

# Programa Bolsa Família e Geração “Nem–Nem”: Evidências para o Brasil

ANDRESSA MIELKE VASCONCELOS\*

FELIPE GARCIA RIBEIRO†

MARCELO DE CARVALHO GRIEBELER‡

ANDRÉ CARRARO§

**Sumário:** 1. Introdução; 2. Programa Bolsa Família; 3. Revisão de Literatura; 4. Modelo Teórico; 5. Dados, Amostras e Estratégia Empírica; 6. Resultados; 7. Conclusões; Apêndice A. Prova das proposições do modelo teórico; Apêndice B. Tabelas.

**Palavras-chave:** Efeito do Tratamento, Programa Bolsa Família, Geração “Nem–Nem”.

**Códigos JEL:** C31, I2, J2.

O presente estudo investiga a relação entre o Programa Bolsa Família e a probabilidade de que jovens adultos entre 18 e 29 anos pertençam à geração “nem-nem”. Para atingir este objetivo, é construído um modelo teórico que considera os microfundamentos da escolha do beneficiário entre trabalho, lazer e estudo. Empiricamente, utilizam-se os dados do Censo Demográfico de 2010 combinados com a estratégia metodológica de *Imbens (2015)* e o método Propensity Score Matching. Os resultados obtidos indicam que o Programa Bolsa Família reduz a probabilidade de que os jovens sejam “nem-nem”.

*This paper analyzes the relation between the Bolsa Família Program and the probability that young adults aged from 18 to 29 years belong to “nem-nem” generation. In order to achieve this goal, a theoretical model which takes into account the micro fundamentals of beneficiary’s choice between labor, leisure and education, is built. Empirically, the 2010 Census data is combined with the methodological strategy provided by *Imbens (2015)* and the Propensity Score Matching. The results indicate that the Bolsa Família Program decreases the probability that young people belong to the “nem-nem” generation.*

## 1. INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, os programas de transferência condicionada de renda (PTCR) vêm sendo adotados em diversos países visando combater a pobreza. Entre os principais motivos associados à preferência dos formuladores de políticas públicas por este mecanismo está o fato de que estes programas estão baseados na assistência financeira para famílias pobres e no estímulo à educação das crianças. Comum a muitos dos diferentes programas com estas características, a condicionalidade exigida de que as crianças estejam matriculadas na escola gera um incentivo à acumulação de capital humano

\*Doutoranda em Economia Aplicada no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Avenida João Pessoa, 52, Centro, Porto Alegre, RS, Brasil. CEP 90040-000. E-mail: Email: [mielkeandressa@gmail.com](mailto:mielkeandressa@gmail.com)

†Departamento de Economia, Universidade Federal de Pelotas (UFPEL). E-mail: Email: [felipe.garcia.rs@gmail.com](mailto:felipe.garcia.rs@gmail.com)

‡Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (FCE/UFRGS). E-mail: Email: [marcelo.griebeler@ufrgs.br](mailto:marcelo.griebeler@ufrgs.br)

§Departamento de Economia, Universidade Federal de Pelotas (UFPEL). E-mail: Email: [andre.carraro@gmail.com](mailto:andre.carraro@gmail.com)



que é importante para que em um futuro próximo as famílias atendidas possam conviver com maior expectativa de emprego, renda e, assim, romper o ciclo de transmissão intergeracional de pobreza (Fiszbein & Schady, 2009).

Paralelo a expansão dos PTCR, tem chamado a atenção dos governos o crescimento de jovens que não estudam e não trabalham, mas estão em idade para estarem engajados em ao menos uma destas duas atividades. Posto isto, o termo NEET (*Not in Education, Employment or Training*) foi cunhado no Reino Unido em 1996 (UCL, 2014) para chamar a atenção ao número expressivo e em expansão na época de jovens que, após a recessão da década de oitenta, não estavam engajados em acumular capital humano geral (através de educação formal) ou em participar do mercado de trabalho. Além disso, segundo a International Labour Organization (ILO, 2014), o número de jovens que, simultaneamente, não trabalham e não estudam ao redor do mundo cresceu em 30 de 40 países para os quais há dados disponíveis para o período de 2007 a 2011/2012, sendo estes dos mais variados níveis de desenvolvimento.

No Brasil, o fenômeno que engloba jovens que estão à margem do mercado de trabalho e longe dos estudos ficou conhecido como geração “nem-nem”. Seguindo a classificação do Estatuto da Juventude de 2013,<sup>1</sup> estes jovens possuem idade entre 15 e 29 anos e, de acordo com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2015,<sup>2</sup> o total de jovens desta faixa etária corresponde a 23,6% da população brasileira. Entre eles, a taxa de ocupação é de 52,5% e a taxa de “nem-nem” de 22,5%. Portanto, aproximadamente um quarto dos jovens brasileiros estão fora do mercado de trabalho e da escola. Mais presente em famílias com menores faixas de renda *per capita* e com forte dependência da renda do chefe do domicílio (Camarano & Kanso, 2012), o jovem “nem-nem” possui grande chance de sua família ser beneficiária do Programa Bolsa Família (PBF), como pode ser visto em Camargo, Curralero, Licio & Mostafa (2013). Ainda, as regiões Norte, Nordeste e Sudeste registram maiores percentuais de jovens “nem-nem” e recebem os maiores montantes em transferências deste programa social.<sup>3</sup>

Posto isto, o presente estudo se propõe a avaliar o papel do PBF no fenômeno conhecido como geração “nem-nem”. Entretanto, não se trata de uma relação trivial. Considerando os jovens “nem-nem” de 18 a 29 anos de idade, tem-se jovens adultos. Avaliar os efeitos do PBF sobre as decisões de estudar e trabalhar deste grupo requer uma análise minuciosa dos seus efeitos sobre as decisões de alocação do tempo de todos os membros das famílias, o que inclui as crianças e os possíveis efeitos do Programa sobre as decisões de educação e trabalho infantil.

Por um lado, a transferência de valores monetários do PBF pode possibilitar maiores investimentos na qualidade de vida dos membros da família. Dentre estes, pode haver escolhas que envolvam a acumulação de capital humano, o que impactaria de forma negativa a probabilidade de que os indivíduos sejam “nem-nem”. Por outro lado, os efeitos do Programa sobre a participação dos adultos no mercado de trabalho não são tão claros. É preciso avaliar a relação existente entre trabalho dos adultos e trabalho infantil tanto nas atividades domésticas quanto nas atividades do mercado de trabalho. Se, por exemplo, o PBF reduz o trabalho infantil, via efeito renda das transferências do Programa ou via efeito das condicionalidades ligadas à frequência escolar que restringem o tempo livre para o mercado de trabalho, e adultos e crianças são substitutos no mercado de trabalho, então o Programa reduziria a probabilidade de que os jovens sejam “nem-nem”. Por outro lado, há possibilidade de substituição de adultos e crianças nas atividades domésticas, o que diminuiria o tempo dos adultos dedicado ao mercado de trabalho. Os efeitos do PBF sobre a oferta de trabalho adulto e trabalho infantil ainda estão sendo intensamente investigados (Tavares, 2010; Firpo, Pieri, Pedroso & Souza, 2014; De Brauw, Gilligan, Hoddinitt & Roy, 2015a; Chitolina, Foguel & Menezes-Filho, 2016; entre outros), mas ainda não há consenso sobre a direção destes efeitos.

<sup>1</sup>Lei nº 12.852, de 5 agosto de 2013.

<sup>2</sup>Ver IBGE (2016).

<sup>3</sup>[http://aplicacoes.mds.gov.br/sagi-data/misocial/tabelas/mi\\_social.php](http://aplicacoes.mds.gov.br/sagi-data/misocial/tabelas/mi_social.php)

Sabendo dos problemas de médio e longo prazo inerentes aos jovens que se encontram na situação de “nem-nem”, como associação com drogas, atividades criminosas e desemprego,<sup>4</sup> é de suma importância o estudo dos determinantes das suas escolhas de alocação do tempo. Neste sentido segue a proposta da pesquisa de Tillmann & Comim (2016), trabalho o qual primeiramente traça, com dados da PNAD de 2011, o perfil dos jovens brasileiros. Com esta abordagem, os autores verificam a relevância de que o conceito de trabalho abarque as tarefas de nível domiciliar, uma vez que observam maiores percentuais de mulheres entre os jovens “nem-nem”. Através do modelo Logit Multinomial, os resultados indicam que a baixa renda, baixo nível de capital humano dos pais e residência no meio rural aumentam a chance de que jovens de ambos os gêneros estejam desocupados e não estudem. Ademais, o matrimônio e a maternidade também são fatores que influenciam as mulheres em serem “nem-nem”.

Portanto, o presente estudo apresenta um modelo teórico de alocação do tempo dos adultos para auxiliar o entendimento dos mecanismos que podem ligar o PBF ao fenômeno “nem-nem”. O modelo trata das escolhas dos beneficiários segundo suas preferências e renda, de modo que precisam alocar seu tempo entre estudo, trabalho e lazer, sabendo que estas decisões impactam seu nível de consumo presente e consumo futuro. Também é avaliado empiricamente o efeito do Programa sobre a probabilidade de que jovens de 18 a 29 anos sejam “nem-nem”. Adicionalmente, são realizadas análises especificamente para jovens de 15 a 17 anos visto que sobre estes o PBF exerce influência em não ser “nem-nem” devido às exigências educacionais para indivíduos de 6 a 17 anos. Aliás, um dos resultados mais bem estabelecidos sobre os efeitos do Programa diz respeito ao seu estímulo a participação escolar das crianças e adolescentes (Glewwe & Kassouf, 2012; Amaral & Monteiro, 2013; De Brauw, Gilligan, Hoddinitt & Roy, 2015b; entre outros).

Com dados do Censo Demográfico de 2010, a análise empírica reside no método *Propensity Score Matching* (PSM), o qual vem sendo amplamente utilizado para o estabelecimento de *links* causais do PBF com as mais diversas dimensões passíveis de serem influenciadas pelo Programa (Araújo, Ribeiro & Neder, 2010; Cechin, Carraro, Ribeiro & Fernandez, 2015; Nascimento & Kassouf, 2016; entre outros). Ademais, explora-se também a heterogeneidade do efeito para diferentes faixas de renda *per capita*, gênero e regiões do país.

Os resultados obtidos evidenciam que o PBF reduz a probabilidade de que os jovens adultos de famílias beneficiárias sejam “nem-nem”. A análise de sensibilidade dos limites de Rosenbaum para algumas amostras, sobretudo para aquelas com observações de todo o país, indica que há efeito do Programa. Além disso, as evidências apontam que o PBF estimula o engajamento dos jovens tanto na educação quanto no mercado de trabalho. Este primeiro canal encontra respaldo no modelo teórico desenvolvido neste estudo, enquanto o segundo não. Entretanto, cabe destacar que a oferta de trabalho dos adultos pode também depender dos efeitos do Programa sobre trabalho infantil, conforme apontam Tavares (2010) e Souza (2011).

O presente trabalho está estruturado em mais seis seções além desta introdução. Na seção 2, é apresentada uma visão geral do PBF e, na seção 3, são resenhados estudos sobre os impactos do Programa na educação de crianças e adolescentes e na oferta de trabalho dos adultos. Na seção 4 é abordado o modelo teórico desenvolvido, enquanto na seção 5 são reportados os dados, amostras e estratégia metodológica utilizados. Já na seção 6 estão os resultados obtidos, além de uma análise destes à luz do modelo teórico e da literatura empírica sobre os efeitos do Programa. Por fim, a seção 7 traz as conclusões do trabalho.

---

<sup>4</sup>Ver revisão de literatura de Coles et al. (2002).



## 2. PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA

Surgindo da unificação de programas sociais da esfera federal vigentes na época,<sup>5</sup> o PBF foi criado pela Medida Provisória nº 132, de 20 de outubro de 2003, a qual foi convertida para Lei nº 10.836, de 9 de janeiro de 2004. Atualmente, o Programa é considerado o maior PTCR existente, com registro de mais de R\$28 bilhões em transferências de benefícios para aproximadamente 14 milhões de famílias no ano de 2016.

O objetivo central do PBF é promover assistência às famílias em situação de extrema pobreza (atualmente, famílias com renda *per capita* de até R\$85,00) e pobreza (renda *per capita* entre R\$85,01 e R\$170,00) via transferência direta de renda. Para que as famílias que atendem ao critério de renda *per capita* possam ser beneficiárias do PBF, precisam estar registradas no Cadastro Único para Programas Sociais (CadÚnico)<sup>6</sup> do Governo Federal.

Os benefícios concedidos pelo PBF variam de acordo com a classificação da família em termos de renda *per capita*. Portanto, famílias extremamente pobres podem receber o Benefício Básico no valor de R\$85,00, o qual independe da idade dos membros da família e não é atrelado à condicionais. Além disso, há o Benefício de Superação de Extrema Pobreza<sup>7</sup> para famílias que permanecem na classificação de extrema pobreza mesmo recebendo rendimentos do Programa. Neste caso, o valor recebido depende da renda *per capita* e benefícios recebidos.

Para os dois grupos elegíveis ao PBF são concedidos o Benefício Variável à Gestante (9 parcelas de R\$39,00), Benefício Variável à Nutriz para famílias com crianças de até 6 meses (6 parcelas de R\$39,00), Benefício Variável para famílias com membros de até 15 anos (R\$39,00, podendo acumular cinco Benefícios Variáveis incluindo o Benefício Variável à Gestante e Benefício Variável à Nutriz<sup>8</sup>), Benefício Variável Vinculado ao Adolescente para famílias com adolescentes de 16 ou 17 anos (R\$46,00, podendo receber dois benefícios desta categoria) e o Benefício Variável de Caráter Extraordinário que é destinado à famílias que sofreram perdas até serem transferidas ao PBF no ato de sua criação pela unificação de outros programas sociais.

Como o estudo em questão utiliza dados do Censo Demográfico de 2010, cabe ressaltar os valores de elegibilidade ao PBF e os benefícios que prevaleciam neste ano. Assim, famílias em extrema pobreza possuíam renda *per capita* de até R\$70,00, enquanto famílias com renda *per capita* entre R\$70,01 e R\$140,00 eram consideradas pobres. Em relação aos valores dos benefícios concedidos, o Benefício Básico correspondia à R\$68,00, o Benefício Variável à R\$22,00 (em 2010, a família podia receber três benefícios deste caráter) e o Benefício Variável Vinculado ao Adolescente à R\$33,00 (limitado a dois benefícios por família).

Como se trata de um PTCR, o PBF exige contrapartidas das famílias beneficiárias. Dentre as condicionais em relação a crianças e adolescentes, há a exigência de matrícula e frequência escolar. Desta forma, crianças e adolescentes de 6 a 15 anos precisam frequentar no mínimo 85% das aulas mensais e adolescentes de 16 a 17 anos precisam frequentar no mínimo 75% das aulas mensais. Para famílias com crianças de idade inferior a 7 anos, a condicionalidade do Programa é relacionada ao acompanhamento de saúde, estado nutricional e desenvolvimento. De gestantes e nutrizas também é exigido monitoramento da saúde da mãe e do bebê. Logo, beneficiários de alguma das categorias dos chamados Benefícios Variáveis permanecem recebendo tais benefícios apenas se cumprirem as condicionais do Programa.

<sup>5</sup>Bolsa Escola, Cadastro Único, Bolsa Alimentação, Auxílio-Gás e Programa Nacional de Acesso à Alimentação.

<sup>6</sup>Criado pelo Decreto nº 3.877, de 24 de julho de 2001, regido pelo Decreto nº 6.135, de 26 de junho de 2007.

<sup>7</sup>Criado pela Medida Provisória nº 570, de 14 de maio de 2012, regido pela Lei nº 12.817, de 5 de junho de 2013.

<sup>8</sup>A Medida Provisória nº 535, de 2 de junho de 2011, ampliou de três para cinco o limite de recebimento mensal dos Benefícios Variáveis, incluindo o Benefício Variável à Gestante e Benefício Variável à Nutriz a partir da Instrução Operacional Conjunta SENARC/MDS – SAS/MS nº 11, de 18 de novembro de 2011.

Ao longo dos últimos anos, os benefícios concedidos e seus valores sofreram alterações, como pode ser visto com mais detalhes em Soares & Sátyro (2010), Souza (2011) e Cechin et al. (2015). Dentre estas mudanças, devido ao intuito do presente trabalho, destaca-se a criação do Benefício Variável Vinculado ao Adolescente pela Lei nº 11.692, de 10 de junho de 2008.

### 3. REVISÃO DE LITERATURA

O PBF vem sendo avaliado nas mais diversas dimensões socioeconômicas sobre as quais possa exercer influência. Para o presente trabalho interessam aquelas pesquisas que avaliam os seus efeitos sobre educação e oferta de trabalho dos adultos, o que engloba os jovens adultos de 18 a 29 anos de idade. Entretanto, sobre educação, os estudos são direcionados às crianças e adolescentes, o que é totalmente esperado, uma vez que as contrapartidas do Programa envolvem exigências educacionais para os indivíduos com idade entre 6 e 17 anos. Sob conhecimento dos autores, não há trabalhos que avaliem os efeitos do PBF sobre a escolha educacional de adultos. Dada esta restrição, a revisão de literatura desta seção trata dos efeitos do Programa sobre educação de crianças e adolescentes e oferta de trabalho dos adultos.

#### 3.1. Efeito do Programa Bolsa Família na educação de crianças e adolescentes

Como muitos dos jovens adultos de famílias beneficiárias do PBF podem ter sido beneficiários do Programa na infância, o fato de que no passado foram afetados pelas suas condicionalidades pode influenciar as decisões quanto à educação na vida adulta e, assim, afetar suas probabilidades de pertencerem à geração “nem-nem”. Logo, é relevante para o presente estudo analisar a literatura sobre os efeitos do PBF na educação de crianças e adolescentes.

Para o Brasil, há diversos estudos buscando estimar os efeitos do PBF sobre variáveis educacionais, como é o caso da pesquisa de Araújo et al. (2010). No estudo em questão, a proposta dos autores consistiu em identificar e estimar o efeito do Programa nas decisões das crianças e adolescentes da zona urbana quanto à alocação do tempo destinado ao estudo e trabalho. Com dados da PNAD de 2006 e o método PSM, os resultados das estimações foram satisfatórios ao indicar efeitos positivos do PBF sobre frequência escolar. Porém, sobre trabalho infantil o impacto observado é pequeno e significativo apenas para algumas amostras.

Já no trabalho de Glewwe & Kassouf (2012) o objetivo central foi estimar os impactos das condicionalidades do Bolsa Escola e PBF sobre matrículas, abandono e progressão escolar. Para tanto, os autores utilizaram os dados do Censo Escolar entre os anos de 1998 e 2005 para obter um painel de escolas do ensino fundamental e estimaram o *Average Treatment Effect* (ATE). Os resultados desta análise empírica seguiram o esperado e mostraram que, a nível de escolas e municípios, estes programas sociais foram eficientes para aumentar o número de matrículas, reduzir o abandono escolar, além de elevar a progressão escolar.

Amaral, Gonçalves & Weiss (2014) utilizaram os dados do Censo Demográfico de 2010 e modelos logísticos para estimar o efeito do PBF no trabalho infantil, participação e defasagem escolar, separando as observações por faixas de renda *per capita* e zona de residência. Os coeficientes obtidos apontaram para efeitos positivos do Programa sobre as variáveis educacionais, entretanto, foi encontrada evidência de maior chance de que crianças beneficiárias estejam engajadas no mercado de trabalho. Ainda, outro resultado relevante para orientar os gestores do PBF é que o capital humano da mãe e o fato de que seja ativa no mercado de trabalho parecem ser determinantes para os resultados educacionais de seus filhos.

Por sua vez, o escopo do trabalho de De Brauw et al. (2015b) consistiu em observar o impacto do PBF sobre diversas variáveis de resultados escolares de meninos e meninas de 6 a 17 anos. Os dados que os autores utilizaram são da Avaliação de Impacto do Bolsa Família (AIBF) para 2005 e 2009 e



a estimação dos efeitos foi pelo método *Propensity Score Weighting* (PSW). Quanto aos resultados, os efeitos observados para as meninas foram positivos e estatisticamente significantes, indicando que o Programa eleva a participação escolar. Para os meninos, os autores observaram resultados significativos somente ao distinguirem zona urbana e rural. Sendo assim, estas estimativas apontaram que o PBF reduz o abandono escolar de meninos de 15 a 17 anos da área urbana, mas eleva a chance de meninos da área rural de 6 a 14 anos repetirem a série.

Portanto, há fortes evidências na literatura empírica de efeitos positivos do PBF em relação à educação de crianças e adolescentes. Deste modo, espera-se que por este canal seja transmitido um efeito positivo do Programa em termos de redução da probabilidade de que o jovem seja “nem-nem”, seja por um efeito persistente das condicionalidades caso na infância o indivíduo tenha recebido o benefício, por uma externalidade positiva de membros da família de até 17 anos estarem vinculados à escola devido às condicionalidades do Programa ou, ainda, pelo efeito renda do recebimento do benefício que possibilita investimento em educação.

### 3.2. Efeito do Programa Bolsa Família na oferta de trabalho dos adultos

Devido ao mecanismo de transferência direta de renda do PBF, muitas pesquisas vêm sendo desenvolvidas buscando verificar se o Programa gera incentivos adversos e desestimula o engajamento dos adultos de famílias beneficiárias no mercado de trabalho. Assim sendo, [Tavares \(2010\)](#) investigou os efeitos do PBF sobre a oferta de trabalho de mães beneficiárias do Programa. A autora utilizou os microdados da PNAD de 2004 e o método PSM. Com este método, três grupos de mulheres não beneficiárias do PBF foram utilizados para o pareamento com as beneficiárias. O primeiro grupo era constituído por mães inscritas no CadÚnico que não eram beneficiárias do Programa. No segundo, mães não inscritas no CadÚnico, mas elegíveis ao Programa. Por último, mães que não participavam do Programa e possuíam renda *per capita* de até R\$260,00. As estimativas obtidas por [Tavares \(2010\)](#) apontaram para um efeito renda negativo do PBF (as transferências monetárias diminuía a jornada de trabalho das beneficiárias), mas um efeito positivo sobre a participação das mães no mercado de trabalho. O efeito líquido do Programa foi, portanto, positivo sobre o engajamento no mercado de trabalho. Segundo a autora, o que pode explicar tal resultado é a possível relação de substituição do trabalho dos adultos e das crianças no mercado de trabalho que, diante de um efeito positivo do PBF na redução do trabalho infantil, estimula os adultos à participarem mais do mercado de trabalho. Ainda, há a possibilidade de um comportamento das beneficiárias no sentido de rejeitarem um “estigma” de participação no Programa e, em contraponto, aumentam sua participação no mercado de trabalho.<sup>9</sup>

Já o trabalho de [Firpo et al. \(2014\)](#), com dados da PNAD de 2006 e estimação dos efeitos por regressão descontínua *fuzzy*, objetivou verificar se os potenciais beneficiários do PBF “manipulavam” sua renda para se tornarem elegíveis ao Programa e qual o efeito desta “manipulação” sobre a alocação do tempo destinado ao trabalho. Dada a descontinuidade no limite de elegibilidade (renda *per capita* de R\$120,00 mensais na época), o mecanismo encontrado como fonte da “manipulação” da renda foi pelo ajuste da oferta de trabalho. Desta forma, as evidências apontaram que indivíduos próximos ao limite de elegibilidade em termos de renda *per capita* ofertam menos trabalho para continuarem ou se tornarem beneficiários do PBF. Ademais, este efeito adverso é observado mais fortemente entre as mulheres.

[De Brauw et al. \(2015a\)](#) também visaram identificar o efeito do PBF sobre a oferta de trabalho de seus beneficiários e se altera sua alocação entre o mercado formal e informal, considerando também zona urbana e rural para identificar se os efeitos variam entre tais. Os dados utilizados no referido trabalho são da AIBF de 2005 e 2009 e foi adotado o método PSW. Os resultados obtidos não indicaram efeito do PBF sobre a oferta de trabalho em nível agregado, porém, em desagregado, os coeficientes

<sup>9</sup>Para mais detalhes sobre “efeito estigma” do PBF ver [Mattos & Ponczek \(2010\)](#).

apontaram para um deslocamento do mercado formal para o informal para os beneficiários da zona urbana, enquanto na zona rural há evidência de redução da oferta de trabalho das mulheres e aumento da oferta de trabalho de homens.

Por sua vez, Chitolina et al. (2016) exploraram os efeitos da criação do Benefício Variável Vinculado ao Adolescente sobre alocação do tempo de adolescentes e adultos de famílias potencialmente beneficiárias. Para esta avaliação, os autores utilizaram o estimador de diferenças-em-diferenças e dados da PNAD. As estimativas obtidas indicaram impactos positivos do Programa sobre os jovens tanto na educação quanto na participação no mercado de trabalho. Sobre os adultos das famílias potencialmente beneficiárias não foi observado impacto no que tange às decisões referentes à participação no mercado de trabalho.

Postos os estudos acima resenhados, fica evidente que não há consenso sobre o sentido do efeito do PBF na oferta de trabalho de adultos. Deste modo, na próxima seção é apresentado o modelo teórico desenvolvido para a avaliação dos efeitos do Programa sobre o fenômeno “nem-nem”, objetivando esclarecer também por quais canais estes efeitos podem ocorrer.

#### 4. MODELO TEÓRICO

O beneficiário do PBF possui função de utilidade  $C^2$  dada por  $U(l, e, t, c, c_f)$ , onde  $l$  é o tempo dedicado ao lazer,<sup>10</sup>  $e$  é o tempo dedicado aos estudos,  $t$  é o tempo dedicado ao trabalho,  $c$  é o consumo presente e  $c_f$  é o consumo futuro. Seu consumo presente é uma função do tempo despendido trabalhando e depende de dois outros parâmetros, o seu salário,  $w$ , e o valor do benefício do PBF recebido,<sup>11</sup>  $BF$ , tal que formalmente tem-se  $c = BF + wt$ . Seu consumo futuro, por sua vez, depende do tempo despendido em estudo. Suponha que o consumo futuro seja uma função crescente e côncava do esforço envolvido na educação e pode-se escrever  $c_f = f(e)$ , com  $f' > 0$  e  $f'' < 0$ .

O beneficiário gosta de lazer, de consumo presente e de consumo futuro, de modo que sua utilidade marginal com relação a cada uma destas variáveis é positiva:  $U_l > 0$ ,  $U_c > 0$  e  $U_{c_f} > 0$ . Contudo, assume-se que tais utilidade marginais são decrescentes, ou seja,  $U_{ll} < 0$ ,  $U_{cc} < 0$  e  $U_{c_f c_f} < 0$ . Dispendir tempo para estudar e trabalhar exige esforço, o que gera um efeito negativo na utilidade do consumidor. Portanto, assume-se que existe uma desutilidade de ambos os esforços:  $U_t < 0$  e  $U_e < 0$ . Ainda, a desutilidade do esforço cresce a taxas decrescentes  $U_{tt} < 0$  e  $U_{ee} < 0$ . Por fim, a título de simplificação, é feita a hipótese de que todas as derivadas parciais mistas de segunda ordem da função de utilidade são nulas, isto é,  $U_{lc} = U_{lt} = \dots = U_{cc_f} = 0$ .<sup>12</sup>

O problema do indivíduo é, então, decidir o quanto do total do seu tempo diário alocar em lazer, trabalho e estudo. Formalmente:

$$\max_{(l, t, e)} U(l, e, t, BF + wt, f(e)), \quad (1)$$

$$\text{sujeito a } l + t + e = 24, \quad (2)$$

onde utiliza-se as funções consumo presente e futuro. Dada a linearidade da restrição, o teorema da função implícita se aplica, de modo que pode-se substituí-la em  $U$  e eliminar a variável lazer, ficando com  $U(24 - t - e, e, t, BF + wt, f(e)) = U(e, t)$ . Logo, agora se trata de um problema irrestrito de apenas duas variáveis. Uma vez que tem-se uma função objetivo côncava e uma restrição linear, a condição de

<sup>10</sup> Assume-se que lazer é um bem normal.

<sup>11</sup> Cabe destacar que, desde que seja destinada ao jovem uma parcela do valor recebido em benefício do PBF pela família, os resultados do presente modelo teórico se mantêm.

<sup>12</sup> Não há mudança qualitativa nos resultados quando permite-se que tais derivadas sejam diferentes de zero, desde que preservem a concavidade da função de utilidade. Ademais, não há ganho substancial em termos de realismo ou intuição do modelo ao relaxá-las.



primeira ordem (CPO) garante a existência de um máximo interior único. A Proposição 1 garante a estrita concavidade de  $U$  nas duas variáveis de escolha do beneficiário.<sup>13</sup>

**Proposição 1.** *A função de utilidade é estritamente côncava para todo  $(t, e)$ .*

A escolha ótima  $(t^*, e^*)$  satisfaz a CPO do problema:

$$\frac{dU}{dt}(t^*, e^*) = -U_l + U_t + U_c w = 0, \quad (3)$$

$$\frac{dU}{de}(t^*, e^*) = -U_l + U_e + U_{c_f} f' = 0, \quad (4)$$

onde opta-se por suprimir os argumentos das demais funções. Observe que a solução depende dos parâmetros do problema, em particular do valor do benefício do PBF, tal que a partir de agora se escreve  $t^*(BF)$  e  $e^*(BF)$ .

O impacto de variações no benefício do PBF sobre a alocação ótima do tempo é discutido na Proposição 2.

**Proposição 2.** *Um aumento no benefício do PBF diminui o tempo ótimo alocado em trabalho e aumenta o tempo ótimo alocado em estudo. Além disso, a redução no tempo alocado ao trabalho é maior do que o aumento no tempo alocado ao estudo, o que implica em um aumento no tempo alocado em lazer.*

Para entender o mecanismo por trás da mudança na alocação ótima do tempo, note que, com um aumento no valor do PBF, o beneficiário alcança o mesmo nível de consumo de antes do aumento exercendo um esforço de trabalho menor (menos horas trabalhadas). Assim, como as utilidades marginais são decrescentes, ele aumenta sua utilidade ao alocar parte destas horas “extras” em lazer, que possui utilidade marginal positiva, e parte em estudo, que por um lado gera uma desutilidade do esforço, mas por outro aumenta o consumo futuro. Os determinantes da parcela do tempo alocado em lazer após o aumento no benefício são discutidos abaixo.

**Proposição 3.** *O impacto positivo de um aumento no valor do benefício do PBF sobre o lazer será maior quanto maior for o salário do beneficiário e quanto maior for o retorno da educação, ceteris paribus.*

Como a utilidade marginal do consumo presente é decrescente, um salário alto fará com que um aumento no valor do PBF tenha um impacto pequeno no bem-estar do beneficiário. Isso faz com que a diminuição no tempo alocado ao trabalho seja grande, aumentando o tempo alocado tanto em lazer quanto em estudo. Um aumento no retorno da educação, por outro lado, faz com que um incremento no valor do PBF aumente somente o tempo alocado em lazer. Isto acontece porque agora o beneficiário alcança o mesmo nível de consumo presente — devido ao aumento no valor do PBF — e o mesmo nível de consumo futuro de antes — devido ao aumento em  $f'$  —, tal que sua utilidade é aumentada quando todo tempo “extra” é alocado em lazer.

É importante considerar dois casos extremos. O primeiro ocorre quando o salário é zero ( $w = 0$ ). É fácil ver que a CPO do problema do beneficiário não possui solução interior neste caso. De fato, como o consumo presente não depende do esforço do trabalho — que é custoso — o beneficiário escolhe  $t^* = 0$ . Um aumento no benefício aumenta exclusivamente seu consumo presente, mas não afeta a alocação do tempo entre lazer e estudo. Outra possibilidade extrema ocorre quando o retorno da educação é zero:  $f' = 0$ , logo,  $f'' = 0$ . Novamente a CPO não possui solução interior. Como o consumo futuro é constante, tem-se a solução de canto  $e^* = 0$ . Neste caso, um aumento no valor do PBF faz com que diminua o tempo alocado ao trabalho e aumente somente aquele alocado ao lazer.

<sup>13</sup>As provas das proposições encontram-se no Apêndice A.



É possível conjecturar quais as condições necessárias para que um aumento no benefício do PBF diminua o tempo ótimo alocado em trabalho e estudo. Observe que, no modelo em questão, o PBF afeta apenas o consumo presente, tal que assume-se implicitamente que o beneficiário consome todo seu valor no período corrente — não há poupança. A hipótese de que o salário é gasto integralmente no presente é justificada pelo fato de que os beneficiários do PBF têm rendimentos baixos, o que torna a poupança, em geral, insignificante. Também devido a isto, o presente modelo teórico não inclui taxa de juros. Outra hipótese implícita é a de que no futuro o beneficiário estará fora do Programa. Se o PBF afetar seu consumo futuro, um incremento em seu valor fará com que o beneficiário possa atingir os mesmos níveis de consumo presente e futuro com um número menor de horas alocadas ao trabalho e à educação, respectivamente. Deste modo, sua utilidade pode aumentar ao diminuir as horas trabalhadas e estudadas e aumentar o lazer. Porém, uma limitação deste modelo é não incluir a interação entre membros da família quanto a alocação do tempo.

## 5. DADOS, AMOSTRAS E ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Os dados utilizados para as estimações provêm do Censo Demográfico de 2010, disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A identificação dos beneficiários do PBF é pela seguinte pergunta: “Em julho de 2010, tinha rendimento mensal habitual de Programa Social Bolsa Família ou Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI)?”<sup>14</sup> Seguindo [Cechin et al. \(2015\)](#), é realizada a separação entre os beneficiários de cada um destes programas através das informações dos 2.966 municípios que em 2010 participavam do PETI, o fato de que não era permitido participar de ambos os programas simultaneamente e que os valores dos benefícios diferiam (com exceção do valor R\$200,00,<sup>15</sup> no qual é utilizada a informação do número de filhos e idade destes para identificar os beneficiários). Para identificação mais acurada, também são desconsideradas as observações que, no ano em questão, participavam de outros programas sociais e que recebiam transferências de fontes como, por exemplo, poupança, aluguel, pensão e previdência privada.<sup>16</sup>

A escolha metodológica para esta avaliação não experimental é o PSM aliado ao algoritmo de [Imbens \(2015\)](#) para seleção das variáveis que determinam a probabilidade de que as observações pertençam às famílias beneficiárias do PBF. A proposta do PSM é comparar indivíduos expostos a uma intervenção (no caso, o PBF) com indivíduos não expostos, porém, similares em probabilidade de estarem expostos a tal intervenção. A hipótese central do PSM para a identificação dos impactos do Programa sobre a probabilidade de que os indivíduos sejam “nem-nem” é que todos os fatores que determinam a seleção ao Programa e que são correlacionados com a variável dependente de interesse são passíveis de observação. Logo, a comparação entre participantes e não participantes do Programa condicional à estas características permite a identificação de impactos. O PSM também requer sobreposição entre os grupos de tratados e controles em termos de probabilidade de participação no tratamento, sendo também necessário que as variáveis para o cálculo do escore de propensão sejam exógenas ao recebimento do Programa para que os coeficientes sejam consistentes.

<sup>14</sup>As famílias elegíveis ao PETI, em 2010, possuíam renda *per capita* entre R\$140,01 e  $\frac{1}{2}$  salário mínimo e crianças e adolescentes de até 15 anos. No ano em questão, os valores transferidos correspondiam à R\$25,00 por filho para famílias da zona rural ou municípios com menos de 250.000 habitantes e R\$40,00 por filho para famílias da zona urbana ou municípios com 250.000 habitantes ou mais.

<sup>15</sup>Em 2010, as famílias beneficiárias do PBF em extrema pobreza que possuíam três filhos de até 15 anos e dois filhos com 16 ou 17 anos recebiam R\$200,00 em transferências do Programa (R\$66,00 em Benefício Variável, R\$66,00 em Benefício Variável Vinculado ao Adolescente e R\$68,00 em Benefício Básico). As famílias elegíveis ao PETI que residiam na zona rural ou cidade com menos de 250.000 habitantes que possuíam oito filhos também recebiam R\$200,00 em transferências deste programa social (R\$25,00 multiplicado por oito), bem como aquelas com cinco filhos da zona urbana ou cidade com 250.000 habitantes ou mais (R\$40,00 multiplicado por cinco).

<sup>16</sup>Respectivamente, variáveis V0658 e V0659 do Censo de 2010.



Na seleção de variáveis pelo algoritmo de [Imbens \(2015\)](#), procede-se consecutivamente com uma regressão logística e testes de razão de verossimilhança. Assim, na regressão logística, a variável de resposta é uma *dummy* que indica se o jovem pertence à família beneficiária do PBF e, separadamente, são incluídas nesta regressão as variáveis candidatas ao escore de propensão. Aquela com maior valor no teste de razão de verossimilhança é incluída de modo fixo na especificação e com as demais variáveis é efetuado este procedimento até os valores de corte para os testes, que correspondem à 1 para as variáveis lineares e 2,71 para as variáveis quadráticas e interações ([Imbens, 2015](#)). As variáveis lineares candidatas são: idade, número de crianças com mais de 5 anos na família, dummies de cor, gênero, estado civil, chefe de domicílio, zona de residência, baixa instrução, fundamental completo, médio completo e se há aposentado/pensionista no domicílio. Já as variáveis de renda *per capita ex-ante* ao PBF<sup>17</sup> e dummies de estado são mantidas como pré-selecionadas quando consideradas observações de todo o Brasil, enquanto nas estimações para regiões a seleção das dummies de estado depende do que indica o algoritmo.

O escore de propensão calculado para cada indivíduo em pertencer a uma família beneficiária do PBF é dado pelo estimador  $e(x)$ . Este estimador tem por base o modelo de regressão logística e estimado por máxima verossimilhança. Formalmente:

$$\hat{e}(x | W, X) = \frac{\exp(h(x)' \hat{\gamma}_{mi}(W, X))}{1 + \exp(h(x)' \hat{\gamma}_{mi}(W, X))}, \quad (5)$$

onde o parâmetro desconhecido  $\gamma$  é estimado por máxima verossimilhança,  $h(x)$  é uma função da série de variáveis escolhidas pelo algoritmo de [Imbens \(2015\)](#),  $X$  é a matriz de características observáveis e  $W$  é uma variável binária que assume valor 1 se a família recebe o tratamento.

Feita a seleção das variáveis, é preciso analisar se as covariadas estão equilibradas entre os grupos. Para tanto, é calculada a diferença normalizada entre médias, dada por

$$\Delta_{ct} = \frac{\bar{X}_t - \bar{X}_c}{\sqrt{\frac{S_t^2 + S_c^2}{2}}}, \quad (6)$$

e tal diferença é tida como admissível até o valor absoluto de 0,25 ([Imbens & Wooldridge, 2009](#)), sendo desejável o menor possível para que a diferença estimada entre o beneficiário e seu *match* seja dada principalmente pelo recebimento do tratamento. Também seguindo as recomendações de [Imbens \(2015\)](#), são descartadas observações com *propensity score* menores do que 0,1 e maiores do que 0,9 para aproximar as médias das covariadas entre os grupos. Além disso, são excluídos os estados que ficam sem ao menos uma observação para tratados ou controles após descartadas as observações com escores de propensão extremos.

Com base nos escores de propensão estimados, é efetuado o pareamento sem reposição entre as observações admitindo diferença de até 0,01 entre os escores, utilizando a técnica de pareamento do vizinho mais próximo com suporte comum. Então, na amostra final há o mesmo número de jovens nos grupos de tratados e controles. Após, realiza-se nova seleção de variáveis via algoritmo de [Imbens \(2015\)](#) para estimação do efeito do PBF sobre a variável de interesse.

<sup>17</sup>A renda *per capita ex-ante* ao PBF corresponde à renda *per capita* após descontado o valor *per capita* recebido em benefício do Programa. Justifica-se a utilização desta variável pelo fato de que possibilita melhor comparação entre os tratados e controles, além da identificação da classificação das famílias em termos de renda de elegibilidade ao PBF. Destaca-se que ocorreram casos em que o valor *per capita* recebido em benefício do PBF era superior a renda *per capita* da família. Entretanto, estas observações foram retiradas da amostra.

A estimação do *Average Treatment Effect on Treated* (ATT) é obtida pelo PSM:<sup>18</sup>

$$\hat{\tau}_{t,N} = \frac{1}{N_t} W_i \left( Y_i - \frac{1}{M} \sum_{j \in J_M(i)} Y_j \right), \quad (7)$$

sendo  $N_t = \sum_{i=1}^N W_i$  o total de beneficiários da amostra,  $M$  é o número de *matches* e  $J_M(i)$  é o conjunto de *matches* por indivíduo  $i$ . A variável dependente utilizada nesta análise empírica é binária, assumindo valor 1 para os indivíduos que não estudam e não trabalham e zero caso contrário (estuda e trabalha, ou apenas estuda, ou apenas trabalha).

A princípio, é estimado o ATT com amostras para o Brasil, separando por faixas etárias que não capturam efeitos diretos das condicionalidades do PBF, correspondentes à 18 a 23 anos, 24 a 29 anos e 18 a 29 anos, e por faixas de renda *per capita ex-ante* ao PBF. Assim, tem-se: renda *per capita* de até R\$70,00, entre R\$70,01 e R\$140,00, até R\$140,00, entre R\$140,01 e R\$280,00, e até R\$280,00. Também são realizadas estimações separando regiões e gêneros e, adicionalmente, estimações para adolescentes de 15 a 17 anos. Por fim, visando identificar os canais de transmissão de efeitos do Programa, é estimado o ATT para uma dummy que indica se o jovem estuda e outra dummy que indica se o jovem trabalha.

Porém, apesar da hipótese de independência condicional, é razoável que existam fatores não observáveis que afetem a probabilidade de participação no PBF e a probabilidade de que o indivíduo seja “nem-nem”. Inclusive, outra dificuldade é controlar por fatores anteriores ao Programa, de modo que não se capture nos controles efeitos do próprio recebimento do benefício. Portanto, é importante para a avaliação de impacto do PBF compreender se os resultados são consistentes. Um exemplo de viés de seleção em variáveis não observáveis é que indivíduos com maiores habilidades ou motivações podem ter maiores chances de estarem trabalhando e de buscarem a ajuda de programas sociais para trazer benefícios às suas famílias. Com isto, possuem simultaneamente maiores chances de participarem do mercado de trabalho, não serem da geração “nem-nem” e estarem cobertos por programas sociais como o PBF.

Uma forma de identificar se há viés de variáveis omitidas e o quanto estas influenciam a participação no PBF é via análise de limites, seguindo o que sugere Rosenbaum (2002). Como tanto a variável que indica o tratamento (pertencer à família beneficiária do PBF) quanto a variável de resultado (ser “nem-nem”) utilizadas são binárias, é conveniente empregar o teste estatístico de Mantel–Haenszel<sup>19</sup> para os limites de Rosenbaum (Aakvik, 2001). Além disso, é relevante a aplicação deste teste pois tal foi desenvolvido para pareamento sem reposição.

A hipótese nula do teste de Mantel–Haenszel é que não há efeito do tratamento. Assim, este teste é limitado por duas distribuições conhecidas para  $\Gamma > 1$ , onde  $Q_{MH}^+$  é o limite se o efeito do tratamento é superestimado,  $Q_{MH}^-$  caso subestimado, e  $\Gamma$  indica o grau de sensibilidade dos coeficientes estimados devido à diferença na razão de probabilidade de recebimento do tratamento referente a variáveis não observáveis. Este teste, portanto, evidencia se é preciso cuidado ao interpretar os resultados devido à sensibilidade destes à possíveis desvios da hipótese central do PSM.

## 6. RESULTADOS

Primeiramente, cabe analisar a diferença normalizada das médias das covariadas entre os grupos de tratados e controles. Tais resultados das amostras para o Brasil estão registrados nas tabelas B-1 e B-2 do Apêndice B e referem-se às primeiras e segundas seleções de variáveis pelo algoritmo de Imbens

<sup>18</sup>Comando `teffects psmatch` do software Stata, o qual ao calcular o erro-padrão considera o fato de que os *propensity scores* foram estimados.

<sup>19</sup>Comando `mhbounds` desenvolvido por Becker & Caliendo (2007) para o software Stata.



(2015), respectivamente. Desta forma, na **Tabela B-1** têm-se amostras totais e na **Tabela B-2** amostras contendo observações pareadas após exclusão daquelas com escores de propensão extremos. Analisando estas tabelas, fica claro que este procedimento é importante para que seja alcançado equilíbrio nas médias das covariadas. Em relação às estatísticas descritivas da variável “nem-nem”, reportadas na **Tabela B-3**, destaca-se que as médias observadas entre os grupos de tratados e controles são próximas, porém, levemente superiores entre os controles. Além disso, as amostras finais apresentam sobreposição satisfatória, como pode ser observado na **Tabela B-4**.

Na **Tabela 1** estão as estimativas do ATT para o Brasil segundo faixas de renda *per capita* e de idade. Destes resultados, os coeficientes evidenciam que os jovens beneficiários do PBF têm probabilidade menor de serem “nem-nem” em relação aos seus pares dos grupos de controle, resultado que encontra respaldo no modelo teórico desenvolvido no presente trabalho. Ainda, dentre as faixas de renda *per capita* que caracterizam elegibilidade ao Programa, o efeito se mantém em maior magnitude para os jovens na situação de extrema pobreza. Destaca-se que o maior coeficiente estimado corresponde a  $-6,98$  pontos percentuais (pp) na probabilidade de ser “nem-nem” para a amostra com jovens extremamente pobres de 24 a 29 anos.

A fim de explorar se este efeito se mantém para o desagregado das regiões, é estimado o ATT para as cinco regiões do Brasil. As estimativas reportadas na **Tabela 2** apontam que, sobretudo nas regiões Norte, Nordeste e Sudeste, o PBF reduz a probabilidade de que os jovens sejam “nem-nem”. No entanto, para o Sul e Centro-Oeste o impacto observado varia de acordo com a faixa de renda *per capita* e idade consideradas. Deste modo, dados os resultados para as regiões Norte, Nordeste e Sudeste, a hipótese inicial de que a maior proporção de jovens “nem-nem” nestas regiões poderia derivar de um efeito adverso do Programa não é corroborada.

Em seguida, o objetivo é verificar qual o efeito do PBF na probabilidade de ser “nem-nem” de acordo com o gênero, o que pode ser observado na **Tabela 3**. Para ambos os gêneros pode-se notar a evidência de que ser beneficiário do Programa reduz a chance de que os jovens sejam “nem-nem”. Para os homens, destaca-se o resultado de  $-8,97$  pp para aqueles com idade entre 24 e 29 anos e renda *per capita* de até R\$70,00. Além disso, todos os coeficientes estimados indicam que há um efeito maior sobre os homens beneficiários quando comparados aos seus *matches* do grupo que não recebe o tratamento do que para mulheres beneficiárias em relação a seus pares do grupo de controle.

Adicionalmente, são efetuadas as estimações do ATT considerando adolescentes de 15 a 17 anos. Estes resultados estão registrados na **Tabela 4**, na qual são reportadas as estimativas para o Brasil,

**Tabela 1.** ATT: Probabilidade de ser “nem-nem” (Brasil).

Renda <i>per capita</i>	18 a 23 anos	24 a 29 anos	18 a 29 anos
Até R\$ 70,00	-0,0524*** (0,0012)	-0,0698*** (0,0011)	-0,0620*** (0,0008)
Observações	817867	864373	1687160
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	-0,0405*** (0,0011)	-0,0273*** (0,0010)	-0,0297*** (0,0008)
Observações	929808	945153	1885541
Até R\$ 140,00	-0,0489*** (0,0008)	-0,0533*** (0,0008)	-0,0519*** (0,0005)
Observações	1767362	1831077	3617031
R\$ 140,01 a R\$ 280,00	-0,0596*** (0,0009)	-0,0437*** (0,0008)	-0,0516*** (0,0006)
Observações	1281184	1368301	2642576
Até R\$ 280,00	-0,0557*** (0,0006)	-0,0534*** (0,0006)	-0,0568*** (0,0004)
Observações	3098571	3243662	6363843

Nota: \*p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01. Erro-padrão robusto em parênteses.

**Tabela 2.** ATT: Probabilidade de ser “nem-nem” (regiões).

Renda per capita	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
<b>18 a 23 anos</b>					
Até R\$ 70,00	-0,0856*** (0,0034)	-0,0450*** (0,0013)	-0,0524*** (0,0046)	0,0063 (0,0082)	0,0178*** (0,0067)
Observações	93513	625844	57989	18833	22797
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	-0,0410*** (0,0031)	-0,0253*** (0,0013)	-0,0373*** (0,0029)	-0,0380*** (0,0055)	-0,0097 (0,0085)
Observações	114983	592784	150345	45960	17053
Até R\$ 140,00	-0,0644*** (0,0022)	-0,0466*** (0,0009)	-0,0497*** (0,0024)	-0,0246*** (0,0043)	0,0089* (0,0052)
Observações	211583	1236041	207588	66036	40570
<b>24 a 29 anos</b>					
Até R\$ 70,00	-0,0914*** (0,0031)	-0,0692*** (0,0013)	-0,0807*** (0,0039)	-0,0581*** (0,0069)	0,0174*** (0,0053)
Observações	110839	618985	70744	24216	34416
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	-0,0241*** (0,0032)	-0,0223*** (0,0014)	-0,0272*** (0,0039)	-0,0143*** (0,0045)	-0,0696*** (0,0065)
Observações	136550	530255	185198	58325	29144
Até R\$ 140,00	-0,0557*** (0,0020)	-0,0540*** (0,0009)	-0,0411*** (0,0021)	-0,0349*** (0,0042)	-0,0143*** (0,0041)
Observações	249698	1161724	256481	84641	64642
<b>18 a 29 anos</b>					
Até R\$ 70,00	-0,0869*** (0,0023)	-0,0574*** (0,0009)	-0,0671*** (0,0030)	0,0035 (0,0054)	0,0151*** (0,0042)
Observações	204747	1254568	129391	43547	57431
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	-0,0402*** (0,0021)	-0,0315*** (0,0010)	-0,0237*** (0,0018)	-0,0057* (0,0034)	-0,0379*** (0,0073)
Observações	253733	1127164	336006	105054	46828
Até R\$ 140,00	-0,0711*** (0,0015)	-0,0485*** (0,0007)	-0,0419*** (0,0016)	-0,0347*** (0,0028)	-0,0097*** (0,0032)
Observações	464770	2416898	464637	151458	105317

Nota: \*p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01. Erro-padrão robusto em parênteses.

regiões e Brasil distinguindo gênero. Como é razoável esperar em virtude da condicionalidade de vínculo escolar para esta faixa de idade, os resultados para o Brasil indicam que o PBF desempenha papel importante para reduzir a chance de que os adolescentes sejam “nem-nem”, com coeficientes relativamente superiores entre os extremamente pobres. Em relação às regiões do país, o efeito observado também segue neste sentido, com destaque para o coeficiente de -7,32pp para aqueles em situação de extrema pobreza da região Norte. Ainda, os coeficientes estimados são próximos em magnitude entre os gêneros.

Posto que o PBF reduz a chance de que os jovens sejam “nem-nem”, o exercício seguinte é verificar por qual canal está sendo transmitido este efeito, se via aumento da probabilidade de que estejam estudando, trabalhando ou ainda ambos. Nos resultados para o Brasil, registrados nas tabelas B-5 e B-6 no Apêndice B, é possível perceber que o efeito ocorre por ambos os canais. Primeiramente, se destaca que o modelo teórico previamente apresentado, apesar de acomodar a situação de redução da probabilidade de que os jovens beneficiários com idade entre 18 e 29 anos sejam “nem-nem”, não é capaz de explicar o fato de que o principal canal de transmissão deste efeito seja via aumento da probabilidade de que estejam trabalhando. De acordo com tal modelo, é razoável supor que, recebendo o benefício, a mesma cesta de consumo antes adquirida agora pode ser comprada com menor tempo dedicado ao trabalho, guiando ao aumento do tempo alocado para educação e lazer. Além disso, como na literatura há registro de externalidades positivas do Programa sobre membros de famílias beneficiárias que não são afetados pelas condicionalidades de cuidado com saúde (Shei, Costa, Reis & Ko, 2014), é

**Tabela 3.** ATT: Probabilidade de ser “nem-nem” (Brasil distinguindo gênero).

Renda per capita	18 a 23 anos	24 a 29 anos	18 a 29 anos
<b>Homens</b>			
Até R\$ 70,00	-0,0608*** (0,0017)	-0,0897*** (0,0016)	-0,0700*** (0,0012)
Observações	370061	363722	726660
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	-0,0398*** (0,0014)	-0,0586*** (0,0013)	-0,0460*** (0,0010)
Observações	468736	418145	891963
Até R\$ 140,00	-0,0634*** (0,0011)	-0,0756*** (0,0010)	-0,0688*** (0,0008)
Observações	848913	785293	1644334
<b>Mulheres</b>			
Até R\$ 70,00	-0,0458*** (0,0016)	-0,0618*** (0,0014)	-0,0586*** (0,0011)
Observações	440611	507692	953209
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	-0,0326*** (0,0016)	-0,0086*** (0,0014)	-0,0299*** (0,0011)
Observações	458747	522615	986730
Até R\$ 140,00	-0,0401*** (0,0011)	-0,0455*** (0,0010)	-0,0434*** (0,0007)
Observações	908115	1046868	1967708

Nota: \*p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01. Erro-padrão robusto em parênteses.

**Tabela 4.** ATT: Probabilidade de ser “nem-nem” (Brasil e regiões para idade entre 15 e 17 anos).

Renda per capita	Brasil	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Homens	Mulheres
Até R\$ 70,00	-0,0520*** (0,0009)	-0,0732*** (0,0024)	-0,0600*** (0,0012)	-0,0467*** (0,0030)	-0,0509*** (0,0058)	-0,0342*** (0,0051)	-0,0524*** (0,0013)	-0,0525*** (0,0014)
Observações	608722	89588	402897	65297	22840	24611	332794	273926
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	-0,0366*** (0,0008)	-0,0330*** (0,0022)	-0,0321*** (0,0010)	-0,0340*** (0,0018)	-0,0155*** (0,0034)	-0,0333*** (0,0048)	-0,0297*** (0,0011)	-0,0295*** (0,0011)
Observações	833333	108979	460108	175445	59638	21140	444496	386680
Até R\$ 140,00	-0,0427*** (0,0006)	-0,0520*** (0,0016)	-0,0434*** (0,0008)	-0,0440*** (0,0015)	-0,0293*** (0,0027)	-0,0340*** (0,0033)	-0,0399*** (0,0009)	-0,0429*** (0,0008)
Observações	1457470	205230	868962	242414	84522	46867	786795	667578

Nota: \*p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01. Erro-padrão robusto em parênteses.

possível que o efeito observado sobre educação de jovens com idade superior a 18 anos também derive de uma externalidade positiva dado que os membros da família com até 17 anos precisam frequentar a escola. Uma evidência disto são estimativas de maior magnitude para os jovens da faixa de 18 a 23 anos em relação àqueles de 24 a 29 anos quanto à probabilidade de estarem estudando.

A evidência de que o PBF aumenta a probabilidade de que os jovens beneficiários com mais de 18 anos estejam trabalhando pode ser argumentada por uma expansão no padrão de consumo familiar que estimula a ampliação da oferta de trabalho para adquirir a nova cesta de consumo desejada. Outra fonte de argumentação segue na linha de [Tavares \(2010\)](#). Uma vez que o foco deste estudo é o efeito do Programa sobre jovens que não são afetados pelas suas condicionalidades, agora que a família é beneficiária e as crianças precisam frequentar a escola, torna-se necessário aumentar a oferta de trabalho dos adultos para complementar a renda que antes advinha do trabalho infantil. Também relacionada à condicionalidade de frequência escolar, outra possibilidade é que os membros adultos de famílias beneficiárias observam maior tempo disponível e aumentam sua oferta de trabalho agora que as crianças não precisam de monitoramento dos familiares enquanto estão na escola. [Tavares \(2010\)](#)

também aponta que este efeito pode derivar do fato de que os beneficiários buscam se desassociar, via aumento da oferta de trabalho, da visão de que são dependentes do Programa. Enfim, este resultado é respaldado pelo que foi previamente discutido: é fundamental investigar a relação existente entre trabalho adulto e trabalho infantil e quais são os efeitos do PBF sobre o trabalho infantil.

Na [Tabela B-7 do Apêndice B](#) estão os resultados da análise de sensibilidade dos limites de Rosenbaum para amostras com observações de todo o Brasil.<sup>20</sup> Nestes resultados, observa-se variabilidade na robustez à presença de variáveis não observáveis. Assim, para os jovens pobres de 18 a 23 anos, 24 a 29 anos, e todas as faixas de idade consideradas para renda *per capita* de até R\$ 140,00, há evidências de que os coeficientes obtidos são sensíveis ao viés de seleção em características não observáveis, pois não é rejeitada a hipótese nula do teste de Mantel–Haenszel para valores de  $\Gamma$  próximos de 1. Logo, para estas amostras pode-se questionar os coeficientes estimados quanto à diferença na razão de probabilidade de recebimento do tratamento devido às variáveis não observáveis. Em termos práticos, a interpretação do resultado para a amostra com jovens de 18 a 23 anos com renda *per capita* de até R\$70,00, por exemplo, indica que o coeficiente estimado é sensível quando há diferença de 20% na probabilidade de participação no PBF devido a características não observáveis. Já para as regiões é mais evidente a sensibilidade à seleção em não observáveis, especialmente no Sul e Centro-Oeste. Por fim, separando os gêneros, para as mulheres os valores críticos de  $\Gamma$  perdem significância em torno do fator de 1,15, indicando que os resultados para os homens são relativamente mais robustos.

## 7. CONCLUSÕES

O objetivo do presente trabalho foi verificar qual é a relação existente entre o PBF e a geração “nem-nem” para jovens de 18 a 29 anos. Para tanto, foram utilizados dados do Censo Demográfico de 2010 combinados com o método PSM e o algoritmo de seleção de variáveis de [Imbens \(2015\)](#). De acordo com os resultados obtidos, ser beneficiário do PBF implica em um efeito positivo ao reduzir as chances de que os jovens adultos sejam “nem-nem”, resultado que se mantém para quase todas as amostras e, em grande parte, em maior magnitude para os jovens na classificação de extrema pobreza. Também foi observado um efeito médio maior para os homens no que tange à redução da probabilidade de pertencerem à geração “nem-nem”.

Buscando identificar por qual canal o PBF atua sobre o fenômeno, foi estimado o efeito do Programa sobre educação e participação no mercado de trabalho. Os resultados desta análise apontaram para a existência de efeitos positivos do Programa sobre a probabilidade de que os jovens estejam estudando e estejam trabalhando, com efeitos superiores para a participação no mercado de trabalho. O primeiro canal encontra respaldo no modelo teórico desenvolvido, o qual aponta para aumento do tempo dedicado ao estudo caso a família seja beneficiária. Isto porque, com o recebimento do benefício, o mesmo nível de consumo pode ser obtido com menor tempo alocado ao trabalho, levando a um aumento do tempo alocado para estudo e lazer. Tal efeito também pode ser explicado por uma externalidade positiva do fato de membros da família com até 17 anos frequentarem a escola devido às condicionalidades do Programa.

Já o resultado sobre o mercado de trabalho encontra amparo em algumas pesquisas da literatura empírica que investigam os efeitos do PBF na oferta de trabalho de adultos, contudo, o modelo teórico do presente trabalho não acomoda esta situação. Seguindo os argumentos de [Tavares \(2010\)](#), tem-se que este efeito que pode derivar do aumento do tempo disponível para trabalhar, dado que as crianças e adolescentes estão estudando em virtude das condicionalidades do Programa. Ou ainda, trabalham para complementar a renda já que as crianças e adolescentes precisam reduzir sua oferta de trabalho para estudar. Além disso, [Tavares \(2010\)](#) aponta que os beneficiários podem mudar seu comportamento

<sup>20</sup>As tabelas da análise de sensibilidade para regiões e gêneros podem ser solicitadas por e-mail.



com relação ao trabalho por visarem não sofrer do “estigma” de que sua renda seja atrelada apenas ao Programa.

Em posse dos resultados, fica evidente a relevância do PBF para os jovens de famílias beneficiárias. Porém, posto que nas amostras do presente estudo não foram separados os indivíduos segundo a posição na família, sugere-se que pesquisas futuras investiguem o efeito considerando apenas filhos, apenas pais e mães e amostras com pais e filhos, visando capturar o efeito de modo mais acurado especificamente sobre estes grupos. Ademais, modelos teóricos que tratem das decisões conjuntas entre os membros das famílias quanto à alocação de tempo devem ser desenvolvidos.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aakvik, A. (2001). Bounding a matching estimator: The case of a Norwegian training program. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63(1), 115–143.
- Amaral, E. F. L., Gonçalves, G. Q. & Weiss, C. (2014). The impact of Brazil's Bolsa Família Program on school attendance, age-grade discrepancy, and child labor, 2010. *Journal of Social Science for Policy Implications*, 2(1), 101–125.
- Amaral, E. F. L., & Monteiro, V. P. (2013). Avaliação de impacto das condicionalidades de educação do Programa Bolsa Família (2005 e 2009). *Revista Dados*, 56(3).
- Araújo, G. S., Ribeiro, R. & Neder, H. D. (2010). Impactos do Programa Bolsa Família sobre o trabalho de crianças e adolescentes residentes na Área urbana em 2006. *Revista Economia*, 11(4), 57–102.
- Becker, S. O., & Caliendo, M. (2007). Sensitivity analysis for average treatment effects. *The Stata Journal*, 7(1), 71–83.
- Camarano, A. A., & Kanso, S. (2012). O que estão fazendo os jovens que não estudam, não trabalham e não procuram trabalho? *Boletim do Mercado de Trabalho – Conjuntura e Análise*(53).
- Camargo, C. F., Curralero, C. R. B., Licio, E. C. & Mostafa, J. (2013). Perfil socioeconômico dos beneficiários do Programa Bolsa Família: O que o Cadastro Único revela? In T. Campello & M. C. Neri (Eds.), *Programa Bolsa Família: Uma década de inclusão e cidadania*. Brasília: IPEA.
- Cechin, L. A. W., Carraro, A., Ribeiro, F. G. & Fernandez, R. N. (2015). O impacto das regras do Programa Bolsa Família sobre a fecundidade das beneficiárias. *Revista Brasileira de Economia*, 69(3). Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/51541>
- Chitolina, L., Foguel, M. N. & Menezes-Filho, N. A. (2016). The impact of the expansion of the Bolsa Família Program on the time allocation of youths and their parents. *Revista Brasileira de Economia*, 70(2), 183–202. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/48288>
- Coles, B., Hutton, S., Bradshaw, J., Craig, G., Godfrey, C. & Johnson, J. (2002, June). *Literature review of the costs of being “not in education, employment or training” at age 16–18* (Research Report N° RR347). Norwich: Department for Education and Skills. Disponível em: <https://www.york.ac.uk/inst/spru/pubs/pdf/RR347.pdf>
- De Brauw, A., Gilligan, D. O., Hoddinitt, J. & Roy, S. (2015a). Bolsa Família and household labor supply. *Economic Development and Cultural Change*, 63(3), 423–457.
- De Brauw, A., Gilligan, D. O., Hoddinitt, J. & Roy, S. (2015b). The impact of *Bolsa Família* on schooling. *World Development*, 70, 303–316. Disponível em: [10.1016/j.worlddev.2015.02.001](https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2015.02.001)
- Firpo, S., Pieri, R., Pedroso, E., Jr. & Souza, A. P. (2014). Evidence of eligibility manipulation for conditional cash transfer programs. *Economia*, 15(3), 243–260. doi: [10.1016/j.econ.2014.09.001](https://doi.org/10.1016/j.econ.2014.09.001)
- Fiszbein, A., & Schady, N. (2009). *Conditional cash transfers: Reducing present and future poverty* [Policy Research Report]. Washington, DC: World Bank.



- Glewwe, P., & Kassouf, A. L. (2012). 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), 505–517. doi: 10.1016/j.jdeveco.2011.05.008
- IBGE – Coordenação de População e Indicadores Sociais. (2016). *Síntese dos indicadores sociais: Uma análise das condições de vida da população brasileira* [Estudos e Pesquisas: Informação Demográfica e Socioeconômica, n.36]. Rio de Janeiro: IBGE. Disponível em: <http://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv98965.pdf>
- ILO – International Labour Organization. (2014). *Global employment trends 2014: Risk of a jobless recovery?* Genebra.
- Imbens, G. W. (2015). Matching methods in practice: Three examples. *The Journal of Human Resources*, 50(2), 373–419.
- Imbens, G. W., & Wooldridge, J. M. (2009). Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature*, 47(1), 5–86.
- Mattos, E., & Ponczek, V. P. (2010). *O efeito do estigma sobre os beneficiários de programas de transferência no Brasil* (Textos para Discussão N° 226). FGV-EESP.
- Nascimento, A. R., & Kassouf, A. L. (2016). Impact of the conditional cash transfer Bolsa Família on the decisions of child labor: An analysis using PNAD Microdata. *Análise Econômica*, 66, 225–254.
- Rosenbaum, P. R. (2002). *Observational studies*. New York: Springer.
- Shei, A., Costa, F., Reis, M. G. & Ko, A. I. (2014). 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(1).
- Soares, S., & Sátyro, N. (2010). O Programa Bolsa Família: Desenho institucional e as possibilidades futuras. In J. A. Castro & L. Modesto (Eds.), *Programa Bolsa Família 2003–2010: Avanços e desafios*. Brasília: IPEA.
- Souza, A. P. (2011). Políticas de distribuição de renda no Brasil e o Bolsa Família. In E. L. Bacha & S. Schwartzman (Eds.), *Brasil: A nova agenda social*. Rio de Janeiro: LTC.
- Tavares, P. A. (2010). Efeito do Programa Bolsa Família sobre a oferta de trabalho das mães. *Economia e Sociedade*, 19(3(40)), 613–635. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/ecos/v19n3/08.pdf>
- Tillmann, E., & Comim, F. (2016). Os determinantes da decisão entre estudo e trabalho dos jovens no Brasil e a geração nem-nem. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 46(2). Disponível em: <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/pppe/article/view/1629>
- UCL Institute of Health Equity. (2014). *Local action on health inequalities: Reducing the number of young people not in employment, education or training (NEET)* (P. H. England, Ed.).

## APÊNDICE A. PROVA DAS PROPOSIÇÕES DO MODELO TEÓRICO

### Prova da Proposição 1

Observe que

$$\frac{d^2U}{dt^2} = U_{ll} + U_{tt} + U_{cc}w^2 < 0,$$

$$\frac{d^2U}{de^2} = U_{ll} + U_{ee} + U_{cfcf}(f')^2 + U_{cf}f'' < 0,$$

$$\frac{d^2U}{dedt} = U_{ll} < 0,$$



para todo  $(t, e)$  onde usa-se o fato de que todas as derivadas parciais cruzadas de  $U$  são iguais a zero. Logo, é possível construir o hessiano de  $U$ :

$$\begin{aligned} |H| &= \begin{vmatrix} \frac{d^2U}{dt^2} & \frac{d^2U}{dt\,de} \\ \frac{d^2U}{de\,dt} & \frac{d^2U}{de^2} \end{vmatrix} \\ &= (U_{ll} + U_{tt} + U_{cc}w^2)(U_{ll} + U_{ee} + U_{c_f c_f}(f')^2 + U_{c_f} f'') - (U_{ll})^2 \\ &= U_{ll}(U_{ee} + U_{c_f c_f}(f')^2 + U_{c_f} f'') + (U_{tt} + U_{cc}w^2)(U_{ll} + U_{ee} + U_{c_f c_f}(f')^2 + U_{c_f} f'') > 0 \end{aligned}$$

pois cada um dos termos da expressão é negativo. Portanto,  $U$  é estritamente côncava em  $(t, e)$ .  $\square$

### Prova da Proposição 2

Deve-se mostrar inicialmente que  $\frac{dt^*}{dBF} < 0$  e  $\frac{de^*}{dBF} > 0$ . Para tanto, é feito um exercício padrão de estática comparativa. Começa-se por diferenciar a CPO com respeito a  $BF$ :

$$\begin{aligned} \frac{d^2U}{dt^2} \frac{dt^*}{dBF} + \frac{d^2U}{dt\,de} \frac{de^*}{dBF} + \frac{dU^2}{dt\,dBF} &= 0 \\ \frac{d^2U}{de\,dt} \frac{dt^*}{dBF} + \frac{d^2U}{de^2} \frac{de^*}{dBF} + \frac{dU^2}{de\,dBF} &= 0 \end{aligned}$$

Observe que pode-se escrever o sistema acima no seu formato matricial:

$$\begin{pmatrix} \frac{d^2U}{dt^2} & \frac{d^2U}{dt\,de} \\ \frac{d^2U}{de\,dt} & \frac{d^2U}{de^2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dt^* \\ de^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -dU^2 \\ -dU^2 \end{pmatrix},$$

logo, a Regra de Cramer pode ser aplicada para mostrar que

$$\begin{aligned} \frac{dt^*}{dBF} &= \frac{\begin{vmatrix} -dU^2 & \frac{d^2U}{dt\,de} \\ dt\,dBF & dt\,de \end{vmatrix}}{|H|} \\ \frac{de^*}{dBF} &= \frac{\begin{vmatrix} \frac{d^2U}{dt^2} & -dU^2 \\ \frac{d^2U}{de\,dt} & -dU^2 \end{vmatrix}}{|H|} \end{aligned}$$

Deve-se agora calcular as derivadas que envolvem  $BF$  nas duas expressões acima:

$$\frac{dU^2}{dt\,dBF} = U_{cc}w \quad \text{e} \quad \frac{dU^2}{de\,dBF} = 0,$$

onde é utilizado o fato de que todas as derivadas parciais cruzadas de  $U$  são iguais a zero.

Substituindo:

$$\frac{dt^*}{dBF} = \frac{-U_{cc}w(U_{ll} + U_{ee} + U_{c_f c_f}(f')^2 + U_{c_f} f'')}{|H|} < 0 \tag{A-1}$$

$$\frac{de^*}{dBF} = \frac{U_{cc}U_{ll}w}{|H|} > 0 \tag{A-2}$$

onde usa-se os fatos de que todas as derivadas parciais próprias de segunda ordem são negativas e de que o hessiano de  $U$  é uma matriz negativa definida.

Agora, cabe provar que  $\left| \frac{dt^*}{dB} \right| > \frac{de^*}{dB}$ . Para tal, como (A-1) e (A-2) possuem o mesmo denominador positivo, basta verificar que

$$U_{cc}w(U_{ll} + U_{ee} + U_{c_f c_f}(f')^2 + U_{c_f}f'') - U_{cc}U_{ll}w > 0, \quad (\text{A-3})$$

$$U_{cc}w(U_{ee} + U_{c_f c_f}(f')^2 + U_{c_f}f'') > 0, \quad (\text{A-4})$$

pois os dois termos do produto são negativos. Desta forma, como a queda do tempo alocado ao trabalho é maior que o aumento no tempo alocado em estudo, aumenta o tempo dedicado ao lazer.  $\square$

### Prova da Proposição 3

O impacto de variações no valor do PBF sobre o lazer foi obtido na Prova da Proposição 2, através da expressão (A-4). Denote tal impacto por  $I$ . Então,

$$\begin{aligned} \frac{\partial I}{\partial w} &= U_{cc}(U_{ee} + U_{c_f c_f}(f')^2 + U_{c_f}f'') > 0 \\ \frac{\partial I}{\partial(f')} &= 2U_{cc}U_{c_f c_f}f' > 0 \end{aligned} \quad \square$$



## APÊNDICE B. TABELAS

**Tabela B-1.** Diferença normalizada das covariadas para amostras totais (Brasil).

15 a 17 anos		18 a 23 anos		24 a 29 anos		18 a 29 anos	
Renda <i>p.c.</i>	0,2091	Renda <i>p.c.</i>	0,2834	Renda <i>p.c.</i>	0,2457	Renda <i>p.c.</i>	0,2656
Casado	-0,2858	Crianças	0,3378	Casado	0,2753	Crianças	0,2722
Crianças	0,2717	Urbana	-0,2122	Crianças	0,2084	Casado	0,1208
Urbana	-0,1882	Apos./Pens.	-0,0714	Urbana	-0,1999	Urbana	-0,2046
Apos./Pens.	-0,0832	Médio	-0,0969	Sexo	-0,0738	Apos./Pens.	-0,1019
Idade	-0,1028	Chefe dom.	-0,0921	Médio	-0,1784	Idade	0,1093
Chefe dom.	-0,1204	Idade	-0,0189	Apos./Pens.	-0,1275	Médio	-0,1383
Médio	-0,0569	Branco	-0,1057	Baixa inst.	0,2023	Sexo	-0,0051
Fundamental	-0,0026	Fundamental	0,0280	Fundamental	-0,0160	Branco	-0,1094
Sexo	0,0944	Baixa inst.	0,0660	Idade	0,0882	Baixa inst.	0,1425
Branco	-0,0737	Sexo	0,0660	Chefe dom.	0,0461	Fundamental	-0,0036
Baixa inst.	0,0262	Casado	-0,0911	Branco	-0,1161	Chefe dom.	0,0135
(Renda <i>p.c.</i> ) <sup>2</sup>	0,1166	(Crianças) <sup>2</sup>	0,2348	(Renda <i>p.c.</i> ) <sup>2</sup>	0,1683	(Crianças) <sup>2</sup>	0,1611
(Crianças) <sup>2</sup>	0,1909	(Renda <i>p.c.</i> ) <sup>2</sup>	0,1948	(Crianças) <sup>2</sup>	0,0917	(Renda <i>p.c.</i> ) <sup>2</sup>	0,1832
Crianças x Casado	-0,2490	Idade x Casado	-0,0768	Crianças x Sexo	0,0095	Idade x Casado	0,1548
Renda <i>p.c.</i> x Urbana	0,0391	Renda <i>p.c.</i> x Urbana	0,1056	Renda <i>p.c.</i> x Urbana	0,1055	Renda <i>p.c.</i> x Urbana	0,1076
Idade x Crianças	0,2623	Idade x Sexo	0,0580	Renda <i>p.c.</i> x Apos./Pens.	-0,0494	Crianças x Sexo	0,0947
Crianças x Urbana	-0,0376	Renda <i>p.c.</i> x Médio	0,0794	Idade x Casado	0,2817	Idade x Crianças	0,2889
Renda <i>p.c.</i> x Branco	0,0511	Renda <i>p.c.</i> x Apos./Pens.	0,0221	Crianças x Médio	-0,1077	Renda <i>p.c.</i> x Apos./Pens.	-0,0153
Crianças x Sexo	0,1412	Crianças x Casado	-0,0098	Renda <i>p.c.</i> x Branco	0,0665	Idade x Sexo	-0,0022
Renda <i>p.c.</i> x Baixa inst.	0,1213	Crianças x Baixa inst.	0,1645	Renda <i>p.c.</i> x Crianças	0,2531	Crianças x Baixa inst.	0,1980
Idade x Casado	-0,2850	Crianças x Sexo	0,1790	Crianças x Chefe dom.	0,1186	Idade x Baixa inst.	0,1651
Crianças x Apos./Pens.	-0,0137	Renda <i>p.c.</i> x Branco	0,0812	Idade x Crianças	0,2173	Renda <i>p.c.</i> x Médio	0,0403
Renda <i>p.c.</i> x Crianças	0,2504	Renda <i>p.c.</i> x Casado	0,0464	Crianças x Casado	0,3336	Crianças x Casado	0,2050
Renda <i>p.c.</i> x Fundamental	0,0998	Idade x Chefe dom.	-0,0856	Renda <i>p.c.</i> x Médio	0,0018	(Idade) <sup>2</sup>	0,1127
Renda <i>p.c.</i> x Idade	0,2045	Crianças x Fundamental	0,1266	Renda <i>p.c.</i> x Sexo	0,0827	Idade x Chefe dom.	0,0306
Idade x Médio	-0,0566	Idade x Baixa inst.	0,0685	Renda <i>p.c.</i> x Chefe dom.	0,1319	Renda <i>p.c.</i> x Branco	0,0750
Crianças x Branco	0,0081	Renda <i>p.c.</i> x Chefe dom.	0,0070	Crianças x Baixa inst.	0,2239	Renda <i>p.c.</i> x Chefe dom.	0,0992
Renda <i>p.c.</i> x Casado	-0,1527	Renda <i>p.c.</i> x Sexo	0,1825	Crianças x Fundamental	0,0245	Crianças x Fundamental	0,0701
Crianças x Fundamental	0,0785	Idade x Crianças	0,3323	Renda <i>p.c.</i> x Casado	0,2940	Renda <i>p.c.</i> x Sexo	0,1311
Renda <i>p.c.</i> x Apos./Pens.	-0,0139	Crianças x Apos./Pens.	0,0192	Idade x Baixa inst.	0,2084	Crianças x Médio	-0,0481
Idade x Fundamental	-0,0050	Crianças x Urbana	-0,0063	(Idade) <sup>2</sup>	0,0879	Idade x Apos./Pens.	-0,0994
Renda <i>p.c.</i> x Sexo	0,1418	Renda <i>p.c.</i> x Idade	0,2789	Idade x Chefe dom.	0,0504	Crianças x Chefe dom.	0,0841
Idade x Sexo	0,0905	Crianças x Branco	0,0125	Crianças x Branco	-0,0372	Renda <i>p.c.</i> x Crianças	0,2926
Idade x Urbana	-0,1942	Renda <i>p.c.</i> x Fundamental	0,1272	Renda <i>p.c.</i> x Baixa inst.	0,2217	Crianças x Branco	-0,0117
Renda <i>p.c.</i> x Chefe dom.	-0,0539	Renda <i>p.c.</i> x Baixa inst.	0,1609	Renda <i>p.c.</i> x Fundamental	0,0684	Renda <i>p.c.</i> x Idade	0,2721
Idade x Chefe dom.	-0,1209	Idade x Apos./Pens.	-0,0729	Crianças x Urbana	-0,0545	Idade x Fundamental	0,0012
Crianças x Chefe dom.	-0,0876	(Idade) <sup>2</sup>	-0,0173	Idade x Urbana	-0,1927	Idade x Médio	-0,1359
Idade x Branco	-0,0773	Crianças x Chefe dom.	-0,0287	Idade x Sexo	-0,0686	Crianças x Apos./Pens.	-0,0267
(Idade) <sup>2</sup>	-0,1028	Idade x Branco	-0,1068	Idade x Apos./Pens.	-0,1261	Crianças x Urbana	-0,0299
		Renda <i>p.c.</i> x Crianças	0,3329	Crianças x Apos./Pens.	-0,0716	Idade x Urbana	-0,1802
		N crianças x Médio	0,0087	Idade x Branco	-0,1122	Idade x Branco	-0,0982
		Idade x Fundamental	0,0251	Renda <i>p.c.</i> x Idade	0,2496	Renda <i>p.c.</i> x Fundamental	0,0924
		Idade x Médio	-0,0987			Renda <i>p.c.</i> x Baixa inst.	0,1995
						Renda <i>p.c.</i> x Casado	0,2048
Observações	317063	Observações	481720	Observações	434136	Observações	915856

Nota: A ordem das variáveis corresponde à primeira seleção de variáveis pelo algoritmo de Imbens (2015), com amostras antes da exclusão de observações com escores de propensão extremos. Outros controles são dummies de estados. Amostras para renda per capita *ex-ante* ao PBF de até R\$ 140,00.

Tabela B-2. Diferença normalizada das covariadas com observações pareadas (Brasil).

15 a 17 anos		18 a 23 anos		24 a 29 anos		18 a 29 anos	
Renda <i>p.c.</i>	-0,0180	Renda <i>p.c.</i>	-0,0069	Renda <i>p.c.</i>	0,0044	Renda <i>p.c.</i>	-0,0026
Urbana	0,0087	Casado	-0,0369	Crianças	0,0207	Crianças	0,0202
Apos./Pens.	-0,0370	Urbana	0,0181	Casado	0,0245	Apos./Pens.	-0,0361
Crianças	0,0121	Apos./Pens.	-0,0376	Apos./Pens.	-0,0379	Urbana	0,0243
Casado	-0,0222	Crianças	0,0210	Urbana	0,0281	Branco	0,0145
Fundamental	0,0237	Baixa inst.	-0,0306	Branco	0,0199	Baixa inst.	-0,0211
Chefe dom.	-0,0160	Chefe dom.	-0,0242	Idade	0,0135	Sexo	0,0021
Branco	0,0085	Sexo	0,0118	Médio	0,0117	Chefe dom.	-0,0080
Sexo	-0,0124	Idade	-0,0239	Baixa inst.	-0,0148	Casado	-0,0072
(Renda <i>p.c.</i> ) <sup>2</sup>	-0,0253	Branco	0,0128	Fundamental	0,0058	Fundamental	0,0086
(Crianças) <sup>2</sup>	0,0077	Médio	0,0227	(Renda <i>p.c.</i> ) <sup>2</sup>	-0,0051	Idade	-0,0056
Renda <i>p.c.</i> x Branco	-0,0072	(Renda <i>p.c.</i> ) <sup>2</sup>	-0,0108	(Crianças) <sup>2</sup>	0,0109	Médio	0,0163
Renda <i>p.c.</i> x Urbana	-0,0127	Idade x Casado	-0,0359	Renda <i>p.c.</i> x Baixa inst.	0,0028	(Renda <i>p.c.</i> ) <sup>2</sup>	-0,0091
Renda <i>p.c.</i> x Crianças	-0,0049	Renda <i>p.c.</i> x Branco	-0,0009	Renda <i>p.c.</i> x Branco	0,0072	Idade x Casado	-0,0029
Renda <i>p.c.</i> x Sexo	-0,0163	Renda <i>p.c.</i> x Médio	0,0042	Renda <i>p.c.</i> x Crianças	0,0119	(Crianças) <sup>2</sup>	0,0124
Crianças x Sexo	-0,0060	(Crianças) <sup>2</sup>	0,0144	Crianças x Urbana	0,0309	Renda <i>p.c.</i> x Branco	0,0010
Crianças x Chefe dom.	-0,0102	Idade x Crianças	0,0171	Crianças x Urbana	-0,0057	Renda <i>p.c.</i> x Baixa inst.	-0,0067
Renda <i>p.c.</i> x Apos./Pens.	-0,0347	Renda <i>p.c.</i> x Apos./Pens.	-0,0283	Renda <i>p.c.</i> x Apos./Pens.	-0,0233	Renda <i>p.c.</i> x Crianças	0,0080
Renda <i>p.c.</i> x Baixa inst.	-0,0243	Renda <i>p.c.</i> x Idade	-0,0091	Renda <i>p.c.</i> x Casado	0,0185	Renda <i>p.c.</i> x Idade	-0,0024
Idade x Branco	0,0082	Renda <i>p.c.</i> x Crianças	0,0051	Crianças x Branco	0,0198	Renda <i>p.c.</i> x Fundamental	0,0041
Crianças x Baixa inst.	-0,0165	Renda <i>p.c.</i> x Baixa inst.	-0,0163	Renda x Casado	0,0262	Renda <i>p.c.</i> x Médio	0,0008
(Idade) <sup>2</sup>	0,0001	Idade x Baixa inst.	-0,0318	Crianças x Baixa inst.	-0,0017	Crianças x Urbana	0,0274
Idade x Crianças	0,0116	Renda <i>p.c.</i> x Chefe dom.	-0,0176	Crianças x Apos./Pens.	-0,0322	Renda <i>p.c.</i> x Sexo	-0,0039
Renda <i>p.c.</i> x Idade	-0,0183	Renda <i>p.c.</i> x Sexo	0,0018	Renda <i>p.c.</i> x Fundamental	0,0024	Idade x Crianças	0,0189
Idade x Fundamental	0,0234	Crianças x Branco	0,0137	Renda <i>p.c.</i> x Médio	-0,0007	Idade x Chefe dom.	-0,0062
Crianças x Médio	0,0021	Crianças x Casado	-0,0335	Renda <i>p.c.</i> x Sexo	-0,0061	Renda <i>p.c.</i> x Apos./Pens.	-0,0252
Idade x Médio	0,0050	Crianças x Urbana	0,0223	Idade x Sexo	-0,0027	Idade x Médio	0,0144
Renda <i>p.c.</i> x Fundamental	0,0074	Idade x Apos./Pens.	-0,0385	Crianças x Sexo	-0,0014	Crianças x Branco	0,0155
Idade x Chefe dom.	-0,0162	Renda <i>p.c.</i> x Casado	-0,0243	Idade x Fundamental	0,0064	Renda <i>p.c.</i> x Chefe dom.	-0,0055
Renda <i>p.c.</i> x Chefe dom.	-0,0118	Crianças x Chefe dom.	-0,0200	Crianças x Casado	0,0353	Idade x Sexo	0,0004
Idade x Baixa inst.	-0,0268	Crianças x Fundamental	0,0190	Crianças x Chefe dom.	0,0097	Idade x Fundamental	0,0075
Idade x Apos./Pens.	-0,0370	Idade x Médio	0,0217	Renda <i>p.c.</i> x Chefe dom.	0,0027	Idade x Baixa inst.	-0,0195
Idade x Casado	-0,0221			Renda <i>p.c.</i> x Idade	0,0053	Renda <i>p.c.</i> x Urbana	0,0048
				Idade x Crianças	0,0225	Crianças x Sexo	0,0056
						Crianças x Médio	0,0168
						Crianças x Apos./Pens.	-0,0295
						Crianças x Chefe dom.	-0,0020
						Idade x Urbana	0,0235
						Crianças x Casado	0,0025
Observações	207582	Observações	258762	Observações	262998	Observações	524188

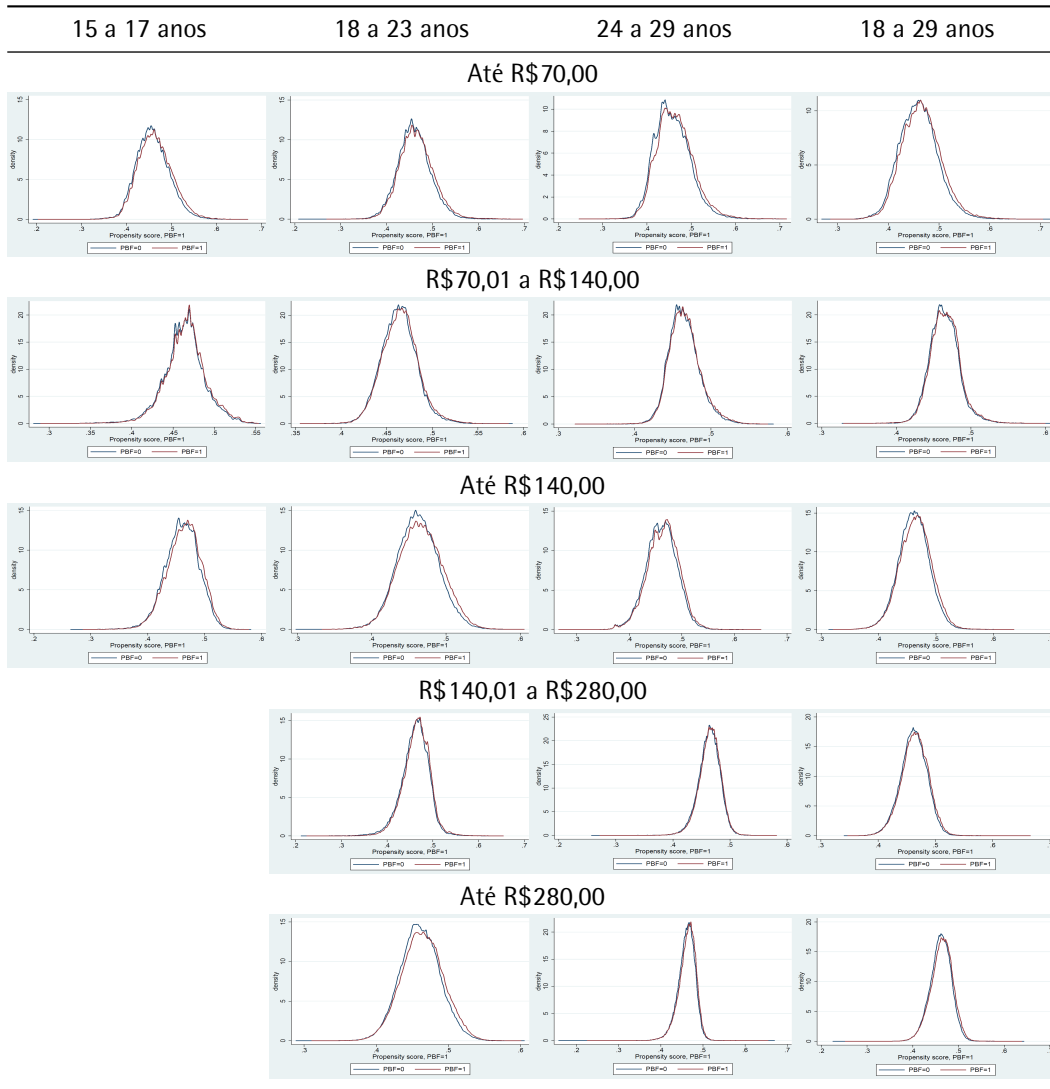
Nota: A ordem das variáveis corresponde à segunda seleção de variáveis pelo algoritmo de Imbens (2015), com amostras contendo apenas observações pareadas após exclusão daquelas com escores de propensão extremos. Logo, são as variáveis utilizadas para estimação do ATT. Outros controles são dummies de estados. Amostras para renda per capita *ex-ante* ao PBF de até R\$ 140,00.

**Tabela B-3.** Estatísticas descritivas da variável “nem-nem” com observações pareadas (Brasil).

Renda per capita	Beneficiário do PBF			Não é beneficiário do PBF		
	Obs.	Média	Desvio Padrão	Obs.	Média	Desvio Padrão
<b>15 a 17 anos</b>						
Até R\$ 70,00	279635	0,1060418	0,3078917	329087	0,1664545	0,3724887
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	385730	0,0933814	0,2909665	447603	0,1321148	0,338616
Até R\$ 140,00	670780	0,0986642	0,2982109	786690	0,1478587	0,3549601
<b>18 a 23 anos</b>						
Até R\$ 70,00	377553	0,4677118	0,498957	440314	0,5170833	0,4997086
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	431020	0,3805438	0,4855211	498788	0,4245491	0,4942749
Até R\$ 140,00	818422	0,4215796	0,4938122	948940	0,4683942	0,4990003
R\$ 140,01 a R\$ 280,00	590768	0,2818788	0,449915	690416	0,3412624	0,4741336
Até R\$ 280,00	1427762	0,3664728	0,4818409	1670809	0,4202808	0,4936041
<b>24 a 29 anos</b>						
Até R\$ 70,00	397272	0,526906	0,4992762	467101	0,6065005	0,4885265
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	439431	0,4106356	0,4919497	505722	0,447224	0,4972074
Até R\$ 140,00	845550	0,4688132	0,4990267	985527	0,5240374	0,4994221
R\$ 140,01 a R\$ 280,00	633543	0,3128564	0,4636568	734758	0,3577287	0,479332
Até R\$ 280,00	1496273	0,4050805	0,4909078	1747389	0,4587753	0,4982978
<b>18 a 29 anos</b>						
Até R\$ 70,00	778507	0,4982062	0,4999971	908653	0,5622564	0,4961093
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	875852	0,3965807	0,4891878	1009689	0,4367474	0,4959832
Até R\$ 140,00	1671418	0,4457897	0,4970527	1945613	0,4983303	0,4999973
R\$ 140,01 a R\$ 280,00	1220286	0,2988652	0,4577608	1422290	0,3511886	0,4773419
Até R\$ 280,00	2933632	0,3873444	0,4871435	3430211	0,4407362	0,4964754

*Nota:* Foram utilizados os pesos do Censo de 2010 para obter as estatísticas descritivas.

**Tabela B-4.** Verificação da hipótese de sobreposição com observações pareadas (Brasil).



**Tabela B-5.** ATT: Probabilidade de estar estudando (Brasil).

<b>Renda per capita</b>	<b>15 a 17 anos</b>	<b>18 a 23 anos</b>	<b>24 a 29 anos</b>	<b>18 a 29 anos</b>
Até R\$ 70,00	0,0539*** (0,0010)	0,0174*** (0,0010)	0,0060*** (0,0007)	0,0120*** (0,0006)
Observações	608722	817867	864373	1687160
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	0,0458*** (0,0009)	0,0124*** (0,0010)	0,0048*** (0,0007)	0,0112*** (0,0006)
Observações	833333	929808	945153	1885541
Até R\$ 140,00	0,0475*** (0,0007)	0,0172*** (0,0007)	0,0064*** (0,0005)	0,0123*** (0,0004)
Observações	1457470	1767362	1831077	3617031
R\$ 140,01 a R\$ 280,00	-	-0,0034*** (0,0009)	0,0038*** (0,0005)	0,0021*** (0,0005)
Observações		1281184	1368301	2642576
Até R\$ 280,00	-	0,0096*** (0,0006)	0,0042*** (0,0004)	0,0070*** (0,0003)
Observações		3098571	3243662	6363843

Nota: \*p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01. Erro-padrão robusto em parênteses

**Tabela B-6.** ATT: Probabilidade de estar trabalhando (Brasil).

<b>Renda per capita</b>	<b>15 a 17 anos</b>	<b>18 a 23 anos</b>	<b>24 a 29 anos</b>	<b>18 a 29 anos</b>
Até R\$ 70,00	0,0344*** (0,0011)	0,0493*** (0,0011)	0,0750*** (0,0010)	0,0641*** (0,0007)
Observações	608722	817867	864373	1687160
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	-0,0069*** (0,0010)	0,0442*** (0,0011)	0,0277*** (0,0010)	0,0258*** (0,0008)
Observações	833333	929808	945153	1885541
Até R\$ 140,00	0,0174*** (0,0007)	0,0482*** (0,0008)	0,0575*** (0,0007)	0,0526*** (0,0005)
Observações	1457470	1767362	1831077	3617031
R\$ 140,01 a R\$ 280,00	-	0,0858*** (0,0009)	0,0478*** (0,0008)	0,0649*** (0,0006)
Observações		1281184	1368301	2642576
Até R\$ 280,00	-	0,0663*** (0,0006)	0,0579*** (0,0006)	0,0646*** (0,0004)
Observações		3098571	3243662	6363843

Nota: \*p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01. Erro-padrão robusto em parênteses.



Tabela B-7. Análise de sensibilidade para a variável “nem-nem” (Brasil).

Renda per capita	$\Gamma$	18 a 23 anos		24 a 29 anos		18 a 29 anos	
		p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-
Até R\$ 70,00	1	0	0	0	0	0	0
	1,05	0	0	0	0	0	0
	1,1	0	<0,0001	0	0	0	0
	1,15	0	0,0241	0	0	0	0
	1,2	0	0,0402	0	<0,0001	0	0,0001
	1,25	0	<0,0001	0	<0,0001	0	0,0681
	1,3	0	0	0	0,2239	0	<0,0001
	1,35	0	0	0	0,0049	0	0
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	1	0	0	0	0	0	0
	1,05	0	0	0	<0,0001	0	0
	1,1	0	<0,0001	0	0,0001	0	0
	1,15	0	<0,0001	0	0,4086	0	0,0013
	1,2	0	0,2905	0	<0,0001	0	0,0090
	1,25	0	0,0011	0	<0,0001	0	<0,0001
Até R\$ 140,00	1	0	0	0	0	0	0
	1,05	0	0	0	0	0	0
	1,1	0	0	0	0	0	0
	1,15	0	<0,0001	0	<0,0001	0	0
	1,2	0	0,3821	0	0,1096	0	0,1626
	1,25	0	<0,0001	0	<0,0001	0	<0,0001
R\$ 140,01 a R\$ 280,00	1	0	0	0	0	0	0
	1,05	0	0	0	0	0	0
	1,1	0	0	0	0	0	0
	1,15	0	0	0	<0,0001	0	0
	1,2	0	0	0	0,0037	0	0
	1,25	0	<0,0001	0	0,0852	0	<0,0001
	1,3	0	0,0125	0	<0,0001	0	0,0901
	1,35	0	0,0863	0	0	0	<0,0001
	1,4	0	<0,0001	0	0	0	0
Até R\$ 280,00	1	0	0	0	0	0	0
	1,05	0	0	0	0	0	0
	1,1	0	0	0	0	0	0
	1,15	0	0	0	0	0	0
	1,2	0	<0,0001	0	0,0001	0	<0,0001
	1,25	0	0,1522	0	0,0009	0	0,0006
	1,3	0	<0,0001	0	0	0	0

Nota: p\_mh+ é o nível de significância da hipótese de superestimação do efeito do tratamento e p\_mh- o nível de significância da hipótese de subestimação do efeito do tratamento. Para  $\Gamma=1$  não há viés de seleção decorrente das variáveis não observadas. Para os demais valores de  $\Gamma$ , p\_mh+ e p\_mh- mostram significância de 1% para os limites. Na tabela, foram omitidos os valores de Q\_mh+ e Q\_mh-.