

DIREITOS DE PROPRIEDADE E BEM-ESTAR: AVALIAÇÃO DO IMPACTO DO PROGRAMA DE REGULARIZAÇÃO FUNDIÁRIA NA QUINTA DO CAJU*

Maria Isabel de Toledo Andrade**

Valéria Pero***

Este trabalho analisa a relação entre direitos de propriedade e bem-estar. Considerando-se a relevância das instituições na economia, supõe-se que, se os direitos de propriedade dos imóveis em comunidades de baixa renda forem mais bem definidos, atribuídos e garantidos, menores serão os custos de transação e, conseqüentemente, maior será o valor do ativo e da renda dos proprietários destes ativos. 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 mais acesso a diversos mercados. O presente estudo oferece uma avaliação de impacto do Programa de Regularização Fundiária implementado pela Prefeitura Municipal do Rio de Janeiro na comunidade da Quinta do Caju, que concedeu título de propriedade, registrado em cartório, aos 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 no bem-estar dos moradores. 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.

1 INTRODUÇÃO

As favelas são consideradas, em geral, espaços urbanos 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 políticas públicas, para combater a pobreza e a desigualdade social, é a regularização das ocupações irregulares. Tanto que, no início de 2004, o governo federal, por meio do Ministério das Cidades, apresentou o Programa de Regularização Fundiária com o objetivo de regularizar as ocupações ilegais nas cidades brasileiras.

Em particular 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

* Este trabalho contou com o financiamento da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado do Rio de Janeiro (FAPERJ) na elaboração da pesquisa de campo na Quinta do Caju, em 2008.

** Doutora em Economia pelo Instituto de Economia (IE) da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ) e pesquisadora em Propriedade Industrial do Instituto Nacional de Propriedade Industrial (Inpi).

*** Professora adjunta do IE/UFRJ.

Programa Favela-Bairro, concluindo assim a última etapa do programa.¹ 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 pelo programa e aquela cujo processo de regularização se encontra mais avançado.

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 Scharfrodsky (2004, 2007), na Argentina.

Os programas de regularização fundiária têm-se mostrado, internacionalmente, importantes ferramentas de combate à pobreza e à desigualdade. Dada a relevância que a academia e os formuladores de políticas conferem à regularização das ocupações irregulares para a melhoria das condições de vida da população de baixa renda, este trabalho pretende contribuir para o debate com uma avaliação do impacto do Programa de Regularização Fundiária da Prefeitura Municipal do Rio de Janeiro 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).

Verificamos que o impacto do Programa de Regularização no rendimento domiciliar *per capita* dos moradores da Quinta do Caju foi positivo. Em especial, constata-se um aumento em torno de 20% a 32% na renda domiciliar *per capita* dos domicílios próprios tratados, em comparação com os não tratados. Esses resultados são robustos em relação a uma possível presença de viés de seleção pelas variáveis não observáveis, considerando a análise de sensibilidade de Rosenbaum.

O artigo está estruturado em cinco seções, além desta introdução. Na segunda seção é feita uma resenha da literatura empírica sobre a relação entre direitos de propriedade e bem-estar. Em seguida, são apresentados o Programa de Regularização Fundiária e a base de dados em painel utilizada no trabalho. Na quarta seção, abordamos a metodologia aplicada para avaliação do impacto do programa sobre o bem-estar. A quinta seção apresenta os resultados da avaliação de impacto. Por

1. O Favela-Bairro atua, desde 1995, em favelas de 500 a 2.500 domicílios da cidade do Rio de Janeiro, executando obras completas de urbanização, instalando creches, centros de assistência social e áreas de esporte e lazer, bem como realizando programas sociais e aprovando normas de controle urbanístico das áreas. Em especial, o programa teve cofinanciamento do Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID) (VIAL; CAVALLIERI, 2009, p. 1).

fm, a conclusão sintetiza os principais pontos levantados ao longo do trabalho, com ênfase nos resultados obtidos e nas suas implicações para efeito de políticas públicas.

2 DIREITOS DE PROPRIEDADE E BEM-ESTAR: REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA

Nos países e regiões onde os direitos de propriedade são bem definidos, atribuídos e assegurados, o que acontece como consequência? Diversos estudos analisaram, nos últimos anos, os efeitos desta situação.² 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 garantia e diminuição da restrição ao crédito (FIELD, 2003a, p. 5).

Besley (1995) explorou os benefícios dos direitos de propriedade para os domicílios agrícolas em duas regiões rurais de Gana: Wassa e Anloga. Como Besley (1995), a maioria dos trabalhos empíricos do impacto dos direitos de propriedade formais refere-se à área rural, provavelmente devido ao interesse no investimento na agricultura e nas políticas de reforma agrária. 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), Field (2003a, 2003b, 2005), Field e Torero (2006), Galiani e Scharrodsky (2004, 2007) e Payne, Durand-Lasserve e Rakodi (2007).³

Esta seção apresentará os efeitos econômicos, destacados na revisão da literatura, dos programas de titularização em áreas urbanas: *i*) investimento no domicílio/propriedade; *ii*) valor da propriedade; *iii*) acesso ao crédito; e *iv*) renda domiciliar e emprego.⁴

2.1 Investimentos na propriedade

Quanto ao primeiro canal estabelecido por Besley (1995), observa-se que as famílias, quando não possuem os direitos de propriedade de seus imóveis bem definidos e assegurados, tendem a investir menos na melhoria de seus domicílios com medo de perderem os investimentos. Dessa forma, um dos efeitos dos direitos de propriedade

2. 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 Scharrodsky (2004, 2007) para a Argentina; Galeana (2004) para o México, entre outros.

3. Payne, Durand-Lasserve e Rakodi (2007) fizeram extensiva revisão da literatura sobre os impactos econômicos e sociais de 17 programas ou projetos que foram ou estão sendo implementados em áreas urbanas da África (Angola, Malawi, Senegal, África do Sul); Ásia (Afeganistão, Camboja, Índia, Indonésia, Laos, Filipinas) e América Latina (Argentina, Brasil, Bolívia, Colômbia, Equador, México e Peru).

4. Este artigo não focará nos efeitos sociais revisados por Payne, Durand-Lasserve e Rakodi (2007), como, por exemplo, *i*) segurança da ocupação; *ii*) status social, integração e inclusão social; *iii*) gênero; *iv*) saúde, educação e fertilidade; entre outros.

mais bem definidos e assegurados é o aumento da segurança na ocupação e, por conseguinte, dos investimentos duráveis na agricultura.

Assim como Besley (1995), Feder *et al.* (1988) na Tailândia, Alston, Libecap e Schneider (1996) no Norte do Brasil, Banerjee, Gertler e Ghatak (2002) em Bangladesh analisam o impacto dos títulos de propriedade no nível de investimento da agricultura. No entanto, Migot-Adholla *et al.* (1991), Place e Otsuka (2002) e Pinckney e Kimuyu (1994) observam pequeno impacto do título de propriedade no investimento.⁵

De acordo com Payne, Durand-Lasserve e Rakodi (2007), o fato de a obtenção do título de propriedade estimular o investimento no domicílio e a melhoria da propriedade tem sido o ponto-chave para justificar a implementação de programas de titularização. A hipótese básica é a de que os moradores só investiriam na melhoria do seu domicílio se a proteção da propriedade dos seus ativos e de seus investimentos estiver garantida por lei.

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 e na melhoria dos seus domicílios.

No Peru, segundo Cantuarias e Delgado (2004, p. 9): *i*) 75% dos donos de domicílios com título de propriedade investiram na melhoria de suas casas, enquanto apenas 39% dos sem título fizeram investimentos; *ii*) os domicílios com título de propriedade têm maior número de quartos; e *iii*) os domicílios com título de propriedade são de melhor qualidade (paredes de tijolo, telhado de concreto, e com água).

Ainda quanto ao 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. Field (2005) argumenta que, da mesma forma que as ocupações rurais, a insegurança da ocupação diminui os investimentos nos imóveis em regiões urbanas.

Por outro lado, Field (2005) aponta a possibilidade de um efeito negativo do título de propriedade no investimento no domicílio em áreas urbanas,⁶ o que a motivou a testar a relação e observar o efeito líquido do impacto do título no investimento no domicílio.

5. Esses resultados contraditórios são, em geral, atribuídos à dificuldade de resolver o problema de endogeneidade do *status* da ocupação (FIELD, 2005, p. 2).

6. Field (2005, p. 2-3) comenta, por exemplo, que os governos podem ser menos propensos a desapropriar comunidades cujos domicílios tenham suficientes investimentos.

Os dados de Field (2005) mostram que a taxa de melhoria do domicílio (*housing renovation*)⁷ cresce mais de dois terços (68%) do nível inicial apenas quatro anos após a obtenção do título de propriedade.⁸ 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.

Similarmente, Galiani e Schargrodsy (2004, 2007) analisam o impacto dos títulos de propriedade em comunidades de baixa renda dos subúrbios de Buenos Aires, na Argentina. Os resultados de Galiani e Schargrodsy (2007) apresentam efeitos significativos em investimentos no domicílio, assim como no tamanho das famílias e na frequência do ensino secundário.

Quanto aos efeitos do título de propriedade nos investimentos no domicílio, Galiani e Schargrodsy (2007, p. 16-17) apontam quatro canais dessa relação: *i*) aumento da segurança da ocupação; *ii*) aumento da liquidez dos investimentos; *iii*) acesso ao mercado de crédito; e *iv*) instrumento de poupança.⁹

Galiani e Schargrodsy (2007) estabeleceram um índice para a qualidade total do imóvel,¹⁰ 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%.

Por outro lado, Payne, Durand-Lasserve e Rakodi (2007, p. 14-15) ressaltam que a má definição e a falta de garantia dos direitos de propriedade não impedem os investimentos em infraestrutura. Em países onde a ameaça ou a percepção de remoção é mínima ou inexistente, como Turquia, Trinidad, Egito, Marrocos e cidades da África Ocidental, proprietários estão dispostos a investir com ou sem títulos de propriedade. Dessa forma, Payne, Durand-Lasserve e Rakodi (2007, p. 14) apontam que a percepção da segurança e o alcance de uma mínima cesta de direitos de propriedade exercem mais influência sobre o nível de investimento e outros benefícios do que o título de propriedade em si.

Além disso, outro ponto levantado pelos autores é que o nível baixo de investimento no domicílio pode estar mais associado à falta de renda do que à má definição e falta de garantia dos direitos de propriedade.

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

8. Em particular, a natureza dos investimentos está mais relacionada a pequenas melhorias na residência do que com expansão do imóvel.

9. O título de propriedade permite ao proprietário substituir o consumo e o lazer presentes por poupança de longo prazo em bens imóveis.

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

Por exemplo, no México, Angel *et al.* (2006, p. 14) constataram que, devido ao fato de a propriedade ser relativamente segura mesmo sem título, os proprietários não esperam ter a escritura de seus imóveis para fazer melhorias. Em especial, a baixa taxa de investimento no imóvel está mais relacionada com a renda limitada dos proprietários do que com a falta de título de propriedade.

Portanto, podemos concluir, a partir dos trabalhos empíricos discutidos acima, 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.

2.2 Valor da propriedade

O segundo custo decorrente dos direitos de propriedade mal definidos e assegurados, como apresentado por Besley (1995), é a limitação dos ganhos advindos do comércio. Com os direitos de propriedade mais bem definidos 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 o título de propriedade é percebido como uma vantagem pelos ocupantes, pois amplia o leque de possíveis compradores (ver, também, JIMENEZ, 1984; FRIEDMAN; JIMENEZ; MAYO, 1988; ALSTON; LIBECAP; SCHNEIDER, 1996; LANJOUW; 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. 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 restrinja somente aos amigos ou familiares. Em geral, essa limitação impede a alocação da propriedade para famílias que a valorizariam mais (LANJOUW; LEVY, 2002, p. 1.011). Portanto, quando os direitos de propriedade são formalizados, devem-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 às famílias captarem os investimentos feitos em ativos duráveis no domicílio. Além disso, os títulos de propriedade,

tornando 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 garantia para empréstimos formais (LANJOUW; LEVY, 2002, p. 988).

No entanto, Lanjow e Levy (2002, p. 987) apontam que a possibilidade de transferência do imóvel também é importante quando se analisam os impactos dos programas de titularização.¹¹ Com direitos mais bem definidos, contudo sem a possibilidade de transferência da propriedade, a transação do imóvel pode ser mais difícil e incerta (LANJOUW; LEVY, 2002, p. 987).

Uma das principais contribuições do trabalho de Lanjouw e Levy (2002) foi 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). Em especial, o título de propriedade tem efeito maior sobre o bem-estar quando as relações informais estabelecidas na comunidade são fracas.

Dessa forma, no estudo empírico de uma comunidade de baixa renda em área urbana (cidade de Guayaquil) no Equador, os autores 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 para as propriedades com título, em comunidades com somente 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, em geral, ocorre um aumento de 23,5% no valor das propriedades quando existem direitos de propriedade informais (LANJOUW; LEVY, 2002, p. 989).

No Peru, Cantuarias e Delgado (2004, p. 9) constatam, a partir dos dados coletados pela Comisión de Formalización de la Propiedad Informal (Cofopri), que o impacto do título de propriedade no valor do imóvel é de aproximadamente 25%. Esta estimativa é confirmada no estudo de Angel *et al.* (2006, p. 11). Adicionalmente, de acordo com os dados da linha de base da Cofopri, 64% das famílias que receberam o título de propriedade no Peru acreditam que o título aumenta o valor dos seus imóveis (CANTUARIAS; DELGADO, 2004, p. 9).

11. Vale notar que alguns programas de titularização concedem títulos de propriedade para os ocupantes, mas fazem ressalvas quanto à venda ou transferência desses imóveis. Ver, por exemplo, o caso do programa de titularização em Buenos Aires, analisado por Galiani e Scharrotsky (2007), que concedeu os títulos mas estabeleceu que os ocupantes não poderiam transferir a propriedade nos dez anos seguintes ao do recebimento do título.

Portanto, a literatura internacional constata que um dos efeitos da titularização é o aumento do valor dos imóveis. No entanto, é importante salientar que esse efeito é maior quando as comunidades beneficiadas pelo programa são recentes e sem organização, ou seja, quando as instituições informais são fracas.

2.3 Acesso ao crédito

O terceiro custo decorrente dos direitos de propriedade mal definidos e assegurados, como apresentado por Besley (1995), 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 garantia para empréstimos, 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, 2000; GALIANI; SCHARGRODSKY, 2007; FIELD; TORERO, 2006; GALEANA, 2004), porém os resultados não são os mesmos. A maioria deles confirma, em parte, a hipótese de De Soto (2000) de que a formalização dos direitos de propriedade diminui a restrição ao crédito ao proporcionar garantia para empréstimos.

Os estudos empíricos de Feder *et al.* (1988) na Tailândia, e de Lopez e Romano (1997) em Honduras indicaram um efeito positivo da regularização fundiária de áreas rurais sobre o acesso ao crédito. Por outro lado, Migot-Adholla *et al.* (1991) em Gana, Quênia e Ruanda; Carter, Wiebe e Blarel (1994) no Quênia; Carter e Olinto (2000) no Paraguai; Galiani e Schargrotsky (2007) na Argentina; Field e Torero (2006) no Peru; e Galeana (2004) no México não observam um efeito muito significativo no acesso ao crédito dos proprietários com título. Migot-Adholla *et al.* (1991) argumentam que o resultado negativo é devido à falta de um efetivo sistema de crédito nesses países. Já Carter e Olinto (2000) mostram que a oferta de crédito só aumentou para os médios e grandes fazendeiros, não para os pequenos fazendeiros, depois do recebimento do título da terra no Paraguai.

Em especial, os artigos de Galiani e Schargrotsky (2007) para uma área do subúrbio de Buenos Aires, e de 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 o 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 Scharfrodsky (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 milhão 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 compra de material de construção. Em particular, houve um aumento de 10% na taxa de aprovação de crédito formal obtido em bancos públicos e uma redução de 9 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 o imóvel utilizado como residência da família não pode ser utilizado como instrumento de garantia de crédito.

2.4 Rendimento domiciliar e emprego

Outro efeito econômico dos direitos de propriedade mais bem definidos e assegurados, apontado na literatura, seria o aumento da renda domiciliar e do emprego.

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, a autora constata que, depois do programa de titularização, há o aumento do número total de horas de trabalho e a realocação das horas de trabalho de dentro para fora do domicílio. Em particular, Field (2003a) observa que as famílias com título de propriedade de seus imóveis trabalham em média 17% de horas a mais do que as famílias que aguardam receber o título de propriedade,

e 38% das famílias com título têm uma probabilidade maior de desenvolverem atividades fora de casa. Além disso, observa também uma redução em 47% da probabilidade do trabalho dentro de casa e, nas famílias com criança, uma diminuição de 28% da probabilidade de participação infantil no trabalho. Além disso, Field (2003a) constata que direitos de propriedade informal e tamanho da família influenciam no grau de segurança da ocupação.

No entanto, como apontaram Payne, Durand-Lasserve e Rakodi (2007), o trabalho de Field (2003a) não esclarece se o aumento de horas de trabalho é seguido por aumento de salários.¹²

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 2002.¹³ Quando controlado pelas variáveis de riqueza do domicílio, região do complexo, características pessoais, de escolaridade e de ocupação do chefe de domicílio, de escolaridade e trabalho do cônjuge e dos outros moradores do domicílio, o rendimento domiciliar *per capita* esperado dos domicílios com escritura definitiva dessas 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: a renda familiar média equivale a apenas 38% da linha oficial de pobreza, e 94% dos domicílios estão abaixo dessa linha (GALIANI; SCHARGRODSKY, 2007, p. 29).

Um ponto levantado por Fernandes (2006, *apud* PAYNE; DURAND-LASSERVE; RAKODI, 2007) é que os moradores de favelas, mesmo depois de receberem seus títulos de propriedade, ainda são vistos – e eles próprios se

12. De acordo com Payne, Durand-Lasserve e Rakodi (2007, p. 21), muitas das áreas beneficiadas por títulos de propriedade nos arredores de Lima, e outras cidades grandes do Peru, situam-se longe das áreas de maior emprego e, portanto, o tempo e o custo adicional para se locomover até esses locais podem não representar um benefício significativo para essas famílias.

13. 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 declararam 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).

sentem – como favelados e, portanto, discriminados no mercado de trabalho.¹⁴ Dessa forma, o título de propriedade pode não implicar um aumento da renda do trabalho desses moradores.

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 ao crédito, ao utilizar a propriedade como garantia, e aumento das possibilidades de transação com o imóvel (venda ou aluguel).

3 O PROGRAMA E A BASE DE DADOS

O Caju, localizado na zona portuária do centro do Rio de Janeiro, é um dos bairros mais antigos da cidade e, além disso, apresenta muitas especificidades devido ao seu processo histórico de ocupação. Há nove comunidades de baixa renda espalhadas no bairro do Caju,¹⁵ entre fábricas, áreas militares, estaleiros, depósito da Companhia Municipal de Limpeza Urbana (COMLURB) etc.

A Quinta do Caju é a comunidade mais antiga. Sua ocupação por pescadores, na maioria imigrantes portugueses, começou provavelmente na segunda metade do século XIX. A comunidade é, por esse motivo, bastante homogênea (formada por idosos) e com pouca mobilidade (os moradores moram em média há 40 anos no mesmo domicílio). Além disso, a comunidade é bem organizada, com uma associação de moradores muito ativa e politicamente participativa, que intermedeia internamente suas relações comerciais. As relações pessoais e as instituições informais são fortes na comunidade. Além disso, sua ocupação é segura e consolidada na cidade do Rio de Janeiro.

Nesta seção, serão apresentados o Programa de Regularização Fundiária e a base de dados utilizada neste trabalho.

3.1 O Programa de Regularização Fundiária na Quinta do Caju

A região hoje conhecida como Quinta do Caju foi doada a D. João VI, rei de Portugal, em 1815, pelo proprietário Luís José Gouveia e Freire. Com a Proclamação da República, essas terras passaram a integrar o patrimônio da União. No final do

14. Para uma análise sobre discriminação salarial contra moradores em favelas, ver Cardoso, Elias e Pero (2003).

15. As nove comunidades que formam o Complexo do Caju são: Ladeira dos Funcionários, Parque São Sebastião, Clemente Ferreira, Quinta do Caju, Parque Alegria, Parque Vitória, Parque Conquista, Nossa Senhora da Penha e Parque Boa Esperança.

século XIX, surgiu a primeira colônia do bairro ocupada por pescadores, em sua maioria, descendentes de portugueses.

Devido à precariedade das condições da Quinta do Caju, a prefeitura implementou alguns programas habitacionais na comunidade, a começar pelo Programa Favela-Bairro e, posteriormente, com a regularização fundiária.

A Prefeitura do Rio de Janeiro, por intermédio da Secretaria 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 cedia a área ao município sob regime de aforamento,¹⁶ para que o município pudesse vender, em condições facilitadas, os terrenos a seus ocupantes, e fazer investimentos de infraestrutura no local.¹⁷

Vale notar que a Quinta do Caju foi beneficiada pelo Programa de Regularização Fundiária devido também à pressão feita pela associação de moradores junto às autoridades locais e federais.

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.

Segundo dados da prefeitura, no final do primeiro semestre de 2008, dos 843 domicílios da Quinta do Caju, 22,3% deles receberam a escritura definitiva dos seus imóveis e 10,3% receberam a declaração de Concessão de Direito Real de Uso (CDRU), 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, como mostra a tabela 1.

A Coordenação de Regularização Fundiária da Secretaria de Habitação da Prefeitura do Rio de Janeiro é responsável pelo Programa de Regularização Fundiária nas favelas cariocas.¹⁸ Segundo essa Coordenação, no início do Programa

16. Aforamento é o contrato pelo qual o proprietário atribui a alguém o domínio útil de um imóvel, mediante pagamento anual de uma quantia, denominada foro.

17. No caso da Quinta do Caju, a União, que era proprietária do terreno, passou o domínio útil para o município por meio de um contrato de cessão e este último o venderá para os moradores, que registrarão o termo de compra e venda do imóvel na Gerência Regional do Patrimônio da União e no Registro Geral de Imóveis. Dessa forma, os moradores passarão a ser coproprietários de seus lotes, com a União Federal, que continuará a possuir o domínio direto. No caso dos moradores da Quinta do Caju, eles estão isentos do pagamento de qualquer taxa à União, no caso, do foro (anual), já que se trata de comunidades de baixa renda que estão isentas desse pagamento. No entanto, eles podem usufruir o imóvel de forma mais completa possível, inclusive transferindo a seus herdeiros.

18. Em 11 de julho de 2008 foi feita uma entrevista com a coordenadora responsável pelo Programa de Regularização Fundiária, Angélica Pullig, que explicou o processo de regularização fundiária na Quinta do Caju e forneceu informações sobre o programa.

de Regularização Fundiária, a prefeitura cadastrou todos os domicílios e fez as medições de cada imóvel (lote) da Quinta do Caju. Dessa forma, os moradores ficaram cientes do programa e, a partir de 2004, houve duas entregas conjuntas dos termos de compra e venda na comunidade.

TABELA 1

Programa de Regularização Fundiária na Quinta do Caju

Ano	CRDU	Termo de compra e venda
2004	44	42
2005	35	100
2006	4	35
2007	3	14
1 ^a semestre de 2008	1	2
Total	87	193

Fonte: Coordenação de Regularização Fundiária, Secretaria de Habitação, Prefeitura do Rio de Janeiro.

Para dar entrada ao pedido de regularização do imóvel junto à prefeitura são necessários os seguintes documentos: identidade, Cadastro de Pessoas Físicas (CPF), comprovante de residência, certidão de casamento e documentos do cônjuge. No caso de viúvos, certidão de óbito do cônjuge. Não é obrigatório apresentar comprovante de renda.

Os moradores devem entregar uma cópia destes documentos na prefeitura. Vale apontar que a associação de moradores é atuante na comunidade ao prestar informações sobre o programa e levar a documentação à prefeitura.

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.¹⁹

O valor da taxa para obtenção do termo de compra e venda pode ser dividido em até 60 parcelas. Caso o proprietário opte pelo pagamento parcelado da taxa, é assinado um contrato de 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.

19. Nesta primeira transferência da propriedade aos moradores não é cobrado o laudêmio que recairia sobre a transação, por se tratar de terreno da Marinha. Também não é exigido o Imposto sobre a Transmissão de Bens Imóveis (ITBI), que seria pago pelo comprador ao município.

Entretanto, antes de encaminhar para o Cartório de Registro de Imóvel, a prefeitura precisa obter uma certidão autorizativa de transferência junto à Gerência Regional do Patrimônio da União no Rio de Janeiro.

Portanto, de posse de toda a documentação e da certidão autorizativa de transferência, a prefeitura encaminha o processo para o Cartório de Registro de Imóveis. O processo junto ao cartório leva mais ou menos 30 dias, se não for feita nenhuma exigência quanto à documentação. No entanto, a Coordenação de Regularização Fundiária alerta que pode surgir problema quanto à planta do lote, quando se trata de lotes desmembrados, ou seja, quando um imóvel se desmembra em mais de um domicílio.

Além disso, a coordenadora do programa diz ser comum os moradores procurarem a prefeitura pedindo informações sobre a regularização fundiária, mas apresentarem problemas de documentação.²⁰ Vale destacar que o morador não pode ser beneficiado pelo programa antes de apresentar toda a documentação necessária.

A Coordenadoria de Regularização Urbanística é responsável pela emissão da Certidão de Habite-se. Esta certidão oficializa o número do imóvel, que será reconhecido pelos demais órgãos do município e perante o Cartório de Registro de Imóveis. Na certidão, constam o endereço oficial, o número de pavimentos e a metragem quadrada construída.

Após o recebimento do título, a Coordenadoria de Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU) da prefeitura deve incluir o imóvel no cadastro fiscal. As informações são geradas com base no formulário de Habite-se encaminhado pela Secretaria de Habitação e Urbanismo. No entanto, a inclusão do imóvel no cadastro do IPTU não acarreta obrigatoriamente a cobrança do imposto.

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 Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade (IETS) em parceria com o sistema Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (Firjan) e a Sociedade Científica da Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Science), e a Pesquisa Socioeconômica da Comunidade da Quinta do Caju, elaborada em agosto de 2008, com financiamento da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado do Rio de Janeiro (FAPERJ). O painel utilizado refere-se aos mesmos domicílios²¹ da Quinta do Caju em 2002 (antes do programa) e 2008 (depois do programa).

20. Como, por exemplo: *i*) idosos sem documentação e com dificuldades de providenciar a documentação requerida; *ii*) mulher, cujo marido desapareceu, não tem mais a documentação do cônjuge ou não quer que ele tenha direito ao imóvel; e *iii*) problema de inventário e briga entre os filhos.

21. 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 reentrevistar os moradores.

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.

Apesar de ter sido tomada por base uma amostra de 261 domicílios particulares permanentes da Quinta do Caju que fizeram parte da pesquisa PSCBRC de 2002, foram reentrevistados 231 domicílios em 2008. Houve um atrito de 30 domicílios, ou seja, uma perda de aproximadamente 13% dos domicílios da amostra inicial de 2002. Dos 30 domicílios não entrevistados, 17 eram domicílios vagos, 3 domicílios de uso ocasional, 7 domicílios fechados e 3 em que houve recusa. Além disso, dos 231 domicílios entrevistados em 2008, não encontramos informações referentes ao ano de 2002 para dois domicílios.²² 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. Mas, no universo dos domicílios particulares permanentes, nos restringimos apenas aos domicílios que eram próprios²³ tanto em 2002 quanto em 2008, já que os direitos de propriedade são o objeto deste trabalho. 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 CDRU emitida pela 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 reentrevistadas, 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.

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

23. Os domicílios particulares permanentes são classificados como próprios quando o domicílio é de propriedade, total ou parcial, do morador, estando integralmente quitado ou não, e independentemente da condição de ocupação do terreno.

3.2.1 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, teremos dados desses dois grupos antes e após a implementação inicial do programa.

Definiremos, portanto, como 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 CDRU emitida pela prefeitura. Enquanto isso, definiremos 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, como apresentado na tabela 2. Vale ainda notar que, dos domicílios do grupo de tratamento, 65,8% apresentam o TCV, e 34,2% possuem a declaração de CDRU.

TABELA 2

Quinta do Caju: grupos de tratamento e comparação

Grupos	Observações	%
Grupo de tratamento	73	39,5
Grupo de comparação	112	60,5
Total	185	100,0

Fontes: PSCBRC, elaborada em 2002 pelo Iets/Firjan/Science, e Pesquisa Socioeconômica da Comunidade da Quinta do Caju, elaborada em 2008, com financiamento da FAPERJ.

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 autosseleção 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, 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. Portanto, na próxima subseção, apresentaremos o teste das diferenças de média entre os grupos de tratamento e de comparação antes do programa.

3.2.2 Teste das diferenças de média entre os grupos antes do programa

A tabela 3 revela 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, dos chefes e dos cônjuges. As diferenças estatisticamente significativas entre os dois grupos são quanto às variáveis que indicam a presença de crianças com 5 a 11 anos, o número de adultos no domicílio, o número de cômodos, o acesso à água e a idade do chefe e do cônjuge.

Primeiramente, constata-se que os domicílios do grupo de tratamento têm, em média, menos crianças e mais adultos. Em segundo lugar, 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, os chefes e cônjuges dos domicílios do grupo de tratamento são, em média, mais velhos.

A diferença do rendimento domiciliar *per capita* entre os dois grupos antes da realização do programa não era estatisticamente significativa. Além disso, considerando as variáveis se o chefe/cônjuge tem identidade e CPF, que são os documentos necessários para a inscrição no programa, as diferenças não são estatisticamente significativas entre os dois grupos. Da mesma forma, a diferença de escolaridade e do nível de ocupação do chefe e do cônjuge entre os dois grupos não é estatisticamente significativa.

Conclui-se 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.

TABELA 3

Teste das diferenças entre grupos de tratamento e de comparação – 2002

Pré-programa (2002)	Grupo de tratamento	Grupo de comparação	Diferença	Valor-p
Composição do domicílio				
Número de moradores	2,95	3,29	0,35	0,16
Número de moradores em idade ativa	2,74	2,98	0,24	0,23
Número de crianças com 0 a 5 anos de idade	0,11	0,17	0,06	0,43
Número de crianças com 5 a 11 anos de idade	0,07	0,24	0,17	0,01**
Número de crianças com 12 a 14 anos de idade	0,07	0,15	0,08	0,10

(continua)

(continuação)

Pré-programa (2002)	Grupo de tratamento	Grupo de comparação	Diferença	Valor-p
Número de adolescentes com 15 a 17 anos de idade	0,36	0,33	-0,03	0,82
Número de jovens (18 a 24 anos)	1,37	1,62	0,25	0,11
Número de adultos (24 a 60 anos)	0,86	0,57	-0,29	0,01**
Número 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 cômodos no domicílio	5,49	5,05	-0,44	0,04**
Quantos cômodos servem de dormitórios	1,64	1,84	0,20	0,21
Acesso adequado à 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 à eletricidade formal	98,6%	99,1%	0,5%	0,76
Acesso a fogão	94,5%	96,4%	1,9%	0,54
Acesso à geladeira	100,0%	98,2%	-1,8%	0,25
Acesso à 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%	

(continua)

(continuação)

Pré-programa (2002)	Grupo de tratamento	Grupo de comparação	Diferença	Valor-p
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 cônjuge				
Cônjuge tem carteira de identidade	97,8%	95,8%	-2,0%	0,56
Cônjuge tem CPF	97,8%	95,8%	-2,0%	0,56
Idade do cônjuge	54,83	48,96	-5,87	0,01**
Cônjuge ocupado	37,0%	35,7%	-1,3%	0,86
Cônjuge desocupado	19,2%	27,7%	8,5%	0,19
Cônjuge inativo	43,8%	36,6%	-7,2%	0,33
Rendimento				
Rendimento domiciliar	1.060,85	1.119,18	58,33	0,63
Rendimento domiciliar <i>per capita</i>	395,13	373,58	-21,55	0,61

Fontes: PSCBRC, elaborada em 2002 pelo IETS/Firjan/Science, e Pesquisa Socioeconômica da Comunidade da Quinta do Caju, elaborada em 2008, com financiamento da FAPERJ.

Nota: ** significativo a 5%.

4 METODOLOGIA PARA AVALIAÇÃO DO IMPACTO DO PROGRAMA DE REGULARIZAÇÃO FUNDIÁRIA

4.1 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.

Dessa forma, primeiramente, focamos no rendimento total de todos os moradores do domicílio com 10 anos ou mais de idade.²⁴ 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.

24. Vale notar que excluímos do rendimento domiciliar os moradores que eram pensionistas, empregados domésticos e parentes do empregado doméstico.

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 que 0, 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. Cabe ressaltar que os domicílios tinham em média 3,1% e 2,7% moradores em 2002 e 2008, respectivamente.

A tabela 4 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 de este percentual relativo ter caído em 2008 – queda de 5 pontos percentuais (p.p.). 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.

TABELA 4

Quinta do Caju: decomposição da renda domiciliar – 2002 e 2008

Renda domiciliar média	2002		2008	
	R\$ ¹	%	R\$ ¹	%
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	1.756,38	100

Fontes: PSCBRC, elaborada em 2002 pelo IETS/Firjan/Science, e Pesquisa Socioeconômica da Comunidade da Quinta do Caju, elaborada em 2008, com financiamento da FAPERJ.

Nota: ¹ Valores a preços de agosto de 2008.

A primeira análise a ser considerada, 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 do 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 5, que o rendimento domiciliar médio do grupo de comparação era 5,5% maior 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 6, que os valores do grupo de tratamento, em 2002 e 2008, eram 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 de comparação. Para saber se essa diferença é significativa, é necessário aplicar o teste das diferenças das médias.

Primeiramente, a tabela 5 apresenta o teste das diferenças das médias para o rendimento domiciliar, entre os grupos de tratamento e de comparação, em 2002 e 2008, para as diferentes parcelas do rendimento domiciliar. A única diferença estatisticamente significativa entre os dois grupos é em relação ao rendimento da aposentadoria, tanto para 2002 quanto para 2008.

A tabela 6 apresenta o teste das diferenças das médias para o rendimento domiciliar total e o rendimento domiciliar *per capita*, entre os grupos de tratamento e de comparação, em 2002 e 2008. Observamos que as diferenças das médias do rendimento domiciliar *per capita* entre os grupos de comparação e de 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 6 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 confirmar 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.

TABELA 5

Quinta do Caju: teste das diferenças para o rendimento domiciliar entre os grupos de tratamento e de comparação – 2002 e 2008

Renda domiciliar média	2002				2008			
	Tratamento	Controle	Diferença	Valor-p	Tratamento	Controle	Diferença	Valor-p
Trabalho	580,83	721,52	140,69	0,19	916,37	1.018,64	102,27	0,55
Aposentadoria	354,14	203,81	-150,33	0,01	594,52	393,36	-201,16	0,03
Pensão	90,80	139,10	48,30	0,23	228,82	195,45	-33,38	0,60
Aluguel	13,81	9,90	-3,91	0,75	10,96	6,25	-4,71	0,60
Seguro-desemprego	0	2,16	2,16	0,42	6,03	5,36	-0,67	0,94
Outros trabalhos	3,31	6,57	3,26	0,41	27,40	34,11	6,71	0,84
Ajuda	11,05	21,61	10,56	0,65	31,23	28,64	-2,59	0,89
Doação	0	3,60	3,60	0,42	1,37	1,34	-0,03	0,99
Outras fontes	6,91	5,46	-1,44	0,81	19,25	3,19	-16,06	0,18
Programas sociais	0	5,45	5,45	0,33	12,97	9,74	-3,23	0,74
Total	1.060,85	1.119,18	58,33		1.848,92	1.696,07	-152,85	
Observações	73	112			73	112		

Fontes: PSCBRC, elaborada em 2002 pelo IETS/Firjan/Science, e Pesquisa Socioeconômica da Comunidade da Quinta do Caju, elaborada em 2008, com financiamento da FAPERJ.

Nota: Valores em reais a preços de agosto de 2008.

TABELA 6

Quinta do Caju: teste das diferenças de rendimento domiciliar *per capita* entre os grupos de tratamento e de comparação – 2002 e 2008

Rendimento	2002				2008			
	Grupo de tratamento	Grupo de comparação	Diferença	Valor-p	Grupo de tratamento	Grupo de comparação	Diferença	Valor-p
Rendimento domiciliar	1.060,85	1.119,18	58,33	0,63	1.848,92	1.696,07	-152,08	0,46
Rendimento domiciliar <i>per capita</i>	395,13	373,58	-21,55	0,61	808,76	618,14	-193,43	0,02
Observações	73	112			73	112		

Fontes: PSCBRC, elaborada em 2002 pelo IETS/Firjan/Science, e Pesquisa Socioeconômica da Comunidade da Quinta do Caju, elaborada em 2008, com financiamento da FAPERJ.

Nota: Valores em reais a preços de agosto de 2008.

4.2 Estratégia de identificação

Buscou-se, neste trabalho, medir o impacto médio do Programa de Regularização Fundiária 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: $E[Y_{i0} | D = 0]$ (WOOLDRIDGE, 2000, 2002).

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 três métodos econométricos utilizados neste trabalho – Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) agrupado, 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 métodos serão aplicados nos três painéis: *i*) domicílios próprios; *ii*) domicílios próprios e mesma família; e *iii*) domicílios próprios e mesmo chefe. 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.

4.2.1 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:

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

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*); D_{gt} uma 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 (WOOLDRIDGE, 2000, 2002).

No caso do método das diferenças em diferenças, 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,²⁵ pois estas características, em geral, não variam no tempo e, portanto, quando fazemos as diferenças, elas são eliminadas. Dessa forma, preferimos não incluir nenhum controle no modelo.

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

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

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

25. 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.

E sob a hipótese de que

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

Temos que:

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

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 de 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 (HECKMAN; ROBB, 1985).

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 ou 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 autosselecionaram para participar do programa, observamos pelo teste das diferenças de médias, na seção anterior, que as diferenças das características observáveis entre esses dois grupos, antes da implementação do programa, não eram estatisticamente significativas.²⁶ 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.

26. No entanto, vale apontar que as diferenças da idade do chefe e do cônjuge, em 2002, eram estatisticamente significativas entre os grupos de tratamento e de comparação.

4.2.2 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 autosseleção. 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*, baseado em um vetor X de características observáveis.

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

$$P(X) = \text{probabilidade}(D = 1 | X).^{27} \quad (7)$$

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*:

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

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 igual ao hipotético resultado dos domicílios tratados caso não tivessem passado pelo tratamento (HECKMAN; ICHIMURA; TODD, 1998).

27. D é uma variável *dummy* que possui valor igual a 1, se o indivíduo participa do programa, e valor 0, caso ele não participe.

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: $0 < P(X) < 1$ (HECKMAN; ICHIMURA; TODD, 1998).

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 vetor X_{it} as variáveis referentes às características do chefe do domicílio em 2002, antes da implementação do programa. Em particular, utilizaremos 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 social²⁸ 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 de 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 predefinido de proximidade. Existem diversos estimadores de *propensity score matching*, e 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.

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.

28. Consideramos a participação social do chefe em atividades em instituições como, por exemplo, partidos políticos, sindicatos, associações de moradores, cooperativas, igrejas, Organizações Não Governamentais (ONGs), entre outras.

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

Nesta seção, apresentaremos os resultados da estimação do impacto do Programa de Regularização Fundiária no rendimento domiciliar *per capita* da Quinta do Caju, por meio dos métodos das diferenças em diferenças e do *propensity score matching*.

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 7. A primeira coluna da tabela 7 apresenta os resultados para o painel em que são considerados todos os domicílios próprios da Quinta do Caju. A segunda e a terceira colunas 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.

TABELA 7

Quinta do Caju: equação de diferenças em diferenças do rendimento domiciliar *per capita* – 2002 e 2008

Var lnRDPC	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^2	0,01	0,01	0,01

Fontes: PSCBRC, elaborada em 2002 pelo IETS/Firjan/Science, e Pesquisa Socioeconômica da Comunidade da Quinta do Caju, elaborada em 2008, com financiamento da FAPERJ.

Notas: Estatística-t robusta entre parênteses.

** significativo a 1%.

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. Os resultados com o método de *propensity score matching* será apresentado a seguir.

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 X_{it} , com as variáveis referentes às características do chefe em 2002 (antes da implementação do programa).²⁹

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 8 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 8, considerando os domicílios próprios da Quinta do Caju, revela 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 probabilidade maior de 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.

29. 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 social do chefe; *dummy* para presença de cônjuge no domicílio, e variável que indica o número de filhos que moram no domicílio.

TABELA 8

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 R ²	0,0476	0,0397	0,0452

Fontes: PSCBRC, elaborada em 2002 pelo IETS/Firjan/Science, e Pesquisa Socioeconômica da Comunidade da Quinta do Caju, elaborada em 2008, com financiamento da FAPERJ.

Notas: Estatística-z entre parênteses.

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.

* significativo a 10%; ** significativo a 5%.

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; KOPEINIG, 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 Kopeinig (2005), a introdução de variáveis não estatisticamente significativas não viesia nem torna inconsistentes as estimativas.

As tabelas 9, 10 e 11 apresentam as estimativas do impacto do programa sobre a variação da renda domiciliar *per capita*³⁰ para os quatro métodos utilizados na estimação

30. $\text{var}(\ln RDPC) = \ln RDPC_{2008} - \ln RDPC_{2002}$.

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.

TABELA 9

***Propensity score matching* para os domicílios próprios da Quinta do Caju – 2002 e 2008**

VarInRDPC	<i>NV</i> (1)	<i>Kernel</i> (0,06)	<i>Kernel</i> (0,1)	<i>Kernel</i> (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
Estatística-t	2,88	1,95	1,74	1,54
ATE	0,174	0,195	0,188	0,162
Observações	180	180	180	180

Fontes: PSCBRC, elaborada em 2002 pelo IETS/Firjan/Science, e Pesquisa Socioeconômica da Comunidade da Quinta do Caju, elaborada em 2008, com financiamento da FAPERJ.

TABELA 10

***Propensity score matching* para os domicílios próprios da Quinta do Caju com a mesma família – 2002 e 2008**

VarInRDPC	<i>NV</i> (1)	<i>Kernel</i> (0,06)	<i>Kernel</i> (0,1)	<i>Kernel</i> (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
Estatística-t	1,36	1,33	1,28	1,28
ATE	0,113	0,151	0,148	0,140
Observações	162	162	162	162

Fontes: PSCBRC, elaborada em 2002 pelo IETS/Firjan/Science, e Pesquisa Socioeconômica da Comunidade da Quinta do Caju, elaborada em 2008, com financiamento da FAPERJ.

TABELA 11

***Propensity score matching* para os domicílios próprios da Quinta do Caju com o mesmo chefe – 2002 e 2008**

VarInRDPC	<i>NV</i> (1)	<i>Kernel</i> (0,06)	<i>Kernel</i> (0,1)	<i>Kernel</i> (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
Estatística-t	1,52	1,68	1,64	1,56
ATE	0,126	0,189	0,199	0,190
Observações	135	135	135	135

Fontes: PSCBRC, elaborada em 2002 pelo IETS/Firjan/Science, e Pesquisa Socioeconômica da Comunidade da Quinta do Caju, elaborada em 2008, com financiamento da FAPERJ.

As colunas das tabelas referem-se aos diferentes métodos: *NN* (1), *kernel* (0,06), *kernel* (0,1) e *kernel* (1). Além disso, as tabelas 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 há 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 *NN* com apenas um vizinho (*NN*(1)) para os domicílios próprios da Quinta do Caju, o ATT estimado é de 0,276. Isto representa um aumento da renda domiciliar *per capita* de aproximadamente 31,8³¹ 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* – *kernel weights*). 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 23,1 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 20,2 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.

31. Como os coeficientes têm valores elevados, a interpretação em termos de variação percentual não é aproximada. Dessa forma, foram feitos os ajustes necessários, usando $[\exp(\beta) - 1]$.

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* (tabela 10). Esse resultado não significativo pode ser devido à mudança da composição familiar no período.

Considerando os domicílios próprios da Quinta do Caju com o mesmo chefe (tabela 11), observa-se que o ATT é positivo e significativo estatisticamente 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 21 e 22 nos domicílios tratados em relação aos não tratados.

Conclui-se que todos os métodos utilizados de estimação do ATT apontam 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, com exceção do painel para as mesmas famílias.

Na próxima seção, analisaremos se estes resultados estimados por meio do método de *propensity score matching* são robustos.

5.3 Avaliação da robustez dos resultados

Nesta subseção, 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.

5.3.1 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).

Como 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 covariável 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 por (CALIENDO; KOPEINIG, 2005, p. 20; RESENDE; OLIVEIRA, 2008, p. 245-246):

$$P(x_i) = P[(D = 1)|x_i] = F(\beta x_i + \gamma u_i) \quad (11)$$

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 0 e a probabilidade de participação será exclusivamente determinada pelas características observáveis. Entretanto, na presença de viés de seleção, dois domicílios com as mesmas covariáveis 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:

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

E a *odds ratio* é dada por:

$$\frac{\frac{P(x_i)}{[1 - P(x_i)]}}{\frac{P(x_j)}{[1 - P(x_j)]}} = \frac{P(x_i)[1 - P(x_j)]}{P(x_j)[1 - P(x_i)]} = \frac{\exp(\beta x_j + \gamma u_j)}{\exp(\beta x_i + \gamma u_i)} = \exp[\gamma(u_i - u_j)] \quad (12)$$

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 a *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 (13) implica os seguintes limites para a *odds ratio*:

$$\frac{1}{e^\gamma} \leq \frac{P(x_i)[1 - P(x_j)]}{P(x_j)[1 - P(x_i)]} \leq e^\gamma \quad (13)$$

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.

5.3.2 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 valor-p eleva-se. Em outras palavras, quanto maior for o valor do gamma ($\Gamma = e^\gamma$), maior será o valor-p 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 12 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*).³²

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.

TABELA 12

Quinta do Caju: análise de sensibilidade (*Rosenbaum bounds*) para a variação no rendimento domiciliar *per capita* – 2002 e 2008

<i>NN</i> (1)		<i>Kernel</i> (0,06)		<i>Kernel</i> (0,1)		<i>Kernel</i> (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

Fontes: PSCBRC, elaborada em 2002 pelo IETS/Firjan/Science, e Pesquisa Socioeconômica da Comunidade da Quinta do Caju, elaborada em 2008, com financiamento da FAPERJ.

Nota: A segunda coluna de cada método contém os valores de p+ para os limites de Rosenbaum. Se $\Gamma = \text{ey} = 1$ implica a não existência de viés devido a não observações.

Considerando o nível de significância de no máximo 10%, as estimativas de p-crítico observadas na tabela 12 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).³³ 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.

32. Considerando $e^* = \Gamma$ e adotando a estratégia de Diprete e Gangl (2004, p. 22): *At each Γ we calculate a hypothetical significance level "p-critical", which represents the bound on the significance level of the treatment effect in the case of endogenous self-selection into treatment status. By comparing the Rosenbaum bounds on treatment effects at different levels of Γ we can assess the strength such unmeasured influences would require in order that the estimated treatment effects from propensity score matching would have arisen purely through selection effects.*

33. 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.

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 γ 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 consequência somente que o intervalo de confiança para o efeito do tratamento incluirá 0 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 0. 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*.

6 CONCLUSÃO

Considerando a relevância dos direitos de propriedade para o bem-estar, buscamos verificar os impactos do Programa de Regularização Fundiária no bem-estar das famílias da Quinta do Caju, no Rio de Janeiro. Este programa foi pioneiro na cidade e hoje a Quinta do Caju é a comunidade de baixa renda com maior número de domicílios beneficiados pelo título de propriedade no Brasil.

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

A base de dados utilizada foi um painel referente aos mesmos domicílios da Quinta do Caju em 2002 (antes do programa) e em 2008 (depois do programa). O fato da utilização de um painel com os mesmos domicílios antes e depois do programa já é por si só uma contribuição para a literatura de avaliação de impacto dos programas de regularização fundiária no Brasil, que tem se baseado até agora em dados em *cross-section*.

Para essa avaliação, aplicamos dois métodos econométricos diferentes (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.

Os resultados com o método de diferenças em diferenças não foram estatisticamente significativos, sugerindo que o direito de propriedade mais bem definido não tem impacto sobre a renda domiciliar *per capita* na Quinta do Caju.

No entanto, como os grupos de tratamento e comparação não foram selecionados de forma aleatória, o método de *propensity score matching* pode ser considerado mais adequado, já que permite parear os domicílios do grupo de tratamento e de controle por meio das características observáveis, reduzindo assim o viés de autoseleção. Com este método, os resultados revelam que o efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT) é sempre positivo. Entretanto, dependendo da especificação do modelo e do algoritmo de *matching* adotado, o nível de significância estatística do ATT varia.

Os resultados estimados do ATT indicam um aumento em torno de 20% a 32% da renda domiciliar *per capita* dos domicílios próprios tratados em relação aos não tratados da Quinta do Caju. Esses resultados são robustos quanto à possível presença de viés de seleção pelas variáveis não observáveis com um gamma de até 1,20, considerando a análise de sensibilidade de Rosenbaum.

Os resultados apontam, portanto, para um efeito positivo e estatisticamente significativo dos títulos de propriedade sobre o rendimento domiciliar *per capita* na Quinta do Caju.

A existência de tantas favelas na cidade do Rio de Janeiro aponta certa tolerância do governo em relação à informalidade. Os moradores, apesar de afirmarem que o título lhes daria mais segurança quanto à ocupação, não deixam de investir em seus imóveis ou participar do mercado de trabalho. O sistema judiciário brasileiro, ao proteger o bem familiar, também não permite o uso do imóvel como garantia de empréstimo, no caso das famílias pobres em que o imóvel representa o único bem da família. Dessa forma, o acesso ao crédito ainda é restrito para os moradores de comunidades de baixa renda mesmo com a posse do título de propriedade dos seus imóveis.

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, como, por exemplo, registrar o negócio, utilizar a rede de serviços formais (luz, TV a cabo, internet etc.), contribuir para a previdência, pagar o IPTU etc.

Portanto, apesar dos esforços do governo ao implementar o Programa de Regularização Fundiária, sua ação é bastante tímida, principalmente se considerarmos que foi iniciado por uma pequena favela histórica, homogênea e bem estabelecida na cidade do Rio de Janeiro. Segundo a literatura sobre direitos de propriedade e bem-estar, se o objetivo do governo é aumentar o impacto dos programas de regularização fundiária, deveria intensificar o programa e atender favelas mais heterogêneas e com forte informalidade. Dessa forma, as avaliações de impacto

também serão mais precisas em identificar os canais para o aumento do bem-estar das famílias beneficiadas pelo programa.

Por fim, futuros estudos, a partir de bases de dados que permitam captar melhor os possíveis canais que levam ao aumento da renda domiciliar *per capita* depois de programas de regularização fundiária, podem contribuir para a agenda sobre desenvolvimento socioeconômico, especialmente no Rio de Janeiro.

ABSTRACT

This work analyses the relationship between property rights and welfare. Considering the relevance of institutions in the economy, 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. This study presents an impact evaluation of 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, the effects of the program on the welfare of residents are estimated. 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 beneficiaries.

REFERÊNCIAS

- ALSTON, L. J.; LIBECAP, G. D.; SCHNEIDER, R. 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, M. I. de T. **Direitos de propriedade e renda pessoal**: um estudo de caso das comunidades do Caju. 2004. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Economia/Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, set. 2004.
- ANGEL, S. *et al.* **Secure tenure in Latin America and Caribbean**: regularization of informal urban settlements in Peru, Mexico and Brazil. Princeton, NJ: Woodrow Wilson School of Public and International Affairs Princeton University, Jan. 2006.
- BANERJEE, A.; GERTLER, P.; GHATAK, M. Empowerment and efficiency: tenancy reform in West Bengal. **Journal of Political Economy**, v. 110, n. 2, p. 239-280, 2002.
- BESLEY, T. Property rights and investment incentives: theory and evidence from Ghana. **The Journal of Political Economy**, v. 103, n. 5, p. 903-937, Oct. 1995.
- CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. **Some practical guidance for the implementation of propensity score matching**. IZA, May 2005 (Discussion Paper, n. 1.588).
- CANTUARIAS, F.; DELGADO, M. **Peru's urban land titling program**. Case study from "Reducing poverty, sustaining growth – what works, what doesn't and why? A global exchange for scaling up success. Shanghai: World Bank, 25-27, May 2004.

CARDOSO, A.; ELIAS, P.; PERO, V. **Urban regeneration and spatial discrimination: the case of Rio's favelas.** In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31., 2003, Salvador. *Anais...* Salvador: ANPEC, dez. 2003.

CARTER, M.; OLINTO, P. **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).

_____.; WIEBE, K. D.; BLAREL, B. Tenure security for whom? Differential effects of land policy in Kenya. In: BRUCE, J.; MIGOT-ADHOLLA, S. E. (Ed.). **Searching for land tenure security in Africa.** Dubuque, Iowa: Kendall/Hunt Publishing Company, 1994. cap. 7.

DE SOTO, H. **O mistério do capital.** Rio de Janeiro: Record, 2000.

DIPRETE, T.; GANGL, M. 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, Apr. 2004.

DO, Q. T.; IYER, L. **Land rights and economic development: evidence from Viet Nam.** MIT, 2002. Mimeografado.

FEDER, G. *et al.* **Land policies and farm productivity in Thailand.** Baltimore: Johns Hopkins University Press, for the World Bank, 1988.

FERNANDES, E. Principles, bases and challenges of the national programme to support sustainable urban land regularization in Brazil. In: HUCHZERMEYER, M.; KARAM, A. (Ed.). **Informal settlements. A perpetual challenge?** University of Cape Town Press, 2006. p. 62-83.

FIELD, E. **Entitle to work: urban property rights and labor supply in Peru.** Princeton: Princeton University, July 2003a. Mimeografado.

_____. **Fertility responses to land titling: the roles of ownership security and the distribution of household assets.** Princeton: Princeton University, 2003b. Mimeografado.

_____. Property rights and investment in urban slums. **Journal of European Economic Association**, p. 279-290, Apr./May 2005.

_____.; TORERO, M. **Do property titles increase credit access among the urban poor? Evidence from a nationwide titling program.** Princeton: Princeton University, Mar. 2006. Mimeografado.

FRIEDMAN, J.; JIMENEZ, E.; MAYO, S. The demand for tenure security in developing countries. **The Journal of Development Economics**, v. 29, n. 2, p. 185-198, 1988.

GALEANA, F. **Explaining the demand for land titling in Mexico: credit and urbanization in the ejido sector.** Stanford University Center for Latin American Studies, 2004. Mimeografado.

GALIANI, S.; SCHARGRODSKY, E. **Effects of land titles on child health.** Washington: Inter-American Development Bank, July 2004 (Research Network Working Paper, R-491).

_____. **Effects of land titles.** Buenos Aires: Universidad Torcuato Di Tella, jan. 2007. Mimeografado.

HECKMAN, J.; ROBB, R. Alternative methods for evaluating the impact of interventions: an overview. **Journal of Econometrics**, v. 30, p. 239-267, Apr. 1985.

_____.; ICHIMURA, H.; TODD, P. Matching as an econometric evaluation estimator. **Review of Economic Studies**, v. 65, n. 2, p. 261-294, Apr. 1998.

JIMENEZ, E. Tenure security and urban squatting. **The Review of Economics and Statistics**, v. 66, n. 4, p. 556-567, Nov. 1984.

LANJOUW, J. O.; LEVY, P. I. Untitled: a study of formal and informal property rights in urban Ecuador. **The Economic Journal**, v. 112, p. 986-1.019, Oct. 2002.

LOPEZ, R.; ROMANO, C. **Rural poverty in Honduras: asset distribution and liquidity constraints**. 1997. Mimeografado.

MICELI, T.; SIRMANS, C. F.; KIEYAH, J. 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.

PAYNE, G.; DURAND-LASSERVE, A.; RAKODI, C. **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 D.C., May 2007.

PINCKNEY, T. C.; KIMUYU, P. Land tenure reform in East Africa: good, bad or unimportant? **Journal of African Economics**, v. 3, n. 1, p. 1-28, 1994.

PLACE, F.; OTSUKA, K. Land tenure systems and their impacts on agricultural investments and productivity in Uganda. **Journal of Development Studies**, v. 38, n. 6, p. 105-124, 2002.

RESENDE, A. C. C.; OLIVEIRA, A. M. H. C. de. Avaliando resultados de um programa de transferência de renda: o impacto do Bolsa-Escola sobre os gastos das famílias brasileiras. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 38, n. 2, p. 235-265, abr./jun. 2008.

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

RUBIN, D. B., THOMAS, N. Matching using estimated propensity scores: relating theory to practice. **Biometrics**, v. 52, p. 249-264, 1996.

SILVA, A. M. A. da; RESENDE, G. M.; SILVEIRA NETO, R. da M. Eficácia do gasto público: uma avaliação do FNE, FNO e FCO. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 39, n. 1, mar. 2009.

UN-HABITAT. Land tenure, housing rights and gender – national and urban framework. **Law, Land Tenure and Gender Review Series: Latin America, Nairobi**, 2005.

VIAL, A.; CAVALLIERI, F. **O efeito da presença governamental sobre a expansão horizontal das favelas do Rio de Janeiro: os pousos e o Programa Favela-Bairro**. Rio de Janeiro: Prefeitura da Cidade do Rio de Janeiro, Instituto Pereira Passos, maio 2009 (Coleção Estudos Cariocas, n. 20090501). Disponível em: <armazemdedados.rio.rj.gov.br>

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. 2. ed. Thompson Learning, 2000.

_____. **Econometrics analysis of cross section and panel data**. Cambridge: The MIT Press, 2002.

(Originais submetidos em dezembro de 2010. Última versão recebida em abril de 2011.
Aprovada em abril de 2011.)

