

GUSTAVO CARVALHO MOREIRA

**Externalidades do Programa Bolsa Família sobre a  
violência doméstica contra a mulher no Brasil**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

VIÇOSA  
MINAS GERAIS – BRASIL  
2014

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e  
Classificação da Biblioteca Central da UFV**

T

M838e  
2014  
Moreira, Gustavo Carvalho, 1989-  
Externalidades do Programa Bolsa Família sobre a  
violência doméstica contra a mulher no Brasil / Gustavo  
Carvalho Moreira. – Viçosa, MG, 2014.  
x, 83f. : il. ; 29 cm.

Inclui anexos.

Orientador: Leonardo Bornacki de Mattos.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 65-71.

1. Programa Bolsa Família (Brasil). 2. Políticas Públicas -  
Avaliação. 3. Violência contra as mulheres. 4. Violência  
familiar. I. Universidade Federal de Viçosa. Departamento de  
Economia Rural. Programa de Pós-Graduação em Economia  
Aplicada. II. Título.

CDD 22. ed. 353.53320981

GUSTAVO CARVALHO MOREIRA

## **Externalidades do Programa Bolsa Família sobre a violência doméstica contra a mulher no Brasil**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

APROVADA: 06 de fevereiro de 2014.

---

Marco Aurélio Marques Ferreira

---

Silvia Harumi Toyoshima

---

Evandro Camargos Teixeira  
(Coorientador)

---

Leonardo Bornacki de Mattos  
(Orientador)

## AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador, Professor Leonardo Bornacki de Mattos.

Aos meus co-orientadores, Professor Evandro Camargos Teixeira e Professor Dênis Antônio da Cunha.

Ao Professor João Eustáquio de Lima, Professor Marco Aurélio Marques Ferreira e à Professora Silvia Harumi Toyoshima, pelas preciosas contribuições.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – CAPES, pelo financiamento da pesquisa.

Aos meus pais, pelo apoio incondicional.

À Nathalia e Priscila pela amizade de sempre.

À Blanca pela compreensão e companheirismo.

Aos meus amigos de Três Pontas, em especial ao Alysson, Felipe, Flávio, Guilherme Azevedo, Guilherme Miari, Jafé, Júlia, Joel, Rodrigo e Sebastião.

Aos meus colegas de mestrado, Amanda, Carlos, Fernanda, Guilherme, Lucas Pinha e Luiz pelo apoio durante toda a caminhada no DER.

Aos professores do mestrado e aos funcionários do Departamento de Economia Rural.

À Universidade Federal de Viçosa.

## SUMÁRIO

	Página
LISTA DE TABELAS .....	v
RESUMO .....	vii
ABSTRACT .....	ix
1. INTRODUÇÃO .....	1
1.1 Considerações iniciais .....	1
1.2 O problema e sua importância .....	3
1.3 Hipótese .....	7
1.4 Objetivos .....	8
1.4.1 Objetivo geral .....	8
1.4.2 Objetivos específicos .....	8
1.5 Estrutura do trabalho .....	8
2. REFERENCIAL TEÓRICO .....	9
3. METODOLOGIA .....	12
3.1 Probabilidade de participação das famílias no PBF .....	12
3.2 Avaliação do programa bolsa família sobre a ocorrência de violência doméstica contra a mulher no brasil no ano de 2009: diferença entre beneficiários e não beneficiários .....	14
3.2.1 Efeito de tratamento médio sobre os tratados (ETMT) .....	15
3.2.2 Pareamento via propensity score .....	18
3.3 Análise do efeito do pbf sobre a violência doméstica para distintos níveis de renda .....	21
3.4 Determinantes da ocorrência de violência doméstica contra a mulher .....	22
3.5 Avaliação das estimativas .....	28
3.5.1 Avaliação do pareamento, redução de viés e variáveis omitidas .....	29

3.6 Fonte de dados .....	31
3.6.1 Aspectos gerais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios.....	31
3.6.2 Plano amostral da PNAD .....	31
3.6.3 Análise estatística em amostras complexas.....	33
3.6.4 Variáveis e <i>software</i> utilizados .....	34
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	36
4.1 Análise descritiva das variáveis .....	36
4.2 Análise dos fatores socioeconômicos que afetam a probabilidade de ocorrência de violência doméstica .....	41
4.3 Análise dos fatores associados à probabilidade de participação no Programa Bolsa Família .....	46
4.4 Efeito do programa bolsa família sobre a violência doméstica contra a mulher no ano de 2009.....	49
4.4.1 Qualidade da estimação do efeito do PBF sobre a violência doméstica contra a mulher no ano de 2009 .....	53
4.5 Efeito do Programa Bolsa Família sobre a violência doméstica contra a mulher, no ano de 2009, para níveis de renda distintos .....	56
5. CONCLUSÕES .....	61
REFERÊNCIAS.....	65
ANEXOS .....	72

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Proporção de mulheres que declararam ter sofrido violência doméstica pelo cônjuge ou ex-cônjuge para distintos níveis de renda.....	6
Tabela 2 - Expectativa dos efeitos das variáveis explicativas sobre a violência doméstica no Brasil, no ano de 2009 .....	23
Tabela 3 - Número de casos de agressão física por tipo de agressor e sexo da vítima	36
Tabela 4 - Número de mulheres que sofreram violência doméstica dado o recebimento ou não do benefício do PBF .....	37
Tabela 5 – Número de mulheres que foram agredidas pelo cônjuge ou ex-cônjuge distinguidas pela renda familiar e pelo fato de receber o benefício do PBF.....	38
Tabela 6 - Média de algumas das variáveis explicativas utilizadas no modelo de probabilidade de participação no PBF .....	39
Tabela 7 - Proporção das variáveis explicativas utilizadas no modelo de probabilidade de participação do PBF .....	39
Tabela 8 - Média das variáveis discretas utilizadas no modelo de probabilidade de ocorrência de violência doméstica .....	40
Tabela 9 - Proporção das variáveis discretas utilizadas no modelo de probabilidade de ocorrência de violência doméstica .....	40
Tabela 10 - Efeito do Plano Amostral (EPA) através da estatística DEFF.....	41
Tabela 11 - Fatores socioeconômicos associados com a probabilidade de ocorrência da violência doméstica contra a mulher no Brasil no ano de 2009 .....	43
Tabela 12 - Estimativa da probabilidade de participação no Programa Bolsa Família	47
Tabela 13 - Estimativa do efeito de tratamento médio sobre os tratados (ETMT) no Brasil, no ano de 2009.....	49
Tabela 14 - Teste Pseudo R2 referente à qualidade do pareamento .....	53
Tabela 15 - Análise da redução do viés padronizado para a amostra de famílias pareadas.....	54
Tabela 16 - Teste de sensibilidade do ETMT através dos limites de Rosenbaum.....	55
Tabela 17 - Estimativa do efeito de tratamento médio sobre o tratado (ETMT), no Brasil, no ano de 2009, para níveis de renda distintos .....	57

Tabela A1 - Fração de amostragem e composição da amostra para as unidades de federação e regiões metropolitanas – 2009.....	73
Tabela A2 - Teste de Wald para significância dos parâmetros inclusos ao modelo de determinantes de ocorrência de violência doméstica contra a mulher.....	75
Tabela A3 - Probabilidade de participação no PBF para famílias com renda de até R\$70,00 per capita .....	76
Tabela A4 - Probabilidade de participação no PBF para famílias com renda de R\$70,00 a R\$140,00 per capita.....	77
Tabela A5 - Probabilidade de participação no PBF para famílias com renda de R\$140,00 a R\$232,50 per capita.....	78
Tabela A6 – Teste de Pseudo R2 para níveis de renda distintos.....	79
Tabela A7 - Análise da redução do viés padronizado para a amostra de famílias pareadas com renda per capita menor que R\$70,00.....	80
Tabela A8 - Análise da redução do viés padronizado para a amostra de famílias pareadas com renda per capita entre R\$70,00 e 140,00.....	81
Tabela A9 - Análise da redução do viés padronizado para a amostra de famílias pareadas com renda per capita entre R\$140,00 e 232,50.....	82
Tabela A10 - Limites de Rosenbaum para níveis de renda distintos.....	83

## RESUMO

MOREIRA, Gustavo Carvalho, M. Sc., Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2014. **Externalidades do Programa Bolsa Família sobre a violência doméstica contra a mulher no Brasil.** Orientador: Leonardo Bornacki de Mattos. Co-orientadores: Evandro Camargos Teixeira e Dênis Antônio da Cunha.

Dados da Organização das Nações Unidas – ONU revelam que 34% das mulheres brasileiras declararam ter sofrido algum tipo de violência física doméstica cometida pelo parceiro com o qual elas vivem, no ano de 2010. A violência contra as mulheres é responsável pelo aumento da probabilidade de desemprego, perdas salariais e piora no estado de saúde, implicando custos diretos e indiretos à vítima, à família e à sociedade. No que tange à relação entre incremento da renda feminina e incidência da violência doméstica contra a mulher, tal tema ainda é ambíguo na literatura da economia do bem-estar, uma vez que não existe uma resposta teórica conclusiva para essa questão. No Brasil, uma importante política pública capaz de elevar a renda da mulher e da família é o Programa Bolsa Família – PBF. Nesse sentido, dadas as negativas consequências da violência doméstica e a importância de tal política pública com relação à melhora de vida das famílias, procurou-se analisar como o benefício do PBF é capaz de exercer influência sobre a violência contra as mulheres no âmbito doméstico. Utilizou-se a estratégia de avaliação do impacto do PBF sobre a incidência de violência doméstica ao comparar os resultados dos participantes do programa (grupo de tratamento) com os de um grupo de comparação que não participam do programa, mas que possuem características semelhantes ou muito próximas às daqueles que participam (grupo de controle). Para tal fim, utilizou-se metodologia do *propensity Score*. Após esta etapa, estimou-se o Efeito de Tratamento Médio sobre o Tratado por meio do método de *kernel matching*. Os dados utilizados são da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD (2009), juntamente com o suplemento referente às características da vitimização e do acesso à justiça no Brasil. Contrariamente à hipótese do presente estudo, os resultados estimados indicam que o PBF possui efeito de aumentar a violência doméstica contra a mulher cometida pelo cônjuge ou ex-cônjuge, prejudicando o empoderamento e a autonomia das mulheres. Ademais, a concessão do benefício do PBF implica maior incidência da violência doméstica principalmente nas famílias com elevado grau de vulnerabilidade econômica. Uma vez que o principal objetivo

do PBF consiste em eliminar o ciclo intergeracional da pobreza, o presente estudo encontrou evidências do não cumprimento de tal finalidade, quando se considera o período de sete anos após a implementação do programa. Ademais, reconhece-se que não apenas o PBF é capaz de alterar a violência doméstica, existindo outros fatores socioeconômicos capazes de influenciar tal fenômeno. Desse modo, mulheres jovens beneficiárias do PBF, com baixa escolaridade, que não residem no seu Estado de origem e pertencentes a famílias com maior número de filhos do sexo feminino, possuem maior probabilidade de sofrerem violência física do cônjuge ou ex-cônjuge. Uma vez que os recursos públicos são limitados, acredita-se que esforços dos órgãos governamentais devem ser direcionados a combater tal fenômeno entre famílias beneficiárias e que possuem tais características. Além disso, uma sugestão para a política pública seria a expansão da condicionalidade da saúde para a mulher no domicílio através de políticas educativas, como o acompanhamento da situação intrafamiliar por meio da assistência social do Serviço de Proteção e Atendimento Integral à Família – PAIF.

## ABSTRACT

MOREIRA, Gustavo Carvalho, M. Sc., Universidade Federal de Viçosa, February, 2014. **Externalities of Bolsa Família Program on domestic violence against women in Brazil.** Adviser: Leonardo Bornacki de Mattos. Co-advisers: Evandro Camargos Teixeira and Dênis Antônio da Cunha.

Data from the United Nations - UN reveal that 34 % of Brazilian women reported having experienced some form of domestic physical violence by a partner who they live with in 2010. Violence against women is responsible for the increase in the probability of unemployment, wage losses and deterioration in health status, implying to the victim, to her family and to society direct and indirect costs. Regarding the relationship between increased female income and incidence of domestic violence against them, such topic is still ambiguous in the literature of welfare economics and there is no conclusive answer to this theoretical question. In Brazil, an important public policy capable of raising the income of the woman and her family is the Bolsa Família Program (BFP). Thus, given the negative consequences of domestic violence and the importance of such public policy with respect to the improvement of families' life conditions, it was attempted to analyze how the benefit of BFP is able to influence on violence against women in the domestic sphere. It was used the strategy of evaluating the impact of BFP on the incidence of domestic violence when comparing the results for the program participants (treatment group) to a non-program participants that have similar characteristics to the program participants (treatment group). For this purpose, it was used the methodology of the Propensity Score. After this step, it was estimated the Mean Treatment Effect by the method of kernel Matching. The data used are from the National Survey by Household Sample – NSHS 2009, along with the supplement related to the characteristics of victimization and access to justice in Brazil. Contrary to the hypothesis of this study, the estimated results indicate that the BFP has the effect of increasing domestic violence against women committed by their spouse or ex - spouse, undermining the empowerment and autonomy of women. Furthermore, granting the benefit of the BFP implies higher incidence of domestic violence especially in families with a high level of economic vulnerability. Since the main

objective of BFP is to eliminate the intergenerational cycle of poverty, this study has found evidence of noncompliance of this purpose when considering the seven years period after the program implementation. Furthermore, it is recognized that not only the BFP is able to change the domestic violence and that there are other socioeconomic factors influencing this phenomenon. Thereby, benefiting young women of BFP with low education level, not residing in their state of origin and that belong to families with high quantity of female children, are more likely to suffer physical abuse of a spouse or ex- spouse. Since public resources are limited, it is believed that governmental agencies efforts should be directed to combat this phenomenon among beneficiary households that have such characteristics. Also, a suggestion for public policy is the expansion of conditionality of health for women at home through educational policies such as interfamilial monitoring through social assistance of Protection and Integral Care of Family Service (PICFS).

# 1. INTRODUÇÃO

## 1.1 Considerações Iniciais

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

De acordo com publicação da OMS (2013), em um estudo longitudinal realizado em todo o mundo durante o período de 1983 a 2010, cerca de 30% das mulheres são vítimas de violência doméstica física ou sexual de seu namorado, marido ou companheiro, sendo a maior ocorrência nos países africanos e sul-asiáticos (37% das mulheres relataram sofrer algum tipo de violência).

No Brasil, com o intuito de aumentar o rigor das punições das agressões contra a mulher no âmbito doméstico ou familiar, sancionou-se, em 2006, a Lei 11.340, também conhecida como “Lei Maria da Penha”, com a criação de Juizados de Violência Doméstica e Familiar contra a Mulher.

Apesar do maior rigor da lei, um estudo desenvolvido pela ONU (2010) revelou que 34% das mulheres brasileiras declararam ter sofrido algum tipo de violência física doméstica cometida pelo parceiro, de modo que o Brasil é o 28º país com maior índice entre 53 países em que se realizou tal estudo.

A violência contra a mulher no âmbito doméstico é considerada um tema multidisciplinar, sendo estudado por vários campos da ciência. Entre as principais abordagens, podem-se destacar as análises da criminologia (BROWNING, 2002), da biologia (REIF *et al.*, 2007), da sociologia (GOODE, 1971; LEVINSON, 1989; ATKINSON *et al.*, 2005), da psicologia (DUTTON, 1995), da psicologia social (O'LEARY, 1988) e das teorias feministas (DOBASH; DOBASH, 1979). Na literatura nacional destacam-se os trabalhos que analisam os aspectos culturais da violência doméstica, como Giffin (1994), Day *et al.* (2003) e Gomes *et al.* (2007). Pelo fato de ser um tema complexo envolvendo tanto o âmbito social quanto as relações individuais, há dificuldades na construção de uma teoria unificada capaz de descrever e explicar tal fenômeno (HEISE, 2012).

Na esfera econômica, vários são os estudos 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).

Com relação às consequências, os trabalhos de Coker *et al.* (2002) e Ellsberg *et al.* (2008) analisam o impacto da violência doméstica sobre o estado de saúde da mulher, enquanto os trabalhos de Koenen *et al.* (2003) e Aizer (2011) analisam o efeito sobre as crianças que estão inseridas em domicílios cujas mães foram violentadas.

Os custos da violência contra as mulheres também são retratados em alguns estudos relevantes, com destaque para os trabalhos realizados pelo *Center for Disease Control* – CDC (2003) e Ribero e Sánchez (2005).

Desse modo, estes são os três assuntos geralmente abordados na área de economia da saúde e do bem-estar envolvendo o tema violência doméstica contra a mulher. No entanto, cabe destacar que existem poucas evidências de como políticas públicas são capazes de incidir sobre tal fenômeno.

Nesse sentido, destaca-se 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 tornou-se o mais importante no Brasil, ressaltando-se que, em 2013, 13 milhões de famílias foram assistidas, o que equivale a 25% da população brasileira. Tal programa visa beneficiar famílias com recursos financeiros direcionados preferencialmente às mulheres,<sup>1</sup> desde que cumpram o pacto social de atender a certas condicionalidades relacionadas ao consumo de saúde e educação públicas.<sup>2</sup> Em outras palavras, o principal objetivo é aliviar a pobreza de curto prazo com remessas financeiras à população carente e, em contrapartida, promover o desenvolvimento de capital humano, além de romper com a pobreza intergeracional no longo prazo.

---

<sup>1</sup> O recebimento do benefício cabe à pessoa denominada Responsável Familiar – RF. Este deve possuir mais de 16 anos e ser preferencialmente mulher. Maiores detalhes sobre o PBF podem ser consultados em Araújo (2010).

<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 pré-natal, além de acompanhar o calendário vacinal e a nutrição dos recém-nascidos.

Demonstrada a relevância do tema a respeito da violência doméstica e a importância dos programas de transferência de renda, na literatura econômica, a relação entre a violência doméstica e o incremento na renda da mulher, via mecanismo de transferências condicionais de renda, é ambígua, dependendo do tipo de abordagem adotada.

Farmer e Tiefenthaler (1997), através de um modelo econômico que trata do tema da violência doméstica, constataram como principal resultado que um incremento na renda da mulher e outros benefícios financeiros exógenos (auxílio familiar, transferências públicas e pensões) tendem a reduzir a violência doméstica. De acordo com tal modelo, o homem escolhe o nível de violência e de renda que ele irá demandar da sua esposa para maximizar sua utilidade. Como há o decréscimo na dependência entre a mulher e o homem, a necessidade de o homem praticar a violência diminui.

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 a violência pode oferecer.

Ademais, 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), ela também pode aumentar, considerando que o incremento da renda é capaz de dar mais autonomia para a mulher; por isso, ao perceber uma perda no controle do domicílio, o homem terá um aumento na sua utilidade marginal em cometer a violência.

## **1.2 O problema e sua importância**

A relação entre incremento na renda da mulher via transferências governamentais e seu impacto sobre a violência doméstica não possui relação diretamente observável, sendo tal relação ainda inconclusiva na literatura econômica. Torna-se relevante analisar como o impacto de uma política pública, como é o caso

do PBF, é capaz de incidir sobre a violência doméstica. Dessa forma, o incremento de renda advindo das transferências do PBF é capaz de alterar a violência doméstica contra as mulheres?

Na literatura sobre o tema, muitos trabalhos procuram avaliar o impacto do PBF nos mais diversos contextos.<sup>3</sup> As principais abordagens são referentes ao impacto das transferências sobre a desigualdade de renda e redução da pobreza (SOARES *et al.*, 2010), à oferta de trabalho (TAVARES, 2010; TEIXEIRA, 2010), à frequência escolar (SILVEIRA NETO, 2010) e ao trabalho infantil (FERRO, 2003; ARAÚJO, 2010).

Especificamente, estudos que procuram analisar o impacto de programas condicionais de transferência de renda sobre a violência doméstica ainda são escassos, sendo tal análise ainda inexistente para o Brasil. No âmbito internacional, destacam-se os trabalhos de Bobonis *et al.* (2013), para o programa de transferência de renda *Oportunidades*, no México; Perova (2010), para o estudo da violência doméstica e sua relação com o recebimento do benefício do programa *Juntos*, no Peru; e Hidrobo (2013), analisando o *Bono de Desarrollo Humano*, no Equador.

Dada a importância do PBF não apenas como um mecanismo para elevar as condições financeiras das famílias de baixa renda, mas também por exigir condicionalidades que implicam melhores condições de saúde e educação, o presente trabalho pretende contribuir para o estudo da violência doméstica contra a mulher de modo a avaliar como o benefício do PBF tem afetado o comportamento familiar com relação a esse tema, após sete anos de implementação do benefício no Brasil (2003 a 2009). Ressalta-se que o PBF não possui como condicionalidade combater tal fenômeno. Este trabalho pretende encontrar evidências da possível externalidade que o benefício pode gerar para as famílias beneficiárias. Uma vez que o principal objetivo do programa é elevar a formação de capital humano no longo prazo, rompendo com a pobreza intergeracional, é importante a realização do presente estudo, visto as negativas consequências da violência doméstica tanto para a vítima quanto aos filhos.

Ademais, uma vez que não existe uma relação teórica conclusiva, será possível analisar empiricamente o tema, de modo a verificar qual abordagem teórica

---

<sup>3</sup> A importância da avaliação de políticas públicas como função de planejamento e gestão governamental pode ser consultada nos trabalhos de Viana (1996), Cunha (2006) e Trevisan e Bellen (2008).

melhor retrata a situação do incremento da renda feminina e a ocorrência da violência doméstica no Brasil.

Reconhece-se também que não apenas o benefício do PBF é capaz de alterar os níveis de violência doméstica contra a mulher. Além de tal efeito, existem diversas características socioeconômicas e demográficas capazes de afetar a probabilidade de ocorrência de tal fenômeno, conforme os trabalhos de Jewkes *et al.* (2002), Field e Caetano (2003) e Vyas e Watts (2009). De acordo com esses autores, a importância de tais 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. Dessa forma, o presente estudo pretende analisar, além do PBF, como as características da mulher e dos integrantes do domicílio são capazes de alterar a violência doméstica, de modo a complementar o estudo de tal fenômeno.

Entre os principais fatores que influenciam diretamente a ocorrência de violência doméstica destaca-se a renda familiar. Ellsberg *et al.* (1999) e Jewkes *et al.* (2002) obtiveram como resultado que famílias de baixa renda que vivem abaixo da linha de pobreza e pobreza extrema tendem a apresentar maior ocorrência de violência. Porém, alguns estudos internacionais retratam que a violência doméstica pode ocorrer também com mulheres em níveis de renda mais altos (GARCÍA-MORENO; JANSEN, 2005; VYAS; WATTS, 2009). Ao considerar o caso brasileiro para o ano de 2009, de acordo com a Tabela 1, percebe-se que, das 4.568 mulheres que se declararam vítimas de violência doméstica, 25,87% (1.182 mulheres) sofreram violência do cônjuge ou ex-cônjuge, ressaltando-se que 17,75% (811 mulheres) pertencem a famílias com renda de até R\$ 232,50 mensais per capita (meio salário mínimo de 2009). Assim, torna-se importante uma análise pormenorizada nas faixas de rendimento mais baixas da população, de modo a associá-las ao recebimento do PBF e seus efeitos sobre a violência doméstica contra a mulher.

Com relação à importância de se estudar a violência doméstica, esta se fundamenta principalmente nas suas consequências negativas. Nesse sentido, os efeitos da violência documentados nos trabalhos de Coker *et al.* (2002) e Ellsberg *et al.* (2008) são associados principalmente a sintomas de depressão, doença mental e crônica e queda no estado da saúde da mulher. Ademais, alguns estudos procuram retratar o efeito sobre a criança que está inserida no ambiente familiar em que ocorre

a violência doméstica contra a mulher, sendo os principais resultados a queda no rendimento escolar e a elevação de problemas emocionais e comportamentais (KOENEN *et al.*, 2003; AIZER, 2011).

Tabela 1 - Proporção de mulheres que declararam ter sofrido violência doméstica pelo cônjuge ou ex-cônjuge para distintos níveis de renda

		Faixa de renda domiciliar mensal per capita							
Sofreu Violência Doméstica	1/4 SM	1/4 a 1/2 SM	1/2 a 1 SM	1 a 2 SM	2 a 3 SM	3 a 5 SM	5 SM ou mais	Total	
Sim	8,45%	9,30%	4,02%	3,05%	0,75%	0,30%	0,00%	25,87%	

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNAD (2009). Nota: SM: Salário Mínimo. Valor vigente em 2009: R\$465,00.

De acordo com Ribero e Sanchez (2005), essas consequências implicam sérios danos, gerando custos diretos e indiretos relativamente elevados para a vítima, a família e a sociedade. Conforme destacado, os custos diretos relacionam-se à piora no estado de saúde física e mental da mulher, além de seus efeitos negativos sobre os filhos, o que implica redução de capital humano e conseqüente perda de produtividade. Os custos indiretos são relacionados aos gastos governamentais em saúde e segurança, que poderiam ser direcionados para setores que gerassem maiores retornos. Ao incorrer em gastos com esse tipo de problema e com a ocorrência de reduções no nível de capital humano, há uma queda no crescimento da economia do País, retratado pela perda monetária do Produto Interno Bruto – PIB.

Dados os efeitos negativos da violência doméstica, sobretudo na esfera social, da saúde e da economia, acredita-se que o incremento na renda da mulher, via PBF, pode ser capaz de alterar os níveis de violência no âmbito doméstico, conforme destacado pelas análises de Tauchen *et al.* (1991), Farmer e Tiefenthaler (1997), Bloch e Rao (2002), Eswaran e Malhotra (2011) e Bobonis *et al.* (2013). Ressalta-se que, apesar da discordância teórica na relação entre elevação no nível de renda da mulher e violência doméstica, os estudos têm encontrado evidências de que tal relação ocorre de modo inversamente proporcional.

Bobonis e Castro (2010), em estudo sobre o efeito do programa de transferência de renda do México (denominado *Oportunidades*) sobre o índice de violência doméstica no ambiente rural, observaram que no curto prazo (dois a seis anos de implantação do programa) a violência doméstica reduziu 33%, mas tal efeito

se inverte quando é considerado um período de tempo maior (cinco a nove anos) (Bobonis *et al.*, 2013). De acordo com os autores, tal efeito tende a desaparecer, tendo em vista o viés de seleção conjugal, em que os casais escolhem permanecer na relação, sendo este um dos resultados do programa de transferência, mesmo com a ocorrência da violência. Perova (2010), ao analisar o efeito de curto prazo do programa de transferência de renda no Peru, denominado *Juntos*, relataram que a violência física no domicílio caiu cerca de 9%, enquanto a violência emocional foi reduzida em 11%. Hidrobo e Fernald (2013), ao analisar o programa *Bono de Desarrollo Humano*, no Equador, constataram que a transferência de renda reduz significativamente a violência psicológica cometida pelo parceiro. De acordo com o modelo teórico que embasa tais estudos, o incremento na renda feminina tende a diminuir a dependência familiar dos recursos do marido, de forma a reduzir necessidade de o homem praticar a violência.

Além disso, Farmer e Tiefenthaler (2003) discutem como principais fatores para a redução da violência doméstica contra a mulher nos Estados Unidos a existência de melhores e mais acessíveis mecanismos legais de denúncia contra o abuso e a elevação do status socioeconômico das mulheres. Acredita-se que o PBF contribui nesses dois aspectos, conforme destaca a associação Ações em Gênero, Cidadania e Desenvolvimento – AGENDE (2006), uma vez que o programa tem obtido impactos relevantes na melhoria da condição social das mulheres beneficiárias, através da afirmação da autoridade delas no espaço doméstico e na mudança da percepção das beneficiárias sobre si próprias como cidadãs. Além disso, como a violência doméstica incide sobre as famílias com distintos níveis de renda (Tabela 1), acredita-se que o PBF é capaz de reduzir tal fenômeno principalmente entre as que possuem menores níveis de renda, dada a maior importância relativa do recurso financeiro para tais mulheres.

### **1.3 Hipótese**

A transferência condicionada de renda do Programa Bolsa Família reduz a violência doméstica contra a mulher no Brasil, principalmente entre as famílias com estratos menores de renda.

## **1.4 Objetivos**

### **1.4.1 Objetivo Geral**

O presente estudo tem por objetivo geral analisar o efeito do Programa Bolsa Família (PBF) sobre a incidência de violência doméstica contra a mulher no Brasil no ano de 2009.

### **1.4.2 Objetivos Específicos**

- a) Avaliar, empiricamente, se as mulheres beneficiárias do PBF estão em situação diferente das não beneficiárias, em relação à violência doméstica.
- b) Avaliar se o benefício do PBF influencia em magnitude diferente a incidência da violência doméstica em famílias com níveis de renda distintos.
- c) Determinar quais as características socioeconômicas que possuem maior probabilidade de influenciar a ocorrência da violência contra a mulher dentro do domicílio.

## **1.5 Estrutura do Trabalho**

O presente estudo está organizado em outras quatro seções além desta. A seção 2 apresenta o referencial teórico que embasa o presente estudo, relacionando os possíveis efeitos do incremento na renda da mulher sobre a incidência da violência doméstica contra ela. Na seção 3, os métodos econométricos necessários para responder às questões propostas na pesquisa são analisados. Na seção 4, discutem-se os resultados encontrados; e, por fim, na última seção, as conclusões são debatidas.

## 2. REFERENCIAL TEÓRICO

O referencial teórico para a realização deste estudo terá como base o modelo descrito por Tauchen *et al.* (1991), em que a violência física cometida pelo homem é considerada uma forma de controlar o comportamento da vítima (mulher), com foco na relação entre aumento no nível de renda da mulher e a incidência de violência doméstica contra ela própria. Em tal modelo, o homem maximiza sua utilidade ao escolher a quantidade de abuso e de renda demandada da sua parceira, sujeito à utilidade reserva desta. Desse modo, o homem irá praticar a violência contra a mulher até o nível de utilidade minimamente aceitável para a parceira permanecer na relação.

Inicialmente, o homem, assumindo que é o parceiro dominante da relação, impõe certas regras de comportamento para a mulher, podendo ser com relação aos recursos financeiros domiciliares, contato com amigos e familiares ou a 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 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; caso ela não obedeça às suas ordens, é  $v^d$ , e, se ela obedece,  $v^0$ .

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. Para captar tal assimetria informacional, assume-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 ( $\overline{U^f}$ ). 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 deixá-lo.

Há também os custos externos, relacionados à intervenção de agentes na 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 como resultado de ter que envolver sua família ou 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 ( $\pi$ ), dos custos do marido ( $c^m$ ) e da mulher ( $c^f$ ).

Desse modo, 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 pelo parceiro, as escolhas da mulher são de obedecer, desobedecer ou deixá-lo. Se lhe desobedece, 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, a utilidade esperada é obtida de modo análogo (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  $\overline{U^f}$ , a mulher compara os níveis de utilidade que ela irá obter caso obedeça, desobedeça e termine a relação e toma a decisão que lhe proporcione a maior utilidade esperada.

O homem, do mesmo modo que a mulher, procura maximizar sua utilidade. Porém, o homem 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 variáveis aleatórias ( $g$ ). De acordo com Tauchen *et al.* (1991), matematicamente, o homem procura:

$$\bar{z}, v^d, v^0 \text{Max}_{z, v^d, v^0} E(U^m) \equiv P^d E(U^{m,d}) + P^0 E(U^{m,0}) + P^1 \overline{U^m} \quad (3)$$

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

Desse modo, é possível derivar o modelo acima para encontrar a condição de primeira ordem.<sup>4</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.*, 1999):

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 da mulher diminua. Com as melhores oportunidades da 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 que a relação permaneça intacta e que o homem não pratique a violência diminui. Tal fato ocorre principalmente devido a 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 aumento em sua renda e o nível de violência cometido pelo parceiro são definidos empiricamente.

---

<sup>4</sup> A derivação de primeira ordem pode ser verificada em Tauchen *et al.* (1983).

### 3. METODOLOGIA

Nesta seção, os métodos econométricos utilizados para alcançar os objetivos do presente trabalho são apresentados. A seção 3.1 consiste na etapa inicial para realizar a comparação entre famílias beneficiárias e não beneficiárias do PBF e sua relação com a violência doméstica: trata-se de estimar a probabilidade de receber o benefício. Feito isso, na seção 3.2 apresenta-se o método utilizado para analisar famílias igualmente comparáveis, mas que diferem unicamente pelo recebimento ou não do benefício – o *propensity score*. Após o pareamento via método de Kernel (*kernel matching*) e com o cálculo do efeito de tratamento médio sobre os tratados – ETMT, será analisado se a incidência da violência doméstica difere entre as famílias beneficiárias e não beneficiárias.

Conforme trabalhos que procuram analisar as características socioeconômicas que mais influenciam a probabilidade de ocorrência de violência doméstica, a renda sempre se destaca como principal determinante (ELLSBERG *et al.*, 1999; JEWKES *et al.*, 2002; VYAS; WATTS, 2009), cabendo uma discussão pormenorizada de como o PBF afeta a violência doméstica em distintos níveis de renda. Desse modo, na seção 3.3 apresentam-se os cortes de renda realizados. Após tal separação, serão utilizadas as mesmas metodologias das seções 3.1 e 3.2.

Além disso, reconhece-se que, além do PBF, existem diversos fatores socioeconômicos e demográficos capazes de alterar a ocorrência da violência doméstica. Desse modo, para um melhor entendimento sobre a violência doméstica no Brasil, pretendeu-se analisar e discutir quais características da mulher e da família devem ser consideradas pelos formuladores de políticas para amenizar o problema. Para alcançar esse objetivo, apresenta-se na seção 3.4 o modelo de probabilidade *probit*. Na seção 3.5, apresentam-se os testes realizados para avaliação dos modelos estimados. Por fim, na seção 3.6, são discutidos os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD e suas características.

#### 3.1 Probabilidade de participação das famílias no PBF

Como parte necessária para o posterior pareamento das famílias, calculou-se a probabilidade de participação no PBF, dadas as características observáveis dos indivíduos, com a utilização do modelo *logit*, a qual se justifica por este ser

comumente utilizado em estudos que procuram analisar o impacto do PBF em outras perspectivas (ARAÚJO, 2010; SILVEIRA NETO, 2010; SOARES *et al.*, 2010). De acordo com Cameron e Trivedi (2005, p. 465), a função de regressão logística é especificada como:

$$p_i = \frac{e^{x'\beta}}{1+e^{x'\beta}} \quad (4)$$

No caso do presente estudo,  $p_i$  representa a probabilidade de participação da família  $i$  no PBF. Tal variável é uma *dummy*, que assume valor 1 para as famílias que são beneficiadas pelo PBF e 0, caso não sejam.<sup>5</sup>  $X$  representa o vetor de variáveis explicativas e  $\beta$ , o vetor dos parâmetros. Conforme destacam Cameron e Trivedi (2005, p. 466), a estimativa dos efeitos marginais não é realizada do mesmo modo que em modelos lineares. Sendo assim, de acordo com tais autores, os efeitos marginais do modelo *logit* são obtidos por:

$$\frac{\partial p_i}{\partial x_i} = p_i(1 - p_i)\beta_j \quad (5)$$

Na equação (4), as variáveis independentes ( $x$ ) são aquelas que podem afetar a participação ou não do indivíduo na política governamental de transferência de renda, tendo como base os critérios que o Ministério do Desenvolvimento Social – MDS adota para conceder o benefício.<sup>6</sup> Além disso, utilizaram-se outras variáveis que foram retiradas de trabalhos que analisaram o efeito do PBF sobre outras perspectivas (ARAÚJO, 2010; TAVARES, 2010; SOARES *et al.*, 2010), de forma a obter a maior semelhança entre os grupos de tratamento e de controle (VENETOKLIS, 2005). De acordo com o autor, mesmo que algumas dessas características não sejam significativas no modelo, não significa necessariamente que elas não devam ser incluídas. Além disso, Zhao (2005) sugere que a inclusão de variáveis irrelevantes não causarão viés.

Feitas tais considerações, as variáveis explicativas ( $x$ ) utilizadas com o intuito de prever a probabilidade de participação do PBF foram: renda total (renda familiar excluindo a renda oriunda do benefício do PBF), idade do chefe da família, idade ao

<sup>5</sup> Tal variável não é diretamente observável na PNAD. Esse assunto é discutido na seção 3.6.4.

<sup>6</sup> Renda per capita mensal de até R\$ 140,00; para a faixa de renda entre R\$ 70,00 e R\$ 140,00 faz-se necessária a presença de crianças de zero a 17 anos na família.

quadrado do chefe da família, número de filhos que residem no domicílio na semana de referência,<sup>7</sup> número de anos de estudo do chefe da família, variável *dummy* com valor igual a 1 caso a cor da pele declarada pelo chefe da família seja preta e 0, caso contrário;<sup>8</sup> *dummy* com valor 1 caso o chefe da família trabalhe no setor formal na semana de referência e 0, caso contrário; *dummy* com valor 1 caso haja aposentados na família e 0, caso contrário; número de cômodos do domicílio; *dummies* para as regiões geográficas brasileiras onde se encontra o domicílio com base na região Nordeste; *dummy* indicando a situação geográfica do domicílio (igual a 1 caso se encontre no meio urbano e 0, no meio rural);<sup>9</sup> e, por fim, uma variável *dummy* com valor 1 caso haja banheiro na casa e 0, caso contrário.

### **3.2 Avaliação do Programa Bolsa Família sobre a ocorrência de violência doméstica contra a mulher no Brasil no ano de 2009: diferença entre beneficiários e não beneficiários**

Essa seção tem o objetivo de descrever a metodologia utilizada para mensurar o efeito causal do programa de transferência de renda Bolsa Família sobre a violência doméstica contra a mulher cometida pelo cônjuge ou ex-cônjuge, por meio do modelo de Efeito de Tratamento. Para obter as estimativas desse modelo, é necessária a técnica de pareamento, conhecida como *propensity score*. A importância de se utilizar tal ferramenta está fundamentada no fato de esta solucionar dois problemas: dados faltantes (*missing data*) e viés de seleção amostral.

Caso os dados disponíveis com relação à violência doméstica no Brasil fossem em formato de painel (acompanhar o mesmo indivíduo ao longo do tempo), seria possível analisar o que ocorre com a violência doméstica contra a mesma mulher antes (grupo de controle) e após receber o tratamento (neste caso, o tratamento refere-se ao recebimento do PBF). O problema de dados faltantes ocorre em razão de os dados da presente pesquisa serem disponíveis no formato *cross-section* (dados de indivíduos apenas em um único período de tempo). Dessa forma, não há informações a respeito da situação da mulher, com relação à violência doméstica, antes de receber o benefício do PBF. Por meio do *propensity score*, é possível comparar o grupo de tratamento (factual) com o de controle (contrafactual)

---

<sup>7</sup> A semana de referência para a PNAD de 2009 foi o período entre 20 e 26 de setembro de 2009.

<sup>8</sup> As opções para a autodeclaração são: branca, preta, amarela, parda, indígena e sem declaração.

<sup>9</sup> De acordo com a variável “código de situação censitária”, considerou-se que a mulher reside no meio rural caso ela tenha declarado viver em aglomerado rural de extensão urbana, aglomerado rural isolado ou povoado, ou em zonas rurais exclusive aglomerado rural.

a partir de um conjunto de características semelhantes de ambos os grupos, sem que haja a necessidade de se utilizarem dados em painel. No caso do presente estudo, após a estimativa do modelo de escolha binária *logit* (equação 4), o *propensity score* irá parear famílias que possuem probabilidades semelhantes de participação no PBF; porém, o grupo de controle será composto por famílias que, por algum motivo,<sup>10</sup> não recebem o benefício. Em outras palavras, serão obtidos pares de observações nos quais um dos elementos pertencerá ao grupo de tratamento e outro ao grupo de controle.

Uma forma simples de estimar o efeito do PBF sobre a violência doméstica seria analisar separadamente o efeito causal de tal programa sobre as famílias beneficiárias e não beneficiárias e, após isso, comparar os resultados de ambos os grupos. O problema dessa análise está na existência do viés de seleção.<sup>11</sup> Tal viés existe pelo fato de os beneficiários do PBF não constituírem uma amostra aleatória da população de origem. Isso ocorre em razão de as famílias se autos selecionarem para participar do programa, visto que elas possuem certas vulnerabilidades que lhes dão condições para serem beneficiárias. O problema fundamental em não se considerar tal viés seria a superestimação do efeito do PBF sobre a violência doméstica, uma vez que famílias mais propensas ao recebimento do benefício também podem ser mais propensas à ocorrência de violência doméstica.

### 3.2.1 Efeito de Tratamento Médio sobre os Tratados (ETMT)

De acordo com Cameron e Trivedi (2005),<sup>12</sup> a utilização de métodos de pareamento ocorre pelo fato de os contrafactuais não poderem ser identificados (problema de dados faltantes). Para contornar esse problema, obtêm-se informações de indivíduos igualmente comparáveis, a partir de um conjunto de características observáveis. Rosenbaum e Rubin (1983) definem o Efeito de Tratamento Médio da seguinte forma:

$$ETM = E(y_1 - y_0) \quad (6)$$

em que, no caso do presente estudo,  $y_1$  representa o resultado esperado da violência doméstica na família beneficiária do PBF; e  $y_0$  denota o resultado esperado da

---

<sup>10</sup> Esse assunto é discutido na seção 3.2.1.

<sup>11</sup> Informações a respeito do viés de seletividade amostral podem ser consultadas em Heckman *et al.* (1997).

<sup>12</sup> p. 871-878.

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.

Conforme Rosenbaum e Rubim (1983), outra maneira de obter tal resultado é através do Efeito de Tratamento Médio sobre os Tratados – ETMT ou o *Average Treatment Effect on the Treated* – ATET. Matematicamente:

$$ETMT \equiv E(y_1 - y_0 | D = 1) \quad (7)$$

em que o ETMT é a média do efeito da violência doméstica para os indivíduos que realmente participam do programa (CAMERON; TRIVEDI, 2005, p. 872); e  $D = 1$  indica a participação no PBF.

A dificuldade em se trabalhar com dados *cross-section* está justamente no fato de não ser possível observar os dois status (beneficiário e não beneficiário) para um mesmo indivíduo no mesmo instante de tempo, gerando o problema de dados faltantes. Desse modo, o resultado esperado de (7) é dado por:

$$y = (1 - D)y_0 + Dy_1 = y_0 + D(y_1 - y_0) \quad (8)$$

A partir de (8), a estimação poderá ser feita da seguinte forma:

$$E(y|D = 1) = E(y_1|D = 1) = E(y_1) \quad (9)$$

$$E(y|D = 0) = E(y_0|D = 0) = E(y_0) \quad (10)$$

em que (9) denota a estimativa para os beneficiários e (10) para os não beneficiários. A partir de (9) e (10), têm-se que:

$$ETMT = E(y|D = 1) - E(y|D = 0) \quad (11)$$

A participação no PBF não ocorre de modo aleatório, o que caracteriza o problema de viés de seleção. Uma vez que a participação depende das características dos indivíduos, Rosenbaum e Rubin (1983) se utilizam da pressuposição de independência condicional, que dá a garantia de os resultados obtidos a partir de (11) serem independentes de receber o tratamento.<sup>13</sup> Desse modo, ao obter o ETMT, a

---

<sup>13</sup> Mais detalhes a respeito dessa pressuposição podem ser consultados em Rosenbaum e Rubin (1983, p. 46) e Cameron e Trivedi (2005, p. 865).

participação no PBF pode ser tratada como variável exógena, implicando a não existência de viés de seleção, o que gera estimativas consistentes e não viesadas.

A equação (11) define o efeito causal de interesse. No presente estudo, os não beneficiários não podem ser utilizados como o grupo de 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 contrafactual. Para realizar tal comparação, faz-se necessário o método de pareamento por escore de propensão, o *propensity score*.

Existem alguns fatores teóricos e práticos capazes de explicar a existência dos contrafactuais, ou seja, o motivo de ainda existirem, no Brasil, famílias não beneficiárias que são igualmente comparáveis às famílias beneficiárias do PBF.

A primeira consideração diz respeito ao *propensity score*. No presente estudo, tal método seleciona famílias que possuem a mesma probabilidade de participação no PBF de acordo com características observáveis. Em outras palavras, é como se o somatório das características observáveis dos beneficiários e não beneficiários fosse próximo de um, ou seja, tais indivíduos fossem muito semelhantes. Porém, podem existir famílias com renda per capita maior que R\$ 140,00 (renda máxima para o recebimento do benefício) e que possuem as demais características semelhantes às das famílias que recebem o benefício (famílias com renda menor que R\$ 140,00). Desse modo, apesar de a família não possuir os critérios de renda para participar do programa, ela é pareada com uma família que possui o critério para participar, uma vez que as outras características observáveis são muito semelhantes.

Além da consideração teórica do modelo, na prática, existem alguns fatores que são capazes de explicar a existência de famílias vulneráveis e que atendam às condicionalidades, mas que não recebem o benefício. O primeiro passo para receber o PBF consiste em cadastrar-se no Cadastro Único dos Programas Sociais – CadÚnico, do governo federal. Tal cadastro pode ser realizado pelas famílias que possuem renda mensal de até meio salário mínimo por pessoa ou de até três salários mínimos no total. Além disso, famílias com renda superior a três salários mínimos poderão se cadastrar, desde que para programas sociais específicos, como de habitação e saneamento. Desse modo, um dos motivos das famílias vulneráveis economicamente não receberem o benefício está no fato de estas não estarem

cadastradas no CadÚnico, provavelmente por falta de informação a respeito de como se candidatar ao benefício.

Outra razão é que, para receber o benefício, a família deve atender aos requisitos de possuir renda per capita mensal de até R\$ 140,00; no caso de a faixa de renda estar entre R\$ 70,00 e R\$ 140,00, faz-se necessária a presença de crianças de 0 a 17 anos na família. Outra explicação para a existência de famílias vulneráveis e que não recebem o benefício está no fato de estas não satisfazerem certas condicionalidades e serem desligadas da candidatura do recebimento do PBF. Pode acontecer, por exemplo, de a família possuir renda per capita entre R\$ 70,00 e R\$ 140,00 e não possuir crianças de 0 a 17 anos.

Ademais, o Índice de Gestão Descentralizada – IGD<sup>14</sup> é o principal mecanismo do governo federal para avaliar a gestão do Cadastro Único dos municípios, em termos de estrutura e área de abrangência, além do cumprimento das condicionalidades do PBF. Tal índice varia de zero a um, e, quanto mais próximo de um, maior a eficácia do município em gerir os recursos destinados ao programa. Caso os municípios atinjam um índice menor que 0,4, isso implica menor quantidade de recursos para a gestão e operacionalização do programa, prejudicando famílias que preenchem todos os requisitos para o recebimento, mas, devido a essa particularidade, não são capazes de serem assistidas pelo benefício.

Por fim, os recursos federais para o PBF são escassos e não são disponibilizados de maneira aleatória para os municípios. A concessão é realizada tendo como referência as estimativas municipais de famílias que possuem o perfil de recebimento do PBF, ou seja, renda familiar per capita menor que R\$ 140,00, com base no Censo Populacional realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. Desse modo, como o número de famílias é baseado em estimativas, mesmo que existam aquelas que atendam a todas as condicionalidades, pode ocorrer que os municípios já tenham atingido sua cota de distribuição dos benefícios.

### **3.2.2 Pareamento via Propensity Score**

De acordo com Cameron e Travedi (2005), uma vez que o contrafactual não pode ser diretamente observável (devido ao problema de dados faltantes), o método

---

<sup>14</sup> Informação de como tal índice é calculado podem ser consultadas na Secretaria Nacional de Renda de Cidadania – SENARC, 2012.

de pareamento via *propensity score* 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 que foram tratadas.

$$0 < \Pr[D = 1|x] < 1 \quad (12)$$

As desigualdades em (12) garantem que, para cada conjunto de características observáveis ( $x$ ) de uma família beneficiária do PBF, haverá uma família correspondente como não beneficiária, porém com características observáveis ( $x$ ) idênticas aos da família beneficiária. No presente estudo, tais características são as variáveis explicativas do modelo da equação (4). Desse modo, de acordo com Rosenbaum e Rubin (1983), o ETMT poderia ser calculado como:

$$ETMT = \{y_{1i} - y_{0i}|D_i = 1\} = E[E\{y_{1i} - y_{0i}|D_i = 1, \Pr[D = 1|x]\}] = E[E\{y_{1i}|D_i = 1, \Pr[D = 1|x]\} - E\{y_{0i}|D_i = 0, \Pr[D = 1|x]\}|D_i = 1]. \quad (13)$$

Conforme já discutido, o *propensity score* é muito utilizado na literatura por solucionar dois problemas: dados faltantes e viés de seleção (ROSENBAUM; RUBIN, 1983). Entretanto, ao parear as famílias e encontrar grupos factuais e contrafactuais, o valor de ETMT exposto em (13) seria bem próximo de zero devido à semelhança entre os grupos de controle e de tratamento. Para contornar tal problema de estimação, 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).

Becker e Ichio (2002) apresentam uma visão geral desses métodos e os detalhes que os diferem. O cálculo realizado através do *stratification matching* realiza o pareamento entre os grupos de indivíduos tratados e não tratados; caso não exista uma observação em um dos grupos, este é descartado e não entra no cômputo do ETMT. Tal problema é solucionado ao se considerar o método do *nearest-neighbor matching*, uma vez que a inexistência de uma observação em um dos

grupos implica o cálculo do escore de propensão com a observação mais próxima. No entanto, este método pode considerar valores muito distantes, não representando um bom valor do ETMT. Essa limitação é solucionada pelos métodos de *radius matching* e *kernel*. O método *radius* consiste em parear grupos de acordo com uma vizinhança predeterminada. O problema desse método consiste no fato de que, caso o raio de tal vizinhança seja pequeno, é provável que algumas unidades de tratamento não sejam pareadas pela possibilidade de não encontrar um grupo de controle no raio definido. Desse modo, no presente estudo utilizou-se o método de *kernel matching*, dado que este é, entre os métodos de pareamento, aquele com menor variância, por construir um contrafactual para o grupo tratado a partir da ponderação de todos os indivíduos do grupo de controle, cujo peso utilizado é inversamente proporcional à distância entre os valores do escore de propensão dos grupos de tratamento e de controle.<sup>15</sup> Desse modo, de acordo com Becker e Ichio (2002, p. 364), o estimador de *Kernel* é dado por:

$$\tau^k = \frac{1}{N^T} \sum_{ieT} \left\{ Y_i^T - \frac{\sum_{jeC} Y_j^C G\left(\frac{p_j - p_i}{h_n}\right)}{\sum_{keC} G\left(\frac{p_k - p_i}{h_n}\right)} \right\} \quad (15)$$

em que  $N^T$  representa o número de unidades no grupo de tratamento;  $Y_i^T$ , os resultados observados para o grupo de tratamento;  $p_j - p_i$ , o valor estimado pelo *propensity score*; e  $G(\cdot)$  é denominado como uma função *kernel*. O pareamento via *kernel* gera um teste cuja hipótese nula é que há diferenças entre a função de densidade dos grupos de tratamento e de controle com relação à variável de interesse. Caso essa hipótese seja rejeitada, o valor do ETMT estimado é estatisticamente significativo.

Em síntese, no caso do presente estudo, o cálculo necessário para verificar se o PBF é capaz de alterar os níveis de violência doméstica consiste em três etapas. Estima-se a probabilidade de participação no PBF com a utilização do modelo *logit* da equação (4); após tal etapa, realiza-se o pareamento das famílias igualmente comparáveis de acordo com as características observáveis via *propensity score* e, por fim, o ETMT via *kernel matching* é calculado.

---

<sup>15</sup> Outros estudos que também fizeram a opção por esse método foram, por exemplo, Melo e Duarte (2010), Araújo (2010), Tavares (2010) e Cavalcanti *et al.* (2013).

### **3.3 Análise do efeito do PBF sobre a violência doméstica para distintos níveis de renda**

Para alcançar o objetivo de analisar o efeito do PBF sobre a violência doméstica em níveis de renda distintos, haverá a comparação de quatro grupos de famílias:

- (i) Famílias elegíveis e beneficiadas pelo programa: são aquelas que possuem todos os pré-requisitos para participar do programa e foram selecionadas.
- (ii) Famílias elegíveis e não beneficiadas pelo programa: são aquelas que possuem todos os pré-requisitos para participar do programa, encaixando-se na situação de extrema pobreza (menos de R\$ 70,00 reais per capita),<sup>16</sup> e, por algum motivo, como os elencados na subseção 3.2.1, não foram selecionadas.
- (iii) Famílias elegíveis e não beneficiadas pelo programa: são aquelas que possuem todos os pré-requisitos para participar do programa, encaixando-se na situação de pobreza (renda per capita de R\$ 70,00 a R\$ 140,00), e, por algum motivo, como os elencados na subseção 3.2.1, não foram selecionadas.
- (iv) Famílias não beneficiadas pelo programa cuja renda familiar per capita compreende-se entre R\$ 140,00 e R\$ 232,50.<sup>17</sup>

Conforme destacado, o grupo (i) é considerado o grupo de tratamento e os grupos de (ii) a (iv) constituirão os grupos de controle. Desse modo, no presente trabalho procedeu-se às estimativas econométricas descritas nas seções 3.1 e 3.2, considerando, separadamente, os grupos de controle, (ii), (iii) e (iv) e comparando-os com o grupo de tratamento (i) com relação ao impacto da violência doméstica.

A separação entre os grupos (ii) e (iii) foi realizada com o intuito de verificar se o impacto do PBF incide de maneira distinta sobre as famílias de extrema pobreza (renda per capita mensal menor que R\$ 70,00) e as pobres (renda per capita mensal entre R\$ 70,00 e R\$ 140,00). Além disso, cabem aqui considerações a respeito do motivo de se compararem famílias que recebem o benefício (grupo i) com famílias que não possuem os requisitos de renda necessários para participarem do programa (grupo de controle iv).

A primeira consideração é referente ao método utilizado. Conforme discutido na subseção 3.2.1, existe a possibilidade de o *propensity score* realizar o pareamento

---

<sup>16</sup>Todos os valores em reais que são descritos no presente estudo referem-se aos valores de 2009.

<sup>17</sup>Outros estudos que também realizaram cortes de renda em valores maiores que o limite máximo de recebimento do PBF foram realizados, por exemplo, por Resende (2006) e Araújo (2010).

de famílias beneficiárias com famílias que não satisfazem os critérios de renda do PBF, mas poderiam ser elegíveis devido às suas outras vulnerabilidades.

A outra consideração diz respeito à forma de cadastramento no CadÚnico, do governo federal. De acordo com a Portaria nº 177, de 16 de junho de 2011, do MDS, que define procedimentos para a gestão do CadÚnico para programas sociais do governo federal, cabe ao órgão municipal realizar a coleta de dados para o cadastramento no CadÚnico, juntamente com as devidas comprovações de renda de cada integrante da família; além disso, o responsável familiar (RF) é obrigado a assinar um termo comprovando a veracidade das informações sujeito a penalidades. Indivíduos autônomos que realizam atividades laborais no setor informal não possuem meios de comprovar renda, de modo que estes poderiam se cadastrar declarando renda zero, mesmo que a totalidade dos rendimentos da família com o seu trabalho supere a cota de R\$ 140,00 mensais per capita, implicando a existência de famílias que recebem o benefício, mas que não deveriam recebê-lo. A construção do grupo de controle (iv) objetiva captar famílias que apresentam tais particularidades. Ademais, o estrato de renda de R\$ 232,50 foi definido de acordo com a Tabela 1, em que é possível observar que 811 das 1.182 mulheres que declararam sofrer algum tipo de violência doméstica do cônjuge ou ex-cônjuge possuem renda mensal per capita de até meio salário mínimo (equivalente a R\$ 232,50 em valores de 2009).

### **3.4 Determinantes da ocorrência de violência doméstica contra a mulher**

Nessa seção, descreve-se o modelo econométrico utilizado para alcançar o objetivo de elucidar os principais determinantes da ocorrência de violência doméstica contra a mulher no Brasil, no ano de 2009, com o intuito de analisar, além do PBF, como outras variáveis socioeconômicas são capazes de alterar a incidência desse tipo de violência no domicílio. Destaca-se a importância de tal etapa, pois será possível a identificação das principais vulnerabilidades das famílias que poderiam ser consideradas pelos formuladores de políticas públicas com o intuito de combater a violência doméstica contra a mulher.

O modelo utilizado para determinar quais as características socioeconômicas que mais influenciam a ocorrência de violência doméstica contra a mulher foi o de

probabilidade *probit*.<sup>18</sup> Cameron e Trivedi (2005, p. 470) definem o modelo *probit* conforme equação (15):

$$Y_i = \theta' \gamma_i + \varepsilon \quad (15)$$

Torna-se necessária a utilização do modelo apresentado em (15) no caso do presente estudo, uma vez que a variável dependente possui a característica de ser binária, ou seja:

$$Y_i = \begin{cases} 0, & \text{se a mulher não alegou ter sofrido violência doméstica do} \\ & \text{cônjuge ou ex - cônjuge} \\ 1, & \text{caso a mulher alegou ter sofrido violência doméstica do} \\ & \text{cônjuge ou ex - cônjuge} \end{cases}$$

Ao aplicar o modelo *probit*, obtêm-se respostas sobre a mudança na probabilidade de ocorrência da violência doméstica contra a mulher, dada uma alteração nas variáveis explicativas, que são as características socioeconômicas dos indivíduos e da família. A variável dependente ( $Y_i$ ) será delimitada de acordo com o suplemento referente às características da vitimização e do acesso à justiça no Brasil, da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD (2009). Caso a mulher tenha declarado ter sido vítima de agressão física no período de 27 de setembro de 2008 a 26 de setembro de 2009 e a última agressão tenha sido exercida pelo “cônjuge/ex-cônjuge”, a variável receberá valor 1; e, caso a mulher tenha declarado não ter sido vítima de agressão física, a variável receberá valor 0.  $\gamma_i$  é o vetor de características socioeconômicas que influenciam a probabilidade de ocorrência de violência doméstica;<sup>19</sup> e  $\varepsilon$  representa o termo de erro aleatório independente e identicamente distribuído (iid), ou seja, possui média zero e variância constante.

A probabilidade de a mulher sofrer violência doméstica, condicional aos valores das variáveis contidas em  $\gamma_i$  é dada por:

$$p(Y_i = 1|\gamma_i) = M(\beta_0 + \beta_1\gamma_1 + \dots + \beta_k\gamma_k) \quad (16)$$

em que M é uma função de distribuição normal acumulada:

$$M(z) = \int_{-\infty}^z \delta(z) dz \quad (17)$$

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

<sup>18</sup> Outros trabalhos internacionais que também analisaram tal perspectiva e que utilizaram como metodologia o modelo *probit* foram, por exemplo, Jewkes (2002), Field e Caetano (2003) e Vyas (2009).

<sup>19</sup> Para verificar a significância da inclusão das variáveis explicativas ao modelo, será utilizado o teste de *Wald*. Informações a respeito do teste podem ser encontradas em Cameron e Trivedi (2005, p. 233).

A estimativa dos efeitos marginais para modelos de probabilidade é obtida de forma diferente do que em modelos lineares. No caso do modelo *probit*, é dada por:

$$\frac{\partial \Pr[y_i=1|\gamma_i]}{\partial \gamma_{ij}} = F'(\gamma_i' \theta) \theta_j \quad (18)$$

em que  $F'(z) = \frac{\partial \delta(z)}{\partial z}$ .

As características socioeconômicas serão obtidas a partir das variáveis contidas na base de dados da PNAD (2009). A escolha dessas variáveis teve como referência estudos que analisam os determinantes da ocorrência da violência doméstica em outros países, além de serem consideradas as particularidades de tal fenômeno no Brasil. A Tabela 2 apresenta um resumo do efeito esperado de cada variável explicativa sobre a violência doméstica e os principais trabalhos em que se encontram tais evidências. Assim, as variáveis explicativas selecionadas para o modelo foram:

- Variável *dummy* com valor 1 caso a família receba o benefício do PBF e 0, caso contrário.<sup>20</sup>
- Variável discreta indicando o número de filhos do sexo masculino presentes no domicílio na semana de referência.
- Variável discreta indicando o número de filhos do sexo feminino presentes no domicílio na semana de referência.
- Variável *dummy* indicando a situação empregatícia do homem chefe de família, ou seja, tal variável assumirá valor 1 caso tenha declarado estar desocupado na semana de referência e 0, caso contrário.
- Variável *dummy* com valor igual a 1 caso a mulher resida na sua unidade de federação de nascimento durante a semana de referência e 0, caso contrário.
- Variável *dummy* igual a 1 caso a mulher resida no meio rural na semana de referência e 0, caso contrário.
- Variável *dummy* com valor igual a 1 caso a mulher declare possuir a cor de pele preta e 0, caso contrário.
- Variável discreta indicando a idade da mulher na semana de referência.
- Variável discreta indicando a idade da mulher elevada ao quadrado.
- Variável discreta indicando o número de pessoas que vivem no domicílio na semana de referência.

---

<sup>20</sup> As particularidades da elaboração dessa variável podem ser consultadas na seção 3.6.4.

- Variável indicando a diferença absoluta de renda, na semana de referência, entre o homem e a mulher<sup>21</sup> que residem no mesmo domicílio.
- Variável discreta indicando o número de anos de estudo da mulher.<sup>22</sup>

A variável referente ao PBF procura captar qual a relação entre as transferências de renda e a incidência da violência doméstica no Brasil no ano de 2009. De acordo com a hipótese que norteia o presente estudo, o sinal esperado da variável será negativo, de forma que o aumento na renda feminina via PBF possui impacto na redução da violência doméstica.

Com relação às características das pessoas que compõem o domicílio, têm-se as variáveis referentes ao gênero dos filhos. De acordo com a pesquisa realizada pela Fundação Perseu Abramo (2010) no Brasil, a presença de filhos na família é uma das maiores razões<sup>23</sup> de as mulheres terem sofrido violência dentro do domicílio.<sup>24</sup> Estudo desenvolvido por Strauss *et al.* (1980) encontra evidências de uma relação direta entre o gênero dos filhos e a violência doméstica, sendo menos acentuada caso haja filhos do sexo masculino, uma vez que estes podem defendê-la do agressor. Dessa forma, tais variáveis foram incluídas devido a evidências de que a presença de filhas é capaz de elevar a violência doméstica contra a mulher, e a distinção por gênero terá como motivação o estudo desenvolvido por Strauss *et al.* (1980), que analisou a violência doméstica nos Estados Unidos.

De acordo com Velzeboer *et al.* (2003), ao elaborar um modelo a respeito dos possíveis fatores associados à violência cometida pelo parceiro, destacam-se a vulnerabilidade socioeconômica e o desemprego do homem. Os estudos de Kyriacou *et al.* (1999) para os Estados Unidos e de Jewkes *et al.* (2002) para a África do Sul constatarem que o desemprego ou emprego temporário são fatores de risco para a violência contra a mulher. De acordo com esses autores, espera-se que, caso o marido esteja desocupado, isto influencie positivamente na incidência da violência doméstica, uma vez que este terá maiores incentivos para extrair recursos da sua

---

<sup>21</sup> Nesse caso, excluíram-se indivíduos que se declararam na condição de filho, outro parente, agregado, pensionista, empregado doméstico e parente de empregado doméstico. O objetivo de eliminar tais indivíduos é garantir que a diferença de renda seja, de fato, entre a mulher e seu parceiro (pessoa de referência e cônjuge).

<sup>22</sup> A PNAD não distingue se os anos de estudo declarados foram com aprovação escolar ou não.

<sup>23</sup> Outras razões estão associadas ao controle de fidelidade, predisposição psicológica e afirmação de autonomia do homem.

<sup>24</sup> O agressor justificava a agressão ao dizer que a mulher necessitava ficar em casa para cuidar dos filhos ou criticava a forma como cuidava deles. Outro motivo está no fato de a mulher defender os filhos enquanto esses apanhavam do cônjuge e, por esse motivo, também eram agredidas.

parceira e gerará maior estresse dentro do ambiente familiar. Tais considerações motivaram a inclusão e a importância de tal variável no modelo.

Velzeboer *et al.* (2003) também destacam em seu modelo o isolamento da mulher como uma das causas da violência contra si mesmas. No caso brasileiro, através de uma pesquisa realizada pela Fundação Perseu Abramo (2010), quando a mulher sofre violência doméstica, ela procura preferencialmente ajuda junto aos membros da família. Outra evidência de que a migração é fator importante, capaz de alterar a violência que as mulheres sofrem, pode ser verificada em Dutton *et al.* (2000), que, ao estudarem a violência contra as mulheres latinas residentes nos Estados Unidos, utilizam como *proxy* para captar o isolamento da mulher a variável referente à migração. No presente estudo, essa variável recebe valor 1 caso a mulher resida na unidade de federação em que nasceu e 0, caso contrário. Espera-se que, caso não resida na unidade de federação de nascimento, maior será a probabilidade de ocorrer violência doméstica, visto a dificuldade de contato social pelo provável fato de não estar próxima de amigos e familiares.

De acordo com a Confederação Nacional dos Trabalhadores na Agricultura – CONTAG (2008), 55% das mulheres do campo declararam ter sofrido algum tipo de agressão e abuso sexual, ressaltando-se que 63% deste grupo declarou que a violência foi ocasionada pelo marido ou companheiro. No caso do Brasil urbano, uma em cada cinco mulheres declarou ter sofrido algum tipo de violência. Tal fato revela a particularidade das mulheres no campo. Conforme afirma esse relatório, o aspecto cultural e a escassez de políticas públicas no campo contribuem para esse elevado número. Isso motivou a inclusão dessa variável no modelo, visto que a situação geográfica do domicílio representa um importante fator de ocorrência de violência doméstica contra a mulher.

Com relação à idade, espera-se que, quanto mais avançada a idade da mulher, menor seja a probabilidade de ocorrência de violência doméstica, uma vez que a violência ocorre com maior frequência entre casais mais jovens. Para o Brasil, dados da Fundação Perseu Abramo (2010) mostram que a violência contra a mulher ocorre principalmente quando estas estão na faixa de 25 a 34 anos. Baum *et al.* (2009) também encontram a mesma relação para os Estados Unidos no ano de 2006. A variável “Idade da mulher ao quadrado” foi acrescentada com o intuito de verificar se existe uma relação linear entre idade da mulher e violência doméstica, ou se a relação é quadrática, ou seja, a probabilidade da mulher sofrer violência aumenta à medida

que a idade se eleva até certo ponto, a partir do qual a relação entre as duas variáveis se inverte.

A variável referente ao número de integrantes da família procura captar a influência desta sobre a violência contra a mulher. De acordo com Ribero e Sánchez (2005), espera-se que, quanto maior o número de pessoas, maiores são as chances de ocorrer violência doméstica, visto que tais ambientes tendem a ser mais instáveis.

Tabela 2 - Expectativa dos efeitos das variáveis explicativas sobre a violência doméstica no Brasil, no ano de 2009

Variável	Expectativa do efeito	Autores
Famílias beneficiárias do PBF	Negativo	Bobonis <i>et al.</i> (2013); Perova (2010); Hidrobo (2013);
Filho do sexo masculino	Negativo	Fundação Perseu Abramo (2010); Strauss <i>et al.</i> (1980);
Filho do sexo feminino	Positivo	Fundação Perseu Abramo (2010); Strauss <i>et al.</i> (1980);
Homem desocupado	Positivo	Velzeboer <i>et al.</i> (2003); Kyriacou <i>et al.</i> (1999); Jewkes <i>et al.</i> (2002);
Mulher não reside no seu estado de origem	Positivo	Velzeboer <i>et al.</i> (2003); Fundação Perseu Abramo (2010); Dutton <i>et al.</i> (2000);
Mulher declarar possuir a cor da pele preta	Positivo	Diniz e Monteiro (2003); Ipea (2011);
Idade da mulher	Negativo	Fundação Perseu Abramo (2010); Baum <i>et al.</i> (2009);
Número de pessoas que compõem o domicílio	Positivo	Ribero e Sanchez (2005);
Diferença absoluta de renda entre o homem e a mulher	Positivo	Ibope (2009); Ellsberg <i>et al.</i> (1999); Aizer (2010);
Anos de estudo da mulher	Negativo	Schuler et al (1996); Jewkes <i>et al.</i> (2002); García-Moreno e Jansen (2005); Marinheiro <i>et al.</i> (2006);

Fonte: Elaborado pelo autor.

Existem poucos estudos no Brasil a respeito da violência contra a mulher distinguindo-as pela cor da pele. Diniz e Monteiro (2003) destacam que na cidade de Salvador -BA 96% das mulheres que denunciaram a violência doméstica na Delegacia Especial de Apoio à Mulher – DEAM declararam-se pretas. Estudo

realizado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA (2011) revela que 61% dos homicídios contra as mulheres foram tiveram como vítimas mulheres que possuíam cor de pele preta, ressaltando-se que a maioria desses casos se relaciona a conflitos de gênero. Tais fatores motivaram a inclusão dessa variável no modelo com o intuito de verificar se esta é um fator determinante na ocorrência de violência doméstica contra a mulher.

O nível de capital humano, tendo como *proxy* o número de anos de estudo da mulher, também assume importante papel na ocorrência da violência doméstica. Essa é uma das mais consistentes relações encontradas na literatura (SCHULER *et al.*, 1996; JEWKES *et al.*, 2002; GARCÍA-MORENO; JANSEN, 2005). Esses autores evidenciam que maior formação de capital humano implica maior autonomia da mulher no domicílio, maior contato social e autoconfiança. Ademais, estudo desenvolvido por Marinheiro *et al.* (2006), para uma amostra de mulheres de Ribeirão Preto-SP, obtém como resultado uma maior ocorrência de violência doméstica entre as mulheres menos instruídas (apenas primeiro grau completo). Esses estudos incentivaram a inclusão da variável número de anos de estudo da mulher no presente modelo, por acreditar que este é um importante fator que altera os níveis de violência contra a mulher.

Por fim, a variável que representa a diferença absoluta de renda entre o marido e a esposa será incluída ao modelo. De acordo com o Instituto Brasileiro de Opinião Pública e Estatística – IBOPE (2009), em uma pesquisa sobre a violência contra a mulher em 187 municípios brasileiros, a principal razão que leva a mulher a continuar com o agressor está relacionada à falta de condições econômicas para se manter fora da relação. Espera-se que, quanto maior a diferença de ganhos entre o marido e a esposa, maiores são as chances de ocorrência da violência, indicando um menor poder econômico e maior dependência financeira da mulher. Tal relação mostrou-se significativa nos estudos de Ellsberg *et al.* (1999) com as mulheres da Nicarágua e Aizer (2010) nos Estados Unidos.

### **3.5 Avaliação das estimativas**

Nesse tópico apresentam-se testes que foram utilizados na avaliação dos modelos estimados. Na subseção 3.5.1, os testes aplicados com o intuito de verificar os modelos de pareamento e de efeito de tratamento médio são apresentados. Esses

testes foram realizados para verificar a qualidade do pareamento (Teste de Pseudo R2), verificar a redução do viés após o pareamento dos grupos de tratamento e de controle e analisar o viés por variáveis omitidas (Limites de Rosenbaum).

### 3.5.1 Avaliação do pareamento, redução de viés e variáveis omitidas

De acordo com Caliendo e Kopeing (2005), a qualidade do pareamento deve ser verificada com o intuito de descobrir se não existem diferenças significativas entre os grupos de tratamento e controle. Para verificar isso, neste trabalho foram utilizados os testes de Pseudo R2 e de redução do viés.

O teste de Pseudo R2, sugerido por Sianesi (2004), refere-se a um método utilizado para verificar a qualidade do pareamento. Após a obtenção das famílias que podem ser igualmente comparáveis pelo *propensity score*, realiza-se o pareamento novamente com a amostra já pareada. O Pseudo R2 estimado após o pareamento da amostra já pareada deve ser significativamente pequeno, de modo que não haja diferenças entre os dois pareamentos realizados. A hipótese nula desse teste é que há diferenças na média das variáveis explicativas da equação (4) entre os grupos de tratamento e controle.

Rosenbaum e Rubin (1985) propõem analisar o viés de redução padronizado, que calcula, antes e depois do pareamento, a distância marginal da distribuição das variáveis explicativas do modelo de probabilidade (equação 4). O teste consiste em calcular o viés padronizado antes e depois do pareamento, conforme equações abaixo:

$$VP_{antes} = 100 \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_0)}{\sqrt{0.5(V_1(X) + V_0(X))}} \quad (19)$$

$$VP_{depois} = 100 \frac{(\bar{X}_{1M} - \bar{X}_{0M})}{\sqrt{0.5(V_{1M}(X) + V_{0M}(X))}} \quad (20)$$

em que  $\bar{X}_1 - \bar{X}_0$  representa a diferença média entre os valores obtidos da variável de interesse (violência doméstica) para o grupo de tratamento e de controle, respectivamente, antes do pareamento;  $\bar{X}_{1M} - \bar{X}_{0M}$ , a diferença média após o pareamento;  $V_1(X)$  e  $V_0(X)$ , respectivamente, a variância no grupo de tratamento e de controle, antes do pareamento; e  $V_{1M}(X)$  e  $V_{0M}(X)$ , as variâncias do grupo de tratamento e de controle, respectivamente, após o pareamento. A diferença entre  $VP_{antes}$  e  $VP_{depois}$  refere-se então à redução do viés padronizado. Conforme destaca Himaz (2009), não existe uma medida capaz de dizer se o viés padronizado reduziu

de forma significativa, sendo desejável apenas que ele diminua, de modo que as características observáveis do grupo de tratamento e de controle se aproximem após o pareamento.

Por fim, a análise dos limites de Rosenbaum (ROSENBAUM, 2002) foi realizada para verificar a existência de viés por variáveis omitidas, uma vez que a existência pode levar a estimativas viesadas do ETMT. Tais limites são calculados para avaliar o impacto que poderia ocorrer no modelo caso não sejam consideradas as variáveis não observadas. Com esse teste, o objetivo é avaliar se existe alguma variável omitida sobre a probabilidade de participação no PBF, que é capaz de alterar os resultados obtidos após o pareamento.

De acordo com Rosenbaum (2002), considere que a probabilidade de participação de um indivíduo  $i$  seja dada por:

$$\pi_i = \Pr(D_i = 1|X_i) = F(\beta_i + \gamma\varepsilon_i) \quad (21)$$

em que  $D_i = 1$  ocorre quando o indivíduo recebe o tratamento (participa do PBF);  $X_i$  são as características observáveis do indivíduo  $i$ ;  $\varepsilon_i$  são as características não observáveis; e  $\gamma$  representa o efeito dessas características sobre a probabilidade de participação no programa. Caso não exista viés,  $\gamma$  será igual a zero e a probabilidade de participação no PBF será dada unicamente pelas características observáveis.

Admitindo dois indivíduos pareados  $i$  e  $j$  e que  $F$  tenha uma distribuição logística, a probabilidade relativa (odds) 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. Desse modo, de acordo com Rosenbaum (2002), a razão entre essas duas probabilidades é determinada por:

$$\frac{\frac{\pi_i}{1-\pi_i}}{\frac{\pi_j}{1-\pi_j}} = \frac{\pi_i(1-\pi_j)}{\pi_j(1-\pi_i)} = \frac{e^{\beta X_j + \gamma\varepsilon_j}}{e^{\beta X_i + \gamma\varepsilon_i}} = e^{\gamma(\varepsilon_i - \varepsilon_j)} \quad (22)$$

Pela equação (22), se os indivíduos possuírem as mesmas características observáveis, então  $\beta X_j = \beta X_i$  e tais termos se cancelam. Desse modo, se as variáveis não observáveis não influenciarem a probabilidade de participação no programa ( $\gamma = 0$ ), a razão será igual a 1 e não haverá viés de seleção por variáveis omitidas. No entanto, dado que  $\beta X_j = \beta X_i$ , se a probabilidade de participação no programa diferir, isso só ocorre se  $\gamma$  for diferente de 1, ou seja, houver a presença de variáveis não observáveis. A análise de sensibilidade dos limites de Rosenbaum consiste em avaliar quanto as variáveis não observáveis  $\gamma$  afetam  $\varepsilon_i - \varepsilon_j$ . Na prática, esse teste

verifica se há diferenças significativas dos modelos quando  $\gamma$  é igual a 0 e quando ele difere de tal valor. A hipótese nula de tal teste é que existem tais diferenças.

### **3.6 Fonte de Dados**

#### **3.6.1 Aspectos Gerais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**

Os dados utilizados no presente trabalho foram obtidos a partir dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios do ano de 2009, realizada pelo IBGE.

A PNAD é uma pesquisa anual por amostragem de domicílios, realizada em todo o território nacional, com o objetivo de coletar informações referentes a domicílios e às pessoas residentes em tais unidades. Tal pesquisa procura identificar, de forma permanente, características relativas à habitação, educação, trabalho, população e, com periodicidade variável, outras características relacionadas a aspectos sociais e econômicos. Com relação às pesquisas de periodicidade variável, destaca-se a utilizada no presente estudo. Trata-se do suplemento disponível na PNAD (2009), referente às características da vitimização e do acesso à justiça no Brasil, de onde é possível extrair a informação sobre a violência física doméstica contra a mulher cometida pelo cônjuge ou ex-cônjuge.

A maneira como os dados da PNAD foram coletados garante a representatividade da amostra para o Brasil e unidades de federação; a menor unidade representativa são as regiões metropolitanas, não havendo, portanto, representatividade municipal.

#### **3.6.2 Plano Amostral da PNAD**

A estatística é utilizada com o intuito de selecionar uma parcela da população para obter uma amostra representativa, da qual é possível realizar inferências. Para isso, é necessário que a amostra selecionada seja aleatória.

Os dados da PNAD são considerados como de amostra complexa, pelo fato de os indivíduos selecionados para a pesquisa não possuírem probabilidades iguais de seleção (ao contrário das Amostras Aleatórias Simples – AAS). De acordo com Silva *et al.* (2002), na prática, quaisquer pesquisas não atendem aos critérios da AAS. Conforme os referidos autores, isso ocorre com os dados da PNAD por estes

atenderem às características de amostra complexa, ou seja, há a estratificação das unidades de amostragem, conglomeração, probabilidades desiguais de seleção em um ou mais estágios e ajustes dos pesos amostrais. Dessa forma, os microdados obtidos da PNAD não podem ser tratados como observações Independentes e Identicamente Distribuídas – IID, ou seja, como uma AAS.

De acordo com Silva *et al.*(2002), a estratificação da amostra da PNAD é realizada em duas etapas. Na primeira, divide-se o Brasil em 36 estratos naturais, sendo 18 unidades de federação (Tocantins, Acre, Amapá, Amazonas, Roraima, Rondônia, Maranhão, Piauí, Rio Grande do Norte, Alagoas, Paraíba, Sergipe, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, Distrito Federal, Espírito Santo e Santa Catarina). Para os nove estados restantes, formam-se mais 18 estratos, sendo nove regiões metropolitanas e nove unidades referentes aos outros municípios da unidade de federação. Na segunda etapa, é realizada uma subdivisão dos 36 estratos naturais, e classificam-se os municípios como representativos ou não, sendo os primeiros classificados como tal por serem pertencentes às regiões metropolitanas ou pelo fato de pertencerem à amostra. Os municípios não representativos possuem probabilidade de não participarem da amostragem.

Com relação aos municípios representativos, a amostragem realizada é conglomerada em dois estágios, sendo os setores censitários as Unidades Primárias de Amostragem – UPA e os domicílios as Unidades Secundárias de Amostragem – USA. A seleção desses setores é realizada por meio da amostragem com Probabilidade Proporcional ao Tamanho (PPT), de acordo com o número de domicílios verificados no último censo.<sup>25</sup> Devido a essa característica, ocorre a probabilidade desigual de seleção. No caso dos municípios não representativos, a amostra é conglomerada em três estágios, sendo as UPA os municípios; as USA, os setores; e as Unidades Terciárias de Amostragem – UTA, os domicílios. A Tabela A1 do Anexo apresenta a composição da amostra da PNAD para o ano de 2009.<sup>26</sup>

Conforme destaca Cirino (2008), a expansão da amostra de forma que ela se torne representativa para todo o Brasil é realizada por meio dos pesos amostrais. De acordo com esse autor, os pesos são definidos a partir do inverso das frações

---

<sup>25</sup> No caso da presente pesquisa, o censo demográfico-base para tal cálculo foi o realizado em 2000.

<sup>26</sup> Mais informações a respeito da forma de seleção dos domicílios podem ser encontradas nas notas técnicas do PNAD (2009). Disponível em: [http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2009/sintese\\_notas\\_tecnicas.pdf](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2009/sintese_notas_tecnicas.pdf). Acesso: em out. 2012.

amostrais. No caso da PNAD (2009), tal variável se encontra no arquivo de pessoas. Necessita-se utilizar essa variável ao declarar os dados da PNAD como sendo de amostra complexa, para que as estimativas não sejam viesadas.

### 3.6.3 Análise estatística em Amostras Complexas

Devido à complexidade dos dados da PNAD, o cálculo da variância das estatísticas e a consequente estimação dos parâmetros e testes de hipótese não podem ser estimados nesse tipo de amostra, uma vez que a estimação da variância recebe influência dos pesos amostrais, conglomeração e estratificação. Desse modo, torna-se crucial a consideração do desenho e do peso amostral para a obtenção de variâncias não viesadas (LILA; FREITAS, 2007).

Para verificar a influência da adoção do plano amostral complexo, Kish (1965) desenvolveu um método a fim de avaliar o impacto da incorporação do efeito do plano amostral (EPA), conhecido como DEFF (*design-effect*). A fórmula compara a estimativa do parâmetro estimado considerando o plano amostral ( $V(\theta)_{CPA}$ ) com a estimativa do mesmo modelo, mas desconsiderando peso, conglomerado e estratificação ( $V(\theta)_{SPA}$ ). Matematicamente:

$$EPA(\theta) = \frac{V(\theta)_{CPA}}{V(\theta)_{SPA}} \quad (23)$$

Valores de DEFF maiores que um indicam que, ao estimar os parâmetros sem considerar o plano amostral complexo, levariam a estimativas das variâncias subestimadas. Caso contrário ( $DEFF < 1$ ), significa que a variância obtida sem considerar o plano amostral implicaria superestimação da variância. Se  $DEFF = 1$ , não há diferenças entre calcular a estimativa considerando ou não o plano amostral.

Como o cálculo da variância nesse tipo de amostra não é diretamente observável, faz-se necessário definir o método de estimação das variâncias, podendo ser através da linearização ou replicação (GUIMARÃES, 2007).

Segundo Guimarães (2007), o método de linearização estima a variância por gerar aproximações de um estimador linear com um não linear, e o mais utilizado nesse caso é considerado o método de linearização de Taylor.

Com relação ao método de replicação, o mais utilizado é o *bootstrapping*, desenvolvido inicialmente por Efron (1979) e que consiste em reamostrar os dados com reposição inúmeras vezes com o objetivo de gerar erros-padrão da estatística.

Na presente pesquisa, foi utilizada a replicação por *bootstrap*.<sup>27</sup> Conforme Cabral e Lins (2011), a justificativa se baseia no fato de que esse método computacional tende a gerar parâmetros muito mais precisos que os dos métodos tradicionais. De acordo com os mesmos autores, isso ocorre principalmente pelo fato de a estimativa por *bootstrap* calcular estatísticas e os testes de hipóteses com base em 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.

#### 3.6.4 Variáveis e software utilizados

Os dados utilizados na presente pesquisa foram obtidos através das variáveis de pessoas e de domicílios da PNAD. Cabe destacar que tal pesquisa não possui como variável explícita o recebimento do PBF. Para contornar tal problema, foi adotado o procedimento utilizado em outros trabalhos (SOARES *et al.*, 2006; TAVARES, 2010; ARAÚJO, 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<sup>28</sup>”. Por se tratar de famílias com baixa renda, supõe-se que não recebam juros e dividendos, de forma que, caso elas declarem ter algum rendimento nessa variável, este venha apenas de programas sociais, principalmente do PBF.<sup>29</sup> Como no ano de 2009, o valor máximo que uma família poderia receber era de R\$ 306,00,<sup>30</sup> limitou-se tal variável a este valor.

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

---

<sup>27</sup> Informações a respeito do método de replicação por *bootstrap* podem ser consultadas em Cameron e Trivedi (2005, p. 357-372).

<sup>28</sup> O mês de referência considerado pela pesquisa foi setembro de 2009.

<sup>29</sup> De acordo com MDS (2013), o governo federal, através do sistema de Cadastro Único, possui 18 programas sociais voltados para a população de baixa renda. Do total de 18,5 milhões de famílias que recebem algum benefício, 75% recebem o PBF.

<sup>30</sup> Benefício máximo dado a famílias com renda mensal per capita de até R\$ 70,00 com a presença de cinco indivíduos na condição de gestante, ou criança e adolescente de até 15 anos e dois jovens com idade entre 16 e 17 anos.

ex-cônjuge diz respeito apenas à agressão física.<sup>31</sup> 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. O software utilizado na presente pesquisa para a extração, tratamento dos dados e estimação dos modelos econométricos, foi o *Stata* 12.

---

<sup>31</sup> De acordo com a OMS (2002), a violência física se caracteriza por empurrões, agarramentos, tapas, socos, lançamento de objetos, uso de armas, entre outros tipos de violência, que podem danificar a integridade física da parceira.

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Neste capítulo são apresentados e discutidos os resultados obtidos na pesquisa. A primeira parte apresenta um quadro geral da violência doméstica contra a mulher no Brasil e sua relação com o benefício do PBF, por meio de estatísticas descritivas. Em seguida, analisam-se quais as características socioeconômicas do indivíduo e da família mais têm influência sobre a probabilidade de ocorrência da violência doméstica, com o intuito de analisar quais fatores, além do PBF, são capazes de alterar a probabilidade de ocorrência de desse fenômeno. Na seção 4.3, analisam-se quais características da família e domicílio são capazes de alterar a probabilidade de participação no PBF, sendo essa etapa necessária para o posterior pareamento e comparação das famílias. Feito isso, a etapa seguinte consiste em apresentar e discutir o efeito do PBF sobre a violência doméstica contra a mulher, analisando também para distintos níveis de renda.

### 4.1 Análise descritiva das variáveis

Esta seção visa realizar um panorama geral sobre a violência doméstica contra a mulher no Brasil no ano de 2009 e descrever características gerais da amostra estudada. Além disso, tal panorama será contextualizado com o PBF, fator de interesse para verificar a relação causal do recebimento do benefício com a ocorrência de violência doméstica. A Tabela 3 apresenta todos os casos de agressão física declarados pelos entrevistados na PNAD de 2009 e os respectivos responsáveis pela agressão.

Tabela 3 - Número de casos de agressão física por tipo de agressor e sexo da vítima

Característica do Agressor	Sexo da Vítima		
	Homem	Mulher	Total
Pessoa Desconhecida	3.117	1.361	4.478
Pessoa Conhecida	2.412	1.389	3.801
Cônjuge/Ex-Cônjuge	131	1.182	1.313
Parente	349	557	906
Policia	367	68	435
Segurança Privada	39	11	50
Total	6.415	4.568	10.983

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da PNAD de 2009.

No total de 10.983 indivíduos que declararam algum tipo de violência física, 1.313 pessoas afirmaram serem vítimas do cônjuge ou ex-cônjuge, sendo 131

homens e 1.182 mulheres. Dessa forma, das 4.568 mulheres que declararam ter sofrido algum tipo de violência física no ano de 2009, 25,87% alegaram que o agressor foi o cônjuge ou ex-cônjuge.

Como o presente estudo procura relacionar a incidência da violência doméstica com o recebimento do PBF, a Tabela 4 mostra a quantidade de mulheres que foram vítimas de violência doméstica pelo cônjuge ou ex-cônjuge diferenciadas pelo fato de receber ou não receber a transferência do PBF.

Tabela 4 - Número de mulheres que sofreram violência doméstica dado o recebimento ou não do benefício do PBF

O agressor da última vez foi o cônjuge/ ex-cônjuge	Recebe o benefício do PBF		Total
	Não	Sim	
Não	1.782	1.604	3.386
Sim	532	650	1.182
Total	2.314	2.254	4.568

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da PNAD de 2009.

Como pode ser observado pela Tabela 4, das 1.182 que se declararam vítimas de agressão física do cônjuge ou ex-cônjuge, 45% não recebiam o PBF, enquanto 55% o recebiam. Os dados apresentados dão indício de que as mulheres que estão inseridas em famílias que recebem o benefício têm maior incidência de violência doméstica em comparação com as que não recebem. Ressalta-se que esse resultado preliminar pode advir de outros fatores que não sejam o recebimento do benefício, como a maior vulnerabilidade socioeconômica ou características inatas aos indivíduos. O objetivo desse estudo é justamente distinguir essas demais vulnerabilidades e verificar se famílias em que ocorre a violência doméstica se diferem única e exclusivamente pelo recebimento ou não do benefício fornecido pelo PBF, através do pareamento realizado pelo *propensity score*.

A Tabela 5 apresenta outros resultados preliminares com indícios de que a violência doméstica ocorre de forma mais frequente em famílias que recebem o benefício do PBF, distinguindo-as pelo nível de renda familiar per capita.

Pela Tabela 5, observa-se que, das mulheres inseridas em famílias com nível de renda per capita menor que R\$ 70,00 e que declararam agressão cometida pelo cônjuge ou ex-cônjuge, 57,83% recebem o benefício do PBF e 42,17% não o recebem. O raciocínio é análogo para as demais categorias. Conforme destacado na seção 3.2.1, apesar da abrangência do PBF, ainda existem razões práticas para a

existência de famílias que não recebem o benefício. Desse modo, há indício de que as mulheres pertencentes a famílias com renda per capita menor que R\$ 140,00 e que recebem o benefício do PBF sofrem mais violência doméstica do que as que não recebem; a exceção é para o nível de renda entre R\$ 140,00 e R\$ 232,50. Ressalta-se que esses resultados preliminares não significam necessariamente que o benefício do PBF seja o fator determinante da ocorrência da violência doméstica.

Tabela 5 – Número de mulheres que foram agredidas pelo cônjuge ou ex-cônjuge distinguidas pela renda familiar e pelo fato de receber o benefício do PBF

Recebe o benefício	Renda familiar mensal per capita				Total
	Menor que R\$70,00	Entre R\$70,00 e R\$140,00	Entre R\$140,00 e R\$232,50	Maior que 232,50	
Sim	251	259	102	38	650
Não	183	129	114	106	532
Total	434	388	216	144	1.182

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da PNAD de 2009. Nota: (1) Renda familiar menor que R\$70,00 e entre R\$70,00 a R\$140,00, referem-se a famílias em situação de extrema pobreza e pobreza, respectivamente. Tais faixas de renda atendem aos critérios de renda mensal per capita máxima para recebimento do PBF. (2) Renda familiar per capita maior que R\$140,00 indicam famílias que não atendem aos requisitos de renda para recebimento do benefício.

Cabe destacar que, na amostra analisada, foram encontradas 102 famílias com renda mensal per capita entre R\$ 140,00 e R\$ 232,50 e 38 famílias com renda maior que R\$ 232,50 que recebem o benefício; ou seja, das 650 famílias beneficiárias, 140 não satisfazem os critérios de renda do PBF (21,5%) e foram classificadas como receptoras do benefício. Tal resultado pode indicar uma possível ineficiência na distribuição dos recursos, ao beneficiar famílias que não atendam aos requisitos para elegibilidade. No entanto, conforme destacado na seção 3.6.4, a PNAD não possui uma pergunta específica para o recebimento do PBF, sendo necessário desagregar a variável “outros rendimentos”. Desse modo, pode ocorrer que para essas famílias que não atendam aos critérios de renda, o valor declarado em outros rendimentos advém de juros de caderneta de poupança, aplicações financeiras ou dividendos, e não de programas sociais como o PBF.

As Tabelas 6 e 7 apresentam as médias e a proporção das variáveis explicativas utilizadas no modelo de probabilidade de participação no PBF (referente à seção 3.1), etapa necessária para o pareamento realizado pelo *propensity score*.

Tabela 6 - Média de algumas das variáveis explicativas utilizadas no modelo de probabilidade de participação no PBF

	Média	Desvio-padrão
Renda líquida familiar excluindo o benefício do PBF	712,2014	2,2348
Idade do chefe da família	39,3139	0,0590
Anos de estudo do chefe da família	6,6178	0,0268
Número de cômodos do domicílio	5,4739	0,0143

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da PNAD de 2009.

Tabela 7 - Proporção das variáveis explicativas utilizadas no modelo de probabilidade de participação do PBF

		Proporção (%)
Presença de filhos residentes no domicílio no mês de referência	Há Filhos	78,35
	Não há	21,65
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a cor de pele do chefe da família seja preta e 0, caso contrário	Preta	9,57
	Outra cor de pele	90,43
<i>Dummy</i> igual a 1 caso o chefe trabalhe no setor formal e 0, caso contrário	Setor formal	68,87
	Informal	31,13
<i>Dummy</i> igual a 1 caso haja aposentados na família e 0, caso contrário	Há aposentados	6,30
	Não há	93,70
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a família resida no meio rural e 0, caso contrário	Rural	23,31
	Urbano	76,69
<i>Dummy</i> igual a 1 caso haja banheiro no domicílio e 0, caso contrário	Há banheiro	94,39
	Não há	5,61

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da PNAD de 2009.

Para a estimação da probabilidade de participação no PBF, a amostra foi constituída de famílias com média de renda familiar líquida, excluindo o valor do benefício do PBF, de R\$ 712,20 reais (valores de 2009), sendo a média de idade do chefe da família de 39 anos, com 6,6 anos de estudo. Ademais, os domicílios analisados possuíam média de 5,47 cômodos, provavelmente constituídos de dois quartos, sala, cozinha e um banheiro.

De acordo com a Tabela 7, a proporção de famílias que possuíam filhos era de 78,35% e, além disso, 68,87% dos chefes trabalhavam no setor formal e 23,31% das famílias que foram estudadas residiam no meio rural.

A amostra utilizada para analisar as principais características das famílias capazes de alterar a violência doméstica (referente à seção 3.4) é descrita nas Tabelas 8 e 9. A Tabela 8 apresenta a média das variáveis explicativas discretas utilizadas no modelo de estimação de probabilidade de ocorrência de violência doméstica. As demais variáveis explicativas utilizadas estão ilustradas na Tabela 9. Como estas variáveis são *dummies* (assumem valor 0 ou 1), os resultados são apresentados em formato de proporção.

Tabela 8 - Média das variáveis discretas utilizadas no modelo de probabilidade de ocorrência de violência doméstica

Variáveis discretas	Média	Desvio-padrão
Idade da mulher	32,5130	0,3520
Número de integrantes da família	4,1122	0,0602
Diferença absoluta de renda, entre o homem e a mulher que residem no mesmo domicílio.	84,4503	0,8734

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da PNAD de 2009.

A média de idade das mulheres que compõem a amostra foi de 32,5 anos. As famílias analisadas tinham em média 4,11 integrantes e a diferença média de renda bruta entre o homem e a mulher foi de R\$ 84,45 reais.

De acordo com a Tabela 9, a proporção de famílias que recebiam o benefício do PBF era de 38,89%. Cerca de 20% das famílias possuíam filhos de sexo masculino e 21,45%, filhas. A proporção de chefes de família sem ocupação era de 13,77%, e 9,28% das mulheres selecionadas na amostra possuíam cor da pele preta. Ademais, a proporção de mulheres que residiam no meio rural era de 9,57% e a de mulheres que migraram de sua unidade de federação de nascimento, 35,49%.

Nessa seção foram apresentadas algumas estatísticas descritivas com o intuito de caracterizar a relação entre violência doméstica e recebimento do PBF no Brasil, para o ano de 2009. Além disso, descreveu-se a média e o desvio-padrão das variáveis utilizadas nos modelos econométricos. Foi possível verificar que as mulheres pertencentes às famílias que recebem o benefício são aquelas que apresentaram mais relatos de ter sofrido agressão física do cônjuge ou ex-cônjuge. Porém, para a análise causal de tal relação, será necessária a utilização do método de pareamento por *propensity score*. Ademais, foram apresentados a média e o desvio-

padrão das variáveis explicativas utilizadas nos modelos de modo a caracterizar o ambiente e a amostra estudada. A próxima seção analisará os fatores que afetam a probabilidade de participação no PBF.

Tabela 9 - Proporção das variáveis discretas utilizadas no modelo de probabilidade de ocorrência de violência doméstica

		Proporção (%)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso receba o PBF e 0, caso contrário	Recebe	38,89
	Não Recebe	61,11
Presença de filhos do sexo masculino no domicílio na semana de referência	Sim	20,39
	Não	79,61
Presença de filhos do sexo feminino no domicílio na semana de referência	Sim	21,45
	Não	78,55
Chefe da família desocupado na semana de referência	Desocupado	13,77
	Ocupado	86,23
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a mulher tenha a cor de pele preta e 0, caso contrário	Preta	9,28
	Outra cor de pele	90,72
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a mulher resida no meio rural e 0, caso contrário	Rural	9,53
	Urbano	90,47
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a mulher resida no estado de origem e 0, caso contrário	Migrou	35,49
	Não Migrou	64,51

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da PNAD de 2009.

#### 4.2 Análise dos fatores socioeconômicos que afetam a probabilidade de ocorrência de violência doméstica

O PBF não é o único fator capaz de alterar a violência doméstica contra a mulher, de modo que existem outras características pertencentes aos indivíduos e à família que são capazes de influenciar a probabilidade de ocorrência de tal fenômeno. Nesse sentido, através da estimação de um modelo econométrico de probabilidade (*probit*), conforme equação (16), pretendeu-se analisar e discutir tais características para o ano de 2009 no Brasil.

Os dados da PNAD são de natureza complexa, por isso é necessária a estimação dos parâmetros levando-se em consideração os pesos amostrais adequados. Nesse sentido, a Tabela 10 apresenta os resultados do Efeito do Plano

Amostral – EPA por meio das estatísticas *DEFF* (equação 23), com o intuito de verificar se as estimativas são afetadas pelo plano amostral.

Tabela 10 - Efeito do Plano Amostral (EPA) através da estatística *DEFF*

	Valor EPA
<i>Dummy</i> igual a 1 caso receba o PBF e 0, caso contrário	1,1543
Presença de filhos do sexo masculino no domicílio na semana de referência	0,8494
Presença de filhos do sexo feminino no domicílio na semana de referência	0,9243
Chefe da família desocupado na semana de referência	1,2094
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a mulher resida no estado de origem e 0, caso contrário	1,3131
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a mulher resida no meio rural e 0, caso contrário	1,6874
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a mulher tenha a cor de pele preta e 0, caso contrário	1,8821
Idade da mulher	1,0879
Idade da mulher ao quadrado	1,0819
Número de integrantes da família	1,2314
Diferença de renda entre o homem e a mulher	1,2872
Escolaridade da mulher	1,1733

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da PNAD de 2009.

Como pode ser observado, caso o plano amostral complexo da PNAD para a estimativa da probabilidade de ocorrência de violência doméstica não fosse considerada, as estimativas dos erros-padrão seriam subestimados ( $DEFF > 1$ ) na maioria as variáveis, com exceção da “Presença de filhos menores que 15 anos” e “Presença de filhos maiores que 15 anos”, em que as estimativas produziriam erros-padrão superestimados ( $DEFF < 1$ ).

A Tabela 11 apresenta os principais fatores socioeconômicos associados à probabilidade de ocorrência de violência doméstica contra a mulher.<sup>32</sup> Conforme destacado na seção 3.1, em modelos de probabilidade, a interpretação dos coeficientes não ocorre de forma usual como em modelos lineares, sendo necessária a estimativa dos efeitos marginais (equação 5). Ressalta-se, também, que as medidas de qualidade de ajustamento usuais obtidas em modelos de probabilidade, como o *Count R*<sup>2</sup>, não é factível de obtenção, devido à natureza complexa dos dados.

<sup>32</sup> Todas as variáveis foram estatisticamente significativas a 10% de significância, de acordo com o teste de *Wald* (Anexo – Tabela A2).

Tabela 11 - Fatores socioeconômicos associados com a probabilidade de ocorrência da violência doméstica contra a mulher no Brasil no ano de 2009

Variável dependente: <i>Dummy</i> igual a 1 caso a mulher tenha declarado ter sofrido violência doméstica do cônjuge ou ex-cônjuge no período de 27 de setembro de 2008 a 26 de setembro de 2009 e 0, caso contrário	Coefficiente	Efeito Marginal
<i>Dummy</i> igual a 1 caso receba o PBF e 0, caso contrário	0,2210** (0,1021)	0,0854** (0,0396)
Presença de Filhos do sexo masculino	-1,4484** (0,7290)	-0,4880*** (0,1474)
Presença de filhos do sexo feminino	0,9137* (0,5033)	0,2777*** (0,1026)
Chefe da família desocupado	0,3658*** (0,1371)	0,1438*** (0,0543)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a mulher resida no estado de origem e 0, caso contrário	-0,2605*** (0,1087)	-0,0988** (0,0406)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a mulher resida no meio rural e 0, caso contrário	0,2701 <sup>ns</sup> (0,1927)	0,1061 <sup>ns</sup> (0,0766)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a mulher tenha a cor de pele preta e 0, caso contrário	-0,3959* (0,2274)	-0,1431** (0,0752)
Idade da mulher	0,1604*** (0,0324)	0,0075*** (0,0124)
Idade da mulher ao quadrado	-0,0023*** (0,0004)	-
Número de integrantes da família	-0,1027*** (0,3666)	-0,0395*** (0,0141)
Diferença de renda entre o homem e a mulher	0,0337** (0,0171)	0,0130** (0,0066)
Escolaridade da Mulher	-0,0302** (0,0139)	-0,0117** (0,0053)

Predição da probabilidade da mulher ter declarado sofrer violência doméstica: 39,37%

Teste F: 2,30\*; Pseudo R2 de McKelvey and Zavoina's<sup>33</sup>: 0,991

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da PNAD de 2009. \*\*\*Significativo a 1%; \*\*Significativo a 5%; \*Significativo a 10%; ns: não significativo. Nota: (1) Desvio-padrão entre parênteses. (2) Efeito marginal estimado no ponto médio da amostra através do comando *mfx* do Stata 12 pela fórmula apresentada na equação (5). (3) Efeito marginal (EM) da variável Idade da mulher (*id*) depende da idade da idade da mulher ao quadrado (*id2*):  $EM = (\hat{\beta}_{id} + 2\hat{\beta}_{id2}id)P_i(1 - P_i)$ , em que  $p_i$  representa a probabilidade da mulher ter declarado sofrer violência doméstica. (4) Hipótese nula teste F: todos os parâmetros são iguais a zero.

Com base nos resultados obtidos na Tabela 11, pode-se concluir que as mulheres inseridas em famílias beneficiárias do PBF possuem maior probabilidade de sofrerem violência doméstica cometida pelo cônjuge ou ex-cônjuge, ratificando os

<sup>33</sup> Pseudo R2 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.

resultados da relação causal<sup>34</sup> encontrada e discutida nas seções 3.3 e 3.4. Dessa forma, caso a família receba o PBF, a probabilidade de a mulher sofrer violência doméstica aumenta em 8,54%. Esses resultados estão de acordo com as teorias de Bloch e Rao (2002) e Bobonis *et al.* (2013), segundo as quais o incremento da renda da mulher eleva a ocorrência de violência, uma vez que o marido terá maiores incentivos para praticar a violência e extrair os recursos de sua parceira.

A presença de filhos é definido por Strauss *et al.* (1980) como um fator importante que influencia na ocorrência de violência doméstica. Esses autores destacam relação positiva entre o número de crianças no domicílio e a ocorrência de violência. No presente estudo, a presença de filhos do sexo masculino reduz a probabilidade de violência doméstica em 48,80%., enquanto a presença de filhas aumenta a probabilidade de ocorrência em 27,77%. Uma explicação dada pelos autores e também por Klevens *et al.* (2000) está no fato de que muitas vezes os filhos são capazes de proteger as suas mães do parceiro agressor, enquanto as filhas acabam por também sofrer violência doméstica. Os trabalhos de Koenen *et al.* (2003), Wolfe *et al.* (2003) e Aizer (2011) destacam os impactos negativos sobre os filhos como o fato de estes terem grande probabilidade de serem futuros agressores, possuírem baixo desempenho escolar e problemas emocionais.

Conforme apontou pesquisa realizada pela Fundação Perseu Abramo (2010), as mulheres brasileiras tendem a procurar auxílio contra a violência cometida pelo cônjuge ou ex-cônjuge principalmente com familiares. O fato de a mulher ser migrante e morar em outro Estado dificulta o contato com tais parentes. Isso pode ser verificado pelo sinal obtido no presente modelo. Desse modo, caso a mulher não resida no seu Estado de origem, a probabilidade de sofrer violência doméstica aumenta em 9,88%. Dutton *et al.* (2000), ao analisar as mulheres latinas migrantes nos Estados Unidos, destacam a possibilidade de estas sofrerem maior violência doméstica devido à dificuldade de contato social e por não conhecerem os mecanismos legais para denunciar os agressores.

Apesar das evidências de que as mulheres residentes no meio rural tendem a sofrer maior violência doméstica, no presente modelo isso não se mostrou significativo, indicando que o fato mulher residir no meio urbano ou rural não possui

---

<sup>34</sup> Conforme Moffit (1995), modelos de probabilidade não representam relação causal entre a variável dependente e a explicativa devido ao viés de seleção amostral. Por tal motivo, aplicou-se o método de *propensity score*.

influência sobre a probabilidade de ocorrência de violência doméstica. No caso brasileiro, acredita-se que isso ocorre devido ao empenho e consciência da Secretaria de Políticas para as Mulheres (SPM) em levar a “Lei Maria da Penha” e as penalidades da lei para o meio rural, visto suas peculiaridades. Um exemplo disso está na implementação, em 2008, de 54 unidades móveis destinadas a atender essas mulheres. Nos Estados Unidos, tal resultado mostra-se diferente, conforme estudo de Ribero e Sánchez (2005), cujos resultados mostram que, caso o domicílio se encontre no meio rural, há maior probabilidade de ocorrência da violência, dado o maior isolamento social dessas mulheres.

O sinal obtido para a variável referente à idade da mulher indica que a probabilidade de violência doméstica contra elas aumenta à medida que ficam mais velhas. No entanto, o sinal negativo de “idade da mulher ao quadrado” indica que a relação entre idade da mulher e violência doméstica possui um ponto de idade máximo, a partir do qual a probabilidade de ocorrência de violência começa a decrescer. Tais resultados corroboram os obtidos por Baum *et al.* (2009), em que mulheres mais jovens tendem a sofrer mais violência doméstica. De acordo com esses autores, tal fenômeno pode ser explicado pelo fato de que mulheres com idade mais avançada tendem a apresentar um *status* socioeconômico mais elevado e, conseqüentemente, menor vulnerabilidade à violência.

Com relação à variável raça, obteve-se o resultado não esperado de que as mulheres com a cor de pele não preta possuem maiores chances de sofrer violência doméstica. Um possível fator capaz de explicar tal situação deve-se ao fenômeno da subnotificação. De acordo com os dados utilizados na presente pesquisa, das 1.182 mulheres que declararam sofrer agressão física do cônjuge ou ex-cônjuge, 533 (45,09%) disseram não procurar a polícia após sofrer a agressão. Além disso, as mulheres que possuem cor de pele preta são as que menos procuraram a polícia (55%). Desse modo, acredita-se que o resultado inesperado deve-se ao viés de subnotificação, levando à conclusão de que as mulheres que possuem a cor de pele preta possuem menor probabilidade de sofrer agressão.

Por fim, a diferença absoluta de renda entre o homem e a mulher também afeta de maneira positiva a probabilidade de ocorrência de violência doméstica. 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 a probabilidade de ocorrência de violência doméstica. Ao realizar tal investimento, eleva-se o capital humano e, em consequência da maior produtividade, é possível atingir maiores níveis salariais e menor dependência financeira do marido. Tal relação mostrou-se também significativa nos estudos de Ellsberg *et al.* (1999) com as mulheres da Nicarágua e Aizer (2010) nos Estados Unidos.

Desse modo, analisados os negativos efeitos da violência doméstica já discutidos, os formuladores de políticas públicas devem ter uma atenção especial para determinados grupos de famílias. Mulheres jovens beneficiárias do PBF com baixa escolaridade, que não residam no seu Estado de origem e sejam pertencentes a famílias com maior número de filhos do sexo feminino têm maior probabilidade de sofrerem violência física do cônjuge ou ex-cônjuge. Dada a escassez de recursos públicos, a importância de se reconhecer, de forma minuciosa, quais características das famílias afetam diretamente a probabilidade de ocorrência da violência doméstica reside no fato de se obter maior eficácia no enfrentamento de tal fenômeno. Uma das alternativas seria o direcionamento de recursos, como campanhas educativas enfatizando a prevenção e os mecanismos de denúncia para tais mulheres.

### **4.3 Análise dos fatores associados à probabilidade de participação no Programa Bolsa Família**

O objetivo dessa seção é estimar a probabilidade de participação no PBF (referente à seção 3.1) para realizar o posterior pareamento das famílias beneficiárias e não beneficiárias igualmente comparáveis, de acordo com suas características observáveis, e, assim, analisar a influência do tratamento (participar do PBF) sobre a violência doméstica. Os resultados são apresentados na Tabela 12.<sup>35</sup>

Os sinais obtidos pelos coeficientes da estimativa foram os esperados. Uma vez que possuir renda per capita menor que R\$ 140,00 é uma das condicionalidades do PBF, caso a renda da família aumente, tal fato diminui a probabilidade de participar do programa. Isso inclui também a renda de aposentados, de modo que, se houver pessoas na família que recebam aposentadoria, a probabilidade de participar

---

<sup>35</sup> Conforme Venetoklis (2005), a inclusão de variáveis irrelevantes ao modelo que servirá para o pareamento da amostra (apresentado na Tabela 12) não causará viés nas estimativas do ETMT. Portanto, não é necessária a realização de um teste de *Wald*, para verificar se as variáveis foram significativas no modelo.

do programa diminuirá, visto que há a garantia que este indivíduo receba pelo menos um salário mínimo (R\$ 465,00 em 2009) e eleve a renda mensal domiciliar per capita.

Tabela 12 - Estimativa da probabilidade de participação no Programa Bolsa Família

Variáveis Explicativas	Coefficiente	Efeito Marginal
Renda Familiar excluindo a renda oriunda do PBF	-0.0005*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)
Idade do Chefe da Família	0.1576*** (0.0051)	0.0152*** (0.0012)
Idade do Chefe da Família ao Quadrado	-0.0017*** (0.0000)	-
Anos de estudo do chefe da Família	-0.0957*** (0.0026)	-0.0230*** (0.0006)
Presença de filhos na família	0.1023*** (0.0013)	0.0400*** (0.0008)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a cor da pele do chefe da família seja preta	0.1651*** (0.0337)	0.1400*** (0.0048)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso o chefe trabalhe no setor formal	-0.6014*** (0.0215)	-0.0858*** (0.0120)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso haja aposentados na família	-0.3724*** (0.0550)	-0.0015*** (0.0012)
Número de cômodos do domicílio	-0.0063 <sup>ns</sup> (0.0052)	-0.1640 <sup>ns</sup> (0.0064)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a família resida no meio rural	0.2873*** (0.0292)	0.0698*** (0.0072)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso haja banheiro no domicílio	-0.0828** (0.0462)	-0.0200** (0.0113)
Centro-Oeste	-0.7481*** (0.0326)	-0.2127*** (0.0060)
Sudeste	-0.9488*** (0.0296)	-0.0430*** (0.0027)
Norte	-0.1773*** (0.0111)	-0.0452*** (0.0018)
Sul	-0.2418*** (0.0088)	-0.0580*** (0.0021)

Predição da probabilidade da família participar do PBF: 40,10%; Teste F: 549,19\*:

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da PNAD de 2009. \*\*\*Significativo a 1%; \*\*Significativo a 5%; \*Significativo a 10%; ns: não significativo. Nota: (1) Desvio-padrão entre parênteses. (2) Efeito marginal no ponto médio estimado através do comando *mfx* do Stata 12. (3) Efeito marginal (EM) da variável Idade do chefe da família (*id*) depende da idade do chefe da família ao quadrado (*id2*):  $EM = (\hat{\beta}_{id} + 2\hat{\beta}_{id2}\bar{id})P_i(1 - P_i)$ , em que  $p_i$  representa a probabilidade de participação no PBF.

Ademais, se na família houver indivíduos que trabalham no setor formal, isso significa que possuem carteira de trabalho assinada e recebem, pelo menos, um

salário mínimo (R\$ 465,00 em 2009). Por existir tal renda familiar, isso reduz a probabilidade de participação no programa. Ademais, indivíduos mais escolarizados tendem a possuir maior nível de capital humano e ser mais produtivos, implicando maiores retornos salariais e, conseqüentemente, menor probabilidade de receber o benefício.

Além disso, o domicílio pertencente ao meio rural possui maior probabilidade de receber o benefício, indo ao encontro do resultado esperado, uma vez que dados do IBGE (2011) retratam que um em cada quatro moradores no campo vivem em situação de extrema pobreza (renda mensal per capita inferior a R\$ 70,00).

Por fim, a presença de filhos aumenta a probabilidade de participação, uma vez que essa é uma das condicionalidades para o recebimento do benefício para as famílias que possuem renda entre R\$ 70,00 e R\$ 140,00. Ademais, a probabilidade é maior para a região Nordeste (região base), uma vez que tal região recebe cerca de metade dos recursos destinados ao PBF e é caracterizada por ser a região com o menor Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) das cinco regiões geográficas brasileiras e o menor Produto Interno Bruto (PIB) per capita (IPEA, 2012).

Desse modo, a probabilidade de participação no PBF possui relação inversa com a renda líquida familiar, anos de estudo do chefe da família, com o fato de o chefe da família trabalhar no setor formal, com a presença de aposentados na família (implicando uma renda fixa mensal pelo recebimento da aposentadoria) e com a existência de banheiro (variável que indica vulnerabilidade socioeconômica). Além disso, as *dummies* para as regiões revelam que indivíduos possuem menores chances de participação no PBF caso residam fora da região Nordeste. Ademais, as estimativas apresentadas na Tabela 12 mostram uma relação direta entre a probabilidade de participação no PBF e a idade do chefe da família, a presença de filhos, caso a cor de pele do chefe familiar seja preta e caso o domicílio esteja situado no meio rural.

Tais resultados estão de acordo com as condicionalidades do PBF, uma vez que famílias com melhor remuneração, maior escolaridade, residentes em regiões urbanas (o que implica, na maioria das vezes, melhores oportunidades de emprego e renda), e, dada a menor presença de filhos, possuem menor probabilidade de depender de programas sociais de transferência de renda, como o PBF. Além disso, os resultados dessa seção são similares aos obtidos por Resende (2006), Araújo (2010) e Tavares (2010).

#### 4.4 Efeito do Programa Bolsa Família sobre a violência doméstica contra a mulher no ano de 2009

O modelo *logit* estimado e apresentado na seção 4.3 foi utilizado com o intuito de parear famílias receptoras e não receptoras do PBF através do *propensity score*. De acordo com tal método, o pareamento gerou grupos de famílias que possuem características observáveis bem semelhantes (apresentadas na equação 12), diferindo unicamente pelo recebimento ou não do benefício. Feito isso, avaliou-se a incidência da violência doméstica entre essas famílias. Tal análise foi realizada através do cálculo do Efeito do Tratamento Médio sobre o Tratado – ETMT, com a variável de interesse da presente pesquisa sendo a *dummy* com valor igual a 1, caso a mulher tenha alegado que a última agressão física sofrida foi cometida pelo cônjuge ou ex-cônjuge (no período de 27 de setembro de 2008 a 26 de setembro de 2009), e 0, caso contrário. A amostra final pareada foi constituída de 906 famílias que não receberam o tratamento (ou seja, que não recebem o PBF devido aos motivos elencados na seção 3.2.1), que são igualmente comparáveis com 844 famílias que receberam o tratamento (ou seja, que recebem o PBF). A Tabela 13 apresenta os valores do ETMT estimados, conforme equação (15).

De acordo com a Tabela 12, observa-se que a incidência da violência doméstica foi superior nas famílias que recebem o PBF. Esse resultado é estatisticamente significativo a 1% de probabilidade, uma vez que não existem diferenças entre os grupos de tratamento e de controle analisados. Isso indica que, entre famílias igualmente comparáveis, o recebimento do benefício é capaz de aumentar a violência doméstica contra a mulher cometida pelo cônjuge ou ex-cônjuge em 7,67%.

Tabela 13 - Estimativa do efeito de tratamento médio sobre os tratados (ETMT) no Brasil, no ano de 2009

Variável de resposta	Famílias que recebem o benefício	Famílias que não recebem o benefício	Diferença	P-valor
Mulher sofreu agressão do cônjuge ou ex-cônjuge	0,3069	0,2302	0,0767***	0.0040

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da PNAD de 2009. (1) ETMT estimado pelo método de *Kernel*; (2) P-valor obtido pelo erro-padrão estimado por *bootstrap* de 1000 repetições; (3) \*\*\* Significativo a 1%. (4) Hipótese nula: há diferenças entre a função de densidade dos grupos de tratamento e de controle com relação à variável de interesse.

O resultado difere dos obtidos por Bobonis e Castro (2010) no México; Perova (2010), para o programa de transferência *Juntos*, no Peru; e Hidrobo e Fernald (2013), para a análise do programa *Bono de Desarrollo Humano*, no Equador. Tais trabalhos encontraram como resultado que o programa de transferência de renda é capaz de reduzir a violência contra a mulher. Destaca-se que o ponto em comum de tais trabalhos é que eles analisam o efeito causal do benefício contra a violência feminina no curto prazo, até quatro anos após a implementação do programa de transferência de renda. O presente trabalho analisa o PBF e sua influência sobre a violência contra a mulher após sete anos da implementação do programa no Brasil (2003 a 2009) e encontra relação direta entre o recebimento do benefício e a ocorrência de tal fenômeno. Bobonis e Castro (2010) discutem os efeitos no curto e longo prazo do benefício no México e constataram que no curto prazo (dois a seis anos), o benefício tende a diminuir a ocorrência de violência doméstica; mas, no longo prazo (cinco a nove anos), tal efeito desaparece.

Conforme evidências destacadas na introdução e em concordância com os trabalhos supracitados, embora a expectativa do presente estudo fosse que o recebimento do PBF atuasse no sentido de reduzir a violência doméstica contra a mulher, sendo essa a hipótese da pesquisa, existem alguns fatores capazes de explicar o resultado contrário.

Considerando o período de sete anos no Brasil, observa-se que os resultados corroboram os obtidos por Bobonis e Castro (2010), que analisaram o efeito do programa de transferência de renda *Oportunidades* no México, para o longo prazo. Para os referidos autores, isso ocorre devido ao viés de seleção conjugal (*marital selection*). De acordo com esse viés, em uma relação conjugal, a mulher possui menor chance de obter melhores níveis educacionais e ocupacionais, comparada ao homem. Consequentemente, 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 tenha uma diferença de renda relativamente menor à do homem, a tendência é que ao longo do tempo o homem aproprie de tais recursos, para manter o poder econômico na relação.

Além disso, apesar dos programas analisados em outros países também exigirem condicionalidades das famílias em contrapartida ao recebimento do benefício, que são relacionadas à saúde e educação, existem alguns fatores que diferem o PBF dos demais. Com relação às condicionalidades da saúde, o PBF exige

acompanhamento familiar das crianças recém-nascidas, visando manter o calendário de vacinação atualizado e realizar acompanhamento nutricional. No entanto, com relação à saúde dos demais membros da família, há exigências apenas para mulheres gestantes e nutrizes, no sentido de realizar o pré-natal e fornecer orientações a respeito do aleitamento materno. Essa particularidade das condicionalidades da saúde produz semelhanças e diferenças entre os demais programas de transferência de renda existentes na América Latina e Caribe.

Nesse sentido, o PBF se assemelha aos programas de transferência de renda da Argentina (*Programa Familias*), Paraguai (*Red de Protección y Promoción Social*), Colômbia (*Familias en Acción*), Equador (*Bono de Desarrollo Humano*) e Jamaica (*Program of Advancement through Health and Education*). No entanto, os programas *Oportunidades*, no México, e *Juntos*, no Peru, exigem das famílias acompanhamento básico de saúde para todos os membros desta, com foco na utilização de serviços públicos e na prevenção de doenças. Outros países que também exigem condicionalidades com relação ao acompanhamento médico de todos os membros da família são: Honduras (*Programa de Asignación Familiar*), Nicarágua (*Atención a Crisis*), El Salvador (*Red Solidaria*) e Chile (*Chile Solidario*).<sup>36</sup> Desse modo, percebe-se que os resultados do México e Peru, em que o programa de transferência foi capaz de reduzir a violência contra a mulher, foram obtidos em contextos diferentes do brasileiro, considerando que nesses países é necessária a condicionalidade de acompanhamento do estado de saúde de todos os membros da família. Desse modo, ao condicionar o acompanhamento da saúde da mulher, isso implica maior fiscalização por parte do sistema de saúde e maiores chances de o agressor ser descoberto e denunciado, inibindo a violência cometida contra ela.

Com relação ao referencial teórico do presente estudo, o incremento da renda feminina e violência contra as mulheres no modelo de Tauchen *et al.* (1991) ocorre de modo ambíguo, sendo necessária a investigação empírica de tal fenômeno. No caso em que o aumento na renda da mulher via transferências governamentais eleva o nível de violência doméstica, acredita-se que o homem terá maior incentivo e maior utilidade ao cometer a violência, dados os maiores retornos da apropriação dos recursos financeiros de sua parceira. Isso também é corroborado pela teoria de Bloch e Rao (2002) e pelo resultado empírico encontrado por Bobonis *et al.* (2013), ao

---

<sup>36</sup> O detalhamento de todos os 36 programas de transferência de renda existentes no mundo podem ser consultados no site do Banco Mundial ([www.worldbank.org](http://www.worldbank.org)), na seção “*Safety Nets and Transfers*”.

analisarem o efeito do programa de transferência de renda para o México, denominado *Oportunidades* sobre a violência contra a mulher. Tais trabalhos destacam o fato de que o aumento na renda da mulher será capaz de fornecer a ela mais autonomia e, ao perceber certo grau de perda de controle de decisão dentro do domicílio, o homem terá um aumento na sua utilidade marginal em cometer a violência.

Além disso, 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 mulher está associada diretamente a perda de capital humano, como sintomas de depressão, doença mental e depreciação do estado de saúde.

Além da perda de capital humano, sendo esta uma negativa consequência para a economia, há também problemas relacionados ao aumento na probabilidade de desemprego (RIBERO; SÁNCHEZ, 2005). Conforme destacam Ribero e Sánchez (2005), há também implicações sobre o orçamento governamental, uma vez que são necessários gastos adicionais em saúde e segurança pública para combater a violência contra a mulher, ressaltando-se que tais recursos poderiam ser aplicados em setores que gerariam maiores retornos para a sociedade.

Nesse sentido, visto que o benefício do PBF é concedido às famílias com elevada vulnerabilidade socioeconômica, a ocorrência da violência doméstica contra a mulher em tais domicílios tende a agravar a situação de vulnerabilidade. Além disso, uma vez que um dos principais objetivos do PBF está em interromper o ciclo intergeracional da pobreza, ao fornecer renda no curto prazo, de forma a elevar o nível de capital humano das famílias no longo prazo, a violência doméstica contra a mulher torna-se um efeito adverso, dadas as consequências negativas sobre os filhos, no que diz respeito à queda de rendimento escolar das crianças e elevação de seus problemas emocionais (KOENEN *et al.*, 2003; AIZER, 2011).

Ademais, estudo realizado pelo Núcleo de Estudos e Pesquisa sobre a Mulher da Universidade de Brasília – AGENDE (2006) retrata a importância do PBF na elevação da condição social das mulheres beneficiárias e na afirmação da autoridade delas no espaço doméstico e no seu papel de cidadã. Além disso, conforme ressalta Moreira (2010), ao analisar o empoderamento das mulheres após o recebimento do PBF, observa-se que elas têm alcançado resultados significativos quanto a inclusão

social, qualificação e empoderamento individual e relacional.<sup>37</sup> Porém, ao contrário desses estudos, os resultados aqui obtidos geram evidências de que o benefício não está sendo capaz de garantir maior autoridade para a mulher no espaço doméstico, em razão a maior violência que ela tem sofrido pelo cônjuge ou ex-cônjuge devido ao recebimento do PBF.

#### 4.4.1 Qualidade da estimação do efeito do PBF sobre a violência doméstica contra a mulher no ano de 2009

Nessa subseção são apresentados os testes realizados de forma a validar os resultados obtidos. O modelo *logit*, apresentado na seção 4.1, foi necessário para prever a probabilidade de participação no PBF. Após isso, realizou-se o pareamento das famílias igualmente comparáveis que recebem e não recebem o PBF, via *propensity score*. Para analisar a qualidade do pareamento, procedeu-se ao auxílio do teste Pseudo R2, descrito na Tabela 14.

Tabela 14 - Teste Pseudo R2 referente à qualidade do pareamento

Grupos	Pseudo R2	LR Chi2	P-valor
Não Pareados	0,115	10985,84***	0,0000
Pareados	0,027	62,84***	0,0000

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da PNAD de 2009. \*\*\* Significativo a 1%. Hipótese nula: As médias das variáveis explicativas da equação (4) após o pareamento são diferentes entre os grupos de tratamento e controle.

Pelos resultados encontrados, observa-se que não há diferença estatística a 1% de significância entre as médias do grupo tratado e do grupo não tratado. Isso significa que as famílias são igualmente comparáveis e é possível analisar a incidência da violência doméstica entre elas.

Na Tabela 15 apresenta-se a análise da redução do viés padronizado para cada variável explicativa do modelo *logit* estimado (equação 4). Caso o valor da redução do viés seja positivo, isso significa que o pareamento pelo *propensity score* foi realizado de forma satisfatória. De acordo com Caliendo e Kopeinig (2005, p. 15), o viés padronizado calcula a distância na distribuição marginal das variáveis explicativas do modelo de probabilidade. Para cada variável explicativa X (equação 4), o viés é definido como a diferença na média das variáveis antes e depois do

<sup>37</sup> Para a explanação das diversas dimensões do empoderamento feminino, consultar Malhotra *et al.* (2002).

pareamento, em relação à raiz quadrada da variância de ambos os grupos (equações 20 e 21).

Tabela 15 - Análise da redução do viés padronizado para a amostra de famílias pareadas

Variáveis	Amostra	Média		Redução viés (%)
		Tratados	Controle	
Renda Líquida do PBF	Não Pareados	620,91	772,06	54,5
	Pareados	539,02	607,79	
Idade do Chefe da Família	Não Pareados	39,82	38,62	22,0
	Pareados	35,65	36,58	
Anos de estudo do chefe da família	Não Pareados	5,66	7,55	90,6
	Pareados	6,11	5,93	
Presença de filhos na família	Não Pareados	0,29	0,24	83,4
	Pareados	0,29	0,20	
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a cor de pele do chefe da família seja preta	Não Pareados	0,10	0,09	-921,6
	Pareados	0,09	0,15	
<i>Dummy</i> igual a 1 caso o chefe trabalhe no setor formal	Não Pareados	0,21	0,38	87,5
	Pareados	0,18	0,21	
<i>Dummy</i> igual a 1 caso haja aposentados na família	Não Pareados	0,04	0,07	77,6
	Pareados	0,01	0,02	
Número de cômodos do domicílio	Não Pareados	5,43	5,52	-18,2
	Pareados	5,25	5,15	
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a família resida no meio rural	Não Pareados	0,28	0,16	89,4
	Pareados	0,12	0,13	
<i>Dummy</i> igual a 1 caso haja banheiro no domicílio	Não Pareados	0,93	0,96	72,7
	Pareados	0,93	0,92	
Centro-Oeste	Não Pareados	0,09	0,13	63,8
	Pareados	0,10	0,11	
Sudeste	Não Pareados	0,12	0,21	88,9
	Pareados	0,11	0,13	
Norte	Não Pareados	0,57	0,62	-262,5
	Pareados	0,56	0,74	
Sul	Não Pareados	0,26	0,48	27,5
	Pareados	0,40	0,24	

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da PNAD de 2009.

Assim, percebe-se que o pareamento foi realizado de forma satisfatória, uma vez que apenas as variáveis “*Dummy* igual a 1 caso a cor de pele do chefe da família seja preta”, “Número de cômodos do domicílio” e “Norte” levaram ao aumento do viés. Observa-se que o pareamento pelo *propensity score* reduziu o viés das variáveis explicativas para as famílias que pertencem ao grupo de tratamento e de controle, implicando que as famílias que recebem e as que não recebem o benefício podem ser comparáveis com relação à violência doméstica contra a mulher.

A Tabela 16 contém os resultados do teste realizado com o intuito de verificar a possível presença de viés no pareamento e na estimativa do ETMT, causado por variáveis omitidas da equação (4), através dos limites de Rosenbaum. De acordo com Heckman *et al.* (1997), a omissão de variáveis importantes nesse modelo de probabilidade pode causar sério viés nas estimativas do ETMT.

Tabela 16 - Teste de sensibilidade do ETMT através dos limites de Rosenbaum

Variável	Limites de Rosenbaum	P-valor
Mulher sofreu agressão do cônjuge ou ex-cônjuge (=1 caso a mulher tenha sofrido violência doméstica e 0, caso contrário)	1,0	0,0000
	1,1	0,0000
	1,2	0,0000
	1,3	0,0000
	1,4	0,0000
	1,5	0,0000

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da PNAD de 2009. Hipótese nula: há presença de viés por variáveis omitidas na equação estimada (4).

Pela análise do P-valor, os coeficientes de ETMT estimados apresentam alta significância, implicando a não existência de viés nos resultados do pareamento por variáveis omitidas no modelo *logit*. Isso significa que o pareamento das famílias de acordo com as características observáveis utilizadas na equação (4) foi suficiente para garantir a qualidade do resultado obtido no ETMT (Tabela 13), ou seja, garantir a não existência de viés na análise do recebimento do PBF e seu efeito sobre a violência doméstica. Por fim, pela análise dos testes realizados, percebe-se que o modelo estimado na seção 4.3 foi bem ajustado, de forma a validar os coeficientes e as consequentes interpretações dos resultados.

#### **4.5 Efeito do Programa Bolsa Família sobre a violência doméstica contra a mulher no ano de 2009 para níveis de renda distintos**

Esta seção visa analisar se o benefício concedido pelo PBF afeta a violência doméstica contra mulheres que estão inseridas em famílias com níveis de renda distintos. Para isso foi estimado o ETMT com níveis de renda mensal per capita menor que R\$ 70,00; entre R\$ 70,00 e R\$ 140,00; e entre R\$ 140,00 e R\$ 232,50, conforme seção 3.3. Os motivos da existência de famílias com baixa renda que não recebem o benefício podem ser consultadas detalhadamente na seção 3.2.1. Entre esses motivos, podem-se destacar a falta de informação da família a respeito de como receber o benefício, a não garantia do governo federal de que o recebimento será imediato e o fato de o limite de cotas preestabelecido do benefício por município já ter sido atingido. Além disso, apesar de as famílias com faixa de renda entre R\$ 140,00 e R\$ 232,50 não preencherem os pré-requisitos de renda mínima para participar do programa, na seção 3.3 discute-se a motivação para a inclusão dessas famílias, seja pelas particularidades do modelo, seja pela possível omissão de renda das famílias ao se cadastrarem no CadÚnico.

Na Tabela 17 apresentam-se os resultados estimados pelo ETMT do PBF sobre a violência doméstica no Brasil no ano de 2009, com a utilização do cálculo via pareamento de *kernel* (equação 15). A etapa inicial da estimativa de probabilidade de participação no PBF para as famílias com renda per capita menor que R\$ 70,00, entre R\$ 70,00 e R\$ 140,00 e entre R\$ 140,00 e R\$ 232,50 encontra-se nas Tabelas A3, A4 e A5, respectivamente. Ressalta-se que tal etapa foi necessária para o posterior pareamento das famílias igualmente comparáveis, de acordo com as características observáveis da equação (4).

Como pode ser observado, a diferença entre os grupos de tratamento e de controle são semelhantes aos resultados obtidos ao considerar todos os níveis de renda, em relação ao sinal dos coeficientes. De acordo com os valores obtidos e dada a significância do teste a 10% para as famílias com renda menor que R\$ 70,00 e a 5% para as famílias com renda entre R\$ 70,00 e R\$ 140,00 e entre R\$ 140,00 e R\$ 232,50, verifica-se que não existem diferenças entre o grupo de tratamento e o de controle, de modo que o PBF possui efeito causal de aumentar a violência doméstica contra as mulheres. Nas famílias com renda per capita menor que R\$ 70,00, o PBF pode aumentar a incidência da violência doméstica contra a mulher, em média, 9,40%. No caso das famílias com renda entre R\$ 70,00 e R\$ 140,00 e entre R\$

140,00 e R\$ 232,50, o PBF é capaz de aumentar a incidência da violência doméstica, em média, 6,62% e 9,20%, respectivamente.

Tabela 17 - Estimativa do efeito de tratamento médio sobre o tratado (ETMT), no Brasil, no ano de 2009, para níveis de renda distintos

Variável de resposta: Mulher sofreu agressão do cônjuge ou ex-cônjuge	Famílias que recebem o benefício do PBF	Famílias que não recebem o benefício	Diferença	P-valor
Famílias com renda até R\$70,00	0,3811	0,2871	0,0940	0,070*
Famílias com renda entre R\$70,00 e R\$140,00	0,2876	0,2214	0,0662	0,037**
Famílias com renda entre R\$140,00 e R\$232,50	0,2757	0,1837	0,0920	0,011**

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da PNAD de 2009. Nota: (1) P-valor obtido pelo erro padrão calculado por *bootstrap* de 1000 repetições; (2) \*\*\*Significativo a 1%; \*\*Significativo a 5%; \*Significativo a 10%. (3) Hipótese nula: há diferenças entre a função de densidade dos grupos de tratamento e de controle, com relação à variável de interesse.

Observa-se que o benefício concedido pelo PBF possui um maior efeito sobre a violência doméstica nas famílias com baixa renda (menor que R\$ 70,00 mensais per capita). Desse modo, há indícios de que o fato de serem as responsáveis pelo recebimento do PBF não garante a autonomia das mulheres, tornando-as menos respeitadas e com piores condições de influenciar no interior das relações familiares.

O Programa Bolsa Família alcançou resultados significativos e positivos desde a sua implementação, como pode ser observado nos trabalhos de Resende (2006), ao verificar um aumento no bem-estar das famílias; Pedrozo (2007), com a elevação na frequência escolar das crianças beneficiárias; e Ferro e Kassouf (2005), que constataram uma redução na jornada de trabalho infantil. Sabe-se que a condicionalidade do PBF com relação à saúde consiste do acompanhamento do calendário vacinal, do crescimento e desenvolvimento das crianças e do acompanhamento de gestantes e nutrizes. Porém, alguns estudos, como Cedeplar (2006) e Chein *et al.* (2006), não encontram resultados positivos sobre a melhora no *status* nutricional das crianças de seis a 60 meses pertencentes às famílias beneficiadas. Além disso, em MDS (2007) não se encontram resultados significativos sobre a vacinação e a realização de exames de pré-natal entre os beneficiários. Então, pode-se observar que, apesar dos resultados positivos, o PBF ainda possui certa ineficácia com relação ao cumprimento das condicionalidades de saúde. Desse modo, formuladores de políticas públicas devem atentar para as

evidências desse problema, além de ser necessário ampliar tal condicionalidade para o acompanhamento da saúde das mulheres, principalmente das que estão em situação de extrema pobreza (renda per capita menor que R\$ 70,00), de modo a reduzir a violência que estas têm sofrido.

Com relação à literatura nacional, os resultados apresentados neste estudo são corroborados pelos trabalhos de Moreira (2010), Silva *et al.* (2011) e Dantas e Neri (2013). Moreira (2010), ao analisar o empoderamento das mulheres em Minas Gerais, tem como resultado que, dos 11 municípios entrevistados, apenas em três as mulheres relataram sofrer menos violência doméstica do parceiro com o qual ela vive, após o recebimento do benefício. Silva *et al.* (2011) também encontraram evidências nas cidades de Uberlândia-MG e Londrina-PR de que não houve melhoras significativas com relação à violência doméstica para as mulheres beneficiárias. Ademais, Dantas e Neri (2013), ao realizarem uma análise bibliográfica e documental do PBF, ressaltam que o empoderamento alcançado pelas mulheres beneficiárias não atua no sentido de romper a violência doméstica que estas têm sofrido pelo marido.

Os resultados encontrados na Tabela 17 corroboram a teoria que embasa o presente estudo. Tauchen *et al.* (1991) indicam que a ocorrência de violência contra as mulheres com menor nível de renda está associado ao fato de o marido possuir maior utilidade em extrair a renda adicional da sua parceira (no caso, o benefício do PBF) por meio da agressão física.

Conforme destacado na introdução, a violência doméstica é um tema multidisciplinar, estudado pela criminologia, biologia, sociologia, psicologia e pelas teorias feministas. Visto os negativos efeitos de tal fenômeno tanto para o nível de capital humano da vítima quanto para a economia do País, o presente estudo buscou verificar se as motivações econômicas (variações no nível de renda da mulher) também são capazes de afetar a violência.

Apesar de evidências internacionais de que a violência contra a mulher ocorre em todos os níveis de renda (GARCÍA-MORENO; JANSEN, 2005; VYAS; WATTS, 2009), percebe-se que no Brasil, em 2009, tal incidência ocorreu com mais frequência entre famílias de baixa renda. Além disso, as de baixa renda que são beneficiárias do PBF são as que mais sofrem com tal fenômeno. A ocorrência de violência doméstica entre estas está associada principalmente ao fato de serem vulneráveis socioeconomicamente, o que pode implicar instabilidade dentro do

domicílio e a conseqüente agressão física contra a mulher. Além dessa instabilidade, os resultados obtidos no presente estudo indicam que o recebimento do PBF atua no sentido de elevar a probabilidade de a mulher sofrer agressão física, elevando o grau de vulnerabilidade das famílias que possuem baixo nível de renda familiar per capita, dados os negativos efeitos da agressão feminina. Ressalta-se que a relação entre baixos níveis de renda familiar e maior incidência da violência doméstica foi também constatada nos trabalhos de Ellsberg *et al.* (1999) para as mulheres da Nicarágua e Jewkes *et al.* (2002) para as mulheres da África do Sul.

A qualidade das estimativas para distintos níveis de renda podem ser consultadas no anexo. Pelos resultados das estimativas do Pseudo R2 apresentados na Tabela A6, observa-se que não existe diferença estatística a 1% entre as médias do grupo tratado e do grupo não tratado, para qualquer nível de renda analisado. Desse modo, os grupos de tratamento e de controle podem ser igualmente comparáveis quanto à ocorrência de violência doméstica contra a mulher e à sua relação causal com o recebimento do PBF.

As Tabelas A7, A8 e A9 apresentam o resultado da análise de redução do viés padronizado para cada variável explicativa nos níveis de renda menor que R\$ 70,00, entre R\$ 70,00 e R\$ 140,00 e entre R\$ 140,00 e R\$ 232,50, respectivamente.

Pela Tabela A7, observa-se que para o nível de renda per capita inferior a R\$ 70,00 somente as variáveis “Renda Líquida do Bolsa Família”, “*Dummy* igual a 1 caso a cor da pele do chefe da família seja preta”, “*Dummy* igual a 1 caso o chefe trabalhe no setor formal”, “Sudeste” e “Norte” apresentaram aumento de viés. As demais variáveis apresentaram redução do viés após o pareamento, implicando que tal procedimento foi capaz de deixar as médias das características observáveis dos grupos de famílias receptoras do benefício (grupo de tratamento) bem semelhantes às do grupo de famílias não receptoras (grupo de controle) e, assim, poder compará-las com relação à violência doméstica.

Para os níveis de renda *per capita* entre R\$ 70,00 e R\$ 140,00 (Tabela A8), apenas as variáveis “*Dummy* igual a 1 caso a cor da pele do chefe da família seja preta”, “Número de cômodos do domicílio”, “Norte” e “Sul” levaram a um aumento de viés após o pareamento. E para o nível de renda entre R\$ 140,00 e R\$ 232,50 (Tabela A9), o aumento do viés ocorreu apenas nas variáveis “*Dummy* igual a 1 caso a cor da pele do chefe da família seja preta”, “Norte”, “Sul” e “Centro-Oeste”. Desse modo, pode-se concluir que a qualidade do pareamento foi realizada de maneira

satisfatória, uma vez que apenas algumas variáveis foram capazes de aumentar o viés após o pareamento, independentemente do nível de renda analisado.

Por fim, o último teste a respeito da qualidade do pareamento trata-se dos Limites de Rosenbaum para os distintos níveis de renda (Tabela A10). Destaca-se a importância desse teste para a análise do viés causado por variáveis omitidas. Pela análise do P-valor, os coeficientes de ETMT estimados apresentam alta significância, o que implica a não existência de viés resultante por variáveis omitidas no modelo da equação (4). Isso significa que as características observáveis (variáveis explicativas) utilizadas na equação (4) foram suficientes para gerar um bom pareamento das famílias que recebem e das que não recebem o benefício do PBF e poder compará-las com relação à violência doméstica, gerando estimativas não viesadas no cálculo do ETMT. Dessa forma, percebe-se que o pareamento e o viés por variáveis omitidas não acarretaram problemas graves, legitimando os resultados obtidos e as consequentes interpretações fornecidas pelos resultados da Tabela 17.

## 5. CONCLUSÕES

Conforme destacado, existem diversas consequências da violência doméstica contra a mulher, sendo seus reflexos negativos recorrentes tanto sobre a vítima quanto sobre a família e a sociedade. Nesse sentido, a literatura econômica do bem-estar, com relação à teoria e às evidências empíricas, não possui resposta definitiva sobre a relação entre o incremento na renda feminina, via transferências governamentais, e a ocorrência da violência doméstica. Desse modo, o presente trabalho procurou responder se o incremento de renda advindo das transferências do PBF é capaz de alterar a violência doméstica contra as mulheres.

A hipótese adotada da relação inversa entre recebimento do PBF e violência doméstica foi rejeitada, uma vez que os resultados estimados no presente estudo indicam que o PBF possui efeito de aumentar a violência doméstica contra a mulher cometida pelo cônjuge ou ex-cônjuge.

A abordagem teórica que embasa esta pesquisa foi obtida a partir do estudo de Tauchen *et al.* (1991). De acordo com esses autores, a renda adicional advinda do PBF é capaz de elevar a autonomia econômica da mulher, implicando certa perda de controle do domicílio para o homem. Ao perceber tal perda, são gerados incentivos para a prática da violência, com o intuito de extrair os recursos adicionais da parceira e recuperar a sua posição dominante.

Nesse sentido, de acordo com as estimativas, concluiu-se que o PBF é capaz de aumentar em 7,67% a violência doméstica cometida pelo cônjuge ou ex-cônjuge. Especificamente, a magnitude desse efeito é maior nas famílias com renda per capita de até R\$ 70,00 (9,40%), seguido das famílias com renda de R\$ 70,00 a R\$ 140,00 (6,62%) e de R\$ 140,00 a R\$ 232,50 (9,20%). A maior incidência nas famílias com menor nível de renda é justificável, tendo em vista que, quanto menor a renda familiar, maior a probabilidade de o homem cometer a violência com o objetivo de extrair os recursos da parceira.

Ademais, uma vez que o principal objetivo do PBF é interromper o ciclo intergeracional da pobreza, o presente trabalho encontrou evidências para o Brasil, no ano de 2009, de que tal objetivo não está sendo cumprido, visto que a violência implica consequências negativas para a mulher, como maior probabilidade de desemprego, perdas salariais e depreciação no estado de saúde; e, para os filhos, queda de rendimento escolar das crianças e elevação nos problemas emocionais.

Desse modo, conclui-se que existe um efeito capaz de retrair os benefícios referentes ao recebimento do benefício, já que a violência contra a mulher tende a agravar a situação de vulnerabilidade das famílias.

Diversos autores têm ressaltado a importância e, de certa forma, a eficácia do PBF para elevar o empoderamento econômico e familiar das mulheres beneficiárias. No entanto, os resultados obtidos no presente estudo revelam um ponto negativo do PBF, que é a elevação da violência doméstica contra a mulher. Desse modo, as mulheres podem estar em situação de menor respeito, com piores condições em influenciar no interior das relações familiares e com privação na sua liberdade, ao serem vítimas da violência e ameaças do cônjuge ou ex-cônjuge.

Reconhece-se, também, que não apenas o PBF é capaz de alterar a violência doméstica, uma vez que existem outros fatores socioeconômicos capazes de influenciar tal fenômeno. Desse modo, as mulheres jovens beneficiárias do PBF, com baixa escolaridade, que não residam no seu Estado de origem, com a cor de pele não preta e pertencentes a famílias com maior número de filhos do sexo feminino, possuem maior probabilidade de sofrerem violência física do cônjuge ou ex-cônjuge. Esses resultados poderiam implicar uma maior fiscalização da violência doméstica, focalizando as mulheres que possuem tais características, de forma a direcionar os recursos públicos referentes a segurança e fiscalização às mulheres que são mais propensas a sofrer violência, com o intuito de obter uma maior eficácia na redução de tal fenômeno.

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 ocasionar maior violência doméstica contra a mulher requer um maior controle e fiscalização das autoridades para as famílias assistidas pelo programa e para as famílias em condição de vulnerabilidade socioeconômica, de forma que o objetivo de quebra do ciclo intergeracional da pobreza e o empoderamento da mulher, como forma de combater as desigualdades de gênero, de fato seja alcançado. Além disso, formuladores de políticas públicas devem atentar principalmente para especificidades das famílias extremamente pobres, que possuem renda per capita mensal menor que R\$ 70,00, visto que as mulheres residentes em tais famílias são mais afetadas com a violência doméstica ao receberem o benefício. Ressalta-se que políticas públicas que objetivam transferir maiores recursos financeiros para as mulheres beneficiárias que são vítimas de violência doméstica

podem acarretar em efeitos adversos, como o agravamento de tal fenômeno, como pode ser observado pelos resultados do presente estudo.

Ademais, uma das condicionalidades do PBF com relação à saúde trata-se do acompanhamento do calendário vacinal, do crescimento e desenvolvimento das crianças e do acompanhamento de gestantes e nutrizes. Uma das possíveis medidas seria ampliar a condicionalidade dos cuidados com a saúde da mulher residente no domicílio, da mesma maneira como ocorre em programas de transferência de renda no México, Peru, Nicarágua, Honduras e El Salvador. Ressalta-se que tal condicionalidade não deve ser realizada como forma de punição, de modo que a existência de violência dentro do domicílio implique suspensão do benefício. Uma consequência de tal medida punitiva seria a elevação da subnotificação da violência doméstica contra a mulher, uma vez que esta deixaria de prestar queixa para continuar recebendo o benefício. A criação de uma condicionalidade que exigisse por parte das mulheres uma visita periódica à Delegacia da Mulher para relatar a situação familiar com relação à violência também poderia elevar a subnotificação, uma vez que elas poderiam ter medo de denunciar à polícia os parceiros com os quais elas vivem e, portanto, sofreriam a agressão silenciosamente. No entanto, ao contrário de políticas punitivas que poderiam levar a um agravo da situação, 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. Cabe destacar a importância de não apenas as mulheres, mas também os parceiros com os quais elas vivem, participarem do serviço desenvolvido pelo PAIF, de forma que o casal tenha consciência das negativas consequências desse fenômeno, além de possibilitar que este seja superado com a devida assistência social e de forma que o PBF continue atingindo os objetivos propostos.

Os resultados e as conclusões do presente estudo foram obtidos a partir dos dados da PNAD (2009), juntamente com o suplemento das características da vitimização e do acesso à justiça no Brasil. Apesar da abundância das informações socioeconômicas da referida pesquisa, percebe-se que ainda há muito que a ser feito para conhecer melhor a população brasileira em diferentes aspectos. Nesse sentido, uma limitação da presente pesquisa está relacionada à base de dados. Em nível nacional, a PNAD (2009) foi a primeira pesquisa que abordou o tema de vitimização

e considerou a agressão contra a mulher. Porém, violência aqui considerada é referente apenas à violência física e à última agressão sofrida no período de 27 de setembro de 2008 a 27 de setembro de 2009, não incluindo os demais tipos de violência que a mulher pode sofrer, além de não distinguir se o agressor foi o cônjuge ou ex-cônjuge. Ademais, a PNAD não pesquisa se as famílias recebem o PBF, de forma que foi necessária uma aproximação ao desagregar a variável “outros rendimentos” e considerar tal valor como sendo referente ao benefício. Outra limitação advém do fato que não é possível saber se a violência ocorreu antes ou depois do recebimento do PBF. Desse modo, é possível que famílias tenham registrado violência doméstica contra a mulher antes mesmo de receber o benefício, e, ao receber a transferência governamental, a mulher alega que sofreu violência doméstica, mesmo que tal fenômeno não tenha sido ocasionado pelo recebimento do PBF. Uma última limitação diz respeito à complexidade de se trabalhar com dados referentes à violência doméstica. Muitas vezes o medo e a vergonha fazem com que a mulher não realize a notificação. Além disso, o próprio fato de a violência ocorrer dentro do domicílio já implica invisibilidade social de tal fenômeno. Dessa forma, um viés que não foi possível controlar refere-se à subnotificação da violência doméstica.

Sabe-se que a violência contra a mulher é um tema multidisciplinar, e as evidências encontradas na presente pesquisa são contribuições que buscam apontar um indesejável efeito do PBF. Além disso, não há informações ao longo do tempo a respeito do grupo de tratamento utilizado. Muitos estudos apontam o efeito positivo do PBF como forma de garantir o empoderamento das mulheres e que elas têm conquistado cada vez mais voz ativa no domicílio e na sociedade. Portanto, pode ocorrer que a violência doméstica tenha diminuído ao longo do tempo, mas ainda é persistente dentre essas famílias. Uma sugestão de pesquisa futura seria a realização do presente estudo considerando um período de tempo maior para verificar se esse efeito indesejável ainda permanece.

## REFERÊNCIAS

AGENDE - AÇÕES EM GÊNERO CIDADANIA E DESENVOLVIMENTO. Núcleo de Estudos e Pesquisa sobre a Mulher. Universidade de Brasília, 2006.

AIZER, A.; *The Gender Wage Gap and Domestic Violence*. American Economic Review. Vol 100. n. 4. Setembro, 2010.

AIZER, A.; *Poverty, violence and health: the impact of domestic violence during pregnancy on newborn health*. Journal of Human Resources 46 (3), 518–538, 2011.

ARAÚJO, A. A.; O Programa Bolsa-Família e o trabalho infantil no Brasil. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Curso de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade Feral de Viçosa, Viçosa, 129 pag. 2010.

ATKINSON, M. P. et al. *For Women, Breadwinning Can Be Dangerous: Gendered Resource Theory and Wife Abuse*. Journal of Marriage and Family 67(5): 1137-1148, 2005.

BAUM, K. et al.; *Stalking Victimization in the United States*. U.S. Department of Justice Bureau of Justice. Disponível em: <http://www.raven1.net/reviews/svus.pdf>. Acesso em 1 de maio de 2013. 2009.

BECKER, S. O.; ICHIO, A. *Estimation of average treatment effects based on propensity scores*. The Stata Journal, n. 5, p. 358-377, 2002.

BLOCH, F.; RAO, V.; *Terror as a bargaining instrument: a case study of dowry violence in rural India*. American Economic Review, 92(4): 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*. Working paper 362. Department of Economics, University of Toronto. 2010.

BOBONIS, G. J. et al.; *Public Transfers and Domestic Violence: The Roles of Private Information and Spousal Control*. American Economic Journal: Economic Policy, 5(1): 179-205, 2013.

BROWNING, C. R.; *The Span of Collective Efficacy: Extending Social Disorganization: Theory to Partner Violence*. Journal of Marriage and Family 64(4): 833-850, 2002.

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, vol. 4, n. 12, p. 69-90. set-dez 2011.

CALIENDO, M.; KOPEINIG, S.; *Some practical guidance for the implementations of propensity score matching*. Discussion paper no 1588. 2005.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press. 1034 p. 2005.

CAVALCANTI, D. M. *et al.*; Programa Bolsa Família e o Nordeste: impactos na renda e na educação, nos anos de 2004 e 2006. *Rev. Econ. Contemp.*, Rio de Janeiro, v. 17, n. 1, p. 99-128, jan-abr. 2013.

CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL (Cedeplar). Projeto de avaliação do impacto do Programa Bolsa Família – relatório analítico final. Belo Horizonte, 2006.

CENTERS FOR DISEASE CONTROL (CDC). *Costs of intimate partner violence against women in the United States*. Atlanta (GA), 2003.

CHEIN, F. *et al.*; Políticas de transferência de renda e condição nutricional de crianças: uma avaliação do Bolsa Família. Belo Horizonte [s.n.], 2006.

CIRINO, J. F.; Participação feminina e rendimento no mercado de trabalho: Análises de decomposição para o Brasil e as Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador. 188 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG. 2008.

COKER, A.L. *et al.*; *Physical and mental health effects of intimate partner violence for men and women*. *American Journal of Preventive Medicine* 23(4), 260–268, 2002.

CONFEDERAÇÃO NACIONAL DOS TRABALHADORES NA AGRICULTURA – CONTAG. Cartilha sobre o combate à violência contra trabalhadoras rurais. 2008.

CUNHA, C. G. S.; Avaliação de políticas públicas e programas governamentais: tendências recentes e experiências no Brasil. Secretaria de Coordenação e Planejamento/RS, 2006. Disponível em: <[www.ufpa.br/epdir/images/docs/paper06.pdf](http://www.ufpa.br/epdir/images/docs/paper06.pdf)>. Acesso em: 25 jan. 2014.

DANTAS, C. E. S.; NERI, E. L.; As consequências do programa de transferência de renda condicionada Bolsa Família na vida das suas beneficiárias. *Revista Gênero & Direito*. Vol 1. 2013.

DAY, V. P. *et al.*; Violência doméstica e suas diferentes manifestações. *Revista de Psiquiatria do Rio Grande do Sul*. 2003.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICAS E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS - DIEESE. Anuário das Mulheres Brasileiras. Secretaria de Políticas para as Mulheres. São Paulo. 2011.

DINIZ, N. M. F.; MONTEIRO, A. P.; O ciclo da violência conjugal: mulheres na busca por atendimento na saúde e na Delegacia Especial de Apoio à Mulher (DEAM). Relatório de pesquisa/PIBIC/GEM, Universidade Federal da Bahia, Salvador, BA, Brasil. 2003.

DOBASH, R.; DOBASH, R.; *Violence against Wives: The case against the patriarchy*. New York, Free Press, 1979.

DUTTON, D. B.; *The domestic assault of women*. Vancouver, University of British Columbia Press, 1995.

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. 7(2). 2000.

EFRON, B.; *Bootstrap methods: another look at the Jackknife*. Annals of Statistics, v.7,n.1, p. 1-26, Janeiro 1979.

ELLSBERG M. C. *et al.*; *Wife abuse among women of childbearing age in Nicaragua*. American Journal of Public Health 89: 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 371 (9619), 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 44 (4), 1222–1263, 2011.

FARMER, A.; TIEFENTHALER, J.; *An economic analysis of domestic violence*. Review of Social Economy 55, 337–358, 1997.

FARMER, A.; TIEFENTHALER, J.; *Explaining the recent decline in domestic violence*. Contemporany Economic Policy. Vol 21, N. 2. p. 158-172. Abril 2003.

FERRO, A. R.; *Avaliação do impacto dos programas de bolsa escola no trabalho infantil no Brasil*. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003.

FERRO, A. R.; KASSOUF, A. L.; *Avaliação do impacto do Programa Bolsa-Escola sobre o trabalho infantil no Brasil*. Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 35, n. 3, p. 417-444, 2005.

FIELD, C.A.; CAETANO, R.; *Longitudinal model predicting partner violence among white, black, and hispanic couples in the united states*. Alcoholism: Clinical & Experimental Research, 27(9), 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.

GIFFIN, K.; *Violência de gênero, sexualidade e saúde*. Cad. Saúde Pública, Rio de Janeiro, 10 (supplement 1): 146-155, 1994.

GUIMARÃES, P. W.; *Variação de renda familiar, desigualdade e pobreza no Brasil*. 207 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG. 2007

GOMES, N. P. *et al.*; Compreendendo a violência doméstica a partir das categorias gênero e geração. *Acta Paulista de Enfermagem*. Vol. 20. N. 4. 2007.

GOODE, W.; *Force and violence in the family*. *Annual Review of Sociology* 11: 347- 367, 1971.

HECKMAN, J. *et al.*; *Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training program*. *Review of Economic Studies*, v.64(4), n. 221, p.605-654. 1997

HEISE, L.; *Determinants of Partner Violence in Low and Middle-Income Countries: Exploring Variation in Individual and Population-Level Risk*. Department of Global Health and Development/London School of Hygiene and Tropical Medicine, London, 2012.

HIDROBO, M.; FERNALD, L.; *Cash Transfers and Domestic Violence*. *Journal of Health Economics*. Ano 32, v. 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*, Department of International Development, University of Oxford, UK. Working Paper n. 44. 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Relatório Brasil sem Miséria - Censo de 2010. 2011.

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. Edição 4. 2011.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONOMICA APLICADA - IPEA. Presença do Estado no Brasil: Federação, suas Unidades e Municipalidades. 2012.

JEWKES R. *et al.*; *Risk factors for domestic violence: findings from a South African cross-sectional study*. *Social Science Medical*. Nov; 55(9):1603-17, 2002.

KISH, L. *Survey Sampling*. New York: Wiley. 1965.

KLEVENS, J. *et al.*; *Risk factors and context of men who physically abuse in Bogotá, Colombia*. *Child Abuse and Neglect*. Vol. 24, No.3. pp: 323-32. 2000.

KOENEN, K.C. *et al.*; *Domestic violence is associated with environmental suppression of IQ in young children*. *Development and Psychopathology* 15 (02), 297–311, 2003.

KRONBAUER J. F. D.; Meneghel S. N.; Perfil da Violência de gênero perpetrada por companheiro. *Revista de Saúde Pública*. 39: 695-701. 2005.

KYRIACOU D.N. *et al.*; *Risk factors for injury to women from domestic violence*. *New England Journal of Medicine*; 341:1892-1898. 1999.

LEVINSON, D.; *Violence in cross-cultural perspective*. Newbury Park, California, Sage Publishers, 1989.

LILA, M. F.; FREITAS, M. P. S.; Estimaco de intervalos de confiana para estimadores de diferenas temporais na Pesquisa Mensal de Emprego - IBGE. Texto Para discusso, Rio de Janeiro, n. 22. 2007.

MARINHEIRO *et al.*; Prevalncia da violncia contra a mulher usuria de servio de sade. Revista de Sade Pblica. Vol. 40, n.4. So Paulo. Agosto 2006.

MALHOTRA, A. *et al.*; *Measuring women's empowerment as a variable in international development*. World Bank Workshop on Poverty and Gender. Washington. 2002.

Ministrio do Desenvolvimento Social (MDS). Sumrio Executivo de Avaliao de Impacto do Programa Bolsa Famlia. Braslia, 2007. Disponvel em: <http://www.mds.gov.br/institucional/secretarias/secretaria-deavaliacao-e-gestao-da-informacao-sagi/arquivo-sagi/pesquisas>.

Ministrio do Desenvolvimento Social (MDS). Cadastro nico garante acesso a programas sociais do governo federal. 2013. Disponvel em: <http://www.mds.gov.br/saladeimprensa/noticias/2013/setembro/cadastro-unico-garante-acesso-a-programas-sociais-do-governo-federal>. Acesso em Janeiro de 2014.

MELO, R. M. S.; DUARTE, G. B.; Impacto do Programa Bolsa Famlia sobre a frequncia escolar: o caso da agricultura familiar no Nordeste do Brasil. Rev. Econ. Sociol. Rural vol.48 no.3 Braslia Jul./Sept. 2010.

MOFFIT, R. A.; *Selection bias adjustment in treatment effect models as a method of aggregation*. National Bureau of Economic Research: Cambridge, Massachusetts, 1995.

MOREIRA, N. C. Programa Bolsa Famlia e o empoderamento das mulheres em Minas Gerais; 97 p. Dissertao (Mestrado em Administrao) - Universidade Federal de Viosa, Viosa, MG. 2010

O'LEARY, K.; *Physical aggression between couples: A social learning perspective*. Handbook of Family Violence. V. Van Hasselt, R. Morrison, A. Bellack and M. Hersen. New York, USA, Plenum Press: 31-55, 1988.

ORGANIZAO MUNDIAL DA SADE (OMS). *World report on violence and health*. Geneva: World Health Organization; 2002.

ORGANIZAO MUNDIAL DA SADE (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.

ORGANIZAO MUNDIAL DA SADE (OMS). *Global and regional estimates of violence against women: prevalence and health effects of intimate partner violence and non-partner sexual violence*. 2013.

ORGANIZAO DAS NAOES UNIDAS (ONU). *The World's Women 2010: Trend and Statistics*. Department of Economic and Social Affairs, 2010.

PEDROZO, E. Uma avaliação ex-ante dos impactos do Bolsa Família na redução do trabalho infantil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32, Recife, 2007.

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.* Tese de Doutorado. Programa de Pós-graduação em Economia Agrícola, University of California, Berkley. 2010.

REIF, A. *et al.*; *Nature and nurture predispose to violent behavior: serotonergic genes and adverse childhood environment.* *Neuropsychopharmacology* 32(11): 2375-2383, 2007.

RESENDE, A. C. C.; *Avaliando resultados de um programa de transferências de renda: o impacto do bolsa escolar sobre os gastos das famílias brasileiras, 2006.* 127 f. Dissertação (Mestrado em Economia) Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – CEDEPLAR, Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG, Belo Horizonte, 2006.

RIBERO, R.; SANCHEZ, F.; *Determinants, effects and costs of domestic violence.* Centro de Estudios para el Desarrollo Económico (CEDE) 2005-38 (Edição Eletrônica), Junho, 2005.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN D. B.; *The Central role of the propensity score in observational studies for causal effects.* *Biometrika.* v. 70, n.01, 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* 43, 12: 1729-1742. 1996.

Secretaria Nacional de Renda de Cidadania (SENARC). *Caderno do IGD-M: Manual do Índice de Gestão Descentralizada Municipal do Programa Bolsa Família e do Cadastro Único.* 2012.

SIANESI, B.; *An evaluation of the active labour market programmes in Sweden.* *The Review of Economics and Statistics*, v. 86, n. 1, p. 133-155. 2004

SILVA, P. L. N. *et al.*; *Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral.* *Cadernos de Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v. 7, n.4, p. 659-670. 2002.

SILVA, S. P.; *et al.*; *VIOLÊNCIA CONTRA A MULHER: INVESTIGAÇÃO ENTRE BENEFICIÁRIAS DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA.* 2011. Disponível em: <http://www.uel.br/eventos/sepech/arqtxt/PDF/samirapsilva.pdf>. Acesso em Janeiro de 2014.

SILVEIRA NETO, R. M.; Impacto do Programa Bolsa Família sobre a Frequência à escola: estimativas a partir de informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Bolsa Família 2003-2010: avanços e desafios. Volume 2. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2010.

SOARES, F. *et al.*; Programas de transferência de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade. Brasília: Ipea, 2006.

SOARES, S. *et al.*; Os Impactos do Benefício do Programa Bolsa Família sobre a Desigualdade e a Pobreza. Bolsa Família 2003-2010: avanços e desafios. Volume 2. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2010.

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*. Working Paper, Department of Economics, University of North Carolina, Chapel Hill, NC. 1983.

TAUCHEN, H.V. *et al.*; *Domestic violence: a nonrandom affair*. International Economic Review 32 (2), 491–511, 1991.

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.

TEIXEIRA, C. G.; Análise da heterogeneidade do programa bolsa família na oferta de trabalho dos homens e das mulheres. Bolsa Família 2003-2010: avanços e desafios. Volume 2. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2010.

TREVISAN, A. P.; BELLEN, H. M. V.; Avaliação de políticas públicas: uma revisão teórica de um campo em construção. Revista de Administração Pública. Vol 42, No 03. 2008.

VELZEBOER M. *et al.*; *Violence against women: the health sector responds*. Washington, Organización Panamericana de la Salud 2003.

VENETOKLIS, T.; *An Evaluation of wage subsidy programs to SMEs utilizing propensity score matching*. Helsinki: Government Institute for Economic Research, 2005.

VIANA, A. L.; Abordagens metodológicas em políticas públicas. Revista de Administração Pública. Vol 30, No 02. 1996.

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. 21(5): 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 6(3), 171–187. 2003.

ZHAO, Z.; *Sensitivity of propensity score methods to the specifications*. Bonn, Germany Institute for the Study of Labor (IZA), 2005.

## **ANEXOS**

Tabela A1 - Fração de amostragem e composição da amostra para as unidades de federação e regiões metropolitanas - 2009

Unidades da Federação e Regiões Metropolitanas	Fração de Amostragem	Municípios	Setores	Unidades Domiciliares	Pessoas
Brasil		851	7818	153837	399387
Rondônia		11	113	2456	6681
Urbana	1/200		80	1641	4694
Rural	1/150		33	815	1987
Acre		5	62	1408	4373
Urbana	1/150		46	913	2777
Rural	1/80		16	495	1596
Amazonas		7	145	3061	10231
Urbana	1/250		125	2588	8859
Rural	1/200		20	473	1372
Roraima		3	38	818	2496
Urbana	1/150		30	693	2188
Rural	1/50		8	125	308
Pará		22	343	7568	21513
Urbana	1/350		87	6123	17414
Rural	1/250		49	1445	4099
Região Metropolitana de Belém	1/150	5	207	3955	10747
Amapá		4	43	921	3281
Urbana	1/200		33	655	2384
Rural	1/80		10	266	897
Tocantins	1/200	13	77	2101	5838
Maranhão	1/750	18	105	2335	7223
Piauí	1/500	19	114	2008	5849
Ceará	1/500	39	402	9035	25892
Região Metropolitana de Fortaleza	1/200	13	270	5708	16106
Rio Grande do Norte	1/450	15	99	2333	6516
Paraíba	1/450	16	108	2630	7622
Pernambuco	1/500	44	472	9415	24600
Região Metropolitana de Recife	1/200	14	314	6085	15474
Alagoas	1/450	12	91	2040	5983
Sergipe	1/300	11	83	2230	6037
Bahia	1/450	66	614	14217	36687
Região Metropolitana de Salvador	1/200	10	303	6277	15745
Minas Gerais	1/550	123	779	14415	37180
Região Metropolitana de Belo Horizonte	1/350	26	248	4749	12773
Espírito Santo	1/450	19	137	3047	7418
Rio de Janeiro	1/400	43	619	12160	27056
Região Metropolitana do Rio de Janeiro	1/550	19	438	7872	18752

Fonte: IBGE, Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Trabalho e Rendimento, PNAD 2009.

Tabela A1 - Fração de amostragem e composição da amostra para as unidades de federação e regiões metropolitanas – 2009 (continuação)

Unidades da Federação e Regiões Metropolitanas	Fração de Amostragem	Municípios	Setores	Unidades	
				Domiciliares	Pessoas
São Paulo	1/800	110	927	18030	43347
Região Metropolitana de São Paulo	1/800	35	463	8247	20434
Paraná	1/550	69	436	7605	19883
Região Metropolitana de Curitiba	1/350	20	161	3042	8167
Santa Catarina	1/550	28	169	4172	10317
Rio Grande do Sul	1/550	75	648	12487	29437
Região Metropolitana de Porto Alegre	1/200	29	397	7475	17875
Mato Grosso do Sul	1/300	16	128	2988	7831
Mato Grosso	1/300	21	147	3294	7737
Goiás	1/300	41	321	7049	16901
Distrito Federal	1/200	1	197	4014	11458

Fonte: IBGE, Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Trabalho e Rendimento, PNAD 2009.

Tabela A2 - Teste de Wald para significância dos parâmetros incluídos ao modelo de determinantes de ocorrência de violência doméstica contra a mulher

Teste de Wald para significância de inclusão das variáveis ao modelo	Teste F
<i>Dummy</i> igual a 1 caso receba o PBF e 0, caso contrário	4.69**
Presença de Filhos do sexo masculino	3.95**
Presença de filhos do sexo feminino	3.30*
Chefe da família desocupado	7.11***
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a mulher resida no estado de origem e 0, caso contrário	5.71**
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a mulher resida no meio rural e 0, caso contrário	2.64*
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a mulher possua a cor de pele preta e 0, caso contrário	3.03*
Idade da mulher	24.45***
Idade da mulher ao quadrado	24.35***
Número de integrantes da família	7.85*
Diferença de renda entre o homem e a mulher	3.86**
Escolaridade da Mulher	4.77**

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da PNAD de 2009. \*\*\*Significativo a 1%; \*\*Significativo a 5%; \*Significativo a 10%; ns: não significativo.

Tabela A3 - Probabilidade de participação no PBF para famílias com renda de até R\$70,00 mensais per capita

Variáveis Explicativas	Coefficiente	Efeito Marginal
Renda Familiar excluindo a renda oriunda do PBF	-0.0119*** (0.0001)	-0.0002*** (0.0000)
Idade do Chefe da Família	0.1089*** (0.0005)	0.0443*** (0.0002)
Idade do Chefe da Família ao Quadrado	-0.0002*** (0.0004)	-
Anos de estudo do chefe da Família	-0.0894*** (0.0065)	-0.0185*** (0.0013)
Presença de filhos na família	1.3835*** (0.0949)	0.3266*** (0.0224)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a cor da pele do chefe da família seja preta	0.0068 <sup>ns</sup> (0.0813)	0.0014 <sup>ns</sup> (0.0168)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso o chefe trabalhe no setor formal	-0.0815* (0.1730)	-0.0171* (0.0369)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso haja aposentados na família	-0.1720 <sup>ns</sup> (0.2686)	-0.0368 <sup>ns</sup> (0.0592)
Número de cômodos do domicílio	-0.2199* (0.0132)	-0.0045* (0.0027)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a família resida no meio rural	0.3733*** (0.0590)	0.0757*** (0.0115)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso haja banheiro no domicílio	0.1319* (0.0827)	0.0278* (0.0177)
Centro-Oeste	-0.5177*** (0.0899)	-0.1162*** (0.0214)
Sudeste	-0.6102*** (0.0728)	-0.1361*** (0.0172)
Norte	-0.1861*** (0.0222)	-0.0384*** (0.0045)
Sul	-0.1676*** (0.0261)	-0.0346*** (0.0053)

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da PNAD de 2009. \*\*\*Significativo a 1%; \*\*Significativo a 5%; \*Significativo a 10%; ns: não significativo. Nota: (1) Desvio-padrão entre parênteses. (2) Efeito marginal no ponto médio estimado através do comando *mfx* do Stata 12. (3) Efeito marginal (EM) da variável Idade do chefe da família (*id*) depende da idade do chefe da família ao quadrado (*id2*):  $EM = (\hat{\beta}_{id} + 2\hat{\beta}_{id2}id)P_i(1 - P_i)$ , em que  $p_i$  representa a probabilidade de participação no PBF.

Tabela A4 - Probabilidade de participação no PBF para famílias com renda de R\$70,00 a R\$140,00 mensais per capita

Variáveis Explicativas	Coefficiente	Efeito Marginal
Renda Familiar excluindo a renda oriunda do PBF	-0.0005*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0002)
Idade do Chefe da Família	0.1246*** (0.0032)	0.0944*** (0.0008)
Idade do Chefe da Família ao Quadrado	-0.0003*** (0.0000)	-
Anos de estudo do chefe da Família	-0.0992*** (0.0039)	-0.0991*** (0.0039)
Presença de filhos na família	0.8440*** (0.0203)	0.0845*** (0.0102)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a cor da pele do chefe da família seja preta	0.0833** (0.0477)	0.0246** (0.0010)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso o chefe trabalhe no setor formal	-0.4815*** (0.0303)	-0.0207*** (0.0119)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso haja aposentados na família	-0.8411*** (0.0639)	-0.1944*** (0.0131)
Número de cômodos do domicílio	-0.0054 <sup>ns</sup> (0.0078)	-0.0013 <sup>ns</sup> (0.0019)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a família resida no meio rural	0.2689*** (0.0379)	0.0670*** (0.0094)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso haja banheiro no domicílio	-0.0772 <sup>ns</sup> (0.0723)	-0.0192 <sup>ns</sup> (0.0181)
Centro-Oeste	-0.8362*** (0.0506)	-0.1944*** (0.0107)
Sudeste	-0.8431*** (0.0416)	-0.2014*** (0.0093)
Norte	-0.2154*** (0.0151)	-0.0535*** (0.0037)
Sul	-0.2117*** (0.0130)	-0.0526*** (0.0032)

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da PNAD de 2009. \*\*\*Significativo a 1%; \*\*Significativo a 5%; \*Significativo a 10%; ns: não significativo. Nota: (1) Desvio-padrão entre parênteses. (2) Efeito marginal no ponto médio estimado através do comando *mfx* do Stata 12. (3) Efeito marginal (EM) da variável Idade do chefe da família (*id*) depende da idade do chefe da família ao quadrado (*id2*):  $EM = (\hat{\beta}_{id} + 2\hat{\beta}_{id2}id)P_i(1 - P_i)$ , em que  $p_i$  representa a probabilidade de participação no PBF.

Tabela A5 - Probabilidade de participação no PBF para famílias com renda de R\$140,00 a R\$232,50 mensais per capita

Variáveis Explicativas	Coefficiente	Efeito Marginal
Renda Familiar excluindo a renda oriunda do PBF	-0.0007*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)
Idade do Chefe da Família	0.1342*** (0.0084)	0.0309*** (0.0020)
Idade do Chefe da Família ao Quadrado	-0.0015*** (0.0000)	-
Anos de estudo do chefe da Família	-0.0989*** (0.0045)	-0.0228*** (0.0011)
Presença de filhos na família	0.4023*** (0.0054)	0.0908*** (0.0030)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a cor da pele do chefe da família seja preta	0.1605*** (0.0524)	0.0376*** (0.0125)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso o chefe trabalhe no setor formal	-0.4600*** (0.0326)	-0.1037*** (0.0071)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso haja aposentados na família	-0.3580*** (0.0790)	-0.0784*** (0.0164)
Número de cômodos do domicílio	-0.0097 <sup>ns</sup> (0.0084)	-0.0022 <sup>ns</sup> (0.0020)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a família resida no meio rural	0.2032*** (0.0430)	0.0475*** (0.0102)
<i>Dummy</i> igual a 1 caso haja banheiro no domicílio	-0.1046 <sup>ns</sup> (0.0779)	-0.0244 <sup>ns</sup> (0.0184)
Centro-Oeste	-0.7558*** (0.0494)	-0.1554*** (0.0090)
Sudeste	-1.0066*** (0.0462)	-0.2125*** (0.0086)
Norte	-0.1880*** (0.0147)	-0.0433*** (0.0034)
Sul	-0.2532*** (0.0139)	-0.0583*** (0.0032)

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da PNAD de 2009. \*\*\*Significativo a 1%; \*\*Significativo a 5%; \*Significativo a 10%; ns: não significativo. Nota: (1) Desvio-padrão entre parênteses. (2) Efeito marginal no ponto médio estimado através do comando *mfx* do Stata 12. (3) Efeito marginal (EM) da variável Idade do chefe da família (*id*) depende da idade do chefe da família ao quadrado (*id2*):  $EM = (\hat{\beta}_{id} + 2\hat{\beta}_{id2}\bar{id})P_i(1 - P_i)$ , em que  $p_i$  representa a probabilidade de participação no PBF.

Tabela A6 – Teste de Pseudo R2 para níveis de renda distintos

Renda menor que R\$70,00			
Grupos	Pseudo R2	LR Chi2	P-valor
Não Pareados	0,113	1663,25***	0,0000
Pareados	0,079	53,70***	0,0000
Renda entre R\$70,00 e R\$140,00			
Grupos	Pseudo R2	LR Chi2	P-valor
Não Pareados	0,082	3269,48***	0,0000
Pareados	0,038	40,14***	0,0000
Renda entre R\$140,00 e R\$232,50			
Grupos	Pseudo R2	LR Chi2	P-valor
Não Pareados	0,087	2946,45***	0,0000
Pareados	0,071	59,57***	0,0000

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da PNAD de 2009. \*\*\* Significativo a 1%. Hipótese nula: As médias das variáveis explicativas da equação (4) após o pareamento são diferentes entre os grupos de tratamento e controle.

Tabela A7 - Análise da redução do viés padronizado para a amostra de famílias pareadas com renda per capita menor que R\$70,00

Variáveis	Amostra	Média		Redução do viés (%)
		Tratados	Controle	
Renda Líquida do PBF	Não Pareados	202,70	213,97	-181,3
	Pareados	178,86	210,55	
Idade do Chefe da Família	Não Pareados	28,83	35,03	29,9
	Pareados	34,28	31,61	
Anos de estudo do chefe da família	Não Pareados	4,91	6,21	90,5
	Pareados	5,56	5,69	
Presença de filhos na família	Não Pareados	0,95	0,88	72,1
	Pareados	0,97	0,96	
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a cor da pele do chefe da família seja preta	Não Pareados	0,10	0,10	-75,83
	Pareados	0,09	0,09	
<i>Dummy</i> igual a 1 caso o chefe trabalhe no setor formal	Não Pareados	0,02	0,02	-259,4
	Pareados	0,03	0,04	
<i>Dummy</i> igual a 1 caso haja aposentados na família	Não Pareados	0,01	0,01	100,00
	Pareados	0,00	0,00	
Número de cômodos do domicílio	Não Pareados	5,33	5,23	91,00
	Pareados	5,04	5,04	
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a família resida no meio rural	Não Pareados	0,40	0,26	27,4
	Pareados	0,14	0,23	
<i>Dummy</i> igual a 1 caso haja banheiro no domicílio	Não Pareados	0,88	0,26	82,8
	Pareados	0,88	0,23	
Centro-Oeste	Não Pareados	0,05	0,08	45,6
	Pareados	0,11	0,10	
Sudeste	Não Pareados	0,09	0,10	-67
	Pareados	0,18	0,13	
Norte	Não Pareados	0,49	0,65	-75,4
	Pareados	0,38	0,67	
Sul	Não Pareados	0,15	0,25	65,2
	Pareados	0,24	0,21	

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da PNAD de 2009.

Tabela A8 - Análise da redução do viés padronizado para a amostra de famílias pareadas com renda per capita entre R\$70,00 e 140,00

Variáveis	Amostra	Média		Redução do viés (%)
		Tratados	Controle	
Renda Líquida do PBF	Não Pareados	602,38	585,01	22,4
	Pareados	573,43	559,95	
Idade do Chefe da Família	Não Pareados	39,52	37,31	98,1
	Pareados	35,68	35,72	
Anos de estudo do chefe da família	Não Pareados	5,57	7,26	90,8
	Pareados	6,19	6,03	
Presença de filhos na família	Não Pareados	36,67	45,3	22,3
	Pareados	34,55	46,77	
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a cor da pele do chefe da família seja preta	Não Pareados	0,09	0,09	-271,4
	Pareados	0,09	0,19	
<i>Dummy</i> igual a 1 caso o chefe trabalhe no setor formal	Não Pareados	0,23	0,33	92,9
	Pareados	0,25	0,26	
<i>Dummy</i> igual a 1 caso haja aposentados na família	Não Pareados	0,04	0,05	-53,0
	Pareados	0,01	0,02	
Número de cômodos do domicílio	Não Pareados	5,41	5,43	-478,1
	Pareados	5,29	5,16	
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a família resida no meio rural	Não Pareados	0,28	0,18	91,3
	Pareados	0,08	0,09	
<i>Dummy</i> igual a 1 caso haja banheiro no domicílio	Não Pareados	0,93	0,96	33,0
	Pareados	0,94	0,92	
Centro-Oeste	Não Pareados	0,08	0,12	88,9
	Pareados	0,07	0,06	
Sudeste	Não Pareados	0,12	0,19	15,8
	Pareados	0,11	0,16	
Norte	Não Pareados	0,57	0,68	-123,8
	Pareados	0,69	0,92	
Sul	Não Pareados	0,25	0,39	-56,5
	Pareados	0,51	0,28	

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da PNAD de 2009.

Tabela A9 - Análise da redução do viés padronizado para a amostra de famílias pareadas com renda per capita entre R\$140,00 e 232,50

Variáveis	Amostra	Média		Redução do viés (%)
		Tratados	Controle	
Renda Líquida do PBF	Não Pareados	840,71	772,84	97,5
	Pareados	711,57	709,87	
Idade do Chefe da Família	Não Pareados	40,08	38,32	34,0
	Pareados	36,31	35,15	
Anos de estudo do chefe da família	Não Pareados	5,93	7,58	86,4
	Pareados	6,54	6,77	
Presença de filhos na família	Não Pareados	4,45	8,77	74,3
	Pareados	5,67	7,43	
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a cor da pele do chefe da família seja preta	Não Pareados	0,08	0,07	-140,5
	Pareados	0,07	0,14	
<i>Dummy</i> igual a 1 caso o chefe trabalhe no setor formal	Não Pareados	0,07	0,11	78,3
	Pareados	0,29	0,29	
<i>Dummy</i> igual a 1 caso haja aposentados na família	Não Pareados	0,03	0,04	81,1
	Pareados	0,02	0,02	
Número de cômodos do domicílio	Não Pareados	5,50	5,53	31,3
	Pareados	5,32	5,30	
<i>Dummy</i> igual a 1 caso a família resida no meio rural	Não Pareados	0,24	0,16	86,0
	Pareados	0,09	0,10	
<i>Dummy</i> igual a 1 caso haja banheiro no domicílio	Não Pareados	0,95	0,97	81,0
	Pareados	0,95	0,94	
Centro-Oeste	Não Pareados	0,10	0,14	-20,1
	Pareados	0,14	0,10	
Sudeste	Não Pareados	0,13	0,20	5,2
	Pareados	0,08	0,15	
Norte	Não Pareados	0,64	0,66	-143,33
	Pareados	0,65	0,10	
Sul	Não Pareados	0,28	0,47	-31,2
	Pareados	0,47	0,22	

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da PNAD de 2009.

Tabela A10 - Limites de Rosenbaum para níveis de renda distintos

Renda Familiar per capita					
Menor que R\$70,00		R\$70,00 a R\$140,00		R\$140,00 a R\$232,50	
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

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da PNAD de 2009. Hipótese nula: há presença de viés por variáveis omitidas na equação estimada (4).