

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
RAFAEL SANTOS DANTAS

**AVALIAÇÃO DE IMPACTO DE RECONHECIMENTO DE DIREITO
DE PRORIEDADE *DE FACTO*: o Programa de Regularização Fundiária
do Distrito Federal**

BRASÍLIA
2013

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA

**AVALIAÇÃO DE IMPACTO DE RECONHECIMENTO DE DIREITO
DE PRORIEDADE *DE FACTO*: o Programa de Regularização Fundiária
do Distrito Federal**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-
Graduação em Economia da Universidade de
Brasília como requisito para obtenção do título de
Mestre em Economia

Rafael Santos Dantas

Orientadora: Prof^a. Maria Eduarda Tannuri-Pianto

RAFAEL SANTOS DANTAS

**AVALIAÇÃO DE IMPACTO DE RECONHECIMENTO DE DIREITO
DE PRORIEDADE *DE FACTO*: o Programa de Regularização Fundiária
do Distrito Federal**

BANCA EXAMINADORA

Profª. Drª. Maria Tannuri-Pianto, Departamento de Economia – UnB

Orientadora

Prof. Dr. Bernardo Mueller, Departamento de Economia – UnB

Prof. Dr. Marcelo Medeiros, Departamento de Sociologia - UnB

Brasília

18 de julho de 2013

RESUMO

Este artigo tem o objetivo de analisar o impacto do programa de regularização fundiária urbana do Distrito Federal na oferta de trabalho, no rendimento do trabalho e no investimento domiciliar das famílias beneficiárias de baixa renda através do método de *propensity score matching*. O programa é instituído em 2009 no Plano Diretor de Ordenamento Territorial – PDOT que define as áreas de interesse social passíveis de regularização. Essa definição é considerada como um reconhecimento do direito de propriedade *de facto* em contraposição à concessão do direito de propriedade *de jure* – a entrega da escritura definitiva, que, quando da aplicação dos questionários da base de dados utilizada, ainda não havia sido efetivada. Essa base é proveniente da Pesquisa Socioeconômica em Territórios de Vulnerabilidade Social no Distrito Federal realizada pelo DIESSE em 2010. Os resultados são consistentes com a literatura empírica e apontam uma maior oferta de trabalho dos homens dos domicílios tratados, maiores rendimentos e maior propensão a investir quando comparados ao grupo de controle.

Palavras-chave: Direito de Propriedade, Regularização Fundiária, Propensity Score Matching, Avaliação de Impacto de Políticas Públicas

ABSTRACT

This article aims to analyze the impact of urban land-titling program in Distrito Federal on the labor supply, on labor income and on home investment of low-income families using the method of propensity score matching. The program was established by the Plano Diretor de Ordenamento Territorial - PDOT which defines the areas of social interest subject to regularization. This definition is regarded as a recognition of *de facto* property rights in opposition to the granting of *de jure* property rights – the delivery of the title itself –, that by the time the questionnaires of the database used were applied, wasn't yet granted. The dataset used comes from the Socioeconomic Research on Social Vulnerability Territories in Distrito Federal held by DIESSE in 2010. The results are consistent with the empirical literature and show a higher labor supply of men in treated households, higher income and greater propensity to invest when compared to the control group.

Keywords: Property Rights, Land Use Regulation, Propensity Score Matching, Impact Evaluation

Sumário

INTRODUÇÃO	7
1 Revisão de Literatura.....	11
1.1 Direitos de Propriedade como Política de Combate à Pobreza.....	11
1.1.1. Investimentos no domicílio ou propriedade	12
1.1.2. Oferta de Crédito	17
1.1.3. Oferta de Trabalho.....	19
1.1.4. Valor da Propriedade e Mercado de Imóveis	21
1.1.5. Rendimento Domiciliar	24
1.2. Direitos de propriedade: <i>de jure</i> e <i>de facto</i>	25
1.3. Conclusões.....	26
2 Abordagem Teórica.....	29
2.1 Modelo Microeconômico.....	29
2.2 Métodos de Análise de Causalidade.....	32
2.2.1 Propensity Score Matching	35
3 O Programa de Regularização Fundiária no Distrito Federal.....	40
3.1 A Estrutura Fundiária do Distrito Federal.....	40
3.2 Segurança em Relação à Posse do Imóvel	42
3.3 Programa de Regularização Fundiária	44
4 Investigação Empírica.....	52
4.1 Base de Dados	52
4.2 Grupos de Tratamento e de Controle.....	53
4.3 Estatísticas Descritivas e Testes de Diferenças de Média	56
4.4 Estimação do Escore de Propensão	60
4.5 Resultados	62
4.5.1 Oferta de Trabalho.....	63
4.5.2 Permanência Escolar.....	66
4.5.3 Rendimento Domiciliar	67
4.5.4 Investimento Domiciliar	72
CONCLUSÃO	79
REFERÊNCIAS	84
ANEXO A – Mapa das Áreas de Regularização definidas pelo PDOT/09.....	88

INTRODUÇÃO

O crescente processo de urbanização, observado na maioria dos países, aliado à dificuldade de se lidar com as necessidades habitacionais da população contribuíram para o estabelecimento de assentamentos informais e favelas nas cidades. Segundo dados do *World Urbanization Prospects – United Nations Population Division* de 2005, 36,5% da população urbana de países em desenvolvimento vive em favelas. Como observado por Fernandes (2011), apesar do processo informal de obtenção de terras ter garantido moradia à maioria da população urbana de baixa renda, este é um processo inadequado e ineficiente para garantir o desenvolvimento sustentável das cidades.

Impulsionados pelo trabalho de Hernando de Soto (2000), vários estudiosos enxergam a formalização dos direitos de propriedade como uma ferramenta de política pública voltada ao combate à pobreza. O argumento central de De Soto (2000) é que a população pobre em países em desenvolvimento possuem recursos e ativos, principalmente suas residências, aos quais não é atribuído valor, tornando-os assim “capital morto”. Segundo ele, pelo fato dos direitos de propriedade sobre esses recursos não estarem bem documentados, esses ativos não podem ser transformados em capital, não podem ser transacionados em círculos mais amplos e não podem ser utilizados como garantias para empréstimos. Dessa forma, essa parcela da população se encontra à margem do sistema econômico e conferir direitos às suas propriedades representaria uma inserção econômica que abriria possibilidades de maiores ganhos.

Além disso, é identificado que conferir direitos de propriedade pode gerar benefícios ao investimento domiciliar, ao valor da propriedade e ao mercado imobiliário, à oferta de trabalho e, quase que como consequência dos benefícios anteriores, à renda dos moradores dessas comunidades informais.

Essas relações foram avaliadas empiricamente por vários autores a fim de demonstrar se é possível atribuir causalidade entre os direitos de propriedade e as métricas citadas. Field & Torero (2006), Moura & Piza (2011), Galiani & Schargrodsky (2010) e Belsey *et al.* (2012) analisam o efeito da titulação no mercado de crédito. Assim como Besley (1995), Alston *et al.* (1996), Jacoby, Li & Rozelle (2002), Field (2005) e Galiani & Schargrodsky (2010) verificam o impacto no investimento na propriedade. Em relação ao valor da propriedade e o mercado imobiliário, o impacto nessas variáveis foi também estudado por

Alston *et al.* (1996), Lanjouw & Levy (2002) e por Alston & Mueller (2010). Field (2007), Moura *et al.* (2011) estudam o impacto no mercado de trabalho e, por fim, Andrade (2004) e Moura & Bueno (2009) verificam o impacto de programas de regularização fundiária em regiões do Brasil (Rio de Janeiro e Osasco, respectivamente) na renda domiciliar.

Os estudos de avaliação de impacto de programas de regularização fundiária tomam como base os mecanismos de transmissão que relaciona os direitos de propriedade às variáveis de resultado. Besley (1995) identificou, na literatura, três possíveis mecanismos: 1) direitos de propriedade inseguros podem desencorajar o investimento, pois, como notado por Alchian e Demsetz (1973) indivíduos não investem se os frutos de seus investimentos puderem ser capturados por outros; 2) melhores direitos de propriedade facilitam o uso da propriedade como caução ou garantia, tornando o mercado de crédito menos restrito e; 3) melhores direitos de propriedade ampliam as possibilidades de ganho com o comércio. No entanto, o arranjo institucional em que a política está inserida é capaz de afetar alguns dos mecanismos envolvidos e, por conseguinte, a própria mensuração dos efeitos.

Um importante arranjo institucional que afeta a mensuração do impacto dos programas de regularização fundiária é a distinção entre direito de propriedade *de facto* e direito de propriedade *de jure*. Enquanto que pelo segundo todos os direitos que circundam a propriedade (vender, hipotecar, alugar, deixar como herança, etc.) são assegurados, o direito de propriedade *de facto*, apesar de prover alguma segurança fundiária em relação a despejos e desocupações, não garante todos os direitos, como deixar como herança ou utilizar a propriedade como garantia no mercado de crédito. Dessa forma, a magnitude dos mecanismos de transmissão e, conseqüentemente, dos impactos avaliados irão depender dessa distinção, que tem origem nas instituições em que se insere a política de regularização e que determinam seu escopo.

Diante essa perspectiva de melhora do bem-estar da população pobre de países em desenvolvimento, várias instituições e governos têm patrocinado programas de titulação de propriedades e de regularização fundiária. A Organização das Nações Unidas (ONU), por exemplo, instituiu sob o Objetivo do Milênio nº 7, a meta de melhorar significativamente a vida de 100 milhões de moradores de favelas e assentamentos informais ao redor do mundo. No Brasil, essas políticas são de competência dos municípios e do Distrito Federal, mas este movimento também encontra eco na esfera federal, como, por exemplo, com a promulgação do Estatuto da Cidade, Lei Federal 10.257 de 2001.

Neste trabalho, será avaliado o impacto do programa de regularização fundiária do Distrito Federal, cuja estrutura fundiária tem sido marcada pela invasão e ocupação como forma de obtenção de moradia. Em um estudo realizado em 2006 pela Secretaria de Estado de Desenvolvimento Urbano e Habitação do Distrito Federal foi estimado que cerca de 545.000 pessoas habitavam em parcelamentos urbanos informais, quase um quarto da população da época. Além disso, como informou uma reportagem do Correio Braziliense, “das 31 Regiões Administrativas que compõem o DF, 17 têm parte do território irregular. Em alguns casos a situação é ainda mais grave, com toda a área fora da lei”. Além disso, esse é um processo que ocorre independente da renda dos ocupantes; no DF, grande parte dos condomínios de luxo foi estabelecida de forma irregular. Quanto às comunidades de baixa renda estabelecidas por invasão, o caso da Estrutural pode ser considerado representativo para esse processo. A Estrutural foi formada por catadores que se utilizavam do lixo como fonte de renda. Ao redor do aterro sanitário que ali se encontrava começaram a ser erguidos barracos para abrigar cerca de 500 catadores no início da ocupação e hoje a região conta com cerca de 56.000 habitantes.

O fato é que desde o início da construção de Brasília estiveram presentes tanto as invasões quanto as desocupações por parte do Governo. Apesar de Lúcio Costa ter planejado as quadras 400 no Plano Piloto para a população mais humilde, esta nunca teve as condições financeiras de ali residir e já em 1958 a população mais carente ocupava as imediações da Cidade Livre, hoje Núcleo Bandeirante. A alternativa encontrada pelos governantes foi a antecipação da criação de Taguatinga para atender essa demanda. Em 1971, Ceilândia foi criada como solução para o problema das invasões, assentando de cerca de 80 mil pessoas que residiam em favelas também situadas nas proximidades do Núcleo Bandeirante. Seu próprio nome surge das iniciais do programa: CEI – Campanha de Erradicação de Invasões.

Apesar de existirem Planos Diretores de Ordenamento Territorial – PDOT anteriores, o PDOT de 2009 foi o primeiro que, em seu capítulo de estratégia de regularização fundiária, definiu as áreas passíveis de regularização, distinguindo entre aquelas ocupadas por população de baixa renda denominadas de ARIS – Áreas de Regularização de Interesse Social e as ocupadas pelas classes média e alta, as ARINE – Áreas de Regularização de Interesse Específico.

O argumento central do presente trabalho é considerar a definição das áreas de regularização como um reconhecimento de direito de propriedade *de facto*. Já que o processo da concessão do direito de propriedade *de jure*, ou seja, a entrega da escritura, ainda está em curso. Ainda, pode-se considerar os impactos aqui encontrados como uma estimativa do viés

de antecipação ao programa em si, de novo, a entrega das escrituras. Apesar da delimitação da área não ser em si uma garantia de obtenção da escritura – outros critérios devem ser cumpridos para garantir a elegibilidade do domicílio ao programa – essa própria definição da área de regularização é capaz de provocar mudanças no comportamento dos moradores.

A estimação será realizada pelo modelo de *propensity score matching* em que, de posse de um grupo de tratamento composto por domicílios beneficiários do programa e de um grupo de controle composto por domicílios não-beneficiários, os impactos são mensurados a partir da diferença observada entre os grupos, após o controle em variáveis observáveis para garantir que ambos os grupos sejam comparáveis. O grupo de tratamento será definido pelos domicílios pertencentes a uma ARIS que possuem algum documento do imóvel (termo de compra, etc.) – evidentemente este não é a escritura – e cujos chefes identificam o terreno onde está localizado o domicílio como regularizado. O grupo de controle será composto pelos domicílios localizados em uma ARIS não possuidores de documento e em terrenos identificados como não sendo regularizados.

Essa distinção é possível devido ao fato de o questionário ter sido aplicado alguns meses após a promulgação do PDOT. Assume-se que devido ao pouco tempo entre a promulgação e a aplicação do questionário, alguns chefes de domicílios pertencentes a áreas de regularização não tiveram conhecimento da demarcação das áreas. Além disso, a identificação do terreno como sendo regularizando ou não pode ser considerada uma estimativa subjetiva da segurança fundiária percebida, já que, pertencendo a uma ARIS o terreno ainda não é regularizado. Assim é possível construir um grupo de controle válido para estimação dos efeitos de tratamento. O impacto será mensurado na oferta de trabalho, no rendimento do trabalho e no investimento domiciliar.

1 Revisão de Literatura

1.1 Direitos de Propriedade como Política de Combate à Pobreza

A fragilidade dos direitos de propriedade é vista como um obstáculo institucional que constrange o desempenho econômico das sociedades. Muitos autores têm identificado a insegurança sobre a posse de ativos, principalmente de terras, como um dos fatores que podem explicar a diferença observada no desenvolvimento das nações. Alchian e Demsetz (1973) argumentam que o estudo sobre os direitos de propriedade pode representar uma abordagem alternativa para a análise de problemas sociais originados pela escassez de recursos. Esses autores constatam que é necessário progredir em três questões levantadas pela literatura, de até então, sobre a pesquisa de direitos de propriedade: 1) Qual é a estrutura dos direitos de propriedade de uma sociedade em um período específico? 2) Como surgiu essa estrutura de direitos de propriedade? 3) Que consequências para a interação social emergem a partir de uma estrutura particular de direitos de propriedade?

Essas questões norteiam o escopo dos trabalhos empíricos sobre os direitos de propriedade e novos conceitos foram incorporados à análise, como o de *path-dependence*, que procura identificar como os efeitos causados pelas estruturas deficientes de direitos de propriedade em épocas coloniais persistiram até os dias de hoje.

Outra vertente dessa literatura, impulsionada pelos trabalhos do economista peruano Hernando de Soto, percebeu que a atribuição de direitos de propriedade pode ser uma ferramenta de política pública voltada ao combate à pobreza. O argumento central do trabalho de De Soto (2000) é que a população pobre em países em desenvolvimento possuem recursos e ativos, principalmente suas residências, aos quais não é atribuído valor, tornando-os assim “capital morto”. Segundo ele, pelo fato dos direitos de propriedade sobre esses recursos não estarem bem documentados, esses ativos não podem ser transformados em capital, não podem ser transacionados em círculos mais amplos e não podem ser utilizados como garantias para empréstimos. Dessa forma, essa parcela da população se encontra à margem do sistema econômico e conferir direitos e títulos às suas propriedades representaria uma inserção econômica que abriria possibilidades de maiores ganhos.

Diante da perspectiva de melhora do bem-estar da população pobre de países em desenvolvimento, várias instituições e governos têm patrocinado programas de titulação de propriedades e de regularização fundiária. No entanto, alguns pesquisadores criticaram o trabalho de De Soto quanto à validade da relação causal advogada por ele. Isso motivou estudos de avaliações de impacto de vários programas dessa natureza em vários contextos. Essas avaliações procuram, de certa forma, responder a terceira questão levantada por Alchian e Demsetz (1973) citada acima: Que consequências para a interação social emergem a partir de uma estrutura particular de direitos de propriedade?

Os estudos de avaliação de impacto de programas de regularização fundiária tomam como base os mecanismos de transmissão que relaciona os direitos de propriedade às variáveis de resultado. Besley (1995) identificou, na literatura, três possíveis mecanismos: 1) direitos de propriedade inseguros podem desencorajar o investimento, pois, como notado por Alchian e Demsetz (1973) indivíduos não investem se os frutos de seus investimentos puderem ser capturados por outros; 2) melhores direitos de propriedade facilitam o uso da propriedade como caução ou garantia, tornando o mercado de crédito menos restrito e; 3) melhores direitos de propriedade ampliam as possibilidades de ganho com o comércio. Por outro lado, as variáveis econômicas geralmente utilizadas para medir o impacto desses programas são: 1) investimento no domicílio ou propriedade; 2) valor da propriedade e mercado imobiliário; 3) acesso ao crédito; 4) rendimento domiciliar e 5) emprego e educação.

1.1.1. Investimentos no domicílio ou propriedade

Estudando duas regiões rurais de Gana, Wassa e Anloga, produtoras de cacau, Besley (1995) apresenta evidências sobre a relação entre direitos de propriedade seguros e incentivos ao investimento na propriedade. Na primeira região é observado apenas um tipo de investimento na terra: plantação de árvores de cacau, enquanto que em Anloga os investimentos observados são mais diversificados: drenagem, cultivos de árvores, adubação, escavação do solo, irrigação e cobertura do solo. O autor mede os direitos de propriedade de acordo com o número de direitos que o domicílio relata possuir em relação às suas terras: o direito de vender, alugar, doar, hipotecar, penhorar e deixar a propriedade como herança.

Metodologicamente, o artigo de Besley (1995) identifica a possível endogeneidade entre direitos de propriedade e investimento, em que o último pode não ser uma consequência

direta do primeiro; e sim o oposto. Os proprietários podem investir na terra, mesmo sem o direito de propriedade, visando justamente à formalização deste, já que Governos teriam mais dificuldade de despejar famílias que construíram casas ou investiram na produção da terra, aumentando, assim, suas chances de receber a documentação de posse. Para contornar esse problema, o autor utilizou como instrumentos as seguintes variáveis: como a terra foi adquirida; há quantos anos o proprietário possui a terra; se o domicílio já ajuizou ação de direito sobre a terra e se existe algum documento de transferência da terra.

Como resultado, Besley (1995) encontrou que um direito a mais na região de Wassa eleva a probabilidade de investimento em 2,5 pontos percentuais. Ao utilizar os instrumentos, o tamanho do coeficiente aumenta em 28 por cento. Para a região de Anloga o autor não encontra nenhum efeito estatisticamente significativo utilizando os instrumentos para controlar a endogeneidade entre direitos de propriedade e investimento. O autor observa que isso reforça a importância de se estudar também os determinantes dos direitos de propriedade e não apenas suas consequências.

Esta é uma das questões discutidas no trabalho de Alston, Libecap e Schneider (1996). Os autores analisam os determinantes da titulação de propriedade em regiões fronteiriças nos estados do Paraná e do Pará marcados por contextos institucionais distintos em relação ao processo de reconhecimento de direito de propriedade. Enquanto que no Paraná os assentamentos de terra são de competência estadual (exceto em regiões do oeste paranaense que apresentavam conflitos de jurisdição entre o Governo Federal e o Estadual), no Pará ambos os Governos estão envolvidos na titulação de terras. Além disso, no Paraná, em alguns municípios o Governo Estadual concedeu terras a uma companhia privada de terras com a incumbência de recrutar os assentados e fornecer as escrituras.

Já pelo lado da demanda, a decisão dos assentados está relacionada com o retorno esperado da terra que, por sua vez, em áreas de fronteiras, tem como principal determinante a distância ao centro administrativo. Como é observado pelos autores, “o custo de obter o título da propriedade aumenta com a distância, dado que aqueles que reivindicam a terra devem viajar até o centro administrativo para registrar seu direito a ela, assim como demandar outros serviços de titulação”. Assim, “existirá uma distância em que o benefício esperado de ter o título será igual ao custo privado em obtê-lo”. De modo que em áreas mais perto do centro, os indivíduos buscarão a formalização da propriedade, enquanto que em áreas mais afastadas, onde o custo é maior que o benefício de obter o título, as terras serão marcadas por ocupações irregulares. Além disso, outros fatores afetam o retorno esperado da terra e a demanda pelo

direito de propriedade, como a expectativa de valorização com a obtenção do título da propriedade e o tamanho do lote, que afeta diretamente os custos privados de proteção.

Os autores utilizam dois bancos de dados para a análise empírica, um obtido por meio de questionário com os ocupantes nas regiões de fronteira do Pará e outro composto pelos Censos Agropecuários de 1940 a 1985 para as regiões de ambos os Estados. Com o primeiro banco de dados, eles utilizam o método probit em que a variável dependente é binária indicando a presença ou não de título da propriedade. Os autores encontram que a distância tem efeito negativo na incidência de título e que a expectativa de valorização da propriedade tem efeito positivo, como esperado. Utilizando os censos, os autores utilizam como variável dependente a proporção de fazendeiros com título da propriedade em cada município. Assim como no caso anterior, é encontrado um efeito negativo e significativo da distância na variável dependente. Além disso, em três dos quatro censos utilizados foi encontrado um efeito positivo do tamanho da propriedade na proporção de fazendeiros com títulos de posse, indicando que quanto maior a propriedade, maiores serão os custos de protegê-la e, conseqüentemente, maior será a demanda para a formalização.

Alston, Libecap e Schneider (1996) também analisam o impacto do direito de propriedade no investimento per hectare utilizando um modelo tobit. Pelos dados do questionário, o investimento é medido como a porção da propriedade destinada ao pasto e a culturas permanentes, como cacau, café e outros. Pelos dados dos censos, os investimentos são relacionados especificamente à terra, excluindo-se os investimentos referentes à pecuária. Com os dados do questionário, os autores encontraram que ter o título de propriedade aumenta a proporção da terra que é investida em 29 pontos percentuais no município de Altamira-PA, sendo que a proporção média nesse município é de 25,5 por cento. Ainda, aumenta em 21 pontos percentuais tanto em São Félix-PA quanto em Tailândia-PA e em 48 pontos percentuais em Tucumã-PA. A proporção média de terra investida nas propriedades desses municípios são 7,3%; 12,1% e 31,6%, respectivamente. Utilizando os dados dos censos, a posse do título de propriedade teve efeito positivo no investimento em 7 dos 8 períodos utilizadas, sendo que em 6 com significância estatística.

Ainda sob o contexto de áreas rurais, uma questão que emerge é se a relação de causalidade entre a segurança dos direitos de propriedade e o maior incentivo a investir na terra também pode ser encontrada em regiões com arranjos institucionais diferentes. Jacoby, Li e Rozelle (2002) analisaram o caso da China, onde a maioria da terra cultivável é de propriedade coletiva, mas caracterizada por realocações periódicas, determinadas pelos líderes

locais, de fazendeiros autorizados a fazerem uso da terra. Essas realocações implicam em um alto grau de risco de expropriação para os fazendeiros. Os autores perceberam que as decisões de realocação variam dentre as comunidades e podem ser consideradas exógenas pela perspectiva do fazendeiro. Utilizando uma medida de risco, que envolve as características do lote, o status do tipo de posse e características do domicílio, Jacoby, Li e Rozelle (2002) verificaram que nas províncias de Hebei e Lianoning, quanto maior o risco de expropriação, menor é o uso de fertilizante orgânico, um investimento intensivo em trabalho e que tem efeitos duradouros sobre a terra. Uma peculiaridade do contexto institucional da China é que os bancos, por lei, não podem tomar a terra como colateral de crédito e, além disso, é proibida a venda de terras. Dessa forma, o resultado encontrado pelos autores é inteiramente relacionado ao impacto da variação de risco de expropriação.

Em relação às áreas urbanas, a questão é se a mesma relação encontrada entre direitos de propriedade e investimento rural pode ser estendida a investimentos residenciais nas cidades.

Field (2005) observa que a endogeneidade apontada por Besley (1995) pode ser ainda mais forte do que em áreas rurais devido à natureza política dos direitos de propriedade: “governos podem se menos propensos a despejar comunidades com suficiente infraestrutura residencial (...) o que implica em um efeito negativo da titulação no investimento”.

Além disso, dado a natureza dos programas de regularização fundiária, outro problema econométrico pode ocorrer: a autosseleção dos domicílios beneficiados. Field (2005) nota que o status do direito de propriedade de um dado domicílio pode ser função de uma demanda por proteção legal, que é provavelmente relacionada a fatores que influenciam, também, o investimento domiciliar.

Apesar desses dois possíveis problemas, endogeneidade e autosseleção, Field (2005) ao analisar o programa de titulação do Governo Peruano pode isolar o efeito causal entre direitos de propriedade e investimento residencial devido ao desenho da política, que designou direitos de propriedade aos domicílios independente da demanda e quase de graça, o que leva a se considerar o programa como um experimento quase-natural.

Dessa forma, com dados antes e depois do programa, a autora utiliza o método de diferenças-em-diferenças em dez categorias de *housing renovation*: adição de um novo cômodo, adição de um novo quarto, novas paredes, novo telhado, paredes pintadas, eletricidade, etc. A autora encontrou que a segurança gerada pela formalização dos direitos de propriedade aumentou em 68% a taxa de renovação residencial em apenas quatro anos de

posse do título. A autora testou, ainda, se tal resultado não seria causado pelo maior acesso ao crédito oriundo do uso da residência como colateral e encontrou que esse canal de transmissão é apenas parcialmente responsável pelo resultado encontrado.

Outro estudo para áreas urbanas foi realizado por Galiani e Schargrodsky (2010) para um assentamento urbano na periferia de Buenos Aires. Os autores constataram que o arranjo pelo qual se deu a distribuição dos direitos de propriedade dentre os ocupantes simulava um experimento natural. Quando da ocupação, os moradores pensaram estar em terras públicas, quando em realidade eram de propriedade privada. Uma lei foi aprovada transferindo o título de propriedade dos antigos donos para os atuais ocupantes em troca de compensação monetária. O que torna essa política de formalização fundiária um experimento natural é que alguns dos antigos donos decidiram pela compensação monetária enquanto que outros decidiram entrar na justiça para reaver suas propriedades. Dessa forma, existe um grupo de ocupantes com o título de suas casas e outro grupo sem o título, ambos com as mesmas características não observáveis antes do programa e vivendo na mesma área.

De posse de um grupo de controle comparável com o grupo de tratamento, os autores analisaram o impacto dos direitos de propriedade no investimento domiciliar. Os autores utilizaram as seguintes medidas de investimento: boas paredes, bom telhado, área construída, calçada de concreto e aparência geral do domicílio. Os resultados encontrados foram: a proporção de casas com paredes de boa qualidade aumenta em 40% no grupo com direitos de propriedade, aumenta em 47% a proporção de casas com bons telhados, aumenta em 12% e 16% a área construída e a proporção de casas com calçadas, respectivamente e, por fim, no grupo de residências com direitos de propriedade o índice de aparência geral das casas é 37% maior do que as residências sem o título.

Assim como Field (2005), Galiani e Schargrodsky (2010) também investigam qual é o mecanismo de transmissão que contribui para esses resultados. A dúvida é se tais impactos são provenientes de um aumento no incentivo a investir devido à obtenção do título de propriedade ou se é um efeito-renda dos domicílios que, com os títulos, se tornaram mais ricos. Os autores verificaram que não há diferenças no acesso ao crédito e não há diferenças no consumo de bens duráveis (geladeiras, televisão, máquina de lavar, etc.) entre os dois grupos. Como observado pelos autores, *“this suggests that the large investment effects presented (...) are a result of a change in economic returns to housing investment induced by the land titles, and not just a response to a wealth effect that should also have affected the consumption of these (durable) goods”*

Por outro lado, Carter e Olinto (2003) perceberam que o mercado de crédito pode ser, de fato, um fator restritivo nos efeitos da regularização fundiária nos investimentos na propriedade. Esses autores notam que a relação causal entre as reformas nos direitos de propriedade e o aumento do investimento ocorre por dois canais: um efeito do aumento da demanda induzido pelo aumento da segurança da posse e um efeito do aumento de crédito ofertado induzido pelo uso da propriedade como colateral. Enquanto o efeito-demanda pode favorecer tanto pequenas como grandes propriedades, o efeito da oferta de crédito tende a favorecer apenas a produtores de grande escala devido ao viés da renda no mercado de crédito. Por consequência, os autores identificam que os efeitos da titulação das propriedades implicam em efeitos heterogêneos ao longo dos níveis de renda, causados pela restrição no mercado de crédito.

Seguindo a mesma linha, Galiani e Schargrotsky (2010) observam que, apesar de maior segurança na posse da terra implicar em maiores incentivos para o investimento, isso não implica que valha a pena obter a titulação da propriedade. Eles citam o trabalho de Jacoby e Minten (2007) que não encontrou impacto da regularização formal da propriedade em áreas rurais de Madagascar no investimento ou na produtividade para toda a distribuição de tamanho do lote. Esses autores, no entanto, calcularam que, dado o custo de se obter o título de posse, apenas para lotes rurais maiores do que seis hectares a regularização é vantajosa.

1.1.2. Oferta de Crédito

Como foi visto anteriormente, o potencial efeito de direitos de propriedade em permitir que populações, antes excluídas do sistema financeiro, tenham acesso ao crédito, possibilitando-as de concretizar projetos empreendedores tem sido um argumento teórico de relativa força motivando Governos e Instituições a advogar o uso de programas de regularização fundiária como ferramenta de política pública para o combate à pobreza. Como esperado, uma parte da literatura empírica de formalização de direito de propriedades tem posto maior enfoque na relação causal entre concessão de títulos de propriedade e o acesso ao mercado de crédito.

Em uma avaliação para áreas urbanas, Field e Torero (2006) analisam o efeito do programa peruano de regularização fundiária no acesso ao crédito, nas taxas de juros cobradas

pelo setor privado, no tamanho do empréstimo obtido e na diferença entre a quantia requerida e a quantia recebida.

Os autores identificaram uma questão que pode ser problemática para as estimativas econométricas: a titulação da terra afeta o mercado de crédito tanto pelo lado da oferta, ao proporcionar uma garantia adicional, quanto pelo lado da demanda, já que a segurança incentiva o investimento na propriedade que pode ser realizado através do crédito. Field e Torero (2006) isolam o efeito do programa na oferta de crédito ao utilizar os dados das instituições bancárias no processo de decisão de concessão de créditos para cada solicitante. Dessa forma, os autores utilizam os dados relevantes para a decisão do prestador – renda, emprego, atividade empresarial, inadimplência em contas de água, luz, telefone além da documentação da posse da propriedade – possibilitando-os utilizar um método de seleção em observáveis, *Propensity Score Matching*, para identificar o efeito do título da propriedade nas variáveis em estudo, dentre aqueles do grupo de tratamento e do grupo de controle que efetivamente solicitaram empréstimo.

Os autores encontraram que, para o principal banco do setor público, ter o título de propriedade aumenta a probabilidade de ter o empréstimo aprovado em 10 pontos percentuais. No entanto, aparentemente, o tratamento tem pouco efeito na taxa de juros cobrada e na quantia concedida pelo banco público. Quanto aos empréstimos do setor privado, não são encontradas estimativas significantes do impacto dos direitos de propriedade nas variáveis de probabilidade de concessão de crédito, tamanho do empréstimo ou diferença das quantias requerida e recebida. No entanto, para aqueles que tiveram o empréstimo aprovado, os que têm título de posse se defrontaram com taxas de juros do setor privado 9 pontos percentuais menores do que aqueles sem o título, 18% e 27% respectivamente. Os autores apontam que esse resultado não parece ser devido ao uso do imóvel como garantia e sim na sinalização fornecida de se ter uma propriedade.

Os autores discutem que a falha de bancos comerciais em expandir o crédito para novos proprietários se deve ao fato de que o programa de regularização fundiária de fato reduz a capacidade do banco em tomar o imóvel caso algo venha a dar errado com o empréstimo. O programa sinalizaria aos bancos que o governo tem como prioridade fornecer habitação aos mais pobres minando qualquer possibilidade do banco em exercer o direito de tomar o imóvel dado como garantia.

Outro estudo para áreas urbanas que também aproveita da identificação de um experimento quase-natural é o trabalho de Galiani e Schargrodsky (2010). Esses autores não

encontram nenhuma diferença entre o grupo com direitos de propriedade e o grupo de controle nas variáveis de acesso ao cartão de crédito e conta corrente, acesso às instituições formais de crédito (bancos, governos, sindicatos e cooperativas) e acesso às instituições informais de crédito (parentes, amigos, colegas de trabalho, vizinhos e lojas).

Para o Brasil, o estudo de Moura e Piza (2011) utiliza um experimento quase-natural na cidade de Osasco em que uma comunidade recebeu os títulos de propriedade em 2007 e que outra comunidade vizinha e similar viria a receber apenas em 2012. Vale ressaltar que a decisão de iniciar o programa de regularização com a primeira comunidade foi feita aleatoriamente por parte dos formuladores da política. De posse de dados coletados anteriormente e posteriormente à implementação do programa na primeira comunidade, os autores utilizam o método de diferenças-em-diferenças para estimar o impacto. Os autores encontraram que o grupo de proprietários com direito de propriedade tinham uma propensão a obter crédito 15 pontos percentuais a mais do que o grupo de controle.

Em uma pesquisa recente, Belsey, Burchardi e Ghatak (2012) verificam formalmente, utilizando um modelo principal-agente com perigo moral, e empiricamente, utilizando dados do Sri Lanka, que o “efeito de Soto” é não-linear e heterogêneo dentre estratos de renda e que esse efeito depende da extensão da competição entre os emprestadores, da distribuição de renda inicial e do nível inicial efetivo dos direitos de propriedade. Além disso, o modelo teórico também permite aos autores verificar se a melhora dos direitos de propriedade se traduz em ganhos de bem-estar. Na estimativa empírica, esse resultado é apenas modesto com um aumento no ganho de utilidade em 2% do “valor da média anual do fator trabalho de um proprietário de uma pequena empresa”. O ponto central do estudo é que os efeitos da política pública irão depender do ambiente em que ela está inserida, como o nível de competição do mercado de crédito. Como observam os autores, “essa análise serve como um lembrete de que, quando se trata de reforma de políticas públicas em ambientes com muitas falhas institucionais, não existe uma ‘*magic bullet*’ e essas reformas de políticas devem ser avaliadas à luz do contexto específico e de suas características”.

1.1.3. Oferta de Trabalho

Com direitos de propriedade fragilizados, o domicílio e a comunidade se tornam, na prática, responsáveis pelo papel de fornecer proteção e segurança às propriedades. A

concessão de títulos de posse, além de diminuir a probabilidade de despejos, representa uma transferência dessa responsabilidade de fornecer proteção ao Estado, o que reduz o custo de oportunidade dos residentes em deixar o domicílio para trabalhar ou estudar. Field (2007) nota que, com direitos de propriedade mais seguros, os residentes são capazes de tomar decisões quanto à alocação do tempo dentre suas atividades de forma menos restrita.

Field (2007) mostra evidências de que o aumento da segurança de posse da propriedade implica em maior quantidade de horas trabalhadas dos residentes e muda a natureza das atividades de trabalho de dentro para fora da casa. Avaliando o programa de Regularização Fundiária no Peru, a autora mostra que aquelas famílias que não têm direitos de propriedade bem definidos trabalham, em média, 14% a menos do que a média das famílias com o título do domicílio. Além disso, aquelas famílias são 40% mais propensas a trabalhar dentro de casa em relação às famílias com títulos de propriedade. A autora identifica também que tais efeitos são decrescentes nas variáveis que indicam o tempo de residência e o número de adultos na propriedade. Isso indica que, em residências com direito de propriedade *de facto*, a concessão de direito de propriedade *de jure* tem impacto reduzido.

A estratégia de identificação da autora explorou a variação dos títulos de propriedade dentro de uma dada vizinhança. Pelas regras do programa, a distribuição dos títulos de propriedade era feita por vizinhança selecionada, mas a escolha de quais vizinhanças seriam beneficiadas primeiro não foi aleatória. Como algumas propriedades não tinham o título e outras sim, na mesma vizinhança, a autora emprega a análise *intention-to-treat* (ITT) em que todas as residências de uma vizinhança selecionada para o tratamento são consideradas como tratadas. Além disso, sem um conhecimento preciso de como as vizinhanças foram escolhidas ao longo do tempo, a autora identifica que não é possível especificar um modelo preciso de seleção em observáveis. Dessa forma, ela aplica uma estratégia análoga à diferenças-em-diferenças.

Em um estudo avaliando um programa de regularização em Osasco – SP, Moura, Piza e Poplawski-Ribeiro (2011) mostram que o efeito do programa nas horas trabalhadas dos beneficiários é heterogêneo em relação às horas trabalhadas antes do programa. Ao contrário do programa do Peru, segundo os autores, a Prefeitura de Osasco afirma que as comunidades designadas a participar do programa foram escolhidas aleatoriamente, minimizando assim o viés de seleção. Os autores comparam duas comunidades vizinhas em que uma participa do programa e outra não.

Os autores utilizam o método de diferenças-em-diferenças e o método de regressão quantílica. No entanto, como os dados de horas trabalhadas utilizados pelos autores são categóricos (1-4hrs, 5-9hrs, 10-19hrs e adiante), os autores não fornecem uma interpretação usual dos coeficientes. No entanto, pode-se afirmar que o efeito é positivo e significativo e tende a ser mais expressivo nos quantis mais baixos da distribuição de horas trabalhadas antes da implementação do programa.

Apesar do efeito positivo encontrado na oferta de trabalho, nenhum desses trabalhos apresentados estimou o efeito na massa salarial e na produtividade do trabalho.

1.1.4. Valor da Propriedade e Mercado de Imóveis

Como observado por Alston, Libecap e Schneider (1996), direitos de propriedade seguros reduzem o custo privado de manter a posse do imóvel, promovem o investimento e expandem o mercado de imóveis. Todos esses fatores contribuem para o aumento da demanda e, conseqüentemente, para a valorização da propriedade.

Seguindo a abordagem já detalhada na seção de impacto no investimento, os autores incluem no modelo econométrico uma interação entre a variável que indica a posse de título da propriedade com a distância desta ao centro administrativo. Os autores encontram, utilizando a base de dados do questionário, um efeito positivo do título no valor da propriedade. Tomando como exemplo, a uma distância de 40 km do centro, ter o título aumenta o valor da propriedade em 72% e a uma distância de 140 km esse efeito é de 45%. Ou seja, com a distância os valores tanto de propriedades tituladas quanto de não-tituladas caem, mas decresce mais rápido para as propriedades tituladas.

Em relação ao mercado imobiliário, Alston e Mueller (2010) observam que no Brasil existem relativamente poucos contratos de locação em terras rurais, sendo que essa troca seria benéfica tanto para os trabalhadores quanto para o arrendador, dado um grande número de pessoas sem-terra e muita terra não usada ou subutilizada. O argumento dos autores é de que apesar de o arrendador possuir o direito *de jure* da propriedade, este não é capaz de prover segurança em relação à posse em contratos de aluguel. Devido às legislações existentes, é muito custoso para o arrendador remover um inquilino das terras se este não estiver em dia com o pagamento do aluguel, o que poderia tornar o inquilino um proprietário *de facto* do

imóvel. Além disso, a diretriz vigente de programas de reforma agrária é a de que a propriedade deve cumprir sua função social e a propriedade em contrato de inquilinato poderia ser considerada como improdutiva e sujeita a expropriação governamental. No entanto, os autores observam que, ao invés de representar uma ineficiência esse arranjo contratual (poucos contratos de locação) observado poderia ser um ótimo quando se leva em consideração a natureza das plantações escolhidas e outros fatores climáticos e geográficos. Dessa forma, o objetivo do artigo é verificar se a escolha contratual é determinada por essas dotações ou se fatores políticos também a afetam, distorcendo-a ao limitar o uso de contratos de aluguel.

Para medir a insegurança dos direitos de propriedade, os autores utilizam uma medida de conflitos agrários nos municípios durante o período de 1985 a 1995, pois como observado por esses autores em outros estudos, estes conflitos atraem a atenção do governo aumentando a probabilidade de intervenção através de expropriações e redistribuição de terras através de criação de projetos de assentamentos. Alston, Libecap e Mueller (2010), por exemplo, argumentam que o Movimento Sem Terra, um grupo de interesse com recursos limitados em recursos financeiros e votos, é capaz influenciar a política de reforma agrária ao motivar outro grupo de interesse mais amplo e com mais recursos – os eleitores urbanos – a aderir a sua causa. Os autores argumentam que essa adesão ocorre por meio da mídia e que uma das estratégias do MST em atrair sua atenção é justamente por meio de marchas, invasões e conflitos.

Devido ao fato de que conflitos poderem ser mais prováveis em áreas que predominam os contratos de aluguel e fazendas sem o título formal da propriedade, os autores utilizam o método de variáveis instrumentais para estimar o efeito dos conflitos agrários na escolha contratual das fazendas (arrendamento, parceria, proprietário ou ocupante). Os instrumentos utilizados foram presença de padres, força do partido de oposição em 1982 e em 1986 e uma interação entre padres e áreas de fronteiras. A justificativa para a inclusão da presença de padres é que estes, por meio da Pastoral da Terra, tiveram papel fundamental na organização das comunidades rurais e na proteção aos lavradores sem-terra, mas sem influência na forma que os contratos rurais tomavam.

Os autores encontraram que o aumento de conflitos está relacionado com o menor uso de contratos baseados em arrendamentos e em parcerias na organização agrária, evidenciando que “a insegurança dos direitos de propriedade é prejudicial à adoção de contratos de aluguel”. Os resultados apontam que um acréscimo de um desvio-padrão na variável de

conflitos agrários reduz a proporção de terra sob contrato de arrendamento de 4% para 3% e sob parceria de 2,5% para 1,25%.

Em um estudo para áreas urbanas Lanjouw e Levy (2002) analisam o impacto de direitos de propriedade formais e informais na percepção de segurança dos moradores quanto à posse do imóvel; na percepção destes quanto à possibilidade de participar do mercado imobiliário e no valor do imóvel, se este puder ser transacionado. Os autores aplicaram um questionário em 20 comunidades urbanas de baixa renda no Equador estabelecidas por invasão tanto em terras públicas quanto privadas. Os autores distinguem direitos de propriedade entre formais ou informais quanto a sua transferibilidade. Por exemplo, uma família com mais tempo de residência pode ter fortes direitos de propriedade devido ao reconhecimento da própria comunidade em que ela está inserida, mas estes não seriam transferíveis para um potencial comprador do imóvel, que poderia se sentir inseguro de que a transação seria honrada. Dessa forma, a formalização, ao esclarecer os direitos de propriedade e torna-los transferíveis, reduz os custos de transação no mercado imobiliário.

Quanto à percepção de segurança, os autores verificaram que é baixa a incidência de respostas positivas quando perguntado se os moradores têm medo de uma remoção por parte do Governo. No entanto, ao mudar a pergunta para o caso de os moradores acharem *impossível* que um dia suas residências sejam removidas, os autores observam diferenças significativas entre domicílios com direitos de propriedade formais ou informais. Utilizando o método Probit, é encontrado que um aumento de um desvio-padrão na variável que indica os anos de residência aumenta a probabilidade de acharem impossível a expropriação em 7 pontos percentuais e de 19 pontos percentuais quando se possui algum documento do imóvel. Além disso, os autores constatam que quanto mais próximo do centro, maior o medo de expropriação devido aos valores mais altos da terra.

Quanto à possibilidade de participar no mercado imobiliário, os autores perguntaram se os moradores conseguiriam vender ou alugar sua propriedade para alguém fora da comunidade, alguém dentro da comunidade ou algum familiar ou amigo. Os autores interagem a variável de título de propriedade com a idade da comunidade e se essa necessitou de um organizador para se estabelecer. O que eles encontram é que em uma comunidade recente que não teve um organizador, ter o título de propriedade aumenta a probabilidade de ser possível transacionar com alguém fora da comunidade em 82 pontos percentuais. Isso demonstra que em tais comunidades, há uma grande incerteza quanto aos limites do domicílio

e as reivindicações de propriedade. Esse efeito diminui em comunidades mais estabelecidas ou que contaram com a presença de um organizador.

Aos moradores que responderam ser possível vender sua propriedade os autores pediram que dessem uma estimativa de qual seria o preço da venda. Caso o morador tivesse o título da propriedade, foi perguntado também qual seria o valor em um estado hipotético de ele não possuir esse documento. Da mesma forma, perguntaram para os moradores sem o título da propriedade por quanto ele venderia seu imóvel caso eles possuíssem a escritura. Assim, cada domicílio é contrafactual dele mesmo. Os autores encontraram que ter o título de propriedade aumenta o valor do domicílio em 23,5%

1.1.5. Rendimento Domiciliar

Para finalizar, é necessário identificar se programas de regularização fundiária são de fato efetivos em combater a pobreza. Se direitos de propriedade mais seguros têm o potencial de aumentar o nível de investimento na propriedade, de valorizá-la, de aumentar o círculo em que as trocas e o mercado imobiliário são realizados, de acessar o mercado de crédito e de aumentar o número de horas destinadas ao trabalho, é razoável supor que tais efeitos se manifestem em um aumento do rendimento domiciliar.

Em uma avaliação para a comunidade Quinta do Caju localizada no Rio de Janeiro, Andrade (2004) analisou o impacto do programa de regularização fundiária no rendimento domiciliar total per capita. O programa, que se insere num contexto de urbanização das favelas cariocas, distribuiu o Termo de Compra e Venda (TCV) e a declaração de Concessão de Direito Real de Uso (CDRU) aos domicílios em 2004. Com dados de pesquisa socioeconômica realizada em 2002 e em 2008, com os mesmos domicílios, a autora é, dessa forma, capaz de utilizar o método de diferença-em-diferença para a estimação do impacto. Além disso, ela utiliza o método de *propensity score matching*. A autora constrói o grupo de tratamento composto pelos domicílios com posse dos documentos TCV e CDRU e o grupo de controle é composto pelos domicílios sem esses documentos. A variável de interesse, renda domiciliar total per capita, é composta dos rendimentos obtidos com o trabalho, aposentadoria, pensão, aluguéis, seguro-desemprego, programas sociais e outras fontes, divididos pelo número de residentes no domicílio. Os resultados obtidos por diferença-em-

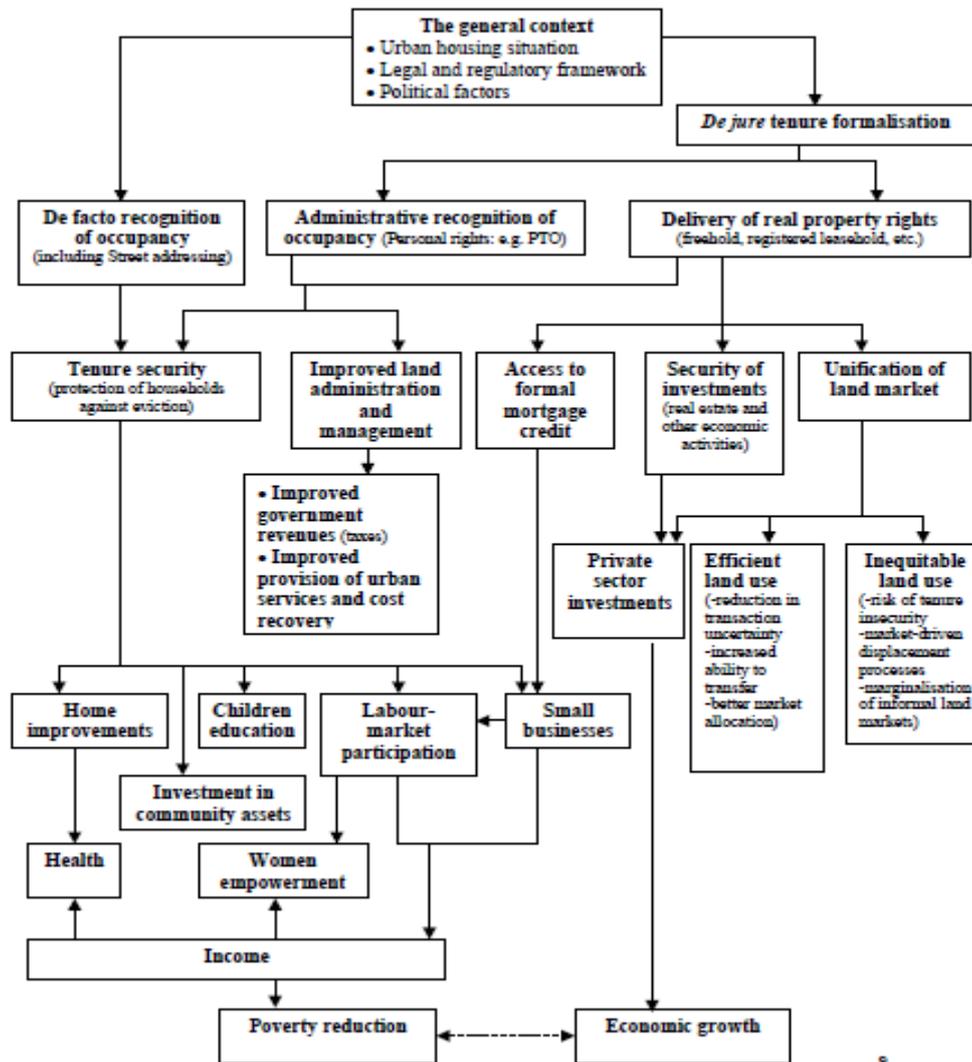
diferença apresentaram coeficiente positivo, mas não foram estatisticamente significativos aos níveis convencionais. Pelo método de *propensity score matching*, onde o pareamento se deu nas variáveis de características do chefe de família, a autora encontrou que a obtenção do título de propriedade aumenta a renda domiciliar per capita em 18,4% a 27,6% (dependendo da especificação do modelo). No entanto, não foram analisados os mecanismos de transmissão que levam a esse resultado: se é o aumento da oferta de trabalho, o acesso ao crédito ou aumento de investimento.

Em outro estudo para programa de regularização fundiária urbana no Brasil, Moura e Bueno (2009) examinam o impacto na renda de moradores de uma comunidade em Osasco. Os autores, utilizando o método de diferença-em-diferença também observam um impacto positivo do programa na renda em meio salário mínimo. Eles observam também que esse impacto está correlacionado com o aumento do número de horas trabalhadas dos residentes dos domicílios com o direito de propriedade.

1.2. Direitos de propriedade: *de jure* e *de facto*

O efeito dos programas de regularização fundiária nessas variáveis depende da natureza jurídica do direito de propriedade concedido. Um reconhecimento do endereço da ocupação, ou outro reconhecimento administrativo sem a concessão da escritura da propriedade, não teria efeito algum sobre o mercado de crédito, por exemplo, já que para conceder o crédito, considerando a propriedade como garantia, o banco necessitaria de um documento legal indicando a posse em nome do tomador de empréstimo. Ou seja, o reconhecimento de direito de propriedade *de facto* não implica em maior oferta de crédito, como foi visto acima, mas sim a concessão do direito de propriedade *de jure*. Ainda, pode-se considerar que o direito de propriedade *de jure* fornece mais segurança de posse do que o direito de propriedade *de facto*, assim espera-se que a magnitude dos efeitos será maior em um cenário onde predomina a concessão real do direito de propriedade em relação a um cenário onde se observa apenas o reconhecimento do direito de propriedade *de facto*. Durand-Lasserve e Selod (2009) esquematizam as implicações do reconhecimento *de facto* e da regularização *de jure*:

Figure 1 – The economic implications of de facto recognition and land tenure formalisation



1.3. Conclusões

Relacionar o status fundiário da propriedade com a segurança de posse da mesma ainda é uma questão que permanece aberta na literatura de avaliação de impacto dos programas de regularização e titulação dos direitos de propriedade. Alguns trabalhos utilizaram o tempo de moradia como um indicador de segurança, mas, como Belsey (1995) argumentou, existe a possibilidade de endogeneidade entre as variáveis. Seguindo Besley (1995), alguns trabalhos empíricos têm focado nas percepções dos moradores quanto à cesta

de direitos englobada pelo conceito de direito de propriedade (direito de vender, alugar, doar, etc.) e quanto à possibilidade de remoções forçadas.

Outro método utilizado é aquele que considera os domicílios detentores de documento formal que reconhece a posse da propriedade como grupo de tratamento e os domicílios sem tais documentos, grupo de controle. Está implícito que um domicílio com o título de propriedade possui uma segurança nos direitos de posse estritamente maior que os domicílios não regularizados. No entanto, não necessariamente isso ocorre. Durand-Lasserve e Selod (2007) apontam os fatores que impedem que a formalização dos direitos de propriedade implique em maior segurança de posse:

- a) O processo de formalização pode ser uma fonte de conflito quanto ao uso da terra e pode levar à remoção de alguns domicílios por parte de outras partes interessadas que conseguem manobrar em garantir os direitos de propriedade para eles mesmos em detrimento de outros ocupantes que estão em uma situação econômica mais frágil ou porque não conseguem prover toda a documentação requerida pelo processo de titulação;
- b) Os domicílios mais pobres podem acabar não sendo beneficiados com a titulação ou não são elegíveis para os programas por não ter provas suficientes da ocupação. Mesmo que sejam elegíveis, podem não ter os meios para arcar com os custos do processo;
- c) Inquilinos podem ser removidos devido ao aumento do aluguel que segue a regularização e ocupar outros assentamentos informais. Inquilinos podem ser os mais prejudicados por esse fenômeno já que não podem demandar ressarcimento e geralmente não são elegíveis para reassentamentos. Proprietários de terras regularizadas podem ter incentivos para evitar inquilinos visando valorizar a terra em um modo mais lucrativo;
- d) Domicílios recém-formalizados podem concordar em vender sua propriedade para outras partes em condições e termos adversos. De fato, o poder de barganha entre os proprietários dos domicílios recém-formalizados e as construtoras, por exemplo, pode não ser balanceado;
- e) Os terrenos regularizados são algumas vezes vendidos por preços muito baixos. Isso pode ser observado quando domicílios recém-formalizados não podem obedecer as normas e os padrões estabelecidos de planejamento urbano e de construção civil e,

assim, ficam expostas à expropriação. A compensação paga aos domicílios removidos nem sempre refletem os preços de mercado.

Esses são fatores que não devem ser menosprezados em uma análise de avaliação de impacto, pois no caso de a regularização fundiária diminuir a sensação de segurança da posse dos moradores, os coeficientes podem ser estimados de forma oposta ao pregado pela teoria.

Isso demonstra os problemas de validade externa que emergem ao buscar estabelecer uma relação causal entre o programa de regularização fundiária e as variáveis de medida de efeito dos programas. A magnitude e a direção dos efeitos dependem de fatores históricos e culturais, de práticas administrativas, escolhas políticas, qualidade institucional, alocação do poder de barganha, etc.

2 Abordagem Teórica

2.1 Modelo Microeconômico

Constata-se, pela revisão da literatura, que direitos de propriedade afetam a tomada de decisão domiciliar quanto à alocação dos recursos. Essa seção apresenta um modelo de produção domiciliar que formaliza a influência dos direitos de propriedade inseguros na alocação de um recurso em particular: horas destinadas ao trabalho. O modelo segue os moldes do modelo abordado em Field (2003); com uma diferença, porém: ao invés de considerar o impacto dos direitos formais de propriedade o foco será dado aos direitos informais ou direitos *de facto*.

Dadas às características do domicílio, ψ , e a dotação de recursos, E , a utilidade é uma função crescente em lazer per capita, consumo e segurança da propriedade. A segurança da propriedade, por sua vez, é uma função $s(\cdot)$ determinada por três parâmetros: total de horas em trabalho doméstico; um parâmetro exógeno, θ , que denota o nível de direitos formais de propriedade e uma medida, τ , que reflete o grau de direitos informais ou *de facto* do domicílio. Nessa estrutura, pode-se interpretar a segurança como um bem público domiciliar, de tal forma que a utilidade individual dependa do lazer e das horas de proteção de todos os outros membros através de $s(\cdot)$.

Supõe-se que não exista um mercado externo que ofereça segurança aos domicílios, mas este poderia ser incorporado na medida de direitos informais de propriedade, τ . Esse seria um caso de segurança particular, ou de milícias – no contexto de assentamentos informais no Rio de Janeiro, pré-UPP. Além disso, assume-se que lazer e trabalho doméstico são substitutos perfeitos para as horas gastas na proteção da propriedade. Por fim, esse é um modelo que maximiza o lazer total do domicílio, já que a questão central é o efeito de τ na oferta de trabalho total e supõe-se que todos os membros do domicílio tenham um rendimento comum, w .

Seja N o número de membros do domicílio e l_i , o lazer, x_i , consumo, h_{ci} , horas em trabalho doméstico e h_{mi} as horas em trabalho fora de casa do indivíduo i . De forma agregada, tem-se para o domicílio:

$$L = \sum_{i=1}^N l_i$$

$$H_c = \sum_{i=1}^N h_{ci}$$

$$H_m = \sum_{i=1}^N h_{mi}$$

$$X = \sum_{i=1}^N x_i$$

As horas de trabalho são divididas em trabalho doméstico (H_c) e trabalho fora de casa (H_m). O tempo gasto em casa é dividido em lazer e trabalho doméstico, $Z = L + H_c$. O valor do trabalho doméstico é dado pela função $q(H_c)$ ¹, enquanto que o valor do trabalho fora de casa é dado pela remuneração w . Dessa forma, a utilidade domiciliar é dada por $U(x, l, s; E, \psi)$, onde $s = s(Z, \theta, \tau)$.

O parâmetro θ pode ser pensado como uma variável binária indicando se o domicílio possui ou não a escritura definitiva de posse, ou como um parâmetro que reflita o nível de reconhecimento legal formal do status de posse do domicílio, como sugere Field (2003), refletindo o nível de eficiência do sistema judiciário, o nível de cooperação da polícia, etc.

Já a medida τ pode ser pensada como o nível de segurança *de facto* do direito de propriedade do domicílio, que poderia englobar o tempo de moradia, os vizinhos e a comunidade, o pagamento de taxas e contas de água e luz; e, como no caso do presente estudo, o reconhecimento do domicílio como pertencente à área de regularização por parte das autoridades.

As variáveis de escolha do domicílio são: H_m , H_c , X e L . As restrições ao problema de maximização são:

$$s = s(H_c + L, \theta, \tau)$$

$$pX = wH_m + q(H_c)$$

$$T = L + H_c + H_m$$

$$L, H_c, H_m, X \geq 0$$

O problema de maximização pode ser escrito, normalizando os preços a 1:

$$\max_{H_m, H_c} U(x, l, s) = \max_{H_m, H_c} U\left(\frac{1}{N}(wH_m + q(H_c)), \frac{1}{N}(T - H_m - H_c), s(T - H_m, \theta, \tau)\right)$$

As condições de primeira ordem são,

¹ Pode-se pensar essa função como a remuneração de uma produção doméstica ou como a remuneração não gasta para contratar pessoas fora do domicílio para realizar os afazeres domésticos.

$$\frac{w}{N} U_x = \frac{1}{N} U_l + U_s * s_{Hm}$$

$$q_{Hc} * U_x = U_l$$

A primeira condição estabelece que, no ótimo, os domicílios igualam o valor marginal de uma hora adicional de trabalho fora de casa com o custo marginal de permanecer fora, que é a utilidade marginal do lazer mais utilidade marginal da segurança do domicílio. Além disso, no ótimo, o domicílio iguala o benefício marginal do trabalho doméstico com o custo marginal, a utilidade marginal do lazer. A solução para essas equações define implicitamente funções de oferta de horas de trabalho dentro e fora do domicílio, que depende de w, θ, τ .

Assumindo que $U_{xs} \geq 0, U_{xl} \geq 0, U_{ls} \leq 0$, então a derivada total das condições de primeira ordem resultam nas seguintes desigualdades para valores de w, θ, τ correspondentes ao ótimo:

$$\frac{\partial H_c}{\partial \tau} < 0$$

$$\frac{\partial H_m}{\partial \tau} > 0$$

O aumento de segurança fundiária, via direito de propriedade *de jure* ou *de facto*, aumenta a oferta de trabalho no mercado externo e diminui as horas de trabalho doméstico. Isso reflete que um aumento exógeno no nível de segurança fundiária corresponde a um decréscimo na necessidade de se proteger a propriedade, o que, dessa forma, diminui o custo de oportunidade do trabalho externo.

Outras duas relações são derivadas do modelo apresentado por Field (2003). Primeiro, o efeito de uma mudança no direito de propriedade *de jure* na oferta de trabalho é decrescente no nível de direito de propriedade *de facto*:

$$\frac{\partial^2 H_c}{\partial \theta \partial \tau} > 0$$

$$\frac{\partial^2 H_m}{\partial \theta \partial \tau} < 0$$

Segundo, os efeitos são decrescentes no número de membros do domicílio em idade ativa:

$$\frac{\partial^2 H_c}{\partial \tau \partial N} > 0$$

$$\frac{\partial^2 H_m}{\partial \tau \partial N} < 0$$

2.2 Métodos de Análise de Causalidade

As metodologias de avaliação de impacto de políticas públicas apoiam-se na tentativa de se estabelecer uma relação causal entre o programa e os benefícios aos quais a política foi desenhada visando atingir. No entanto, diversos outros fatores podem influenciar e/ou confundir a relação causal em estudo. Dessa forma, o objetivo do trabalho empírico é isolar tal relação desses outros fatores.

Pela Teoria do Contrafactual, ao avaliar uma política pública, o ideal seria observar um mesmo indivíduo em dois contextos semelhantes, mas diferindo em apenas uma circunstância, a própria política. Como não é possível observar um indivíduo com e sem o programa simultaneamente, a causalidade e a magnitude do impacto podem ser identificadas ao se comparar dois grupos estatisticamente idênticos, sendo que um está sob a intervenção do programa e o outro não. Caso houvesse alguma diferença na métrica utilizada para medir o impacto do programa entre os dois grupos, seria possível inferir que ela foi causada pela política em questão, já que essa é a única variável que diferencia os dois grupos.

Dessa forma, o ponto crucial dessa teoria é construir os dois grupos estatisticamente idênticos. Uma forma de construção é feita através da randomização dos indivíduos entre o grupo que receberá a política (grupo de tratamento) e o grupo que não a receberá (grupo de controle). Esse é o procedimento adotado pelo *Rubin Causal Model* (RCM), devido ao estudo de Rubin (1974), ou *Randomized Controlled Trial* (RCT).

O RCT tem sido qualificado como o padrão-ouro dos métodos em estabelecer relações causais, principalmente em estudos de desenvolvimento econômico e de avaliação de políticas públicas. Grande parte dessa fama pode ser atribuída ao fato de que o modelo de RCT é um modelo hipotético-dedutivo. Ou seja, se as premissas forem verdadeiras, também o será a conclusão. Segundo Blaug (1992) a estrutura lógica da explicação científica pelo modelo hipotético-dedutivo envolve uma “lei universal mais uma declaração de condições relevantes iniciais ou de limites, que, juntas, constituem a *explanans* ou premissas a partir das quais uma *explanandum*, um enunciado sobre algum evento cuja explicação estejamos buscando, é deduzida com a ajuda das regras da lógica dedutiva”.

No caso do RCT, a lei universal é a lei dos grandes números, que assegura que “à medida que o número de repetições de um experimento cresce, a frequência relativa de algum evento converge para a probabilidade teórica” (Meyer, 1983). Dessa forma, considerando as

inúmeras características observáveis e não-observáveis presentes em uma unidade de intervenção (indivíduos, domicílios, estados, etc.), a lei dos grandes números garante que, com uma amostra grande, tais características terão frequências relativas semelhantes nos grupos em que as unidades forem designadas. Além disso, para garantir a comparação entre os grupos, é necessário identificar as hipóteses auxiliares que caracterizam a *explanans*. A primeira hipótese é a *stable unit treatment value assumption* (SUTVA), que assume que o tratamento da unidade *i* afeta apenas o resultado da unidade *i*, não existe interferência entre as unidades. Ou seja, o fato de um indivíduo ter recebido o tratamento, ou ser beneficiário de uma política pública, não contamina o resultado do indivíduo que não recebe. Como exemplo, se um domicílio foi contemplado com o programa de regularização fundiária e como consequência resolveu investir na propriedade, a hipótese SUTVA não é satisfeita se um domicílio sem o título de propriedade resolve também investir na propriedade como efeito de o vizinho ter recebido o título.

O modelo hipotético-dedutivo confere ao RCT validade interna, ou seja, se as condições são satisfeitas o *explanandum* é verdadeiramente lógico e consistente para as observações em estudo.

No entanto, a aplicação de RCT para formular teorias gerais sobre a relação causal em estudo é falacioso. O seguinte comentário de Blaug (1992) quanto ao problema da indução é válido para atentar para a limitação do RCT: “não podemos fazer generalizações indutivas a partir de uma série de observações, pois no momento em que selecionamos certas observações dentre o número infinito de possibilidades, já nos detemos em um ponto de vista que é em si mesmo uma teoria, ainda que bruta e sem sofisticação”. Dessa forma, o RCT, quando bem realizado e respeitando as condições do *explanans*, conclui corretamente a relação causal em estudo para aquelas observações, o que confere ao método validade interna. No entanto, a partir do resultado para as observações particulares não se pode generalizá-lo para outros contextos e outras observações, o que seria uma falácia lógica. Ou seja, RCT não possui validade externa.

Pode-se verificar a falta de validade externa do RCT também pela ótica do próprio desenho do método. A randomização distribui identicamente as características observáveis e não-observáveis das unidades em estudo entre o grupo de tratamento e o grupo de controle. Essas características podem também ter efeito nas variáveis utilizadas para medir o efeito do tratamento. Supondo que para certo tratamento (título de propriedade), tenha-se encontrado um resultado positivo na variável em estudo (oferta de trabalho). Dessa forma, o que se pode

afirmar é que aquele tratamento em conjunto com as variáveis observáveis e não observáveis, da unidade e do contexto, produziu um efeito positivo quando comparado ao grupo em que o tratamento estava ausente. Colocando em termos lógicos, o tratamento e as outras variáveis formam, conjuntamente, as condições suficientes para o resultado positivo na variável em estudo. Ao se generalizar afirmando que direitos de propriedade têm efeito positivo na oferta de trabalho é conferir a suficiência apenas a variável de tratamento, onde na verdade ela é uma condição necessária. A suficiência é alcançada pelo conjunto das condições necessárias, e muitas dessas condições não são observáveis ao pesquisador. Logo, ao se encontrar um resultado na experimentação, não se pode afirmar que aquele resultado prevalecerá em todos os contextos e para todas as observações.

Contudo, a possibilidade de obter resultados causais válidos para observações específicas conferiu ao método de RCT um alto poder explicativo. Assim, mesmo em situações em que não é possível a randomização, outros métodos da Teoria do Contrafactual constroem os grupos de controle e de tratamento a como uma imitação do RCT. No entanto esses métodos têm que se preocupar com uma fonte de viés significativa na estimação da relação causal. Se a definição dos dois grupos não foi feita de forma aleatória, então devem existir outras características das unidades que determinaram a designação destas para o grupo de tratamento ou para o grupo de controle. Assim, os dois grupos se difeririam não só quanto ao recebimento do tratamento, mas também na distribuição dessas características. Logo, métodos que pretendem mimetizar o RCT devem buscar minimizar esse viés de seleção.

Formalmente, considerando a política pública, ou tratamento, como uma variável binária $d_i = \{0,1\}$, em que $d_i = 1$ indica que o indivíduo i recebeu o tratamento, então para qualquer indivíduo existe apenas dois resultados possíveis:

$$\text{Resultado potencial} = \begin{cases} Y_{1i} & \text{se } d_i = 1 \\ Y_{0i} & \text{se } d_i = 0 \end{cases}$$

O resultado observado Y_i pode ser escrito como:

$$\begin{aligned} Y_i &= \begin{cases} Y_{1i} & \text{se } d_i = 1 \\ Y_{0i} & \text{se } d_i = 0 \end{cases} \\ &= Y_{0i} + (Y_{1i} - Y_{0i})d_i \end{aligned}$$

Queremos encontrar o resultado de $E[Y_{1i} - Y_{0i}]$, que em uma amostra grande pode ser reescrito como $E[Y_i|d_i = 1] - E[Y_i|d_i = 0] = E[Y_{1i}|d_i = 1] - E[Y_{0i}|d_i = 0]$. Somando e subtraindo $E[Y_{0i}|d_i = 1]$, isto é, o resultado esperado para o indivíduo i que recebeu o tratamento caso não o tivesse, tem-se:

$$\begin{aligned} & \frac{E[Y_i|d_i = 1] - E[Y_i|d_i = 0]}{\text{Diferença Observada}} \\ &= \frac{E[Y_{1i}|d_i = 1] - E[Y_{0i}|d_i = 1]}{\text{Efeito médio do Tratamento nos tratados (ATT)}} + \frac{E[Y_{0i}|d_i = 1] - E[Y_{0i}|d_i = 0]}{\text{Viés de Seleção}} \end{aligned}$$

Modelos em que a designação ao tratamento não é randomizada são também chamados de modelos não-experimentais. Para essa classe de modelos, outras hipóteses auxiliares, além da hipótese SUTVA, são necessárias para garantir a estimação da relação causal. Em particular, modelos que utilizam seleção de variáveis conhecidas e observáveis para a construção de grupos contrafactuais se fundamentam na Hipótese de Independência Condicional (HIC). A HIC assume que os resultados potenciais são independentes da variável binária de tratamento ao se condicionar às variáveis observáveis, X_i . Além disso, assume-se que fatores não observáveis não são fontes de viés. Dessa forma, segundo Angrist e Pischke (2009), condicionando para o vetor X_i , o viés de seleção some. Formalmente,

$$\{Y_{0i}, Y_{1i}\} \perp d_i | X_i$$

Dessa forma, condicionando às variáveis observáveis, X_i , e assumindo HIC, tem-se que:

$$\begin{aligned} \frac{E[Y_i|X_i, d_i = 1] - E[Y_i|X_i, d_i = 0]}{\text{Diferença Observada}} &= \frac{E[Y_{1i}|X_i] - E[Y_{0i}|X_i]}{\text{Efeito médio do Tratamento nos tratados (ATT)}} + \frac{E[Y_{0i}|X_i] - E[Y_{0i}|X_i]}{\text{Viés de Seleção}} \\ &= E[Y_{1i} - Y_{0i} | X_i] \end{aligned}$$

2.2.1 Propensity Score Matching

O método de Propensity Score Matching (PSM), ou pareamento por escore de propensão, é uma tentativa de se imitar as características da estimação da relação causal de um experimento aleatório. Esse método requer que seja satisfeita a hipótese de independência condicional (HIC), descrita anteriormente, para que os estimadores do pareamento apresentem uma interpretação causal. Colocando em outros termos, ao utilizar o método PSM supõe-se

que a designação do tratamento às unidades de estudo depende apenas das variáveis observáveis, X_i .

De forma geral, o pareamento é um método em que é construído um grupo de controle similar ao grupo de tratamento tomando como base a distribuição de variáveis observadas. Angrist e Pischke (2009) chamam a atenção para a similaridade entre os estimandos do método de pareamento por observáveis e os estimandos obtidos por regressão. Segundo os autores, a diferença entre os dois estimandos se dá apenas quanto aos pesos que são utilizados para combinar os efeitos específicos das variáveis observadas em um único efeito médio de tratamento. Enquanto que o pareamento coloca mais peso nas células em que são mais prováveis de serem tratadas, a regressão coloca mais peso nas células em que a variância condicional da variável de tratamento é maior. Além disso, os autores observam que nenhum dos dois métodos, regressão e pareamento, coloca qualquer peso nas células em que não são contidas tanto observações de unidades do grupo de controle quanto observações de unidades do grupo de tratamento. Essa é a segunda hipótese auxiliar que permite a estimação da relação causal do método de pareamento: *condição de suporte comum*. Formalmente,

$$0 < P(D_i = 1|X_i) < 1$$

Essa condição assegura que as observações do grupo de tratamento tenham observações comparáveis do grupo de controle quanto às características X_i . Como é apenas na área em que existe suporte comum que é possível realizar inferências causais, em contextos em que essa condição é fracamente satisfeita pode ser necessário eliminar as observações que não pertencem a esse conjunto. Ou seja, eliminam-se observações de unidades de controle que não sejam comparáveis, quanto a distribuição das variáveis observadas, às unidades de tratamento e/ou eliminam-se observações de unidades de tratamento que não sejam comparáveis às observações das unidades do grupo de controle. Deve-se ter cuidado quanto a esse último procedimento, pois como afirma Ravallion (2008) isso implica em um trade-off entre duas fontes de viés: “por um lado existe a necessidade de se assegurar comparabilidade nas características observadas, por outro (esse procedimento) cria um possível viés de amostragem na inferência sobre o impacto”. Dessa forma, como observa Khander et al. (2010), nessas situações, é necessário examinar as características das observações eliminadas para interpretar o viés potencial nos efeitos de tratamento estimados.

De uma forma geral, o pareamento se torna inviável quando são muitas as variáveis que devem ser correspondidas entre o grupo de tratamento e o grupo de controle. O Teorema do Escore de Propensão, proposto por Rosenbaum e Rubin (1983), torna prático o pareamento

ao reduzir o número de variáveis do vetor X_i a um único escalar, a probabilidade de recebimento do tratamento, dado as características observadas. Como mostra Angrist e Pischke (2009), o teorema do escore de propensão pode ser enunciado da seguinte forma:

Teorema do Escore de Propensão: Suponha que a Hipótese de Independência Condicional (HIC) é satisfeita tal que $\{Y_{0i}, Y_{1i}\} \perp d_i | X_i$ então $\{Y_{0i}, Y_{1i}\} \perp d_i | P(X_i)$

Esse teorema afirma que se os resultados potenciais são independentes da variável de tratamento condicionada a um vetor multivariado X_i , então os resultados potenciais são independentes da variável de tratamento condicionada a uma função escalar desse mesmo vetor, que é o escore de propensão, definido como $P(X_i) \equiv E[d_i | X_i] = P[d_i = 1 | X_i]$.

Outra hipótese necessária para a estimação dos efeitos de tratamento utilizando métodos de pareamento é o *critério de balanceamento*. Lee (2006) afirma que o critério de balanceamento é satisfeito quando para cada valor do escore de propensão, X tem a distribuição similar para os grupos de tratamento e controle. Formalmente,

$$D \perp X | P(X)$$

Como alerta Lee (2006), a hipótese de independência condicional é distinta da hipótese de balanceamento. Uma não implica na outra. Por exemplo, “mesmo que a HIC seja satisfeita, a propriedade de balanceamento pode não ser válida porque $P(X)$ pode ser um escore inadequado, talvez pelo fato de a forma funcional de X não estar representada corretamente ao se estimar $P(X)$ ”.

Sendo válidas todas as hipóteses apresentadas, para a estimação do efeito causal da política em estudo é necessário apenas comparar as unidades do grupo de controle e do grupo de tratamento que apresentam a mesma probabilidade de recebimento do tratamento. Angrist e Pischke (2009) apontam que a estimação por escore de propensão se dá em dois passos: “primeiro estima-se $P(X_i)$ com algum modelo paramétrico, como probit ou logit. Em seguida, a estimação do efeito do tratamento pode ser computada ou pelo pareamento do valor encontrado no primeiro passo ou utilizando algum esquema de pesos”.

Anteriormente foi visto que o efeito médio de tratamento nos tratados (ATT), quando se supõe a hipótese da independência condicional (HIC), é $E[Y_{1i} - Y_{0i} | X_i]$. Pelo teorema do escore de propensão e supondo a HIC, o ATT resultante do pareamento direto dos valores de propensão entre tratados e não tratados, aplicando a lei de expectativas iteradas sobre X_i , é:

$$ATT = E[Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1] = E\{E[Y_i | P(X_i), D_i = 1] - E[Y_i | P(X_i), D_i = 0] | D_i = 1\}$$

Smith e Todd (2005) apontam que o estimador típico do pareamento por escore de propensão tem a seguinte forma:

$$ATT_{PSM} = \frac{1}{N_T} \left[\sum_{i \in T} Y_{1,i} - \sum_{j \in C} \omega(i,j) Y_{0,j} \right]$$

Onde N_T é o número de indivíduos tratados pertencentes à região de suporte comum e $\omega(i,j)$ é o esquema de pesos utilizado para agregar o resultado potencial dos indivíduos do grupo de controle e depende do escore de propensão do participante i , $P(X_i)$, e do escore de propensão do não-participante j , $P(X_j)$.

Quanto às abordagens que utilizam esquemas de pesos, Ravallion (2008) indica que os grupos de comparação são formados ao selecionar os “vizinhos mais próximos” de cada unidade do grupo de tratamento. Esses “vizinhos” são aquelas unidades do grupo de controle que minimizam a expressão $|P(X_i) - P(X_j)|$. Na literatura foram identificadas diversas metodologias de pesos para a estimação do ATT utilizando propensity score matching: *nearest-neighbor*, *radius*, *stratification*, *kernel* e *local linear matching*. Becker e Ichino (2002) apresentam uma visão geral dos métodos focando no trade-off entre a qualidade e a quantidade de pareamentos:

O método de estratificação consiste em dividir a distribuição de escore de propensão estimada em intervalos tal que em cada bloco unidades de tratamento e unidades de controle tenham em média o mesmo escore de propensão. Em seguida, dentro de cada intervalo, é computada a diferença das médias das variáveis de efeito de tratados e não-tratados. O ATT do tratamento é obtido como uma média dos ATTs de cada bloco ponderada pelos pesos dados pela distribuição dos tratados em cada bloco. Pelo método de estratificação, caso haja blocos que não contenha observações de tratados e de não-tratados, ou seja, caso contenha observações de apenas um dos grupos, esse bloco é descartado.

Esse problema é, em parte, resolvido pelo método de *nearest-neighbor*, vizinho mais próximo, que consiste em comparar cada unidade de tratamento com a unidade de controle com o escore de propensão mais próximo. Assim que cada unidade de tratamento é pareada com uma unidade de controle, o ATT é obtido pela média das diferenças nas variáveis de interesse entre tratados e não-tratados. Por esse método, toda unidade de tratamento é pareada com uma unidade de controle, mas esse pareamento pode acabar ocorrendo entre valores muito distantes de escore de propensão, não representando um contrafactual bem construído. Esse é um problema solucionado pelos métodos de pareamento *radius* e *kernel*.

O método *radius* consiste em determinar uma vizinhança do escore de propensão de cada unidade de tratamento e parear com unidades de controle que pertençam a essa vizinhança. Quanto menor o raio da vizinhança, o pareamento é feito com melhor qualidade. No entanto, com o raio menor, mais provável que algumas unidades de tratamento não sejam pareadas, já que pode não haver nenhuma unidade de controle pertencente à vizinhança determinada.

Pelo método *kernel*, todas as unidades de tratamento são pareadas com uma média ponderada de todas as unidades de controle, em que os pesos utilizados são inversamente proporcionais à distância entre os valores do escore de propensão dos tratados e dos não-tratados:

$$\omega(i, j)_{kernel} = \frac{K\left(\frac{P_j - P_i}{\alpha_n}\right)}{\sum_{k \in C} K\left(\frac{P_k - P_i}{\alpha_n}\right)}$$

Onde $K(\cdot)$ representa uma função kernel e α_n é o um parâmetro denominado *janela*.

Outro ponto importante a ser analisado é quanto às quais variáveis incluir no vetor de controle, X . Segundo Ravallion (2008), elas devem ser relevantes para a designação e participação no tratamento, levando em consideração os fatores econômicos, sociais e políticos do programa e do contexto, e devem ser correlacionadas aos resultados do contrafactual.

Dessa forma, o método de pareamento por escore de propensão depende do grau em que as características observadas explicam a participação no programa. Esse método pode fornecer uma boa estimação do efeito causal do tratamento se se puder considerar insignificante o viés gerado pelas características não-observáveis.

3 O Programa de Regularização Fundiária no Distrito Federal

3.1 A Estrutura Fundiária do Distrito Federal

Em um estudo realizado em 2006 pela Secretaria de Estado de Desenvolvimento Urbano e Habitação do Distrito Federal foi estimado que cerca de 545.000 pessoas habitavam em parcelamentos urbanos informais, quase um quarto da população da época. Além disso, como informou uma reportagem do Correio Braziliense, “das 31 Regiões Administrativas que compõem o DF, 17 têm parte do território irregular. Em alguns casos a situação é ainda mais grave, com toda a área fora da lei”. Das regiões que se enquadram nessa situação, destaca-se: Paranoá, Itapoã, Estrutural, Jardim Botânico, São Sebastião e Vicente Pires. Esses números são contrastantes com a visão de ordenamento territorial e planejamento urbano que prevalecia quando da construção de Brasília.

Em realidade, mesmo antes da inauguração da cidade já surgia um movimento que a distanciaria do ideal de Cidade Planejada. Como observa Doyle (1996), “Brasília foi construída exatamente no período em que ocorreu a intensificação da transferência das populações do campo para as cidades” e, dessa forma, Brasília já enfrentava um grave problema de carência habitacional. Apesar de Lúcio Costa ter planejado as quadras 400 no Plano Piloto para a população mais humilde, esta nunca teve as condições de ali residir e já em 1958 a população mais carente ocupava as imediações da Cidade Livre, hoje Núcleo Bandeirante. A alternativa encontrada pelos governantes foi a antecipação da criação de Taguatinga para atender essa demanda. Em 1971, Ceilândia foi criada como solução para o problema das invasões, assentando de cerca de 80 mil pessoas que residiam em favelas também situadas nas proximidades do Núcleo Bandeirante. Seu próprio nome surge das iniciais do programa: CEI – Campanha de Erradicação de Invasões. Como observa Adirley Queirós, diretor e roteirista do documentário *A cidade é uma só*, que conta a história da erradicação da invasão da Vila IAPI e a posterior criação de Ceilândia: “A primeira impressão que as pessoas tinham de Brasília, quando chegavam à cidade, era de uma grande favela (...). Era isso que incomodava o governo, com toda essa lógica de arquitetura e urbanismo da cidade”².

² Matéria da UnB Agência “Ex-Aluno da FAC vence Mostra de Cinema de Tiradentes”, 02/02/2012.: <http://www.unb.br/noticias/unbagencia/unbagencia.php?id=6203>, acessado em 09/07/2013

Desde então, a invasão de terras públicas ou privadas tem figurado como um dos principais meios de obtenção de moradia no Distrito Federal – e esse não é um processo restrito apenas à população de baixa renda. Grande parte da irregularidade observada nos domicílios do DF é resultante de parcelamentos ilegais do solo por parte da classe média e alta. Brandão (2013) identifica que devido à “instabilidade institucional gerada pelas frequentes mudanças nas regras de regularização (...) e pelas recorrentes reformas administrativas nos órgãos encarregados do tema da regularização”, a informalidade dos condomínios irregulares ocupados pela classe média e alta se mantém como uma situação de equilíbrio, “um *status quo* difícil de ser alterado”.

Quanto às comunidades de baixa renda estabelecidas por invasão, o caso da Estrutural pode ser considerado representativo para esse processo. A Estrutural foi formada por catadores que se utilizavam do lixo como fonte de renda. Ao redor do aterro sanitário que ali se encontrava começaram a ser erguidos barracos para abrigar cerca de 500 catadores no início da ocupação e hoje a cidade conta com cerca de 56.000 habitantes.

Ainda em relação às ocupações de baixa renda, Doyle (1996) constata que estas são historicamente erradicadas e as famílias recebem lotes, a exemplo do que ocorreu com Ceilândia e outros assentamentos. Segundo Doyle (1996), esse é um componente que influi no preço das moradias: “a perspectiva de uma futura inserção em programas habitacionais gera uma valorização adicional aos imóveis surgidos nas áreas de ocupação ilegal”. Contudo, a autora destaca que o desfecho nem sempre é esse, como o caso da erradicação da invasão da SQN 110 em 1987 em que a erradicação se deu de forma truculenta e os moradores não tiveram a contrapartida dos lotes em Brasília. No entanto, vale ressaltar que a irregularidade persiste mesmo nos assentamentos criados pelo Governo, em que a escritura definitiva que gera o direito real da propriedade é substituída por uma concessão de uso que não fornece todos os direitos em relação à posse do imóvel ao concessionário como, por exemplo, o direito de deixar o imóvel como herança.

Essa estrutura fundiária em que a irregularidade e a ocupação ilegal do solo são marcantes implica que pode não existir uma relação direta entre a situação legal da propriedade e a segurança quanto à posse. Proprietários em áreas irregulares podem perceber a segurança em relação aos direitos de propriedade de forma semelhante à percebida por aqueles que se encontram em situação regularizada. A seção seguinte apresenta alguns indícios de como se dá essa relação no Distrito Federal.

3.2 Segurança em Relação à Posse do Imóvel

São vários os fatores que podem influenciar a percepção de segurança fundiária dos moradores. O mais óbvio deles é a documentação da propriedade. Em um contexto em que as instituições e os contratos são respeitados, a escritura definitiva do imóvel é o documento que assegura que todos os direitos que compõem o conceito de direito de propriedade serão respeitados: o direito de compra e venda, de alugar, de deixar como herança, de hipotecar, dentre outros. Considerando a segurança fundiária como uma variável contínua entre 0 e 1, por exemplo, seria possível afirmar que a escritura definitiva é o componente que proporciona o maior valor. Essa consideração é mais abrangente do que a interpretação binária da segurança: ou tem-se, ou não. É importante considerá-la como um contínuo, pois indivíduos diferentes percebem a segurança em níveis diferentes e estes são determinados por inúmeros fatores.

No caso dos “condomínios irregulares”, um desses possíveis fatores é a renda alta de seus moradores. Pode-se considerar menos provável que o governo remova construções irregulares em áreas ocupadas pela classe média e alta do que em áreas ocupadas por uma população de baixa renda. Além disso, os moradores de condomínios formam um grupo de interesse bem organizado que podem influenciar a política de regularização. Nesse sentido, destaca-se a ÚNICA – União dos Condomínios Horizontais e Associações de Moradores do Distrito Federal como um dos atores políticos que contribuem para a atual situação de equilíbrio da informalidade desse tipo de ocupação. Assim, mesmo em situação irregular, é possível atribuir uma relativa segurança aos moradores dos condomínios no que se refere à probabilidade de remoção.

No entanto, esse não é um argumento válido para ocupações de baixa renda. Como notou Doyle (1996), a erradicação de invasões é recorrente na história do Distrito Federal. Além das duas remoções no Núcleo Bandeirante nas décadas de 60 e 70 e na SQN 110 na década de 80, citadas anteriormente, também teve grande repercussão na mídia e no cenário político local a remoção de casas na Estrutural em 1995. No entanto, esse é um procedimento que ocorre quase que diariamente e sem muita visibilidade. O Correio Braziliense, em uma matéria de 15/12/2012, noticiou que no ano de 2011 o governo impediu 2.941 ocupações ilegais e que nos 10 primeiros meses de 2012 houve pelo menos 4.914 tentativas de invasão e início de construção de casas ou de comércio. Em uma análise comportamental, não seria

adequado atribuir perfeita segurança fundiária aos moradores de ocupações de baixa renda, sabendo que estes – mesmo aqueles em uma situação mais consolidada – observam que seus vizinhos e outros em situação similar a eles têm suas casas derrubadas e desocupadas pelo governo. Além disso, outro ponto notado por Doyle (1996) é que o próprio histórico de erradicação pode ser um fator de demanda pela invasão, ao visar à política habitacional de distribuição de lotes. Assim, a derrubada já era antecipada e isso influencia a tomada de decisão dos moradores, como a decisão de investir na propriedade.

Outro fator de influência na percepção da segurança é a existência de equipamentos públicos. Como será visto adiante, não é necessário que o domicílio esteja regularizado para que o governo forneça serviços públicos, como água e energia, assim como a cobrança de IPTU. Apesar de a presença do governo na comunidade não implicar que os domicílios receberão a escritura, isto pode sinalizar aos moradores que esse é um passo no processo de regularização, aumentando, assim, o nível de segurança percebida. Ainda, a conta da CAESB ou CEB ajuda em identificar os moradores em uma eventual regularização. Contudo, é evidente que essa simples identificação não é equiparável à escritura definitiva no que se refere à segurança fundiária.

A própria incerteza quanto ao processo de regularização é capaz de gerar inseguranças quanto à posse do imóvel. Até 2012, com a promulgação da lei nº 4.996/2012 não estava claro se os ocupantes de baixa renda teriam que comprar o terreno e pagar o imposto correspondente (o Imposto sobre a Transmissão “Inter Vivos” de Bens Imóveis e Direitos a eles Relativos – ITBI) para ter seu imóvel regularizado ou se este seria doado. E, no caso de compra, se não o fizesse por não ter condições financeiras, seriam despejados? A lei nº 4.996/2012 em seu artigo 3º dispõe: “Fica autorizada a regularização, por meio de doação, de imóveis do Distrito Federal de até duzentos e cinquenta metros quadrados aos atuais ocupantes de parcelamentos informais consolidados, previstos na Estratégia de Regularização Fundiária de Interesse Social do Plano Diretor de Ordenamento Territorial (...)”. Ou seja, até sua promulgação havia incertezas jurídicas de como se daria esse processo.

Além disso, a própria apresentação do problema pode fornecer indícios de que a percepção de segurança envolve outros fatores além da documentação. Como já citado na revisão de literatura, o estudo de Lanjouw e Levy (2002) mostra que uma simples mudança na pergunta que caracteriza a segurança fundiária pode apresentar resultados diferentes. Eles obtiveram distintas respostas quando se pergunta aos moradores se eles têm receio de que o governo possa remover suas residências e quando é perguntado se eles acham impossível que

o governo possa removê-las. Se a segurança quanto à posse fosse algo objetivo, seria esperado que o padrão das respostas não fosse alterado com uma simples mudança linguística na pergunta. Esse resultado mostra que a percepção de segurança têm um caráter subjetivo muito forte e até mesmo a forma como problema é apresentado pode influenciar suas respostas e comportamentos. Logo, a análise quanto à segurança fundiária não deve ser fundamentada de forma binária, muitos fatores alteram essa percepção em graus distintos e que, por sua vez, pode alterar o comportamento dos moradores. Dessa forma, mesmo que a estrutura fundiária do Distrito Federal seja caracterizada pela informalidade e pela ocupação ilegal, não é possível afirmar que os moradores tenham completa segurança quanto à posse de seus imóveis. Todos os componentes apresentados são relacionados com a segurança *de facto* do imóvel, mas esta não é equiparável com a segurança fornecida pelo direito *de jure* da propriedade, a escritura definitiva. Assim, se existe um grau de insegurança quanto à posse é razoável supor que os ocupantes irão buscar meios alternativos de proteger seu patrimônio. Outro fator que pode influenciar a segurança *de facto* é a própria definição da política de regularização, em que os futuros beneficiários da concessão da escritura definitiva podem se antecipar ao programa e comportar-se como se mais segurança tivessem. Na seção seguinte, são apresentadas as diretrizes e bases legais do Programa de Regularização Fundiária em curso no Distrito Federal.

3.3 Programa de Regularização Fundiária

A Constituição Federal de 1988 define que é de competência dos municípios (e do Distrito Federal) “promover, no que couber, adequado ordenamento territorial, mediante planejamento e controle do uso, do parcelamento e da ocupação do solo urbano” (Art. 30, VII). Ainda, a Constituição, nos artigos 182 e 183, define as diretrizes da política urbana adotadas pelo municípios. Destaca-se:

Art. 182. A política de desenvolvimento urbano, executada pelo Poder Público municipal, conforme diretrizes gerais fixadas em lei, tem por objetivo ordenar o pleno desenvolvimento das funções sociais da cidade e garantir o bem-estar de seus habitantes.

§ 1º - O plano diretor, aprovado pela Câmara Municipal, obrigatório para cidades com mais de vinte mil habitantes, é o

instrumento básico da política de desenvolvimento e de expansão urbana.

§ 2º - A propriedade urbana cumpre sua função social quando atende às exigências fundamentais de ordenação da cidade expressas no plano diretor.

(...)

Art. 183. Aquele que possuir como sua área urbana de até duzentos e cinquenta metros quadrados, por cinco anos, ininterruptamente e sem oposição, utilizando-a para sua moradia ou de sua família, adquirir-lhe-á o domínio, desde que não seja proprietário de outro imóvel urbano ou rural.

§ 1º - O título de domínio e a concessão de uso serão conferidos ao homem ou à mulher, ou a ambos, independentemente do estado civil.

§ 2º - Esse direito não será reconhecido ao mesmo possuidor mais de uma vez.

§ 3º - Os imóveis públicos não serão adquiridos por usucapião.

No entanto, como observam Alfonsin (2004) e Fernandes (2004), a ordem jurídica dada pela Constituição Federal quanto à política urbana era inadequada para desenvolver políticas de regularização fundiária, apesar de alguns esforços locais por parte dos municípios. No caso do Distrito Federal, segundo o site da TERRACAP, em 1995 foi constituído o Grupo Executivo de Trabalho para Parcelamentos Irregulares – GET/PI, “que levantou e sistematizou dados e informações relativos às ocupações informais apresentando decisões e recomendações que foram insuficientes para solucionar, de maneira estrutural e abrangente, a questão das ocupações irregulares”. Contudo, a partir da aprovação da Lei Federal 10.257 de 2001, o Estatuto da Cidade, que regulamenta os artigos 182 e 183 da Constituição Federal, foi possível remover os obstáculos legais às políticas de regularização executadas pelos municípios. De fato, o Estatuto da Cidade prevê a regularização fundiária como uma das diretrizes gerais da política urbana:

Art. 2º A política urbana tem por objetivo ordenar o pleno desenvolvimento das funções sociais da cidade e da propriedade urbana, mediante as seguintes diretrizes gerais:

XIV – regularização fundiária e urbanização de áreas ocupadas por população de baixa renda mediante o estabelecimento de normas especiais de urbanização, uso e ocupação do solo e edificação, consideradas a situação socioeconômica da população e as normas ambientais;

Como constata Alfonsin (1997), existiam três visões distintas dos municípios sobre o que seria um programa de regularização fundiária. Alguns viam como a mera regularização jurídica dos lotes, outros municípios como a recuperação urbana do assentamento e outros se preocupavam com a regularização urbanística dos assentamentos. Dessa forma, visando ampliar as concepções de regularização fundiária, Alfonsin (1997) conceitua a regularização fundiária como:

“um processo conduzido em parceria pelo Poder público e população beneficiária, envolvendo as dimensões jurídica, urbanística e social de uma intervenção que prioritariamente objetiva legalizar a permanência de moradores de áreas urbanas ocupadas irregularmente para fins de moradia e acessoriamente promove melhorias no ambiente urbano e na qualidade de vida do assentamento, bem como incentiva o pleno exercício da cidadania pela comunidade sujeito do projeto”.

Para os fins da política urbana e da promoção da regularização fundiária, em particular, o Estatuto da Cidade, no artigo 4º, define como instrumentos, dentre outros: o planejamento municipal, em especial o plano diretor; a instituição de zonas especiais de interesse social (ZEIS); a concessão de direito real de uso; o usucapião especial de imóvel urbano.

As ZEIS, segundo Santos (2009), autoriza o município a “dar um tratamento diferente para situações já consolidadas, e que carecem de regularização, dispensando-se o rigor urbanístico em determinadas áreas, com o objetivo primeiro de garantia à moradia”. As ZEIS representavam um avanço jurídico na implantação de políticas de regularização fundiária que levam em consideração o ordenamento urbanístico próprio de cada área de regularização. Segundo Rolnik (2001), “a possibilidade legal de se estabelecer um plano próprio, adequado às especificidades locais, reforça a ideia de que as ZEIS compõem um universo diversificado de assentamentos urbanos, passíveis de tratamentos diferenciados”.

A concessão de direito real de uso (CDRU) é um instrumento previsto desde o Decreto-Lei nº 271/1967, mas modificado pelo Estatuto das Cidades. Esse é um instrumento utilizado principalmente em áreas de regularização de propriedade pública. Uma das características principais da CDRU é a não transferência da titularidade, ou seja, o Poder público concede, mas não transfere o título do domicílio. Já a Usucapião urbana é o

instrumento previsto para a regularização fundiária de áreas urbanas particulares ocupadas para fins de moradia.

No caso do Distrito Federal, esses instrumentos estão previstos no Plano Diretor de Ordenamento Territorial do Distrito Federal – PDOT aprovado pela Lei Complementar nº803, de 25 de abril de 2009. Seguindo as diretrizes do Estatuto da Cidade, o Plano Diretor é o “instrumento básico da política de desenvolvimento e expansão urbana” (art. 40). Ainda segundo o Estatuto das Cidades, o plano diretor deve conter as “diretrizes para a regularização fundiária de assentamentos urbanos irregulares (...) e previsão de áreas para habitação de interesse social por meio de demarcação de zonas especiais de interesse social e de outros instrumentos de política urbana” (art. 42-A, inciso V).

Em consonância com o Estatuto das Cidades, está incluso no PDOT do Distrito Federal uma seção contendo a Estratégia de Regularização Fundiária. O artigo 117 indica que “a estratégia de regularização fundiária visa à adequação de assentamentos informais preexistentes às conformações legais (...) de modo a garantir o direito à moradia, o pleno desenvolvimento das funções sociais da propriedade urbana e o direito ao meio ambiente ecologicamente equilibrado”.

Além disso, o PDOT define três categorias de assentamentos para fins de regularização: Parcelamento Urbano Isolado, aquele com características urbanas implantado originalmente em zona rural; Áreas de Regularização, correspondem a unidades territoriais que reúnem assentamentos informais a partir de critérios como proximidade, faixa de renda dos moradores e similaridade das características urbanas e ambientais; e Setores Habitacionais de Regularização, correspondem à agregação de Áreas de Regularização e áreas não parceladas.

Em relação às Áreas de Regularização, distinguem-se as Áreas de Regularização de Interesse Social (ARIS) também consideradas como Zonas Especiais de Interesse Social (ZEIS) e são voltadas às comunidades de baixa renda; e as Áreas de Regularização de Interesse Específico (ARINE), voltadas à parcelamentos de renda média ou alta, como os condomínios.

Para os objetivos do presente estudo, a avaliação de impacto do programa tem como foco as áreas de baixa renda, ARIS. Além disso, o PDOT define como ação para a regularização fundiária “priorizar a regularização fundiária de assentamentos informais de baixa renda consolidados”. Ainda em consonância com o Estatuto das Cidades, o PDOT prevê que as áreas são essas:

Quadro 1 – Áreas de Regularização de Interesse Social (ARIS) fora de Setor Habitacional

Área de Reg. Interesse Social – ARIS Expansão Vila São José
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Queima Lençol
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Buritis
Área de Reg. Interesse Social – ARIS DNOCS
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Vila Cauhy
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Pôr do Sol
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Privê Ceilândia
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Estrutural
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Vida Nova
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Céu Azul
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Morro da Cruz
Área de Reg. Interesse Social – ARIS CAUB I
Área de Reg. Interesse Social – ARIS CAUB II
Área de Reg. Interesse Social – ARIS QNP 22 e 24 Ceilândia

Quadro 2 – Relação de Áreas de Regularização de Interesse Social (ARIS) em Setor Habitacional

Área de Reg. Interesse Social – ARIS Torto
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Vicente Pires
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Primavera
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Itapoã
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Mansões Sobradinho I
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Mansões Sobradinho II
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Fercal I
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Fercal II
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Fercal III
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Mestre D'Armas I
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Mestre D'Armas II
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Mestre D'Armas III
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Arapoanga I
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Arapoanga II
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Aprodarmas I
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Aprodarmas II
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Aprodarmas III
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Vale do Amanhecer
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Sol Nascente
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Água Quente
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Ribeirão
Área de Reg. Interesse Social – ARIS Estrada do Sol

É importante ressaltar que a regularização urbanística e ambiental, etapa da regularização fundiária plena, não implica o reconhecimento de direitos quanto à posse e ao domínio. No entanto, “a ausência do registro cartorial da regularização dos assentamentos informais com características urbanas não impedirá a realização de obras de implantação de infraestrutura e de equipamentos públicos comunitários”, como aponta o artigo 124 e o parágrafo único desse mesmo artigo do PDOT. Esse é um ponto importante para a estratégia de identificação do modelo econométrico, pois pode representar um viés na estimação do impacto do programa, no sentido que se o Governo urbanizou a área de regularização, o proprietário, mesmo sem receber o título da posse, pode se sentir mais seguro quanto à expropriação do governo.

O PDOT estipula, além de quais áreas são passíveis de regularização, quais instrumentos podem ser utilizados para fins de regularização fundiária, como a Concessão de Direito Real de Uso (CDRU) e a Usucapião Urbana. Esses dois instrumentos podem ser utilizados tanto individualmente como coletivamente, de acordo com os requisitos previstos na lei.

É importante destacar que a utilização dos instrumentos tanto os previstos no Estatuto da Cidade quanto os previsto no PDOT depende da natureza da detenção de posse original na área a ser regularizada. Se a área em questão é originalmente uma propriedade privada, o instrumento mais adequado é a Usucapião. Se a área é pública, utiliza-se a CDRU. No entanto, existem diferenças jurídicas se a terra é pública pertencente ao município ou ao Distrito Federal ou se a terra pertence à União. Essa é uma particularidade presente no contexto do Distrito Federal já que as terras públicas são ou pertencentes à TERRACAP ou à União. Além disso, existe a possibilidade de propriedades conjuntas entre particulares, TERRACAP e União. E para cada caso tem-se um trâmite jurídico diferente.

Outro documento importante para a implantação de programa de regularização fundiária no Distrito Federal é o Decreto nº 23.592, de 10 de fevereiro de 2003, anterior ao PDOT, portanto. O Decreto “dispõe sobre os critérios para regularização de situação de ocupação em zona urbana”. Desse Decreto é importante destacar, com objetivo de montar uma estratégia de identificação econométrica:

Art. 2º São pré-requisitos para a habilitação de ocupante irregular:
I – ser maior de 18 (dezoito) anos ou emancipado na forma da lei;
II- ter residência e domicílio no Distrito Federal, nos últimos 5 (cinco) anos, comprovados ano a ano;

III – não ser e nem ter sido proprietário, promitente comprador, cessionário, concessionário ou usufrutuário de imóvel residencial no Distrito Federal;

IV – ter dependente ou idade superior a 55 (cinquenta e cinco) anos

Posteriormente, foi aprovado a Lei Distrital nº 3877, de 26 de junho de 2006 que dispõe sobre a política habitacional do Distrito Federal. Essa lei coloca como prioritária a solução da carência habitacional para a população de média e baixa renda. Além disso, identifica as formas de posse dos imóveis públicos destinados a programas habitacionais: autorização de uso; concessão de uso; concessão especial de uso e concessão de direito real de uso. Ressalta-se que “a transferência de posse de imóvel de programa habitacional pelo Poder Público ao beneficiário independe de autorização legislativa” e que é vedado ao beneficiário transferir a terceiros a posse do imóvel, “enquanto não houver a transferência de domínio do Poder Público para o beneficiário”. Outro ponto importante da Lei nº 3977/06 é a previsão de programa habitacional específico para cooperativas e associações habitacionais, e que estas terão prioridade na aquisição de áreas públicas destinadas à habitação.

Em 2007, com a promulgação da Lei nº4020, outra instituição foi criada com competência para a execução da política habitacional do Distrito Federal, a Companhia de Desenvolvimento Habitacional do Distrito Federal – CODHAB. A CODHAB/DF é uma empresa pública do Distrito Federal atualmente ligada à Secretaria de Habitação, Regularização e Desenvolvimento Urbano (SEDHAB). O art. 4º define suas competências, destas podem se destacar:

V – promover a regularização urbanística, ambiental e fundiária de áreas declaradas integrantes de programas habitacionais de interesse social do Distrito Federal;

VI – executar medidas que visem à remoção de aglomerados informais precários ou ilegais, quando não passíveis de regularização;

VIII – desenvolver projetos sociais para programas habitacionais que promovam a integração dos futuros beneficiados e contribuam para a geração de emprego e renda.

Consta, ainda, na lei de criação da CODHAB, que as linhas de ação para a implementação dos programas habitacionais de interesse social são: provisão de moradias; urbanização e regularização; requalificação e melhorias e fornecimento de assistência técnica.

Segundo o Relatório Anual de Atividades (2011), a CODHAB “promoveu o atendimento de inúmeras famílias beneficiadas com o processo de regularização de áreas de interesse social, como: Vila Estrutural, Sol Nascente, Por do Sol, Vila Varjão, QNR/Ceilândia, Arapoanga, Mestre D’Armas, Vila DNOCS, Buritizinho, e Vila Rabelo”.

4 Investição Empírica

4.1 Base de Dados

A base de dados utilizada neste trabalho é proveniente da Pesquisa Socioeconômica em Territórios de Vulnerabilidade Social no Distrito Federal realizada pelo Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos – DIEESE – entre agosto e dezembro de 2010. A pesquisa, contratada pela Secretaria de Desenvolvimento Social e Transferência de Renda do Distrito Federal (SEDEST) tem como objetivo “identificar os Territórios de Vulnerabilidade Social existentes no Distrito Federal e, em cada um deles, quantificar e caracterizar os perfis demográficos, educacional, de ocupação e de rendimento de suas respectivas populações”.

A pesquisa teve como universo-alvo os “domicílios pertencentes às Regiões Administrativas do DF que apresentam percentagens elevadas de incidência de beneficiários do Programa Bolsa-Família” conjuntamente com os domicílios relacionados pela SEDEST como pertencentes às Áreas de Vulnerabilidade Social que não tenham sido considerados pela delimitação anterior. Por serem consideradas áreas nobres, algumas localidades foram descartadas: Plano Piloto, Lago Sul, Lago Norte, Cruzeiro, Sudoeste, Octogonal, Park Way, Jardim Botânico e Águas Claras. Com essas delimitações, foi obtido um universo da ordem de 500 mil domicílios. Realizando uma amostragem estratificada sem repetição, foram escolhidos 19.700 domicílios, dos quais 8.395 responderam ao questionário.

A amostragem estratificada foi realizada em dois passos. Primeiro, a partir de uma subdivisão de cada Região Administrativa em setores censitários, foi escolhida aleatoriamente uma amostra destes. Cada setor é formado por cerca de 100 a 200 domicílios. Após, também de forma aleatória, foi selecionada uma amostra de domicílios dos setores previamente escolhidos. Dessa forma, a probabilidade de um domicílio ser escolhido dependerá da probabilidade de um setor em uma dada Região Administrativa ser escolhida e da probabilidade deste domicílio ser escolhido dentro do setor que ele pertence. Assim, se faz necessário o uso de pesos amostrais para a inferência dos resultados.

Quanto ao questionário, constam, em cada um, seis blocos de perguntas: identificação do domicílio; características da unidade domiciliar; atributos pessoais (indivíduos maiores de 10 anos); atributos pessoais (crianças de 6 a 9 anos); consumo familiar; e economia popular. Para este estudo foram utilizados apenas os blocos referentes aos atributos pessoais e às características da unidade domiciliar.

4.2 Grupos de Tratamento e de Controle

É preciso apontar que o questionário foi aplicado entre agosto e dezembro de 2010 enquanto que o Plano Diretor de Ordenamento Territorial (PDOT) do Distrito Federal foi promulgado em maio de 2010 tendo ocorrido consultas públicas em 2009. Ou seja, como o processo de obtenção de escritura é longo e a entrega destas só começou a ser realizada a partir do segundo semestre de 2012, a avaliação desse estudo não estará focada na concessão *de jure* do direito de propriedade e sim no reconhecimento *de facto* deste, com a definição das áreas passíveis de regularização pelo PDOT.

A primeira etapa para a definição dos grupos de tratamento e de controle é identificar quais domicílios pertencem a uma ARIS. De posse dos códigos dos setores censitários selecionados para a amostragem e do mapa das áreas de regularização (ver Anexo A) do Distrito Federal presente no PDOT/2010, foram identificados 1498 domicílios do banco de dados em ARIS – em regiões como Estrutural, Varjão, Itapoã, Brazlândia, Planaltina e outras.

Como o escopo da pesquisa está centrado na posse dos direitos de propriedade, não foram considerados os domicílios que não são próprios, como os alugados e os cedidos. Além disso, sendo o tempo de residência no Distrito Federal um dos critérios de elegibilidade do programa, foram selecionados os domicílios cujo chefe já residia no Distrito Federal há pelo menos cinco anos.

A construção da variável que define os grupos de tratamento e de controle foi feita utilizando-se duas perguntas do questionário. Uma questionava se o chefe de domicílio tinha o documento do imóvel com a possibilidade de três respostas: que não tinha; que tinha, mas não registrado em cartório; ou que tinha o documento registrado no cartório. Outra questionava se o terreno onde se localiza o domicílio estava regularizado. No caso de domicílios localizados em Áreas de Regularização, o documento do imóvel pode ser um termo de compra e venda, uma concessão de uso para fins de moradia ou outro documento que ajude na prova de que a propriedade está no nome do morador, como uma conta de água ou de energia, mas este não é a escritura definitiva que determina o direito *de jure* da propriedade. A segunda pergunta pode estar relacionada à percepção dos moradores quanto à segurança da posse. Existem moradores que, apesar de terem respondido que possuem algum documento do imóvel, responderam não morar em um terreno regularizado. Isso indica que o documento que tais moradores possuem é precário e não promovem segurança fundiária aos

seus domicílios. Por outro lado, existem domicílios sem documento do imóvel, mas que responderam que o terreno é regularizado, situação em que os moradores têm segurança informal quanto a posse da propriedade não provida pela documentação do imóvel. Além disso, a segunda pergunta pode estar relacionada com o conhecimento do chefe do domicílio quanto à promulgação do PDOT que definiu as ARIS. Responder que o terreno está regularizado, sendo que o domicílio pertence a uma ARIS e, portanto, ainda não escriturado, pode significar que o chefe do domicílio está ciente de que o domicílio está em uma área de regularização. Dado o curto período de tempo entre a promulgação do PDOT e a aplicação do questionário, existe a possibilidade de que alguns moradores não tinham conhecimento da definição das áreas do programa e por essa razão não identificaram o terreno como sendo regularizado.

Nota-se que a interpretação dada à segunda pergunta recorre à subjetividade dos moradores quanto à percepção de segurança. Dessa forma, sua utilização na construção dos grupos de tratamento e de controle pode implicar em erros de medidas e outros vieses se comparada com a observação real de segurança fundiária. No entanto, como observado por Lanjouw e Levy (2002), “não é óbvio que questões subjetivas devam ser consideradas fracas neste contexto. Ao considerar os efeitos de direitos [de propriedade] na segurança, por exemplo, se a segurança percebida difere sistematicamente da segurança efetiva, é a percepção que nos fornece a melhor variável para entender a utilidade”. Além disso, quanto à primeira pergunta, não é possível identificar que tipo de documento os moradores reportam possuir e, conseqüentemente, qual grau de segurança a documentação fornece. Dessa forma, para a construção dos grupos de tratamento e dos grupos de controle, optou-se selecionar os dois extremos da interação entre as duas variáveis descritas acima. Para o grupo de tratamento foram considerados aqueles domicílios que responderam que possuem algum tipo de documento do imóvel, registrado no cartório ou não, e que também responderam que o terreno está regularizado. O grupo de controle é composto por aqueles domicílios que não possuem qualquer documento do imóvel e responderam que o terreno onde está o imóvel não está regularizado. Ambos os grupos são formados por domicílios pertencentes a áreas de regularização de interesse social. Ao utilizar os dois extremos, espera-se minimizar os vieses e os erros de medidas, mencionados anteriormente, que podem surgir ao se considerar cada variável isoladamente. Nessa construção dos grupos não são considerados aqueles domicílios que possuem documentos precários e os que possuem segurança informal através de outros meios que não pela documentação.

Ressalta-se que a definição dos grupos não se baseia se um domicílio possui ou não direito *de facto*. Tanto os domicílios pertencentes ao grupo de tratamento quanto ao de controle possui características e direitos informais que fornecem algum grau de segurança em relação à posse do imóvel. O tempo de moradia, número de moradores que permanecem na residência, o pagamento de IPTU; esses são alguns dos fatores capazes de influenciar a percepção de segurança e proteção do domicílio. Assim, essas são variáveis importantes que devem ser controladas na investigação econométrica de modo que a posse de documentos e a percepção subjetiva da regularização sejam os únicos fatores que diferenciam a segurança *de facto* da posse.

Em relação às regiões administrativas, os grupos de tratamento e controle estão distribuídos da seguinte forma:

Tabela 1 – Distribuição de observações entre Tratamento e Controle por RA

Região Administrativa	Controle	Tratamento
Taguatinga		1
Brazlândia	16	40
Planaltina	69	13
Ceilândia	26	1
Santa Maria		17
São Sebastião	2	1
Varjão	9	51
Estrutural	77	11
Sobradinho II	2	4
Itapoã	106	124
Vicente Pires	2	
Total	309	263

A localidade é um fator de influência tanto para a percepção de segurança de posse e definição dos direitos de propriedade *de facto* quanto para comparabilidade dos domicílios do grupo de tratamento e grupo de controle. Dessa forma, optou-se por excluir as regiões administrativas com um número pequeno de observações e com observações não balanceadas entre tratamento e controle. Assim, as observações de Taguatinga, Ceilândia, Santa Maria, São Sebastião, Sobradinho II e Vicente Pires não estão incluídas na análise. As observações finais estão assim distribuídas:

Tabela 2 – Distribuição por RA das observações da amostra final entre Controle e Tratamento

Região Administrativa	Controle	Tratamento
Brazlândia	16	40
Planaltina	69	13
Varjão	9	51
Estrutural	77	11
Itapoã	106	124
Total	277	239

Vale ressaltar que o grupo de controle não foi definido aleatoriamente, o que pode torná-lo estatisticamente diferente quanto a variáveis observáveis e não-observáveis do grupo de tratamento. É possível que um domicílio tenha respondido que o terreno está regularizado por estar mais atento às transformações da comunidade do que um domicílio do grupo de controle – e essa é uma característica que pode influenciar as variáveis de interesse, como horas trabalhadas. Uma forma de atestar a validade do grupo de controle é realizar um teste de diferença de médias de variáveis observáveis entre os grupos para observar se estes são estatisticamente semelhantes.

4.3 Estatísticas Descritivas e Testes de Diferenças de Média

As variáveis observáveis selecionadas para descrever os domicílios do grupo de tratamento ou do grupo de controle serão as mesmas utilizadas para estimar o *propensity score*. Elas estão divididas em quatro grupos: características do chefe do domicílio, características do cônjuge, composição do domicílio e, por fim, características do domicílio. O primeiro grupo é composto por:

- a) SEXO: variável binária que indica o sexo do chefe do domicílio e assume valor 1 para sexo feminino,
- b) IDADE: idade do chefe,
- c) OCUP: variável binária que indica se o chefe do domicílio está ocupado no mercado de trabalho,
- d) EDUC: variável que indica os anos de escolaridade do chefe de domicílio,
- e) RAÇA: variável binária que assume valor 1 para chefes do domicílio que são negros ou pardos, sendo essa uma característica autodeclarada.

O segundo grupo é composto por variáveis referentes à característica do cônjuge do chefe do domicílio:

- f) CONJUGE: variável binária que indica a presença do cônjuge no domicílio,
- g) EDUC2: variável que indica os anos de escolaridade do cônjuge e assume valor zero quando este não tem instrução ou quando não há cônjuge no domicílio,
- h) OCUP2: variável que indica se o cônjuge está ocupado no mercado de trabalho.

O terceiro grupo se refere às características dos demais membros do domicílio:

- i) OUTROS: número de membros adultos no domicílio além do chefe e do cônjuge,
- j) EDUC3: escolaridade média dos demais membros adultos do domicílio,
- k) PROPOCUP: proporção dos demais membros adultos ocupados no mercado de trabalho,
- l) INATIVOS: número dos demais membros do domicílio que não estão ocupados e que não frequentam escola,
- m) CRIANCA: número de crianças e adolescentes no domicílio,
- n) IDOSO: variável binária que indica a presença de idosos no domicílio.

Por último, o quarto grupo é composto de variáveis referentes à característica do domicílio:

- o) IPTU: variável binária indicando se o domicílio recebe IPTU,
- p) TENURE: variável que indica o tempo de moradia do domicílio,
- q) RIQUEZA: indicador construído por meio de análise de componente principal de variáveis que indicam a acumulação de riqueza do domicílio.

Além de caracterizar o domicílio e seus ocupantes, a inclusão de algumas dessas variáveis é justificada por controlar alguns aspectos que podem fornecer segurança *de facto* à posse afora os aspectos empregados na construção dos grupos de tratamento e controle.

Na tabela 3, abaixo, são apresentados os treze componentes principais e seus autovalores associados às treze variáveis escolhidas para a construção do indicador de riqueza. O primeiro componente principal tem autovalor de 3,136 e explica 24,12% da variância. O autovetor deste componente será utilizado como peso para a combinação linear das variáveis selecionadas, apresentadas na tabela 4.

Tabela 3 – Análise dos Componentes Principais: autovetores formados pela combinação linear das 13 variáveis escolhidas para compor a proxy de riqueza

Componentes Principais	Autovalor	Diferença	Proporção (em %)	Acumulado (em %)
1	3,136	1,352	24,12	24,12
2	1,784	0,713	13,72	37,84
3	1,071	0,072	8,24	46,08
4	0,999	0,043	7,69	53,77
5	0,956	0,121	7,36	61,13
6	0,835	0,013	6,42	67,55
7	0,822	0,017	6,33	73,88
8	0,805	0,123	6,19	80,07
9	0,682	0,085	5,25	85,32
10	0,597	0,039	4,59	89,91
11	0,557	0,065	4,28	94,19
12	0,492	0,229	3,79	97,98
13	0,263		2,02	100,00

Tabela 4 – Variáveis e respectivos pesos derivados do 1º componente principal para construção da Proxy RIQUEZA

Variáveis	Peso
Número de Cômodos	0,3902
Número de Dormitórios	0,3704
Número de Banheiros	0,3348
Fogão e Estado do Fogão	0,1556
Máquina de Lavar Roupa e Estado	0,2691
Televisão	0,2626
DVD	0,2244
TV à Cabo ou por Satélite	0,1712
Geladeira	0,2358
Freezer	0,2564
Computador	0,2692
Quantidade de Celulares	0,3088
Automóveis	0,2533

A tabela 5 a seguir mostra os valores médios de cada variável dos domicílios do grupo de tratamento e do grupo de controle e, pelo teste t, mostra se a diferença entre esses valores é significativa.

Tabela 5 – Testes de Diferenças de Média

Variáveis de Controle	Grupo de Tratamento	Grupo de Controle	Diferença	p-valor
Dummy para sexo da(o) chefe (feminino)	0,2795	0,3369	-0,0575	0,32
Idade da(o) chefe	43,7128	43,1130	0,5998	0,77
Dummy para chefe ocupada(o)	0,6466	0,7097	-0,0631	0,31
Dummy para chefe negra(o)/parda(o)	0,6485	0,7323	-0,0838	0,20
Escolaridade da(o) chefe	6,2186	6,0250	0,1936	0,73
Dummy para presença do(a) cônjuge	0,7195	0,7086	0,0109	0,84
Dummy para cônjuge ocupado(a)	0,3346	0,3962	-0,0616	0,23
Escolaridade do(a) Cônjuge	5,6518	4,6980	0,9538	0,10
Número de membros adultos além do chefe e cônjuge	2,0764	2,0926	-0,0162	0,92
Escolaridade média dos outros membros adultos	4,1454	4,8861	-0,7407	0,33
Proporção dos outros membros adultos que estão ocupados	0,2040	0,2496	-0,0457	0,22
Número de crianças no domicílio	0,7898	0,6656	0,1242	0,30
Dummy para presença de Idoso no domicílio	0,1001	0,0998	0,0002	0,99
Número de adultos inativos que não frequentam a escola	0,2000	0,2400	-0,0400	0,43
Tempo de moradia	9,6809	9,2437	0,4372	0,62
Proxy para Riqueza do Domicílio	12,7210	13,8400	-1,1190	0,12
Dummy para domicílio que recebe IPTU	0,9478	0,9529	-0,0051	0,84

Primeiramente, observa-se que as magnitudes das diferenças entre as médias não são expressivas. 28% dos domicílios do grupo de tratamento são chefiados por mulheres, enquanto essa proporção é de 34% para o grupo de controle. A idade média dos chefes de domicílio de ambos os grupos está em torno de 43 anos. A escolaridade do chefe, medida em anos de estudo, está em torno de 6 anos para ambos os grupos. Existem 2 membros do domicílio maiores de 15 anos, além do chefe e do cônjuge, em média, para ambos os grupos. Em torno de 95% dos domicílios recebem IPTU, lembrando que não é necessário que o imóvel esteja escriturado para que o Governo cobre o IPTU.

Pode-se perceber, ainda, que estas diferenças também não são estatisticamente significativas, à exceção da variável que indica a escolaridade do cônjuge do chefe do domicílio. O cônjuge no grupo de tratamento tem uma escolaridade média de 5,7 anos de estudo, 1 ano a mais que o cônjuge no grupo de controle. Essa diferença é significativa a 10%. É necessário apontar que essa diferença pode afetar a validade dos impactos estimados, principalmente se essa diferença nos anos de escolaridade estiver associada à obtenção de grau. Se esse 1 ano for o diferencial entre o cônjuge ter o ensino fundamental incompleto ou o ensino fundamental completo, por exemplo, os cônjuges do grupo de tratamento têm, teoricamente, uma maior propensão a obter empregos melhores.

Com p-valor de 0,12 – portanto não significativa aos padrões estabelecidos, mas próximo ao limite de 10% - na variável que indica a riqueza acumulada do domicílio, observa-se uma pequena diferença. O valor do indicador não tem interpretação específica, já que não é medido em unidades monetárias, mas pode-se dizer que quanto maior o valor, mais riqueza acumulada tem o domicílio. Nesse sentido, o teste aponta que os domicílios do grupo de controle têm, na média, um nível de riqueza um pouco maior que os do grupo de tratamento, mas, ressalta-se, essa diferença não é estatisticamente significativa.

Conclui-se, dessa forma, que os domicílios do grupo de controle podem ser utilizados como contrafactual ao grupo de tratamento, já que não há diferenças significativas nas variáveis observáveis que serão utilizadas como controle.

4.4 Estimação do Escore de Propensão

O primeiro passo para identificar o impacto do programa de regularização fundiária é estimar a probabilidade de recebimento do tratamento tanto para os participantes quanto para os não-participantes do programa. Muitos autores têm advogado que o *logit* é o melhor modelo para estimar esta probabilidade.

As variáveis de controle selecionadas para estimar o *propensity score* são as mesmas utilizadas na seção anterior para descrever os grupos de tratamento e controle além de quatro variáveis binárias que indicam o local onde o domicílio está situado: Brazlândia, Varjão, Planaltina e Estrutural. Os domicílios localizados em Itapoã são utilizados como base.

Como é observado abaixo, nem todas as variáveis apresentam significância estatística. Em particular, apenas as variáveis do grupo que caracteriza o domicílio se mostraram significantes na estimação da probabilidade de recebimento do tratamento. No entanto, não está claro na literatura se o procedimento a seguir seria eliminar as variáveis não-significantes. Caliendo e Kopeinig (2008) apresentam argumentos a favor e contra a exclusão das variáveis. De um lado, o estudo de Bryson et al (2002) aponta que a inclusão de variáveis não-significantes estatisticamente pode aumentar a variância dos estimadores, não os tornando, porém, viesados ou inconsistentes. Por outro, Rubin e Thomas (1996) argumentam que uma variável deve ser excluída da especificação do modelo apenas se esta ou não for correlacionada com a variável de impacto ou não for uma variável apropriada. Dessa

forma, é aconselhável que a especificação do modelo seja fortemente fundamentada na teoria econômica e em trabalhos empíricos anteriores.

Tabela 6 – Resultado do Logit: Escore de Propensão a Participação no Programa

Variáveis	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	
Dummy para sexo da(o) chefe (feminino)	-0,0287	0,4285	-0,07	
Idade da(o) chefe	0,0114	0,0170	0,67	
Dummy para chefe ocupada(o)	-0,1791	0,3426	-0,52	
Dummy para chefe negra(o)/parda(o)	-0,4161	0,2731	-1,52	
Escolaridade da(o) chefe	0,0305	0,3469	0,09	
Dummy para presença do(a) cônjuge	-0,1809	0,4884	-0,37	
Dummy para cônjuge ocupado(a)	-0,1487	0,2980	-0,50	
Escolaridade do(a) Cônjuge	0,0656	0,0357	1,84	*
Número de membros adultos do domicílio além do chefe e cônjuge	0,1392	0,1334	1,04	
Escolaridade média dos outros membros adultos	-0,0280	0,0376	-0,75	
Proporção dos outros membros adultos que estão ocupados	-0,1103	0,4543	-0,24	
Número de crianças no domicílio	0,1983	0,2321	0,85	
Dummy para presença de Idoso no domicílio	0,4423	0,5569	0,79	
Número de adultos inativos que não frequentam a escola	-0,4190	0,3771	-1,11	
Tempo de moradia	0,0549	0,0291	1,88	*
Proxy para Riqueza do Domicílio	-0,0502	0,0327	-1,54	
Dummy para domicílio que recebe IPTU	1,5031	0,7869	1,91	*
Dummy para domicílio localizado em Brazlândia	1,2214	0,7070	1,73	*
Dummy para domicílio localizado em Planaltina	-2,0422	0,4116	-4,96	***
Dummy para domicílio localizado no Varjão	1,1125	0,4710	2,36	**
Dummy para domicílio localizado na Estrutural	-2,9383	0,4407	-6,67	***
Constante	-1,8680	1,3654	-1,47	
Pseudo R2	0,2534			
Número de Observações	490			

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

Nota: O grupo de referência para as variáveis binárias de localização é o dos domicílios localizados em Itapoã.

As variáveis de características do chefe do domicílio, do cônjuge e dos outros membros foram incluídas no modelo para especificar a composição do domicílio e para captar o processo de tomada de decisão do domicílio como um todo. Quanto mais membros no domicílio, menos restrita é a decisão de um indivíduo em ofertar trabalho condicional à defesa da propriedade, por exemplo. Além disso, as variáveis de escolaridade afetam tanto as variáveis de resultado – como renda e oferta de trabalho – quanto à própria designação ao programa, levando em consideração que se assumiu que o conhecimento da promulgação do PDOT é um dos fatores que levaram os domicílios do grupo de tratamento a responderem que o imóvel estava localizado em um terreno regularizado.

As variáveis “número de crianças no domicílio”, “dummy para presença de idoso no domicílio” e “número de adultos inativos e que não frequentam escola” foram incluídas na tentativa de captar a segurança fornecida pelos membros que ficam no domicílio, diminuindo o custo de oportunidade do trabalho dos demais membros. No caso das crianças, estas demandam os cuidados de adultos, que por sua vez garantem alguma segurança à propriedade.

A variável de tempo de moradia também está ligada a percepção de segurança do domicílio, mas esta relação pode se configurar em duas direções. De um lado, quanto maior o tempo de moradia, mais consolidado está o direito de propriedade *de facto* (sendo definida em lei a possibilidade de usucapião). Por outro, quanto maior a percepção de segurança quanto à posse do domicílio maior é a probabilidade de os moradores permanecerem mais tempo no imóvel. Como as áreas passíveis de regularização foram definidas conforme a existência de ocupações já consolidadas, optou-se por incluir a variável de tempo de moradia como uma variável explicativa para a participação no programa.

As variáveis binárias que indicam a localização do domicílio captam algumas particularidades locais, como distância ao centro, oferta de transporte público, mercado de trabalho local, padrão e determinantes das ocupações.

Como foi visto, não é necessário que o imóvel esteja escriturado para que seja cobrado o IPTU dos moradores e 95% dos domicílios, tanto do grupo de tratamento quanto do grupo de controle, de fato são cobrados. A inclusão dessa variável é justificada pelo fato de a cobrança indicar aos moradores uma sinalização por parte do Governo que esses receberão a escritura do imóvel. Ou seja, pode indicar um reconhecimento do direito de propriedade *de facto*.

Dessa forma, tendo em vista a influência destas variáveis tanto na designação do domicílio ao programa quanto nas variáveis de *outcome*, optou-se por não excluir do modelo aquelas que não se mostraram estatisticamente significante na estimação do *logit*. Além disso, vale ressaltar que as variáveis de controle escolhidas estão em concordância com outros estudos empíricos sobre impacto de regularização fundiária, como os de Field (2003) e de Andrade (2006).

4.5 Resultados

Definidos os grupos de tratamento e de controle e estabelecida a estratégia de identificação, as variáveis de interesse para a mensuração do impacto do programa de regularização fundiária do Distrito Federal seguem aquelas já identificadas pela literatura e

apresentadas no primeiro capítulo. São elas: variáveis de oferta de trabalho, investimento domiciliar e renda domiciliar. É importante lembrar que a avaliação é referente ao reconhecimento do direito de propriedade *de facto* e que o direito de propriedade *de jure* ainda não havia sido concedido à época do levantamento dos dados.

4.5.1 Oferta de Trabalho

Field (2003) identifica três mecanismos em que direitos de propriedade inseguros podem alterar a oferta de horas trabalhadas dos residentes. Primeiro, os indivíduos são impelidos a eles mesmos proverem a segurança da propriedade através da permanência física no domicílio, sinalizando que este se encontra ocupado. Segundo, os esforços para consolidar a área de ocupação podem ocorrer em um nível comunitário, assim a defesa da área pode ser considerada um bem público e as normas sociais da comunidade podem evoluir de tal forma que os moradores que não dispuserem de tempo para a proteção desta podem ser punidos por outros membros da comunidade. Por fim, os moradores podem tentar adquirir o direito de propriedade por meios formais tendo que cumprir algumas etapas administrativas e burocráticas.

Argumentou-se, no capítulo 3, que, devido ao histórico de desocupações e de erradicação de invasões no Distrito Federal aliado à incerteza quanto aos procedimentos que seriam adotados no decorrer da regularização, os domicílios de comunidades de baixa renda estabelecidas por invasão podem manifestar algum grau de insegurança fundiária. Além disso, em uma experiência semelhante no Equador viu-se que uma simples mudança de como esse problema é apresentado aos moradores pode evidenciar uma insegurança que de outra forma não era captada. Ainda, pelos critérios de elegibilidade do programa, os proprietários que desejam a regularização devem provar que não são donos de nenhum outro imóvel no Distrito Federal. Isso significa ir até cada um dos nove cartórios de registro de imóveis e requerer o documento de nada consta. Dessa forma, espera-se que os mecanismos identificados por Field (2003) podem, em algum grau, ocorrer nos parcelamentos informais do Distrito Federal.

A tabela 7 identifica o efeito médio do tratamento para os tratados (ATT) e o efeito médio do tratamento (ATE) nas horas trabalhadas semanais de todos os membros ocupados de cada domicílio

Tabela 7– Impacto do Programa nas Horas Trabalhadas do Domicílio

HORASTRABDOMIC	Radius(0,01)	Radius(0,005)	Kernel(0,06)	Kernel(0,01)
Tratamento	61,95567	61,21687	60,81333	61,95567
Controle	49,96729	50,38259	51,18076	49,70243
ATT	11,98837	10,83428	9,63257	12,25324
T-stat	2,14**	1,97**	1,81*	2,17**
ATE	10,67428	9,38546	8,54985	10,47978
Obs. (Trat./Contr.)	203/220	166/182	225/240	203/220

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

Nota: A variável HORASTRABDOMIC foi construída somando-se as horas trabalhadas de todos os membros do domicílio. Aos membros não-ocupados foi designado o valor zero.

Economicamente, a magnitude do efeito de tratamento é bastante significativa. Na média, um domicílio pertencente ao grupo de tratamento oferta entre 18% a 24% a mais de horas trabalhadas semanais do que um domicílio do grupo de controle. Observa-se, também, que o impacto estimado é estatisticamente significativo em todos os métodos; em particular, o método *radius* com distância 0,01 e 0,005 e o método *kernel* com janela 0,01 apresentaram coeficientes significativos a 5%. Esse resultado pode indicar que, devido à necessidade de proteger o imóvel, os domicílios com direitos de propriedade inseguros têm custo de oportunidade do trabalho maior que os domicílios com direito de propriedade *de facto* reconhecido pelo governo.

Um ponto a ser analisado é a identificação de qual membro do domicílio é mais prejudicado com essa situação, no sentido que sua escolha e seu comportamento em relação ao mercado de trabalho são restringidos devido à insegurança fundiária. Assim, se faz necessário decompor o resultado do agregado das horas trabalhadas entre homens e mulheres adultos.

Tabela 8 – Impacto do Programa na Oferta de Trabalho das Mulheres

HORASTRABMULHERES	Radius(0,01)	Radius(0,005)	Kernel(0,06)	Kernel(0,01)
Tratamento	20,42036	20,23092	20,12148	20,42036
Controle	18,49923	18,49219	18,07289	18,68868
ATT	1,92114	1,73873	2,04859	1,73168
T-stat	0,66	0,60	0,74	0,59
ATE	2,64988	2,38711	2,74359	2,29938
Obs. (Trat./Contr.)	203/220	166/182	225/240	203/220

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

Nota: Variável construída da razão entre a soma das horas trabalhadas das mulheres maiores de 15 anos e o número de mulheres ocupadas no mercado de trabalho, por domicílio. Às mulheres não ocupadas é designado o valor zero.

Tabela 9 – Impacto do Programa na Oferta de Trabalho dos Homens

HORASTRABHOMENS	Radius(0,01)	Radius(0,005)	Kernel(0,06)	Kernel(0,01)
Tratamento	31,28325	31,73494	30,96222	31,28325
Controle	25,23452	26,11479	26,83680	25,03516
ATT	6,04873	5,62015	4,12542	6,24809
T-stat	2,08**	1,95*	1,50	2,14**
ATE	4,72680	4,00330	22,84689	4,88659
Obs. (Trat./Contr.)	203/220	166/182	225/240	203/220

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

Nota: Variável construída pela razão entre a soma das horas trabalhadas dos homens maiores de 15 anos e o número de homens ocupados no mercado de trabalho, por domicílio. Aos homens não ocupados é designado o valor zero.

Os dados apresentados na tabela 8 mostram um coeficiente positivo na média das horas trabalhadas pelas mulheres residentes de domicílios tratados de aproximadamente duas horas em relação às mulheres ocupadas dos domicílios do grupo de controle. Isso poderia indicar que o custo de proteção da propriedade também é imposto às mulheres; as estimativas, porém, não se mostraram estatisticamente significantes, ao ponto de que não é possível afirmar que esse efeito observado seja uma consequência do reconhecimento do direito de propriedade.

Por outro lado, os homens ocupados residentes de domicílios tratados alocam ao mercado de trabalho entre 4 a 6 horas a mais do que os residentes em domicílios do grupo de controle, uma diferença significativa de aproximadamente 20% da oferta de trabalho dos domicílios não-tratados (ver tabela 9). Apesar de os resultados não serem estatisticamente significantes para todos os modelos, ressalta-se que com raio de 0,01 e 0,05 no método *radius* e com janela de 0,01 no método *kernel* os resultados são significativos a 5% e possuem os coeficientes com maior magnitude.

De certa forma, essa diferença sugere que o custo de proteção do domicílio afeta mais fortemente a decisão dos homens adultos quanto à suas escolhas em relação a quanto do seu tempo alocar ao mercado de trabalho. Além disso, nota-se que as mulheres trabalham menos que os homens tanto em domicílios com direito de propriedade *de facto* reconhecido pelo Governo quanto em domicílios do grupo de controle. Esse resultado reflete a complexidade da tomada de decisão das mulheres, que é cercada de restrições, como o cuidado do lar e dos filhos, e que socialmente não afeta, em magnitude semelhante, a tomada de decisão dos homens. .

Apesar de esses resultados serem significantes tanto estatisticamente quanto economicamente, é necessário cautela ao atribuí-los simplesmente ao reconhecimento *de facto*

do direito de propriedade. Em primeiro lugar, uma análise do mercado de trabalho apenas pelo lado da oferta parece não ser adequado. Para uma análise completa do efeito do programa na dinâmica do trabalho seria necessário examinar, também, o lado da demanda, do empregador. Que particularidades de ambos os grupos poderiam afetar a decisão do empregador?

Em um contexto de designação ao programa de modo aleatório, essa pergunta não faria muito sentido, já que tais particularidades seriam distribuídas de modo proporcional entre os grupos. No entanto, para essa situação em estudo, ela é perfeitamente cabível, já que, como visto na seção 4.3, os grupos não são estatisticamente semelhantes. Em particular, foi mencionado que os cônjuges do grupo de tratamento têm um ano a mais de escolaridade do que os cônjuges do grupo de controle. Esse pode ser um fator que leve empregadores a demandarem mais trabalho e, assim, os resultados apresentados apenas indicariam a maior demanda e não mais oferta.

No entanto, essa interpretação parece ter pouca representatividade nas diferenças encontradas, principalmente no resultados das horas ofertadas dos homens. Essa interpretação seria motivo de cautela se o número de homens identificados como cônjuges e que estão ocupados no mercado de trabalho fosse significativo. Contudo estes representam apenas 10,16% dos homens ocupados do grupo de controle e 6,53% dos homens ocupados do grupo de tratamento. Se de fato esse um ano a mais na escolaridade dos cônjuges do grupo de tratamento tem esse efeito na demanda por trabalho, a proporção dos homens que pertencem a esse grupo não parece ser suficiente para ameaçar os resultados.

4.5.2 Permanência Escolar

O mesmo mecanismo de transmissão que, em resposta ao reconhecimento do direito de propriedade, leva a um aumento das horas trabalhadas, também pode ser aplicado ao tempo dispendido na educação, na escola. Na seção anterior, foi visto que aos homens adultos incorre o custo de proteção do domicílio em contextos de direitos de propriedade inseguros, alterando suas escolhas quanto à alocação de horas destinadas ao mercado de trabalho. O objetivo dessa seção é analisar se às crianças e adolescentes frequentando a escola esse custo também lhes é imposto.

A tabela 10 mostra as estimativas do impacto do programa apenas para aqueles domicílios que contêm crianças e adolescentes frequentando a escola.

Tabela 10 – Impacto na permanência escolar de crianças e adolescentes

Horas em Educação	Radius(0,01)	Radius(0,005)	Kernel(0,06)	Kernel(0,01)
Tratamento	4,992925	4,962851	4,968519	4,992925
Controle	4,963714	4,960562	4,961511	4,984042
ATT	0,029211	0,002289	0,007008	0,008883
T-stat	0,27	0,02	0,07	0,08
ATE	0,13229	0,121555	0,121127	0,121207
Obs. (Trat./Contr.)	106/109	83/88	135/125	106/109

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

Nota: Soma das horas de crianças e adolescentes até 18 anos dispendidas na escola, por domicílio.

Percebe-se que não existe diferença nas horas que crianças e adolescentes permanecem na escola entre o grupo de tratamento e o grupo de controle. Em ambos os grupos, a média de permanência escolar é de aproximadamente 5 horas, refletindo o cumprimento das normas escolares.

Esse resultado implica que às crianças e adolescentes, assim como às mulheres adultas, não lhes compete a responsabilidade de proteger o domicílio quando os direitos de propriedade não são reconhecidos.

4.5.3 Rendimento Domiciliar

Essa seção analisará se o programa de regularização fundiária está associado a um aumento da renda do trabalho domiciliar e dos homens adultos em resposta a um aumento das horas trabalhadas – efeito encontrado na seção anterior – como exposto na tabela 11 seguinte.

Tabela 11 – Impacto do programa na renda do domicílio

Renda do Trabalho – Domicílio	Radius(0,01)	Radius(0,005)	Kernel(0,06)	Kernel(0,01)
Tratamento	1044,68	1026,9	1077,73	1044,68
Controle	705,8	751,83	746,24	708,61
ATT	338,88	275,07	331,49	336,07
T-stat	2,67***	2,18**	2,68***	2,63***
ATE	282,98	254,31	258,06	272,29
Obs. (Trat./Contr.)	203/220	166/182	225/240	203/220

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

Pela tabela 11 percebe-se que o programa de regularização fundiária está associado a um aumento da remuneração do trabalho total do domicílio. A variável foi construída pelo agregado da renda proveniente do trabalho de todos os membros ocupados no domicílio. Não estão incluídas as rendas provenientes de pensões e aposentadorias e transferências de programas sociais. Em todos os métodos os coeficientes são significativos ao menos a 5%. Pelo método *kernel*, para todas as janelas utilizadas, o impacto é significativo a 1%. Economicamente, o programa de regularização fundiária provoca um aumento da renda em torno de 40%, sendo que, pelo método *radius(0,01)*, essa diferença chega a ser quase 50%.

A tabela 12 revela o efeito do programa na renda do trabalho em termos per capita:

Tabela 12 – Impacto na renda do trabalho per capita

Renda do Trabalho Domiciliar Per Capita	Radius(0,01)	Radius(0,005)	Kernel(0,06)	Kernel(0,01)
Tratamento	289,40	287,45	293,10	289,40
Controle	215,98	224,18	218,57	217,62
ATT	73,42	63,27	74,53	71,78
T-stat	2,08**	1,83*	2,23**	2,02**
ATE	61,31	55,63	54,3	58,04
Obs. (Trat./Contr.)	203/220	166/182	225/240	203/220

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

Nota: Variável construída pela razão da renda domiciliar proveniente do trabalho pelo número de moradores do domicílio, ocupados ou não.

O impacto do programa na remuneração do trabalho per capita é, assim como na remuneração agregada do domicílio, bastante significativo. Os residentes de domicílios beneficiários recebem em torno de 30% a mais que os de domicílios do grupo de controle. Essas estimativas são significativas a 5%.

Como já foi visto, o impacto do programa de regularização fundiária é mais acentuado para os homens adultos ocupados. Dessa forma, é razoável supor que seus rendimentos serão os mais afetados pela política. A tabela 13 seguinte informa os resultados do impacto do programa nos rendimentos do trabalho desse subgrupo.

Tabela 13 – Impacto na renda do trabalho dos homens adultos ocupados

Renda do Trabalho – Homens Ocupados	Radius(0,01)	Radius(0,005)	Kernel(0,06)	Kernel(0,01)
Tratamento	546,65	536,11	559,16	546,65
Controle	329,68	363,07	361,82	321,26
ATT	216,97	173,04	197,34	225,39
T-stat	2,8***	2,3**	2,69***	2,9***
ATE	183,49	162,38	145,43	184,49
Obs. (Trat./Contr.)	203/220	166/182	225/240	203/220

*Significante a 10%; **Significante a 5%; ***Significante a 1%.

Nota: Soma das rendas provenientes do trabalho dos homens ocupados por domicílio.

Nessa análise, são observados coeficientes com magnitudes mais significativas. Os adultos ocupados no mercado de trabalho residentes em domicílios pertencentes ao grupo de tratamento recebem em torno de 55% a mais do que os que residem em domicílios do grupo de controle. Em particular, pelo método *kernel* com janela de 0,01, estima-se que os homens ocupados do grupo de tratamento recebem 70% a mais que os do grupo de controle, sendo que essa estimativa é significativa a 1%.

Ainda não está claro se essa diferença é consequência apenas do aumento de número de horas trabalhadas ou se também existe uma influência da qualidade dos empregos, no sentido de que os homens pertencentes a domicílios do grupo de tratamento conseguem empregos que remuneram melhor. A tabela 14 a seguir mostra o efeito do programa de regularização fundiária no salário-hora dos homens ocupados.

Tabela 14 – Impacto no salário por hora de homens adultos

Salário-Hora – Homens Ocupados	Radius(0,01)	Radius(0,005)	Kernel(0,06)	Kernel(0,01)
Tratamento	4,53	4,41	4,64	4,53
Controle	3,05	3,29	2,88	3,05
ATT	1,48	1,12	1,76	1,48
T-stat	2,49**	1,75*	3,05***	2,44**
ATE	1,53	1,21	1,48	1,51
Obs. (Trat./Contr.)	115/154	96/117	158/175	115/154

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

Nota: Variável construída da razão entre os rendimentos mensais dos homens e o quádruplo das horas semanais trabalhadas por eles.

De fato, o impacto do programa de regularização na renda é uma consequência tanto do aumento das horas trabalhadas quanto de salários melhores. Por hora, a remuneração dos

homens do grupo de tratamento é 50% maior que a dos homens ocupados pertencentes ao grupo de controle.

Uma explicação para o programa de regularização fundiária estar associado a melhores empregos é que a segurança gerada pelos direitos de propriedade possibilita que os círculos de troca sejam ampliados para fora da comunidade e o mercado de trabalho também seria beneficiado por essa expansão, conseqüentemente. Com o mercado ampliado, torna-se mais provável o aumento dos ganhos de troca. No caso do Distrito Federal, as oportunidades de trabalho são bastante concentradas no centro da cidade e a segurança dos direitos de propriedade pode garantir que o residente busque essas oportunidades. A tabela abaixo mostra o efeito do programa na probabilidade de um domicílio ter ao menos um homem adulto que demore mais de uma hora e meia para se deslocar ao trabalho.

Tabela 15 – Impacto no deslocamento de homens adultos para o trabalho

Se o domicílio tem pelo menos um membro deslocamento > 1h30	Radius(0,01)	Radius(0,005)	Kernel(0,06)	Kernel(0,01)
Tratamento	0,44	0,45	0,44	0,44
Controle	0,3	0,33	0,32	0,29
ATT	0,14	0,12	0,12	0,15
T-stat	2,23**	1,92*	2,02**	2,32**
ATE	0,15	0,13	0,12	0,17
Obs. (Trat./Contr.)	203/220	166/182	225/240	203/220

*Significante a 10%; **Significante a 5%; ***Significante a 1%

Nota: Variável binária indicando se no domicílio existe pelo menos um homem adulto que leva mais de 1h30m em deslocamento (ida e volta) para o trabalho.

Em média, a probabilidade de um domicílio tratado ter ao menos um homem adulto ocupado que leva mais de 1h30 para se deslocar ao trabalho é de 44% enquanto que essa probabilidade para domicílios do grupo de controle é de 33%. A diferença de 11 pontos percentuais é significativa para todos os métodos utilizados.

Isso mostra que existe uma relação entre o reconhecimento *de jure* do direito de propriedade e o aumento da renda domiciliar por meio de dois mecanismos de transmissão. Primeiro, os direitos de propriedade mais seguros diminuem o custo de oportunidade do trabalho, aumentando assim a oferta de horas trabalhadas, que por sua vez aumenta a remuneração do trabalho. Segundo, a segurança da propriedade provoca, também, uma ampliação dos círculos sociais dos moradores, possibilitando-os ofertar suas horas trabalhadas em mercados mais distantes. Quanto maior o mercado, maiores são os benefícios extraídos

dele. No mercado de trabalho, maiores são as possibilidades de se garantir empregos melhores, que remunerem mais.

Assim como na avaliação do impacto do programa nas variáveis de oferta de trabalho, também é necessário cautela ao tentar atribuir causalidade a essa relação encontrada.

Primeiramente, como já observado na seção anterior, os dois grupos não são perfeitamente comparáveis. A variável em que eles diferem – escolaridade do cônjuge – pode ser um fator preponderante para ter-se obtido os resultados apresentados. Se o ano a mais de estudo dos cônjuges do grupo de tratamento estiver condicionado a uma obtenção de grau, ou seja, se este ano for o diferencial entre ter o ensino fundamental incompleto e ter o ensino fundamental completo, por exemplo, este grupo tem maiores chances de obter rendimentos mais elevados. No entanto, como foi argumentado previamente, devido à baixa proporção de residentes que se encontra nessa situação de ser cônjuge e ocupado, este não parece ser um fator que pudesse ameaçar os resultados encontrados.

Deve-se atentar, também, para o caso em que a relação entre o reconhecimento do direito de propriedade e a renda seja endógena. Os resultados apresentados expressam a situação em que a segunda é consequência do primeiro. No entanto, pode estar ocorrendo o inverso: a renda determina a designação do domicílio ao grupo de tratamento ou ao grupo de controle. Esse seria o caso em que a renda estaria determinando a percepção de regularização dos domicílios do grupo de tratamento. No entanto, apesar de tal consideração ser válida para os condomínios de classes média e alta, esse fator pode não ser preponderante nas comunidades de baixa renda.

Em terceiro lugar, deve-se considerar que o método de pareamento pelo escore de propensão está fundamentado na Hipótese de Independência Condicional, que assume que os resultados potenciais são independentes da variável binária de tratamento ao se condicionar às variáveis observáveis. No entanto, variáveis não-observáveis que afetam, simultaneamente, tanto a variável de designação ao tratamento quanto as variáveis de mensuração do impacto impedem que tal pressuposto seja satisfeito, produzindo estimativas viesadas. Nesse contexto, é possível identificar algumas variáveis psicológicas e comportamentais que satisfazem essa especificação de afetar tanto a definição dos grupos de tratamento e de controle quanto a renda do trabalho. Indivíduos mais atentos, zelosos e dispostos são mais propícios a buscar seus direitos, ir atrás da documentação do imóvel e perceber as políticas voltadas às suas comunidades, o que determinaria sua designação ao grupo de tratamento. E, ainda, são essas características que também poderiam levá-los a trabalhar mais e obter maiores rendimentos.

Assim, os grupos não seriam comparáveis também pelas variáveis não-observáveis e os indivíduos do grupo de tratamento já seriam mais ricos independente do status fundiário de suas propriedades. Mas a questão central é: o quão mais rico? Ou seja, qual é a magnitude desse viés? Mesmo que esta influência esteja ocorrendo, sua incidência pode não ser forte o bastante para enfraquecer os resultados estimados a ponto que o impacto do reconhecimento do direito de propriedade seja nulo.

4.5.4. Investimento Domiciliar

Existem dois mecanismos pelos quais o reconhecimento dos direitos de propriedade pode afetar o investimento no domicílio. Como visto na revisão de literatura, a segurança quanto à posse do imóvel aumenta os incentivos ao investimento, pois impede que os frutos deste sejam capturados por outras partes. Além disso, o aumento de renda causado pelo aumento das horas trabalhadas – que por sua vez é resultante de direitos de propriedades mais seguros – estimula a realização de benfeitorias no imóvel. Dessa forma, são dois efeitos que devem ser levados em consideração na avaliação de impacto: efeito-segurança e o efeito-renda.

Deve-se atentar, também, para a possível endogeneidade existente na relação entre direitos de propriedade mais seguros e a propensão a investir. Além dos dois efeitos já descritos, o inverso também pode ocorrer. Moradores de áreas ocupadas irregularmente podem realizar investimentos em seus domicílios para sinalizar que aquela área está consolidada, passível de regularização. Além disso, Governos podem se sentir impedidos de remover moradias já estabelecidas, já que estes respondem a incentivos eleitorais.

Para a estimação do impacto do programa no investimento domiciliar, foi utilizada uma especificação do modelo diferente. Retirou-se do conjunto de variáveis utilizado para a construção do indicador de riqueza aquelas que indicam benfeitorias realizadas no domicílio: número de cômodos, número de dormitórios e número de banheiros. Assim, o novo indicador de riqueza é composto por variáveis que indicam apenas a posse de bens. O quadro 4.3 mostra o teste de diferença de média para essa variável entre os grupos de tratamento e controle.

Quadro 3 – Teste de Diferença das Médias para Indicador de Posse de Bens

Variável de Controle	Grupo de Tratamento	Grupo de Controle	Diferença	p-valor
Posse de Bens	11,635	12,845	-1,210	0,10

Percebe-se que há uma diferença significativa a 10% entre o grupo de tratamento e o grupo de controle em que este, na média, pode ser caracterizado como possuidor de mais bens do que aquele. É importante atentar para essa diferença na análise dos resultados. Para a estimação do escore de propensão serão utilizadas, além da variável de posse de bens, as outras variáveis já apresentadas em subseção anterior. A tabela 16 apresenta os resultados do *logit*.

Tabela 16 – Estimação do escore de propensão incluindo a variável *posse de bens*

Variáveis	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	
Dummy para sexo da(o) chefe (feminino)	-0,0311	0,4266	-0,07	
Idade da(o) chefe	0,0110	0,0170	0,65	
Dummy para chefe ocupada(o)	-0,1954	0,3397	-0,58	
Dummy para chefe negra(o)/parda(o)	-0,3878	0,2707	-1,43	
Escolaridade da(o) chefe	0,0241	0,0342	0,70	
Dummy para presença do(a) cônjuge	-0,2243	0,4868	-0,46	
Dummy para cônjuge ocupado(a)	0,1574	0,2968	0,53	
Escolaridade do(a) Cônjuge	0,0645	0,0354	1,82	*
Número de membros adultos do domicílio além do chefe e cônjuge	0,1217	0,1330	0,92	
Escolaridade média dos outros membros adultos	-0,0323	0,0373	-0,86	
Proporção dos outros membros adultos que estão ocupados	-0,1450	0,4532	-0,32	
Número de crianças no domicílio	0,2128	0,2323	0,92	
Dummy para presença de Idoso no domicílio	0,3758	0,5460	0,69	
Número de adultos inativos que não frequentam a escola	-0,4318	0,3640	-1,19	
Tempo de moradia	0,0550	0,0284	1,94	*
Proxy para Riqueza do Domicílio	-0,0330	0,0294	-1,12	
Dummy para domicílio que recebe IPTU	1,4092	0,7789	1,81	*
Dummy para domicílio localizado em Brazlândia	1,2591	0,7060	1,78	*
Dummy para domicílio localizado em Planaltina	-2,0512	0,4091	-5,01	***
Dummy para domicílio localizado no Varjão	1,1504	0,4621	2,49	**
Dummy para domicílio localizado na Estrutural	-2,9366	0,4342	-6,76	***
Constante	-1,9264	1,2742	-1,51	
Pseudo R2	0,2575			
Número de Observações	496			

*Significante a 10%; **Significante a 5%; ***Significante a 1%.

As tabelas 17, 18 e 19 que seguem mostram o efeito do programa nas benfeitorias já realizadas nos domicílios, como a qualidade da parede, do telhado e o número de cômodos. A

variável utilizada para estimar a qualidade da parede externa é binária que assume o valor 1 se o domicílio for feito de alvenaria e toma o valor nulo caso for de madeira aparelhada, taipa não revestida ou madeira reaproveitada.

Tabela 17 – Impacto do programa na qualidade da parede externa do domicílio

Parede Externa – Alvenaria	Radius(0,01)	Radius(0,005)	Kernel(0,06)	Kernel(0,01)
Tratamento	0,9812	0,9838	0,978	0,9812
Controle	0,9281	0,9399	0,9078	0,9291
ATT	0,0531	0,0439	0,0702	0,0521
T-stat	2,42**	1,99**	3,28***	2,35**
ATE	0,041	0,037	0,049	0,17
Obs. (Trat./Contr.)	213/232	186/195	228/245	213/232

*Significante a 10%; **Significante a 5%; *** Significante a 1%

Há uma diferença estatisticamente significativa entre os dois grupos, no entanto sua magnitude não parece ser tão relevante economicamente. Os coeficientes estimados para ambos os grupos indicam que a probabilidade de um domicílio qualquer possuir parede externa feita de alvenaria ultrapassa os 90%. A diferença de 6 pontos percentuais, aproximadamente, entre os grupos não parece ser suficiente para afirmar que existe uma relação efetiva entre o reconhecimento do direito de propriedade *de facto* e melhor qualidade das paredes dos domicílios. Além disso, esse resultado pode ser fragilizado ao se levar em consideração a endogeneidade entre o investimento domiciliar e o reconhecimento de direito de propriedade: os moradores podem ter decidido realizar investimentos na propriedade visando justamente à regularização. É mais custoso, do ponto de vista eleitoral, ao governo desocupar terrenos que contenham uma estrutura residencial mais consolidada.

Essa mesma relação também é vista na estimativa do impacto do programa na qualidade da cobertura do domicílio apresentada na tabela 15. Utilizou-se uma variável binária indicando se o domicílio tinha telha como cobertura em oposição ao uso de laje de concreto, madeira, zinco ou outro material.

Tabela 18 – Impacto do programa na qualidade da cobertura do domicílio

Cobertura - Telha	Radius(0,01)	Radius(0,005)	Kernel(0,06)	Kernel(0,01)
Tratamento	0,9718	0,9785	0,9736	0,9718
Controle	0,9329	0,9449	0,9205	0,9321
ATT	0,0389	0,0336	0,0531	0,0397
T-stat	1,27	1,2	1,82*	1,29
ATE	0,026	0,025	0,013	0,03
Obs. (Trat./Contr.)	213/232	186/195	228/245	213/232

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

A diferença entre os grupos mostrou-se significativa a 10% apenas em alguns métodos de pareamento, mas assim como nas estimativas quanto à qualidade da parede, esta diferença não é economicamente considerável. A magnitude dos coeficientes indica, também, que o investimento domiciliar pode estar sendo utilizado como um meio para se adquirir o direito de propriedade.

A tabela 19 apresenta os resultados do impacto do programa no tamanho da propriedade. A variável utilizada como proxy é o número de cômodos utilizados como dormitórios.

Tabela 19 – Impacto do programa no número de dormitórios

Cobertura - Telha	Radius(0,01)	Radius(0,005)	Kernel(0,06)	Kernel(0,01)
Tratamento	2,289	2,309	2,309	2,289
Controle	2,101	2,111	2,127	2,099
ATT	0,188	0,198	0,182	0,19
T-stat	1,65*	1,69*	1,66*	1,66*
ATE	0,106	0,128	0,13	0,11
Obs. (Trat./Contr.)	213/232	186/195	228/245	213/232

*Significante a 10%; **Significante a 5%; ***Significante a 1%

Esses resultados também reforçam a percepção de que o investimento no domicílio foi realizado independente do direito de propriedade. Apesar de a diferença ser significativa a 10%, essa é pequena para caracterizar uma propriedade maior, em números de cômodos utilizados como dormitório, do grupo de tratamento do que do grupo de controle.

Se não existe uma diferença relevante entre o grupo de tratamento e o grupo de controle quanto às benfeitorias já realizadas no domicílio, pode-se questionar se o reconhecimento do direito de propriedade *de facto* alteraria a propensão dos moradores a investir no imóvel futuramente, levando em consideração que a segurança da posse é um fator restritivo na tomada de decisão dessa natureza. Foi perguntado aos chefes do domicílio se eles

pretendiam realizar alguma obra ou reforma na residência dentro de 12 meses. Essa variável será utilizada para tentar captar o efeito do programa no investimento futuro. Apesar de não ser possível observar a realização deste, essa variável, ao captar a intenção dos chefes de domicílios, pode fornecer algumas informações sobre as escolhas em relação ao investimento domiciliar e sobre o quão restritiva é a insegurança dos direitos de propriedade ao tomá-las. A tabela 20 apresenta os resultados da estimação do impacto do programa na propensão a investir dos chefes de domicílio.

Tabela 20 – Impacto do programa na propensão a investir

Propensão a Investir	Radius(0,01)	Radius(0,005)	Kernel(0,06)	Kernel(0,01)
Tratamento	0,516	0,532	0,500	0,516
Controle	0,376	0,363	0,399	0,371
ATT	0,14	0,169	0,101	0,145
T-stat	2,19**	2,63***	1,59	2,24**
ATE	0,111	0,173	0,064	0,123
Obs. (Trat./Contr.)	213/232	186/195	228/245	213/232

*Significante a 10%; **Significante a 5%; ***Significante a 1%

Os resultados apontam que o reconhecimento do direito de propriedade *de facto* pode estar relacionado com o aumento da propensão a investir na residência. Dos métodos de pareamento utilizados, em três foi encontrada diferença estatisticamente significativa entre os grupos. Ainda, a diferença de 14 pontos percentuais entre a propensão a investir do grupo de tratamento e a do grupo de controle pode ser considerada economicamente relevante, ainda mais considerando que o valor estimado para os domicílios de controle está em torno de 38%

Contudo, ainda não se pode afirmar por qual mecanismo de transmissão este efeito ocorre: pelo aumento da percepção de segurança ou pelo aumento da renda domiciliar. Dessa forma, se faz necessário incluir como variável de controle a renda domiciliar. Espera-se que com essa nova especificação do modelo seja possível separar do impacto estimado na propensão a investir os dois mecanismos citados.

A tabela 21 abaixo apresenta a estimação do escore de propensão pelo logit incluindo a renda domiciliar como uma das variáveis de controle, enquanto que a tabela 22 seguinte mostra o impacto na propensão a investir a partir dessa nova especificação do modelo.

Tabela 21 – Estimação do escore de propensão incluindo renda domiciliar

Variáveis	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	
Dummy para sexo da(o) chefe (feminino)	-0,0592	0,4237	-0,14	
Idade da(o) chefe	0,0097	0,0174	0,56	
Dummy para chefe ocupada(o)	-0,3562	0,3405	-1,05	
Dummy para chefe negra(o)/parda(o)	-0,3830	0,2715	-1,41	
Escolaridade da(o) chefe	0,0192	0,0343	0,56	
Dummy para presença do(a) cônjuge	-0,2280	0,4827	-0,47	
Dummy para cônjuge ocupado(a)	-0,2966	0,3240	-0,92	
Escolaridade do(a) Cônjuge	0,0577	0,0358	1,61	
Número de membros adultos do domicílio além do chefe e cônjuge	0,0926	0,1360	0,68	
Escolaridade média dos outros membros adultos	-0,0288	0,0374	-0,77	
Proporção dos outros membros adultos que estão ocupados	-0,3081	0,4399	-0,70	
Número de crianças no domicílio	0,2509	0,2341	1,07	
Dummy para presença de Idoso no domicílio	0,3861	0,5531	0,70	
Número de adultos inativos que não frequentam a escola	-0,4284	0,3574	-1,20	
Tempo de moradia	0,0527	0,0287	1,84	*
Proxy para Posse de Bens do Domicílio	-0,0392	0,0305	-1,29	
Dummy para domicílio que recebe IPTU	1,4223	0,7825	1,82	*
Dummy para domicílio localizado em Brazlândia	1,2298	0,7129	1,73	*
Dummy para domicílio localizado em Planaltina	-2,0710	0,4178	-4,96	***
Dummy para domicílio localizado no Varjão	1,2143	0,4676	2,60	**
Dummy para domicílio localizado na Estrutural	-2,8762	0,4345	-6,62	***
Renda Domiciliar de Trabalho	0,0002	0,0002	1,49	
Constante	-1,7494	1,3007	-1,35	
Pseudo R2	0,2607			
Número de Observações	496			

*Significante a 10%; **Significante a 5%; ***Significante a 1%

Tabela 22 – Impacto na propensão a investir controlando pela renda domiciliar

Propensão a Investir	Radius(0,01)	Radius(0,005)	Kernel(0,06)	Kernel(0,01)
Tratamento	0,515	0,511	0,509	0,515
Controle	0,41	0,42	0,398	0,412
ATT	0,105	0,091	0,111	0,103
T-stat	1,71*	1,43	1,82*	1,66*
ATE	0,083	0,103	0,078	0,088
Obs. (Trat./Contr.)	213/232	186/195	228/245	213/232

*Significante a 10%; **Significante a 5%; ***Significante a 1%

Ao utilizar a variável de renda domiciliar como controle, se torna possível decompor o impacto encontrado na propensão a investir (tabela 20) entre o efeito-renda e o efeito-segurança. Assim, pode-se interpretar o resultado apresentado na tabela 22 como sendo o impacto do programa através do efeito-segurança, já que a renda, nessa especificação, é uma

variável de pareamento entre o grupo de tratamento e o grupo de controle. Dessa forma, pode-se dizer que a percepção de segurança é responsável pela diferença de aproximadamente 10 pontos percentuais na propensão a investir entre tratados e não-tratados.

Residualmente, pode-se calcular o impacto correspondente ao efeito-renda comparando-se os resultados apresentados nas duas tabelas, 20 e 22. A tabela 23 apresenta a diferença desses resultados.

Tabela 23 – Cálculo do Efeito-Renda

Método	Impacto no Investimento – Total (p.p)	Impacto no Investimento – Segurança (p.p)	Diferença: Impacto no Investimento – Renda (p.p)
<i>Radius</i> (0,01)	14	10,5	3,5
<i>Radius</i> (0,005)	16,9	9,1	7,8
<i>Kernel</i> (0,01)	14,5	10,3	4,2

Nota: cálculo residual do efeito-renda a partir do impacto total do investimento apresentado na tabela 20 e do efeito-segurança apresentado na tabela 22. Valores em pontos percentuais.

Nessa tentativa de decompor o impacto na propensão a investir, a segurança adquirida pelo reconhecimento do direito de propriedade *de facto* aparenta responder mais para esse resultado do que o efeito-renda. No entanto, no método *radius* com raio de 0,005 esses efeitos são equivalentes. Ainda, levando em consideração ambos os efeitos, percebe-se que o programa de regularização fundiária tem um impacto relevante nas decisões dos indivíduos quanto ao investimento na residência.

Contudo, deve-se atentar que, devido a não-randomização dos domicílios entre tratados e não-tratados, esses dois grupos não são idênticos, apesar de que na maioria das variáveis escolhidas para o controle do pareamento, a diferença na média entre os grupos não ter sido estatisticamente significativa. Algumas variáveis não-observáveis podem afetar esse resultado como, por exemplo, o zelo e a preocupação com a propriedade dos moradores. Lembrando que a definição do grupo de tratamento é dada pela posse de documentos do imóvel e pela caracterização do terreno como sendo regularizado, então chefes de domicílio mais zelosos têm uma probabilidade maior de prestar mais atenção à documentação do imóvel e ao andamento da política de regularização fundiária e, assim, mais propensos a pertencerem ao grupo de tratamento. E essa mesma característica também afeta a decisão de investir, ou seja, esses chefes de domicílio seriam mais propensos a investir no domicílio de qualquer jeito. Não é possível quantificar o viés devido a essas variáveis não-observáveis e, dessa forma, é prudente considerar os resultados apresentados como um limite superior.

CONCLUSÃO

Em um estudo sobre o paradigma dos direitos de propriedade, Alchian e Demsetz (1973) apontam que uma das questões levantadas acerca do tema era identificar quais consequências para a interação social emergem a partir de uma estrutura particular desses direitos. Mais recente, Hernando de Soto (2000) mostrou que uma dessas consequências era deixar uma quantidade considerável de pessoas residentes em favelas e em outros assentamentos informais à margem do sistema capitalista. Ele argumenta que essa população possui recursos e ativos, principalmente suas residências, aos quais, pela falta de documentação, não é atribuído valor, tornando-os assim “capital morto”. Assim, a concessão do direito de propriedade a esses moradores lhes permitiria utilizar sua residência como colateral no mercado de crédito que, por sua vez, lhes possibilitaria uma saída da situação de pobreza. Além disso, outros autores identificaram que a insegurança dos direitos de propriedade tem consequências negativas na decisão de investir, na oferta de trabalho e, portanto, na renda dos moradores nessa situação.

A pesquisa, aqui apresentada, buscou verificar empiricamente algumas dessas consequências geradas pela estrutura informal dos direitos de propriedade em comunidades de baixa renda do Distrito Federal. Ressalta-se que a informalidade como acesso à moradia marcou historicamente a estrutura fundiária observada no DF e, mais ainda, de forma independente do poder aquisitivo do ocupante. Esse é um movimento que abrangeu tanto a população de baixa renda quanto a de classe média e alta no estabelecimento de condomínios irregulares. No entanto, apesar dessa situação difundida, é necessário ter cautela ao atribuir plena segurança fundiária aos moradores de invasões por conta dessa postura generalizada. O histórico de remoções, a incerteza quanto ao processo de regularização e o próprio caráter subjetivo da percepção de segurança apontam para o sentido oposto: deve-se considerar que esses moradores são defrontados com algum grau de insegurança quanto à posse. E, se assim for, considerar que os moradores incorrem em algum tipo de proteção do domicílio.

A verificação empírica tomou como base a Estratégia de Regularização Fundiária do Distrito Federal. Notou-se que, quando da aplicação dos questionários da base de dados utilizada, em 2010, o programa de regularização não havia iniciado, ou seja, não haviam sido entregues as escrituras definitivas dos domicílios localizados em terreno irregular. No entanto, verificou-se que o próprio anúncio da política poderia ter consequências no processo de

decisão dos futuros beneficiários: um efeito placebo em que estes antecipam o efeito do tratamento. A definição da política ocorre com a promulgação do Plano Diretor de Ordenamento Territorial (PDOT) em 2009 que, em seu capítulo da estratégia de regularização fundiária, delimita as áreas passíveis de regularização, classificadas quanto à renda dos ocupantes: ARIS – áreas de regularização de interesse social, voltadas às comunidades de baixa renda e ARINE – áreas de regularização de interesse específico, voltadas aos condomínios de classe média e alta. O ponto central do argumento é que essa definição das áreas pode ser considerada como um reconhecimento *de facto* do direito de propriedade em contraposição à concessão *de jure* da escritura definitiva.

A estratégia de identificação consistiu em, primeiro, selecionar os domicílios localizados em ARIS e, dentre estes, classifica-los quanto ao grupo de tratamento e ao de controle. O grupo de tratamento foi definido como aqueles domicílios que possuíam alguma identificação do imóvel (termo de compra, conta da CEB ou CAESB) e que percebem o terreno como regularizado (pode ser por conta do conhecimento da promulgação do PDOT ou uma percepção de segurança subjetiva) e o grupo de controle os que não possuíam essa identificação e tampouco percebiam o terreno como regularizado. Essa não é uma definição em que um grupo possui direito de propriedade *de facto* enquanto o outro não. O direito *de facto* e, conseqüentemente, a percepção de segurança são afetados por vários fatores, como número de moradores do domicílio, tempo de moradia, pagamento de taxas e impostos; fatores esses que foram controlados na estimação do *propensity score*. A distinção entre os grupos se dá no acréscimo no direito de propriedade *de facto* gerado pelo reconhecimento do governo na definição das áreas de regularização.

Em seguida, para a estimação dos efeitos causais, utilizou-se o método *Propensity Score Matching*, em que os escores de propensão (a probabilidade de um domicílio receber o tratamento) são calculados por uma regressão logística e em seguida as observações do grupo de tratamento são pareadas às do grupo de controle e a diferença entre elas calculadas, em que o efeito estimado é a média dessas diferenças. As variáveis de avaliação do efeito do tratamento foram: oferta de trabalho, rendimento domiciliar e investimento domiciliar.

Encontrou-se que o reconhecimento do direito *de facto* tem efeito significativo nas horas trabalhadas dos domicílios do grupo de tratamento, principalmente nas horas dos homens adultos. Os resultados apontam para um acréscimo de 20% das horas trabalhadas em relação aos homens adultos do grupo de controle. Isso implica que incorre aos homens o custo de proteção do domicílio em uma situação de insegurança fundiária. Esse resultado também

foi encontrado para um programa de titulação no Peru (Field, 2007) e de regularização fundiária em Osasco (Moura, 2009). Field (2007) aponta três mecanismos de transmissão presentes nesse impacto: a proteção física da propriedade, para dificultar a remoção por parte do governo e sinalizar a ocupação; a coerção social por parte da comunidade, já que a segurança é um bem público para os vizinhos e, por fim, a busca por formalização que leva os proprietários a percorrer os trâmites burocráticos. No Distrito Federal, para poder participar do programa o proprietário deve provar não ser dono de nenhum imóvel no DF. Isso significa ir a todos os nove cartórios de registro de imóvel e requerer o nada consta. Assim, o terceiro mecanismo apontado pode estar atuando, além da proteção gerada pela insegurança.

Em seguida, foi analisado se esse acréscimo nas horas trabalhadas se traduz em aumento de renda. Primeiramente, observou-se que os domicílios do grupo de tratamento recebem, em termos per capita, rendimentos provenientes do trabalho cerca de 30% a mais do que os do grupo de controle. Quando se decompõe esse resultado para os homens adultos, a diferença chega a ser de 55%. No entanto, surge a dúvida se esse resultado é devido apenas ao aumento de horas trabalhadas ou se os salários dos homens do grupo de tratamento são maiores. Analisando o efeito no salário-hora, foi encontrado que os homens do grupo de tratamento recebem, por hora, até 50% a mais que os homens do grupo de controle. Ou seja, o programa estaria afetando a renda por dois mecanismos de transmissão: o aumento de horas trabalhadas e empregos melhores. Argumentou-se que o acréscimo na segurança percebida pelos proprietários do grupo de tratamento lhes possibilita a aumentar o círculo de trocas e a buscar oportunidades de emprego em lugares mais distantes, sem a necessidade de buscar emprego perto de casa. Para verificar esse mecanismo, foi estimado o impacto do programa na variável binária que mede se o domicílio tem pelo menos um homem adulto que gasta mais de uma hora e meia no deslocamento ao trabalho. Viu-se que a probabilidade de um domicílio tratado ter ao menos um homem adulto ocupado que leva mais de 1h30 para se deslocar ao trabalho é de 44% enquanto que essa probabilidade para domicílios do grupo de controle é de 33%.

Quanto à decisão de investir, foram identificados dois possíveis mecanismos de transmissão que ligam o reconhecimento *de facto* do direito de propriedade ao aumento do investimento domiciliar. Primeiro, a segurança gerada pelo programa diminui a probabilidade dos ganhos de investimentos serem capturados por outros e, segundo, o acréscimo de renda aumenta a propensão a investir. Foi encontrado, utilizando uma variável binária que indica a propensão a investir nos próximos 12 meses da aplicação do questionário, que ambos os

mecanismos atuam no efeito estimado. O impacto total do programa na decisão de investir foi de 14 a 17 pontos percentuais e decompondo-o entre os mecanismos encontrou-se que a segurança é responsável por 10 pontos percentuais e a renda por 4 a 7 pontos percentuais, a depender do método utilizado.

Esses resultados parecem indicar que o reconhecimento do direito de propriedade *de facto* é efetivo em aumentar o bem-estar dos beneficiários e, portanto, a concessão da escritura e, conseqüentemente, do direito *de jure*, seria justificável como ferramenta de política pública no combate à pobreza. No entanto, sugere-se interpretar tais resultados como um limite superior do impacto, já que algumas ameaças à validade interna foram identificadas no decorrer da presente dissertação.

A primeira dessas ameaças é que o grupo de tratamento e o grupo de controle diferem-se, estatisticamente, em algumas das variáveis observáveis utilizadas para caracterizar os grupos; a saber, na variável que indica a escolaridade do cônjuge, em que os cônjuges do grupo de tratamento têm um ano a mais de escolaridade que os do grupo de controle. Os resultados podem ser influenciados por essa diferença e será tanto maior se esse ano a mais estiver condicionado à obtenção de grau. O aumento de horas trabalhadas e da renda pode ser uma resposta ao maior capital humano do grupo de tratamento e não uma resposta ao programa. No entanto, foi argumentado que são poucos os domicílios em que os cônjuges se encontram ocupados e, portanto, utilizados nas estimações.

Outra ameaça está relacionada ao próprio desenho do método utilizado na estratégia de identificação. O *propensity score matching* é baseado na seleção das variáveis observáveis, no entanto podem existir variáveis não-observáveis que estejam afetando tanto a designação de um domicílio ao grupo de tratamento ou ao grupo de controle quanto as variáveis utilizadas como métricas na avaliação. Como exemplo, uma variável comportamental como “cuidado” afeta tanto o modo como o domicílio busca a documentação de posse e sua percepção de segurança quanto a sua decisão de investir.

Por fim, deve-se atentar a endogeneidade que pode estar presente nas relações encontradas. Quanto a renda, foi estimado que o programa leva a um aumento dos rendimentos, contudo, esse pode ser um efeito de que os domicílios mais ricos já teria maior probabilidade de pertencer ao grupo de tratamento. Esse é um efeito que com certeza ocorre em condomínios de classe média e alta, mas não sabemos se também é observado em comunidades de baixa renda. Em relação ao investimento, a literatura identifica que existe essa endogeneidade quando os proprietários realizam melhorias no imóvel como forma de

pressionar o governo para promover a regularização. No resultado apresentado, esse problema foi contornado ao analisar uma perspectiva futura do investimento, contudo, também foi estimado o efeito nas benfeitorias residenciais já realizadas, como na qualidade da parede, do telhado e no número de dormitórios. Os resultados para esse investimento passado são positivos e estatisticamente significantes; modestos em termos econômicos, porém, e enfraquecidos pela endogeneidade já argumentada.

Em relação a essas ameaças, a análise que deve ser feita é se os vieses por elas gerados são fortes o suficiente para anular ou até reverter os resultados encontrados. Apesar de não podermos quantificar a magnitude desses vieses, os resultados são, de certa forma, promissores, considerando que estes são uma estimativa do comportamento de antecipação ao programa em si. As escrituras, à época da aplicação do questionário, não haviam ainda sido entregues, apenas anunciada a política de regularização. É válido supor que os efeitos serão mais significativos quando de fato a concessão do direito *de jure* for efetivada.

Conclui-se, portanto, que diante numerosos benefícios, a política de regularização fundiária deve ser estar presente no escopo de atuação governamental. Além das evidências apresentadas, deve-se levar em consideração que o reconhecimento do direito de propriedade tem impacto em outra gama de variáveis que aqui não foi possível ser estimado, mas que, igualmente, deve ser valorado. O direito à moradia, a flexibilização na tomada de decisão – que no presente trabalho pode ser verificado em relação à escolha de ofertar trabalho e de investir no domicílio –, a inclusão social e o empoderamento das mulheres (no Distrito Federal, o documento será concedido no nome da mulher) são métricas que, por si só, deveriam ser suficientes para justificar tal política.

REFERÊNCIAS

- Alchian, A., & Demsetz, H. (1973). The Property Rights Paradigm. *The Journal of Economic History*, 33, No. 1.
- Alfonsin, B. (1997). Direito à moradia - Instrumentos e Experiências de Regularização Fundiária nas Cidades Brasileiras. *FASE/IPPUR*.
- Alston, L., & Mueller, B. (2010). Property Rights, Land Conflict and Tenancy in Brazil. *NBER Working Paper Series*, No 15771.
- Alston, L., Libecap, G., & Mueller, B. (2010). Interest Groups, Information Manipulation in the Media, and Public Policy: The Case of the Landless Peasant Movement in Brazil. *NBER Working Paper Series*(15865).
- Alston, L., Libecap, G., & Schneider, R. (1996). The Determinants and Impact of Property Rights: Land Titles in the Brazilian Frontier. *The Journal of Law, Economics, & Organization*, 12, No 1.
- Andrade, M. (2009). *Direito de Propriedade e Bem-Estar: Avaliação do Impacto do Programa de Regularização Fundiária na Quinta do Caju*. I Prêmio SEFAZ-SEDEIS Finanças Públicas e Desenvolvimento Econômico.
- Angrist, J., & Pischke, J.-S. (2009). *Most Harmless Econometrics: an empiricist's companion*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Becker, S., & Caliendo, M. (2007). Sensitivity Analysis for Average Treatment Effects. *The Stata Journal*, 7(1), pp. 71-83.
- Becker, S., & Ichino, A. (2002). Estimation of Average Treatment Effects based on Propensity Scores. *The Stata Journal*, 2(4), pp. 358-377.
- Besley, T. (1995). Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana. *The Journal of Political Economy*, 103, No.5, pp. 903-937.
- Besley, T., Burchardi, K., & Ghatak, M. (2012). Incentives and the De Soto Effect. *Quarterly Journal of Economics*, 127(1), pp. 237-282.
- Blaug, M. (1992). *The Methodology of Economics (Or how economists explain)*, Second Edition.
- Brandão, I. (2013). *Por que falha a regularização? Fragilidade institucional e (in)capacidades estatais no Distrito Federal*. Dissertação de Mestrado - IPOL/UnB, Brasília.

Brasil. (1988). *Constituição da República Federativa do Brasil*.

Bryson, A., Dorsett, R., & Purdon, S. (2002). *The Use of Propensity Score Matching in the Evaluation of Labor Markets Policies*. Working Paper No. 4, Department for Work and Pensions.

Caliendo, M., & Kopeinig, S. (2008). Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), pp. 31-72.

Campos, A., & Tahan, L. *Cidades das Gambiarras*. Correio Braziliense, Brasília, 18/12/2012.

Campos, A., & Tahan, L. *Invadir para depois legalizar*. Correio Braziliense, Brasília, 14/12/2012.

Campos, A., & Tahan, L. *O Avanço das Invasões*. Correio Braziliense, Brasília, 15/12/2012.

Campos, A., & Tahan, L. *Território Sem Lei*. Correio Braziliense, Brasília, 12/12/2012.

Carter, M., & Olinto, P. (2003). Getting Institutions "Right" for Whom? Credit Constraints and the Impact of Property Rights on the Quantity and Composition of Investment. *American Journal of Agricultural Economics*, 85(1), pp. 173-186.

de Soto, H. (2000). *O Mistério do Capital*.

DIEESE. (2010). *Relatório Metodológico II - Definição Espacial da Pesquisa Socioeconômica em Territórios de Vulnerabilidade Social no Distrito Federal*.

DIEESE. (2010). *Relatório Metodológico relativo à conceituação e definição amostral*.

Doyle, P. (1996). Comercialização de habitações populares em Brasília. In: A. Paviani, *Brasília: Moradia e exclusão* (pp. 115-138). Brasília: Universidade de Brasília.

Durand-Lasserve, A., & Selod, H. (2009). The Formalization of Urban Land Tenure in Developing Countries. *Urban Land Markets*, pp. 101-132.

Fernandes, E. (2011). Regularization of Informal Settlements in Latin America. *Lincoln Institute of Land Policy - Policy Focus Report*.

Field, E. (2003). *Entitled to Work: Urban Property Rights and Labor Supply in Peru*. Mimeo. Harvard University.

Field, E. (2005). Property Rights and Investment in Urban Slums. *Journal of the European Economic Association*, 3(2-3), pp. 279-290.

- Field, E. (2007). Entitled to Work: Urban Property Rights and Labor Supply in Peru. *Quarterly Journal of Economics*, 122(4), pp. 1561-1602.
- Field, E., & Torero, M. (2006). *Do Property Titles Increase Credit Access among the Urban Poor? Evidence from Peru*. Mimeo. Harvard University.
- Galiani, S., & Schargrodsy, E. (2010). Property Rights for the Poor: Effects of Land Titling. *Journal of Public Economics*, 94(9-10), pp. 700-729.
- Galiani, S., & Schargrodsy, E. (2010). *Resource Allocation, Transaction Costs and Land Property Rights*. Mimeo.
- Jacoby, H., & Minten, B. (2007). Is Land Titling in Sub-Saharan Africa Cost-Effective? Evidence from Madagascar. *World Bank Economic Review*, 21(3), pp. 461-485.
- Jacoby, H., Li, G., & Rozelle, S. (2002). Hazards of Expropriation: Tenure Insecurity and Investment in Rural China. *American Economic Review*, 92, No. 5, pp. 1420-1447.
- Lanjouw, J., & Levy, P. (2002). Untitled: A Study of Formal and Informal Property Rights in Urban Ecuador. *The Economic Journal*, 112(482), pp. 986-1019.
- Lee, W. (2006). *Propensity Score Matching and Variations on the Balancing Test*. Mimeo. Melbourne Institute of Applied Economics and Social Research.
- Meyer, P. (1983). *Probabilidade: Aplicações à Estatística*. Rio de Janeiro: Livros Técnicos e Científicos.
- Moura, M. (2009). *Property rights as a public policy tool: an empirical analysis of the social and economic effects*. Teses de Doutorado em Administração Pública e Governo - EAESP/FGV-SP, São Paulo.
- Moura, M., & Bueno, R. (2009). *How Land Title Affects Income?* Mimeo.
- Moura, M., & Piza, C. (2011). *How does Land Title Affect Access to Credit? Empirical Evidence from an Emerging Economy*. Mimeo.
- Moura, M., Piza, C., & Poplawski-Ribeiro, M. (2011). The Distributive Effects of the Land Title on Labor Supply: Evidence from Brazil. *IMF Working Paper*, 11/131.
- Ravallion, M. (2007). Evaluating Anti-Poverty Programs. In: *Handbook of Development Economics* (Vol. 4).
- Rolnik, R. (. (2001). *Estatuto da Cidade - Guia para implementação pelos municípios e cidadãos*. Brasília (DF): Câmara dos Deputados.

Rosenbaum, P., & Rubin, R. (1983). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, 70(1), pp. 41-55.

Rubin, D. B. (1974). Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology*, 66(5).

Rubin, D., & Thomas, N. (1996). Matching Using Estimated Propensity Scores: Relating Theory to Practice. *Biometrics*, 52(1), pp. 249-264.

Smith, J., & Todd, P. (2005). Does Matching Overcome LaLonde's Critique of Nonexperimental Estimators? *Journal of Econometrics*, 125, pp. 305-353.

ANEXO A – Mapa das Áreas de Regularização definidas pelo PDOT/09

