

## **Programa Bolsa Família e violência doméstica contra a mulher no Brasil**

### **Gustavo Carvalho Moreira**

Doutorando – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ-USP)  
Endereço: Avenida Pádua Dias, 11 – São Dimas – Piracicaba – São Paulo/SP  
CEP: 13418-900 – E-mail: [gustavomoreira@usp.br](mailto:gustavomoreira@usp.br)

### **Leonardo Bornacki de Mattos**

Professor – Universidade Federal de Viçosa (UFV)  
Endereço: Avenida Peter Henry Rolfs, s/n – Campus Universitário – Viçosa – Minas Gerais/MG  
CEP: 36570-900 – E-mail: [lbmattos@ufv.br](mailto:lbmattos@ufv.br)

### **Evandro Camargos Teixeira**

Professor – Universidade Federal de Viçosa (UFV)  
Endereço: Avenida Peter Henry Rolfs, s/n – Campus Universitário – Viçosa – Minas Gerais/MG  
CEP: 36570-900 – E-mail: [evandro.teixeira@ufv.br](mailto:evandro.teixeira@ufv.br)

### **Dênis Antonio da Cunha**

Professor – Universidade Federal de Viçosa (UFV)  
Endereço: Avenida Peter Henry Rolfs, s/n – Campus Universitário – Viçosa – Minas Gerais/MG  
CEP: 36570-900 – E-mail: [denis.cunha@ufv.br](mailto:denis.cunha@ufv.br)

Recebido: 27/05/2014. Aceite 26/09/2016.

### **Resumo**

A violência contra as mulheres implica custos diretos e indiretos ao indivíduo, à família e à sociedade, atingindo principalmente as classes de baixa renda. Diante dessa realidade, o presente estudo procurou analisar como uma política pública de transferência de renda condicionada - Programa Bolsa Família (PBF) é capaz de influenciar tal fenômeno. Os resultados encontrados apresentam evidências de que o PBF possui efeito de aumentar a violência contra a mulher. Ademais, aquelas domiciliadas no meio rural, com baixa escolaridade e com rendimentos relativamente menores aos do cônjuge são as que merecem maior atenção, uma vez que este grupo possui maior risco de sofrer violência. Como sugestão, as políticas públicas deveriam expandir a condicionalidade da saúde para a mulher por meio de ações educativas, como o acompanhamento da situação intrafamiliar, que é fornecido pela assistência social do Serviço de Proteção e Atendimento Integral à Família – PAIF.

### **Palavras-Chave**

Avaliação de Políticas Públicas. Programa Bolsa Família. Violência intrafamiliar.

### **Abstract**

Violence against women involves direct and indirect costs to the individual, the family and society, affecting mainly the poor. Given this, the present study sought to examine how public policy of conditional cash transfers - Bolsa Família Program (BFP) is able to influence this phenomenon. The results indicate that the BFP has the effect of increasing violence against women. Thereby, those who live in rural areas with low education and lower earnings than the spouse are more likely to suffer physical abuse. It is believed

that governmental agencies efforts should be directed among beneficiary that have such characteristics. A suggestion for public policy is the expansion of conditionality of health for women through educational policies such as intrafamilial monitoring of domestic situation through social assistance of Protection and Integral Care of Family Service (PICFS).

### **Keywords**

Evaluation of public policies. Bolsa Família Program. Intrafamily violence.

### **JEL Classification**

I12. J16. J18.

## **1. Introdução**

A violência contra as mulheres configura-se como problema extremamente grave no que se refere à deterioração da saúde, da integridade física e da violação dos direitos humanos. A Organização Mundial da Saúde – OMS (2005) ressalta a importância na queda dessa violência, sendo este um dos objetivos do milênio para garantir o empoderamento das mulheres e superar a desigualdade de gênero.

A economia da criminalidade tem dado cada vez mais atenção ao tema, seja com intuito de entender melhor tal fenômeno e propor políticas públicas que possam amenizar o problema, seja para verificar as causas com o objetivo de elevar o bem-estar social (LOUREIRO; CARVALHO JR., 2007). Nesse sentido, vários são os estudos econômicos que procuram analisar os determinantes, consequências e custos da violência doméstica contra a mulher.

Com relação aos determinantes, muitos procuram analisar as características domiciliares e socioeconômicas que contribuem para maior incidência da violência doméstica (JEWKES *et al.*, 2002; FIELD; CAETANO, 2003; VYAS; WATTS, 2009). Os principais resultados desses estudos apontam que o nível de pobreza do domicílio e o fato de o cônjuge estar desempregado são importantes características domiciliares, uma vez que homens, ao viverem na pobreza, sentem-se frustrados por não conseguirem o padrão de vida desejado e acabam por agredir suas parceiras. Outra associação relevante refere-se à diferença de rendimentos entre homens e mulheres, ressaltando-se que os domicílios nos quais os ganhos são similares apresentam menor risco de violência doméstica contra a mulher.

No que diz respeito às consequências, os trabalhos de Coker *et al.* (2002) e Ellsberg *et al.* (2008) analisam o impacto da violência doméstica contra a mulher sobre o seu estado de saúde. Estes constataram efeitos associados, principalmente, a sintomas de depressão e de doença mental e crônica. Ademais, Koenen *et al.* (2003) e Aizer (2011), analisando características relativas às crianças cujas mães foram violentadas, verificaram a queda de rendimento escolar das crianças e a elevação de seus problemas emocionais.

Os custos da violência contra as mulheres também são retratados em alguns estudos, com destaque para os trabalhos realizados pelo *Center for Disease Control – CDC* (2003) e por Ribero e Sánchez (2005). De acordo com esses estudos, além dos custos relacionados à redução de capital humano e consequente perda de produtividade, há custos indiretos decorrentes dos gastos governamentais em saúde e segurança pública.

Estes são, portanto, os três assuntos geralmente abordados na área de economia da criminalidade e da saúde quando se faz referência ao tema violência doméstica contra a mulher. No entanto, ressalta-se que ainda existem poucas evidências de como políticas públicas são capazes de incidir sobre tal fenômeno.

Dessa forma, é preciso destacar a relevância dos programas de transferência de renda condicionais que objetivam elevar as condições socioeconômicas de famílias em situação de pobreza e extrema pobreza. Apesar da existência de outros programas sociais, a partir de 2003, o Programa Bolsa Família (PBF), devido à sua abrangência e unificação dos benefícios sociais, tornou-se o mais importante no Brasil. Em 2013, cerca de 13 milhões de famílias foram assistidas pelo PBF, o que equivale a, aproximadamente, 25% da população brasileira. Tal programa visa beneficiar famílias por meio da doação de recursos financeiros direcionados preferencialmente às mulheres,<sup>1</sup> desde que essas famílias atendam a certas condicionalidades relacionadas ao “consumo” de serviços de saúde e educação públicas.<sup>2</sup> O principal objetivo do PBF é aliviar, no curto prazo, o estado de pobreza por meio de remessas financeiras à população carente e, em

<sup>1</sup> O recebimento do benefício cabe à pessoa denominada Responsável Familiar – RF, que deve possuir mais de 16 anos e ser, preferencialmente, mulher.

<sup>2</sup> Refere-se à frequência escolar superior a 85% para crianças entre zero e 15 anos e, de 75%, para os jovens de 16 e 17 anos. Com relação à saúde, gestantes e nutrizes devem realizar o controle pré-natal, além de acompanhar o calendário vacinal e a nutrição dos recém-nascidos.

contrapartida, promover o desenvolvimento de capital humano, além de romper com a pobreza intergeracional no longo prazo.

Na literatura econômica, a relação entre a violência doméstica e o incremento na renda da mulher é ambígua e depende da abordagem adotada. Farmer e Tiefenthaler (1997), por meio de um modelo econômico que trata do tema, constataram que incrementos na renda das mulheres e outros benefícios financeiros exógenos (auxílio familiar, transferências públicas e pensões) tendem a reduzir a violência doméstica. Conforme os referidos autores, a principal razão disso está no decréscimo da dependência financeira da mulher em relação ao homem. Por outro lado, Bloch e Rao (2002) e Bobonis *et al.* (2013) revelam que o incremento na renda da mulher tende a aumentar a violência. O princípio básico é que o homem utiliza a violência doméstica como um instrumento de barganha para extrair recursos da esposa. Desse modo, caso a renda da mulher aumente, haverá incentivos para a prática da violência, dado o maior retorno que esta pode oferecer.

Tauchen *et al.* (1991) e Eswaran e Malhotra (2011) encontram relações ambíguas em seus modelos econômicos para a explicação da relação entre renda e violência doméstica. Enquanto o aumento no nível de renda da mulher pode diminuir a violência pelo mesmo mecanismo descrito por Farmer e Tiefenthaler (1997), esta também pode aumentar, considerando que o incremento da renda é capaz de dar mais autonomia para a mulher; por isso, ao perceber a possível perda no controle do domicílio, o homem terá aumento na sua utilidade marginal em cometer a violência.

O presente trabalho pretende avaliar se o PBF tem afetado o comportamento familiar no que se refere à prática de violência contra a mulher. Busca-se, assim, investigar um possível efeito não intencional das transferências de renda sobre as famílias beneficiárias do PBF. Uma vez que o principal objetivo do programa é elevar a formação de capital humano no longo prazo, o que romperia a pobreza intergeracional, é importante a realização do presente estudo, dadas as consequências negativas da violência doméstica, tanto para a vítima quanto para os seus filhos. Esta questão torna-se ainda mais relevante quando se constata que sua incidência é maior nos estratos de renda mais baixos da população brasileira (MOREIRA, 2014).

Os dados disponíveis, referentes a 2009, permitem que a análise cubra um período após sete anos de vigência do PBF.

O presente estudo pretende analisar, também, como as características da mulher e dos demais integrantes do domicílio se associam à ocorrência de violência doméstica, uma vez que se reconhece que não apenas o benefício do PBF é capaz de alterar os níveis de violência doméstica contra a mulher. Conforme os trabalhos de Jewkes *et al.* (2002), Field e Caetano (2003) e Vyas e Watts (2009) mostram, a renda familiar, a escolaridade da mulher e diversas características socioeconômicas e demográficas são capazes de afetar o risco de ocorrência de tal fenômeno. De acordo com esses autores, a importância dessas características está na possível identificação das principais vulnerabilidades das famílias que precisam ser consideradas pelos formuladores de políticas públicas que visam combater a violência doméstica contra a mulher.

Para avaliar o efeito do PBF sobre a incidência de violência doméstica contra a mulher, foram comparados os resultados relativos a um grupo de domicílios que são assistidos pelo Programa (grupo tratamento) aos resultados de outro grupo de domicílios que não são beneficiários do PBF (grupo controle), mas que possuem características semelhantes, ou muito próximas, às daqueles que recebem o benefício. Os resultados alcançados a partir da metodologia *Propensity Score* indicaram um efeito não intencional do programa, caracterizado pelo maior risco de violência doméstica contra mulher nos domicílios que recebem o benefício do PBF. Além disso, a partir de um modelo *probit*, verificou-se que mulheres beneficiárias do PBF, domiciliadas no meio rural, com baixa escolaridade e com rendimentos relativamente menores aos do cônjuge, possuem maior risco de sofrerem violência física do cônjuge ou ex-cônjuge.

Este estudo está organizado em outras quatro seções, além desta introdução. A seção 2 apresenta o referencial teórico que embasa o estudo, relacionando os possíveis efeitos do incremento na renda da mulher sobre a incidência da violência doméstica contra ela. Na seção 3, são descritos os procedimentos metodológicos utilizados para responder às questões propostas na pesquisa. Na seção 4, são apresentados e discutidos os resultados encontrados; e, na última seção, apresentam-se as conclusões.

## 2. Referencial teórico

A fundamentação teórica para a realização deste estudo tem como base o modelo descrito por Tauchen *et al.* (1991), de acordo com o qual a violência física cometida pelo homem é considerada uma forma de controlar o comportamento da vítima (mulher). Tal modelo mostra-se adequado à análise proposta, uma vez que se pauta na relação entre o aumento no nível de renda da mulher (neste caso, decorrente do benefício do PBF), e a incidência de violência doméstica contra ela própria.

Inicialmente, o homem, assumindo que é o parceiro dominante da relação, impõe certas regras de comportamento para a mulher, podendo ser relativas aos recursos financeiros domiciliares, contato com amigos e familiares ou à obrigação de realizar serviços no domicílio ou diretamente para o marido. Desse modo, de acordo com Tauchen *et al.* (1991), após a imposição dessas e de demais regras, o parceiro pode cometer a violência caso essas normas não sejam obedecidas. O homem toma sua decisão de forma a maximizar sua utilidade esperada. A utilidade do marido é uma função crescente do nível de serviços fornecidos por sua parceira ( $z$ ), decrescente com relação às sanções contra o marido, como resultado do comportamento violento ( $c^m$ ), e pode assumir as duas direções com relação ao nível de violência cometida por ele ( $v$ ).

De forma simplificada, as regras impostas correspondem ao nível mínimo de serviços que ele obriga sua esposa a realizar ( $\bar{z}$ ) e ao nível de violência, representado por  $v^d$ , caso ela não obedeça às suas ordens, ou por  $v^0$ , se ela obedece. Considera-se, também, a presença de informações assimétricas entre o casal, ou seja, a falta de habilidade deste em conhecer as preferências e alternativas um do outro, assumindo-se que a expectativa do marido com relação à utilidade de seu cônjuge possui um componente aleatório. Desse modo, o marido possui uma função de probabilidade conjunta ( $g$ ) para a variável aleatória relacionada ao fato de a mulher permanecer no domicílio ( $\varepsilon$ ) e para sua utilidade na melhor alternativa fora do casamento ( $\bar{U}^f$ ). O marido não sabe o valor das variáveis aleatórias quando impõe as regras, enquanto a mulher sabe o valor quando escolhe entre obedecer, desobedecer ou abandoná-lo.

Há também os custos externos, relacionados à intervenção externa de agentes ( $\pi$ ) sobre a violência dentro do domicílio, como a reprovação de amigos, família e sociedade como um todo. Embora o praticante da violência seja o marido, a mulher também incorre em custos, tais como o resultado de ter que envolver sua família através de gastos em saúde ou gastos honorários com advogados. Desse modo, assume-se que a violência é uma função crescente da probabilidade de intervenção externa ( $\pi$ ) e dos custos, tanto do marido ( $c^m$ ) quanto da mulher ( $c^f$ ).

Portanto, de acordo com Tauchen *et al.* (1991), a função de utilidade da mulher pode ser expressa por:

$$U^f = f(z, v^d, c^f, \varepsilon) \quad (1)$$

Dadas as regras impostas por seu parceiro, a mulher deve escolher entre obedecer-lhe, desobedecer-lhe ou deixá-lo. Se a opção for pela desobediência, a mulher sofre violência ( $v^d$ ) e escolhe o nível de serviços a serem prestados ao marido de forma a maximizar sua utilidade esperada, em que ela possui incertezas quanto à intervenção externa. Nesse caso, sua utilidade é dada por:

$$E[U^{f,d}(z^d, v^d, \varepsilon)] = \pi(v^d)U^f(z^d, v^d, c^f(v^d), \varepsilon) + [(1 - \pi)v^d]U^f(z^d, v^d, 0, \varepsilon) \quad (2)$$

em que  $z^d$  denota o nível ótimo de serviços. Ressalta-se que, caso ela obedeça ao marido, o nível de serviços realizados deve ser, no mínimo,  $\bar{z}$ , e sua utilidade é dada por (2), substituindo-se  $\bar{z}$  por  $z^d$  (TAUCHEN *et al.*, 1991).

Por fim, a terceira alternativa é deixar o casamento. Desse modo, para cada valor da variável aleatória ( $\varepsilon$ ) e, dada a utilidade  $\bar{U}^f$ , a mulher compara os níveis de utilidade que ela irá obter caso obedeça, desobedeça ou termine a relação e, então, toma a decisão que lhe proporcione a maior utilidade esperada.

O homem, do mesmo modo que a mulher, procura maximizar sua utilidade. Porém, ele se defronta com maiores dificuldades para maximizar seu bem-estar, uma vez que é necessário estimar a probabilidade de a mulher tomar cada tipo de decisão. Ele estima essas probabilidades de acordo com a função de probabilidade das variá-

veis aleatórias ( $g$ ). De acordo com Tauchen *et al.* (1991), matematicamente, o homem procura:

$$\max_{z,v^d,v^o} E(U^m) \equiv P^d E(U^{m,d}) + P^0 E(U^{m,o}) + P^1 \bar{U}^m \quad (3)$$

em que  $U^{m,d}$  e  $U^{m,o}$  denotam a utilidade esperada se a mulher lhe desobedece ou obedece, respectivamente;  $\bar{U}^m$  é o nível de utilidade na melhor alternativa da relação para ele;  $P^d$ ,  $P^0$  e  $P^1$  e denotam a probabilidade de a mulher desobedecer, obedecer ou deixar a relação, respectivamente.

Dessa forma, é possível derivar o modelo acima para encontrar a condição de primeira ordem.<sup>3</sup> Ao considerar um aumento nas oportunidades da mulher fora do casamento, como a transferência de remessas monetárias do PBF, há dois distintos efeitos que podem ocorrer com relação ao nível de violência praticada pelo homem (TAUCHEN *et al.*, 1991):

1) Sendo o homem o chefe da família e dado o aumento na renda feminina, haverá uma queda relativa na quantidade de recursos que ela recebe do marido, fazendo com que a utilidade do casamento para a mulher diminua. Com as melhores oportunidades para a mulher, a violência torna-se um meio menos efetivo de obter obediência, visto que a mulher possuirá meios de se proteger (menor dependência financeira e conhecimento dos mecanismos legais de denúncia da violência). Desse modo, os maus tratos do marido contra a mulher tendem a diminuir.

2) Com o aumento na renda feminina, a probabilidade de que a relação permaneça intacta e que o homem não pratique a violência diminui. Tal fato ocorre principalmente devido à elevação na utilidade esperada do homem pelo maior retorno financeiro que a violência pode trazer.

Conforme destacam Tauchen *et al.* (1991), a magnitude desses dois efeitos é ambígua, de modo que um aumento nas oportunidades da mulher através de incremento em sua renda e o nível de violência cometido pelo parceiro são definidos empiricamente.

<sup>3</sup> A derivação da condição de primeira ordem pode ser verificada em Tauchen *et al.* (1983).



### 3. Metodologia

#### 3.1. Fonte e tratamento da base de dados

Os dados utilizados no presente trabalho foram extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD do ano de 2009, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. No ano de 2009, a PNAD foi acompanhada de um suplemento relativo às características da vitimização e do acesso à justiça no Brasil. A primeira edição desse suplemento foi realizada em 1988.

Devido ao fato de a PNAD ser uma amostra de natureza complexa,<sup>4</sup> o cálculo de variâncias e, conseqüentemente, a realização de testes de hipóteses, não podem ser feitos diretamente a partir desse tipo de amostra, por sofrerem influência dos pesos amostrais, da conglomeração e da estratificação. Torna-se necessária a consideração do desenho e do peso amostral para a obtenção de variâncias não viesadas (LILA; FREITAS, 2007).

Na presente pesquisa, para a estimação das variâncias foi utilizada a replicação por *bootstrap*.<sup>5</sup> Conforme Cabral e Lins (2011), esse método computacional tende a gerar parâmetros mais precisos que os dos métodos tradicionais. De acordo com os mesmos autores, isso ocorre principalmente pelo fato de a estimativa por *bootstrap* se basear em estatísticas e testes de hipóteses a partir de distribuições obtidas por simulação, e não mais com base na teoria assintótica, que possui pouca credibilidade quando se consideram amostras que não possuem a característica de serem infinitamente grandes.

Outra questão a ser destacada é o fato de a PNAD não possuir, de maneira explícita, uma variável referente ao recebimento do PBF. Para contornar tal problema, foi adotado o procedimento utilizado em outros trabalhos (SOARES *et al.*, 2010; TAVARES, 2010) que necessitaram de tal variável, de forma a desagregar o valor de “outros rendimentos”. Essa variável é definida como o valor de “juros de caderneta de poupança e de outras aplicações financeiras, dividendos, programas sociais e outros rendimentos que recebia, normalmente, no mês de referência (setembro de 2009)”. Para a identificação de

<sup>4</sup> Ocorre a estratificação das unidades de amostragem, conglomeração, probabilidades desiguais de seleção em um ou mais estágios e ajustes dos pesos amostrais.

<sup>5</sup> Informações a respeito do método de replicação por *bootstrap* podem ser consultadas, por exemplo, em Cameron e Trivedi (2005, p. 357-372).

uma família beneficiária, combinaram-se as variáveis renda familiar *per capita*, valor declarado em outros rendimentos e número de filhos, já que o valor do benefício depende dessa composição.<sup>6</sup>

De acordo com Heise (2012), a violência contra a mulher pode ser física, psicológica, moral, sexual ou matrimonial. Uma consideração importante é que no suplemento da PNAD de 2009, a respeito das características da vitimização e do acesso à justiça no Brasil, a variável referente à violência cometida pelo cônjuge ou ex-cônjuge refere-se apenas à agressão física. De acordo com a OMS (2002), a violência física caracteriza-se por empurrões, agarramentos, tapas, socos, lançamento de objetos, uso de armas, entre outros tipos de agressões, que podem danificar a integridade física da parceira. Dessa forma, quando se menciona nesse trabalho violência doméstica contra a mulher, trata-se de agressão física. De acordo com o Departamento Intersindical de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos – DIEESE (2011), a agressão física totalizava 58,8% dos casos de violência contra a mulher no Brasil no ano de 2010.

### 3.2. *Avaliação do efeito PBF sobre o risco de violência doméstica contra a mulher no Brasil no ano de 2009*

A forma de mensuração utilizada para a análise do efeito do PBF sobre a violência doméstica contra a mulher é denominada de Efeito de Tratamento Médio sobre os Tratados – *ETMT*. Rosenbaum e Rubin (1983) o definem da seguinte forma:

$$ETMT = E(y_1 - y_0 | D = 1) \quad (4)$$

em que, neste estudo,  $y_1$  representa o resultado esperado da violência doméstica na família beneficiária do PBF;  $y_0$  e denota o resultado esperado da violência doméstica na família não beneficiária. Para verificar o efeito de tratamento médio, necessita-se estimar a diferença entre os indivíduos tratados e não tratados. Pela equação (4), o *ETMT* é a média do efeito da violência doméstica para os indivíduos que

<sup>6</sup> Por exemplo, se a família possui renda familiar *per capita* menor que R\$70,00, uma criança menor que 15 anos e um adolescente entre 16 e 17 anos e tiver declarado, na variável outros rendimentos, o valor de R\$123,00 (benefício do PBF concedido a uma família nessa situação), considerou-se que tal família recebe o benefício.

realmente participam do programa (CAMERON; TRIVEDI, 2005, p. 872); e  $D = 1$  indica a participação no PBF.

Desse modo, o resultado esperado de (4) é dado por:

$$ETMT = E(y|D = 1) - E(y|D = 0) \quad (5)$$

A Equação (5) define o efeito causal de interesse. No presente estudo, os não beneficiários não podem ser utilizados como o grupo controle, uma vez que eles são significativamente diferentes dos beneficiários. A estratégia então é trabalhar com famílias não beneficiárias, mas que poderiam ser elegíveis pelo programa, dadas as suas características socioeconômicas. Estas seriam utilizadas como *proxy* para o grupo controle (contrafactual). Para realizar tal comparação, faz-se necessário o método de pareamento por escore de propensão.

De acordo com Cameron e Trivedi (2005), uma vez que o contrafactual não pode ser diretamente observável, o método de pareamento via Escore de Propensão consiste em encontrar os melhores contrafactuais para analisar o efeito da política PBF sobre a variável de interesse – agressão contra a mulher. Desse modo, criou-se um grupo que não recebeu o tratamento (famílias que não receberam o PBF), mas que possui características bem semelhantes às das famílias que foram tratadas (famílias que receberam o PBF).

Essas características são variáveis explicativas que afetam a probabilidade de a família receber o benefício, como as que o Ministério do Desenvolvimento Social (MDS, 2013) utiliza para conceder o benefício, além das adotadas em outros trabalhos, como Araújo (2010) e Tavares (2010). A partir dessas variáveis, o escore de propensão é calculado, por meio de um modelo *logit*, pela probabilidade estimada de uma família participar do programa. As variáveis utilizadas, bem como os sinais esperados para os seus respectivos coeficientes, são apresentados na Tabela 1.

Cabe ressaltar que a seleção das famílias beneficiadas pelo PBF depende de características observáveis e, possivelmente, de algumas características não observáveis, como o grau de informação sobre o programa, o interesse da família e a dificuldade de cadastramento para recebimento do benefício, entre outras. Portanto, em virtude das características não observáveis, não é possível controlar, por meio

da metodologia empregada, todas as variáveis associadas à seleção para o programa.

De acordo com Rosenbaum e Rubin (1983), o *ETMT* pode ser calculado como:

$$ETMT = \{y_{1i} - y_{0i} | D_i = 1\} = E[E\{y_{1i} - y_{0i} | D_i = 1, Pr[D = 1|x]\}] = E[E\{y_{1i} | D_i = 1, Pr[D = 1|x]\} - E\{y_{0i} | D_i = 0, Pr[D = 1|x]\} | D_i = 1] \quad (6)$$

Ao parear as famílias e encontrar grupos factuais e contrafactuais, o valor de exposto em (6) deve ser bem próximo de zero, devido à semelhança entre os grupos controle e de tratamento. Para contornar tal problema, é necessário aliar o *propensity score* ao pareamento (*matching*). Os métodos mais utilizados são o do pareamento pelo Método do Vizinho mais Próximo (*nearest-neighbor matching*), pareamento via Kernel (*kernel matching*), *radius matching* e *stratification matching* (CAMERON; TRIVEDI, 2005, p. 874-877).

**Tabela 1 - Variáveis utilizadas na estimação da probabilidade de participação no Programa Bolsa Família e sinais esperados para os respectivos coeficientes**

Variável	Descrição	Sinal esperado
<i>renliqpc</i>	Renda mensal per capita, excluindo-se as transferências do PBF	-
<i>estudchef</i>	Anos de estudo do chefe da família	-
<i>idchef</i>	Idade do chefe da família	+
<i>idchef2</i>	Idade do chefe da família ao quadrado	-
<i>raça</i>	Dummy, que assume 1 se a cor da pele do chefe da família for preta ou parda, e 0, caso contrário	+
<i>chefformal</i>	Dummy, que assume 1 se o chefe da família trabalha no setor formal, e 0, caso contrário	-
<i>ncomodo</i>	Número de cômodos do domicílio	-
<i>centrooeste</i>	Dummy, que assume 1 se o domicílio está localizado na região Centro-Oeste, e 0, caso contrário	-
<i>sudeste</i>	Dummy, que assume 1 se o domicílio está localizado na região Sudeste, e 0, caso contrário	-
<i>norte</i>	Dummy, que assume 1 se o domicílio está localizado na região Norte, e 0, caso contrário	-
<i>sul</i>	Dummy, que assume 1 se o domicílio está localizado na região Sul, e 0, caso contrário	-
<i>rural</i>	Dummy, que assume 1 se a família reside no meio rural, e 0, caso contrário	+
<i>filho</i>	Dummy, que assume 1 quando há filho(s) de 0 a 15 anos na família, e 0, caso contrário	+
<i>adol</i>	Dummy, que assume 1 quando há filho(s) de 16 ou 17 anos na família, e 0, caso contrário	-
<i>luz</i>	Dummy, que assume 1 se há energia elétrica no domicílio, e 0, caso contrário	-
<i>água</i>	Dummy, que assume 1 se há água canalizada internamente no domicílio, e 0, caso contrário	-
<i>lixo</i>	Dummy, que assume 1 se há coleta direta ou indireta de lixo no domicílio, e 0, caso contrário	-
<i>esgoto</i>	Dummy, que assume 1 se há rede coletora de esgoto no domicílio, e 0, caso contrário	-

Fonte: Elaborado pelos autores.

De acordo com Caliendo e Kopeing (2005), a qualidade do pareamento deve ser verificada com o intuito de descobrir se existem diferenças significativas entre os grupos de tratamento e controle. A análise da redução do viés padronizado, sugerida por Rosenbaum e Rubin (1985), é um dos procedimentos mais difundidos na literatura para essa finalidade. Rosenbaum e Rubin (1985) propõem que o viés padronizado seja calculado, antes e depois do pareamento, a partir das seguintes equações:

$$VP_{antes} = 100 \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_0)}{\sqrt{0.5(V_1(X) + V_0(X))}} \quad (7)$$

$$VP_{depois} = 100 \frac{(\bar{X}_{1M} - \bar{X}_{0M})}{\sqrt{0.5(V_{1M}(X) + V_{0M}(X))}} \quad (8)$$

em que  $\bar{X}_1 - \bar{X}_0$  representa a diferença média entre os valores obtidos da variável de interesse (violência doméstica) para os grupos tratamento e controle, respectivamente, antes do pareamento;  $\bar{X}_{1M} - \bar{X}_{0M}$  a diferença média, entre estes mesmos valores, mas após o pareamento;  $V_1(X)$  e  $V_0(X)$  as variâncias nos grupos tratamento e controle, respectivamente, antes do pareamento; e  $V_{1M}(X)$  e  $V_{0M}(X)$  as variâncias nos grupos tratamento e controle, respectivamente, após o pareamento. A diferença entre  $VP_{antes}$  e  $VP_{depois}$  refere-se, então, à redução do viés padronizado. Trata-se de um teste de médias (teste t), cuja hipótese nula é de que  $VP_{antes}$  e  $VP_{depois}$  são iguais. O pareamento é satisfatório se a hipótese nula não for rejeitada.

Segundo Cunha *et al.* (2013), além da qualidade do pareamento, é recomendável investigar a existência de viés decorrente de variáveis omitidas, que surge quando variáveis não observadas afetam, simultaneamente, o tratamento (recebimento do PBF, nesse caso) e a variável de resposta ao tratamento (violência contra a mulher), o que levaria a estimativas viesadas do ETMT. A investigação de viés por variáveis omitidas é feita por meio da análise dos limites de Rosenbaum (ROSENBAUM, 2002). De acordo com Rosenbaum (2002), considera-se que a probabilidade de participação de um indivíduo  $i$  seja dada por:

$$\pi_i = Pr(D_i = 1|X_i) = F(\beta X_i + \gamma \varepsilon_i) \quad (9)$$

em que  $D_i = 1$  quando o indivíduo recebe o tratamento;  $X_i$  e  $\varepsilon_i$  são as características observáveis e não observáveis do indivíduo  $i$ ; e  $\gamma$  representa o efeito de  $\varepsilon_i$  sobre  $D_i = 1$ . Caso não exista viés,  $\gamma$  será igual a zero e a probabilidade de  $D_i = 1$  será dada unicamente pelas características observáveis.

Admitindo-se dois indivíduos pareados  $i$  e  $j$  e que  $F$  tenha uma distribuição logística, a probabilidade relativa de os indivíduos  $i$  e  $j$  receberem tratamento é dada por  $\frac{\pi_i}{1 - \pi_i}$  e  $\frac{\pi_j}{1 - \pi_j}$ , respectivamente. Seguindo Rosenbaum (2002), a razão entre essas duas probabilidades é determinada por:

$$\frac{\frac{\pi_i}{1 - \pi_i}}{\frac{\pi_j}{1 - \pi_j}} = \frac{\pi_i(1 - \pi_j)}{\pi_j(1 - \pi_i)} = \frac{e^{\beta X_j + \gamma \varepsilon_j}}{e^{\beta X_i + \gamma \varepsilon_i}} = e^{\gamma(\varepsilon_i - \varepsilon_j)} \quad (10)$$

A partir da Equação (10), nota-se que, se os indivíduos possuírem as mesmas características observáveis,  $\beta X_j = \beta X_i$  tais termos se cancelam. Se as variáveis não observáveis não influenciarem a probabilidade de participação no programa ( $\gamma = 0$ ), a razão será igual a 1. Dado que  $\beta X_j = \beta X_i$ , a probabilidade de participação no programa somente diferirá se  $\gamma$  for diferente de 0, ou seja, quando houver variável relevante omitida. A análise dos limites de Rosenbaum consiste, então, em avaliar quanto as variáveis não observáveis afetam  $\varepsilon_i - \varepsilon_j$ .

### 3.3. Determinantes do risco de violência doméstica contra a mulher

Os determinantes da violência doméstica contra a mulher foram investigados por meio da estimação de um modelo *probit*. Outros trabalhos que utilizaram como metodologia o modelo *probit* com a mesma finalidade foram, por exemplo, Stets e Pirog-Good (1987), Tauchen e Witte (1995) e Health (2014).

O risco de a mulher sofrer violência doméstica,  $p(Y_i = 1)$ , condicional aos valores das variáveis exógenas contidas em  $x_{ji}$  é dada por:

$$p(Y_i = 1 | x_{ji}) = M(\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \dots + \beta_k x_{ki}) \quad (11)$$

em que  $M$  é uma função de distribuição normal acumulada, dada por:

$$M(z) = \int_{-\infty}^z \delta(z) dz \quad (12)$$

e  $\delta(z)$  representa a densidade normal padrão:  $\delta(z) = (2\pi)^{-0.5} e^{\left(\frac{-z^2}{2}\right)}$ .

A variável dependente, *violência<sub>i</sub>*, é binária e assume valor 1 se a mulher tiver sofrido agressão física pelo “cônjuge/ex-cônjuge”, no  $i$ -ésimo domicílio da amostra, no período de 27 de setembro de 2008 a 26 de setembro de 2009, ou valor 0, caso contrário;  $\beta_0$  é o termo de intercepto;  $\beta_j$  ( $j=1, 2, \dots, k$ ) são coeficientes a serem estimados; e  $x_{ji}$  ( $i = 1, 2, \dots, k$ ) é o vetor composto por  $k$  variáveis explicativas relativas às características socioeconômicas do  $i$ -ésimo domicílio. As variáveis explicativas consideradas neste estudo, os sinais esperados para os respectivos coeficientes, bem como os estudos que respaldaram a inclusão de cada variável no modelo são apresentados na Tabela 2.

Cabe destacar que algumas características não observáveis dos indivíduos, como fatores culturais, o fato de o agressor ter sido vítima de agressão durante a sua infância e/ou ter presenciado a agressão entre os pais, são variáveis potencialmente importantes, mas que não estão incluídas no modelo em virtude da indisponibilidade de dados, sendo esta uma limitação da presente pesquisa. Alguns estudos internacionais que também apresentam limitações semelhantes a essas são Farmer e Tiefenthaler (1997), Jewkes *et al.* (2002) e Heise (2012).

**Tabela 2 - Variáveis usadas na estimação da probabilidade de ocorrência de violência doméstica contra a mulher**

Variável	Descrição	Sinal <sup>(1)</sup>	Referência <sup>(2)</sup>
<i>pbf</i>	Dummy, que assume 1 se a família recebe o benefício do PBF, e 0, caso contrário.	-	Perova (2010); Bobonis et al. (2013); Hidrobo (2013).
<i>filhomasc</i>	Número de filhos do sexo masculino.	-	Strauss et al. (1980); Fundação Perseu Abramo (2010).
<i>filhofem</i>	Número de filhos do sexo feminino.	+	Strauss et al. (1980); Fundação Perseu Abramo (2010).
<i>desocup</i>	Dummy, que assume 1 se o chefe da família é do sexo masculino e está desocupado na semana de referência, e 0, caso contrário.	+	Kyriacou et al. (1999); Jewkes et al. (2002); Velzeboer et al. (2003).
<i>naomig</i>	Dummy, que assume 1 se a mulher reside na Unidade da Federação onde nasceu, e 0, caso contrário.	-	Dutton et al. (2000); Velzeboer et al. (2003); Fundação Perseu Abramo (2010).
<i>rural</i>	Dummy, que assume 1 se a mulher reside, na semana de referência, no meio rural, e 0, caso contrário.	+	Ribero e Sánchez (2005); Contag (2008).
<i>raça</i>	Dummy, que assume 1 se a mulher declara possuir cor de pele preta ou parda, e 0, caso contrário.	+	Ribero e Sanchez (2005).
<i>idmulh</i>	Idade da mulher.	-	Baum et al. (2009); Fundação Perseu Abramo (2010).
<i>Idmulh2</i>	Idade da mulher ao quadrado.		
<i>Idhom</i>	Idade do homem.	-	Baum et al. (2009); Fundação Perseu Abramo (2010).
<i>Idhom2</i>	Idade do homem ao quadrado.		
<i>tanfam</i>	Número de pessoas que vivem no domicílio.	+	Ribero e Sanchez (2005).
<i>difrend</i>	Diferença absoluta de renda do trabalho, em reais (R\$/mês), na semana de referência, entre o homem e a mulher que residem no mesmo domicílio <sup>(3)</sup> .	+	Ellsberg et al. (1999); Ibope (2009); Aizer (2011).
<i>escolmulh</i>	Número de anos de estudo da mulher <sup>(4)</sup> .	-	Schuler et al. (1996); Jewkes et al. (2002); García-Moreno e Jansen (2005); Marinheiro et al. (2006).
<i>escolhom</i>	Número de anos de estudo do homem <sup>(4)</sup> .	-	Schuler et al. (1996); Jewkes et al. (2002);

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: (1) Indica o sinal esperado para o coeficiente da respectiva variável; (2) Referências bibliográficas que respaldaram a inclusão da respectiva variável; (3) Considerou-se apenas o rendimento mensal de todos os trabalhos, não incluindo, portanto, o benefício do PBF; (4) A PNAD não distingue se os anos de estudo declarados foram com aprovação escolar ou não.



#### 4. Resultados e discussão

Após a construção da variável relativa ao recebimento do Programa Bolsa Família, *pbf*, verificou-se que o número de famílias que possuíam em sua composição mulheres beneficiárias que declararam ter sofrido violência doméstica foi de 260 (Tabela 3). Destas, 73 são famílias com renda mensal *per capita* inferior a R\$70,00 (condição de extrema pobreza) e 187 entre R\$70,00 e R\$140,00 (condição de pobreza).

Tabela 3 - Número de mulheres que foram agredidas pelo cônjuge ou ex-cônjuge, segundo renda familiar e recebimento do benefício do PBF

Recebe o benefício	Renda familiar <i>per capita</i> mensal					
	Menor ou igual a R\$70,00		Entre R\$70,00 e R\$140,00		Total	
	n	%	n	%	n	%
Sim	73	78,49	187	48,70	260	54,50
Não	20	21,51	197	51,30	217	45,50
Total	93	100	384	100	477	100

Inicialmente, identificaram-se os determinantes da violência doméstica contra a mulher no Brasil, o que foi feito por meio da estimação do modelo *probit*, especificado conforme a Equação (11) e os efeitos marginais. Os resultados obtidos são apresentados na Tabela 4.

A partir do sinal do coeficiente estimado relativo à variável *pbf*, pode-se estabelecer uma relação positiva entre incidência de violência doméstica contra as mulheres e o recebimento do PBF. No entanto, essa relação estimada pode estar viesada. A discussão da relação entre violência doméstica e recebimento do PBF é retomada, após a utilização do método *propensity score*, na próxima seção.

**Tabela 4 - Determinantes da probabilidade de ocorrência de violência doméstica contra a mulher, no Brasil, no ano de 2009**

	Coefficiente	Efeito Marginal <sup>(1)</sup>
pbf	0,5743** (0,3074)	0,0723* (0,0420)
filhomasc	0,0835*** (0,0070)	0,0074** (0,0051)
filhofem	0,0238*** (0,0058)	0,0038*** (0,0055)
desocup	0,3639* (0,1917)	0,0386* (0,023)
naomig	-0,1031 <sup>ns</sup> (0,1082)	-0,0113 <sup>ns</sup> (0,0117)
rural	0,1409** (0,0704)	0,0160** (0,0083)
raça	-0,0586 <sup>ns</sup> (0,0479)	-0,0063 <sup>ns</sup> (0,0051)
idmulh	-0,0042 <sup>ns</sup> (0,0197)	-0,0004 <sup>ns</sup> (0,0020)
idmulh2	-0,0002 <sup>ns</sup> (0,0002)	-
idhom	-0,2144*** (0,0534)	-0,0220*** (0,0052)
idhom2	-0,0010*** (0,0002)	-
tamfam	-0,0556*** (0,0147)	-0,0057*** (0,0015)
difrend	-0,1142*** (0,0088)	-0,0104*** (0,0007)
escolmulh	-0,0183*** (0,0014)	-0,0019*** (0,0001)
escolhom	-0,0001 <sup>ns</sup> (0,0001)	-0,0001*** (0,00002)

Teste F: 56,98\*\*\*; Pseudo R<sup>2</sup> de McKelvey and Zavoina's <sup>1</sup>: 0,99

Notas: \*\*\*Significativo a 1%; \*\*Significativo a 5%; \*Significativo a 10%; ns: não significativo; Erros padrão entre parênteses; Número de observações: 322.670; Consultar Tabela 2 para descrição de cada variável explicativa. (1) Calculado de acordo com Cameron e Trivedi (2005, p. 467).

<sup>1</sup> Pseudo R<sup>2</sup> de McKelvey and Zavoina's é calculado por:  $\text{Var}(\text{variável dependente}) / [\text{Var}(\text{variável dependente}) + \text{Var}(\text{erro})]$ , em que Var representa a variância.

A presença de filhos no domicílio é definida por Strauss *et al.* (1980) como fator importante que influencia o risco de violência doméstica. No presente estudo, a presença de filhos no domicílio, independentemente do gênero, eleva risco de violência doméstica. Os trabalhos de Koenen *et al.* (2003), Wolfe *et al.* (2003) e Aizer (2011) destacam os efeitos negativos para os filhos que estão inseridos em tais ambientes, como o fato de estes terem grande probabilidade de serem futuros agressores, possuírem baixo desempenho escolar e problemas emocionais.

A incidência da violência doméstica contra a mulher está positivamente associada ao fato de o chefe da família estar desocupado. Esse resultado está de acordo com o esperado, uma vez que o homem (potencial agressor), quando desocupado, encontraria mais incentivos para extrair recursos da sua parceira (JEWKES, 2002). Ainda, as evidências de que as mulheres residentes no meio rural tendam a sofrer mais violência doméstica (CONTAG, 2008) também são corroboradas no presente estudo.

O sinal do coeficiente estimado da variável referente à idade da mulher indica que o risco de violência doméstica contra elas não se altera à medida que ficam mais velhas. No caso dos homens, a relação entre idade e violência é negativa, de maneira que o risco de agressão diminui quando os agressores se tornam mais velhos. No que se refere ao número de integrantes da família, os resultados indicam que, no Brasil, ao contrário da relação encontrada no estudo de Ribero e Sanchez (2005), os domicílios maiores estão menos expostos ao risco de ocorrência da violência contra a mulher. A maior presença de filhos do sexo masculino, que protegeriam suas mães, pode explicar, ainda que parcialmente, esse resultado. Ademais, o efeito marginal estimado, embora significativo, sinaliza que a redução no risco de a mulher se tornar vítima do seu parceiro, como resultado do incremento de um indivíduo no domicílio, é muito próxima de zero.

Verifica-se que incrementos nos anos de estudo das mulheres (vítimas) afetam negativamente o risco de a mulher sofrer violência doméstica. Esse resultado era esperado, uma vez que o aumento na escolaridade não representa somente melhores retornos salariais, mas, também, externalidades positivas, como a maior conscientização social (LANGE; TOPEL, 2004). O mesmo se pode afirmar sobre a variável relativa à escolaridade dos agressores.

O coeficiente da variável que representa a diferença absoluta de renda entre o homem e a mulher é positivo e estatisticamente significativo a 1%, o que indica relação positiva entre a variável e o risco de ocorrência de violência doméstica. Resultados semelhantes foram obtidos por Ellsberg *et al.* (1999) e por Aizer (2011) em estudos sobre as mulheres da Nicarágua e dos Estados Unidos, respectivamente. Conforme destacado por Ibope (2009), a dependência financeira é uma das principais razões de a mulher aceitar a violência e não denunciar ou deixar o cônjuge. Uma maneira de contornar tal situação seria o investimento na educação das mulheres, uma vez que o aumento nos anos de estudo reduz o risco de violência doméstica. O maior nível educacional eleva o capital humano e, conseqüentemente, a produtividade, o que torna possível a obtenção de melhores salários e, portanto, menor dependência financeira em relação ao marido.

Os resultados apresentados na Tabela 4 ainda permitem identificar que algumas variáveis, supostamente associadas à violência doméstica, não se mostraram, para o caso específico deste estudo, estatisticamente significativas. Destaca-se o fato de a cor da pele preta ou parda, da mulher, e o número de anos de estudo, do homem, não influenciarem o risco de agressão praticado pelo cônjuge.

#### *4.1. Programa Bolsa Família e violência doméstica contra a mulher*

A primeira etapa para a estimação do efeito do PBF sobre a violência contra a mulher consistiu em prever a probabilidade de participação nesse Programa (Tabela 5). Os sinais dos coeficientes estimados estão todos de acordo com o esperado (Tabela 1). Neste estudo não se apresenta uma discussão a respeito dos coeficientes, visto que o objetivo, nesta etapa, é o de estimar probabilidade de participação no Programa Bolsa Família, a fim de usá-las no pareamento das famílias que possuem características muito semelhantes, mas que diferem entre si pelo recebimento, ou não, do benefício do PBF.

Tabela 5 - Estimativa da probabilidade de participação no Programa Bolsa Família

	Coefficiente	e.p. <sup>(1)</sup>
<i>renliqct</i>	-0,0102***	0,0001
<i>estudchef</i>	-0,0389***	0,0028
<i>idchef</i>	0,1153***	0,0046
<i>idchef2</i>	-0,0012***	0,0001
<i>raca</i>	-0,0051 <sup>ns</sup>	0,0322
<i>chefformal</i>	-0,1814***	0,0307
<i>ncomodo</i>	-0,0498***	0,0066
<i>centrooeste</i>	-0,4656***	0,0402
<i>sudeste</i>	-0,3235***	0,0285
<i>norte</i>	-0,4057***	0,0298
<i>sul</i>	-0,3659***	0,0394
<i>rural</i>	0,0088*	0,0050
<i>filho</i>	1,1074***	0,0341
<i>adol</i>	0,6016***	0,0249
<i>luz</i>	0,0060 <sup>ns</sup>	0,0355
<i>água</i>	-0,0225 <sup>ns</sup>	0,0165
<i>lixo</i>	0,0431**	0,0156
<i>esgoto</i>	-0,0628***	0,0077

Nota: \*\*\*Significativo a 1%; \*\*Significativo a 5%; \*Significativo a 10%; ns: não significativo; Observações: 118.158; (1) e.p. indica o erro padrão do coeficiente estimado; A descrição das variáveis encontra-se na Tabela 1.

A partir das estimativas obtidas pelo modelo *probit*, procedeu-se à estimação do efeito de tratamento (*ETMT*) pelos três métodos de pareamento considerados, cujos resultados são apresentados na Tabela 6. Os resultados indicam, de acordo com os três métodos de pareamento considerados, que a incidência da violência doméstica contra a mulher foi superior nas famílias que recebem o PBF. Esses resultados são estatisticamente significantes e mostram que a diferença entre o risco de ocorrência de violência contra a mulher, entre famílias que recebem o benefício e as que não recebem, varia de 11,33 p.p., segundo o resultado obtido por *Radius Matching*, a 31,01 p.p., de acordo com o *kernel matching*.

**Tabela 6 - Estimativa do efeito de tratamento médio sobre os tratados (ETMT) no Brasil, em 2009**

Variável de resposta	Método de pareamento	Famílias que recebem o benefício	Famílias que não recebem o benefício	Diferença
Mulher sofreu agressão do cônjuge ou ex-cônjuge.	Kernel Matching	4,2630	3,9528	0,3101***
	Vizinho mais próximo	4,2630	4,0490	0,2140***
	Radius Matching	4,2630	4,1497	0,1133**

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: P-valor obtido pelo erro-padrão estimado por bootstrap com 50 repetições; \*\*\* Significativo a 1%; \*\* Significativo a 5%; \* Significativo a 10%; Hipótese nula: há diferenças entre a função de densidade dos grupos tratamento e controle com relação à variável de interesse; Número de observações: 477 tratados e 1.273 não tratados.

No entanto, a validade desses resultados fica condicionada à qualidade do pareamento. Os limites de Rosenbaum, utilizados para testar a presença de viés no pareamento causado por variáveis omitidas, são apresentados na Tabela 7. Pode-se verificar que a hipótese nula de viés decorrente de variáveis omitidas é rejeitada, a 1% de significância, para todos os limites.

**Tabela 7 - Teste da presença de viés no pareamento e na estimativa do ETMT por meio dos limites de Rosenbaum**

Kernel Matching		Vizinho mais próximo		Radius Matching	
Limites de Rosenbaum	P-valor	Limites de Rosenbaum	P-valor	Limites de Rosenbaum	P-valor
1,0	0,0000	1,0	0,0000	1,0	0,0000
1,1	0,0000	1,1	0,0000	1,1	0,0000
1,2	0,0000	1,2	0,0000	1,2	0,0000
1,3	0,0000	1,3	0,0000	1,3	0,0000
1,4	0,0000	1,4	0,0000	1,4	0,0000
1,5	0,0000	1,5	0,0000	1,5	0,0000

Nota: Hipótese nula: há viés por variáveis omitidas na estimação do ETMT.

Outro procedimento adotado para avaliar a qualidade do pareamento realizado foi a comparação das médias das variáveis exógenas entre os grupos tratamento e controle, antes e após o pareamento, de modo a avaliar a redução do viés padronizado, conforme Equações (7) e (8). Os resultados, que são apresentados na Tabela A1 do Apêndice, indicam, segundo os métodos de *kernel* e do vizinho mais próximo, redução estatisticamente significativa do viés para a maioria das variáveis. Pelo teste relativo às médias, conclui-se não ser possível rejeitar a hipótese nula de igualdade de médias entre os grupos tratamento e controle, o que valida o pareamento realizado pelos métodos de *kernel* e do vizinho mais próximo. Entretanto, o mesmo não ocorre com o pareamento pelo método de *radius matching*, que não foi satisfatório. Portanto, as análises subsequentes têm como base apenas os resultados obtidos pelos dois métodos de pareamento válidos.<sup>7</sup>

Considerando que a avaliação do efeito do PBF é feita a partir da PNAD de 2009, ou seja, sete anos após a implantação do PBF no Brasil, observa-se que o efeito positivo da transferência de renda sobre a violência contra a mulher é semelhante aos obtidos por Bobonis e Castro (2013) e Hidrobo e Fernald (2013) para o México e Equador, respectivamente. Segundo Bobonis e Castro (2013), o efeito não intencional das transferências de renda sobre a violência doméstica ocorre devido ao viés de seleção conjugal (*marital selection*). Em uma relação conjugal, a mulher possui menor chance de obter melhores níveis educacionais e ocupacionais, comparada ao homem. Os ganhos inferiores da mulher dão vantagem econômica ao homem, e este possui maior controle do domicílio. Mesmo que a mulher receba o benefício e a diferença entre sua renda e a do homem diminua, há uma tendência para que, ao longo do tempo, o homem se aproprie de tais recursos para manter o poder econômico na relação. A Tabela 8 apresenta um resumo dos estudos que abordaram o mesmo tema e principais resultados obtidos.

Entretanto, há na literatura estudos que encontraram resultados divergentes aos apresentados na Tabela 8 e que, portanto, concluíram que programas de transferência de renda, semelhantes ao PBF, estariam associados à redução da violência doméstica contra a mulher. Exemplos são os trabalhos de Perova (2010), que analisou o programa *Juntos*, implementado no Peru, e de Bobonis e Castro (2010), que

<sup>7</sup> O comando *psmatch2* do Stata 13.1 impõe a existência de um suporte comum entre os grupos tratamento e controle.

estudaram o programa *Progressa* no México. Um ponto em comum e que merece ser destacado nestes trabalhos é o fato de ambos terem analisado o efeito dos programas de transferência de renda sobre a violência feminina no curto prazo, até quatro anos após a implementação do programa de transferência de renda.

Uma vantagem encontrada no trabalho de Perova (2010) é a possibilidade de controlar fatores não observáveis ao utilizar dados em painel e aplicar o método de diferença em diferenças. No entanto, além da questão temporal, referente ao tempo decorrido entre a implantação do programa e a avaliação de seu impacto sobre a violência doméstica, outro fator que distingue o PBF dos programas implantados no Peru e no México são algumas diferenças nas condicionalidades às quais as famílias devem atender. Por exemplo, tanto o programa *Juntos* quanto o *Bono de Desarrollo Humano* exigem acompanhamento do estado de saúde não só das crianças, mas também, da mulher.<sup>8</sup> Esta condicionalidade implica maior fiscalização por parte do sistema de saúde, o que eleva as chances de o agressor ser descoberto e denunciado e, portanto, inibe a violência cometida.

**Tabela 8 – Principais resultados encontrados na literatura da relação entre transferência de renda e violência contra a mulher**

Autores	País	Forma de mensuração	Principais resultados
Hidrobo e Fernald (2013)	Equador	Probit	Aumento da violência emocional contra as mulheres que possuem educação igual ou superior à do cônjuge; e redução da violência psicológica para mulheres com escolaridade superior ao primário.
Bobonis et al. (2013)	México	Propensity Score Matching	Aumento no número de ameaças verbais.
Bobonis e Castro (2010)	México	Propensity Score Matching	Violência física e emocional não varia significativamente entre beneficiárias e não beneficiárias.
Perova (2010)	Peru	Diferença em Diferença; Propensity Score Matching	Mulheres beneficiárias são menos propensas a abusos físicos e emocionais em ambos os métodos de mensuração.

<sup>8</sup> O PBF exige condicionalidades de saúde apenas às gestantes, nutrizes e aos recém-nascidos.



Cabe ressaltar que os resultados apresentados na Tabela 6 incorrem em algumas limitações. A primeira diz respeito à maneira como a construção da variável relativa ao recebimento do PBF foi construída, uma vez que a PNAD não possui informações diretas sobre o recebimento ou não do benefício. A segunda refere-se ao fato de se avaliar o PBF com base apenas em características observáveis, não sendo possível incluir características não observáveis, como o grau de informação sobre o programa e a dificuldade de cadastramento das famílias. Outra limitação refere-se ao fato de a informação sobre a violência doméstica ser autorreportada, podendo ocasionar um viés associado ao recebimento do benefício.

Destaca-se que o aumento na violência implica sérias consequências, tanto para a saúde da mulher quanto para a economia do País. Conforme destacam Coker *et al.* (2002) e Ellsberg *et al.* (2008), a violência contra as mulheres está associada diretamente à perda de capital humano, como sintomas de depressão, doença mental e depreciação do estado de saúde. Ademais, há problemas relacionados ao aumento na probabilidade de desemprego (RIBERO; SÁNCHEZ, 2005). Conforme destacam Ribero e Sánchez (2005), tal fenômeno também tem implicações sobre o orçamento governamental, uma vez que são necessários gastos adicionais em saúde e segurança pública, ressaltando-se que tais recursos poderiam ser aplicados em setores que gerariam maiores retornos para a sociedade.

## 5. Conclusões

Os resultados apresentados sinalizam a existência de um efeito não intencional do Programa Bolsa Família no Brasil. Verificou-se, também, que não apenas o PBF é capaz de alterar a violência doméstica, uma vez que existem outros fatores socioeconômicos capazes de influenciar esse fenômeno. As mulheres beneficiárias do PBF, com rendimentos relativamente menores aos do cônjuge e domiciliadas no meio rural, possuem maior risco de sofrerem violência física do cônjuge ou ex-cônjuge. Ademais, a baixa escolaridade, o chefe da família sem ocupação no mercado de trabalho, bem como a presença de cônjuges jovens, influenciam positivamente o risco. Dada a escassez de recursos públicos, o conhecimento acerca das características das famílias que afetam diretamente o risco de ocorrência

da violência doméstica mostra-se uma importante estratégia para o enfrentamento de tal fenômeno. O direcionamento de recursos a campanhas educativas, com ênfase na prevenção e nos mecanismos de denúncia, poderia tornar-se um mecanismo eficaz para a redução da violência doméstica.

Um exemplo de iniciativa pública para combater a violência doméstica está na criação da “Lei Maria da Penha”, em 2006. No entanto, o fato de o benefício concedido pelo PBF estar associado à maior violência doméstica contra a mulher requer maior controle e fiscalização por parte das autoridades para com as famílias assistidas pelo programa e para as famílias em condição de vulnerabilidade socioeconômica. Uma das possíveis medidas seria ampliar a condicionalidade dos cuidados com a saúde da mulher, de maneira semelhante aos programas de transferência de renda no México, Peru, Nicarágua, Honduras e El Salvador. Essa condicionalidade não deveria ser punitiva, de modo que a violência no domicílio não implicasse suspensão do benefício, sob pena da elevação da subnotificação da violência doméstica contra a mulher. Ao contrário de políticas punitivas, sugerem-se medidas educativas, como visitas periódicas ao Programa de Apoio Integral à Família – PAIF, implementado através do Centro de Referência de Assistência Social – CRAS. O PAIF é responsável por desenvolver serviços socioassistenciais, socioeducativos e de convivência, voltados prioritariamente para as famílias beneficiárias do PBF. Destaca-se a importância de não apenas as mulheres, mas também os parceiros com o quais elas vivem, participarem do serviço desenvolvido pelo PAIF, de forma que o casal tenha consciência das negativas consequências desse fenômeno.

Sobretudo em função das limitações enfrentadas pela pesquisa, como a necessidade de identificar o recebimento do PBF a partir da desagregação da variável “outros rendimentos”, e o provável viés decorrente da subnotificação da violência doméstica, entre outros já abordados no texto, os resultados aqui obtidos não são definitivos, mas podem ser úteis a ações que visem amenizar um efeito não esperado do Programa Bolsa Família.

## Referências

- AIZER, A. Poverty, violence and health: the impact of domestic violence during pregnancy on newborn health. *Journal of Human Resources*, v. 46, n. 3, p. 518-538, 2011.
- ARAÚJO, A. A. *O Programa Bolsa-Família e o trabalho infantil no Brasil*. 2010. 129 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Curso de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa. 2010.
- BAUM, K. *et al.* Stalking Victimization in the United States. U.S. Department of Justice Bureau of Justice. 2009. Disponível em: <<http://www.raven1.net/reviews/svus.pdf>>. Acesso em: 1º maio 2013.
- BLOCH, F.; RAO, V. Terror as a bargaining instrument: a case study of dowry violence in rural India. *American Economic Review*, v. 92, n. 4, p. 1029-1043, 2002.
- BOBONIS, G. J.; CASTRO, R. *The role of conditional cash transfers in reducing spousal abuse in Mexico: short-term vs. long-term effects*. Toronto: University of Toronto, 2010. (Working paper 362).
- BOBONIS, G. J. *et al.* Public transfers and domestic violence: the roles of private information and spousal control. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 5, n. 1, p. 179-205, 2013.
- CABRAL, A. M. R.; LINS, I. D. Aplicação de bootstrap para teste de durbin-watson: uma contribuição para cenários na economia. *Revista de Economia Política e Desenvolvimento*. Maceió, v. 4, n. 12, p. 69-90, set-dez 2011.
- CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. *Some practical guidance for the implementations of propensity score matching*. 2005. (Discussion paper n. 1588).
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge: University Press. 2005. 1034 p.
- CENTERS FOR DISEASE CONTROL (CDC). *Costs of intimate partner violence against women in the United States*. Atlanta (GA), 2003.
- COKER, A. L. *et al.* Physical and mental health effects of intimate partner violence for men and women. *American Journal of Preventive Medicine*, v. 23, n. 4, p. 260-268, 2002.
- CONFEDERAÇÃO NACIONAL DOS TRABALHADORES NA AGRICULTURA – CONTAG. *Cartilha sobre o combate à violência contra trabalhadoras rurais*. 2008.
- CUNHA, D. A.; COELHO, A. B.; FÉRES, J. G.; BRAGA, M. J.; SOUZA, E. C. Irrigação como estratégia de adaptação de pequenos agricultores às mudanças climáticas: aspectos econômicos. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 51, p. 369-386, 2013.
- DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICAS E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS – DIEESE. *Anuário das mulheres brasileiras*. São Paulo: Secretaria de Políticas para as Mulheres, 2011.
- DUTTON, M. *et al.* Characteristics of help-seeking behaviors, resources, and services needs of battered immigrant latinas: legal and policy implications. *Georgetown Journal on Poverty Law and Policy*, v. 7, n. 2, 2000.
- ELLSBERG, M. C. *et al.* Wife abuse among women of childbearing age in Nicaragua. *American Journal of Public Health*, v. 89, p. 241-44, 1999.
- ELLSBERG, M. C. *et al.* Intimate partner violence and women's physical and mental health in the WHO multi-country study on women's health and domestic violence: an observational study. *The Lancet*, v. 371, n. 9619, p. 1165-1172, 2008.
- ESWARAN, M.; MALHOTRA, N. Domestic violence and women's autonomy in developing countries: theory and evidence. *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne d'Économique*, v. 44, n. 4, p. 1222-1263, 2011.
- FARMER, A.; TIEFENTHALER, J. An economic analysis of domestic violence. *Review of Social Economy*, v. 55, p. 337-358, 1997.

- FIELD, C. A.; CAETANO, R. Longitudinal model predicting partner violence among white, black, and hispanic couples in the united states. *Alcoholism: Clinical & Experimental Research*, v. 27, n. 9, p. 1451-1459, 2003.
- FUNDAÇÃO PERSEU ABRAMO. *Pesquisa mulheres brasileiras e gênero nos espaços público e privado – Violência doméstica e violência de gênero (capítulo 5)*. 2010.
- GARCÍA-MORENO, C.; JANSEN, H. A. F. M. WHO *Multi-country study on women's health and domestic violence against women: initial results on prevalence, health outcomes and women's responses*. World Health Organization, 2005.
- HEALTH, R. Women's access to labor market opportunities, control of household resources, and domestic violence: evidence from Bangladesh. *Journal of World Development*, v. 57, p. 32-46, 2014.
- HEISE, L. *Determinants of partner violence in low and middle-income countries: exploring variation in individual and population-level risk*. London: Department of Global Health and Development/ London School of Hygiene and Tropical Medicine, 2012.
- HIDROBO, M.; FERNALD, L. Cash transfers and domestic violence. *Journal of Health Economics*, v. 32, n. 1, p. 304-319, 2013.
- HIMAZ, R. *The Impact of parental death on schooling and subjective well-being: evidence from Ethiopia using longitudinal data*. Young Lives, Oxford, UK: Department of International Development, University of Oxford, UK, 2009. (Working Paper n. 44).
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. *Pesquisa nacional por amostra de domicílios 2009: microdados*. Rio de Janeiro: IBGE, 2009.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE OPINIÃO PÚBLICA E ESTATÍSTICA – IBOPE. *Percepções e reações da sociedade sobre a violência contra a mulher*. 2009.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONOMICA APLICADA – IPEA. *Retrato das desigualdades de gênero e raça*. 4. ed. 2011.
- JEWKES, R. *et al.* Risk factors for domestic violence: findings from a South African cross-sectional study. *Social Science & Medicine*, v. 55, n. 9, p. 1603-17, 2002.
- KOENEN, K. C. *et al.* Domestic violence is associated with environmental suppression of IQ in young children. *Development and Psychopathology*, v. 15, n. 2, p. 297-311, 2003.
- KYRIACOU, D. N. *et al.* Risk factors for injury to women from domestic violence. *New England Journal of Medicine*; v. 341, p. 1892-1898, 1999.
- LANGE, F.; TOPEL, R. *The social value of education and human capital*. 2004. (mimeografado).
- LILA, M. F.; FREITAS, M. P. S. *Estimação de intervalos de confiança para estimadores de diferenças temporais na Pesquisa Mensal de Emprego – IBGE*. Rio de Janeiro, 2007. (Texto para discussão).
- LOUREIRO, L.; CARVALHO JR. O Impacto dos gastos públicos sobre a criminalidade no Brasil. In: do Encontro Nacional de Economia, 35, 2007. *Anais...* 2007.
- MARINHEIRO, A. L. V.; VIEIRA, E. M.; SOUZA, L. Prevalência da violência contra a mulher usuária de serviço de saúde. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 40, n. 4, 2006.
- MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL – MDS. *Cadastro Único garante acesso a programas sociais do governo federal*. 2013. Disponível em: <<http://www.mds.gov.br/saladeimprensa/noticias/2013/setembro/cadastro-unico-garante-acesso-a-programas-sociais-do-governo-federal>>. Acesso em: jan. 2014.
- MOREIRA, G. C. Externalidades do Programa Bolsa Família sobre a violência doméstica contra a mulher no Brasil. 2014. 92 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG. 2014.
- ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE – OMS. *World report on violence and health*. Geneva: World Health Organization; 2002.

- ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE – OMS. *WHO multi-country study on women's health and domestic violence against women: initial results on prevalence, health outcomes and women's responses*. World Health Organization. 2005.
- PEROVA, E. *Three essays on intended and not intended impacts of conditional cash transfers. Essay 2: buying out of abuse: how changes in women's income affect domestic violence*. 2010. 91 f. Tese (Doutorado em Economia Agrícola) – University of California, Berkley. 2010.
- RIBERO, R.; SANCHEZ, F. Determinants, effects and costs of domestic violence. *Centro de Estudios para el Desarrollo Económico (CEDE)*, p. 2005-38, jun. 2005. (Edição Eletrônica).
- ROSENBAUM, P. R.; RUBIN D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, v. 70, n. 1, p. 41-55, 1983.
- ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the Propensity Score. *The American Statistician*, v. 39, n. 1, p. 33-38, 1985.
- ROSENBAUM, P. R. *Observational studies*. 2. ed. New York: Springer. 2002.
- SCHULER, S. *et al.* Credit programs, patriarchy and men's violence against women in rural Bangladesh. *Social Science and Medicine*, v. 43, n. 12 p. 1729-1742, 1996.
- SOARES, S. *et al.* Os impactos do benefício do Programa Bolsa Família sobre a desigualdade e a pobreza. In: *Bolsa Família 2003-2010: avanços e desafios*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2010. Volume 2.
- STETS, J. E.; PIROG-GOOD, M. Violence in dating relationships. *Social Psychology Quarterly*, v. 50, n. 3, sep. 1987.
- STRAUSS, M. A. *et al.* *Behind closed doors: violence in the American family*. New York: Anchor Press. 1980.
- TAUCHEN, H. V. *et al.* *Economic issues in family violence: violence as a control mechanism*. Chapel Hill, NC: Department of Economics, University of North Carolina, 1983. (Working Paper).
- TAUCHEN, H. V. *et al.* Domestic violence: a nonrandom affair. *International Economic Review*, v. 32, n. 2, p. 491-511, 1991.
- TAUCHEN, H. V.; WITTE, D. The Dynamics of Domestic Violence. *The American Economic Review*, v. 85, n. 2, p. 414-418, 1995.
- TAVARES, P. A. Efeito do Programa Bolsa Família sobre a oferta de trabalho das mães. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 19, n. 3 (40), p. 613-635, dez. 2010.
- VELZEBOER, M. *et al.* *Violence against women: the health sector responds*. Washington: Organización Panamericana de la Salud. 2003.
- VYAS, S.; WATTS, C. How does economic empowerment affect women's risk of intimate partner violence in low and middle income countries? A systematic review of published evidence. *Journal of International Development*, v. 21, n. 5, p. 577-602, 2009.
- WOLFE, D. *et al.* The effects of children's exposure to domestic violence: a meta-analysis and critique. *Clinical Child and Family Psychology Review*, v. 6, n. 3, p. 171-187. 2003.

**Tabela A1 – Comparação das médias entre as variáveis exógenas do modelo antes e após o pareamento**

		Kernel Matching			Vizinho mais próximo			Radius Matching		
		Trat.	Contr.	t-value	Trat.	Contr.	t-value	Trat.	Contr.	t-value
<i>renliqpt</i>	Não pareados	49,51	273,7	-6,97***	49,51	273,71	-4,46**	49,51	273,1	-25,67***
	Pareados	50,07	95,02		50,07	67,98		50,07	273,1	
<i>estudchef</i>	Não pareados	5,70	7,17	0,20 <sup>ns</sup>	5,70	7,18	0,58 <sup>ns</sup>	5,70	7,17	-4,96***
	Pareados	5,74	5,68		5,74	5,58		5,74	7,17	
<i>idchef</i>	Não pareados	38,00	41,79	-0,59 <sup>ns</sup>	38,00	41,79	1,46 <sup>ns</sup>	38,00	41,79	-4,30***
	Pareados	37,86	38,33		37,86	36,75		37,86	41,79	
<i>idchef2</i>	Não pareados	1537,8	1944,6	-1,04 <sup>ns</sup>	1537,8	1944,6	1,11 <sup>ns</sup>	1537,8	1944,6	-5,08***
	Pareados	1525,2	1593,7		1525,2	1457,2		1525,2	1944,6	
<i>raça</i>	Não pareados	0,75	0,67	0,03 <sup>ns</sup>	0,75	0,67	-0,78 <sup>ns</sup>	0,75	0,67	2,34***
	Pareados	0,75	0,77		0,75	0,77		0,75	0,67	
<i>chefformal</i>	Não pareados	0,07	0,30	-1,66 <sup>ns</sup>	0,07	0,30	0,44 <sup>ns</sup>	0,07	0,30	-8,13***
	Pareados	0,07	0,11		0,07	0,06		0,07	0,30	
<i>ncomodo</i>	Não pareados	4,90	5,23	0,10 <sup>ns</sup>	4,90	5,23	1,27 <sup>ns</sup>	4,90	5,23	-2,86***
	Pareados	4,89	4,88		4,89	4,75		4,89	5,23	
<i>centrooeste</i>	Não pareados	0,07	0,10	0,81 <sup>ns</sup>	0,07	0,10	0,60 <sup>ns</sup>	0,07	0,10	-1,34 <sup>ns</sup>
	Pareados	0,07	0,06		0,07	0,06		0,07	0,10	
<i>sudeste</i>	Não pareados	0,18	0,22	1,30 <sup>ns</sup>	0,18	0,22	1,54 <sup>ns</sup>	0,18	0,22	-1,34 <sup>ns</sup>
	Pareados	0,18	0,13		0,18	0,14		0,18	0,22	
<i>norte</i>	Não pareados	0,11	0,17	-1,56 <sup>ns</sup>	0,11	0,17	-1,01 <sup>ns</sup>	0,11	0,17	-2,18**
	Pareados	0,11	0,15		0,11	0,14		0,11	0,17	
<i>sul</i>	Não pareados	0,10	0,12	0,53 <sup>ns</sup>	0,10	0,12	-1,72 <sup>ns</sup>	0,10	0,12	-0,97 <sup>ns</sup>
	Pareados	0,10	0,09		0,10	0,14		0,10	0,12	
<i>rural</i>	Não Pareados	0,14	0,08	-0,61 <sup>ns</sup>	0,14	0,08	-0,90 <sup>ns</sup>	0,14	0,08	2,13**
	Pareados	0,13	0,16		0,13	0,16		0,13	0,16	
<i>filho</i>	Não Pareados	0,95	0,64	2,80**	0,95	0,64	-0,37 <sup>ns</sup>	0,95	0,64	11,04***
	Pareados	0,95	0,89		0,95	0,95		0,95	0,64	
<i>adol</i>	Não Pareados	0,30	0,16	0,72 <sup>ns</sup>	0,30	0,16	0,34 <sup>ns</sup>	0,30	0,16	4,05***
	Pareados	0,29	0,26		0,29	0,28		0,29	0,16	
<i>luz</i>	Não Pareados	0,98	0,99	0,38 <sup>ns</sup>	0,98	0,99	0,00 <sup>ns</sup>	0,98	0,99	1,24 <sup>ns</sup>
	Pareados	0,98	0,98		0,98	0,98		0,98	0,99	
<i>água</i>	Não Pareados	0,87	0,93	-1,21 <sup>ns</sup>	0,87	0,93	-1,82 <sup>ns</sup>	0,87	0,93	2,79**
	Pareados	0,87	0,84		0,87	0,83		0,87	0,93	
<i>lixo</i>	Não Pareados	0,86	0,93	-0,94 <sup>ns</sup>	0,86	0,93	-1,22 <sup>ns</sup>	0,86	0,93	3,05**
	Pareados	0,86	0,84		0,86	0,83		0,86	0,93	
<i>esgoto</i>	Não Pareados	0,31	0,42	-0,46 <sup>ns</sup>	0,31	0,42	-0,51 <sup>ns</sup>	0,31	0,42	3,76***
	Pareados	0,28	0,29		0,28	0,31		0,28	0,41	

Nota: Trat: valor médio do grupo tratamento; Contr: valor médio do grupo controle; \*\*\* Significativo a 1%, ns: não significativo; Hipótese nula: as médias entre os grupos tratamento e controle são iguais.