

Direitos de Propriedade e Bem-estar: Avaliação do Impacto do Programa de Regularização Fundiária na Quinta do Caju¹

Área 11 - Economia social e demográfica

Maria Isabel de Andrade²

Valéria Pero³

Resumo

Este trabalho analisa a relação entre direitos de propriedade e bem-estar. Considerando-se a relevância das instituições na economia, é testado se os direitos de propriedade são também um determinante do bem-estar, no contexto das comunidades de baixa renda, uma vez que os moradores têm os direitos de propriedade de seus imóveis mal definidos e, por conseguinte, mal atribuídos e assegurados. Supõe-se que, se o direito de propriedade nessas comunidades for mais bem definido, atribuído e garantido, menores serão os custos de transação e, conseqüentemente, maior será o valor do ativo e da renda do proprietário deste ativo. Além disso, com os direitos de propriedade definidos e assegurados, os moradores de comunidades de baixa renda são incluídos na cidade formal e passam a ter acesso a diversos mercados. O estudo de caso deste trabalho é o Programa de Regularização Fundiária implementado pela Prefeitura do Rio de Janeiro na comunidade da Quinta do Caju, que concedeu título de propriedade, registrado em cartório, para os domicílios beneficiados pelo programa. A partir do painel construído com informações socioeconômicas dos mesmos domicílios da comunidade da Quinta do Caju antes e depois do programa, observam-se os efeitos do Programa de Regularização Fundiária no bem-estar dos moradores da Quinta do Caju. Em particular, por meio do método de *propensity score matching*, constata-se que o programa tem um impacto positivo e estatisticamente significativo na renda domiciliar *per capita* dos domicílios beneficiados pelo programa. Os resultados são robustos quanto à possível presença de vies de seleção pelas variáveis não observáveis, considerando a análise de sensibilidade de Rosenbaum.

Abstract

This work analyses the relationship between property rights and welfare. Considering the relevance of institutions in the economy, it is tested whether property rights are also an determinant of welfare, within the context of low income communities, in view of the fact that they have badly defined, and therefore badly attributed and secure property rights. It is supposed that, if property rights are better defined, attributed and guaranteed in slums, the transaction costs will be low and, consequently, the value of the asset and the income of the owner of this asset will be greater. Further, with the property rights established and guaranteed, the low income communities' residents are then included in the formal city and are given access to a whole new variety of markets. The case study given in this thesis is the Land Regularization Program implemented by the City Hall of Rio de Janeiro in the low income community of Quinta do Caju. The program has given land ownership titles, formally registered by notary public, for the beneficiary households. Using panel data with socioeconomic information of the same households of Quinta do Caju before and after the program, it is observed the effects of the program in the welfare of the residents of Quinta do Caju. Applying propensity score matching method, it is observed that the program has a positive and statistically significant impact on the *per capita* household income of beneficiary. The results are robust for the possible presence of selection bias in non-observable variables, considering the sensitivity analysis of Rosenbaum.

Palavras-chave: direitos de propriedade, programas de titularização, renda domiciliar per capita, propensity score matching.

Keywords: *Property rights, land titling, per capita household income, propensity score matching.*

JEL Classification – P14, Q15, C14, D31, I38

¹ As autoras agradecem os comentários de Adriana Fontes e Priscila Zeraik de Souza, e a ajuda de Cristina Couri na construção da base de dados.

² Doutoranda do Instituto de Economia da UFRJ e pesquisadora do INPI.

³ Professora adjunta do Instituto de Economia da UFRJ e Pesquisadora do IETS.

Direitos de Propriedade e Bem-estar: Avaliação do Impacto do Programa de Regularização Fundiária na Quinta do Caju

1 Introdução

As favelas são consideradas, em geral, espaços de ocupação ilegal desprovidos de serviços públicos essenciais. A maioria dos domicílios nas favelas não apresenta os direitos de propriedade bem definidos, atribuídos e assegurados. Diante desse problema, uma das medidas discutidas pela academia e pelos formuladores de política, para combater a pobreza e a desigualdade social, é a regularização das ocupações irregulares urbanas.

Na cidade do Rio de Janeiro, a Prefeitura, por intermédio da Secretaria Municipal de Habitação, implantou o Programa de Regularização Fundiária, visando a regularização urbanística e fundiária das áreas atingidas pelo Favela-Bairro. A Quinta do Caju, comunidade mais antiga do Complexo do Caju, na zona portuária, foi uma das primeiras comunidades de baixa renda da cidade do Rio de Janeiro e do Brasil favorecidas por este programa e aquela cuja situação de regularização se encontra mais avançada.

São poucos, no mundo, os trabalhos de avaliação das políticas públicas de regularização fundiária, assim como do impacto dos direitos de propriedade mais bem definidos e garantidos. Além disso, a literatura empírica sobre titularização de propriedades refere-se principalmente às áreas rurais. Existem alguns trabalhos, entretanto, que analisam programas de regularização de ocupações em comunidades de baixa renda em centros urbanos como, por exemplo, Lanjouw e Levy (2002) no Equador, Field (2003a, 2003b, 2005) e Field e Torero (2006) no Peru, e Galiani e Schargrotsky (2004, 2007) na Argentina.

Este trabalho pretende analisar o impacto do Programa de Regularização Fundiária sobre o rendimento domiciliar *per capita* da Quinta do Caju, a partir de um painel com os mesmos domicílios da Quinta do Caju em 2002 (antes do programa) e 2008 (depois do programa).

Este artigo está dividido em seis partes, além desta introdução. Na primeira seção, apresentamos uma revisão da literatura dos efeitos dos direitos de propriedade sobre o bem-estar. Em seguida, apresentamos a base de dados utilizada no trabalho, assim como definimos o grupo de tratamento e comparação e justificamos a escolha do rendimento domiciliar *per capita* como variável de interesse e *proxy* para o bem-estar das famílias da Quinta do Caju. Na terceira seção, apresentamos a estratégia de identificação adotada para estimar o impacto do Programa de Regularização Fundiária no rendimento domiciliar *per capita* da Quinta do Caju, ou seja, apresentamos os métodos econométricos utilizados na estimação do impacto. Na quarta seção, analisamos os resultados das equações estimadas para o rendimento domiciliar *per capita*. Na quinta seção, discutimos a robustez dos resultados estimados pelo método de *propensity score matching*, ou seja, fazemos uma análise de sensibilidade dos resultados utilizando o Método de Limites de Rosenbaum. Por fim, uma breve conclusão resumirá os resultados encontrados.

2 Revisão da Literatura

Os efeitos dos direitos de propriedade mais bem definidos, atribuídos e assegurados foram analisados em vários estudos⁴. Na literatura microeconômica, porém, o vínculo entre os direitos de propriedade e o aumento do bem-estar econômico tem, em geral, se limitado aos três canais estabelecidos por Besley (1995): (i) aumento da segurança da ocupação e dos incentivos ao investimento, (ii) custos de transação mais baixos e ganhos com o comércio, e (iii) aumento do valor do ativo como colateral e diminuição da restrição ao crédito (FIELD, 2003a).

Quanto ao primeiro canal, observa-se que as famílias quando não possuem os direitos a suas propriedades bem definidos e assegurados tendem a investir menos na melhoria de seus domicílios com

⁴ Temos Jimenez (1984) para Filipinas; Besley (1995) para Gana; Alston, Libecap e Schneider (1996) para o norte do Brasil; Carter e Olinto (2000) para o Paraguai; Miceli, Sirmans e Kieyah (2001) para o Quênia; Lanjouw e Levy (2002) para o Equador; Do e Iyer (2002) para o Vietnã; Field (2003a, 2003b, 2005) e Field e Torero (2006) para o Peru; Galiani e Schargrotsky (2004, 2007) para a Argentina; Galeana (2004) para o México; *inter alia*. Em especial, Payne, Durand-Lasserve e Rakodi (2007) fizeram extensiva revisão da literatura sobre os impactos econômicos e sociais dos programas de titularização em áreas urbanas e semi-urbanas

medo de perderem estes investimentos. Dessa forma, um dos efeitos dos direitos de propriedade mais bem definidos e assegurados é o aumento da segurança na ocupação e, por conseguinte, dos investimentos na agricultura.

No caso de áreas urbanas, na ausência de direitos de propriedade bem definidos e assegurados, as famílias também tendem a gastar tempo extra e recursos para proteger seus imóveis de novas ocupações, diminuindo o investimento em bens duráveis no domicílio. Além disso, a necessidade permanente de ter um adulto em casa para proteger o domicílio contra nova ocupação reduz a oferta de trabalho dos adultos e aumenta a oferta de trabalho infantil. Segundo Field (2003a), em seu estudo de uma comunidade de baixa renda urbana do Peru, a principal consequência da formalização dos direitos de propriedade é a redução da probabilidade de as famílias serem expulsas de seus domicílios. Dessa forma, ela constata que há o aumento do número total de horas de trabalho e a realocação das horas de trabalho de dentro para fora do domicílio. Além disso, observa também que, nas famílias com criança, há uma diminuição da probabilidade de participação infantil no trabalho.

Ainda, para o Peru, Field (2005) compara o investimento no domicílio antes e depois do programa entre os domicílios participantes e não participantes, e constata que os direitos de propriedade mais bem definidos e assegurados nas favelas urbanas têm um efeito significativo no investimento residencial. Os dados de Field (2005) mostram que a taxa de melhoria do domicílio (*housing renovation*)⁵ cresce mais de dois terços (68%) do nível inicial apenas quatro anos após a obtenção do título de propriedade. Em particular, a natureza dos investimentos está mais relacionada a pequenas melhorias na residência do que com expansão do imóvel. Além disso, o estudo de Field (2005) sugere que o aumento do investimento está mais associado à diminuição da insegurança da ocupação, do que com o aumento do acesso a crédito.

Galiani e Schargrodsky (2007) mostram que, em uma comunidade de baixa renda de Buenos Aires, a proporção dos imóveis com paredes de boa qualidade aumenta em 40% com o título de propriedade e a proporção dos imóveis com telhado de boa qualidade aumenta em 47%. Além disso, a área de construção dos imóveis tem uma expansão de cerca de 12% com o título, e a proporção dos imóveis com calçadas feitas de concreto aumenta em 16%. Galiani e Schargrodsky (2007) estabeleceram também um índice para a qualidade total do imóvel⁶, que varia de 0 a 100 e sintetiza todos os aspectos do imóvel. Em particular, em relação aos valores da linha de base, o efeito estimado do título na melhoria do imóvel é de 37%.

Portanto, podemos concluir, a partir dos trabalhos empíricos, que o efeito do título no investimento e na melhoria do domicílio é positivo, devido ao aumento de segurança proporcionado pelo título. No entanto, a magnitude desse aumento depende do grau de segurança da ocupação antes do programa de titularização. No caso das favelas cariocas, por exemplo, podemos esperar que, como estas já estão bem consolidadas e as políticas públicas têm sido, nos últimos anos, mais focadas na melhoria das condições habitacionais dessas comunidades, o efeito do título no investimento do imóvel deva ser relativamente pequeno.

O segundo custo decorrente dos direitos de propriedade mal definidos, atribuídos e assegurados, apontado na literatura, é a limitação dos ganhos advindos do comércio. Com os direitos de propriedade mais bem definidos, atribuídos e assegurados, há aumento das possibilidades de ganho com a troca e, por conseguinte, do valor de mercado do ativo em questão. Os direitos de propriedade formalmente reconhecidos permitem o comércio com estranhos e não somente com um círculo restrito de conhecidos. Alston, Libecap e Schneider (1996, p. 29) constataram, no norte do Brasil, que *“having title is perceived as an advantage by settlers, as it broadens the range of potential purchasers”*. Outros estudos empíricos também analisam esta relação entre os direitos de propriedade e o valor do ativo como, por exemplo, Jimenez (1984), Friedman, Jimenez e Mayo (1988), Alston, Libecap e Schneider (1996), Lanjouw e Levy (2002).

Lanjouw e Levy (2002) mostram que o preço de mercado de uma propriedade reflete tanto a utilidade do proprietário do ativo quanto a confiança do comprador de que a compra seja honrada.

⁵ Field (2005) considerou as seguintes variáveis para melhoria do domicílio: (i) paredes novas, (ii) novo telhado; (iii) paredes pintadas; (iv) eletricidade; (v) acesso à água; (vi) banheiro adicional; (vii) quarto adicional; entre outras.

⁶ Este índice foi construído por uma equipe de arquitetos que foi até o local para avaliar as condições de cada domicílio da amostra. (GALIANI E SCHARGRODSKY, 2007)

Quando o comprador não está certo de que a família irá honrar a venda da sua propriedade ou quando o proprietário não está confiante de que o inquilino cumprirá o acordo, o conjunto de pessoas com quem as famílias podem transacionar é mais limitado, talvez se restringindo somente aos amigos ou familiares. Em geral, essa limitação impede a alocação da propriedade para famílias que a valorizam mais (LANJOUW; LEVY, 2002, p. 1011). Portanto, quando os direitos de propriedade são formalizados, deve-se interpretar as mudanças no preço como mudanças na utilidade do proprietário assim como no grau de incerteza da transação. (LANJOUW; LEVY, 2002, p. 987)

Segundo os autores, o título de propriedade proporciona a segurança da ocupação e, por conseguinte, permite também as famílias captarem os investimentos feitos em ativos duráveis no domicílio. Além disso, os títulos de propriedade, fazendo os direitos mais claros e transferíveis, reduzem os custos de transação no mercado. Mesmo para as famílias que não têm intenção de vender seus imóveis, a possibilidade de alienar a propriedade é válida, pois permite o uso da propriedade como colateral para empréstimos formais. (LANJOUW; LEVY, 2002, p. 988)

Uma das principais contribuições do trabalho de Lanjouw e Levy (2002) é a relação feita entre os direitos de propriedade formais e informais. Os autores observam que o efeito dos direitos de propriedade formais no comportamento e bem-estar econômico depende da presença de fontes informais de direitos de propriedade, e que estas últimas são também importantes na estimativa do valor das propriedades com direitos formais (LANJOUW; LEVY, 2002, p. 986).⁷

O terceiro custo decorrente dos direitos de propriedade mal definidos e assegurados, levantado pela literatura, refere-se ao argumento principal de De Soto (2000): restrição ao crédito das comunidades pobres. Os imóveis sem direitos de propriedade bem definidos também não servem como colaterais, impedindo o acesso dos pobres ao mercado de crédito. Vários trabalhos analisam o efeito do título de propriedade sobre o mercado de crédito [FEDER *ET AL.* (1988); LOPEZ; ROMANO (1997); MIGOT-ADHOLLA *ET AL.* (1991); CARTER, WIEBE; BLAREL (1994); ALSTON, LIBECAP; SCHNEIDER (1996); CARTER; OLINTO (2002); GALIANI; SCHARGRODSKY (2007); FIELD; TORERO (2006); GALEANA (2004)]. Entretanto, os resultados não são os mesmos. A maioria deles confirma, em parte, a teoria de De Soto (2000) de que a formalização dos direitos de propriedade diminui a restrição ao crédito ao proporcionar um colateral para empréstimos.

Em especial, os artigos de Galiani e Schargrotsky (2007) para uma área do subúrbio de Buenos Aires, e Field e Torero (2006) para áreas urbanas do Peru são alguns dos poucos trabalhos que analisam a relação entre direitos de propriedade e acesso ao mercado de crédito em regiões urbanas.

Os resultados de Galiani e Schargrotsky (2007) constataram um impacto muito pouco significativo do título de propriedade no acesso ao mercado de crédito formal. Ao comparar as consequências do título de propriedade em duas regiões idênticas, sendo uma com título e outra sem título, os autores não constataram diferença alguma entre os dois grupos no acesso a cartão de crédito, conta-corrente em bancos, ou empréstimos de bancos, governo ou cooperativas. No entanto, essas famílias têm baixo acesso ao crédito formal. O acesso ao crédito, como constatam os autores, é maior para crédito informal, concedido por parentes, colegas de trabalho, vizinhos, amigos ou estabelecimentos em que compram com frequência. Contudo, os autores não observam o efeito do título no acesso a essas fontes informais de crédito. Em relação ao mercado de crédito formal, Galiani e Schargrotsky (2007, p. 27) observam que os domicílios sem título não receberam financiamento, enquanto apenas 4% dos domicílios com título receberam empréstimos formais.

Os resultados de Field e Torero (2006) indicam a permanência de racionamento no mercado de crédito formal, no Peru, apesar da distribuição de 1,2 milhões de títulos de propriedade. Depois dessa distribuição, 34% dos proprietários que receberam títulos de propriedade mantiveram-se restritos ao crédito formal. Entretanto, a maior parte da redução no racionamento do crédito, associada aos títulos de propriedade urbana, pode ser atribuída, segundo os autores, à instituição pública de empréstimo para a

⁷ No estudo empírico de uma comunidade de baixa renda em área urbana do Equador, eles mostram que o impacto dos direitos de propriedade formais sobre o preço dos imóveis é maior em recentes ocupações sem organização, onde os direitos de propriedade informais são fracos. O preço de mercado esperado das propriedades com título, em comunidades somente com um ano de existência e sem organização, aumenta em 51,6% em relação às propriedades sem os direitos de propriedade formais, mas com as mesmas características (LANJOUW; LEVY, 2002, p. 989). Enquanto que, em geral, ocorre um aumento de 23,5% no valor das propriedades quando existem direitos de propriedade informais (LANJOUW; LEVY, 2002, p. 989).

compra de material de construção. Em particular, houve um aumento de 10% da taxa de aprovação de crédito formal obtido em bancos públicos e uma redução de nove pontos na taxa de juros para crédito em bancos privados (FIELD; TORERO, 2006).

Em suma, na literatura internacional, observa-se que o efeito do título de propriedade sobre o crédito ainda é pouco significativo, e muitas vezes os resultados não são conclusivos. O efeito causal positivo dos direitos de propriedade no crédito, como defende De Soto (2000), depende também do estágio de desenvolvimento do setor financeiro e bancário, assim como do sistema jurídico. Por exemplo, no Brasil, é importante destacar que imóvel utilizado como residência da família não pode ser utilizado como instrumento de garantia de crédito.

Em relação ao rendimento domiciliar, Andrade (2004) verificou econometricamente que a formalização dos direitos de propriedade apresenta impacto positivo e significativo no rendimento domiciliar *per capita* esperado nas Comunidades do Caju, na cidade do Rio de Janeiro, a partir da Pesquisa Socioeconômica das Comunidades de Baixa Renda do Caju de 2002⁸. Quando controlado pelas variáveis de riqueza do domicílio, região do complexo, características pessoais, de escolaridade e de ocupação do chefe de domicílio, e características de escolaridade e trabalho do cônjuge e dos outros moradores do domicílio, o rendimento domiciliar *per capita* esperado dos domicílios com escritura definitiva destas comunidades é 15% superior em relação aos domicílios sem nenhuma definição e garantia de seus direitos de propriedade.

No entanto, Galiani e Schargrotsky (2007), no seu estudo para um bairro de Buenos Aires, não constataram impacto significativo do título de propriedade na renda do chefe do domicílio, renda domiciliar total, renda domiciliar *per capita*, renda domiciliar total dos adultos, e status ocupacional do chefe do domicílio. Além disso, também não observaram nenhuma diferença significativa no emprego feminino ou no trabalho infantil. Apesar do título de propriedade, os autores observam que as famílias continuam sendo muito pobres após 20 anos do recebimento do título: *“their average household income amounts to only 38% of the official poverty line, and 94% of household are below this line.”* (GALIANI; SCHARGRODSKY, 2007, p. 29).

Portanto, observa-se que, em geral, o vínculo entre direitos de propriedade e renda foi testado empiricamente por meio do canal do mercado de trabalho, ou seja, a hipótese testada foi sempre a de que o título aumenta a segurança da ocupação e, por conseguinte, possibilita um aumento da oferta de trabalho. Contudo, vale ressaltar que os direitos de propriedade podem influenciar a renda domiciliar tanto pelo canal do crédito quanto da riqueza. O aumento do valor da propriedade, seja pela apropriação dos investimentos no domicílio ou pela diminuição dos custos de transação, possibilita um acesso maior a crédito, ao utilizar a propriedade como colateral, e aumento das possibilidades de transação com o imóvel (venda ou aluguel).

3 O Programa e a base de dados

3.1 O Programa de Regularização Fundiária na Quinta do Caju

A Prefeitura do Rio de Janeiro, por intermédio da Secretária Municipal de Habitação, iniciou o processo de regularização das moradias no Complexo do Caju, pela Quinta do Caju, em 1998. Trata-se de um programa pioneiro na medida em que o terreno da Quinta do Caju pertencia à União. Dessa forma, o processo de regularização fundiária na comunidade deu-se por um contrato em que a União Federal cedia a área ao Município sob regime de aforamento, para que o Município pudesse vender, em condições facilitadas, os terrenos a seus ocupantes, e fazer investimentos de infra-estrutura no local.

Contudo, apesar de o processo de regularização fundiária na Quinta do Caju ter-se iniciado em 1998, ele foi concluído junto à União apenas em dezembro de 2004. Dessa forma, os primeiros domicílios receberam o termo de compra e venda, registrado em Cartório de Registro de Imóveis, somente em junho de 2004.

⁸ Vale notar, no entanto, que a análise de Andrade (2004) foi feita para todas as comunidades de baixa renda do Caju antes do Programa de Regularização Fundiária na Quinta do Caju. Dessa forma, a autora comparou os domicílios que declaram ter escritura de seus imóveis com os domicílios sem os direitos de propriedade bem definidos e assegurados (com apenas documentação da Associação de Moradores ou nenhum tipo de documentação).

Segundo dados da Prefeitura do Rio, no final do primeiro semestre de 2008, dos 843 domicílios da Quinta do Caju, 22,3% dos domicílios receberam a escritura definitiva dos seus imóveis e 10,3% receberam a declaração de Concessão de Direito Real de Uso, que é uma permissão para registrar as propriedades em Cartório de Registro de Imóveis. Os demais domicílios ainda estão em processo de regularização junto à Prefeitura.

Para dar entrada ao pedido de regularização do imóvel junto à Prefeitura, são necessários os seguintes documentos: identidade, CPF, comprovante de residência, certidão de casamento e documentos do cônjuge. No caso de viúvos, certidão de óbito do cônjuge. Vale ressaltar que não é obrigatório apresentar comprovante de renda. Quanto ao custo da regularização, para emissão do termo de compra e venda, é necessário o pagamento de uma taxa no valor de R\$ 2,00/m² para um único imóvel do titular, R\$ 13,46/m² (gleba A) e R\$ 19,23/m² (gleba B) para os demais imóveis do titular e para as unidades comerciais.⁹

3.2 Base de dados

A base de dados utilizada, neste trabalho, é um painel construído a partir da Pesquisa Socioeconômica das Comunidades de Baixa Renda do Caju (PSCBRC), elaborada em setembro de 2002 pelo IETS (Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade) em parceria com o sistema FIRJAN (Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro) e a SCIENCE (Sociedade Científica da Escola Nacional de Ciências Estatísticas), e a Pesquisa Socioeconômica da Comunidade da Quinta do Caju, elaborada em agosto de 2008, com financiamento da FAPERJ (Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado do Rio de Janeiro). O painel utilizado refere-se aos mesmos domicílios¹⁰ da Quinta do Caju em 2002 (antes do programa) e 2008 (depois do programa).

Vale ressaltar, que, para ambas as pesquisas, foi aplicado praticamente o mesmo questionário. Portanto, para a construção do painel, as variáveis referentes às características dos domicílios e seus moradores são as mesmas para os dois anos (2002 e 2008).

Apesar de ter sido tomada como base uma amostra de 261 domicílios particulares permanentes da Quinta do Caju que fizeram parte da pesquisa PSCBRC de 2002, foram re-entrevistados 231 domicílios em 2008. Houve um atrito de 30 domicílios, ou seja, uma perda de aproximadamente 13% dos domicílios da amostra inicial de 2002¹¹. Além disso, dos 231 domicílios entrevistados em 2008, não encontramos informações referentes ao ano de 2002 para dois domicílios¹². Dessa forma, o painel só pôde ser construído com uma amostra de 229 domicílios particulares permanentes da Quinta do Caju.

A Pesquisa Socioeconômica da Comunidade da Quinta do Caju de 2008 foi aplicada nos domicílios particulares permanentes da amostra da Quinta do Caju da PSCBRC de 2002. No entanto, nos restringimos, do universo dos domicílios particulares permanentes, apenas aos domicílios que eram próprios tanto em 2002 quanto em 2008, já que os direitos de propriedade são o objeto deste trabalho. Os domicílios particulares permanentes são classificados como próprios quando o domicílio é de propriedade, total ou parcial, de morador, estando integralmente quitado ou não, e independente da condição de ocupação do terreno. Dessa forma, foram excluídos da análise os domicílios alugados, e os que foram cedidos por empregador ou de outra forma. Com essa seleção, a amostra apresenta 185 domicílios particulares permanentes próprios.

Os domicílios próprios diferem quanto à condição de ocupação, ou seja, em relação à definição de seus direitos de propriedade. Os domicílios próprios podem apresentar o termo de compra e venda, registrado em Cartório de Registro de Imóveis, declaração de concessão real de uso (CRDU) emitida pela

⁹ Caso o proprietário opte pelo pagamento parcelado da taxa, é assinado um contrato de Concessão de Direito Real de Uso (CDRU) com o número e o valor das parcelas. Dessa forma, é enviado um carnê para a residência do proprietário com os boletos de pagamento. Caso o proprietário opte pelo pagamento à vista, é feita uma ficha de depósito para o pagamento total da taxa. E, em seguida, é encaminhado o processo para o Cartório de Registro de Imóveis, a fim de ser registrado o termo de compra e venda. A própria Prefeitura se encarrega deste procedimento, e não há custo para o proprietário.

¹⁰ Trata-se dos mesmos domicílios, pois a pesquisa de campo de 2008 levou em conta a listagem amostral de 2002. Dessa forma, foram selecionados os mesmos domicílios da Quinta do Caju da pesquisa PSCBRC de 2002 para re-entrevistar os moradores.

¹¹ Dos 30 domicílios não entrevistados, 17 eram domicílios vagos, 3 domicílios de uso ocasional, 7 domicílios fechados e 3 em que houve recusa.

¹² Provavelmente houve perda de informação quando a base de dados de 2002 foi digitada.

Prefeitura, documentação apenas da Associação dos Moradores, nenhuma das documentações anteriores ou que ainda não acabou de pagar.

Além disso, dos domicílios da amostra, 89,7% referem-se à mesma família, ou seja, foram re-entrevistadas, na maior parte da amostra, as mesmas famílias de 2002. No entanto, das mesmas famílias, 37,3% continuam com os mesmos moradores e 52,4% têm moradores a mais ou a menos na família. Adicionalmente, dos domicílios da amostra, 74% referem-se ao mesmo chefe do domicílio.

Dessa forma, foi possível construir três painéis diferentes: (i) domicílios próprios – com 185 observações; (ii) domicílios próprios e mesma família – com 166 observações; e (iii) domicílios próprios e mesmo chefe – com 137 observações.

3.3 Grupos de tratamento e de comparação

Como nosso objetivo é avaliar o impacto do Programa de Regularização Fundiária na Quinta do Caju, precisamos construir um grupo que foi beneficiado pelo programa (grupo de tratamento) e outro grupo que não foi beneficiado (grupo de comparação). Além disso, como o Programa de Regularização Fundiária na Quinta do Caju começou a ser implementado em 2004, entre as duas pesquisas de campo, temos dados desses dois grupos antes e após a implementação inicial do programa.

Definimos, portanto, como o grupo de tratamento os domicílios que foram beneficiados pelo Programa de Regularização Fundiária, ou seja, os domicílios que têm o termo de compra e venda (TCV), registrado em Cartório de Registro de Imóveis, ou a Declaração de Concessão de Direito Real de Uso (CDRU) emitida pela Prefeitura. Enquanto isso, definimos como grupo de comparação os demais domicílios da Quinta do Caju, que ainda não foram beneficiados pelo programa (não apresentam TCV nem CDRU).

Dessa forma, da amostra de domicílios próprios, constata-se que 39,5% pertencem ao grupo de tratamento, e o restante (60,5%) ao grupo de comparação. Vale ainda notar que, dos domicílios do grupo de tratamento, 65,8% apresentam o termo de compra e venda, e 34,2% possuem a declaração de concessão de direito real de uso.

Um ponto a ser questionado é se o grupo de comparação é um bom controle para o grupo de tratamento, uma vez que o definimos por exclusão, considerando os domicílios que não foram beneficiados pelo programa. Como o grupo de comparação não foi definido aleatoriamente, os dois grupos podem não ser parecidos tanto por características observáveis quanto não observáveis, o que pode causar um viés de auto-seleção na avaliação do impacto do programa. Além disso, como já vimos, para participar do programa, os próprios moradores se apresentam à Prefeitura para pagar pelo seu título de propriedade. Portanto, a seleção ao programa é feita pelos próprios moradores, e não de forma aleatória ou experimental.

Para investigar se os domicílios do grupo de tratamento e comparação são parecidos, observaremos se existiam diferenças estatisticamente significativas quanto às características desses domicílios e de seus moradores em 2002, antes do Programa de Regularização Fundiária ter sido implementado pela Prefeitura na Quinta do Caju.

De acordo com a Tabela 1, observa-se que as diferenças entre os grupos de tratamento e de comparação, antes da realização do programa, não são estatisticamente significativas para a maioria das características do domicílio e dos chefes e cônjuges. As diferenças estatisticamente significativas entre os dois grupos são quanto às variáveis que indicam a presença de crianças com 5 a 11 anos de idade, o número de adultos no domicílio, o número de cômodos no domicílio, o acesso à água, e a idade do chefe e do cônjuge. Primeiramente, quanto aos moradores do domicílio, constata-se que os domicílios do grupo de tratamento têm, em média, menos crianças e mais adultos. Em segundo lugar, em relação às características do domicílio, observa-se que os domicílios do grupo de tratamento têm, em média, um número maior de cômodos e menos acesso à água. Por fim, quanto às características dos moradores, constata-se que os chefes e cônjuges dos domicílios do grupo de tratamento são, em média, mais velhos.

Vale notar que a diferença do rendimento domiciliar *per capita* entre os dois grupos antes da realização do programa não era estatisticamente significativa. Além disso, a diferença de escolaridade e do nível de ocupação do chefe e do cônjuge entre os dois grupos não é estatisticamente significativa.

Portanto, podemos concluir que os grupos de tratamento e de comparação, em relação às características observáveis dos domicílios e moradores, não apresentavam diferenças estatisticamente significativas muito importantes antes da realização do programa e, portanto, o grupo de comparação pode servir de controle para o tratamento quando for feita a avaliação de impacto do Programa de Regularização na Quinta do Caju.

3.4 Variável de interesse: renda domiciliar per capita

Para avaliar o impacto do programa de Regularização Fundiária no bem-estar das famílias da Quinta do Caju, utilizamos a renda domiciliar *per capita* como variável de resultado e *proxy* do bem-estar.

Embora o bem-estar seja um fenômeno multidimensional, a renda é adotada, em geral, pelos economistas, como uma medida síntese do bem-estar. Além disso, para ordenar situações sociais distintas, a renda é um bom indicador escalar de bem-estar, principalmente quando se trata de comparar as famílias de uma mesma comunidade que, apesar da heterogeneidade interna, têm, em tese, acesso aos mesmos serviços. No caso da comunidade objeto do nosso estudo, as famílias da Quinta do Caju têm, na prática, acesso às mesmas creches, escolas, postos de saúde etc. Portanto, a renda domiciliar pode ser considerada uma boa medida do bem-estar das famílias da Quinta do Caju.

Dessa forma, primeiramente, focamos no rendimento total de todos os moradores do domicílio com 10 anos ou mais de idade. Como rendimento total, consideramos, além da remuneração bruta da ocupação principal e de outras ocupações, as aposentadorias e/ou pensões, o seguro desemprego, a renda proveniente de programas sociais, o rendimento de aluguéis e arrendamentos, e as doações ou ajuda financeira. É importante considerar também o número de moradores na análise, pois o grau de bem-estar do domicílio se altera de acordo com o número de seus membros. Utilizamos, portanto, o rendimento domiciliar *per capita*, que consiste na divisão do rendimento domiciliar pelo número de moradores no domicílio.

Foi necessário fazer outra restrição à amostra do painel. Como estamos interessados na renda domiciliar *per capita* e com este valor em logaritmo, o trabalho restringiu-se aos domicílios com renda domiciliar maior do que zero, o que corresponde a 98,4% dos domicílios particulares permanentes próprios. Portanto, com essa nova seleção, o painel é composto de informações de 182 domicílios particulares permanentes próprios nos anos de 2002 e 2008.

A renda média dos domicílios da Quinta do Caju era de R\$ 1.096,65 em 2002, e R\$ 1.756,38 em 2008, ambos a preços de agosto de 2008. A renda domiciliar *per capita* média era de R\$ 382,21 em 2002, e R\$ 699,07 em 2008, ambos também a preços de agosto de 2008. Cabe ressaltar que os domicílios tinham em média 3,1 e 2,7 moradores em 2002 e 2008, respectivamente.

A Tabela 2 apresenta a decomposição da renda domiciliar da Quinta do Caju em 2002 e 2008. Em especial, constata-se que a maior parte do rendimento domiciliar da Quinta do Caju é referente à renda do trabalho, apesar deste percentual relativo ter caído em 2008 (queda de cinco pontos percentuais). No entanto, a aposentadoria e a pensão têm apresentado um papel importante e crescente no rendimento domiciliar da Quinta do Caju. Destaca-se também o aumento da participação dos rendimentos advindos de programas sociais na renda domiciliar no período analisado. As outras fontes de rendimento não são significativas na composição do rendimento domiciliar da Quinta do Caju.

A primeira análise a ser feita, em relação ao efeito do Programa de Regularização Fundiária no rendimento domiciliar da Quinta do Caju, é observar as diferenças das médias do rendimento domiciliar e rendimento domiciliar *per capita*, entre os grupos de tratamento e de comparação, antes e depois da implementação do programa.

Vemos, primeiramente, de acordo com a Tabela 2, que o rendimento domiciliar médio do grupo de comparação era 5,5% maior do que o do grupo de tratamento em 2002. No entanto, em 2008, o rendimento domiciliar médio do tratamento passou a ser 9% maior em relação ao grupo de comparação. Além disso, quanto ao rendimento domiciliar *per capita* médio, observamos, de acordo com a Tabela 3, que os valores do grupo de tratamento, em 2002 e 2008, são 5,8% e 30,8% maiores em relação aos do grupo de comparação, respectivamente. Há uma diferença crescente do rendimento domiciliar *per capita*

médio entre os grupos de tratamento e comparação. Para saber se essa diferença é significativa, é necessário aplicar o teste das diferenças das médias.

Observamos que as diferenças das médias do rendimento domiciliar *per capita* entre os grupos de comparação e tratamento são negativas nos dois anos, mas apenas estatisticamente significativas para o ano de 2008. Contudo, as diferenças das médias do rendimento domiciliar total entre os grupos não são estatisticamente significativas em nenhum dos dois anos.

Os resultados da Tabela 3 apontam para a possibilidade de impacto positivo do Programa de Regularização Fundiária na renda domiciliar *per capita* da Quinta do Caju, uma vez que a diferença da média do rendimento domiciliar *per capita* entre o grupo de tratamento e o de comparação passa a ser estatisticamente significativa no ano de 2008. Em todo caso, para confirmarmos esse resultado, é necessário investigar melhor a relação de causalidade entre o título de propriedade e a renda domiciliar *per capita*, a partir da aplicação de alguns métodos econométricos.

4 Estratégia de identificação

O objetivo deste artigo é medir o impacto do Programa de Regularização Fundiária da Prefeitura do Rio de Janeiro sobre a renda domiciliar *per capita* da Quinta do Caju. Espera-se que o impacto do programa seja positivo e estatisticamente significativo sobre a renda domiciliar *per capita* dos domicílios da Quinta do Caju, beneficiados pelo programa.

Buscou-se medir o impacto médio do programa sobre aqueles que foram beneficiados pelo programa, ou seja, $E[Y_{i1} - Y_{i0} | D = 1]$, onde Y_{i1} é o resultado de interesse (rendimento domiciliar *per capita*) para o domicílio i após a implementação do programa, Y_{i0} é o resultado do mesmo domicílio caso não fosse beneficiado pelo programa e D é uma variável indicadora que é igual a 1 quando o domicílio pertence ao grupo que foi beneficiado pelo programa.

O problema empírico de avaliação de programas sociais é a ausência de dados contrafactuais, uma vez que não é possível observar $E[Y_{i0} | D = 1]$, isto é, não é possível avaliar o resultado de interesse do domicílio que foi beneficiado pelo programa caso não tivesse sido beneficiado. Só é possível averiguar o resultado dos domicílios que participaram do programa, $E[Y_{i1} | D = 1]$, e o resultado dos domicílios que não foram beneficiados, $E[Y_{i0} | D = 0]$. Se pudéssemos observar o rendimento domiciliar *per capita* do grupo de tratamento caso ele não fosse coberto pelo programa, a avaliação do Programa de Regularização Fundiária seria direta. Dessa forma, o problema empírico concentra-se na estimação do contrafactual: $E[Y_{i0} | D = 1]$.

Além disso, vale destacar que temos informação sobre os dois grupos, os que aderiram ao programa $D = 1$ e os que não aderiram ao programa $D = 0$, antes da implementação do programa.

Os dois métodos econométricos utilizados neste artigo (diferenças em diferenças e *propensity score matching*) baseiam-se na hipótese de que, uma vez que se controle por um vetor de características X , que envolva os fatores, fora do programa, que possam influenciar a renda domiciliar *per capita*, o grupo de comparação pode ser usado como contrafactual. Todos os dois métodos serão aplicados nos três painéis: (i) domicílios próprios – com 185 observações; (ii) domicílios próprios e mesma família – com 166 observações; e (iii) domicílios próprios e mesmo chefe – com 137 observações. Esta estratégia será importante para observar a robustez dos resultados.

Por fim, procura-se analisar a robustez dos resultados estimados pelo método de *propensity score matching*. Em especial, analisaremos a sensibilidade dos resultados do modelo estimado por *propensity score matching*, utilizando o Método de Limites de Rosenbaum.

4.1 Diferenças em Diferenças

O método de diferenças em diferenças fornece o efeito médio do título de propriedade sobre a renda domiciliar *per capita* dos domicílios que participaram do programa, comparando a média da renda domiciliar *per capita* do grupo de tratamento antes e depois do programa com os mesmos resultados dos domicílios do grupo de comparação. O efeito é obtido pela subtração de duas diferenças, isto é:

$$\alpha_{DID} = (\bar{Y}_1^T - \bar{Y}_0^T) - (\bar{Y}_1^C - \bar{Y}_0^C) \quad (1)$$

A primeira diferença elimina os efeitos da heterogeneidade entre os domicílios do grupo de tratamento (efeitos fixos). A segunda diferença só reflete, por hipótese, a influência dos determinantes não observáveis que variaram nesse período. Supondo que os efeitos temporais são iguais para ambos os grupos e que não há mudanças de composição nos grupos, a diferença das diferenças resulta no efeito do título sobre o rendimento domiciliar *per capita* dos domicílios da Quinta do Caju que participaram do Programa de Regularização Fundiária.

A estimação do efeito do programa, considerando as variáveis de controle, pode ser obtida a partir da seguinte regressão:

$$Y_{it} = \alpha D_{gt} + \beta X_{it} + a_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Onde Y_{it} é uma variável que indica a variável de interesse (rendimento domiciliar *per capita*); Dg indica a variável indicadora igual à unidade quando o domicílio pertence ao grupo de tratamento ($g = 1$ e $t = 1$); X_{it} é um vetor de variáveis de controle introduzido para isolar a influência de diferenças entre as características observáveis dos domicílios; a_i é um vetor com as características não observáveis constantes no tempo, e ε_{it} é o termo de erro relacionado às características não observáveis dos domicílios.

No caso do método das diferenças em diferenças, preferimos não incluir nenhum controle no modelo¹³.

Em uma regressão linear, o efeito estimado do programa é dado pelo coeficiente, α , uma vez que:

$$E(Y_{it}|t = 1, g = 0) - E(Y_{it}|t = 0, g = 0) = \beta E(X_{i1}^C - X_{i0}^C) \quad (3)$$

$$E(Y_{it}|t = 1, g = 1) - E(Y_{it}|t = 0, g = 1) = \alpha + \beta E(X_{i1}^T - X_{i0}^T) \quad (4)$$

E sob a hipótese que

$$E(X_{i1}^T - X_{i0}^T) = E(X_{i1}^C - X_{i0}^C) \quad (5)$$

Temos que:

$$[E(Y_{it}|t = 1, g = 1) - E(Y_{it}|t = 0, g = 1)] - [E(Y_{it}|t = 1, g = 0) - E(Y_{it}|t = 0, g = 0)] = \alpha \quad (6)$$

Dessa forma, o impacto médio do Programa de Regularização Fundiária é α , ou seja, é a diferença média da renda domiciliar *per capita*, condicional em X , dos domicílios tratados, que participaram do programa, em relação aos não tratados.

A principal limitação do método de diferenças em diferenças diz respeito à construção do grupo de comparação. O método diferenças em diferenças requer que os grupos de comparação e de tratamento sejam comparáveis, ou seja, que as diferenças entre os domicílios dos dois grupos sejam basicamente diferenças de características observáveis controladas de forma linear pela introdução dos controles (MONTEIRO, 2004).

A precisão e o grau de identificação do impacto do programa sobre os domicílios beneficiados dependem do tamanho do viés de seleção envolvido na avaliação. Essa magnitude, por sua vez, está vinculada ao mecanismo de seleção do grupo de controle e às técnicas de avaliação utilizadas nessa tarefa. (SILVA, RESENDE; SILVEIRA NETO, 2009, p. 94)

Apesar de os grupos de tratamento e de comparação não terem sido construídos de forma aleatória, ou seja, os próprios moradores se auto-selecionaram para participar do programa, observamos pelo teste das diferenças de médias, que as diferenças das características observáveis entre esses dois grupos, antes da implementação do programa, não eram estatisticamente significativas. Dessa forma, tomando como base as características observáveis, podemos considerar que os grupos de tratamento e de comparação são de certa forma comparáveis.

Apesar disso, como o método de diferenças em diferenças baseia-se fundamentalmente no uso de um grupo de domicílios não afetados pelo programa que seja comparável ao grupo de tratamento, esse método pode não ser o mais adequado para a análise. Dessa forma, aplicaremos também o método de *propensity score matching* para a estimação do impacto do programa.

¹³ Consideram-se, para o vetor X_{it} , as variáveis observáveis do domicílio que podem influenciar a renda, mas que mudam no tempo. Não consideramos as características do chefe, como sexo e escolaridade, pois estas características, em geral, não variam no tempo e, portanto, quando fazemos as diferenças, elas são eliminadas. A escolaridade dos chefes dos domicílios da Quinta do Caju pode ser considerada constante no período de análise, pois os chefes são pessoas com idade média de 60,7 anos.

4.2 Propensity Score Matching

Considerando que a hipótese $E(X_{i1}^T - X_{i0}^T) = E(X_{i1}^C - X_{i0}^C)$ não seja válida, pois os grupos de tratamento e de comparação não são tão parecidos em relação às características observáveis, uma vez que eles não foram selecionados aleatoriamente, o resultado estimado por meio do método das diferenças em diferenças apresentará um viés de auto-seleção. Uma forma de contornar esse viés é estimar o efeito do programa por meio do método de *propensity score matching*.

O *propensity score matching* contrasta a renda domiciliar *per capita* de um domicílio que participou do Programa de Regularização Fundiária com a renda domiciliar *per capita* de um domicílio (ou um grupo de domicílios) com características similares do grupo de comparação. Para tanto, esse método calcula a probabilidade de os domicílios da amostra participarem do programa, o *propensity score*, baseada num vetor X de características observáveis.

Portanto, o *propensity score*, $P(X)$, é definido como a probabilidade condicional de um indivíduo receber o tratamento dado suas características observáveis X . Isto é,

$$P(X) = \text{Probabilidade}(D=1 | X). \quad (7)$$

Se o tratamento e os resultados esperados são independentes condicionais às variáveis de pré-tratamento, estes também serão independentes condicionais à probabilidade de receber o tratamento tomando como base as características observáveis, isto é, condicionais ao *propensity score*:

$$(Y_{i0}, Y_{i1} \perp D | P(X)) \quad (8)$$

A utilização do *propensity score* baseia-se em duas hipóteses-chave. A hipótese essencial dessa abordagem é que o resultado da variável de interesse dos não tratados é independente do status de participação, D , uma vez que se controle pelas variáveis observáveis, X , por meio da função $P(X)$:

$$E(Y_{i0} | P(X), D=1) = E(Y_{i0} | P(X), D=0) \quad (9)$$

Ou seja, dado $P(X)$, o resultado dos não tratados é o igual ao hipotético resultado dos domicílios tratados caso não tivessem passado pelo tratamento (MONTEIRO, 2004).

A segunda hipótese refere-se à existência de um suporte comum. Esta condição requer que existam unidades de ambos os grupos, tratamento e controle, para cada característica X para a qual se deseja comparar: $0 < P(X) < 1$. (RESENDE; OLIVEIRA, 2008, p. 241-242)

O objetivo do *matching* é selecionar fatores observáveis suficientes, de forma que dois domicílios com os mesmos valores desses fatores não terão respostas sistematicamente distintas em relação à introdução do programa.

O modelo *logit* (ou *probit*), pelo qual o *propensity score* é calculado, deve incluir variáveis preditoras que influenciam a participação no programa e os resultados de interesse. Consideraremos como o vetor X_{it} , as variáveis referentes às características do chefe do domicílio em 2002, antes da implementação do programa. Em particular, utilizamos as seguintes variáveis: idade do chefe, *dummy* que indica o sexo do chefe (assume valor 1 para as mulheres); escolaridade do chefe (anos de estudo), três *dummies* para a ocupação do chefe (inativo, ocupado formal, desocupado), tomando como base o chefe ocupado no setor informal, *dummy* para participação social¹⁴ do chefe; *dummy* para presença de cônjuge no domicílio, e variável que indica o número de filhos que moram no domicílio.

O *propensity score* estimado fornece a probabilidade predita de participação no programa de um determinado domicílio e por meio dos seus valores realiza-se o *matching* entre os grupos de tratamento e comparação. A inclusão de variáveis com as características do chefe tem por finalidade não só o cálculo da probabilidade de participação, mas também o *matching* dos domicílios em termos das características observáveis.

Uma vez calculado o *propensity score*, mede-se a diferença da renda domiciliar *per capita* de um domicílio do grupo de tratamento com a renda de um domicílio (ou a média da renda de um grupo de domicílios) do grupo de comparação com *propensity score* semelhante. Assim, usando o *propensity score*, o grupo de comparação para cada indivíduo é construído baseado num critério pré-definido de proximidade. Existem diversos estimadores de *propensity score matching*, sendo que a diferença crucial é a definição de proximidade, ou melhor, o tipo de peso utilizado. O efeito total da introdução do programa é a média dos efeitos individuais dos domicílios beneficiados pelo programa.

¹⁴ Consideramos a participação social do chefe em atividades em instituições como, por exemplo, partido político, sindicato, associações de moradores, cooperativa, igreja, ONG, entre outras.

Em suma, a estimação do efeito do tratamento sobre os tratados usando *propensity score* necessita basicamente da estimação de $P(X)$, calculada por meio de um *logit*, e da escolha de pesos apropriados, que inclui uma série de alternativas como pesos de *Kernel*, pesos baseados na vizinhança mais próxima ou dentro de um raio especificado.

Em geral, na literatura de avaliação, o parâmetro que recebe maior atenção é o que representa o efeito do tratamento ou efeito médio do tratamento nos tratados (*average treatment effect on the treated – ATT*).

$$ATT = E [Y_{1i} - Y_{0i} | D=1, P(X)] = E [Y_{1i} | D =1, P(X)] - E [Y_{0i} | D =1, P(X)] \quad (10)$$

Outro parâmetro de interesse é o efeito médio do tratamento (*average treatment effect – ATE*), que é definido como igual a $E [Y(1) - Y(0)]$. Dessa forma, enquanto o ATT é o efeito do tratamento apenas sobre os tratados, o ATE é o efeito do tratamento sobre toda a amostra.

5 Resultados

5.1 Resultados por diferenças em diferenças

Os resultados da estimação da equação das diferenças em diferenças para o rendimento domiciliar *per capita* da Quinta do Caju estão apresentados na Tabela 4. A primeira coluna da Tabela 4 apresenta os resultados para o painel em que são considerados todos os domicílios próprios da Quinta do Caju. A segunda e terceira coluna restringem a amostra para os domicílios com a mesma família e o mesmo chefe nos dois períodos da análise (antes e depois da implementação do programa), respectivamente.

Observa-se que o coeficiente da variável binária que indica a participação no programa é positivo, mas não estatisticamente significativo, em nenhum dos painéis analisados.

Como os grupos de controle e comparação não foram selecionados de forma experimental ou aleatória, os resultados com o método das diferenças em diferenças sugerem o uso do método alternativo *propensity score matching*, em que a comparação do rendimento domiciliar *per capita* é feita entre domicílios mais similares.

5.2 Resultados por propensity score matching

Primeiramente, para medir o impacto do Programa de Regularização Fundiária no rendimento domiciliar *per capita* dos domicílios da Quinta do Caju beneficiados pelo programa, por meio do método do *propensity score matching*, foi estimado o *propensity score* com uma regressão *logit*, com base no vetor *Xit*, com as variáveis referentes às características do chefe em 2002 (antes da implementação do programa).

Após calcular o *propensity score*, estimamos a diferença do logaritmo da renda domiciliar *per capita* de um domicílio do grupo de tratamento com um domicílio (ou um grupo de domicílios) do grupo de comparação com *propensity score* semelhante, utilizando quatro estimadores diferentes de *propensity score matching*: *Nearest Neighbor* com apenas um vizinho [*NN(1)*], *Kernel* Gaussiano com janela de 0,06 [*Kernel (0,06)*], *Kernel* Gaussiano com janela de 0,1 [*Kernel (0,1)*] e *Kernel* Gaussiano com janela de 1 [*Kernel (1)*].

A Tabela 5 apresenta os resultados da regressão *logit*, que são os mesmos para todos os quatro métodos de *propensity score matching*, já que usamos a mesma regressão para calcular o *propensity score*. A primeira coluna da Tabela 5 apresenta os resultados para o painel em que são considerados todos os domicílios próprios da Quinta do Caju. A segunda e terceira coluna restringem a amostra para os domicílios com a mesma família e o mesmo chefe nos dois períodos da análise (antes e depois da implementação do programa), respectivamente.

Considerando os domicílios próprios da Quinta do Caju, observa-se que apenas o coeficiente referente à idade do chefe em 2002 é estatisticamente significativo ao nível de 5%. O coeficiente da variável sexo do chefe é estatisticamente significativo ao nível de 10%. Espera-se, para cada um ano a mais na idade do chefe, um aumento de 0,05 no *log-odds* de participar no programa. Além disso, os chefes homens têm uma probabilidade maior em participar do programa.

Quanto aos resultados do *logit* para os domicílios próprios com a mesma família ou com o mesmo chefe, observa-se que apenas o coeficiente referente à idade do chefe em 2002 é estatisticamente significativo ao nível de 5% para os domicílios com a mesma família. Nesse caso, espera-se, para cada

um ano a mais na idade do chefe, um aumento de 0,04 no *log-odds* de participar no programa, ou seja, um aumento menor em relação ao resultado do painel dos domicílios próprios.

No resultado do *logit*, verificou-se que a maioria das variáveis independentes não é estatisticamente significativa, mas isso não significa necessariamente que estas variáveis não devam ser incluídas no modelo. Rubin e Thomas (1996) (apud CALIENDO; KOPEINING, 2005) argumentam que uma variável só deve ser excluída da análise se houver um consenso de que esta não é apropriada (não relacionada com o resultado). De outra forma, é aconselhável incluí-la na estimativa do *propensity score* mesmo que não seja estatisticamente significativa. Segundo Caliendo e Kpeining (2005), a introdução de variáveis não estatisticamente significativas não viesará as estimativas ou torná-las-á inconsistentes.

As Tabelas 6, 7 e 8 apresentam as estimativas do impacto do programa sobre a variação da renda domiciliar *per capita* para os quatro métodos utilizados na estimação do *propensity score matching*, e para os três tipos de painéis. A análise do impacto será feita com base em quatro pontos: (i) a magnitude do valor estimado para o ATT; (ii) o sinal do ATT; (iii) a significância estatística do ATT e (iv) o valor estimado para o ATE.

Portanto, as colunas das Tabelas 6, 7 e 8 referem-se aos diferentes métodos: NN (1), *kernel* (0,06), *kernel* (0,1) e *kernel* (1). Além disso, as Tabelas 6, 7 e 8 reportam os resultados destes métodos para os tratados, o contrafactual (a estimativa dos resultados para os tratados, caso eles não tivessem recebido o tratamento), o ATT e a estatística *t* (para a hipótese nula de que não ha diferença nos resultados para o grupo de tratamento e o contrafactual), assim como o resultado do ATE.

Observa-se, portanto, que todas as estimativas do ATT são positivas para todos os métodos e em todos os painéis. Primeiramente, utilizando o método *Nearest Neighbor* com apenas um vizinho (NN(1)) para os domicílios próprios da Quinta do Caju, o ATT estimado é de 0,276, com o logaritmo da renda domiciliar *per capita* aumentando de 0,433 para 0,709. Ou seja, estima-se um aumento da renda domiciliar *per capita* de aproximadamente 27,6% nos domicílios tratados em relação a um grupo similar, que não recebeu o tratamento. Este resultado é estatisticamente significativo ao nível de 1% (estatística *t* de 2,88). Vale apontar que o valor do ATE é de 0,174.

Em relação ao método do vizinho mais próximo, o método de *kernel*, ao estimar o ATT, utiliza mais informações, pois considera a média de todas as observações para criar o contrafactual (usando os pesos de *kernel*). No entanto, como nem todas as observações do grupo de comparação são parecidas com aquela observação específica do grupo de tratamento, o método de *Kernel* utiliza informações de domicílios mais distantes em termos das características do *logit* usado no cálculo do *propensity score*.

Primeiramente, com o *Kernel* com janela de 0,06, observa-se que o ATT estimado é de 0,208, com o logaritmo da renda domiciliar *per capita* aumentando de 0,501 para 0,709. Ou seja, estima-se um aumento da renda domiciliar *per capita* de aproximadamente 20,8% nos domicílios tratados em relação aos não tratados. Este resultado é estatisticamente significativo a 10% (estatística *t* de 1,95). Vale notar ainda que o ATE é de 0,195.

Em segundo lugar, com o *Kernel* com janela de 0,1, constata-se que o ATT estimado é de 0,184, de uma base de 0,542 para o grupo dos não tratados. Ou seja, estima-se um aumento da renda domiciliar *per capita* de aproximadamente 18,4% nos domicílios tratados em relação aos não tratados. Esse efeito é estatisticamente significativo a 10% (estatística *t* de 1,74). Vale ressaltar que o valor do ATE é de 0,188.

Por fim, aumentando a janela do *Kernel* para 1, ou seja, dando peso maior para os domicílios ainda menos “parecidos”, o ATT estimado passa a ser de 0,161, de uma base de 0,565. No entanto, o resultado não é estatisticamente significativo em níveis convencionais.

Constata-se que, quanto maior a janela do *Kernel*, menor é o valor do ATT e o resultado passa a ser estatisticamente menos significativo. Além disso, pelo método do vizinho mais próximo (NN(01)) para os domicílios próprios da Quinta do Caju, o valor do ATT é maior do que o estimado pelo método de *kernel*, assim como mais significativo estatisticamente.

Considerando os domicílios próprios da Quinta do Caju com a mesma família, constata-se que o ATT é positivo, mas não é estatisticamente significativo em nenhum dos modelos de *propensity score matching*.

Considerando os domicílios próprios da Quinta do Caju com o mesmo chefe, observa-se que o ATT é positivo e estatisticamente significativo ao nível de 10% para os métodos de *kernel* com janela de

0,06 e 0,1. Nesse caso, estima-se um aumento da renda domiciliar *per capita* em torno de 20% nos domicílios tratados em relação aos não tratados.

A diferença entre os três painéis refere-se à forma em que selecionamos os domicílios nos dois anos. Em particular, o painel de mesma família restringiu-se aos domicílios, em que a família em 2008 tinha pelo menos um membro que morava no domicílio em 2002, tendo sofrido apenas alguma mudança na composição familiar (entrada ou saída de moradores). Dessa forma, os resultados referentes ao painel de mesma família podem não ter sido estatisticamente significativos devido à mudança da composição familiar no período.

Conclui-se que todos os métodos utilizados de estimação do ATT indicam para um efeito positivo e estatisticamente significativo do Programa de Regularização Fundiária na variação da renda domiciliar *per capita* dos domicílios próprios da Quinta do Caju que participaram do programa.

6 Avaliação da robustez dos resultados

Nesta seção, avaliaremos a robustez dos resultados estimados por meio do método de *propensity score matching*. Para tanto, primeiramente, apresentaremos o método de Limites de Rosenbaum (ROSENBAUM, 2002), que avalia o impacto potencial do viés de seleção que surge devido às variáveis não observadas. Em seguida, aplicaremos este método para observar se os resultados do impacto do programa sobre o rendimento domiciliar *per capita* são robustos.

6.1 Análise de sensibilidade: O Método de Limites de Rosenbaum

Os estimadores baseados no *propensity score* não são estimadores consistentes do efeito do tratamento se a participação no programa é endógena, isto é, se variáveis não observadas que afetam o processo de seleção também afetam os resultados (DIPRETE; GANGL, 2004, p. 22). Os fatores não observados (como, por exemplo, a motivação), provavelmente, se correlacionam com a participação no programa e com a variável de resultado. Portanto, a omissão dessas características individuais pode causar um viés nos resultados do efeito médio do tratamento sobre o tratado, estimado sob a hipótese de exogeneidade. (RESENDE; OLIVEIRA, 2008, p. 244)

Dado que não é possível estimar a magnitude do viés de seleção em dados não experimentais, uma importante ferramenta desenvolvida por Rosenbaum (2002) pode ser empregada para avaliar esse viés na estimação dos efeitos causais. Dessa forma, a “análise de limites” (*bounds analysis*) avalia o impacto potencial do viés de seleção que surge devido às variáveis não observadas, ao determinar quão forte deve ser a influência de uma variável omitida sobre a seleção na participação, de modo a prejudicar as conclusões a respeito dos efeitos causais, obtidos com as análises de *matching*. (CALIENDO; KOPEINIG, 2005, p. 19)

Em suma, a análise de sensibilidade pode ser utilizada para testar a robustez dos resultados na presença de viés devido a uma co-variável omitida. O objetivo da análise de sensibilidade é avaliar como uma variável não observável que afeta tanto a participação no Programa de Regularização Fundiária como os resultados (variação no logaritmo do rendimento domiciliar *per capita*) pode alterar as conclusões em relação ao efeito do tratamento.

Considerando-se que a probabilidade de participação de um domicílio i no programa seja dada por¹⁵:

$$P(x_i) = P(D = 1|x_i) = F(\beta x_i + \gamma u_i) \quad (13)$$

Onde x_i são as características observáveis do chefe do domicílio, D é igual a 1 se o domicílio recebe o tratamento e 0 caso não receba; u_i corresponde à variável não observada e γ representa o efeito de u_i sobre a decisão de participação no programa. Se não existir viés de seleção, então γ será igual a zero e a probabilidade de participação será exclusivamente determinada pelas características observáveis. Entretanto, na presença de viés de seleção, dois domicílios com as mesmas co-variáveis observadas, x , terão chances diferentes de participar no programa.

Assumindo que dois domicílios sejam pareados, i e j , e que F tenha uma distribuição logística, a *odds* de os domicílios participarem do programa é dada por:

¹⁵ Caliendo e Kopeinig (2005, p. 20), e Resende e Oliveira (2008, p. 245-246).

$$\frac{P(x_i)}{[1-P(x_i)]} = \frac{P(x_j)}{[1-P(x_j)]}$$

E a *odds-ratio* é dada por

$$\frac{\frac{P(x_i)}{[1-P(x_i)]}}{\frac{P(x_j)}{[1-P(x_j)]}} = \frac{P(x_i)[1-P(x_j)]}{P(x_j)[1-P(x_i)]} = \frac{\exp(\beta x_j + \gamma u_j)}{\exp(\beta x_i + \gamma u_i)} = \exp[\gamma(u_i - u_j)] \quad (14)$$

Se os domicílios possuírem as mesmas características observáveis, então o vetor x se cancela. Desta forma, se não houver diferenças nas variáveis não observadas ($u_i = u_j$) e se estas variáveis não influenciarem a probabilidade de participação ($\gamma = 0$), a *odds ratio* será igual a 1, implicando a não-existência de viés de seleção. Se as *odds* de participação diferir – isto é, se a *odds ratio* for diferente de 1 – só pode ser devido à presença de não observáveis. A análise de sensibilidade avalia o quanto do efeito do programa é alterado pela mudança nos valores de γ e de $u_i - u_j$.

Na prática, devem-se examinar os limites da *odds ratio* de participação. Rosenbaum (2002) mostra que a equação (14) implica os seguintes limites para a *odds ratio*:

$$\frac{1}{e^\gamma} \leq \frac{P(x_i)[1-P(x_j)]}{P(x_j)[1-P(x_i)]} \leq e^\gamma \quad (15)$$

Os domicílios pareados possuem a mesma probabilidade de participação apenas se $e^\gamma = 1$. Entretanto, se $e^\gamma = 2$, então, domicílios aparentemente similares, em termos de x , diferirão em suas probabilidades de participar do programa por um fator de até 2. Assim, segundo Rosenbaum (2002), e^γ (ou $\gamma = \Gamma = e^\gamma$) seria uma medida do grau de ruptura a partir de um estudo livre de viés de seleção.

6.2 Análise de sensibilidade: resultados

Segundo Diprete e Gangl (2004), a metodologia empregada inicia-se com a estimativa do ATT utilizando métodos de *propensity score*, baseada na hipótese de independência condicional. Em seguida, postula-se a existência de uma variável omitida Z , que afeta a probabilidade de participação no programa (isto é, a probabilidade de $D = 1$), condicional em X . Conforme o impacto potencial de Z sobre D (expresso em termos dos limites das *odds ratio*) torna-se mais forte, o intervalo de confiança dos efeitos estimados amplia-se, e o nível de significância do teste da hipótese nula, de que não há efeito de D sobre Y (variável de interesse), aumenta, ou seja, o p-valor eleva-se. Em outras palavras, quanto maior for o valor do gamma ($\Gamma = e^\gamma$), maior será o p-valor e, conseqüentemente, menor será a significância estatística do efeito do programa sobre a variação da renda domiciliar *per capita* dos tratados.

O resultado da Tabela 99 mostra a robustez dos diferentes métodos de *propensity score matching*, ao viés de seleção, para a variável de resultado (variação do rendimento domiciliar *per capita*).

Vale ressaltar que aplicamos este método de análise de sensibilidade apenas para os resultados estimados com o painel de domicílios próprios, pois foi o que apresentou estimativas mais estatisticamente significativas para o ATT.

Considerando o nível de significância de no máximo 10%, as estimativas de p-crítico observadas na Tabela 9 indicam que o valor do gamma crítico está entre 1,20 e 1,25 para os métodos NN(1) e *Kernel* (0,06), entre 1,10 e 1,15 para o *Kernel* (0,1) e entre 1 e 1,05 para o *Kernel* (1)¹⁶. Dessa forma, a estimação do efeito do tratamento nos tratados parece ser robusta a uma possível presença de viés de seleção, pois considerando que quanto maior o valor do nível crítico Γ , mais robusta é a estimativa de ATT.

Portanto, conclui-se que as estimativas pelo método de *Nearest Neighbor* com apenas um vizinho (NN(1)) e *Kernel* com janela 0,06 parecem ser as mais robustas para o efeito do programa no rendimento domiciliar *per capita* dos tratados.

Além disso, Diprete e Gangl (2004) destacam que estes resultados são considerados como os piores cenários. Dessa forma, o valor do gamma crítico de próximo de 1,05 para o método de *Kernel* (1), por exemplo, não sugere necessariamente que não exista um efeito positivo sobre a renda domiciliar *per capita*. Segundo os autores, isso tem como conseqüência somente que o intervalo de confiança para o

¹⁶ Ao contrário do encontrado nos artigos de Diprete e Gangl (2004, p. 55) e Resende e Oliveira (2008, p. 260), o gamma crítico neste trabalho foi determinado mais em função de um valor limite para o nível de significância (10%) do ATT do que a partir de uma mudança abrupta nos valores do nível de significância para um determinado acréscimo no valor de gamma.

efeito do tratamento incluirá zero se a presença de viés de seleção implicar que a *odds* de participação seja diferente entre os grupos de tratamento e de controle por um fator de até 1,05. Quando uma variável omitida possui forte influência sobre a participação no programa, mas apenas uma pequena influência sobre a variável de resultado, o intervalo de confiança não contém zero. Apesar de a análise de sensibilidade de Rosenbaum apresentar os resultados para o pior cenário, ele demonstra quão grande deve ser a influência de uma variável não observada de modo a questionar as conclusões obtidas por meio de métodos de *propensity score matching*.

7 Conclusão

Este artigo estimou o impacto do Programa de Regularização Fundiária na renda domiciliar *per capita*, no período entre 2002 e 2008, dos domicílios próprios da Quinta do Caju que foram beneficiados pelo programa.

Para essa avaliação, aplicamos os métodos das diferenças em diferenças e *propensity score matching* em três subconjuntos de uma base de dados em painel dos domicílios próprios da Quinta do Caju: mesmos domicílios, mesma família e mesmo chefe nos dois anos. No entanto, como os grupos de tratamento e de comparação não foram selecionados de forma experimental ou aleatória, consideramos que o método mais apropriado para a estimação do efeito do programa sobre os tratados é o *propensity score matching*, pois ele permite parear os domicílios do grupo de tratamento e de controle por meio das características observáveis, reduzindo assim o viés de auto-seleção.

De acordo com o método de *propensity score matching*, verificamos que o efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT) é sempre positivo. Dependendo da especificação do modelo (qual painel está sendo utilizado) e do algoritmo de *matching* adotado [NN (1), *kernel* (0,06), *kernel* (0,1) e *kernel* (1)], o nível de significância estatística do ATT varia.

Conclui-se que a presença do estado é importante nas favelas brasileiras, para melhoria das condições socioeconômicas e inclusão social, não apenas a partir de projetos de urbanização e da oferta de serviços públicos, mas também definindo e garantindo os direitos de propriedade dos imóveis. No entanto, a presença do estado ainda é muito pequena nessas comunidades, a ponto de surgir um impacto significativo no bem-estar das famílias. É importante que o estado defina, atribua e garanta os direitos de propriedade, assim como facilite o acesso a mercados. Isso possibilitará que os moradores se sintam incluídos, fortalecidos e responsáveis, de forma a investirem na comunidade e buscarem maior integração na economia formal.

8 Referências Bibliográficas

- ALSTON, Lee J.; LIBECAP, Gary D. e SCHNEIDER, Robert. The determinants and the impact of property rights: land titles on the Brazilian frontier. *Journal of Law, Economics and Organization*, v. 12, n. 1, p. 25-61, 1996.
- ANDRADE, Maria Isabel de T. Direitos de Propriedade e Renda Pessoal: Um estudo de caso das comunidades do Caju. *Dissertação de Mestrado*. Rio de Janeiro: Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto de Economia, setembro de 2004.
- BESLEY, Timothy. Property Rights and Investment Incentives: Theory and evidence from Ghana. *The Journal of Political Economy*, v. 103, n. 5, p. 903-937, outubro de 1995.
- CALIENDO, Marco; KOPEINIG, Sabine. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *IZA*, maio de 2005 (Discussion Paper nº 1588).
- CARTER, Michael; OLINTO, Pedro. *Getting Institutions Right for Whom: Credit Constraints and the Impact of Property Rights on the Quantity and Composition of Investment*. University of Wisconsin-Madison, Agricultural and Applied Economics Department, 2000. (Staff Paper, n. 433)
- CARTER, Michael; WIEBE, K. D.; BLAREL, B.. Tenure security for whom? Differential effects of land policy in Kenya. In: BRUCE, J.; MIGOT-ADHOLLA, S. E. (eds.). *Searching for land tenure security in Africa*, cap. 7. Dubuque, Iowa: Kendall / Hunt Publishing Company, 1994.
- DE SOTO, Hernando. *O Mistério do Capital*. Rio de Janeiro: Record, 2000.

- DIPRETE, Thomas; GANGL, Markus. Assessing bias in the estimation of causal effects: Rosenbaum bounds on matching estimators and instrumental variables estimation with imperfect instruments. *Sociological Methodology*, v. 34, n. 1, p. 271-310, abril de 2004.
- DO, Q T; IYER, L. *Land rights and economic development: evidence from Viet Nam.*, MIT., 2002 (mimeo).
- FEDER, G. *et al. Land Policies and Farm Productivity in Thailand.* Baltimore: Johns Hopkins University Press, for the World Bank, 1988.
- FIELD, Erica. *Entitled to work: urban property rights and labor supply in Peru.* Princeton: Princeton University, julho de 2003a (mimeo).
- _____. *Fertility Responses to Land Titling: The Roles of Ownership Security and The Distribution of Household Assets.* Princeton: Princeton University, 2003b (mimeo).
- _____. Property rights and investment in urban slums. *Journal of European Economic Association*, p. 279-290, abril/maio de 2005.
- _____.; TORERO, Maximo. *Do property titles increase credit access among the urban poor? Evidence from a Nationwide Titling Program.* Princeton: Princeton University, março de 2006 (mimeo).
- FRIEDMAN, J., JIMENEZ, E.; MAYO, S. The demand for tenure security in developing countries. *The Journal of Development Economics*, v. 29, n. 2, p. 185-98, 1988.
- GALEANA, Fernando. *Explaining the demand for land titling in Mexico: Credit and urbanization in the ejido sector*, Stanford University Center for Latin American Studies, 2004 (mimeo).
- GALIANI, Sebastian; SCHARGRODSKY, Ernesto. *Effects of Land Titles on Child Health.* Washington: Inter-American Development Bank, julho de 2004 (Research Network Working Paper, R-491).
- _____. *Effects of Land Titles.* Buenos Aires: Universidad Torcuato Di Tella, janeiro de 2007 (mimeo).
- JIMENEZ, Emmanuel. Tenure Security and Urban Squatting. *The Review of Economics and Statistics*, v. 66, n. 4, p. 556-567, novembro de 1984.
- LANJOUW, Jean O.; LEVY, Philip I. Untitled: a study of formal and informal property rights in urban Ecuador. *The Economic Journal*, vol. 112, p. 986-1019, outubro de 2002.
- LOPEZ, Ramon; ROMANO, Claudia. *Rural poverty in Honduras: asset distribution and liquidity constraints.* 1997 (mimeo).
- MICELI, Thomas; SIRMANS, C. F.; KIEYAH, Joseph. The demand for land title registration: Theory with evidence for Kenya. *American Law of Economics Review*, v. 3, n. 2, p. 275-287, 2001.
- MIGOT-ADHOLLA, S. E. *et al.* Indigenous land rights systems in Sub-Saharan Africa: A constraint on productivity? *World Bank Economic Review*, v. 5, n. 1, p. 155-175, 1991.
- MONTEIRO, Joana da C. M. O impacto da Lei do Simples sobre a formalização das firmas. *Dissertação de Mestrado.* Rio de Janeiro: PUC-RIO, Departamento de Economia, julho de 2004.
- PAYNE, Geoffrey; DURAND-LASSERVE, Alain; RAKODI, Carole. *Social and economic impacts of land titling programmes in urban and peri-urban areas: A review of the literature.* World Bank Urban Research Symposium. Washington DC, maio de 2007.
- RESENDE, Anne Caroline Costa; OLIVEIRA, Ana Maria Hermeto Camilo de. Avaliando resultados de um programa de transferência de renda: O impacto do Bolsa-Escola sobre os gastos das famílias brasileiras. São Paulo: *Estudos Econômicos*, v. 38, n. 2, p. 235-265, abril/junho de 2008
- RIO DE JANEIRO. Prefeitura. *Quinta do Caju: Um Projeto Pioneiro.* Rio de Janeiro: Secretaria Municipal de Habitação, abril de 2004
- ROSENBAUM, Paul R. *Observational Studies*, Springer, New York. 2002.
- RUBIN, Donald B., THOMAS, N. Matching Using Estimated Propensity Scores: Relating Theory to Practice. *Biometrics*, 52, 249-264. 1996. RUBIN, Donald B., THOMAS, N. Matching Using Estimated Propensity Scores: Relating Theory to Practice. *Biometrics*, v. 52, p. 249-264, 1996.
- SILVA, Alexandre Manoel A. da; RESENDE, Guilherme M.; SILVEIRA NETO, Raul da M. Eficácia do gasto público: uma avaliação do FNE, FNO e FCO. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 39, n. 1, março de 2009.

Apêndice

Tabela 1 – Teste das diferenças entre grupos de tratamento e comparação - 2002

Pré-programa (2002)	grupo de tratamento	grupo de comparação	diferença	p-valor
Composição do domicílio				
nº de moradores	2,95	3,29	0,35	0,16
nº de moradores em idade ativa	2,74	2,98	0,24	0,23
nº de crianças com 0 a 5 anos de idade	0,11	0,17	0,06	0,43
nº de crianças com 5 a 11 anos idade	0,07	0,24	0,17	0,01
nº de crianças com 12 a 14 anos de idade	0,07	0,15	0,08	0,10
nº de adolescentes 15 a 17 anos de idade	0,36	0,33	-0,03	0,82
nº de jovens (18 a 24 anos)	1,37	1,62	0,25	0,11
nº de adultos (24 a 60 anos)	0,86	0,57	-0,29	0,01
nº de idosos (60 anos ou mais)	0,11	0,21	0,10	0,12
Características do domicílio				
anos na comunidade	39,67	39,68	0,01	1,00
paredes de alvenaria/tijolo com revestimento	94,5%	87,5%	-7,0%	0,12
telhado (telha ou laje)	95,9%	94,6%	-1,2%	0,70
piso (madeira, carpete, cerâmica, cimento)	97,3%	96,4%	-0,9%	0,75
quantos quartos no domicílio	5,49	5,05	-0,44	0,04
quantos quartos servem de dormitórios	1,64	1,84	0,20	0,21
Acesso adequado a água	95,9%	100,0%	4,1%	0,03
Esgotamento sanitário adequado	100,0%	100,0%	0,0%	
Lixo é coletado diretamente	100,0%	100,0%	0,0%	
Acesso a eletricidade formal	98,6%	99,1%	0,5%	0,76
Acesso a fogão	94,5%	96,4%	1,9%	0,54
Acesso a geladeira	100,0%	98,2%	-1,8%	0,25
Acesso a televisão	98,6%	99,1%	0,5%	0,76
Acesso a telefone (fixo ou celular)	90,4%	87,5%	-2,9%	0,54
Acesso a computador	13,7%	14,3%	0,6%	0,91
Características do chefe				
Chefe é mulher	28,8%	33,0%	4,3%	0,54
idade do chefe	60,97	56,90	-4,07	0,03
chefe é alfabetizado	95,9%	90,2%	-5,7%	0,15
chefe sem instrução	5,5%	6,3%	0,8%	0,83
chefe com estudo fundamental completo	16,4%	11,6%	-4,8%	0,35
chefe com nível médio completo	11,0%	11,6%	0,6%	0,89
chefe com nível superior	0,0%	0,0%	0,0%	
Presença de cônjuge	63,0%	64,3%	1,3%	0,86
Número de filhos	0,86	1,07	20,8%	0,14
chefe tem carteira de identidade	100,0%	99,1%	-0,9%	0,42
chefe tem cpf	100,0%	100,0%	0,0%	
Chefe Ocupado	47,9%	53,6%	5,6%	0,46
Chefe Desocupado	0,0%	1,8%	1,8%	0,25
Chefe Inativo	52,1%	44,6%	-7,4%	0,33
chefe ocupado no setor formal	37,1%	35,0%	-2,1%	0,84
rendimento do trabalho do chefe	235,99	303,18	67,19	0,25
Características do chefe e conjuge				
conjuge tem carteira de identidade	97,8%	95,8%	-2,0%	0,56
conjuge tem cpf	97,8%	95,8%	-2,0%	0,56
idade do conjuge	54,83	48,96	-5,87	0,01
Conjuge Ocupado	37,0%	35,7%	-1,3%	0,86
Conjuge Desocupado	19,2%	27,7%	8,5%	0,19
Conjuge Inativo	43,8%	36,6%	-7,2%	0,33
Rendimento				
rendimento domiciliar	1.060,85	1.119,18	58,33	0,63
rendimento domiciliar per capita	395,13	373,58	-21,55	0,61

Tabela 2 – Decomposição da Renda Domiciliar da Quinta do Caju – 2002 e 2008

Renda Domiciliar Média	2002		2008	
	Em R\$ *	Em %	Em R\$ *	Em %
Trabalho	666,01	60,8%	978,29	55,7%
Aposentadoria	263,13	24,0%	472,74	26,9%
Pensão	120,04	11,0%	208,62	11,9%
Aluguel	11,45	1,0%	8,11	0,5%
Seguro-desemprego	1,31	0,1%	5,62	0,3%
Outros Trabalhos	5,29	0,5%	31,46	1,8%
Ajuda	17,44	1,6%	29,66	1,7%
Doação	2,18	0,2%	1,35	0,1%
Outras Fontes	6,03	0,6%	9,52	0,5%
Programas Sociais	3,30	0,3%	11,02	0,6%
TOTAL	1.096,16	100,0%	1.756,38	100,0%

(*) Valores a preço de agosto de 2008

Tabela 3 – Teste das diferenças de rendimento domiciliar *per capita*, entre os grupos de tratamento e de comparação, em 2002 e 2008 – Quinta do Caju

Rendimento	Quinta do Caju - 2002				Quinta do Caju - 2008			
	grupo de tratamento	grupo de comparação	diferença	p-valor	grupo de tratamento	grupo de comparação	diferença	p-valor
Rendimento domiciliar	1.060,85	1.119,18	58,33	0,63	1.848,92	1.696,07	-152,08	0,46
Rend. domiciliar per capita	395,13	373,58	-21,55	0,61	808,76	618,14	-193,43	0,02
Observações	73	112			73	112		

Tabela 4 – Equação de diferenças em diferenças do rendimento domiciliar *per capita* da Quinta do Caju– 2002 e 2008

varlnRDPC	Mesmo domicílio	Mesma família	Mesmo chefe
participação no programa	0.123 (1.21)	0.115 (1.07)	0.139 (1.15)
Constante	0.586 (9.28)**	0.601 (9.04)**	0.587 (7.76)**
Observações	182	164	136
R quadrado	0.01	0.01	0.01

estatística t robusta em parênteses

* significante a 5%; ** significante a 1%

Tabela 5 – Resultados do *Logit* - Participação no Programa

Características do chefe em 2002	Mesmo domicílio	Mesma família	Mesmo chefe
sexo do chefe (mulher)	-1,451 (-1,72)*	-1,401 (-1,38)	-1,274 (-1,21)
idade do chefe	0,046 (2,31)**	0,043 (2,04)**	0,036 (1,59)
escolaridade do chefe	0,795 (1,43)	0,532 (0,92)	0,042 (0,61)
chefe inativo	-0,022 (-0,05)	0,425 (0,10)	0,469 (0,98)
chefe ocupado no setor formal	0,319 (0,66)	0,350 (0,70)	0,680 (1,28)
participação social do chefe	0,119 (0,31)	0,026 (0,07)	-0,090 (-0,21)
presença de cônjuge	-1,191 (-1,49)	-1,408 (-1,45)	-0,827 (-0,82)
número de filhos	-0,036 (-0,19)	-0,023 (-0,13)	-0,101 (-0,47)
constante	-2,549 (-1,73)	-1,992 (-1,27)	-2,115 (-1,20)
Observações	180	162	135
Prob > chi2	0,1728	0,3697	0,4127
Pseudo R2	0,0476	0,0397	0,0452

Estatística z em parênteses

* significante a 10%, ** significante a 5%; *** significante a 1%

Nota: O grupo de referência para a ocupação do chefe é ocupado no setor informal. A variável binária desocupado foi excluída do modelo por apresentar poucas observações.

Tabela 6 – *Propensity Score Matching* para os domicílios próprios da Quinta do Caju – 2002 e 2008

VarlnRDPC	NN(1)	Kernel (0,06)	Kernel (0,1)	Kernel (1)
ATT				
Tratamento	0,709	0,709	0,726	0,726
Controle	0,433	0,501	0,542	0,565
Diferença	0,276	0,208	0,184	0,161
t-stat	2,88	1,95	1,74	1,54
ATE	0,174	0,195	0,188	0,162
Observações	180	180	180	180

Tabela 7 – Propensity Score Matching para os domicílios próprios da Quinta do Caju com a mesma família – 2002 e 2008

VarlnRDPC	NN(1)	Kernel (0,06)	Kernel (0,1)	Kernel (1)
ATT				
Tratamento	0,715	0,715	0,727	0,727
Controle	0,580	0,568	0,585	0,587
Diferença	0,136	0,148	0,142	0,140
t-stat	1,36	1,33	1,28	1,28
ATE	0,113	0,151	0,148	0,140
Observações	162	162	162	162

Tabela 8 – Propensity Score Matching para os domicílios próprios da Quinta do Caju com o mesmo chefe – 2002 e 2008

VarlnRDPC	NN(1)	Kernel (0,06)	Kernel (0,1)	Kernel (1)
ATT				
Tratamento	0,726	0,726	0,744	0,744
Controle	0,551	0,514	0,542	0,555
Diferença	0,175	0,212	0,202	0,189
t-stat	1,52	1,68	1,64	1,56
ATE	0,126	0,189	0,199	0,190
Observações	135	135	135	135

Tabela 9 – Análise de sensibilidade (Rosenbaum Bounds) para a variação no rendimento domiciliar per capita da Quinta do Caju – 2002 e 2008

NN(1)		Kernel (0,06)		Kernel (0,1)		Kernel (1)	
Γ	p-crítico	Γ	p-crítico	Γ	p-crítico	Γ	p-crítico
1,00	0,019	1,00	0,022	1,00	0,043	1,00	0,077
1,05	0,029	1,05	0,034	1,05	0,062	1,05	0,106
1,10	0,042	1,10	0,048	1,10	0,085	1,10	0,140
1,15	0,059	1,15	0,067	1,15	0,113	1,15	0,179
1,20	0,079	1,20	0,089	1,20	0,144	1,20	0,221
1,25	0,103	1,25	0,116	1,25	0,180	1,25	0,267
1,30	0,130	1,30	0,145	1,30	0,219	1,30	0,315

Nota: A segunda coluna de cada método contém os valores de p+ para os limites de Rosenbaum. Se $\Gamma = e\gamma = 1$ implica a não-existência de viés devido a não-observáveis