**41º Encontro Nacional de Economia**

**Área 10 – Economia Regional e Urbana**

**Título**

**Avaliação de Impacto de Reconhecimento de Direito de Propriedade *de facto*: uma análise de *propensity score matching***

**Autores**

**1 – Rafael Santos Dantas**

Mestre em Economia pela UnB

[rafdantas@gmail.com](mailto:rafdantas@gmail.com)

**2 – Maria Eduarda Tannuri-Pianto**

Professora Associada do Departamento de Economia da UnB

[tannuri@unb.br](mailto:tannuri@unb.br)

**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

**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.

Keyword: Property Rights, Land Use Regulation, Propensity Score Matching

***JEL Classification:* D23, R52, C40**

**Avaliação de Impacto de Reconhecimento de Direito de Propriedade *de facto***

**INTRODUÇÂO**

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, consequentemente, 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 significantemente 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 ocupados 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.



**O Programa de Regularização Fundiária no Distrito Federal**

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 pelos 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.

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”.

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

**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 seria 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).

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 , em que indica que o indivíduo i recebeu o tratamento, então para qualquer indivíduo existe apenas dois resultados possíveis:

O resultado observado pode ser escrito como:

Queremos encontrar o resultado de , que em uma amostra grande pode ser reescrito como . Somando e subtraindo , isto é, o resultado esperado para o indivíduo i que recebeu o tratamento caso não o tivesse, tem-se:

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 (*Stable Unit Treatment Value Assumption*), 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,. Além disso, assume-se que fatores não observáveis não são fontes de viés. Dessa forma, segundo Angrist e Pischke (2009), condicionando para o vetor , o viés de seleção some. Formalmente,

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

**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, .

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,

Essa condição assegura que as observações do grupo de tratamento tenham observações comparáveis do grupo de controle quanto às características . 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. 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 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 então

Esse teorema afirma que se os resultados potenciais são independentes da variável de tratamento condicionada a um vetor multivariado , 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 .

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, tem a distribuição similar para os grupos de tratamento e controle. Formalmente, .

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 pode ser um escore inadequado, talvez pelo fato de a forma funcional de não estar representada corretamente ao se estimar ”.

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 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 . 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 , é:

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

Onde é o número de indivíduos tratados pertencentes à região de suporte comum e 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,, e do escore de propensão do não-participante j, .

Quanto às abordagens que utilizam esquemas de pesos, Ravaillon (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 . 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:

Onde representa uma função kernel e é o um parâmetro denominado *janela*.

Outro ponto importante a ser analisado é quanto às quais variáveis incluir no vetor de controle, . Segundo Ravaillon (2008), elas devem ser tanto relevantes para a designação e participação no tratamento, levando em consideração os fatores econômicos, sociais e políticos do programa e do contexto em que ela está inserida, quanto devem ser relacionadas, também, às variáveis de resultado, cujos impactos se desejam mensurar.

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 puder considerar insignificante o viés gerado pelas características não-observáveis.

**Investigação Empírica**

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.

**Grupos de Tratamento e de Controle**

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 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 localizava 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, consequentemente, 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.

Ressalta-se que a definição dos grupos não se baseia se um domicílio possui ou não direito *de facto*. Tantos 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 de acordo com a tabela 1. 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.

**Tabela 1 – 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** |

**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:

1. SEXO: variável binária que indica o sexo do chefe do domicílio e assume valor 1 para sexo feminino,
2. IDADE: idade do chefe,
3. OCUP: variável binária que indica se o chefe do domicílio está ocupado no mercado de trabalho,
4. EDUC: variável que indica os anos de escolaridade do chefe de domicílio,
5. RAÇA: variável binária que assume valor 1 para chefes do domicílio que são pretos ou pardos, sendo essa uma característica autodeclarada.

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

1. CONJUGE: variável binária que indica a presença do cônjuge no domicílio,
2. 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,
3. 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:

1. OUTROS: número de membros adultos no domicílio além do chefe e do cônjuge,
2. EDUC3: escolaridade média dos demais membros adultos do domicílio,
3. PROPOCUP: proporção dos demais membros adultos ocupados no mercado de trabalho,
4. INATIVOS: número dos demais membros do domicílio que não estão ocupados e que não frequentam escola,
5. CRIANCA: número de crianças e adolescentes no domicílio,
6. 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:

1. IPTU: variável binária indicando se o domicílio recebe IPTU,
2. TENURE: variável que indica o tempo de moradia do domicílio,
3. 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.

A tabela 2 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 2 – 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 chefa ocupada(o) | 0,6466 | 0,7097 | -0,0631 | 0,31 |
| Dummy para chefa 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 |

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

**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. As variáveis de controle selecionadas para estimar o *propensity score* são as mesmas utilizadas 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. Os resultados do modelo que explicam a participação no programa encontram-se na tabela 3.

**Tabela 3 – Resultado do Logit: Escore de Propensão a Participação no Programa**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Variáveis** | **Coeficiente** | **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 chefa ocupada(o) | -0,1791 | 0,3426 | -0,52 |
| Dummy para chefa 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*.

**Resultados**

**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 que demandem tempo. Aqui, não está claro qual mecanismo pode estar atuando, mas, ainda assim, é encontrada uma correlação entre essas variáveis.

A tabela 4 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.

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.

**Tabela 4– 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.

Um ponto a ser analisado é a identificação de que 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. As tabelas 5 e 6 apresentam o efeito do programa de regularização fundiária na média de horas trabalhadas desses membros.

**Tabela 5 – 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 6 – 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 5 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 6).

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.

**Rendimento Domiciliar**

Essa seção analisa 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.

**Tabela 7 – 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 |

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

Nota: Agregado da renda proveniente do trabalho de todos os membros ocupados no domicílio. Não estão inclusas as rendas provenientes de pensões e aposentadorias e transferências de programas sociais.

Pela tabela 7 percebe-se que o programa de regularização fundiária está associado a um aumento da remuneração do trabalho total do domicílio. Economicamente, a magnitude dos coeficientes estimados é significativa, em que os domicílios tratados possuem uma renda de 35% a 48% mais elevada em relação aos domicílios do grupo de controle. Além disso, em todos os métodos os coeficientes são significativos ao menos a 5%. Pelo método *kernel*, em todas as janelas utilizadas, o impacto é significativo a 1%.

Visando obter uma estimativa mais aproximada do impacto do programa no bem-estar das famílias tratadas, a estimação seguinte se dará na renda do trabalho em termos per capita, de modo que se capture a distribuição dos recursos dentro dos domicílios.

A tabela 8, seguinte, revela o efeito do programa na renda do trabalho per capita. Pode-se observar que, assim como na remuneração agregada do domicílio, o impacto é significativo tanto economicamente quanto estatisticamente. Os residentes de domicílios beneficiários recebem em torno de 30% a mais que os de domicílios do grupo de controle; uma magnitude menor, em termos relativos, do que a primeira estimativa, portanto. Estas estimativas são significativas a 5%; no entanto, pelo método *radius* com raio 0,005 foi obtido significância a 10%.

**Tabela 8 – 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.

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 9 seguinte informa os resultados do impacto do programa nos rendimentos do trabalho desse subgrupo.

**Tabela 9 – 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 10 a seguir mostra o efeito do programa de regularização fundiária no salário-hora dos homens ocupados.

De fato, o impacto do programa de regularização na renda encontrado 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.

**Tabela 10 – 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.

Não podemos afirmar que mecanismo de transmissão relaciona o programa de regularização fundiária a melhores empregos. Uma explicação seria 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, consequentemente. 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. No entanto, não temos como provar se esse mecanismo está, de fato, ocorrendo; outras explicações podem surgir. Para testar esse mecanismo, 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 11 – 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.

**Investimento Domiciliar**

Existem dois mecanismos pelos quais o reconhecimento dos direitos de propriedade pode afetar o investimento no domicílio. Primeiro, 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 (fogão, máquina de lavar, televisão, DVD, TV a Cabo ou por satélite, geladeira, freezer, celulares, computador e automóveis). Para a estimação do escore de propensão utilizou-se, além da variável de posse de bens, as outras variáveis já apresentadas na especificação anterior.

As tabelas 12, 13 e 14 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 12 – 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 significante 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 13. 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. As diferenças não são estatisticamente significantes.

A tabela 14 apresenta os resultados do impacto do programa no tamanho da propriedade. A variável utilizada como proxy é o número de cômodos utilizados como dormitórios. Apesar de a diferença ser significativa a 10%, sua magnitude é pequena para caracterizar uma propriedade maior, em números de cômodos utilizados como dormitório, do grupo de tratamento do que do grupo de controle.

**Tabela 13 – 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%

**Tabela 14 – 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%

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 15 apresenta os resultados da estimação do impacto do programa na propensão a investir dos chefes de domicílio,

**Tabela 15 – 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 significante 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

**Tabela 16 – 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%

Os resultados da tabela 16 apontam o impacto do programa na propensão a investir devido apenas ao aumento da percepção de segurança, já que controlamos pela renda. Ainda assim, as estimativas se mostraram significativas a 10% e economicamente relevantes, com magnitude de 10 pontos percentuais na propensão a investir.

**Conclusão**

O Programa de Regularização Fundiária do Distrito Federal tem potencial para aumentar o bem-estar da população residente de assentamentos informais de baixa renda. Além de apontarem para um aumento no rendimento do trabalho, os resultados indicam, também, um relaxamento nas restrições que as famílias defrontam com direitos de propriedade inseguros. O aumento na propensão a investir e na oferta de trabalho são reflexos de decisões menos restritas. Em uma análise de bem-estar que vai além da análise de renda, a tomada de decisão de forma menos restrita deve ser um fator que deve, também, ser valorado. Levando-se em conta que os impactos aqui encontrados podem ser considerados uma antecipação ao programa em si, espera-se que esses resultados podem ser ampliados quando da entrega da escritura definitiva. Ademais, sugere-se um estudo aprofundado de quais mecanismos causais estão por trás das relações estimadas, principalmente no que se refere à oferta de trabalho e aos melhores empregos.

**Referências Bibliográficas**

**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., & 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.*

**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.

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

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

**Field, E.** (2003). *Entitld 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., & Schargrodsky, E**. (2010). Property Rights for the Poor: Effects of Land Titling. *Journal of Public Economics, 94*(9-10), pp. 700-729.

**Galiani, S., & Schargrodsky, E**. (2010). *Resource Allocation, Transaction Costs and Land Property Rights.* Mimeo.

**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., & 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.