

A relação de incentivos entre o Programa Bolsa Família e o casamento infantil feminino

Área 12 - Economia Social e Demografia Econômica

Andressa Mielke Vasconcelos¹
Marcelo de Carvalho Griebeler²

Resumo: Este estudo objetiva estimar os efeitos do Programa Bolsa Família sobre a probabilidade de casamento infantil das beneficiárias. Isto porque o Brasil figura como quarto colocado em *ranking* mundial acerca do número absoluto de casamentos de meninas em minoridade, e o Programa Bolsa Família é o maior programa de transferência de renda da atualidade. Portanto, os dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios Contínua de 2017 permitem estimar o efeito desta intervenção, contando com o método *Propensity Score Matching* e diferentes formas de declarar a natureza de amostragem complexa dos dados. Além disso, o pareamento das observações dá-se por duas maneiras, a saber, *Nearest Neighbor* e *Genetic Matching*, e são efetuados testes de sensibilidade dos coeficientes à variáveis não-observáveis. Como consequência, nota-se que esta segunda forma de pareamento possibilita obter maior equilíbrio entre tratados e controles em termos de médias das covariadas, bem como os coeficientes são menos sensíveis à fatores não controlados no modelo. Por fim, o principal resultado diz respeito ao Programa Bolsa Família reduzir a probabilidade de ocorrência de casamento infantil para as meninas na condição de extrema pobreza, enquanto para aquelas que recebem o benefício indevidamente há evidência de efeito inverso, embora este resultado apresente limitações em termos de significância estatística.

Palavras-Chave: Casamento Infantil; Efeito do Tratamento; Programa Bolsa Família.

Código JEL: D04; J12.

Abstract: This study aims to estimate the effects of the *Bolsa Família* Program on the probability of child marriage of the beneficiary girls. This goal is due to the statistic that Brazil ranks fourth in the world ranking on the absolute number of girls' marriages under eighteen, and the *Bolsa Família* Program is the largest income transfer program in the world nowadays. Therefore, data from the Continuous National Household Sample Survey of 2017 allow the estimate of the effect of this intervention, counting on the Propensity Score Matching method and different ways to declare the complex sampling nature of the data. In addition, the observations are matched by two methods, namely, Nearest Neighbor and Genetic Matching, and sensitivity tests are performed to verify the robustness to non-observable variables. As a consequence, this second matching technique yield a better balance between the treated and control groups in terms of the means of the covariates, as well as the coefficients are less sensitive to factors not controlled in the model. Finally, the main result is that the *Bolsa Família* Program reduces the probability of child marriage for girls in the condition of extreme poverty, while for those receiving the benefit unduly there is evidence of the inverse effect, although this result presents limitations in terms of statistical significance.

Key-Words: Child Marriage; Treatment Effect; *Bolsa Família* Program.

JEL Code: D04; J12.

1 Introdução

O casamento infantil é problema que atinge principalmente as meninas (United Nations Children's Fund, 2014a), seja por motivos culturais ou necessidades financeiras. Sendo caracterizado por uniões formais ou informais de indivíduos com idade inferior a 18 anos, o casamento infantil apresenta um quadro alarmante no Brasil. Assim, 11% das mulheres com idade entre 20 e 24 anos casaram-se antes

¹Doutoranda no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Bolsista do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). E-mail: mielkeandressa@gmail.com.

²Professor Adjunto no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul. E-mail: marcelo.griebeler@ufrgs.br.

de completarem 15 anos de idade, e 36% uniram-se em matrimônio antes da maioridade (United Nations Children's Fund, 2014b). Como consequência, estatísticas mundiais revelam que o país possui o quarto maior número absoluto de casamentos de meninas ainda na infância ou adolescência (Taylor *et al.*, 2015) e, embora a Lei n. 13.811, de 12 de Março de 2019, traga avanços ao vetar o casamento de indivíduos abaixo da idade núbil em qualquer situação, além de remanescer a questão do casamento de jovens com idade entre 16 e 18 anos de idade, estes resultados estão em descompasso com o quinto Objetivo de Desenvolvimento Sustentável (ODS5).

Estabelecido pelas Nações Unidas, em 2015, e acordado pelos países membros dentre os quais o Brasil faz parte, o ODS5 discorre sobre aumentar a igualdade de gênero e empoderar as mulheres e meninas, mas o casamento infantil é apontado como uma das barreiras para tanto. Mais do que isso, em um cenário onde 15,2 milhões de pessoas vivem com menos de R\$ 406,00 mensais e 13,1 milhões de brasileiros estão desempregados (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2018), o casamento infantil impede o país de atingir outros objetivos globais, dentre os quais o principal é erradicar a pobreza em todas as suas formas.

Com um perfil socioeconômico de vulnerabilidades associado aos efeitos negativos das uniões precoces sobre a saúde e acumulação de capital humano das meninas (Strat *et al.*, 2011; Nguyen e Wodon, 2014; Islam *et al.*, 2016), as maiores chances de que estas permaneçam na condição de pobreza posteriormente (Dahl, 2010) descrevem a chamada armadilha da pobreza. Ainda, estes núcleos familiares podem perpetuar a pobreza através do crescimento familiar sem planejamento e preparo, pois as mulheres que casam na infância ou adolescência estão associadas a não utilização de métodos contraceptivos e possuem maior probabilidade de terem gestações indesejáveis (Raj *et al.*, 2009; Raj, 2010; Godha *et al.*, 2013). Como fator agravante, o casamento infantil aumenta as chances de que as gestações não sejam acompanhadas por profissionais da saúde (Raj, 2010; Nasrullah *et al.*, 2013; Raj e Boehmer, 2013), que os filhos estejam desnutridos (Raj *et al.*, 2010), apresentem desenvolvimento aquém do adequado (Efevbera *et al.*, 2017), e até mesmo venham a óbito ainda na infância (Raj, 2010; Raj e Boehmer, 2013).

A associação com maridos significativamente mais velhos (Raj, 2010) também é fator que pode comprometer a posição de poder e independência das meninas que casam-se antes de completarem 18 anos. Talvez também por este motivo, mulheres que casam ainda na fase de infância ou adolescência possuem maior probabilidade de serem vítimas do comportamento controlador de seus parceiros (Nasrullah *et al.*, 2014) e sofrerem diferentes tipos de violência doméstica (Raj, 2010; Raj *et al.*, 2010; Erulkar, 2013; Nasrullah *et al.*, 2014). Sendo assim, não surpreende o resultado de que as meninas envolvidas em casos de casamento infantil tenham maiores chances de desenvolverem problemas psicológicos (Strat *et al.*, 2011) e considerarem cometer suicídio (Gage, 2013).

Neste contexto, ações como o Programa Bolsa Família (PBF) podem ser uma porta de saída da pobreza ao longo das gerações, uma vez que as condicionalidades relacionadas à saúde e educação das crianças e adolescentes beneficiários visa prepará-los para oportunidades futuras enquanto fornece alívio das dificuldades financeiras familiares de curto prazo. Todavia, as características do Programa deixam dúvida sobre se de fato há e qual o sentido dos efeitos de transbordamento sobre o casamento infantil. A primeira vista, fica evidente que, além das vantagens de atrelar as crianças e adolescentes à educação formal, o PBF também estimula as famílias a não permitirem o casamento infantil, posto que mantê-las no domicílio é uma forma de estender os ganhos das transferências monetárias a todos no núcleo familiar. Por outro lado, tal programa social permite titularidade do benefício para adolescentes com idade superior a 16 anos, tal que a independência financeira, embora limitada, pode estimular a união matrimonial antes da maioridade.

Considerando estes pontos, propõe-se estimar o efeito do PBF sobre a probabilidade de que meninas com idade inferior a 18 anos estejam casadas. Para tanto, são utilizados os dados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios Contínua (PNADC), tal que considera-se duas formas diferentes para definir a natureza de amostragem complexa dos dados no *Propensity Score Matching* (PSM). Além disso, os dados são pareados via *Nearest Neighbor* e *Genetic Matching*, para que seja

possível verificar qual destes possibilita melhor equilíbrio entre os grupos de tratados e controles. Deste modo, o *Average Treatment Effect on the Treated* (ATT) é estimado para diferentes faixas de idade, definições de amostragem complexa, técnicas de pareamento, e faixas de renda, resultando em coeficientes estatisticamente significativos para a evidência de que o PBF reduz a probabilidade de que as meninas na condição de extrema pobreza casem-se, sendo este resultado robusto à variáveis não-observáveis.

Quanto à estrutura do estudo em questão, primeiramente cabe entender o propósito e estrutura do PBF para que fiquem claros os canais pelos quais pode relacionar-se com o casamento infantil, de modo que a próxima seção apresenta as características do Programa. Em seguida, são abordados os estudos que discorrem acerca dos efeitos de diversos programas assistenciais ao redor do mundo sobre a união matrimonial de crianças e adolescentes. A quarta seção do presente estudo, por sua vez, discorre sobre os dados e estratégia empírica utilizados, enquanto na quinta seção estão registrados os resultados obtidos. Por fim, a sexta seção apresenta uma discussão sobre os efeitos observados e as considerações finais.

2 Programa Bolsa Família

O PBF foi criado em 2003³ através da unificação dos programas de menor escala existentes, como o Auxílio-Gás, Bolsa Alimentação, Bolsa Escola, Cadastro Único, e Programa Nacional de Acesso à Alimentação. Tomando o exemplo de experiências prévias bem-sucedidas, tal qual o Oportunidades/Progresá do México, o PBF também possui a estrutura de um programa de transferência condicionada de renda (PTCR). De fato, o PBF é o maior programa nestes moldes, tendo transferido R\$ 2,6 bilhões para mais de 14,2 milhões de famílias brasileiras no ano de 2018.

As famílias que desejam receber o PBF devem estar registradas no Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal (CadÚnico) e, dentro da capacidade orçamentária do Programa, este evolui de modo a atender quem enquadra-se nos critérios de elegibilidade. Desta forma, os grupos classificados como extremamente pobres (renda mensal de R\$ 89,00 *per capita*) e pobres (renda mensal de R\$ 89,01 a R\$ 178,00 *per capita*) podem candidatar-se ao Programa, mas as famílias consideradas pobres são elegíveis somente se possuem crianças e/ou adolescentes de 0 a 17 anos de idade em seu núcleo. Em suma, tem-se os seguintes benefícios, valores e condicionalidades:

(i) Benefício Básico: Auxílio de R\$ 89,00 destinado às famílias na condição de extrema pobreza, sem ser vinculado à condicionalidades;

(ii) Benefício para Superação da Extrema Pobreza: Auxílio às famílias extremamente pobres que, mesmo após recebimento do PBF, continuam nesta classificação. Portanto, o valor transferido depende da renda familiar *per capita* e benefícios recebidos, sem ser vinculado à condicionalidades;

(iii) Benefício Variável à Gestante: Auxílio de R\$ 41,00 em, no máximo, nove parcelas destinado às mulheres gestantes na condição de extrema pobreza ou pobreza, com a condicionalidade de monitoramento da saúde da mãe e do bebê;

(iv) Benefício Variável à Nutriz: Auxílio de R\$ 41,00 em, no máximo, seis parcelas destinado às famílias na condição de extrema pobreza ou pobreza com crianças de até seis meses de vida, com a condicionalidade de monitoramento da saúde do bebê;

(v) Benefício Variável: Auxílio de R\$ 41,00 destinado às famílias na condição de extrema pobreza ou pobreza com membros de até 15 anos de idade. Como é possível acumular até cinco Benefícios Variáveis, contando com o Benefício Variável à Gestante e Benefício Variável à Nutriz, além das condicionalidades de monitoramento da saúde e do bebê, as crianças e adolescentes com idade entre 6 e 15 anos necessitam frequentar, no mínimo, 85% das aulas mensais;

(vi) Benefício Variável Jovem: Auxílio de R\$ 48,00 destinado às famílias na condição de extrema pobreza ou pobreza com adolescentes entre 16 e 17 anos de idade. Nesta categoria, é possível receber no máximo dois benefícios, e a condicionalidade exige que estes jovens frequentem, no mínimo, 75%

³A Medida Provisória nº 132, de 20 de Outubro de 2003, deu início ao PBF e, posteriormente, foi convertida na Lei nº 10.836, de 9 de Janeiro de 2004.

das aulas mensais;

(vii) Benefício Variável de Caráter Extraordinário: Auxílio destinado às famílias que incorreram em perdas durante o período de transição dos programas sociais antigos para o PBF.

Tendo em vista as informações acima, nota-se que a transferência de renda é uma forma de aliviar a severidade da pobreza no curto prazo, ao passo que reduz o custo de oportunidade da família atender as condicionalidades do Programa quanto aos cuidados com saúde e educação das crianças e adolescentes. Logo, as condicionalidades são um mecanismo para atingir o objetivo de longo prazo, isto é, que seja rompida a transmissão intergeracional de pobreza através da acumulação de capital humano, tal que as gerações futuras não sejam dependentes do Programa.

Como consequência, a literatura registra diversos aspectos desejáveis do PBF. O principal diz respeito ao aumento da participação escolar (Glewwe e Kassouf, 2012; De Brauw *et al.*, 2015), assim como efeitos positivos na saúde infantil (Camelo *et al.*, 2009; Rasella *et al.*, 2010; Sousa *et al.*, 2011; Shei *et al.*, 2014). Entretanto, os impactos indiretos também são animadores, indicando aumento oferta de trabalho das mães beneficiárias (Tavares, 2010), redução nas chances de que os jovens estejam fora dos estudos e do mercado de trabalho (Vasconcelos *et al.*, 2017), além mudar as relações concernentes ao poder de decisão no domicílio em favor das mulheres (De Brauw *et al.*, 2014). Entretanto, como remanesce a questão quanto a relação com o casamento infantil, a próxima seção apresenta iniciativas efetuadas em outros países explorando os resultados neste sentido.

3 Programas sociais e casamento infantil

Sendo o casamento infantil um problema ainda atual em diversos países, as estratégias para mitigá-lo têm feito parte da agenda dos formuladores de políticas públicas e programas sociais. Dentre as intervenções, muitas buscam mudar o comportamento dos grupo focal, apresentar um novo prisma para as famílias acerca dos efeitos adversos das uniões precoces, e também fornecer alívio financeiro para que as famílias possam manter as crianças e adolescentes no domicílio e investir na saúde e educação das mesmas. Em especial, este último ponto é notoriamente relevante quando considera-se o casamento infantil motivado pela severidade da pobreza, além do estímulo ao investimento em capital humano possibilitar aspirações profissionais que reforçam as estratégias voltadas a postergar o casamento e a gravidez.

Assim, o *Female Stipend Program* (FSP) foi um dos primeiros esforços visando erradicar o matrimônio de crianças e adolescentes, tendo começado suas ações em Bangladesh no ano de 1982⁴. Inserido em contexto onde 74% das mulheres entre 20 e 49 anos casam-se antes da maioridade (United Nations Children's Fund, 2014c), além de meninas mais jovens possuírem maior demanda no mercado de casamentos e implicarem em menor dote a ser pago ao noivo, o fato de ser desejável que o esposo tenha maior escolaridade do que sua respectiva faz com que a educação feminina não seja o foco das famílias (Sayeed, 2016). Logo, tendo isto em vista, o FSP previa transferências monetárias para as meninas que frequentavam pelo menos 75% das aulas, alcançavam *score* mínimo de 45% nos testes anuais das escolas, e que não eram casadas até a formatura no Ensino Secundário ou compleição de 18 anos. Como consequência, Sayeed (2016) mostra que o programa atingiu seus propósitos, pois os coeficientes obtidos através do método de Regressão em Descontinuidade indicam aumento de 0,4 anos na idade do primeiro casamento.

Com intuito similar foi desenvolvido o programa indiano *Apni Beti Apni Dhan* (ABAD), que pode ser traduzido como "Nossas Filhas, Nossa Riqueza", e busca mudar a percepção do valor feminino no domicílio. Isto porque é tradição do país que as mulheres passem a integrar o núcleo familiar do marido ao casarem-se, o que implica na ideia de que o investimento nas meninas é um desperdício em termos de retorno para a família da noiva. Sabendo disto, em 1994 o ABAD entrou em atividade beneficiando as mães de meninas recém-nascidas elegíveis com Rs 500,00 e investiu Rs 2.500,00 em títulos no nome destas crianças, mas este último ativo poderia ser resgatado no valor

⁴Apesar de, inicialmente, ter sido implementado em somente seis áreas de Bangladesh, o sucesso do programa fez com que fosse expandido em 1994.

de Rs 25.000,00 somente se as meninas ainda fossem solteiras aos 18 anos. Entretanto, apesar do desenho do programa, os resultados da avaliação de impacto através do modelo Probit com Variáveis Instrumentais não indicam que tenha efeito significativo sobre a probabilidade das meninas estarem casadas, embora eleve as chances de que casem aos 18 anos (Nanda *et al.*, 2016). Uma possível justificativa para os efeitos nulos no curto prazo pode dar-se pela ausência de transferências regulares durante a infância e adolescência das meninas, enquanto o resgate dos títulos na maioridade pode financiar o dote a ser pago para o noivo e estimula o casamento em seguida.

Do mesmo modo, os números acerca do casamento infantil na Etiópia também revelam um problema severo, uma vez que mais de um terço das meninas casam-se antes dos 18 anos de idade (Wodon *et al.*, 2018). Todavia, visando reverter esta situação, entre 2004 e 2006 esteve em atividade o piloto do programa *Berhane Hewan*, ou Luz para Eva na tradução do amárico, o qual tinha foco nas mulheres casadas ou não que possuíam idade entre 10 e 19 anos. Com estratégias bastante amplas, o programa estabeleceu a reunião das participantes com mulheres adultas que seriam suas mentoras, discussão com a comunidade local para promover conscientização, forneceu incentivo e suporte financeiro para que as meninas permanecessem na escola, e também beneficiou as famílias com uma cabra se as meninas ainda fossem solteiras ao final do programa. A despeito disto, os resultados do modelo de Riscos Proporcionais obtidos por Erulkar e Muthengi (2009) são heterogêneos, evidenciando que o *Berhane Hewan* reduziu as chances de que as meninas entre 10 e 14 anos experienciassem matrimônio no período em análise, mas o resultado é oposto para aquelas com idade entre 15 e 19 anos.

Por sua vez, no período de 2008 a 2010, a área rural de Bangladesh foi alvo da intervenção chamada *Kishoree Kontha* (Vozes das Adolescentes), buscando verificar se as chances de casamento infantil variam de acordo com benefícios atrelados à condicionalidades ou não. Deste modo, tal programa foi aleatorizado a nível de comunidades, envolvendo os seguintes componentes: (1) empoderamento feminino, onde as meninas recebiam suporte educacional e social; (2) incentivo financeiro, onde as meninas que permanecessem solteiras até 18 recebiam óleo de cozinha regularmente; e (3) empoderamento feminino mais o incentivo financeiro. Dentre estes, Buchmann *et al.* (2018) mostram que, apesar de não haver evidência empírica de complementariedade entre as estratégias de ação, o benefício condicional traz impacto positivo na idade de casamento das meninas, além de incentivá-las a permanecerem na escola. Em contrapartida, o empoderamento feminino foi efetivo somente no aspecto educacional, tanto para as meninas solteiras quanto para as casadas.

Desta forma, sabendo dos benefícios da educação, o *Programa de Ampliación de Cobertura de la Educación Secundaria* (PACES) foi lançado na Colômbia no ano de 1991. Uma justificativa para este projeto encontra-se na estatística de que, no menor quantil de renda, somente 55% das crianças com idade adequada para o respectivo nível de ensino estavam matriculadas nas escolas (Angrist *et al.*, 2002). Para contornar este problema, o programa oferecia *vouchers* para que crianças de baixa-renda que cursaram Ensino Primário público possam migrar para a rede privada no Ensino Secundário⁵, e estes eram renovados se os estudantes mantivessem o rendimento requerido. Todavia, como educação e casamento podem ser excludentes, os efeitos positivos do PACES extrapolam os ganhos educacionais e, através da estimação do Efeito Marginal do Probit e Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Angrist *et al.* (2002) indicam que o programa é responsável por um efeito indireto de menor probabilidade de casamento infantil.

Já no Quênia, a intervenção experimental aleatória a nível de escolas, que data de 2003, exigiu uma ação bastante ampla, abrangendo saúde e educação para verificar quais estratégias podem alterar os padrões de comportamento associados à vida sexual de crianças e adolescentes. Este propósito justifica-se pelo país possuir a quarta maior epidemia de *Human Immunodeficiency Virus* (HIV) do mundo (The Global Fund, 2016), e o fato de que as crianças entre 5 e 14 anos de idade possuam menores chances de estarem infectadas (The World Bank, 2002) torna a educação ainda mais importante para tirá-las das diversas situações de vulnerabilidade que enfrentam. Sendo assim, os braços do experimento reportado por Duflo *et al.* (2015) englobaram o treinamento informacional

⁵Os *vouchers* do PACES cobriam cerca de metade do valor cobrado por escolas privadas (Angrist *et al.*, 2002).

de professores do Ensino Primário acerca do HIV, debates com os alunos e competição de artigos escritos pelos mesmos sobre o problema em questão, e também a distribuição de uniformes para reduzir o custo de estudar. Dentre estes mecanismos, o mais efetivo parece ser o incentivo econômico através do fornecimento de uniformes escolares, sendo que um dos efeitos encontrados pelos autores indica uma redução da probabilidade de que meninos e meninas casem-se, embora as meninas de escolas onde os professores receberam treinamento sobre o HIV possuam maiores chances de estarem casadas com os pais de seus filhos.

Também em 2003, teve começo o *Punjab Female School Stipend Program* (FSSP), no Paquistão, o qual focaliza meninas matriculadas entre 6^a e 8^a séries de escolas públicas residentes em distritos onde a taxa de alfabetização é inferior a 40%. Como critério de elegibilidade, o programa exige frequência mínima de 80% das aulas ministradas para que a transferência trimestral de PKR 600,00 por menina seja feita à família, de modo que este mecanismo busca aliviar a significativa desigualdade educacional entre gêneros (Alam *et al.*, 2011). Para aferir o efeito do FSSP, os métodos de Diferenças-em-Diferenças e Regressão em Descontinuidade foram utilizados por Alam *et al.* (2011), resultando em coeficientes que indicam efeitos positivos que vão além do aumento da probabilidade de compleição do Ensino Médio pelas meninas beneficiárias, uma vez que estas também protelam a idade de união matrimonial em 1,4 anos.

Por sua vez, o *Zomba Cash Transfer Experiment* (ZCTE) atuou no Malawi entre 2008 e 2009 buscando identificar se o comportamento dos beneficiários de transferências monetárias varia com o fato destas serem atreladas à condicionalidades ou não. Focalizado em meninas com idade entre 13 e 22 anos de idade que ainda eram solteiras, o experimento aleatorizou áreas no distrito de Zomba em três grupos: (1) meninas e famílias que receberiam o benefício caso frequentassem a escola regularmente; (2) meninas e famílias das quais as transferências não exigiriam contrapartidas; e (3) meninas elegíveis ao programa que foram alocadas ao grupo de controle. Logo, o desenho da intervenção permitiu Baird *et al.* (2011) estimarem um modelo simples de Probabilidade Linear na forma reduzida, onde diferentes variáveis de resposta evidenciaram que a condicionalidade imposta repercute em ganhos educacionais e torna a ação mais custo-efetiva. Todavia, o benefício incondicional mostra-se importante ao reduzir a probabilidade de que as meninas casem-se e engravidem durante o período de avaliação do programa, o que ocorre especialmente entre aquelas que evadem das escolas.

A temática de casamento infantil e gravidez precoce também é abordada por Dake *et al.* (2018) ao analisar as intervenções denominadas *Social Cash Transfer Program* (SCTP) e *Multiple Category Targeted Grant* (MCTG), ambas incondicionais. No primeiro caso, a ação ocorreu no Malawi no período de 2013 a 2015 e tinha como grupo focal os indivíduos extremamente pobres ou com restrições para trabalhar, sendo baseado em transferências bimensais que dependiam da composição familiar e do número de crianças matriculadas nas escolas. Já a intervenção do MCTG deu-se entre 2011 e 2013, efetuando pagamentos de MWK 120,00 a cada dois meses para as famílias da Zâmbia que estavam em condições de profunda vulnerabilidade, tais como aquelas chefiadas por mulheres ou idosos com órfãos ou que contam com deficientes. Como ambos são experimentos aleatórios com *clusters* de povoados, a avaliação de impacto desenvolvida pelos autores contou com o método de Análise de Covariância (ANCOVA), mas os resultados não foram satisfatórios. Podendo-se argumentar a questão da ausência de contrapartidas dos beneficiários, observa-se somente impacto limitado do SCTP sobre a probabilidade de que os meninos casem-se ou coabitem.

Em suma, com os estudos acima pode-se notar que, mesmo em países e regiões onde, até mesmo por motivos culturais ou religiosos, o casamento infantil registra altos percentuais, são escassas as intervenções que tratam do problema especificamente ou que consideram os efeitos de transbordamento sobre esta questão. Porém, há evidências favoráveis tanto para casos de ações focadas na redução da união de crianças e adolescentes quanto para aquelas que geram somente um efeito indireto, com destaque para programas que envolvem condicionalidades na situação civil ou, ainda, na questão educacional. Ademais, salienta-se que aspectos culturais estabelecidos historicamente podem justificar a inefetividade de alguns programas e experimentos, de modo que a concepção acerca de

quando o casamento deve ocorrer exige uma atuação de conscientização que ultrapassa o âmbito dos incentivos financeiros.

4 Dados e estratégia de inferência causal

Para estimar o efeito do PBF sobre a probabilidade de ocorrência do casamento infantil, optou-se por utilizar a 5ª entrevista da PNADC em 2017 por ser a edição mais recente que permite identificar os domicílios beneficiários do Programa. Estes dados são disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e possuem um desenho de amostragem complexa, isto é, há pesos amostrais que traduzem o número de indivíduos na população que a unidade amostrada representa.

Posto que o PBF é uma política pública que transfere renda para todas as famílias elegíveis dentro da sua capacidade orçamentária, as unidades designadas à intervenção não foram aleatorizadas. Como consequência, é necessário adotar uma estratégia que atenuie os vieses que devem-se à diferenças entre aqueles que recebem ou não o Programa, tal que a presente análise empírica conta com o método PSM. A utilização deste modelo é ideal para simular um ambiente experimental, uma vez que, ao parear os indivíduos segundo as probabilidades de recebimento do tratamento inferidas condicionalmente em características observáveis, os chamados escores de propensão, são gerados os grupos de tratados e controles. Em outras palavras, o primeiro grupo engloba indivíduos elegíveis que efetivamente recebem a intervenção de interesse, e o segundo grupo serve de contrafactual para os tratados por se equivaler na probabilidade de participação no PBF.

Neste cenário econométrico, figura uma situação ainda pouco abordada na literatura, onde combina-se o PSM com dados que possuem desenho de amostragem complexa. Uma das vertentes sobre o tópico argumenta que, como não deseja-se generalizar os escores de propensão estimados, os pesos amostrais devem ser incorporados somente no cálculo dos efeitos do tratamento (Zanutto, 2006). Também direcionando-se à isto, DuGoff *et al.* (2014) recomendam que os pesos amostrais sejam somente um controle no cálculo dos escores de propensão, mas que a equação estimada quanto aos efeitos de exposição ao tratamento seja ponderada pelo resultante da multiplicação entre os escores de propensão e os pesos amostrais. Por outro lado, as simulações de Ridgeway *et al.* (2015) fornecem melhor balanço entre as covariadas e estimativas com menor erro médio quadrático quando os pesos de amostragem são utilizados em todas as etapas do *Propensity Score Weighting* (PSW)⁶. Já ao comparar estas formas de estimação dos escores de propensão, Austin *et al.* (2018) mostra que nenhuma se sobressai em termos de equilíbrio das características observáveis entre tratados e controles, mas é preferível que os indivíduos deste último grupo mantenham seus próprios pesos ao invés de herdarem os pesos relativos aos seus pares.

Em meio a estas divergências, opta-se pelas seguintes estratégias: seguir a sugestão de DuGoff *et al.* (2014) quanto a um novo peso combinando os pesos amostrais e os escores de propensão, denominando Escore de Propensão Ponderado (EPP); e utilizar os pesos de amostragem complexa no cálculo do ATT como ilustrado no manual de Leite (2017), sendo este o Pareamento pelo Escore de Propensão (PEP). Ainda, no primeiro caso, conforme sugerido por DuGoff *et al.* (2014), os escores de propensão envolvem, além do peso de amostragem complexa, controles de Unidade Primária de Amostragem (UPA) e Estrato⁷. Todavia, as estimativas pelo PEP apenas incluem estes fatores na definição do desenho da amostra a ser utilizada na estimação do ATT.

As outras covariadas utilizadas para a inferência dos escores de propensão incluem a renda *per capita ex-ante* ao PBF⁸, idade, *dummy* igual a 1 se o indivíduo é autodeclarado branco, *dummy* igual a 1 indicando se é alfabetizado, *dummy* igual a 1 se não completou o Ensino Fundamental, *dummy* igual a 1 se concluiu este nível de ensino, *dummy* igual a 1 se tem diploma de nível médio,

⁶Note que Ridgeway *et al.* (2015) não aborda a questão do pareamento através dos escores de propensão.

⁷O desenho amostral da PNADC dá-se em dois estágios de estratificação das UPAs, as quais são formadas por setores censitários com, no mínimo, 60 domicílios particulares permanentes. Em casos onde não é atingido este número requerido, os setores censitários são agrupados dentro dos subdistritos. Já a estratificação ocorre por divisão administrativa, geográfica, espacial, e estatística.

⁸A renda *ex-ante* ao PBF é dada pela renda domiciliar excluindo o valor recebido em transferências do Programa.

dummy igual a 1 se há pessoas maiores de 14 anos ocupadas no domicílio, número de pessoas no mesmo, *dummy* igual a 1 se reside em área urbana, e interações entre estas variáveis qualitativas e quantitativas. Ademais, controla-se as características regionais através de *dummies*.

Portanto, os escores de propensão p_i são obtidos por meio de regressão Logística, com $T = \{0, 1\}$ sendo o indicador do tratamento de interesse, tal que $T = 1$ se o indivíduo é beneficiário do PBF e $T = 0$ caso não seja. Então, a estimativa da probabilidade de recebimento do PBF é condicionada nas variáveis observáveis contidas em X , como segue:

$$p_i = p(X_i) = Pr(T_i = 1|X_i) = \frac{\exp(\beta' X_i)}{1 + \exp(\beta' X_i)}. \quad (1)$$

Estes escores de propensão estimados facilitam o processo computacional do PSM, pois possibilita que o pareamento dos indivíduos seja dado em somente uma dimensão, ao invés de exigir que as observações sejam idênticas em todas as covariadas da matriz X . Desta forma, importa a hipótese de suporte comum, também conhecida por condição de sobreposição, a qual é descrita pela probabilidade positiva de que a amostra contenha indivíduos beneficiários do PBF:

$$0 < Pr(T_i = 1|X_i) < 1, \quad (2)$$

de modo que, se satisfeita, é plausível combinar indivíduos do grupo de controle àqueles designados ao recebimento do tratamento. Para tanto, são utilizadas as técnicas de pareamento *Nearest Neighbor* e *Genetic Matching*⁹ para verificar qual fornece melhor balanceamento entre as covariadas.

No caso do *Nearest Neighbor*, objetiva-se minimizar a diferença entre os escores de propensão sem considerar a qualidade do pareamento, de modo que, com $C(i)$ representando o conjunto de controles combinados com a unidade tratada i , tem-se:

$$C_i = \min_j \|p_i - p_j\|, \quad (3)$$

de onde exige-se 0,25 unidades de desvio padrão na região de suporte comum devido à recomendação de Rosembaum e Rubin (1985) para remover até 90% do viés, além do pareamento ocorrer na razão 1:1, sem reposição, e começar pelas observações com maiores escores de propensão.

Quanto ao *Genetic Matching*, que deve-se à Diamond e Sekhon (2013), trata-se de um algoritmo que atribui pesos visando manter o equilíbrio entre as médias das covariadas dos grupos de tratados e controles. Desta forma, W representa uma matriz de pesos diagonal com número de linhas e colunas igual ao de variáveis observáveis que é selecionada de modo a minimizar a função de perda quanto aos pareamentos em termos de balanço das covariadas, sendo maximizado o p-valor dos testes t pareados e dos testes de Kolmogorov-Smirnov correspondentes à cada coluna da matriz de balanceamento. Definindo, também, $S^{-1/2}$ como a decomposição de Cholesky da matriz de covariância de X , obtém-se a seguinte forma funcional para a Distância Mahalanobis Generalizada (DMG):

$$DMG(X_i, X_j) = (X_i - X_j)' (S^{-1/2})' W S^{-1/2} (X_i - X_j)^{1/2}. \quad (4)$$

e, mais uma vez, o pareamento deu-se sem reposição, mas são permitidas coincidências em casos onde há mais de um indivíduo que seria adequado o pareamento.

A etapa seguinte diz respeito à verificação do critério de balanceamento das covariadas na base de dados resultante dos respectivos pareamentos, o que é satisfeito se os grupos possuem similaridade nas características observáveis. Assim, a diferença normalizada é dada por:

$$\Delta_X = \frac{\bar{X}^{T=1} - \bar{X}^{T=0}}{\sqrt{\frac{(S^{2,T=1} - S^{2,T=0})}{2}}}, \quad (5)$$

⁹O pareamento das observações e inferência do ATT contam com o pacote *MatchIt*, disponível no *software* R.

de onde é desejável ter resultado inferior a 0,25, pois valores mais altos implicariam em sensibilidade à especificação (Imbens e Wooldridge, 2009). Note, também, que opta-se pela análise da diferença normalizada ao invés de testes estatísticos de diferença de médias, como o teste t, devido à sua relação com o tamanho da amostra. Como, em geral, amostra pareada costuma ser menor do que a base de dados original, o baixo número de observações pode ser a razão para que não sejam encontradas diferenças estatisticamente significativas entre os grupos (Austin, 2011).

Já em relação à variável binária que indica o casamento infantil, Y , sejam $Y_i^{T=0}$ e $Y_i^{T=1}$ os resultados potenciais nos casos em que os indivíduos são controles e tratados, respectivamente. Deste modo, a hipótese central do modelo é chamada de independência condicional, de onde tem-se que o casamento infantil é ortogonal ao tratamento condicionado em características observáveis:

$$Y_i^{T=0}, Y_i^{T=1} \perp\!\!\!\perp T_i | X_i. \quad (6)$$

ou seja, a designação de quem recebe o PBF corresponde à aleatória após controlar pelas covariadas contidas em X_i .

Como, após parear as observações, o grupo que recebe o tratamento possui um análogo contra-factual, as diferenças nos resultados de interesse entre tratados e controles devem-se meramente ao recebimento da intervenção. Considerando as características de amostragem complexa, isto resulta no valor populacional do ATT, isto é, aponta o efeito médio do PBF sobre aqueles que o recebem. Conforme apresentado por Becker e Ichino (2002), o ATT é dado por:

$$ATT = E(Y_i^{T=1} - Y_i^{T=0} | T_i = 1) \quad (7)$$

$$ATT = E\{E\{Y_i^{T=1} - Y_i^{T=0} | T_i = 1, p(X_i)\}\} \quad (8)$$

$$ATT = E\{E\{Y_i^{T=1} | T_i = 1, p(X_i)\} - E\{Y_i^{T=0} | T_i = 0, p(X_i)\} | T = 1\} \quad (9)$$

onde $E\{Y_i^{T=1} | T_i = 1, p(X_i)\}$ é o resultado médio para os indivíduos elegíveis e beneficiários do PBF, e $E\{Y_i^{T=0} | T_i = 0, p(X_i)\}$ é o termo não-observado que indica o resultado potencial caso os indivíduos não tivessem recebido o tratamento. Desta maneira, o estimador do ATT assume a seguinte forma:

$$\hat{ATT} = \frac{1}{N^{T=1}} \sum_{i|T=1} \left[Y_i^{T=1} - \sum_{j|T=0} W_{ij} Y_j \right] \quad (10)$$

tal que W_{ij} são os pesos que agregam o resultado potencial referente ao grupo de controle. Ainda, sendo $N^{T=0}$ o total de unidades no grupo que não recebe o PBF, $W_{ij} = \frac{1}{N_j^{T=0}}$ se $j \in C(i)$.

Por fim, note que um dos problemas mais graves relativos ao PSM diz respeito a violação da hipótese de independência condicional. Isto justifica-se pelos fatores não-observáveis que determinam, simultaneamente, as probabilidades de recebimento do PBF e de casamento infantil tornarem os resultados viesados. Por exemplo, note que uma família que possui maior acesso à informação pode estar ciente da possibilidade de ser beneficiária do Programa e saber dos aspectos negativos do casamento infantil, implicando em estimativas que diferem do verdadeiro parâmetro populacional e que não servem para guiar as decisões dos formuladores de políticas públicas. Tendo isto em vista, testa-se a robustez dos resultados obtidos ao efetuar uma análise de sensibilidade dos limites de Rosenbaum (2002).

Então, introduz-se na equação (1) a possibilidade de haver $u_i \in \{0, 1\}$ variáveis não-observadas que afetem a probabilidade condicional de recebimento das transferências do PBF, sendo tais associadas ao parâmetro γ . Desta forma, se os indivíduos i e j são idênticos em características observáveis, $X_i = X_j$, a razão entre as probabilidades de que pertençam ao grupo de tratados resulta na expressão:

$$\frac{\frac{p_i}{1-p_j}}{\frac{p_j}{1-p_i}} = \frac{p_i(1-p_j)}{p_j(1-p_i)} = \frac{\exp(\beta' X_j + \gamma u_j)}{\exp(\beta' X_i + \gamma u_i)} = \exp\{\gamma(u_i - u_j)\}. \quad (11)$$

A partir da equação acima, percebe-se que, na ausência de disparidades entre os fatores não-observáveis referentes aos sujeitos i e j , não há viés nas estimativas do ATT. Isto fica claro ao analisar os limites da razão de probabilidades apresentados por Rosenbaum (2002):

$$\frac{1}{e^\gamma} = \frac{p_i(1-p_j)}{p_j(1-p_i)} = e^\gamma \quad (12)$$

pois se $e^\gamma = \tau = 1$ os indivíduos em questão equivalem-se em termos de probabilidade de recebimento da intervenção. Por outro lado, valores de τ diferentes de 1 indicam que as chances de participação no PBF dependem de características não-observáveis em fator proporcional a τ . Em suma, este teste aponta o grau em que os coeficientes calculados são suportados pela hipótese de independência condicional, embora não seja evidência assertiva de que a designação do tratamento se deva somente à variáveis observáveis ou não.

Quanto aos recortes efetuados na base de dados, são mantidas somente meninas com idade entre 12 e 18 anos incompletos. Esta estratégia é devida ao fato de que a concentração de casamentos infantis ocorre ao longo desta faixa etária, ampliando mais fortemente entre 16 e 18 anos. Por isso, são efetuadas estimações para estas duas estratificações de idade. Também, como o PBF possui diferentes benefícios de acordo com a renda *per capita* familiar, o ATT é calculado segundo os *thresholds* de elegibilidade vigentes em 2017: renda *per capita ex-ante* ao PBF inferior a R\$ 85,00 caracterizando extrema pobreza e pobreza sendo definida pela renda *per capita ex-ante* ao PBF entre R\$ 85,01 e R\$ 170,00, bem como o efeito de transbordamento é capturado pelo dobro do limite de elegibilidade ao Programa (renda *per capita ex-ante* ao PBF entre R\$ 170,01 e R\$ 340,00).

5 Resultados

Em uma análise quase-experimental, tal como a proposta neste estudo, é de extrema importância que os grupos de tratados e controles apresentem similaridade em termos de médias para que os resultados possam ser atribuídos somente à intervenção de interesse. Posto isto, as Tabelas A-1 a A-3 apresentam a diferença normalizada entre as médias das covariadas para os beneficiários do PBF e aqueles que não recebem as transferências de renda, de acordo com as faixas de renda de extrema pobreza, pobreza, e dobro do limite de elegibilidade ao Programa, respectivamente. Estas tabelas encontram-se no Apêndice A, ao final do presente trabalho.

Desta forma, como esperado baseado nos resultados de Austin *et al.* (2018), não há evidência de que o EPP e PEP difiram em termos de equilíbrio das variáveis de controle. Também correspondendo às expectativas está a técnica de pareamento denominada *Genetic Matching*, a qual recorrentemente apresenta menor diferença de médias normalizada. Agora, apesar disto, em diversos casos não atinge-se valores inferiores a 0,25, o que seria desejável para obter resultados robustos à especificação (Imbens e Wooldridge, 2009).

Cabe, ainda, verificar os percentuais de casamentos infantis registrados nas amostras utilizadas para estimar o ATT. Este resultado consta na Tabela 1, onde fica evidente que as uniões predominam na faixa de 16 a 18 anos incompletos, na qual a Lei nº 10.406, de 10 de Janeiro de 2002, vigente em 2017, permitia o casamento em casos consentidos pela família. Apesar disto, estes baixos percentuais ressaltados pela menor média observada quando inclui-se crianças com idade inferior a 16 anos podem dever-se ao fato de que as informações fornecidas à PNADC são autorreportadas, implicando que os dados podem não ser acurados.

Por sua vez, na Tabela 2 estão registrados os coeficientes da estimação do ATT, segundo faixas de renda e idade, técnicas de pareamento, e caracterização de amostragem complexa. Uma análise

Tabela 1: Média e erro-padrão para a variável dependente

Técnica de pareamento	12 a 18 anos incompletos				16 a 18 anos incompletos			
	EPP		PEP		EPP		PEP	
	Média	Erro-padrão	Média	Erro-padrão	Média	Erro-padrão	Média	Erro-padrão
Extermamente pobres								
Nearest Neighbor	0,0668	0,0117	0,0538	0,0090	0,0992	0,0206	0,1179	0,0200
Genetic Matching	0,0377	0,0085	0,0522	0,0082	0,0422	0,0218	0,1215	0,0198
Pobres								
Nearest Neighbor	0,0398	0,0176	0,0339	0,0147	0,1108	0,0493	0,0853	0,0378
Genetic Matching	0,0308	0,0074	0,0300	0,0069	0,0469	0,0136	0,0577	0,0154
Dobro do limite de renda								
Nearest Neighbor	0,0221	0,0068	0,0185	0,0064	0,0320	0,0116	0,0348	0,0118
Genetic Matching	0,0118	0,0018	0,0147	0,0020	0,0301	0,0053	0,0370	0,0058

Fonte: Elaboração própria. **Nota:** Estatísticas com a amostra pareada, utilizando as respectivas formas de declarar a amostragem complexa.

geral desta tabela põe em voga o fato de que o PBF afeta principalmente o grupo de extrema pobreza, reduzindo a probabilidade de que indivíduos na minoridade casem. Já para outros grupos, os resultados apresentam maiores limitações em termos de significância estatística e, até mesmo, sentido do efeito.

Tabela 2: Efeito sobre a probabilidade de casarem-se

Técnica de pareamento	12 a 18 anos incompletos		16 a 18 anos incompletos	
	EPP	PEP	EPP	PEP
Extremamente pobres				
<i>Nearest Neighbor</i>	-0,0798*** (0,0163)	-0,0779*** (0,0150)	-0,0574 (0,0362)	-0,1152*** (0,0379)
Observações	928	840	422	422
<i>Genetic Matching</i>	-0,0324*** (0,0107)	-0,0649*** (0,0126)	-0,0123 (0,0266)	-0,1391*** (0,0317)
Observações	1118	1118	428	428
Pobres				
<i>Nearest Neighbor</i>	-0,0158 (0,0340)	-0,0059 (0,0298)	-0,1625 (0,0858)	-0,1163 (0,0635)
Observações	292	296	82	94
<i>Genetic Matching</i>	-0,0260** (0,0107)	-0,0325*** (0,0119)	-0,0211 (0,0230)	-0,0433 (0,0275)
Observações	964	964	382	382
Dobro do limite de renda				
<i>Nearest Neighbor</i>	-0,0031 (0,0135)	0,0021 (0,0126)	0,0405* (0,0238)	0,0387* (0,0233)
Observações	646	668	286	304
<i>Genetic Matching</i>	-0,0021 (0,0036)	-0,0075* (0,0040)	0,0050 (0,0102)	-0,0092 (0,0116)
Observações	4.428	4.428	1.398	1.398

Fonte: Elaboração própria. **Notas:** * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Erro-padrão em parênteses.

Assim, considerando indivíduos extremamente pobres com idade entre 12 e 18 anos incompletos e pareamento via *Nearest Neighbor*, a redução na probabilidade de ocorrência de casamento infantil é na magnitude de, aproximadamente, 8,00 pontos percentuais (p.p.) nas duas formas de definição da natureza complexa da amostragem. Enquanto isto, quando os dados são pareados através da técnica *Genetic Matching*, o EPP fornece coeficiente correspondente a -3,24 p.p., mas o resultado do PEP está mais próximo daqueles obtidos no pareamento por *Nearest Neighbor*, totalizando uma redução de 6,49 p.p. na probabilidade de que os indivíduos da amostra casem-se. Agora, analisando os cálculos referentes ao grupo com idade de 16 a 18 anos, os resultados apresentam significância estatística somente pelo PEP, com coeficientes de -11,52 p.p. e -13,91 p.p. para os pareamentos através do *Nearest Neighbor* e *Genetic Matching*, respectivamente.

No grupo de beneficiários elegíveis somente às transferências variáveis, ou seja, classificados como pobres, os resultados apresentam significância estatística somente na amostra com indivíduos entre 12 e 18 anos incompletos e pareamento via *Genetic Matching*. Neste caso, o EPP fornece coeficiente de -2,60 p.p. (estatisticamente significativo a 5%), e o PEP está associado à uma redução de 3,25 p.p. na probabilidade de que observe-se casamento dos indivíduos na amostra.

Por fim, quando considera-se a renda *per capita ex-ante* ao PBF que caracterizaria um transbordamento deste programa social, os resultados são ainda mais limitados em termos de significância estatística. Primeiramente, quando considera-se a amostra com adolescentes de 12 a 18 anos incompletos, pareamento via *Genetic Matching*, e estimação do ATT explicitando a amostragem complexa via PEP, observa-se que o Programa reduz a probabilidade de casamento infantil em 0,75 p.p. (estatisticamente significativo a 10%). Na segunda fase de estimativas, quando são consideradas apenas as adolescentes de 16 a 18 anos incompletos e pareamento via *Nearest Neighbor*, o EPP e PEP registram efeitos positivos de 4,05 p.p. e 3,87 p.p., respectivamente, ambos também com significância estatística a 10%.

Estimados os coeficientes, resta ainda analisar o quanto os resultados são robustos à influência de variáveis não-observáveis. Logo, o teste de sensibilidade de Rosenbaum (2002) trata de verificar a significância estatística para as hipóteses de subestimação (limite inferior) e superestimação (limite superior) dos efeitos do Programa. Este ponto foi verificado para todas as amostras utilizadas, tal que a Tabela A-4 contém os testes para os pareamentos via *Nearest Neighbor*, e a Tabela A-5 registra os resultados para os casos em que o pareamento deu-se por *Genetic Matching*, ambas apresentadas no Apêndice A.

Portanto, nota-se que os testes indicam maior robustez para as amostras de indivíduos extremamente pobres, sendo possível rejeitar a hipótese de efeitos de variáveis não-observáveis sobre o recebimento do tratamento até o maior fator analisado, $\tau = 3$, embora com nível de significância de 10% para os limites superiores das amostras de 16 a 18 anos incompletos e pareamento via *Nearest Neighbor*. Em outras palavras, embora exista uma diferença de, pelo menos, 30% na probabilidade de recebimento do PBF que deve-se à variáveis não-observáveis, os coeficientes estimados ainda serão robustos. Por outro lado, quando o pareamento deu-se via *Genetic Matching*, é possível rejeitar a hipótese de subestimação e superestimação do efeito do tratamento com 1% de significância estatística em todos os valores de τ apresentados nesta faixa de renda. Ademais, parear as observações por *Genetic Matching* também trouxe resultados mais confiáveis neste sentido, mesmo em casos de pobreza e recebimento indevido do benefício.

6 Considerações finais

Tendo em vistas que a legislação vigente recentemente possuía brechas quanto ao casamento antes da idade núbil e que mesmo a Lei n. 13.811, de 12 de Março de 2019, permite casamentos antes dos 18 anos de idade, importa saber quais fatores podem mudar a trajetória de vida dos indivíduos que estão nesta situação. Por isso, a proposta do presente estudo foi estimar o efeito do maior programa de transferência condicionada do mundo, o PBF, sobre a probabilidade de que as meninas em fase de minoridade casem-se, pois estatísticas internacionais mostram que estas estão mais envolvidas nesta situação do que os meninos e o Brasil apresenta números alarmantes neste quesito.

Através dos dados da PNADC, pareamento pelo PSM, e estimação do ATT, a principal evidência obtida diz respeito ao PBF reduzir a probabilidade de ocorrência de casamento infantil para meninas em situação de extrema pobreza. Destaca-se, ainda, que o efeito é de maior magnitude quando estas possuem idade entre 16 e 18 anos incompletos, faixa em a PNADC registra maior concentração no número de casamentos infantis.

Já nos casos em que as meninas pertencem à famílias classificadas como pobres, os efeitos do PBF são bastante limitados, assim como ocorre para a faixa de renda de transbordamento do Programa. Contudo, como agravante para a problemática de transferência de renda para famílias que não são elegíveis, há coeficientes apontando que o PBF eleva a probabilidade de que as meninas com idade

entre 16 e 18 anos incompletos e pertencentes a este grupo unam-se em matrimônio.

Como possível justificativa para estes efeitos, talvez as famílias extremamente pobres tenham maior necessidade de manter no domicílio as crianças que acarretam o recebimento dos Benefícios Variáveis, além do Benefício Básico. Agora, considerando que o valor associado ao Benefício Variável é baixo, do ponto de vista monetário, as famílias pobres ou que possuem renda superior ao limite de elegibilidade ao Programa podem ser aproximadamente indiferentes a permanência das meninas no domicílio. Isto explicaria as evidências limitadas para estes grupos.

Em suma, tais resultados implicam em duas principais lições. A primeira destas põe em destaque o PBF como política pública relevante especialmente para famílias em condição de extrema pobreza, mas isto vai além da transferência de renda. Assim, através das condicionalidades, estas meninas acumularão capital humano e, como efeito indireto, terão possibilidade de adquirir independência para desenhar seu futuro. Por outro lado, a questão de transferências para famílias que não deveriam estar inseridas no Programa aponta para a necessidade de melhorar este aspecto. Trabalhar neste sentido possibilitaria, até mesmo, ampliar os benefícios para os indivíduos com maior privação de renda, os quais também respondem positivamente aos incentivos do Programa.

Por fim, remanescem alguns pontos a serem explorados. O principal diz respeito à estimativas segundo as regiões do Brasil, pois certamente há aspectos culturais enraizados que podem implicar em heterogeneidade do efeito do PBF. Ainda, como base para comparação, seria interessante verificar o efeito do mesmo sobre a probabilidade de casamento dos meninos. Ambos pontos não foram endereçados no presente trabalho devido ao tamanho da amostra ao efetuar diversas estratificações, o que afetaria as estatísticas estimadas. Portanto, os passos seguintes desta pesquisa envolvem estes objetivos, com possível adoção de base de dados mais ampla, como o Censo Demográfico.

Referências

- ALAM, A.; BAEZ, J. E.; DEL CARPIO, X. V. **Does Cash for School Influence Young Women's Behavior in the Longer Term? Evidence from Pakistan**. Bonn: Institute for the Study of Labor, Discussion Paper n. 5703, 2011.
- ANGRIST, J.; BETTINGER, E.; BLOOM, E.; KING, E.; KREMER, M. Vouchers for Private Schooling in Colombia: Evidence from a Randomized Natural Experiment. **The American Economic Review**, vol. 92, n. 5, p. 1535-1558, 2002.
- AUSTIN, P. C. An Introduction to Propensity Score Methods for Reducing the Effects of Confounding in Observational Studies. **Multivariate Behavioral Research**, 46 (3), p. 399-424, 2011.
- AUSTIN, P. C.; JEMBERE, N.; CHIU, M. Propensity Score Matching and Complex Surveys. **Statistical Methods in Medical Research**, 27(4), p. 1240-1257, 2018.
- BAIRD, S.; MCINTOSH, C.; ÖZLER, B. Cash or Condition? Evidence from a Cash Transfer Experiment. **The Quarterly Journal of Economics**, vol. 126, p. 1709-1753, 2011.
- BECKER, S. O.; ICHINO, A. Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores. **The Stata Journal**, vol. 2, n. 4, p. 358-377, 2002.
- BUCHMANN, N.; FIELD, E.; GLENNERSTER, R.; NAZNEEN, S.; PIMKINA, S.; SEN, I. **Power vs Money: Alternative Approaches to Reducing Child Marriage in Bangladesh, a Randomized Control Trial**. Cambridge: Abdul Latif Jameel Poverty Action Lab, 2018.
- CAMELO, R. S.; TAVARES, P. A.; SAIANI, C. C. S. Alimentação, Nutrição e Saúde em Programas de Transferência de Renda: Evidências para o Programa Bolsa Família. **Revista EconomiA**, vol. 10, n. 4, p. 685-713, 2009.
- DE BRAUW, A.; GILLIGAN, D. O.; HODDINOTT, J. The Impact of Bolsa Família on Women's Decision-Making Power. **World Development**, vol. 59, p. 487-504, 2014.
- DE BRAUW; GILLIGAN, D. O.; HODDINOTT, J.; ROY, S. The Impact of Bolsa Família on Schooling. **World Development**, vol. 70, p. 303-316, 2015.
- DAHL, G. B. Early Teen Marriage and Future Poverty. **Demography**, vol. 47, n. 3, p. 689-718, 2010.

DAKE, F.; NATALI, L.; ANGELES, G.; DE HOOP, J.; HANDA, S.; PETERMAN, A. Cash Transfers, Early Marriage, and Fertility in Malawi and Zambia. **Studies in Family Planning**, 49(4), p. 295-317, 2018.

DIAMOND, A.; SEKHON, J. S. Genetic Matching for Estimating Causal Effects: A General Multivariate Matching Method for Achieving Balance in Observational Studies. **Review of Economics and Statistics**, 95(3), p. 932-945, 2013.

DUFLO, E.; DUPAS, P.; KREMER, M. Education, HIV, and Early Fertility: Experimental Evidence from Kenya. **American Economic Review**, 105(9), p. 2757-2797, 2015.

DUGOFF, E. H.; SCHULER, M.; STUART, E. A. Generalizing Observational Study Results: Applying Propensity Score Methods to Complex Surveys. **Health Services Research**, 49(1), p. 284-303, 2014.

EFEVBERA, Y.; BHABHA, J.; FARMER, P. E.; FINK, G. Girl Child Marriage as a Risk Factor for Early Childhood Development and Stunting. **Social Science & Medicine**, vol. 185, p. 91-101, 2017.

ERULKAR, A. S.; MUTHENGI, E. Evaluation of Berhane Hewan: A Program to Delay Child Marriage in Rural Ethiopia. **International Perspectives on Sexual and Reproductive Health**, 35(1), p. 6-14, 2009.

ERULKAR, A. Early Marriage, Marital Relations and Intimate Partner Violence in Ethiopia. **International Perspectives on Sexual and Reproductive Health**, 39(01), p. 6-13, 2013.

GAGE, A. J. Association of Child Marriage With Suicidal Thoughts and Attempts Among Adolescent Girls in Ethiopia. **Journal of Adolescent Health**, vol. 52, p. 654-656, 2013.

GLEWWE, P.; KASSOUF, A. L. The Impact of the Bolsa Escola/Família Conditional Cash Transfer Program on Enrollment, Dropout Rates and Grade Promotion in Brazil. **Journal of Development Economics**, 97 (2), p. 505-517, 2012.

GODHA, D.; HOTCHKISS, D. R.; GAGE, A. J. Association Between Child Marriage and Reproductive Health Outcomes and Service Utilization: A Multi-Country Study from South Asia. **Journal of Adolescent Health** vol. 52, p. 552-558, 2013.

IMBENS, G. W.; WOOLDRIDGE, J. M. Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation. **Journal of Economic Literature**, 47(1), 5-86, 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Síntese de Indicadores Sociais**. 2018.

ISLAM, M. M.; ISLAM, M. K.; HASAN, M. S.; HAQUE, M. A. Marriage Before 16 or 18 Years: The Effect of Marital Age on Women's Educational Attainment in Bangladesh. **Journal of Population and Social Studies**, vol. 24, n. 1, p. 117-132, 2016.

NANDA, P.; DAS, P.; DATTA, N.; LAMBA, S.; PRADHAN, E.; WARNER, A. **Making Change with Cash? Impact of a Conditional Cash Transfer Program on Girls' Education and Age of Marriage in India. Synthesis of Findings**. International Center for Research on Women, 2016. Disponível em: https://www.icrw.org/wp-content/uploads/2016/10/IMPACCT_Synthesis_Webready.pdf. Acesso em: 12/02/2019.

NASRULLAH, M.; ZAKAR, R.; KRÄMER, A. Effect of Child Marriage on Use of Maternal Health Care Services in Pakistan. **Obstetrics & Gynecology**, vol. 122, n. 3, p.517-524, 2013.

NASRULLAH, M.; ZAKAR, R.; ZAKAR, M. Z. Child Marriage and Its Associations With Controlling Behaviors and Spousal Violence Against Adolescent and Young Women in Pakistan. **Journal of Adolescent Health**, vol. 55, p. 804-809, 2014.

NGUYEN, M. C.; WODON, Q. **Impact of Child Marriage on Literacy and Education Attainment in Africa**. Global Partnership for Education, 2014. Disponível em: <http://allinschool.org/wp-content/uploads/2015/02/OOSC-2014-QW-Child-Marriage-final.pdf>. Acesso em: 01/02/2019.

RAJ, A.; SAGGURTI, N.; BALAIAH, D.; SILVERMAN, J. G. Prevalence of Child Marriage and its Effect on Fertility and Fertility-Control Outcomes of Young Women in India: A Cross-Sectional,

Observational Study. **The Lancet**, vol. 373, 2009.

RAJ, A. When the Mother is a Child: The Impact of Child Marriage on the Health and Human Rights of Girls. **Archives of Disease in Childhood**, 95(11), p. 931-935, 2010.

RAJ, A.; BOEHMER, U. Girl Child Marriage and Its Association With National Rates of HIV, Maternal Health, and Infant Mortality Across 97 Countries. **Violence Against Women**, 19(4), p. 536-551, 2013.

RASELLA, D.; AQUINO, R.; SANTOS, C. A. T.; SOUSA, R. P.; BARRETO, M. L. Effect of a Conditional Cash Transfer Programme on Childhood Mortality: A Nationwide Analysis of Brazilian Municipalities. **The Lancet**, 382(9886), p. 57-67, 2013.

RIDGEWAY, G.; KOVALCHIK, S. A.; GRIFFIN, B. A.; KABETO, M. U. Propensity Score Analysis with Survey Weighted Data. **J Causal Inference**, 3(2), p. 237-249, 2015.

ROSEMBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score. **The American Statistician**, 39(1), p. 33-38, 1985.

ROSEMBAUM, P. R. Optimal Matching for Observational Studies. **Journal of the American Statistical Association**, vol. 84, n. 408, p. 1024-1032, 1989.

ROSEMBAUM, P. R. A Characterization of Optimal Designs for Observational Studies. **Journal of the Royal Statistical Society**, vol. 53, p. 597-610, 1991.

ROSENBAUM, P. R. **Observational Studies**. New York: Springer, 2002.

SAYEED, Y. **Effect of Girls' Secondary School Stipend on Completed Schooling, Age at Marriage, and Age at First Birth**. World Institute for Development Economics Research, Working Paper 2016/110, 2016.

SHEI, A.; COSTA, F.; REIS, M. G.; KO, A. I. The Impact of Brazil's Bolsa Família Conditional Cash Transfer Program on Children's Health Care Utilization and Health Outcomes. **BMC International Health and Human Rights**, 14(10), 2014.

SOUSA, R. P.; SANTOS, L. M. P.; MIAZAKI, E. S. Effects of a Conditional Cash Transfer Programme on Child Nutrition in Brazil. **Bulletin of the World Health Organization**, vol. 89, p. 496-503, 2011.

STRAT, Y. L.; DUBERTRET, C.; FOLL, B. L. Child Marriage in the United States and Its Association With Mental Health in Women. **Pediatrics**, vol. 128, n.3, p. 524-530, 2011.

TAVARES, P. A. Efeito do Programa Bolsa Família sobre a Oferta de Trabalho das Mães. **Economia e Sociedade**, vol. 19, n. 3 (40), p. 613-635, 2010.

TAYLOR, A. Y.; LAURO, G.; SEGUNDO, M.; GREENE, M. E. "She goes with me in my boat." **Child and Adolescent Marriage in Brazil. Results from Mixed-Methods Research**. Rio de Janeiro and Washington DC: Instituto Promundo & Promundo-US, 2015.

THE GLOBAL FUND. **Country Impact Report: Kenya**. Geneva: The Global Fund, 2016.

UNITED NATIONS CHILDREN'S FUND (UNICEF). **Ending Child Marriage: Progress and Prospects**. New York: United Nations Children's Fund, 2014a.

UNITED NATIONS CHILDREN'S FUND (UNICEF). **The State of the World's Children 2014 in Numbers: Every Child Counts**. New York: United Nations Children's Fund, 2014b.

UNITED NATIONS CHILDREN'S FUND (UNICEF). **Ending child marriage: Progress and prospects**. New York: United Nations Children's Fund, 2014c.

VASCONCELOS, A. M.; RIBEIRO, F. G.; GRIEBELER, M. C.; CARRARO, A. Programa Bolsa Família e Geração "Nem-Nem": Evidências para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, 71(2), p. 233-257, 2017.

ZANUTTO, E. L. A Comparison of Propensity Score and Linear Regression Analysis of Complex Survey Data. **Journal of Data Science**, v. 4, p. 67-91, 2006.

Apêndice A

Tabela A-1: Diferença normalizada para o grupo de extrema pobreza

Variáveis	12 a 18 anos				16 a 18 anos			
	EPP	PEP	EPP	PEP	EPP	PEP	EPP	PEP
	<i>Nearest Neighbor</i>	<i>Nearest Neighbor</i>	<i>Genetic Matching</i>	<i>Genetic Matching</i>	<i>Nearest Neighbor</i>	<i>Nearest Neighbor</i>	<i>Genetic Matching</i>	<i>Genetic Matching</i>
Renda <i>ex-ante</i>	0,4066	0,4338	0,3399	0,3399	0,3020	0,3020	0,2444	0,2444
Idade	-0,2401	-0,2639	-0,2186	-0,2186	-0,0762	-0,0762	-0,2067	-0,2067
Branco	-0,2696	-0,3157	-0,3670	-0,3670	-0,1214	-0,1214	-0,4670	-0,4670
Alfabetizado	-0,0481	-0,0531	-0,0399	-0,0399	0	0	0,1489	0,1489
Bx, instrução	0,2474	0,2836	0,3177	0,3177	0,0200	0,0200	0,1776	0,1776
Fundamental	-0,2279	-0,2623	-0,2877	-0,2877	-0,0290	-0,0290	-0,1241	-0,1241
Médio	-0,0815	-0,0900	-0,1217	-0,1217	0,0203	0,0203	-0,0999	-0,0999
Ocupado dom.	0,3917	0,4183	0,5492	0,5492	0,3921	0,3921	0,4998	0,4998
Nº pessoas	0,8296	0,8709	1,0987	1,0987	0,7266	0,7266	1,0486	1,0486
Urbano	-0,6677	-0,6931	-0,5691	-0,5691	-0,5041	-0,5041	-0,6238	-0,6238
Renda x Idade	0,3840	0,4077	0,3151	0,3151	0,2998	0,2998	0,2378	0,2378
Renda x Branco	0,0926	0,0885	-0,0079	-0,0079	0,1280	0,1280	-0,1117	-0,1117
Renda x Alf.	0,4110	0,4386	0,3341	0,3341	0,3096	0,3096	0,2582	0,2582
Renda x Bx. inst.	0,3572	0,3902	0,3578	0,3578	0,2517	0,2517	0,1943	0,1943
Renda x Fund.	0,1085	0,1033	0,0257	0,0257	0,1267	0,1267	0,1384	0,1384
Renda x Médio	0,0069	0,0076	-0,0578	-0,0578	0,0523	0,0523	-0,0481	-0,0481
Renda x Ocup. dom.	0,3988	0,4154	0,4168	0,4168	0,3204	0,3204	0,3243	0,3243
Renda x Nº pes.	0,4809	0,5068	0,5929	0,5929	0,4060	0,4060	0,4849	0,4849
Renda x Urbano	-0,0129	-0,0142	-0,0913	-0,0913	-0,0331	-0,0331	-0,1072	-0,1072
Idade x Branco	-0,2932	-0,3409	-0,3789	-0,3789	-0,1246	-0,1246	-0,4676	-0,4676
Idade x Alf.	-0,2163	-0,2378	-0,1897	-0,1897	-0,0331	-0,0331	0,0408	0,0408
Idade x Bx. inst.	0,2210	0,2563	0,3040	0,3040	0,0159	0,0159	0,1715	0,1715
Idade x Fund.	-0,2279	-0,2624	-0,2854	-0,2854	-0,0282	-0,0282	-0,1276	-0,1276
Idade x Médio	-0,0844	-0,0932	-0,1232	-0,1232	0,0169	0,0169	-0,1035	-0,1035
Idade x Ocup. dom.	0,3665	0,3885	0,5148	0,5148	0,3879	0,3879	0,4879	0,4879
Idade x Nº pessoas	0,7560	0,7966	1,0028	1,0028	0,7197	0,7197	1,0277	1,0277
Idade x Urbano	-0,6876	-0,7170	-0,5859	-0,5859	-0,5051	-0,5051	-0,6265	-0,6265
Nº pes. x Branco	-0,0358	-0,0649	-0,1512	-0,1512	0,0811	0,0811	-0,2376	-0,2376
Nº pes. x Alf.	0,7936	0,8322	1,0524	1,0524	0,7100	0,7100	1,0535	1,0535
Nº pes. x Bx, inst.	0,5691	0,6117	0,7610	0,7610	0,2354	0,2354	0,4704	0,4704
Nº pes. x Fund.	-0,0246	-0,0431	-0,0275	-0,0275	0,2197	0,2197	0,2549	0,2549
Nº pes. x Médio	0,0030	0,0033	-0,0441	-0,0441	0,1135	0,1135	0	0
Nº pes. x Ocup. dom.	0,5672	0,5953	0,8656	0,8656	0,5067	0,5067	0,7652	0,7652
Nº pes. x Urbano	-0,3603	-0,3679	-0,2353	-0,2353	-0,1892	-0,1892	-0,2398	-0,2398
Norte	-0,0267	-0,0412	1,7393	1,7393	-0,1793	-0,1793	1,1787	1,1787
Nordeste	0,8308	0,9281	-0,6475	-0,6475	0,6390	0,6390	-0,3150	-0,3150
Sudeste	-0,8107	-0,8769	-0,8832	-0,8832	-0,4391	-0,4391	-0,6965	-0,6965
Sul	-0,7217	-0,8268	-0,7099	-0,7099	-0,5198	-0,5198	-0,6548	-0,6548
Centro-Oeste	-0,3985	-0,4403	-0,4499	-0,4499	-0,2378	-0,2378	-0,3517	-0,3517
Peso sem estrat.	-0,4983		-0,6977		-0,1569		-0,5234	
UPA	-0,8950		-1,7529		-0,5182		-1,5033	
Estrato	-0,8725		-1,7133		-0,4997		-1,4542	

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A-2: Diferença normalizada para o grupo de pobres

Variáveis	12 a 18 anos				16 a 18 anos			
	EPP	PEP	EPP	PEP	EPP	PEP	EPP	PEP
	<i>Nearest Neighbor</i>	<i>Nearest Neighbor</i>	<i>Genetic Matching</i>	<i>Genetic Matching</i>	<i>Nearest Neighbor</i>	<i>Nearest Neighbor</i>	<i>Genetic Matching</i>	<i>Genetic Matching</i>
Renda <i>ex-ante</i>	-0,5090	-0,4690	-0,1803	-0,1803	-0,7067	-0,7294	-0,2360	-0,2360
Idade	-0,4355	-0,3823	-0,2469	-0,2469	-0,1950	-0,2552	0,0314	0,0314
Branco	-0,1908	-0,2396	-0,2890	-0,2890	-0,2401	-0,2618	-0,2706	-0,2706
Alfabetizado	0,1145	0,1129	0,1040	0,1040	0	0	-0,1052	-0,1052
Baixa instrução	0,3123	0,3080	0,1802	0,1802	0,2183	0,1428	-0,0234	-0,0234
Fundamental	-0,3024	-0,2984	-0,1695	-0,1695	-0,1033	-0,0901	0,0333	0,0333
Médio	-0,0526	-0,0519	-0,0478	-0,0478	-0,2061	-0,0899	-0,0221	-0,0221
Ocupado dom.	0,0991	0,0782	0,1861	0,1861	0,1467	-0,0640	0,2519	0,2519
Nº pessoas	0,5118	0,5298	0,5761	0,5761	0,7839	0,7513	0,5972	0,5972
urbano	-0,8647	-0,8801	-0,5155	-0,5155	-0,2438	-0,2127	-0,3349	-0,3349
Renda x Idade	-0,6539	-0,5900	-0,2818	-0,2818	-0,7219	-0,7614	-0,2295	-0,2295
Renda x Branco	-0,2163	-0,2568	-0,2828	-0,2828	-0,3543	-0,3546	-0,3060	-0,3060
Renda x Alf.	-0,4575	-0,4197	-0,1393	-0,1393	-0,6822	-0,7042	-0,2553	-0,2553
Renda x Bx, inst.	0,1574	0,1654	0,1282	0,1282	0,0956	0,0401	-0,0452	-0,0452
Renda x Fund.	-0,3574	-0,3500	-0,1943	-0,1943	-0,2527	-0,2562	-0,0450	-0,0450
Renda x Médio	-0,0246	-0,0242	-0,0349	-0,0349	-0,1887	-0,0984	-0,0032	-0,0032
Renda x Ocup. dom.	-0,1013	-0,1085	0,1005	0,1005	-0,0931	-0,3111	0,1525	0,1525
Renda x Nº pes.	0,2522	0,2803	0,4403	0,4403	0,4014	0,3614	0,4381	0,4381
Renda x Urbano	-0,9507	-0,9555	-0,5323	-0,5323	-0,3366	-0,3239	-0,3552	-0,3552
Idade x Branco	-0,2441	-0,2855	-0,3070	-0,3070	-0,2460	-0,2682	-0,2671	-0,2671
Idade x Alf.	-0,3366	-0,2897	-0,1768	-0,1768	-0,1014	-0,1327	-0,0762	-0,0762
Idade x Bx, inst.	0,2548	0,2620	0,1456	0,1456	0,2125	0,1390	-0,0235	-0,0235
Idade x Fund.	-0,3112	-0,3051	-0,1731	-0,1731	-0,1061	-0,1008	0,0328	0,0328
Idade x Médio	-0,0527	-0,0520	-0,0442	-0,0442	-0,2066	-0,0901	-0,0170	-0,0170
Idade x Ocup. dom.	-0,0329	-0,0455	0,1104	0,1104	0,1284	-0,0811	0,2509	0,2509
Idade x Nº pes.	0,3832	0,4156	0,4791	0,4791	0,7748	0,7312	0,5980	0,5980
Idade x Urbano	-0,9327	-0,9405	-0,5329	-0,5329	-0,2509	-0,2188	-0,3339	-0,3339
Nº pes. x Branco	-0,0091	-0,0387	-0,1665	-0,1665	0,1417	0,0618	-0,0825	-0,0825
Nº pes. x Alf.	0,5232	0,5409	0,5865	0,5865	0,7809	0,7484	0,5714	0,5714
Nº pes. x Bx, inst.	0,3911	0,3942	0,3664	0,3664	0,3738	0,3188	0,0695	0,0695
Nº pes. x Fund.	-0,0357	-0,0258	0,0173	0,0173	0,2668	0,2594	0,3077	0,3077
Nº pes. x Médio	-0,0505	-0,0498	0,0306	0,0306	-0,1477	-0,0716	0,0881	0,0881
Nº pes. x Ocup, dom.	0,3488	0,3417	0,4729	0,4729	0,6316	0,4515	0,5668	0,5668
Nº pes. x Urbano	-0,4264	-0,4350	-0,2482	-0,2482	0,0073	0,0128	-0,0739	-0,0739
Norte	0,0463	0,0610	1,1185	1,1185	-0,1688	0,0491	0,7125	0,7125
Nordeste	1,0283	1,0830	-0,3536	-0,3536	1,1063	1,0966	0,0756	0,0756
Sudeste	-1,3630	-1,4423	-0,7731	-0,7731	-0,9020	-1,1016	-0,7745	-0,7745
Sul	-0,1094	-0,1079	-0,2540	-0,2540	-0,5987	-0,7834	-0,4820	-0,4820
Centro-Oeste	-0,8090	-0,8821	-0,3740	-0,3740	-0,8743	-0,9152	-0,4129	-0,4129
Peso sem estrat.	-0,4771		-0,4754		-0,2781		-0,4581	
UPA	-1,0365		-1,2447		-0,9391		-1,3118	
Estrato	-1,0183		-1,2129		-0,9713		-1,2950	

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A-3: Diferença normalizada para o grupo com o dobro do limite de renda

Variáveis	12 a 18 anos				16 a 18 anos			
	EPP	PEP	EPP	PEP	EPP	PEP	EPP	PEP
	<i>Nearest Neighbor</i>		<i>Genetic Matching</i>		<i>Nearest Neighbor</i>		<i>Genetic Matching</i>	
Renda <i>ex-ante</i>	-0,1305	-0,2358	-0,3115	-0,2996	-0,0301	0,0013	-0,2363	-0,1852
Idade	-0,0798	-0,0720	-0,0617	-0,0630	-0,0419	0,0657	-0,0400	-0,0372
Branco	0,0532	0,0441	-0,1585	-0,1508	0,2495	0,2191	0	0,0034
Alfabetizado	0	0	-0,0093	-0,0093	-0,1658	-0,1560	0	0
Baixa instrução	0,0196	0,0126	0,0485	0,0485	0,0469	0,0735	0,0224	0,0352
Fundamental	-0,0133	-0,0128	-0,0494	-0,0494	0,0293	0,0275	-0,0210	-0,0329
Médio	-0,0202	0	0	0	-0,1320	-0,1738	0	0
Ocupado dom.	0,0592	-0,0668	0,0878	0,0892	-0,1064	-0,1401	0,0479	0,0305
Nº pessoas	0,2804	0,2694	0,3480	0,3437	0,2348	0,2577	0,3435	0,3290
Urbano	-0,2438	-0,2660	-0,2016	-0,2125	-0,0707	-0,0399	-0,1187	-0,1274
Renda x Idade	-0,1421	-0,2255	-0,2929	-0,2826	-0,0327	0,0153	-0,2427	-0,1905
Renda x Branco	0,0470	0,0330	-0,1893	-0,1781	0,2519	0,2299	-0,0423	-0,0207
Renda x Alf.	-0,1228	-0,2176	-0,2834	-0,2727	-0,0940	-0,0612	-0,2161	-0,1689
Renda x Bx, inst.	-0,0382	-0,0712	-0,0336	-0,0318	0,0577	0,0889	-0,0002	0,0152
Renda x Fund.	-0,0156	-0,0274	-0,0918	-0,0895	0,0102	0,0136	-0,0866	-0,0852
Renda x Médio	0,0051	0,0131	-0,0025	-0,0005	-0,1343	-0,1695	-0,0098	-0,0014
Renda x Ocup. dom.	-0,0273	-0,1824	-0,0821	-0,0785	-0,0998	-0,1193	-0,0662	-0,0615
Renda x Nº pes.	0,1355	0,0742	0,1654	0,1663	0,1327	0,1766	0,1973	0,2054
Renda x Urbano	-0,2194	-0,2577	-0,2556	-0,2659	-0,0412	-0,0018	-0,1608	-0,1552
Idade x Branco	0,0588	0,0424	-0,1480	-0,1400	0,2521	0,2220	0	0,0027
Idade x Alf.	-0,0535	-0,0476	-0,0517	-0,0528	-0,1703	-0,1246	-0,0155	-0,0145
Idade x Bx, Inst.	0,0094	0,0018	0,0422	0,0419	0,0503	0,0777	0,0221	0,0355
Idade x Fund.	-0,0192	-0,0178	-0,0519	-0,0520	0,0257	0,0300	-0,0234	-0,0358
Idade x Médio	-0,0216	-0,0012	0,0005	0,0005	-0,1330	-0,1737	0,0003	0,0003
Idade x Ocup. dom.	0,0316	-0,0817	0,0550	0,0567	-0,1028	-0,1294	0,0455	0,0292
Idade x Nº pes.	0,2242	0,2158	0,3047	0,3000	0,2313	0,2612	0,3392	0,3250
Idade x Urbano	-0,2345	-0,2577	-0,2033	-0,2146	-0,0651	-0,0314	-0,1199	-0,1282
Nº pes. Branco	0,0445	0,0283	-0,0715	-0,0678	0,2466	0,2146	0,0618	0,0555
Nº pes. x Alf.	0,2754	0,2646	0,3270	0,3229	0,1719	0,1977	0,3267	0,3127
Nº pes. x Bx, inst.	0,1745	0,1636	0,1888	0,1872	0,1501	0,1760	0,1369	0,1410
Nº pes. x Fund.	-0,0012	-0,0024	0,0133	0,0124	0,0619	0,0801	0,0654	0,0512
Nº pes. x Médio	-0,0305	-0,0111	0,0156	0,0150	-0,1240	-0,1820	0,0335	0,0345
Nº pes.x Ocup. dom.	0,2564	0,1688	0,2901	0,2893	0,1526	0,1328	0,2604	0,2404
Nº pes. X Urbano	-0,1394	-0,1794	-0,0554	-0,0621	-0,0357	-0,0045	0,0049	-0,0039
Norte	0,0223	0,0216	0,1594	0,1453	0	0	0,1293	0,1021
Nordeste	0	0,0359	0,1644	0,1689	-0,0979	-0,0526	0,0658	0,0715
Sudeste	-0,0086	-0,0500	-0,2338	-0,2288	0,0206	-0,0194	-0,1684	-0,1600
Sul	0,0136	0,0395	-0,2404	-0,2305	0,1561	0,1468	-0,1532	-0,1532
Centro-Oeste	-0,0378	-0,0731	-0,0404	-0,0423	0,0274	0	0,0168	0,0392
Peso sem estrat.	-0,1226		-0,0866		-0,1079		0,0011	
UPA	-0,0427		-0,3065		0,0808		-0,1680	
Estrato	-0,0438		-0,3014		0,0872		-0,1652	

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A-4: Teste de sensibilidade com dados pareados via *Nearest Neighbor*

τ	12 a 18 anos incompletos				16 a 18 anos incompletos			
	EPP		PEP		EPP		PEP	
	Inferior	Superior	Inferior	Superior	Inferior	Superior	Inferior	Superior
Extremamente pobres								
1,0	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1,2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1,4	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1,6	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,0001
1,8	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0004	0,0000	0,0004
2,0	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0015	0,0000	0,0015
2,2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0041	0,0000	0,0041
2,4	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0093	0,0000	0,0093
2,6	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0184	0,0000	0,0184
2,8	0,0000	0,0001	0,0000	0,0001	0,0000	0,0323	0,0000	0,0323
3,0	0,0000	0,0002	0,0000	0,0002	0,0000	0,0520	0,0000	0,0520
Pobres								
1,0	0,0898	0,0898	0,0898	0,0898	0,0352	0,0352	0,0195	0,0195
1,2	0,0527	0,1432	0,0527	0,1432	0,0193	0,0601	0,0098	0,0363
1,4	0,0319	0,2017	0,0319	0,2017	0,0111	0,0900	0,0052	0,0581
1,6	0,0198	0,2618	0,0198	0,2618	0,0066	0,1234	0,0028	0,0839
1,8	0,0127	0,3209	0,0127	0,3209	0,0041	0,1588	0,0016	0,1125
2,0	0,0083	0,3772	0,0083	0,3772	0,0026	0,1951	0,0010	0,1431
2,2	0,0055	0,4299	0,0055	0,4299	0,0017	0,2314	0,0006	0,1747
2,4	0,0038	0,4786	0,0038	0,4786	0,0011	0,2671	0,0004	0,2067
2,6	0,0026	0,5232	0,0026	0,5232	0,0008	0,3018	0,0002	0,2385
2,8	0,0019	0,5638	0,0019	0,5638	0,0005	0,3352	0,0002	0,2698
3,0	0,0013	0,6007	0,0013	0,6007	0,0004	0,3671	0,0001	0,3003
Dobro do limite de renda								
1,0	0,3036	0,3036	0,5000	0,5000	0,0547	0,0547	0,0327	0,0327
1,2	0,1914	0,4380	0,3689	0,6311	0,0293	0,0946	0,0160	0,0615
1,4	0,1200	0,5576	0,2686	0,7314	0,0163	0,1419	0,0082	0,0983
1,6	0,07546	0,6568	0,1949	0,8051	0,0094	0,1934	0,0043	0,1407
1,8	0,0479	0,7357	0,1417	0,8583	0,0056	0,2465	0,0024	0,1867
2,0	0,0308	0,7970	0,1035	0,8965	0,0034	0,2991	0,0014	0,2341
2,2	0,0201	0,8439	0,0762	0,9238	0,0021	0,3502	0,0008	0,2816
2,4	0,0133	0,8797	0,0565	0,9435	0,0014	0,3986	0,0005	0,3281
2,6	0,0089	0,9069	0,0423	0,9577	0,0009	0,4441	0,0003	0,3727
2,8	0,0061	0,9276	0,0319	0,9681	0,0006	0,4865	0,0002	0,4152
3,0	0,0042	0,9434	0,0243	0,9757	0,0004	0,5256	0,0001	0,4552

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A-5: Teste de sensibilidade com dados pareados via *Genetic Matching*

τ	12 a 18 anos incompletos				16 a 18 anos incompletos			
	EPP		PEP		EPP		PEP	
	Inferior	Superior	Inferior	Superior	Inferior	Superior	Inferior	Superior
Extremamente pobres								
1,0	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1,2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1,4	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1,6	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1,8	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2,0	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0002	0,0000	0,0002
2,2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0005	0,0000	0,0005
2,4	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0013	0,0000	0,0013
2,6	0,0000	0,0001	0,0000	0,0001	0,0000	0,0028	0,0000	0,0028
2,8	0,0000	0,0002	0,0000	0,0002	0,0000	0,0054	0,0000	0,0054
3,0	0,0000	0,0004	0,0000	0,0004	0,0000	0,0096	0,0000	0,0096
Pobres								
1,0	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0020	0,0020	0,0020	0,0020
1,2	0,0000	0,0001	0,0000	0,0001	0,0005	0,0076	0,0005	0,0076
1,4	0,0000	0,0002	0,0000	0,0002	0,0001	0,0199	0,0001	0,0199
1,6	0,0000	0,0009	0,0000	0,0009	0,0000	0,0412	0,0000	0,0412
1,8	0,0000	0,0023	0,0000	0,0023	0,0000	0,0721	0,0000	0,0721
2,0	0,0000	0,0052	0,0000	0,0052	0,0000	0,1120	0,0000	0,1120
2,2	0,0000	0,0102	0,0000	0,0102	0,0000	0,1591	0,0000	0,1591
2,4	0,0000	0,0177	0,0000	0,0177	0,0000	0,2113	0,0000	0,2113
2,6	0,0000	0,0281	0,0000	0,0281	0,0000	0,2665	0,0000	0,2665
2,8	0,0000	0,0418	0,0000	0,0418	0,0000	0,3227	0,0000	0,3227
3,0	0,0000	0,0586	0,0000	0,0586	0,0000	0,3783	0,0000	0,3783
Dobro do limite de renda								
1,0	0,0002	0,0002	0,0003	0,0003	0,0300	0,0300	0,0260	0,0260
1,2	0,0000	0,0037	0,0000	0,0041	0,0045	0,1242	0,0040	0,1074
1,4	0,0000	0,0235	0,0000	0,0247	0,0006	0,2933	0,0006	0,2579
1,6	0,0000	0,0823	0,0000	0,0838	0,0001	0,4922	0,0001	0,4432
1,8	0,0000	0,1920	0,0000	0,1922	0,0000	0,6694	0,0000	0,6180
2,0	0,0000	0,3406	0,0000	0,3378	0,0000	0,8006	0,0000	0,7556
2,2	0,0000	0,5000	0,0000	0,4941	0,0000	0,8863	0,0000	0,8517
2,4	0,0000	0,6447	0,0000	0,6367	0,0000	0,9377	0,0000	0,9132
2,6	0,0000	0,7607	0,0000	0,7521	0,0000	0,9667	0,0000	0,9505
2,8	0,0000	0,8456	0,0000	0,8376	0,0000	0,9825	0,0000	0,9723
3,0	0,0000	0,9036	0,0000	0,8969	0,0000	0,9910	0,0000	0,9846

Fonte: Elaboração própria.