

O Impacto das Regras do Programa Bolsa Família Sobre a Fecundidade das Beneficiárias^{*}

Luis Antonio Winck Cechin,[†] André Carraro,[‡] Felipe Garcia Ribeiro,[§]
Rodrigo Nobre Fernandez[¶]

Sumário: 1. Introdução; 2. Descrição e evolução do Programa Bolsa Família; 3. Modelo teórico de demanda por filhos; 4. Estratégia empírica; 5. Dados, população-alvo e limitações; 6. Análise dos resultados; 7. Considerações finais; Apêndice A. Prova das proposições do modelo teórico; Apêndice B. Tabelas.

Palavras-chave: Programa Bolsa Família, Fecundidade, Propensity Score Matching.

Códigos JEL: J13, J18, I38.

Este trabalho investiga um possível incentivo do Programa Bolsa Família ao aumento da fecundidade de suas beneficiárias em decorrência de suas regras, dado que a quantidade de recursos transferidos depende do número de filhos da família. O diferencial deste estudo reside na análise desse impacto em um maior período de exposição das beneficiárias aos efeitos do PBF. Aplica-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.

This paper investigates 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. The differential of this study lies in the analysis of this impact over a longer period of exposure of the beneficiaries to the effects of the Bolsa Família Program. Applies 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.

^{*} Agradecemos ao CNPQ pelo suporte financeiro necessário ao desenvolvimento desta pesquisa. Agradecemos especialmente ao Professor André Portela Fernandes de Souza (FGV-EESP) pelas discussões e sugestões.

[†] Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados, PPGOM/UFPel. E-mail: lwn_cechin@hotmail.com

[‡] Departamento de Economia, Universidade Federal de Pelotas (UFPel). E-mail: andre.carraro@gmail.com

[§] Departamento de Economia, Universidade Federal de Pelotas (UFPel). E-mail: felipe.garcia.rs@gmail.com

[¶] Departamento de Economia, Universidade Federal de Pelotas (UFPel). E-mail: rodrigo@rodrigofernandez.com.br



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 2015.¹ 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), a preocupação é que esses Programas possam 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) utilizou os microdados da PNAD, por meio dos métodos *triple-diff* (com as PNADs de 1995 a 2007), *Probit* (com a PNAD 2006) e *Propensity Score Matching* (com a PNAD 2006). Pelos três métodos, foi obtido resultado segundo o qual o PBF não tem efeito significativo na taxa de fecundidade das beneficiárias. Signorini & 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 & 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.

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 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.,

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

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 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 & 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 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 V0657,³ que possibilitou a identificação e separação dos beneficiários do PBF e do PETI.⁴

Os resultados obtidos indicam a existência de um efeito causal entre o Programa Bolsa Família e a taxa de fecundidade das beneficiárias, embora pouco expressivo. 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 seis seções além desta introdução. Na seção 2 será realizada a apresentação do PBF. Na seção 3 será apresentado um modelo teórico de demanda por filhos. A seção 4

²Em 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.

³No 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)?”

⁴O 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).



discutirá a estratégia empírica utilizada para atingir os objetivos propostos. A seção 5 versará sobre dados, população-alvo e limitações deste estudo. Na seção 6 será apresentada a avaliação empírica e os resultados encontrados. Após serão efetuadas as considerações finais.

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 9 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 possuir renda mensal per capita compatível com as regras do Programa e estarem devidamente cadastradas no Cadastro Único para Programas Sociais (CadÚnico).⁵

Ao longo da existência do PBF, a quantidade de benefícios transferidos às famílias e seus valores tiveram algumas mudanças e reajustes.⁶ Em 2010, período de análise deste estudo, uma família da categoria “extremamente pobre” (com renda familiar per capita de até R\$ 70,00) 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 16 a 17 anos, até o limite de dois filhos); ou seja, uma família “extremamente pobre” poderia receber do PBF valores que variavam de R\$ 68,00 a R\$ 200,00.

Já uma família da categoria “pobre” (com renda familiar per capita de até R\$ 70,01 a R\$ 140,00) 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 valores que variavam de R\$ 22,00 a 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 pobres (com renda familiar 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. Para as famílias extremamente pobres, a partir de março de 2013 (por força da Lei nº 12.817/2013), foi implantado o Benefício para Superação da Extrema Pobreza (BSP), que é calculado caso a caso, a fim de garantir que nenhuma família beneficiária 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),⁷ 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 principais mudanças no Programa, foram:

⁵Regulamentado 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.

⁶As principais mudanças e reajustes podem ser verificadas em Souza, Oliveira, Duarte, Pereira & Gadelha, 2013, p.7.

⁷<http://www.portaltransparencia.gov.br>

- (i) Em 2005, a integração do PETI com o Programa Bolsa Família,⁸ 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).
- (iii) Em 2011, a Medida Provisória nº 535, que aumentou o número de benefícios por filho, passando de três BV's para cinco BV's.
- (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. MODELO TEÓRICO DE DEMANDA POR FILHOS

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 consumidor⁹ 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 $U: \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$, relaciona a escolha entre o número de filhos n e o consumo de outros bens Z .¹⁰ 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, define-se $Y: \mathbb{R}^3 \rightarrow \mathbb{R}$, 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.

O próximo passo é a construção da função que determina o benefício a ser recebido do programa. Para simplificar a análise, define-se $BF: \mathbb{R}^4 \rightarrow [bf_{\min}, bf_{\max}]$ como uma função que depende de j , k , Y e 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 $j: \mathbb{R}^2 \rightarrow [j_{\min}, j_{\max}]$, 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 ou 17 anos; desse modo, o valor do PBF destinado à k é definido como $k: \mathbb{R}^2 \rightarrow [k_{\min}, k_{\max}]$, 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 supõe-se 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:

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

⁸A integração do Programa Bolsa Família com o PETI foi regulamentada pela Portaria nº 666, de 28 de dezembro de 2005. http://www.mpgg.mp.br/porta1/arquivos/2013/05/14/11_18_16_239_PETI_Portaria_n%C2%BA_666_de_28_de_dezembro_de_2005.pdf

⁹i) 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.

¹⁰ Z é um vetor de outros bens, formalmente definido como $Z = \{x \in \mathbb{R} \mid x > 0\}$. Para simplificar a análise, normalizou-se para um único bem.



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 irá reduzir e a categoria da família será alterada para “extremamente pobre”. Essa mudança lhe garante um recurso financeiro maior, pois além de receber o benefício adicional por filho, também auferir 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 do custo de se ter um novo filho ser 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 (móveis, 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 $p: \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}_+$, que tem a 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 e Z são¹¹*

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

Tem-se que

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

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:

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

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

¹¹Para pequenas variações de n . Maiores detalhes são apresentados no Apêndice A.

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 Apêndice A, encontram-se as provas de todas as proposições. Por fim, a próxima seção trata da estratégia empírica adotada neste estudo.

4. 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 autoseleção¹² 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.

4.1. 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 X , Rosenbaum & Rubin (1983) sugeriram que os indivíduos fossem pareados utilizando uma função de X , a qual calcula a probabilidade do indivíduo receber o tratamento dado o conjunto de características contidas em X . Dessa forma, o *propensity score* faz com que se reduza a dimensionalidade das

¹²Sobre o problema de autoseleção, ver Heckman (1979).



variáveis da matriz X . Por fim, através da matriz 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 independe da participação ou não no tratamento, o que suaviza o viés de seleção.

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. De acordo com Imbens (2014), 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 $W_i = 0$.

O estimador de *propensity score*, $\hat{e}(x)$, é baseado no modelo de regressão logística, estimado por máxima verossimilhança. Dado a escolha para a função $h(x)$ e a estimação do parâmetro desconhecido γ por máxima verossimilhança, o estimador de *propensity score* será

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

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).¹³ Esse algoritmo proporciona uma especificação mais flexível para o *Propensity Score*, pois seleciona covariadas lineares e de segunda ordem (variáveis quadráticas e variáveis de interação entre as covariadas lineares) para compor o escore de propensão. Além disso, as variáveis são escolhidas não por arbítrio do pesquisador, mas com base em testes de razão de máxima verossimilhança.

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 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*,¹⁴ 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 beneficiárias 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.

Sendo assim, sob as hipóteses de independência condicional e sobreposição, o estimador de *propensity score matching* para o efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT), τ_t , pode ser definido como

$$\hat{\tau}_{t,N} = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^N W_i \left(Y_i - \frac{1}{M} \sum_{j \in J_M(i)} Y_j \right), \quad (2)$$

em que M é o número de *matches* por unidade e $J_M(i)$ é o conjunto de *matches* por unidade i e $N_t = \sum_{i=1}^N W_i$ é o número unidades tratadas na amostra.

¹³Os detalhes para a construção do algoritmo de seleção de covariadas podem ser obtidos em Imbens (2014).

¹⁴A renda familiar per capita *ex-ante* desconta do rendimento total familiar os valores oriundos do PBF. O método de construção da variável “renda familiar per capita *ex-ante*” para os dados do Censo Brasileiro de 2010 pode ser solicitado por e-mail, juntamente com os códigos para o software Stata.

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, (X, 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 (X, 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, Y , o estimador do efeito médio do tratamento sobre os tratados, $\hat{\tau}_{t,N}$, foi aplicado numa amostra cortada $\hat{\tau}_{t,N} = \tau(Y^T, W^T, X^T)$, para análise do *matching*.

É importante destacar que o efeito do tratamento estimado neste estudo utiliza erro padrão robusto,¹⁵ 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.

Em todos os casos, a análise foi feita considerando apenas as mulheres com idade de 16 a 49 anos, ou seja, mulheres em idade reprodutiva¹⁶ e com idade suficiente¹⁷ para receber 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.

4.2. 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

$$\pi_i = E[W_i | X_i = \mathbf{x}] = \Pr(W_i = 1 | X_i = \mathbf{x}) = F(\beta X_i + \gamma u_i). \quad (3)$$

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 X terão diferentes probabilidades de receber o tratamento. Nessas condições, assumindo que $F(\cdot)$ tenha uma distribuição logística, a razão de probabilidades de dois

¹⁵Para tais estimativas foi utilizado o pacote *Teffects Psmatch* do software STATA 13. Esse pacote foi construído observando as orientações de Abadie & G.Imbens (2011); Abadie & Imbens (2006, 2008, 2012).

¹⁶Segundo informações do Ministério da saúde, a idade reprodutiva das mulheres brasileiras está compreendida entre o período de 10 a 49 anos (http://conselho.saude.gov.br/ultimas_noticias/2007/politica_mulher.pdf).

¹⁷O MDS estabelece a idade mínima de 16 anos para a inserção do responsável pela Unidade Familiar no CadÚnico (<http://www.mds.gov.br/falemds/perguntas-frequentes/bolsa-familia/cadastro-unico/gestor/cadunico-institucional>).



indivíduos pareados, i e j , que possuem as mesmas características observáveis ($X_i = X_j$), receberem tratamento é dada por

$$\frac{\frac{\pi_i}{1-\pi_i}}{\frac{\pi_j}{1-\pi_j}} = \frac{\pi_i(1-\pi_j)}{\pi_j(1-\pi_i)} = \frac{\exp(\beta X_j + \gamma u_j)}{\exp(\beta X_i + \gamma u_i)} = \exp[\gamma(u_i - u_j)]. \quad (4)$$

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 ($u_i \neq u_j$) e 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 $u_i - u_j$.

Rosenbaum (2002) sugere examinar os limites da razão de probabilidades de participação no tratamento. O autor mostra que a equação (4) implica nos seguintes limites:

$$\frac{1}{\Gamma} \leq \frac{\pi_i(1-\pi_j)}{\pi_j(1-\pi_i)} \leq \Gamma, \quad (5)$$

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. DADOS, POPULAÇÃO-ALVO E LIMITAÇÕES

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)?”

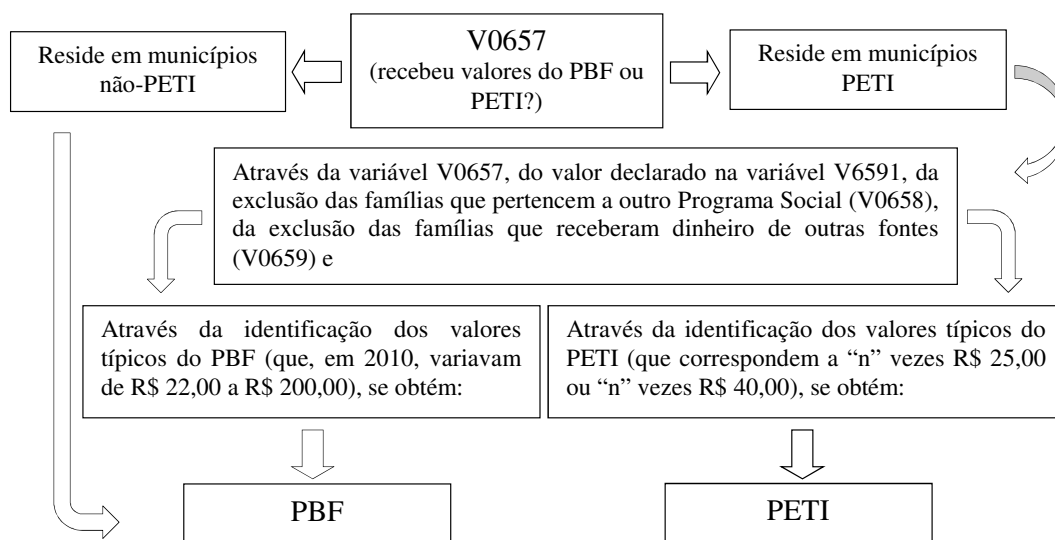
Dessa forma, para se identificar os beneficiários de cada programa, foi adotada uma estratégia de decomposição da variável V0657 em duas variáveis: “PBF” e “PETI”. É imprescindível saber que, em 2010, o Programa Bolsa Família estava presente em todas as cidades brasileiras e que o PETI estava presente 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);¹⁸ 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.

Após a decomposição da variável V0657 do Censo de 2010 foram identificadas 614.208¹⁹ 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 representam 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 representam 86,95% do total das beneficiárias identificadas na referida decomposição.

¹⁸Em 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.

¹⁹Se 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.

Figura 1. Decomposição da variável V0657.

5.1. Identificação da população-alvo e limitações

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 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).

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.

A segunda limitação reside no fato de que desconhecemos a data exata em que a beneficiária do PBF passou a ser “tratada”, ou seja, não é possível identificar, por meio do Censo de 2010, o mês/ano em que a família se tornou beneficiária do PBF. Entretanto, sabe-se que em 2010 a situação da família era “beneficiária” ou “não beneficiária”, bem como que o número de beneficiários teve apenas um pequeno acréscimo²⁰ 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

²⁰Essa informação pode ser confirmada através do site <http://www.portaltransparencia.gov.br>.



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

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 para ampliar a renda oriunda do Programa.

5.2. Detalhes das amostras e construção do contrafactual adequado

Para a construção do contrafactual adequado, 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, por fim, 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 algoritmo de seleção de covariadas,²¹ 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,

$$\Delta_{ct} = \frac{\bar{X}_t - \bar{X}_c}{\sqrt{\frac{S_t^2 + S_c^2}{2}}}$$

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 & 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.

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).²²

²¹Vide Imbens (2014) para detalhes.

²²Um aprofundamento desse método pode ser obtido em Crump, Hotz, Imbens & Mitnik (2008).

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.

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. Posteriormente, foi estimado o efeito médio do tratamento em cada amostra.

Por fim, 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.

6. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Primeiramente, é importante ressaltar que não se pode 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, por meio dos microdados do CENSO 2010, não se tem 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).

Em 2010, o PBF pagava no máximo três BV's (um por filho). 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 exceção 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 & 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 1, 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 1 é de ausência de efeito do PBF sobre a fecundidade. Dessa

**Tabela 1.** 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 familiar per capita <i>ex-ante</i>	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

Notas: Erro padrão robusto entre parênteses. *p*-valor: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. ‡ 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*.

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 & Queiroz, 2011; Simões & Soares, 2012).

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 4.1 e 5.2, 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 da Tabela B-2 do Apêndice A,

é possível verificar a hipótese de sobreposição entre os grupos de tratamento e controle. 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 após o corte nos valores extremos de *pscore* (por exemplo, as figuras da zona de incentivo do PBF), 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 B-3 do Apêndice A, 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 B-3, 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 2 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 2, 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 & Queiroz, 2011; Simões & 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 2. 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 per capita 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	240380	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*** (0,001)
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†

Notas: Erro padrão robusto entre parênteses. *p*-valor: *** *p* < 0,01, ** *p* < 0,05, * *p* < 0,1. † 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*.

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 3. 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.

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 destoa 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 análise do SUS.²³

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-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.

²³<http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/idb1998/fqa05.htm>

**Tabela 3.** 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)	0,003 (0,003)	-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

Notas: Erro padrão robusto entre parênteses. *p*-valor: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. [†] 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*. 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).

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 5, 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 5, 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

Tabela 4. 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	2 filhos	3 filhos	4 filhos
	em 07/2009	em 07/2009	em 07/2009	em 07/2009
	coef/robust SE	coef/robust SE	coef/robust SE	coef/robust SE
De 16 a 19 anos	0,0525*** (0,005)	-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 [‡]

Notas: Erro padrão robusto entre parênteses. p -valor: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. † 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 *pscore*. 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).

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.

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, em nível nacional, o efeito médio do tratamento sobre as tratadas (ATT) é de 1,31 pontos percentuais para as mulheres que tiveram

**Tabela 5.** Análise de sensibilidade para a fecundidade das beneficiárias do PBF.

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

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 $\Gamma = e^{\gamma} = 1$.

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 impacto 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). Em geral, os resultados regionais apresentaram baixo valor de efeito médio do tratamento, sendo que as regiões Centro-Oeste e Nordeste apresentaram os maiores valores válidos de ATT. Nas estimativas por faixas etárias, os resultados obtidos são semelhantes aos resultados obtidos nos níveis nacional e regional, pois foi verificado um pequeno incentivo do PBF sobre a fecundidade para as mulheres que tiveram o segundo filho.

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 beneficiários do Programa Bolsa Família.²⁴

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.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abadie, A., & G. Imbens. (2011). Bias-corrected matching estimators for average treatment effects. *Journal of Business and Economic Statistics*, 29(1), 1–11.
- Abadie, A., & Imbens, G. (2006). Large sample properties of matching estimators for average treatment effects. *Econometrica*, 74(1), 235–267.
- Abadie, A., & Imbens, G. (2008). On the failure of the bootstrap for matching estimators. *Econometrica*, 76(6), 1537–1558.
- Abadie, A., & Imbens, G. (2012). *Matching on the estimated propensity score*. Disponível em: <http://www.hks.harvard.edu/fs/aabadie/pscore.pdf>
- Becker, G. S. (1960). An economic analysis of fertility. In A. Coale (Ed.), *Demographic and economic change in developed countries* (pp. 209–231). Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Berbel, C. S. (2011). *Interações econômicas entre capital humano e fecundidade* (Tese de Doutorado em Economia, Fundação Getúlio Vargas–FGV, Rio de Janeiro). Disponível em: <http://hdl.handle.net/10438/9947>
- Crump, R. K., Hotz, V. J., Imbens, G. W. & Mitnik, O. A. (2008). Dealing with limited overlap in estimation of average treatment effects. *Biometrika*, 96(1), 187–199. doi: 10.1093/biomet/asn055
- DiPrete, T. A., & Gangl, M. (2004). Assessing bias in the estimation of causal effects : Rosenbaum bounds on matching estimators and instrumental variables estimation with imperfect instruments. *Sociological*

²⁴https://www.beneficiossociais.caixa.gov.br/consulta/beneficio/04.01.00-00_00.asp



- Methodology*, 34(1), 271–310. doi: 10.1111/j.0081-1750.2004.00154.x
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 153–161. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1912352>
- Imbens, G. W. (2014, Mar). *Matching methods in practice: Three examples* (NBER Working Paper N° 19959). Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research. doi: 10.3386/w19959
- Imbens, G. W., & Wooldridge, J. M. (2009). Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature*, 47(1), 5–86.
- Lalonde, R. J. (1986). Evaluating the econometric evaluations of training programs with experimental data. *American Economic Review*, 76(4), 604–620.
- Rocha, R. C. B. d. (2009, Dec 10). Programas condicionais de transferência de renda e fecundidade: Evidências do Bolsa Família [artigo apresentado em congresso]. In 31º Encontro Brasileiro de Econometria, Foz do Iguaçu, Paraná. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/ocs/index.php/sbe/EBE09/paper/view/1104>
- Rosenbaum, P. R. (2002). Attributing to treatment in matched observational studies. *Journal of the American Statistical Association*, 97(457), 183–192.
- Rosenbaum, P. R. (2010). *Design of observational studies*. New York: Springer.
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41–55.
- Signorini, B. A., & Queiroz, B. L. (2011). *The impact of Bolsa Família Program in the beneficiary fertility* (Texto para Discussão N° 439). Belo Horizonte, MG: Cedeplar/UFMG. Disponível em: <http://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/td/TD%20439.pdf>
- Simões, P., & Soares, R. B. (2012). Efeitos do Programa Bolsa Família na fecundidade das beneficiárias. *Revista Brasileira de Economia*, 66(4), 445–468. doi: 10.1590/S0034-71402012000400004
- 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

APÊNDICE A. 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:

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

Prova da Proposição 1

As famílias desejam maximizar a sua utilidade sujeita à restrição orçamentária

$$\max U(n, Z) \quad \text{s.a} \quad p(n, \theta)n + \pi Z = R + BF(j, k, Y, \theta).$$

Montando o Lagrangeano,

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

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

$$L_Z = U_Z = \lambda \pi \quad (\text{A-2})$$

$$L_\lambda = p(n, \theta)n + \pi Z = R + BF(j, k, Y, \theta). \quad (\text{A-3})$$

Dividindo (A-1) por (A-2) e fazendo

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

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

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

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

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

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

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,

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

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

Inserindo essa equação em (A-3) tem-se

$$Z = \frac{1}{\pi}(R + BF - np). \quad \square \quad (\text{A-5})$$

Prova da Proposição 2

Inserindo a equação (A-1) na equação (A-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. \square



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, $\Delta n = 1$, tem-se

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

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

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

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:

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

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

$$BF^* > 0.$$

□

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 $\sum \frac{\partial BF}{\partial n}(n_{\max})$ tende a zero 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. □

APÊNDICE B. TABELAS

Tabela B-1. 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.

Nº filhos em 07/2009	PBF = 1			PBF = 0		
	observações	média	desvio padrão	observações	média	desvio padrão
Mulheres com renda per capita <i>ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 70,00						
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	0,264
Mulheres com renda per capita <i>ex-ante</i> de R\$ 70,01 a R\$ 140,00						
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 per capita <i>ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 140,00						
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
Região	PBF = 1			PBF = 0		
	observações	média	desvio padrão	observações	média	desvio padrão
Mulheres com um filho em julho de 2009 e renda per capita <i>ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 140,00						
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 per capita <i>ex-ante</i> de R\$ 0,00 a R\$ 140,00						
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 de a 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 B-2. Verificação da hipótese de sobreposição entre os grupos de controle e tratamento (faixas de renda).

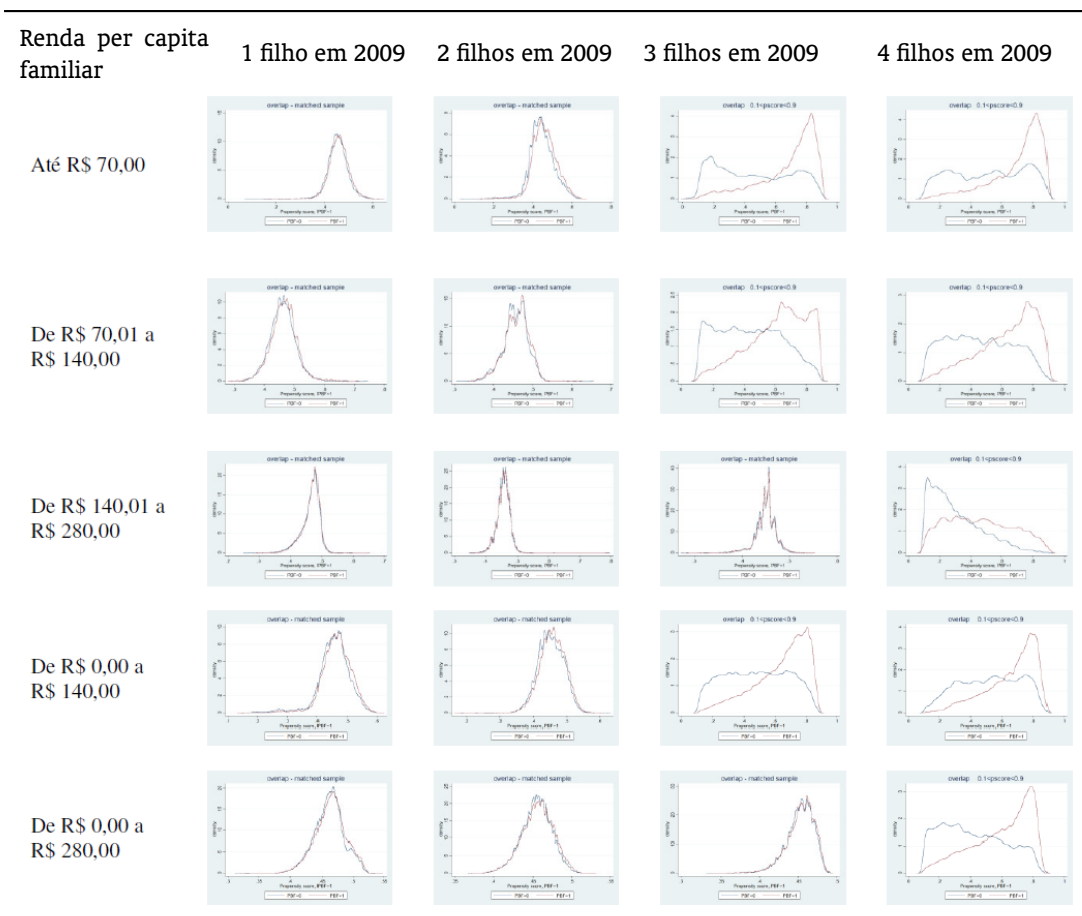


Tabela B-3. Pseudoresultado: análise da fecundidade em uma variável pré-tratamento (Brasil).

	0 filhos em 2009		1 filho em 2009		2 filhos em 2009		3 filhos em 2009		4 filhos em 2009	
Renda per capita familiar	coef/robust	SE	coef/robust	SE	coef/robust	SE	coef/robust	SE	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	240.380	250.095	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	184.509	271.876	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	465.962	553.528	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***	(0,006)
Nº de observações	-		434.464	474.456	474.456	264.776	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	1.100.665	654.778	654.778	390.226		

Notas: Erro padrão robusto entre parênteses. *p*-valor: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Coeficientes em **negrito** indicam que a hipótese de independência condicional é plausível para aquela amostra.