: Ipea, vol. 1, p.p. 27-55, 2010.

Soares, F. V., Soares S., Medeiros M., e Osório, R. G. (2006). Cash Transfer Programmes in Brazil: impacts on inequality and poverty. Disponível em: <<http://www.ipc-undp.org/pub/IPCWorkingPaper21.pdf>> Acesso em: 02 jul. 2013.

Souza, André Portela (2011). Políticas de Distribuições de Renda no Brasil e o Bolsa-Família. C-Micro Working Paper No.1/2011. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/8251/TD%20281%20-%20C-Micro%2001%20%20Andr%C3%A9%20Portela.pdf?sequence=1>> Acesso em: 08 set. 2013.

Souza, A. P., Oliveira, P. P., Duarte, J., Pereira, L. F. V. N., Gadelha, S. R. B. (2013). Uma Análise dos Determinantes da Focalização do Programa Bolsa Família. Disponível em: <http://www.cepal.org/ofilac/noticias/paginas/9/49309/Brito_paper.pdf> Acesso em: 15 nov. 2014.

Skoufias, E. 2001. "PROGRESA and its Impacts on the Human Capital and Wefare 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.

Tavares, Priscilla A. (2010). Efeito do Programa Bolsa Família sobre a oferta de trabalho das mães. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 19, n. 3 (40), p. 613-635, dez. 2010.

Teixeira, Clarissa Gondim (2008). Análise do impacto do Programa Bolsa Família na oferta de trabalho dos homens e mulheres. Disponível em: <<http://www.ipcundp.org/publications/mds/27P.pdf>> Acesso em: 14 ago. 2013.

Todd, J. E., Winters, P., & Stecklov, G. (2011). Evaluating the impact of conditional cash transfer programs on fertility: The case of the Red de Protección Social in Nicaragua. *Journal of Population Economics*, 25:267–290.

Todd, J. E. & Wolpin, K. I. (2006). Assessing the impact of a school subsidy program in Mexico: Using a social experiment to validate a dynamic behavioral model of child schooling and fertility. *American Economic Review*, 96:1384–1417.

Yap, Yoon-Tien; Sedlacek, Guilherme; Orazem, Peter F. (2002). "Limiting Child Labor Through Behavior-Based Income Transfers: An Experimental Evaluation of the PETI Program in Rural Brazil." Disponível em: <http://grupobid.org/res/publications/pubfiles/pubS-223.pdf>. Acesso em: 10/11/2013.

ANEXO I

Prova das proposições do modelo teórico

Primeiramente, é preciso definir que a derivada de BV em relação à n é igual a zero, quando n é igual a zero. Outras condições do modelo são:

$$\frac{\partial p}{\partial n} = p_n ; \quad \frac{\partial BF}{\partial j} > 0 ; \quad \frac{\partial BF}{\partial k} > 0 ; \quad \frac{\partial U(0, Z)}{\partial n} = 0$$

Prova da Proposição 1:

As famílias desejam maximizar a sua utilidade sujeita a restrição orçamentária:

$$\begin{aligned} & \text{Max } U(n, Z) \\ & \text{s.a} \\ & p(n, \theta)n + \pi Z = R + BF(j, k, Y, \theta) \end{aligned}$$

Montando o Lagrangeano.

$$L = U(n, Z) + \lambda [R + BF(j, k, Y, \theta) - p(n, \theta)n - \pi Z]$$

$$L_n = U_n = \lambda \left[p_n n + p(n, \theta) - BF_j(1 - \theta)\bar{j} - BF_k \bar{\theta} \bar{k} + BF_Y \frac{R}{(n + c)^2} \right] \quad (1)$$

$$L_Z = U_Z = \lambda \pi \quad (2)$$

$$L_\lambda = p(n, \theta)n + \pi Z = R + BF(j, k, Y, \theta) \quad (3)$$

Dividindo (1) por (2) e fazendo:

$$\phi = BF_j(1 - \theta)\bar{j} + BF_k \bar{\theta} \bar{k} - p(n, \theta) - BF_Y \frac{R}{(n + c)^2}$$

$$\frac{U_n}{U_Z} = \frac{np_n - \phi}{\pi}$$

Para uma pequena variação de n , isto é, $\Delta n = 1$, por simplicidade, assume-se que o efeito em $BF_Y \cong 0$. Deste modo se chega à equação de n :

$$n = \frac{1}{p_n} \left(\frac{\pi U_n}{U_Z} + \phi \right) \quad (4)$$

Para uma variação maior no número de filhos, não se pode desprezar o efeito em BF_Y , de tal modo que:

$$\hat{\phi} = BF_j(1 - \theta)\bar{j} + BF_k \bar{\theta} \bar{k} - p(n, \theta)$$

Então tem-se que:

$$\frac{U_n \pi}{U_z} + \hat{\phi} = np_n + BF_Y \frac{R}{(n+c)^2}$$

Fazendo $\frac{U_n \pi}{U_z} + \hat{\phi} = x$

$$x = np_n + BF_Y \frac{R}{(n+c)^2}$$

$$x(n+c)^2 = n(n+c)^2 p_n + BF_Y R$$

$$(np_n - x)(n+c)^2 = -BF_Y R$$

$$(np_n - x)(n+c) = -BF_Y Y$$

$$n^2 p_n + nc - xn - xc = -BF_Y Y$$

$$n^2 p_n + n(c-x) + BF_Y Y = 0$$

Solucionando a equação quadrática:

$$n = \frac{(x-c)}{2p_n} \pm \sqrt{(c-x)^2 - 4BF_Y Y} \quad (4')$$

Note que em (4') n depende da renda *per capita* da família. Em outras palavras, não se consegue isolar o efeito dessa variável.

Inserindo essa equação em (3) tem-se que:

$$Z = \frac{1}{\pi} [R + BF - np] \quad (5)$$

c.q.d

Prova da Proposição 2:

Inserindo a equação (1) na equação (2):

$$\frac{U_n}{U_z} = \frac{np_n - \phi}{\pi}$$

Note que se n aumenta p_n cai e ϕ aumenta. No limite, o custo de troca entre os dois bens é zero, mas quando n cresce fica mais caro em termos de utilidade trocar um filho pelo consumo de outros bens.

c.q.d

Prova da Proposição 3:

Para esse caso, se deseja estimar o benefício marginal do nascimento do primeiro filho. Primeiramente, suponha que a família se enquadre na categoria de renda “extremamente pobre”. Nesse caso, deve-se supor que $n = n_{\min}$ e tomando-se o diferencial da função de benefício do Programa Bolsa Família para um, $\Delta n = 1$. Deste modo, tem-se que:

$$BF^* \cong BF_{n_{\min}} + \Delta n \sum \frac{\partial BF}{\partial n}(n_{\min})$$

Com exceção da variação da renda *per capita*, todas as derivadas da função de benefício são iguais a zero nesse ponto então teremos que:

$$BF^* \cong 77 + \Delta n \frac{\partial BF}{\partial Y} \frac{\partial Y}{\partial n}(n_{\min})$$

E sabemos que:

$$\frac{\partial BF}{\partial Y} \frac{\partial Y}{\partial n}(n_{\min}) = -\frac{\partial BF}{\partial Y} \frac{R}{(n+c)^2} = -\frac{\partial BF}{\partial Y} \frac{R}{c^2}$$

Então teremos que:

$$BF^* \cong 77 - \frac{\partial BF}{\partial Y} \frac{R}{c^2}$$

Por construção (decorrente do grupo de renda familiar) sabemos que:

$$77 > \frac{\partial BF}{\partial Y} \frac{R}{c^2}$$

Em outras palavras, o primeiro filho reduz a renda *per capita* da família. Sendo a família da categoria dos “extremamente pobres”, sua renda cairá ainda mais, corroborando o resultado acima. Formalmente temos que:

$$BF^* > 0$$

c.q.d

Prova da Proposição 4:

Suponha que o número de filhos da família está quase no limite de $n_{\max}$. Nesse caso, pode-se dizer que:

$$\lim_{n \rightarrow n_{\max}} \phi = BF_j (1 - \theta) n_{\max} + BF_K \theta n_{\max} - p(n_{\max}, \theta) - BF_Y \frac{R}{(n_{\max} + c)^2}$$

A equação acima pode ser escrita do seguinte modo:

$$\lim_{n \rightarrow n_{\max}} \phi = -p(n_{\max}, \theta) + \sum \frac{\partial BF}{\partial n}(n_{\max})$$

Note que o termo $\sum \frac{\partial BF}{\partial n}(n_{\max}) \rightarrow 0$ e a função de custos do nascimento de filhos decresce à medida que $n \rightarrow n_{\max}$, ou seja, marginalmente o acréscimo de benefício tende a zero dado o nascimento de mais filhos. Desta forma, a escolha da família pelo nascimento de uma nova criança não é mais relacionada com a renda advinda do programa.

c.q.d

ANEXO II

Decomposição da variável V0657 do Censo brasileiro de 2010

Neste trabalho, foram utilizados os dados do Censo 2010 do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), por se tratar da última fonte aberta de dados em nível domiciliar que aborda ambos os Programas: Bolsa Família e PETI. Em 2010, foram selecionados em todo o território nacional 6.192.332 domicílios para responder ao Questionário da Amostra (representando uma amostra de 10,7% da totalidade do País). Nesses domicílios foram levantadas as informações para todos os seus moradores, totalizando 20.635.472 pessoas³⁸. No Censo 2010, a possibilidade de identificação desses programas vem da variável V0657, cuja pergunta foi: “Em julho de 2010, tinha rendimento mensal habitual de Programa Social Bolsa Família ou Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI)?”.

Para que se possa identificar e separar quem recebe os benefícios do PBF de quem recebe os benefícios do PETI, é necessário realizar o tratamento dessa variável. Para tanto, foi adotada uma estratégia de decomposição da variável V0657 em duas variáveis: “PBF” e “PETI”. Essa decomposição só foi possível devido: i) às regras de ingresso aos Programas (as quais não permitem o recebimento de ambos os benefícios); ii) aos valores de transferência de cada programa (que são diferentes)³⁹; iii) à existência da variável V6591 (cuja pergunta foi: “Em julho de 2010 qual foi o valor total deste(s) rendimento(s)?”) e iv) à identificação dos municípios PETI e dos municípios não-PETI em 2010.

A correta compreensão da estratégia adotada neste estudo passa pelo entendimento das regras de ingresso de ambos os programas. Dessa forma, em 2010, o PBF transferia recursos financeiros para famílias com renda *per capita* de até R\$ 140,00, que possuíam filhos com idade de até 17 anos. Os valores dos benefícios, em 2010, variavam de R\$ 22,00 a R\$ 200,00 de acordo com o número de filhos (as regras já foram abordadas na seção 2).

Em 2010, o PETI transferia recursos financeiros para famílias que auferiam renda *per capita* de R\$ 140,01 até ½ salário mínimo, que possuíam filhos com idade de até 15 anos, em atividade de trabalho precoce⁴⁰, nas zonas urbana e rural. Os valores mensais das

³⁸ Vide Censo Demográfico 2010 - características gerais da população, religião e pessoas com deficiência: ftp://ftp.ibge.gov.br/Censos/Censo_Demografico_2010/Caracteristicas_Gerais_Religiao_Deficiencia/caracteristicas_religiao_deficiencia.pdf.

³⁹ Em 2010, existe apenas uma coincidência de valores em ambos os Programas: o valor de R\$ 200,00. Nesse caso, a separação/identificação dos beneficiários foi feita por meio do número de filhos de até 15 anos.

⁴⁰ No entanto, em conformidade com a Lei nº 10.097/2000, é resguardado o trabalho na condição de aprendiz a partir de 14 anos.

transferências do PETI eram de R\$ 25,00 (para a zona rural e cidades com menos de 250.000 habitantes) e de R\$ 40,00 (para capitais, regiões metropolitanas e cidades com 250.000 habitantes ou mais) por filho. Esses valores são repassados às famílias em substituição aos rendimentos do trabalho infantil.

Em 2005, houve a integração⁴¹ do PETI com o Programa Bolsa Família, a qual não objetivou a extinção do PETI, mas focou na sinergia dos dois programas para combater a pobreza e erradicar o trabalho infantil. Com a integração, além de se obter um melhor controle da população alvo (através da inclusão de todas as famílias beneficiárias no Cadastro Único), evita-se a duplicidade de pagamento de benefícios financeiros⁴².

Em 2010, as famílias que tinham filhos de até 15 anos eram selecionadas ao PBF ou ao PETI de acordo com a tabela 2 (critério de renda familiar *per capita*). Por exemplo, uma família da categoria “pobre” que possuísse 03 filhos de até 15 anos e nenhum filho de 16 ou 17 anos, era inserida no PBF e recebia o valor de R\$ 66,00. Por outro lado, a família que auferia renda *per capita* de R\$ 140,01 até ½ salário mínimo, e possuísse 03 filhos de até 15 anos (em situação de trabalho infantil) e nenhum filho de 16 ou 17 anos, era inserida no PETI e recebia o valor de R\$ 75,00 (caso morasse em zona rural ou em zona urbana em cidades com menos de 250.000 habitantes) ou R\$ 120,00 (caso morasse em zona urbana de capitais, regiões metropolitanas ou cidades com 250.000 habitantes ou mais).

A fim de se possibilitar a detecção dos impactos advindos exclusivamente do PBF, optou-se por excluir da amostra as famílias que percebiam acumuladamente recursos de quaisquer outros Programas Sociais ou de transferência de renda. Assim, foram excluídas da amostra todas as famílias que responderam “sim” à pergunta da variável V0658 (Em julho 2010, tinha rendimento mensal habitual de outros programas sociais ou de transferências?). A exclusão dessas famílias é fundamental, pois, caso não fosse feita, não seria possível identificar se o impacto que está sendo observado é causado pelo Programa de interesse deste estudo (PBF) ou por outro Programa do Governo.

Outra variável relevante para a decomposição é a V0659 (cuja pergunta foi: Em julho de 2010, tinha rendimento mensal habitual de outras fontes (juros de poupança, aplicações financeiras, aluguel, pensão, aposentadoria de previdência privada, etc)?). Assim, como um dos critérios da identificação dos beneficiários foi através do valor declarado na variável

⁴¹ A integração do Programa Bolsa Família com o PETI foi regulamentada pela Portaria nº 666, de 28 de dezembro de 2005. Vide: http://www.mpggo.mp.br/portal/arquivos/2013/05/14/11_18_16_239_PETI_Portaria_n%C2%BA_666_de_28_de_dezembro_de_2005.pdf.

⁴² O Relatório de Auditoria do Tribunal de Contas da União - TCU (TC nº 000.947/2005-7) tinha verificado a existência de famílias que recebiam ambos os benefícios, Bolsa Família e PETI. Dessa forma, o TCU sugeriu que houvesse a integração dos Programas PBF e PETI, o que ocorreu ainda em 2005.

V6591, tornou-se necessário excluir da amostra todas as famílias que responderam “sim” à pergunta da variável V0659. Tal corte foi necessário, para evitar equívocos na identificação dos beneficiários de cada programa (PBF ou PETI).

Por fim, é imprescindível saber que, em 2010, o Programa Bolsa Família estava presente em todas as cidades brasileiras e que o PETI estava presente em apenas 2.966 cidades. Logo, existiam municípios PETI e municípios não-PETI. Dessa forma, nos municípios não-PETI, todas as famílias que responderam “sim” à pergunta da variável V0657 foram identificadas como beneficiárias do Programa Bolsa Família. Nos municípios PETI, a identificação se deu através da decomposição apresentada na Figura 2.

O resultado da decomposição da variável V0657 encontra-se na tabela 3. De acordo com o Censo de 2010, 1.327.893 domicílios declararam ter beneficiários dos Programas PBF ou PETI. Destes, 1.246.776 eram beneficiários exclusivos do PBF ou PETI, ou seja, não recebiam valores de qualquer outro programa de transferência de renda. A maior concentração de beneficiários encontra-se no nordeste (662.545 famílias que representam mais de 50% do total de beneficiários).

Por fim, embora seja possível decompor a variável V0657, essa estratégia nos permite separar e identificar apenas parte dos beneficiários de cada programa, deixando uma razoável proporção de famílias sem identificação (coluna seis da tabela 3). Por exemplo, em nível nacional, essa estratégia consegue separar e identificar apenas 77,47% (965.921 famílias) do total de beneficiários exclusivos (1.246.776 famílias). Assim, em razão da forma como foi elaborada a pergunta da variável V0657 no questionário do Censo 2010, ficamos restritos à amostra oriunda da decomposição realizada nesta seção, para identificarmos os beneficiários do Programa Bolsa Família e do PETI e atingirmos os objetivos deste trabalho.

ANEXO III

FIGURAS E TABELAS

Tabela 2 – Valores dos benefícios transferidos às famílias, em 2010, conforme o Programa.

		Renda familiar <i>per capita</i> de até R\$ 140,00						Renda familiar <i>per capita</i> de R\$ 140,01 até ½ salário mínimo	
		PBF						PETI	
		Extremamente pobres (renda de até R\$ 70)			Pobres (renda de R\$ 70,01 a R\$ 140)			Zona Rural ou Zona Urbana de cidades com menos de 250 mil habitantes	Zona Urbana de capitais, regiões metropolitanas e cidades com 250 mil hab. ou mais
		nº de filhos de 16 ou 17 anos			nº de filhos de 16 ou 17 anos				
		00	01	02	00	01	02		
Número de filhos de até 15 anos	00	68,00	101,00	134,00	-	33,00	66,00	-	-
	01	90,00	123,00	156,00	22,00	55,00	88,00	25,00	40,00
	02	112,00	145,00	178,00	44,00	77,00	110,00	50,00	80,00
	03	134,00	167,00	200,00	66,00	99,00	132,00	75,00	120,00
	04	-	-	-	-	-	-	100,00	160,00
	05	-	-	-	-	-	-	125,00	200,00
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	n	-	-	-	-	-	-	n * R\$ 25,00	n * R\$ 40,00

Fonte: MDS/CEF; (elaboração própria). Nota: O PETI não transfere renda para as famílias sem filhos e não há valores destinados para filhos com mais de 15 anos

Tabela 3 – Resultado da decomposição da variável V0657 do CENSO 2010

REGIÃO	Total de famílias beneficiárias (V0657)		Total de famílias identificadas**		Total de famílias não identificadas (missing)
	(PBF ou PETI)*	(PBF ou PETI)**	PBF	PETI	
NORTE	142.482	134.937	87.683	3.930	43.324
NORDESTE	693.292	662.545	517.082	9.934	135.529
CENTRO-OESTE	76.477	70.117	41.486	3.431	25.200
SUDESTE	289.481	263.346	204.562	6.202	52.582
SUL	126.161	115.831	88.422	3.189	24.220
BRASIL	1.327.893	1.246.776	939.235	26.686	280.855

Fonte: Censo 2010 (elaboração própria). *Não exclusivos: são beneficiários do PBF ou PETI que podem estar recebendo simultaneamente benefícios de outros programas sociais. **Exclusivos: são beneficiários do PBF ou PETI que não recebem benefícios de qualquer outro programa social.

Tabela 4 – Teste da razão de verossimilhança (LR) para a seleção sequencial de entrada das covariadas lineares

Nº filhos em 2003	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
renda per capita	585,05	851,46	353,72	265,07	-	-	-	-	-	-	-	-	-
baixa instrução	1716,13	1311,07	687,84	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ens. fund. Completo	18,59	9,10	3,68	236,12	215,17	-	-	-	-	-	-	-	-
ens. Médio completo	1089,46	990,57	492,81	89,87	74,96	207,88	-	-	-	-	-	-	-
Idade	3,70	12,72	73,13	48,84	63,46	96,08	113,92	-	-	-	-	-	-
Branco	393,57	51,09	70,26	57,26	55,32	48,61	44,37	55,60	58,49	65,77	-	-	-
Casada	358,96	271,86	37,83	33,93	47,51	41,47	38,71	65,66	-	-	-	-	-
chefe de domicílio	205,62	110,41	0,00	0,16	0,14	0,00	0,04	1,07	20,15	22,59	21,31	-	-
densidade de pessoas por cômodos	315,45	23,20	20,54	49,76	65,20	81,00	85,55	55,93	59,38	-	-	-	-
urbana	5248,71	3373,27	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
energia elétrica	209,29	99,71	0,24	1,55	5,73	6,87	7,02	5,00	4,94	2,55	2,85	2,60	2,56
aposentado/pension.	15,41	25,28	21,79	34,38	14,21	15,39	15,01	27,47	19,22	16,49	16,72	17,33	-
<i>dummies</i> de estado	15597,90	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Nota: População de mulheres que tinham um filho em 2009 e renda *per capita* de até R\$ 280,00. O valor mais elevado de LR está em negrito. Em cada teste, a variável com maior valor de LR era selecionada ao modelo e novas regressões logísticas eram realizadas com as variáveis remanescentes até que todas as variáveis úteis para aquela amostra fossem selecionadas.

Tabela 5 – Estatísticas descritivas: mulheres com um filho em 2009 e renda *per capita ex-ante* de R\$ 0,00 a R\$ 140,00

Covariadas	AMOSTRA TOTAL			AMOSTRA PAREADA		
	PBF=0 Média	PBF=1 Média	Diferença normalizada	PBF=0 média	PBF=1 Média	Diferença normalizada
nº de filhos em 2003	0,3064	0,3431	0,0554	0,2797	0,3193	0,0611
urbana	0,6622	0,4756	-0,2618	0,4851	0,518	0,0465
baixa instrução	0,4528	0,5636	0,1557	.	.	.
renda <i>per capita ex-ante</i>	40,11	48,38	0,115	35,45	36,13	0,0117
ensino fund. completo	0,2399	0,2387	-0,0020	.	.	.
ensino médio completo	0,2583	0,1924	-0,1112	.	.	.
idade	27,52	27,89	0,0374	26,96	27,53	0,0597
casada	0,8207	0,8618	0,0794	0,8331	0,8489	0,0305
densidade de pessoas por cômodos	0,3276	0,2575	-0,0846	0,2963	0,2742	-0,0271
branco	0,3971	0,3084	-0,1307	.	.	.
chefe do domicilio	0,339	0,3084	-0,0462	0,317	0,3262	0,0138
aposentado/pensionista	0,0320	0,0192	-0,0575	0,0146	0,0133	-0,0075
energia elétrica	0,9589	0,9569	-0,0069	.	.	.
renda pcta. X renda pcta.	4,242	4,806	0,0642	2,979	3,006	0,0043
idade X idade	812,8	821,1	0,0135	772,1	803	0,0532
idade X baixa inst.	12,14	16,11	0,1867	.	.	.
renda pcta. X idade	1,063	1,344	0,1363	.	.	.
renda pcta. X apos/pens.	2,288	1,884	-0,0187	.	.	.
renda pcta. X casada	34,46	44,02	0,1346	30,25	33,11	0,0495
renda pcta. X urbana	25,62	26,05	0,0068	18,99	19,3	0,0062
idade X urbana	18,83	13,41	-0,2506	.	.	.
idade X branco	11,52	8,77	-0,1347	.	.	.
idade X ensino fund.	6,258	6,263	0,0003	.	.	.
idade X casada	22,13	23,63	0,0903	.	.	.
idade X ensino médio	7,483	5,363	-0,1219	.	.	.
renda pcta. X ensino médio	9,105	10,11	0,0233	.	.	.
densidade X densidade	0,4988	0,3579	-0,0649	0,4336	0,3932	-0,0187
idade X energ. elétrica	26,55	26,75	0,0159	.	.	.
densidade X branco	0,0918	0,0656	-0,0587	.	.	.
densidade X idade	7,936	6,639	-0,0623	.	.	.
idade X apos/pens.	0,9732	0,5752	-0,0569	0,4327	0,3951	-0,0074
renda pcta. X branco	13,83	15,41	0,0311	.	.	.
densidade X urbana	0,2034	0,1318	-0,1102	.	.	.
renda pcta. X densidade	15,8	12,79	-0,0486	10,09	9,676	-0,0093
renda pcta. X ensino fund.	10,32	11,89	0,0347	.	.	.
renda pcta. X baixa inst.	20,11	26,12	0,1004	.	.	.
densidade X baixa inst.	0,1931	0,1588	-0,0496	.	.	.
filhos2003 X urbana				0,156	0,1824	0,0496
filhos2003 X chefe domic.				0,1147	0,1265	0,0255
N	63.114	43.150		26.417	26.417	

Fonte: elaboração própria. Nota: as variáveis que não foram escolhidas pelo algoritmo, em cada amostra, estão representadas por “ponto”. A ordem das variáveis desta tabela não corresponde à ordem das variáveis escolhidas pelo algoritmo de seleção.

Tabela 6 – Estatísticas descritivas: mulheres com dois filhos em 2009 e renda *per capita ex-ante* de R\$ 0,00 a R\$ 140,00

Covariadas	AMOSTRA TOTAL			AMOSTRA PAREADA		
	PBF=0 média	PBF=1 Média	Diferença normalizada	PBF=0 média	PBF=1 média	Diferença normalizada
nº de filhos em 2003	1,177	1,165	-0,0104	1,089	1,135	0,0409
urbana	0,6821	0,4849	-0,2774	0,5486	0,591	0,0605
baixa instrução	0,544	0,7033	0,2294	0,6576	0,6386	-0,0282
ensino fund. completo	0,2082	0,182	-0,0467	.	.	.
ensino médio completo	0,2049	0,1105	-0,1816	.	.	.
aposentado/pensionista	0,0512	0,0289	-0,0801	0,0407	0,0376	-0,0114
branco	0,4093	0,2929	-0,1711	0,322	0,3267	0,0071
renda <i>per capita ex-ante</i>	58,88	44,11	-0,2013	50,85	50,66	-0,0027
chefe do domicílio	0,3223	0,3106	-0,0177	.	.	.
idade	32,14	31,18	-0,0983	30,76	31,17	0,0424
energia elétrica	0,9682	0,9562	-0,0445	.	.	.
densidade de pessoas por cômodos	.	.	.	0,504	0,4905	-0,0130
densidade X densidade	.	.	.	0,8167	0,7434	-0,0209
densidade X baixa inst.	.	.	.	0,366	0,3311	-0,0371
renda pcta. X renda pcta.	6,662	3,913	-0,2975	5,034	4,883	-0,0183
idade X idade	1,086	1,014	-0,1125	993,2	1,018	0,0393
idade X urbana	22,37	15,16	-0,298	.	.	.
idade X branco	13,74	9,337	-0,1903	.	.	.
idade X chefe domic.	10,52	9,805	-0,0327	.	.	.
renda pcta. X urbana	40,04	24,53	-0,2218	30,2	30,91	0,0109
renda pcta. X branco	.	.	.	15,74	16,74	0,0195
filhos2003 X apos/pens.	0,0708	0,0379	-0,076	.	.	.
filhos2003 X idade	41,73	39,38	-0,0548	.	.	.
renda pcta. X baixa inst.	33,67	29,95	-0,0564	32,58	32,8	0,0035
idade X apos/pens.	1,768	0,9525	-0,0844	.	.	.
renda pcta. X chefe domic.	17,08	11,64	-0,1094	.	.	.
renda pcta. X filhos2003	67,46	52,17	-0,129	.	.	.
filhos2003 X chefe domic.	0,4008	0,3786	-0,0216	.	.	.
filhos2003 X ens. médio	0,2503	0,1193	-0,1747	.	.	.
N	66.529	61.070		33.122	33.122	

Fonte: elaboração própria. Nota: as variáveis que não foram escolhidas pelo algoritmo, em cada amostra, estão representadas por “ponto”. A ordem das variáveis desta tabela não corresponde à ordem das variáveis escolhidas pelo algoritmo de seleção.

Tabela 7 – Estatísticas descritivas: mulheres com três filhos em 2009 e renda *per capita ex-ante* de R\$ 0,00 a R\$ 140,00

Covariadas	AMOSTRA TOTAL			AMOSTRA REDUZIDA		
	PBF=0 média	PBF=1 Média	Diferença normalizada	PBF=0 média	PBF=1 média	Diferença normalizada
nº de filhos em 2003	2,089	2,07	-0,0142	2,079	2,069	-0,0075
renda <i>per capita ex-ante</i>	67,21	59,15	-0,1131	67,82	59,11	-0,1223
idade	33,40	32,38	-0,1154	33,25	32,37	-0,1004
urbana	0,6725	0,5067	-0,235	0,667	0,5064	-0,2276
baixa instrução	0,6516	0,7712	0,1849	0,6628	0,7717	0,1698
ensino fund. completo	0,1824	0,149	-0,0633	0,1848	0,1491	-0,0676
branco	0,3619	0,2698	-0,1394	0,3546	0,2696	-0,1292
ensino médio completo	0,1416	0,0756	-0,1491	0,1399	0,0754	-0,1464
casada	0,8247	0,8789	0,1076	0,8272	0,8793	0,1039
chefe de domicílio	0,3491	0,3193	-0,0446	0,3473	0,319	-0,0424
energia elétrica	0,9609	0,9535	-0,0261	0,9603	0,9535	-0,0238
densidade de pessoas por cômodos	0,7564	0,7517	-0,0045	0,7678	0,7518	-0,0154
aposentado/pensionista	0,0649	0,0480	-0,0517	0,0639	0,0480	-0,0491
renda pct. X renda pct.	7.254	5.780	-0,1633	7.310	5.774	-0,1702
idade X idade	1.158	1.083	-0,1257	1.147	1.082	-0,1099
idade X urbana	22,76	16,36	-0,2615	22,44	16,35	-0,2502
renda pct. X apos/pens.	5,933	4,436	-0,0459	5,956	4,43	-0,0468
idade X baixa inst.	21,53	25,04	0,1566	21,90	25,05	0,1419
renda pct. X idade	2.245	1.925	-0,1291	2.260	1.923	-0,1367
densidade X branco	0,226	0,1861	-0,0585	0,2288	0,1862	-0,0624
renda pct. X casada	54,94	53,71	-0,0169	55,73	53,73	-0,0278
densidade X ensino médio	0,0766	0,0475	-0,0743	0,0775	0,0474	-0,0764
renda pct. X ener. elétrica	65,63	57,47	-0,1131	66,21	57,44	-0,1219
renda pct. X densidade	50,06	43,17	-0,0734	50,82	43,16	-0,0816
densidade X idade	23,97	23,45	-0,016	24,31	23,45	-0,0267
filho2003 X idade	73,80	70,27	-0,0641	73,13	70,23	-0,0528
densidade X baixa inst.	0,5379	0,5911	0,0514	0,5472	0,5912	0,0426
densidade X ensino fund.	0,135	0,1103	-0,0437	0,1369	0,1104	-0,0467
renda pct. X filho2003	141,50	123,70	-0,0959	142,50	123,60	-0,1019
idade X energia elétrica	32,24	30,95	-0,1016	32,08	30,94	-0,0895
idade X apos/pens.	2,28	1,631	-0,0563	2,231	1,629	-0,0527
renda pct. X urbana	47,58	34,66	-0,175	47,87	34,61	-0,1796
renda pct. X branco	24,09	17,06	-0,1183	24,15	17,03	-0,1199
filhos2003 X casada	1,688	1,807	0,0724	1,687	1,807	0,0737
renda pct. X ensino fund.	13,16	9,752	-0,0729	13,34	9,754	-0,0766
N	35.639	53.848		35.037	53.808	

Fonte: elaboração própria. A ordem das variáveis desta tabela não corresponde à ordem das variáveis escolhidas pelo algoritmo de seleção.

Tabela 8 – Estatísticas descritivas: mulheres com quatro filhos em 2009 e renda *per capita ex-ante* de R\$ 0,00 a R\$ 140,00

Covariadas	AMOSTRA TOTAL			AMOSTRA REDUZIDA		
	PBF=0 média	PBF=1 média	Diferença normalizada	PBF=0 média	PBF=1 média	Diferença normalizada
nº de filhos em 2003	3,050	2,959	-0,0645	3,030	2,956	-0,0515
renda <i>per capita ex-ante</i>	132,50	82,980	-0,4150	126,60	82,030	-0,3875
idade	34,77	33,590	-0,1415	34,52	33,550	-0,1168
urbana	0,7236	0,5324	-0,2743	0,7086	0,5296	-0,2563
baixa instrução	0,6905	0,8107	0,1947	0,7094	0,8135	0,1715
ensino fundamental comp.	0,1735	0,1256	-0,0948	0,1695	0,1248	-0,0890
branco	0,3505	0,2560	-0,1446	0,3411	0,2544	-0,1334
ensino médio completo	0,1199	0,0598	-0,1479	0,1095	0,0581	-0,1307
casada	0,8434	0,8864	0,0886	0,8535	0,8884	0,0735
chefe de domicílio	0,3498	0,3287	-0,0315	0,3442	0,3276	-0,0248
energia elétrica	0,9676	0,9487	-0,0666	0,9657	0,9483	-0,0603
aposentado/pensionista	0,1011	0,0850	-0,0392	0,1015	0,0850	-0,0399
renda pcta. X renda pcta.	24,319	11,882	-0,4163	22,438	11,600	-0,3862
idade X urbana	25,340	17,870	-0,2996	24,580	17,74	-0,2762
idade X idade	1,244	1,1610	-0,1413	1,226	1,159	-0,1162
renda pcta. X apos/pens.	16,50	11,290	-0,0765	16,160	11,24	-0,0735
idade X baixa inst.	23,910	27,210	0,1487	24,460	27,29	0,1296
renda pcta. X casada	113,40	75,070	-0,3161	110,80	74,68	-0,3054
renda pcta. X energia elétr.	130,60	80,790	-0,4121	124,70	79,82	-0,3842
filhos2003 X urbana	2,232	1,573	-0,2758	2,167	1,562	-0,2542
N	24.685	29.506		23.319	29.322	

Fonte: elaboração própria. A ordem das variáveis desta tabela não corresponde à ordem das variáveis escolhidas pelo algoritmo de seleção.

Tabela 9 – Parâmetros estimados de Propensity Score para as mulheres sem filhos em 2009

Variáveis	Renda <i>per capita ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 70,00
Termo linear pré-selecionado <i>renda per capita ex-ante</i>	-0,1905*** (0,0074)
Termos lineares adicionais energia elétrica	0,9611*** (0,1409)
idade	0,0923*** (0,0100)
chefe do domicílio	-0,4287*** (0,0921)
Termos de segunda ordem R_percapita × R_percapita	0,0023*** (0,0001)
R_percapita × energia elétrica	-0,0293*** (0,0036)
idade × idade	-0,0014*** (0,0002)
idade × chefe domicílio	0,0147*** (0,0028)
_cons	1,8349*** (0,3814)
N	29.397

Fonte: elaboração própria através dos dados do CENSO 2010. Notas: outros controles utilizados são as variáveis *dummies* de estados. A ordem das variáveis desta tabela não corresponde à ordem das variáveis escolhidas pelo algoritmo de seleção. Erro padrão robusto entre parênteses; p-valor: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Tabela 10 – Parâmetros estimados de Propensity Score para as mulheres com um filho em julho de 2009

Variáveis	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 70	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 70,01 a R\$ 140,00	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 140
Termo linear pré-selecionado nº filhos em 2003	0,0344*** (0,0114)	0,2310*** (0,0275)	0,1825*** (0,0135)
Termos lineares adicionais			
urbana	-0.0617*** (0,0099)	0,4043*** (0,0834)	-0.0013 (0,0106)
renda <i>per capita ex-ante</i>	0,0225*** (0,0013)	-0,0233*** (0,0036)	-0,0019*** (0,0004)
aposentado/pensionista	0,0011 (0,0597)	-0,3330** (0,1556)	0,1551 (0,1251)
densidade de pessoas p/ cômodos	-0.0141 (0,0155)	-0.0596 (0,0699)	0,0044 (0,0110)
baixa instrução	-0.0082 (0,0108)	.	.
idade	0,0579*** (0,0048)	0,0738*** (0,0077)	0,0607*** (0,0038)
branco	0,0724*** (0,0108)	.	.
chefe do domicílio	.	0,4107*** (0,0207)	0,1275*** (0,0104)
casada	.	0,6934*** (0,1242)	0,0397*** (0,0132)
Termos de segunda ordem			
densidade × densidade	0,0042 (0,0047)	0,0079 (0,0081)	0,0005 (0,0033)
densidade × baixa inst.	0,0294** (0,0149)	.	.
R_percapita × R_percapita	-0,0005*** (0,0000)	0,0001*** (0,0000)	-0,0006*** (0,0000)
R_percapita × urbana	-0,0018*** (0,0007)	-0,0035*** (0,0009)	0,0002 (0,0002)
R_percapita × densidade	.	-0,0001 (0,0007)	-0,0010*** (0,0001)
R_percapita × baixa instrução	0,0003 (0,0007)	.	.
R_percapita × casada	.	0,0058*** (0,0014)	0,0104*** (0,0002)
R_percapita × branco	-0,0009 (0,0007)	.	.
			continua...

Tabela 10 (cont.) – Parâmetros estimados de Propensity Score para as mulheres com um filho em julho de 2009

Variáveis	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 70	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 70,01 a R\$ 140	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 140
idade × idade	-0,0008*** (0,0007)	-0,0011*** (0,0001)	-0,0009*** (0,0000)
idade × aposentado/pens.	.	0,0149*** (0,0051)	-0,0075* (0,0041)
nº filhos2003 × urbana	.	-0,1242*** (0,0318)	-0,1375*** (0,0157)
nº filhos2003 × chefe domicílio	.	-0,0477 (0,0326)	-0,0352** (0,0157)
_cons	-1,0422*** (0,0852)	-1,0788*** (0,2306)	-1,3144*** (0,0673)
<i>N</i>	215.684	91.290	354.038

Fonte: elaboração própria através dos dados do CENSO 2010. Notas: outros controles utilizados são as variáveis *dummies* de estados. A ordem das variáveis desta tabela não corresponde à ordem das variáveis escolhidas pelo algoritmo de seleção. Erro padrão robusto entre parênteses. Estatisticamente significante a: ***1%, **5%, *10%.

Tabela 11 – Parâmetros estimados de Propensity Score para as mulheres com dois filhos em julho de 2009

Variáveis	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 70	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 70,01 a R\$ 140	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 140
Termo linear pré-selecionado nº filhos em 2003	0,7302*** (0,0277)	-0,0005 (0,0079)	0,0060 (0,0049)
Termos lineares adicionais			
urbana	0,8281*** (0,0431)	.	0,0479*** (0,0091)
renda <i>per capita ex-ante</i>	0,0398*** (0,0009)	0,0055** (0,0022)	0,0074*** (0,0003)
aposentado/pensionista	0,1064 (0,0720)	-0,0435** (0,0184)	-0,0803*** (0,0159)
densidade de pessoas p/ cômodos	0,0068*** (0,0057)	0,0403*** (0,0146)	0,1352*** (0,0093)
baixa instrução	.	0,0915* (0,0531)	.
ensino fundamental completo	0,0586*** (0,0101)	.	.
idade	0,0462*** (0,0018)	0,0198*** (0,0063)	0,0368*** (0,0038)
branco	0,2574*** (0,0456)	-0,0809 (0,0523)	-0,0543*** (0,0094)
chefe do domicílio	0,1066*** (0,0147)	.	.
Termos de segunda ordem			
densidade × densidade	.	0,0092*** (0,0034)	-0,0078*** (0,0023)
densidade × aposent./pens.	0,1112** (0,0489)	.	.
densidade × baixa inst.	.	-0,1609*** (0,0138)	-0,1635*** (0,0085)
R_percapita × R_percapita	-0,0008*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0001 (0,0000)
R_percapita × urbana	-0,0072*** (0,0005)	0,0005 (0,0005)	-0,0012*** (0,0001)
R_percapita × baixa inst.	.	.	0,0010*** (0,0001)
R_percapita × branco	.	0,0009* (0,0005)	0,0017*** (0,0001)
idade × idade	.	-0,0003*** (0,0000)	-0,0005*** (0,0000)

continua...

Tabela 11 (cont.) – Parâmetros estimados de Propensity Score para as mulheres com dois filhos em julho de 2009

Variáveis	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 70	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 70,01 a R\$ 140	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 140
idade × urbana	-0,0309*** (0,0016)	.	.
idade × branco	-0,0110*** (0,0017)	.	.
nº filhos2003 × idade	-0,0343*** (0,0009)	.	.
nº filhos2003 × urbana	0,1368*** (0,0140)	.	.
nº filhos2003 × nº filhos2003	0,1301*** (0,0105)	.	.
nº filhos2003 × aposent./pens.	-0,0588 (0,0465)	.	.
nº filhos2003 × chefe domicílio	0,0098 (0,0108)	.	.
nº filhos2003 × branco	0,1370*** (0,0148)	.	.
_cons	-1,7248*** (0,0557)	-0,7342*** 0,1584	-1,0005*** (0,0652)
<i>N</i>	240.380	184.509	465.962

Fonte: elaboração própria através dos dados do CENSO 2010. Notas: outros controles utilizados são as variáveis *dummies* de estados. A ordem das variáveis desta tabela não corresponde à ordem das variáveis escolhidas pelo algoritmo de seleção. Erro padrão robusto entre parênteses. Estatisticamente significativo a: ***1%, **5%, *10%.

Tabela 12 – Parâmetros estimados de *Propensity Score* para as mulheres com três filhos em julho de 2009

Variáveis	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 70	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 70,01 a R\$ 140	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 140
Termo linear pré-selecionado nº filhos em 2003	0,0522*** (0,0060)	0,5630*** (0,0343)	0,7983*** (0,0241)
Termos lineares adicionais			
urbana	0,5471*** (0,0498)	0,5458*** (0,0764)	0,3412*** (0,0378)
renda <i>per capita ex-ante</i>	-0,0173*** (0,0014)	-0,0268*** (0,0027)	0,0144*** (0,0006)
aposentado/pensionista	-0,1058* (0,0582)	-1,2251*** (0,0967)	-0,2333*** (0,0526)
densidade de pessoas p/ cômodos	0,0060 (0,0078)	.	.
energia elétrica	0,4719*** (0,0889)	-0,4833** (0,1967)	0,4670*** (0,0759)
baixa instrução	-4,349116*** (0,3969)	-0,8579*** (0,1015)	-0,4607*** (0,0632)
ensino fundamental completo	-3,9216*** (0,4003)	-0,2258** (0,0961)	-0,2176*** (0,0716)
ensino médio completo	-4,288928*** (0,4077)	.	.
idade	0,0610*** (0,0144)	0,0403*** (0,0107)	0,0629*** (0,0065)
branco	0,1568*** (0,0575)	0,0358 (0,0530)	0,2672*** (0,0380)
chefe do domicílio	0,2334*** (0,0115)	0,1760** (0,0853)	0,2438*** (0,0379)
casada	-0,2374*** (0,0158)	-0,3359*** (0,0893)	-0,1437*** (0,0149)
Termos de segunda ordem			
densidade × branco	0,1583*** (0,0129)	.	.
densidade × aposentado/pens.	0,3688*** (0,0459)	.	.
densidade × ensino médio	0,3468*** (0,0211)	.	.
R_percapita × R_percapita	-0,0002*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)
R_percapita × urbana	0,0062*** (0,0004)	-0,0033*** (0,0006)	.
R_percapita × aposentado/pens.	-0,0179*** (0,0012)	0,0118*** (0,0009)	0,0029*** (0,0004)
			continua...

Tabela 12 (cont.) – Parâmetros estimados de *Propensity Score* para as mulheres com três filhos em julho de 2009

Variáveis	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 70	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 70,01 a R\$ 140	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 140
R_percapita × energia elétrica	. (0,0000)	0,0052*** (0,0015)	. (0,0000)
R_percapita × idade	0,0006*** (0,0000)	-0,0001 (0,0000)	. (0,0000)
R_percapita × baixa instrução	. (0,0000)	0,0048*** (0,0006)	. (0,0000)
R_percapita × ensino médio	. (0,0000)	. (0,0000)	. (0,0000)
R_percapita × densidade	-0,0030*** (0,0002)	. (0,0000)	. (0,0000)
R_percapita × casada	0,0193*** (0,0005)	0,0122*** (0,0009)	0,0120*** (0,0002)
R_percapita × chefe domicílio	. (0,0000)	-0,0005 (0,0007)	. (0,0000)
R_percapita × nº filhos2003	. (0,0000)	. (0,0000)	. (0,0000)
idade × idade	-0,0033*** (0,0001)	-0,0008*** (0,0001)	-0,0008*** (0,0000)
idade × baixa inst.	0,1719*** (0,0127)	0,0400*** (0,0028)	0,0497*** (0,0021)
idade × ensino fundamental	0,1536*** (0,0128)	0,0314*** (0,0031)	0,0354*** (0,0024)
idade × ensino médio	0,1463*** (0,0130)	0,0156*** (0,0015)	. (0,0000)
idade × urbana	-0,03927*** (0,0015)	-0,0175*** (0,0016)	-0,0327*** (0,0011)
idade × branco	-0,0139*** (0,0016)	-0,0064*** (0,0016)	-0,0136*** (0,0011)
idade × energia elétrica	-0,0098*** (0,0029)	0,0073 (0,0045)	. (0,0000)
idade × chefe domicílio	. (0,0000)	-0,0015 (0,0016)	-0,0002 (0,0011)
nº filhos2003 × idade	. (0,0000)	-0,0169*** (0,0011)	-0,0242*** (0,0008)
nº filhos2003 × aposentado/pens.	. (0,0000)	0,0164 (0,0169)	-0,0254 (0,0159)
_cons	0,2453 (0,4168)	2,1522*** (0,2973)	-2,2161*** (0,1281)
N	250.095	271.876	553.528

Fonte: elaboração própria através dos dados do CENSO 2010. Notas: outros controles utilizados são as variáveis *dummies* de estados. A ordem das variáveis desta tabela não corresponde à ordem das variáveis escolhidas pelo algoritmo de seleção. Erro padrão robusto entre parênteses. Estatisticamente significante a: ***1%, **5%, *10%.

Tabela 13 – Parâmetros estimados de *Propensity Score* para as mulheres com quatro filhos em julho de 2009

Variáveis	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 70	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 70,01 a R\$ 140	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 140
Termo linear pré-selecionado nº filhos em 2003	0,0418** (0,0210)	0,0643** (0,0258)	0,0276** (0,0155)
Termos lineares adicionais			
urbana	0,2162*** (0,0776)	0,3113*** (0,1202)	0,0436 (0,0568)
renda <i>per capita ex-ante</i>	-0,0026 (0,0020)	0,1633*** (0,0054)	0,0124*** (0,0006)
aposentado/pensionista	-0,1557*** (0,0435)	-0,6108*** (0,1283)	-0,2900*** (0,0509)
densidade de pessoas p/ cômodos	0,0962*** (0,0191)	0,0052 (0,0189)	-0,0473*** (0,0127)
energia elétrica	0,1229*** (0,0252)	-0,0982 (0,2431)	0,1301*** (0,0280)
baixa instrução	1,1142*** (0,0899)	0,2884** (0,1320)	0,5160*** (0,0934)
ensino fundamental completo	0,6743*** (0,0898)	0,7939*** (0,0928)	0,8163*** (0,0641)
ensino médio completo	0,4705*** (0,0915)	0,4344*** (0,0944)	0,5005*** (0,0652)
idade	0,1313*** (0,0114)	0,0883*** (0,0127)	0,1149*** (0,0085)
branco	-0,2161*** (0,0245)	-0,1508*** (0,0531)	-0,1926*** (0,0369)
chefe do domicílio	0,3283*** (0,0839)	0,2355*** (0,0164)	0,2288*** (0,0117)
casada	-0,0714 (0,0575)	0,4269*** (0,1571)	-0,1262*** (0,0433)
Termos de segunda ordem			
densidade × densidade	.	-0,0213*** (0,0034)	-0,0078*** (0,0020)
densidade × branco	.	0,1311*** (0,0186)	0,0857*** (0,0127)
densidade × baixa inst.	-0,1804*** (0,0189)	.	.
R_percapita × R_percapita	-0,0001*** (0,0000)	-0,0009*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)
R_percapita × urbana	.	.	0,0039*** (0,0002)
			continua...

Tabela 13 (cont.) – Parâmetros estimados de *Propensity Score* para as mulheres com quatro filhos em julho de 2009

Variáveis	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 70	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 70,01 a R\$ 140	Renda <i>per capita</i> <i>ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 140
R_percapita × aposentado/pens.	. (0,0000)	0,0063*** (0,0013)	0,0028*** (0,0006)
R_percapita × energia elétrica	. (0,0000)	0,0004 (0,0025)	-0,0010** (0,0005)
R_percapita × idade	0,0006*** (0,0000)	. (0,0000)	. (0,0000)
R_percapita × ensino médio	. (0,0000)	. (0,0000)	. (0,0000)
R_percapita × densidade	-0,0014*** (0,0002)	. (0,0000)	. (0,0000)
R_percapita × casada	. (0,0000)	0,0049*** (0,0014)	0,0078*** (0,0003)
R_percapita × chefe domicílio	-0,0024*** (0,0006)	. (0,0000)	. (0,0000)
R_percapita × nº filhos2003	-0,0016*** (0,0003)	. (0,0000)	. (0,0000)
idade × idade	-0,0023*** (0,0000)	-0,0017*** (0,0001)	-0,0021*** (0,0001)
idade × chefe domicílio	-0,0020 (0,0025)	. (0,0000)	. (0,0000)
idade × baixa instrução	. (0,0000)	0,0167*** (0,0028)	0,0130*** (0,0020)
idade × urbana	-0,0138*** (0,0028)	-0,0237*** (0,0031)	-0,0182*** (0,0020)
nº filhos2003 × urbana	-0,0815*** (0,0157)	. (0,0000)	-0,0317*** (0,0114)
nº filhos2003 × casada	0,0486*** (0,0183)	-0,0393* (0,0216)	0,0274** (0,0131)
nº filhos2003 × branco	. (0,0000)	-0,0477*** (0,0147)	-0,0176* (0,0103)
_cons	-2,8763*** (0,2296)	-9,2620*** (0,4428)	-2,2206*** (0,1771)
<i>N</i>	110.004	125.380	244.164

Fonte: elaboração própria através dos dados do CENSO 2010. Notas: outros controles utilizados são as variáveis *dummies* de estados. A ordem das variáveis desta tabela não corresponde à ordem das variáveis escolhidas pelo algoritmo de seleção. Erro padrão robusto entre parênteses. Estatisticamente significativo a: ***1%, **5%, *10%.

Tabela 14 – Estatísticas descritivas da variável de interesse: Existência de filho tido nascido vivo no período de referência de 12 meses anteriores a 31/07/2010 (a variável dependente assume valor igual a um se a mulher teve filho nesse período, e zero caso contrário)

Mulheres com renda <i>per capita ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 70,00						
Nº filhos em 07/2009	PBF=1			PBF=0		
	observações	Média	desvio padrão	observações	média	desvio padrão
Zero	13.236	0,1757	0,3806	16.161	0,2036	0,4027
Um	97.960	0,1516	0,3587	117.724	0,1287	0,3349
Dois	108.823	0,0994	0,2992	131.557	0,0824	0,2749
Três	174.969	0,0622	0,2415	118.747	0,0599	0,2374
Quatro	82.385	0,0746	0,2628	46.864	0,0754	0,2640

Mulheres com renda <i>per capita ex-ante</i> de R\$ 70,01 a R\$ 140,00						
Nº filhos em 07/2009	PBF=1			PBF=0		
	observações	Média	desvio padrão	observações	média	desvio padrão
Um	42.423	0,1874	0,3902	48.867	0,2083	0,4061
Dois	84.325	0,1205	0,3255	100.184	0,1196	0,3245
Três	140.396	0,0609	0,2392	131.480	0,0541	0,2262
Quatro	67.291	0,0587	0,2351	58.089	0,0587	0,2352

Mulheres com renda <i>per capita ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 140,00						
Nº filhos em 07/2009	PBF=1			PBF=0		
	observações	média	desvio padrão	observações	média	desvio padrão
Um	161.907	0,1644	0,3706	192.131	0,1549	0,3618
Dois	211.755	0,1015	0,3019	254.207	0,0949	0,2931
Três	345.838	0,0579	0,2336	286.431	0,0536	0,2253
Quatro	151.582	0,0651	0,2468	108.199	0,0657	0,2478

Mulheres com um filho em julho de 2009 e renda <i>per capita ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 140,00						
Região	PBF=1			PBF=0		
	observações	média	desvio padrão	observações	média	desvio padrão
Norte	16.008	0,2443	0,4297	18.315	0,2391	0,4265
Nordeste	200.780	0,1691	0,3748	191.156	0,1799	0,3842
Centro-Oeste	4.810	0,2692	0,4436	5.929	0,2282	0,4197
Sudeste	25.871	0,2132	0,4096	32.798	0,2261	0,4183
Sul	11.621	0,1832	0,3868	14.587	0,1848	0,3882

Mulheres com dois filhos em julho de 2009 e renda <i>per capita ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 140,00						
Região	PBF=1			PBF=0		
	observações	média	desvio padrão	observações	média	desvio padrão
Norte	29.201	0,1358	0,3426	34.432	0,1299	0,3362
Nordeste	341.631	0,0660	0,2483	184.918	0,0732	0,2605
Centro-Oeste	15.077	0,0768	0,2663	17.939	0,0881	0,2834
Sudeste	70.369	0,0936	0,2913	150.550	0,0906	0,2870
Sul	20.311	0,1040	0,3053	24.205	0,1129	0,3166

Fonte: elaboração própria a partir dos dados do Censo 2010. Notas: o valor da mediana foi 0,00 para todas as amostras; em razão da variável “teve filho” ser binária, os valores mínimos e máximos de cada amostra são, respectivamente, 0 e 1; as estatísticas descritivas foram feitas utilizando-se os pesos do CENSO 2010.

Tabela 15 – Pseudorresultado: análise da fecundidade em uma variável pré-tratamento (Brasil)

Número de filhos em 2003					
Renda <i>per capita</i> familiar	Mulheres sem filhos em 2009 coef/robust SE	Mulheres com 1 filho em 2009 coef/robust SE	Mulheres com 2 filhos em 2009 coef/robust SE	Mulheres com 3 filhos em 2009 coef/robust SE	Mulheres com 4 filhos em 2009 coef/robust SE
Até R\$ 70,00	.	0,0353*** (0,0019)	0,0356*** (0,0027)	0,0574*** (0,0034)	0,0019 (0,0179)
Nº de observações	.	215.684	240.380	250.095	110.004
De R\$ 70,01 até R\$ 140,00	.	0,0286*** (0,0029)	0,0056 (0,0036)	0,0174*** (0,0038)	-0,0059 (0,0162)
Nº de observações	.	91.290	184.509	271.876	125.380
De R\$ 0,00 até R\$ 140,00	.	0,0364*** (0,0013)	0,0200*** (0,0022)	0,0522*** (0,0025)	0,0209*** (0,0042)
Nº de observações	.	354.038	465.962	553.528	244.164
De R\$ 140,01 até R\$ 280,00	.	0,0145*** (0,0014)	0,0141*** (0,0019)	-0,0035 (0,0032)	-0,0442*** (0,0060)
Nº de observações	.	434.464	474.456	264.776	146.071
De R\$ 0,00 até R\$ 280,00	.	0,0202*** (0,0009)	0,0012 *** (0,0002)	-0,0154*** (0,0022)	0,0198*** (0,0035)
Nº de observações	.	821.205	1.100.665	654.778	390.226

Notas: erro padrão robusto entre parênteses; p-valor: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Fonte: elaboração própria. Nota: coeficientes em negrito indicam que a hipótese de independência condicional é plausível para aquela amostra.

As figuras abaixo representam a verificação da hipótese de sobreposição entre os grupos de tratamento e controle. Em todos os casos, as figuras foram geradas pós-estimação do efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT). Em cada figura, o primeiro gráfico representa a sobreposição dos grupos para a amostra total (sem cortar unidades para melhorar a sobreposição); no segundo gráfico, a sobreposição dos grupos quando foram excluídos os valores extremos de escore de propensão (permaneceram apenas as unidades com $0,1 < \text{pscore} < 0,9$); e no terceiro gráfico, quando possível (conforme explicado na seção 5.2.3), a sobreposição dos grupos quando foi realizado o pareamento sem substituição para gerar uma amostra mais equilibrada, sobre a qual, posteriormente, foi estimado o ATT.

Figura 3 – Sobreposição entre os grupos – 1 filho em 2009 e renda *per capita ex-ante* de R\$ 140,01 a R\$ 280,00

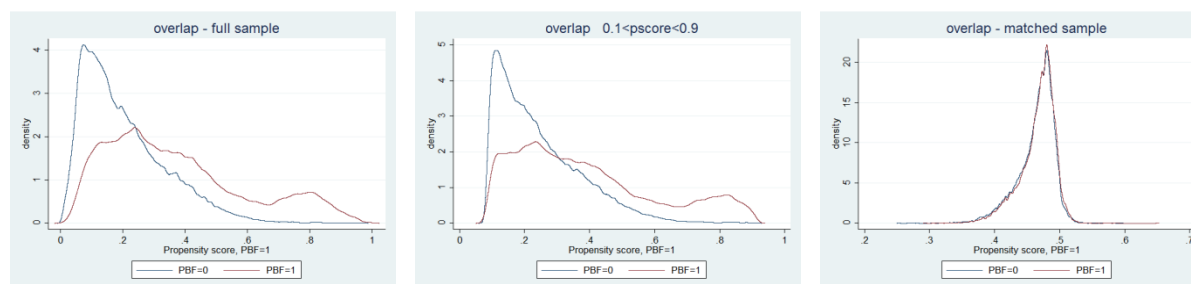


Figura 4 – Sobreposição entre os grupos – 1 filho em 2009 e renda *per capita ex-ante* de R\$ 70,01 a R\$ 140,00

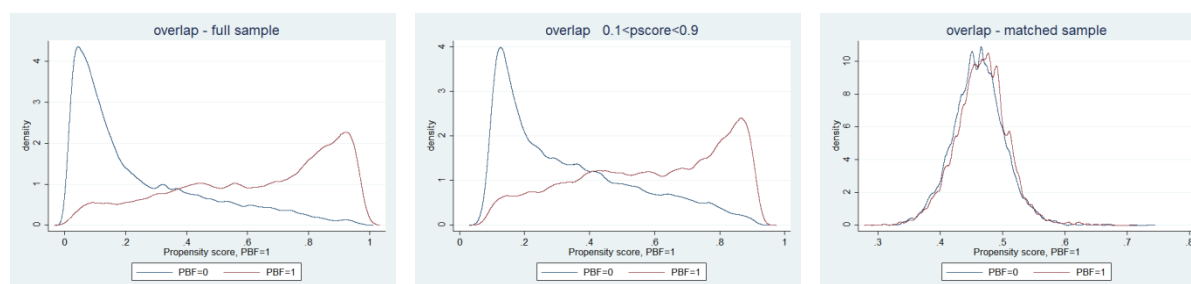


Figura 5 – Sobreposição entre os grupos – 1 filho em 2009 e renda *per capita ex-ante* de R\$ 0,00 a R\$ 70,00

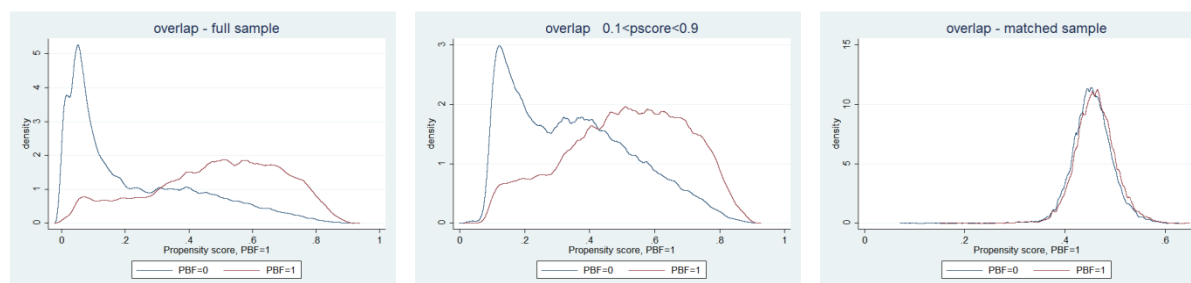


Figura 6 – Sobreposição entre os grupos – 2 filhos em 2009 e renda *per capita ex-ante* de R\$ 140,01 a R\$ 280,00

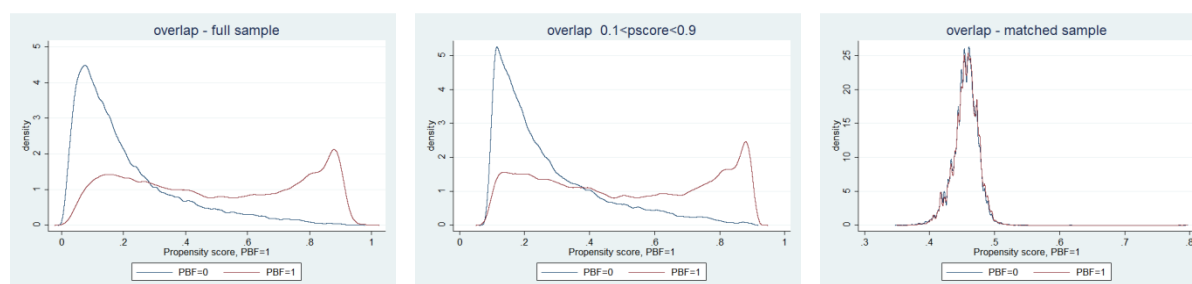


Figura 7 – Sobreposição entre os grupos – 2 filhos em 2009 e renda *per capita ex-ante* de R\$ 70,01 a R\$ 140,00

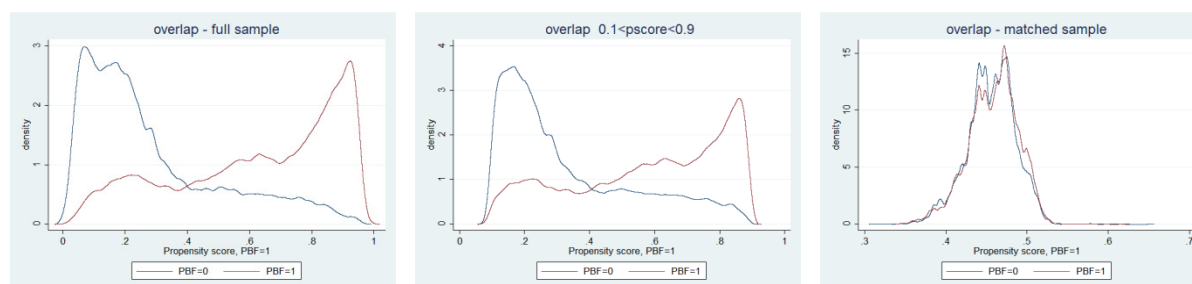


Figura 8 – Sobreposição entre os grupos – 2 filhos em 2009 e renda *per capita ex-ante* de R\$ 0,00 a R\$ 70,00

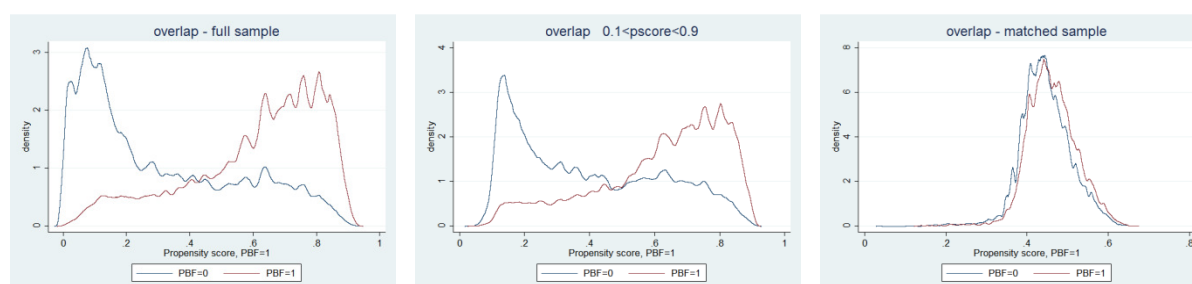


Figura 9 – Sobreposição entre os grupos – 3 filhos em 2009 e renda *per capita ex-ante* de R\$ 140,01 a R\$ 280,00

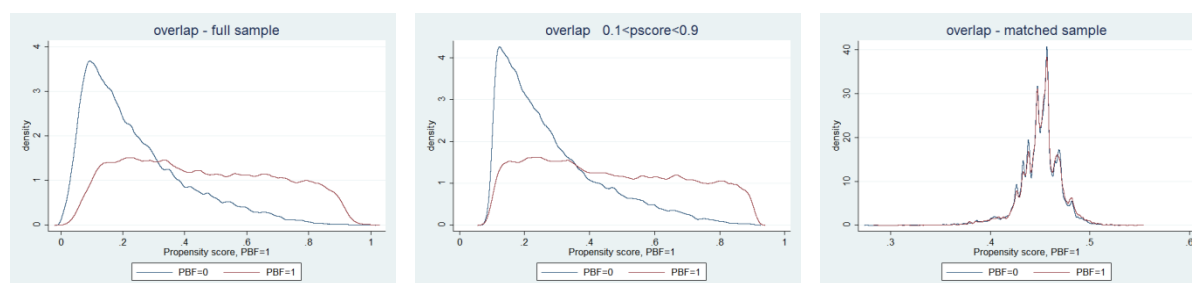


Figura 10 – Sobreposição entre os grupos – 3 filhos em 2009 e renda *per capita ex-ante* de R\$ 70,01 a R\$ 140,00

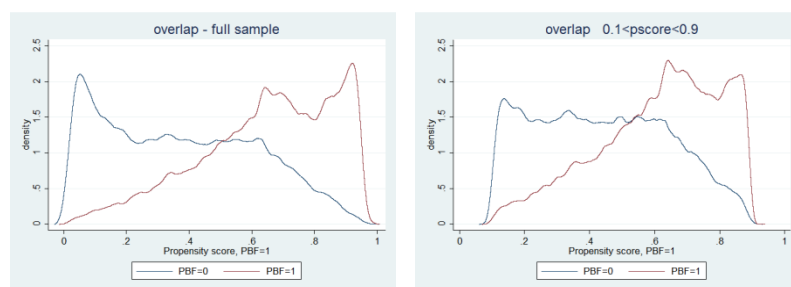


Figura 11 – Sobreposição entre os grupos – 3 filhos em 2009 e renda *per capita ex-ante* de R\$ 0,00 a R\$ 70,00

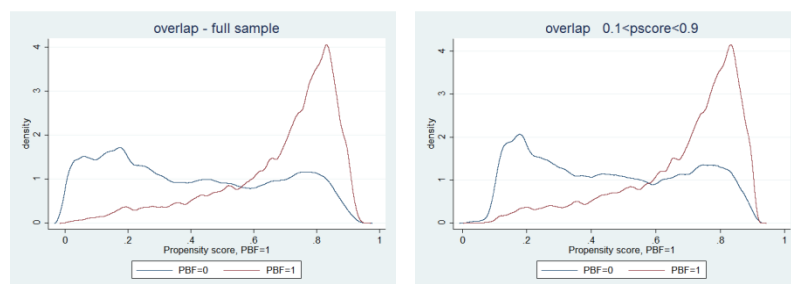


Figura 12 – Sobreposição entre os grupos – 4 filhos em 2009 e renda *per capita ex-ante* de R\$ 140,01 a R\$ 280,00

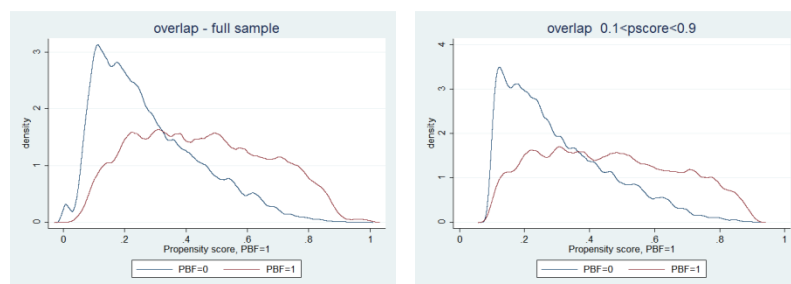


Figura 13 – Sobreposição entre os grupos – 4 filhos em 2009 e renda *per capita ex-ante* de R\$ 70,01 a R\$ 140,00

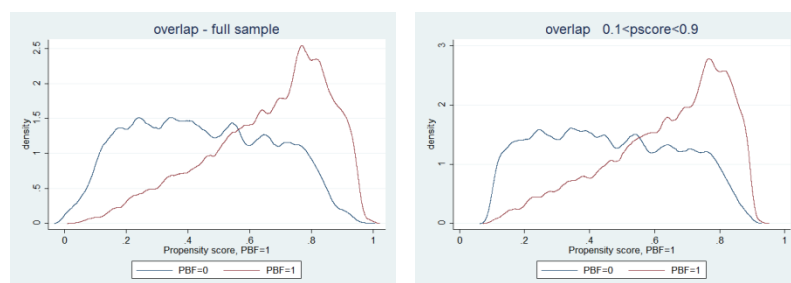
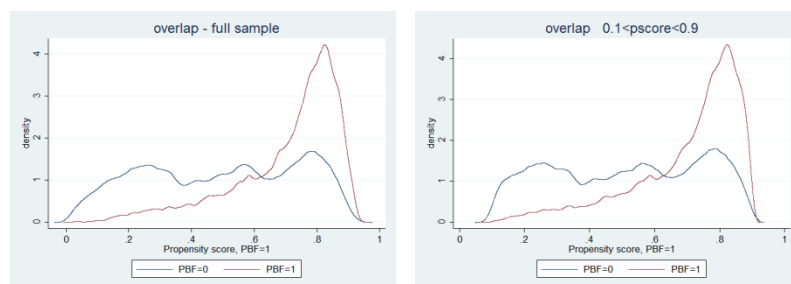


Figura 14 – Sobreposição entre os grupos – 4 filhos em 2009 e renda *per capita ex-ante* de R\$ 0,00 a R\$ 70,00



ANEXO IV

Outputs para o software STATA

```
*****DECOMPOSIÇÃO VARIÁVEL V0657 DO CENSO 2010*****

***1) Criar a variável de código dos municípios IBGE com 7 dígitos
foreach UF in RO AC AM RR PA AP TO MA PI CE RN PB PE AL SE BA MG ES RJ SP SPRM PR SC RS MS MT GO DF {

**Abrir o banco de dados
use "`UF'_2010.DTA", clear

*Criar a variável de código de 7 dígitos ibge municípios

tostring V0001 V0002, replace

gen zero="00000"

gen a=5-length(V0002)

replace zero=substr("00000",1,a)

gen codigo=V0001+zero+V0002

gen uf=V0001

destring codigo uf, replace

save "`UF'_2010.DTA", replace

}

***2) Juntar os bancos de domicílios e de pessoas
/* Os comandos foram ocultados em razão da trivialidade desse tipo de trabalho (é necessário apenas utilizar os comandos merge e append)*/

***3) Fazer download dos dados populacionais do IBGE (objetivo: identificar o número de habitantes por município)
/* Por meio do link
http://servicodados.ibge.gov.br/Download/Download.ashx?u=ftp.ibge.gov.br/Censos/Censo_Demografico_2010/indicadores_sociais_municipais/Brasil.zip, abrir da Tabela 1. Após, filtrando as informações de população por município, incorporar essa informação no banco de domicílios e pessoas. Novamente, os comandos para essa tarefa foram ocultados em razão da trivialidade desse tipo de trabalho (é necessário apenas utilizar o comando merge)*/

***4) Identificar os municípios não-PETI em 2010

/*Primeiramente, é necessário esclarecer que, em 2010, nem todos os municípios brasileiros estavam cadastrados no PETI, ou seja, existiam municípios PETI e municípios não-PETI. O município só participa do PETI se há ocorrência de trabalho infantil em seu território. A relação dos municípios PETI, em 2010, pode ser obtida através do Portal da Transparência (http://www.portalttransparencia.gov.br/PortalTransparenciaPesquisaAcaoUF.asp?codigoAcao=8662&codigoFuncao=08&NomeAcao=ConcEss%E3o+de+Bolsa+para+Crian%E7as+e+Adolescentes+em+Situa%E7%E3o+de+Trabalho+Exercicio=2010) buscando em cada estado a relação dos municípios PETI.*/

/*Atenção: é necessário particionar o comando para que o STATA possa computar a variável e não ocorra o erro "r(130): too many literals"*/

*Gerando dummy para os municípios não-PETI em 2010 (para economizar linhas de comando, optamos por selecionar os municípios não-PETI ao invés dos municípios PETI)
gen municipio_nao_PETI=0
replace municipio_nao_PETI=1 if codigo==1100940 |codigo==1101302 |codigo==1101757 |codigo==1200385 |codigo==13000601
codigo==1300839 |codigo==1301100 |codigo==1301159 |codigo==1301308 |codigo==1301407 |codigo==1301506 |
codigo==1301654 |codigo==1301803 |codigo==1301852 |codigo==1302306 |codigo==1303502 |codigo==1303700 |
codigo==1304005 |codigo==1304062 |codigo==1304237 |codigo==1400233 |codigo==1501006 |codigo==1501204 |
codigo==1502509 |codigo==1502764 |codigo==1502772 |codigo==1502939 |codigo==1503002 |codigo==1503309 |
codigo==1503408 |codigo==1503705 |codigo==1504000 |codigo==1504109 |codigo==1504307 |codigo==1504604 |
codigo==1504703 |codigo==1504901 |codigo==1504950 |codigo==1505064 |codigo==1505205 |codigo==1505403 |
codigo==1505601 |codigo==1505809 |codigo==1507003 |codigo==1507201 |codigo==1507466 |codigo==1507953 |
codigo==1508001 |codigo==1600105 |codigo==1600154 |codigo==1700251 |codigo==1701903 |codigo==1702307 |
codigo==1702406 |codigo==1702703 |codigo==1703057 |codigo==1703305 |codigo==1703826 |codigo==1703867 |
codigo==1704105 |codigo==1705607 |codigo==1706001 |codigo==1707306 |codigo==1708304 |codigo==1709807 |
codigo==1710706 |codigo==1711506 |codigo==1712504 |codigo==1712801 |codigo==1713957 |codigo==1714880 |
codigo==1715002 |codigo==1715101 |codigo==1715507 |codigo==1716208 |codigo==1718758 |codigo==1718808 |
codigo==1718899 |codigo==1720259 |codigo==1720853 |codigo==1721257 |codigo==1721307 |codigo==2100154 |
codigo==2100402 |codigo==2101004 |codigo==2101509 |codigo==2101707 |codigo==2102077 |codigo==2102200 |
codigo==2102309 |codigo==2102358 |codigo==2102374 |codigo==2102705 |codigo==2102804 |codigo==2103000 |
```

```

codigo==2103125 | codigo==2103158 | codigo==2103174 | codigo==2103802 | codigo==2104073 | codigo==2104099 |
codigo==2104107 | codigo==2104305 | codigo==2104677 | codigo==2104800 | codigo==2105203 | codigo==2105351 |
codigo==2105906 | codigo==2105922 | codigo==2105989 | codigo==2106102 | codigo==2106201 | codigo==2106300 |
codigo==2106326 | codigo==2106359 | codigo==2106805 | codigo==2107100 | codigo==2107209 | codigo==2107258 |
codigo==2108108 | codigo==2108256 | codigo==2108504 | codigo==2109056 | codigo==2109270 | codigo==2109304 |
codigo==2109403 | codigo==2109502 | codigo==2109551 | codigo==2109601 | codigo==2109700 | codigo==2109809 |
codigo==2109908 | codigo==2110104 | codigo==2110203 | codigo==2110401 | codigo==2110658 | codigo==2110807 |
codigo==2110856 | codigo==2110906 | codigo==2111052 | codigo==2111078 | codigo==2111409 | codigo==2111532 |
codigo==2111573 | codigo==2111607 | codigo==2111789 | codigo==2111904 | codigo==2112407 | codigo==2112605 |
codigo==2112902 | codigo==2200103 | codigo==2200459 | codigo==2200509 | codigo==2200608 | codigo==2200806 |
codigo==2201002 | codigo==2201101 | codigo==2201150 | codigo==2201176 | codigo==2201572 | codigo==2201919 |
codigo==2201929 | codigo==2201988 | codigo==2202026 | codigo==2202109 | codigo==2202251 | codigo==2202455 |
codigo==2202505 | codigo==2202729 | codigo==2202752 | codigo==2202851 | codigo==2202901 | codigo==2203008 |
codigo==2203107

```

```

replace municipio_nao_PETI=1 if codigo==2203206 | codigo==2203255 | codigo==2203420 | codigo==2203602 | codigo==2203701 |
codigo==2203800 | codigo==2204105 | codigo==2204600 | codigo==2204659 | codigo==2205409 | codigo==2205508 |
codigo==2205516 | codigo==2205532 | codigo==2205557 | codigo==2205581 | codigo==2205854 | codigo==2206001 |
codigo==2206308 | codigo==2206357 | codigo==2206605 | codigo==2206654 | codigo==2206670 | codigo==2206704 |
codigo==2206720 | codigo==2206803 | codigo==2207306 | codigo==2207405 | codigo==2207504 | codigo==2207553 |
codigo==2207777 | codigo==2207793 | codigo==2208858 | codigo==2208874 | codigo==2209153 | codigo==2209203 |
codigo==2209450 | codigo==2209609 | codigo==2209757 | codigo==2210359 | codigo==2210375 | codigo==2210383 |
codigo==2210391 | codigo==2210508 | codigo==2210623 | codigo==2210631 | codigo==2210904 | codigo==2211209 |
codigo==2211704 | codigo==2300606 | codigo==2300804 | codigo==2300903 | codigo==2301505 | codigo==2301703 |
codigo==2302008 | codigo==2302503 | codigo==2303303 | codigo==2303402 | codigo==2303501 | codigo==2303600 |
codigo==2304236 | codigo==2304285 | codigo==2304301 | codigo==2304657 | codigo==2304707 | codigo==2304806 |
codigo==2304905 | codigo==2304954 | codigo==2305266 | codigo==2305308 | codigo==2305357 | codigo==2305654 |
codigo==2305902 | codigo==2306207 | codigo==2306702 | codigo==2306801 | codigo==2307403 | codigo==2307502 |
codigo==2307908 | codigo==2308351 | codigo==2308377 | codigo==2308500 | codigo==2308609 | codigo==2309003 |
codigo==2309102 | codigo==2309201 | codigo==2309300 | codigo==2309409 | codigo==2309508 | codigo==2309805 |
codigo==2310001 | codigo==2310100 | codigo==2310209 | codigo==2310308 | codigo==2310407 | codigo==2310506 |
codigo==2310704 | codigo==2310803 | codigo==2310852 | codigo==2310902 | codigo==2310951 | codigo==2311009 |
codigo==2311207 | codigo==2311355 | codigo==2311504 | codigo==2311702 | codigo==2311900 | codigo==2311959 |
codigo==2312007 | codigo==2312106 | codigo==2312205 | codigo==2312304 | codigo==2312502 | codigo==2312601 |
codigo==2313203 | codigo==2313252 | codigo==2313302 | codigo==2313500 | codigo==2313559 | codigo==2313609 |
codigo==2313708 | codigo==2313807 | codigo==2313906 | codigo==2314003 | codigo==2400604 | codigo==2401305 |
codigo==2401503 | codigo==2401602 | codigo==2401909 | codigo==2402105 | codigo==2402204 | codigo==2403400 |
codigo==2404101 | codigo==2404408 | codigo==2404507 | codigo==2404804 | codigo==2405306 | codigo==2405405 |
codigo==2405504 | codigo==2406205 | codigo==2406601 | codigo==2408706 | codigo==2409209 | codigo==2409605 |
codigo==2409803 | codigo==2409902 | codigo==2410306 | codigo==2411429 | codigo==2411502 | codigo==2412559 |
codigo==2413300 | codigo==2413359 | codigo==2413557 | codigo==2414100 | codigo==2414704 | codigo==2415008 |
codigo==2500601 | codigo==2500908 | codigo==2501153 | codigo==2501575 | codigo==2501708

```

```

replace municipio_nao_PETI=1 if codigo==2502201 | codigo==2502300 | codigo==2502607 | codigo==2502706 | codigo==2502904 |
codigo==2503100 | codigo==2503506 | codigo==2503605 | codigo==2504074 | codigo==2504108 | codigo==2504157 |
codigo==2504702 | codigo==2504850 | codigo==2505204 | codigo==2505303 | codigo==2505709 | codigo==2505808 |
codigo==2506004 | codigo==2506251 | codigo==2506509 | codigo==2507606 | codigo==2507705 | codigo==2508554 |
codigo==2508802 | codigo==2509339 | codigo==2509503 | codigo==2510501 | codigo==2510600 | codigo==2510907 |
codigo==2511004 | codigo==2511707 | codigo==2511806 | codigo==2512507 | codigo==2512606 | codigo==2512747 |
codigo==2512762 | codigo==2512788 | codigo==2513158 | codigo==2513927 | codigo==2513943 | codigo==2513968 |
codigo==2514552 | codigo==2515930 | codigo==2516300 | codigo==2516409 | codigo==2517209 | codigo==2600054 |
codigo==2600609 | codigo==2601300 | codigo==2601805 | codigo==2603702 | codigo==2604601 | codigo==2605400 |
codigo==2605459 | codigo==2605806 | codigo==2606309 | codigo==2606804 | codigo==2607109 | codigo==2607505 |
codigo==2608305 | codigo==2609105 | codigo==2610103 | codigo==2610301 | codigo==2610707 | codigo==2611200 |
codigo==2613206 | codigo==2614402 | codigo==2615102 | codigo==2616209 | codigo==2701209 | codigo==2702207 |
codigo==2702702 | codigo==2703502 | codigo==2703809 | codigo==2705309 | codigo==2705408 | codigo==2705804 |
codigo==2706422 | codigo==2706448 | codigo==2707107 | codigo==2707206 | codigo==2707800 | codigo==2708204 |
codigo==2709004 | codigo==2709103 | codigo==2801108 | codigo==2801306 | codigo==2802007 | codigo==2802205 |
codigo==2805000 | codigo==2806909 | codigo==2807105 | codigo==2900108 | codigo==2900207 | codigo==2900306 |
codigo==2900355 | codigo==2900405 | codigo==2900504 | codigo==2900603 | codigo==2900900 | codigo==2901106 |
codigo==2901155 | codigo==2901205 | codigo==2901304 | codigo==2901403 | codigo==2901502 | codigo==2901601 |
codigo==2901700 | codigo==2901809 | codigo==2901908 | codigo==2901957 | codigo==2902005 | codigo==2902054 |
codigo==2902203 | codigo==2902252 | codigo==2902401 | codigo==2902500 | codigo==2902609 | codigo==2902658 |
codigo==2902708 | codigo==2903003 | codigo==2903102 | codigo==2903300 | codigo==2903409 | codigo==2903508 |
codigo==2903607 | codigo==2903706 | codigo==2903805 | codigo==2903953 | codigo==2904001 | codigo==2904100 |
codigo==2904209 | codigo==2904308 | codigo==2904407 | codigo==2904506 | codigo==2904704 | codigo==2904753 |
codigo==2904803 | codigo==2905008 | codigo==2905107 | codigo==2905156 | codigo==2905305 | codigo==2905503 |
codigo==2905602 | codigo==2905909 | codigo==2906105 | codigo==2906204 | codigo==2906303 | codigo==2906899 |
codigo==2906907 | codigo==2907004 | codigo==2907202 | codigo==2907400 | codigo==2907509 | codigo==2907558 |
codigo==2907608 | codigo==2907707 | codigo==2907806 | codigo==2908002 | codigo==2908101 | codigo==2908200 |
codigo==2908309 | codigo==2908507 | codigo==2908606 | codigo==2908804 | codigo==2908903 | codigo==2909000 |
codigo==2909109

```

```

replace municipio_nao_PETI=1 if codigo==2909307 | codigo==2909604 | codigo==2909703 | codigo==2910008 | codigo==2910107 |
codigo==2910206 | codigo==2910305 | codigo==2910602 | codigo==2910750 | codigo==2910776 | codigo==2910859 |
codigo==2910909 | codigo==2911105 | codigo==2911204 | codigo==2911303 | codigo==2911402 | codigo==2911501 |

```

```

codigo==2911600 | codigo==2911659 | codigo==2911857 | codigo==2912004 | codigo==2912301 | codigo==2912400 |
codigo==2912509 | codigo==2912608 | codigo==2912707 | codigo==2912806 | codigo==2912905 | codigo==2913002 |
codigo==2913101 | codigo==2913200 | codigo==2913408 | codigo==2913507 | codigo==2913804 | codigo==2914109 |
codigo==2914208 | codigo==2914307 | codigo==2914406 | codigo==2914505 | codigo==2914901 | codigo==2915007 |
codigo==2915106 | codigo==2915205 | codigo==2915304 | codigo==2915353 | codigo==2915403 | codigo==2915502 |
codigo==2915601 | codigo==2915700 | codigo==2915908 | codigo==2916005 | codigo==2916203 | codigo==2916302 |
codigo==2916500 | codigo==2916609 | codigo==2916708 | codigo==2916807 | codigo==2916856 | codigo==2916906 |
codigo==2917102 | codigo==2917201 | codigo==2917359 | codigo==2917409 | codigo==2917805 | codigo==2917904 |
codigo==2918209 | codigo==2918308 | codigo==2918357 | codigo==2918456 | codigo==2918506 | codigo==2918555 |
codigo==2918605 | codigo==2918704 | codigo==2918753 | codigo==2918803 | codigo==2918902 | codigo==2919009 |
codigo==2919108 | codigo==2919157 | codigo==2919306 | codigo==2919405 | codigo==2919504 | codigo==2919553 |
codigo==2919603 | codigo==2919702 | codigo==2919801 | codigo==2919900 | codigo==2919959 | codigo==2920007 |
codigo==2920106 | codigo==2920304 | codigo==2920403 | codigo==2920452 | codigo==2920601 | codigo==2920809 |
codigo==2920908 | codigo==2921054 | codigo==2921104 | codigo==2921450 | codigo==2921609 | codigo==2921708 |
codigo==2921807 | codigo==2921906 | codigo==2922003 | codigo==2922102 | codigo==2922250 | codigo==2922300 |
codigo==2922755 | codigo==2922805 | codigo==2922854 | codigo==2922904 | codigo==2923001 | codigo==2923035 |
codigo==2923050 | codigo==2923100 | codigo==2923209 | codigo==2923308 | codigo==2923605 | codigo==2923704 |
codigo==2923803 | codigo==2923902 | codigo==2924108 | codigo==2924306 | codigo==2924405 | codigo==2924652 |
codigo==2924678 | codigo==2924702 | codigo==2924801 | codigo==2924900 | codigo==2925253 | codigo==2925402 |
codigo==2925600 | codigo==2925709 | codigo==2925931 | codigo==2926202 | codigo==2926400 | codigo==2926509 |
codigo==2926657 | codigo==2926707 | codigo==2926806 | codigo==2926905 | codigo==2927101 | codigo==2927507 |
codigo==2927804 | codigo==2927903 | codigo==2928059 | codigo==2928109 | codigo==2928208 | codigo==2928307 |
codigo==2928406 | codigo==2928505 | codigo==2928802 | codigo==2928901 | codigo==2929008 | codigo==2929057 |
codigo==2929255 | codigo==2929305 | codigo==2929354 | codigo==2929404 | codigo==2929503 | codigo==2929602 |
codigo==2929701 | codigo==2930154 | codigo==2930204 | codigo==2930303 | codigo==2930402 | codigo==2930758 |
codigo==2930766

```

```

replace municipio_nao_PETI=1 if codigo==2930808 | codigo==2930907 | codigo==2931053 | codigo==2931103 | codigo==29313011
codigo==2931400 | codigo==2931608 | codigo==2931707 | codigo==2931806 | codigo==2932101 | codigo==2932200 |
codigo==2932309 | codigo==2932408 | codigo==2932507 | codigo==2932705 | codigo==2932804 | codigo==2933059 |
codigo==2933109 | codigo==2933174 | codigo==2933257 | codigo==2933406 | codigo==2933455 | codigo==2933505 |
codigo==2933604 | codigo==3100104 | codigo==3100302 | codigo==3100401 | codigo==3100500 | codigo==3100609 |
codigo==3100708 | codigo==3100807 | codigo==3101003 | codigo==3101102 | codigo==3101201 | codigo==3101300 |
codigo==3101409 | codigo==3101508 | codigo==3101631 | codigo==3101805 | codigo==3102001 | codigo==3102050 |
codigo==3102100 | codigo==3102209 | codigo==3102407 | codigo==3102506 | codigo==3102605 | codigo==3102704 |
codigo==3102803 | codigo==3102902 | codigo==3103009 | codigo==3103108 | codigo==3103207 | codigo==3103306 |
codigo==3103405 | codigo==3103603 | codigo==3103702 | codigo==3103751 | codigo==3103801 | codigo==3103900 |
codigo==3104007 | codigo==3104106 | codigo==3104304 | codigo==3104403 | codigo==3104502 | codigo==3104601 |
codigo==3104700 | codigo==3104809 | codigo==3104908 | codigo==3105301 | codigo==3105509 | codigo==3105608 |
codigo==3105905 | codigo==3106101 | codigo==3106309 | codigo==3106408 | codigo==3106606 | codigo==3106655 |
codigo==3106804 | codigo==3106903 | codigo==3107000 | codigo==3107208 | codigo==3107406 | codigo==3107505 |
codigo==3107604 | codigo==3107703 | codigo==3107802 | codigo==3107901 | codigo==3108008 | codigo==3108107 |
codigo==3108206 | codigo==3108255 | codigo==3108305 | codigo==3108404 | codigo==3108503 | codigo==3108552 |
codigo==3108701 | codigo==3109105 | codigo==3109204 | codigo==3109303 | codigo==3109451 | codigo==3109501 |
codigo==3109600 | codigo==3109709 | codigo==3109808 | codigo==3109907 | codigo==3110103 | codigo==3110202 |
codigo==3110301 | codigo==3110400 | codigo==3110509 | codigo==3110608 | codigo==3110806 | codigo==3111002 |
codigo==3111150 | codigo==3111408 | codigo==3111507 | codigo==3111606 | codigo==3111705 | codigo==3111804 |
codigo==3112059 | codigo==3112109 | codigo==3112208 | codigo==3112406 | codigo==3112505 | codigo==3112653 |
codigo==3112802 | codigo==3112901 | codigo==3113107 | codigo==3113206 | codigo==3113305 | codigo==3113602 |
codigo==3113800 | codigo==3114006 | codigo==3114105 | codigo==3114204 | codigo==3114303 | codigo==3114402 |
codigo==3114501 | codigo==3114550 | codigo==3114600 | codigo==3114709 | codigo==3114808 | codigo==3114907 |
codigo==3115003 | codigo==3115102 | codigo==3115201 | codigo==3115359 | codigo==3115409 | codigo==3115508 |
codigo==3115607 | codigo==3115706 | codigo==3115904 | codigo==3116001 | codigo==3116159 | codigo==3116308 |
codigo==3116407 | codigo==3116605 | codigo==3116704 | codigo==3116902 | codigo==3117108 | codigo==3117207 |
codigo==3117405 | codigo==3117504 | codigo==3117603 | codigo==3117702 | codigo==3117801 | codigo==3117836 |
codigo==3117900

```

```

replace municipio_nao_PETI=1 if codigo==3118007 | codigo==3118106 | codigo==3118205 | codigo==3118304 | codigo==31184031
codigo==3118502 | codigo==3118908 | codigo==3119005 | codigo==3119609 | codigo==3119708 | codigo==3119906 |
codigo==3119955 | codigo==3120102 | codigo==3120201 | codigo==3120409 | codigo==3120508 | codigo==3120607 |
codigo==3120706 | codigo==3120805 | codigo==3120839 | codigo==3120904 | codigo==3121001 | codigo==3121100 |
codigo==3121209 | codigo==3121258 | codigo==3121308 | codigo==3121407 | codigo==3121506 | codigo==3121704 |
codigo==3121902 | codigo==3122009 | codigo==3122108 | codigo==3122405 | codigo==3122470 | codigo==3122504 |
codigo==3122603 | codigo==3122702 | codigo==3122801 | codigo==3122900 | codigo==3123007 | codigo==3123106 |
codigo==3123304 | codigo==3123403 | codigo==3123502 | codigo==3123528 | codigo==3123601 | codigo==3123700 |
codigo==3123858 | codigo==3123908 | codigo==3124005 | codigo==3124104 | codigo==3124401 | codigo==3124609 |
codigo==3124708 | codigo==3124807 | codigo==3124906 | codigo==3125002 | codigo==3125101 | codigo==3125200 |
codigo==3125309 | codigo==3125408 | codigo==3125705 | codigo==3125804 | codigo==3125903 | codigo==3125952 |
codigo==3126000 | codigo==3126208 | codigo==3126307 | codigo==3126406 | codigo==3126505 | codigo==3126752 |
codigo==3126802 | codigo==3126950 | codigo==3127008 | codigo==3127057 | codigo==3127206 | codigo==3127305 |
codigo==3127370 | codigo==3127388 | codigo==3127404 | codigo==3127800 | codigo==3127909 | codigo==3128253 |
codigo==3128303 | codigo==3128402 | codigo==3128501 | codigo==3128600 | codigo==3128709 | codigo==3128808 |
codigo==3128907 | codigo==3129004 | codigo==3129103 | codigo==3129400 | codigo==3129509 | codigo==3129608 |
codigo==3129707 | codigo==3129905 | codigo==3130002 | codigo==3130051 | codigo==3130200 | codigo==3130309 |
codigo==3130408 | codigo==3130507 | codigo==3130556 | codigo==3130606 | codigo==3130705 | codigo==3130804 |
codigo==3130903 | codigo==3131000 | codigo==3131109 | codigo==3131208 | codigo==3131406 | codigo==3131703 |

```

```

codigo==3131901 | codigo==3132206 | codigo==3132503 | codigo==3132602 | codigo==3132800 | codigo==3132909 |
codigo==3133006 | codigo==3133105 | codigo==3133204 | codigo==3133402 | codigo==3133501 | codigo==3133600 |
codigo==3133709 | codigo==3133758 | codigo==3133808 | codigo==3133907 | codigo==3134004 | codigo==3134103 |
codigo==3134301 | codigo==3134400 | codigo==3134509 | codigo==3134608 | codigo==3134707 | codigo==3134806 |
codigo==3134905 | codigo==3135001 | codigo==3135076 | codigo==3135308 | codigo==3135407 | codigo==3135456 |
codigo==3135506 | codigo==3135704 | codigo==3135902 | codigo==3136108 | codigo==3136405 | codigo==3136504 |
codigo==3136520 | codigo==3136553 | codigo==3136579 | codigo==3136603 | codigo==3136801 | codigo==3136900 |
codigo==3136959 | codigo==3137007 | codigo==3137106 | codigo==3137304 | codigo==3137403 | codigo==3137502 |
codigo==3137700 | codigo==3137809 | codigo==3137908 | codigo==3138005 | codigo==3138302 | codigo==3138500 |
codigo==3138609

```

```

replace municipio_nao_PETI=1 if codigo==3138625 | codigo==3138674 | codigo==3138682 | codigo==3138708 | codigo==31388071
codigo==3139003 | codigo==3139102 | codigo==3139300 | codigo==3139508 | codigo==3139706 | codigo==3139805 |
codigo==3139904 | codigo==3140001 | codigo==3140159 | codigo==3140209 | codigo==3140308 | codigo==3140407 |
codigo==3140530 | codigo==3140605 | codigo==3140803 | codigo==3140902 | codigo==3141108 | codigo==3141207 |
codigo==3141306 | codigo==3141504 | codigo==3141603 | codigo==3141702 | codigo==3141900 | codigo==3142007 |
codigo==3142106 | codigo==3142205 | codigo==3142254 | codigo==3142304 | codigo==3142403 | codigo==3142502 |
codigo==3142601 | codigo==3142700 | codigo==3142809 | codigo==3143005 | codigo==3143104 | codigo==3143450 |
codigo==3143500 | codigo==3143609 | codigo==3143708 | codigo==3143807 | codigo==3143906 | codigo==3144102 |
codigo==3144375 | codigo==3144409 | codigo==3144508 | codigo==3144656 | codigo==3144672 | codigo==3144706 |
codigo==3144805 | codigo==3144904 | codigo==3145000 | codigo==3145109 | codigo==3145208 | codigo==3145356 |
codigo==3145372 | codigo==3145406 | codigo==3145505 | codigo==3145703 | codigo==3145802 | codigo==3145877 |
codigo==3145901 | codigo==3146107 | codigo==3146206 | codigo==3146404 | codigo==3146602 | codigo==3146701 |
codigo==3146909 | codigo==3147204 | codigo==3147303 | codigo==3147402 | codigo==3147501 | codigo==3147600 |
codigo==3147709 | codigo==3147808 | codigo==3147956 | codigo==3148103 | codigo==3148202 | codigo==3148301 |
codigo==3148400 | codigo==3148756 | codigo==3148806 | codigo==3148905 | codigo==3149002 | codigo==3149150 |
codigo==3149200 | codigo==3149408 | codigo==3149507 | codigo==3149606 | codigo==3149705 | codigo==3149804 |
codigo==3149952 | codigo==3150000 | codigo==3150109 | codigo==3150158 | codigo==3150208 | codigo==3150307 |
codigo==3150406 | codigo==3150505 | codigo==3150570 | codigo==3150604 | codigo==3150703 | codigo==3150802 |
codigo==3150901 | codigo==3151107 | codigo==3151305 | codigo==3151602 | codigo==3151701 | codigo==3151800 |
codigo==3151909 | codigo==3152006 | codigo==3152131 | codigo==3152170 | codigo==3152303 | codigo==3152600 |
codigo==3152709 | codigo==3152808 | codigo==3152907 | codigo==3153004 | codigo==3153103 | codigo==3153202 |
codigo==3153301 | codigo==3153509 | codigo==3153608 | codigo==3153707 | codigo==3153806 | codigo==3153905 |
codigo==3154002 | codigo==3154101 | codigo==3154150 | codigo==3154200 | codigo==3154408 | codigo==3154457 |
codigo==3154705 | codigo==3154804 | codigo==3154903 | codigo==3155009 | codigo==3155108 | codigo==3155207 |
codigo==3155504 | codigo==3155702 | codigo==3155801 | codigo==3155900 | codigo==3156007 | codigo==3156106 |
codigo==3156205 | codigo==3156304 | codigo==3156502 | codigo==3156908 | codigo==3157203 | codigo==3157252 |
codigo==3157278 | codigo==3157302 | codigo==3157336 | codigo==3157377 | codigo==3157401 | codigo==3157500 |
codigo==3157609 | codigo==3157708 | codigo==3157906 | codigo==3158003 | codigo==3158201 | codigo==3158409 |
codigo==3158607

```

```

replace municipio_nao_PETI=1 if codigo==3158706 | codigo==3158805 | codigo==3158904 | codigo==3158953 | codigo==31590011
codigo==3159100 | codigo==3159209 | codigo==3159308 | codigo==3159407 | codigo==3159506 | codigo==3159704 |
codigo==3159902 | codigo==3160009 | codigo==3160454 | codigo==3160504 | codigo==3160603 | codigo==3160900 |
codigo==3160959 | codigo==3161007 | codigo==3161056 | codigo==3161205 | codigo==3161304 | codigo==3161403 |
codigo==3161502 | codigo==3161601 | codigo==3161650 | codigo==3161809 | codigo==3161908 | codigo==3162005 |
codigo==3162104 | codigo==3162203 | codigo==3162252 | codigo==3162302 | codigo==3162500 | codigo==3162559 |
codigo==3162575 | codigo==3162609 | codigo==3162658 | codigo==3162906 | codigo==3162922 | codigo==3162948 |
codigo==3162955 | codigo==3163003 | codigo==3163102 | codigo==3163201 | codigo==3163300 | codigo==3163409 |
codigo==3163508 | codigo==3163607 | codigo==3163706 | codigo==3163805 | codigo==3163904 | codigo==3164001 |
codigo==3164100 | codigo==3164308 | codigo==3164407 | codigo==3164431 | codigo==3164506 | codigo==3164605 |
codigo==3164704 | codigo==3164803 | codigo==3164902 | codigo==3165008 | codigo==3165107 | codigo==3165206 |
codigo==3165404 | codigo==3165503 | codigo==3165537 | codigo==3165560 | codigo==3165578 | codigo==3165602 |
codigo==3165701 | codigo==3165800 | codigo==3166105 | codigo==3166204 | codigo==3166303 | codigo==3166402 |
codigo==3166501 | codigo==3166600 | codigo==3166808 | codigo==3166907 | codigo==3167004 | codigo==3167103 |
codigo==3167202 | codigo==3167301 | codigo==3167400 | codigo==3167509 | codigo==3167608 | codigo==3167707 |
codigo==3167806 | codigo==3167905 | codigo==3168002 | codigo==3168051 | codigo==3168101 | codigo==3168200 |
codigo==3168309 | codigo==3168408 | codigo==3168507 | codigo==3168804 | codigo==3168903 | codigo==3169000 |
codigo==3169059 | codigo==3169109 | codigo==3169208 | codigo==3169604 | codigo==3169802 | codigo==3170008 |
codigo==3170057 | codigo==3170107 | codigo==3170404 | codigo==3170438 | codigo==3170479 | codigo==3170529 |
codigo==3170602 | codigo==3170750 | codigo==3171006 | codigo==3171105 | codigo==3171154 | codigo==3171402 |
codigo==3171501 | codigo==3171600 | codigo==3171709 | codigo==3171907 | codigo==3172004 | codigo==3172103 |
codigo==3172202 | codigo==3203056 | codigo==3203304 | codigo==3205010 | codigo==3205069 | codigo==3300100 |
codigo==3300225 | codigo==3300258 | codigo==3300308 | codigo==3300407 | codigo==3300506 | codigo==3300704 |
codigo==3300803 | codigo==3300936 | codigo==3300951 | codigo==3301108 | codigo==3301504 | codigo==3301801 |
codigo==3301876 | codigo==3302106 | codigo==3302254 | codigo==3302270 | codigo==3302452 | codigo==3302601 |
codigo==3302700 | codigo==3302809 | codigo==3302858 | codigo==3303203 | codigo==3303856 | codigo==3303906 |
codigo==3304003 | codigo==3304110 | codigo==3304201 | codigo==3304300 | codigo==3304508 | codigo==3304524 |
codigo==3304607 | codigo==3305133 | codigo==3305158 | codigo==3305208 | codigo==3305307 | codigo==3305505 |
codigo==3305604

```

```

replace municipio_nao_PETI=1 if codigo==3305802 | codigo==3306107 | codigo==3500105 | codigo==3500204 | codigo==35003031
codigo==3500402 | codigo==3500501 | codigo==3500550 | codigo==3500600 | codigo==3500758 | codigo==3500808 |
codigo==3501004 | codigo==3501103 | codigo==3501152 | codigo==3501301 | codigo==3501400 | codigo==3501509 |
codigo==3501707 | codigo==3501806 | codigo==3501905 | codigo==3502002 | codigo==3502200 | codigo==3502309 |
codigo==3502408 | codigo==3502507 | codigo==3502606 | codigo==3502754 | codigo==3502903 | codigo==3503000 |

```



```

codigo==3553955 | codigo==3554003 | codigo==3554102 | codigo==3554201 | codigo==3554300 | codigo==3554409 |
codigo==3554508 | codigo==3554607 | codigo==3554656 | codigo==3554755 | codigo==3554904 | codigo==3554953 |
codigo==3555000 | codigo==3555109 | codigo==3555208 | codigo==3555307 | codigo==3555356 | codigo==3555505 |
codigo==3555604 | codigo==3555703 | codigo==3555802 | codigo==3555901 | codigo==3556008 | codigo==3556206 |
codigo==3556305 | codigo==3556354 | codigo==3556453 | codigo==3556602 | codigo==3556701 | codigo==3556909 |
codigo==3556958 | codigo==3557154 | codigo==3557204 | codigo==3557303 | codigo==4100806 | codigo==4101002 |
codigo==4101101 | codigo==4101200 | codigo==4101408 | codigo==4101507 | codigo==4101606 | codigo==4101655 |
codigo==4101853 | codigo==4101903 | codigo==4102208 | codigo==4102307 | codigo==4102406 | codigo==4102752 |
codigo==4102802

```

```

replace municipio_nao_PETI=1 if codigo==4103024 | codigo==4103040 | codigo==4103107 | codigo==4103156 | codigo==4103221
codigo==4103305 | codigo==4103370 | codigo==4103404 | codigo==4103479 | codigo==4103602 | codigo==4103701 |
codigo==4103909 | codigo==4104055 | codigo==4104105 | codigo==4104600 | codigo==4104659 | codigo==4105102 |
codigo==4105201 | codigo==4105300 | codigo==4105706 | codigo==4105904 | codigo==4106001 | codigo==4106308 |
codigo==4106407 | codigo==4106571 | codigo==4106605 | codigo==4106704 | codigo==4106852 | codigo==4107306 |
codigo==4107405 | codigo==4107504 | codigo==4107546 | codigo==4107553 | codigo==4107702 | codigo==4107736 |
codigo==4107850 | codigo==4107900 | codigo==4108205 | codigo==4108551 | codigo==4108601 | codigo==4108700 |
codigo==4109005 | codigo==4109104 | codigo==4109203 | codigo==4109658 | codigo==4109757 | codigo==4110003 |
codigo==4110201 | codigo==4110409 | codigo==4110656 | codigo==4110805 | codigo==4110904 | codigo==4110953 |
codigo==4111001 | codigo==4111100 | codigo==4111209 | codigo==4111308 | codigo==4111605 | codigo==4111902 |
codigo==4112009 | codigo==4112306 | codigo==4112405 | codigo==4112603 | codigo==4112702 | codigo==4112751 |
codigo==4112959 | codigo==4113403 | codigo==4113502 | codigo==4113601 | codigo==4113734 | codigo==4113908 |
codigo==4114005 | codigo==4114104 | codigo==4114203 | codigo==4114351 | codigo==4114500 | codigo==4114708 |
codigo==4115309 | codigo==4115358 | codigo==4115507 | codigo==4115739 | codigo==4115754 | codigo==4116000 |
codigo==4116307 | codigo==4116406 | codigo==4116505 | codigo==4116703 | codigo==4116950 | codigo==4117255 |
codigo==4117305 | codigo==4117404 | codigo==4117909 | codigo==4118006 | codigo==4118105 | codigo==4118303 |
codigo==4118402 | codigo==4118501 | codigo==4118808 | codigo==4118857 | codigo==4118907 | codigo==4119004 |
codigo==4119251 | codigo==4119400 | codigo==4119657 | codigo==4119806 | codigo==4120002 | codigo==4120101 |
codigo==4120150 | codigo==4120200 | codigo==4120309 | codigo==4120333 | codigo==4120358 | codigo==4120408 |
codigo==4120507 | codigo==4120655 | codigo==4120853 | codigo==4121109 | codigo==4121307 | codigo==4121356 |
codigo==4121406 | codigo==4121604 | codigo==4121802 | codigo==4122107 | codigo==4122305 | codigo==4122404 |
codigo==4122503 | codigo==4122800 | codigo==4122909 | codigo==4123006 | codigo==4123105 | codigo==4123204 |
codigo==4123402 | codigo==4123600 | codigo==4123709 | codigo==4123808 | codigo==4123824 | codigo==4123907 |
codigo==4123956 | codigo==4124004 | codigo==4124053 | codigo==4124103 | codigo==4124202 | codigo==4124301 |
codigo==4124509 | codigo==4124707 | codigo==4124905 | codigo==4125001 | codigo==4125209 | codigo==4125357 |
codigo==4125407 | codigo==4125555 | codigo==4125704 | codigo==4125753 | codigo==4126009 | codigo==4126108 |
codigo==4126207 | codigo==4126272 | codigo==4126355 | codigo==4126405 | codigo==4126504 | codigo==4126603 |
codigo==4126652 | codigo==4126678 | codigo==4126900 | codigo==4127007 | codigo==4127106 | codigo==4127304 |
codigo==4127403

```

```

replace municipio_nao_PETI=1 if codigo==4127502 | codigo==4127858 | codigo==4127957 | codigo==4128203 | codigo==41283021
codigo==4128559 | codigo==4128609 | codigo==4128625 | codigo==4128658 | codigo==4128708 | codigo==4128807 |
codigo==4200051 | codigo==4200200 | codigo==4200309 | codigo==4200556 | codigo==4200606 | codigo==4200754 |
codigo==4201000 | codigo==4201208 | codigo==4201257 | codigo==4201273 | codigo==4201505 | codigo==4201604 |
codigo==4201653 | codigo==4201703 | codigo==4201901 | codigo==4202008 | codigo==4202206 | codigo==4202453 |
codigo==4202859 | codigo==4202909 | codigo==4203303 | codigo==4204178 | codigo==4204350 | codigo==4204509 |
codigo==4204756 | codigo==4205001 | codigo==4205100 | codigo==4205159 | codigo==4205191 | codigo==4205456 |
codigo==4206504 | codigo==4206751 | codigo==4206900 | codigo==4207106 | codigo==4207403 | codigo==4207577 |
codigo==4207601 | codigo==4207650 | codigo==4207700 | codigo==4207858 | codigo==4208005 | codigo==4208104 |
codigo==4208302 | codigo==4208609 | codigo==4209177 | codigo==4209201 | codigo==4209508 | codigo==4209854 |
codigo==4209904 | codigo==4210001 | codigo==4210035 | codigo==4210605 | codigo==4211058 | codigo==4211504 |
codigo==4211652 | codigo==4211876 | codigo==4212601 | codigo==4213005 | codigo==4213153 | codigo==4213203 |
codigo==4213351 | codigo==4213609 | codigo==4213906 | codigo==4214003 | codigo==4214151 | codigo==4214300 |
codigo==4214607 | codigo==4214706 | codigo==4214904 | codigo==4215109 | codigo==4215307 | codigo==4215604 |
codigo==4215695 | codigo==4215752 | codigo==4215802 | codigo==4215901 | codigo==4216255 | codigo==4216354 |
codigo==4217006 | codigo==4217105 | codigo==4217154 | codigo==4217253 | codigo==4217303 | codigo==4217402 |
codigo==4217600 | codigo==4218202 | codigo==4218350 | codigo==4218509 | codigo==4218608 | codigo==4218756 |
codigo==4219150 | codigo==4219176 | codigo==4219200 | codigo==4219358 | codigo==4219408 | codigo==4219606 |
codigo==4219853 | codigo==4300034 | codigo==4300059 | codigo==4300208 | codigo==4300307 | codigo==4300406 |
codigo==4300455 | codigo==4300471 | codigo==4300505 | codigo==4300554 | codigo==4300570 | codigo==4300638 |
codigo==4300661 | codigo==4300703 | codigo==4300802 | codigo==4300851 | codigo==4300877 | codigo==4300901 |
codigo==4301008 | codigo==4301057 | codigo==4301073 | codigo==4301107 | codigo==4301305 | codigo==4301503 |
codigo==4301552 | codigo==4301651 | codigo==4301701 | codigo==4301750 | codigo==4301875 | codigo==4301909 |
codigo==4301925 | codigo==4301958 | codigo==4302055 | codigo==4302105 | codigo==4302154 | codigo==4302204 |
codigo==4302220 | codigo==4302238 | codigo==4302253 | codigo==4302352 | codigo==4302378 | codigo==4302402 |
codigo==4302451 | codigo==4302501 | codigo==4302584 | codigo==4302600 | codigo==4302659 | codigo==4302709 |
codigo==4302808 | codigo==4302907 | codigo==4303202 | codigo==4303301 | codigo==4303400 | codigo==4303608 |
codigo==4303673 | codigo==4303806 | codigo==4303905 | codigo==4304309 | codigo==4304358 | codigo==4304408 |
codigo==4304507

```

```

replace municipio_nao_PETI=1 if codigo==4304606 | codigo==4304614 | codigo==4304622 | codigo==4304655 | codigo==43046631
codigo==4304671 | codigo==4304689 | codigo==4304697 | codigo==4304705 | codigo==4304713 | codigo==4304853 |
codigo==4304903 | codigo==4305116 | codigo==4305132 | codigo==4305157 | codigo==4305207 | codigo==4305306 |
codigo==4305355 | codigo==4305371 | codigo==4305405 | codigo==4305439 | codigo==4305447 | codigo==4305454 |
codigo==4305504 | codigo==4305587 | codigo==4305603 | codigo==4305702 | codigo==4305801 | codigo==4305835 |
codigo==4305850 | codigo==4305871 | codigo==4305900 | codigo==4305934 | codigo==4305959 | codigo==4305975 |

```

```

codigo==4306007 | codigo==4306056 | codigo==4306072 | codigo==4306130 | codigo==4306205 | codigo==4306304 |
codigo==4306320 | codigo==4306353 | codigo==4306379 | codigo==4306403 | codigo==4306429 | codigo==4306452 |
codigo==4306502 | codigo==4306601 | codigo==4306700 | codigo==4306759 | codigo==4306767 | codigo==4306809 |
codigo==4306908 | codigo==4306924 | codigo==4306932 | codigo==4306957 | codigo==4306973 | codigo==4307054 |
codigo==4307104 | codigo==4307203 | codigo==4307302 | codigo==4307401 | codigo==4307450 | codigo==4307500 |
codigo==4307609 | codigo==4307807 | codigo==4307815 | codigo==4307831 | codigo==4307864 | codigo==4308003 |
codigo==4308052 | codigo==4308078 | codigo==4308102 | codigo==4308201 | codigo==4308250 | codigo==4308300 |
codigo==4308409 | codigo==4308433 | codigo==4308458 | codigo==4308607 | codigo==4308656 | codigo==4308706 |
codigo==4308805 | codigo==4308854 | codigo==4309050 | codigo==4309100 | codigo==4309159 | codigo==4309258 |
codigo==4309407 | codigo==4309506 | codigo==4309555 | codigo==4309571 | codigo==4309654 | codigo==4309803 |
codigo==4309902 | codigo==4309951 | codigo==4310009 | codigo==4310330 | codigo==4310363 | codigo==4310405 |
codigo==4310439 | codigo==4310462 | codigo==4310504 | codigo==4310538 | codigo==4310553 | codigo==4310579 |
codigo==4310603 | codigo==4310652 | codigo==4310751 | codigo==4310801 | codigo==4310850 | codigo==4310876 |
codigo==4311007 | codigo==4311106 | codigo==4311122 | codigo==4311130 | codigo==4311155 | codigo==4311205 |
codigo==4311254 | codigo==4311270 | codigo==4311429 | codigo==4311502 | codigo==4311601 | codigo==4311643 |
codigo==4311700 | codigo==4311718 | codigo==4311759 | codigo==4311775 | codigo==4311791 | codigo==4311809 |
codigo==4311908 | codigo==4311981 | codigo==4312005 | codigo==4312054 | codigo==4312104 | codigo==4312138 |
codigo==4312153 | codigo==4312179 | codigo==4312203 | codigo==4312252 | codigo==4312302 | codigo==4312351 |
codigo==4312377 | codigo==4312385 | codigo==4312427 | codigo==4312443 | codigo==4312450 | codigo==4312476 |
codigo==4312500 | codigo==4312609 | codigo==4312617 | codigo==4312625 | codigo==4312658 | codigo==4312674 |
codigo==4312708 | codigo==4312807 | codigo==4312906 | codigo==4312955 | codigo==4313003

```

```

replace municipio_nao_PETI=1 if codigo==4313011 | codigo==4313037 | codigo==4313060 | codigo==4313086 | codigo==4313300

```

```

codigo==4313334 | codigo==4313359 | codigo==4313375 | codigo==4313391 | codigo==4313425 | codigo==4313441 |
codigo==4313466 | codigo==4313508 | codigo==4313607 | codigo==4313656 | codigo==4313706 | codigo==4313805 |
codigo==4313904 | codigo==4314001 | codigo==4314027 | codigo==4314035 | codigo==4314068 | codigo==4314159 |
codigo==4314175 | codigo==4314308 | codigo==4314423 | codigo==4314464 | codigo==4314472 | codigo==4314506 |
codigo==4314555 | codigo==4314605 | codigo==4314704 | codigo==4314753 | codigo==4314779 | codigo==4314787 |
codigo==4314803 | codigo==4315057 | codigo==4315073 | codigo==4315131 | codigo==4315149 | codigo==4315156 |
codigo==4315172 | codigo==4315206 | codigo==4315305 | codigo==4315313 | codigo==4315321 | codigo==4315354 |
codigo==4315453 | codigo==4315503 | codigo==4315552 | codigo==4315701 | codigo==4315750 | codigo==4315800 |
codigo==4315909 | codigo==4315958 | codigo==4316006 | codigo==4316105 | codigo==4316204 | codigo==4316303 |
codigo==4316402 | codigo==4316428 | codigo==4316436 | codigo==4316477 | codigo==4316501 | codigo==4316709 |
codigo==4316733 | codigo==4316758 | codigo==4316956 | codigo==4316972 | codigo==4317004 | codigo==4317103 |
codigo==4317251 | codigo==4317301 | codigo==4317558 | codigo==4317707 | codigo==4317756 | codigo==4317905 |
codigo==4318002 | codigo==4318051 | codigo==4318101 | codigo==4318309 | codigo==4318408 | codigo==4318424 |
codigo==4318432 | codigo==4318457 | codigo==4318465 | codigo==4318481 | codigo==4318499 | codigo==4318507 |
codigo==4318606 | codigo==4318614 | codigo==4318622 | codigo==4318804 | codigo==4318903 | codigo==4319000 |
codigo==4319109 | codigo==4319125 | codigo==4319158 | codigo==4319307 | codigo==4319356 | codigo==4319364 |
codigo==4319372 | codigo==4319406 | codigo==4319505 | codigo==4319604 | codigo==4319703 | codigo==4319711 |
codigo==4319737 | codigo==4319752 | codigo==4319802 | codigo==4319901 | codigo==4320107 | codigo==4320230 |
codigo==4320305 | codigo==4320321 | codigo==4320354 | codigo==4320404 | codigo==4320453 | codigo==4320503 |
codigo==4320552 | codigo==4320578 | codigo==4320602 | codigo==4320651 | codigo==4320800 | codigo==4320859 |
codigo==4320909 | codigo==4321006 | codigo==4321105 | codigo==4321303 | codigo==4321329 | codigo==4321436 |
codigo==4321451 | codigo==4321469 | codigo==4321477 | codigo==4321493 | codigo==4321600 | codigo==4321626 |
codigo==4321634 | codigo==4321667 | codigo==4321709 | codigo==4321808 | codigo==4321832 | codigo==4321907 |
codigo==4321956 | codigo==4322004 | codigo==4322103 | codigo==4322202 | codigo==4322251 | codigo==4322301 |
codigo==4322327 | codigo==4322343 | codigo==4322350 | codigo==4322376 | codigo==4322400 | codigo==4322509 |
codigo==4322525 | codigo==4322541 | codigo==4322558 | codigo==4322608 | codigo==4322806 | codigo==4322855 |
codigo==4322905 | codigo==4323101 | codigo==4323200 | codigo==4323309 | codigo==4323358 | codigo==4323408 |
codigo==4323457

```

```

replace municipio_nao_PETI=1 if codigo==4323507 | codigo==4323606 | codigo==4323754 | codigo==4323770 | codigo==5003900

```

```

codigo==5100102 | codigo==5100359 | codigo==5100409 | codigo==5100508 | codigo==5100607 | codigo==5101001 |
codigo==5101209 | codigo==5101308 | codigo==5101852 | codigo==5102678 | codigo==5102694 | codigo==5103205 |
codigo==5103304 | codigo==5103452 | codigo==5103502 | codigo==5103601 | codigo==5103809 | codigo==5103908 |
codigo==5104526 | codigo==5104542 | codigo==5104559 | codigo==5104609 | codigo==5104807 | codigo==5104906 |
codigo==5105176 | codigo==5105309 | codigo==5105600 | codigo==5106174 | codigo==5106182 | codigo==5106190 |
codigo==5106208 | codigo==5106257 | codigo==5106265 | codigo==5106281 | codigo==5106299 | codigo==5106315 |
codigo==5106372 | codigo==5106703 | codigo==5106851 | codigo==5107180 | codigo==5107198 | codigo==5107305 |
codigo==5107578 | codigo==5107743 | codigo==5107768 | codigo==5107776 | codigo==5107792 | codigo==5107883 |
codigo==5107941 | codigo==5108006 | codigo==5108055 | codigo==5108105 | codigo==5108352 | codigo==5108808 |
codigo==5108857 | codigo==5108907 | codigo==5200209 | codigo==5201207 | codigo==5201603 | codigo==5201801 |
codigo==5203104 | codigo==5203807 | codigo==5204201 | codigo==5205109 | codigo==5205802 | codigo==5206909 |
codigo==5207105 | codigo==5207535 | codigo==5208301 | codigo==5209291 | codigo==5209408 | codigo==5212709 |
codigo==5213053 | codigo==5214903 | codigo==5215207 | codigo==5215504 | codigo==5216403 | codigo==5216809 |
codigo==5219258 | codigo==5219902 | codigo==5220009 | codigo==5220264 | codigo==5221304 | codigo==5221452 |
codigo==5221551

```


***5) Criar as variáveis PBF e PETI

/*Atenção: foram computadas as famílias que recebiam exclusivamente PBF ou PETI. Dessa forma, as famílias que acumulavam renda de um dos programas (PBF ou PETI) e de outro(s) programa(s) foram excluídas da amostra, para evitar ruídos no impacto*/

** gerar Identificador de Domicílio
sort UF V1002 V1003 codigo V0300
egen ID = group(UF V1002 V1003 codigo V0300)

** gerar Identificador de Famílias ***IMPORTANTE ***
sort UF V1002 V1003 codigo V0300 ID V5020
egen IF = group(UF V1002 V1003 codigo V0300 ID V5020)

* criar a variável de idade
gen idade=V6036

**gerar filhos menores de 16 anos
gen filhos_ate_15=0
replace filhos_ate_15=1 if idade<16 & (V0502==04 | V0502==05 | V0502==06)

**contar o número de filhos menores de 16 anos em cada família
sort ID
by ID: egen Nfilhos_ate_15D=total(filhos_ate_15)

gen PBF200=.
replace PBF200=1 if V0657==1 & V0658==0 & V6591==200 & Nfilhos_ate_15D==3
gen PETI200=.
replace PETI200=1 if V0657==1 & V0658==0 & V6591==200 & (Nfilhos_ate_15D==5 | Nfilhos_ate_15D==8)

gen PBF=.
replace PBF=1 if V0657==1 & V0658==0 & V0659==0 & (V6591==22 | V6591==33 | V6591==44 | V6591==55 | V6591==66 | V6591==68 | V6591==77 | V6591==88 | V6591==90 | V6591==99 | V6591==101 | V6591==110 | V6591==112 | V6591==123 | V6591==132 | V6591==134 | V6591==145 | V6591==156 | V6591==167 | V6591==178 | PBF200==1) & municipio_ao_PETI==0
replace PBF=1 if V0657==1 & V0658==0 & V0659==0 & municipio_ao_PETI==1

/*criar dummy para pessoas que vivem em cidades com população abaixo e acima de 250000 habitantes que estejam na zona urbana e fora da região metropolitana
(Objetivo: identificar os beneficiários do PETI que recebem valores múltiplos de R\$ 25,00 ou de R\$ 40,00)*/

gen cidade_menos_250_foraRM=0
replace cidade_menos_250_foraRM=1 if populacao<250000 & V1004==0 & V1006==1

gen cidade_mais_250_foraRM=0
replace cidade_mais_250_foraRM=1 if populacao>=250000 & V1004==0 & V1006==1

* gerar renda *per capita* familiar
gen R_percapita=V5070
drop if R_percapita==.

*Identificando as pessoas que residem em famílias beneficiárias
sort IF
by IF: egen N_PBF_F = total(PBF)

*gerar valores possíveis do PBF
gen valoresPBF = 1 if PBF==1 & (V6591==22 | V6591==33 | V6591==44 | V6591==55 | V6591==66 | V6591==68 | V6591==77 | V6591==88 | V6591==90 | V6591==99 | V6591==101 | V6591==110 | V6591==112 | V6591==123 | V6591==132 | V6591==134 | V6591==145 | V6591==156 | V6591==167 | V6591==178 | PBF200==1)

* gerar renda per capita familiar (ex-ante) para os beneficiários do PBF
gen valorPBF = V6591 if valoresPBF==1 & PBF==1
sort IF
by IF: egen soma_PBF = total(valorPBF)

gen valorPBF_pc = soma_PBF/V5060

sort IF
by IF: gen R_pc_exantePBF = (V5070 - valorPBF_pc) if N_PBF_F>0

*gerar valores possíveis do PETI
gen valoresPETI=.
replace valoresPETI = 1 if V0657==1 & V0658==0 & V0659==0 & N_PBF_F==0 & ((V6591==25 | V6591==50 | V6591==75 | V6591==100 | V6591==125 | V6591==150 | V6591==175 | PETI200==1 | V6591==225 | V6591==250) & (V1006==2 | cidade_menos_250_foraRM==1))

```
replace valoresPETI = 1 if V0657==1 & V0658==0 & V0659==0 & N_PBF_F==0 & ((V6591==40 | V6591==80 | V6591==120 |
V6591==160 | PETI200==1 | V6591==240 | V6591==280 | V6591==320 | V6591==360 | V6591==400) & (cidade_mais_250_foraRM==1 |
(V1006==1 & V1004!=0)))
```

* gerar renda per capita familiar (ex-ante) do PETI (variável provisória)

```
gen valorPETI = V6591 if (valoresPETI==1 & municipio_nao_PETI==0 & N_PBF_F==0)
```

```
sort IF
```

```
by IF: egen soma_PETI = total(valorPETI)
```

```
gen valorPETI_pc = soma_PETI/V5060
```

```
sort IF
```

```
by IF: gen R_pc_exantePETIa = (V5070 - valorPETI_pc) if N_PBF_F==0 & municipio_nao_PETI==0 & V0657==1
```

* gerar PETI (limitado para o máximo de 10 filhos de até 15 anos)

```
gen PETI=.
```

```
replace PETI=1 if V0657==1 & V0658==0 & V0659==0 & (V6591==25 | V6591==50 | V6591==75 | V6591==100 | V6591==125 |
V6591==150 | V6591==175 | PETI200==1 | V6591==225 | V6591==250) & (V1006==2 | cidade_menos_250_foraRM==1) &
R_pc_exantePETIa>140 & municipio_nao_PETI==0
```

```
replace PETI=1 if V0657==1 & V0658==0 & V0659==0 & (V6591==40 | V6591==80 | V6591==120 | V6591==160 | PETI200==1 |
V6591==240 | V6591==280 | V6591==320 | V6591==360 | V6591==400) & (cidade_mais_250_foraRM==1 | (V1006==1 & V1004!=0)) &
R_pc_exantePETIa>140 & municipio_nao_PETI==0
```

*filtrando as variáveis PBF e PETI

```
replace PBF=0 if PETI==1 | V0657==0
```

```
replace PETI=0 if PBF==1 | municipio_nao_PETI==1 | V0657==0
```

*Identificando as pessoas que residem em famílias beneficiárias

```
sort IF
```

```
by IF: egen N_PETI_F = total(PETI)
```

* gerar renda per capita familiar (ex-ante) do PETI (variável definitiva)

```
sort IF
```

```
by IF: gen R_pc_exantePETI = (V5070 - valorPETI_pc) if N_PETI_F>0 & N_PBF_F==0
```

* gerar renda percapita para não beneficiários

```
sort IF
```

```
by IF: gen R_pcta = V5070 if (R_pc_exantePETI==. & R_pc_exantePBF==.)
```

* gerar as rendas per capitas para teste

```
gen R_pc_exantePBFaa = R_pc_exantePBF
```

```
gen R_pc_exantePETIaa = R_pc_exantePETI
```

```
gen R_pctaaa = R_pcta
```

```
recode R_pc_exantePBFaa . = 0
```

```
recode R_pc_exantePETIaa . = 0
```

```
recode R_pctaaa . = 0
```

```
gen R_pcp_exante = R_pctaaa + R_pc_exantePBFaa + R_pc_exantePETIaa
```

***6) Identificando os domicílios beneficiários

*Identificando as pessoas que residem em domicílios beneficiários

```
sort ID
```

```
by ID: egen N_PBF_D = total(PBF)
```

```
sort ID
```

```
by ID: egen N_PETI_D = total(PETI)
```

*Identificando as pessoas que residem em domicílios beneficiários

```
gen PBFa=.
```

```
replace PBFa=1 if N_PBF_D>0
```

```
replace PBFa=0 if N_PBF_D==0
```

```
gen PETIa=.
```

```
replace PETIa=1 if N_PETI_D>0
```

```
replace PETIa=0 if N_PETI_D==0
```

***** PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA E FECUNDIDADE – CONSTRUÇÃO DA AMOSTRA*****

*(1) ***** PREPARANDO A CONSTRUÇÃO DA VARIÁVEL DEPENDENTE *****

*Gerar o total de filhos tidos (vivos e mortos) até julho de 2010, pela mulher responsável pelo domicílio ou cônjuge
gen total_filhos = V6800

*Gerar total de filhos/filhas VIVOS em 2010
gen filhos_vivos_2010 = V6643

*Gerar domicílios com mulher (chefe ou cônjuge).
gen tem_mulher = 0
replace tem_mulher=1 if V0601==2 & (V0502==1 | V0502==2)
sort ID
by ID: egen Ntem_mulherD = total(tem_mulher)

*Manter no banco apenas os domicílios que têm mulheres na condição de chefe ou cônjuge.
keep if Ntem_mulherD>0

*Para gerar os pseudorresultados é preciso saber quantos filhos a mulher teve até JULHO DE 2004. Então:

*Criar as variáveis necessárias para se saber o total de filhos que residem no domicílio em 2010

*Gerar mulher chefe
gen mulher_chefe = 0
replace mulher_chefe=1 if V0601==2 & V0502==1
sort ID
by ID: egen Nmulher_chefeD = total(mulher_chefe)

*Gerar mulher cônjuge
gen mulher_conjuge = 0
replace mulher_conjuge=1 if V0601==2 & V0502==2
sort ID
by ID: egen Nmulher_conjugeD = total(mulher_conjuge)

*Gerar total de filhos da mulher (chefe ou cônjuge), residentes no domicílio em 2010
gen filhos_mulher = 0
replace filhos_mulher = 1 if (V0502==4 | V0502==6) & Nmulher_conjugeD==1
replace filhos_mulher = 1 if (V0502==4 | V0502==5) & Nmulher_chefeD==1

*1.1) Gerar o total de FILHOS QUE MORAVAM EM CASA em julho de 2010
sort ID
by ID: egen Nfilhos_mulherD = total(filhos_mulher)

*1.2) Gerar total de FILHOS TIDOS pela mulher do domicílio (vivos e mortos)
sort ID
by ID: gen total_filhos_2010 = V6800 if V0601==2 & (V0502==1 | V0502==2)

*1.3) Gerar a idade dos filhos que RESIDEM NO DOMICÍLIO em 2010
gen idade_filho = idade if filhos_mulher==1

/* Até aqui, se tem o total de filhos que a mulher gerou (total_filhos_2010), o total de filhos que moram no domicílio (Nfilhos_mulherD) e a idade do(s) filhos que residem no domicílio. No entanto, é necessário saber a idade de todos os filhos, para se identificar quantos filhos elegíveis ao PBF a família tinha em 2004. No CENSO 2010, não existe qualquer informação acerca da idade dos filhos que não residem no domicílio, ou seja, não tem como saber a idade do filho que faleceu (ou a idade ao morrer) nem mesmo a idade daquele que saiu do domicílio (seja para estudar ou para compor nova família). Portanto, surge a necessidade de se excluir da amostra as famílias que reduziram. */

/*Gerar a variável que identifica se houve redução no nº de filhos da família, ou seja, verificar a diferença entre o total de filhos tidos pela mulher e o nº de filhos que residem no domicílio*/
sort ID
by ID: gen familias_que_reduziram = (total_filhos_2010 - Nfilhos_mulherD) if V0601==2 & (V0502==1 | V0502==2)

*Gerar a identificação das famílias que não reduziram, ou seja, famílias cujo total de filhos tidos é igual ao nº de filhos que residem no domicílio
gen todos_filhos_casa = 1 if Nfilhos_mulherD>=0 & familias_que_reduziram==0
sort ID
by ID: egen Ntodos_filhos_casaD = total(todos_filhos_casa)

*Manter somente as famílias que não reduziram (total de filhos tidos é igual ao nº de filhos do domicílio)
keep if Ntodos_filhos_casaD==1

*(2) ***** Gerar o número de FILHOS VIVOS em 2003, 2004 e 2009 *****

*Gerar o total de FILHOS VIVOS em JULHO de cada ano

*2003

*gerar total de filhos da mulher (chefe ou cônjuge) em julho de 2003

gen filhos_2003 = 0

replace filhos_2003 = 1 if filhos_mulher==1 & idade_filho>=7

sort ID

by ID: egen Nfilhos_2003D = total(filhos_2003)

*2004

*gerar total de filhos da mulher (chefe ou cônjuge) em julho de 2004

gen filhos_2004 = 0

replace filhos_2004 = 1 if filhos_mulher==1 & idade_filho>=6

sort ID

by ID: egen Nfilhos_2004D = total(filhos_2004)

*2009

*gerar total de filhos da mulher (chefe ou cônjuge) em julho de 2009

gen filhos_2009 = 0

replace filhos_2009 = 1 if filhos_mulher==1 & idade_filho>=1

sort ID

by ID: egen Nfilhos_2009D = total(filhos_2009)

*2010

*gerar total de filhos da mulher (chefe ou cônjuge) em julho de 2010

gen filhos_2010 = Nfilhos_mulherD

gen Nfilhos_2010D = Nfilhos_mulherD

*(3) ***** Gerar a VARIÁVEL DEPENDENTE *****

gen teve_filho=.

replace teve_filho=1 if V6664==1

replace teve_filho=0 if V6664==0

*Deixar no banco somente as mulheres (chefes do domicílio ou cônjuges do chefe) com idade entre 16 e 49 anos

keep if V0601==2 & (V0502==1 | V0502==2)

keep if (idade>=16 & idade<=49)

*Excluir as famílias cujo filho mais novo tem mais de 17 anos (porque não são elegíveis ao PBF)

drop if V6660>17

*Excluir as famílias com renda *per capita ex-ante* superior a R\$ 280 (duas vezes o ponto de corte)

drop if R_pcp_exante>280

*(4) ***** Matching sem substituição preservando a amostra *****

/* Matching sem substituição (1 controle para 1 tratado, 1:1) preservando a amostra que foi utilizada pra calcular o ATT */

// Método do vizinho mais próximo com calibre 0.01

clear

use "C:\Users\...\PBF e fecundidade\2 Filhos e rpc 140.dta", clear

*** Estimar o Propensity Score

logit PBF *indepvars* [fw=V0010], robust

predict pscore

drop if pscore==.

keep if (pscore>.1)&(pscore<.9)

gen id=_n

save "C:\Users\...\PBF e fecundidade\2 Filhos e rpc 140.dta", replace

set seed 99999999 /*obs.: aqui é para colocar o tamanho da amostra (N)*/

generate x=uniform()

sort x

```

psmatch2 PBF, pscore(pscore) caliper(.01) noreplacement descending
sort _id
g match=id[_n1]
g treat=id if _nn==1
drop if treat==.
sum treat
keep treat match
save "C:\Users\...\PBF e fecundidade\esquemaA.dta", replace
clear
use "C:\Users\...\PBF e fecundidade\esquemaA.dta", replace
keep treat
gen tx=1
rename treat id
save "C:\Users\...\PBF e fecundidade\temporarioA.dta", replace
clear
use "C:\Users\...\PBF e fecundidade\esquemaA.dta", replace
keep match
gen tx=0
rename match id
append using "C:\Users\...\PBF e fecundidade\temporarioA.dta"
sort id
save "C:\Users\...\PBF e fecundidade\temporarioB.dta", replace
clear
use "C:\Users\...\PBF e fecundidade\2 Filhos e rpc 140.dta", replace
sort id
merge 1:1 id using "C:\Users\...\PBF e fecundidade\temporarioB.dta"
tab tx
drop if tx==.
drop _merge
save "C:\Users\...\PBF e fecundidade\ATT2F_140cortada.dta", replace

```

/*Agora temos:

i) uma amostra pareada 1:1; e/ou

ii) a amostra que foi utilizada no cálculo do ATT pelo pacote PSMATCH2 do STATA*/

/* Na amostra cortada, utiliza-se novamente o algoritmo de seleção de covariadas proposto por Imbens(2014), para posteriormente se estimar o ATT utilizando o pacote *teffects psmatch* do STATA13*/